

13/21

ПРЕПРИНТЫ



Е. П. Добронравова
М. И. Орехов
И. И. Яковлева

**МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОСЛЕДСТВИЙ
ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ
БАНКА РОССИИ ДЛЯ СТРАН ЕАЭС**

Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Российская Академия народного хозяйства и государственной службы при президенте Российской Федерации
(РАНХиГС)

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОСЛЕДСТВИЙ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ БАНКА РОССИИ ДЛЯ СТРАН ЕАЭС

Добронравова Елизавета Петровна, Центр изучения проблем центральных банков Института прикладных экономических исследований (ИПЭИ) Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ (РАНХиГС), с.н.с., ORCID ID: [0000-0001-5164-906X](https://orcid.org/0000-0001-5164-906X), dobronravova-ep@ranepa.ru

Орехов Михаил Игоревич, Лаборатория денежно-кредитной политики Института экономической политики имени Е.Т.Гайдара, н.с., ORCID ID: [0000-0002-6351-7619](https://orcid.org/0000-0002-6351-7619),

Яковлева Ирина Игоревна, Центр изучения проблем центральных банков Института прикладных экономических исследований (ИПЭИ) Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ (РАНХиГС), м.н.с., ORCID ID: [0000-0003-0871-8706](https://orcid.org/0000-0003-0871-8706), yakovleva-ii@ranepa.ru

The Russian Presidential Academy of national economy and public administration
(RANEPA)

MODELLING THE EFFECTS OF BANK
OF RUSSIA'S MONETARY POLICY ON EAEU COUNTRIES

Elizaveta P. Dobronravova, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), senior researcher, ORCID ID: [0000-0001-5164-906X](https://orcid.org/0000-0001-5164-906X), dobronravova-ep@ranepa.ru

Mikhail I. Orekhov, Gaidar Institute for Economic Policy, researcher, ORCID ID: [0000-0002-6351-7619](https://orcid.org/0000-0002-6351-7619),

Irina I. Yakovleva, Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA), junior researcher, ORCID ID: [0000-0003-0871-8706](https://orcid.org/0000-0003-0871-8706), yakovleva-ii@ranepa.ru

Moscow, 2021

Аннотация. Настоящее исследование посвящено оценке влияния денежно-кредитной политики Банка России на страны ЕАЭС. **Актуальность** настоящего исследования обусловлена тем, что в рамках экономической интеграции вопросы координации макроэкономической политики играют особую роль. В то же время изменения, происходящие в российской экономике как в самой крупной экономике региона, оказывают влияние на потоки товаров и ресурсов между членами экономического союза. **Цель** исследования заключается в выявлении ключевых эффектов и каналов трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики Банка России в условиях смены режимов ДКП в странах ЕАЭС. Исследование проводилось на ежеквартальных макроэкономических данных по экономикам ЕАЭС с 2000 по 2021 год, основной **метод** – блочная модель структурной векторной авторегрессии. **Результаты** исследования выявляют ключевую роль процентного канала трансграничной трансмиссии политики Банка России, кроме тех случаев, когда центральный банк страны-реципиента придерживается политики фиксированного валютного курса. Важным каналом трансмиссии является также канал международной торговли, связанный с изменением спроса на продукцию экономик-партнёров и, соответственно, объёмом их экспорта. **Выводы** исследования заключаются в том, что, несмотря на разнородную реакцию членов ЕАЭС на монетарные шоки в России, ужесточение денежно-кредитной политики приведет к снижению экономической активности во всём экономическом союзе. Возможно расширение исследования за счёт оценок наличия синхронности в систематических компонентах денежно-кредитной политики стран ЕАЭС, более детальной оценки работы финансовых каналов на данных банковской статистики.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, трансграничные эффекты денежно-кредитной политики, трансграничный трансмиссионный механизм, экономическая интеграция, Евразийский экономический союз, эконометрический анализ, структурная векторная авторегрессия.

JEL-коды: E52, E58, F02, F15, F36, C51, C32.

Abstract. In this paper we estimate the effects of the Bank of Russia's monetary policy on the Eurasian Economic Union members. The **relevance** of the study arises from two points: first, economic integration implies coordination in macroeconomic policy; second, fluctuations of Russian economy as the biggest economy in the region cause fluctuations in the whole EAEU, changing the flows of goods and resources. The **purpose** of this paper is to identify key effects and

channels of cross-border transmission of Bank of Russia's monetary policy under changing monetary regimes of the EAEU countries. For the empirical model we use quarterly data on EAEU key macroeconomic indicators from 2000 to 2021, the basic **method** is block-exogenous structural vector autoregression. Our **results** show that interest rate channel plays the key role in cross-border transmission of monetary policy effects in the region. The exception is the case when the recipient's country central bank employs fixed exchange rate regime, rendering international interest rate channel ineffective. Another important channel is international trade: monetary policy tightening leads to the contraction of demand for the imported goods, so the exports of the recipient countries decrease. We **conclude** that despite heterogenous response among the EAEU countries to monetary shocks occurring in Russia, monetary policy tightening decreases economic activity in the whole economic union. The study can be extended in several ways like the analysis of the synchronization in systematic monetary policy decisions in EAEU or detailed estimations of financial channels of international transmission using banking statistics.

Key words: monetary policy, cross-border effects of monetary policy, cross-border transmission, economic integration, Eurasian Economic Union, econometric analysis, structural vector autoregression.

JEL-codes: E52, E58, F02, F15, F36, C51, C32.

Оглавление

Введение	6
1. Обзор теоретических и эмпирических моделей трансграничного трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики	8
1.1. Каналы и механизмы трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики.....	8
1.2. Обзор эмпирических исследований трансграничной трансмиссии шоков денежно-кредитной политики.....	16
2. Эмпирическая оценка влияния монетарного шока российской экономики на экономики стран ЕАЭС	21
2.1. Идентификация монетарного шока российской экономики	21
2.2. Оценка воздействия монетарного шока российской экономики на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС.....	28
2.3. Роль различных каналов трансмиссии зарубежной денежно-кредитной политики во взаимодействии экономик в рамках ЕАЭС	38
2.4. Роль смены режимов денежно-кредитной политики в странах ЕАЭС во взаимодействии экономик в рамках экономического союза	48
Заключение.....	54
Список использованных источников.....	56

Введение

В целях углубления экономических связей в рамках Евразийского экономического союза (ЕАЭС) и повышения эффективности сотрудничества в сфере экономики необходимо разрабатываются меры по согласованию макроэкономической политики в рамках союза. Изменения, происходящие в российской экономике как в самой крупной экономике региона оказывают влияние на потоки товаров и ресурсов между государствами, входящими в ЕАЭС. В литературе выделяют большое количество каналов, через которые шоки крупных региональных экономик могут распространять своё влияние на экономики малых соседей: канал международной торговли, канал международных потоков капитала, канал восприятия риска экономическими агентами, канал трудовой миграции. В рамках координации денежно-кредитной политики следует выявить характер влияния шоков монетарной политики Банка России на процессы, происходящие в экономиках партнёров по экономическому союзу. Важно определить, какой из каналов является основным механизмом взаимодействия между странами. Данная проблема приобретает актуальность в том числе потому, что центральные банки большинства членов ЕАЭС в последние годы перешли к режиму инфляционного таргетирования: в рамках исследования ставится задача определить, меняется ли характер распространения шоков в экономике РФ на основные макроэкономические показатели партнёров по ЕАЭС с переходом к этому режиму, является ли независимое инфляционное таргетирование более эффективным способом координации денежно-кредитной политики в рамках экономического союза, чем прежние режимы ДКП.

Анализ механизмов трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики широко освещён в научной литературе, выделяется несколько каналов трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики: канал международной торговли, канал трудовой миграции, канал процентной ставки, международный кредитный канал и др. Эмпирические исследования посвящены оценкам влияния денежно-кредитной политики крупных мировых экономик (США, еврозона) на развитые и развивающиеся страны. В таких исследованиях российская экономика включается в качестве реципиента шоков, а не в качестве их эмитента.

Целью настоящего исследования является выявление ключевых эффектов, оказываемых денежно-кредитной политикой Банка России на экономики стран ЕАЭС в условиях меняющихся режимов денежно-кредитной политики стран. В рамках исследования тестировались гипотезы о сонаправленном изменении ВВП России и стран ЕАЭС в ответ на сдерживающую денежно-кредитную политику Банка России, а также о роли отдельных каналов в механизме трансграничной трансмиссии шоков.

Цель обуславливает ключевые задачи исследования. Во-первых, на основе обзора теоретических моделей международной трансмиссии денежно-кредитной политики выявить основные каналы влияния шоков монетарной политики крупных экономик на основные макроэкономические показатели их партнёров, а также факторы, влияющие на работу этих каналов. Во-вторых, на основе обзора эмпирических статей выявить методы моделирования трансмиссии шоков зарубежной монетарной политики, провести их сравнительный анализ. В-третьих, собрать данные об основных макроэкономических показателях, а также показателях, характеризующих монетарную политику и работу каналов международной трансмиссии шоков. В-четвертых, построить эконометрические модели влияния шоков политики Банка России на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС. В-пятых, проанализировать, какие каналы наилучшим образом характеризуют взаимодействие между странами ЕАЭС, как решения Банка России влияют на денежно-кредитную политику стран-партнёров. В-шестых, проанализировать, как отличаются последствия шоков монетарной политики в России в зависимости от режима ДКП, используемого центральными банками стран ЕАЭС. Эмпирический анализ проводился при помощи эконометрических методов анализа временных рядов, в частности были оценены структурные модели векторных авторегрессий.

В результате эмпирического исследования получены оценки влияния шоков денежно-кредитной политики Банка России на основные макроэкономические показатели экономик-партнёров по ЕАЭС, выявлена ключевая роль процентного канала и канала международной торговли в трансмиссии российского монетарного шока в ЕАЭС. Выявлены значимые различия в процессе трансмиссии при различных режимах денежно-кредитной политики страны-реципиента.

1. Обзор теоретических и эмпирических моделей трансграничного трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики

В условиях глобализации экономических процессов, происходящих в мире, и усиления экономических взаимосвязей между экономиками разных стран явления, возникающие в крупных мировых экономиках оказывают воздействие также и на экономики партнёров. Большое внимание в экономической литературе уделяется влиянию денежно-кредитной политики центральных банков крупных экономик на мировую экономику в целом и отдельные страны в частности. При этом монетарная политика оказывает влияние как на инфляционные процессы, так и на реальный сектор.

1.1. Каналы и механизмы трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики

Анализ последствий денежно-кредитной политики в крупных экономиках можно осуществить при помощи базовых моделей открытой экономики, в частности модели Манделла-Флеминга [1], [2]. Рассматривая базовую постановку этой модели для малой открытой экономики с совершенной мобильностью капитала можно следующим образом объяснить влияние денежно-кредитной политики крупного партнёра на анализируемую страну. Стимулирующая денежно-кредитная политика в большой открытой экономике в условиях абсолютной жёсткости цен внутри страны и за рубежом приводит к падению мировой реальной ставки процента. Такой внешний шок приводит к притоку капитала в малую открытую экономику, что вызывает рост спроса на её валюту и укрепление валютного курса. Это в свою очередь провоцирует сокращение чистого экспорта малой открытой экономики, сокращение совокупного спроса и падение равновесного реального дохода. Таким образом стимулирующая монетарная политика в большой открытой экономике влечёт за собой спад в малой открытой экономике, что в литературе называют эффектом ограбления соседа (beggar-thy-neighbour effect).

1.1.1. Канал международной торговли трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики

Канал международной торговли может работать за счёт влияния ДКП на совокупный спрос, условия торговли и торговый баланс. Теоретические модели международной трансмиссии денежно-кредитной политики ([3], [4], [5]) выделяют несколько эффектов для основных макроэкономических показателей стран-реципиентов монетарного шока. В первую очередь, это мгновенный эффект замещения (эффект переключения расходов), заключающийся в том,

что стимулирующая денежно-кредитная политика в одной стране приводит к обесценению её валютного курса и относительному удешевлению товаров этой страны, а, значит укреплению валютного курса и относительному удорожанию товаров её торговых партнёров. В соответствии с эффектом замещения домашние хозяйства сокращают потребление относительно подорожавших товаров и увеличивают потребление подешевевших. Это означает падение спроса на продукцию зарубежных фирм и падение их доходов и реального выпуска. Тем не менее сила данного эффекта может различаться в зависимости от эластичности замещения между товарами в потребительской корзине, режима валютного курса, а также политики ценообразования фирм, ведущих международную торговлю, в отношении того, в какой валюте заключаются контракты и фиксируется цена на товар. В случае, когда большинство фирм заключает контракты в валюте покупателя, влияние на зарубежное потребление колебаний валютного курса, может оказаться незначительным.

Второй эффект возникает в микрообоснованных моделях, включающих реальные денежные активы в функцию полезности ([4], [5]). Потребительский спрос, определяемый из условного оптимума домашнего хозяйства, зависит от реальных запасов денежных средств. Это означает, что с ростом денежного предложения при жёстких ценах растёт потребительский спрос в стране-эмитенте шока, что влечёт за собой рост спроса на все товары, входящие в потребительскую корзину, в том числе зарубежные. Таким образом увеличиваются доходы зарубежных фирм и растёт их выпуск. Сила этого воздействия в первую очередь определяется относительным размером экономики страны-эмитента шока (чем она больше, тем сильнее воздействие шока на мировой спрос) и эластичностью потребительского спроса по реальным запасам денежных средств. Такой эффект получил название эффект расширения спроса или эффект дохода.

В совокупности эти эффекты дают противоречивое представление о том, как именно зарубежная денежно-кредитная политика влияет на экономическую активность и потребительский спрос в других странах. Эффект переключения издержек подразумевает однозначное сокращение выпуска в странах-партнёрах, называемое также «ограблением соседа». Эффект расширения дохода действует в противоположном направлении – стимулирующая монетарная политика повышает не только внутреннюю деловую активность, но и стимулирует экономики зарубежных партнёров, и даёт, таким образом, положительный внешний эффект.

Также в литературе выделяется ещё несколько механизмов того, как зарубежные монетарные шоки могут влиять на отечественную экономику посредством канала международной торговли в условиях относительной жёсткости цен (в отличие от абсолютной жёсткости в краткосрочном периоде в моделях [3], [4], [5]).

Трансмиссия может осуществляться не только за счёт воздействия на совокупный спрос, но и вследствие изменения краткосрочного совокупного предложения. Например, в ответ на монетарную экспансию в крупном торговом партнёре потребительские цены и цены на промежуточный импорт сокращаются из-за укрепления валютного курса относительно курса партнёра. В случае, если заработные платы индексируются в соответствии с индексом потребительских цен или если цены на товары устанавливаются в форме постоянной наценки сверх издержек производства, которые включают импортное сырьё и материалы, выпуск в стране может вырасти за счёт сокращения издержек производства и роста совокупного предложения. К тому же подобное снижение инфляции приводит к увеличению реальных запасов денежных средств и росту реальной стоимости других финансовых активов и может служить увеличению совокупного спроса за счёт эффекта реального богатства [6].

В условиях неабсолютной жёсткости цен в краткосрочном периоде стимулирующая денежно-кредитная политика приводит к увеличению уровня цен в большой экономике. Это становится фактором ухудшения условий торговли в малых экономиках и при прочих равных приводит к росту чистого экспорта и выпуска. Но внутри малой экономики такой шок может оказать разное воздействие на общий уровень цен в зависимости от того насколько силен эффект переноса валютного курса в цены и от того влияет ли рост совокупного спроса на объёмы производства или на общий уровень цен [7].

1.1.2. Канал процентной ставки трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики

Кроме изменения совокупного спроса или совокупного предложения в странах-торговых партнёрах влияние зарубежной монетарной политики на экономику может происходить за счёт изменения дифференциала процентных ставок в условиях несовершенной мобильности капитала. Если страна-эмитент шока является большой открытой экономикой (например США), а мировой рынок капитала интегрирован, то стимулирующая денежно-кредитная политика ведёт к падению реальной ставки процента как в большой экономике, так и на мировых финансовых рынках.

В теоретических моделях такая ситуация приводит к возникновению эффекта межвременного замещения, в соответствии с которым происходит рост текущего потребительского спроса на все товары потребительской корзины, в том числе зарубежные. Влияние, которое стимулирующая ДКП окажет на зарубежную ставку процента, оказывается неопределённым – ряд моделей [3], [4] демонстрирует сокращение процентной ставки в том числе и в торговых партнёрах, а это значит, что эффект межвременного замещения затрагивает и внутренний потребительский спрос в экономиках-реципиентах шока. Сила этого эффекта будет зависеть от

эластичности замещения между периодами, а направление воздействия шока на выпуск за рубежом будет в том числе определяться соотношением между эластичностью внутрипериодного и межвременного замещения. Тем не менее результаты модели [5] показывают, что реальная ставка процента за рубежом в некоторых условиях может даже увеличиться, что приведёт к негативным последствиям для потребительского спроса в стране-реципиенте монетарного шока.

За счёт эффекта межвременного замещения в соседних странах происходит увеличение потребительского спроса, а за счёт сокращения альтернативных издержек во всех странах также увеличивается инвестиционный спрос. Такое увеличение потребительского и инвестиционного спроса во всех странах в целом может привести к росту объёмов международной торговли, т.е. в странах увеличится как экспорт, так и импорт, и будет происходить рост совокупных доходов, не сопровождаемый при этом значительным изменением сальдо торгового баланса [6]. Этот эффект также может возникать в том случае, если страна-эмитент является не является большой экономикой на мировом уровне, но является большой экономикой на уровне региона, а степень мобильности капитала внутри региона выше, чем степень мобильности капитала по отношению к остальному миру.

Важную роль в трансмиссии через канал процентной ставки играет также режим валютного курса: в случае плавающего валютного курса монетарная политика зарубежного партнёра приведёт к укреплению национальной валюты малой экономики. Поэтому эффект, оказываемый ростом мирового спроса на экономику страны может оказаться меньше. Однако, если центральный банк этой страны придерживается режима фиксированного курса валюты (или хотя бы в какой-то степени управляет валютным курсом), интервенции будут приводить к сокращению внутренних процентных ставок без соответствующего укрепления валютного курса, и в малых экономиках будут расти как выпуск, так и общий уровень цен [7].

1.1.3. Финансовые каналы трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики

В условиях международной мобильности капитала внутренняя денежно-кредитная политика может влиять на внешние финансовые условия, создавая финансовый канал трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики. В данном разделе приведено описание механизмов финансовых каналов. Работоспособность финансового канала зависит от возможности национальных фирм, финансовых посредников и домохозяйств торговать национальными и иностранными активами с остальным миром. Вследствие международной мобильности капитала решения агентов внутри страны о потреблении/сбережении будут отражать доходность

как внутренних, так и иностранных активов. Фактически, совершенно интегрированные международные финансовые рынки позволяют агентам занимать и предоставлять займы как по внутренним, так и по иностранным реальным процентным ставкам. Как правило, внутренние и внешние реальные ставки будут различаться в той степени, в которой различаются потребительские корзины и цены в разных странах различаются (например, из-за неторгуемых товаров), даже при идеальной финансовой интеграции. Однако они связаны через фундаментальные детерминанты (например, совокупные мировые сбережения). Но через фундаментальные детерминанты, такие как совокупные мировые сбережения, они связаны и синхронизированы. В финансово интегрированном мире денежно-кредитная политика в большой валютной зоне, которая влияет на глобальные финансовые условия, будет влиять на реальный совокупный спрос в остальном мире.

