НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

ТРАНСГРАНИЧНАЯ ДИНАМИКА ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В ЕВРАЗИЙСКОМ ЭКОНОМИЧЕСКОМ СОЮЗЕ: ЭМПИРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА

Департамент исследований и статистики
Экономическое исследование №2017-5

Тулеуов Олжас

Экономические исследования и аналитические записки Национального Банка Республики Казахстан (далее – НБРК) предназначены для распространения результатов исследований НБРК, а также других научно-исследовательских работ сотрудников НБРК. Экономические исследования распространяются для стимулирования дискуссий. Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию автора и могут не совпадать с официальной позицией НБРК.

Трансграничная динамика инфляционных процессов в Евразийском экономическом союзе: эмпирическая оценка

Июнь 2017 года

NBRK – WP – 2017 – 5

Автор выражает благодарность за ценные комментарии к данному исследованию участникам 14-ого ежегодного научного семинара «Monetary policy spillovers», проведенного совместно Национальными Банками Польши и Швейцарии в мае 2017 года

© Национальный Банк Республики Казахстан

Трансграничная динамика инфляционных процессов в Евразийском экономическом союзе: эмпирическая оценка

Тулеуов Олжас[1]

Аннотация

Евразийский экономический союз (далее – ЕАЭС) – современный пример развития тесных экономических и торговых связей на региональном уровне. Отсутствие торговых барьеров среди стран-участниц союза усиливает, в частности, вторичные трансграничные эффекты взаимовлияния инфляционных процессов в странах ЕАЭС. Это в свою очередь ставит под вопрос эффективность проводимой в каждой стране союза независимой денежно-кредитной политики, направленной, в первую очередь, на стабилизацию динамики внутренних потребительских цен. В этой связи является важным изучение и определение тех закономерностей и факторов формирования внутренней инфляции в странах ЕАЭС, которые являются следствием воздействия циклического или шокового изменения потребительских цен в других странах союза.

Таким образом, целью данной работы является эмпирическая оценка закономерностей и явлений в трансграничной динамике инфляционных процессов в ЕАЭС на основании моделей SVAR (structural vector autoregression).

Ключевые слова: *Евразийский экономический союз, трансграничная динамика инфляции, инфляционные процессы, торгуемые цены, вторичные трансграничные эффекты, международная торговля, SVAR моделирование, Казахстан, Россия, Беларусь, Армения, Кыргызстан.*

Классификация JEL: *C32; C53; E31; F15.*

[1] Тулеуов Олжас – ведущий специалист-аналитик, Управление макроэкономического прогнозирования и мониторинга, Департамент исследований и статистики, Национальный Банк Республики Казахстан. E-mail: Olzhas.Tuleuov@nationalbank.kz

Содержание

Введение…… 3
Обзор литературы…….. 4
Практические аспекты функционирования ЕАЭС……..... 5
Методология исследования и исходные данные……..... 10
Обсуждение полученных результатов……. 19
Заключение…… 23
Список литературы…… 24
Приложение……... 25

1. Введение

В настоящее время одними из главных мировых тенденций остаются такие явления, как международная глобализация и интеграция национальных экономик, рост свободного передвижения капитала и трудовых ресурсов между странами.

При этом данные процессы для стран имеют как положительные, так и негативные последствия. К числу положительных эффектов можно отнести рост объемов производства, снижение барьеров для торговли, повышение благосостояния домохозяйств. В свою очередь, негативные последствия заключаются в росте международных вторичных эффектов (international spillovers) для стран-участников глобализационных и интеграционных процессов, выраженные в усилении трансграничной передачи экономических и финансовых потрясений.

С точки зрения денежно-кредитной политики в этих условиях очень важным является трансмиссия международных вторичных эффектов в динамику потребительских цен.

В этом контексте ключевой вопрос заключается в том, могут ли центральные банки, особенно в небольшой открытой экономике, все еще самостоятельно контролировать инфляцию, учитывая все более тесные экономические взаимоотношения с другими экономиками.

Евразийский экономический союз (далее – ЕАЭС) – современный пример развития тесных экономических и торговых связей на региональном уровне. Отсутствие торговых барьеров среди стран-участниц союза усиливает, в частности, вторичные трансграничные эффекты взаимовлияния инфляционных процессов в странах ЕАЭС. Это в свою очередь ставит под вопрос эффективность проводимой в каждой стране союза независимой денежно-кредитной политики, направленной, в первую очередь, на стабилизацию динамики внутренних потребительских цен. В этой связи является важным изучение и определение тех закономерностей и факторов формирования внутренней инфляции в странах ЕАЭС, которые являются следствием воздействия циклического или шокового изменения потребительских цен в других странах союза.

Таким образом, целью данной работы является эмпирическая оценка закономерностей и явлений в трансграничной динамике инфляционных процессов в ЕАЭС на основании моделей SVAR (structural vector autoregression). Необходимо отметить, что главным преимуществом данных моделей является возможность накладывать структурные ограничения на линейные взаимозависимости исследуемых многомерных временных рядов, исходя из экономической логики изучаемого процесса.

Дальнейшая структура данной работы представлена: обзором литературы, рассмотрением практических аспектов функционирования ЕАЭС, описанием методологии исследования и используемых данных, а также обсуждением полученных результатов.

2. Обзор литературы

Изучение влияния различных внешних факторов, в том числе глобализации и интеграции, на уровень инфляции, оценка трансграничной динамики потребительских цен является относительно новым направлением в прикладных экономических работах. В частности Ciccarelli и Mojon (2010) анализируют взаимосвязь между темпами инфляции в мире и индексами потребительских цен в странах Организации экономического сотрудничества и развития. Основываясь на данных временных рядов, авторы утверждают, что темпы инфляции, характерные для конкретной страны, в основном представляют собой глобальное явление, то есть отдельные страны склонны перенимать глобальное инфляционное давление. Более того, глобальная инфляция будет отражать глобальные тенденции, такие как изменение цен на продовольственные и промышленные товары или динамика бизнес-циклов.

В этой связи, в некоторых исследованиях основное внимание уделяется изучению влияния конкретных факторов глобальной инфляции на ценовые изменения в конкретных странах. Так, в своем исследовании Borio и Filardo (2007) делают вывод о том, что глобальный дефицит производства является ключевым фактором, определяющим внутреннюю инфляцию. Однако согласно теоретической модели, разработанной Woodford (2007), возможности национальных центральных банков по контролю над инфляцией не будут под угрозой из-за усиления глобальной интеграции рынков. При этом важно, чтобы обменные курсы гибко подстраивались под изменения экономических условий. Тем не менее, как указывает автор, на поведение экономики влияет также ее степень открытости, что необходимо учитывать при реализации денежно-кредитной политики.

Эти результаты также соответствуют наблюдениям Mishkin (2009) и Bernanke (2007). Вместе с тем, Rey (2015) фокусируется на том, насколько международные потоки капитала влияют на способность центральных банков проводить независимую денежно-кредитную политику. Автор считает, что независимая денежно-кредитная политика в небольших экономиках со свободным движением капитала сталкивается с «дилеммой» вместо привычной «трилеммы» (Mundell, 1963). Так, даже при гибких обменных курсах на потоки капитала и денежно-кредитные условия этих стран значительное влияние оказывает глобальный финансовый цикл, который в значительной степени определяется денежно-кредитной политикой крупных экономик.

Neely и Rapach (2011) оценивают связи в трансграничной динамике инфляции через модель с ненаблюдаемыми переменными, которая объясняет темпы изменения потребительских цен в 64 странах мировыми, региональными и индивидуальными факторами. По результатам оценки авторов было определено, что мировые и региональные факторы объясняют, соответственно, 35% и 16% изменения годового уровня инфляции в среднем по странам, то есть общее международное влияние объясняет более

половины изменчивости внутренней страновой инфляции. При этом значимость мировых и региональных факторов внутренней инфляции стали более значимыми для ряда стран Северной и Латинской Америки, Азии и Европы лишь с 1980-х годов.

3. Практические аспекты функционирования ЕАЭС

Первые предпосылки по созданию современного ЕАЭС появились практически сразу после распада СССР. В 1995 году между Беларусью, Казахстаном и Россией были подписаны первые соглашения о создании в будущем Таможенного союза, к которым позже присоединились Кыргызстан и Таджикистан. Данные документы позднее в 2000 году стали основанием для создания первого крупного официального интеграционного объединения на территории СНГ – Евразийского экономического сообщества (таблица 1 Приложения), или ЕврАзЭС, участниками которого стали Россия, Казахстан, Беларусь, Узбекистан, Кыргызстан и Таджикистан.

Следующим шагом к более тесному экономическому сотрудничеству между нынешними странами-членами ЕАЭС, а именно Россией, Беларусью и Казахстаном, стало подписание в 2007 году соглашения о создании единой таможенной территории и Комиссии Таможенного союза в качестве единого постоянно действующего руководящего органа Таможенного союза.

