



Банк России

Гетерогенность влияния бюджетного импульса на инфляцию в регионах России

Серия докладов об экономических исследованиях

№ 173 / Июль 2026

Габов М.

Максим Габов

Банк России, Отделение по Пермскому краю Уральского главного управления

E-mail: 57svc_seo@cbr.ru

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

Автор выражает признательность Мясникову Александру (ГУ по ЦФО Банка России) за полезные методические рекомендации и Шеремете Сергею (Департамент денежно-кредитной политики Банка России) за консультации по подходам к оценке бюджетного импульса. Также выражаю благодарность нашим коллегам за обсуждение результатов на внутреннем семинаре, проведенном в Банке России в 2025 году.

Содержание настоящего доклада по экономическим исследованиям отражает личную позицию авторов. Результаты исследования являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Адрес: 107016, Москва, ул. Неглинная, 12, к. В

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

Аннотация

Целью данного исследования является количественная оценка влияния бюджетного импульса на инфляцию в регионах России с учетом неоднородности бюджетной позиции субъектов. Несмотря на наличие теоретических оснований и накопленных международных эмпирических результатов, систематических исследований влияния бюджетной политики на инфляцию на региональном уровне в стране недостаточно, что формирует значимый исследовательский пробел. В работе предложен адаптированный метод оценки бюджетного импульса, основанный на сравнении фактического дефицита консолидированного бюджета региона по собственным средствам с его нейтральным уровнем, рассчитанным как медианное значение за период макроэкономической стабильности 2017–2019 годов. Основная гипотеза исследования состоит в том, что влияние бюджетного импульса неоднородно и зависит от бюджетной позиции региона, полученной через результаты кластерного анализа структурного дефицита.

Эконометрический анализ проведен на панельных данных по 85 регионам России за период I кв. 2020 – III кв. 2025 гг. с использованием динамических панельных моделей, оцененных методом System GMM Ареллано – Бонда. Полученные результаты свидетельствуют о том, что в спецификации с двунаправленными эффектами бюджетный импульс оказывает положительное и статистически значимое влияние на отклонение региональной инфляции от федерального уровня.

Так, при разделении выборки по уровню бюджетной позиции установлено, что проинфляционный эффект от бюджетного импульса формируется в регионах с хронически высоким структурным дефицитом (кластеры 1 и 3), тогда как для регионов с нейтральной бюджетной позицией (кластер 2) эффект отсутствует. Невозможность оценить корректно специфицированные модели с временными эффектами для кластеров 1 и 3 из-за вырожденности инструментальной матрицы указывает на высокую инерционность бюджетных показателей в этих регионах и структурный характер их бюджетной политики.

Вместе с тем дополнительный анализ показал частичную значимость структуры расходов. В спецификации с индивидуальными эффектами регионы с большей долей социальных расходов демонстрируют более выраженный инфляционный отклик. Однако при включении временных эффектов данное взаимодействие теряет статистическую значимость. Результаты исследования имеют практическую ценность. Они способствуют более точному прогнозированию региональной инфляции с учетом структурных характеристик субъектов Российской Федерации.

Ключевые слова: бюджетный импульс, региональная инфляция, экономическая политика, консолидированные бюджеты, GMM-моделирование.

JEL-коды: E31, E52, E62.

Оглавление

1. Введение	5
2. Обзор литературы	7
2.1. Подходы к оценке бюджетного импульса	7
2.2. Связь инфляции с бюджетной политикой с точки зрения теории	9
2.3. Обзор зарубежных эмпирических исследований	13
2.4. Обзор отечественных эмпирических исследований	16
2.5. Обобщение результатов и исследовательский пробел	19
3. Исследовательский вопрос и описание данных	20
3.1. Постановка исследовательского вопроса	20
3.2. Описание данных	20
4. Методология	22
4.1. Методика оценки бюджетного импульса	22
4.2. Спецификации эконометрических моделей	24
5. Результаты исследования	27
5.1. Дескриптивный анализ инфляции, баланса и структуры расходов бюджета в разрезе регионов	27
5.2. Оценка нейтральности бюджетной политики на региональную инфляцию	32
5.3. Оценка влияния бюджетного импульса на региональную инфляцию	33
5.4. Оценка неоднородности влияния бюджетного импульса на региональную инфляцию	36
5.5. Оценка влияния бюджетного импульса на региональную инфляцию с учетом структуры расходов	40
5.6. Рекомендации для экономической политики и ограничения исследования	43
6. Заключение	46
Литература	49
Список использованных источников	52
Приложения	53

1. Введение

Бюджетный импульс зачастую рассматривается в качестве количественной оценки направленности бюджетной политики – стимулирующей, нейтральной или сдерживающей. В литературе принято считать, что стимулирующая бюджетная политика носит проинфляционный характер, поскольку она направлена на оживление и рост экономики через стимулирование совокупного спроса за счет увеличения государственных закупок и трансфертов, а также снижения налоговой нагрузки. Сдерживающая бюджетная политика, напротив, отличается превышением доходов бюджета над расходами, что ведет к сдерживанию совокупного спроса и охлаждению деловой активности в целом. Нейтральная бюджетная политика характеризуется сбалансированным соотношением доходов и расходов бюджета, что не ограничивает и не стимулирует совокупный спрос и деловую активность в целом по отношению к ее долгосрочному тренду.

В последние годы роль бюджетной политики в российской экономике возросла. Согласно данным Росстата и Министерства финансов Российской Федерации [1, 2], доля расходов федерального бюджета в номинальном ВВП России в 2025 г. составила 20,1%, что несколько превышает показатели предыдущих периодов. В частности, в 2024 г. этот показатель составлял 19,9%, в 2023 г. – 18,6%, что также сопровождалось ростом среднегодового уровня инфляции¹. При этом в период относительно устойчивого экономического роста (2017-2019 гг.) средняя доля расходов федерального бюджета в номинальном ВВП России составила 16,9% при среднем уровне годовой инфляции в 3,7%. Эти изменения подчеркивают актуальность исследования взаимосвязи бюджетной политики и инфляционных процессов в России, в том числе и на региональном уровне, где бюджетное стимулирование может проявляться по-особенному.

В мировой литературе взаимосвязь бюджетной политики и инфляции, как правило, анализируется на страновом уровне – для отдельной страны (Mori, 2025; Bhat & Sharma, 2020 и др.) либо для выборок независимых стран (Checherita-Westphal et al., 2025; Hooley et al., 2024; и др.). Однако в условиях России с ее выраженной территориальной дифференциацией такой подход остается ограниченным. Существенная неоднородность регионов, проявляемая как в инфляционных процессах, так и в параметрах бюджетной политики, делает учет регионального измерения принципиально важным при оценке влияния бюджетной политики на инфляцию в стране в целом.

Межрегиональные различия в инфляции могут быть обусловлены неодинаковой структурой экономики, бюджетного финансирования, уровнем социально-экономического развития, ситуацией на рынке труда или особенностями структуры потребления. В частности, Ощепков и др. (2024) демонстрируют наличие значимых различий между регионами России в волатильности инфляции, связанной с неоднородностью потребительских корзин. В то же время Соколов и др. (2025) показывают, что оценки бюджетных мультипликаторов в регионах России отличаются в зависимости от уровня долга, доли проектных расходов, бюджетных расходов, федеральных дотаций и субсидий в ВРП, что находит свое отражение в неоднородности динамики развития субъектов страны.

Однако в целом в отечественной литературе представлено сравнительно мало исследований, в которых исследуется влияние бюджетной политики на инфляцию. Отчасти это связано с тем, что за предыдущие десять лет всплески инфляции в России в меньшей степени происходили из-за шоков бюджетной политики (или других компонент совокупного спроса), а преимущественно из-за факторов предложения – в т. ч. в результате введения санкций против России. В региональном же разрезе такие исследования представлены еще в меньшей степени. Во многом это связано с ограниченной доступностью данных. Вместе с этим региональные органы власти в России обладают значительной самостоятельностью в проведении бюджетной политики, что делает изучение связи между бюджетным импульсом и инфляцией на региональном уровне особенно ценным и необходимым для разработки эффективной экономической политики.

¹ По данным Росстата [3], в среднем за 2025 г. годовая инфляция составила 8,7%, за 2024 г. – 8,4%, в 2023 – 5,9%.

Основной целью настоящего исследования является количественная оценка влияния бюджетного импульса на инфляцию в регионах России с помощью адаптированного метода измерения импульса. Предлагаемый подход основан на сравнении фактического дефицита консолидированного бюджета региона с некоторым нейтральным уровнем дефицита/профицита. Условно за нейтральный предполагается дефицит/профицит, наблюдавшийся в период относительно стабильного роста экономики (около нулевой разрыв выпуска и инфляция вблизи 4% г/г, что соответствует цели Банка России). Разница между фактическим и нейтральным дефицитом/профицитом рассматривается как величина бюджетного импульса. Положительное значение импульса интерпретируется как стимулирующая политика (ведущая к росту инфляции), отрицательное – как сдерживающая.

Основная гипотеза исследования состоит в том, что влияние бюджетного импульса на инфляцию неоднородно и зависит от исходной бюджетной позиции региона – устойчивого уровня дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам, сложившегося в период макроэкономической стабильности. Иными словами, одинаковые по величине изменения бюджетного дефицита могут приводить к различным инфляционным последствиям в зависимости от того, насколько регион изначально зависим от дефицитного финансирования.

Вместе с этим в работе дополнительно выдвигается гипотеза о том, что неоднородное влияние бюджетного импульса на инфляцию в регионах может быть следствием различий в структуре расходов бюджета рассматриваемого региона. Увеличение «социальных» расходов, таких как оплата труда государственных и муниципальных служащих, социальные выплаты или трансферты, напрямую стимулирует потребительский спрос, что может привести к росту инфляции. В то же время рост капитальных затрат оказывает более опосредованное влияние на инфляционные процессы, поскольку преимущественно влияет на совокупное предложение. Таким образом, структура бюджетных расходов может играть важную роль в формировании инфляционных процессов. Регионы с более высокой долей «проинфляционных» категорий расходов, таких как социальные выплаты и заработная плата, могут испытывать более выраженное инфляционное давление. Понимание взаимосвязи между отдельными видами государственных расходов и динамикой инфляции может способствовать разработке более эффективной бюджетной политики, осуществляемой на региональном уровне. Вместе с тем это могло бы способствовать повышению точности прогнозов инфляции и повышению эффективности денежно-кредитной политики в целом.

В качестве объекта исследования рассматриваются индекс потребительских цен, безвозмездные поступления и расходы консолидированных бюджетов регионов России, в т. ч. в разрезе их отдельных категорий, за период с I кв. 2016 по III кв. 2025 г. В работе исследуются данные по всем субъектам страны за исключением регионов, вошедших в состав страны в 2022 году.

2. Обзор литературы

2.1. Подходы к оценке бюджетного импульса

Бюджетный импульс является ключевым индикатором, позволяющим оценить направленность и интенсивность дискреционной бюджетной политики государства относительно ее влияния на совокупный спрос. Основная методологическая проблема его оценки, которую один из первых определил Brown (1956), состоит в том, что фактический бюджетный баланс (соотношение доходов и расходов) может включать как дискреционные действия правительства, так и автоматическое воздействие экономического цикла на динамику доходов и расходов. Это требует четкого разграничения этих компонентов для корректной оценки бюджетного импульса.

В литературе традиционно выделяют два основных подхода к оценке бюджетного импульса, которые различаются способом учета экономического цикла и автоматических стабилизаторов. Один подход включает как дискреционные решения бюджета, так и автоматические стабилизаторы: бюджетный импульс в этом случае определяется через циклически скорректированный баланс. Другой подход оценивает только дискреционные изменения, исключая автоматические стабилизаторы посредством использования оцененных эластичностей доходов и расходов. При этом Mansur et al. (1986) и Philip & Janssen (2002) отмечают, что универсального метода не существует, а выбор подхода зависит от целей исследования и доступных данных.

Среди классических метрик оценки бюджетного импульса можно выделить GCEE-IMF Measure (Dernberg, 1975), OECD Measure, метод баланса при полной занятости (Full-Employment Balance, de Leeuw & Holloway, 1982), структурный метод Блантера-Солоу и показатель Европейского сообщества (European Community, 1982). Эти методы различаются предпосылками. Например, метод GCEE-IMF предполагает единичную эластичность доходов по выпуску и нулевую – расходов, что упрощает расчеты, но ограничивает их гибкость. Метод OECD, наоборот, использует оцененные эластичности и корректируется на инфляцию и другие факторы для выделения чисто дискреционного эффекта. Метод FEB оценивает дефицит (профицит), который был бы при полной занятости ресурсов. Методы WSS и EC выделяют структурную часть бюджета с помощью эконометрических моделей или декомпозиции баланса на циклические и другие компоненты. В табл.1 представлено сводное описание каждой из методик, которое приводится в работе Mansur et al. (1986).

Таблица 1

Классические методы оценки бюджетного импульса

Название метода	Суть метода	Преимущества	Недостатки
GCEE-IMF Measure	Измеряет общий импульс спроса от бюджетной политики (дискреционный + автоматические стабилизаторы). Исходит из базового года, в котором фактический и потенциальный выпуск равны. «Циклически нейтральный бюджет» определяется при единичной эластичности доходов к фактическому, а расходов – к потенциальному ВВП	Простота расчета; не требует большого числа данных; включает эффект автоматических стабилизаторов	Предполагает единичные эластичности доходов/расходов, что нереалистично; игнорирует влияние инфляции, процентных ставок, курсов валют; включает структурные изменения экономики в импульс
OECD Measure	Измеряет дискреционные изменения политики и бюджетное сопротивление (fiscal drag), исключая эффект автоматических стабилизаторов. Использует моделированные (не единичные) эластичности доходов и расходов	Учитывает неединичные эластичности; пытается скорректировать на влияние инфляции на процентные расходы; более точно отражает дискреционную политику	Требует больше данных (оценки эластичностей); различия в оценках разрыва выпуска и бюджета с МВФ могут приводить к расхождениям в результатах

Full-Employment Balance (FEB) Measure	Оценивает бюджетный баланс на потенциальном уровне выпуска при высокой занятости. Фокусируется на уровне скорректированного дефицита, а не на его изменении	Точнее измеряет дискреционную политику; исключает обратное влияние фактического дохода на бюджет	Может давать ложные сигналы, если оценка налоговой политики на потенциальном уровне выпуска отличается от фактической
Weighted Standardized Surplus (WSS) Measure	Использует структурную эконометрическую модель для разделения бюджета на экзогенную (автономную) и эндогенную (индуцированную) компоненты. Импульс определяется как изменение экзогенной части	Учитывает временные лаги и структурные взаимосвязи; не требует оценки потенциального выпуска; оценивает политику при фактическом уровне выпуска	Высокая сложность и затратность; требует точной и непредвзятой модели; непригоден для регулярных оперативных оценок
European Community (EC) Measure	Декомпозиция бюджетного баланса на эффект изменения экономической активности, чистые процентные платежи и остаточный компонент, аналогичный бюджетному импульсу МВФ	Простота; отделяет процентные платежи; использует первые разности для наглядности; допускает случайные шоки предложения	Не предполагает корректировку процентных платежей на инфляцию; использует единую предельную налоговую ставку, что может упрощать реальность

Blanchard (1990) предложил свою концепцию бюджетного импульса (Blanchard Fiscal Impulse), аналогичную подходу OECD. Pekşen et al. (2022) указывают, что в методе Бланшара акцент делается на дискреционные меры: сначала оценивается структурный дефицит при полной занятости ресурсов (с учетом коэффициента Оукена), а затем разница между фактическим и структурным дефицитом трактуется как бюджетный импульс от дискреционных решений. По сути метод Бланшара близок к методике OECD, поскольку также оценивает влияние дискретных бюджетных мер через параметры макроэкономического цикла.

МВФ-методология, в свою очередь, получила дальнейшее развитие в работе Fedelino et al. (2009). В этой версии вводится универсальная формула циклической корректировки, основанная на эластичностях доходов и расходов относительно разрыва выпуска (процентной разницы между фактическим и потенциальным ВВП). Это позволяет отказаться от жесткой привязки к базисному году и адаптировать расчеты под разные налоговые и расходные структуры. В рамках методике 2009 года вычисляется структурный (циклически скорректированный) бюджет: доходы и расходы корректируются по формулам с учетом разрыва выпуска, а бюджетный импульс определяется как изменение чистого структурного дефицита. Такой подход сохраняет логику ранних методов (разделение на дискреционную и циклическую составляющие), но делает расчеты более гибкими и прозрачными.

Важно подчеркнуть, что более современная версия оценки бюджетного импульса МВФ Fedelino et al. (2009) применялась и в работе Мясников и др. (2023). В ней авторы на региональном уровне оценивали, как изменение дискреционной бюджетной политики, очищенное от влияния экономического цикла, влияет на инфляцию. Авторы исходили из концепции структурного (циклически скорректированного) бюджетного баланса и интерпретировали бюджетный импульс как первую разность структурного сальдо бюджета региона с обратным знаком. Так, положительное значение импульса соответствовало бюджетному стимулированию, а отрицательное – ужесточению.

Для получения структурного бюджетного баланса Мясников и др. (2023) использовали многошаговую процедуру. На первом этапе оценивался потенциальный выпуск регионов и разрыв выпуска, в том числе с применением фильтрационных методов (HP-фильтр). На втором этапе доходы и расходы региональных бюджетов корректировались на циклическую компоненту с учетом эластичностей налоговых поступлений и отдельных статей расходов по отношению к экономической активности. В результате была проведена оценка нейтральной бюджетной позиции, соответствующей отсутствию стимулирующего влияния на экономику. Изменение этого показателя во времени интерпретировалось как бюджетный импульс.

Такой подход позволил авторам учесть неоднородность регионов и отделить влияние бюджетной политики от эндогенной реакции бюджетных показателей на экономический цикл.

При этом в эмпирических исследованиях не редко используются и более простые прокси-показатели стимулирующей бюджетной политики. Например, Alesina & Perotti (1995) классифицировали бюджетную политику по величине дефицита (в процентах от выпуска в терминах ВВП или ВНП). Они определили диапазоны: дефицит свыше 1,5% выпуска рассматривался как «стимулирующий», менее -1,5% – как «сдерживающий» (значения между ними считались нейтральными). Такая градация упрощает оценку направления политики, но не учитывает циклические эффекты и автоматические стабилизаторы. Использование дефицита бюджета в качестве показателя, характеризующего стимулирующий характер бюджетной политики, также нашло свое применения в таких работах, как Catao & Terrones (2005), Pekarski (2011), Nguyen (2015), Bhat & Sharma (2020) и др.

В целом любой индикатор бюджетного импульса следует рассматривать лишь как приближенную меру бюджетной политики. Mansur et al. (1986) и Philip & Janssen (2002) подчеркивают, что универсального или единственно верного метода нет. Его выбор зависит от задачи, структуры данных и желаемой точности. Любой показатель бюджетного импульса приближенно отражает характер и направленность бюджетной политики, и для полного понимания ее макроэкономического эффекта необходимы комплексные макроэкономические модели. Тем не менее циклически скорректированные показатели структурного бюджета (структурный дефицит/профицит) широко используются в качестве удобного инструмента в прикладных исследованиях, посвященных более полной оценке влияния бюджетной политики на инфляцию.

