



Банк России



ИЮНЬ 2021 ГОДА

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

Серия препринтов об экономических исследованиях

В. Напалков, А. Новак, А. Шульгин

Вадим Напалков

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

Email: NapalkovVV@mail.cbr.ru

Анна Новак

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

Email: NovakAE@mail.cbr.ru

Андрей Шульгин

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

Email: ShulginAG@mail.cbr.ru

Препринты Банка России проходят процедуру анонимного рецензирования со стороны членов Консультативного исследовательского совета Банка России и внешних рецензентов.

Все права защищены. Настоящий доклад отражает личную позицию авторов и может не совпадать с официальной позицией Банка России. Банк России не несет ответственности за содержание доклада. Любое воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

Адрес: 107016, Москва, ул. Неглинная, 12

Телефон: +7 (499) 300-30-00, +7 (495) 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

© Центральный банк Российской Федерации, 2021

Оглавление

Резюме	4
Введение	5
1. Применение GVAR-моделирования для оценки влияния денежно-кредитной политики на инфляцию в регионах России	13
1.1. Построение и спецификация GVAR-модели	13
1.2. Данные и оценка модели	23
2. Эмпирический анализ различий региональных эффектов монетарной политики	29
2.1. Анализ масштаба гетерогенности	29
2.2. Декомпозиция накопленной региональной инфляции на шоки	31
2.3. Неоднородность в реакции региональной инфляции на общие шоки: стабилизирующая роль шоков монетарной политики	32
2.4. Эконометрический анализ факторов гетерогенности	35
Заключение	39
Список литературы	41
Приложение	45

Резюме

Работа посвящена исследованию региональной неоднородности в реакции базовой инфляции на шок единой денежно-кредитной политики (ДКП) на примере России. Мы используем инструментарий глобальной модели векторной авторегрессии (GVAR), чтобы выявить 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 п.п. составляет -0,74 процентного пункта. 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 показали, 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: чем выше доля добывающих отраслей в валовом региональном продукте (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, монетарная политика, региональная неоднородность, монетарная трансмиссия, каналы денежной трансмиссии

Keywords: Heterogeneity; Monetary policy; Monetary transmission; Regional effects, GVAR, Monetary transmission channels

JEL: E52

Введение

Россия принадлежит к группе стран с выраженной региональной неоднородностью¹, для которых единая ДКП, во-первых, не полностью соответствует бизнес-циклу каждого конкретного региона, во-вторых, оказывает неодинаковое воздействие на экономику неидентичных регионов. В своей работе мы поднимаем вторую из обозначенных проблем и задаемся вопросом, насколько сильно различается реакция регионов РФ 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 зон единой валюты, 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 цен², а также преграды на пути перераспределения ресурсов между гетерогенными регионами в отсутствие монетарной автономии приводят к потерям в благосостоянии регионов³. 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, возникает только если различия в бизнес-циклах появляются 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 зоны единой валюты, так как данные потери компенсируются рядом преимуществ от вхождения регионов в зону единой

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

²Историческим аналогом является медленный денежно-ценовой механизм (price-specie flow mechanism) подстройки в период золотого стандарта.

³Kwon and Spilimbergo (2005) показали, что слабость механизмов подстройки под сильные региональные шоки порождает значительные колебания регионального дохода в России. Это может свидетельствовать о наличии потерь, связанных с региональной неоднородностью.

валюты (см. классические работы Mundell, 1961; McKinnon, 1963; Kenen, 1969; Eichengreen, 1993)⁴. В своей работе мы не пытаемся взвесить потери и выигрыши от нахождения региона в зоне единой валюты, 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 инфляции⁵, 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, во-первых, потому что он рельефно выявляет источники неоднородности региональной структуры экономики, во-вторых, потому что 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 отличается от других общих шоков тем, что стабилизационная дискреционная ДКП может при определенных условиях способствовать также и региональной стабилизации бизнес-цикла: сильная реакция региона на общестрановые шоки спроса способна частично компенсироваться за счет сильной реакции региона на шок ДКП. Например, неоднородный рост региональных потребительских цен за счет эффекта дохода, возникающего при колебании зарубежных цен природных ресурсов или цен первичных 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 своей работе мы

⁴ Аналогично проблемы подстройки под идиосинкразические шоки сами по себе не являются основанием для отказа от золотого стандарта, так как компенсируются преимуществами, которые получают страны, поддерживающие золотой стандарт.

⁵ Данная задача решалась во многих работах, посвященных экономике России. Например, Жемков (2019) исследовал структурные уровни инфляции регионов России; Перевышин и Егоров (2016) и Deryugina et al. (2019) исследовали роль общих, отраслевых и региональных факторов региональных цен; Перевышин и др. (2017) объясняли региональную дифференциацию цен с помощью ряда региональных факторов; Глуценко (2010) исследовал вопросы региональной конвергенции; Кириллов (2017) оценивал пространственную связанность региональных инфляционных процессов.

получили 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 ограниченной⁶.

Самым распространенным подходом к анализу влияния единой ДКП на различные регионы страны является изучение отклика регионального показателя экономической активности (личного дохода, занятости, безработицы, ВРП и других) на шок ДКП. Данный подход принято вести от работы Beare (1976), исследовавшего регионы Канады, после которой аналогичную задачу решали практически для всех стран с выраженной региональной неоднородностью. 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:

- содержит ту же информацию об интенсивности воздействия шока ДКП на бизнес-цикл региона, что и какой-либо показатель экономической активности;
- имеет более длинные ряды и в большинстве случаев более стабильную методологию расчета по сравнению с показателями экономической активности;
- избавлена от высоковолатильной составляющей, присущей потребительской инфляции;
- имеет пространственную региональную связанность, не меньшую, чем у других показателей, характеризующих реакцию экономики региона на шок ДКП.

Кроме того, 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 (VAR) данная методология стала определенным стандартом в решении задачи выявления отклика экономики на шоки. С тех пор с использованием данной методологии задача анализа отклика показателя региональной экономической активности на шок ДКП была решена для большинства стран с выраженной региональной неоднородностью: Carlino and Defina (1998, 1999) – США; Rocha et al. (2011) – Бразилия; Guo and Masron

⁶Для долгосрочного периода 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 и шок ДКП. Мы показали, что вклад шоков ДКП в долгосрочную динамику потребительских цен среднего региона достаточно велик.

(2017) – Китай; Ridhwan et al. (2014) – Индонезия; Georgopoulos (2009) – Канада; Duran and Erdem (2014) – Турция; Vespignani (2015) – Австралия; Nachane et al. (2002) – Индия. Все перечисленные работы 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 этого мы проводим анализ факторов, относящихся к различным каналам трансмиссии, традиционно предлагаемых авторами для объяснения неоднородной реакции показателей региональной экономической активности на единую ДКП, проецируя их воздействие на отклик базовой инфляции региона.

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 FAVAR, модели VAR со смешанной частотностью и другие модификации. В своей работе мы также используем модель из семейства VAR: глобальную модель векторной авторегрессии (GVAR), методология которой была предложена Pesaran et al. (2004). Данная методология уже применялась для решения задачи анализа неоднородности отклика ВВП стран ЕС на шок ставки Европейского ЦБ в работах Georgiadis (2015); 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 характера. Например, влияние внешних переменных на региональные предполагается через посредника – отдельную VAR-модель для агрегированных переменных. Учет спилловер-эффектов (spillover effects) происходит в VAR-модели для каждого региона с помощью специально введенных переменных, которые агрегируют воздействие соседних регионов (Pesaran et al., 2004)⁷.

Помимо учета пространственных взаимосвязей, используемая модель должна правильно идентифицировать шоки ДКП, что требует задания ограничений на взаимное влияние переменных. В своем исследовании мы использовали наиболее часто встречающийся способ задания ограничений – декомпозицию по Холецкому.

⁷Соседство воспринимается в широком смысле: географическая близость является лишь одним из вариантов соседства.

При этом, работая с месячной частотностью, мы дополнительно предположили, что шок ДКП не оказывает влияния на инфляцию в течение первых трех месяцев (квартала), что также укладывается в стандартный подход при решении данной задачи.

Акцент на реакции базовой инфляции региона на шок ДКП позволил нам получить более существенный процент⁸ (77 из 80 для базовой спецификации модели⁹) статистически значимых откликов региональной инфляции, 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 Ингушетия (-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 технически незначимых отклика, то разброс составит от -0,55 до -0,93 п.п. при стандартном отклонении 0,12 процентного пункта.

Вслед за большинством авторов, изучавших региональную неоднородность отклика на шок ДКП, мы исследуем три гипотезы¹⁰ воздействия ДКП на экономику региона: «процентного», «валютного» и «кредитного» каналов¹¹.

«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 сосредоточены на оценке чувствительности производства к процентным ставкам с использованием в качестве прокси-переменных показателей, связанных с отраслевой структурой экономики (Carlino and Defina, 1998, Carlino and Defina, 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, к более сильному сокращению выпуска и цен (инфляции) в ответ на монетарную контракцию. В нашей работе, как и в

⁸Чем в большинстве работ, в которых акцент делается на реакцию переменных экономической активности.