Фактически Евразийский таможенный союз, или Таможенный союз Казахстана, Беларуси и России официально стал функционировать с 2010 года. Важно отметить, что Таможенный союз был запущен в качестве первого шага по формированию более широкого типа экономического союза бывших советских республик, схожего с Европейским союзом. Вместе с тем создание Таможенного союза должно было способствовать снижению торговых барьеров между странами-участницами, являясь составной частью образования будущего общего рынка.

С 2011 года начал функционировать наднациональный регулирующий орган – Евразийская экономическая комиссия (далее - ЕЭК) с целью укрепления более тесных экономических связей для создания ЕАЭС к 2015 году. Спустя год в 2012 году те же три государства образовали Единое экономическое пространство (далее - ЕЭП) для продвижения дальнейшей экономической интеграции. Все три страны ратифицировали базовый пакет из 17 соглашений, регулирующих запуск ЕЭП.

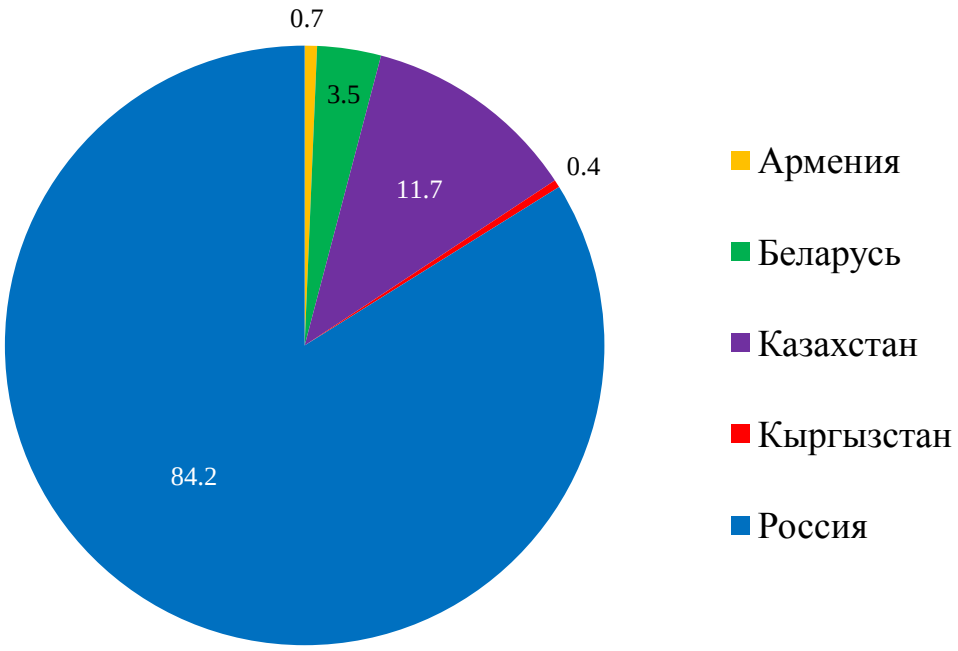
С 1 января 2015 года ЕАЭС, договор о создании которого был подписан в 2014 году, начал функционировать в составе России, Белоруссии и Казахстана. Со 2 января 2015 года членом ЕАЭС стала Армения. В августе того же года новым участником ЕАЭС стал Кыргызстан.

Согласно данным ЕЭК в настоящее время суммарная численность населения стран-участниц ЕАЭС составляет 182,7 млн. человек. Согласно расчетам автора, по итогам 2015 года суммарный объем ВВП стран ЕАЭС

составил 1 581 млрд. долларов США. При этом долевое распределение между ними характеризуется существенным преобладанием удельного веса ВВП России (см. рис. 1). В суммарном торговом обороте между странами союза, который по итогам 2015-2016 годов составил, соответственно 45,6 млрд. долларов США и 42,5 млрд. долларов США, также наблюдается значительное преобладание доли России (63%) (см. рис. 2).

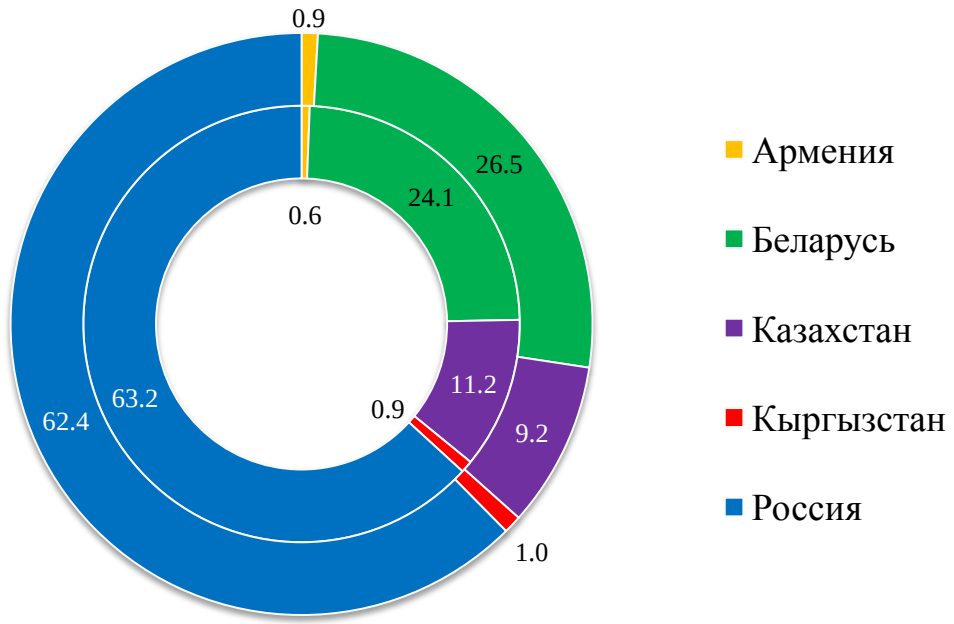
Как упоминалось выше, с точки зрения денежно-кредитной политики каждой страны-члена ЕАЭС очень важным является анализ и оценка взаимного межгосударственного влияния изменения уровней цен, или инфляции, в рамках союза, возникающего как следствие наличия и постоянного развития тесных торговых связей в условиях отсутствия таможенных барьеров. Другими словами, в рамках ЕАЭС динамика инфляции в каждой стране-участнице может подвергаться разной степени влияния инфляции из другой союзной страны, что является одним из каналов «заражения» возможными макроэкономическими шоками, источником которых является экономика другой страны, в частности ее инфляционные процессы. В этом случае в каждой стране ЕАЭС может подвергаться риску стабильность цен, а также снижаться эффективность проводимой национальной денежно-кредитной политики.

Рисунок 1. Удельный вес стран ЕАЭС в суммарном объеме номинального ВВП в долларовом эквиваленте по итогам 2015 года, в %



Источник: расчеты автора по данным Trading Economics

Рисунок 2. Удельный вес стран ЕАЭС в суммарном объеме взаимного торгового оборота в долларовом эквиваленте, в % (внутренний круг -2015 год, внешний круг -2016 год)