2.2. Связь инфляции с бюджетной политикой с точки зрения теории

В экономической теории инфляция определяется как устойчивый рост общего уровня цен в экономике. В зависимости от источников ее возникновения традиционно выделяют два основных типа инфляции: инфляцию издержек и инфляцию спроса. Инфляция издержек возникает в результате шоков со стороны предложения в условиях высокого совокупного спроса и проявляется в росте издержек производства, который фирмы перекладывают на цены в условиях повышенного спроса. Характерным примером инфляции издержек стал период пандемии, когда предприятия были вынуждены повышать цены вследствие сбоев в логистических цепочках, необходимости соблюдения санитарно-эпидемиологических требований (особенно в секторе общественного питания), а также роста издержек, связанных с адаптацией к новым условиям ведения бизнеса.

Инфляция спроса, в свою очередь, формируется в условиях избыточного совокупного спроса на товары и услуги. Существенную роль в структуре совокупного спроса² играют государственные расходы³. В целях стимулирования деловой активности правительства нередко прибегают к увеличению государственных расходов, создавая бюджетный импульс и реализуя стимулирующую бюджетную политику, что приводит к росту потребительской и инвестиционной активности и, как следствие, это может оказывать давление на рост общего уровня цен.

Данный механизм находит отражение в классических макроэкономических моделях, в частности в модели совокупного спроса и совокупного предложения (AD–AS) и новой кейнсианской кривой Филипса (НКРС). Несмотря на отсутствие в экономической теории явного формализованного описания влияния бюджетного импульса на инфляцию, указанные модели

² Уравнение совокупного спроса в макроэкономической теории: $Y = C + I + G + Nx$, где C – потребление, I – инвестиции, G – государственные расходы, Nx – сальдо торгового баланса (экспорт за вычетом импорта).

³ В государственные расходы включаются государственное потребление (расходы на содержание государственных учреждений, а также оплата труда государственных служащих), инвестиционные расходы государственных предприятий, трансфертные платежи и выплаты процентов по государственным облигациям.

позволяют проследить каналы воздействия стимулирующей бюджетной политики на динамику общего уровня цен.

Модель совокупного спроса (AD) и совокупного предложения (AS), разработанная Джоном Мейнардом Кейнсом, является одной из фундаментальных концепций в экономической теории. Кейнс предложил эту модель в своей работе «Общая теория занятости, процента и денег», где он подробно изложил свои идеи о том, как устроена экономика.

Модель AD-AS описывает взаимодействие совокупного спроса и совокупного предложения в экономике. Она показывает, как изменения в этих компонентах влияют на общий уровень цен и объем совокупного выпуска, который часто измеряется через реальный валовой внутренний продукт (ВВП). Кейнс использовал эту модель для анализа макроэкономических проблем, таких как безработица и инфляция, и предложил меры государственного вмешательства для стабилизации экономики.

Вводя предпосылку о номинальной гибкости цен, в рамках данной концепции увеличение государственных расходов приводит к сдвигу кривой совокупного спроса (AD) вправо-вверх. При прочих равных условиях в краткосрочном периоде (SR) это приводит к инфляции (росту общего уровня цен) и росту выпуска товаров и услуг, в долгосрочном (LR) – к инфляции при неизменном потенциальном выпуске (рис. 1).

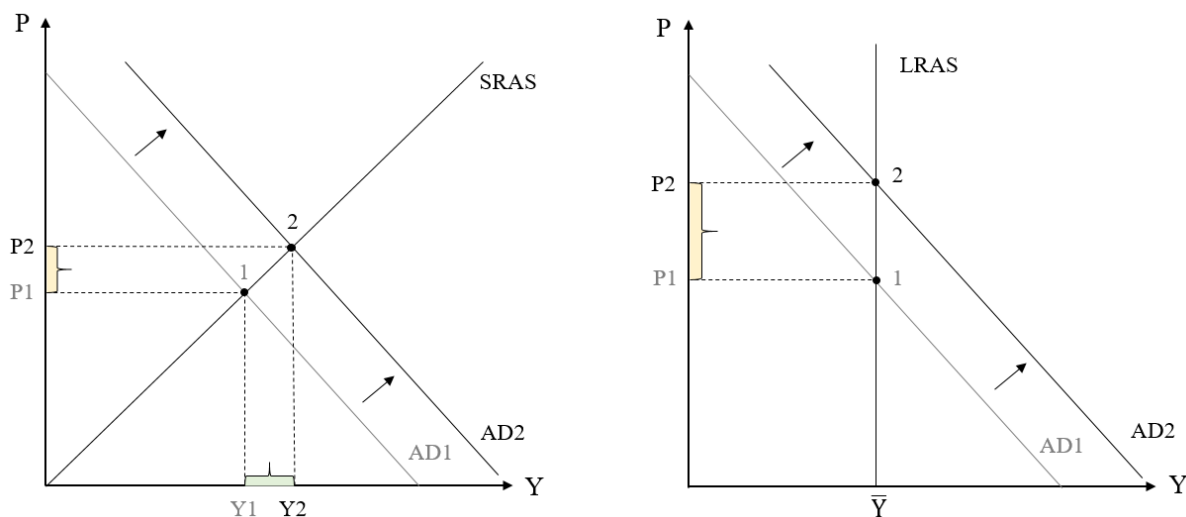


Рисунок 1. Эффект от стимулирующей бюджетной политики в модели AD-AS

В случае сдерживающей бюджетной политики эффект будет противоположным: вслед за сдвигом кривой AD влево-вниз фактический выпуск и общий уровень цен снизятся в краткосрочном периоде, в долгосрочном периоде это приведет только к снижению общего уровня цен. Так, несмотря на свою простоту, модель AD-AS дает базовое представление о том, как бюджетная политика может отразиться на динамике выпуска и общего уровня цен в экономике.

Ключевым механизмом, связывающим бюджетный импульс с изменением совокупного спроса и, следовательно, с динамикой цен, выступает мультипликатор государственных расходов. В классической кейнсианской модели изменение государственных закупок (ΔG) приводит к многократному изменению совокупного выпуска (ΔY) за счет эффекта мультипликатора:

$$\Delta Y = \frac{1}{1-MPC} * \Delta G,$$

где MPC – предельная склонность к потреблению.

Величина мультипликатора определяется структурными параметрами экономики: чем выше доля потребления в располагаемом доходе, тем сильнее первоначальный импульс расходов распространяется по цепочке доходов и расходов, создавая кумулятивный эффект на совокупный спрос. В кейнсианской модели с учетом налогов мультипликатор принимает вид:

$$\Delta Y = \frac{1}{1-MPC(1-t)} * \Delta G,$$

где t – предельная налоговая ставка, которая выступает встроенным стабилизатором, снижая величину мультипликатора.

В контексте настоящего исследования важно, что мультипликатор государственных расходов непосредственно связывает бюджетный импульс (изменение бюджетной позиции) с изменением совокупного выпуска. Последнее, в свою очередь, через механизмы, описанные в модели AD-AS и новой кейнсианской кривой Филипса, влияет на инфляционное давление. Стимулирующий бюджетный импульс ($\Delta G > 0$ или $\Delta T < 0$) увеличивает разрыв выпуска, который в рамках НКРС выступает прокси-переменной для предельных издержек, что ведет к росту инфляции. Напротив, сдерживающий импульс ($\Delta G < 0$ или $\Delta T > 0$) снижает разрыв выпуска и, при прочих равных, замедляет инфляцию.

Эмпирическая оценка мультипликаторов государственных расходов в российских регионах, выполненная Соколовым и др. (2025), показывает их существенную неоднородность: величина мультипликатора варьируется в зависимости от уровня бюджетной обеспеченности региона, доли проектных расходов и объемов федеральных трансфертов. В регионах с более высоким уровнем долга и дотационности мультипликатор оказывается выше, что согласуется с ключевой гипотезой настоящего исследования о неоднородном влиянии бюджетного импульса в зависимости от бюджетной позиции региона.

Кривая Филипса, в свою очередь, является одним из ключевых инструментов для правительств и центральных банков при формировании вектора развития экономики и экономической политики в целом. В современных исследованиях особое внимание уделяется новой кейнсианской кривой Филипса (НКРС), которая описывает, что текущая инфляция зависит от ожидаемой будущей инфляции и отклонений средних предельных издержек от равновесного уровня. Как утверждают Шульгин & Ларин (2011), в эмпирических исследованиях зачастую используется ее гибридная форма:

$$\pi_t = \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_p \pi_{t-1} + \lambda \overline{m\bar{c}} + u_t,$$

где

π_t – инфляция в текущий период,

$E_t \pi_{t+1}$ – ожидаемая инфляция экономических агентов в следующем году,

π_{t-1} – инфляция в прошлый период,

$\overline{m\bar{c}}$ – логарифм отклонения средних предельных издержек от равновесия,

u_t – случайный шок,

$\alpha_f, \alpha_p, \lambda$ – оцениваемые коэффициенты чувствительности.

Шульгин & Ларин (2011) также отмечают, что в эконометрическом тестировании НКРС часто возникает проблема с предельными издержками, которые невозможно наблюдать напрямую. Вместо них на практике используются прокси-переменные. При определенных допущениях о предложении труда разрыв ВВП линейно связан со средними предельными издержками, что позволяет использовать его в качестве прокси-переменной для $\overline{m\bar{c}}$. Так, помимо прочего, модель НКРС позволяет оценить связь между инфляцией и разрывом выпуска (\hat{Y}):

$$\hat{Y} = (Y - \bar{Y}) / \bar{Y}, \text{ где}$$

Y – фактический выпуск, измеряемый в терминах ВВП или ВПН,

\bar{Y} – потенциальный выпуск, измеряемый в терминах ВВП или ВПН.

На динамику фактического выпуска (Y) оказывают влияние факторы совокупного спроса и предложения, на динамику потенциала (\bar{Y}) – только факторы предложения, что подтверждается в классической модели Джона Кейнса AD-AS (рис. 1). В контексте новой кейнсианской кривой Филипса связь между бюджетной политикой и инфляцией можно опосредованно оценить через разрыв выпуска (рис. 2). В случае стимулирующей бюджетной политики (роста государственных расходов и/или смягчения налоговой нагрузки) разрыв выпуска увеличивается (фактический выпуск увеличивается, а потенциал остается прежним, рост разрыва: $\hat{Y}_0 \rightarrow \hat{Y}_1$), что приводит к росту инфляции ($\pi_0 \rightarrow \pi_1$). В ином случае – сдерживающей бюджетной политики – рост экономики ниже своего потенциального уровня (снижение разрыва: $\hat{Y}_0 \rightarrow \hat{Y}_2$) приводит к снижению темпа роста общего уровня цен ($\pi_0 \rightarrow \pi_2$).

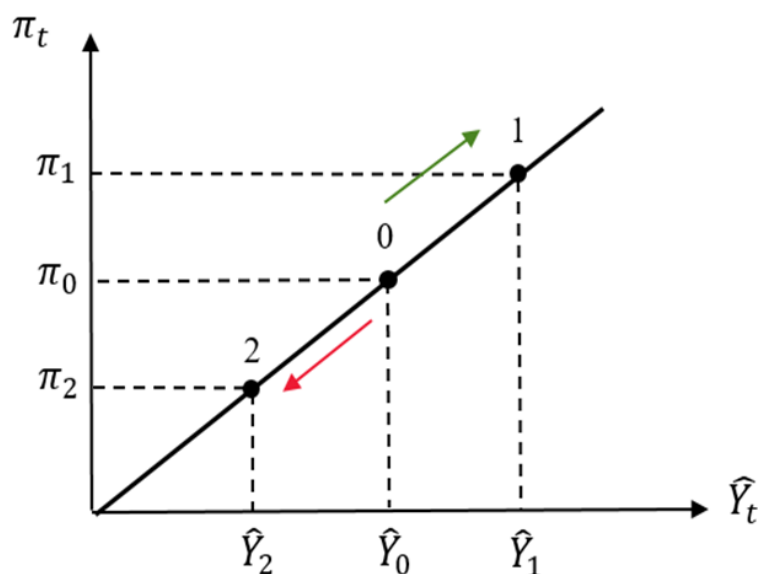


Рисунок 2. Эффект от стимулирующей и сдерживающей бюджетной политики, выраженный в терминах разрыва выпуска, в модели НКРС

Вместе с этим отдельное внимание в экономической теории уделяется концепции бюджетной теории уровня цен (Fiscal Theory of the Price Level, FTPL), которая была популяризирована экономистом ФРС США Эриком Липером и профессором Колумбийского университета Майклом Вудфордом (Leeper, 1991; Woodford, 1995). Согласно этой теории, инфляция определяется не только действиями монетарных властей, но и параметрами бюджетной политики, прежде всего межвременным бюджетным ограничением государства.

В отличие от традиционного монетарного подхода, в котором уровень цен устанавливается равновесием на денежном рынке, FTPL исходит из того, что номинальная стоимость государственных обязательств должна в реальном выражении быть обеспечена ожидаемыми будущими первичными профицитами бюджета (Woodford, 1995; Cochrane, 2001). Если текущая и ожидаемая бюджетная политика не обеспечивают выполнение этого условия, корректировка происходит через уровень цен (Leeper, 1991).

С точки зрения FTPL, стимулирующая бюджетная политика, сопровождающаяся ростом первичного дефицита без адекватного увеличения будущих профицитов, приводит к снижению реальной стоимости государственного долга за счет роста цен. Таким образом, инфляция выступает механизмом восстановления бюджетной устойчивости (Cochrane, 2001). Напротив, сдерживающая бюджетная политика, предполагающая формирование устойчивых первичных

профицитов, снижает инфляционное давление, поскольку повышает обеспеченность государственных обязательств будущими доходами бюджета (Woodford, 1995). В этой логике бюджетный импульс может рассматриваться как индикатор бюджетного шока, способного напрямую влиять на уровень цен, даже при неизменной денежно-кредитной политике (Leerer, 1991; Bassetto, 2002).

Ключевым условием реализации механизмов FTPL является доминирование бюджетной политики над монетарной, то есть ситуация, при которой центральный банк не полностью нейтрализует бюджетные дисбалансы посредством процентной ставки или контроля денежного предложения (Leerer, 1991). В условиях активной координации бюджетной и денежно-кредитной политики либо при жестком монетарном режиме влияние бюджетного импульса на инфляцию в рамках FTPL ослабевает (Woodford, 1995). Тем не менее данная теория предоставляет важную альтернативную перспективу для анализа инфляционных процессов, подчеркивая роль бюджетной устойчивости и ожиданий будущей бюджетной политики в формировании динамики цен (Cochrane, 2001).

Таким образом, теоретическая рамка, объединяющая модели AD-AS, НКРС и концепции FTPL и бюджетных мультипликаторов, позволяет обосновать ожидаемый положительный характер связи между бюджетным импульсом и инфляцией, а также предполагаемую гетерогенность этого эффекта, обусловленную структурными различиями региональных экономик и их бюджетной позицией. Далее в работе представлен обзор эмпирических исследований, в которых подробно изучается вопрос влияния бюджетной политики на динамику роста общего уровня цен.

2.3. Обзор зарубежных эмпирических исследований

Оценка влияния бюджетного импульса на инфляцию представляет большой научный интерес, что подтверждает годовая динамика публикаций по запросу *the impact of the fiscal impulse on inflation* в поисковой системе Google Scholar⁴. Так, в период с 2010 по 2025 гг. число статей по теме увеличивалось от года к году со средним темпом роста 6,3% (рис. 3).

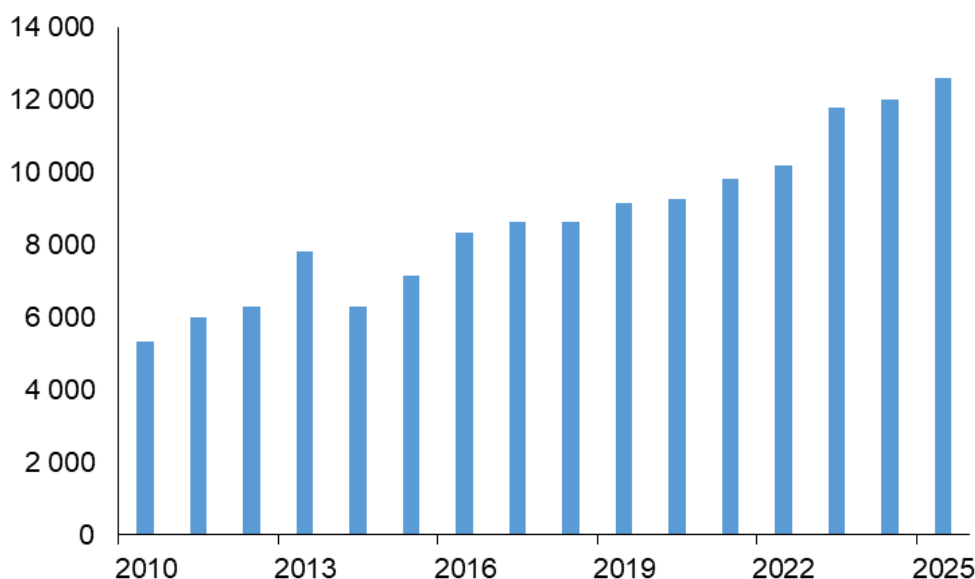


Рисунок 3. Ежегодное количество публикаций по запросу *the impact of the fiscal impulse on inflation* в Google Scholar

⁴ Поисковая система по научным публикациям. С помощью поисковых роботов портал индексирует метаданные и осуществляет полнотекстовый поиск по научной литературе, включая журнальные статьи, препринты, диссертации, книги и технические отчеты. Пользователи могут искать нужные работы по авторам, ключевым словам, названию журнала. Углубленный поиск позволяет ранжировать материалы по публикации, дате и предметной области.

Важно отметить, что в качестве показателя бюджетного импульса в эмпирических исследованиях применяются различные прокси-показатели, в том числе и те, которые упоминались в п. 2.1 настоящего исследования – методика IMF, OECD, первичные показатели дефицита бюджета и др. В настоящем разделе приводятся обзоры работ, в которых прямо или косвенно обсуждается вопрос влияния бюджетной политики, выраженный в терминах как бюджетного импульса, так и номинального роста государственных расходов в целом, на инфляцию.

Как обсуждалось ранее, (см. п. 2.2) теоретически стимулирующая бюджетная политика носит проинфляционный характер. Однако в конце прошлого столетия мало кому удалось подтвердить этот тезис на реальных данных. Применяя комплексный методологический подход, в работах многих известных экономистов и исследователей не удалось установить прямую и статистически значимую связь между инфляцией и стимулирующей бюджетной политикой, для оценки которой в том числе использовались показатель дефицита бюджета или оценка бюджетного импульса.

Так, например, используя эконометрический подход (OLS- и VAR-модели) для оценки влияния дефицита бюджета на инфляцию в ряде стран, включая США, King & Plosser's (1985) не выявили причинно-следственной связи между этими показателями. Используя тесты причинности по Грейнджеру и VAR-модели, Montiel (1989) и Dornbusch et al. (1990) обнаружили, что бюджетный дефицит, как правило, скорее компенсирует, чем вызывает инфляцию, которая преимущественно может быть связана с комбинацией шоков обменного курса или инерцией этого процесса в целом. Click (1998), в свою очередь, также не обнаружил подтверждения тезиса из экономической теории, используя данные 78 стран, большинство из которых классифицировались как развивающиеся. С помощью OLS-подхода Click (1998) обнаруживает, что бюджетные индикаторы не играют значимой роли в формировании инфляционных процессов в этих странах.