1.1.3.1. Механизм работы финансового канала трансграничной монетарной трансмиссии через изменение кривой доходности

Один из компонентов финансового канала работает за счёт влияния денежно-кредитной политики на кривую доходности. В частности, этот компонент финансового канала функционирует через иностранный спрос на определенные «особые» национальные активы, в частности, когда эти активы считаются «безопасными» [8]. Когда страна предоставляет глобальный безопасный актив, тем самым занимая доминирующее положение на мировых финансовых рынках, ее денежно-кредитная политика, скорее всего, будет иметь прямое влияние на совокупный спрос за рубежом: ужесточение внутренней денежно-кредитной политики увеличивает мировой спрос на внутренние активы и, следовательно, напрямую снижает глобальный совокупный спрос. Это справедливо, даже если безопасный актив является краткосрочным.

1.1.3.2. Механизм работы финансового канала трансграничной монетарной трансмиссии через изменение валютного курса

Изменения обменного курса могут вызвать трансграничный эффект богатства. Если предположить, что иностранные активы номинированы в валюте экономики страны-должника, то в ответ на повышение курса национальной валюты, вызванное ужесточением внутренней денежно-кредитной политики, цена иностранных активов в национальной валюте упадет. Данный эффект богатства снижает внутренние расходы, усиливая внутренние эффекты ужесточения денежно-кредитной политики через канал совокупного спроса [9]. В то же время стоимость иностранных обязательств национальной экономики перед остальным миром в ино-

странной валюте увеличится в ответ на это повышение курса. Следовательно, влияние обменного курса на иностранные активы иностранной экономики приводит к внешнему эффекту противоположного знака по сравнению с эффектом для национальной экономики.

Когда иностранные активы и обязательства номинированы в доминирующей в мире валюте, независимо от экономики-заемщика, внешние эффекты страны-эмитента доминирующей валюты через эффект изменения обменного курса могут быть особенно сильными. В частности, если многие страны выпускают финансовые активы, номинированные в доминирующей валюте, то денежно-кредитная политика страны-эмитента приведет к внешним эффектам для всего (остального) мира. В частности, если курс доминирующей валюты повышается, стоимость в национальной валюте всех иностранных активов и обязательств других стран в доминирующей валюте возрастает, независимо от того, является ли страна-эмитент доминирующей валюты должником или кредитором. Страны с внешним балансом, имеющим положительную чистую позицию в иностранной валюте, получают прибыль от курсовой разницы, что приводит к росту производства и инфляции. Напротив, страны с отрицательной чистой позицией терпят убытки от переоценки, что приводит к снижению их производства и инфляции. Следовательно, знак внешних эффектов денежно-кредитной политики в экономике страны-эмитента доминирующей валюты через этот компонент финансового канала зависит от чистой валютной позиции экономики [10].

Эффекты переоценки также изменяют стоимость залога, номинированного в иностранной валюте, и, следовательно, займов и левириджа. Повышение курса национальной валюты затем усиливает ограничения по заимствованиям и снижает внутренние возможности для займов. Например, это может произойти, когда способность брать займы пропорциональна стоимости текущих и ожидаемых национальных торгуемых товаров [11].

1.1.3.3. Механизм работы финансового канала трансграничной монетарной трансмиссии через изменение балансов инвесторов

Третий компонент финансового канала действует через баланс инвесторов с высокой долей заемных средств. Ужесточение денежно-кредитной политики снижает стоимость внутренних активов за счет более высокого коэффициента дисконтирования и более низких ожидаемых денежных потоков. Некоторые держатели активов являются заемщиками, включая финансовых посредников. Снижение стоимости активов усиливает их балансовые ограничения, поэтому этот канал передачи также называют «балансовым» каналом. Применительно к банкам балансовый канал также называют каналом банковского кредитования. Для инвесторов с высокой долей заемных средств эти ограничения начинают действовать уже после относительно небольших колебаний цен на активы. Их балансы могут ухудшиться до такой степени,

что они будут вынуждены сокращать заемные средства, а также кредитование и инвестиции. В финансово интегрированной мировой экономике как национальные, так и иностранные финансовые посредники могут служить проводниками сдерживающих эффектов национальной денежно-кредитной политики: национальные посредники, если они являются важным источником финансирования за рубежом, и иностранные посредники, если их деятельность в значительной степени связана с национальными активами (стоимость которых снижается из-за ужесточения денежно-кредитной политики в стране) [12].

1.1.3.4. Механизм работы финансового канала трансграничной монетарной трансмиссии через канал принятия риска

Фактором, дополняющим механизм влияния через баланс, является распространение шоков на международном уровне вследствие выравнивания цен на активы и синхронизации кредитных спредов и затрат по займам международных инвесторов, пользующихся заемными средствами. Для привлечения капитала как внутри страны, так и за ее пределами, инвесторам придется уплатить спрэд к (номинальной) безрисковой ставке. С одной стороны, в той степени, в которой один и тот же набор рискованных активов свободно продается в разных странах, (ожидаемая) прибыль от каждого типа капиталовложений будет одинаковой для всех инвесторов. С другой стороны, оптимальность решений инвесторов потребует, чтобы доходность внутреннего и иностранного капитала была равна внутренним затратам на привлечение средств. В результате в силу арбитража затраты по займам будут демонстрировать аналогичную динамику и на внутренних рынках.

В силу финансовой интеграции на рынке безрисковых облигаций происходит выравнивание затрат в том числе и по облигациям, а в различных классах активов это приведет к выравниванию кредитного спреда между странами. Таким образом, увеличение кредитного спреда в одной стране из-за ужесточения денежно-кредитной политики приведет к распространению эффекта на другие страны и увеличит кредитные спреды за рубежом, что может привести к сильным сонаправленным движениям цен на активы, спроса на капитал, инвестиций и реальной экономической активности, даже при незначительном объеме иностранных, но значительном объеме национальных активов в портфеле.

Воздействуя на ограничения по заимствованиям, внешние эффекты денежно-кредитной политики могут повлиять на финансовую стабильность в остальном мире. В литературе такой механизм называют «каналом принятия риска» денежно-кредитной политики [13]. Важно отметить, что глобальные банки играют особую роль в международной трансмиссии внутренних финансовых условий во внешний мир [14]. Путем изменения источников финан-

сирования из одной страны в другую, глобальные банки транслируют условия финансирования, стандарты кредитования и риски в зарубежные экономики [15]. В целом эти факты дают представление о важности рассмотренного механизма международной трансмиссии, который только растёт с расширением и углублением финансовой интеграции.

1.1.4. Канал трудовой миграции трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики

Важным индикатором работы канала трудовой миграции являются не только сами миграционные потоки, статистика по которым несовершенна, т.к. не учитывает нелегальную миграцию, но и изменение объёмов денежных переводов физических лиц.

Ряд работ выделяет важную роль трудовой мобильности в механизме трансмиссии зарубежных шоков. В частности утверждается, что трудовая мобильность может служить одним из ключевых механизмов сглаживания негативных внешних шоков и их последствия для экономик стран [16], [17], [18]. Другие исследователи говорят о том, что развивающиеся страны, во многом зависящие от зарубежных переводов физических лиц, являются более чувствительными к зарубежным шокам, даже в условиях низкой интенсивности международной торговли и потоков капитала [19], [20].

Сдерживающая денежно-кредитная политика, с одной стороны, приводит к сокращению совокупных доходов и росту безработицы, от которой в первую очередь страдают наименее социально-защищённые слои населения – мигранты. Таким образом доходы мигрантов сокращаются и уменьшаются объёмы денежных переводов физических лиц, а, значит, сокращается совокупный спрос в странах-партнёрах. С другой стороны, рост безработицы среди мигрантов вынуждает их возвращаться домой, что приводит к увеличению предложения труда в странах-партнёрах, сокращению реальных заработных плат и издержек фирм, а, соответственно, росту совокупного предложения в странах-партнёрах [20]. Таким образом влияние зарубежной денежно-кредитной политики через канал трудовой миграции также является неопределённым.

Тем не менее, в отличие от технологических шоков и структурных шоков, шоки монетарной политики оказывают лишь временное влияние на экономику страны, поэтому сложно предположить, что денежно-кредитная политика может приводить к значительному долгосрочному изменению направления и интенсивности миграционных потоков. Таким образом, с позиции канала трудовой миграции шок денежно-кредитной политики в крупной экономике будет служить скорее шоком совокупного спроса в экономика-партнёрах, чем шоком предложения.

1.2. Обзор эмпирических исследований трансграничной трансмиссии шоков денежно-кредитной политики

Большая часть рассмотренных эмпирических исследований посвящена влиянию политики ФРС США на отдельные экономики или группы стран.

В рамках работы Kim (2001) [6] исследовалось влияние процентной политики ФРС за период 1974-1996 гг. (на ежеквартальных данных) на показатели международной экономической деятельности самих Соединённых Штатов, а также на экономики стран «большой шестёрки». Анализ показал, что стимулирующая политика приводит к сокращению сальдо торгового баланса США в течение первого года, а затем его постепенному восстановлению в течение 2-4 лет после монетарного шока. Таким образом восстановление прежних объёмов международной торговли занимает около 6 лет. В частности, такой эффект наблюдается из-за резкого роста импорта в течение первого года и постепенного его возвращения к исходному состоянию в течение 2-3 лет с момента шока. При этом реальные объёмы экспорта реагируют на монетарный шок не так сильно, но реакция является положительной и достаточно продолжительной. Также положительный монетарный шок приводит к обесценению номинального эффективного курса доллара США, причём его воздействие остаётся значимым в течение 3-4 лет. Условия торговли ухудшаются, но не мгновенно, а примерно через полгода после шока.

В целом результаты, полученные Kim (2001) [6], согласуются с макроэкономической теорией: с одной стороны, стимулирующий монетарный шок приводит к обесценению валютного курса, что с некоторой задержкой вызывает ухудшение условий торговли и долговременное улучшение торгового баланса; с другой стороны, рост доходов и, соответственно, отечественного спроса на товары и услуги, в том числе импортные, приводит к краткосрочному всплеску импорта при небольшом росте экспорта, а, следовательно, кратковременному ухудшению торгового баланса. Таким образом, автор показывает, что в краткосрочном периоде (около 1 года) в зарубежной трансмиссии преобладает эффект расширения спроса, а в долгосрочной перспективе – эффект переключения расходов.

При тестировании реакции зарубежных переменных на положительный монетарный шок в США было выявлено, что деловая активность, измеренная реальным ВВП и индексом промышленного производства, почти по всем странам «большой шестёрки» значимо увеличивается. При этом зарубежный мультипликатор составляет от $\frac{1}{4}$ до $\frac{1}{2}$ денежно-кредитного мультипликатора внутри США. Тем не менее автору работы [6] не удалось выявить значимого влияния монетарного шока на торговый баланс стран-партнёров: заметно его незначительное улучшение, не сопоставимое по масштабам с реакцией выпуска этих стран. Зато автор демонстрирует значимое падение зарубежных реальных процентных ставок, рост суммарных потребительских и инвестиционных расходов, а также рост объёмов как экспорта, так и импорта в

зарубежных странах. Эти результаты позволяют автору сделать вывод о том, что канал процентной ставки трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики через рынок капитала является для рассмотренных стран на рассмотренном временном промежутке более работоспособным, чем канал международной торговли.

Canova (2005) [7] на ежеквартальных данных за 1990-2002 гг. тестирует влияние различных шоков (спроса, предложения, монетарной политики) экономики США на основные макроэкономические показатели стран Латинской Америки: Мексики, Аргентины, Бразилии, Перу, Уругвая, Чили, Эквадора и Панамы. Указанные страны на рассматриваемом промежутке времени характеризовались разными относительными объёмами торговли с США, сильными финансовыми связями и разными валютными режимами относительно доллара США. В частности, Чили и Мексика придерживались плавающего режима, и их денежно-кредитная политика проводилась в рамках инфляционного таргетирования, Панама и Эквадор – долларизованные страны, а остальные представляли собой промежуточные случаи, т.н. смешанные режимы.

Автор показывает, что в среднем в условиях сдерживающей монетарной политики в США в странах Латинской Америки наблюдается рост выпуска с задержкой в 2 квартала, а также мгновенный рост инфляции и процентных ставок, улучшение торгового баланса и укрепление реального валютного курса. Исходя из этих результатов, сделан вывод о том, что ключевую роль играют финансовые каналы трансмиссии зарубежных шоков. При этом механизмы трансмиссии отличаются от тех, что наблюдаются в развитых странах, т.к. в ответ на ограничительную ДКП за рубежом процентные ставки значительно увеличиваются в том же квартале. Автор объясняет это следующими причинами: ставки растут из-за роста риска неплатежеспособности этих стран, национальные центральные банки корректируют процентные ставки, чтобы избежать резких скачков валютного курса, а также ставки увеличиваются вслед за ростом мировых ставок, вызванным политикой США. Автор настаивает на том, что первые 2 эффекта преобладают, т.к. растёт в том числе дифференциал процентных ставок (между внутренними ставками и ставками США). В результате происходит приток капитала в эти страны и увеличивается внутренний совокупный спрос, из чего автор делает вывод, что рост доходов, вызванный притоком капитала, в первую очередь уходит на потребление неторгуемых товаров.

Для сравнения эффектов, оказываемых на страны с разными режимами валютного курса, автор [7] условно разделяет страны на две группы – «плавающие», куда вошли Чили, Мексика, Бразилия и Перу, и «не плавающие», куда вошли все остальные страны. При разделении стран картина в целом не поменялась, однако скорости откликов и их масштаб оказа-

лись разными в представленных группах. Страны с управляемым валютным курсом продемонстрировали сильный отклик процентных ставок, торгового баланса и реального эффективного курса, в то время как в странах с плавающим курсом наблюдался наиболее сильный скачок инфляции, а реальный курс и торговый баланс изменялись незначимо.

Maskowiak (2007) [21] использует блочно-экзогенную структурную VAR-модель по типу [7] для оценки влияния политики ФРС на развивающиеся страны Юго-Восточной Азии (Гонконг, Корея, Малайзия, Филиппины, Сингапур и Таиланд) и Латинской Америки (Чили и Мексика) за ежемесячных данных за период 1986-2000 гг. Автор получил, что шоки денежно-кредитной политики США, по сравнению с другими глобальными шоками, не являются столь важным источником циклических колебаний перечисленных развивающихся экономик и описывают менее 10% колебаний их ключевых макропоказателей. Тем не менее реакция экономик оказалась значимой: в ответ на ограничительную ДКП США в перечисленных странах наблюдался рост процентных ставок, ослабление валютного курса, рост инфляции. Тем не менее реакция выпуска на сдерживающую ДКП оказалась неоднозначной: в Сингапуре, Корее и Мексике наблюдалась негативная реакция реального ВВП, на Филиппинах и в Чили, наоборот, положительная, а остальные страны не продемонстрировали однозначной реакции на указанный шок. Автор объясняет такие различия преобладанием разных эффектов: с одной стороны, обесценение валютного курса приводит к росту чистого экспорта (канал международной торговли), с другой стороны, рост процентных ставок приводит к сокращению потребления и инвестиций (канал процентной ставки). При этом автор отмечает, что несмотря на политику фиксированного валютного курса, волатильность макроэкономических переменных в Гонконге в ответ на шоки ДКП США значимо не отличается от других стран.

В работе Barnett (2007) [22] было проведено исследование влияния политики Европейского центрального банка на малые экономики ЕС, не вошедшие на тот момент в зону евро, а именно Кипр, Чехию, Эстонию, Венгрию, Латвию, Литву, Мальту, Польшу, Словакию и Словению, на ежемесячных данных за 1990-2004 гг. Автор оценивала блочную SVAR-модель, похожую на модель [7], где на первом этапе была проведена идентификация структурных шоков зоны евро, однако на втором этапе влияние этих структурных шоков на перечисленные экономики оценивалось совместно при помощи PVAR-модели с фиксированными эффектами. Результаты исследования показали, что стимулирующий монетарный шок ЕЦБ оказывал негативное влияние на выпуск и цены в малых экономиках ЕС, способствовал укреплению их реального валютного курса, увеличению объёмов экспорта и падению процентных ставок (вслед за ставками в еврозоне). Автор также выделил две группы стран (в первую вошли Чехия, Венгрия, Польша и Словакия, во вторую – Кипр Эстония и Литва), охарактеризовав первую группу, как страны, связанные с зоной евро крепкими торговыми связями, в том числе из-за

того, что большая доля обрабатывающих производств отдаётся в эти страны на аутсорсинг. По словам автора, эти страны характеризуются высокими стратегическими преимуществами, рыночной и промышленной базой, низкими издержками труда, но при этом высококвалифицированной рабочей силой и высоким потенциалом экономического роста. Реакция этих стран на монетарный шок оказывается куда более сильной, чем у остальных стран. Тем не менее наблюдается падение экспорта, в отличие от результатов модели по общему пулу. Во второй группе стран практически не наблюдается значимого влияния монетарного шока ЕЦБ на основные экономические показатели. Исключение составляет некоторое мгновенное укрепление реального курса, небольшое падение экспорта с задержкой в 4 квартала и сильное одномоментное падение процентных ставок. На основе оценок автор делает вывод, что наиболее работоспособным в механизме трансграничной трансмиссии зарубежной ДКП является канал процентной ставки.

Allegret et al. (2012) [23] при помощи блочно-экзогенной SVAR-модели оценивали влияние внешних шоков, в том числе ДКП в США на страны Юго-Восточной Азии: Китай Южную Корею, Гонконг, Индонезию, Японию, Малайзию, Филиппины, Сингапур и Таиланд на ежеквартальных данных за 1990-2012 гг. Авторы показали, что шоки реальной деловой активности играют более важную роль, чем монетарные шоки. В большинстве случаев реакция ВВП указанных стран на монетарный шок США оказалась либо незначимой, либо быстро затухающей. Аналогичной оказалась реакция цен и номинальных валютных курсов.

Feldkircher, Huber (2016) [24] при помощи GVAR-модели проводят оценку влияния шока процентной политики ФРС США на 43 страны и один регион – еврозону – на временном промежутке 1995-2013 гг. (квартальные данные). Оценки авторов показали, что в целом отклик реального выпуска на сдерживающий монетарный шок в США в большинстве стран является значимым, отрицательным и достаточно продолжительным. Этот шок также приводит к сокращению инфляции в большинстве стран. Также наблюдается рост процентных ставок и краткосрочное падение реального валютного курса.