Источник: составлено автором по данным ЕЭК

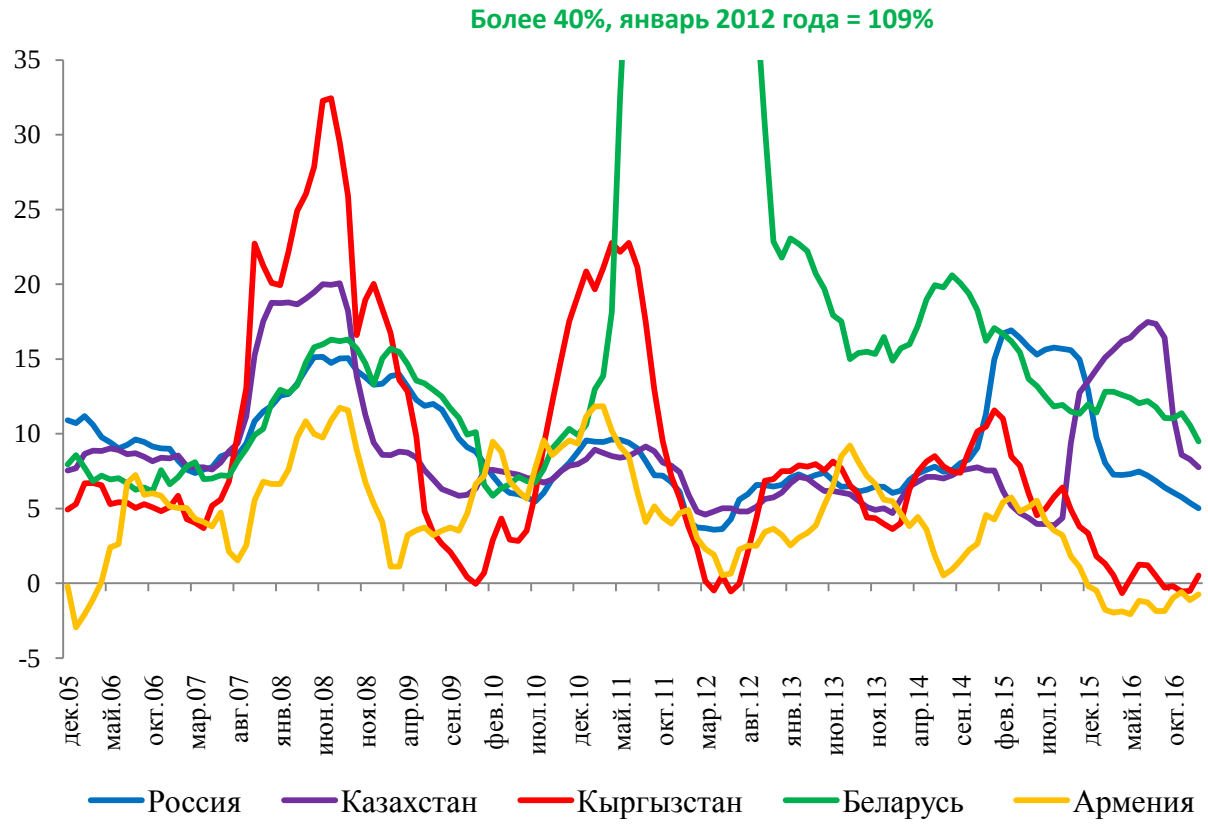
Текущая и историческая динамика инфляционных процессов в каждой из стран ЕАЭС имеют как общие тенденции, вызванные глобальными экономическими факторами, так и индивидуальные характеристики, определяемые различиями во внутренней структуре каждой экономики. На рисунке 3 представлена динамика годовой инфляции в странах ЕАЭС с 2006 года. Можно заметить, что в 2007-2008 годах и в 2010-2013 годах наблюдается сильная положительная корреляция между изменением уровня цен в анализируемых странах, которая объясняется ростом мировых цен на продовольственные товары в 2007 году и на энергоресурсы в 2010 году.

Вместе с тем, инфляция в Беларуси в 2011-2012 годах демонстрировала динамику, в значительной степени отличающуюся от показателей изменения уровня цен в других союзных государствах. Так, по итогам 2011 года уровень годовой инфляции в Беларуси достиг 108,7%, как следствие финансового кризиса, спровоцированного многолетним отрицательным сальдо торгового баланса, издержками административно-командной системы в экономике и двумя девальвациями белорусского рубля, произошедшими в течение 2011 года.

Начиная со второй половины 2014 года, характеризуемого как период активного снижения мировых цен на нефть, инфляционные процессы в странах ЕАЭС стали проявлять разнонаправленную динамику. В странах

нетто-импортерах нефти (Беларуси, Армении и Кыргызстане) инфляция начала снижаться, в том числе в Армении и Кыргызстане с 2016 года стали развиваться дефляционные процессы. Вместе с тем, Россия и Казахстан, являющиеся странами нетто-экспортерами углеводородного сырья, вслед за падением мировых цен на нефть были вынуждены в разный момент времени перейти на свободное курсообразование национальных валют в рамках реализации политики инфляционного таргетирования, вследствие чего обменные курсы российского рубля и казахстанского тенге к мировым валютам значительно обесценились. В свою очередь, усиление эффекта переноса обменного курса вызвало резкое ускорение инфляционных процессов в этих странах. С адаптацией экономик России и Казахстана к новым условиям и стабилизацией обменного курса рубля и тенге инфляционные процессы в этих странах также стабилизировались.

Рисунок 3. Динамика инфляции в странах ЕАЭС, г/г в %



Источник: составлено автором по данным национальных органов статистики и Thompson Reuters

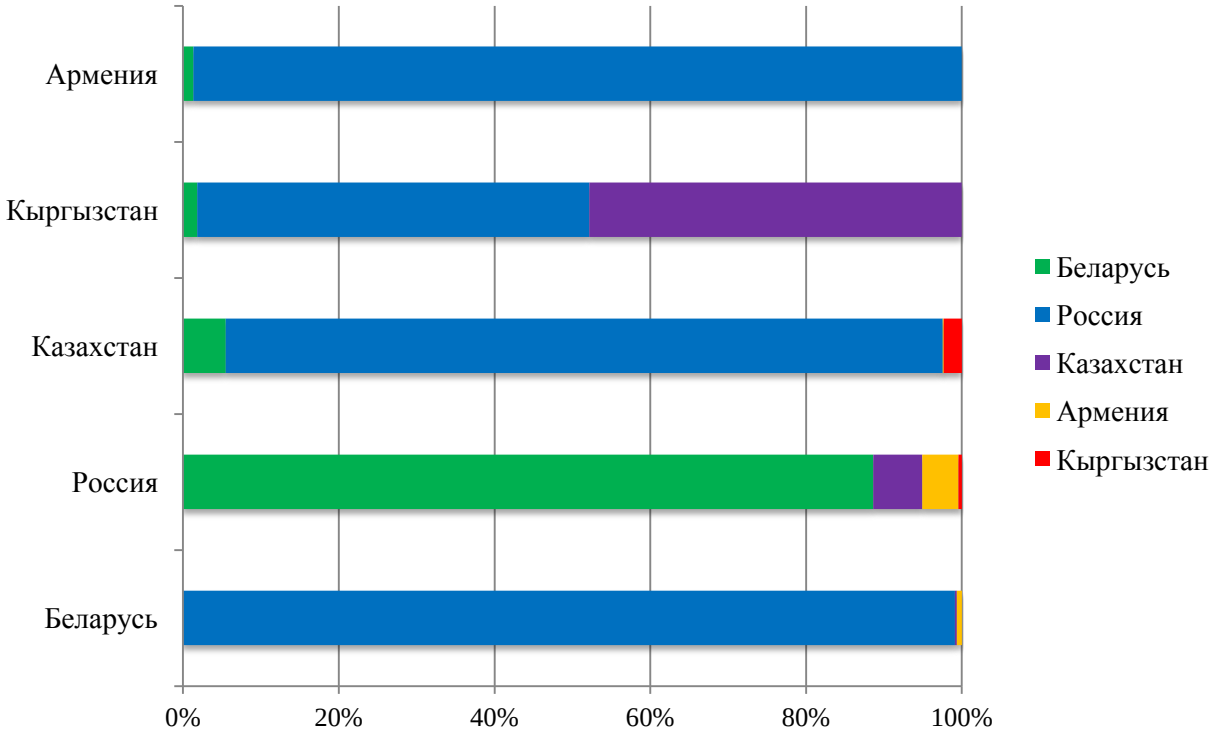
Таким образом, по итогам 2016 года годовая инфляция в России и Казахстане составили, соответственно, 5,4% и 8,5%, в Беларуси – 10,6%, а в Армении и Кыргызстане дефляция составила, соответственно, 1,13% и 0,5%.

Далее для того, чтобы получить первичное представление о том, через какой основной канал может происходить трансграничное влияние на динамику инфляции в рамках ЕАЭС и какие характерные закономерности

могут наблюдаться в протекании данного процесса, необходимо рассмотреть и проанализировать структуру импорта потребительских товаров в каждой стране союза, ввозимого из других государств ЕАЭС.

На рисунках 4 и 5 представлены структуры продовольственного и непродовольственного импорта каждой страны ЕАЭС из остальных союзных стран в среднем за 2015-2016 годы. При этом автором были использованы статистические данные Trade Map[2] по двусторонней торговле соответствующих стран. В свою очередь, данные по двусторонней торговле, представленные согласно международной системе по классификации торгуемых товаров HS6[3], были агрегированы, исходя из экспертных суждений автора, в потребительские товары по следующим кодам: продовольственные товары – со 2 по 25, непродовольственные товары – 30, 33, 34, 42-44, 47-71, 85, 92, 95, 97.