Однако по мере расширения временных горизонтов наблюдений и совершенствования модельного аппарата в начале текущего столетия стали появляться работы, в которых удалось установить статистически значимую связь между инфляцией и стимулирующей бюджетной политикой. Так, например, используя регрессионный анализ с фиксированными эффектами (FE-модели), Fischer et al. (2002) пришли к выводу о том, что бюджетный дефицит является основным фактором высокой инфляции. Вместе с этим авторы показали, что улучшение (ухудшение) соотношения бюджетного баланса к ВВП на один процентный пункт обычно приводит к снижению (росту) инфляции на один процентный пункт при прочих равных условиях. При этом Fischer et al. (2002) также подчеркивают, что колебания в дефиците бюджета не приводят к значительным изменениям в инфляционных процессах в странах с низким уровнем инфляции (или во время эпизодов низкой инфляции в странах с исторически высоким уровнем инфляции).

Существенный вклад в развитие данной литературы внесли Catao & Terrones (2005), предложившие нелинейный подход к анализу связи между бюджетным дефицитом и инфляцией. В отличие от предыдущих исследований, не давших однозначного вывода, авторы моделировали инфляцию как нелинейно связанную с бюджетным дефицитом, оценивая эту связь как динамическую, используя панельные методы для различия краткосрочных и долгосрочных эффектов. Результаты, охватывающие 107 стран за период 1960-2001 гг., свидетельствуют о сильной положительной связи между дефицитом и инфляцией в группах стран с высокой инфляцией и развивающихся экономик, но не среди стран с низкой инфляцией и развитой экономикой.

Вместе с тем в современных исследованиях такой несогласованности в результатах, которая была характерна в 1990-х и 2000-х гг., не прослеживается. Как правило, большинство работ последних десяти лет подтверждают тезис о том, что стимулирующая бюджетная политика ведет к росту инфляции (Bhat & Sharma, 2020; Mori, 2025; Ascari et al., 2024; Hooley et al., 2024). Среди прочего, это связано с увеличением числа наблюдений, развитием модельного аппарата и ростом роли бюджетной политики в мировой экономике вследствие стимулирующих

бюджетных импульсов, особенно характерных для периода пандемии COVID-19 в 2020-2021 годах.

Используя модель нелинейной авторегрессии с распределенным лагом (NARDL), Bhat & Sharma (2020) установили асимметричную долгосрочную прямую связь между бюджетным дефицитом и инфляцией в Индии. Вместе с этим в работе показано, что увеличение дефицита оказывает более значительное инфляционное воздействие, в то время как его уменьшение влияет на инфляцию с меньшей интенсивностью. Как отмечают авторы, асимметричное влияние бюджетного дефицита на инфляцию можно объяснить наличием ограничений ликвидности, негибкостью потребления и инвестиций, а также негибкостью цен в сторону понижения.

Mori (2025) применил структурную векторную авторегрессию (SVAR) с целью идентификации трех видов шоков (бюджетных, монетарных и других) и анализирует их динамику на примере экономики США и еврозоны. Исследование показывает, что масштабные бюджетные стимулы периода пандемии, особенно меры CARES Act и ARP Act, значительно способствовали росту инфляции в США, объясняя большую ее часть в 2020–2021 гг. Аналогичный, но более умеренный эффект наблюдается и в еврозоне, что подчеркивает центральную роль бюджетных шоков в инфляционных процессах последних лет.

Используя BVAR-модель, Ascari et al. (2024) показали, что бюджетная политика заметно повлияла на инфляцию в странах еврозоны после пандемии. К концу 2022 г. бюджетные шоки привели к росту гармонизированного индекса потребительских цен (ГИПЦ) на 1,5 п.п., а также к росту выпуска, измеряемого в терминах дефлятора ВВП, на 1 п.п. Вместе с этим авторы показали, что шоки спроса (вследствие стимулирующей бюджетной политики) оказали более значимое влияние на инфляцию, чем негативные шоки предложения (вследствие снижения производства и выпуска). Не менее важным выводом работы Ascari et al. (2024) является то, что влияние бюджетных шоков на инфляцию в странах еврозоны оказалось неоднородным. Среди основных причин этой неоднородности авторы выделяют: разный масштаб бюджетной мер (например, Италия проводила более активную бюджетную экспансию, в то время как Франция – более сдержанную, что соответствующим образом отразилось на темпах роста инфляции в этих странах); структура мер поддержки (некоторые меры, такие как снижение налогов, могли временно сдерживать инфляцию, но косвенно стимулировать спрос); разная чувствительность экономик (Германия и Нидерланды меньше пострадали от пандемии, чем Франция и Италия, что повлияло на начальные условия).

Nooley et al. (2024) проанализировали феномен бюджетного доминирования⁵ в странах Африки к югу от Сахары и его макроэкономические последствия. На основе новой базы данных по юридическим ограничениям финансирования правительства центральными банками показано, что данная практика широко распространена и усиливается в периоды бюджетного давления и ограниченного доступа к альтернативным источникам заимствований. Эмпирические результаты свидетельствуют, что формальные правовые лимиты и программы МВФ сдерживают масштабы бюджетного доминирования, хотя не всегда полностью его предотвращают. Авторами установлено, что увеличение кредитования правительства центральным банком приводит к обесценению обменного курса и, с лагом, к росту инфляции, преимущественно через валютный канал. Так, результаты работы косвенно подтверждают тезисы из макроэкономической концепции FTPL.

При этом Checherita-Westphal et al. (2025) подтверждает выводы более ранних работ, согласно которым общая направленность стимулирующей бюджетной политики (измеряемая через бюджетный импульс или изменение бюджетной позиции) не оказывает прямого и устойчивого влияния на уровень инфляции. Однако работа также выявляет важные уточняющие выводы, показывающие, что бюджетная политика все же может способствовать дифференциации инфляции косвенными путями и через отдельные инструменты. Так, исследуя данные по 19 странам еврозоны в период с 1999 по 2019 гг., авторы обнаружили, что бюджетная политика оказывает значимое влияние на инфляционные дифференциалы опосредованно – через канал разрыва ВВП, что подтверждает практическую ценность модели НКРС: воздействуя

⁵ Ситуация, когда бюджетная политика государства доминирует над денежно-кредитной политикой центрального банка.

на экономическую активность в отдельных странах, она формирует различия в инфляции. При этом данный эффект является асимметричным и наиболее выражен в периоды, когда экономика функционирует выше своего потенциала.

Не менее значимый вклад работы также состоит в доказательстве того, что отдельные бюджетные инструменты могут играть важную роль в формировании динамики инфляционных процессов. Как отмечают авторы, смягчение налоговой ставки НДС и рост заработной платы в государственном секторе ведет к росту инфляции, что вероятно происходит через рост потребления в частном секторе.

Вместе с этим в литературе представлены исследования, в которых влияние совокупного уровня государственных расходов на инфляцию не подтверждается, однако выявляется значимая роль отдельных компонентов дискреционной бюджетной политики. Так, Dikeogu (2018) показывает, что в краткосрочном периоде общий объем государственных расходов не оказывает статистически значимого влияния на инфляцию в Нигерии, тогда как расходы на капитальные вложения, напротив, демонстрируют отрицательную связь с инфляцией. В частности, увеличение капитальных расходов на 1 п.п. при прочих равных условиях приводит к снижению инфляции на 0,49 п.п. Аналогичный вывод получен в работе Joy et al. (2021), где с использованием ARDL-подхода установлено отрицательное и статистически значимое влияние капитальных затрат на инфляцию в Нигерии.

В результате по итогам обзора зарубежных эмпирических исследований можно сделать вывод о том, что влияние бюджетного импульса на инфляцию не является универсальным и зависит от макроэкономических условий, уровня инфляции и развития экономики, а также структуры бюджетных мер. В то время как ранние работы не находили устойчивой связи, современные исследования, особенно на данных последних кризисных периодов, чаще подтверждают проинфляционный эффект стимулирующей бюджетной политики, одновременно подчеркивая его неоднородность среди стран. При этом существенное значение имеют не только масштаб бюджетного импульса, но и конкретные инструменты бюджетной политики, прежде всего различия между прямыми социальными и капитальными расходами.

2.4. Обзор отечественных эмпирических исследований

В отечественной литературе, по сравнению с зарубежной, представлено значительно меньше работ, в которых исследуется связь бюджетной политики с инфляцией. Как было отмечено ранее, это может быть связано с тем, что за последние годы всплески инфляции в России в меньшей степени происходили из-за всплеска государственных расходов (или других компонент совокупного спроса), а преимущественно из-за шоков предложения – в том числе в результате введения санкций против России (рис. 4).

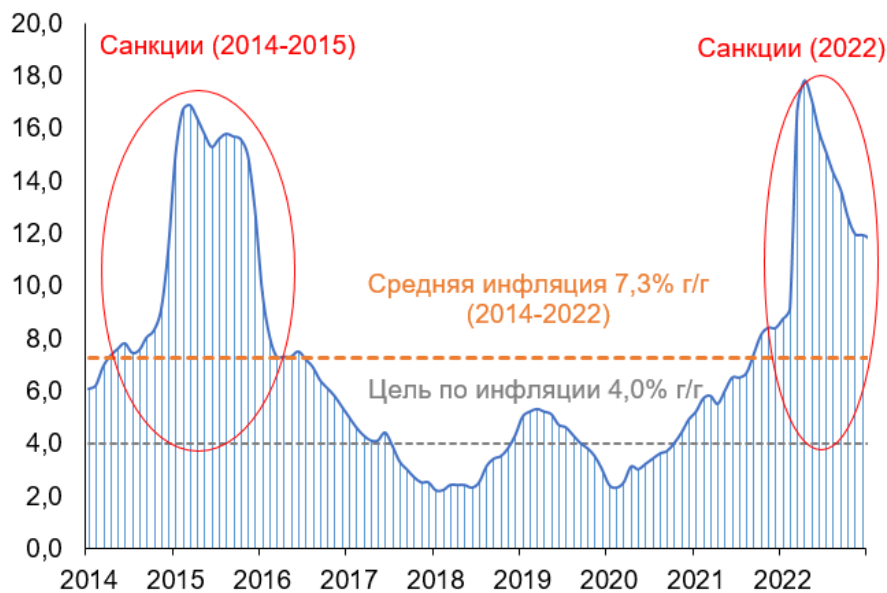


Рисунок 4. Инфляция (% г/г) в России в период с 2014 по 2022 гг.

Так, например, теме влияния международных санкций на инфляцию в России отведено особое внимание в научной среде. В литературе есть примеры работ, в которых рассматривается влияние антироссийских санкций как 2014-2015 гг. (Таштамиров и др., 2015; Пономарева & Магомедов, 2017; Кириллук & Осипова, 2019), так и 2022 г. (Матевосова, 2024; Маркина, 2024; Кривова, 2024) на инфляцию и инфляционные ожидания в России.

Однако в последние годы роль бюджетной политики в российской экономике возросла, и поэтому исследования в этой области стали появляться чаще, приобретая особую практическую ценность для развития научной проблемы.

Одним из примеров таких исследований является работа Тюкавкин и др. (2023), в котором проводилась оценка влияния государственных расходов на инфляционные процессы в России. Результаты оценки модели ARDL показали, что изменение объемов государственных расходов оказывает влияние на инфляцию в течение одиннадцати месяцев. В первые десять месяцев наблюдается прямая зависимость между этими переменными, с максимальным эффектом на лаге в два-три месяца. Однако на одиннадцатый месяц связь становится обратной, хотя ее интенсивность существенно снижается со временем, отмечают авторы. Данное исследование является одной из немногих попыток экономико-математического моделирования количественной оценки влияния государственных расходов на уровень инфляции в России. Работа вносит особый вклад в понимание механизмов, лежащих в основе инфляционных процессов в стране, которые развиваются согласно макроэкономической теории.

Для оценки эффектов от проведения стимулирующей бюджетной политики в работе Полбин (2024) предлагается новая спецификация DSGE-модели для российской экономики, учитывающая предпочтения рикардианских и нерикардианских домохозяйств, тем самым дополняя результаты Вотинов & Елкина (2018), которые также применяли DSGE-методологию для оценки бюджетного стимулирования экономики России. Модель, используемая в работе Полбин (2024), включает два производственных сектора и реалистично откалибрована для анализа бюджетных мультипликаторов в различных экономических условиях.

Как отмечает Полбин, в стандартных условиях при свободном движении капитала краткосрочные государственные расходы на конечное потребление имеют мультипликаторы больше единицы, особенно при стимулирующей денежно-кредитной политике. Для

государственных инвестиций и трансфертов мультипликаторы устанавливаются на уровне ниже единицы из-за импорта.

По результатам исследования автор показывает, что при жестких ограничениях на движение капитала мультипликаторы увеличиваются до 1,5 ед., что находит свое отражение в высоком уровне инфляции. Отсюда автор делает вывод о том, что высокая инфляция и быстрое восстановление ВВП в последние годы как раз могут быть связаны со стимулирующей бюджетной политикой и ограничениями на капитал. Дополнительно работа показывает, что рост госрасходов на конечное потребление наиболее эффективен для стимулирования ВВП, особенно в краткосрочной перспективе. В контексте настоящего исследования это подтверждает выводы из классической макроэкономической модели Джона Кейнса (AD/AS).

Как отмечалось ранее (см. п. 2.1), в исследовании Мясников и др. (2023) в качестве ключевого показателя, отражающего направление бюджетной политики, используется бюджетный импульс в регионах, оцененный по методологии МВФ (Fedelino et al., 2009). Ранее в российской научной литературе также встречались работы, в которых оценивался циклически скорректированный баланс в России. К таким исследованиям относятся работы Васильева и др. (2009), Платонов (2012), Бакалова (2012).

При этом исследование Мясников и др. (2023) остается одним из немногих в российской литературе, где основное внимание уделяется влиянию бюджетного импульса на инфляцию. По данным с 2010 по 2021 гг. результаты исследования показали, что влияние бюджетного импульса на инфляцию в российских регионах неоднородно. Авторами обнаружена обратная зависимость между уровнем экономического развития регионов и влиянием бюджетного импульса на инфляционные процессы: в регионах с относительно низким уровнем валового регионального продукта (ВРП) стимулирующая бюджетная политика сильнее влияет на инфляцию по сравнению с регионами, где ВРП на душу населения превышает средний показатель по стране.

В региональном контексте также важно подчеркнуть актуальность исследований неоднородности в инфляционных процессах. В отечественной литературе есть немало примеров таких работ – Дерюгина и др. (2018), Жемков (2019), Жураковский и др. (2021), Семитуркин и др. (2021), Ощепков и др. (2024). В частности, результаты исследования Ощепкова и др. (2024) свидетельствуют о наличии межрегиональных различий в уровнях и волатильности инфляции в зависимости от структуры потребительской корзины. С помощью кластерного анализа авторам удалось разделить регионы на два кластера. В первый кластер вошли регионы с более высокой долей продуктов питания в потребительской корзине, во второй – с более высокой долей услуг и непродовольственных товаров. Регионы из первого кластера отличаются более высокой волатильностью инфляции в отличие от второго кластера, в который преимущественно вошли крупные региональные центры страны.

Также важно подчеркнуть, что в рамках анализа бюджетной политики России нередко уделяется внимание консолидированному бюджету⁶. Несмотря на то, что в консолидированный бюджет не включаются значительные объемы средств из федерального бюджета, такие как пенсионные выплаты и финансирование крупных инфраструктурных проектов, он остается важным инструментом для оценки общей бюджетной политики. Более того, консолидированный бюджет отличается большей доступностью и прозрачностью по сравнению с федеральным, что делает его более удобным для анализа.

Так, например, в исследовании Гильмундинова & Денисова (2012) была проанализирована роль немонетарных факторов в инфляционных процессах в России. Авторы отмечают, что рост доли расходов консолидированного бюджета ВВП с 26,1% в 1999 г. до 37,3% в 2010 г. оказал существенное влияние на инфляционное давление на внутреннем рынке товаров и услуг. При этом рост государственных расходов сопровождался сокращением государственного долга, что

⁶ Общий свод всех бюджетных средств, которые выделяются на всех территориально-административных уровнях (субъектах) в пределах одной страны.

дополнительно подчеркивает значимость бюджетной политики в формировании инфляционных тенденций в стране, отмечают авторы.

2.5. Обобщение результатов и исследовательский пробел

Проведенный обзор литературы позволяет систематизировать ключевые выводы о влиянии бюджетного импульса на инфляционные процессы и обозначить сохраняющиеся дискуссионные вопросы. Методологически литература указывает отсутствие единого подхода к измерению бюджетного импульса. Наиболее распространенные методы связаны с оценкой циклически скорректированного баланса и структурных компонент бюджета, применяемых, в частности, МВФ и ОЭСР, а также с альтернативными подходами, ориентированными на использование менее комплексных показателей. Различия в методиках приводят к неоднозначности количественных оценок и затрудняют сопоставимость результатов между странами и временными периодами.

Классические теоретические модели (AD/AS, NKPC) формируют устойчивое представление о том, что стимулирующая бюджетная политика при прочих равных условиях ведет к росту инфляционного давления. При этом характер и масштаб эффекта могут зависеть от состояния делового цикла, режима денежно-кредитной политики и степени координации между бюджетными и монетарными органами (FTPL).

Эмпирические исследования, особенно в постпандемийный период, чаще фиксируют положительную связь между масштабными бюджетными стимулами и ускорением инфляции. Однако выявленный эффект является гетерогенным. Отдельные работы подчеркивают различие влияния текущих и капитальных расходов, а также социальных трансфертов, что указывает на необходимость учета композиционного эффекта бюджетной политики.

В российском контексте эмпирическая база остается ограниченной, а региональный уровень анализа представлен фрагментарно. Наличие региональной неоднородности по уровню доходов, бюджетной обеспеченности и структуре потребления предполагает потенциальную неоднородность инфляционных эффектов бюджетного импульса. Тем не менее систематических исследований, сопоставляющих региональные оценки бюджетного импульса с динамикой общего уровня цен, недостаточно, что формирует значимый исследовательский пробел.

3. Исследовательский вопрос и описание данных

3.1. Постановка исследовательского вопроса

Обзор литературы показывает, что при наличии теоретических оснований и накопленных международных эмпирических результатов сохраняется потребность в уточнении оценок для российских регионов, в том числе с учетом структурной трансформации экономики и роста роли бюджетной политики. Заполнение данного пробела позволит не только расширить эмпирическую базу по взаимодействию бюджетной политики и инфляции, но и уточнить выводы о масштабах и каналах трансмиссии бюджетного импульса в условиях неоднородности экономики в регионах России.

В связи с этим в данном исследовании исследовательский вопрос сформулирован следующим образом: как бюджетный импульс влияет на инфляцию в регионах Российской Федерации?

Методология настоящего исследования предполагает оценку бюджетного импульса в регионах как разницу между некоторым нейтральным уровнем дефицита/профицита по собственным средствам и его фактическим значением (подробнее в главе 3). Предполагается, что период с 2017 по 2019 гг. соответствует состоянию макроэкономического равновесия, при котором региональная бюджетная политика не оказывает ни стимулирующего, ни сдерживающего влияния на инфляцию.

Основная гипотеза исследования заключается в том, что влияние бюджетного импульса на инфляцию неоднородно, и оно зависит от бюджетной позиции рассматриваемого региона (H1). Гипотеза базируется на фундаментальных положениях экономической теории и подтверждается анализом тематической зарубежной и отечественной литературы. В отличие от предшествующих исследований, в фокусе настоящей работы находится не вопрос о наличии или отсутствии влияния бюджетного импульса как такового, а его гетерогенность в разрезе регионов, различающихся по своей бюджетной позиции. Под бюджетной позицией понимается структурный уровень дефицита/профицита консолидированного бюджета региона по собственным средствам, рассчитанный как медианное значение за период 2017-2019 гг., который характеризует долгосрочную зависимость региона от заимствований и межбюджетных трансфертов.

