

Различия в эффектах единой денежно-кредитной политики: случай регионов России

Вадим Напалков, Банк России
napalkovvv@mail.cbr.ru

Анна Новак, Банк России
ananova7@gmail.com

Андрей Шульгин, Банк России
andrei.shulgin@gmail.com

Работа посвящена исследованию региональной неоднородности в реакции базовой инфляции на шок единой денежно-кредитной политики (ДКП) на примере России. Мы используем инструментарий модели глобальной векторной авторегрессии, чтобы оценить функции импульсного отклика базовой инфляции регионов России на шок ДКП. Средний накопленный за пять лет отклик базовой инфляции регионов на шок ставки МІАСR в 1 процентный пункт (п. п.) составляет $-0,74$ п. п. Для 77 из 80 регионов пятилетний отклик накопленной базовой инфляции оказался статистически значимым. Если исключить три статистически незначимых отклика, а также отбросить по четыре региона с минимальной и максимальной реакцией, то разброс составит от $-0,55$ до $-0,93$ п. п. при стандартном отклонении $0,12$. Мы показываем, что на горизонте до года неоднородный отклик на шок ДКП способен умеренно снизить неоднородность реакции региональной инфляции на шок валютного курса. Однако величина данного эффекта оказывается очень ограниченной. Анализ факторов региональной неоднородности показывает, что чем выше доля добывающих отраслей в ВРП, доля кредитов, выданных предприятиям, связанным с обрабатывающим сектором, доля кредитов, выданных малым предприятиям региона, а также региональный уровень безработицы, тем сильнее базовая инфляция региона реагирует на шок ДКП. Степень неоднородности отклика базовой инфляции регионов России на шок ДКП, набор факторов для объяснения данной неоднородности, а также объясненная часть дисперсии регионального отклика (30–40% в зависимости от спецификации модели) оказались сопоставимыми с аналогичными показателями в других странах, имеющих выраженную региональную неоднородность.

Ключевые слова:

глобальная векторная авторегрессия, денежно-кредитная политика, региональная неоднородность, монетарная трансмиссия

JEL Codes: E52

Цитирование: Napalkov, V., Novak, A., Shulgin, A. Variations in the Effects of a Single Monetary Policy: The Case of Russian Regions. *Russian Journal of Money and Finance*, 80(1), pp. 3–45.

doi: 10.31477/rjmf.202101.03

1. Введение

Россия принадлежит к группе стран с выраженной региональной неоднородностью¹, для которых единая денежно-кредитная политика (ДКП), во-первых, не полностью соответствует бизнес-циклу каждого конкретного региона, во-вторых, оказывает неодинаковое воздействие на экономику неидентичных регионов. В этой работе мы поднимаем вторую из обозначенных проблем и задаемся вопросом, насколько сильно различается реакция регионов России на единую ДКП, а также исследуем факторы, которые помогают объяснить наблюдаемую неоднородность в отклике базовой инфляции региона на действия монетарных властей.

Задаваемый в работе исследовательский вопрос относится к широкой теме анализа оптимальных валютных зон, которая историческими корнями уходит в обсуждение оптимальности системы золотого стандарта. Несовпадающие бизнес-циклы (возникающие в результате как региональных шоков, так и неоднородной реакции на общие шоки), немгновенная подстройка относительных цен, историческим аналогом которой является медленный денежно-ценовой механизм (*price-specie flow mechanism*) подстройки в период золотого стандарта, а также преграды на пути перераспределения ресурсов между гетерогенными регионами в отсутствие монетарной автономии приводят к потерям в благосостоянии регионов². Необходимо оговориться, что расхождение бизнес-циклов регионов само по себе не является проблемой. Например, оно может быть обусловлено более значительной долей обрабатывающих или добывающих отраслей региона, сильнее реагирующих на изменение относительных цен на мировом рынке. Проблема, приводящая к потере благосостояния, появляется, только если различия в бизнес-циклах возникают в условиях несовершенных механизмов подстройки относительных цен и реальных рынков, которые не позволяют экономическим агентам региона оптимальным образом среагировать на шоки. Мы исходим из того, что ДКП может частично решить проблему неоптимальной подстройки и сократить потери экономических агентов. Так как регионы не обладают монетарной автономией, данная возможность исчезает. Наконец, даже если ряд регионов несут потери от региональной неоднородности, это еще не свидетельствует о неоптимальности валютной зоны, так как данные потери компенсируются рядом преимуществ от вхождения регионов в валютную зону (см. классические работы Mundell, 1961; McKinnon, 1963; Kenen, 1969; Eichengreen, 1993) – точно так же, как при золотом стандарте проблемы подстройки под идиосинкратические шоки сами по себе не являются основанием для отказа от него, компенсируясь преимуществами участия в золо-

¹ Например, Kwon and Spilimbergo (2005) находят, что региональная дисперсия доходов в России уступает лишь дисперсии Китая и значительно выше, чем в США и Канаде. Авторы показывают, что, если учесть региональные тренды, Россия окажется в мировых лидерах по региональной дифференциации доходов. Перевышин и др. (2017) демонстрируют, что региональная дифференциация цен в России также одна из самых высоких в мире.

² Kwon and Spilimbergo (2005) показывают, что слабость механизмов подстройки под сильные региональные шоки порождает значительные колебания регионального дохода в России, что может свидетельствовать о наличии потерь, связанных с региональной неоднородностью.

том стандарте. В данной работе мы не пытаемся взвесить потери и выигрыши от нахождения региона в валютной зоне, а останавливаемся на позитивном анализе свойств реакции регионов на общие шоки.

Основным объектом исследования в нашей работе является региональная неоднородность отклика базовой инфляции на шок ДКП. Исследуя дифференциацию отклика региональной инфляции на некоторый шок, а не дифференциацию самой региональной инфляции³, мы отказываемся от глобальной задачи представить законченную модель региональной инфляции. Мы видим нашу задачу более узко: предложить адекватную модель региональной инфляции, в которой можно было бы выделить вклад шоков самых важных общих факторов. Акцент на шок единой ДКП делается потому, что он, во-первых, рельефно выявляет источники неоднородности региональной структуры экономики, во-вторых, знание особенностей отклика инфляции и экономической активности региона на общую ДКП важно само по себе для более эффективной коммуникации в режиме таргетирования инфляции. Наконец, знание об особенностях реакции региональной инфляции на шок ДКП может помочь более точно обрисовать картину в регионе при определении параметров стабилизационной региональной фискальной политики.

Шок ДКП также отличается от других общих шоков тем, что стабилизационная дискреционная ДКП способна при определенных условиях способствовать также и региональной стабилизации бизнес-цикла: сильная реакция региона на общестрановые шоки спроса может частично компенсироваться за счет сильной реакции региона на шок ДКП. Например, неоднородный рост региональных потребительских цен за счет эффекта дохода, возникающего при колебании мировых цен сырьевых товаров, может привести к необходимости коррекции единой ДКП, которая сильнее повлияет именно на те регионы, в которых данная проблема возникла. Это могло бы в некоторых случаях сгладить известную проблему «одного размера для всех» (Nechio, 2011; Malkin and Nechio, 2012). В нашей работе мы получаем подтверждение тому, что неоднородность регионального отклика на шок ДКП помогает снижать разброс региональной инфляции, порожденный неоднородной реакцией на другие общие шоки (валютного курса и цен на нефть). Однако величина данного эффекта оказывается очень ограниченной⁴.

Самым распространенным подходом к анализу влияния единой ДКП на различные регионы страны является изучение отклика регионального показателя экономической активности (личного дохода, занятости, безработицы, валового

³ Данная задача решается во многих работах, посвященных экономике России. Например, Жемков (2019) исследует структурные уровни инфляции регионов России; Перевышин и Егоров (2016) и Deryugina et al. (2019) изучают роль общих, отраслевых и региональных факторов региональных цен; Перевышин и др. (2017) объясняют региональную дифференциацию цен с помощью ряда региональных факторов; Глушенко (2010) исследует вопросы региональной конвергенции; Кириллов (2017) оценивает пространственную связанность региональных инфляционных процессов.

⁴ В долгосрочном периоде потери агентов от несовершенной подстройки уже не играют существенной роли – на первый план выходят вопросы регионального неравенства, возникающего при долгосрочной неоднородной реакции потребительских цен в ответ на общие шоки, в том числе шок ДКП. Мы показываем, что вклад шоков ДКП в долгосрочную динамику потребительских цен среднего региона достаточно велик.

регионального продукта (ВРП) и др.) на шок ДКП. Данный подход принято вести от работы Beare (1976), в которой анализировалось влияние ДКП на бизнес-цикл на примере регионов Канады. В своей работе мы также ставим задачу изучения неоднородного влияния единой ДКП на региональный бизнес-цикл, но при этом в качестве меры используем отклик базовой инфляции региона. Мы исходим из того, что базовая инфляция, во-первых, содержит ту же информацию об интенсивности воздействия шока ДКП на бизнес-цикл региона, как и какой-либо показатель экономической активности; во-вторых, имеет более длинные ряды и в большинстве случаев более стабильную методологию расчета по сравнению с показателями экономической активности; в-третьих, избавлена от высоковолатильной составляющей, присущей потребительской инфляции; наконец, имеет пространственную (региональную) взаимозависимость не меньшую, чем другие показатели, характеризующие реакцию экономики региона на шок ДКП. Кроме всего прочего акцент на реакции региональных цен позволит Банку России производить более качественную коммуникацию на региональном уровне, необходимую в режиме таргетирования инфляции.

После введения Симсом (Sims, 1980) в широкую практику эконометрического анализа векторных авторегрессионных моделей (Vector Autoregression, VAR) данная методология стала стандартом в решении задачи выявления отклика экономики на шоки. С ее использованием задача анализа отклика показателя региональной экономической активности на шок ДКП была решена для большинства стран с выраженной региональной неоднородностью: США (Carlino and DeFina, 1998, 1999), Бразилии (Rocha et al., 2011), Китая (Guo and Masron, 2017), Индонезии (Ridhwan et al., 2014), Канады (Georgopoulos, 2009), Турции (Duran and Erdem, 2014), Австралии (Vespignani, 2015), Индии (Nachane et al., 2002). Авторы всех перечисленных работ изучают отклик одного или нескольких показателей экономической активности на шок ДКП и не уделяют достаточного внимания реакции региональной инфляции. В нашей работе мы закрываем этот пробел.

Для получения откликов региональной инфляции на шок ДКП нам необходим инструмент, который позволил бы как выделить сам шок ДКП, так и исследовать отклик каждого региона на данный шок (и другие структурные шоки) с учетом возникающих пространственных эффектов. Обзор различных методологий, которые использовались авторами для решения данной задачи, приводят в своей работе Dominguez-Torres and Hierro (2019), которые отмечают доминирующую роль VAR-методологии. При этом несвязанные VAR-модели для каждого региона не удовлетворяют требованиям учета пространственных эффектов, что приводит к необходимости рассчитывать панельные VAR, факторные VAR (Factor-Augmented VAR, FAVAR), модели VAR со смешанной частотностью и другие модификации. В своей работе мы также используем модель из семейства VAR – модель глобальной векторной авторегрессии (Global VAR, GVAR), предложенную Pesaran et al. (2004). Эта методология применялась для анализа неоднородности отклика ВВП стран ЕС на шок ставки Европейского центрального банка в работах Georgiadis (2015) и Burriel and Galesi (2018). Основное достоинство данной методологии состоит в том, что она позволяет использовать большой массив региональной информации и в то же время сократить количество оцениваемых параметров за счет ограничений структурного характе-

ра. Например, влияние внешних переменных на региональные предполагается через посредника – отдельную VAR-модель для агрегированных переменных. Учет эффектов взаимного влияния (далее – спилловер-эффекты, *spillover effects*) происходит в VAR-модели для каждого региона с помощью специально введенных переменных, которые агрегируют воздействие соседних регионов (Pesaran et al., 2004)⁵.

Помимо учета пространственных взаимосвязей используемая модель должна правильно идентифицировать шоки ДКП, что требует задания ограничений на взаимное влияние переменных. Мы используем наиболее часто встречающийся в работах способ задания ограничений – декомпозицию по Холецкому. При этом, работая с месячной частотностью, мы дополнительно предполагаем, что шок ДКП не оказывает влияния на инфляцию в течение первых трех месяцев (квартала), что также является стандартным подходом при решении данной задачи.

Акцент на реакции базовой инфляции региона на шок ДКП позволяет нам получить более существенную, чем в большинстве работ, фокусирующихся на реакции экономической активности, долю статистически значимых откликов региональной инфляции (77 из 80 для базовой спецификации модели⁶), что потенциально увеличивает качество дальнейшего анализа факторов, способных объяснить имеющуюся дифференциацию данных откликов. Средний накопленный за пять лет отклик базовой инфляции регионов на шок ДКП в 1 п. п. составляет -0,74 п. п. для базовой спецификации. Максимальная реакция накопленной инфляции зафиксирована в Республике Ингушетии (-1,1 п. п.) и Свердловской области (-0,94 п. п.), минимальная реакция – в Чукотском автономном округе (-0,35 п. п.) и Московской области (-0,53 п. п.). Если отбросить по четыре региона с минимальной и максимальной реакцией, тем самым усечь выборку на 10% и вместе с тем исключить три статистически незначимых отклика, разброс составит от -0,55 до -0,93 п. п. при стандартном отклонении 0,12.

Вслед за большинством авторов, изучавших региональную неоднородность отклика на шок ДКП, мы исследуем три гипотезы воздействия ДКП на экономику региона, которые условно назовем гипотезами «процентного», «валютного» и «кредитного» каналов⁷ и согласно которым соответствующий канал является статистически значимым при объяснении выявленной неоднородности отклика инфляции на шок ДКП.

«Процентный канал» представлен различными элементами и включает эффект переноса процентной ставки, чувствительность производства к процентным ставкам, жесткость цен и заработной платы, эффект дохода и эффект богатства (Suardi, 2001). Однако работы, в которых изучается данная гипотеза, в основном

⁵ Соседство воспринимается в широком смысле: географическая близость является лишь одним из вариантов соседства.

⁶ Различные спецификации модели различаются прежде всего матрицами, определяющими пространственные эффекты в GVAR.

⁷ Здесь и далее названия каналов приводятся в кавычках, поскольку употребляются не в строгом смысле, принятом в литературе по трансмиссии ДКП, а для обозначения некоторых закономерностей, выявленных в литературе, исследующей факторы неоднородности влияния ДКП на региональные переменные. Обзор работ, демонстрирующих роль того или иного канала в объяснении реакции региона на шок ДКП, а также список работ, в которых исследуются различные факторы гетерогенной реакции регионов, см. в Dominguez-Torres and Hierro (2019).

сосредоточены на оценке чувствительности производства к процентным ставкам и используют в качестве прокси-переменных показатели, связанные с отраслевой структурой экономики (Carlino and DeFina, 1998, 1999). Преобладание в регионе обрабатывающих и добывающих производств, тесно связанных со спросом и предложением реальных инвестиций, увеличивает воздействие ставки процента на экономику региона. Это приводит к более сильной реакции совокупного спроса в регионе на шок ДКП и, следовательно, более сильному сокращению выпуска и цен (инфляции) в ответ на ужесточение монетарной политики. В нашей работе, как и в большинстве работ других авторов, показано, что чем выше доля добывающих отраслей в ВРП, а также доля кредитов, выданных предприятиям, связанным с обрабатывающим сектором, тем сильнее базовая инфляция региона реагирует на шок ДКП.

