



Банк России



ВЛИЯНИЕ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ НА ИНВЕСТИЦИИ В РЕГИОНАХ РОССИИ

Серия докладов об экономических исследованиях

А. Шевелев, М. Квактун, К. Вировец

Москва
2021

Оглавление

РЕЗЮМЕ	3
ВВЕДЕНИЕ	4
1. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ	5
2. МЕТОДОЛОГИЯ	8
3. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ ДЛЯ ОЦЕНКИ ВЕКТОРНЫХ АВТОРЕГРЕССИЙ	10
4. ЭМПИРИЧЕСКИЕ РЕЗУЛЬТАТЫ	12
4.1. Декомпозиция вариации инвестиций	12
4.2. Функции импульсных откликов инвестиций на шок ставки межбанковского рынка...	14
4.3. Панельная векторная авторегрессия	16
4.4. Причины различного влияния денежно-кредитной политики на инвестиции	18
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	20
Литература	21
Приложение	23

Андрей Шевелев

Банк России, Сибирское главное управление
E-mail: shevelevaa@cbr.ru

Мария Квактун

Банк России, Сибирское главное управление
E-mail: kvaktunmi@cbr.ru

Кристина Вировец

Банк России, Сибирское главное управление
E-mail: virovetsks@cbr.ru

Авторы выражают признательность Ивану Вербному, Евгению Хацкевичу и анонимным рецензентам за полезные замечания и предложения.

Серия докладов об экономических исследованиях Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования членами Консультативного совета Банка России и внешними рецензентами.

Все права защищены. Настоящий доклад выражает личную позицию авторов, которая 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

107016, Москва, ул. Неглинная, 12
+7 495 771-91-00, +7 495 621-64-65 (факс)
Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

РЕЗЮМЕ

В работе оценивается влияние денежно-кредитной политики на инвестиции регионов России. На первом этапе исследования с помощью структурной векторной авторегрессии мы оценили региональные отклики инвестиций на изменение ставки межбанковского рынка. На втором этапе были рассчитаны регрессионные уравнения с использованием накопленных откликов в качестве зависимых переменных и предполагаемых объясняющих факторов в качестве независимых переменных. В регрессионных расчетах использовался метод регуляризации Elastic Net. Выяснилось, что регионы с большими долями обрабатывающего производства и строительства сильнее реагируют на шоки денежно-кредитной политики. Кроме того, была выявлена высокая значимость этих отраслей в объяснении различного влияния денежно-кредитной политики на инвестиции. Также чем выше доля добычи полезных ископаемых в валовом региональном продукте (ВРП) и больше отношение импорта к ВРП, тем меньше абсолютное изменение инвестиций от шока денежно-кредитной политики.

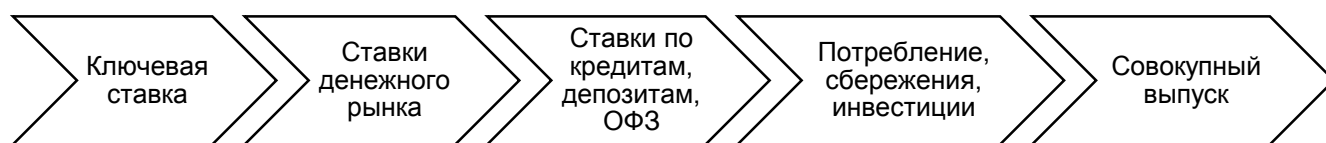
Ключевые слова: денежно-кредитная политика, инвестиции, ставка межбанковского рынка, структурная векторная авторегрессия, функции импульсных откликов, Elastic Net.

JEL классификация: C3, E43, E52, E22.

ВВЕДЕНИЕ

Банк России с 2015 года проводит денежно-кредитную политику (ДКП) в рамках режима инфляционного таргетирования. Основным инструментом для достижения цели по инфляции является ключевая ставка, оказывающая влияние на формирование ставок денежного рынка, которое передается в динамику процентных ставок по кредитам и депозитам и других финансовых показателей. На эти изменения ориентируются фирмы и домохозяйства при принятии решений относительно потребления, сбережений и инвестиций (рис. 1).

Рисунок 1. Стандартная неокейнсианская логика процентного канала трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики



Источник: составлено авторами на основе статьи Могилат А.Н. (2017).

Таким образом, изменение ключевой ставки денежно-кредитной политики влияет на совокупный спрос и его составляющие, а через них – на динамику цен. Поэтому при принятии решения об изменении ключевой ставки Банк России анализирует состояние всей экономики.

В силу структурных и экономических различий регионов России влияние ДКП на их экономическую активность может значительно отличаться. В структуре ВВП инвестиции являются одним из ключевых факторов устойчивого роста экономики. Многие российские и зарубежные исследователи уделяли внимание роли инвестиций, их важности в развитии регионов и влиянию на экономический рост: Young A. (1993), Schmidt-Hebbel K. et al (1994), Аганбегян А.Г. (2011, 2012), Булатов А. (2011), Щербаков В.С. (2015) и другие. Этим определяется актуальность анализа региональной неоднородности влияния денежно-кредитной политики на инвестиции.

Целью нашего исследования является оценка влияния ДКП на инвестиции в регионах России и выявление причин региональной неоднородности этого влияния. Эмпирическую базу составляют статистические данные, отражающие экономическое состояние 78 регионов России за период с 2010 по 2019 год.

Работа имеет следующую структуру. В разделе 1 представлен обзор литературы относительно региональных эффектов денежно-кредитной политики. Раздел 2 посвящен описанию методологии исследования. В разделе 3 приводятся данные, используемые в моделях. В разделе 4 представлены результаты исследования. В заключении изложены основные выводы работы.

1. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

В данном обзоре приведены статьи, которые повлияли на выбор методологии, использованной в настоящей работе. С начала 1990-х годов исследователи начали уделять внимание различному влиянию денежно-кредитной политики на регионы, о чем свидетельствует увеличение числа публикаций в этой области.

Ramaswamy R. and Sloek T. (1997) для ответа на вопрос о количественном различии влияния ДКП на страны Европейского союза по каждой из них построили модель векторной авторегрессии (VAR) и оценили функции импульсных откликов. В их статье используются поквартальные данные с 1972 по 1995 год. Модели состоят из трех переменных: уровень выпуска, уровень цен и краткосрочная процентная ставка. Анализируя функции импульсных откликов, авторы пришли к выводу, что страны Европейского союза можно разделить на две группы. В одной группе полное воздействие сдерживающего шока денежно-кредитной политики на объем производства занимает 11–12 кварталов (почти вдвое больше времени, чем в другой группе), но результирующее снижение выпуска составляет 0,7–0,9% (что также превышает результат первой группы почти в два раза). Однако авторы не рассматривали факторы, вызывающие такое различие региональных откликов производства на шок денежно-кредитной политики.

Carlino G. and DeFina R. (1998) продвинулись дальше в своем исследовании: они рассмотрели причины разного влияния ДКП на регионы США с помощью структурной VAR-модели по данным с 1958 по 1992 год в поквартальном разрезе. В модель были включены такие показатели, как темпы роста реальных денежных доходов, относительная цена энергии, монетарные факторы. Функции импульсных откликов показали, что большая часть регионов имеет отклик на шок денежно-кредитной политики, близкий к среднему по США. Данные результаты получились устойчивыми к альтернативным наборам данных: по денежно-кредитной политике (ставка по федеральным фондам, расчетная мера Boschen and Mills, приведенная в их работе 1995 г., и другие), по экономической активности (рост занятости и так далее) и по спецификации модели (переменные в уровнях и в темпах роста). Также в указанной статье разбираются причины различного влияния денежно-кредитной политики на экономическую активность 48 штатов. В результате авторы обнаружили, что величина отклика положительно зависит от доли обрабатывающего производства в ВРП (канал процентных ставок), а штаты с большей концентрацией мелких фирм, как правило, более восприимчивы к шокам ДКП, чем штаты с меньшей концентрацией таких фирм (широкий канал кредитования).

Arnold I. and Vrugt E. (2002) в своей работе использовали подход Carlino G. and DeFina R. (1998) для оценки влияния шоков денежно-кредитной политики на региональный и отраслевой выпуск в Нидерландах. Авторы взяли ежегодные данные по 11 регионам и 12 отраслям экономики за период с 1973 по 1993 год. Для измерения влияния шоков ДКП они использовали VAR-модель, состоящую из следующих показателей: совокупный прирост реального производства по отраслям и регионам, индекс потребительских цен и краткосрочная процентная ставка. Было отмечено отрицательное влияние роста процентной ставки на регионы и отрасли. Наиболее сильное влияние шок ДКП оказал на строительство, торговлю, промышленность, финансовый сектор и сельское хозяйство. Данные результаты схожи с полученными в аналогичных работах по США и Великобритании. В завершение авторы проанализировали связь откликов на шоки денежно-кредитной политики и заработной платы и

получили, что в более рискованных отраслях зарплата выше.