⁹Различные спецификации модели различаются прежде всего матрицами, определяющими пространственные эффекты в GVAR.

¹⁰Гипотезы состоят в том, что факторы, относящиеся к рассматриваемому каналу, являются статистически значимыми при объяснении выявленной неоднородности отклика инфляции на шок ДКП.

¹¹Подробный 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, представлен в работе Dominguez-Torres and Hierro (2019).

большинстве работ других авторов, мы показываем, 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 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, дестимулирует совокупный спрос в регионе за счет эффекта международной конкуренции с зарубежными производителями, но с другой стороны, 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: мы пробовали различные варианты задания прокси для «валютного» канала, встречающиеся в литературе: торговый баланс, чистый экспорт, импорт, экспорт региона: 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), заимствования средств в некотором регионе. Данный канал разделяют на «узкий кредитный» 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 Papadamou, 2014). Мы используем две распространенные прокси для данного канала: долю 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 монетарной контракции и, следовательно, сильнее сокращение спроса 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 монетарной контракции. Наши расчеты показывают, что данный канал слабо проявляется на российских данных. Это явление мы склонны считать следствием достаточно высокой степени 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 (д/х) в условиях колебания ставок процента (Suardi, 2001). Монетарная контракция приводит к снижению цен финансовых активов, что, в свою очередь, приводит к ухудшению условий кредитования фирм и д/х через канал чистого богатства (увеличению премии за внешнее финансирование). За счет положительной корреляции премии на внешнее финансирование с ключевой ставкой регионы, 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, будут более значительными. 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 ИПЦ снижается сильнее в ответ на монетарную контракцию (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 населения¹². Данная переменная ассоциируется с эффектом богатства и могла бы быть отнесена к «широкому кредитному» каналу, однако оказалась статистически не значимой.

Кроме трех гипотез, исследуемых большинством авторов, мы выделяем еще два дополнительных фактора, также потенциально способных объяснить причины региональных различий – процент безработных и соотношение регионального госдолга к ВРП. Обе переменных могут частично касаться «широкого кредитного» канала.

¹²Похожий эффект получил Mandalinci (2015), который показал, что для регионов Великобритании уровень задолженности по закладным является значимым фактором региональной неоднородности отклика на шок ДКП.

Безработные при прочих равных имеют более ограниченный доступ к финансовому рынку и могут сильнее пострадать от монетарной контракции (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 оказался 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 интернализированы 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 цен¹³.

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 сонаправленной¹⁴. При этом мы не ожидаем полного соответствия реакции переменных, отвечающих за экономическую активность, и базовой инфляции на шок ДКП в ответ на разные факторы: некоторые каналы могут тем или иным образом вовлекать различные механизмы реальной жесткости цен в регионе. При неоднородности в механизмах реальной жесткости цен факторная зависимость отклика базовой инфляции на шок ДКП может существенно отличаться от факторной зависимости отклика показателя объема производства (потребления, дохода, занятости и т.д.) на шок ДКП.

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 неоднородность¹⁵ (Австралии, Индонезии, Канаде, Китае, США, Турции).

¹³Полная бета-конвергенция привела бы к незначимости всех региональных факторов и исчезновению региональной неоднородности.

¹⁴Примером работы, в которой значительное внимание уделено факторам со стороны предложения, является исследование Beckworth (2010), который в качестве факторов, объясняющих неоднородность отклика дохода на шок ДКП, рассматривал факторы оптимальной валютной зоны: гибкость заработной платы, мобильность труда, степень диверсификации экономики штата, уровень фискальных трансфертов региона.

¹⁵Например, Dominguez-Torres and Hierro (2019) оценивают типичный процент объясненной региональной дисперсии отклика регионального выпуска на шок ДКП в диапазоне 40–65%.

Оставшаяся часть работы состоит из двух частей. В разделе 1 мы обсуждаем выбор методологии получения импульсных откликов базовой инфляции на шок ДКП. Раздел 2 посвящен анализу свойств региональной неоднородности отклика инфляции на шок ДКП. В заключении приведены основные результаты и выводы работы.

1. Применение GVAR-моделирования для оценки влияния денежно-кредитной политики на инфляцию в регионах России

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

1.1. Построение и спецификация GVAR-модели

GVAR представляет собой векторную авторегрессию 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 для шоков любых переменных в моделируемой экономике. Например, GVAR позволяет изучать влияние шоков мировых цен на энергетические или продовольственные ресурсы на макроэкономические показатели разных стран, а также 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 по используемым данным. 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 в первую очередь сформирована **базовая GVAR-модель**. Показатели для нее выбирались 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, т.е. 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 индекс потребительских цен по всем товарам и услугам. Он рассчитывается как среднее взвешенное по 520 позициям по всем регионам России на ежемесячной основе¹⁶. 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 цен¹⁷. Среди них, например, тарифы на жилищно-коммунальные услуги, стоимость государственных и ряда пассажирских услуг, жизненно необходимых и важнейших лекарственных препаратов (ЖНВЛП), 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; Dementiev and Bessonov, 2012; Дерюгина и др., 2015).

Вторая региональная переменная – это 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

¹⁶Росстат. [Индексы потребительских цен и средние цены на товары и услуги](#).

¹⁷Росстат. [Описательные характеристики товаров \(услуг\) – представителей для наблюдения за потребительскими ценами и тарифами](#).

возможную неоднородность подстройки региональных ставок. Ставки именно для физических лиц, а не для фирм выбраны с учетом фокуса исследования на инфляцию: 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 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, т.е. изменение цен импортируемых или зависимых от импортной составляющей товаров и услуг. Цены на нефть включены как фактор мировой конъюнктуры, влияющий на валютный курс и бюджетные доходы, а также на экономику регионов (особенно нефтедобывающих и нефтеперерабатывающих). Краткосрочная ставка межбанковского кредитования (МІАСR 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.

В таблице 1 приведена техническая характеристика данных 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. Федеральные показатели – курс, цены на нефть и ставка – эндогенно определяются в dominant unit VAR-модели. Кроме того, уравнение для ставки дополнено лагами общероссийской инфляции, которая в каждом периоде эндогенно рассчитывается как средневзвешенная региональная инфляция¹⁸. Это помогает учесть текущую динамику инфляции и влияющие на нее факторы в функции реакции центрального банка.

¹⁸В 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.

Таблица 1: Характеристики показателей, используемых в GVAR-модели

Показатель	Описание	Источник
Инфляция	Темп прироста базового индекса потребительских цен (БИПЦ) по всем товарам и услугам, % к предыдущему периоду	ЕМИСС
Ставки по кредитам	Средневзвешенные ставки по рублевым банковским кредитам населению в отчетном периоде, % 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
МИАСР	Средневзвешенная ставка по однодневным рублевым межбанковским кредитам московских банков, % годовых	Банк России

Схема взаимодействия переменных в базовой модели отражена на рисунке 1.



Рис. 1: Схема GVAR-модели для оценки эффектов монетарной политики

Источник: расчеты авторов.

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

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

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^* x 1;

Λ_i – матрица коэффициентов внешних переменных размерности k_i x k_i^* ;

Ψ_i – матрица коэффициентов глобальных переменных размерности k_i x k_θ ;

u_{it} – вектор идиосинкразических региональных шоков размерности k_i x 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_{ij} 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_θ):

$$\theta_t = \mu_0 + \mu_1 t + \Phi_1 \theta_{t-1} + \dots + \Phi_{p_\theta} \theta_{t-p_\theta} + \eta_t, \quad (3)$$

где p_θ – порядок модели; Φ – вектор коэффициентов размерности k x 1; η_t – случайная ошибка модели.

Относительно случайных компонент u_{it} индивидуальных уравнений (2) предполагается, что идиосинкратические шоки являются независимыми и одинаково распределенными случайными величинами: $u_{it} \text{ iid } (0, \Sigma_{ii})$, 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 dominant unit – модели, проводится методом наименьших квадратов (OLS).

После раздельной оценки индивидуальные уравнения последовательно объединяют, чтобы получить единую GVAR-модель и решить ее относительно системы в целом, т.е. для вектора всех показателей для всех регионов – y_t размерности $(k + k_\theta)$ x 1, где $k = \sum_{j=1}^N k_j$. 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 $(k_i + k_i^*) \times k$. 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 функций импульсного отклика (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 (generalized 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, т.е. 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 не наблюдается по сравнению со случаем США и Японии, 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 лет¹⁹. 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 двух-трех 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. Использование информации о торговых потоках – это, во-первых, наиболее распространенная практика в GVAR-моделировании, 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 так далее. Совокупность указанных факторов во многом определяет величину торговых потоков между регионами, поэтому использование их в качестве основы для весов более информативно для модели.

¹⁹Банк России. Основные направления единой государственной ДКП на 2020 год и период 2021 и 2022 годов. – С. 98.

Для расчета матриц потребовалось преодолеть ограничения со стороны имеющихся данных: в распоряжении имелась лишь статистика торговли 11 регионов Приволжского федерального округа со всеми другими регионами России²⁰. Данные имеют следующие характеристики: приведены по итогам 2016 года; 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 использована 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:

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

²⁰В 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.