Вторую гипотезу – «валютного канала» – связывают с зависимостью бизнес-цикла региона от колебаний курса иностранной валюты, возникающих при шоке ДКП (Anagnostou and Papadamou, 2014; Ridhwan et al., 2014). В качестве прокси для этого канала авторы упомянутых работ используют показатели, характеризующие вовлеченность региона во внешнюю торговлю, которые могут объяснить часть избыточной реакции регионального бизнес-цикла на шок ДКП через более высокую чувствительность спроса к колебаниям курса. Однако анализ усложняется тем, что колебания курса иностранной валюты могут иметь неопределенный эффект на экономику региона. Укрепление национальной валюты, возникающее при увеличении ставки процента, с одной стороны, стимулирует совокупный спрос в регионе за счет эффекта международной конкуренции с зарубежными производителями, а с другой – снижает долговое бремя для заемщиков в иностранной валюте, что увеличивает их возможности для инвестирования и потребления в условиях несовершенного финансового рынка (Céspedes et al., 2004). Если для различных регионов мы будем наблюдать различные соотношения этих эффектов, то прокси-переменная для степени открытости может оказаться слабо связанной с силой отклика базовой инфляции региона на шок ДКП. Это случилось и в нашей работе. После того как мы опробовали различные варианты задания прокси для «валютного канала», встречающиеся в литературе, – торговый баланс, чистый экспорт, импорт, экспорт региона, – оказалось, что все они мало помогают в объяснении неоднородности реакции базовой инфляции региона на шок ДКП. Данный результат не является уникальным: например, Ridhwan et al. (2014) не находят эмпирических подтверждений значимости вклада данного канала в регионах Индонезии, а Barran et al. (1996) и Clements et al. (2001) получают аналогичный вывод для стран еврозоны для периода до введения единой валюты.

Третья гипотеза, известная как «кредитный канал», отражает влияние несовершенств финансового рынка, которые приводят к возникновению премии на стоимость внешнего финансирования фирм и коммерческих банков (Bernanke and Gertler, 1995), на стоимость заимствования средств в некотором регионе. Данный канал разделяют на «узкий» и «широкий кредитный» каналы. «Узкий кредитный канал» связан с предложением кредитных ресурсов банковским сектором: ухудшение ситуации с залогами и качеством активов, возникающее в результате роста ставки процента, снижает возможности и желание банков кредитовать фирмы и население (Kashyap and Stein, 2000; Anagnostou and

Paradomou, 2014). Мы используем две распространенные прокси для данного канала: доля кредитов фирмам и населению региона, выданных региональными банками, а также один из показателей концентрации банковского сектора – долю средств физических лиц, размещенных в крупнейших коммерческих банках в регионе. Чем больше доля региональных банков, тем сильнее сокращение предложения кредитных ресурсов в период ужесточения ДКП, и, следовательно, тем сильнее сокращается спрос на инвестиции и потребление региона, что усиливает реакцию выпуска и цен. Высокая степень монополизации банковского сектора способна усилить сокращение объемов кредитов в период повышения ставок за счет неконкурентного распределения ссуд между банками (Owyang and Wall, 2009). Это приведет к более значительному сокращению выпуска и базовой инфляции в период ужесточения ДКП. Наши расчеты показывают, что данный канал слабо проявляется на российских данных, что мы склонны относить на достаточно высокую степень монополизации банковского сектора, которая слабо меняется от региона к региону.

«Широкий кредитный канал» связан с несовершенствами финансового рынка, которые затрагивают поведение фирм и домашних хозяйств в условиях колебания ставок процента (Suardi, 2001). Ужесточение ДКП приводит к снижению цен финансовых активов, что через канал чистого богатства приводит к ухудшению условий кредитования фирм и домохозяйств (увеличению премии за внешнее финансирование). За счет положительной корреляции премии за внешнее финансирование с ключевой ставкой региона, в которых финансовые ограничения фирм более жесткие, отреагируют на монетарную контракцию сильнее. В таких регионах снижение совокупного спроса, а следовательно, и падение выпуска и базовой инфляции будет более значительным. Мы получили корректный знак для прокси-переменной данного канала: процента занятых в микро- и малых предприятиях в регионе (Owyang and Wall, 2009). Малые фирмы в большей степени (чем крупные предприятия) подвержены ограничениям внешнего финансирования, поэтому в регионах с большей долей занятости в микро- и малых предприятиях базовый индекс потребительских цен (ИПЦ) снижается сильнее в ответ на ужесточение ДКП (Oliner and Rudebusch, 1996). В качестве прокси для исследования роли «широкого кредитного канала» мы пробовали дополнительную переменную, характеризующую силу финансовых ограничений домохозяйств, – задолженность по кредитам на душу населения⁸. Данная переменная ассоциируется с эффектом богатства и могла бы быть отнесена к «широкому кредитному каналу», однако оказалась статистически незначимой.

Кроме трех гипотез, исследуемых большинством авторов, мы выделяем еще два дополнительных фактора, также потенциально способных объяснить причины региональных различий: процент безработных и отношение регионального госдолга к ВРП. Обе переменные могут частично касаться «широкого кредитного канала». Безработные при прочих равных имеют более ограниченный доступ

⁸ Похожий эффект получил Mandalinci (2015), который показал, что для регионов Великобритании уровень задолженности по закладным является значимым фактором региональной неоднородности отклика на шок ДКП.

к финансовому рынку и могут сильнее пострадать от ужесточения монетарной политики (Beckworth, 2010; Burriel and Galesi, 2018, и др.). Высокий региональный госдолг создает дополнительный негативный эффект на фискальную сферу в период повышения ставок (Vespignani, 2015), что способно усилить падение выпуска и базовой инфляции в период повышения ставок. В наших расчетах процент безработных региона оказался статистически значимым фактором, в то время как госдолг региона – незначимым.

В итоговой регрессии регионального отклика накопленной за 12 месяцев базовой инфляции на шок ДКП мы не обнаружили существенной пространственной составляющей. Это означает, что имеющиеся пространственные эффекты были интернализованы через факторы, объясняющие региональную неоднородность реакции базовой инфляции. В итоговой регрессии для накопленного за пять лет отклика базовой инфляции значимость большинства факторов снижается и появляется пространственная автокорреляция. Мы объясняем данный результат существованием (неполной) бета-конвергенции в уровнях цен⁹.

Как и в большинстве работ, посвященных данной теме, все факторы, которые фигурируют в итоговом уравнении, тем или иным образом усиливают или ослабляют реакцию совокупного спроса региона на шок ДКП. В этом случае реакция объемов (ВРП, занятости, дохода и т. д.) и цен (базовой инфляции) будет сонаправленной¹⁰.

При этом мы не ожидаем полного соответствия реакции переменных, отвечающих за экономическую активность, и базовой инфляции на шок ДКП в ответ на разные факторы: различные каналы могут тем или иным образом вовлекать различные механизмы реальной жесткости цен в регионе. Тогда в двух регрессиях, объясняющих отклик базовой инфляции на шок ДКП и отклик экономической активности на шок ДКП, набор значимых факторов, а также значения коэффициентов перед факторами могут различаться.

Таким образом, степень неоднородности отклика базовой инфляции регионов России на шок ДКП, набор факторов для объяснения данной неоднородности, а также объясненная часть дисперсии регионального отклика (30–40% в зависимости от спецификации) оказались сопоставимыми с аналогичными показателями в других странах, имеющих выраженную региональную неоднородность¹¹ (Австралии, Индонезии, Канады, Китая, США, Турции).

Далее работа структурирована следующим образом. В Разделе 2 мы обсуждаем выбор методологии получения импульсных откликов базовой инфляции на шок ДКП. Раздел 3 посвящен анализу свойств региональной неоднородности отклика инфляции на шок ДКП. В Разделе 4 приведены основные результаты и выводы работы.

⁹ Полная бета-конвергенция привела бы к незначимости всех региональных факторов и исчезновению региональной неоднородности.

¹⁰ Примером работы, в которой значительное внимание уделено факторам со стороны предложения, является исследование Beckworth (2010). В качестве факторов, объясняющих неоднородность отклика дохода на шок ДКП в США, в нем рассматриваются факторы оптимальной валютной зоны: гибкость зарплаты, мобильность труда, степень диверсификации экономики штата, уровень фискальных трансфертов региона.

¹¹ Например, Dominguez-Torres and Hierro (2019) оценивают типичный процент объясненной региональной дисперсии отклика регионального выпуска на шок ДКП в диапазоне 40–65%.

2. Применение GVAR-моделирования для оценки влияния ДКП на инфляцию в регионах России

В первой части раздела обсуждается методология GVAR, во второй части с помощью GVAR-модели оценивается реакция региональной инфляции на шоки ДКП.

2.1. Построение и спецификация GVAR-модели

GVAR представляет собой VAR большой размерности, учитывающую различные взаимосвязи между рынками, странами и регионами при анализе экономических переменных (Pesaran et al., 2004). Включение пространственной зависимости в моделирование позволяет выделить и учесть несколько каналов трансмиссии макроэкономических шоков. В конечном счете использование GVAR дает возможность строить прогнозы *ex ante* и функции импульсного отклика (Impulse Response Function, IRF) для шоков любых переменных в моделируемой экономике. Например, GVAR позволяет как изучать влияние шоков мировых цен на энергетические или продовольственные ресурсы на макроэкономические показатели разных стран, так и анализировать последствия кризиса в конкретном регионе для других экономик. Как показывают авторы подхода, применение традиционных эконометрических методов на практике не позволяет реализовать подобный анализ взаимной зависимости экономик ввиду ограничений на использование данных. В GVAR проблема большой размерности преодолевается путем оценки индивидуальных для каждого региона моделей с включением в них специфических внешних переменных.

Для оценки реакции региональной инфляции на шоки ДКП была сформирована **базовая GVAR-модель**. Показатели для нее были выбраны исходя из их необходимости и интерпретации в моделируемой экономической системе, а также с учетом доступности статистических данных с нужной частотой в региональном разрезе за выбранный период оценки. В целом пространственное взаимодействие моделируется путем объяснения динамики внутренних макроэкономических показателей динамикой соответствующих им внешних и глобальных переменных. Внутренние (*domestic*) переменные являются эндогенными и определяют друг друга как показатели экономики региона. Внешние переменные представляют собой ключевую пространственную особенность модели. Это те же внутренние показатели других регионов, взвешенные по заданной матрице. Она, как правило, построена на основе межрегиональных торговых потоков, но может также определяться и структурой экономики регионов, и их географической близостью, и другими показателями пространственного взаимодействия. Глобальные переменные формируются на надрегиональном уровне и должны при этом определяться, то есть быть эндогенными, либо в одном доминирующем регионе (если применимо), либо в отдельной (*dominant unit*) модели.

Модель включает в себя следующие переменные.

1. Две внутренние региональные переменные.

Первая региональная переменная – инфляция: ключевой показатель, отклик которого оценивается и в дальнейшем анализируется. Показатель Росстата, который характеризует изменение цен и на который ориентируется Банк России

при таргетировании инфляции, – это ИПЦ по всем товарам и услугам. Он рассчитывается как среднее взвешенное по 520 позициям по всем регионам России на ежемесячной основе¹². Однако в данной работе используется показатель базовой инфляции (core inflation), который также рассчитывается Росстатом и охватывает большинство наименований (415 позиций, или 70% с учетом их веса) во всех трех компонентах (продовольственные, непродовольственные товары и услуги) за исключением высоковолатильных и регулируемых цен¹³. Среди них, например, тарифы на жилищно-коммунальные услуги, стоимость государственных и ряда пассажирских услуг, жизненно необходимых и важнейших лекарственных препаратов, некоторых видов плодоовощной продукции. Стоимость этих товаров и услуг в меньшей степени определяется рыночными факторами (спрос и предложение) и поэтому слабее реагирует на меры ДКП. Очищенную от таких товаров и услуг базовую инфляцию также называют монетарной и используют в некоторых исследованиях для анализа влияния на нее мер центрального банка (см., например, Nessén and Söderström, 2001; Reis and Watson, 2010; Дементьев и Бессонов, 2012; Дерюгина и др., 2015).

Вторая региональная переменная – средневзвешенная ставка по кредитам, выданным населению. Она включена, чтобы учесть этап трансмиссии шоков ДКП от изменения ключевой ставки к изменениям ставок по банковским операциям. Моделирование данного этапа позволяет естественным образом заложить последовательный характер и большой лаг процесса трансмиссии, а также учесть возможную неоднородность подстройки региональных ставок. Ставки именно для физических лиц, а не для фирм выбраны с учетом фокуса исследования на инфляции: в большей степени на изменение потребительских цен влияют именно факторы со стороны потребительского спроса, среди которых – условия и объем кредитования населения.

2. Две внешние переменные – это соответственно средневзвешенные показатели инфляции и ставки по кредитам в других регионах, необходимые для учета пространственных эффектов. Инфляция взвешена на основе матрицы межрегиональной торговли, а ставки – на основе финансовой матрицы кредитных потоков.

3. Три глобальные переменные. Курс доллара добавлен для аппроксимации тех внешних шоков, которые влияют на инфляцию через изменения валютного курса и эффект переноса, то есть изменение цен импортируемых или зависящих от импортной составляющей товаров и услуг. Цены на нефть включены как фактор мировой конъюнктуры, влияющий как на валютный курс и бюджетные доходы, так и на экономику регионов (особенно нефтедобывающих и нефтеперерабатывающих). Краткосрочная ставка межбанковского кредитования (MIACR по рублевым однодневным кредитам) используется в качестве индикатора ДКП Банка России. На настоящий момент ее динамика близка к динамике ключевой ставки Банка России, как и в случае других однодневных ставок межбанка, поскольку это сближение является операционной целью ДКП.