Дополнительно в работе выдвигается гипотеза о том, что в регионах с более высокой долей «проинфляционных» расходов, к которым можно отнести расходы на оплату труда госслужащих, социальные выплаты и трансферты (поскольку напрямую стимулируют потребительский спрос), увеличение бюджетного импульса сильнее отражается на росте инфляции, чем в остальных регионах (H2).

3.2. Описание данных

Расходы консолидированного бюджета субъекта Российской Федерации целесообразно рассматривать как достаточно репрезентативный показатель совокупных бюджетных расходов на его территории (Гильмундинова & Денисова, 2012).

Помимо региональных и муниципальных расходов, важную роль играют и так называемые «прямые» федеральные расходы – например, выплаты пенсий и финансирование государственного заказа – которые в том числе использовались в работе Мясников и др. (2023). Они также формируют потребительский и инвестиционный спрос в регионе. Однако в последние годы значительная часть этой информации стала недоступной в открытых источниках, в том числе из-за особенностей учета расходов в сфере оборонно-промышленного комплекса и оплаты труда сотрудников силовых структур.

При этом наиболее многочисленная категория работников бюджетной сферы – сотрудники дошкольного, школьного и среднего профессионального образования, а также системы амбулаторного и клинического здравоохранения – финансируется именно из региональных и муниципальных бюджетов. К полномочиям региональных и местных властей также относятся

содержание учреждений образования и здравоохранения, предоставление услуг жилищно-коммунального хозяйства (включая благоустройство и дорожное хозяйство), а также организация поселенческого и межмуниципального транспортного сообщения.

Таким образом, именно расходы консолидированных бюджетов отражают значительную долю регулярных публичных обязательств на территории региона и могут служить надежной и практически применимой основой для оценки общего объема бюджетного финансирования и его влияния на экономику региона.

В связи с этим в качестве объекта исследования рассматриваются показатели консолидированных бюджетов и индекс потребительских цен регионов Российской Федерации в период с I кв. 2016 по III кв. 2025 года. В работе исследуются данные по всем субъектам страны за исключением регионов, вошедших в состав страны в 2022 году.

В качестве зависимой переменной исследуется инфляция с учетом сезонной корректировки (далее – с. к.) в рассматриваемом регионе. Источник данных по инфляции с. к. в месячном выражении – Банк России [4]. Данные дополнительно были преобразованы в квартальном выражении. В результате данные по инфляции рассматривались в терминах QoQ SA (Quartal Over Quartal Seasonally Adjusted).

В качестве объясняющих переменных в работе используются следующие показатели консолидированных бюджетов регионов: общий уровень доходов⁷, общий уровень безвозмездных поступлений⁸, общий уровень расходов⁹, включая расходы на оплату труда госслужащих¹⁰, государственные закупки¹¹, социальные выплаты¹², капитальные затраты¹³, трансферты¹⁴, субсидии¹⁵ и ассигнования¹⁶. За период с I кв. 2020 по III кв. 2025 г. исследуемые статьи расходов в совокупности составляли 99,4% от общего объема расходов консолидированного бюджета в регионах Российской Федерации: 10,4% – расходы на оплату труда госслужащих, 14,7% – государственные закупки, 19,0% – социальные выплаты, 9,2% – капитальные затраты, 36,8% – субсидии, 1,6% – трансферты, 7,8% – ассигнования. Источник данных – ф. № 050317), Росказна [5]. Агрегированные показатели консолидированных бюджетов регионов (доходы, расходы, безвозмездные поступления) были дополнительно очищены от сезонности методом X13-ARIMA-SEATS и преобразованы в терминах SA.

Дополнительно в работе были рассмотрены и другие макроэкономические показатели, характеризующие потребительский спрос (оборот розничной торговли, Росстат [6]), денежно-кредитные условия (ставка RUONIA Банка России¹⁷, Банк России [7]) и условия внешней торговли (рыночный обменный курс доллара США, руб., Банк России [8]). Данные по обороту розничной торговли были преобразованы в терминах QoQ SA, данные по ставке RUONIA и курсу доллара США были рассчитаны как среднее арифметическое за квартал без дополнительных преобразований.

⁷ Общие доходы консолидированного бюджета (млрд руб.). Код статьи доходов: 010 *** 85 00000000000000.

⁸ Безвозмездные поступления (млрд руб.). Код статьи доходов: 010000200000000000000000.

⁹ Общие расходы консолидированного бюджета (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 000.

¹⁰ Расходы на выплату персоналу в целях обеспечения выполнения функций государственными (муниципальными) органами, казенными учреждениями, органами управления государственными внебюджетными фондами (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 100.

¹¹ Закупка товаров, работ и услуг для обеспечения государственных (муниципальных) нужд (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 200.

¹² Социальное обеспечение и иные выплаты населению (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 300.

¹³ Капитальные вложения в объекты государственной (муниципальной) собственности (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 400.

¹⁴ Межбюджетные трансферты (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 500.

¹⁵ Предоставление субсидий бюджетным, автономным учреждениям и иным некоммерческим организациям (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 600.

¹⁶ Иные бюджетные ассигнования (млрд руб.). Код статьи расходов: 200 *** 9600 0000000000 800.

¹⁷ RUONIA (Ruble Overnight Index Average) – взвешенная процентная ставка однодневных межбанковских кредитов (депозитов) в рублях, отражающая оценку стоимости необеспеченного заимствования на условиях овернайт.

4. Методология

4.1. Методика оценки бюджетного импульса

Несмотря на концептуальную обоснованность, репликация методики Мясникова и др. (2023), одной из немногих работ в литературе, где изучается вопрос влияния бюджетного импульса на региональную инфляцию, на более актуальном периоде представляется затруднительной по ряду причин.

Во-первых, ключевым элементом метода Fedelino, et al. (2009), использованным в работе Мясников и др. (2023), является оценка потенциального выпуска и разрыва выпуска на региональном уровне. Для нового периода эта задача существенно усложняется из-за структурных сдвигов в российской экономике, изменения отраслевой структуры регионов, а также отсутствия актуальных данных по ВРП регионов. В условиях частых шоков фильтрационные методы и стандартные процедуры оценки потенциала теряют устойчивость, а получаемые оценки становятся чувствительными к выбору спецификации и длине выборки, что также отмечается в работе Мясников и др. (2023).

Во-вторых, корректная циклическая корректировка бюджетных показателей требует стабильных и надежных оценок эластичностей доходов и расходов по отношению к экономической активности. На практике такие эластичности либо оцениваются на исторических данных, которые могут быть нерепрезентативны для нового периода, либо заимствуются из предыдущих исследований, что снижает точность и воспроизводимость результатов.

В-третьих, метод опирается на детализированные данные по структуре доходов и расходов федеральных бюджетов регионов и предполагает их сопоставимость во времени. В последние годы бюджетная классификация, механизмы межбюджетных трансфертов и роль внеплановых расходов существенно изменились, что делает прямое применение ранее использованных корректировок методологически некорректным.

Наконец, многошаговый характер процедуры приводит к накоплению ошибок измерения: неточности на этапе оценки разрыва выпуска и циклических компонентов напрямую транслируются в оценку бюджетного импульса. Это особенно критично при анализе инфляции, чувствительной к измерительным шумам в объясняющих переменных.

С учетом указанных ограничений в настоящем исследовании используется более простой и прозрачный метод измерения бюджетного импульса, ориентированный на сопоставимость регионов и интерпретируемость результатов.

Предлагаемый подход основан на сравнении фактического дефицита/профицита консолидированного бюджета региона (его собственного дефицита/профицита без учета субсидий¹⁸) с условно нейтральным уровнем.

В качестве нейтрального уровня предполагается дефицит/профицит, наблюдавшийся в период относительно стабильного роста экономики (около нулевой разрыв выпуска и инфляция вблизи 4% г/г, что соответствует цели Банка России). В результате бюджетный импульс определяется как разница между фактическим и нейтральным дефицитом/профицитом. Положительное значение импульса интерпретируется как бюджетное стимулирование, потенциально усиливающее инфляционное давление, отрицательное – как бюджетное сдерживание. Схема оценки бюджетного импульса в данной работе представлена ниже.

На первом этапе проводится оценка дефицита/профицита бюджета по собственным средствам консолидированного бюджета (d) по каждому i -му региону в каждый период t :

$$d_{i,t} = \frac{R_{i,t} - E_{i,t} - GT_{i,t}}{R_{i,t} - GT_{i,t}}, \text{ где}$$

¹⁸ Безвозмездные поступления исключаются из расчета, чтобы оценить автономную бюджетную политику региона, отделив ее от эффекта перераспределения федеральных средств.

R – общий уровень доходов консолидированного бюджета,

E – общий уровень расходов консолидированного бюджета,

GT – объем безвозмездных поступлений.

После оценивается нейтральный уровень дефицита/профицита бюджета по собственным средствам (\bar{d}^*), который соответствует периоду устойчивого и стабильного роста экономики – с около нулевым разрывом выпуска и инфляцией вблизи цели Банка России 4% г/г. Как показано на рис. 5, в период с 2017 по 2020 гг. разрыв выпуска находился в диапазоне от -2,1 до 0,2%, медианный разрыв выпуска за этот период составил -0,5%. Годовая инфляция за этот период находилась в диапазоне от 2,2 до 5,3%, ее медианный уровень за этот период составил 3,6% годовых. В этой связи нейтральный уровень дефицита бюджета для каждого i -ого региона оценивается через его медианный уровень в период с 2017 по 2019 гг. ($T_{inf \sim 4\%; y_{gap} \sim 0\%}$):

$$\bar{d}_i^* = \frac{1}{T} \sum_{t \in T_{inf \sim 4\%; y_{gap} \sim 0\%}} d_{i,t}$$



Рисунок 5. Динамика фактического и потенциального выпуска, инфляции в России в период с 2014 по 2025 гг.*

*Источники: Банк России, Росстат, расчеты автора.

В результате бюджетный импульс оценивается через разницу между нейтральным и фактическим уровнем дефицита/профицита бюджета для каждого i -го региона (bi):

$$bi_{i,t} = \bar{d}_i^* - d_{i,t}$$

Важно отметить, что предложенная метрика бюджетного импульса намеренно упрощает процедуру оценки в пользу прозрачности и воспроизводимости, отказываясь от сложной циклической корректировки, характерной для методов МВФ и ОЭСР. Это означает, что полученный импульс включает в себя как дискреционные меры региональных властей, так и автоматическую реакцию бюджета на экономический цикл, что следует учитывать при интерпретации результатов.

Такой подход сознательно отказывается от комплексной циклической корректировки в пользу методологической прозрачности и устойчивости оценок на новом временном интервале. Это позволяет напрямую связать динамику региональной бюджетной политики с инфляционными процессами и проверить основную гипотезу исследования о неоднородном влиянии бюджетного импульса на инфляцию в регионах России.

Ключевая идея предлагаемого подхода заключается в том, что бюджетный импульс интерпретируется не в абсолютных значениях, а относительно индивидуальной бюджетной позиции региона. Регион с высоким структурным дефицитом (например, республики Северного Кавказа) имеет существенно иную «точку отсчета», чем регион с профицитным бюджетом (Москва, Тюменская область). Одно и то же значение фактического дефицита может означать стимулирование в одном случае и сдерживание – в другом. Именно поэтому в качестве основной выдвигается гипотеза о неоднородном влиянии бюджетного импульса, а не о его универсальном эффекте.

4.2. Спецификации эконометрических моделей

Динамическая регрессия с использованием метода инструментальных переменных Ареллано – Бонда на панельных данных, оцененная методом System GMM, выступает в качестве основного методологического инструмента в данной работе. Как утверждают Мясников и др. (2023), его использование позволяет решить проблему эндогенности – наличия ковариации между объясняющими переменными с ошибкой в модели, последствия которой отражаются на смещенности, отсутствии состоятельности и эффективности полученных оценок коэффициентов.

В качестве инструментальных переменных для объясняющих в моделях использовались их лагированные значения – второй и третий лаги. Другие макропоказатели также были использованы в качестве контрольных для моделирования. Показатели оборота розничной торговли и ставки RUONIA рассматривались как эндогенные и инструментировались так же, как инфляция и бюджетный импульс – собственными лагами¹⁹. Курс доллара США рассматривался в качестве экзогенной переменной. Дополнительно в моделях включалась дамми-переменная на I кв. 2022 г. в качестве показателя структурного внешнего шока.

Важно подчеркнуть, что использование System GMM позволяет потенциально решить проблему эндогенности, однако не гарантирует полного устранения обратной причинности. Региональные власти могут увеличивать расходы в ответ на ускорение инфляции (например, при индексации социальных выплат или реализации антикризисных мер), что создает двунаправленную связь между бюджетным импульсом и инфляцией. Применение лагированных значений регрессоров в качестве инструментов (второй и третий лаги) ослабляет эту проблему, но не устраняет ее полностью. В этой связи полученные оценки следует интерпретировать как

¹⁹ Для ставки RUONIA базово использовался ее показатель с третьим лагом – $RUONIA_{t-3}$. В качестве инструментов для нее подбирались значения $RUONIA_{t-4}$, $RUONIA_{t-5}$, $RUONIA_{t-6}$. В данном случае подбор лагов объясняется периодом конечного переноса эффекта от изменения процентной ставки в экономику. Согласно оценкам Банка России, полная цепочка влияния изменения ключевой ставки на инфляцию занимает от 3 до 6 кварталов (см., [стенограмму пресс-конференции Председателя Банка России Э.С. Набиуллиной от 16 февраля 2024 г.](#), дата обращения: июл.2026).

свидетельство наличия устойчивой корреляционной связи, а не строгой причинно-следственной зависимости.

Базовая эконометрическая модель имеет вид:

$$(1) \text{inf}_{i,t} = \beta_1 \text{bi}_{i,t-1} + \beta_2 \text{inf}_{i,t-1} + \beta_3 \text{cons}_{i,t-1} + \beta_4 \text{RUONIA}_{t-3} + \beta_5 \text{usd}_{t-1} + \beta_6 D_{2022Q1} + u_{i,t} + e_{i,t},$$

где:

$\text{bi}_{i,t}$ – бюджетный импульс i -го региона в квартале t (SA, %);

$\text{inf}_{i,t}$ – инфляция i -го региона в квартале t (QoQ SA, %);

$\text{cons}_{i,t}$ – оборот торговли i -го региона в квартале t (QoQ SA, %);

$\text{RUONIA}_{i,t}$ – ставка RUONIA Банка России в квартале t (%);

$\text{usd}_{i,t}$ – рыночный обменный курс доллара США в руб. в квартале t ;

D_{2022Q1} – дамми-переменная на I кв. 2022 г.;

$u_{i,t}$ – индивидуальный фиксированный эффект;

$e_{i,t}$ – случайная ошибка.

Для учета проблемы эндогенности данные по инфляции в ряде моделей были дополнительно преобразованы. Для этого была рассчитана разница между инфляцией в регионе и инфляцией в целом по стране (diff_inf). В таком случае для объяснения различий в инфляционных процессах использовались только региональные показатели (без включения макропоказателей – ставки, курса, внешнего шока):

$$(2) \text{diff_inf}_{i,t} = \beta_1 \text{bi}_{i,t-1} + \beta_2 \text{diff_inf}_{i,t-1} + \beta_3 \text{cons}_{i,t-1} + u_{i,t} + e_{i,t},$$

где:

$\text{diff_inf}_{i,t}$ – разница между инфляцией i -го региона и инфляцией в целом по стране в квартале t (QoQ SA, %).

Обе модели (1)-(2) предполагают включение только индивидуальных (региональных) эффектов. Вместе с этим рассматривается спецификация, аналогичная модели (2), но дополнительно учитывающая эффекты на время:

$$(3) \text{diff_inf}_{i,t} = \beta_1 \text{bi}_{i,t-1} + \beta_2 \text{diff_inf}_{i,t-1} + \beta_3 \text{cons}_{i,t-1} + u_{i,t} + \lambda_{i,t} + e_{i,t},$$

где:

$\lambda_{i,t}$ – временные эффекты.

Важно подчеркнуть, что в данном исследовании моделирование и проверка гипотез проводится на данных с I кв. 2020 по III кв. 2025 г. Период с I кв. 2016 по IV кв. 2019 г. используется в качестве оценки нейтрального уровня дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам. Для тестирования нейтральности региональной бюджетной политики в этот период дополнительно оцениваются модели (4)-(5), чьи спецификации аналогичны моделям (2)-(3), за исключением того, что вместо показателя бюджетного импульса (bi) используются фактические оценки дефицита/профицита по собственным средствам консолидированного бюджета регионов (d):

$$(4) \text{diff_inf}_{i,t} = \beta_1 d_{i,t-1} + \beta_2 \text{diff_inf}_{i,t-1} + \beta_3 \text{cons}_{i,t-1} + u_{i,t} + e_{i,t},$$

$$(5) \text{diff_inf}_{i,t} = \beta_1 d_{i,t-1} + \beta_2 \text{diff_inf}_{i,t-1} + \beta_3 \text{cons}_{i,t-1} + u_{i,t} + \lambda_{i,t} + e_{i,t}.$$

Вместе с этим в работе производится оценка структуры расходов консолидированного бюджета в разрезе регионов за исследуемый период (с I кв. 2020 по III кв. 2025 г.). В данном случае по каждому региону оцениваются средние доли расходов по следующим статьям: расходы на оплату труда госслужащих, государственные закупки, социальные выплаты, капитальные затраты, субсидии муниципалитетам, трансферты и ассигнования. Полученные результаты сопоставляются с общероссийскими оценками (в среднем по всем регионам), что позволяет определить, в каких регионах рост или снижение доли расходов на те или иные статьи расходов являются более выраженными, чем в целом по стране.

Как показывает обзор литературы, неоднородное влияние стимулирующей бюджетной на инфляцию в целом (или его отсутствие) может быть следствием различий в структуре расходов бюджета. Иными словами, рост общего уровня расходов бюджета может быть «непроинфляционным» из-за высокой доли капитальных вложений, которые в большей степени оказывают стимулирующее влияние на совокупное предложение, нежели на спрос. В связи с этим уместно предположение, что более высокая доля «социальных» расходов, к которым можно отнести расходы на оплату труда государственных и муниципальных служащих, социальные выплаты и прямые трансферты (те расходы, которые напрямую стимулируют потребительский спрос) может нести более «проинфляционный» характер. Поэтому в данном исследовании дополнительно выдвигается гипотеза о том, что в таких регионах (с более высокой долей «социальных» расходов, чем в целом по стране) влияние бюджетного импульса может быть более выраженным, чем в остальных регионах, где доля «социальных» расходов меньше (H2). Для проверки этой гипотезы производятся оценки моделей (6)-(8) с введением взаимодействия $D_{high_social_share} * bi_{i,t-1}$:

$$(6) \ inf_{i,t} = \beta_1 bi_{i,t-1} + \beta_2 D_{high_se_share} * bi_{i,t-1} + \beta_3 inf_{i,t-1} + \beta_4 cons_{i,t-1} + \beta_5 RUONIA_{t-3} + \beta_6 usd_{t-1} + \beta_7 D_{2022Q1} + u_{i,t} + e_{i,t},$$

$$(7) \ diff_inf_{i,t} = \beta_1 bi_{i,t-1} + \beta_2 D_{high_se_share} * bi_{i,t-1} + \beta_3 diff_inf_{i,t-1} + \beta_4 cons_{i,t-1} + u_{i,t} + e_{i,t},$$

$$(8) \ diff_inf_{i,t} = \beta_1 bi_{i,t-1} + \beta_2 D_{high_se_share} * bi_{i,t-1} + \beta_3 diff_inf_{i,t-1} + \beta_4 cons_{i,t-1} + u_{i,t} + \lambda_{i,t} + e_{i,t},$$

где:

$D_{high_se_share}$ – дамми-переменная: 1 – средняя доля социальных расходов в консолидированном бюджете региона выше, чем в целом по стране; 0 – средняя доля социальных расходов в консолидированном бюджете региона ниже, чем в целом по стране.