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 ($R^2 = 0,67$):

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

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 единицу дает следующую интерпретацию для полученных весов: w_{ij} отражает долю j-го региона в межрегиональном торговом обороте i-го региона. Следовательно, 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 показателей ²¹.

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

²¹Отметим доминирующую позицию Москвы в торговом обороте других регионов (в среднем доля ее составляет 38,9% по всем товарам).

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 заемщиков²². Построение матрицы таких кредитных потоков с учетом нормировки на единицу 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 заемщикам 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.
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.

²²Источник – Банк России. Информация по кредитованию в разрезе регионов регистрации кредитных организаций – внутрибанковская и в открытом доступе не публикуется. [Данные по кредитованию региональных заемщиков всеми банками.](#)

Данные варианты взвешивания предполагают зависимость экономики региона 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.

1.2. Данные и оценка модели

Для оценки 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 исключена²³. Предварительная обработка, анализ данных и вспомогательное моделирование проводились в среде R, а оценка итоговых моделей – в MatLab с использованием программного обеспечения GVAR Toolbox²⁴.

Все ряды были протестированы на стационарность, которая необходима для корректной оценки VAR-моделей с помощью OLS. Результаты расширенного теста Дики – Фуллера с константой показали, что практически все показатели инфляции, а также динамика 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 МІАСR, хотя большинство из них по результатам теста имеют единичный корень. При этом важно проконтролировать итоговую устойчивость

²³Сезонность была обнаружена для всех региональных показателей. Процедура сезонного сглаживания проведена методом X-13 ARIMA-SEATS.

²⁴Smith, L.V. and A. Galesi (2014). *GVAR Toolbox 2.0*.

модели, собственные числа которой должны лежать в пределах единичного круга – оценка показала, что в базовой модели это условие выполняется. Значит, модель производит корректные функции импульсного отклика, которые нужны для последующего анализа.

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 и нефти 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 рисунке 2 показана фактическая и модельная динамика ставки МІАСР, а также приведены остатки данного ряда, которые мы интерпретируем как шоки ДКП. Модель предсказуемо относит большую часть резких скачков ставки на шоки и неплохо описывает подстройку МІАСР в более спокойные периоды. Так, резкий рост МІАСР 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 возврата МІАСР в феврале 2009 г. и относит его на шок (мягкой) ДКП. В 2019 г. повышение ставки МІАСР 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 впередсмотрящего 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 МІАСР после перехода к инфляционному таргетированию в 2015 году. Данный вопрос представляется интересным, но выходящим за рамки нашей работы, которая концентрируется на региональных аспектах²⁵.

Результаты оценки отклика региональной инфляции на шок ДКП и их робастность

После отдельной оценки всех уравнений и решения модели в целом были рассчитаны обобщенные накопленные функции импульсного отклика всех переменных системы на положительный шок МІАСР 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).

²⁵По этой причине мы полагаем, что возможные неточности в оценке как правила ДКП, так и шоков ДКП, не должны иметь решающего значения для вопросов региональной неоднородности.

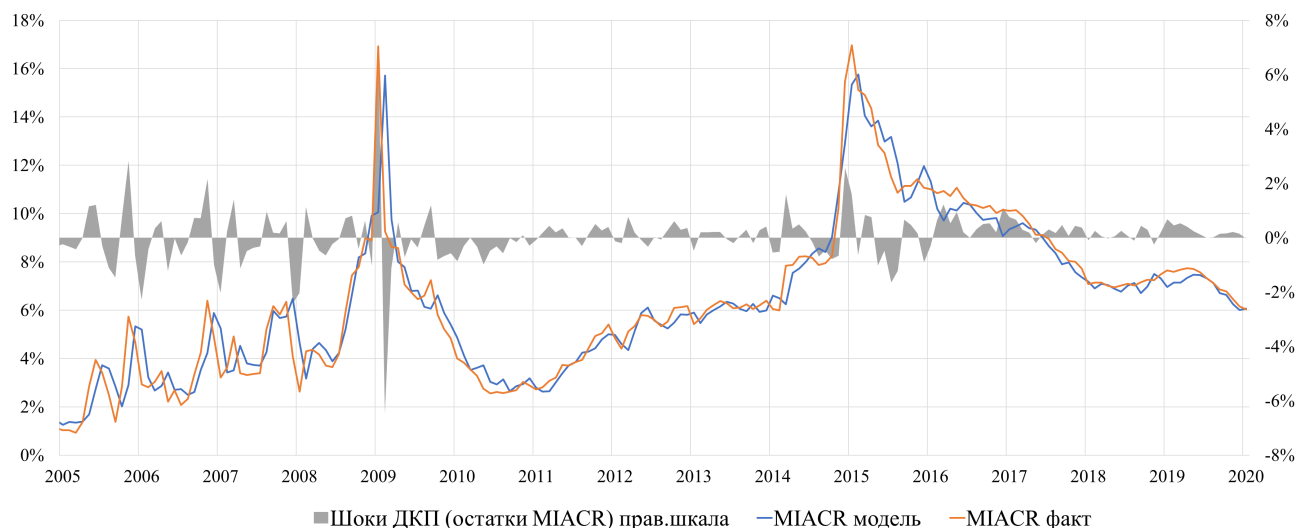


Рис. 2: Шоки ДКП, %

Источник: расчеты авторов.

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 процентный пункт. Усредненные по всем 80 регионам характеристики полученных откликов приведены на рисунке 3.

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 (таблица 2).

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

Горизонт отклика	6 мес.	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.

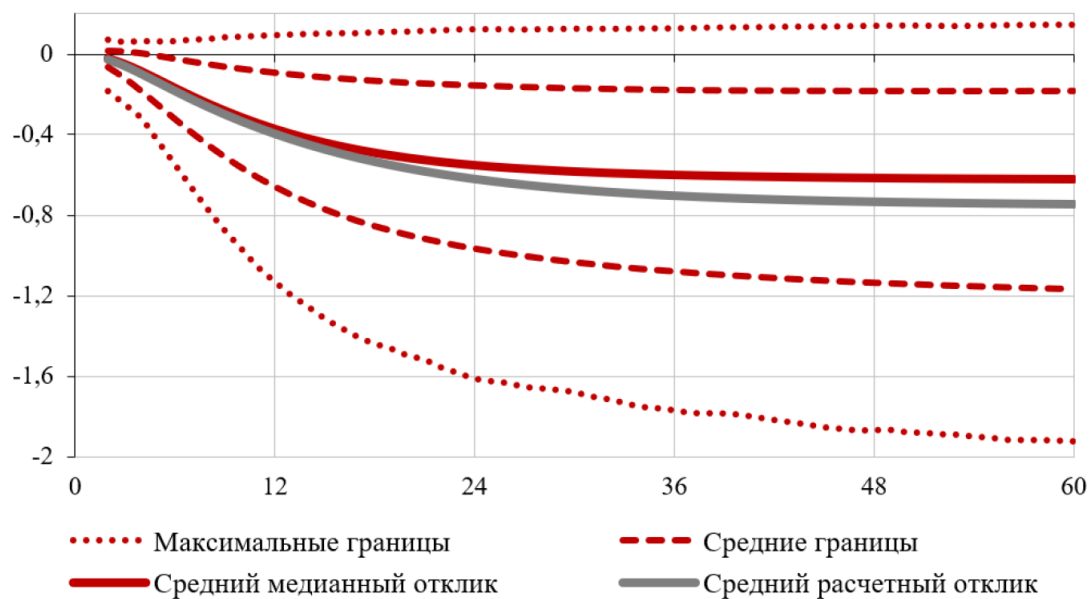


Рис. 3: Основные параметры накопленных откликов цен на шок МІАСR в 1 п.п. и их доверительных интервалов

Источник: расчеты авторов.

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

Максимального влияния (около -0,04 п.п.) на месячную инфляцию шок ДКП достигает в среднем через пять – шесть 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.