¹² См. «Индексы потребительских цен и средние цены на товары и услуги» на сайте Росстата: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/ipc.html>

¹³ См. «Описательные характеристики товаров (услуг) – представителей для наблюдения за потребительскими ценами и тарифами в 2020 году» на сайте Росстата: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/bUwgHeap/nabor-2021-2018.XLSX>

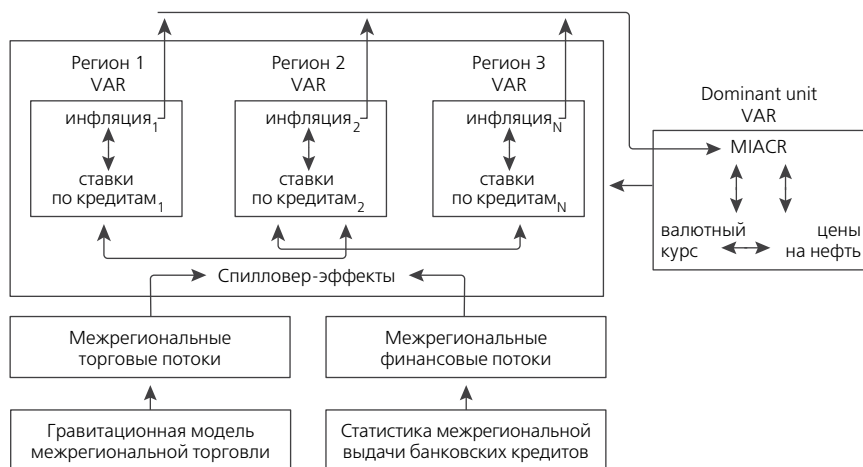
В Табл. 1 приведены определения этих показателей и указаны источники данных для их расчета. Базовая модель состоит из индивидуальных уравнений для регионов, в которых динамика инфляции зависит от региональных ставок, взвешенной инфляции в регионах – торговых партнерах, взвешенных ставок в финансово связанных регионах, валютного курса, цен на нефть и ДКП. Глобальные для региональных моделей показатели – курс, цены на нефть и ставка – эндогенно определяются в отдельной (dominant unit) VAR-модели. Кроме того, уравнение для ставки в dominant unit модели дополнено лагами общероссийской инфляции, которая в каждом периоде эндогенно рассчитывается как средневзвешенная региональная инфляция¹⁴. Это помогает учесть текущую динамику инфляции и влияющие на нее факторы в функции реакции центрального банка.

Таблица 1. Характеристики показателей, используемых в GVAR-модели

Показатель	Описание	Источник
Инфляция	Темп прироста базового индекса потребительских цен (БИПЦ) по всем товарам и услугам в регионе, % к предыдущему периоду	ЕМИСС
Ставки по кредитам	Средневзвешенные ставки по рублевым банковским кредитам населению в отчетном периоде в регионе, % годовых	Банк России
Валютный курс	Темп прироста биржевого курса доллара к рублю, % к предыдущему периоду	«Финам»
Цены на нефть	Темп прироста биржевой цены нефти Brent, % к предыдущему периоду	«Финам»
MIACR	Средневзвешенная ставка по однодневным рублевым межбанковским кредитам московских банков, % годовых	Банк России

Схема взаимодействия переменных в базовой модели отражена на Рис. 1.

Рисунок 1. Схема GVAR-модели для оценки эффектов монетарной политики



Источник: составлено авторами

¹⁴ В качестве региональных весов использованы доли потребительских расходов населения региона в общем объеме расходов населения России – это соответствует методике Росстата по расчету общероссийского ИПЦ из региональных показателей.

Таким образом, каждое из уравнений для i -го региона представляет собой VAR с дополнительными экзогенными переменными $VARX^*(p_i, q_i)$:

$$\begin{aligned} x_{it} = & \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + \Phi_{i1}x_{i,t-1} + \dots + \Phi_{ip_i}x_{i,t-p_i} + \\ & + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + \dots + \Lambda_{iq_i}x_{i,t-q_i}^* + \\ & + \Psi_{i0}\theta_t + \Psi_{i1}\theta_{t-1} + \dots + \Psi_{iq_i}\theta_{t-q_i} + u_{it}, \quad (1) \end{aligned}$$

где p_i – порядок (максимальный лаг) модели в части эндогенных переменных; q_i – порядок модели в части экзогенных переменных; x_{it} – вектор внутренних (эндогенных) переменных размерности $k_i \times 1$; Φ_i – матрица коэффициентов внутренних переменных размерности $k_i \times k_i$; x_{it}^* – вектор внешних переменных размерности $k_i^* \times 1$; Λ_i – матрица коэффициентов внешних переменных размерности $k_i \times k_i^*$; θ_t – вектор глобальных переменных размерности $k_\theta \times 1$; Ψ_i – матрица коэффициентов глобальных переменных размерности $k_i \times k_\theta$; u_{it} – вектор идиосинкратических региональных шоков размерности $k_i \times 1$.

Внешние переменные для i -го региона определяются как среднее взвешенное от аналогичных внутренних показателей всех других регионов:

$$x_{it}^* = \sum_{j=1}^N w_{ij}x_{jt}, \quad (2)$$

где веса w_{it} характеризуют относительную силу влияния экономики j -го региона на экономику i -го, $w_{ii} = 0$, $\sum_{j=1}^N w_{ij} = 1$.

Глобальные переменные оцениваются в отдельной (dominant unit) модели. Она представляет собой $VAR(p_\theta)$:

$$\theta_t = \mu_0 + \mu_1t + \Phi_1\theta_{t-1} + \dots + \Phi_{p_\theta}\theta_{t-p_\theta} + \eta_t, \quad (3)$$

где p_θ – порядок модели, Φ – вектор коэффициентов размерности $k \times 1$, η_t – случайная ошибка модели.

Относительно случайных компонент u_{it} индивидуальных уравнений (1) предполагается, что идиосинкратические шоки являются независимыми и одинаково распределенными случайными величинами: $u_{it} \sim iid(0, \Sigma_{ii})$, где Σ_{ii} – невырожденная вариационно-ковариационная матрица.

Индивидуальные модели оцениваются отдельно, а внешние и глобальные переменные в них предполагаются слабо экзогенными относительно регионов, что в целом является обоснованным с учетом небольшого размера региональных экономик по отношению к рассматриваемой экономической системе в целом. Все переменные модели для получения корректных оценок коэффициентов должны представлять собой стационарные $I(0)$ временные ряды. Оценка итоговых индивидуальных уравнений, в том числе отдельной (dominant unit) модели, проводится методом наименьших квадратов (МНК).

После раздельного оценивания индивидуальные уравнения последовательно объединяют, чтобы получить единую GVAR-модель и решить ее относительно

системы в целом, то есть для вектора всех показателей для всех регионов – y_t размерности $(k + k_\theta) \times 1$, где $k = \sum_{j=1}^N k_i$. Этот вектор включает в себя все уникальные переменные – внутренние и глобальные, и при решении модели они все уже расцениваются как эндогенные относительно системы. Объединение достигается на первом этапе посредством использования связующих матриц W_i размерности $(k_i \times k_i^*) \times k$. Они основаны на весах w_{ij} и позволяют избавиться от внешних переменных в записи индивидуальных уравнений.

Исследование поведения смоделированной экономической системы на прогнозном горизонте с учетом различных возможных сценариев мы проводим с помощью IRF всех показателей модели на шоки внутренних переменных на уровне выбранного региона, а также на шоки глобальных переменных в том уравнении, в котором они определяются. В рамках GVAR необходимо учитывать возможную корреляцию шоков как для разных показателей одного региона, так и в межрегиональном разрезе. Подходящим для GVAR методом является построение обобщенных функций импульсного отклика (Generalised IRF, GIRF), который допускает и учитывает существование корреляции между ошибками, в то же время являясь инвариантным к порядку переменных и регионов в модели (Koop et al., 1996; Pesaran and Shin, 1998).

Отдельно стоит остановиться на следующих особенностях модели.

Идентификация шоков монетарной политики. При моделировании политики центрального банка путем использования процентных ставок в VAR-моделях распространенной проблемой является проблема корректного отклика инфляции. Данная проблема известна в литературе как price puzzle (Jung and Ryu, 2020): инфляция может ускориться при ужесточении политики, то есть положительно отреагировать на положительный шок ставки, несмотря на корректную реакцию других переменных (например, снижение выпуска или предложения денег). Sims (1992) одним из первых рассмотрел данную проблему в своей работе и предположил, что объяснение может быть связано с эндогенным характером ДКП. Если монетарные власти ожидают ускорения инфляции, которое не объясняется динамикой имеющихся в модели переменных, то они на упреждение поднимут ставку процента, после чего инфляция ускорится, хотя меньше, чем могла бы без применения мер ДКП. Причиной такого непредвиденного моделью ускорения могут быть, например, негативные шоки со стороны предложения, которые затруднительно внести в неструктурную модель временных рядов.

В работе Sims (1992) и в последующих исследованиях, посвященных price puzzle, предлагается ряд решений, преимущественно связанных с учетом дополнительной информации. Среди них – включение биржевых индексов цен сырьевых товаров, прокси-показателей инфляционных ожиданий (например, из различных опросов) или сразу широкого круга переменных, которые может учитывать центральный банк при принятии решения, с помощью FAVAR-моделей. В то же время единого решения нет: на данных разных стран проблема может проявляться в разной степени и быть обусловлена различными причинами. Так, в работе Florio (2018) показано, что в странах с инфляцией в качестве четко обозначенного номинального якоря (Канада, Австралия, Новая Зеландия, страны еврозоны и ряд других европейских государств) проблема в отличие от таких стран, как США и Япония, не наблюдается, что может быть связано с эффективностью управления инфляционными ожиданиями.

Мы в данной работе проводим идентификацию шоков ДКП на основе того факта, что политика имеет значительный лаг трансмиссии. Влияние изменения ставки процента на реальный сектор и инфляцию по российскому опыту может начаться лишь через несколько месяцев и продолжаться на протяжении периода до полутора лет (Банк России, 2019, стр. 98). Как следствие, меры центрального банка могут слабо повлиять на проинфляционные шоки в краткосрочной перспективе независимо от того, как они определены в модели. Соответственно, без учета этого модель нормальной размерности, включающая до 2–3 лагов, может занижить эффект шоков монетарной политики, идентифицировать их как незначимые или с неправильным знаком. Поэтому в данной работе переменная ДКП включается в базовую модель сразу с лагом в два месяца. В сочетании с естественными лагами VAR-модели это позволяет получить верную реакцию – замедление инфляции в ответ на повышение ключевой ставки. Ставки по кредитам, которые быстрее реагируют на данный шок, используются с аналогичным лагом.

Матрицы весов для внешних переменных. Учет пространственных эффектов – один из ключевых аспектов GVAR, и для их корректного моделирования важен выбор принципа построения внешних переменных. Веса, которые для этого используются, должны максимально отражать априорные знания о характере пространственных взаимосвязей. Использование неподходящих весов может привести к меньшей значимости пространственных эффектов или к их неверной интерпретации.

Торговая матрица. В данной работе в качестве базовых для инфляции выбраны веса, основанные на объеме взаимной межрегиональной торговли потребительскими товарами. Во-первых, использование информации о торговых потоках – это наиболее распространенная практика в GVAR-моделировании и, во-вторых, такой принцип в большей степени отражает экономическое взаимодействие регионов. Оно может зависеть не только от географических факторов, но и от ряда других: наличия исторически устойчивых экономических и политических взаимосвязей, присутствия крупных вертикально интегрированных компаний, благоприятной для торговли отраслевой структуры и т. д. Совокупность указанных факторов во многом определяет величину торговых потоков между регионами, поэтому использование их в качестве основы для весов более информативно для модели.

Для расчета матриц потребовалось преодолеть ограничения со стороны имеющихся данных: в распоряжении была лишь статистика торговли 11 регионов Приволжского федерального округа со всеми другими регионами России¹⁵. Данные имеют следующую характеристику: приведены по итогам 2016 г.; раздельно по экспорту и импорту; в денежном выражении; по отдельным товарам и товарным группам (как промышленным, так и потребительским).

Полная матрица весов была получена на основе имеющихся данных в три этапа. Во-первых, были отобраны и агрегированы данные по торговле исключительно потребительскими товарами и товарными группами, которые соотносятся с наблюдаемыми Росстатом компонентами инфляции. В совокупности ис-

¹⁵ В открытом доступе отсутствует статистика по объемам торговли между регионами России. Имеющиеся данные получены во взаимодействии территориальных органов Банка России и Росстата для следующих регионов: Кировская, Нижегородская, Пензенская, Самарская, Саратовская и Ульяновская области, республики Марий Эл, Мордовия и Татарстан, а также Удмуртская и Чувашская республики.

пользована статистика по 72 товарам, соответствующим 216 компонентам ИПЦ (65,5% по весу в ИПЦ по всем товарам). Во-вторых, были просуммированы данные по экспорту и импорту для получения показателей внешнеторгового оборота (величины торговых потоков). В-третьих, итоговые данные по торговле 11 регионов экстраполированы на остальные регионы России с помощью оценки гравитационной модели.

Суть гравитационной модели заключается в эконометрической оценке зависимости объема межрегиональной торговли от ключевых показателей по аналогии с действием закона всемирного тяготения Ньютона:

$$F = G \frac{m_1 m_2}{d^2}, \quad (4)$$

где F – сила гравитационного притяжения между двумя объектами; G – гравитационная постоянная; m_1, m_2 – масса объектов; d – расстояние между объектами.

Идея использования размера экономики регионов и дистанции между ними в качестве массы и расстояния для построения подобных моделей принадлежит Яну Тинбергену (Tinbergen, 1962). В дальнейшем гравитационные модели развивались в работах различных исследователей с применением дополнительных факторов, определяющих объем межрегиональной торговли. В данной работе используется спецификация, предложенная Baier and Bergstrand (2009) и предполагающая в общем виде следующую зависимость:

$$\text{Торговля}_{ij} = f(\text{ВРП}_{ij}, \text{Расстояние}_{ij}, \text{Многостороннее сопротивление}_{ij}). \quad (5)$$

Суммарный ВРП двух регионов отражает их размер, а под расстоянием подразумевается как непосредственно дистанция между регионами, так и фактор их соседства. Многостороннее сопротивление (Multilateral Resistance, MR) – это дополнительный фактор, отражающий, насколько каждый из двух регионов удален от всех остальных регионов (при этом удаленность взвешивается по объему ВРП регионов и может аналогично оцениваться как по смежности регионов, так и по расстоянию между ними).

Не останавливаясь подробно на свойствах модели, которая использовалась в качестве промежуточного инструмента, охарактеризуем оцененное уравнение для экстраполяции объема торговли ($R^2 = 0,67$):

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{Торговля}_{ij}) = & -20,9 + 2 \times \text{Ln}(\text{ВРП}_{ij}) + 0,8 \times \text{Общая граница}_{ij} - 1,3 \times \\ & \times \text{Ln}(\text{Расстояние}_{ij}) + 1,7 \times \text{MR по границам}_{ij} + 0,3 \times \text{MR по расстоянию}_{ij}. \quad (6) \end{aligned}$$

Все коэффициенты уравнения значимы, и их знак соответствует теоретическим предпосылкам. Объем торговли положительно зависит от размера экономики регионов и отрицательно – от расстояния между ними. Более активная торговля характерна для регионов-соседей и для пар регионов, которые характеризуются высокой удаленностью от всех прочих регионов.

С использованием коэффициентов оцененных моделей, географических данных и показателя ВРП были рассчитаны значения торгового оборота между всеми

80 регионами. Итоговая оценка торговых потоков, таким образом, корректно учитывает и пространственное взаимоположение регионов. Необходимая для любой весовой матрицы нормировка на 1 дает следующую интерпретацию для полученных весов: w_{ij} отражает долю j -го региона в межрегиональном торговом обороте i -го региона. Таким образом, предполагается существование пространственной взаимосвязи между экономикой регионов – торговых партнеров, и чем более активна торговля с одним партнером относительно других, тем большее потенциальное влияние могут иметь шоки его экономических показателей¹⁶.