Georgiadis (2016) [25] при помощи GVAR-модели исследует влияние процентной политики ФРС США на 61 мировую экономику на квартальных данных с 1999 по 2009 гг. По результатам оценок автор получил значимое сокращение экономической активности в ответ на сдерживающую монетарную политику США в большинстве стран. Реакция российской экономики на ДКП США оказалась одной из наиболее значительных. Прочие страны ЕАЭС в исследование не вошли. В странах Юго-Восточной Азии и особенно в Китае, наоборот, реакция выпуска оказалась незначимой. Важным дополнением к оценке мультипликаторов зарубежной ДКП в исследовании [25] стало выявление ключевых факторов, влияющих на эти

мультипликаторы, полученное при помощи регрессионного анализа. В качестве таких факторов автор выделил:

- степень торговой и финансовой открытости экономики;
- отраслевую структуру экономики;
- уровень конкуренции в финансовой системе;
- глубину финансовой системы;
- уровень жёсткости рынка труда;
- качество институтов;
- режим валютного курса;
- уровень долговой нагрузки.

Aizenman et al. (2016) [26] также указывают на важность многих из этих факторов для влияния монетарных шоков крупных мировых экономик, таких как США, Япония, еврозона и Китай на экономическую активность и финансовые показатели 100 экономик мира.

Iacovello, Navarro (2019) [27] проверяют влияние процентной политики США на экономическую активность в 50 развивающихся и развитых странах на временном промежутке 1965-2016 гг. Результаты их оценки показали падение деловой активности и рост процентных ставок в ответ на сдерживающую политику США практически во всех рассматриваемых странах, к тому же падение выпуска в развивающихся странах оказалось в среднем выше, чем в развитых. Авторы не получили значимых различий в откликах на ДКП США между странами с разным режимом валютного курса и между странами с разной степенью открытости экономики.

2. Эмпирическая оценка влияния монетарного шока российской экономики на экономики стран ЕАЭС

В настоящем разделе приведено подробное описание эмпирических оценок влияния шоков денежно-кредитной политики Банка России на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС. Основным методом эконометрического моделирования – блочная структурная VAR-модель, объединяющая российскую экономику как большую экономику региона и эмитента шоков и каждую из стран ЕАЭС по-отдельности как малую экономику и реципиента шока. Модель учитывает также внешнеэкономическую среду путём включения глобальных переменных.

Моделирование проводится в три этапа. На первом этапе проводится идентификация монетарного шока для российской экономики. Применяются SVAR-модели с различными методами идентификации. На втором этапе происходит оценка VAR-моделей для каждой из экономик ЕАЭС с включением выделенных российских шоков. Для проверки каналов трансграничной трансмиссии российской ДКП в VAR-модель последовательно включаются переменные, характеризующие работу этих каналов. Дополнительно проведено исследование роли режима ДКП в странах-реципиентах при трансграничной трансмиссии монетарного шока.

Такой алгоритм оценки подробно описан в работе Canova (2005) [7] и соответствует оценке блочно-экзогенной SVAR-модели:

$$\begin{bmatrix} y_{it} \\ w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}^i(L) & A_{12}^i(L) \\ 0 & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{it-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{13}^i(L) \\ A_{23}(L) \end{bmatrix} x_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{it} \\ e_t \end{bmatrix}, \quad (2.1)$$

где y_{it} – вектор эндогенных переменных малой экономики страны i ;

w_t – вектор эндогенных переменных большой экономики;

x_t – вектор экзогенных переменных, характеризующих состояние мировой экономики;

$(\varepsilon_{it}, e_t)^T \sim (0, \Sigma_i)$ – вектор случайных ошибок модели (2.1);

Σ_i – блочно-диагональная ковариационная матрица случайных ошибок модели (2.1),

где на главной диагонали расположены блоки ковариационной матрицы вектора ε_{it} (Σ_{ε_i}) и ковариационной матрицы вектора e_t (Σ_e).

2.1. Идентификация монетарного шока российской экономики

В эмпирической литературе не существует определённого метода идентификации шоков российской экономики. Авторы отечественных исследований склоняются к использованию среднеразмерных VAR-моделей. В настоящем исследовании рассмотрена простая SVAR-

модель российской экономики с рекурсивной идентификации, позволившей выделить монетарный шок РФ наиболее точно.

2.1.1. Описание набора данных о российской экономике

Среднеразмерная VAR-модель в настоящем исследовании основана на спецификации VAR-модели для малой открытой экономики [28], [29] и учитывает ряд ключевых показателей российской экономики.

Модель оценивается на ежеквартальных данных на временном периоде с 4 квартала 2000 г. по 2 квартал 2021 г.

Основные характеристики динамики российской экономики описываются следующими показателями:

- реальная деловая активность (ВВП);
- инфляция (ИПЦ);
- краткосрочные процентные ставки (МІАСР);
- денежный агрегат;
- реальный валютный курс.

Подробная информация об альтернативных показателях, методах их расчёта и источниках данных представлена в таблице (*таблица 2.1*).

Таблица 2.1

Описание эндогенных переменных, используемых в эмпирическом исследовании

Характеристика российской экономики	Показатели	Обозначение	Методы расчёта	Источник данных
1	2	3	4	5
Деловая активность	Реальный ВВП	ln_GDP	Логарифм реального ВВП, приведённого к ценам 2008 года	ФСГС (Росстат), расчёты автора
	Темп роста реального ВВП	d_ln_GDP	Первая разность логарифмов реального ВВП	
Инфляция	Индекс потребительских цен	ln_CPI	Логарифм ИПЦ, базовый период – 1 квартал 2000 года	ФСГС (Росстат), расчёты автора
	Темп роста потребительских цен	d_ln_CPI	Первая разность логарифмов ИПЦ	
Краткосрочная процентная ставка	Ставка MIACR по кредитам, выданным на срок до 1 дня	MIACR_overn	—	Банк России
	Ставка MIACR по кредитам, выданным на срок от 2 до 7 дней	MIACR_week	—	
	Ставка MIACR по кредитам, выданным на срок от 8 до 30 дней	MIACR_month	—	
Денежный агрегат	Денежная база в широком определении (скорректированная на инфляцию)	ln_MB	Логарифм денежной базы в широком определении за вычетом логарифма ИПЦ	ФСГС (Росстат), Банк России, расчёты автора
Денежный агрегат	Темп роста реальной денежной базы	d_ln_MB	Первая разность логарифмов денежной базы, скорректированной на ИПЦ	ФСГС (Росстат), Банк России, расчёты автора
	Реальная денежная масса	ln_M2	Логарифм денежного агрегата М2 за вычетом логарифма ИПЦ	
	Темп роста реальной денежной массы	d_ln_M2	Первая разность логарифмов денежной базы, скорректированной на ИПЦ	
Реальный валютный курс	Индекс реального эффективного валютного курса	REER	—	Банк международных расчётов (BIS), расчёты автора
	Прирост реального валютного курса	d_REER	Первая разность REER	

Источник: составлено автором.

Проведена коррекция переменных на сезонность с помощью процедуры X-12-ARIMA и протестированы на наличие единичного корня.

В качестве факторов мировой деловой и финансовой активности, в значительной степени влияющих на экономику России, выделены несколько ключевых глобальных переменных: цены на нефть, мировая деловая активность, зарубежная процентная ставка. Подробная информация о показателях, методах их расчёта и источниках данных представлена в таблице (таблица 2.2).

Таблица 2.2

Описание глобальных экзогенных переменных

Характеристика глобальной экономики	Показатели	Обозначение	Методы расчёта	Источник данных
Мировые на нефть	Мировая цена на нефть марки Brent	ln_POil	Логарифм мировой цены на нефть марки Brent, скорректированной на ИПЦ США	FRED, расчёты автора
Глобальная деловая активность	Индекс глобальной реальной деловой активности Kilian (2009) [30] с корректировками Kilian (2019) [31]	IGREA	—	FRED
Мировая процентная ставка	Ставка по федеральным фондам ФРС США	FFR	—	FRED

Источник: составлено автором.

Проведена коррекция переменных на сезонность с помощью процедуры X-12-ARIMA и тесты на единичный корень.

2.1.2. Базовая спецификация VAR-модели для российской экономики

Базовая спецификация VAR-модели для российской экономики представлена уравнением (2.2):

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ i_t \\ \Delta m_t \\ ex_t \end{bmatrix} = A_1(L) \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \\ ex_{t-1} \end{bmatrix} + A_2(L) \begin{bmatrix} \Delta \ln(poil_t) \\ IGREA_t \\ FFR_t \end{bmatrix} + A_3 D_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^{ex} \end{bmatrix}, \quad (2.2)$$

где y_t – одна из мер деловой активности;

p_t – мера инфляции;

i_t – процентная ставка;

m_t – один из денежных агрегатов;

ex_t – валютный курс;

$A_1(L), A_2(L), A_3$ – матрицы коэффициентов модели с лаговым оператором L ;

D_t – матрица детерминированных компонент, включающих константу и детерминированный тренд;

ε_t^k – инновации, т.е. вектор случайных ошибок k -го уравнения.

Все переменные в модели (2.2), кроме ставки процента и валютного курса включаются в первых разностях логарифмов (т.е. в темпах прироста). В качестве детерминированной компоненты D_t использовалась только константа.

В качестве базового набора переменных в модели использованы логарифм реального ВВП, логарифм ИПЦ, процентная ставка МІАСР по кредитам на срок от 8 до 30 дней, реальный эффективный валютный курс. Остальные переменные используются для проверки устойчивости результатов модели.

Согласно информационным критериям выбрана VAR-модель с 1 лагом, экзогенные переменные также взяты с 1 лагом. Результаты оценки VAR-модели (2.2) в базовой спецификации представлены в таблице 2.3.

Таблица 2.3

Результаты оценки VAR-модели (2.2) для экономики России

Переменная	Δy_t	Δp_t	i_t	Δm_t	Δex_t
1	2	3	4	5	6
<i>const</i>	0,005 (0,008)	0,006 (0,007)	0,627 (1,697)	0,042* (0,022)	-5,549 (3,964)
Δy_{t-1}	-0,095 (0,113)	0,226** (0,108)	-18,779 (24,800)	-0,086 (0,329)	80,267 (57,911)
Δp_{t-1}	0,178* (0,099)	0,432*** (0,095)	27,021 (21,818)	0,804*** (0,290)	103,636** (50,947)
i_{t-1}	-0,0003 (0,0004)	0,0014*** (0,0004)	0,745*** (0,093)	-0,006*** (0,001)	0,113 (0,217)
Δm_{t-1}	0,155*** (0,037)	-0,009 (0,035)	-3,043 (8,138)	-0,422*** (0,108)	-4,663 (19,003)
Δex_{t-1}	$-4,79 * 10^{-5}$ ($6,98 * 10^{-5}$)	$-7,8 * 10^{-5}$ ($6,7 * 10^{-5}$)	0,008 (0,015)	$-3,9 * 10^{-5}$ ($2,0 * 10^{-4}$)	1,015*** (0,036)
$\Delta(\ln poil)_t$	0,036*** (0,008)	-0,009 (0,008)	-1,941 (1,748)	-0,020 (0,023)	26,446*** (4,082)
<i>IGREA</i> _{<i>t</i>}	$2,9 * 10^{-6}$ ($3,8 * 10^{-5}$)	$3,8 * 10^{-5}$ ($3,6 * 10^{-5}$)	-0,013 (0,008)	$8,4 * 10^{-5}$ ($1,1 * 10^{-4}$)	-0,076*** (0,019)
<i>FFR</i> _{<i>t</i>}	0,005* (0,003)	0,001 (0,003)	4,048 (1,743)	$8,0 * 10^{-4}$ (0,008)	1,691 (1,427)
$\Delta(\ln poil)_{t-1}$	0,024*** (0,008)	-0,014* (0,008)	4,048** (1,743)	0,038 (0,023)	3,083 (4,071)
<i>IGREA</i> _{<i>t-1</i>}	$-2,6 * 10^{-5}$ ($3,7 * 10^{-5}$)	$3,1 * 10^{-5}$ ($3,5 * 10^{-5}$)	0,011 (0,008)	$-2,3 * 10^{-4}$ ** ($1,1 * 10^{-4}$)	0,067*** (0,019)
<i>FFR</i> _{<i>t-1</i>}	-0,004 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,449 (0,605)	0,004 (0,008)	-1,303 (1,413)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

2.1.3. Идентификация монетарного шока с помощью краткосрочных рекурсивных ограничений для модели в уровнях

Рекурсивные ограничения в настоящей модели основаны на спецификациях [32], [33], [34] с некоторой модификацией.

Макроэкономические модели с рекурсивной идентификацией, как правило являются частично идентифицируемыми, в данном случае позволяют выявить лишь 1 шок – шок денежно-кредитной политики. Рекурсивная идентификация подразумевает формирование идентификационной матрицы с нулевыми ограничениями в соответствии с уравнением (2.3):

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^{ex} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \\ u_t^{MP} \\ u_t^4 \\ u_t^5 \end{bmatrix}, \quad (2.3)$$

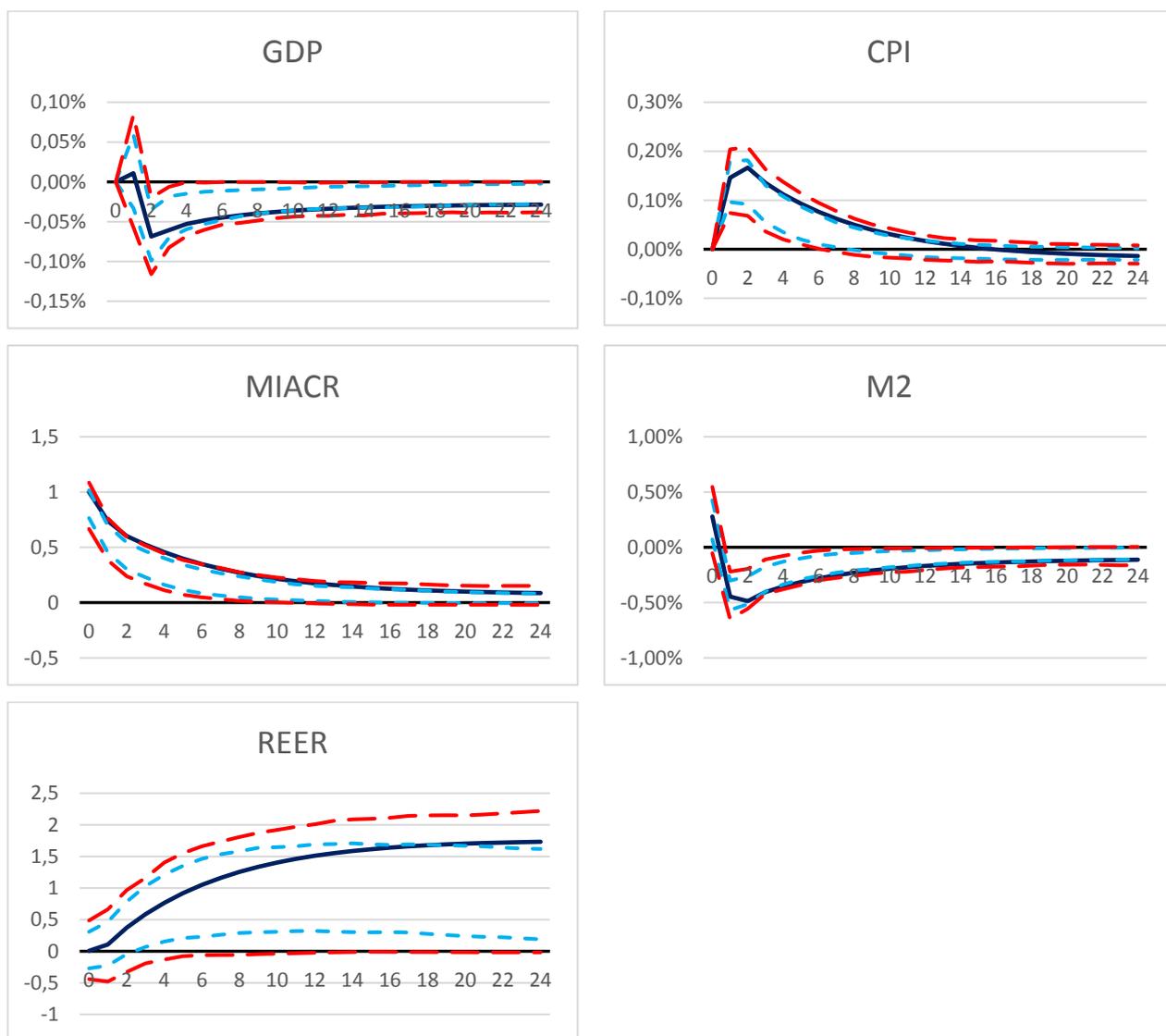
где u_t^k , $k = \{1,2,4,5\}$ – неидентифицируемые структурные шоки;

u_t^{MP} – монетарный шок.

Все эндогенные переменные, входящие в VAR-модель для российской экономики, разделены на 3 подгруппы:

- «Медленные» эндогенные переменные, характеризующие состояние товарного рынка, на который шоки денежно-кредитной политики оказывают влияние с некоторым лагом. К этим переменным относятся ВВП и инфляция.
- Монетарные эндогенные переменные, характеризующие состояние российского денежного рынка и мгновенно реагирующие на монетарный шок – краткосрочная ставка процента и денежная масса.
- Валютный курс, реагирующий на все колебания российской экономики.

Оценки импульсных откликов на монетарный шок представлены на рисунке (рисунк 2.1).



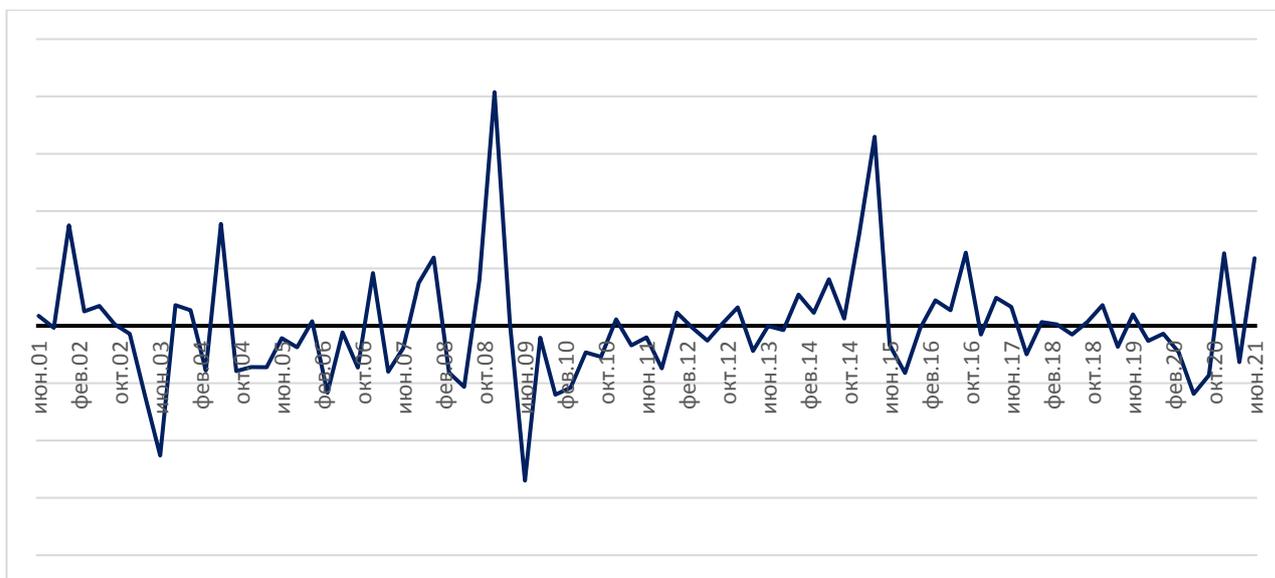
Примечание: красная пунктирная линия – доверительный интервал 90%, голубая пунктирная линия – доверительный интервал 68%. Отклики нормированы таким образом, чтобы шок приводил к росту краткосрочной процентной ставки на 1 п.п.