Все оцениваемые модели построены с использованием логарифмических разностей в рамках методологии Ареллано-Бонд (спецификация `ld`, реализация `rgmm` в R Studio). Зависимая переменная (инфляция inf и ее отклонение от федерального уровня $diff_inf$) измеряется в процентных пунктах в квартальном выражении. Ключевая объясняющая переменная – бюджетный импульс bi – также выражена в процентных пунктах и отражает отклонение фактического дефицита/профицита региона от его нейтрального уровня, рассчитанного за 2017-2019 годы.

Таким образом, все коэффициенты в моделях (1)-(8) следует интерпретировать как изменение зависимой переменной в процентных пунктах при изменении объясняющей переменной на 1 процентный пункт.

5. Результаты исследования

5.1. Дескриптивный анализ инфляции, баланса и структуры расходов бюджета в разрезе регионов

В данном разделе приводится описание текущих процессов динамики инфляции (п. 4.1.1.), а также оценки дефицита/профицита по собственным средствам, в т. ч. его нейтральный уровень, и структуры расходов консолидированного бюджета (п. 4.1.2) в регионах России. Результаты позволяют несколько дополнить методологическую рамку настоящего исследования.

Оценка инфляционных процессов в регионах России

За последние 5 лет годовая инфляция в России оставалась выше целевого ориентира Банка России, установленного на уровне 4% годовых (рис. 5). Вместе с этим с 2022 г. наблюдается рост волатильности региональной инфляции, что, кроме прочего, связано с внешними шоками и структурной трансформацией экономики. (рис. 6-7).

В терминах QoQ SA в среднем за период с 2017 по 2019 гг. спред (разница между минимальным и максимальным значением) отклонения региональной инфляции от федеральной составил 2,48 п.п. При этом с каждым годом этот показатель оставался выше, чем в период относительно устойчивого роста экономики и стабильной инфляции. Так, в 2020-м г. спред составил 2,51 п.п., в 2021-м – 3,71 п.п., в 2022-м – 7,57 п.п., в 2023-м – 3,70 п.п., в 2024-м – 3,06 п.п., в 2025-м (с I по III кв.) – 3,12 процентного пункта.

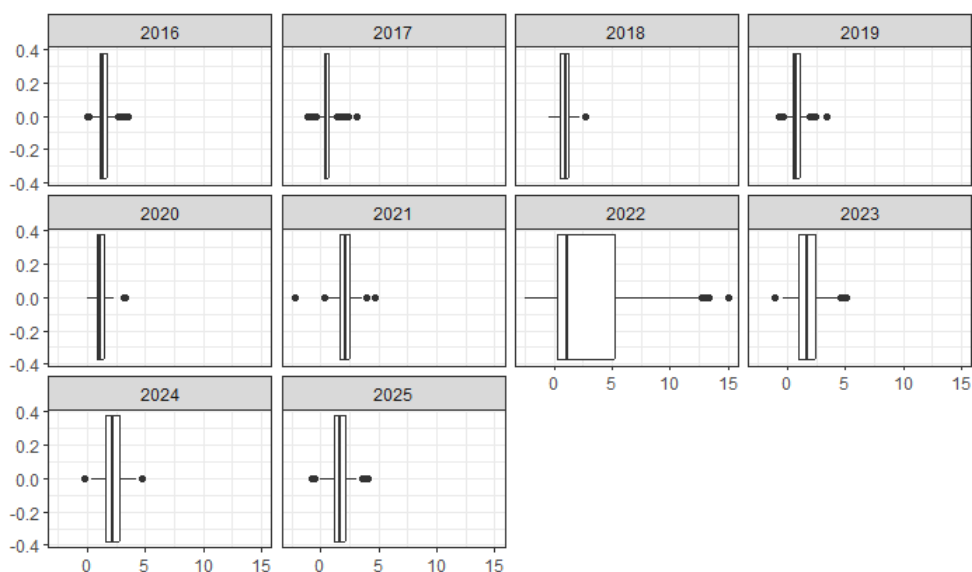


Рисунок 6. Бокс-плоты распределения региональной инфляции (QoQ SA, %) по годам (2016-2025 гг.)

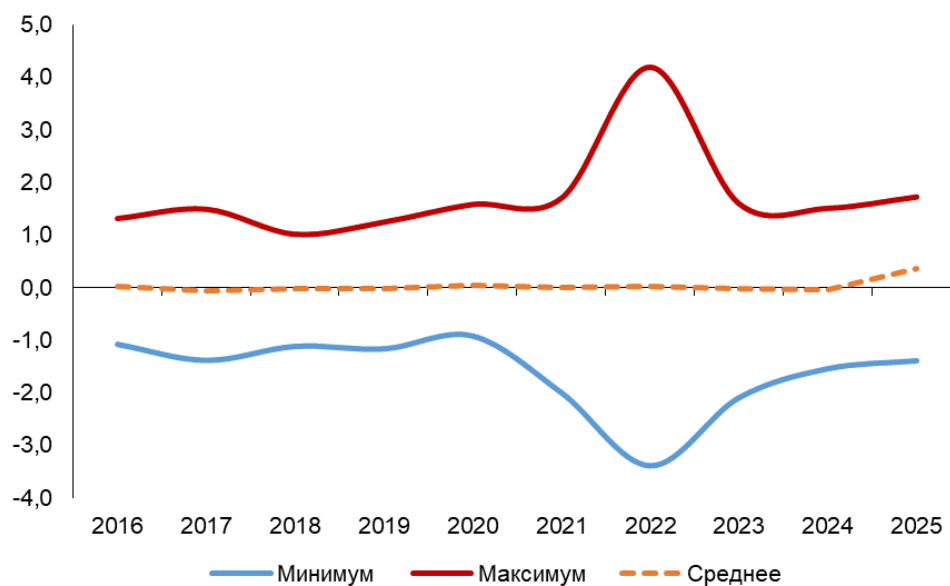


Рисунок 7. Динамика разницы между региональной и федеральной инфляцией (QoQ SA, %) по годам (2016-2025 гг.)

Среди возможных причин роста волатильности региональной инфляции может выступать рост роли региональной бюджетной политики (рис. 8).

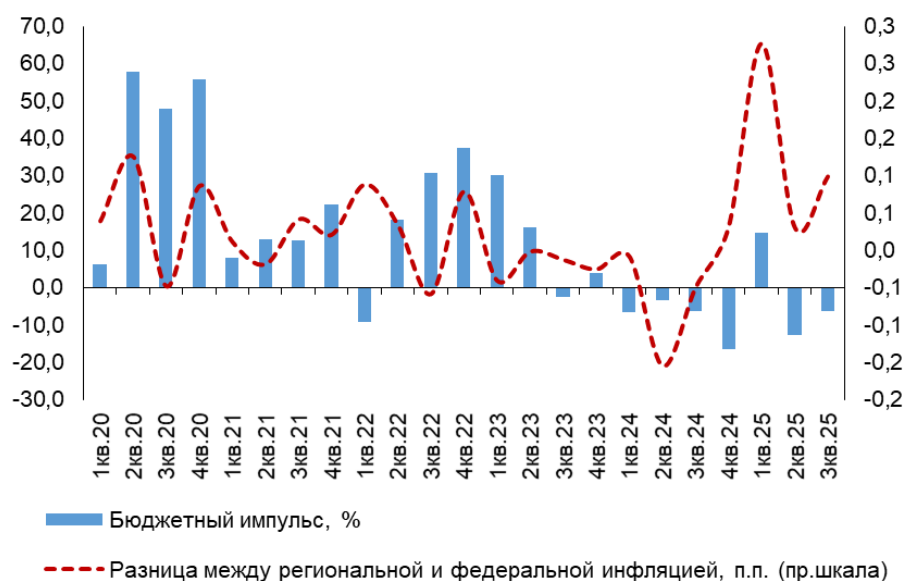


Рисунок 8. Динамика бюджетного импульса и разницы между региональной и федеральной инфляцией в среднем по всем субъектам России

Первичная оценка связи между бюджетным импульсом и инфляционными процессами в регионах, измеряемыми в терминах отклонения от общефедеральной динамики, указывает на слабую прямую связь между ними – коэффициент корреляции составляет 0,16 единицы. Несмотря на низкое значение коэффициента, данная взаимосвязь заслуживает более пристального изучения: усиление бюджетного импульса на региональном уровне может не синхронно, но с определенным лагом транслироваться в потребительские цены через рост совокупного спроса на локальных рынках товаров и услуг.

Оценка баланса и структуры расходов консолидированного бюджета регионов России

Оценка нейтрального дефицита/профицита бюджета консолидированного бюджета по собственным средствам субъектов Российской Федерации позволяет определить тот уровень бюджетного баланса, который соответствует состоянию относительно устойчивого макроэкономического равновесия – периоду стабильного экономического роста при близком к нулю разрыве выпуска и инфляции около 4% в год, что соответствует целевому ориентиру Банка России. В рамках данной методологии нейтральный дефицит отражает структурные параметры региональных финансов и служит базой для расчета бюджетного импульса как разницы между фактическим и нейтральным бюджетным балансом. Положительное значение импульса интерпретируется как бюджетное стимулирование экономики, тогда как отрицательное значение свидетельствует о бюджетном сдерживании.

Полученные оценки (прил. 1) указывают на значительную неоднородность регионов по величине нейтрального бюджетного баланса. В целом по стране нейтральный уровень составляет около -18,3%, что означает, что в условиях макроэкономического равновесия региональная бюджетная система в среднем функционирует с умеренным структурным дефицитом. Однако распределение значений по регионам крайне неоднородно: значения варьируются от -467,9% в Чеченской Республике до 6,7% в Тюменской области. Таким образом, размах показателя превышает 470 п.п., что указывает на выраженную асимметрию бюджетных условий и различия в экономической базе регионов.

Вместе с этим регионы можно предварительно разделить на несколько групп. Наиболее высокие значения структурного дефицита характерны для ряда республик Северного Кавказа и отдельных территорий с ограниченной налоговой базой. Максимальные значения наблюдаются в Чеченской Республике (-467,9%) и Республике Ингушетия (-421,3%). Существенный нейтральный дефицит также отмечается в Республике Тыва (-251,7%), Республике Алтай (-227,4%) и Карачаево-Черкесской Республике (-220,9%). Значения меньше -200% также характерны для Республики Крым (-205,6%). Подобные показатели отражают структурную зависимость бюджетов данных регионов от межбюджетных трансфертов и сравнительно низкий уровень собственных налоговых доходов. Как правило, эти субъекты характеризуются ограниченной диверсификацией экономики, невысокой инвестиционной активностью и значительной долей социальных расходов.

Относительно высокий структурный дефицит (в диапазоне примерно от -200 до -100%) наблюдается также в ряде регионов Северного Кавказа и Дальнего Востока, включая Республику Дагестан (-193,8%), Камчатский край (-154,7%), Чукотский автономный округ (-152,9%), Калининградскую область (-141,0%) и Кабардино-Балкарскую Республику (-121,3%). Для этих регионов характерно сочетание ограниченной налоговой базы и высоких бюджетных обязательств, обусловленных как социально-экономическими, так и географическими факторами. В частности, значительная удаленность и низкая плотность населения в ряде дальневосточных регионов повышают стоимость инфраструктуры и бюджетных услуг.

Наиболее многочисленную группу составляют регионы с умеренным структурным дефицитом в диапазоне примерно от -100 до -30%. К этой категории относятся многие регионы Центральной России, Поволжья и Сибири, включая Курганскую, Брянскую, Псковскую, Ивановскую, Тамбовскую области, республики Марий Эл, Карелию, Чувашию, а также Алтайский и Забайкальский края. Для данных регионов характерна относительно ограниченная динамика экономического роста и постепенное сокращение промышленной базы, что ограничивает рост налоговых поступлений. В то же время уровень дефицита здесь существенно ниже, чем в наиболее дотационных субъектах страны.

Отдельную группу формируют экономически более развитые регионы с относительно низким нейтральным дефицитом (примерно от -30 до -10%). В эту категорию входят многие индустриально развитые регионы, такие как Волгоградская, Ростовская, Воронежская, Саратовская и Омская области, а также крупные регионы с диверсифицированной экономикой – Красноярский край, Санкт-Петербург и Московская область. Относительно низкий структурный

дефицит этих территорий связан с более высокой налоговой базой, развитой промышленностью и значительным объемом предпринимательской активности.

Особое положение занимают регионы с нейтральным балансом, близким к нулю, или структурным профицитом. К ним относятся Республика Татарстан (-1,0%), Кемеровская область (-0,8%), а также несколько нефтегазодобывающих субъектов – Ямало-Ненецкий автономный округ (4,4%) и Тюменская область (6,7%). В этой группе также находится Москва (4,2%), обладающая наиболее диверсифицированной экономикой и крупнейшей налоговой базой в стране. Для этих регионов характерна высокая концентрация финансовых и корпоративных ресурсов, а также значительный объем налоговых поступлений от добывающего сектора или крупных корпораций.

Поскольку за нейтральный уровень дефицита принимается медианное значение за 2017-2019 гг., любое отклонение от этого периода интерпретируется как импульс. Выбор данного периода обоснован макроэкономической стабильностью, однако он не является единственно возможным. Альтернативные способы определения нейтрального уровня (например, сглаживание на более длительном интервале или использование структурных оценок) могли бы дать иные количественные значения импульса, что является предметом для дальнейших исследований.

Важно отметить, что рассмотренная классификация регионов по оценкам нейтрального уровня дефицита бюджета не является абсолютно устойчивой. Как показывает рис. 9, на протяжении трех лет регионы часто перетекали из одной группы в другую. Для достижения более стабильных оценок разделения регионов на группы по оценкам нейтрального уровня дефицита бюджета в работе рассматриваются инструменты кластерного анализа.

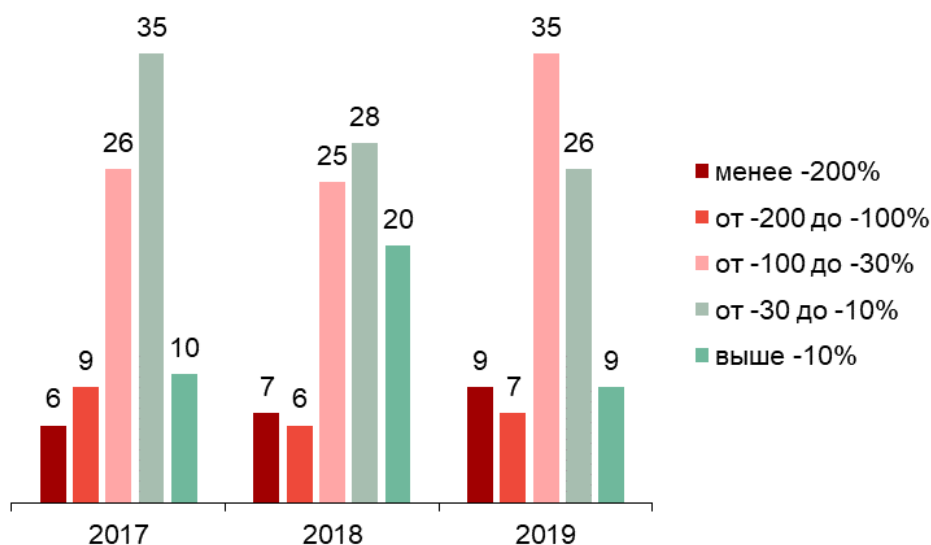


Рисунок 9. Распределение регионов России по нейтральному уровню дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам в 2017-2019 гг., количество в разрезе групп

В качестве метода кластерного анализа используется алгоритм k-средних (k-means), относящийся к числу наиболее распространенных методов разбиения числовых наблюдений на кластеры на основе расстояний между объектами в многомерном пространстве признаков²⁰.

²⁰ Алгоритм k-средних предполагает разбиение совокупности наблюдений на заранее заданное число кластеров таким образом, чтобы объекты внутри одного кластера были максимально схожи между собой, а различия между кластерами были максимально выражены. Сходство между объектами определяется на основе расстояния между их значениями признаков, как правило, евклидова расстояния. Основная идея метода заключается в минимизации внутрикластерной суммы квадратов отклонений наблюдений от центров соответствующих кластеров. Формально задача алгоритма состоит

Для обеспечения сопоставимости данных и предотвращения влияния различий в масштабах показателей на результаты кластеризации исходные переменные предварительно стандартизируются. Оптимальное число кластеров определяется на основе анализа внутрикластерной суммы квадратов отклонений (wss). Результаты применения алгоритма позволяют разделить регионы на три кластера (табл. 2, дополнительно в прил. 2).

Таблица 2

№ группы кластера	Нейтральный уровень дефицита бюджета, %		
	минимум	среднее	максимум
1	-227,7	-154,7	-92,4
2	-67,7	-27,9	5,3
3	-389,4	-285,3	-81,2

Таким образом, полученные результаты свидетельствуют о структурной неоднородности региональных бюджетных систем России. Подавляющее большинство субъектов имеет устойчивый нейтральный дефицит бюджета, что отражает необходимость постоянного привлечения дополнительных финансовых ресурсов для поддержания равновесного уровня государственных расходов. Наиболее высокая зависимость от дефицитного финансирования характерна для республик Северного Кавказа и ряда экономически менее развитых регионов Сибири и Дальнего Востока. Напротив, регионы с развитой промышленной или ресурсной базой демонстрируют значительно более устойчивые бюджетные позиции, а в отдельных случаях – структурный профицит.

Выявленная кластерная структура (табл. 2, дополнительно в прил. 2) позволяет сформулировать понятие «бюджетной позиции» для целей эконометрического анализа. Регионы кластера 2 (70 субъектов) характеризуются нейтральной бюджетной позицией: их структурный дефицит близок к среднероссийскому уровню и составляет от -68 до +5%. Регионы кластеров 1 и 3 (11 и 4 субъекта соответственно) демонстрируют повышенную и крайне высокую бюджетную уязвимость: их нейтральный дефицит достигает -227% и -389% соответственно. Именно эти группы регионов могут выступать основными «носителями» эффекта бюджетного импульса на инфляцию в регионах России.

Вместе с этим в прил. 3 представлена оценка структуры расходов консолидированного бюджета в разрезе регионов России – доли расходов на различные направления в период с I кв. 2020 по III кв. 2025 года. За исключением расходов на социальные выплаты, сумма всех долей близка к 100% – охвачены наиболее крупные категории расходов. Доля на социальные расходы представлена отдельно и считается как сумма долей расходов на оплату труда госслужащих, социальные выплаты и трансферты. Цветом выделены значения тех регионов, в которых доля расходов на ту или иную статью (капитальные затраты или социальные расходы) выше, чем в среднем по стране. Анализ показывает, что в основном в регионах, где доля на социальные расходы выше, чем в целом по стране, доля расходов на капитальные затраты не превышает значение в среднем по стране.

Такая обратная зависимость между долями социальных и капитальных расходов отражает структурный компромисс в региональных бюджетных политиках в условиях жестких бюджетных ограничений. Регионы, вынужденные направлять повышенный объем средств на социальную поддержку и оплату труда (часто в силу объективных демографических или экономических причин), неизбежно сокращают инвестиционную составляющую бюджета. С одной стороны, это позволяет поддерживать текущую социальную стабильность, но с другой – может ограничивать потенциал долгосрочного экономического роста и развития инфраструктуры в таких субъектах. Подобное перераспределение в пользу «текущих» статей способно консервировать структурные

в минимизации функционала внутрикластерной вариации, представляющего собой сумму квадратов расстояний между каждым объектом и центром того кластера, к которому он отнесен.