Финансовая матрица. Пространственная взаимосвязь ставок по кредитам во многом обусловлена тем, что большинство банков ведут свою деятельность на территории разных регионов России и могут как одновременно, так и последовательно вводить изменения в свою политику в каждом из них. Кроме того, в конкурентных условиях и с учетом развития онлайн-технологий предоставления банковских услуг заемщики из одного региона могут воспользоваться услугами банков из других регионов, если у них сложились более выгодные условия, в частности более низкие процентные ставки. Для учета активности подобных пространственных связей использовались данные банковской отчетности по объемам кредитования физических лиц в двух разрезах одновременно: в разрезе регионов расположения кредиторов (банков) и проживания заемщиков¹⁷. Построение матрицы таких кредитных потоков с учетом нормировки на 1 по регионам заемщиков дает весам следующую интерпретацию: w_{ij} отражает долю банков j -го региона в объеме кредитования населения i -го региона. Предполагается, что на региональные ставки в большей степени влияют ставки тех других регионов, банки которых активнее кредитуют заемщиков исходного региона. Из-за высокой концентрации федеральных банков на российском кредитном рынке распределение весов в данной матрице значительно менее равномерно, чем в других: определяющее влияние имеют ставки в Москве (в среднем по регионам вес московских банков в кредитах региональным заемщиков достигает 85%), небольшой эффект оказывают ставки в регионах присутствия крупных региональных банков, минимальный эффект – все остальные регионы в совокупности.

Географические матрицы. В ходе данного исследования помимо базовых торговой и финансовой матриц модели дополнительно оценивались с применением различных матриц, основанных на географическом или территориальном расположении регионов. Использование альтернативного подхода к взвешиванию позволило в том числе проанализировать степень влияния весов на результаты GVAR-моделирования, а также проверить устойчивость оценок, полученных с помощью основных весов.

По принципу расположения регионов были сформированы три матрицы.

1. Матрица смежности (соседства). Вес w_{ij} равен 1, если регионы имеют общую границу, и равен 0 в обратном случае.

¹⁶ Отметим доминирующую позицию Москвы в торговом обороте других регионов (в среднем ее доля составляет 38,9% по всем товарам).

¹⁷ Источник: Банк России. Информация по кредитованию в разрезе регионов регистрации кредитных организаций внутрибанковская и в открытом доступе не публикуется. Для данных по кредитованию региональных заемщиков всеми банками см. https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/sors/#a_63196

2. Матрица обратных расстояний. Вес w_{ij} равен величине, обратной расстоянию между регионами. Расстояние рассчитывалось как дистанция между административными центрами регионов исходя из их географических координат.
3. Матрица федеральных округов. Вес w_{ij} равен 1, если регионы относятся к одному федеральному округу, и равен 0 в обратном случае.

Данные варианты взвешивания предполагают зависимость экономики регионов либо в равной мере от показателей его соседей по границе или федеральному округу, либо в разной степени от показателей всех других регионов (влияние сильнее, если регион ближе). Несмотря на их относительную простоту, предварительный анализ моделей с географическими матрицами показал наличие значимых пространственных эффектов для инфляции и ставок по кредитам в регионах России.

Для понимания структуры всех получившихся матриц в Приложении А приведены средние веса каждого региона при каждом варианте взвешивания: они отражают среднее влияние динамики и шоков показателей региона на остальную Россию.

2.2. Данные и оценка модели

Для оценивания модели использовались временные ряды с месячной частотой за период с июня 2004 г. по март 2020 г. (190 наблюдений для каждого показателя). В модель включены данные по всем регионам России, кроме Республики Крым и г. Севастополя, для которых недостаточно статистики. Ненецкий, Ханты-Мансийский и Ямало-Ненецкий автономные округа учтены в составе соответствующих областей (Архангельской и Тюменской). Итого 80 регионов с полными (без пропусков и ошибок) данными для каждого периода. Все временные ряды проверены на наличие сезонности, сезонная компонента при необходимости исключена¹⁸. Предварительная обработка, анализ данных и вспомогательное моделирование проводились в среде R, а оценка итоговых моделей – в MatLab с использованием программного обеспечения GVAR Toolbox (Smith and Galesi, 2014).

Все ряды были протестированы на стационарность, которая необходима для корректной оценки VAR-моделей с помощью МНК. Результаты расширенного теста Дики – Фуллера с константой показали, что практически все показатели инфляции, а также темпы прироста валютного курса и цен на нефть стационарны. Нулевая гипотеза о присутствии единичного корня отвергается на 5%-ном уровне значимости для 160 из 162 рядов (с учетом внешних переменных), в связи с чем мы не прибегаем к дополнительным преобразованиям для сохранения корректной интерпретации. Из соображений интерпретации также оставлены в исходном виде показатели ставок кредитования и MIACR, хотя большинство из них по результатам теста имеют единичный корень. При этом важно проконтролировать итоговую устойчивость модели, собственные числа которой должны лежать в пределах единичного круга – оценка показала, что в базовой модели это условие выполняется. Значит, модель производит корректные IRF, которые нужны для последующего анализа.

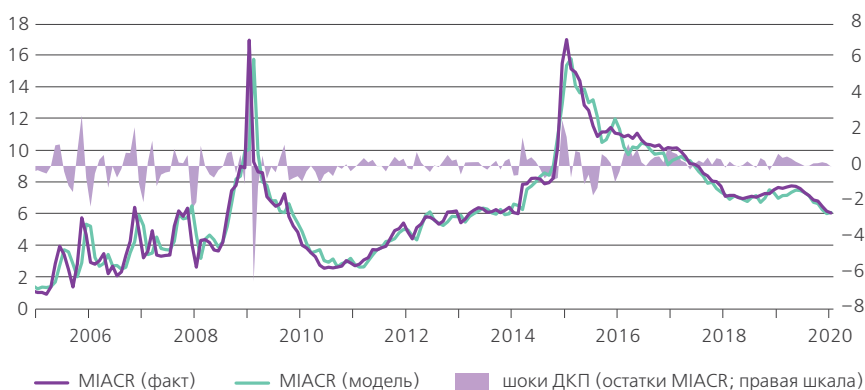
¹⁸ Сезонность была обнаружена для всех региональных показателей. Процедура сезонного сглаживания проведена методом X-13 ARIMA-SEATS.

С учетом высокой размерности модели число лагов было ограничено двумя. Таким образом, каждое из региональных уравнений включает два лага внутренних переменных, а также текущее значение и по одному лагу внешних и глобальных переменных. В dominant unit модели уравнения для курса иностранной валюты и цены на нефть включают по одному лагу всех глобальных переменных, а уравнение для ставки – по два лага глобальных переменных, а также два лага общероссийской инфляции. Итоговая GVAR-модель состоит из 81 VAR-модели, 163 уравнений и требует оценки 2417 коэффициентов (с учетом констант).

Идентификация шоков ДКП

На Рис. 2 показана фактическая и модельная динамика ставки MIACR, а также приведены остатки данного ряда, которые мы интерпретируем как шоки ДКП. Неплохо описывая подстройку MIACR в относительно спокойные периоды, модель предсказуемо относит большую часть резких скачков ставки на шоки. Так, резкий рост MIACR в начале 2009 г. и конце 2014 г., призванный стабилизировать курс иностранной валюты, в основном отнесен на шоки (жесткой) ДКП. Модель также не видит факторов быстрого снижения MIACR в феврале 2009 г. и относит его на шок (мягкой) ДКП. В 2019 г. повышение ставки MIACR как реакция на ожидаемое ускорение инфляции в результате повышения НДС не соответствовало модели, которая предполагала постепенное снижение ставки. Последний пример демонстрирует определенные недостатки подхода на основе VAR при моделировании вперёдсмотрящего правила ДКП, такого как правило таргетирования инфляционного прогноза. В работе мы не задавались вопросом о возможном изменении правила ДКП, а также реакции инфляции на шок ставки MIACR после перехода к инфляционному таргетированию в 2015 г. Данный вопрос представляется интересным, но выходящим за рамки нашей работы, которая концентрируется на региональных аспектах¹⁹.

Рисунок 2. Шоки ДКП, %



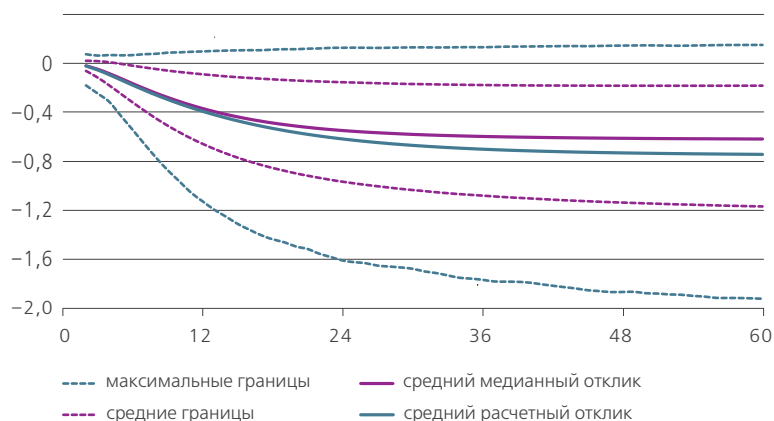
Источник: расчеты авторов

¹⁹ По этой причине мы полагаем, что возможные неточности в оценке как правила ДКП, так и шоков ДКП не должны иметь решающего значения для анализа региональной неоднородности.

Результаты оценки отклика региональной инфляции на шок ДКП и их робастность

После отдельного оценивания всех уравнений и решения модели в целом были рассчитаны обобщенные накопленные IRF всех переменных системы на положительный шок MIACR в размере одного стандартного отклонения на горизонте пяти лет. Для анализа их значимости были оценены медианные отклики и 10%-ные доверительные интервалы с помощью бутстрапа (1000 итераций). Далее для характеристики величины отклика используются его расчетные значения, для определения значимости – бутстрапированные доверительные интервалы. Все значения пропорционально нормированы так, чтобы соответствовать шоку ДКП на 1 п. п. Усредненные по всем 80 регионам характеристики полученных откликов приведены на Рис. 3.

Рисунок 3. Основные параметры накопленных откликов цен
на шок MIACR в 1 п. п. и их доверительных интервалов



Источник: расчеты авторов

Во-первых, практически все регионы (77 из 80) характеризуются значимой реакцией цен на шок ДКП. Незначимость реакции в Москве, Московской области и Чукотском автономном округе объясняется в первую очередь свойственными модели широкими доверительными интервалами при относительно невысокой силе реакции, а сама динамика отклика аналогична другим регионам. Благодаря корректной идентификации все отклики имеют верный знак: уровень цен снижается в ответ на повышение ключевой ставки.

Накопленная инфляция непрерывно снижается – сначала ускоренно, затем убывающими темпами, – и в долгосрочном периоде (через пять лет) средний отклик сходится к $-0,74$. По сравнению со своим итоговым значением реакция цен в среднем реализуется наполовину через год и практически полностью – через три года (Табл. 2).

Таблица 2. Динамика среднего накопленного отклика цен на шок MIACR в 1 п. п.

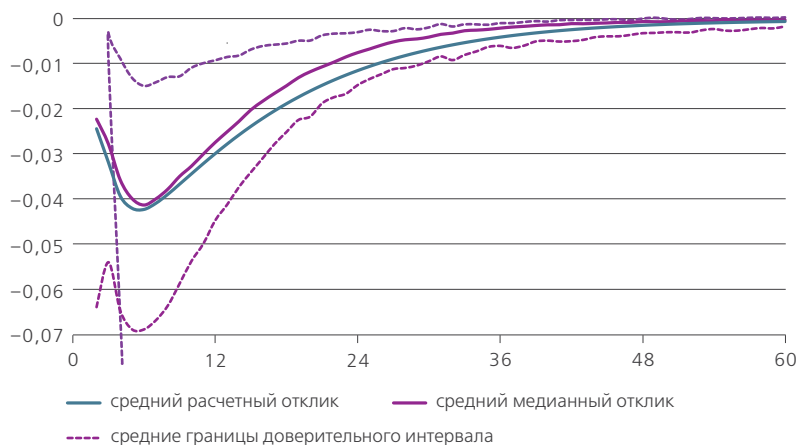
Горизонт отклика	6 месяцев	1 год	2 года	3 года	4 года	5 лет
Величина отклика, п. п.	-0,18	-0,39	-0,62	-0,70	-0,73	-0,74
Отношение к долгосрочному отклику, %	24	53	83	94	98	100

Источник: расчеты авторов

Такой накопленной динамике соответствует ежемесячное изменение темпа роста цен, представленное на Рис. 4.

Максимального влияния (около -0,04 п. п.) на месячную инфляцию шок ДКП достигает в среднем через 5–6 месяцев после изменения ключевой ставки. В регионах данный лаг в основном варьируется от двух до шести месяцев.

В целях проверки устойчивости полученных результатов к выбранной спецификации был оценен ряд дополнительных моделей, отличающихся от базовой одним или несколькими параметрами. В каждой из них сохраняется корректный характер реакции инфляции, однако количество значимых откликов варьируется в связи с чувствительностью доверительных интервалов.

Рисунок 4. Реакция темпа роста цен в каждом месяце на шок MIACR в 1 п. п., п. п.

Источник: расчеты авторов

1. Модель без пространственных эффектов. Исключение из GVAR-модели внешних переменных снизило и число регионов со значимым откликом (до 69), и среднюю величину реакции (до -0,62). Это указывает на влияние пространственных взаимосвязей и подтверждает необходимость их учета для получения корректных модельных оценок, так как в противном случае можно недооценить реакцию переменных. Показательна ситуация с Чукотским автономным округом, инфляция в котором, согласно базовой модели, реагирует приблизительно так же, как в остальных регионах (но незначима лишь из-за широких доверительных интервалов), а при исключении спилlover-эффектов ее траектория резко меняется и остается вблизи 0. Это показывает, что для отдаленных регионов простран-

ственная взаимосвязь играет особую роль и без ее учета можно допустить ошибку в идентификации реакции региональных показателей.

Кроме того, о важности спилловер-эффектов свидетельствует значимость коэффициентов, характеризующих мгновенную реакцию внутренней переменной (инфляции или ставок) на аналогичную ей внешнюю переменную. Анализ t-статистики показывает, что такие эффекты значимы практически во всех регионах для инфляции и в половине регионов для ставок по кредитам.

2. Альтернативные матрицы весов. Оценены три дополнительные спецификации, аналогичные базовой, но с внешними переменными для инфляции и ставок, сформированными на основе различных географических матриц. Результат для модели с матрицей соседства практически совпадает с базовой моделью и по числу значимых откликов, и по их средней величине. В то же время спецификации с двумя другими географическими матрицами оказались нестабильными (собственные числа модели выше 1). После применения к ним дополнительных преобразований (сокращение числа лагов, применение альтернативной матрицы только к инфляции) удалось получить функции отклика, но они остались неустойчивыми. Реакция инфляции в этих двух моделях корректная по знаку, но оценивать ее величину и значимость нецелесообразно.