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 спилловеров ее траектория

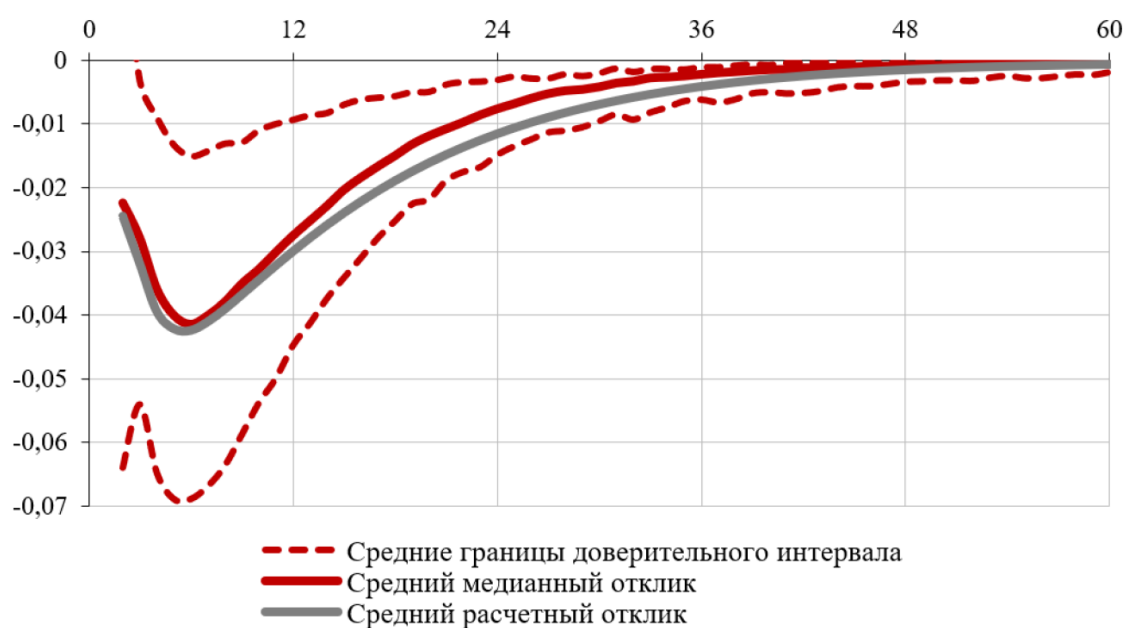


Рис. 4: Реакция темпа роста цен в каждом месяце на шок МІАСР в 1 п.п., п.п.

Источник: расчеты авторов.

резко меняется и остается вблизи нуля. Это показывает, что для отдаленных регионов пространственная 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. Три дополнительных спецификации были аналогичны базовой, но внешние переменные для инфляции и ставок формировались 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 другими двумя географическими матрицами оказались нестабильными (собственные числа модели больше единицы). 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 проанализировать 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 критериев AIC и 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 трех-четырех 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 предпосылки 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 таблице 3 обобщены основные результаты оценки семи альтернативных моделей по сравнению с базовой моделью.

Таблица 3: Сравнение результатов базовой и альтернативных моделей

Модель	Количество значимых откликов	Средняя величина долгосрочного отклика, %
Базовая	77	0,74
Без спилловеров	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 ФО		
На данных с 2009 года с ОРТ	14	0,65
С выбором лагов по AIC	65	0,54
С выбором лагов по BIC	61	0,48

Источник: расчеты авторов.

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

2. Эмпирический анализ различий региональных эффектов монетарной политики

2.1. Анализ масштаба гетерогенности

Статистическая характеристика откликов инфляции для каждого региона по базовой модели приведена в Приложении В. На рисунке 5 изображена карта России, демонстрирующая накопленную за пять лет реакцию базовой инфляции региона на шок ДКП²⁶. С учетом корректной по знаку реакции всех регионов здесь и далее размер отклика будет рассматриваться по модулю.

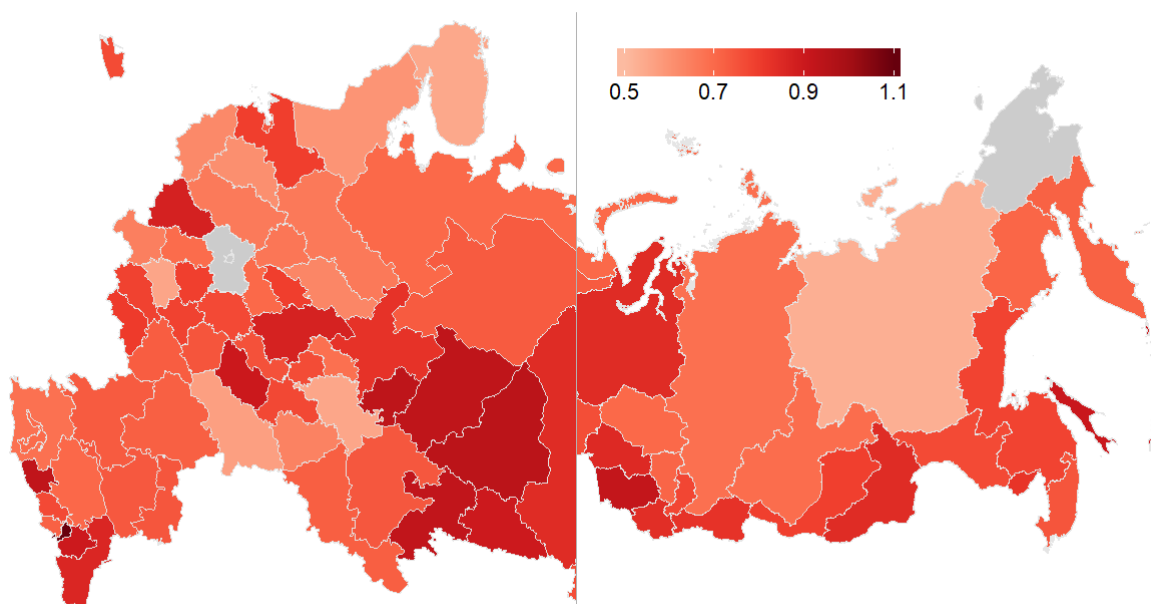


Рис. 5: Карта региональных откликов инфляции на шок МАСР в 1 процентный пункт

Источник: расчеты авторов.

²⁶Более темный оттенок красного означает более сильную реакцию региональной инфляции. Серым цветом обозначены регионы, отклик инфляции в которых незначим.

Можно сделать первый 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 (рисунок 6)²⁷.

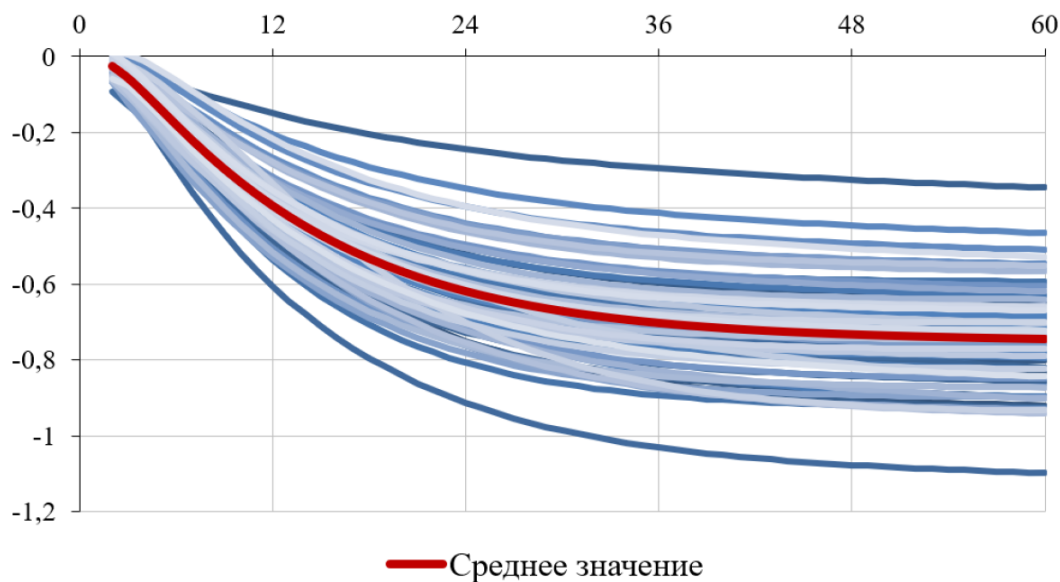


Рис. 6: Динамика региональных откликов инфляции на шок МАСР в 1 процентный пункт

Источник: расчеты авторов.

Если отбросить по четыре региона с минимальной и максимальной реакцией, тем самым усечь выборку на 10% и вместе с тем исключить три технически незначимых отклика, то разброс все еще будет существенным: от 0,55 до 0,93 п.п. (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, чья реакция 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. рисунок 7).

²⁷В качестве анализа робастности результатов в Приложении D приведены оценки откликов накопленной инфляции на шок ДКП для моделей, оцененных для стандартного и укороченного (с февраля 2009 г.) диапазонов. Видно, что исключение мирового финансового кризиса из периода оценки принципиально не меняет картину, а лишь немного увеличивает ширину доверительных интервалов за счет потери информации о реакции инфляции на шоки 2008–2009 годов. Это снижает количество регионов со значимыми откликами накопленной инфляции на шок ДКП до 14 из 80.