диспропорции, усиливая дифференциацию регионов по уровню бюджетного развития и инвестиционной привлекательности.

5.2. Оценка нейтральности бюджетной политики на региональную инфляцию

Чтобы подтвердить тезис о нейтральном характере региональной бюджетной политики в период с 2017 по 2019 гг., в работе оцениваются модели (4)-(5) (см. п. 4.2). Оценки моделей, а также результаты их диагностических тестов представлены в табл. 3-4.

Таблица 3

Оценки моделей System GMM для проверки нейтральности региональной бюджетной политики для инфляции в регионах России в 2017-2019 гг.

	Oneway effect	Twoway effects
	модель (4)	модель (5)
Зависимые переменные		
	$diff_inf_t$	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная		
d_{t-1}	0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0002)
Контрольные переменные		
$diff_inf_{t-1}$	-0.075 (0.051)	0.088 (0.054)
$cons_{t-1}$	0.023** (0.011)	0.017** (0.008)
Кол-во наблюдений	1020 (12 x 85)	
Примечание:	*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01	

Таблица 4

Результаты диагностических тестов моделей (4)-(5), оценки статистик

Тест	модель (4)	модель (5)
Тест Саргана	$\chi^2_{оцен.} = 34,07$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 2,66$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{оцен.} = -4,07$ ед.***	$Z_{оцен.} = -3,13$ ед.***
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{оцен.} = -1,26$ ед.	$Z_{оцен.} = -0,084$ ед.
Тест Вальда	$\chi^2_{оцен.} = 7,44$ ед.*	$\chi^2_{оцен.} = 363,79$ ***
Примечание:	*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01	

В модели (4), учитывающей только индивидуальные эффекты, коэффициент при лагированном значении разницы инфляции статистически незначим ($\beta_2 = -0,075$), что указывает на отсутствие устойчивой инерционности региональных инфляционных различий. Ключевая переменная – дефицит бюджета – также не оказывает статистически значимого влияния на инфляцию ($\beta_1 = 0,0001$). Аналогичный результат получен и в модели (5), где дополнительно учитываются временные эффекты: коэффициент при дефиците остается статистически незначимым ($\beta_1 = -0,0001$). Это свидетельствует об отсутствии систематической связи между изменениями бюджетного дефицита регионов и различиями в инфляции относительно общероссийского уровня.

В обеих моделях статистически значимым оказывается коэффициент при обороте розничной торговли ($cons_{t-1}$). Его положительное значение (0,023 в модели 4 и 0,017 в модели

5) указывает на то, что рост потребительской активности способствовал ускорению инфляции в регионе относительно общероссийского уровня в 2017-2019 годов.

Диагностические тесты (табл. 4) лишь частично подтверждают корректность моделей. Для обеих моделей наблюдается ожидаемая автокорреляция первого порядка при отсутствии автокорреляции второго порядка, а также общая значимость моделей (согласно тесту Вальда). Однако тест Саргана не выявляет проблем с валидностью инструментов только в модели (5).

Таким образом, полученные результаты подтверждают предположение о нейтральном характере региональной бюджетной политики в 2017-2019 гг.: изменения дефицита региональных бюджетов не оказывали статистически значимого влияния на инфляционные процессы в регионах. Более заметную роль в формировании региональных различий инфляции, согласно оценкам, играла динамика потребительского спроса.

5.3. Оценка влияния бюджетного импульса на региональную инфляцию

В табл. 5-6 представлены сводные результаты оценки моделей из п. 3.2 (модели 1-3), позволяющих проверить тезис о том, что увеличение бюджетного импульса ведет к росту инфляции.

Таблица 5

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России

	Oneway effect		Twoway effects
	модель (1)	модель (2)	модель (3)
	Зависимые переменные		
	inf_t	$diff_inf_t$	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная			
bi_{t-1}	0.00001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0001*** (0.00004)
Контрольные переменные			
inf_{t-1}	0.107*** (0.024)		
$diff_inf_{t-1}$		0.151*** (0.035)	0.003 (0.036)
$cons_{t-1}$	0.013 (0.011)	0.001 (0.003)	0.004 (0.004)
$RUONIA_{t-3}$	-0.038*** (0.007)		
usd_{t-1}	0.023*** (0.001)		
$dummy_2022Q1$	8.265*** (0.307)		
Кол-во наблюдений	1955 (23 x 85)		
Примечание:	* p < 0,1 ** p < 0.05, *** p < 0.01		

Таблица 6

Результаты диагностических тестов моделей (1)-(3), оценки статистик

Тест	модель (1)	модель (2)	модель (3)
Тест Саргана	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 71,34 \text{ ед.}^{***}$	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 11,05 \text{ ед.}^*$	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 6,44 \text{ ед.}$
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = -5,08 \text{ ед.}^{***}$	$Z_{\text{оцен.}} = -2,80 \text{ ед.}^{***}$	$Z_{\text{оцен.}} = -3,44 \text{ ед.}^{***}$
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = 0,23 \text{ ед.}$	$Z_{\text{оцен.}} = 0,99 \text{ ед.}$	$Z_{\text{оцен.}} = 0,89 \text{ ед.}$
Тест Вальда	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 3860,81 \text{ ед.}^{***}$	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 20,21 \text{ ед.}^{***}$	(с) $\chi^2_{\text{оцен.}} = 12,35 \text{ ед.}^{***}$ (t) $\chi^2_{\text{оцен.}} = 340,3 \text{ ед.}^{***}$
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0,05, ***p < 0,01		

Результаты оценивания динамических панельных моделей методом System GMM позволяют сделать ряд выводов относительно факторов региональной инфляции и прежде всего роли бюджетного импульса.

В модели (1), где зависимой переменной выступает инфляция в регионе, наблюдается статистически значимая положительная зависимость инфляции от собственного лагированного значения ($\beta_2 = 0,107$; $p < 0,01$). Это свидетельствует о наличии инерционности инфляционных процессов в регионах России: ускорение инфляции в предыдущем квартале частично переносится на текущий период. Влияние бюджетного импульса (β_1) в данной спецификации оказалось статистически незначимым. Таким образом, при контроле макроэкономических факторов (потребительского спроса, процентной ставки, валютного курса и внешнего шока) непосредственного эффекта изменения регионального бюджетного импульса на динамику инфляции выявлено не было.

В то же время значимыми оказались макроэкономические факторы. Коэффициент при ставке RUONIA с лагом в три квартала отрицателен и статистически значим ($\beta_5 = -0,038$; $p < 0,01$), что соответствует экономической логике трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики: ужесточение политики приводит к замедлению инфляции с временным лагом. Напротив, изменение обменного курса доллара оказывает положительное и статистически значимое влияние на инфляцию ($\beta_6 = 0,023$; $p < 0,01$), что отражает эффект переноса валютного курса в цены. Существенным также оказался структурный шок первого квартала 2022 г.: коэффициент при соответствующей фиктивной переменной (8,265; $p < 0,01$) указывает на резкое краткосрочное ускорение инфляции в этот период.

В модели (2) зависимой переменной выступает отклонение региональной инфляции от общероссийской (*diff_inf*). Такая спецификация позволяет сосредоточиться на различиях в инфляционной динамике между регионами, исключив влияние общенациональных макроэкономических факторов. Оценки показывают, что разница инфляции также обладает инерционностью ($\beta_2 = 0,151$; $p < 0,01$), что свидетельствует о сохранении региональных инфляционных диспропорций во времени. Однако коэффициенты при бюджетном импульсе и обороте розничной торговли остаются статистически незначимыми, что означает отсутствие устойчивого влияния этих факторов на различия инфляции между регионами.

В модели (3) дополнительно учитываются временные эффекты, отражающие общие для всех регионов шоки и макроэкономические изменения. В данной спецификации коэффициент при лагированном значении разницы инфляции теряет статистическую значимость, что указывает на то, что наблюдаемая в модели (2) инерционность во многом объясняется общеэкономическими временными факторами. При этом именно в этой модели выявляется статистически значимое положительное влияние бюджетного импульса ($\beta_1 = 0,0001$; $p < 0,01$).

Хотя коэффициент при лагированном бюджетном импульсе в модели (3) составляет лишь 0,0001 ед., его экономическая значимость раскрывается при учете реальной волатильности импульса в данных. Анализ абсолютных изменений бюджетного импульса ($|\Delta b_{i,t-1}|$) показывает, что типичные (медианные) изменения составляют 17,0 п.п., а в 25% кварталов изменения превышают 34,4 процентного пункта. Наиболее часто встречающееся значение изменения – 8,6 процентного пункта.

Умножение коэффициента модели на эти величины позволяет оценить содержательный вклад бюджетного импульса в инфляционную динамику (прил. 6):

- при медианном изменении импульса (17,0 п.п.) отклонение региональной инфляции от федерального уровня изменяется на 0,0017 п.п.;
- при изменении в 75-м перцентиле (34,4 п.п.) – на 0,0034 п.п.;
- при наиболее частом изменении (8,6 п.п.) – на 0,00086 п.п.

Таким образом, даже при малой величине коэффициента его экономическая значимость становится очевидной при учете реальной волатильности бюджетного импульса в регионах. В совокупности со статистической значимостью это позволяет интерпретировать выявленную связь как устойчивую и содержательную.

При этом диагностические тесты (табл. 6), как и прежде, лишь частично подтверждают корректность полученных оценок. Во всех моделях тест Ареллано – Бонда выявляет статистически значимую автокорреляцию первого порядка ($p < 0,01$), что является ожидаемым результатом для моделей в разностях. Критически важное отсутствие автокорреляции второго порядка (AR(2) незначим во всех спецификациях) свидетельствует о состоятельности используемых инструментальных переменных. Тест Вальда подтверждает статистическую значимость всех моделей в целом ($p < 0,01$). Ключевым критерием выбора спецификации выступает тест Саргана на валидность инструментов: для модели (3) он не отвергает гипотезу о валидности инструментов ($p = 0,375$), тогда как для моделей (1)-(2) тест указывает на потенциальную проблему сверхидентификации ($p < 0,1$ и $p < 0,01$ соответственно). Таким образом, модель с двунаправленными эффектами (3) является единственной корректно специфицированной, и именно ее результаты рассматриваются как основное подтверждение тезиса о том, что увеличение бюджетного импульса ведет к росту инфляции.

В результате оценки моделирования дают частичное, но убедительное подтверждение тезиса о положительном влиянии бюджетного импульса на инфляцию. В широкой модели с макроэкономическими переменными этот эффект не проявляется, однако при анализе региональных отклонений инфляции и учете временных эффектов обнаруживается статистически значимая положительная связь. Важно подчеркнуть, что выявленный эффект не является гомогенным: как было показано в разделе 4.1.2, регионы существенно различаются по уровню нейтрального дефицита, и предварительный анализ свидетельствует о том, что влияние бюджетного импульса может концентрироваться в регионах с хронически высоким структурным дефицитом (кластеры 1 и 3). Это позволяет предположить, что влияние бюджетной политики на инфляцию проявляется преимущественно на региональном уровне через локальные дисбалансы спроса, тогда как общенациональная инфляционная динамика в большей степени определяется макроэкономическими факторами – денежно-кредитной политикой, динамикой обменного курса и/или внешними шоками.

В целом оценки динамических панельных моделей методом System GMM показывают, что бюджетный импульс оказывает положительное влияние на инфляционные процессы в регионах России. В спецификации с учетом временных эффектов (модель 3) коэффициент при лагированном значении бюджетного импульса является положительным и статистически значимым, что соответствует основной гипотезе исследования. Это свидетельствует о том, что усиление бюджетного стимулирования на региональном уровне сопровождается ростом инфляционного давления, вероятно через расширение совокупного спроса в региональной экономике, однако масштаб этого эффекта невелик и требует учета структурных характеристик регионов.

5.4. Оценка неоднородности влияния бюджетного импульса на региональную инфляцию

Результаты, представленные в разделе 4.3, свидетельствуют о наличии статистически значимого положительного влияния бюджетного импульса на отклонение региональной инфляции от федерального уровня в спецификации с двунаправленными эффектами (модель 3). Однако, как было показано в разделе 4.1.2, регионы России существенно различаются по своей бюджетной позиции – структурному уровню дефицита консолидированного бюджета по собственным средствам, сложившемуся в период макроэкономической стабильности 2017-2019 годов. В этой связи основная гипотеза исследования (H1) предполагает, что влияние бюджетного импульса на инфляцию неоднородно и зависит от принадлежности региона к той или иной группе по уровню структурного дефицита.

Для проверки данной гипотезы были оценены спецификации, аналогичные моделям (1)-(3), но на подвыборках, сформированных в соответствии с результатами кластерного анализа (раздел 4.1.2). Рассматривались три группы регионов: кластер 2 (70 субъектов с нейтральной бюджетной позицией, структурный дефицит от -68 до +5%), кластер 1 (11 регионов с повышенной бюджетной уязвимостью, структурный дефицит от -227 до -92%) и кластер 3 (4 региона с крайне высокой бюджетной уязвимостью, структурный дефицит до -647%).

Результаты для регионов с нейтральной бюджетной позицией

Оценки моделей для кластера 2 представлены в табл. 7-8.

Таблица 7

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России с нейтральным уровнем дефицита

	Oneway effect		Twoway effects
	модель (1_2)	модель (2_2)	модель (3_2)
	Зависимые переменные		
	inf_t	$diff_inf_t$	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная			
bi_{t-1}	-0.004** (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.0002 (0.001)
Контрольные переменные			
inf_{t-1}	0.110*** (0.027)		
$diff_inf_{t-1}$		0.081 (0.058)	-0.013 (0.035)
$cons_{t-1}$	0.026** (0.013)	0.009** (0.003)	0.003 (0.005)
$RUONIA_{t-3}$	-0.038*** (0.007)		
usd_{t-1}	0.023*** (0.002)		
$dummy_2022Q1$	8.437*** (0.298)		
Кол-во наблюдений	1610 (23 x 70)		
Примечание: *p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01			

Таблица 8

Результаты диагностических тестов моделей (1_2)-(3_2), оценки статистик

Тест	модель (1_2)	модель (2_2)	модель (3_2)
Тест Саргана	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 59,20 \text{ ед.}^{***}$	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 69,32 \text{ ед.}$	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 4,75 \text{ ед.}$
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = -4,55 \text{ ед.}^{***}$	$Z_{\text{оцен.}} = -3,55 \text{ ед.}^{***}$	$Z_{\text{оцен.}} = \text{NaN}$
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = 0,07 \text{ ед.}$	$Z_{\text{оцен.}} = 0,68 \text{ ед.}$	$Z_{\text{оцен.}} = \text{NaN}$
Тест Вальда	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 4074,18 \text{ ед.}^{***}$	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 10,30 \text{ ед.}^{**}$	(с) $\chi^2_{\text{оцен.}} = 0,43 \text{ ед.}$ (t) $\chi^2_{\text{оцен.}} = 409,02 \text{ ед.}^{***}$
<i>Примечание:</i>	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01		

В спецификации с двунаправленными эффектами (модель 3_2) коэффициент при лагированном бюджетном импульсе оказывается статистически незначимым ($\beta_1 = -0,0002$, $p > 0,1$). В модели (1_2) с макроэкономическими контрольными переменными коэффициент при bi также оказался отрицательным, но статистически значимым. Диагностические тесты для модели (3_2) свидетельствуют о корректности спецификации: автокорреляция второго порядка отсутствует, тест Вальда подтверждает значимость временных эффектов ($p < 0,001$), однако тест Саргана для модели (1_2) указывает на избыточность инструментов. В целом для группы регионов с нейтральной бюджетной позицией не удается обнаружить устойчивого влияния бюджетного импульса на инфляцию.

Результаты для регионов с повышенной бюджетной уязвимостью

Для этой группы (11 регионов) оценка моделей сталкивается с техническими ограничениями: в спецификации с двунаправленными эффектами (модель 3_1) возникает ошибка сингулярности инструментальной матрицы (сообщение "the second-step matrix is singular"). Это обусловлено недостаточной внутригрупповой вариацией переменных в данной подвыборке, что объясняется высокой инерционностью бюджетных показателей в регионах с хроническим дефицитом – их дефицит устойчиво высок, квартальные колебания незначительны, а временной ряд (23 квартала) недостаточен для состоятельного оценивания динамической модели с фиксированными временными эффектами.

Тем не менее, для кластера 1 удалось оценить спецификации с индивидуальными эффектами (модели 1_1 и 2_1), результаты которых представлены в табл. 9-10.

Таблица 9

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России с повышенным уровнем дефицита

	Oneway effect	
	модель (1_1)	модель (2_1)
	Зависимые переменные	
	inf_t	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная		
bi_{t-1}	-0.002 (0.002)	0.002 (0.004)
Контрольные переменные		
inf_{t-1}	0.134 (0.095)	
$diff_inf_{t-1}$		-0.893 (0.579)
$cons_{t-1}$	-0.011 (0.013)	0.012 (0.029)
$RUONIA_{t-3}$	-0.029 (0.029)	
usd_{t-1}	0.022*** (0.006)	
$dummy_2022Q1$	9.066*** (1.776)	
Кол-во наблюдений	253 (23 x 11)	
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01	

Таблица 10

Результаты диагностических тестов моделей (1_1)-(2_1), оценки статистик

Тест	модель (1_2)	модель (2_2)
Тест Саргана	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 6,67$	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 5,71$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = \text{NaN}$	$Z_{\text{оцен.}} = 0,065$ ед.
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = \text{NaN}$	$Z_{\text{оцен.}} = -1,23$ ед.
Тест Вальда	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 1219,43$ ед.***	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 2,40$ ед.
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01	

В модели (1_1) с макроэкономическими контролями коэффициент при bi отрицателен, но незначим ($\beta_1 = -0,0002$, $p > 0,1$). В модели (2_1) с зависимой переменной $diff_inf$ коэффициент при бюджетном импульсе положителен, но также не достигает статистической значимости. Однако важно отметить, что для этой подвыборки количество наблюдений составляет 253 (11 регионов \times 23 квартала), что в 2,5 раза меньше, чем для кластера 2 (1610 наблюдений). Низкая мощность тестов в сочетании с малой вариацией регрессоров не позволяет сделать однозначных выводов, однако знак коэффициента в модели (2_1) согласуется с общей гипотезой о положительном влиянии импульса в регионах.

Результаты для регионов с крайне высокой бюджетной уязвимостью

Для кластера 3, включающего 4 региона (Чеченская Республика, Республика Ингушетия, Республика Тыва, г. Севастополь), удалось оценить только простейшую спецификацию (2_3) с индивидуальными эффектами и зависимой переменной $diff_inf$ (табл. 11–12).

Таблица 11

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России с крайне высоким уровнем дефицита

	Oneway effect
	модель (2_3)
	Зависимая переменная
	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная	
bi_{t-1}	0.0001 (0.0002)
Контрольные переменные	
$diff_inf_{t-1}$	1.025 (2.641)
$cons_{t-1}$	-0.029 (0.838)
Кол-во наблюдений	92 (23 x 4)
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01

Таблица 12

Результаты диагностических тестов моделей (2_3), оценки статистик

Тест	модель (2_3)
Тест Саргана	$\chi^2_{оцен.} = 3,47$
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{оцен.} = -0,40$
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{оцен.} = -0,44$
Тест Вальда	$\chi^2_{оцен.} = 0,32$ ед.
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01

Коэффициент при bi положителен ($\beta_1 = 0,0001$), но статистически незначим ($p > 0,1$). Диагностические тесты для данной модели не выявляют проблем, однако мощность тестов крайне низка ввиду малого числа наблюдений (92). Оценка моделей с временными эффектами для этой группы невозможна из-за вырожденности инструментальной матрицы, что объясняется недостатком степеней свободы при наличии 4 регионов и необходимости оценивать 23 временных дамми.