Рис. 2.1. Импульсные отклики основные макроэкономических показателей РФ на шок денежно-кредитной политики (рост краткосрочной ставки на 1 п.п.).

Источник: расчёты авторов.

Представленные на рисунке (рис. 2.1) импульсные отклики отражают краткосрочное изменение темпов прироста ВВП, ИПЦ и реальной денежной массы на временный шок ставки в 1 п.п. Реальный валютный курс, как и в предыдущем случае не реагирует на шок значимо, темпы роста ВВП и денежной массы сокращаются, а инфляция растёт (загадка цен).

Имея ряд инноваций модели и оценку идентификационной матрицы, возможным становится оценить исторический ряд идентифицированного шока ДКП. Восстановленный по оценкам шок приведён на рисунке (рис. 2.2).



Примечание: шок является безразмерной величиной, положительные значения – неожиданное ужесточение ДКП, отрицательные значения – неожиданное смягчение ДКП.

Рис. 2.2. Исторический ряд монетарного шока ДКП в РФ, оценённый по VAR-модели с рекурсивной идентификацией.

Источник: расчёты автора.

Такая спецификация позволяет выявить несколько крупных эпизодов ужесточения денежно-кредитной политики Банка России, особенно из них выделяются вторая половина 2008 года (масштабные валютный интервенции с целью поддержания плавной динамики курса рубля) и вторая половина 2014 года (резкое увеличение ключевой ставки), также заметен эпизод смягчения ДКП во 2-3 кварталах 2020 года.

2.2. Оценка воздействия монетарного шока российской экономики на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС

На втором этапе моделирования происходит построение индивидуальных VAR-моделей для экономик стран ЕАЭС. Идентифицированные на предыдущем этапе моделирования структурные шоки российской экономики, согласно [7], включаются в модель в качестве экзогенных переменных. Влияние шоков российской экономики на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС оценивается с помощью динамических мультипликаторов – откликов на шок.

Для экономик стран ЕАЭС учитывается ряд ключевых показателей: показатели деловой активности, инфляции и состояния денежного рынка (краткосрочные процентные ставки и денежная масса). Также помимо стандартных экзогенных переменных включаются фиктивные переменные, характеризующие членство в таможенном союзе, ЕАЭС, а также фиктивные переменные смены режимов денежно-кредитной политики.

Подробное описание используемых переменных по экономикам стран ЕАЭС приведено в таблице (таблица 2.4).

Таблица 2.4

Описание переменных для экономик стран ЕАЭС

Характеристика экономики Армении	Показатели	Обозначение	Методы расчёта	Источник данных
Эндогенные переменные				
Деловая активность	Индекс физического объёма ВВП	ln_GDP	Логарифм ИФО ВВП, базисный приведённый к началу 2000 года	Национальные статистические комитеты, Межгосударственный статистический комитет СНГ, расчёты автора
	Темп роста реального ВВП	d_ln_GDP	Первая разность логарифмов ИФО ВВП	
Инфляция	Индекс потребительских цен	ln_CPI	Логарифм ИПЦ, базовый период – 1 квартал 2000 года	Национальные статистические комитеты, Межгосударственный статистический комитет СНГ, расчёты автора
	Темп роста потребительских цен	d_ln_CPI	Первая разность логарифмов ИПЦ	
Краткосрочная процентная ставка	Средневзвешенная по объёмам кредитов и депозитов ставка межбанковского рынка	MMRate	—	IMF International Financial Statistics, национальные центральные банки
	Средневзвешенная ставка по кредитам	Lend_Rate		
	Ставка-инструмент монетарной политики	PolRate	—	
Денежный агрегат	Реальная денежная масса	ln_M2	Логарифм денежного агрегата М2 за вычетом логарифма ИПЦ	Межгосударственный статистический комитет СНГ
	Темп роста реальной денежной массы	d_ln_M2	Первая разность логарифмов денежной базы, скорректированной на ИПЦ	
Экзогенные переменные				
Членство в таможенном и экономическом союзе	Членство в ЕАЭС ¹	EAU	Фиктивная переменная	—
	Членство в таможенном союзе	CU	Фиктивная переменная	—
Смена режимов ДКП	Таргетирование инфляции	IT	Фиктивная переменная	—
	Монетарное таргетирование	MT	Фиктивная переменная	—
	Фиксированный курс	FIX	Фиктивная переменная	—

Источник: составлено автором.

¹ Периоды вступления в таможенный союз и ЕАЭС для Армении совпадают.

На втором этапе оценивается VAR-модель (2.4) для экономик ЕАЭС по отдельности. В качестве экзогенных переменных в модель включаются глобальные переменные – те же, что и в модели для российской экономики, индивидуальные экзогенные переменные из таблицы (таблица 2.4) и константа (D_t) и монетарный шок российской экономики (MP^{RUS}). Монетарный шок включён в модель в качестве экзогенной переменной в соответствии с методом оценки из работы [7], однако предполагается, что монетарная политика скорее будет воздействовать на экономику соседней страны не мгновенно, а лишь в следующем периоде, поэтому он включён с лагом в 1 квартал.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ i_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = A_1(L) \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \\ i_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + A_2(L) \begin{bmatrix} \Delta \ln(poil_t) \\ IGREA_t \\ FFR_t \\ MP_{t-1}^{RUS} \end{bmatrix} + A_3 D_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}. \quad (2.4)$$

Включение шока в качестве экзогенной переменной позволяет выявить характер прямого влияния шока на эндогенные переменные модели уже в следующем квартале – этот показатель характеризует оценка коэффициента при данной экзогенной переменной в соответствующем уравнении. Эта оценка при выполнении вложенных в модель предпосылок будет несмещённой, т.к. не коррелирована со случайной ошибкой модели. Во-первых, шок включён с лагом. Во-вторых, даже при включении шока одномоментно при выполнении предпосылки об отсутствии обратного значимого воздействия малых экономик ЕАЭС на экономику России двунаправленной причинно-следственной связи не возникает. В-третьих, при включении глобальных переменных как в модель для экономики России, так и в модель для остальных экономик ЕАЭС возможность корреляции шока российской ДКП со случайной ошибкой вследствие наличия общей значимой неучтённой переменной сводится к нулю. Если оценка коэффициента при шоке ДКП РФ или его лаге значима, это означает, что шок создаёт значимый импульс для малой экономики ЕАЭС.

Помимо прямого воздействия шока на переменные модели возможно проследить его косвенное воздействие как раз через взаимодействие переменных в рамках VAR-модели. Оценить это воздействие и итоговые мультипликаторы российской ДКП можно с помощью импульсных откликов эндогенных переменных модели на экзогенный шок. При этом случае отсутствия значимого влияния шока на первом этапе (т.е. при отсутствии значимых коэффициентов при шоке хотя бы в одной из регрессий системы) сразу можно делать вывод об отсутствии его влияния и на последующих этапах.

2.2.1. Влияние российской денежно-кредитной политики на экономику Армении

В базовой спецификации, как и в модели для российской экономики, используются стационарные переменные в первых разностях: первые разности логарифма реального ВВП, первые разности логарифма ИПЦ и первая разность логарифма денежного агрегата M2, скорректированного на ИПЦ, а также средневзвешенная ставка межбанковского рынка.

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Армении в базовой спецификации представлены в таблице (таблица 2.5).

Таблица 2.5

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Армении

Переменная	Δy_t	Δp_t	i_t	Δm_t
<i>const</i>	0,027 (0,023)	0,007 (0,007)	2,746*** (0,823)	0,03 (0,003)
Δy_{t-1}	-0,254** (0,118)	0,058* (0,034)	4,937 (4,155)	-0,137 (0,133)
Δp_{t-1}	-0,076 (0,407)	-0,214* (0,119)	6,998 (14,304)	0,416 (0,456)
i_{t-1}	$6,5 * 10^{-5}$ (0,002)	$4,0 * 10^{-5}$ ($5,7 * 10^{-4}$)	0,634*** (0,069)	$-3,8 * 10^{-5}$ (0,002)
Δm_{t-1}	0,108 (0,105)	-0,028 (0,031)	-6,962* (3,671)	0,176 (0,117)
$\Delta(\ln poil)_t$	0,093** (0,043)	0,011 (0,012)	-2,215 (1,496)	0,134*** (0,048)
$IGREA_t$	$9,8 * 10^{-5}$ ($2,3 * 4$)	$1,4 * 10^{-4}$ ** ($6,7 * 10^{-5}$)	0,013 (0,008)	$-3,8 * 10^{-4}$ ($2,6 * 10^{-4}$)
FFR_t	0,033** (0,003)	-0,009* (0,005)	-0,520 (0,565)	0,032* (0,018)
$\Delta(\ln poil)_{t-1}$	0,015 (0,044)	0,015 (0,013)	0,291 (1,556)	0,074 (0,023)
$IGREA_{t-1}$	$-1,6 * 10^{-4}$ ($2,1 * 10^{-4}$)	$7,6 * 10^{-5}$ ($6,0 * 10^{-5}$)	-0,020*** (0,007)	$1,3 * 10^{-4}$ ($2,3 * 10^{-4}$)
FFR_{t-1}	-0,028* (0,016)	0,007 (0,004)	0,552 (0,568)	-0,016 (0,018)
EU_t	-0,016 (0,014)	-0,006 (0,004)	-0,747 (0,507)	0,013 (0,16)
IT_t	-0,013 (0,014)	0,009** (0,004)	0,125 (0,508)	-0,010 (0,016)
MP_{t-1}^{RUS}	0,008 (0,006)	$-9,1 * 10^{-4}$ (0,002)	0,981*** (0,223)	-0,014** (0,007)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Согласно оценкам из таблицы (таблица 2.5), монетарный шок Банка России в следующем квартале после шока не оказывает значимого влияния на выпуск и инфляцию в Армении,

однако значимо влияет на показатели денежного рынка: приводит к увеличению краткосрочной процентной ставки и сокращению темпа роста денежной массы. Для проверки воздействия монетарного шока на макроэкономические показатели Армении на более длительном временном промежутке были оценены импульсные отклики (динамические мультипликаторы). Результаты оценки представлены на рисунке (рис. 2.3).

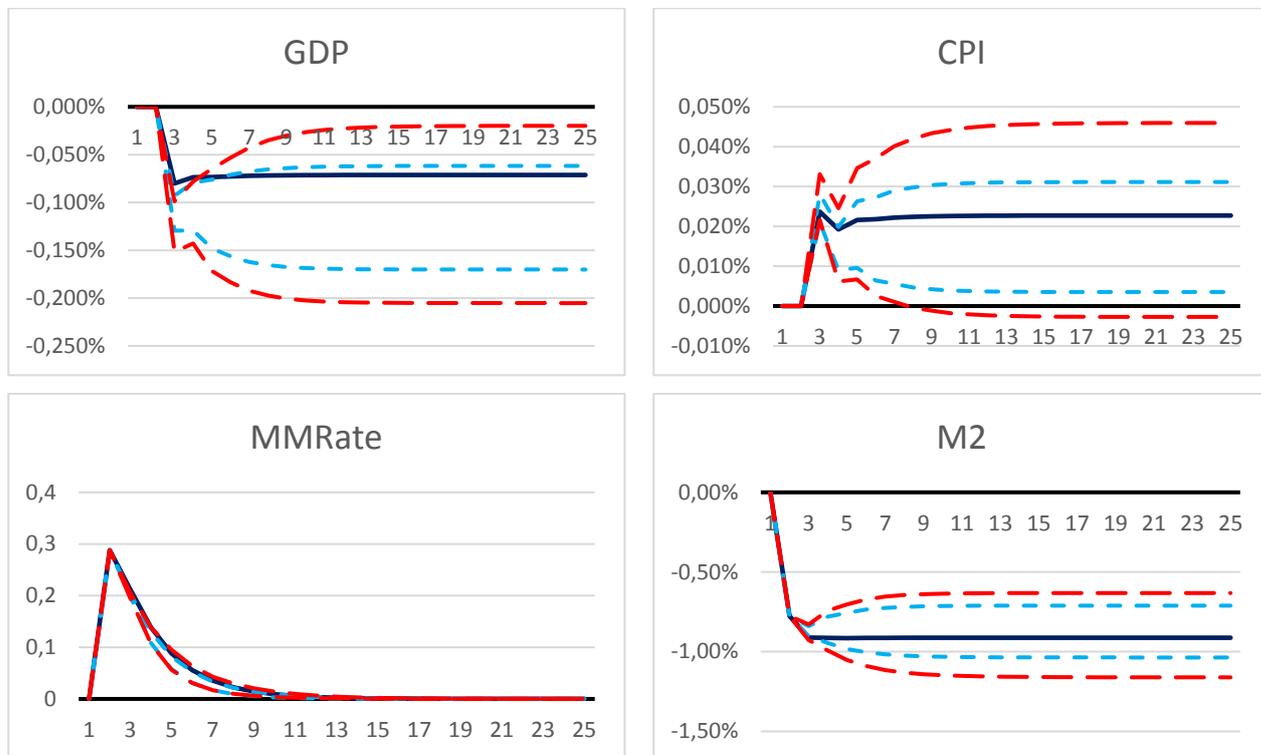


Рис. 2.3. Импульсные отклики основных макроэкономических показателей Армении на монетарный шок Банка России. Источник: расчёты авторов.

Оценки модели показывают, что рост процентной ставки в России на 1 п.п. приводит к росту процентных ставок в Армении примерно на 0,3 п.п. и сокращению денежной массы на 1%. Это в свою очередь приводит к сокращению ВВП Армении на 0,07% и уровня потребительских цен на 0,02%.

2.2.2. Влияние российской денежно-кредитной политики на экономику Беларуси

В базовой спецификации, как и в модели для российской экономики используются первые разности логарифма реального ВВП, первые разности логарифма ИПЦ и первая разность логарифма денежного агрегата М2, скорректированного на ИПЦ. Из-за отсутствия данных по ставкам межбанковского рынка в качестве процентной ставки выступает средневзвешенная ставка по кредитам. Альтернативой в таком случае могут служить процентные ставки – инструменты денежно-кредитной политики. Но в отличие от моделей, целью которых является идентификация монетарного шока внутри экономики, этот показатель в нашем случае обла-

дает рядом недостатков, поскольку изменение таких ставок происходит по решению центрального банка в целях регулирования денежного обращения, а целью настоящего исследования является выявление реакции рынков в странах ЕАЭС на шоки ДКП в России.

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Беларуси в базовой спецификации представлены в таблице (таблица 2.6).

Таблица 2.6

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Беларуси

Переменная	Δy_t	Δp_t	i_t	Δm_t
<i>const</i>	-0,010 (0,009)	-0,054** (0,022)	1,175 (0,979)	0,014 (0,042)
Δy_{t-1}	-0,276** (0,108)	-0,245 (0,243)	-19,895* (10,796)	0,486 (0,462)
Δp_{t-1}	-0,033 (0,043)	0,420*** (0,097)	22,681*** (4,303)	-0,053 (0,184)
i_{t-1}	$3,4 * 10^{-4}$ ($2,6 * 10^{-4}$)	$1,4 * 10^{-4}$ ($5,8 * 10^{-4}$)	0,842*** (0,026)	0,002** (0,001)
Δm_{t-1}	0,089** (0,027)	-0,014 (0,062)	-1,287 (2,735)	0,070 (0,117)
$\Delta(\ln poil)_t$	0,016 (0,011)	-0,013 (0,025)	-0,774 (1,106)	0,030 (0,047)
<i>IGREA</i> _t	$2,7 * 10^{-5}$ ($5,9 * 10^{-5}$)	$1,2 * 10^{-4}$ ($1,3 * 10^{-4}$)	0,002 (0,006)	$5,2 * 10^{-5}$ ($2,5 * 10^{-4}$)
<i>FFR</i> _t	0,002 (0,004)	-0,013 (0,009)	-0,223 (0,400)	0,017 (0,017)
$\Delta(\ln poil)_{t-1}$	0,020** (0,010)	0,030 (0,022)	-1,128 (0,972)	0,123*** (0,042)
<i>IGREA</i> _{t-1}	$1,0 * 10^{-4}$ * ($6,0 * 10^{-5}$)	$-2,7 * 10^{-4}$ ** ($1,4 * 10^{-4}$)	-0,004 (0,006)	$2,2 * 10^{-4}$ ($2,6 * 10^{-4}$)
<i>FFR</i> _{t-1}	-0,002 (0,004)	0,014 (0,009)	0,256 (0,394)	-0,010 (0,016)
<i>EU</i> _t	0,001 (0,005)	-0,011 (0,011)	-0,429 (0,480)	0,013 (0,021)
<i>CU</i> _t	0,013* (0,008)	0,066*** (0,017)	0,236 (0,771)	-0,029 (0,033)
<i>FIX</i> _t	0,005 (0,006)	0,019 (0,016)	-0,872 (0,591)	0,058** (0,025)
<i>MT</i> _t	0,008 (0,008)	-0,011 (0,019)	-1,164 (0,715)	0,044 (0,031)
<i>MP</i> ^{RUS} _{t-1}	$3,9 * 10^{-5}$ (0,002)	0,004 (0,004)	0,202 (0,164)	-0,003 (0,007)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Согласно оценкам из таблицы (таблица 2.6), монетарный шок Банка России в следующем квартале после шока не оказывает значимого влияния на Макроэкономические показатели Беларуси. Включение шока в текущем периоде и большего количества лагов также не оказывает влияния на показатели Беларуси.

2.2.3. Влияние российской денежно-кредитной политики на экономику Казахстана

В базовой спецификации, как и в модели для российской экономики используются первые разности логарифма реального ВВП, первые разности логарифма ИПЦ и первая разность логарифма денежного агрегата M2, скорректированного на ИПЦ, средневзвешенная ставка по кредитам.

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Казахстана в базовой спецификации представлены в таблице (таблица 2.7).