3. Оценка на другом периоде. Модель альтернативно оценена на данных с февраля 2009 г., что позволило оценить устойчивость результатов на меньшем временном отрезке, а также включить дополнительные переменные, по которым статистика стала доступна с этого периода (в частности, оборот розничной торговли как фактор, аппроксимирующий потребительскую активность). Отклик инфляции в этих спецификациях имеет тот же знак, но в то же время число «значимых» регионов существенно снизилось (до 14 из 80), что может быть преимущественно связано со снижением числа степеней свободы (меньше наблюдений, больше оцениваемых коэффициентов).

4. Автоматический выбор лагов. Две спецификации были оценены с числом лагов, не заданным вручную, а выбранным для каждой из 81 VAR-модели автоматически на основе информационного критерия Акаике (Akaike Information Criterion, AIC) и байесовского информационного критерия (Bayesian Information Criterion, BIC). При этом максимально допустимое число лагов было ограничено тремя, чтобы избежать проблем с оценкой модели (каждый лаг подразумевает оценку семи дополнительных коэффициентов в уравнениях региональных моделей и 3–4 коэффициентов в уравнениях *dominant unit*). В результате в обоих вариантах характер реакции остался прежним, но с меньшим количеством и величиной значимых откликов. Это может объясняться тем, что статистически оптимальный выбор лага для каждого региона не принимает во внимание теоретические предположения моделирования трансмиссии шоков ДКП. Например, если по критерию выбран лишь один лаг для переменных в региональных уравнениях, то этого может быть недостаточно для идентификации влияния шока с учетом фактически более существенного лага.

В Табл. 3 обобщены основные результаты оценивания семи альтернативных моделей по сравнению с базовой моделью.

Учитывая робастность общих результатов к отдельным вопросам спецификации, перейдем к анализу гетерогенности полученных в базовой модели откликов.

Таблица 3. Сравнение результатов базовой и альтернативных моделей

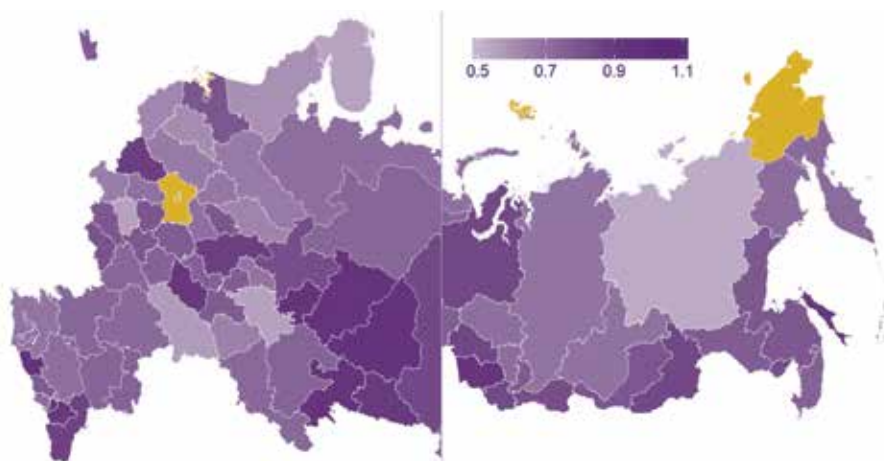
Модель	Количество значимых откликов	Средняя величина долгосрочного отклика, %
Базовая	77	0,74
Без спилловер-эффектов	69	0,62
Веса по матрице соседства	78	0,75
Веса по матрице обратных расстояний	Нестабильные модели; функции с правильным знаком, но с неустойчивой динамикой	
Веса по матрице федеральных округов		
На данных с 2009 г. с оборотом розничной торговли	14	0,65
С выбором лагов по AIC	65	0,54
С выбором лагов по BIC	61	0,48

Источник: расчеты авторов

3. Эмпирический анализ различий региональных эффектов монетарной политики

3.1. Анализ масштаба гетерогенности

Статистическая характеристика откликов инфляции для каждого региона, оцененных по базовой модели, приведена в Приложении В. На Рис. 5 изображена карта России, демонстрирующая накопленную за пять лет реакцию базовой инфляции региона на шок ДКП. С учетом корректной по знаку реакции всех регионов здесь и далее размер отклика будет рассматриваться по модулю.

Рисунок 5. Карта региональных откликов инфляции на шок MIACR в 1 п. п.

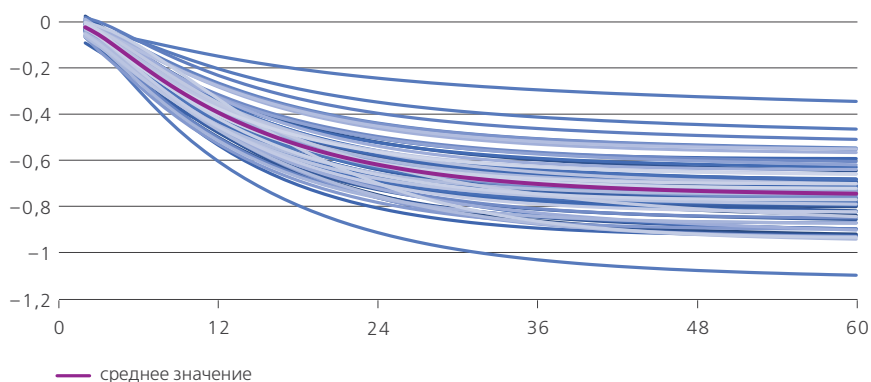
Примечание: более темный оттенок фиолетового означает более сильную реакцию региональной инфляции. Желтым цветом обозначены регионы, отклик инфляции в которых статистически незначим.

Источник: расчеты авторов

Можно сделать вывод о гетерогенном характере эффектов ДКП на инфляцию в регионах России: величина итоговых откликов находится в диапазоне от 0,35 на Чукотке до 1,1 в Ингушетии (Рис. 6).

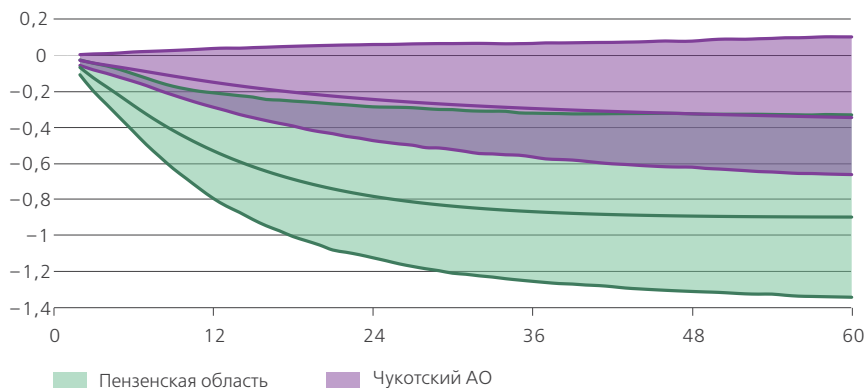
Если отбросить по четыре региона с минимальной и максимальной реакцией, тем самым усечь выборку на 10% и вместе с тем исключить три статистически незначимых отклика, то разброс все еще будет существенным: от 0,55 до 0,93 (в 1,7 раза). Стандартное отклонение составляет 0,12, что означает, что 95%-ный доверительный интервал представляет собой диапазон в $\pm 32\%$ от среднего отклика ($\pm 24\%$ для усеченной выборки). В то же время следует отметить, что если использовать бутстрапированные доверительные интервалы для оценки значимости различий между откликами, то не будет ни одной пары регионов, реакция которых отличалась бы статистически значимо. Пересекаются доверительные интервалы всех регионов, в том числе у регионов с наиболее высокой нижней границей и наиболее низкой верхней границей – Чукотки и Пензенской области (см. Рис. 7).

Рисунок 6. Динамика региональных откликов инфляции на шок MIACR в 1 п. п.



Источник: расчеты авторов

Рисунок 7. Отклики с наиболее различающимися доверительными интервалами



Источник: расчеты авторов

Тем не менее по опыту предыдущих исследований, в которых часто анализируются в том числе и незначимые отклики из-за проблемы широких доверительных интервалов, такая ситуация является стандартной. Учитывая широкий разброс самих оценок откликов, рассмотрим возможные причины их неоднородности.

3.2. Декомпозиция накопленной региональной инфляции на шоки

Методология позволяет провести декомпозицию динамики региональной инфляции на шоки, которая дает представление о роли региональных и общих шоков, влияющих на инфляцию, а также вклада различных межрегиональных эффектов. Результаты такой декомпозиции сведены в Табл. С1 (Приложение С), где приведены усредненные значения для 80 регионов России.

Вклад трех общих шоков в динамику инфляции среднего региона составляет от 8% (0 месяцев) до 56% (пять лет). Данный результат в целом не противоречит работе Deryugina et al. (2019), в которой общий фактор инфляции был оценен на уровне 40%²⁰. Обращает на себя внимание, что вклад шоков цены на нефть и валютного курса с течением времени снижается, а вклад шоков ДКП растет (от 3% для шести месяцев до 32% для пяти лет). Основное объяснение связано с тем, что, во-первых, в механизме денежной трансмиссии имеются значительные лаги, снижающие вклад шоков ДКП в динамику инфляции в начальные периоды; во-вторых, при шоке ДКП слабо проявляются свойства возврата уровня цен к среднему. Данный факт может косвенно свидетельствовать о том, что дискреционная ДКП может достаточно сильно влиять на долгосрочную разницу региональных цен²¹. Отметим, впрочем, что данная неоднородность, скорее всего, не связана с потерями агентов, которым хватает времени подстроить все свои экономические решения под особенности региона и ДКП.

Вклад шоков инфляции собственного региона постепенно снижается: от 28% для 0 месяцев до 5% для пяти лет. Оценка Deryugina et al. (2019) идиосинкратической компоненты инфляции составляет приблизительно 40%. Сравнивать данные оценки затруднительно, так как в нашей работе часть идиосинкратической компоненты, выявленной в работе Deryugina et al. (2019), отнесена на влияние переменных других регионов, а также шоков ставки процента своего региона, которые отнесены к строке «Вклад всех остальных региональных шоков».

3.3. Неоднородность в реакции региональной инфляции на общие шоки: стабилизирующая роль шоков ДКП

В Табл. С2 Приложения С приведены основные свойства откликов региональной инфляции, MIACR, курса иностранной валюты на общие шоки: ДКП,

²⁰ Полной сопоставимости результатов добиться нельзя как по причине достаточно сильно различающейся методологии двух работ, так и потому, что часть общих шоков, связанных с динамикой средней инфляции, включена в агрегат «Вклад всех остальных региональных шоков».

²¹ В данном разделе речь идет о вкладе в динамику. Чтобы понять, насколько монетарная политика может повлиять на разброс региональных цен, необходимо учесть информацию о региональном разбросе отклика цен на шок ДКП в долгосрочном периоде, который рассматривается в следующем разделе.

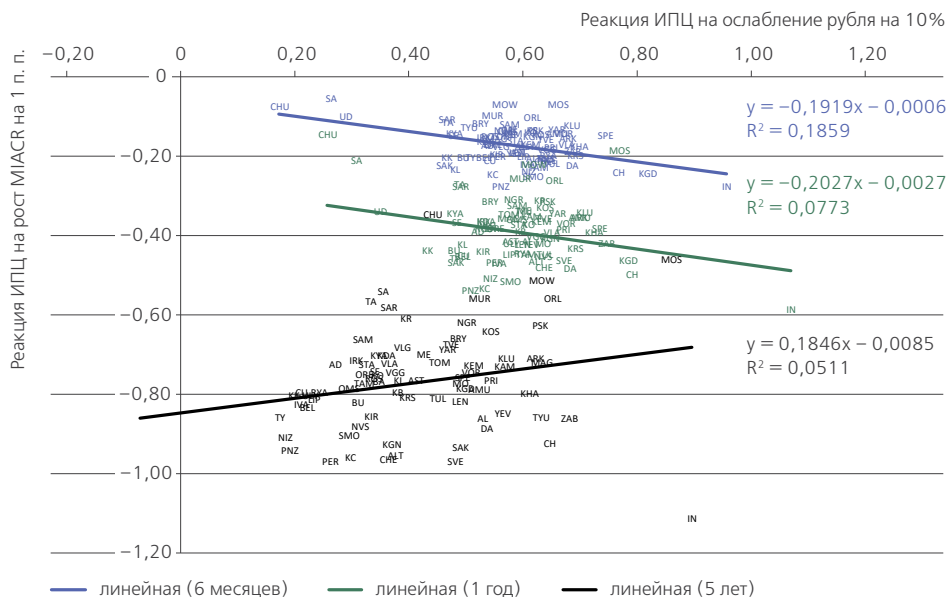
курса иностранной валюты и цены на нефть. Динамические свойства данных шоков достаточно сильно различаются: шок ДКП (MIACR) не оказывает значительно долгосрочного воздействия на саму ставку MIACR, курс иностранной валюты и цену на нефть. Шок валютного курса (ослабление рубля на 10%) приводит к долгосрочному значимому ослаблению рубля (около 5%), а шок цены на нефть (снижение на 10%) в долгосрочном периоде усиливается до снижения на 15% и приводит к долгосрочному ослаблению рубля на 4,8% (оценка долгосрочной эластичности курса по цене на нефть составляет $-0,32$).

На Рис. 8 и 9 величина регионального отклика инфляции на шоки ДКП (вертикальная ось) сопоставляется с величиной регионального отклика инфляции на общие шоки курса иностранной валюты (горизонтальная ось на Рис. 8) и на шоки цены на нефть (горизонтальная ось на Рис. 9). Данное сопоставление дает нам возможность понять, способна ли неодинаковая реакция инфляции на шок ДКП снизить региональную неоднородность, создаваемую общими шоками валютного курса и цен на нефть. Мы изобразили региональные отклики для трех временных интервалов: шесть месяцев (синий), один год (зеленый) и пять лет (черный). Если бы все значения для одного временного интервала лежали на одной прямой, это означало бы, что сильная реакция региональной инфляции на общий шок компенсируется сильной реакцией на шок ДКП. Это способствовало бы снижению возникшего в результате внешних шоков разброса региональных цен, который является основой для возникновения потерь от несовершенной подстройки. Из-за особенностей задания внешних шоков (ослабление рубля и снижение цены на нефть) для обоих графиков такая прямая должна иметь отрицательный наклон. Мы видим, что наибольшая корреляция между откликами наблюдается для шестимесячной реакции инфляции на шоки валютного курса и ДКП: $-0,43$. Чем больше времени проходит после шока, тем меньше становится корреляция данных откликов. Аналогичная тенденция наблюдается и для пары шоков цены на нефть и ДКП, для которых корреляция шестимесячной реакции ниже: $-0,2$. Это говорит о том, что на горизонте ДКП (до года) неодинаковая реакция на шок ДКП способна умеренно уменьшать неоднородность реакции инфляции на шок валютного курса. Таким образом, дискреционная ДКП способна в некоторой степени снизить возникающую в результате общих внешних шоков региональную неоднородность.