Полученные оценки позволяют сделать ряд содержательных выводов относительно гипотезы H1. Во-первых, бюджетный импульс оказывает статистически значимое положительное влияние на инфляцию только в спецификациях, включающих все регионы и контролирующих временные эффекты (модель 3). При разделении выборки по бюджетной позиции обнаруживается, что этот усредненный эффект не является универсальным, а концентрируется в группах регионов с повышенной и крайне высокой бюджетной уязвимостью (кластеры 1 и 3), для которых оценка полной спецификации невозможна из-за недостатка вариации.

Во-вторых, для регионов с нейтральной бюджетной позицией (кластер 2) положительное влияние бюджетного импульса не подтверждается. Более того, в отдельных спецификациях обнаруживается отрицательная связь, что может указывать на наличие компенсирующих механизмов – например, в экономически развитых регионах увеличение бюджетных расходов может сопровождаться вытеснением частных инвестиций или быстрой адаптацией предложения, что нивелирует инфляционный эффект.

В-третьих, невозможность оценить корректно специфицированные модели с временными эффектами для кластеров 1 и 3 сама по себе является значимым результатом. Она

свидетельствует о том, что в этих регионах бюджетные показатели обладают высокой инерционностью, а вариация дефицита во времени недостаточна для применения динамических панельных методов. Это означает, что в регионах с хронически высоким дефицитом бюджетная политика носит структурный, а не конъюнктурный характер, и ее влияние на инфляцию, выявленное на полной выборке, проявляется скорее на долгосрочных интервалах, чем в квартальной динамике.

Полученные результаты следует интерпретировать с учетом технических ограничений. Для кластеров 1 и 3 оценка модели с временными эффектами невозможна из-за вырожденности инструментальной матрицы. Это не позволяет подтвердить или опровергнуть гипотезу H1 для этих групп с той же степенью строгости, что и для всей выборки. Однако сам факт существования значимого эффекта на полной выборке в сочетании с его отсутствием в подвыборке нейтральных регионов косвенно свидетельствует в пользу того, что «носителями» эффекта являются именно регионы с повышенной и крайне высокой бюджетной уязвимостью.

5.5. Оценка влияния бюджетного импульса на региональную инфляцию с учетом структуры расходов

В работе дополнительно исследуется гипотеза о том, что в регионах с повышенной долей на социальные расходы, которые включают расходы на оплату труда госслужащих, социальные выплаты и трансферты, рост бюджетного импульса имеет более выраженный инфляционный шок (H2). Для ее проверки оцениваются модели (6)-(8) с введением взаимодействия $D_{high_social_share} * b_{i,t-1}$ (см. п. 4.2).

Табл. 1 из прил. 3 показывает, что около половины (~45%) субъектов страны отличаются повышенной долей социальных расходов в общем объеме консолидированного бюджета. Из 38 регионов представлены как относительно более экономически развитые субъекты, так и менее. Вместе с этим важно отметить, что 7 из 15 регионов из кластеров 1 и 3 (прил. 2, табл. 1) входят в группу регионов с повышенной долей социальных расходов.

В табл. 13-14 представлены результаты оцененных моделей и результаты диагностических тестов.

Таблица 13

Оценки моделей System GMM для проверки гипотезы о более проинфляционном влиянии бюджетного импульса в регионах России, в которых доля социальных расходов выше, чем в среднем по стране

	Oneway effect		Twoway effects
	модель (6)	модель (7)	модель (8)
	Зависимые переменные		
	inf_t	$diff_inf_t$	$diff_inf_t$
Основные объясняющие переменные			
bi_{t-1}	-0.00000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0001*** (0.00004)
$D_{high_se_share} * bi_{t-1}$	-0.00003 (0.0002)	0.0004*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)
Контрольные переменные			
inf_{t-1}	0.146*** (0.031)		
$diff_inf_{t-1}$		0.145*** (0.035)	0.001 (0.036)
$cons_{t-1}$	0.014 (0.011)	0.001 (0.003)	0.003 (0.004)
$RUONIA_{t-3}$	-0.013 (0.009)		
usd_{t-1}	0.019*** (0.001)		
$dummy_2022Q1$	8.344*** (0.320)		
Кол-во наблюдений	1955 (23 x 85)		
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01		

Таблица 14

Результаты диагностических тестов моделей (6)-(8), оценки статистик

Тест	модель (6)	модель (7)	модель (8)
Тест Саргана	$\chi^2_{оцен.} = 72,23$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 11,04$ ед.	$\chi^2_{оцен.} = 8,87$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{оцен.} = -4,51$ ед.***	$Z_{оцен.} = -2,52$ ед.**	$Z_{оцен.} = -3,45$ ед.***
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{оцен.} = 0,51$ ед.	$Z_{оцен.} = 0,89$ ед.	$Z_{оцен.} = 0,88$ ед.
Тест Вальда	$\chi^2_{оцен.} = 4192,44$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 52,07$ ед.***	(с) $\chi^2_{оцен.} = 12,39$ ед.** (т) $\chi^2_{оцен.} = 309,58$ ед.***
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01		

Как и прежде, в базовой спецификации (модель 6) не удалось обнаружить значимого эффекта увеличения бюджетного импульса на инфляцию, в том числе с учетом структуры расходов. Вместе с этим в данной версии модели переменная $RUONIA_{t-3}$ потеряла свою значимость ($\beta_6 = -0,13$, $p > 0,1$), в то время как значимость оценок коэффициентов по остальным переменным оставалась прежней.

В спецификации с индивидуальными эффектами (модель 7) коэффициент при взаимодействии положителен и статистически значим на 1% уровне ($\beta_2 = 0,00038$, $p < 0,001$). Это означает, что в регионах с высокой долей социальных расходов влияние бюджетного импульса на отклонение региональной инфляции от федерального уровня существенно сильнее, чем в

регионах с низкой долей. При этом прямой эффект бюджетного импульса (bi) в данной спецификации незначим и имеет отрицательный знак, что указывает на то, что выявленное в модели (3) положительное влияние импульса на инфляцию может быть полностью обусловлено регионами с повышенной долей социальных обязательств. Диагностические тесты для модели (7) подтверждают ее корректность: отсутствие автокорреляции второго порядка ($p = 0,376$), валидность инструментов по тесту Саргана ($p = 0,199$) – в отличие от результатов по модели (6) – и совместная значимость регрессоров ($p < 0,001$).

Однако в наиболее строгой спецификации с двунаправленными эффектами (модель 8), учитывающей общие для всех регионов временные шоки (изменения денежно-кредитной политики, валютного курса, внешнеторговых условий), коэффициент при взаимодействии теряет статистическую значимость ($p = 0,235$). При этом прямой эффект бюджетного импульса сохраняет слабую значимость на 10% уровне ($\beta_1 = 0,00008$, $p = 0,058$), что согласуется с результатами модели (3). Диагностика модели (7) также не вызывает нареканий: AR(2) незначим ($p = 0,380$), тест Саргана подтверждает валидность инструментов ($p = 0,353$), тесты Вальда значимы для коэффициентов и временных эффектов.

Полученные результаты позволяют сделать ряд выводов относительно гипотезы H2. Во-первых, структура бюджетных расходов действительно играет роль в трансмиссии бюджетного импульса в инфляцию, однако этот эффект не является устойчивым к учету временных факторов. В спецификации, контролирующей только региональную гетерогенность (модель 7), гипотеза H2 убедительно подтверждается: социально ориентированные регионы демонстрируют значительно более сильный инфляционный отклик на бюджетное стимулирование. Это соответствует теоретическим ожиданиям: расходы на оплату труда, социальные выплаты и трансферты напрямую увеличивают располагаемый доход домохозяйств, трансформируясь в потребительский спрос, тогда как, например, капитальные расходы, в большей степени влияют на совокупное предложение и имеют более длительный лаг воздействия на цены.

Во-вторых, исчезновение значимости взаимодействия при добавлении временных эффектов (модель 8) указывает на то, что структурные различия между регионами частично коррелируют с общими макроэкономическими шоками. Иными словами, в периоды высокой волатильности (пандемия COVID-19, санкционное давление 2022 г., ужесточение денежно-кредитной политики) гетерогенность регионов по структуре расходов нивелируется действием единых для страны факторов. Это может объясняться, например, тем, что в кризисные периоды социальные трансферты индексируются на федеральном уровне, создавая синхронный инфляционный импульс во всех регионах независимо от их бюджетной структуры.

В-третьих, наблюдается некоторая зависимость между принадлежностью к кластерам высокого дефицита (кластеры 1 и 3) и высокой долей социальных расходов. Анализ распределения регионов (рис. 11; прил. 2, табл. 1; прил. 3, табл. 1) показывает, что большинство субъектов с хронически высоким структурным дефицитом (Чеченская Республика, Республика Ингушетия, Кабардино-Балкарская Республика, Карачаево-Черкесская Республика, Республика Алтай, Республика Дагестан и Республика Калмыкия) одновременно характеризуются долей социальных расходов существенно выше среднероссийской. Это создает эффект «двойной уязвимости»: такие регионы не только имеют ограниченную налоговую базу и высокую зависимость от федеральных трансфертов, но и направляют значительную часть бюджетных средств на текущее потребление, что при возникновении бюджетного импульса максимально быстро транслируется в рост цен.

Гипотеза H2 подтверждается частично. В спецификации, контролирующей региональные эффекты, влияние структуры расходов статистически значимо и экономически содержательно. Однако в наиболее строгой спецификации с двунаправленными эффектами, которая признается корректной по результатам диагностических тестов, коэффициент взаимодействия теряет значимость. Это позволяет заключить, что структура расходов значима, но ее роль вторична по отношению к общим макроэкономическим условиям. Вероятно, инфляционный эффект бюджетного импульса в первую очередь определяется самим фактом наличия хронического дефицита (кластеры 1 и 3), а структура расходов выступает дополнительным, но не

самостоятельным фактором, усиливающим трансмиссию в периоды относительной нестабильности.

5.6. Рекомендации для экономической политики и ограничения исследования

Важно подчеркнуть, что в настоящей работе была проведена дополнительная проверка устойчивости полученных результатов эконометрического моделирования. Для этого было осуществлено переопределение нейтрального уровня дефицита²¹: вместо медианного значения за 2017-2019 гг. использовалось среднее арифметическое за тот же период. Данная альтернативная спецификация позволяет оценить, насколько чувствительны полученные выводы к выбору способа агрегирования базового периода. Результаты оценивания показали, что качественные выводы остаются неизменными: коэффициент при лагированном бюджетном импульсе в модели (3) сохраняет положительный знак и статистическую значимость ($p < 0,01$). Оценки всех спецификаций (модели 1-8), полученные с использованием среднего значения в качестве нейтрального уровня, представлены в прил. 5.

Проведенная проверка устойчивости свидетельствует о том, что выявленная связь между бюджетным импульсом и региональной инфляцией не является артефактом выбора конкретного способа расчета нейтрального уровня дефицита, а напротив указывает на устойчивую эмпирическую закономерность. Наличие устойчивых и робастных оценок позволяет сформулировать ряд рекомендаций для экономической политики, представленных в ниже.

Рекомендации для экономической политики

Проведенное исследование позволяет сформулировать ряд рекомендаций для бюджетной и денежно-кредитной политики.

1. Учет неоднородности регионов при анализе инфляционных рисков

Полученные результаты свидетельствуют о том, что влияние бюджетного импульса на инфляцию не является универсальным, а концентрируется в регионах с хронически высоким структурным дефицитом (кластеры 1 и 3). Для этих субъектов характерны высокая дотационность (уровни 3 и 4 по предложенной классификации – см. прил. 2, табл. 1), ограниченная налоговая база и повышенная доля социальных расходов в структуре бюджета (прил. 3, табл. 1). В то же время анализ весов регионов в формировании общестрановой инфляции (прил. 4) показывает, что вклад регионов кластеров 1 и 3 в суммарный индекс потребительских цен России является минимальным: их совокупный вес составляет около 6% от общероссийского индекса (4,2% для кластера 1 и 1,8% для кластера 3 по состоянию на 2025 г.). Напротив, регионы кластера 2, включая крупнейшие экономические центры (г. Москва, г. Санкт-Петербург, Московская область, Краснодарский край, Республика Татарстан и др.), формируют около 94% потребительской корзины страны.

Из этого следует важный вывод для денежно-кредитной политики: даже значительное инфляционное давление в регионах с высокой бюджетной уязвимостью не оказывает существенного влияния на общестрановую динамику цен, поскольку их доля в потребительских расходах мала. Однако игнорирование этих регионов может быть ошибочным с социальной точки зрения, так как именно в них проживает значительная часть населения с низкими доходами, для которой рост цен наиболее чувствителен. Банку России при анализе инфляционных рисков целесообразно отслеживать дифференциацию инфляции, особенно в регионах с высокой долей социальных расходов и низкой бюджетной обеспеченностью, где ценовые шоки могут иметь более выраженные социальные последствия.

²¹ Более широкий набор проверок устойчивости мог бы включать: использование альтернативного метода оценки (например, FE-2SLS с внешними инструментами); оценку моделей на годовых данных для снижения влияния краткосрочной волатильности; применение байесовских методов панельной эконометрики, более устойчивых к малым выборкам; использование пространственных эконометрических моделей для учета межрегиональных перетоков инфляции. Реализация этих подходов представляет собой перспективное направление будущих исследований.

2. Структурная перестройка бюджетных расходов в регионах с высокой бюджетной уязвимостью

В регионах кластеров 1 и 3 наблюдается системная проблема: высокий структурный дефицит сочетается с повышенной долей социальных расходов (в отдельных случаях – до 58% бюджета) и низкой долей капитальных вложений. Такая структура расходов консервирует зависимость от федеральных трансфертов и ограничивает потенциал экономического роста. Региональным властям в этих субъектах рекомендуется пересмотреть приоритеты бюджетной политики в сторону увеличения инвестиционной составляющей, даже ценой временного сокращения текущих расходов. Федеральному центру при распределении дотаций на выравнивание бюджетной обеспеченности целесообразно стимулировать регионы к повышению доли капитальных затрат, например, через механизмы условных трансфертов.

3. Мониторинг бюджетного импульса как индикатора региональной политики

Предложенная в работе методика оценки бюджетного импульса ($bi_{i,t} = \bar{d}_i^* - d_{i,t}$) может быть использована региональными и федеральными органами власти для оперативной оценки направленности бюджетной политики в субъектах РФ. Положительное значение импульса свидетельствует о стимулирующем характере политики относительно долгосрочной бюджетной нормы региона, что может служить сигналом о потенциальном локальном инфляционном давлении. Внедрение такого индикатора в систему мониторинга позволит своевременно выявлять регионы, где бюджетная политика создает повышенные риски для ценовой стабильности.

Ограничения исследования

Представленная работа имеет ряд ограничений, которые необходимо учитывать при интерпретации полученных результатов и которые задают направления для будущих исследований.

1. Упрощенная процедура оценки бюджетного импульса

Главным методологическим ограничением является отказ от полноценной циклической корректировки бюджетных показателей. Предложенный показатель bi основан на сравнении фактического дефицита с его медианным значением в нейтральный период 2017-2019 гг. и не позволяет полностью отделить дискреционные бюджетные меры от автоматических стабилизаторов. В периоды экономических шоков (пандемия 2020 г., санкционное давление 2022 г.) доходы региональных бюджетов могут сокращаться автоматически, увеличивая дефицит вне зависимости от действий властей, что в используемой методологии интерпретируется как стимулирование. Это ограничение признается, однако выбор упрощенного подхода был обусловлен отсутствием надежных квартальных данных по ВРП регионов и структурными сдвигами в российской экономике, делающими применение фильтрационных методов нестабильным.

2. Игнорирование пространственных эффектов

Модели предполагают, что инфляция в регионе определяется только его собственными характеристиками и общероссийскими макрофакторами. Однако в условиях высокой межрегиональной интеграции и мобильности товаров инфляционные процессы могут распространяться между регионами (пространственная автокорреляция). Рост цен в одном регионе вследствие бюджетного стимулирования может «перетекать» в соседние регионы через торговые связи, занижая оценку эффекта для региона-инициатора и завышая для регионов-реципиентов. Включение пространственных лагов зависимой переменной (SAR, SEM модели) могло бы уточнить результаты, однако выходит за рамки настоящего исследования.

3. Отсутствие учета федерального бюджета

В работе анализируются только консолидированные бюджеты регионов, тогда как значительная часть бюджетных расходов на территории регионов осуществляется напрямую из

федерального бюджета (финансирование силовых структур, оборонно-промышленного комплекса, крупных инфраструктурных проектов). Исключение этих потоков может приводить к недооценке совокупного бюджетного импульса в регионе. Как отмечено во введении, использование данных федерального бюджета в региональном разрезе в последние годы затруднено из-за закрытия значительной части информации, что делает данное ограничение неустранимым в текущих условиях.

4. Технические ограничения при оценке подвыборок

Для регионов кластеров 1 и 3 оценка моделей с двунаправленными эффектами оказалась невозможной из-за вырожденности инструментальной матрицы, что объясняется высокой инерционностью бюджетных показателей и недостаточной вариацией переменных в этих группах. Как следствие, прямое подтверждение гипотезы H1 для этих групп не может быть получено с той же степенью строгости, что и для всей выборки. Для кластера 3 количество регионов (4 субъекта) не позволяет применять панельные методы с временными эффектами в принципе. Данное ограничение носит объективный характер и может быть преодолено лишь при накоплении большего количества наблюдений или переходе на годовую периодичность.

5. Кризисный характер оцениваемого периода

Оцениваемый период (2020-2025 гг.) включает множество кризисных эпизодов: пандемию COVID-19, постпандемийное восстановление, санкционное давление 2022 г., структурную трансформацию экономики. Высокая волатильность данных и наличие структурных сдвигов снижают надежность эконометрических оценок и затрудняют отделение краткосрочных конъюнктурных эффектов от долгосрочных закономерностей. Полученные результаты могут не быть репрезентативными для «спокойных» периодов с низкой волатильностью, что подтверждается различиями в результатах для 2017-2019 гг. (нейтральная политика) и 2020-2025 гг. (значимый эффект).

6. Заключение

Мониторинг влияния бюджетной политики на инфляционные процессы на региональном уровне является важной задачей для регуляторных органов. Учет неоднородности влияния бюджетного импульса мог бы позволить более точно прогнозировать региональную инфляцию и выстраивать сбалансированную бюджетную политику на субфедеральном уровне, учитывающую структурные особенности каждого региона. Понимание того, как бюджетная политика на уровне субъектов страны транслируется в ценовые изменения, приобретает особую значимость в современных российских условиях, где роль бюджетного стимулирования в последние годы существенно возросла.

С точки зрения макроэкономической теории, влияние стимулирующей бюджетной политики на инфляцию носит однозначный характер. Согласно классической модели AD-AS, рост государственных расходов сдвигает кривую совокупного спроса вправо-вверх, что при прочих равных условиях приводит к ускорению инфляции. Новая кейнсианская кривая Филипса (НКПС) дополняет этот механизм, показывая, что увеличение разрыва выпуска, вызванное бюджетным стимулированием, транслируется в рост цен через предельные издержки. Ключевым звеном этой трансмиссии выступает мультипликатор государственных расходов, величина которого варьируется в зависимости от структурных характеристик экономики. Бюджетная теория уровня цен (FTPL) предлагает альтернативный канал, акцентируя роль бюджетной устойчивости и ожиданий будущей бюджетной политики.