Svensson E. (2012) в своей статье исследовала влияние ДКП на занятость в 21 шведском регионе с 1993 по 2007 год, используя структурную модель VAR с экзогенными внешними переменными. В работе сделан вывод о том, что рост процентной ставки приводит к значительному снижению региональной занятости для большинства регионов Швеции. Однако в стране есть регионы, которые показывают рост занятости в ответ на тот же шок ДКП. Существенные различия между регионами автор связала с каналом процентных ставок, банковского кредитования и обменного курса, то есть показано, что шок денежно-кредитной политики негативно влияет на экономическую активность регионов с большей долей занятости в секторе товаров, меньшей долей в сфере услуг, более высокой интенсивностью экспорта и большей долей мелких фирм.

В более позднем исследовании Fraser P. et al. (2014) для идентификации шоков денежно-кредитной политики на национальном и региональном уровнях Австралии построили VAR-модель, используя следующие квартальные данные (с III квартала 1985 года по III квартал 2008 года): логарифм реального индекса цен биржевых товаров, логарифм реального ВВП, логарифм индекса потребления, темп инфляции, ставка по 30-дневным банковским счетам, валютный курс, показатель конечной стоимости произведенных товаров и услуг в регионе. Авторы оценили воздействие шока денежно-кредитной политики на национальную экономическую активность, влияние того же шока на экономическую активность каждого региона и сравнили оцененные функции импульсных откликов регионов с границами доверительных интервалов для национального ВВП, чтобы доказать наличие асимметрии между регионами. На основе функций импульсных откликов они сделали вывод о том, что регионы Western Australia и Queensland отличаются по краткосрочной реакции на денежно-кредитную политику от других регионов, то есть их реакции лежат за пределами доверительных интервалов для национального ВВП. Авторы показали, что в этих регионах присутствует недостаточная диверсификация деятельности и значительная зависимость от добывающей промышленности, и предположили, что это является причиной различных импульсных откликов. Но данное предположение не обосновано эконометрическими методами, и в работе не показано, как именно зависит реакция экономики на шок денежно-кредитной политики от доли добывающей промышленности. Кроме этого, авторы подчеркнули, что есть смысл компенсировать влияние ДКП для регионов, реакция которых отличается от национальной, путем установления фискальных встроенных стабилизаторов и федеральных трансфертов.

Ridhwan M.M. et al. (2014) использовали VAR-модели для измерения влияния шоков ДКП на региональный выпуск в 26 провинциях Индонезии. Авторы использовали квартальные данные с 1990 по 2007 год и сделали вывод о существенных межрегиональных различиях откликов. В ходе исследования была обнаружена связь разных региональных эффектов с отраслевой структурой, особенно с долей обрабатывающей промышленности, что свидетельствует о важности процентного канала трансмиссионного механизма. К примеру, Сулавеси и Восточная Индонезия, которые в значительной степени зависят от сельскохозяйственного сектора, оказались менее подвержены влиянию шоков ДКП, а остров Ява, имеющий большую долю производства, более чувствителен к изменениям денежно-кредитной политики. Также в работе было показано, что важную роль в объяснении региональных различий играют размеры фирм и банков, то есть кредитный канал трансмиссионного механизма. В целом оба канала работают одновременно в рамках децентрализованной де-

нежно-кредитной политики Индонезии и оказывают влияние на реальную экономику провинций.

Anagnostou A. and Papadamou S. (2015) применили в своей статье подход Carlino G. and DeFina R. (1998) для выявления причин неоднородного влияния ДКП на регионы. Они анализировали экономику Греции за период с 1980 по 2009 год и использовали следующие ежегодные показатели: реальный ВВП, общая занятость, краткосрочная процентная ставка и переменные региональной экономической активности (ВРП, занятость, расходы домохозяйств, инвестиции). Было рассчитано несколько отдельных VAR-моделей для каждого региона. По рассчитанным функциям импульсных откликов авторы сделали выводы о различном влиянии денежно-кредитной политики на регионы Греции. Затем они задались вопросом о роли региональных отраслевых характеристик в различном влиянии ДКП и рассчитали корреляцию между двухлетним и семилетним импульсными откликами и долями отраслей в ВРП. Было обнаружено, что при больших долях сельского хозяйства, строительства, финансовых услуг, гостиниц и торговли регионы более чувствительны к процентным ставкам. Авторы выявили причины неодинаковой реакции региональных экономик Греции на шок денежно-кредитной политики, но не сделали предположений о том, какое влияние это оказывает на эффективность политики и как сгладить эти различия.

Таким образом, в обзоре литературы по региональным эффектам ДКП исследователи выделяют следующие трансмиссионные каналы, через которые политика процентных ставок влияет на реальную экономику регионов.

Во-первых, региональные различия можно объяснить через канал процентных ставок. Из-за отличающейся отраслевой структуры регионов и различной чувствительности отраслей к процентным ставкам наблюдается разный эффект от шоков денежно-кредитной политики на региональные инвестиции. Поэтому регионы с высокой долей отраслей, чувствительных к процентным ставкам, оказываются более уязвимыми к ужесточению ДКП. Например, многие авторы из приведенных выше работ отмечали, что производство и строительство зависят от кредитования в большей степени, чем услуги, поэтому изменения денежно-кредитной политики влияют на них значительно сильнее. Вследствие этого относительно промышленно развитые регионы более уязвимы при ужесточении ДКП, чем менее промышленно развитые. Поэтому одна из причин региональных различий – неравномерное распределение производства в валовом региональном продукте.

Во-вторых, важную роль в объяснении региональных различий играет кредитный канал трансмиссионного механизма. Различия в концентрации мелких фирм (широкий канал кредитования) могут привести к разной реакции регионов на денежно-кредитную политику. Малые предприятия в большей степени зависят от банковских кредитов, чем крупные фирмы, имеющие доступ к другим источникам финансирования. Поэтому при ужесточении ДКП регионы с высокой концентрацией мелких фирм, вероятно, будут испытывать большее негативное влияние на инвестиции.

Также стоит заметить, что некоторые авторы учитывают валютный канал трансмиссионного механизма, который демонстрирует влияние денежно-кредитной политики на совокупный спрос через изменение курса национальной валюты. Например, Nayo B. and Uhlenbrock B. (2000), исследовавшие механизм трансмиссии ДКП в Германии, показали, что регионы с более экспортно ориентированными отраслями в целом более восприимчивы к шокам денежно-кредитной политики, то есть реагируют большим снижением производства, чем регионы с меньшей зависимостью отраслей от экспорта.

2. МЕТОДОЛОГИЯ

На первом этапе мы оцениваем влияние денежно-кредитной политики на региональные инвестиции в основной капитал с помощью структурной векторной авторегрессии и получаем функции импульсных откликов инвестиций на шок ставки межбанковского рынка. При этом мы оцениваем ряд отдельных векторных авторегрессионных моделей по каждому региону.

Модель VAR является распространенным инструментом для анализа динамики взаимозависимых макроэкономических переменных. Инструментарий, впервые представленный в работе Sims С.А. (1980), получил широкое распространение и дальнейшее развитие у Sims С.А. (1992), Bernanke В.С. and Blinder А.С. (1992) и других.

Векторная авторегрессия может быть записана в следующем виде (1):

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

где Y_t – вектор эндогенных переменных размерностью $n \times 1$;

p – длина лага;

ε_t – вектор размерностью $n \times 1$ независимых нормально распределенных ошибок с ковариационной матрицей Σ , $\varepsilon_t \sim IIN(0, \Sigma)$;

B_l ($l = 1, \dots, p$) – матрицы параметров размерностью $n \times n$.

Для проверки рядов на стационарность использовался расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест). Также применялся тест Йохансена для проверки наличия коинтеграции. На основе критериев HQ (Hannan-Quinn), SC (Schwarz), AIC (Akaike) и FPE (Final Prediction Error) и с учетом того, что добавление большого количества лагов в VAR-модель усугубляет проблему с количеством оцениваемых параметров, для расчетов был выбран единичный лаг.

Далее мы приводим векторную авторегрессию к структурной форме (2):

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

где $A_0^{-1} A_j = B_j$;

$\varepsilon_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$.

Таким образом, с помощью моделей структурных векторных авторегрессий мы оцениваем функции импульсных откликов инвестиций на шок ДКП.

Используя полученные функции накопленных импульсных откликов, мы разделили регионы России на три группы в соответствии с их реакцией на шок денежно-кредитной политики (выше, ниже и в соответствии с уровнем реакции суммарных инвестиций по стране). После этого мы рассчитали три панельных векторных авторегрессии (PVAR) с фиксированными эффектами методом наименьших квадратов.

На втором этапе исследования мы оцениваем выбранные факторы различного влияния ДКП на региональные инвестиции с помощью множественных регрессий. При большом наборе объясняющих переменных случайный шум в данных может приводить к значительному изменению значений коэффициентов. В таких случаях в литературе используются методы регуляризации, основанные на штрафах. Для этого в стандартный минимизируемый функционал добавляется регуляризатор l_1 или l_2 , которые основаны на значении нормы

вектора коэффициентов. Модель LASSO на основе l1-регуляризатора позволяет выбирать из общего набора переменных наиболее важные и занулять остальные, но коэффициенты могут быть нестабильными. В свою очередь, модель Ridge на основе l2-регуляризатора показывает более устойчивые оценки для коррелированных переменных, но не зануляет незначимые коэффициенты. Мы использовали обобщающий метод Elastic Net, который объединяет преимущества обоих методов: стабильные оценки коэффициентов, как в Ridge, и зануление незначимых коэффициентов, как в LASSO (Hastie T. et al., 2017).