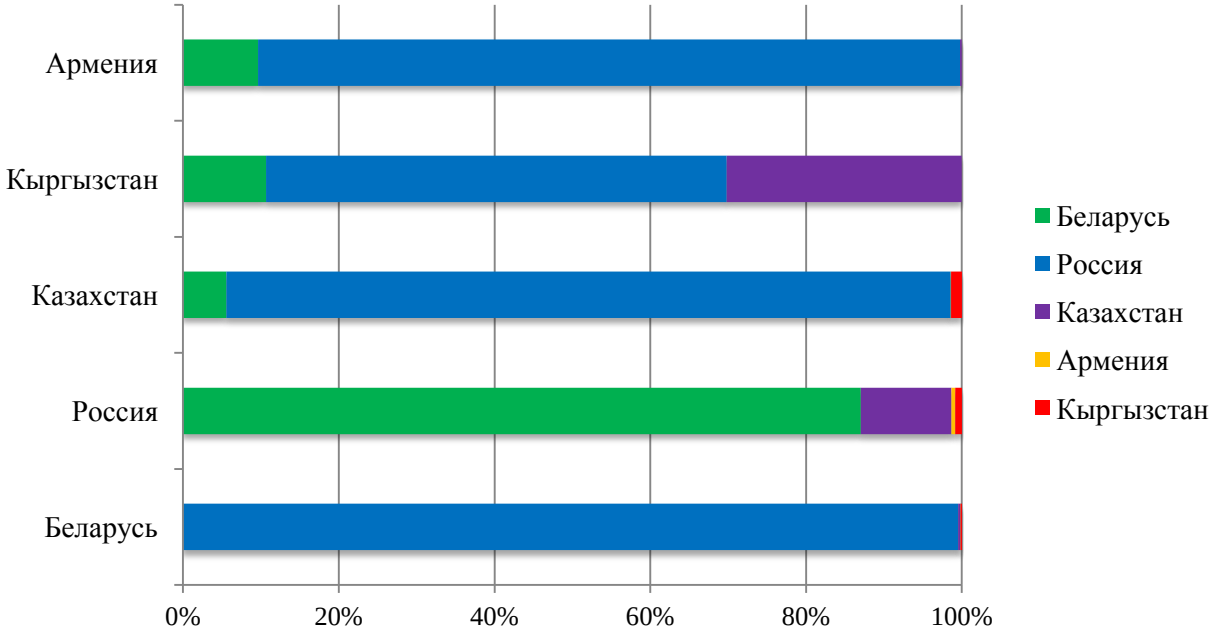
Рисунок 4. Структура продовольственного импорта каждой страны ЕАЭС из остальных союзных стран, в среднем за 2015-2016 годы, в %



Источник: расчеты автора по данным Trade Map

[2] http://www.trademap.org/
[3] Harmonized Commodity Description and Coding Systems

Рисунок 5. Структура непродовольственного импорта каждой страны ЕАЭС из остальных союзных стран, в среднем за 2015-2016 годы, в %



Источник: расчеты автора по данным Trade Map

Согласно рисункам 4 и 5 основная доля потребительского импорта в странах ЕАЭС приходится на российские товары. Вместе с тем в структуре потребительского импорта России, ввозимого из других союзных стран, существенно преобладает доля продовольственных и непродовольственных товаров из Беларуси. При этом доля непродовольственных товаров из Беларуси преобладают в структуре потребительского импорта Армении, Кыргызстана. Основными импортерами суммарного объема казахстанских потребительских товаров являются Кыргызстан и Россия. Товары же из Кыргызстана по сравнению с другими странами ЕАЭС больше всего представлены в структуре импорта Казахстана. Также армянские потребительские товары больше всего представлены в российском импорте продовольственных товаров.

Таким образом, анализ структуры потребительского импорта стран ЕАЭС демонстрирует, что в трансграничной динамике инфляции между государствами союза торговля играет ключевую роль и является основным каналом взаимовлияния потребительских цен в анализируемых странах.

4. Методология исследования и исходные данные

Для реализации целей исследования в работе применялись модели структурных векторных авторегрессий (structural vector autoregression, SVAR). Главным преимуществом данных моделей является возможность

накладывать структурные ограничения на линейные взаимозависимости исследуемых многомерных временных рядов, исходя из экономической логики изучаемого процесса.

Для того, чтобы получить более широкое теоретическое представление о SVAR моделировании, необходимо рассмотреть теоретические аспекты моделей векторной авторегрессии (vector autoregressive model, VAR).

Модели VAR, с одной стороны, являются обобщением авторегрессионных моделей для случая многомерных временных рядов. А с другой стороны, модель векторной авторегрессии является частным случаем системы одновременных уравнений. Переменные, поведение которых во времени подлежит моделированию, в рамках векторной авторегрессии образуют многомерный временной ряд. Предполагается, что многомерные временные ряды, составляющие вектор переменных, генерируют некоторый стохастический процесс. Таким образом, модель векторной авторегрессии должна описывать совместную эволюцию переменных во времени, опираясь на информацию, которую содержат сами временные ряды (Суслов, 2008).

Наиболее простое определение, которое можно дать модели векторной авторегресии, следующее: это эконометрическая модель, которая одновременно описывает поведение нескольких совместно зависимых переменных через изменение собственных предшествующих значений и значений других совместно зависимых переменных.

Приведем в качестве примера самый простой случай векторной авторегрессии. Рассмотрим поведение двух переменных. Модель будет учитывать авторегрессию первого порядка. Обозначим изучаемые совместно зависимые переменные как X_t и Y_t, где t – индекс времени. Учитывая наши предположения, модель будет включать два уравнения. В уравнение для каждой из двух совместно зависимых переменных, как для X_t, так и для Y_t, входят авторегрессионные составляющие первого порядка X_{t-1} и Y_{t-1}. Таким образом, мы получим следующую систему одновременных уравнений, которую, в нашем случае, мы вправе назвать векторной авторегрессией первого порядка:

$$X_t = \alpha_1 + \beta_{11}X_{t-1} + \beta_{12}Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1.1)$$

$$Y_t = \alpha_2 + \beta_{21}X_{t-1} + \beta_{22}Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad (1.2)$$

где α_1, β_{11}, β_{12}, α_2, β_{21}, β_{22} – параметры. Первый индекс для параметров указывает на уравнение, второй индекс - на переменную. Так, индексы при β_{12} говорят, что параметр входит в состав первого уравнения и стоит при предшествующих значениях зависимой переменной Y_{t-1}. Возмущения модели для первого и второго уравнения обозначены как ε_{1t} и ε_{2t}, соответственно, и представляют собой белый шум с соответствующими параметрами распределения:

$$E[\varepsilon_{1t}] = 0,\ var[\varepsilon_{1t}] = \sigma^2 \quad (1.3)$$
$$E[\varepsilon_{2t}] = 0,\ var[\varepsilon_{2t}] = \sigma^2, \quad (1.4)$$

Будем предполагать, что ε_{1t} и ε_{2t} не коррелируют между собой вне зависимости от поведения X_t и Y_t, хотя, в общем случае, процессы ε_{1t} и ε_{2t} могут коррелировать. Распределение возмущений ε_{1t} и ε_{2t} не зависит от распределения исследуемых зависимых переменных X_t и Y_t.

Интерпретация параметров векторной авторегрессии определяется структурой уравнений. Так, ненулевое значение параметра β_{11} говорит о наличии процессов автокорреляции в X_t, а ненулевое значение параметра β_{12} означает, что предшествующие значения Y_{t-1} оказывают значимое влияние на процесс формирования переменной X_t. Аналогичную интерпретацию в отношении процесса, представленного в Y_t, имеют параметры β_{21} и β_{22} во втором уравнении; α_1 и α_2 – константы.

Запишем систему уравнений (1.1) – (1.2) в матричном виде. Введем обозначения. Пусть

$$Y_t = \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix}, \alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}, B_1 = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}, Y_{t-1} = \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}, \quad (1.5)$$

тогда с учетом (1.5) система принимает вид:

$$Y_t = \alpha + B_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1.6)$$

которое в дальнейшем будем обозначать как VAR(1).

Введенные обозначения позволяют легко обобщить матричную запись модели авторегрессии первого порядка VAR(1) с двумя совместно зависимыми переменными на случай авторегрессии более высокого порядка и размерности. Пусть p – порядок авторегрессии, k – количество совместно зависимых переменных, k определяет размерность вектора Y_t, тогда вектор совместно зависимых переменных будет включать k совместно зависимых переменных:

$$Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \ldots, Y_{kt})^T.$$

Кроме того, введем векторы отставания значений совместно зависимых переменных $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots, Y_{t-p}$ соответственно с лагом запаздывания 1, 2, …, p; размерность векторов $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots, Y_{t-p}$ равна k. Обозначим через α – вектор параметров свободных членов уравнений размерности k; B_1, B_2, B_3, …, B_p – матицы параметров размерности k×k, соответствующие векторам лагированных значений переменных $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots, Y_{t-p}$ соответственно:

$$B_1 = \begin{pmatrix} B_{11}^{(1)} & B_{12}^{(1)} & \dots & B_{1k}^{(1)} \\ B_{21}^{(1)} & B_{22}^{(1)} & \dots & B_{1k}^{(1)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ B_{k1}^{(1)} & B_{k2}^{(1)} & \dots & B_{kk}^{(1)} \end{pmatrix}; \dots; B_p = \begin{pmatrix} B_{11}^{(p)} & B_{12}^{(p)} & \dots & B_{1k}^{(p)} \\ B_{21}^{(p)} & B_{22}^{(p)} & \dots & B_{1k}^{(p)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ B_{k1}^{(p)} & B_{k2}^{(p)} & \dots & B_{kk}^{(p)} \end{pmatrix}.$$

Вектор возмущений ε_t также будет иметь размерность, равную k:

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})^T.$$

Распределение членов вектора t характеризуется как белый шум:

$$E[\varepsilon_{jt}] = 0, \text{ var}[\varepsilon_{jt}] = \sigma^2_j, j = 1, 2, \dots k.$$

Ковариационную матрицу $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt}$ для любого момента времени t обозначим как $\sum$, размерность матрицы составляет k×k. При выполнении предположения о некоррелированности возмущений матрица $\sum$ имеет диагональный вид с элементами $\sigma^2_1, \sigma^2_2, \dots, \sigma^2_k$, расположенными на главной диагонали.