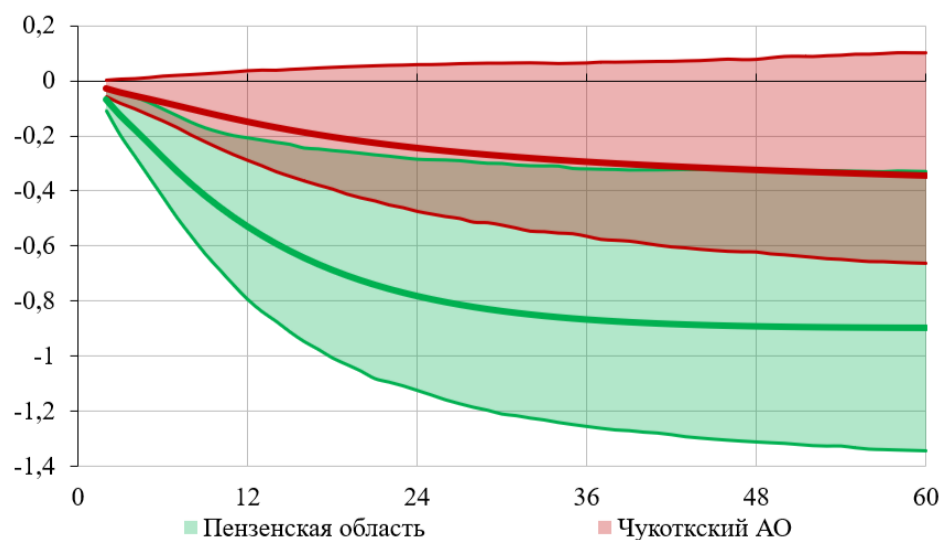


Рис. 7: Отклики с наиболее различающимися доверительными интервалами

Источник: расчеты авторов.

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

2.2. 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 таблице С1 Приложения С, где приведены усредненные значения для 80 регионов России.

Вклад трех общих шоков в динамику инфляции среднего региона составляет от 8% (0 мес.) до 56% (5 лет). Данный результат в целом не противоречит работе Deryugina et al. (2019), в которой общий фактор инфляции был оценен на уровне 40%²⁸. Обращает на себя внимание тот факт, что вклад шоков цены на нефть и валютного курса с течением времени снижается, а вклад шоков ДКП растет (от 3% для 6 мес. до 32% для 5 лет). Основное объяснение связано с тем, что, во-первых, в

²⁸ Полной сопоставимости данных цифр добиться нельзя как из-за достаточно сильно различающейся методологии двух работ, так и, например, потому, что часть общих шоков, связанных с динамикой средней инфляции, включена в агрегат «Вклад всех остальных региональных шоков».

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 повлиять на долгосрочную разницу региональных цен²⁹. Отметим, впрочем, что данная неоднородность в большинстве своем 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 мес. до 5% для 5 лет. Оценка Deryugina et al. (2019) идиосинкразической компоненты инфляции составляет приблизительно 40%. Сравнить данные оценки затруднительно, так как в нашей работе часть идиосинкразической 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».

2.3. Неоднородность в реакции региональной инфляции на общие шоки: стабилизирующая роль шоков монетарной политики

В таблице С2 Приложения С приведены основные свойства откликов региональной инфляции, МІАСР, курса иностранной валюты на общие шоки: ДКП, курса иностранной валюты и цены на нефть. Динамические свойства данных шоков достаточно сильно различаются: шок ДКП (МІАСР) не оказывает значимого долгосрочного воздействия на сам МІАСР, 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% (долгосрочная эластичность курса по цене на нефть -0,32).

На рисунках 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 рисунке 8) и на шоки цены на нефть (горизонтальная ось на рисунке 9). Данное сопоставление дает нам возможность понять, способна ли неодинаковая реакция инфляции на шок ДКП снизить региональную неоднородность, создаваемую общими шоками валютного

²⁹В данном разделе речь идет о вкладе в динамику. Чтобы понять, насколько это 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.

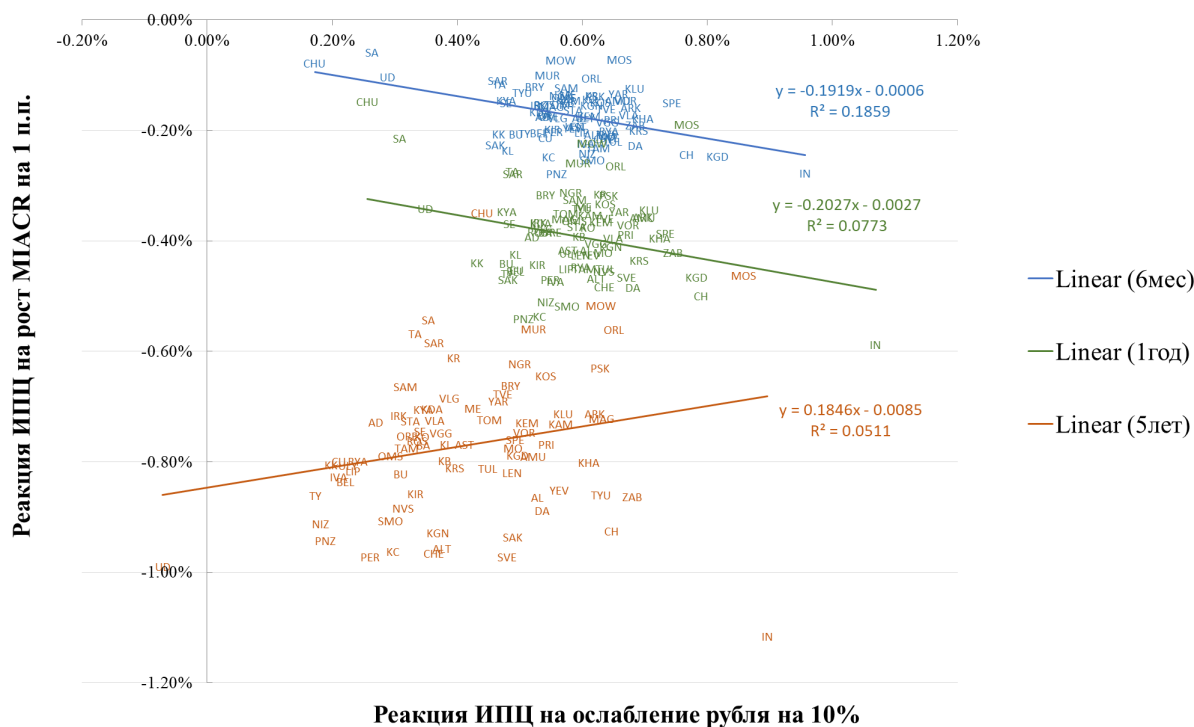


Рис. 8: Отклики накопленной инфляции регионов на шоки ДКП (1 п.п.) и курса иностранной валюты (ослабление рубля на 10%)

Источник: расчеты авторов.

курса и цен на нефть. Мы изобразили региональные отклики для трех временных интервалов: 6 месяцев (синий), 1 год (зеленый) и 5 лет (коричневый). 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 6-месячной 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 6-месячной реакции ниже: -0,2. Это говорит нам о том, что на горизонте ДКП (до года)

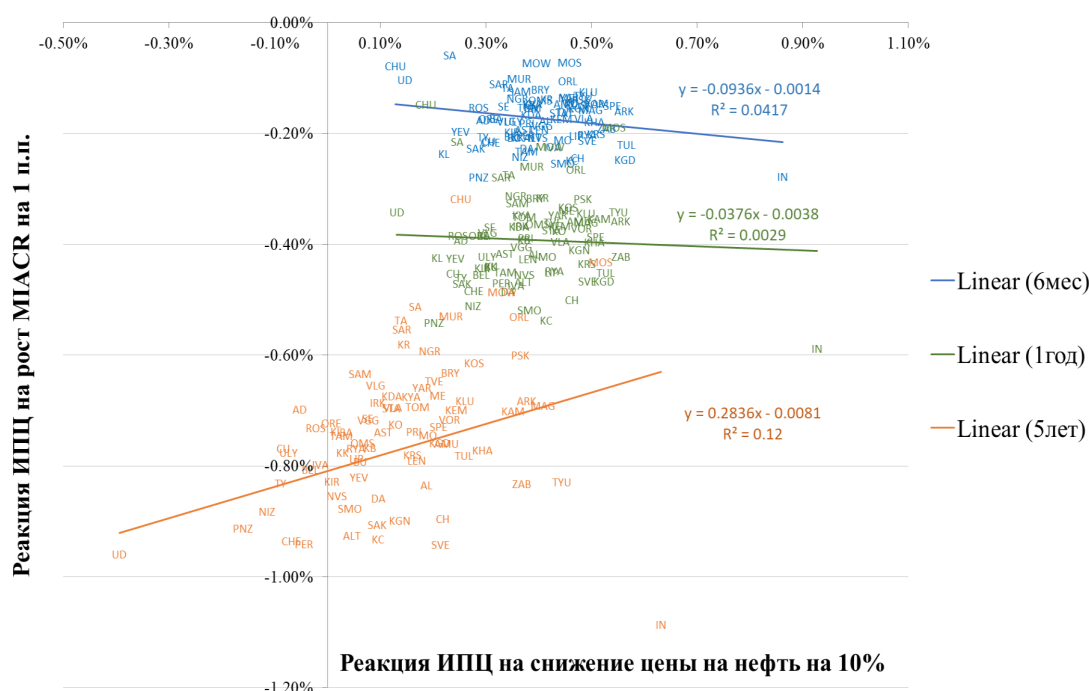


Рис. 9: Отклики накопленной инфляции регионов на шоки ДКП (1 п.п.) и цены на нефть (снижение на 10%)

Источник: расчеты авторов.

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 политики³⁰.