Таблица 2.7

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Казахстана

Переменная	Δy_t	Δp_t	i_t	Δm_t
1	2	3	4	5
<i>const</i>	0,021* (0,012)	0,014 (0,009)	7,688*** (1,41)	-0,018 (0,049)
Δy_{t-1}	-0,229* (0,119)	0,052 (0,094)	26,766* (14,539)	0,265 (0,501)
Δp_{t-1}	-0,210 (0,16)	0,399*** (0,137)	108,221*** (20,263)	0,278 (0,698)
i_{t-1}	$1,1 * 10^{-6}$ ($7,2 * 10^{-4}$)	$-5,7 * 10^{-4}$ ($5,7 * 10^{-4}$)	0,421*** (0,088)	0,005* (0,003)
Δm_{t-1}	0,030 (0,030)	0,016 (0,024)	-5,791 (3,631)	0,107 (0,125)
$\Delta(\ln poil)_t$	0,049*** (0,012)	0,014 (0,010)	-4,418*** (1,513)	-0,015 (0,052)
<i>IGREA</i> _t	$-5,4 * 10^{-5}$ ($6,2 * 10^{-5}$)	$5,8 * 10^{-5}$ (0,005)	-0,013* (0,007)	-0,0005* (0,0003)
<i>FFR</i> _t	0,008* (0,005)	-0,002 (0,004)	0,362 (0,546)	0,031 (0,019)
$\Delta(\ln poil)_{t-1}$	0,045*** (0,013)	-0,003 (0,010)	-3,381** (1,547)	0,009 (0,053)
<i>IGREA</i> _{t-1}	$-7,6 * 10^{-5}$ ($5,9 * 10^{-5}$)	$-1,3 * 10^{-5}$ ($4,7 * 10^{-5}$)	-0,011 (0,007)	0,0006** (0,00023)
<i>FFR</i> _{t-1}	-0,004 (0,004)	0,003 (0,003)	-0,922* (0,505)	-0,035** (0,017)
<i>EU</i> _t	-0,001 (0,013)	0,022** (0,010)	4,949*** (1,619)	-0,098* (0,056)
<i>CU</i> _t	-0,010 (0,008)	0,002 (0,007)	-3,087*** (1,010)	0,003 (0,035)
<i>FIX</i> _t	0,005 (0,007)	$-2,2 * 10^{-4}$ (0,005)	-0,077 (0,840)	-0,052* (0,029)
<i>IT</i> _t	-0,010 (0,009)	-0,020*** (0,007)	-30,178*** (1,088)	0,065* (0,037)
<i>MP</i> _{t-1} ^{RUS}	$3,4 * 10^{-4}$ (0,002)	$1,2 * 10^{-3}$ ($1,4 * 10^{-3}$)	0,669*** (0,222)	-0,021*** (0,008)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Согласно оценкам из таблицы (таблица 2.7), сдерживающий монетарный шок Банка России в следующем квартале не оказывает значимого влияния на выпуск и инфляцию в Ка-

захстане, однако влияет на денежный рынок, т.к. приводит к сокращению темпов роста денежной массы и росту краткосрочных процентных ставок.

Для проверки воздействия монетарного шока на макроэкономические показатели Казахстана на более длительном временном промежутке были оценены импульсные отклики (динамические мультипликаторы). Результаты оценки представлены на рисунке (рис. 2.4).

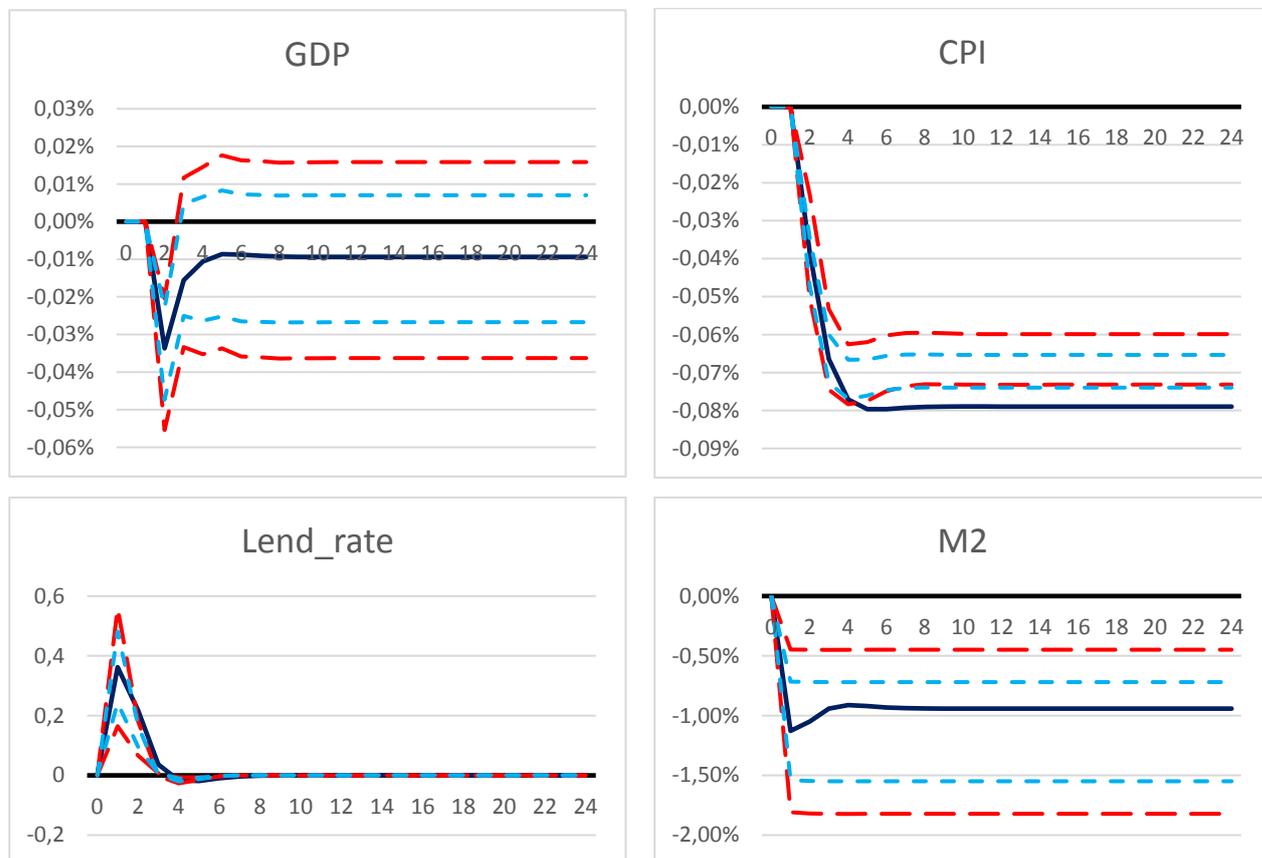


Рис. 2.4. Импульсные отклики основных макроэкономических показателей Казахстана на монетарный шок Банка России. Источник: расчёты авторов.

Оценки модели показывают, что рост процентной ставки в России на 1 п.п. приводит к росту процентных ставок в Казахстане примерно на 0,4 п.п. и сокращению денежной массы на 1%. Это в свою очередь приводит к временному сокращению ВВП Казахстана на 0,03% и постоянному уровню потребительских цен на 0,07%.

Этот результат, как и в случае экономики Армении свидетельствует о высокой роли канала процентной ставки в трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики Банка России.

2.2.4. Влияние российской денежно-кредитной политики на экономику Кыргызстана

В базовой спецификации, как и в модели для российской экономики используются первые разности логарифма реального ВВП, первые разности логарифма ИПЦ и первая разность логарифма денежного агрегата M2, скорректированного на ИПЦ, средневзвешенная ставка по кредитам.

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Кыргызстана в базовой спецификации представлены в таблице (таблица 2.8).

Таблица 2.8

Результаты оценки VAR-модели (2.4) для экономики Кыргызстана

Переменная	Δy_t	Δp_t	i_t	Δm_t
<i>const</i>	0,048 (0,041)	0,027 (0,020)	8,810*** (2,242)	-0,093 (0,067)
Δy_{t-1}	-0,036 (0,123)	-0,058 (0,061)	1,404 (6,72)	-0,260 (0,202)
Δp_{t-1}	-0,049 (0,240)	0,170 (0,119)	-0,145 (13,282)	0,133 (0,396)
i_{t-1}	-0,002 (0,002)	$-3,2 * 10^{-4}$ ($8,0 * 10^{-4}$)	0,639*** (0,089)	0,003 (0,003)
Δm_{t-1}	0,008 (0,011)	-0,007 (0,005)	0,450 (0,618)	0,991*** (0,018)
$\Delta(\ln poil)_t$	0,125*** (0,034)	0,025 (0,017)	2,439 (1,852)	-0,080 (0,055)
<i>IGREA</i> _t	-0,0003* (0,0002)	$4,6 * 10^{-5}$ ($8,1 * 10^{-5}$)	-0,007 (0,009)	0,0004 (0,0002)
<i>FFR</i> _t	-0,013 (0,013)	-0,015** (0,007)	-1,325* (0,764)	0,016 (0,023)
$\Delta(\ln poil)_{t-1}$	0,035 (0,031)	0,026 (0,015)	-0,232 (1,725)	-0,086* (0,051)
<i>IGREA</i> _{t-1}	0,0001 (0,0002)	$3,2 * 10^{-7}$ ($7,7 * 10^{-5}$)	-0,011 (0,009)	-0,0002 (0,0003)
<i>FFR</i> _{t-1}	0,016 (0,013)	0,016** (0,007)	1,493* (0,758)	-0,023 (0,023)
<i>EU</i> _t	-0,020 (0,014)	-0,014* (0,007)	-0,457 (0,798)	-0,018 (0,024)
<i>MT</i> _t	0,012 (0,021)	0,002 (0,001)	-2,099* (1,175)	0,017 (0,035)
<i>MP</i> _t ^{RUS}	0,005 (0,004)	$2,2 * 10^{-4}$ ($2,2 * 10^{-3}$)	0,467* (0,243)	0,002 (0,007)

Примечание: «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%. Источник: расчёты автора.

Ключевым отличием является то, что шок ДКП российской экономики включён в модель без лага. Такая спецификация получена путём исключения из модели незначимых для всех уравнений лагов экзогенной переменной *MP*^{RUS}.

Согласно оценкам из таблицы (таблица 2.8), сдерживающий монетарный шок Банка

России в следующем квартале не оказывает значимого влияния на выпуск и инфляцию в Кыргызстане, однако влияет на денежный рынок, т.к. приводит к увеличению рыночных процентных ставок в том же квартале. Для проверки воздействия монетарного шока на макроэкономические показатели Кыргызстана на более длительном временном промежутке были оценены импульсные отклики (динамические мультипликаторы). Результаты оценки представлены на рисунке (рисунк 2.5).

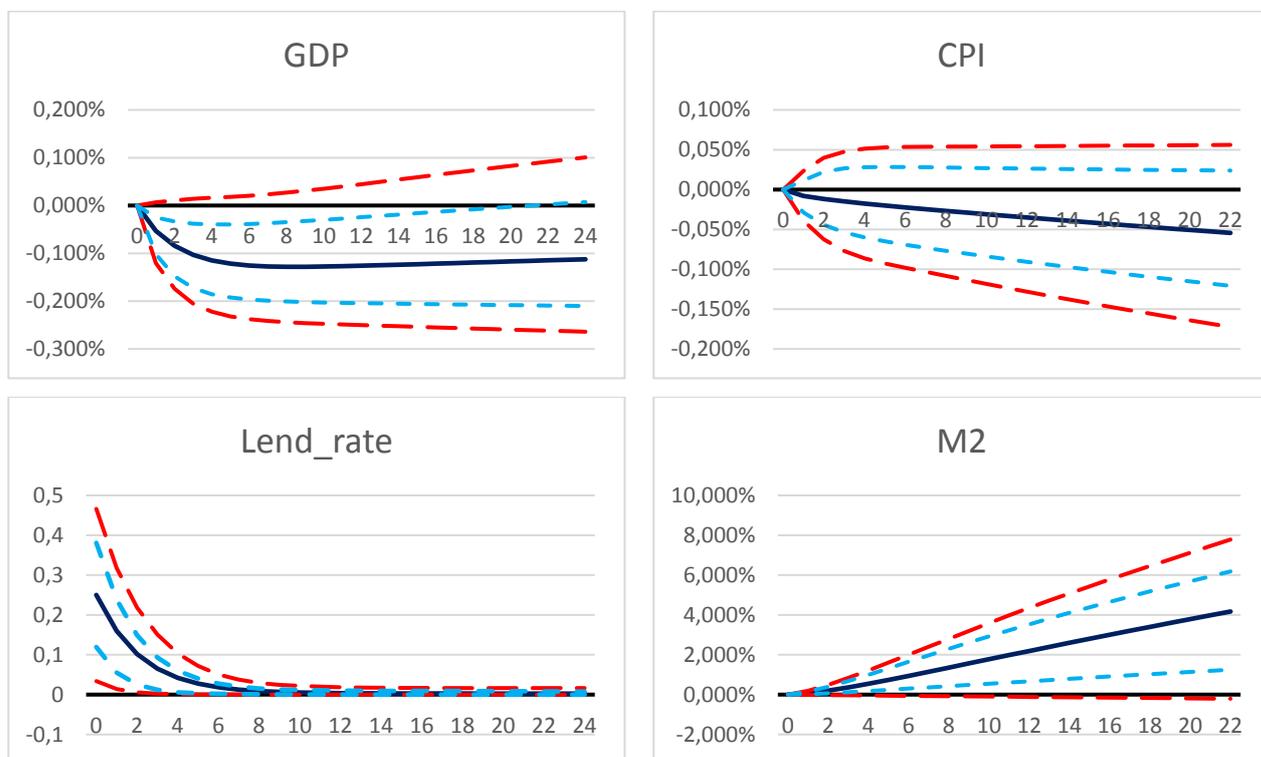


Рис. 2.5. Импульсные отклики основных макроэкономических показателей Кыргызстана на монетарный шок Банка России. Источник: расчёты авторов.

Оценки модели показывают, что рост процентной ставки в России на 1 п.п. приводит к росту процентных ставок в Кыргызстане примерно на 0,25 п.п. Это в свою очередь приводит к сокращению ВВП Кыргызстана на 0,13%. Значимой реакции цен на шок ДКП в России не наблюдается. Нестандартная незатухающая реакция денежного агрегата М2, возможно, связана с крайне нестабильным поведением этого показателя на периоде до введения режима монетарного таргетирования.

Проведённый анализ позволил обнаружить значимое влияние монетарной политики Банка России на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС.

При построении моделей с российским монетарным шоком, выявленным на основе рекурсивной идентификации, обнаружено значимое влияние монетарного шока РФ в первую очередь на денежные рынки Армении, Казахстана и Кыргызстана. В этих странах неожидан-

ная сдерживающая монетарная политика приводит к росту процентных ставок, что в следующем периоде после шока (в случае Кыргызстана значимым является мгновенное воздействие). Рост процентных ставок и сокращение предложения денег в свою очередь оказывает влияние и на реальные рынки, приводя к сокращению реального ВВП. Это наглядно отражает работу канала процентной ставки трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики, когда рост ставки в крупной региональной экономике влечёт за собой рост ставок в регионе в целом, а, следовательно, сокращение потребительских и инвестиционных расходов в силу эффекта замещения и удорожания заёмных средств. Следует отметить, что для экономики Беларуси такого эффекта не наблюдается.

Что касается непосредственного воздействия монетарного шока на товарные рынки в странах ЕАЭС, то значимых эффектов обнаружено не было. Этот результат, согласно теории, может возникать в двух случаях: либо при слабой работе каналов международной торговли и трудовой миграции, либо в случае возникновения примерно равных по силе эффектов расширения спроса и переключения расходов. Для выявления этих эффектов требуется более глубокое исследование, учитывающее также показатели работы иных каналов трансграничной трансмиссии, помимо канала процентной ставки.

2.3. Роль различных каналов трансмиссии зарубежной денежно-кредитной политики во взаимодействии экономик в рамках ЕАЭС

Анализ воздействия монетарного шока российской экономики на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС, проведённый на предыдущем этапе, был основан на построении стандартных монетарных VAR-моделей с ограниченным набором показателей. Для учёта работы отдельных каналов трансмиссии денежно-кредитной политики VAR-модели для стран ЕАЭС, оценённые в предыдущей главе, расширяются дополнительными показателями. В силу ограниченности данных и степеней свободы невозможно учесть все показатели в единой модели, поэтому выявление значимости каналов происходит через поочерёдное включение рассматриваемых показателей в модель.

2.3.1. Тестирование работы канала международной торговли трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики Банка России

Для тестирования канала международной торговли следует проверить наличие двух эффектов: эффекта расширения спроса и эффекта переключения расходов.

Для тестирования эффекта расширения спроса в модель (2.4) дополнительно включаются показатели экспорта из малой экономики ЕАЭС в Россию. Ключевая проблема заключается в том, что данный показатель в квартальном разрезе по большинству стран доступен

только на достаточно коротком временном промежутке после 2010 года. Данные об объемах экспорта взяты из баз национальных статистических комитетов, а также из базы ООН COMTRADE, переведены в национальную валюту по среднему курсу и скорректированы на темпы роста цен и на сезонные колебания. Из-за отсутствия данных об индексах экспортных цен корректировка проводилась на индекс цен производителей. В модель включалась разность логарифмов показателя.

Влияние монетарного шока российской экономики на экспорт экономик стран ЕАЭС с лагом в 1 период представлено в таблице (таблица 2.9). Здесь и далее монетарный шок РФ нормирован таким образом, что краткосрочные процентные ставки на российском межбанковском рынке растут на 1 п.п.

Таблица 2.9

Влияние монетарного шока РФ на экспорт в странах ЕАЭС

Страна ЕАЭС	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан
Временной промежуток	2003 – 2021	2011 – 2021	2010 – 2019	2011 – 2021
Отклик экспорта на монетарный шок через 1 квартал	-0,034** (0,016)	-0,015** (0,007)	0,020 (0,017)	0,104 (0,084)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Согласно полученным оценкам, сдерживающий монетарный шок российской экономики приводит к значимому сокращению экспорта из Армении в Россию в следующем квартале примерно на 3,4%. Также наблюдается значимое сокращение экспорта из Беларуси в Россию примерно на 1,5%. Полученные результаты свидетельствуют в пользу наличия эффекта расширения дохода в трансмиссии ДКП посредством канала международной торговли. Тем не менее оценки не являются полностью сопоставимыми, т.к. временные ряды по Беларуси пришлось сильно сократить из-за отсутствия данных о торговле с Россией в квартальном разрезе. Значимого влияния монетарного шока на экспорт из Казахстана и Кыргызстана не обнаружено.

Для экономик Армении и Беларуси оценены также импульсные отклики эндогенных переменных модели на экзогенный шок.