Задача регрессии при использовании метода Elastic Net принимает вид (3):

$$\hat{\beta} \in \underset{\beta}{\operatorname{argmin}}(\|Y - X\beta\|^2 + \lambda[\alpha\|\beta\|_1 + (1 - \alpha)\|\beta\|^2]) \quad (3)$$

В такой постановке задачи имеется два гиперпараметра:

λ – отвечает за важность штрафа;

α – взвешивает LASSO и Ridge.

При $\alpha = 1$ модель принимает вид LASSO, а при $\alpha = 0$ – Ridge. Мы устанавливаем параметр α на уровне 0,5, равноудаленном от двух крайних случаев, как делали Байбуза И. (2018); Chakraborty C. and Joseph A. (2017) и другие авторы в подобных работах. В свою очередь гиперпараметр λ подбирается с помощью кросс-валидации на отложенной выборке (не используемой для оценки параметров модели): оптимальным является значение λ , позволяющее получить наиболее точный прогноз на отложенной выборке.

В качестве зависимых переменных в регрессии выступают абсолютные значения накопленных импульсных откликов инвестиций на шок денежно-кредитной политики, полученные из оценки VAR-моделей на первом этапе исследования.

В качестве независимых переменных в регрессии мы берем предполагаемые объясняющие факторы, выбор которых был обоснован ключевыми каналами трансмиссионного механизма, описанными в разделе 1.

3. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ ДЛЯ ОЦЕНКИ ВЕКТОРНЫХ АВТОРЕГРЕССИЙ

Для исследования влияния денежно-кредитной политики Банка России на инвестиции в 78 регионах¹ Российской Федерации в качестве последних мы берем квартальные объемы инвестиций в основной капитал по регионам Российской Федерации.

Будем учитывать влияние ДКП на инвестиции через трансмиссионный механизм, важнейшими каналами которого являются процентный и кредитный. Для расчетов мы выбрали однодневную ставку межбанковского рынка RUONIA², так как она является промежуточным звеном между денежно-кредитной политикой и остальными ставками в экономике, то есть непосредственно воздействует на ставки по кредитам реальному сектору, что, в свою очередь, оказывает влияние на инвестиции. Квартальные ставки RUONIA были получены как средневзвешенные по объемам сделок от однодневных ставок.

Также для учета влияния ДКП на инвестиции мы включили в модель показатели ВВП и ИПЦ, а в роли денежного агрегата включили денежную массу M2.

Для учета канала валютного курса трансмиссионного механизма, который показывает влияние денежно-кредитной политики на совокупный спрос через изменение курса национальной валюты, мы взяли реальный эффективный курс рубля к иностранным валютам (REER). Большая доля экспорта в ВВП и расчеты в долларах США обосновывают включение в модель REER для учета зависимости экономики России от внешних факторов.

Необходимые данные по ставкам межбанковского рынка, реальному эффективному курсу рубля и денежной массе были взяты с сайта Банка России³, а оставшиеся показатели – с сайта Росстата⁴.

С целью измерения влияния денежно-кредитной политики на региональную экономику были выбраны две спецификации моделей, представленные в таблице 1 (с денежной массой и без нее).

Таблица 1. Спецификации для оценки VAR-моделей

Факторы	№ 1	№ 2
ВВП РФ	*	*
ИПЦ	*	*
RUONIA	*	*
Денежная масса M2	*	-
REER	*	*
Инвестиции в основной капитал в регионе	*	*

Источник: составлено авторами.

¹ По причине недостаточности данных из выборки были исключены г. Севастополь, Республика Крым, Чеченская Республика, Чукотский автономный округ. Регионы, в состав которых входят несколько автономных округов (Тюменская область, Архангельская область), рассматривались как единое целое.

² Индикативная взвешенная ставка однодневных рублевых кредитов (депозитов), которая отражает оценку стоимости необеспеченного рублевого заимствования на условиях овернайт стандартным заемщиком из числа российских банков с минимальным кредитным риском (Ruble Overnight Index Average – RUONIA). www.ruonia.ru (дата обращения: 17.02.2020)

³ www.cbr.ru (дата обращения: 17.02.2020).

⁴ www.gks.ru (дата обращения: 17.02.2020).

Показатель инвестиций, требующий перехода к реальным данным, преобразован с использованием индекса цен на продукцию инвестиционного назначения (за базовый период принят I квартал 2015 года).

Денежная масса и ВВП были преобразованы в реальные с помощью дефлятора ВВП.

В данном исследовании в рассчитанных моделях применяется рекурсивная идентификационная схема, представленная в работе Bernanke B. et al. (2005), согласно которой переменные упорядочиваются в зависимости от скорости их реакции на шок и применяется разложение Холецкого. Различные подходы к ортогонализации шоков приводятся в работе Скроботова А. и Турунцевой М. (2015).

Схема идентификации модели следующая:

- процентная ставка RUONIA, денежная масса и обменный курс влияют на экономику с определенным лагом и не влияют на ВВП и ИПЦ в текущем периоде;
- мы предполагаем, что при определении денежно-кредитной политики Банк России учитывает ИПЦ и может учитывать динамику ВВП;
- на региональные инвестиции оказывают влияние все переменные модели, а на обменный курс – все переменные, кроме региональных.

Итоговый порядок переменных представлен в таблице 1.

По этим двум наборам показателей был построен ряд структурных векторных авторегрессионных моделей (по данным с I квартала 2010 года по II квартал 2019 года).

Сезонную корректировку выполняем с использованием сезонного фильтра Бюро переписи населения США X-13-ARIMA-SEATS, реализованного в пакете `seasonal`⁵ языка статистического программирования R. Обзор методологических особенностей сезонной корректировки представлен в работе Сапова А. и др. (2018). Для удаления выбросов использовался фильтр Хампеля (Hampel F.R., 1974). Все переменные, кроме ставки RUONIA, рассматривались в логарифмах.

Для подготовки исходных данных, как упоминалось в методологии исследования, следует проверить их на стационарность и коинтеграцию. Расширенный тест Дики-Фуллера показал, что не все ряды являются стационарными. Это означает, что надо перейти к первым разностям. По тесту Йохансена также была выявлена коинтеграция.

Однако наша выборка охватывает период менее 10 лет, который не позволяет выявить долгосрочные отношения в переменных. А наложение неподходящих коинтеграционных отношений может привести к смещенным оценкам и, следовательно, к смещению импульсных откликов, полученных из VAR. Поэтому спецификация модели коррекции ошибок является неподходящей в нашем случае.

Кроме того, модель VAR, рассчитанная в первых разностях, может давать несостоятельные оценки, если некоторые переменные коинтегрированы. В этом случае спецификация в разностях игнорирует информацию о долгосрочной динамике системы. При этом использование данных в уровнях позволяет получить состоятельные оценки коэффициентов независимо от существования коинтеграции. Кроме того, оцененные функции импульсных откликов также будут являться устойчивыми оценками истинных значений импульсных откликов, особенно в кратко- и среднесрочной перспективе (Sims C.A. et al. (1990); Bernanke B. and Mihov I. (1997); Carlino G. and DeFina R. (1998); Philips P.C.B. (1998)).

Исходя из вышесказанного, мы выбрали модель VAR с использованием данных в уровнях в качестве предпочтительной спецификации в работе.

⁵ www.seasonal.website (дата обращения: 17.02.2020).

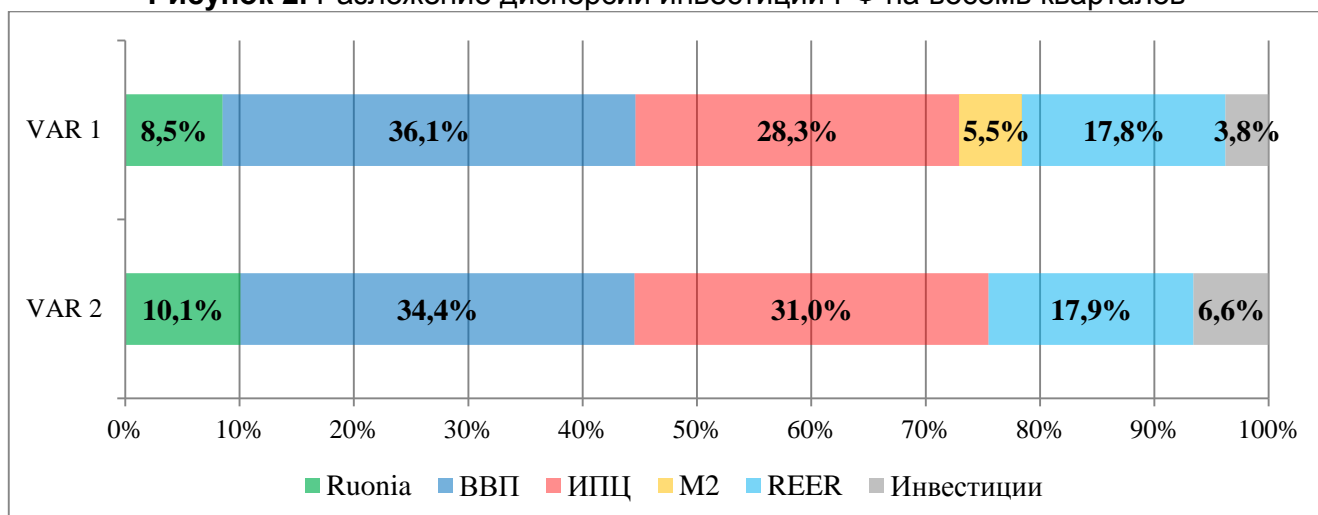
4. ЭМПИРИЧЕСКИЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

4.1. Декомпозиция вариации инвестиций

Денежно-кредитная политика имеет ограниченное влияние на региональные инвестиции и другие экономические переменные. В данном подразделе мы приводим декомпозицию вариации ошибок прогноза⁶ инвестиций, которая позволяет оценить вклад монетарных и немонетарных факторов в объяснение динамики региональных инвестиций. В качестве монетарного фактора мы рассматриваем ставку RUONIA, в качестве немонетарных факторов – все остальные показатели модели (переменные реального сектора экономики и внешние переменные).