³⁰ Данная тема уже выходит за рамки нашего исследования и должна рассматриваться в ходе более расширенного анализа, в котором можно было бы судить о долгосрочной динамике переменных реального дохода.

2.4. 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 привнести в процесс анализа 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 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, 2009):

1. Модель с пространственным авторегрессионным лагом SAR: $y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$. На зависимую переменную оказывает влияние ее пространственный лаг ρ .

2. Модель с пространственным взаимодействием в ошибках SEM: $y = X \beta + u$, $u = \lambda W u + \varepsilon$. Зависимая переменная пространственно связана с ненаблюдаемыми факторами других регионов через ошибку модели параметром λ .

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; Carlino and Defina, 1999 и др.), и развернуто освещены во Введении. Перечень использованных показателей приведен в таблице 4. Описательная статистика переменных приведена в Приложении Е. Спецификации модели, в большей степени объясняющей региональную неоднородность, приведены в таблице 5. Некоторые альтернативные спецификации приведены в Приложении F.

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 ФЛ, 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

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 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 обраб. 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. В круглых скобках указаны стандартные ошибки.
Уровень значимости: + 15%, * 10%, ** 5%, *** 1% соответственно.

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. Для дополнительной проверки устойчивости результатов модель была оценена с двумя типами пространственных эффектов, а также для отклика инфляции через год (когда реализуется половина долгосрочной величины) и два года. Модели характеризуются удовлетворительной объяснительной 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 спилловеры могут не играть роли, поскольку 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 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 идиосинкразическими шоками предложения, а также создавать эффект заражения при идиосинкразических шоках спроса.

2. **Влияние «процентного» канала подтверждает фактор отраслевой структуры.** Как и в большинстве эмпирических работ по анализу причин гетерогенности (но в отношении базовой инфляции), удалось выявить значимые различия в эффективности «процентного» канала трансмиссии. Более эластичными

к ставке в краткосрочном периоде, исходя из результатов оценки модели, можно назвать первичные отрасли (сельское хозяйство и добычу 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 кредитованию.

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 (рисунок 10). В результате малые фирмы более чувствительны к издержкам на обслуживание кредитов и могут в большей степени переносить их в цену своей продукции.

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 выдаются региональными банками (за исключением Москвы).

4. Из всех 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 товаров³¹.

³¹Незначимость импорта может также объясняться свойством данных, которые в значительной мере связаны с процедурой регистрации регионального импорта в Федеральной таможенной службе



Рис. 10: Динамика средневзвешенных ставок по рублевым кредитам российскому бизнесу

Источник: расчеты авторов.

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 снижает 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 безработица региона может сильнее повлиять на совокупный спрос через эффект дохода при наличии несовершенств финансового рынка.

Заключение

В работе была решена задача выявления реакции базовой инфляции регионов России на шок единой ДКП, а также анализа воздействия различных факторов на интенсивность данной реакции. Для того чтобы получить функции импульсного отклика базовой инфляции на шок ДКП, была оценена GVAR-модель, в которой глобальные переменные M1ACR, курс иностранной валюты и цены на нефть были включены в dominant unit VAR, а базовая инфляция региона и ставка по рублевым кредитам населению региона – в региональный VAR. Для оценки спилловер-эффектов мы использовали матрицу торговли, которую вычислили на основе гравитационной

модели. В итоге для 77 из 80 регионов оценка 5-летнего накопленного отклика базовой инфляции оказалась значимой: средний отклик на шок ставки $M\bar{I}ACR$ в 1 п.п. составляет -0,74 процентного пункта. 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 ФЛ, размещенных в топ-5 банков, отношение госдолга 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 реакцией региональной инфляции на шоки ДКП и валютного курса, которая означает, что стабилизационная дискреционная ДКП имеет положительный внешний эффект: она способна умеренно снижать 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 долгосрочной перспективе.

Анализ декомпозиции региональной инфляции на шоки показал, что в долгосрочной перспективе вклад шоков ДКП в динамику ИПЦ среднего региона достаточно велик (32% для 5 лет). Это может стать причиной региональных различий в ИПЦ. С одной стороны, данные различия 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 стороны, для того, чтобы понять, являются ли данные долгосрочные различия объектом регулирования для региональной фискальной политики, необходимо дополнительное исследование, в котором будет возможность судить о региональном неравенстве доходов.

Список литературы

- Anagnostou, A., Papadamou, S., 2014. The impact of monetary shocks on regional output: Evidence from four south Eurozone countries. *Region et Developement* 39, 105–130.
- Baier, S. L., Bergstrand, J. H., 2009. Bonus vetus OLS: A simple method for approximating international trade-cost effects using the gravity equation. *Journal of International Economics* 77(1), 77–85.
- Barran, F., Coudert, V., Mojon, B., 1996. The Transmission of Monetary Policy in the European Countries. Working Papers 1996-03, CEPII research center.
- Beare, J., 1976. A monetarist model of regional business cycles. *Journal of Regional Science* 16(1), 57–64.
- Beckworth, D., 2010. 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* 32(3), 732–746.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., 1995. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives* 9(4), 27–48.
- Bertanha, M., Haddad, E. A., 2008. Efeitos Regionais da Política Monetária no Brasil: Impactos e Transbordamentos Espaciais. *Revista Brasileira de Economia - RBE* 62(1).
- Burriel, P., Galesi, A., 2018. Uncovering the heterogeneous effects of ECB unconventional monetary policies across euro area countries. *European Economic Review* 101(C), 210–229.
- Carlino, G., Defina, R., 1998. The Differential Regional Effects of Monetary Policy. *The Review of Economics and Statistics* 80(4), 572–587.
- Carlino, G., Defina, R., 1999. The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the US states. *Journal of Regional science* 39(2), 339–358.
- Clements, B. J., Kontolemis, Z., Levy, J., 2001. Monetary Policy Under EMU; Differences in the Transmission Mechanism? IMF Working Papers 2001/102, International Monetary Fund.
- Céspedes, L. F., Chang, R., Velasco, A., 2004. Balance Sheets and Exchange Rate Policy. *The American Economic Review* 94(4), 1183–1193.

- Dementiev, A., Bessonov, I., 2012. The indices of Core inflation in Russia. *HSE Economic Journal* 16(1), 58–87.
- Deryugina, E., Karlova, N., Ponomarenko, A., Tsvetkova, A., 2019. The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments. *Economic Change and Restructuring* 52(4), 453–474.
- Dominguez-Torres, H., Hierro, L., 2019. The regional effects of monetary policy: A survey of the empirical literature. *Journal of Economic Surveys* 33(2), 604–638.
- Duran, H. E., Erdem, U., 2014. Regional effects of monetary policy: Turkey case. *Regional and Sectoral Economic Studies* 14(1), 133–144.
- Eichengreen, B., 1993. European monetary unification. *Journal of Economic Literature* 31(3), 1321–57.
- Florio, A., 2018. Nominal anchors and the price puzzle. *Journal of Macroeconomics* 58(C), 224–237.
- Georgiadis, G., 2015. Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model. *European Economic Review* 75(C), 195–215.
- Georgopoulos, G., 2009. Measuring regional effects of monetary policy in Canada. *Applied Economics* 41(16), 2093–2113.
- Guo, X., Masron, T. A., 2017. Regional Effects Of Monetary Policy in China: Evidence from China'S Provinces. *Bulletin of Economic Research* 69(2), 178–208.
- Jung, C., Ryu, J. E., 2020. The price puzzle revisited. *Applied Economics Letters* 27(6), 441–446.
- Kashyap, A. K., Stein, J. C., 2000. What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? *American Economic Review* 90(3), 407–428.
- Kenen, P., 1969. *The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View*. The University of Chicago Press, Chicago.
- Koop, G., Pesaran, M., Potter, S., 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics* 74(1), 119–147.
- Kwon, G., Spilimbergo, A., 2005. Russia's regions: Income volatility, labor mobility, and fiscal policy. Working papers, IMF Working Paper No. WP/05/185. Washington, DC USA.

- LeSage, J., 2009. Introduction to spatial econometrics. Chapman and Hall/CRC.
- Malkin, I., Nechio, F., 2012. U.S. and euro-area monetary policy by regions. FRBSF Economic Letter (feb27).
- Mandalinci, Z., 2015. Effects of Monetary Policy Shocks on UK Regional Activity: A Constrained MFVAR Approach. Working Papers 758, Queen Mary University of London, School of Economics and Finance.
- McKinnon, R., 1963. Optimum currency areas. *The American Economic Review* 53(4), 717–725.
- Mundell, R., 1961. A theory of optimum currency areas. *The American Economic Review* 51(4), 657–665.
- Nachane, D. M., Ray, P., Ghosh, S., 2002. Does monetary policy have differential state-level effects?: An empirical evaluation. *Economic and Political Weekly* 37(47), 4723–4728.
- Nechio, F., 2011. Monetary policy when one size does not fit all. FRBSF Economic Letter (june13).
- Nessén, M., Söderström, U., 2001. Core Inflation and Monetary Policy. *International Finance* 4(3), 401–439.
- Oliner, S., Rudebusch, G., 1996. Is there a broad credit channel for monetary policy? *Economic Review* pp. 3–13.
- Owyang, M., Wall, H., 2009. Regional VARs and the channels of monetary policy. *Applied Economics Letters* 16(12), 1191–1194.
- Pesaran, H. H., Shin, Y., 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters* 58(1), 17–29.
- Pesaran, M., Schuermann, T., Weiner, S., 2004. Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model. *Journal of Business Economic Statistics* 22, 129–162.
- Reis, R., Watson, M., 2010. Relative goods' prices, pure inflation, and the phillips correlation. *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(3), 128–57.
- Ridhwan, M. M., Groot, H., Rietveld, P., Nijkamp, P., 2014. The Regional Impact of Monetary Policy in Indonesia. *Growth and Change* 45(2), 240–262.
- Rocha, R. d. M., Silva, M., Gomes, S. M., 2011. Por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária? *Revista Brasileira de Economia - RBE* 65(4).