В долгосрочном периоде картина становится принципиально иной. Аналогичным образом сгладить долгосрочную неоднородность роста цен в результате внешних шоков за счет реакции на шоки ДКП уже не получается. Более того, как было показано в предыдущем разделе, вклад шоков ДКП в динамику инфляции среднего региона начинает превышать вклад шоков валютного курса и цены на нефть. Однако в долгосрочном периоде речь уже не идет о потерях, возникающих в процессе региональных бизнес-циклов. Различия в ИПЦ между регионами потенциально способны стать источником (или индикатором) неравенства доходов, что потребует более долгосрочных мер региональной фискальной политики²².

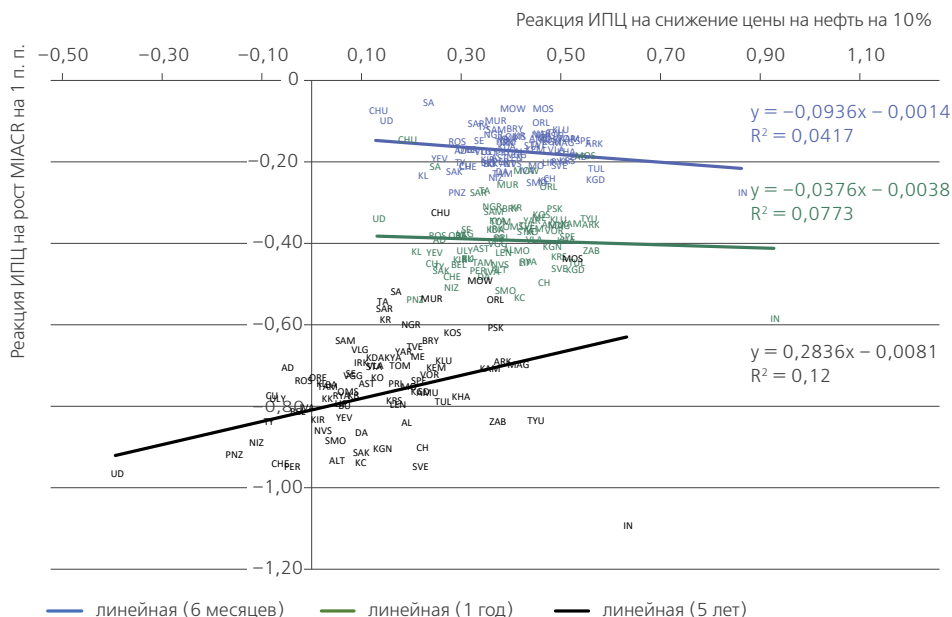
²² Данная тема выходит за рамки нашего исследования и должна рассматриваться в рамках более расширенного анализа, по итогам которого можно будет сделать выводы о долгосрочной динамике переменных реальных доходов.

Рисунок 8. Отклики накопленной инфляции регионов на шоки ДКП (1 п. п.) и курса иностранной валюты (ослабление рубля на 10%)



Источник: расчеты авторов

Рисунок 9. Отклики накопленной инфляции регионов на шоки ДКП (1 п. п.) и цены на нефть (снижение на 10%)



Источник: расчеты авторов

3.4. Эконометрический анализ факторов гетерогенности

Изучение факторов региональной гетерогенности отклика макроэкономических переменных на шок ДКП принято увязывать с обсуждением каналов денежной трансмиссии: каждая переменная ассоциируется с тем или иным каналом, что позволяет в некоторой степени структурировать факторный анализ. В данном разделе мы придерживаемся этой широко применяемой схемы анализа, которая позволяет привести в процесс изучения неоднородности воздействия ДКП на инфляцию дополнительную информацию, а также сравнить полученные результаты с аналогичными исследованиями.

Для выявления и анализа факторов, влияющих на различия в реакции между регионами, оценена модель по кросс-секции из всех 80 регионов. Однако анализ широкого перечня моделей с включением факторов, характеризующих как один потенциальный источник гетерогенности, так и одновременно несколько из них, позволил определить, какие из показателей имеют устойчивое значимое влияние на величину эффектов ДКП. С учетом уже продемонстрированной значимости спилловер-эффектов для динамики региональных макроэкономических показателей можно предположить, что величина отклика на шоки ДКП может также быть пространственно взаимосвязана (см., например, Bertanha and Haddad, 2008; Duran and Erdem, 2014). Поэтому в ходе анализа факторов неоднородности были оценены как обычные линейные регрессии, так и несколько спецификаций пространственных авторегрессий (LeSage and Pace, 2009).

1. Модель с пространственным авторегрессионным лагом (Spatial Autoregression, SAR): $y = \rho W y + X\beta + \varepsilon$. На зависимую переменную оказывает влияние ее пространственный лаг ρ .
2. Модель с пространственным взаимодействием в ошибках (Spatial Error Model, SEM): $y = X\beta + u$, $u = \lambda W u + \varepsilon$. Зависимая переменная пространственно связана с ненаблюдаемыми факторами других регионов через ошибку модели параметром λ .

Таблица 4. Используемые показатели – возможные факторы гетерогенности

Источник неоднородности	Показатель
«Процентный канал»	Доля обрабатывающей промышленности в ВРП
	Доля первичных отраслей в ВРП
	Доля кредитов предприятиям в сфере обработки в общем объеме кредитов фирмам
«Узкий кредитный канал»	Доля кредитов фирмам и населению региона, выданных региональными банками
	Доля средств физических лиц, размещенных в топ-5 банков
«Широкий кредитный канал»	Доля занятых в микро- и малых предприятиях
	Доля кредитов населению в ВРП
«Валютный канал»	Доля импорта в ВРП
	Доля экспорта в ВРП
	Доля чистого экспорта в ВРП
	Доля внешнеторгового оборота в ВРП
Прочие факторы	Уровень безработицы, %
	Отношение государственного долга региона к ВРП

Зависимой переменной y является накопленный отклик базовой инфляции из базовой модели, W – матрица пространственных весов, а в качестве регрессоров X используются различные характеристики экономики региона. Они выбраны в привязке к факторам гетерогенности, отнесенным к различным каналам денежной трансмиссии (см., например, Carlino and DeFina, 1998, 1999, и др.), и развернуто освещены в Разделе 1. Перечень использованных показателей приведен в Табл. 4. Описательная статистика переменных приведена в Приложении D. Спецификации модели, в большей степени объясняющей региональную неоднородность, приведены в Табл. 5. Некоторые альтернативные спецификации приведены в Приложении E.

Таблица 5. Результаты оценки моделей с факторами неоднородности

Фактор неоднородности	Отклик через 1 год		Отклик через 2 года		Долгосрочный отклик	
	SAR	SEM	SAR	SEM	SAR	SEM
Доля первичных отраслей ^a в ВРП	0,195+ (0,132)	0,208+ (0,131)	0,169 (0,182)	0,228 (0,192)	0,0638 (0,206)	0,171 (0,224)
Доля кредитов обрабатывающим предприятиям	0,074* (0,046)	0,080* (0,048)	0,089 (0,065)	0,101+ (0,067)	0,067 (0,074)	0,082 (0,078)
Доля занятых в микро- и малых предприятиях	0,638*** (0,190)	0,634*** (0,189)	0,933*** (0,269)	0,922*** (0,265)	0,953*** (0,309)	0,934*** (0,302)
Доля кредитов, выданных региональными банками	-0,072 (0,064)	-0,053 (0,070)	-0,084 (0,090)	-0,041 (0,088)	-0,077 (0,103)	-0,026 (0,096)
Доля импорта в ВРП	-0,022 (0,042)	-0,017 (0,044)	-0,059 (0,060)	-0,044 (0,061)	-0,077 (0,068)	-0,057 (0,069)
Уровень безработицы	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,015*** (0,003)	0,016*** (0,003)	0,016*** (0,003)	0,017*** (0,003)
_cons	0,106 (0,147)	0,152*** (0,044)	0,055 (0,206)	0,286*** (0,064)	0,001 (0,214)	0,418*** (0,080)
ρ	0,128 (0,362)		0,387 (0,321)		0,569** (0,271)	
λ		0,292 (0,505)		0,587* (0,328)		0,743*** (0,224)
pseudo R^2	0,391	0,390	0,363	0,362	0,312	0,313

Примечание: ^a – к первичным отраслям относятся сельское хозяйство и добыча полезных ископаемых. +, *, **, *** – оценка значима на 15%-, 10%-, 5%-, 1%-ном уровне соответственно. В круглых скобках указаны стандартные ошибки.

Источник: расчеты авторов

Оценка пространственных авторегрессий показала значимость пространственного лага реакции других регионов и пространственную автокорреляцию случайных компонент для долгосрочного отклика. Это означает, что долгосрочный отклик региональной инфляции определяется в том числе спилловер-эффектами. Оптимальными с точки зрения идентификации спилловер-эффектов стали SAR- и SEM-модели на основе матрицы обратных расстояний. Мы дополнительно проверяем устойчивость результатов, оценивая модель с двумя типами пространственных эффектов для отклика инфляции через один год (когда реализуется половина долгосрочной величины) и два года. Модели характеризуются удовлетворительной объясняющей силой, если сравнивать с опытом

других эмпирических исследований. В обзоре Dominguez-Torres and Hierro (2019) авторы показывают, что доля объясненной дисперсии в среднем составляет около 41% для всех рассматриваемых моделей и около 40% для моделей по развивающимся странам. В данной работе выявленные факторы обеспечивают R^2 на уровне 30–40%, что является хорошим результатом, но, как и во всех остальных случаях, указывает на существование ряда факторов, влияние которых не удается идентифицировать.

На основе полученных результатов можно сформулировать следующие выводы о причинах неоднородности.

1. На региональный эффект ДКП влияет пространственное взаимодействие.

Для краткосрочных откликов спilloвер-эффекты могут не играть роли, поскольку на коротких временных горизонтах ниже степень неоднородности и степень влияния на нее структурных факторов, однако в долгосрочном периоде величина накопленной реакции инфляции положительно зависит от соответствующей величины отклика в ближайших регионах. Если базироваться на накопленной реакции инфляции за один год, то пространственная связанность не проявляется: это значит, что пространственная корреляция возникает за счет объясняющих пространственную неоднородность факторов. Однако для откликов накопленной за пять лет инфляции мы имеем статистически значимую пространственную корреляцию. Это может свидетельствовать о том, что часть возникших различий в ценовых откликах регионов сглаживается со временем за счет механизма конвергенции цен. Данный механизм подстройки цен известен уже несколько столетий как механизм Юма, или так называемый денежно-ценовой механизм (price-specie flow mechanism), и способен усиливать региональные колебания выпуска, вызванные идиосинкратическими шоками предложения, а также создавать эффект заражения при идиосинкратических шоках спроса.

2. Влияние «процентного канала» подтверждает фактор отраслевой структуры. Как и в большинстве эмпирических работ по анализу причин гетерогенности, удалось выявить значимый эффект разной эффективности «процентного канала трансмиссии», но в отношении базовой инфляции. Более эластичными к ставке в краткосрочном периоде исходя из результатов оценки модели можно назвать первичные отрасли (сельское хозяйство и добыча полезных ископаемых), и чем большую роль в экономике региона они играют, тем сильнее цены реагируют на шоки ДКП.

С обрабатывающими отраслями ситуация несколько сложнее: сама по себе доля данных отраслей не является статистически значимым фактором отклика инфляции на шок ДКП – возможно, из-за того, что сферой обработки представлен достаточно широкий спектр направлений деятельности, не обязательно связанных с инвестициями. Идентифицировать их эффект удалось с помощью корректировки исходного показателя на долю кредитов, выдаваемых региональным фирмам именно этой отрасли. В итоге регрессор отражает одновременно долю обрабатывающих предприятий в экономике региона и их склонность к получению банковских кредитов.

3. Эффективность «кредитного канала» подтверждена только со стороны спроса. На воздействие «широкого кредитного канала» в соответствии с теоретическим предположением указывает значимое положительное влияние доли малого бизнеса в экономике региона: небольшие фирмы более стеснены в своих

возможностях по привлечению заемных средств и несут больше транзакционных издержек, в связи с чем сильнее реагируют на шоки ДКП. Кроме того, может иметь значение тот факт, что ставки по кредитам малому бизнесу стабильно выше и волатильнее, чем для крупных компаний (Рис. 10). В результате малые фирмы более чувствительны к издержкам на обслуживание кредитов и могут в большей степени переносить их в цену своей продукции.

Рисунок 10. Динамика средневзвешенных ставок по рублевым кредитам российскому бизнесу



Источник: расчеты авторов

Однако в проанализированных спецификациях не было выявлено устойчивого влияния эффектов со стороны предложения. Роль факторов «узкого кредитного канала» может быть минимальной в связи со спецификой российского банковского сектора, в котором доминируют несколько федеральных банков. С этой точки зрения регионы достаточно однородны: лишь 7% кредитов выдается региональными банками (за исключением Москвы).

4. В числе переменных, аппроксимирующих влияние эффективности «валютного канала» трансмиссии, значимых не оказалось. При этом незначимость показателей внешней торговли может быть вызвана несовершенством имеющихся данных. Для соответствия показателю инфляции оптимально было бы использовать долю импорта в потреблении или себестоимости потребительских товаров и услуг, однако имеющаяся в распоряжении статистика отражает лишь общий показатель, который включает в себя немало промышленных и промежуточных товаров²³.

5. При исследовании дополнительных факторов значимое положительное влияние показал уровень безработицы в регионе. Это соответствует исследуемым в некоторых работах эффектам экономических амортизаторов: устойчиво высокая безработица отражает низкую мобильность труда, которая могла бы смягчить действие шоков ДКП (Anagnostou and Papadamou, 2014). Другой субканал влияния уровня безработицы связан с «широким кредитным каналом»: более высокая без-

²³ Незначимость импорта может также объясняться свойством данных, которые в значительной мере связаны с процедурой регистрации регионального импорта в Федеральной таможенной службе.

работица региона может более сильно повлиять на совокупный спрос через эффект дохода при наличии несовершенств финансового рынка.

4. Заключение

В работе была решена задача идентификации реакции базовой инфляции регионов России на шок единой ДКП, а также проведен анализ воздействия различных факторов на интенсивность данной реакции. Для того чтобы получить IRF базовой инфляции на шок ДКП, была оценена GVAR-модель, в которой глобальные переменные MIACR, курс иностранной валюты и цены на нефть были включены в отдельную (dominant unit) VAR-модель, а базовая инфляция региона и ставка по рублевым кредитам населению региона включаются в региональную VAR. Для оценки спилловер-эффектов мы использовали матрицу торговли, которую вычислили на основе гравитационной модели. В итоге для 77 из 80 регионов оценка пятилетнего накопленного отклика базовой инфляции оказалась значимой: средний отклик на шок ставки MIACR в 1 п. п. составляет $-0,74$ п. п. Если исключить три статистически незначимых отклика, а также отбросить по четыре региона с минимальной и максимальной реакцией, то разброс составит от $-0,55$ до $-0,93$ п. п. при стандартном отклонении $0,12$.