На рисунке 2 представлено разложение дисперсии переменной инвестиций России на восемь кварталов (обоснование выбора восьми кварталов приведено в разделе 4.2). В целом вклад изменения монетарных факторов в дисперсию инвестиций составляет около 8–10%. Также значительный вклад в дисперсию инвестиций вносят шоки ВВП и ИПЦ.

Рисунок 2. Разложение дисперсии инвестиций РФ на восемь кварталов



Источник: расчеты авторов.

По данным Росстата⁷, на долю финансирования инвестиций за счет кредитных средств приходится 8–11%, в то время как доля собственных средств в финансировании составляет около 50% (табл. 2). Данный факт обуславливает небольшой вклад монетарных факторов в объяснение динамики инвестиций.

Кроме того, мы проанализировали декомпозицию вариации инвестиций в региональном разрезе. На рисунке 3 Приложения представлено разложение дисперсии переменной региональных инвестиций на восемь кварталов по VAR 2 (спецификация модели представлена в таблице 1). Анализ показывает, что изменение ставки RUONIA объясняет до 32% дисперсии инвестиций в разных регионах.

При этом вклад в дисперсию региональных инвестиций некоторых других факторов (ВВП, ИПЦ, денежная масса, обменный курс) больше вклада ставки межбанковского рынка и составляет по регионам до 45% для ВВП, до 30% для ИПЦ и до 34% для обменного курса. На

⁶ FEVD (forecast error variance decomposition).

⁷ www.gks.ru (дата обращения: 17.02.2020).

рисунке 4 Приложения приводится аналогичное разложение дисперсии по модели VAR 1.

Таблица 2. Структура инвестиций в основной капитал РФ
по источникам финансирования, в %

Год	Собственные средства	Привлеченные средства	В том числе	
			Бюджетные средства	Кредиты банков
2010	41,2	58,8	19,4	8,7
2011	42,7	57,3	18,8	7,7
2012	45,4	54,6	17,9	7,9
2013	46,1	53,9	18,8	9,3
2014	48,1	51,9	16,2	9,3
2015	51,1	48,9	16,5	7,8
2016	51,8	48,2	16,0	10,5
2017	52,1	47,9	16,3	10,9
2018	54,3	45,7	15,3	10,8
Среднее	48,1	51,9	17,2	9,2

Примечание. Кроме бюджетных средств и банковских кредитов, к привлеченным средствам относятся заемные средства других организаций, средства организаций и населения на долевое строительство, средства внебюджетных фондов, инвестиции из-за рубежа и прочие средства.

Источник: Росстат.

4.2. Функции импульсных откликов инвестиций на шок ставки межбанковского рынка

Мы оценили влияние ДКП на региональные инвестиции с помощью структурной VAR по данным с I квартала 2010 года по II квартал 2019 года. Анализируя функции импульсных откликов, мы можем сказать, что полное воздействие сдерживающего шока денежно-кредитной политики на инвестиции занимает до 8–12 кварталов по большинству регионов, а максимальное снижение инвестиций от шока ДКП на одно стандартное отклонение достигает -0,34%.

Наши результаты согласуются с оценками Банка России⁸ по стране, согласно которым на первом этапе трансмиссии (рис. 1) изменение ключевой ставки моментально транслируется в аналогичное изменение однодневных ставок рынка МБК. Изменение ставок денежного рынка может транслироваться в изменение долгосрочных ставок по кредитам и депозитам до 6–9 месяцев. Изменение банковского кредитования экономики России происходит еще через 1–2 года. Так как в данной работе рассматривается влияние ДКП на инвестиции, которые зависят от банковского кредитования (табл. 2), влияние на инвестиции полностью проявляется через 8–12 кварталов, что подтверждается и нашими расчетами в региональном разрезе.

На тепловой карте России мы показали накопленные импульсные отклики инвестиций на увеличение ставки RUONIA на одно стандартное отклонение на период четыре и восемь кварталов по модели VAR 2 (рис. 3 и 4). На правой шкале представлена цветовая палитра, показывающая уровень откликов инвестиций на шок ДКП в региональном разрезе. На рисунках 1 и 2 Приложения приводятся аналогичные тепловые карты по VAR 1. Тепловая карта показывает, что накопленные отклики между регионами отличаются по степени влияния денежно-кредитной политики на инвестиции.

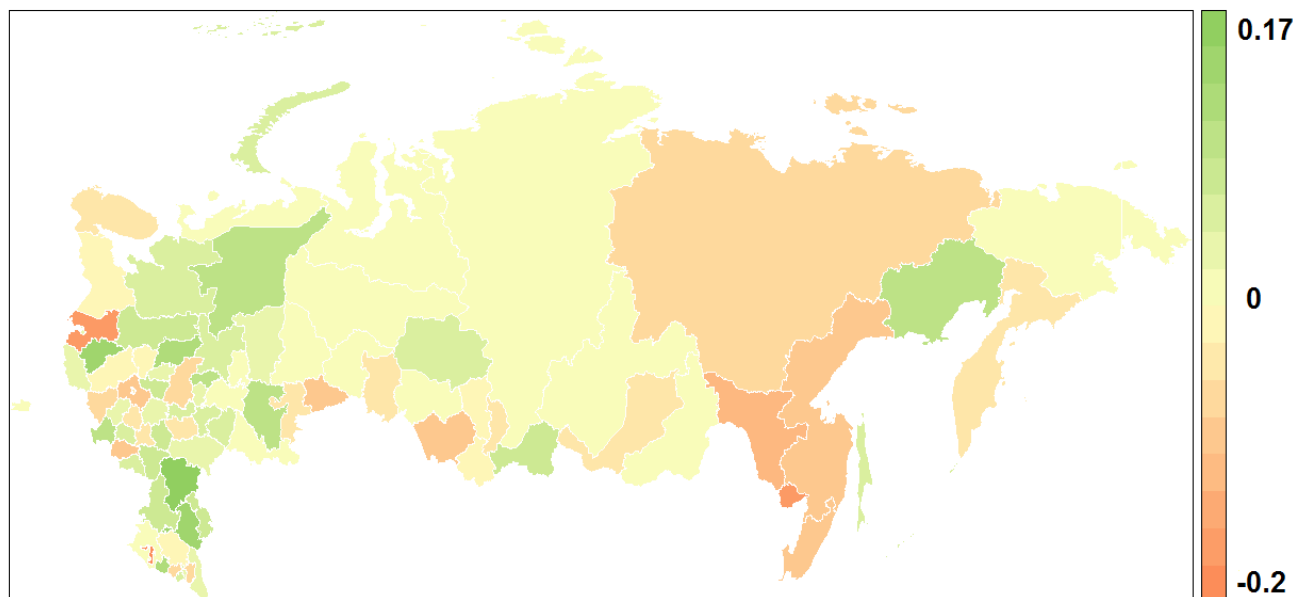
Большее сокращение инвестиций через восемь кварталов после роста ставки межбанковского рынка выявлено в таких регионах, как Хабаровский край, Амурская область, Еврейская автономная область, Алтайский край, Курганская область, Ленинградская область, Республика Адыгея.

Менее выраженный эффект на инвестиции (а в некоторых регионах даже их рост) через восемь кварталов после ужесточения ДКП обнаружен в Магаданской области, а также в регионах европейской части России: Новгородская область, Ростовская область, Волгоградская область, Тамбовская область (рис. 4).

Также как промежуточный вариант мы рассматривали накопленные импульсные отклики на четыре квартала (рис. 3). Сравнивая две тепловые карты, мы обнаружили, что через четыре квартала шок денежно-кредитной политики полностью не проявился, поэтому в большинстве регионов на этот период снижения инвестиций не произошло. Максимальное снижение инвестиций через четыре квартала составляет -0,2%, в то время как через восемь кварталов снижение инвестиций достигает -0,34% для некоторых регионов.