Негативный шок ДКП в России приводит к значимому сокращению экспорта на 1,5%, к значимому росту процентных ставок в Беларуси со 2 по 8 кварталы, с максимальным ростом на 0,3 процентных пункта. На остальные показатели значимого влияния не выявлено. В целом

можно судить о влиянии ДКП на спрос на белорусские товары со стороны РФ, однако воздействия на выпуск, несмотря на высокую долю России в экспортной корзине Беларуси выявить не удалось. Эти результаты в виде импульсных откликов для экономики Беларуси представлены на рисунке (рис. 2.6).

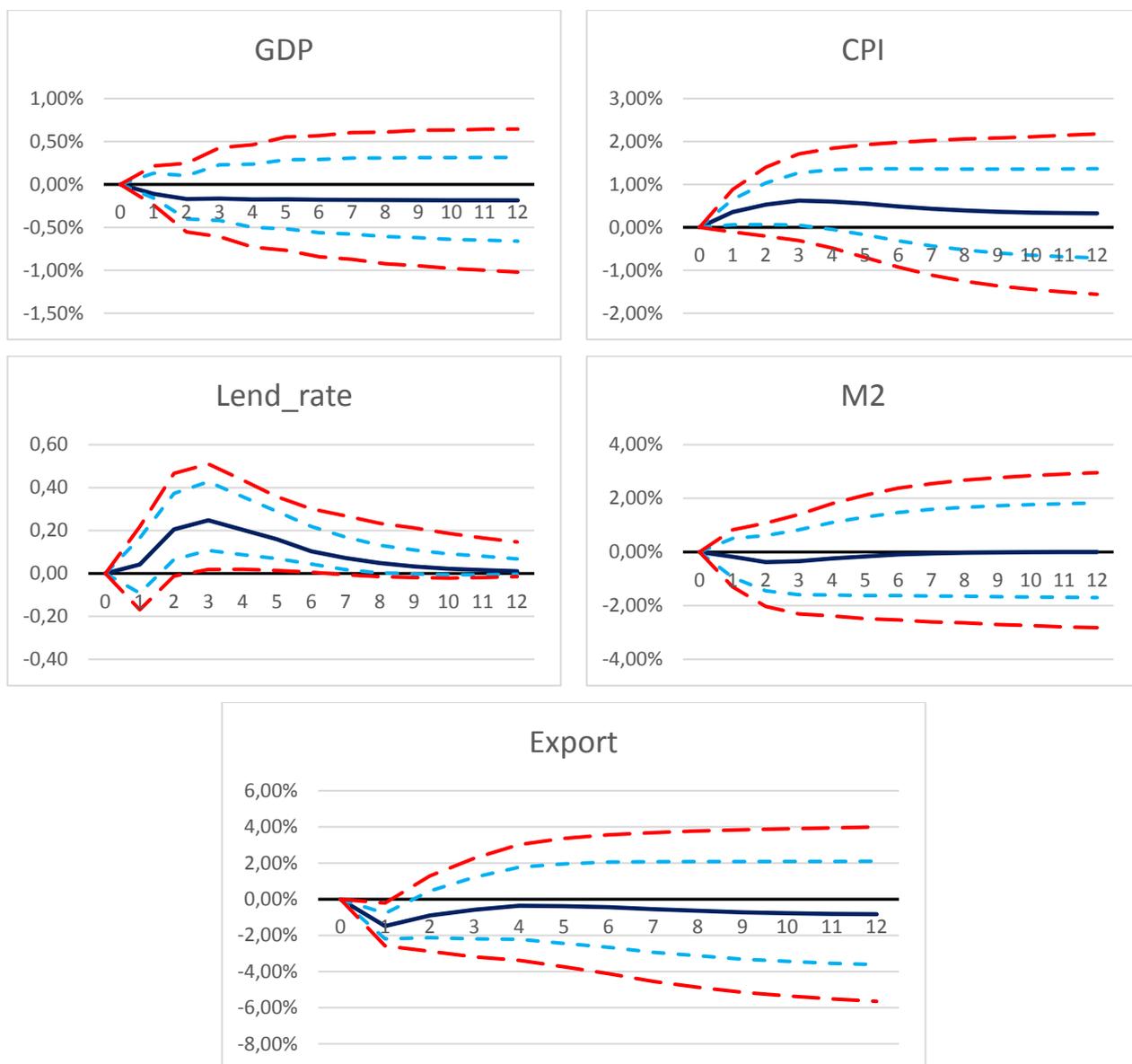


Рис. 2.6. Импульсные отклики макроэкономических показателей Беларуси на монетарный шок Банка России в расширенной модели с экспортом. Источник: расчёты авторов.

На рисунке (рис. 2.7) представлены импульсные отклики на шок ДКП в Армении с учётом объёмов экспорта. В отличие от базовой модели отклики ВВП и ИПЦ в расширенной модели оказались незначимым.

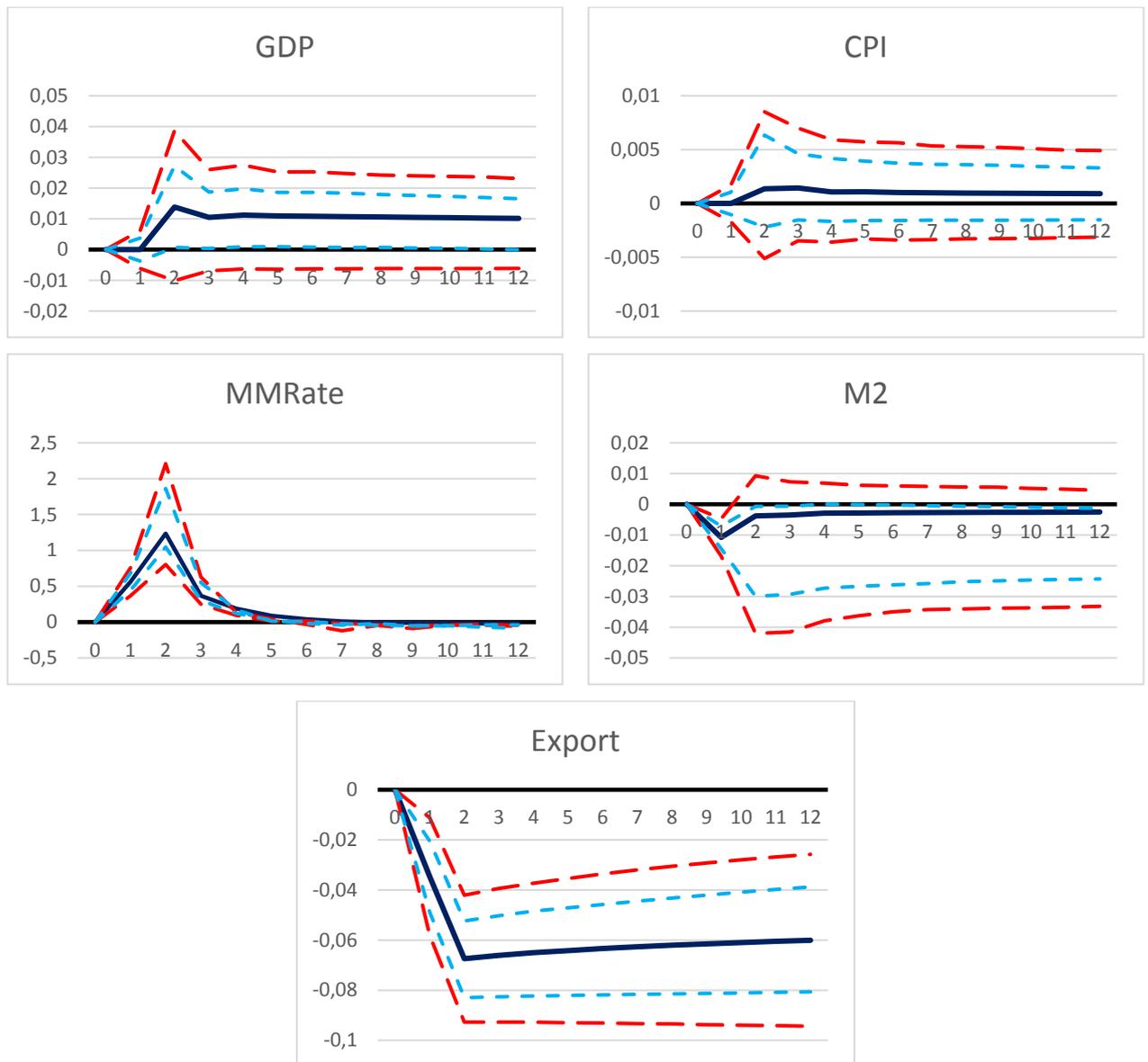


Рис. 2.7. Импульсные отклики макроэкономических показателей Армении на монетарный шок Банка России в расширенной модели с экспортом. Источник: расчёты авторов.

Другим эффектом, возникающим в результате сдерживающего шока ДКП может служить ослабление реального валютного курса малой экономики по отношению к валюте крупной экономики, что в силу переключения на относительно подешевевшие товары в обеих странах способно в некоторой степени сменить направление торговых потоков. Для тестирования наличия эффекта переключения, как правило использую показатель реального валютного курса. В данном исследовании используются официальные среднеквартальные валютные курсы национальных валют в прямой котировке (рублей за единицу национальной валюты) из базы данных по курсам валют Банка России. Ряды скорректированы на ИПЦ в экономах ЕАЭС и России и на сезонность. Данные доступны за полный временной промежуток.

Влияние монетарного шока российской экономики на реальный валютный курс экономик стран ЕАЭС с лагом в 1 период представлено в таблице (таблица 2.10).

Таблица 2.10

Влияние монетарного шока РФ на реальный курс национальной валюты к рублю (в девизной котировке) в странах ЕАЭС

Страна	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан
Отклик реального валютного курса на монетарный шок через 1 квартал	$5,1 * 10^{-4}$ ($3,2 * 10^{-4}$)	$9,9 * 10^{-5}$ ** ($4,2 * 10^{-5}$)	$3,6 * 10^{-3}$ ** ($1,5 * 10^{-3}$)	$8,0 * 10^{-3}$ *** ($2,0 * 10^{-3}$)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Согласно полученным оценкам, сдерживающий монетарный шок российской экономики не приводит к значимому изменению курса армянского драма к российскому рублю в течение полугода после возникновения шока, что свидетельствует об отсутствии эффекта переключения расходов.

Что касается Беларуси, Казахстана и Кыргызстана, то влияние сдерживающего монетарного шока на реальный валютный курс оказывается значимым. При этом примечательно, что сдерживающая монетарная политика приводит к укреплению курсов национальных валют к российскому рублю, что противоречит теории эффекта переключения расходов, а скорее свидетельствует о сокращении спроса на товары стран-партнёров.

Импульсные отклики в расширенной модели для Беларуси представлены на рисунке (рис. 2.8). Включение валютного курса в модель для Беларуси позволяет получить значимые оценки монетарного шока не только на процентные ставки, но и на общий уровень цен – он увеличивает примерно на 0,3%. Этот результат, возможно связан с тем, что в исходной модели для российской экономики не удалось избавиться от загадки цен. Также в модели наблюдается сокращение денежной массы примерно на 0,1%.

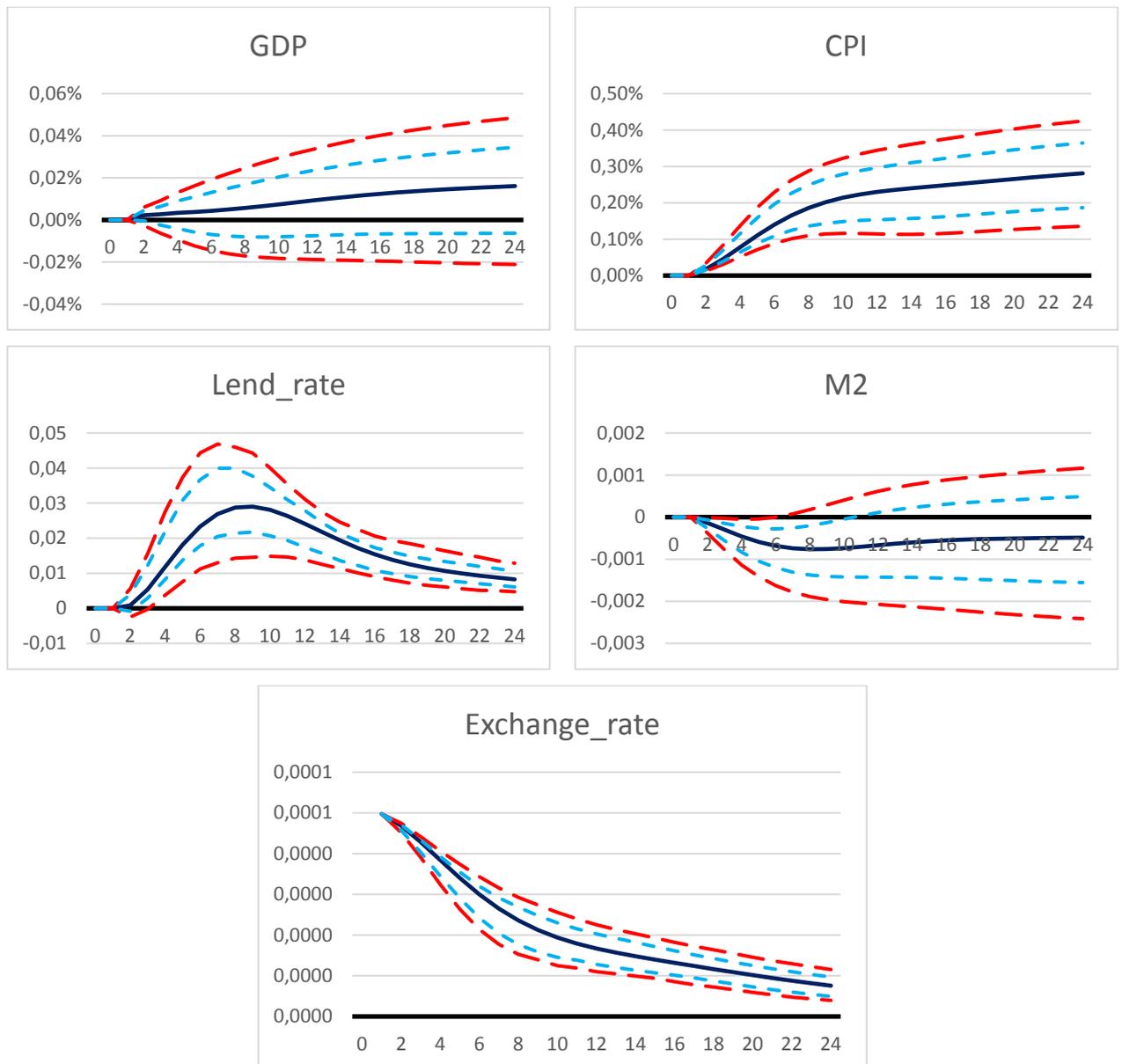


Рис. 2.8. Импульсные отклики макроэкономических показателей Беларуси на монетарный шок Банка России в расширенной модели с валютным курсом. Источник: расчёты авторов.

Импульсные отклики для Казахстана представлены на рисунке (рисунки 2.9). Как и базовая модель, расширенная модель предсказывает рост процентных ставок примерно на 0,3 п.п. и сокращение денежной массы на 1%, а также временное падение ВВП на 0,1%. Тем не менее реакция цен, в отличие от базовой модели оказалась незначимой.

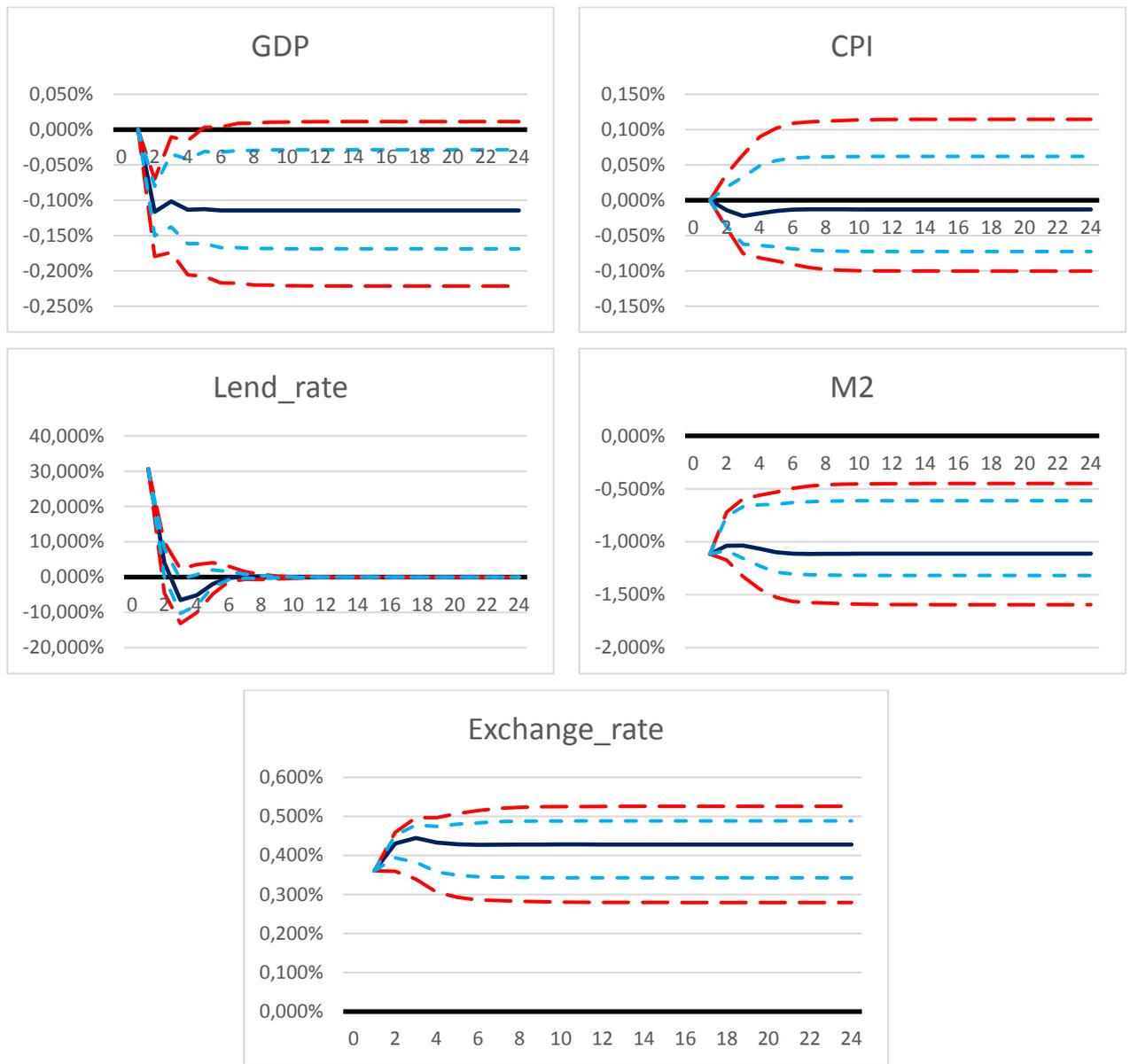


Рис. 2.9. Импульсные отклики макроэкономических показателей Казахстана на монетарный шок Банка России в расширенной модели с валютным курсом. Источник: расчёты авторов.