Опираясь на широкую практику анализа неоднородности отклика переменных региональной экономической активности на шок ДКП, мы сгруппировали факторы гетерогенности по принадлежности к трем основным каналам денежной трансмиссии. Переменные, которые традиционно относят к «процентному» и «широкому кредитному» каналам, позволяют объяснить часть наблюдаемой региональной неоднородности в отклике базовой инфляции на шок ДКП. Чем выше доля добывающих отраслей в ВРП, доля кредитов, выданных предприятиям, связанным с обрабатывающим сектором, доля занятых на малых предприятиях региона, а также региональный уровень безработицы, тем сильнее базовая инфляция региона реагирует на шок ДКП. При этом не удалось обнаружить статистически значимой связи реакции базовой инфляции с переменными, характеризующими «валютный» и «узкий кредитный» каналы: доля импорта в ВРП, доля экспорта в ВРП, доля чистого экспорта в ВРП, доля внешнеторгового оборота в ВРП, доля кредитов фирмам и населению региона, выданных региональными банками, доля средств физических лиц, размещенных в топ-5 банков, отношение государственного долга региона к ВРП оказались статистически незначимыми. Выделенный нами набор факторов позволил объяснить 30–40% (в зависимости от спецификации модели) неоднородности отклика базовой инфляции регионов России на шок ДКП.

Мы обнаружили некоторую корреляцию между реакциями региональной инфляции на шоки ДКП и валютного курса, которая означает, что стабилизационная дискреционная ДКП имеет положительный внешний эффект: способна умеренно снизить разброс региональной инфляции, вызванный неоднородной реакцией на шок курса иностранной валюты. В то же время данный эффект не проявляется для шоков цены на нефть, а также для любых шоков на долгосрочном горизонте.

Анализ декомпозиции региональной инфляции на шоки показал, что в долгосрочной перспективе вклад шоков ДКП в динамику ИПЦ среднего региона

достаточно велик (32% для пяти лет), что может стать причиной региональных различий в ИПЦ. С одной стороны, данные различия, скорее всего, не будут связаны с потерями агентов, так как относятся к длительному интервалу, на котором агенты успевают подстроить все свои экономические решения под особенности региона и ДКП. С другой – для того чтобы понять, являются ли данные долгосрочные различия объектом регулирования для региональной фискальной политики, необходимо дополнительное исследование, по итогам которого можно будет сделать выводы о долгосрочном региональном неравенстве доходов.

Список литературы

- Банк России.** Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2020 год и период 2021 и 2022 годов. – Москва: Банк России, 2019.
- Глушенко К. П.** Закон единой цены в российском экономическом пространстве // Прикладная эконометрика. – 2010. – № 1. – С. 3–19.
- Дементьев А. В., Бессонов И. О.** Индексы базовой инфляции в России // Экономический журнал ВШЭ. – 2012. – № 1. – С. 58–87.
- Дерюгина Е., Пономаренко А., Сняжков А., Сорокин К.** Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России // Серия докладов об экономических исследованиях Банка России. – 2015. – № 4.
- Жемков М. И.** Региональные эффекты таргетирования инфляции в России: факторы неоднородности и структурные уровни инфляции // Вопросы экономики. – 2019. – 9. – С. 70–89. doi: 10.32609/0042-8736-2019-9-70-89
- Кириллов А. М.** Инфляция цен на продовольственные товары в регионах России: пространственный анализ // Пространственная экономика. – 2017. – № 4. – С. 41–58. doi: 10.14530/se.2017.4.041-058
- Перевишин Ю. Н., Егоров Д. А.** Влияние общероссийских факторов на региональную инфляцию // Экономическое развитие России. – 2016. – № 10. – С. 44–50.
- Перевишин Ю. Н., Синельников-Мурылев С. Г., Трунин П. В.** Факторы дифференциации цен в российских регионах // Экономический журнал ВШЭ. – 2017. – № 3. – С. 361–384.
- Anagnostou A., Papadamou S.** The Impact of Monetary Shocks on Regional Output: Evidence from Four South Eurozone Countries // Region et Developpement. – 2014. – N 39. – pp. 105–130.
- Baier S. L., Bergstrand J. H.** Bonus Vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade-Cost Effects Using the Gravity Equation // Journal of International Economics. – 2009. – Vol. 77(1). – pp. 77–85. doi: 10.1016/j.jinteco.2008.10.004
- Barran F., Coudert V., Mojon B.** The Transmission of Monetary Policy in the European Countries // CEPII Research Center Working Papers. – 1996. – N 3.
- Beare J.** A Monetarist Model of Regional Business Cycles // Journal of Regional Science. – 1976. – Vol. 16(1). – pp. 57–64. doi: 10.1111/j.1467-9787.1976.tb00947.x
- Beckworth D.** One Nation Under the Fed? the Asymmetric Effects of US Monetary Policy and Its Implications for the United States as an Optimal Currency Area // Journal of Macroeconomics. – 2010. – Vol. 32(3). – pp. 732–746. doi: 10.1016/j.jmacro.2009.12.001
- Bernanke B. S., Gertler M.** Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission // Journal of Economic Perspectives. – 1995. – Vol. 9(4). – pp. 27–48. doi: 10.1257/jep.9.4.27

- Bertanha M., Haddad E. A.** Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais // *Revista Brasileira de Economia*. – 2008. – Vol. 62(1). – pp. 3–29.
- Burriel P., Galesi A.** Uncovering the Heterogeneous Effects of ECB Unconventional Monetary Policies Across Euro Area Countries // *European Economic Review*. – 2018. – Vol. 101(C). – pp. 210–229. doi: 10.1016/j.euroecorev.2017.10.007
- Carlino G., DeFina R.** The Differential Regional Effects of Monetary Policy // *The Review of Economics and Statistics*. – 1998. – Vol. 80(4). – pp. 572–587.
- Carlino G., DeFina R.** The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States // *Journal of Regional Science*. – 1999. – Vol. 39(2). – pp. 339–358. doi: 10.1111/1467-9787.00137
- Céspedes L. F., Chang R., Velasco A.** Balance Sheets and Exchange Rate Policy // *American Economic Review*. – 2004. – Vol. 94(4). – pp. 1183–1193. doi: 10.1257/0002828042002589
- Clements B. J., Kontolemis Z., Levy J.** Monetary Policy Under EMU: Differences in the Transmission Mechanism? // *IMF Working Paper*. – 2001. – N 102.
- Deryugina E., Karlova N., Ponomarenko A., Tsvetkova A.** The Role of Regional and Sectoral Factors in Russian Inflation Developments // *Economic Change and Restructuring*. – 2019. – Vol. 52(4). – pp. 453–474. doi: 10.1007/s10644-018-9232-y
- Dominguez-Torres H., Hierro L. A.** The Regional Effects of Monetary Policy: A Survey of the Empirical Literature // *Journal of Economic Surveys*. – 2019. – Vol. 33(2). – pp. 604–638. doi: 10.1111/joes.12288
- Duran H. E., Erdem U.** Regional Effects of Monetary Policy: Turkey Case // *Regional and Sectoral Economic Studies*. – 2014. – Vol. 14(1). – pp. 133–144.
- Eichengreen B.** European Monetary Unification // *Journal of Economic Literature*. – 1993. – Vol. 31(3). – pp. 1321–57.
- Florio A.** Nominal Anchors and the Price Puzzle // *Journal of Macroeconomics*. – 2018. – Vol. 58(C). – pp. 224–237. doi: 10.1016/j.jmacro.2018.09.004
- Georgiadis G.** Examining Asymmetries in the Transmission of Monetary Policy in the Euro Area: Evidence from a Mixed Cross-Section Global VAR Model // *European Economic Review*. – 2015. – Vol. 75(C). – pp. 195–215. doi: 10.1016/j.euroecorev.2014.12.007
- Georgopoulos G.** Measuring Regional Effects of Monetary Policy in Canada // *Applied Economics*. – 2009. – Vol. 41(16). – pp. 2093–2113. doi: 10.1080/00036840701604362
- Guo X., Masron T. A.** Regional Effects of Monetary Policy in China: Evidence from China's Provinces // *Bulletin of Economic Research*. – 2017. – Vol. 69(2). – pp. 178–208. doi: 10.1111/boer.12095
- Jung C., Ryu J. E.** The Price Puzzle Revisited // *Applied Economics Letters*. – 2020. – Vol. 27(6). – pp. 441–446. doi: 10.1080/13504851.2019.1630705
- Kashyap A. K., Stein J. C.** What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy? // *American Economic Review*. – 2000. – 90(3). – pp. 407–428. doi: 10.1257/aer.90.3.407
- Kenen P.** The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View // R. Mundell and A. Swoboda, eds. *Monetary Problems of the International Economy*. Chicago: The University of Chicago Press, 1969. – pp. 41–60.
- Koop G., Pesaran M., Potter S.** Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models // *Journal of Econometrics*. – 1996. – Vol. 74(1). – pp. 119–147. doi: 10.1016/0304-4076(95)01753-4

- Kwon G., Spilimbergo A.** Russia's Regions: Income Volatility, Labor Mobility, and Fiscal Policy // IMF Working Paper. – 2005. – N 185.
- LeSage J., Pace R. K.** Introduction to Spatial Econometrics. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- Malkin I., Nechio F.** U.S. and Euro-Area Monetary Policy by Regions // FRBSF Economic Letter. – 2012. – N 6.
- Mandalinci Z.** Effects of Monetary Policy Shocks on UK Regional Activity: A Constrained MFVAR Approach // Queen Mary University of London, School of Economics and Finance Working Paper. – 2015. – N 758.
- McKinnon R.** Optimum Currency Areas // American Economic Review. – 1963. – Vol. 53(4). – pp. 717–725.
- Mundell R.** A Theory of Optimum Currency Areas // American Economic Review. – 1961. – Vol. 51(4). – pp. 657–665.
- Nachane D. M., Ray P., Ghosh S.** Does Monetary Policy Have Differential State-Level Effects? An Empirical Evaluation // Economic and Political Weekly. – 2002. – Vol. 37(47). – pp. 4723–4728.
- Nechio F.** Monetary Policy When One Size Does Not Fit All // FRBSF Economic Letter. – 2011. – N 18.
- Nessén M., Söderström U.** Core Inflation and Monetary Policy // International Finance. – 2001. – Vol. 4(3). – pp. 401–439. doi: 10.1111/1468-2362.00080
- Oliner S., Rudebusch G.** Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy? // FRBSF Economic Review. – 1996. – N 1. – pp. 3–13.
- Owyang M., Wall H.** Regional VARs and the Channels of Monetary Policy // Applied Economics Letters. – 2009. – Vol. 16(12). – pp. 1191–1194. doi: 10.1080/13504850701367247
- Pesaran H. H., Shin Y.** Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models // Economics Letters. – 1998. – Vol. 58(1). – pp. 17–29. doi: 10.1016/S0165-1765(97)00214-0
- Pesaran M., Schuermann T., Weiner S.** Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model // Journal of Business Economic Statistics. – 2004. – Vol. 22(2). – pp. 129–162. doi: 10.1198/073500104000000019
- Reis R., Watson M.** Relative Goods' Prices, Pure Inflation, and the Phillips Correlation // American Economic Journal: Macroeconomics. – 2010. – Vol. 2(3). – pp. 128–57. doi: 10.1257/mac.2.3.128
- Ridhwan M. M., Groot H., Rietveld P., Nijkamp P.** The Regional Impact of Monetary Policy in Indonesia // Growth and Change. – 2014. – 45(2). – pp. 240–262. doi: 10.1111/grow.12045
- Rocha R. M., Silva M., Gomes S. M.** Por Que Os Estados Brasileiros Têm Reações Assimétricas a Choques na Política Monetária? // Revista Brasileira de Economia. – 2011. – Vol. 65(4). – pp. 413–441.
- Sims C.** Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy // European Economic Review. – 1992. – Vol. 36(5). – pp. 975–1000. doi: 10.1016/0014-2921(92)90041-T
- Sims C.** Macroeconomics and Reality // Econometrica. – 1980. – Vol. 48(1). – pp. 1–48. doi: 10.2307/1912017
- Smith L. V., Galesi A.** GVAR Toolbox 2.0. – 2014.
URL: <https://sites.google.com/site/gvarmodelling/gvar-toolbox> (дата обращения: 24.12.2020).

Suardi M. EMU and Asymmetries in Monetary Policy Transmission // European Communities Economic Paper. – 2001. – N 157.

Tinbergen J. Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy. New York: The Twentieth Century Fund, 1962.

Vespignani J. On the Differential Impact of Monetary Policy Across States/Territories and Its Determinants in Australia: Evidence and New Methodology from a Small Open Economy // Journal of International Financial Markets, Institutions and Money. – 2015. – Vol. 34(C). – pp. 1–13. doi: 10.1016/j.intfin.2014.10.001

Приложения

Приложение А

В Табл. А1 приведены усредненные веса каждого региона для всех других регионов в разрезе матриц взвешивания: *trade* – торговой, *fin* – финансовой, *neigh* – соседства, *dist* – обратных расстояний.

Таблица А1. Средние веса регионов при разных матрицах

Регион	tag	trade	fin	neigh	dist
Алтайский край	ALT	0,6	0,0	0,8	1,2
Амурская область	AMU	0,4	1,5	1,3	0,8
Архангельская область	ARK	0,3	0,0	1,0	1,0
Астраханская область	AST	0,2	0,0	0,5	1,1
Белгородская область	BEL	0,7	0,0	0,4	1,3
Брянская область	BRY	0,3	0,0	1,0	1,4
Владимирская область	VLA	0,5	0,0	1,0	1,7
Волгоградская область	VGG	0,5	0,0	1,5	1,2
Вологодская область	VLG	0,3	0,4	1,9	1,4
Воронежская область	VOR	0,9	0,0	2,0	1,5
г. Москва	MOW	38,9	84,7	0,4	2,0
г. Санкт-Петербург	SPE	4,0	8,4	1,5	1,3
Еврейская автономная область	YEV	0,5	0,0	0,5	1,0
Забайкальский край	ZAB	0,2	0,0	1,2	0,8
Ивановская область	IVA	0,3	0,0	0,9	1,7
Иркутская область	IRK	1,1	0,1	1,3	0,9
Кабардино-Балкарская Республика	KB	0,2	0,0	0,9	1,3
Калининградская область	KGD	0,2	0,0	0,6	0,7
Калужская область	KLU	0,5	0,0	1,8	1,6
Камчатский край	KAM	0,0	0,0	1,4	0,5
Карачаево-Черкесская Республика	KC	0,2	0,0	0,9	1,4
Кемеровская область	KEM	1,3	0,0	1,8	1,2
Кировская область	KIR	0,3	0,0	2,1	1,3
Костромская область	KOS	0,3	0,5	1,0	1,7
Краснодарский край	KDA	2,6	0,1	2,1	1,2
Красноярский край	KYA	2,5	0,0	1,6	1,0
Курганская область	KGN	0,5	0,0	0,7	1,1
Курская область	KRS	0,4	0,0	1,6	1,4
Ленинградская область	LEN	0,4	0,0	1,7	1,3