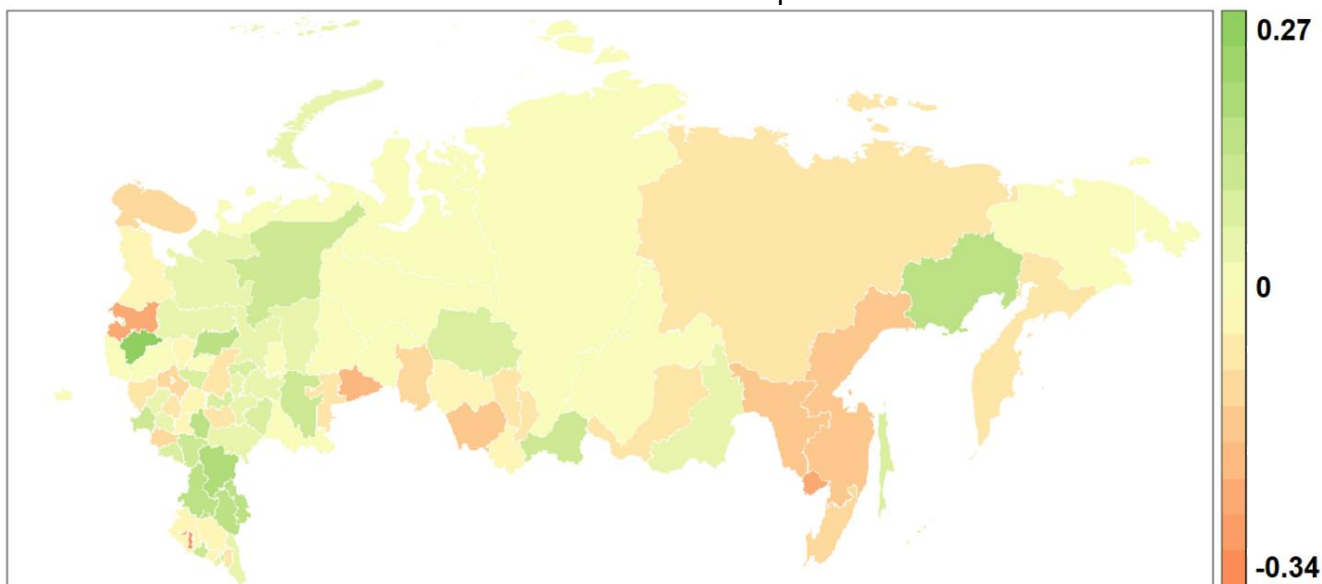
⁸ Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2020 год и период 2021 и 2022 годов. www.cbr.ru/publ/ondkr (дата обращения: 17.02.2020).

Рисунок 3. Тепловая карта накопленных откликов инвестиций на шок ДКП по VAR 2 на четыре квартала



Источник: расчеты авторов.

Рисунок 4. Тепловая карта накопленных откликов инвестиций на шок ДКП по VAR 2 на восемь кварталов



Источник: расчеты авторов.

4.3. Панельная векторная авторегрессия

Мы разделили регионы на три группы по откликам на шок денежно-кредитной политики по моделям VAR 1 и VAR 2 (см. спецификации в таблице 1) следующим образом. Было проведено сравнение накопленных импульсных откликов региональных инвестиций на восемь кварталов с 90%-ным доверительным интервалом для отклика российских инвестиций. Разбиение регионов в соответствии с их реакцией на шок ДКП оказалось устойчиво к выбору модели. Полученные кластеры по модели VAR 2 представлены в таблице 3.

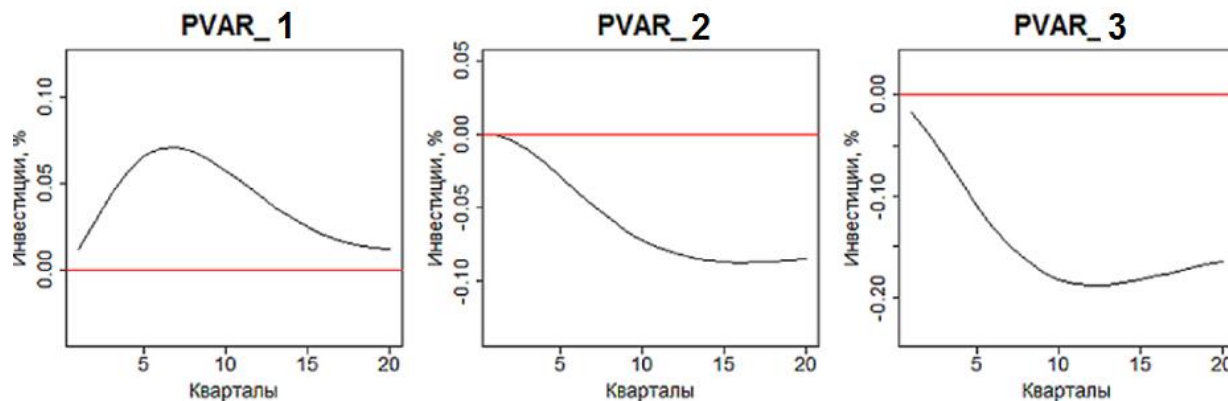
Таблица 3. Кластеризация регионов России по VAR 2

Отклик инвестиций выше доверительного интервала	Отклик инвестиций в пределах доверительного интервала	Отклик инвестиций ниже доверительного интервала
Белгородская обл.	Ивановская обл.	Курская обл.
Брянская обл.	Тверская обл.	Липецкая обл.
Владимирская обл.	Рязанская обл.	г. Москва
Воронежская обл.	Калининградская обл.	Московская обл.
Калужская обл.	Псковская обл.	Смоленская обл.
Костромская обл.	Респ. Карелия	Тульская обл.
Орловская обл.	Краснодарский край	Ярославская обл.
Тамбовская обл.	Оренбургская обл.	Ленинградская обл.
Архангельская обл.	Удмуртская Респ.	Мурманская обл.
Вологодская обл.	Свердловская обл.	Респ. Адыгея
г. Санкт-Петербург	Тюменская обл.	Нижегородская обл.
Новгородская обл.	Красноярский край	Пензенская обл.
Респ. Коми	Иркутская обл.	Курганская обл.
Астраханская обл.	Новосибирская обл.	Челябинская обл.
Волгоградская обл.	Респ. Алтай	Алтайский край
Ростовская обл.	Ставропольский край	Кемеровская обл.
Респ. Калмыкия		Омская обл.
Кировская обл.		Респ. Хакасия
Самарская обл.		Приморский край
Пермский край		Хабаровский край
Саратовская обл.		Амурская обл.
Ульяновская обл.		Камчатский край
Респ. Башкортостан		Респ. Бурятия
Респ. Марий Эл		Респ. Саха (Якутия)
Респ. Мордовия		Еврейская авт. обл.
Респ. Татарстан		Кабардино-Балкарская Респ.
Чувашская Респ.		
Томская обл.		
Респ. Тыва		
Магаданская обл.		
Сахалинская обл.		
Забайкальский край		
Респ. Ингушетия		
Респ. Дагестан		
Респ. Сев. Осетия - Алания		
Карачаево-Черкесская Респ.		

Источник: расчеты авторов.

По данным кластерам были рассчитаны три панельные векторные авторегрессии (PVAR) с фиксированными эффектами и получены функции импульсных откликов инвестиций на положительный шок ДКП (рис. 5).

Рисунок 5. Накопленные отклики инвестиций на шок ДКП по PVAR



Источник: расчеты авторов.

В первой группе влияние сдерживающего шока денежно-кредитной политики на инвестиции оказалось положительным, а результирующий рост инвестиций составляет 0,07%.

Во второй группе влияние ДКП на инвестиции слабое: через 15 кварталов наблюдается снижение инвестиций до -0,09%.

В третьей группе через 10–12 кварталов достигается максимальное отрицательное воздействие сдерживающего шока денежно-кредитной политики на инвестиции, а результирующее снижение инвестиций составляет -0,2% – в два раза сильнее, чем во второй группе.

Результаты панельной регрессии согласуются с функциями импульсных откликов, полученными ранее, и подтверждают различное количественное влияние ДКП на региональные инвестиции.

4.4. Причины различного влияния денежно-кредитной политики на инвестиции

В разделе 4.2 мы получили накопленные импульсные отклики, отражающие различное количественное влияние шока ДКП на региональные инвестиции. Теперь рассмотрим причины этих различий в разрезе факторов, которые были выбраны на основе каналов трансмиссионного механизма (см. раздел 1).

В качестве зависимых переменных выступают абсолютные накопленные отклики инвестиций на определенный квартал после шока денежно-кредитной политики, полученные из оценки VAR-моделей на первом этапе исследования. В качестве независимых переменных берем средние значения годовых данных следующих показателей: *отраслевая структура ВРП* (процентный канал трансмиссионного механизма), *доля кредитов малому и среднему предпринимательству (МСП) в общем числе кредитов юридическим лицам* (широкий кредитный канал), *отношение импорта к ВРП* (валютный канал). Таким образом, мы связываем импульсные отклики инвестиций с переменными, которые характеризуют интенсивность воздействия процентного, кредитного и валютного каналов трансмиссионного механизма на региональную экономику.