Импульсные отклики для Кыргызстана представлены на рисунке (рисунки 2.10). Несмотря на значимое укрепление реального валютного курса остальные показатели расширенной модели значимо на этот шок не реагируют. Нестандартная незатухающая реакция денежного агрегата М2 связана с крайне нестабильным поведением этого показателя на периоде до введения режима монетарного таргетирования.

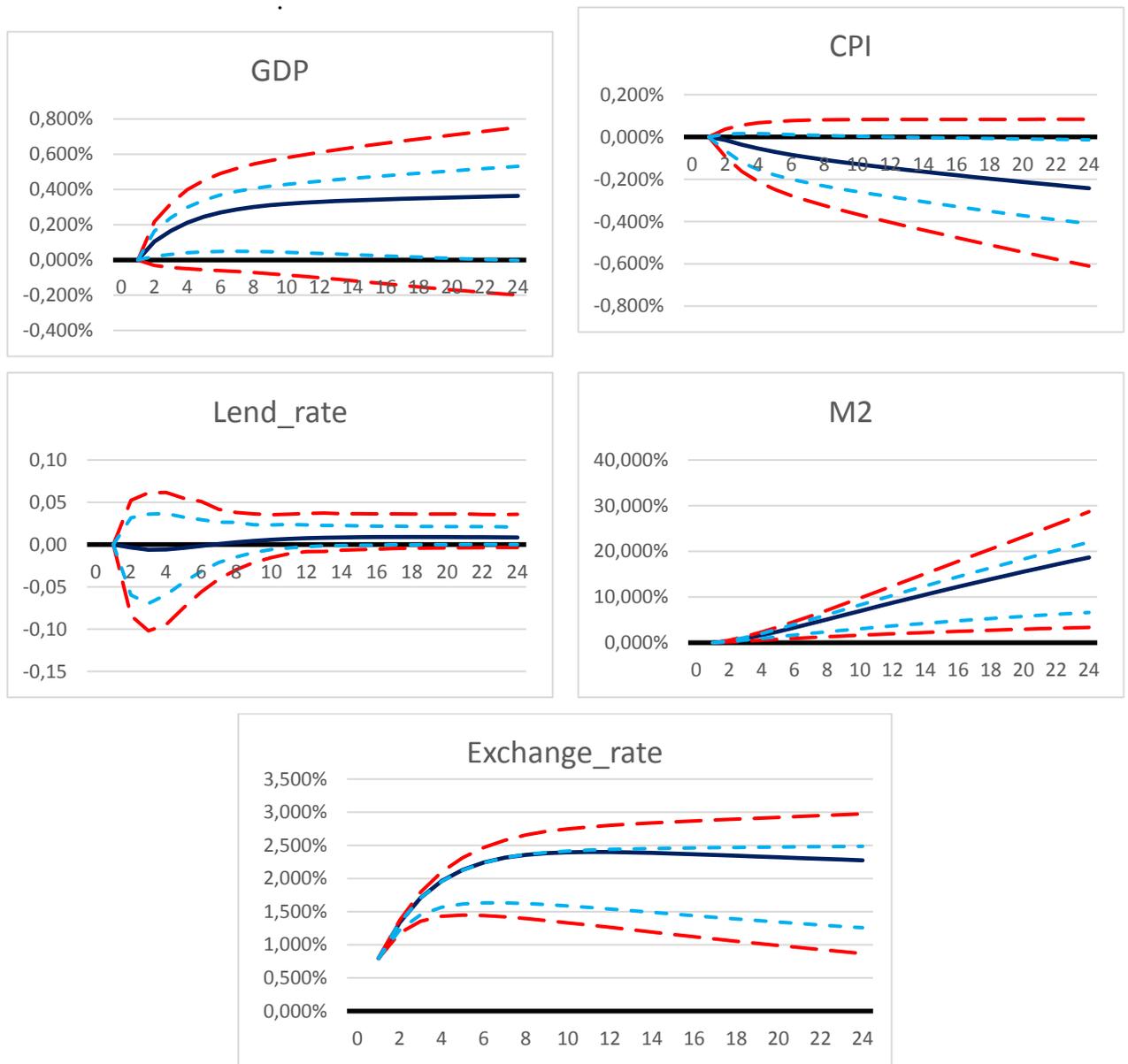


Рис. 2.10. Импульсные отклики макроэкономических показателей Кыргызстана на монетарный шок Банка России в расширенной модели с валютным курсом. Источник: расчёты авторов.

В результате тестирования получено, что канал международной торговли трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики в ЕАЭС нельзя охарактеризовать эффектом переключения расходов: в ответ на сдерживающий шок валютный курс в партнёрах по экономическому союзу только укрепляется. Тем не менее в таких странах как Армения и Беларусь выражен эффект расширения спроса: в ответ на сдерживающий шок ДКП Банка России наблюдается сокращение спроса на товары из соседних экономик и сокращение их экспорта в РФ.

2.3.2. Тестирование работы канала трудовой миграции трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики Банка России

Тестирование работы канала трудовой миграции трансграничной трансмиссии монетарного шока российской экономики используется показатель объёма денежных переводов из России в страны ЕАЭС, переведённый в национальную валюту и скорректированный на темп инфляции в этих странах. В случае эффективной работы этого канала влияние сдерживающего шока ДКП приводит к сокращению доходов граждан ЕАЭС, работающих в России, сокращению объёмов трансграничных переводов физических лиц и, соответственно, сокращению потребительских расходов и ВВП в этих странах. Данные по фактическим объёмам трансграничных переводов физических лиц доступны со 2 квартала 2006 года.

Оценка влияния шока ДКП, приводящего к увеличению краткосрочных процентных ставок на 1 п.п., на объём денежных переводов (в логарифмической шкале) через 1 квартал после возникновения шока представлены в таблице (таблица 2.11).

Таблица 2.11

Влияние монетарного шока Банка России на величину трансграничных переводов из России в страны ЕАЭС

Страна	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан
Отклик трансграничных переводов из РФ на монетарный шок через 1 квартал	$1,2 * 10^{-3}$ ($8,6 * 10^{-3}$)	$9,9 * 10^{-3}$ (0,010)	$9,8 * 10^{-3}$ ($9,4 * 10^{-3}$)	$-2,1 * 10^{-4}$ (0,010)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Согласно полученным оценкам, шок денежно-кредитной политики Банка России не оказывает значимого влияния на трансграничные переводы, а, следовательно, канал трудовой миграции не является важным каналом кредитно-денежной трансмиссии в ЕАЭС. Возможно, важным аспектом изучения взаимодействия стран в рамках ЕАЭС является изучение влияния на переводы физических лиц и трудовую миграцию шоков совокупного спроса и производительности в российской экономике.

2.3.3. Тестирование работы трансграничного кредитного канала трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики Банка России

Тестирование финансовых каналов, кроме канала процентной ставки, представляет собой более сложную задачу и, как правило, проводится на микроданных, например, по коммерческим банкам. В настоящем исследовании проводится попытка протестировать работу канала трансграничного кредитования, заключающего в сокращении предложения кредита в том числе за рубежом российскими банками, ведущими деятельность на международной арене. Для этой задачи выбран показатель чистой зарубежной позиции коммерческих банков, а именно изменение сальдо чистых активов и обязательств банковского сектора РФ. Данный показатель доступен в базе данных Банка России в разрезе поквартальном и страновом разрезе, однако временной промежуток очень мал – всего с 1 квартала 2014 года. Потому к оценкам, полученным на этом этапе следует относиться критически.

Оценка влияния шока ДКП, приводящего к увеличению краткосрочных процентных ставок на 1 п.п., на изменение сальдо иностранных активов и обязательств банковского сектора РФ (в логарифмической шкале) через 1 квартал после возникновения шока представлена в таблице (таблица 2.12).

Таблица 2.12

Влияние монетарного шока Банка России на изменение сальдо чистых активов и обязательств банковского сектора РФ

Страна	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан
Отклик сальдо чистых активов и обязательств банковского сектора РФ на монетарный шок через 1 квартал	$1,2 * 10^{-3}$ ($8,6 * 10^{-3}$)	$-0,103^{**}$ (0,034)	0,059 (0,068)	$-0,058$ (0,069)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Значимый отклик чистых активов банковского сектора на шок ДКП получен только в экономике Беларуси. Сдерживающий монетарный шок, приводящий к росту процентных ставок в российской экономике на 1 п.п. приводит к сокращению соотношения активов и обязательств российских банков в Беларуси на 10,3%, что означает значимое сокращение притока российского банковского капитала в эту страну.

В дополнение к каналу процентной ставки, значимая работа которого была выявлена в предыдущей главе, в настоящей главе были протестированы прочие каналы трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики Банка России на страны ЕАЭС: канал международной торговли, канал трудовой миграции и канал международного банковского кредитования.

Результаты анализа показали, что наиболее важным каналом распространения монетарного шока является всё-таки канал процентной ставки. Его значимая работа выявлена в Кыргызстане, Казахстане и Армении. При этом включение в модель прочих переменных обычно не приводит к искажениям оценок значимости данного канала. Рост процентных ставок в России на 1 п.п. приводит к росту процентных ставок в экономиках ЕАЭС на 0,2-0,4 п.п. Это в свою очередь влечёт сокращение выпуска. Реакция цен неоднозначна, но, вероятно, этот результат связан с наличием загадки цен в исходной модели для российской экономики.

При тестировании канала международной торговли выявлено наличие только эффекта дохода – сдерживающая ДКП в России приводит к сокращению доходов и спроса на продукцию в странах ЕАЭС. Значимая работа этого канала обнаружена в Армении и Беларуси, как и в странах, для которых Россия является основным торговым партнёром. При этом эффект переключения расходов не выявлен: сдерживающий шок денежно-кредитной политики Банка России, наоборот, приводит к укреплению реального валютного курса в большинстве экономик союза.

Также выявлена значимая работа канала международного банковского кредитования в Беларуси, однако к этому результату следует относиться критически, т.к. он получен на очень коротком временном промежутке в силу отсутствия данных.

Тем не менее полученные оценки характеризуют работу каналов трансмиссии на разных временных промежутках, в том числе достаточно продолжительных, и не учитывают различий в реакции на зарубежную монетарную политику, на колебания ставок и темпов роста денежной массы центральных банков, придерживающихся различных режимов денежно-кредитной политики. Такой анализ проведён в следующей главе.

2.4. Роль смены режимов денежно-кредитной политики в странах ЕАЭС во взаимодействии экономик в рамках экономического союза

Для проверки роли режима ДКП в базовые модели для стран ЕАЭС, были введены дополнительные экзогенные переменные – переменные наклона, характеризующие изменение воздействия шока монетарной политики Банка России на макроэкономические показатели стран ЕАЭС при смене режима денежно-кредитной политики в них. Оценки коэффициентов при этих показателях характеризуют силу одномоментного воздействия шока на эндогенные

макроэкономические показатели стран ЕАЭС.

На основе анализа информации национальных центральных банков стран ЕАЭС, а также де-факто классификации режимов денежно-кредитной политики по методологии МВФ составлена периодизация режимов ДКП в малых экономиках ЕАЭС, представленная в таблице (таблица 2.13).

Таблица 2.13

Периодизация режимов денежно-кредитной политики в странах ЕАЭС

Годы	Армения	Беларусь	Казахстан	Киргизия
2000	Плавающий курс, отсутствие номинального якоря	Управляемое плавание валютного курса	Управляемое плавание валютного курса, отсутствие номинального якоря	Управляемое плавание валютного курса, отсутствие номинального якоря
2001				
2002				
2003				
2004				
2005				
2006	Инфляционное таргетирование, плавающий курс	Фиксированный курс к российскому рублю	Фиксированный курс к доллару США	Фиксированный курс к доллару США
2007				
2008				
2009		Фиксированный курс к доллару США	Фиксированный курс к доллару США	Фиксированный курс к доллару США
2010				
2011		Фиксированный курс к корзине (\$, €, Р)	Управляемое плавание к доллару США	Управляемое плавание валютного курса
2012				
2013		Управляемое плавание к корзине (\$, €, Р)	Управляемое плавание к доллару США	Монетарное таргетирование
2014				
2015		Монетарное таргетирование, управляемое плавание	Инфляционное таргетирование, плавающий курс	Другой режим (по целям и ориентирам похожий на инфляционное таргетирование), плавающий курс
2016				
2017				
2018				
2019				
2020				
2021				

Источник: составлено автором на основе информации национальных центральных банков ЕАЭС и МВФ.

Практически все страны ЕАЭС, за исключением Армении, прошли путь от отсутствия заданного режима монетарной политики и номинального якоря к таргетированию (монетарных агрегатов или инфляции) через фиксированный валютный курс. Фиксация валютного курса пришлась по большей степени на период мирового финансового кризиса и последующий за ним период восстановления мировой экономики и была связана с высокой волатильностью мировых ресурсных цен, и волатильностью внешней среды, основных показателей экономик-партнёров. После 2013 года страны ЕАЭС вышли на траекторию перехода к новым

монетарным режимам с целью снижения и стабилизации высоких волатильных темпов инфляции. Так Россия и Казахстан перешли к режиму инфляционного таргетирования. Беларусь и Киргизия оказались наиболее проблемными с точки зрения монетарной политики и, столкнувшись с серьёзными кризисами, перешли к режиму, в первую очередь позволяющему снизить монетарную составляющую инфляции. Армения как страна с изначально низкими темпами инфляции перешла к режиму инфляционного таргетирования ещё в 2006 году и проводит денежно-кредитную политику, нацеленную на поддержание низкой и стабильной инфляции, часто сталкиваясь и с дефляционным давлением со стороны внутренней и внешней среды.

2.4.1. Роль перехода к инфляционному таргетированию в трансграничной трансмиссии монетарного шока РФ на экономику Армении

Армения перешла к инфляционному таргетированию в 2006 году, что занимает большую часть рассматриваемого в исследовании временного диапазона. Поэтому значимых различий оценках реакции на монетарный шок до и после перехода к инфляционному таргетированию не ожидается. Действительно, оценки воздействия дополнительных переменных в расширенной модели оказались незначимыми. Они представлены в таблице (таблица 2.14).

Таблица 2.14

Роль перехода к инфляционному таргетированию в Армении

Переменная	Δy_t	Δp_t	i_t	Δm_t
$MP_{t-1}^{RUS} * IT_t$	-0,012 (0,014)	- 0,02 (0,003)	0,463 (0,489)	-0,010 (0,015)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

2.4.2. Роль смены режимов монетарной политики в трансграничной трансмиссии монетарного шока РФ на экономику Беларуси

За рассматриваемый промежуток в Беларуси 3 раза сменился режим денежно-кредитной политики: от управляемого плавления валютного курса с отсутствием номинального якоря страна перешла к фиксированному курсу, далее вновь вернулась к управляемому плавлению, но уже с целью перехода к более стабильному режиму ДКП. В 2016 году был осуществлён переход к монетарному таргетированию. В VAR-модели переменные режимов введены как фиктивные переменные наклона, характеризующие различия во влиянии монетарных шоков на экономику страны. Результаты оценки представлены в таблице (таблица 2.15).

Роль смены режимов ДКП в Беларуси

Режим ДКП	i_{t+1}	Δm_{t+2}
Фиксированный курс (2003-2006)	-0,057 (0,094)	$-8,6 * 10^{-4}$ ** ($4,3 * 10^{-4}$)
Управляемое плавание (2007-2015)	0,293** (0,137)	0,018* (0,010)
Монетарное таргетирование (2016-2021)	0,293** (0,137)	0,018* (0,010)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Полученные оценки не выявили разницы в реакции на шок ДКП между режимом управляемого плавания, осуществлявшимся в 2007-2015 гг. и последовавшим за ним режимом монетарного таргетирования. Однако реакция на шок в условиях политики фиксированного курса (2003-2006) в Беларуси значимо отличается. При политике плавающего курса ярко выражена роль канала процентной ставки: в ответ на сдерживающий монетарный шок в РФ (рост ставки на 1 п.п.) в следующем квартале происходит рост процентных ставок и в Беларуси – примерно на 0,3 п.п. Это в свою очередь в последующие периоды приводит к падению ВВП и общего уровня цен в стране. При фиксированном курсе значимой реакции процентных ставок не наблюдается, зато наблюдается уменьшение денежной массы на 0,86%.

2.4.3. Роль смены режимов монетарной политики в трансграничной трансмиссии монетарного шока РФ на экономику Казахстана

За рассматриваемый промежуток в Казахстане также произошло несколько смен режимов монетарной политики: от управляемого плавания валютного курса с отсутствием номинального якоря страна в 2008 г. перешла к фиксированному курсу, далее в 2013 г. вновь вернулась к управляемому плаванию, но уже с целью перехода к более стабильному режиму ДКП. В 2016 году был осуществлён переход к инфляционному таргетированию. В VAR-модели переменные режимов введены как фиктивные переменные наклона, характеризующие различия во влиянии монетарных шоков на экономику страны. Результаты оценки представлены в таблице (таблица 2.16).

Роль смены режимов ДКП в Казахстане

Режим ДКП	Δy_{t+1}	Δi_{t+1}	Δm_t
Фиксированный курс (2008-2012)	$-3,6 * 10^{-3**}$ ($3,0 * 10^{-3}$)	$-0,238$ (0,220)	$0,005$ (0,006)
Управляемое плавание (2013-2015)	$-1,6 * 10^{-3}$ ($2,3 * 10^{-3}$)	$0,459^{***}$ (0,141)	$-0,011^{**}$ (0,004)
Инфляционное таргетирование (2016-2021)	$-1,6 * 10^{-3}$ ($2,3 * 10^{-3}$)	$0,459^{***}$ (0,141)	$-0,011^{**}$ (0,004)

Источник: расчёты автора. «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%.

Как и в случае экономики Беларуси различия в реакции на шок ДКП между режимом управляемого плавания и последовавшим за ним режимом инфляционного таргетирования не обнаружено. Однако в условиях режима фиксированного курса значимой реакции на монетарный шок посредством канала процентной ставки не наблюдается в принципе. При политике плавающего курса роль канала процентной ставки высока: в ответ на сдерживающий монетарный шок в РФ (рост ставки на 1 п.п.) в том же квартале наблюдается сокращение денежной массы в Казахстане на 1,1%, а в следующем квартале происходит рост процентных ставок – примерно на 0,5 п.п. Это в свою очередь в последующие периоды приводит к падению ВВП и общего уровня цен в стране.

Неожиданной является роль политики фиксированного курса, при которой значимое влияние шок сдерживающей ДКП РФ оказывает негативное влияние на выпуск в Казахстане непосредственно, видимо, демонстрируя усиление работы канала расширения спроса.