Тогда модель векторной авторегресии порядка p, которую принято обозначать как VAR(p), запишем в следующем виде

$$Y_t = \alpha + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + B_3 Y_{t-3} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \qquad (1.7)$$

Как известно, выделяют системы уравнений в структурной и приведенной форме. Запись векторной авторегрессии в форме (1.1) - (1.2) или в (1.7) можно рассматривать как аналог приведенной формы записи систем одновременных уравнений, так как совместно зависимые переменные не используются справа в уравнениях в качестве объясняющих переменных. Параметры α, $B_1, B_2, \dots, B_p$ в (1.7) являются приведенными параметрами. Проводя другие параллели с системами одновременных уравнений, отметим, что все переменные в модели $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt}$, характеризующие текущее состояние процессов, играют роль совместно зависимых переменных. Переменные с запаздыванием $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ выступают как предопределенные и берут на себя функцию объяснения динамики зависимых переменных. Отметим, что в векторной авторегрессии все переменные определяются внутри системы, то есть являются эндогенными. Вместе с тем, наличие переменных с запаздыванием $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ позволяет характеризовать модель (1.7) как динамическую модель.

Структурная форма записи может быть получена на основе приведенной формы следующим образом:

$$\Theta Y_t = \gamma + \Psi_1 Y_{t-1} + \Psi_2 Y_{t-2} + \dots + \Psi_p Y_{t-p} + w_t, \qquad (1.8)$$

где Θ матрица размерности k×k с элементами на главной диагонали, равными единице. Внедиагональные элементы матрицы Θ в (1.8), при условии, что

совместно зависимые переменные Y_{1t}, Y_{2t}, …, Y_{kt} не выступают в качестве объясняющих, равны нулю. Но если в модели векторной авторегрессии текущие значения зависимых переменных Y_{1t}, Y_{2t}, …, Y_{kt} выступают в качестве объясняющих, то в матрице Θ могут появиться ненулевые внедиагональные элементы. Матрицы Ψ_1, Ψ_2, …, Ψ_p имеют размерность k×k. Размерность вектора γ равна k. Вектор w_t включает возмущения в текущий момент времени t и имеет размерность, равную k. Структурные и приведенные параметры связаны следующими соотношениями:

$$B_j=\Theta^{-1}\Psi_j;\ \alpha=\Theta^{-1}\gamma,$$

ковариационные матрицы ошибок модели в структурной и приведенной форме, Ω и $\sum$ соответственно, связаны как:

$$\sum = \Theta^{-1}\Omega(\Theta^{T})^{-1}.$$

Таким образом, модель векторной авторегрессии, записанная в структурной форме, является структурной векторной авторегрессионной моделью, или SVAR.

Отметим, что первые исследования с применением SVAR были представлены Sims (1980). Позже SVAR были использованы для изучения влияния денег на выпуск (Sims, Zha, 2005), оценки значимости влияния шоков спроса и предложения на бизнес-циклы (Blanchard, Quah, 1989), определения последствий фискальной политики (Blanchard and Perotti, 2002), исследования связи между технологическими шоками и производительностью (Galí, 1999) и др.

Как уже отмечалось выше, для реализации целей исследования в работе применялись модели структурных векторных авторегрессий (structural vector autoregression, SVAR). Главным преимуществом данных моделей является возможность накладывать структурные ограничения на линейные взаимозависимости исследуемых многомерных временных рядов, исходя из экономической логики изучаемого процесса.

В качестве входных эндогенных переменных моделей SVAR использовались временные ряды месячной динамики потребительской инфляции в странах ЕАЭС. Но, в связи с тем, что в качестве основного канала трансграничной трансмиссии инфляционных процессов в рамках ЕАЭС была определена торговля, автором было принято решение в моделировании применять не общий показатель индекса потребительских цен (далее – ИПЦ), а лишь его сезонно-скорректированные[4] торгуемые компоненты: продовольственный и непродовольственный ИПЦ. Вместе с тем, был сделан вывод, что первоначально компоненты индексов цен на потребительские товары в анализируемых странах являются «номинальными» показателями, то есть отражают изменение среднего

[4] Сезонная очистка временных рядов, используемых в моделировании, осуществлялась по методу Census X-12-ARIMA

уровня цен в соответствующей стране, для расчета которого применяется стоимость товаров в национальной валюте данной страны. В этой связи «номинальные» индексы цен помимо трансграничных эффектов содержат в себе влияние изменения обменного курса национальной валюты, или эффект переноса обменного курса. В целях нивелирования данного эффекта и расчета «реального» индекса цен на торгуемые товары в странах ЕАЭС, «номинальные» индексы цен были скорректированы на лагированные месячные индекс номинального эффективного обменного курса (НОЭК) национальных валют соответствующих стран. При этом, максимальное количество лагов влияния изменения НОЭК на соответствующие компоненты ИПЦ для каждой анализируемой страны определялся исходя из значений информационного критерия Акайке (AIC) в тесте «Lag length criteria» (см. таблицы 1 и 2). В свою очередь, нулевой лаг был определен в качестве минимального лага влияния изменения НОЭК на компоненты ИПЦ в анализируемых странах.

Так, в результате расчета «реальных» индексов цен на торгуемые товары в странах ЕАЭС, выраженного в очистке влияние эффекта переноса обменного курса на динамику потребительских цен, возникла возможность сопоставления и совместного моделирования продовольственного и непродовольственного ИПЦ анализируемых стран с целью определить «чистые» трансграничные инфляционные эффекты.

Таблица 1. Информационные критерии Акайке (AIC) для определения максимального лага влияния НОЭК на продовольственный ИПЦ в странах ЕАЭС

Лаг (месяцев)	Россия	Казахстан	Кыргызстан	Беларусь	Армения
0	7.563398	7.686076	8.530657	10.284760	7.716421
1	6.657329	**6.887319***	8.299970	9.395922	**7.598073***
2	6.536458	6.923662	8.302688	9.381942	7.651100
3	**6.516737***	6.963971	8.340048	9.164934	7.699765
4	6.558117	6.992712	8.282573	9.200202	7.753147
5	6.601629	7.019520	**8.252442***	**9.161561***	7.775275
6	6.650391	7.051797	8.273485	9.165938	7.815883
7	6.605402	7.100859	8.321973	9.170374	7.867654
8	6.651560	7.104138	8.337767	9.202087	7.913993
9	6.680604	7.131768	8.386754	9.238247	7.940664
10	6.725407	7.132811	8.405366	9.248606	7.953305
11	6.694107	7.164998	8.450953	9.294593	7.949190
12	6.715610	7.188905	8.427531	9.331210	7.957083

Примечание: знак «*» соответствует значению информационного критерия Акайке при максимальном лаге анализируемой взаимосвязи

Таким образом, в рамках данного исследования в конечных оцениваемых моделях SVAR эндогенные факторы будут представляться

«реальными» индексами цен на продовольственные и непродовольственные товары в каждой стране ЕАЭС.

Для объяснения изменений динамики эндогенных факторов («реальных» индексов цен на торгуемые товары), вызванных не трансграничными эффектами, а воздействием глобальных явлений, были определены экзогенные переменные, характеризующие изменение мировых цен на такие основные продовольственные и промышленные товары, как сырая нефть, зерновые, калийные удобрения и золото.

Таблица 2. Информационные критерии Акайке (AIC) для определения максимального лага влияния НОЭК на непродовольственный ИПЦ в странах ЕАЭС

Лаг (месяцев)	Россия	Казахстан	Кыргызстан	Беларусь	Армения
0	6.106102	7.832216	6.523337	10.253620	6.582627
1	4.696334	7.117241	6.529588	9.528547	6.096197
2	4.636255	**6.983930***	6.530848	9.480266	6.129918
3	4.572453	7.033360	6.539262	9.432392	**6.063819***
4	**4.566633***	7.061846	**6.503787***	9.439325	6.120895
5	4.584501	7.055514	6.530469	9.306632	6.157461
6	4.635360	7.069263	6.586161	9.261042	6.200921
7	4.643688	7.128745	6.592485	**9.241957***	6.240511
8	4.679405	7.158399	6.598511	9.288747	6.238437
9	4.640631	7.175048	6.639179	9.291832	6.257998
10	4.635971	7.223281	6.683298	9.335093	6.282669
11	4.629353	7.255373	6.723437	9.387584	6.300920
12	4.673814	7.287765	6.742508	9.428158	6.262830

Примечание: знак «*» соответствует значению информационного критерия Акайке при максимальном лаге анализируемой взаимосвязи

Необходимо отметить, что при моделировании использовались фактические и расчетные месячные наблюдения эндогенных и экзогенных переменных за период с января 2005 года по декабрь 2016 года, или 144 наблюдений.