Кроме перечисленных выше показателей мы рассматриваем средние значения годовых данных и других переменных, которые могут внести вклад в объяснение региональных различий: *производительность труда* в регионах⁹, *индекс инвестиционной привлекательности*.

Индекс инвестиционной привлекательности рассчитан на основе рейтинга 2018 года Национального рейтингового агентства¹⁰ – чем выше рейтинг, тем более привлекательным для инвестирования является регион. Доля кредитов МСП была рассчитана с использованием данных за 2010–2018 годы с сайта Банка России, а структура ВРП, производительность труда, отношение импорта к ВРП – по данным 2010–2017 годов¹¹ с сайта Росстата.

Также в нашей работе для выявления причин региональных различий мы использовали показатель *рисков хозяйственной деятельности*¹² за 2010–2018 годы из Мониторинга предприятий Банка России¹³. Данный показатель представляет собой оценку внутренних рисков предприятия, которые возникают в процессе хозяйствования. На наш взгляд, этот показатель оказывает влияние на инвестиционную активность предприятий: при более низком уровне рисков инвестиционные возможности предприятий становятся шире.

Кроме перечисленных объясняющих факторов, в регрессию были включены фиктивные переменные, отвечающие за принадлежность региона к федеральному округу (ФО) для учета специфичных для региона факторов.

Мы использовали метод регуляризации Elastic Net, выбор которого обоснован в разделе 2. Результаты представлены в таблице 4.

⁹ Производительность труда рассчитывалась как отношение ВРП к среднегодовой численности работников в регионе.

¹⁰ www.ra-national.ru (дата обращения: 17.02.2020).

¹¹ Так как по валовому региональному продукту были доступны данные только до 2017 года, то по этому показателю и его структуре использовались средние значения за 2010–2017 годы.

¹² Показатель представляет собой разницу между долями предприятий, отметивших увеличение рисков хозяйственной деятельности и их уменьшение, – так называемый баланс ответов предприятий региона на вопрос «Как, по вашему мнению, изменились риски хозяйственной деятельности?».

¹³ www.cbr.ru/mp (дата обращения: 17.02.2020).

Таблица 4. Результаты регрессии с использованием Elastic Net

Модель	VAR 1				VAR 2			
	2	4	6	8	2	4	6	8
Число кварталов после шока	2	4	6	8	2	4	6	8
Кредиты МСП	0	0	0	0	0,047	0,012	0	0
Сельское хозяйство	0,145	0,087	0,026	0	0,202	0,218	0,114	0,050
Добыча полезных ископаемых	-0,103	-0,180	-0,231	-0,244	-0,011	-0,063	-0,117	-0,125
Обрабатывающее производство	0	0,064	0,007	0,038	0	0,168	0,002	0,006
Электроэнергия	0	0,033	0,010	0,019	0	0,028	0	0,007
Строительство	0,064	0,130	0,070	0,024	0	0,090	0,025	0
Торговля	0	0	0	0	0	0	0	0
Государственное управление	0	0,012	0,021	0	0	0	0	0
Образование	0,065	0,125	0	0	0	0,157	0	0
Индекс инвест. привлек-ти	0	0	0	0	0	0	0	0
Производительность труда	-0,067	0	0	0	0	0	0	0
Отношение импорта к ВРП	-0,017	-0,100	-0,110	-0,145	0	-0,117	-0,075	-0,089
Риски хозяйств. деятельности	0,263	0,213	0,119	0,077	0,214	0,265	0,127	0,066
СЗФО	0,053	0,171	0,196	0,227	0	0,133	0,067	0,056
ЮФО	0,120	0,249	0,228	0,220	0,043	0,248	0,246	0,253
ПФО	-0,002	-0,010	-0,036	-0,081	0	-0,040	-0,047	-0,103
УрФО	0	0	0	0,033	-0,011	-0,021	0	0
СФО	-0,144	-0,079	0	0	-0,063	-0,081	0	0
ДФО	0,193	0,334	0,295	0,283	0	0,295	0,210	0,166
СКФО	0,003	0	0	0	0	-0,010	0	-0,033
R2	0,34	0,44	0,39	0,37	0,25	0,43	0,31	0,28
Скорректированный R2	0,21	0,31	0,27	0,26	0,17	0,28	0,20	0,15

Примечание. Расшифровка обозначений фиктивных переменных ФО: СЗФО – Северо-Западный ФО, ЮФО – Южный ФО, ПФО – Приволжский ФО, УрФО – Уральский ФО, СФО – Сибирский ФО, ДФО – Дальневосточный ФО, СКФО – Северо-Кавказский ФО.

Источник: расчеты авторов.

Скорректированный коэффициент детерминации составляет 0,15–0,31. Значимыми факторами, объясняющими региональные различия откликов инвестиций на шок денежно-кредитной политики, которые метод Elastic Net оставил в модели, оказались доли сельского хозяйства, добычи полезных ископаемых, обрабатывающего производства, строительства, отношения импорта к ВРП, а также показатель рисков хозяйственной деятельности из Мониторинга предприятий Банка России.

Выяснилось, что регионы с более высокими долями обрабатывающего производства, сельского хозяйства и строительства сильнее реагируют на денежно-кредитную политику. Чем выше уровень риска на предприятиях региона, тем больше влияние ДКП на инвестиции. Также результаты показывают следующее: чем больше доля добычи полезных ископаемых в ВРП и отношение импорта к ВРП, тем меньше абсолютное изменение инвестиций от шока денежно-кредитной политики. Слабая чувствительность добычи полезных ископаемых к ДКП может быть связана с зарубежным финансированием этой отрасли и ориентацией добывающих производств на мировой рынок.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе с помощью моделей структурных векторных авторегрессий, используя показатели регионов России за период с 2010 по 2019 год, мы оценили влияние шоков изменения ставки на межбанковском рынке на инвестиции в основной капитал и охарактеризовали факторы неоднородности этого влияния.

На первом этапе исследования были даны оценки влияния ДКП на показатель инвестиций в регионах России. Тепловая карта отражает региональную неоднородность накопленных импульсных откликов инвестиций на шок денежно-кредитной политики. Максимальное снижение инвестиций через восемь кварталов после сдерживающего шока ДКП составило $-0,34\%$, однако в некоторых регионах наблюдался и рост инвестиций до $0,27\%$. При этом анализ декомпозиции дисперсии показал, что монетарные факторы объясняют до 34% дисперсии инвестиций в разных регионах.

Используя полученные функции накопленных импульсных откликов, мы разделили регионы России на три группы в соответствии с их реакцией на шок денежно-кредитной политики. Разбиение регионов оказалось устойчиво к выбору модели. По полученным кластерам были рассчитаны три панельные векторные авторегрессии и оценены функции импульсных откликов инвестиций на шок ДКП. В первой группе влияние сдерживающего шока денежно-кредитной политики на инвестиции оказалось положительным, а результирующий рост инвестиций составляет $0,07\%$. Во второй группе влияние ДКП на инвестиции слабое: через 15 кварталов наблюдается снижение инвестиций до $-0,09\%$. В третьей группе через 10–12 кварталов достигается максимальное отрицательное воздействие сдерживающего шока денежно-кредитной политики на инвестиции, а результирующее снижение инвестиций составляет $-0,2\%$ – в два раза сильнее, чем во второй группе. Результаты панельной регрессии согласуются с функциями импульсных откликов, полученными ранее, и подтверждают различное количественное влияние ДКП на региональные инвестиции.

На втором этапе для объяснения различного влияния ДКП мы рассчитали регрессионные уравнения с абсолютными накопленными значениями функций импульсных откликов инвестиций на шок денежно-кредитной политики, полученными из оценки VAR-моделей на первом этапе исследования. В регрессионных расчетах был использован метод регуляризации Elastic Net. Значимыми факторами, объясняющими региональные различия откликов инвестиций на шок денежно-кредитной политики, оказались доля в ВРП обрабатывающего производства, добычи полезных ископаемых, строительства и сельского хозяйства, а также отношение импорта к ВРП и риски хозяйственной деятельности из Мониторинга предприятий Банка России. Выяснилось, что регионы с большими долями обрабатывающего производства, сельского хозяйства и строительства сильнее реагируют на денежно-кредитную политику. Чем выше уровень риска на предприятиях региона, тем больше влияние ДКП на инвестиции. Также выявлена слабая чувствительность добычи полезных ископаемых к шокам денежно-кредитной политики, что может быть связано с зарубежным финансированием этой отрасли и ориентацией добывающих производств на мировой рынок, однако эти выводы требуют проверки в рамках дальнейших исследований.