2.4.4. Роль смены режимов монетарной политики в трансграничной трансмиссии монетарного шока РФ на экономику Кыргызстана

Смена режимов ДКП в Кыргызстане происходила в неявном виде, а период де-факто фиксированного курса затронул только 2 кризисных года. Поэтому в качестве фиктивной переменной, отвечающей за смену режима ДКП в этой стране, оставлены период перехода к монетарному таргетированию и последующие годы. Оценки различия в откликах основных макроэкономических показателей при смене режимов ДКП представлены в таблице (таблица 2.17).

Роль смены режимов ДКП в Кыргызстане

Режим ДКП	Δy_{t+1}	Δm_{t+1}	ex_rate_t	ex_rate_{t+1}
Фиксированный курс и управляемое плавание (до 2013 г.)	-0,0001 ($2,3 \cdot 10^{-3}$)	-0,012** (0,005)	-0,0034* (0,0019)	0,0010 (0,0021)
Монетарное таргетирование и цель по инфляции (с 2013 г.)	0,0098* (0,0056)	0,0059 (0,0076)	0,0049* (0,0027)	0,0168*** (0,0036)

Примечание: «***» – значимость коэффициента на уровне 1%, «**» – значимость коэффициента на уровне 5%, «*» – значимость коэффициента на уровне 10%. Источник: расчёты автора.

Результаты оценки по экономике Кыргызстана оказались достаточно неожиданными. В условиях монетарного таргетирования наблюдается значимое положительное увеличение ВВП в ответ на сдерживающий монетарный шок в РФ, в отличие от предыдущих режимов. Тем не менее связать этот результат с эффектом переключения нельзя, т.к. именно в этом же режиме модель отмечает значимое укрепление курса кыргызского сома к рублю. Данный результат, возможно, связан, наоборот, с увеличением богатства индивидов, получающих доходы за рубежом вследствие укрепления реального валютного курса, хотя показатель, характеризующий канал трудовой миграции, используемый в данном исследовании (трансграничные переводы физических лиц), не улавливает влияния шока монетарной политики РФ.

Помимо этого, получен результат, аналогичный результатам оценки модели по Беларуси, связанный с тем, что в условиях монетарного таргетирования значимого изменения денежной массы в ответ на шок ДКП не происходит, в отличие от прочих режимов.

На этом этапе моделирования получено несколько интересных выводов. Во-первых, поддержание фиксированного валютного курса в среднем сдерживает распространение шока зарубежной денежно-кредитной политики посредством канала процентной ставки, который на предыдущем этапе работы был оценён как ключевой канал трансграничной трансмиссии ДКП. При режиме фиксированного курса значимого роста процентных ставок (а иногда и сокращения денежной массы, как в случае Казахстана) в ответ на шок не происходит. После отказа от фиксации валютного курса значение процентной ставки в передаче шока зарубежной ДКП становится очень важным, как это показано на примере Беларуси, Казахстана и Кыргызстана. Во-вторых, при режиме монетарного таргетирования, в котором промежуточной целью, как правило, служат темпы роста денежного предложения, не наблюдается значимой реакции денежного агрегата на зарубежный монетарный шок. Такой результат получен для экономик Беларуси и Кыргызстана. При этом в условиях инфляционного таргетирования шок денежно-кредитной политики Банка России транслируется на денежные рынки экономик ЕАЭС как через значимый рост процентной ставки, так и через сокращение денежной массы.

Заключение

В рамках координации денежно-кредитной политики следует выявить характер влияния шоков монетарной политики Банка России на процессы, происходящие в экономиках партнёров по экономическому союзу. В настоящем исследовании проведена оценка влияния российских монетарных шоков на основные макроэкономические показатели стран ЕАЭС по различным каналам в условиях меняющихся монетарных и валютных режимов в государствах-членах.

Результаты анализа показали, что сдерживающий шок денежно-кредитной политики Банка России передаётся на экономики партнёров по ЕАЭС в первую очередь через денежные рынки, приводя к увеличению рыночных процентных ставок и сокращению темпов роста денежной массы. Эти события в свою очередь приводят к сокращению ВВП в экономиках партнёров. Таким образом в результате сдерживающей ДКП в России не происходит «ограбления соседа» и выпуск во всех экономиках меняется относительно синхронно.

Вторым важным каналом трансмиссии денежно-кредитной политики в странах ЕАЭС является канал международной торговли. Значимая работа этого канала обнаружена в Армении и Беларуси, как в странах, для которых Россия является основным торговым партнёром. При этом выявлено отсутствие эффекта переключения расходов и преобладание эффекта дохода, выражающееся также в сонаправленном изменении ВВП в России и странах ЕАЭС в ответ на российский монетарный шок.

Практически все страны ЕАЭС, за исключением Армении, изначально характеризуются низкими темпами инфляции, прошли путь от отсутствия определённого режима монетарной политики и номинального якоря к таргетированию монетарных агрегатов или инфляции через фиксированный валютный курс. Поскольку ключевая роль в трансмиссии зарубежного шока денежно-кредитной политики была выявлена для денежного рынка, учёт в процессе моделирования такой кардинальной смены режимов монетарной политики было необходимым этапом анализа. Результаты показали важную роль режима ДКП. Так, например, поддержание фиксированного валютного курса в среднем сдерживает распространение шока зарубежной денежно-кредитной политики посредством канала процентной ставки, который на предыдущем этапе работы был оценён как ключевой канал трансграничной трансмиссии ДКП. При режиме фиксированного курса значимого роста процентных ставок в ответ на шок не происходит. После отказа от фиксации валютного курса значение процентной ставки в передаче шока зарубежной ДКП становится очень важным, как это показано на примере Беларуси, Казахстана и Кыргызстана. При режиме монетарного таргетирования, в котором промежуточной целью, как правило, служат темпы роста денежного предложения, не наблюдается значимой реакции денежного агрегата на зарубежный монетарный шок. Такой результат получен

для экономик Беларуси и Кыргызстана. При этом в условиях инфляционного таргетирования шок денежно-кредитной политики Банка России транслируется на денежные рынки экономик ЕАЭС как через значимый рост процентной ставки, так и через сокращение денежной массы.

Таким образом в настоящем исследовании выявлена важная роль монетарных шоков, денежных рынков и режимов денежно-кредитной политики во взаимодействии стран в рамках региона и в рамках наднационального экономического союза. Решения об ужесточении ДКП приведут не только к сдерживанию экономической активности внутри страны, но и в ЕАЭС в целом. При этом количественные оценки падения выпуска в экономике России ЕАЭС являются сопоставимыми. При разработке соглашений о координации денежно-кредитной политики в рамках ЕАЭС важно учитывать трансграничные эффекты, которые создаются при принятии решений о денежно-кредитной политике Банком России.

Возможно несколько направлений расширения исследования. В частности, это оценка влияния денежно-кредитной политики в России на решения, принимаемые монетарными властями в странах ЕАЭС, оценка наличия синхронности в проведении ДКП, в том числе в систематической составляющей денежно-кредитной политики. Также возможен более детальный анализ работы финансовых каналов трансграничной трансмиссии денежно-кредитной политики за счёт моделей на данных банковской статистики.

Материал подготовлен в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Fleming M., "Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates," *IMF Staff Papers*, Vol. 9, 1962. pp. 369-379.
2. Mundell R.A. *International Economics*. New York: Macmillan, 1968.
3. Svensson L.E.O., van Wijnbergen S., "Excess capacity, monopolistic competition, and international transmission of monetary disturbances," *The Economic Journal*, Vol. 99, No. 379, September 1989. pp. 785-805.
4. Obstfeld M., Rogoff K., "Exchange rate dynamics redux," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, 1995. pp. 624-660.
5. Betts C., Devereux M.D., "Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market," *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 1, February 2000. pp. 215-244.
6. Kim S., "International transmission of U.S. monetary policy shocks: Evidence from VAR's," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, 2001. pp. 339-372.
7. Canova F., "The transmission of US shocks to Latin America," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, 2005. pp. 229-251.
8. Farhi E., Maggiori M., "A model of the international monetary system," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133, No. 1, 2018. pp. 295-355.
9. Meier S. *Financial globalization and monetary transmission // Globalization Institute Working Papers*. 2013. No. 145.
10. Lane P.R., Shambaugh J.C., "Financial exchange rates and international currency exposures," *American Economic Review*, Vol. 100, No. 1, 2010. pp. 518-540.
11. Corsetti G., Dedola L., and Leduc S. *Exchange rate misalignment, capital flows, and optimal monetary policy trade-offs // CEPR Discussion Papers*. 2018. No. DP12850.
12. Ca' Zorzi M., Dedola L., Georgiadis G., Jarociński M., Stracca L., and Strasser G. *Monetary policy and its transmission in a globalised world // ECB Working Paper Series*. 2020. No. 2407.
13. Borio C., Zhu H., "Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?," *Journal of Financial Stability*, Vol. 8, No. 4, 2012. pp. 236-251.
14. Bruno V., Shin H.S., "Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 71(C), 2015. pp. 119-132.
15. Cetorelli N., Goldberg L.S., "Banking globalization and monetary transmission," *The Journal of Finance*, Vol. 67, No. 5, 2012. pp. 1811-1843.
16. Mundell R., "A theory of optimum currency areas," *American Economic Review*, No. 51, 1961. pp. 657-665.
17. Blanchard O., Katz L., "Regional evolutions," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 23, No. 1, 1992. pp. 1-76.
18. Кнобель А.Ю., Миронов А.К., "Оценка готовности стран СНГ к созданию валютного союза," *Журнал Новой экономической ассоциации*, Vol. 25, No. 1, 2015. pp. 76-101.

19. Barajas M.A., Chami M.R., Ebeke M.C., and Tapsoba M.S.J.A. Workers' Remittances: An Overlooked Channel of International Business Cycle Transmission? // *International Monetary Fund*. 2012. No. 12-251.
20. Abramov V. Spillover effects of Russian monetary policy shocks on the Eurasian Economic Union // *Bank of Russia Working Paper Series*. 2020.
21. Mac'kowiak B., "External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 2007. pp. 2512–2520.
22. Barnett A., "The effects of EU shocks on the newly acceded countries," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 12, 2007. pp. 389-404.
23. Allegret J.P., Couharde C., and Guillaumin C., "The impact of external shocks in East Asia: lessons from a structural VAR model with block exogeneity," *International Economics*, Vol. 132, 2012. pp. 35-89.
24. Feldkircher M., Huber F., "The international transmission of US shocks—Evidence from Bayesian global vector autoregressions," *European Economic Review*, Vol. 81, 2016. pp. 167-188.
25. Georgiadis G., "Determinants of global spillovers from US monetary policy," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 67, 2016. pp. 41-61.
26. Aizenman J., Chonn M.D., and Ito H., "Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 68, 2016. pp. 298-330.
27. Iacovello M., Navarro G., "Foreign effects of higher U.S. interest rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 95, 2019. pp. 232-250.
28. Mallik S.K., Sousa R.M., "Commodity prices, inflationary pressures, and monetary policy: Evidence from BRICS economies," *Asian Economic Review*, Vol. 24, 2013. pp. 677-694.
29. Пестова А., Мамонов М., and Ростова Н., "Шоки процентной политики Банка России и оценка из макроэкономических эффектов," *Деньги и кредит*, Vol. 14, No. 4, 2019. pp. 48-75.
30. Kilian L., "Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market," *American Economic Review*, Vol. 99, No. 3, 2009. pp. 1053-1069.
31. Kilian L., "Measuring global real economic activity: Do recent critiques hold up to scrutiny?," *Economic Letters*, Vol. 178, 2019. pp. 106-110.
32. Коепке R., "Fed policy expectations and portfolio flows to emerging markets. ," *Journal of International Financial Markets*, Vol. 55, 2018. pp. 170-194.
33. Пестова А.А., "Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства шоков и изменений режимов политики," *Вопросы экономики*, No. 2, 2018. pp. 33-55.
34. Ващелюк Н.В., Полбин А.В., and Трунин П.В., "Оценка макроэкономических эффектов шока ДКП для российской экономики," *Экономический журнал ВШЭ*, Vol. 19, No. 2, 2015. pp. 169-198.
35. Kiendrebeogo Y., "Unconventional monetary policy and capital flows," *Economic Modelling*, Vol. 54, No. 412-424, 2016. pp. 412-424.
36. "World economic outlook: Transitions and tensions," Vol. 10, 2013. P. 71.

37. Hamilton J.D., "Daily Monetary Policy Shocks and New Home Sales," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, Jul 2008. pp. 1171-1191.
38. Moore J., "Estimating the impacts of US LSAP's on emerging market economies' local currency bond markets," Vol. 595, 2013.
39. Tillmann P., Kim G., and Park H., "The spillover effects of US monetary policy on emerging market economies," *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 24, 2019. pp. 1313-1332.
40. Horvath R., Voslarova K., "International spillovers of ECB's unconventional monetary policy: the effect on Central Europe," *Applied Economics*, Vol. 49, 2016.
41. Falagiarda M., McQuade P., and Tirpák M., "Spillovers from the ECB's non-standard monetary policies on non-euro area EU countries: evidence from an event-study analysis," *ECB working paper*, Vol. 1869, 2015.
42. Uhlig H., "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, 2005. pp. 381-419.
43. Bruno V., Shin H.S., "Cross-border banking and global liquidity," *Review of Economic Studies*, Vol. 82, 2015. pp. 535-564.
44. Georgiadis G., Mehl A., "Financial globalisation and monetary policy effectiveness," *Journal of International Economics*, Vol. 103, 2016. pp. 200-212.
45. Bénétrix A.S., Lane P.R., and Shambaugh J.C., "International currency exposures, valuation effects and the global financial crisis," *Journal of International Economics*, Vol. 96, 2015. pp. S98-S109.
46. Bekaert G., Hoerova M., and Lo Duca M., "Risk, uncertainty and monetary policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, No. 7, 2013. pp. 771-788.
47. Eichenbaum M., Evans C.L., "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4. pp. 975-1009.
48. Taylor J. International monetary policy coordination: past, present and future // BIS Working Papers. 2013. No. 437.
49. Auer S., Friedrich C., Ganarin M., Paligorova T., and Towbin P., "International monetary policy transmission through banks in small open economies," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 90, No. C, 2019. pp. 34-53.
50. Kashyap A.K., Stein J.C., "Monetary Policy and Bank Lending," *NBER Studies in Business Cycles*, Vol. 29, 1994. pp. 221-256.
51. Gambacorta L., Shin H.S., "Why bank capital matters for monetary policy," *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 35, No. PB, 2018. pp. 17-29.
52. Buch C.M., Bussiere M., Goldberg L., and Hills R., "The international transmission of monetary policy," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 91, No. C, 2019. pp. 29-48.
53. Ломиворотов Р., "Влияние внешних шоков и денежно-кредитной политики на экономику России," *Вопросы экономики*, Vol. 11, 2014. pp. 122-139.

54. Пестова А., "Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований," *Вопросы экономики*, No. 4, 2017. pp. 38-60.
55. Пестова А.А., Ростова Н.А., "Экономические эффекты монетарной политики в России: о чем говорят большие массивы данных?," *Вопросы экономики*, No. 4, 2020. pp. 31-53.
56. Ломоносов Д.А., Полбин А.В., and Фокин Н.Д., "Шоки спроса, предложения, ДКП и цен на нефть в российской экономике (анализ на основе модели BVAR со знаковыми ограничениями)," *Вопросы экономики*, No. 10, 2020. pp. 83-104.
57. Тиунова М.Г., "Влияние монетарной политики на динамику реального сектора экономики России," *Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика*, No. 3, 2017. pp. 80-108.
58. Burakov D., "Transmission of United States monetary policy shocks to oil exporting countries: a vector error correction approach to Mundellian trilemma".
59. Полбин А.В., Андреев М.Ю., and Зубарев А.В., "Зависимость стран—членов ЕАЭС от цен на сырьевые товары," *Экономика региона*, Vol. 14, No. 2, 2018. pp. 623-637.
60. Kilian L., "Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market," *American Economic Review*, Vol. 99, No. 3, 2009. pp. 1053–1069.
61. Fratzscher M., "Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis," *Journal of International Economics*, No. 88, 2012.
62. Fratzscher M., Lo Duca M., and Straub , "On the international spillovers of US Quantitative Easing," *ECB Working paper*.
63. Fratzscher M., Lo Duca M., and Straub , "On the International Spillovers of US Quantitative Easing," *The economic journal*, No. 128, Feb 2018.
64. Lakdawala A., "The growing impact of US monetary policy on emerging financial markets: Evidence from India," *Journal of International Money and Finance*, No. 119, Dec 2021.
65. Bauer M., Neely C., "International channels of the Fed's unconventional monetary policy," *Journal of International Money and Finance*, No. 44, 2014.
66. Lombardi D., Siklos P., and Amand S., "Asset Price Spillovers from Unconventional Monetary Policy: A Global Empirical Perspective," *International Journal of Central Banking*, 2019.
67. Andreou C., Dimic , "Unconventional monetary policy and international equity capital flows to emerging markets," *European financial management*, 2021.
68. Bernharda S., Ebner T., "Cross-border spillover effects of unconventional monetary policies on Swiss asset prices," *Journal of International Money and Finance*, No. 75, 2017.
69. Wu-Xia shadow rate URL: <https://www.atlantafed.org/cqer/research/wu-xia-shadow-federal-funds-rate.aspx>
70. "The spillover effects of unconventional monetary policies in major developed countries on developing countries," *DESA WORKING PAPER*, 2013.
71. Linder P., Loeffler A., Segalla E., Valitova G., and Vogel U., "International monetary policy spillovers through the bank funding channel," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 90, 2018. pp. 161-174.

72. Полбин А.В., Скроботов А., "Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации," *Экономический журнал ВШЭ*, Vol. 20, No. 4, 2016. pp. 588-623.
73. // Официальный сайт центрального банка Республики Армения: [сайт]. URL: <https://www.cba.am/>
74. // Официальный сайт Национального банка Кыргызской Республики: [сайт]. URL: <https://www.nbkr.kg/>
75. // Официальный сайт Национального Банка Республики Казахстан: [сайт]. URL: <https://nationalbank.kz/>
76. // Официальный сайт Национального Банка Республики Беларусь: [сайт]. URL: <https://www.nbrb.by/>

В СЕРИИ ПРЕПРИНТОВ
РАНХиГС РАССМАТРИВАЮТСЯ
ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ
И ПРАКТИЧЕСКИЕ ПОДХОДЫ
К СОЗДАНИЮ, АКТИВНОМУ
ИСПОЛЬЗОВАНИЮ
ВОЗМОЖНОСТЕЙ
ИННОВАЦИЙ В РАЗЛИЧНЫХ
СФЕРАХ ЭКОНОМИКИ
КАК КЛЮЧЕВОГО УСЛОВИЯ
ЭФФЕКТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ



РАНХиГС

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