В таблице 3 показаны условные обозначения и источники статистических наблюдений входных переменных оцениваемых моделей, а также результаты расширенного теста Дикки-Фуллера на наличие единичного корня, демонстрирующие, что все модельные переменные являются стационарными.

В связи с тем, что в качестве индексов цен торгуемых товаров были выбраны индексы цен на продовольственные и непродовольственные товары, автором были оценены две модели SVAR-1 и SVAR-2, описывающие трансграничные связи раздельно между, соответственно, продовольственными ценами и непродовольственными ценами в рамках ЕАЭС. При этом, исходя из анализа структуры продовольственного и

непродовольственного импорта каждой страны ЕАЭС из остальных союзных стран (рис. 1 и 2 Приложения), для каждой из моделей SVAR автором были определены соответствующие матрицы ограничений Θ_1 и Θ_2.

Матрица ограничений Θ_1 для модели SVAR-1
(продовольственные цены)

$$\begin{pmatrix} u^{ARMENIA} \\ u^{BELARUS} \\ u^{KYRGYZSTAN} \\ u^{KAZAKHSTAN} \\ u^{RUSSIA} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & a_5 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & b_5 \\ 0 & 0 & 1 & c_4 & c_5 \\ 0 & d_2 & d_3 & 1 & d_5 \\ f_1 & f_2 & 0 & f_4 & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e^{ARMENIA} \\ e^{BELARUS} \\ e^{KYRGYZSTAN} \\ e^{KAZAKHSTAN} \\ e^{RUSSIA} \end{pmatrix}$$

Матрица ограничений Θ_2 для модели SVAR-2
(непродовольственные цены)

$$\begin{pmatrix} u^{ARMENIA} \\ u^{BELARUS} \\ u^{KYRGYZSTAN} \\ u^{KAZAKHSTAN} \\ u^{RUSSIA} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & a_2 & 0 & 0 & a_5 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & b_5 \\ 0 & c_2 & 1 & c_4 & c_5 \\ 0 & d_2 & 0 & 1 & d_5 \\ 0 & f_2 & 0 & f_4 & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} e^{ARMENIA} \\ e^{BELARUS} \\ e^{KYRGYZSTAN} \\ e^{KAZAKHSTAN} \\ e^{RUSSIA} \end{pmatrix},$$

где u – структурные шоки, e –статистические шоки.

Таким образом, на основании оцененных моделей SVAR-1 и SVAR-2 были получены функции импульсных откликов, графики которых представлены на рисунках 1 и 2 Приложения.

Таблица 3. Эндогенные и экзогенные переменные моделей SVAR-1, SVAR-2 и результаты ADF-теста

Переменная	**Условное обозначение**	**Источник статистических данных**	**Значение t-статистики ADF-теста (нулевая гипотеза: переменная имеет единичный корень)**
Сезонно-скорректированный "реальный" продовольственный ИПЦ Армении, к предыдущему месяцу	ARM_RCPI_F	Расчеты автора на основании данных терминала Bloomberg и официального сайта Центрального Банка Армении (www.cba.am)	-7.42***
Сезонно-скорректированный "реальный" продовольственный ИПЦ Беларуси, к предыдущему месяцу	BE_RCPI_F	Расчеты автора на основании данных терминала Bloomberg и официального сайта Национального Банка Беларуси (www.nbrb.by)	-5.55***
Сезонно-скорректированный "реальный" продовольственный ИПЦ Кыргызстана, к предыдущему месяцу	KR_RCPI_F	Расчеты автора на основании данных официальных сайтов Национального статистического комитета (www.stat.kg) и Национального Банка Кыргызской Республики (www.stat.kg)	-7.58***
Сезонно-скорректированный "реальный" продовольственный ИПЦ Казахстана, к предыдущему месяцу	KZ_RCPI_F	Расчеты автора на основании данных официальных сайтов Комитета по статистике (www.stat.gov.kz) и Национального Банка Республики Казахстан (www.nationalbank.kz)	-4.75***
Сезонно-скорректированный "реальный" продовольственный ИПЦ России, к предыдущему месяцу	RU_RCPI_F	Расчеты автора на основании данных официальных сайтов Федеральной службы государственной статистики (http://www.gks.ru) и Центрального Банка России (www.cbr.ru)	-8.48***
Сезонно-скорректированный "реальный" непродовольственный ИПЦ Армении, к предыдущему месяцу	ARM_RCPI_NF	Расчеты автора на основании данных терминала Bloomberg и официального сайта Центрального Банка Армении (www.cba.am)	-5.56***
Сезонно-скорректированный "реальный" непродовольственный ИПЦ Беларуси, к предыдущему месяцу	BE_RCPI_NF	Расчеты автора на основании данных терминала Bloomberg и официального сайта Национального Банка Беларуси (www.nbrb.by)	-5.66***
Сезонно-скорректированный "реальный" непродовольственный ИПЦ Кыргызстана, к предыдущему месяцу	KR_RCPI_NF	Расчеты автора на основании данных официальных сайтов Национального статистического комитета (www.stat.kg) и Национального Банка Кыргызской Республики (www.stat.kg)	-5.37***
Сезонно-скорректированный "реальный" непродовольственный ИПЦ Казахстана, к предыдущему месяцу	KZ_RCPI_NF	Расчеты автора на основании данных официальных сайтов Комитета по статистике (www.stat.gov.kz) и Национального Банка Республики Казахстан (www.nationalbank.kz)	-5.34***
Сезонно-скорректированный "реальный" непродовольственный ИПЦ России, к предыдущему месяцу	RU_RCPI_NF	Расчеты автора на основании данных официальных сайтов Федеральной службы государственной статистики (http://www.gks.ru) и Центрального Банка России (www.cbr.ru)	-7.74***
Месячный прирост цены нефти марки Brent	BRENT	Терминал Bloomberg	-8.74***
Месячный прирост цены на золото	GOLD	Терминал Bloomberg	-5.13***
Месячный прирост индекса FAO Cereals (ФАО зерновые)	FAO_CER	Официальный сайт Продовольственной сельскохозяйственной организации при ООН (http://www.fao.org)	-7.61***
Месячный прирост цены на калийные удобрения	KCI	Сайт экономических и финансовых статистических данных (http://www.indexmundi.com)	-6.88***

Примечание: ***, ** и * указывают статистическую значимость коэффициентов на 1%, 5% и 10% уровнях соответственно

5. Обсуждение результатов

На основании импульсных откликов моделей SVAR-1 (продовольственные цены) и SVAR-2 (непродовольственные цены), графики которых представлены на рисунках 1 и 2 Приложения, были определены закономерности и явления, характерные для трансграничной динамики инфляционных процессов в ЕАЭС. Так, ниже представлен анализ реакции торгуемых цен в странах ЕАЭС на шоки продовольственного и непродовольственного ИПЦ в других союзных странах. *Необходимо отметить, что среди полученных результатов* ***итоги в виде негативного влияния*** *положительного шока инфляции в некоторых странах ЕАЭС на другие союзные государства автором для обобщения выводов интерпретируются как, в целом, отсутствие какого-либо взаимовлияния между анализируемыми показателями в условиях выбранной ограниченной спецификации SVAR-моделей.*

Армения

Шок цен на торгуемые товары в Армении в целом не оказывает значимого положительного влияния на другие страны в рамках ЕАЭС. Вместе с тем, при более детальном и подробном анализе графиков импульсных откликов можно заметить, что существует очень слабое влияние шока продовольственной инфляции Армении на Кыргызстан в пределах 2-3 месяцев с момента возникновения шока, и шока непродовольственной инфляции Армении на Россию в течение 1-2 месяцев. Стоит отметить, что основу потребительского импорта России из Армении в части непродовольственных товаров составляет фармацевтическая продукция, драгоценные и полудрагоценные камни и изделия из них. Вместе с тем, основная группа продовольственных товаров, которые импортируются из Армении в Кыргызстан, представлена безалкогольными и алкогольными напитками. Возможно, что причина незначительного усиления реакции торгуемой инфляции России и Кыргызстана на шок армянских цен заключается в значительных транспортных и логистических расходах на фоне отсутствия общих государственных границ с Арменией.