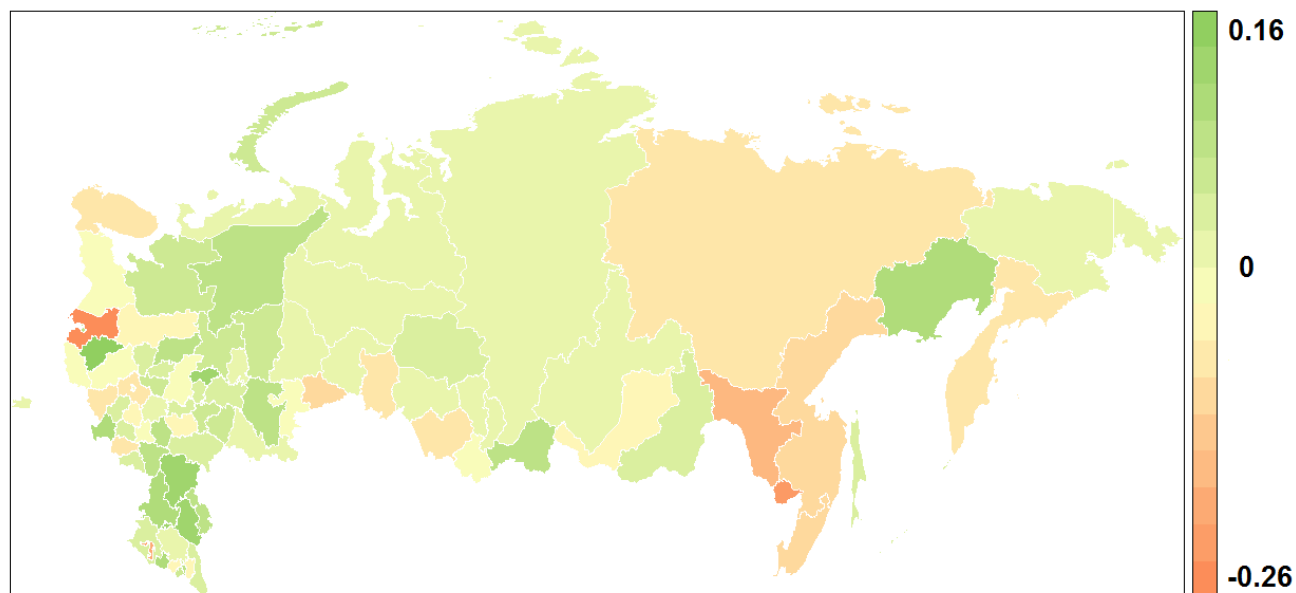
Литература

1. Anagnostou A., Papadamou S. Regional asymmetries in monetary policy transmission: The case of the Greek regions // *Environment and Planning C: Government and Policy*. – 2015. – Vol. 34, № 5, August. – P. 795–815. <https://doi.org/10.1177/0263774X15614679>.
2. Arnold I, Vrugt E. Regional Effects of Monetary Policy in the Netherlands // *International Journal of Business and Economics*. – 2002. – Vol. 1, № 2, August. – P. 123–134.
3. Bernanke B.S., Blinder A.S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission // *American Economic Review*. – 1992. – Vol. 82, № 4. – P. 901–921. <https://doi.org/10.3386/w3487>.
4. Bernanke B., Boivin J., Eliasz P. Measuring the effects of monetary policy: A factor augmented vector autoregressive (FAVAR) approach // *The Quarterly Journal of Economics*. – 2005. – Vol. 120, № 1, February. – P. 387–422. <https://doi.org/10.3386/w10220>.
5. Bernanke B., Mihov I. What does the Bundesbank target? // *European Economic Review*. – 1997. – Vol. 41, № 6. – P. 1025–1053. <https://doi.org/10.3386/w5764>.
6. Carlino G., DeFina R. The differential regional effects of monetary policy // *Review of economics and Statistics*. – 1998. – Vol. 80, № 4. – P. 572–587. <https://doi.org/10.1162/003465398557843>.
7. Chakraborty C., Joseph A. Machine learning at central banks // *Bank of England Working Paper*. – 2017. – № 674.
8. Fraser P., Macdonald G.A., Mullineux A.W. Regional monetary policy: an Australian perspective // *Regional Studies*. – 2014. – Vol. 48, № 8. – P. 1419–1433. <https://doi.org/10.1080/00343404.2012.714897>.
9. Hampel F.R. The influence Curve and its Role in Robust Estimation // *Journal of the American Statistical Association*. – 1974. – Vol. 69, № 346. – P. 383–393. <https://doi.org/10.1080/01621459.1974.10482962>.
10. Hastie T., Tibshirani R., Friedman J. The elements of statistical learning: Data mining, inference, and prediction. *Shrinkage Methods* // New York: Springer, 2017. – P. 61–79.
11. Hayo B., Uhlenbrock B. Industry effects of monetary policy in Germany // *Regional Aspects of Monetary Policy in Europe / ZEI Studies in European Economics and Law*. Vol. 1. – Boston, MA: Springer, 2000. – P. 127–158. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.168470>.
12. Phillips P.C.B. Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs. // *Journal of Econometrics*. – 1998. – Vol. 83, № 1-2. – P. 21–56. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00064-X](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00064-X).
13. Ramaswamy R., Sloek T. The Real Effect of Monetary Policy in the European Union: What Are the Differences? / *International Monetary Fund. Working paper*. – 1997. – 25 p. <https://ssrn.com/abstract=882744>.
14. Ridhwan M.M., de Groot H.L.F., Rietveld P., Nijkamp P. The regional impact of monetary policy in Indonesia // *Growth and Change*. – 2014. – Vol. 45, № 2, June. – P. 240–262. <https://doi.org/10.1111/grow.12045>.
15. Schmidt-Hebbel K., Serven L., Solimano A. Saving, Investment, and Growth in Developing Countries / *Policy Research Working Paper*. World Bank. – 1994. – 55 p.
16. Sims C.A. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy // *European Economic Review*. – 1992. – Vol. 36, № 5. – P. 975–1000. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90041-T](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90041-T).

17. Sims C.A. Macroeconomic and Reality // *Econometrica*, Econometric Society. – 1980. – Vol. 48, № 1, January. – P. 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>.
18. Sims C.A., Stock J.H., Watson M.W. Inference in linear time series models with some unit roots // *Econometrica*, Econometric Society. – 1990. – Vol. 58, № 1, January. – P. 113-144. <https://doi.org/10.2307/2938337>.
19. Svensson E. Regional effects of Monetary Policy in Sweden / Lund University Working Paper. – 2012. – № 9.
20. Young A. Lessons from the East Asian NICs: A contrarian View / NBER Working Paper. – 1993. – № 4482. – 18 p. <https://doi.org/10.3386/w4482>.
21. Аганбегян А.Г. Еще раз о новой роли банков в современных условиях // *Деньги и кредит*. – 2011. – № 12. – С. 3–8.
22. Аганбегян А.Г. Инвестиции – основа ускоренного социально-экономического развития России // *Деньги и Кредит*. – 2012. – № 5. – С. 11–12.
23. Байбуза И. Прогнозирование инфляции с помощью методов машинного обучения // *Деньги и кредит*. – 2018. – № 77(4). – С. 42–59. <http://dx.doi.org/10.31477/rjmf.201804.42>.
24. Булатов А. Россия в международном движении капитала: сравнительный анализ // *Вопросы экономики*. – 2011. – № 8. – С. 66–76. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2011-8-66-76>.
25. Могилат А.Н. Обзор основных каналов трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики и инструментов их анализа в Банке России // *Деньги и кредит*. – 2017. – № 9. – С. 3–9.
26. Сапова А., Поршаков А., Андреев А., Шатило Е. Обзор методологических особенностей сезонной корректировки индекса потребительских цен в Банке России // *Серия докладов об экономических исследованиях*. – 2018. – № 33. – 25 с.
27. Скроботов А., Турунцева М. Теоретические аспекты моделирования SVAR // *SSRN's eLibrary*. – 2015. – 88 с. – URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2590265.
28. Щербаков В.С. Развитие банковского сектора и возможности инвестирования в Сибирском федеральном округе // *ЭКО*. – 2015. – № 9. – С. 178–189. <http://dx.doi.org/10.30680/ECO0131-7652-2015-9-178-189>.

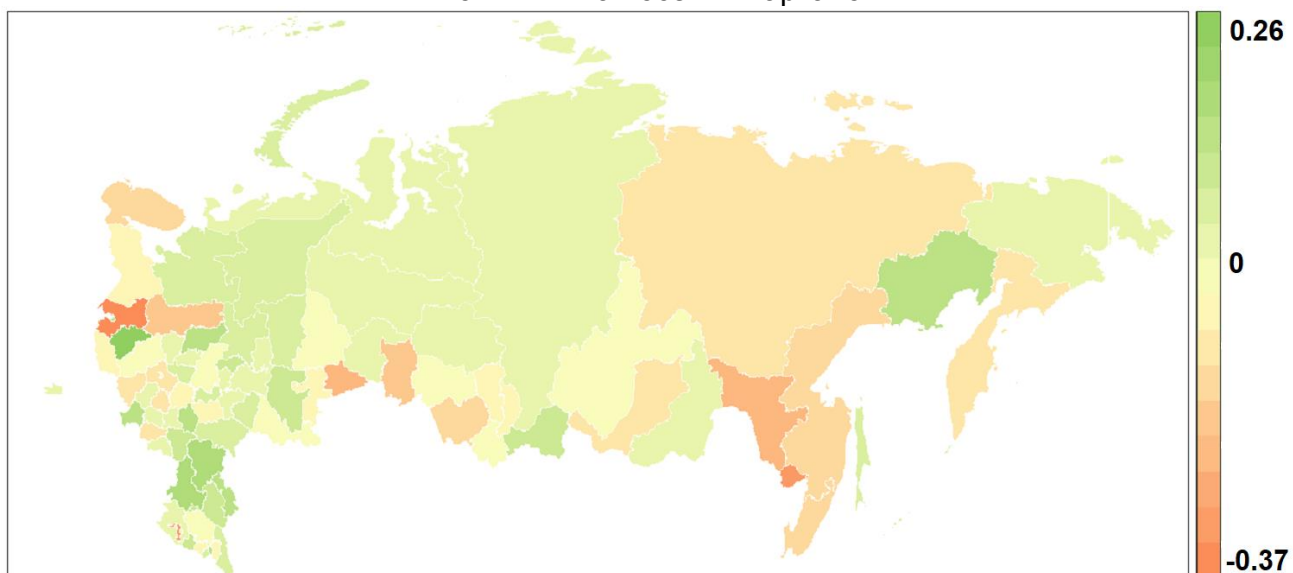
Приложение

Рисунок 1. Тепловая карта накопленных откликов инвестиций на шок ДКП по VAR 1 на четыре квартала