- Sims, C., 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica* 48(1), 1–48.
- Sims, C., 1992. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review* 36(5), 975–1000.
- Suardi, M., 2001. EMU and asymmetries in monetary policy transmission. *Economic Papers* 157 ECFIN/435/01-EN, Directorate General for Economic and Financial Affairs. European Commission, Brussels.
- Tinbergen, J., 1962. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. New York, The Twentieth Century Fund.
- Vespignani, J., 2015. 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* 34(C), 1–13.
- Глуценко, К. П., 2010. Закон единой цены в российском экономическом пространстве. *Прикладная эконометрия* 17(1), 3–19.
- Дерюгина, Е., Пономаренко, А., Синяков, А., Сорокин, К., 2015. Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России. Серия докладов об экономических исследованиях Банка России 4.
- Жемков, М. И., 2019. Региональные эффекты таргетирования инфляции в России: факторы неоднородности и структурные уровни инфляции. *Вопросы экономики* (9), 70–89.
- Кириллов, А. М., 2017. Инфляция цен на продовольственные товары в регионах России: пространственный анализ. *Пространственная экономика* 4, 41–58.
- Перевышин, Ю. Н., Егоров, Д. А., 2016. Влияние общероссийских факторов на региональную инфляцию. *Экономическое развитие России* 23(10), 44–50.
- Перевышин, Ю. Н., Синельников-Мурылев, С. Г., Трунин, П. В., 2017. Факторы дифференциации цен в российских регионах. *Экономический журнал ВШЭ* 21(3), 361–384.

Приложение

Приложение А

В таблице А1 приведены усредненные веса каждого региона для всех других регионов в разрезе матриц взвешивания: trade – торговая, fin – финансовая, neigh – соседства, dist – обратных расстояний.

Таблица А1: Средние веса регионов при разных матрицах

Регион	tag	trade	fin	neigh	dist	Регион	tag	trade	fin	neigh	Dist
Алтайский край	ALT	0,6	0,0	0,8	1,2	Пермский край	PER	0,9	0,0	1,1	1,2
Амурская область	AMU	0,4	1,5	1,3	0,8	Приморский край	PRI	0,7	0,3	0,2	0,6
Архангельская область	ARK	0,3	0,0	1,0	1,0	Псковская область	PSK	0,3	0,0	1,0	1,1
Астраханская область	AST	0,2	0,0	0,5	1,1	Республика Адыгея	AD	0,4	0,0	0,3	1,3
Белгородская область	BEL	0,7	0,0	0,4	1,3	Республика Алтай	AL	0,2	0,0	1,2	1,0
Брянская область	BRY	0,3	0,0	1,0	1,4	Республика Башкортостан	BA	1,2	0,0	1,5	1,2
Владимирская область	VLA	0,5	0,0	1,0	1,7	Республика Бурятия	BU	0,3	0,0	0,8	0,9
Волгоградская область	VGG	0,5	0,0	1,5	1,2	Республика Дагестан	DA	0,5	0,0	0,7	1,0
Вологодская область	VLG	0,3	0,4	1,9	1,4	Республика Ингушетия	IN	0,2	0,0	0,6	1,8
Воронежская область	VOR	0,9	0,0	2,0	1,5	Республика Калмыкия	KL	0,2	0,0	1,7	1,3
г. Москва	MOW	38,9	84,7	0,4	2,0	Республика Карелия	KR	0,2	0,0	1,9	1,1
г. Санкт-Петербург	SPE	4,0	8,4	1,5	1,3	Республика Коми	KO	0,3	0,0	1,0	1,1
Еврейская автономная область	YEV	0,5	0,0	0,5	1,0	Республика Марий Эл	ME	0,4	0,0	0,7	1,6
Забайкальский край	ZAB	0,2	0,0	1,2	0,8	Республика Мордовия	MO	0,3	0,0	1,0	1,6
Ивановская область	IVA	0,3	0,0	0,9	1,7	Республика Саха	SA	0,6	0,0	2,0	0,6
Иркутская область	IRK	1,1	0,1	1,3	0,9	Республика Северная Осетия	SE	0,3	0,0	1,5	1,7
Кабардино-Балкарская Республика	KB	0,2	0,0	0,9	1,3	Республика Татарстан	TA	2,8	0,4	2,0	1,6
Калининградская область	KGD	0,2	0,0	0,6	0,7	Республика Тыва	TY	0,2	0,0	1,5	0,9
Калужская область	KLU	0,5	0,0	1,8	1,6	Республика Хакасия	KK	0,3	0,0	0,9	1,1
Камчатский край	KAM	0,0	0,0	1,4	0,5	Ростовская область	ROS	1,1	0,1	1,1	1,2
Карачаево-Черкесская Республика	KC	0,2	0,0	0,9	1,4	Рязанская область	RYA	0,5	0,0	1,8	1,6
Кемеровская область	KEM	1,3	0,0	1,8	1,2	Самарская область	SAM	1,2	0,7	0,8	1,4
Кировская область	KIR	0,3	0,0	2,1	1,3	Саратовская область	SAR	0,5	0,1	1,7	1,4
Костромская область	KOS	0,3	0,5	1,0	1,7	Сахалинская область	SAK	0,4	0,0	0,6	0,6
Краснодарский край	KDA	2,6	0,1	2,1	1,2	Свердловская область	SVE	1,9	0,4	1,6	1,2
Красноярский край	KYA	2,5	0,0	1,6	1,0	Смоленская область	SMO	0,3	0,0	1,2	1,2
Курганская область	KGN	0,5	0,0	0,7	1,1	Ставропольский край	STA	0,7	0,0	2,7	1,4
Курская область	KRS	0,4	0,0	1,6	1,4	Тамбовская область	TAM	0,4	0,0	1,0	1,5
Ленинградская область	LEN	0,4	0,0	1,7	1,3	Тверская область	TVE	0,5	0,0	1,4	1,4
Липецкая область	LIP	0,6	0,0	1,3	1,6	Томская область	TOM	0,7	0,0	1,3	1,2
Магаданская область	MAG	0,1	0,0	1,2	0,6	Тульская область	TUL	0,7	0,0	1,0	1,7
Московская область	MOS	3,2	0,2	2,2	2,0	Тюменская область	TYU	7,5	0,2	2,0	1,1
Мурманская область	MUR	0,1	0,0	0,3	0,7	Удмуртская Республика	UD	0,5	0,0	0,8	1,3
Нижегородская область	NIZ	1,0	0,1	1,9	1,5	Ульяновская область	ULY	0,4	0,0	1,4	1,5
Новгородская область	NGR	0,4	0,0	0,9	1,3	Хабаровский край	KHA	1,4	0,1	3,3	1,0
Новосибирская область	NVS	1,7	1,2	1,3	1,2	Челябинская область	CHE	1,1	0,0	1,1	1,2
Омская область	OMS	0,4	0,0	0,7	0,9	Чеченская Республика	CE	0,3	0,0	1,5	1,3
Оренбургская область	ORE	0,5	0,0	1,2	1,1	Чувашская Республика	CU	0,4	0,0	1,1	1,7
Орловская область	ORL	0,3	0,0	1,2	1,5	Чукотский автономный округ	CHU	0,0	0,0	0,9	0,4
Пензенская область	PNZ	0,4	0,0	1,0	1,5	Ярославская область	YAR	0,5	0,0	1,3	1,7

Источник: расчеты авторов.