Продолжение Табл. А1 на стр. 39

Продолжение, начало Табл. А1 на стр. 38

Регион	tag	trade	fin	neigh	dist
Липецкая область	LIP	0,6	0,0	1,3	1,6
Магаданская область	MAG	0,1	0,0	1,2	0,6
Московская область	MOS	3,2	0,2	2,2	2,0
Мурманская область	MUR	0,1	0,0	0,3	0,7
Нижегородская область	NIZ	1,0	0,1	1,9	1,5
Новгородская область	NGR	0,4	0,0	0,9	1,3
Новосибирская область	NVS	1,7	1,2	1,3	1,2
Омская область	OMS	0,4	0,0	0,7	0,9
Оренбургская область	ORE	0,5	0,0	1,2	1,1
Орловская область	ORL	0,3	0,0	1,2	1,5
Пензенская область	PNZ	0,4	0,0	1,0	1,5
Пермский край	PER	0,9	0,0	1,1	1,2
Приморский край	PRI	0,7	0,3	0,2	0,6
Псковская область	PSK	0,3	0,0	1,0	1,1
Республика Адыгея	AD	0,4	0,0	0,3	1,3
Республика Алтай	AL	0,2	0,0	1,2	1,0
Республика Башкортостан	BA	1,2	0,0	1,5	1,2
Республика Бурятия	BU	0,3	0,0	0,8	0,9
Республика Дагестан	DA	0,5	0,0	0,7	1,0
Республика Ингушетия	IN	0,2	0,0	0,6	1,8
Республика Калмыкия	KL	0,2	0,0	1,7	1,3
Республика Карелия	KR	0,2	0,0	1,9	1,1
Республика Коми	KO	0,3	0,0	1,0	1,1
Республика Марий Эл	ME	0,4	0,0	0,7	1,6
Республика Мордовия	MO	0,3	0,0	1,0	1,6
Республика Саха	SA	0,6	0,0	2,0	0,6
Республика Северная Осетия	SE	0,3	0,0	1,5	1,7
Республика Татарстан	TA	2,8	0,4	2,0	1,6
Республика Тыва	TY	0,2	0,0	1,5	0,9
Республика Хакасия	KK	0,3	0,0	0,9	1,1
Ростовская область	ROS	1,1	0,1	1,1	1,2
Рязанская область	RYA	0,5	0,0	1,8	1,6
Самарская область	SAM	1,2	0,7	0,8	1,4
Саратовская область	SAR	0,5	0,1	1,7	1,4
Сахалинская область	SAK	0,4	0,0	0,6	0,6
Свердловская область	SVE	1,9	0,4	1,6	1,2
Смоленская область	SMO	0,3	0,0	1,2	1,2
Ставропольский край	STA	0,7	0,0	2,7	1,4
Тамбовская область	TAM	0,4	0,0	1,0	1,5

Продолжение Табл. А1 на стр. 40

Продолжение, начало Табл. А1 на стр. 38

Регион	tag	trade	fin	neigh	dist
Тверская область	TVE	0,5	0,0	1,4	1,4
Томская область	TOM	0,7	0,0	1,3	1,2
Тульская область	TUL	0,7	0,0	1,0	1,7
Тюменская область	TYU	7,5	0,2	2,0	1,1
Удмуртская Республика	UD	0,5	0,0	0,8	1,3
Ульяновская область	ULY	0,4	0,0	1,4	1,5
Хабаровский край	KHA	1,4	0,1	3,3	1,0
Челябинская область	CHE	1,1	0,0	1,1	1,2
Чеченская Республика	CE	0,3	0,0	1,5	1,3
Чувашская Республика	CU	0,4	0,0	1,1	1,7
Чукотский автономный округ	CHU	0,0	0,0	0,9	0,4
Ярославская область	YAR	0,5	0,0	1,3	1,7

Источник: расчеты авторов

Приложение В

В Табл. В1 приведены характеристики откликов инфляции (по модулю) в регионах России на шок в базовой модели: *sign* – значимость отклика; *cum irf* – предельная величина накопленного отклика (п. п.); *max irf* – максимальный отклик месячного прироста цен (п. п.); *max lag* – период, в котором достигается максимальный отклик.

Таблица В1. Характеристика откликов инфляции в разрезе регионов

Регион	sign	cum irf	max irf	max lag
Алтайский край	да	0,92	0,05	6
Амурская область	да	0,77	0,04	7
Архангельская область	да	0,70	0,04	5
Астраханская область	да	0,74	0,05	5
Белгородская область	да	0,80	0,05	5
Брянская область	да	0,65	0,04	5
Владимирская область	да	0,70	0,05	4
Волгоградская область	да	0,72	0,04	5
Вологодская область	да	0,66	0,04	5
Воронежская область	да	0,73	0,04	5
г. Москва	нет	0,51	0,03	6
г. Санкт-Петербург	да	0,74	0,05	5
Еврейская автономная область	да	0,82	0,04	6
Забайкальский край	да	0,84	0,06	2
Ивановская область	да	0,79	0,05	5
Иркутская область	да	0,69	0,04	6

Продолжение Табл. В1 на стр. 41

Продолжение, начало Табл. В1 на стр. 40

Регион	sign	cum irf	max irf	max lag
Кабардино-Балкарская Республика	да	0,77	0,05	6
Калининградская область	да	0,77	0,07	2
Калужская область	да	0,69	0,04	6
Камчатский край	да	0,72	0,04	6
Карачаево-Черкесская Республика	да	0,93	0,06	5
Кемеровская область	да	0,71	0,05	2
Кировская область	да	0,82	0,05	5
Костромская область	да	0,63	0,04	5
Краснодарский край	да	0,68	0,04	6
Красноярский край	да	0,68	0,04	4
Курганская область	да	0,90	0,05	5
Курская область	да	0,78	0,05	6
Ленинградская область	да	0,79	0,05	5
Липецкая область	да	0,79	0,05	6
Магаданская область	да	0,71	0,04	5
Московская область	нет	0,47	0,02	8
Мурманская область	да	0,55	0,03	6
Нижегородская область	да	0,87	0,06	3
Новгородская область	да	0,61	0,04	6
Новосибирская область	да	0,85	0,05	6
Омская область	да	0,76	0,04	6
Оренбургская область	да	0,72	0,04	2
Орловская область	да	0,55	0,03	5
Пензенская область	да	0,90	0,07	2
Пермский край	да	0,93	0,05	6
Приморский край	да	0,74	0,05	2
Псковская область	да	0,62	0,04	5
Республика Адыгея	да	0,70	0,04	6
Республика Алтай	да	0,84	0,05	4
Республика Башкортостан	да	0,74	0,04	5
Республика Бурятия	да	0,79	0,05	5
Республика Дагестан	да	0,86	0,05	5
Республика Ингушетия	да	1,10	0,06	5
Республика Калмыкия	да	0,74	0,09	2
Республика Карелия	да	0,59	0,03	6
Республика Коми	да	0,73	0,04	6
Республика Марий Эл	да	0,68	0,04	6
Республика Мордовия	да	0,75	0,06	2
Республика Саха	да	0,53	0,03	7

Продолжение Табл. В1 на стр. 42

Продолжение, начало Табл. В1 на стр. 40

Регион	sign	cum irf	max irf	max lag
Республика Северная Осетия	да	0,72	0,04	6
Республика Татарстан	да	0,55	0,03	6
Республика Тыва	да	0,82	0,05	6
Республика Хакасия	да	0,77	0,05	4
Ростовская область	да	0,73	0,04	6
Рязанская область	да	0,77	0,05	5
Самарская область	да	0,64	0,04	6
Саратовская область	да	0,57	0,03	6
Сахалинская область	да	0,90	0,05	2
Свердловская область	да	0,94	0,05	2
Смоленская область	да	0,87	0,06	2
Ставропольский край	да	0,70	0,04	5
Тамбовская область	да	0,75	0,07	2
Тверская область	да	0,66	0,04	5
Томская область	да	0,70	0,04	4
Тульская область	да	0,79	0,05	2
Тюменская область	да	0,84	0,04	6
Удмуртская Республика	да	0,93	0,04	10
Ульяновская область	да	0,77	0,05	5
Хабаровский край	да	0,78	0,04	6
Челябинская область	да	0,92	0,05	6
Чеченская Республика	да	0,90	0,07	2
Чувашская Республика	да	0,76	0,05	5
Чукотский автономный округ	нет	0,35	0,03	2
Ярославская область	да	0,67	0,04	6

Источник: расчеты авторов

Приложение С

Таблица С1. Декомпозиция региональной инфляции на шоки (усреднение по 80 регионам)

	0 месяцев	6 месяцев	1 год	2 года	3 года	4 года	5 лет
Вклад шоков инфляции своего региона, %	28	8	6	5	5	5	5
Вклад шоков ДКП, %	1	3	8	18	25	30	32
Вклад шоков курса иностранной валюты, %	5	27	29	25	22	20	19
Вклад шоков цен на нефть, %	2	12	13	10	8	6	5
Вклад всех остальных региональных шоков, %	64	50	45	42	40	39	39
Общий итог, %	100	100	100	100	100	100	100

Источник: расчеты авторов

Таблица С2. Свойства откликов переменных на общие шоки (ДКП, курса иностранной валюты и цены на нефть)

Реакция	Шок	6 месяцев	1 год	2 года	3 года	4 года	5 лет
MIACR	ДКП	0,64	0,36	0,09	0,02	0,00	-0,01
Курс иностранной валюты	ДКП	-0,22	-0,30	-0,36	-0,37	-0,38	-0,37
Цена на нефть	ДКП	-0,22	-0,48	-0,71	-0,77	-0,77	-0,76
Накопленная инфляция (среднее)	ДКП	-0,17	-0,39	-0,63	-0,73	-0,76	-0,77
MIACR	курс	0,50	0,36	0,14	0,05	0,02	0,02
Курс иностранной валюты	курс	5,10	5,08	5,02	4,99	4,98	4,97
Цена на нефть	курс	-2,06	-2,35	-2,62	-2,72	-2,76	-2,78
Накопленная инфляция (среднее)	курс	0,59	0,59	0,47	0,42	0,41	0,42
MIACR	цена на нефть	0,56	0,40	0,14	0,05	0,02	0,01
Курс иностранной валюты	цена на нефть	4,94	4,95	4,87	4,85	4,84	4,83
Цена на нефть	цена на нефть	-14,26	-14,61	-14,90	-14,99	-15,03	-15,04
Накопленная инфляция (среднее)	цена на нефть	0,41	0,39	0,23	0,16	0,14	0,14

Примечание: жирным шрифтом приведены статистически значимые (95%) отклики.

Источник: расчеты авторов

Приложение D

Таблица D1. Описательная статистика переменных

	Среднее	Медиана	Стандартное отклонение	Максимум	Минимум	Количество наблюдений
Отклик через 1 год (irf12)	0,394	0,391	0,077	0,605	0,150	80
Отклик через 2 года (irf24)	0,619	0,617	0,108	0,913	0,245	80
Долгосрочный отклик (irf60)	0,745	0,743	0,122	1,097	0,345	80
Доля первичного сектора в ВРП	0,084	0,066	0,056	0,302	0,001	80
Доля обрабатывающей отрасли в кредитовании	0,303	0,292	0,164	0,733	0,020	80
Кредиты, выданные региональными банками	0,083	0,045	0,112	0,809	0,000	80
Депозиты физических лиц в топ-5 банков	0,725	0,733	0,099	0,955	0,445	80
Доля занятых в малых предприятиях	0,205	0,215	0,052	0,326	0,048	80
Доля импорта в ВРП	0,118	0,065	0,185	1,382	0,009	80
Доля экспорта в ВРП	0,184	0,125	0,172	0,846	0,001	80
Безработица, %	6,974	6,053	4,501	36,030	1,473	80
Региональный госдолг к ВРП	0,056	0,053	0,036	0,227	0,000	80

Источник: расчеты авторов

Приложение Е

Таблица Е1. Результаты оценки различных спецификаций модели

	irf12	irf12	irf12	irf12	irf12	irf12
Доля первичных отраслей в ВРП	0,306** (0,153)	0,321** (0,149)	0,202+ (0,136)	0,239+ (0,129)	0,217+ (0,131)	0,208+ (0,132)
Доля кредитов обрабатывающим отраслям		0,122** (0,051)	0,142*** (0,045)	0,082+ (0,047)	0,074+ (0,048)	0,075+ (0,048)
Уровень безработицы			0,006*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)
Доля занятых в микро- и малых фирмах				0,543*** (0,178)	0,593*** (0,183)	0,635*** (0,199)
Доля кредитов, выданных региональными банками					-0,074 (0,066)	-0,074 (0,067)
Доля импорта в ВРП						-0,024 (0,044)
_cons	0,368*** (0,015)	0,330*** (0,022)	0,281*** (0,022)	0,162*** (0,044)	0,161*** (0,044)	0,155*** (0,046)
Количество наблюдений	80	80	80	80	80	80
Скорректированный R^2	0,037	0,093	0,274	0,346	0,348	0,342
	irf24	irf24	irf24	irf24	irf24	irf24
Доля первичных отраслей в ВРП	0,365+ (0,216)	0,384+ (0,212)	0,216 (0,193)	0,266 (0,186)	0,238 (0,188)	0,213 (0,189)
Доля кредитов обрабатывающим отраслям		0,151** (0,072)	0,179*** (0,065)	0,098 (0,068)	0,089 (0,068)	0,0904 (0,069)
Уровень безработицы			0,011*** (0,002)	0,015*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,015*** (0,003)
Доля занятых в микро- и малых фирмах				0,734*** (0,256)	0,795*** (0,264)	0,919*** (0,284)
Доля кредитов, выданных региональными банками					-0,091 (0,095)	-0,092 (0,095)
Доля импорта в ВРП						-0,071 (0,062)
_cons	0,588*** (0,022)	0,541*** (0,031)	0,472*** (0,032)	0,311*** (0,064)	0,310*** (0,064)	0,293*** (0,065)
Количество наблюдений	80	80	80	80	80	80
Скорректированный R^2	0,023	0,064	0,248	0,314	0,313	0,316
	irf60	irf60	irf60	irf60	irf60	irf60
Доля первичных отраслей в ВРП	0,308 (0,246)	0,321 (0,245)	0,122 (0,222)	0,170 (0,217)	0,143 (0,220)	0,107 (0,221)
Доля кредитов обрабатывающим отраслям		0,111 (0,083)	0,144+ (0,074)	0,067 (0,080)	0,059 (0,081)	0,061 (0,080)

Продолжение Табл. Е1 на стр. 45

Продолжение, начало Табл. Е1 на стр. 44

	irf60	irf60	irf60	irf60	irf60	irf60
Уровень безработицы			0,013*** (0,003)	0,017*** (0,003)	0,017*** (0,003)	0,017*** (0,003)
Доля занятых в микро- и малых фирмах				0,693** (0,299)	0,752** (0,309)	0,919*** (0,284)
Доля кредитов, выданных региональными банками					-0,088 (0,112)	-0,089 (0,111)
Доля импорта в ВВП						-0,100 (0,073)
_cons	0,719*** (0,025)	0,684*** (0,036)	0,602*** (0,037)	0,451*** (0,075)	0,450*** (0,075)	0,426*** (0,076)
Количество наблюдений	80	80	80	80	80	80
Скорректированный R^2	0,007	0,017	0,220	0,263	0,259	0,268

Примечание: в круглых скобках указаны стандартные ошибки. Уровни значимости: + – 15%, * – 10%, ** – 5%, *** – 1%.

Источник: расчеты авторов