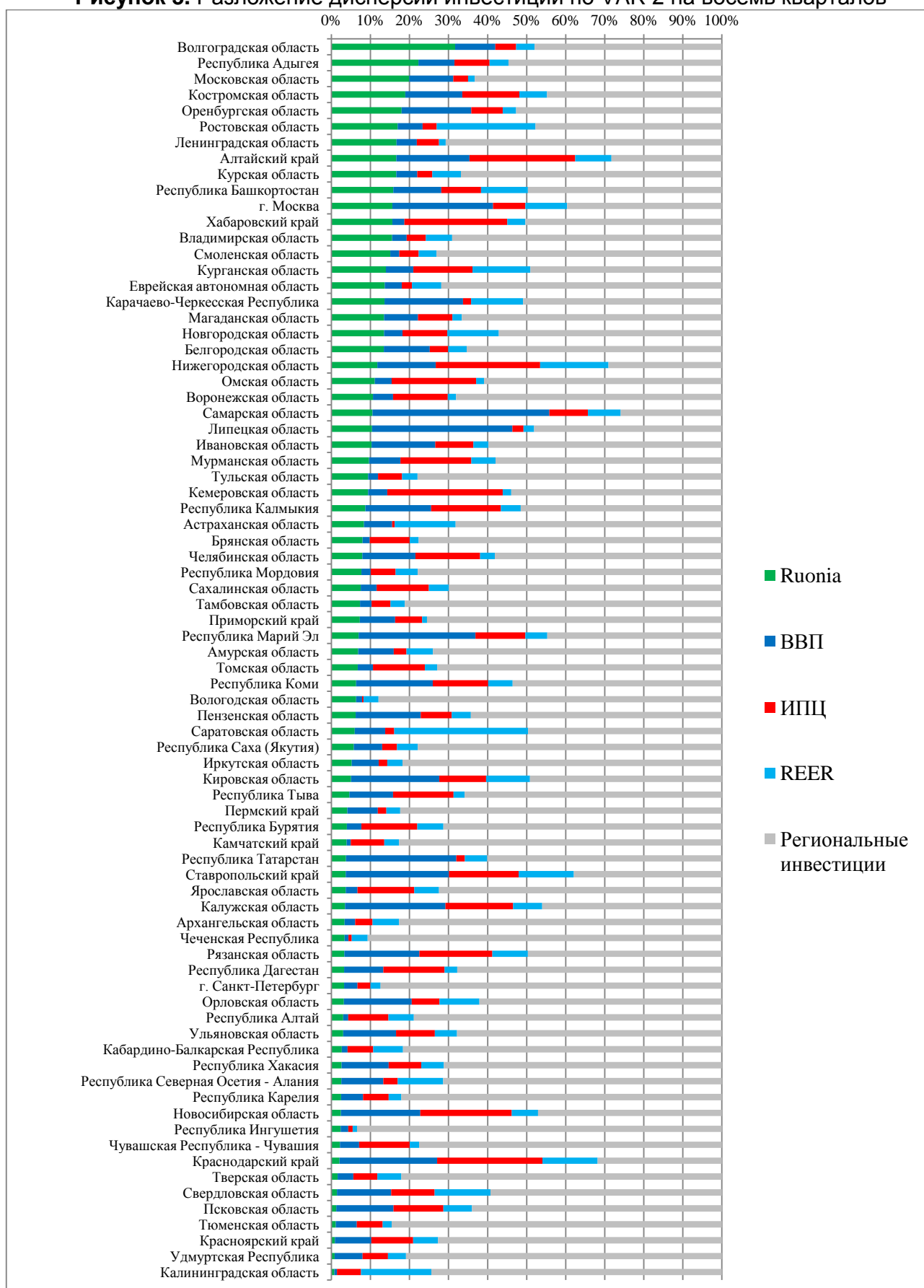
Источник: расчеты авторов.

Рисунок 2. Тепловая карта накопленных откликов инвестиций на шок ДКП по VAR 1 на восемь кварталов



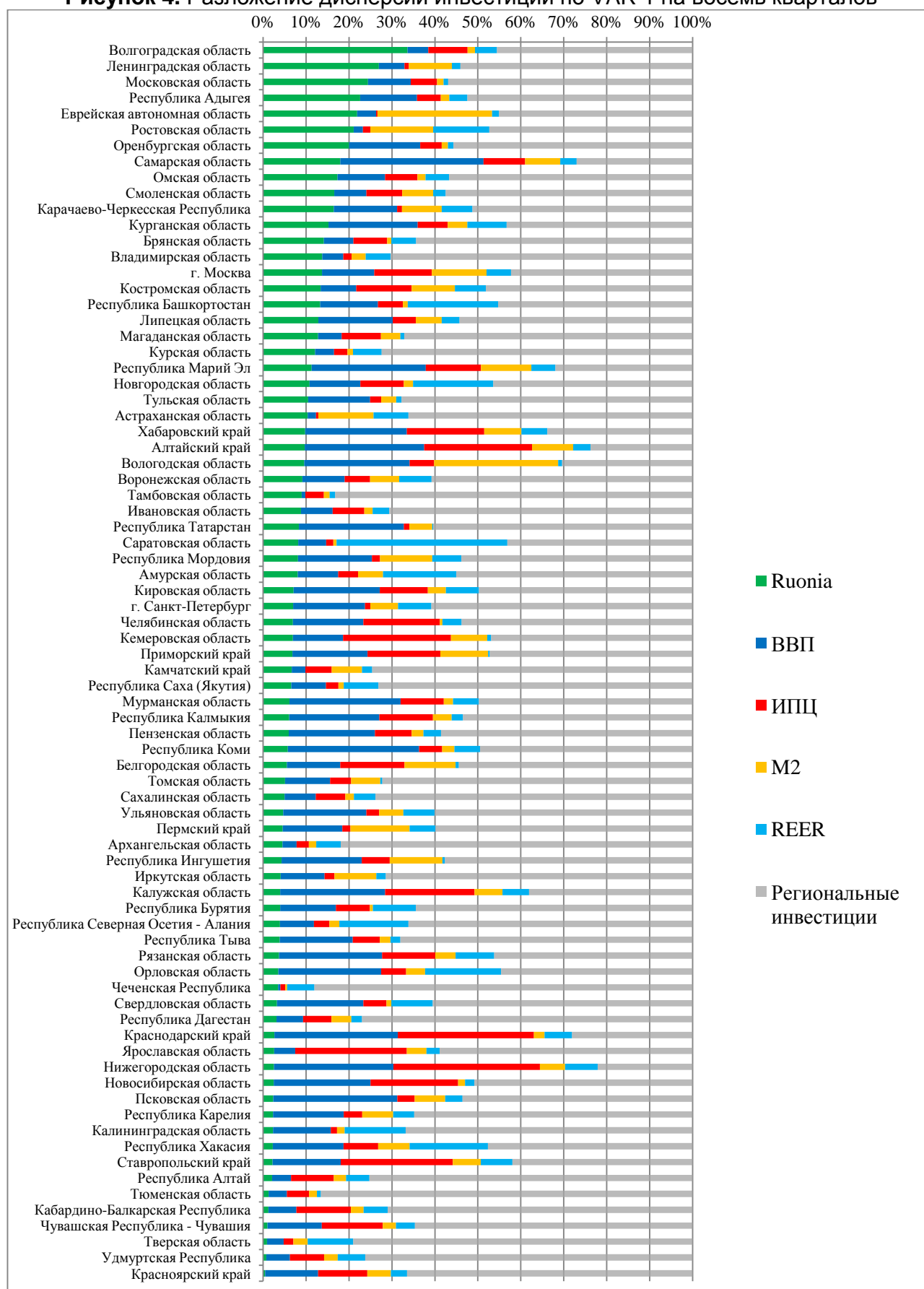
Источник: расчеты авторов.

Рисунок 3. Разложение дисперсии инвестиций по VAR 2 на восемь кварталов



Источник: расчеты авторов.

Рисунок 4. Разложение дисперсии инвестиций по VAR 1 на восемь кварталов



Источник: расчеты авторов.