Приложение В

В таблице В1 приведены характеристики откликов инфляции (по модулю) в регионах России на шок ДКП по 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	Регион	sign	cum irf	max irf	max lag
Алтайский край	да	0,92	0,05	6	Пермский край	да	0,93	0,05	6
Амурская область	да	0,77	0,04	7	Приморский край	да	0,74	0,05	2
Архангельская область	да	0,70	0,04	5	Псковская область	да	0,62	0,04	5
Астраханская область	да	0,74	0,05	5	Республика Адыгея	да	0,70	0,04	6
Белгородская область	да	0,80	0,05	5	Республика Алтай	да	0,84	0,05	4
Брянская область	да	0,65	0,04	5	Республика Башкортостан	да	0,74	0,04	5
Владимирская область	да	0,70	0,05	4	Республика Бурятия	да	0,79	0,05	5
Волгоградская область	да	0,72	0,04	5	Республика Дагестан	да	0,86	0,05	5
Вологодская область	да	0,66	0,04	5	Республика Ингушетия	да	1,10	0,06	5
Воронежская область	да	0,73	0,04	5	Республика Калмыкия	да	0,74	0,09	2
г. Москва	нет	0,51	0,03	6	Республика Карелия	да	0,59	0,03	6
г. Санкт-Петербург	да	0,74	0,05	5	Республика Коми	да	0,73	0,04	6
Еврейская автономная область	да	0,82	0,04	6	Республика Марий Эл	да	0,68	0,04	6
Забайкальский край	да	0,84	0,06	2	Республика Мордовия	да	0,75	0,06	2
Ивановская область	да	0,79	0,05	5	Республика Саха	да	0,53	0,03	7
Иркутская область	да	0,69	0,04	6	Республика Северная Осетия	да	0,72	0,04	6
Кабардино-Балкарская Республика	да	0,77	0,05	6	Республика Татарстан	да	0,55	0,03	6
Калининградская область	да	0,77	0,07	2	Республика Тыва	да	0,82	0,05	6
Калужская область	да	0,69	0,04	6	Республика Хакасия	да	0,77	0,05	4
Камчатский край	да	0,72	0,04	6	Ростовская область	да	0,73	0,04	6
Карачаевр-Черкесская Республика	да	0,93	0,06	5	Рязанская область	да	0,77	0,05	5
Кемеровская область	да	0,71	0,05	2	Самарская область	да	0,64	0,04	6
Кировская область	да	0,82	0,05	5	Саратовская область	да	0,57	0,03	6
Костромская область	да	0,63	0,04	5	Сахалинская область	да	0,90	0,05	2
Краснодарский край	да	0,68	0,04	6	Свердловская область	да	0,94	0,05	2
Красноярский край	да	0,68	0,04	4	Смоленская область	да	0,87	0,06	2
Курганская область	да	0,90	0,05	5	Ставропольский край	да	0,70	0,04	5
Курская область	да	0,78	0,05	6	Тамбовская область	да	0,75	0,07	2
Ленинградская область	да	0,79	0,05	5	Тверская область	да	0,66	0,04	5
Липецкая область	да	0,79	0,05	6	Томская область	да	0,70	0,04	4
Магаданская область	да	0,71	0,04	5	Тульская область	да	0,79	0,05	2
Московская область	нет	0,47	0,02	8	Тюменская область	да	0,84	0,04	6
Мурманская область	да	0,55	0,03	6	Удмуртская Республика	да	0,93	0,04	10
Нижегородская область	да	0,87	0,06	3	Ульяновская область	да	0,77	0,05	5
Новгородская область	да	0,61	0,04	6	Хабаровский край	да	0,78	0,04	6
Новосибирская область	да	0,85	0,05	6	Челябинская область	да	0,92	0,05	6
Омская область	да	0,76	0,04	6	Чеченская Республика	да	0,90	0,07	2
Оренбургская область	да	0,72	0,04	2	Чувашская Республика	да	0,76	0,05	5
Орловская область	да	0,55	0,03	5	Чукотский автономный округ	нет	0,35	0,03	2
Пензенская область	да	0,90	0,07	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	6мес	1год	2года	3года	4года	5лет
МАСР	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
МАСР	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
МАСР	нефть	0,56	0,40	0,14	0,05	0,02	0,01
курс иностранной валюты	нефть	4.94	4.95	4.87	4.85	4.84	4.83
цена на нефть	нефть	-14.26	-14.61	-14.90	-14.99	-15.03	-15.04
Накопленная инфляция (среднее)	нефть	0,41	0,39	0,23	0,16	0,14	0,14

Примечание. Полужирным шрифтом выделены статистически значимые (95%) отклики.

Источник: расчеты авторов.

Приложение D

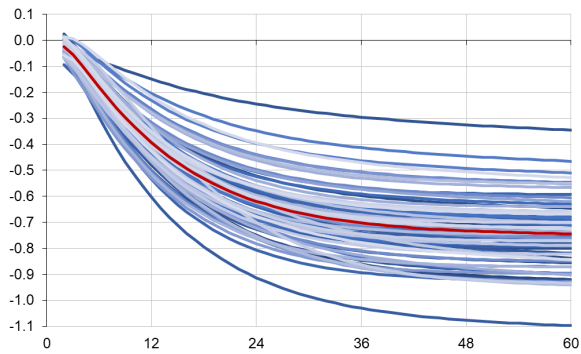


Рис. D1: Динамика региональных откликов инфляции на шок М1АСР в 1 п.п. при оценке модели на полной выборке с июня 2004г. по март 2020г.

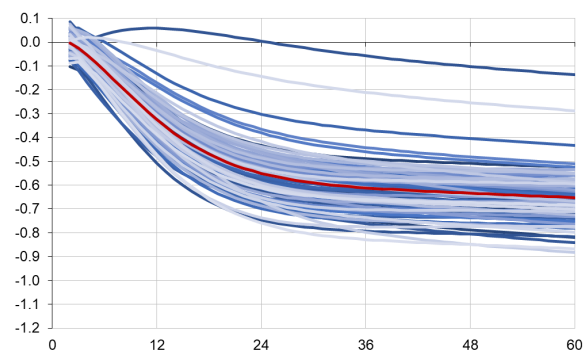


Рис. D2: Динамика региональных откликов инфляции на шок М1АСР в 1 п.п. при оценке модели на данных с 2009г. и с ОРТ

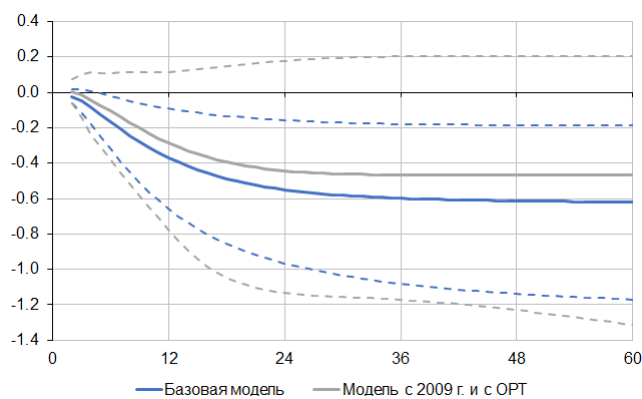


Рис. D3: Средний медианный отклик накопленной инфляции на шок М1АСР в 1 п.п. с доверительными интервалами

Источник: расчеты авторов.

Приложение Е

Таблица Е1: Описательная статистика переменных

	mean	median	st.dev	max	min	N obs
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 физ.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 F

Таблица F1: Результаты оценки различных спецификаций модели

	irf12	irf12	irf12	irf12	irf12	irf12	irf24	irf24	irf24	irf24	irf24	irf24	irf60	irf60	irf60	irf60	irf60	irf60
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)	0,365+ (0,216)	0,384+ (0,212)	0,216 (0,193)	0,266 (0,186)	0,238 (0,188)	0,213 (0,189)	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		0,122** (0,051)	0,142*** (0,045)	0,082+ (0,047)	0,074+ (0,048)	0,075+ (0,048)		0,151** (0,072)	0,179*** (0,065)	0,098 (0,068)	0,089 (0,068)	0,0904 (0,069)		0,111 (0,083)	0,144+ (0,074)	0,067 (0,080)	0,059 (0,081)	0,061 (0,080)
Уровень безработицы			0,006*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)			0,011*** (0,002)	0,015*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,015*** (0,003)			0,013*** (0,003)	0,017*** (0,003)	0,017*** (0,003)	0,017*** (0,003)
Доля занятых в микро- и малых фирмах				0,543*** (0,178)	0,593*** (0,183)	0,635*** (0,199)				0,734*** (0,256)	0,795*** (0,264)	0,919*** (0,284)				0,693*** (0,299)	0,752** (0,309)	0,925*** (0,332)
Доля кредитов, выданных региональными банками					-0,074 (0,066)	-0,074 (0,067)					-0,091 (0,095)	-0,092 (0,095)					-0,088 (0,112)	-0,089 (0,111)
Доля импорта в ВРП						-0,024 (0,044)						-0,071 (0,062)						-0,100 (0,073)
_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)	0,588*** (0,022)	0,541*** (0,031)	0,472*** (0,032)	0,311*** (0,064)	0,310*** (0,064)	0,293*** (0,065)	0,719*** (0,025)	0,684*** (0,036)	0,602*** (0,037)	0,451*** (0,075)	0,450*** (0,075)	0,426*** (0,076)
N	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80
adj. R-sq	0,037	0,093	0,274	0,346	0,348	0,342	0,023	0,064	0,248	0,314	0,313	0,316	0,007	0,017	0,220	0,263	0,259	0,268

Примечание. В круглых скобках указаны стандартные ошибки. Уровень значимости: +15%, *10%, **5%, ***1% соответственно.

Источник: расчеты авторов.