Беларусь

По результатам исследования было определено, что в рамках ЕАЭС шоки цен торгуемых товаров в Беларуси на фоне относительно значимых объемов экспорта потребительских товаров оказывают наибольший трансграничный эффект на цены продовольственных товаров в Казахстане и Кыргызстане. Так 1%-ый шок продовольственной инфляции в Беларуси вызывает ускорение аналогичных индексов цен в Казахстане и Кыргызстане суммарно для каждой страны на 0,5 п.п. в течение трех месяцев с момента возникновения шока. Также в части непродовольственной инфляции наблюдается несущественное влияние 1%-го шока белорусских цен на цены

в Кыргызстане в суммарных пределах 0,1-0,2 п.п. в течение пяти месяцев с момента появления шока. Беларусь экспортирует в Казахстан преимущественно молочные продукты, пищевые продукты животного происхождения, мясо, морепродукты. В свою очередь Кыргызстан импортирует из Беларуси такие продовольственные товары, как сахар и кондитерские изделия, продукция мельничной промышленности (солод, крахмалы, инулин, пшеничная клейковина), и непродовольственные товары, как изделия их металла, меха, дерева, керамики, машинные приборы и электрические оборудования. Причиной относительно усиленного влияния шока белорусских потребительских цен на цены в Казахстане и Кыргызстане являются следствием двух факторов: широкий набор и значительный объем импортируемых товаров, а также транспортные издержки ввиду отсутствия общих границ и большой отдаленности анализируемых стран от Беларуси.

Наряду с этим, несмотря на значительный объем экспорта товаров из Беларуси в Россию и наличие развитой транспортно-логистической инфраструктуры между этими странами, согласно модельным результатам шоки белорусских потребительских цен не оказывают влияния на цены российских продовольственных и непродовольственных товаров. Причиной этого, вероятно, является формирование торговых отношений между Беларусью и Россией на основе государственных договоренностей, согласно которым процесс ценнообразования может регулироваться и тем самым отклоняться от рыночных условий.

Кыргызстан

Шоки продовольственных цен в Кыргызстане среди стран ЕАЭС в большей степени и наиболее продолжительное время оказывают влияние на продовольственные цены в Казахстане и Беларуси. Так 1%-ый шок продовольственной инфляции Кыргызстана приводит к постепенному ускорению месячного индекса цен на продовольственные товары в Казахстане и Беларуси кумулятивно на 0,5-0,7 п.п. в течение 4-6 месяцев с начала соответствующего шока. При этом, подобное влияние кыргызских цен на цены в Казахстане определяется наличием общих государственных границ, а также близостью промышленно развитых регионов Кыргызстана к наиболее густонаселенным казахстанским областям и городам. Также необходимо отметить, что Казахстан осуществляет импорт таких потребительских товаров, произведенных в Кыргызстане, как молочные продукты, яйца птиц, овощи, пищевые продукты животного происхождения.

В свою очередь реакция продовольственных цен в Беларуси на шоки аналогичных цен в Кыргызстане может быть связано с влиянием реэкспорта кыргызских товаров в Беларусь через Казахстан и Россию и возможного отсутствия прямых поставок от первичных кыргызских производителей к конечным белорусским потребителям, что дополнительно увеличивает издержки и конечные цены товаров. При этом, кыргызский экспорт

продовольственных товаров в Беларусь состоит из овощей и продуктов животного происхождения.

Казахстан

Шок продовольственной инфляции в Казахстане значительно влияет на цены продовольственных товаров в Армении, Кыргызстане и Беларуси. Так 1%-ый шок продовольственной инфляции в Казахстане приводит к росту месячной продовольственной инфляции в Армении кумулятивно на 0,6-0,7 п.п. в течение 3-4 месяцев после шока, а в Кыргызстане и Беларуси – кумулятивно на 0,5 п.п. в течение 2-3 месяцев после шока. На протяжении исследуемого периода Казахстан являлся наиболее крупным поставщиком пшеницы и продуктов питания на основе зерновых культур в Армению, а также экспортировал в Кыргызстан в больших объемах продукцию мукомольной промышленности, пшеницу, растительные масла, животные жиры, табачные изделия и др., в Беларусь – поваренную соль, продуты животного происхождения, сахар.

Динамика реакции цен непродовольственных товаров в Армении, Беларуси и Кыргызстане на шок непродовольственной инфляции в Казахстане в достаточной мере схожа с реакцией на шок продовольственной инфляции, как по количественной оценке, так и по длительности времени влияния. При этом, Казахстан экспортирует в эти страны преимущественно изделия из металла, хлопка, а также продукцию нефтепереработки.

В случае с Кыргызстаном реакция цен на шоки в Казахстане объясняются наличием общих границ, что позволяет увеличивать объемы торговли между странами и быстрее и ощутимее перетекать ценовым шокам. В свою очердеь выявленный характер отклика цен в Армении и Беларуси на ценовые шоки Казахстана, предположительно, связаны с большим составляющим в конечной стоимости товаров транспортных и логистических расходов.

Россия

Несмотря на то, что, исходя из сравнительных экономических показателей, Россия в рамках ЕАЭС представляется «большой экономикой», результаты оценки функций импульсных откликов в рамках данного исследования не подтвердил этого предположение. модельные результаты продемонстрировали, что шок торгуемых цен в России в существенной форме сказывается лишь на динамике казахстанской инфляции, а не всех стран, входящих в ЕАЭС. Так 1%-ый шок продовольственных цен в России приводит к ускорению аналогичных цен в Казахстане кумулятивно на 1-1,5 п.п. в течение трех месяцев с момента возникновения шока. В свою очередь аналогичный шок цен на непродовольственные российские товары приводит к кумулятивному росту непродовольственной части инфляции в Казахстане в месячном выражении на 2 п.п. в течение 3 месяцев с начала шока.

Данная реакция изменения потребительских цен в Казахстане на шоки цен в России является наибольшей в количественном выражении по сравнению с другими результатами, определенными в рамках настоящего исследования. При этом такая связь в виде большой инерционности влияния российских цен на казахстанские объясняется тем, что Россия является крупнейшим импортером широкого набора продовольственных и непродовольственных товаров для Казахстана не только в рамках ЕАЭС, но и в сравнении с остальными странами мира. Дополнительно стоит отметить, что российско-казахстанская граница является самой протяженной сухопутной границей в мире и имеет достаточно развитую транспортно-логистическую инфраструктуру, связывающую крупные города и регионы обеих стран.

6. Заключение

По итогам проведения данного исследования автором был сформулирован вывод, что трансграничная динамика инфляционных процессов в рамках ЕАЭС может развиваться и усиливаться по двум причинам:

- большой торговый оборот на фоне наличия общих государственных границ и развитости транспортно-логистической инфраструктуры (влияние цен России на Казахстан, взаимное влияние цен в Казахстане и Кыргызстане),
- по причине высоких транспортных и транзитных издержек в связи с отсутствием общих государственных границ (влияние цен Казахстана и Кыргызстана на цены в Армении и Беларуси, влияние цен в Беларуси на Казахстан и Кыргызстан).

Дальнейшее усиление трансграничной динамики инфляционных процессов в ЕАЭС может ограничивать эффективность и создавать дополнительные внешние риски для действий монетарных властей. Это, в свою очередь, будет усложнять задачи самостоятельно проводимой в странах ЕАЭС денежно-кредитной политики по обеспечению стабильности цен.

Несмотря на наличие определенных результатов в рамках данной работы, стоит отметить, что остается потенциал для дальнейших исследований, направленных на изучение трансграничной динамики инфляции в ЕАЭС путем развития представленных здесь методологических подходов и модельного инструментария.

Список использованных источников

1. Sims C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica 48, 1-48.*
2. Blanchard O., Quah D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review 79, 655-673.*
3. Galí J. (1999). Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? *American Economic Review 89, 249-271*.
4. Blanchard O., Perotti R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics 117, 1329-1368*
5. Sims C. and Zha T. (2005). Does Monetary Policy Generate Recessions? Macroeconomic Dynamics, forthcoming.
6. Bernanke B. (2007). Globalization and Monetary Policy. *Speech at Fourth Economic Summit, Stanford Institute for Economic Policy Research, March.*
7. Borio C., Filardo A. (2007). Globalisation and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation. *BIS Working Paper, No. 227.*
8. Mishkin F. (2009) Globalization, Macroeconomic Performance, and Monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking, vol. 41, no. s1, pp. 187-196.*
9. Ciccarelli M., Mojon B. (2010). Global Inflation. *The Review of Economics and Statistics, vol. 92, no. 3, pp. 524-535.*
10. Neely C., Rapach D. (2011). International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics. *Journal of International Money and Finance, vol. 30, pp. 1471-1490.*
11. Rey H. (2015). Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence. *NBER Working Paper Series, No. 21162.*
12. Суслов В.И. Курс лекций. Эконометрия-3. // *Суслов В.И., Лапо В.Ф., Талышева Л.П., Ибрагимов Н.М. – Красноярск: СФУ, 2008. – 193 с.*
13. Тулеуов О. (2017). Анализ и эмпирическая оценка трансграничного воздействия на развивающиеся рынки нетрадиционной монетарной политики центральных банков развитых стран. *Департамент исследований и статистики Национального Банка Казахстана, Экономическое исследование №2017-2. NBRK - WP - 2017* - 2. *Февраль.*
14. http://www.eurasiancommission.org/ - официальный сайт Евразийской экономической комиссии.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица 1. Создание и развитие Евразийского экономического союза

<table>
<tr><td>Год основания</td><td>2000</td><td>2007</td><td>2007 и 2011</td><td>2014</td></tr>
<tr><td>Год вступления</td><td>2001</td><td>2010</td><td>2012</td><td>2015</td></tr>
<tr><td>Документ</td><td>Договор об учреждении Евразийского экономического сообщества</td><td>Договор о создании единой таможенной территории и формировании таможенного союза</td><td>Декларация о евразийской экономической интеграции</td><td>Договор о Евразийском экономическом союзе</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Интеграционное объединение, страны-участники</td><td colspan="2" rowspan="2"></td><td>Единое экономическое пространство (ЕЭП): Казахстан, Беларусь, Россия, Армения (с 2014 года), Кыргызстан (с 2015 года)</td><td rowspan="3">Евразийский экономический союз (ЕАЭС): Казахстан, Беларусь, Россия, Армения, Кыргызстан (с августа 2015 года)</td></tr>
<tr><td>Таможенный союз (ТС): Казахстан, Беларусь, Россия, Армения (с 2014 года), Кыргызстан (с 2015 года)</td></tr>
<tr><td colspan="3">Евразийское экономическое сообщество (ЕврАзЭС): Казахстан, Кыргызстан, Беларусь, Россия, Таджикистан, Узбекистан</td></tr>
</table>

Рисунок 1. Кумулятивные импульсные отклики на 1%-ый шок продовольственной инфляции в ЕАЭС

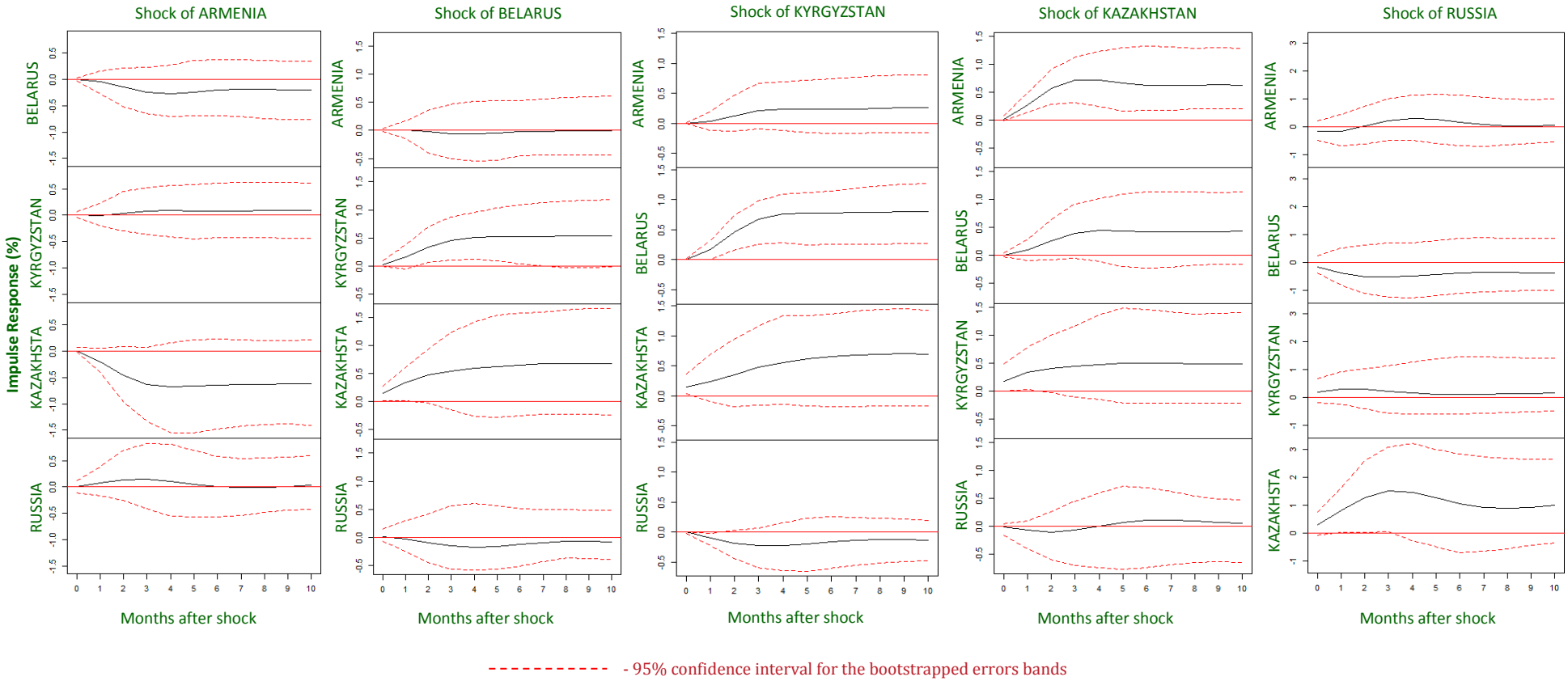
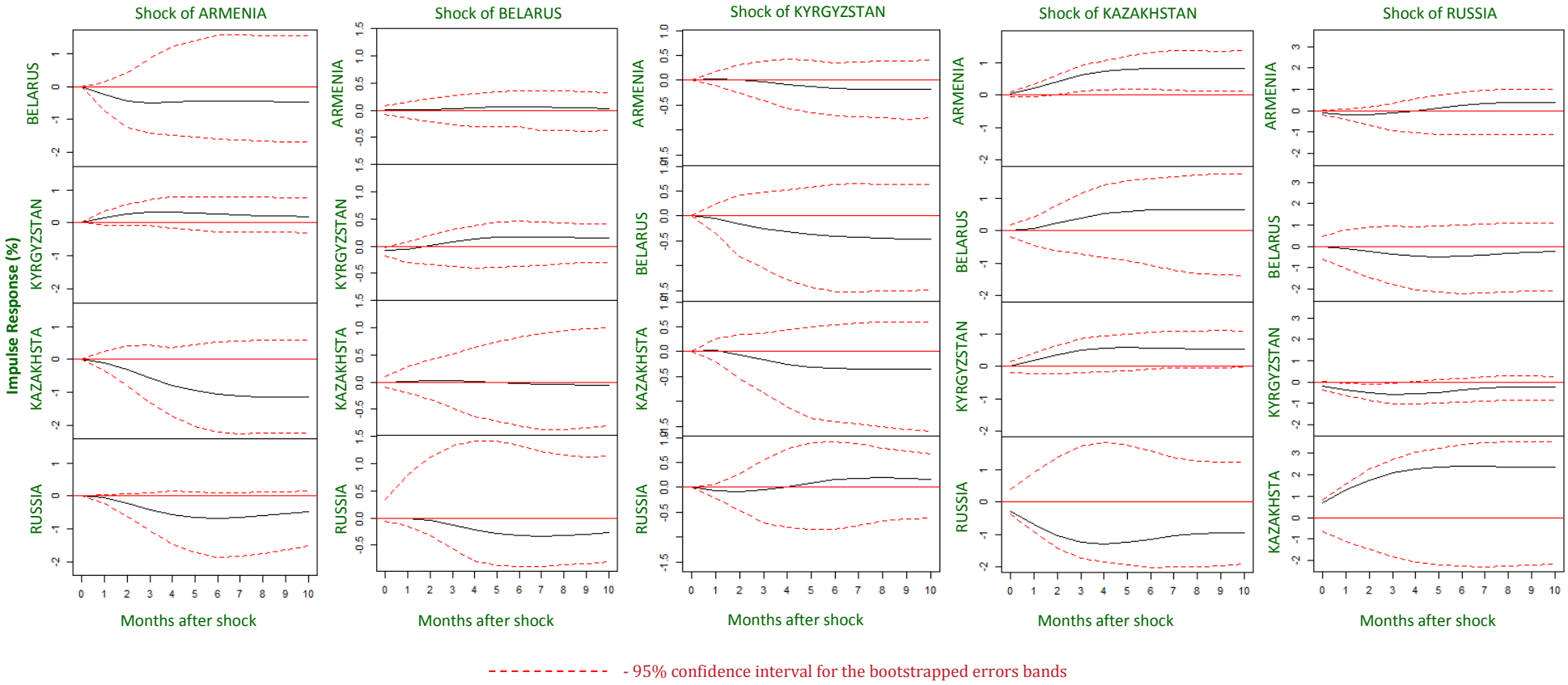



Рисунок 2. Кумулятивные импульсные отклики на 1%-ый шок непродовольственной инфляции в ЕАЭС