Эмпирические исследования демонстрируют противоречивые результаты: ранние работы не находили устойчивой связи между бюджетным дефицитом и инфляцией, тогда как современные исследования, особенно на данных постпандемийного периода, чаще подтверждают проинфляционный эффект стимулирующей бюджетной политики, подчеркивая его неоднородность. В российской литературе подобные исследования на региональном уровне представлены фрагментарно, а существующие методологии оценки бюджетного импульса трудно применимы на актуальном периоде из-за ограниченности данных и структурных сдвигов в экономике.

В настоящем исследовании была предложена альтернативная, более простая и прозрачная методика оценки регионального бюджетного импульса, основанная на сравнении фактического дефицита консолидированного бюджета региона по собственным средствам с его нейтральным уровнем, рассчитанным как медианное значение за период макроэкономической стабильности 2017-2019 гг. Анализ проведен на панельных данных по 85 регионам России за период I кв. 2020 – III кв. 2025 гг. с использованием динамических панельных моделей, оцененных методом System GMM Ареллано – Бонда.

Полученные результаты позволяют сделать ряд обоснованных выводов. Прежде всего, подтвердилась гипотеза о неоднородном влиянии бюджетного импульса в зависимости от бюджетной позиции региона. В спецификации с двунаправленными эффектами коэффициент при лагированном бюджетном импульсе положителен и статистически значим ($\beta_3 = 0,0001$, $p < 0,01$), что свидетельствует о наличии положительного влияния усредненно по всем регионам. При этом важно учитывать, что модель оценивается в трансформации «log difference», поэтому коэффициент отражает связь между приростами переменных. Однако интерпретация величины коэффициента требует учета реальной волатильности данных. Анализ абсолютных изменений показывает, что типичное (медианное) изменение бюджетного импульса составляет 17,0 п.п., а в 25% кварталов оно превышает 34,4 п.п. (прил. 5). Умножение коэффициента на эти величины дает измеримый эффект на инфляционный дифференциал: 0,0017 п.п. при медианном изменении и 0,0034 п.п. при изменении в 75-м перцентиле. Таким образом, высокая волатильность бюджетного импульса компенсирует малую величину коэффициента, обеспечивая содержательный вклад бюджетной политики в региональную инфляционную динамику.

Для подтверждения надежности выводов была проведена дополнительная оценка моделей с использованием альтернативного способа расчета нейтрального уровня дефицита – среднего арифметического значения за 2017-2019 гг. вместо медианного. Результаты,

представленные в прил. 4, демонстрируют, что все качественные выводы сохраняются: коэффициент при лагированном бюджетном импульсе в модели (3) остается положительным и статистически значимым. Это свидетельствует о некоторой робастности выявленной закономерности и позволяет интерпретировать полученные результаты как достаточно устойчивую эмпирическую связь.

При разделении выборки по бюджетной позиции, полученной через результаты кластерного анализа структурного дефицита, обнаруживается, что усредненный эффект концентрируется в регионах с повышенной и крайне высокой бюджетной уязвимостью (кластеры 1 и 3), тогда как для регионов с нейтральной бюджетной позицией (кластер 2) влияние отсутствует. Сам факт невозможности оценить корректно специфицированные модели с временными эффектами для кластеров 1 и 3 из-за вырожденности инструментальной матрицы указывает на высокую инерционность бюджетных показателей в этих регионах и структурный характер их бюджетной политики.

Дополнительно установлена роль структуры бюджетных расходов. В спецификации с индивидуальными эффектами коэффициент взаимодействия бюджетного импульса и дамми-переменной высокой доли социальных расходов положителен и значим, что указывает на более сильный инфляционный отклик в социально ориентированных регионах. Однако в наиболее строгой спецификации с двунаправленными эффектами значимость взаимодействия исчезает, а прямой эффект сохраняет значимость. Это позволяет заключить, что структура расходов играет роль, но ее влияние вторично по отношению к общим макроэкономическим условиям и уступает фактору бюджетной позиции.

Важным результатом, подтверждающим корректность методологических предпосылок, стала оценка нейтральности региональной бюджетной политики в период 2017-2019 гг. Изменения фактического дефицита региональных бюджетов в тот период не оказывали статистически значимого влияния на различия в инфляции между регионами, что обосновывает использование отклонений от нейтрального уровня в качестве меры бюджетного стимулирования в последующие годы.

С практической точки зрения значимым выводом является установление минимального вклада регионов с высокой бюджетной уязвимостью в общестрановую инфляцию. Анализ весов регионов в потребительской корзине страны показывает, что совокупный вклад кластеров 1 и 3 в общероссийскую инфляцию составляет около 6%, тогда как регионы кластера 2 формируют более 94% потребительских расходов. Следовательно, даже значительное локальное инфляционное давление в проблемных регионах не оказывает существенного влияния на общестрановую динамику цен, что имеет важные последствия для денежно-кредитной политики: Банку России при принятии решений по ключевой ставке целесообразно ориентироваться преимущественно на динамику цен в регионах-донорах и крупнейших экономических центрах, тогда как социальная политика в отношении регионов с высокой бюджетной уязвимостью требует отдельного внимания.

Вместе с тем проведенное исследование имеет ряд ограничений, которые следует учитывать при интерпретации результатов. К ним относятся упрощенная процедура оценки бюджетного импульса, не позволяющая полностью отделить дискреционные меры от автоматических стабилизаторов; игнорирование пространственных эффектов межрегионального перетока инфляции; отсутствие учета федеральной составляющей бюджетных расходов; технические ограничения, не позволяющие оценить модели с временными эффектами для подвыборок с малой вариацией переменных; а также кризисный характер оцениваемого периода (2020-2025 гг.), что может ограничивать репрезентативность результатов для стабильных периодов.

Перспективные направления будущих исследований включают разработку методики циклической корректировки региональных бюджетов с использованием доступных прокси-переменных экономической активности, применение пространственных эконометрических моделей для учета межрегиональных взаимодействий, оценку совокупного бюджетного импульса с включением федеральной составляющей по мере открытия данных, переход на

годовую периодичность для анализа долгосрочных эффектов в регионах с высокой бюджетной уязвимостью, а также использование байесовских методов панельной эконометрики, более устойчивых к малым выборкам.

В целом, полученные результаты свидетельствуют о том, что бюджетный импульс оказывает положительное влияние на инфляцию, однако этот эффект не является универсальным. Он концентрируется в регионах с хронически высоким структурным дефицитом и повышенной долей социальных расходов, тогда как в экономически развитых субъектах с нейтральной бюджетной позицией влияние отсутствует. Понимание этой неоднородности позволяет более точно прогнозировать региональную инфляцию и выстраивать сбалансированную бюджетную политику на субфедеральном уровне, учитывающую структурные особенности каждого региона.

Литература

Васильева, Е.А., Власов, С.А., Пономаренко, А.А., 2009. Анализ стабилизационной функции и устойчивости государственных финансов Российской Федерации. Экономический журнал Высшей школы экономики, 13(3), pp.383-402.

Вотинов, А.И., Елкина, М.А., 2018. Фискальное стимулирование российской экономики: оценка в рамках простой DSGE-модели с фискальным блоком. Финансовый журнал, (5 (45)), pp.83-96.

Гильмундинов, В.М., Денисов, А.О., 2012. Влияние немонетарных факторов на инфляцию в России. Всероссийский экономический журнал ЭКО, (1 (451)), pp.116-129.

Дерюгина, Е., Карлова, Н., Пономаренко, А., Цветкова, А., 2018. Отраслевые и региональные факторы инфляции в России. Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях, (36), pp.1-33.

Жемков, М.И., 2019. Региональные эффекты таргетирования инфляции в России: факторы неоднородности и структурные уровни инфляции. Вопросы экономики, (9), pp.70-89.

Жураковский, В., Новопашина, А., Тарантаев, А., 2021. Региональная разнородность эффекта переноса валютного курса на инфляцию. Серия докладов об экономических исследованиях Банка России, pp.18-23.

Кирилюк, А.А., Осипова, О.И., 2019. ВЛИЯНИЕ МЕЖДУНАРОДНЫХ САНКЦИЙ НА ИНФЛЯЦИЮ В РОССИИ В 2014-2018 ГГ. In Актуальные вопросы экономики и управления на современном этапе развития общества (pp. 200-204).

Кривова, В.С., 2024. Влияние геополитической ситуации на денежно-кредитную политику РФ. Экономика и бизнес: теория и практика, (6-1 (112)), pp.176-180.

Маркина, В.С., 2024. Санкции как немонетарный фактор инфляции при проведении денежно-кредитной политики. Экономика и управление, 30(4), pp.501-510.

Матевосова, А.М., 2024. Высокочастотное моделирование влияния санкций на инфляционные ожидания российского населения. Вестник Института экономики Российской академии наук, (4), pp.139-158.

Мясников, А., Тарасов, В., Аверьянова, А., Ткаченко, М., 2023. Оценка бюджетного импульса и его неоднородное влияние на инфляционные процессы в регионах России. Серия докладов БР об экономических исследованиях, (118), p.36.

Пономарева, Е., Магомедов, Р., 2017. Влияние продуктовых санкций на цены в России в 2014–2016 гг. Экономическое развитие России, 24(3), pp.26-34.

Таштамиров, М.Р., Вахаев, И.С., Вахаева, Х.С., 2015. Влияние санкций на инфляционные процессы в России. In Современные проблемы гуманитарных и естественных наук (pp. 188-193).

Тюкавкин, Н.М., Морозова, С.А., Носова, М.К., 2023. Экономико-математическое моделирование зависимости показателей инфляции от динамики государственных расходов в России. Вестник Самарского университета. Экономика и управление, 14(4), pp.202-212.

Ощепков, И.А., Ишмурзина, В.В., Габов, М.А., 2024. Однородность потребительской корзины и динамики инфляции в разрезе регионов. Вестник Пермского университета. Серия: Экономика, 19(2), pp.186-205.

Платонов, К.Е., 2012. Структурный баланс бюджета и индикаторы фискальной политики. Препр. НИУ ВШЭ. In XIII Международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества, Кн (Vol. 1, pp. 157-169).

Полбин, А.В., 2024. Анализ фискальных мультипликаторов для российской экономики на основе DSGE-модели с предпочтениями Яймовича и Ребело. Экономическая политика, 19(6), pp.82-119.

Семитуркин, О.Н., Шевелев, А.А., Квактун, М.И., 2021. Анализ факторов гетерогенности и оценка структурных уровней инфляции в регионах России. Вопросы экономики, (9), pp.51-68.

Соколов, И.А., Матвеев, Е.О., Казакова, Ю.Е., 2025. Оценка влияния бюджетной политики на динамику развития субъектов Российской Федерации. Экономическая политика, 20(6), pp.6-35.

Шульгин, А.Г., Ларин, А.В., 2011. Эконометрическое тестирование новой кейнсианской кривой Филлипса в России. Новый университет. Серия «Экономика и право», (9 (9)), pp.42-50.

Alesina, A. and Perotti, R., 1995. Fiscal expansions and adjustments in OECD countries. *Economic policy*, 10(21), pp. 205–248.

Ascari, G., Bonam, D., Mori, L., and Smadu, A., 2024. Fiscal policy and inflation in the euro area. *De Nederlandsche Bank NV*.

Bassetto, M., 2002. A game-theoretic view of the fiscal theory of the price level. *Econometrica*, 70(6), pp. 2167–2195.

Bhat, J.A. and Sharma, N.K., 2020. Identifying fiscal inflation in India: some recent evidence from an asymmetric approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 25(50), pp. 363–393.

Blanchard, O.J., 1990. Suggestions for a new set of fiscal indicators (No. 79). OECD Publishing.

Brown, E.C., 1956. Fiscal policy in the 1930s: A reappraisal. *The American Economic Review*, 46(5), pp. 857–879.

Catao, L.A. and Terrones, M.E., 2005. Fiscal deficits and inflation. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), pp. 529–554.

Checherita-Westphal, C.D., Leiner-Killinger, N., and Schildmann, T., 2023. Euro area inflation differentials: the role of fiscal policies revisited.

Click, R.W., 1998. Seigniorage in a cross-section of countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, pp.154–171.

Cochrane, J.H., 2001. Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. *Econometrica*, 69(1), pp. 69–116.

De Leeuw, F. and Holloway, T.M., 1982. The high-employment budget: revised estimates and automatic inflation effects. *Survey of Current Business*, 62(4), pp. 21–33.

Dernburg, T.F., 1975. Fiscal Analysis in the Federal Republic of Germany: The Cyclically Neutral Budget. *Staff Papers-International Monetary Fund*, pp. 825–857.

Dikeogu, C.C., 2018. Public spending and inflation in Nigeria. *International Journal of Advanced Academic Research. Social and Management Sciences*, 4(12), pp.52-66.

Dornbusch, R., Sturzenegger, F., Wolf, H., Fischer, S., and Barro, R.J., 1990. Extreme inflation: dynamics and stabilization. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(2), pp. 1–84.

Fedelino, A., Ivanova, A., and Horton, M.A., 2009. Computing cyclically-adjusted balances and automatic stabilizers (No. 2009/05). Washington: International Monetary Fund.

Fischer, S., Sahay, R., and Végh, C.A., 2002. Modern hyper- and high inflations. *Journal of Economic Literature*, 40(3), pp. 837–880.

Hooley, J.H., Nguyen, L., Saito, M. and Towfighian, S.N., 2024. Fiscal dominance and inflation: evidence from Sub-Saharan Africa. *Public Sector Economics*, 48(3), pp.363-391.

Joy, J.N., Okafor, M.C. and Abaa, E.O., 2021. Impact of Public Capital Expenditure on Inflation Rate in Nigeria. *Journal La Bisecoman*, 2(4), pp.30-39.

King, R.G. and Plosser, C.I., January 1985. Money, deficits, and inflation. In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Vol. 22, pp. 147–195). North-Holland.

Leeper, E.M., 1991. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), pp. 129–147.

Mansur, A.S., Haas, R.D., and Heller, P.S., 1986. A review of the fiscal impulse measure. *International Monetary Fund*.

Montiel, P.J., 1989. Empirical analysis of high-inflation episodes in Argentina, Brazil, and Israel. *Staff Papers*, 36(3), pp. 527–549.

Mori, L., 2025. Fiscal shocks and the surge of inflation. Department of Economics and Management, Marco Fanno Working Papers, University of Padova.

Nguyen, V.B., 2015. Effects of fiscal deficit and money M2 supply on inflation: Evidence from selected economies of Asia. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(38), pp.49-53.

Pekarski, S., 2011. Budget deficits and inflation feedback. *Structural Change and Economic Dynamics*, 22(1), pp. 1–11.

Pekşen, F., Kaya, M.G., and Yıldız, Y., 2022. Evaluation of Fiscal Policy Practices in Turkey from the Perspective of Fiscal Impulse Analysis. *Adiyaman University Journal of the Institute of Social Sciences*, (42), pp. 374–406.

Philip, R. and Janssen, J., 2002. Indicators of fiscal impulse for New Zealand (No. 02/30). *New Zealand Treasury Working Paper*.

Steinley, D., 2004. Properties of the Hubert-Arable Adjusted Rand Index. *Psychological Methods*, 9(3), p. 386.

Woodford, M., December 1995. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 43, pp. 1–46). North-Holland.

Список использованных источников

- 1) Федеральная служба государственной статистики. Национальные счета [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://rosstat.gov.ru/statistics/accounts> (дата обращения: июл.2026).
- 2) Министерство финансов Российской Федерации. Федеральный бюджет [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://minfin.gov.ru/ru/statistics/fedbud/> (дата обращения: июл.2026).
- 3) Федеральная служба государственной статистики. Цены, инфляция [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://rosstat.gov.ru/statistics/price> (дата обращения: июл.2026).
- 4) Центральный банк Российской Федерации. Территориальные учреждения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://cbr.ru/about_br/tubr/ (дата обращения: июл.2026).
- 5) Федеральное казначейство. Консолидированные бюджеты субъектов Российской Федерации и бюджетов территориальных государственных внебюджетных фондов [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://roskazna.gov.ru/ispolnenie-byudzhetrov/konsolidirovannye-byudzhety-subektov-rossijskoj-federacii> (дата обращения: июл.2026).
- 6) Федеральная служба государственной статистики. Розничная торговля и общественное питание [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://rosstat.gov.ru/statistics/roznichnayatorgovlya> (дата обращения: июл.2026).
- 7) Центральный банк Российской Федерации. RUONIA (Ruble Overnight Index Average) [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://cbr.ru/hd_base/ruonia/ (дата обращения: июл.2026).
- 8) Центральный банк Российской Федерации. База данных по курсам валют [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://cbr.ru/currency_base/ (дата обращения: июл.2026).

Приложения

Приложение 1

Оценка нейтрального уровня дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам в регионах Российской Федерации

Регион	Нейтральный уровень, %
Алтайский край	-56,34
Амурская область	-22,67
Архангельская область	-27,57
Астраханская область	-18,02
Белгородская область	-21,28
Брянская область	-74,66
Владимирская область	-27,12
Волгоградская область	-32,22
Вологодская область	-3,91
Воронежская область	-22,20
г. Москва	4,21
г. Санкт-Петербург	-13,08
г. Севастополь	-90,12
Еврейская автономная область	-70,15
Забайкальский край	-60,10
Ивановская область	-58,23
Иркутская область	-13,49
Кабардино-Балкарская Республика	-121,31
Калининградская область	-141,02
Калужская область	-14,67
Камчатский край	-154,66
Карачаево-Черкесская Республика	-220,92
Кемеровская область - Кузбасс	-0,79
Кировская область	-45,70
Костромская область	-42,03
Краснодарский край	-9,19
Красноярский край	-17,11
Курганская область	-83,67
Курская область	-33,33
Ленинградская область	-9,11
Липецкая область	-24,32
Магаданская область	-67,81
Московская область	-11,20
Мурманская область	-16,07
Ненецкий автономный округ	-10,50
Нижегородская область	-15,69
Новгородская область	-33,68
Новосибирская область	-12,40
Омская область	-31,77
Оренбургская область	-21,43
Орловская область	-60,12
Пензенская область	-47,94
Пермский край	-8,54
Приморский край	-19,60

Псковская область	-66,48
Республика Адыгея	-65,31
Республика Алтай	-227,35
Республика Башкортостан	-18,53
Республика Бурятия	-93,57
Республика Дагестан	-193,82
Республика Ингушетия	-421,29
Республика Калмыкия	-105,67
Республика Карелия	-53,41
Республика Коми	-6,86
Республика Крым	-205,61
Республика Марий Эл	-58,47
Республика Мордовия	-71,45
Республика Саха (Якутия)	-52,74
Республика Северная Осетия – Алания	-105,66
Республика Татарстан	-0,97
Республика Тыва	-251,70
Республика Хакасия	-39,09
Российская Федерация	-18,28
Ростовская область	-22,48
Рязанская область	-24,84
Самарская область	-9,98
Саратовская область	-30,61
Сахалинская область	-7,07
Свердловская область	-7,96
Смоленская область	-24,03
Ставропольский край	-43,65
Тамбовская область	-58,09
Тверская область	-16,26
Томская область	-31,05
Тульская область	-21,38
Тюменская область	6,65
Удмуртская Республика	-27,69
Ульяновская область	-24,42
Хабаровский край	-35,40
Ханты-Мансийский автономный округ – Югра	-7,27
Челябинская область	-12,74
Чеченская Республика	-467,92
Чувашская Республика – Чувашия	-51,05
Чукотский автономный округ	-152,93
Ямало-Ненецкий автономный округ	4,45
Ярославская область	-17,81

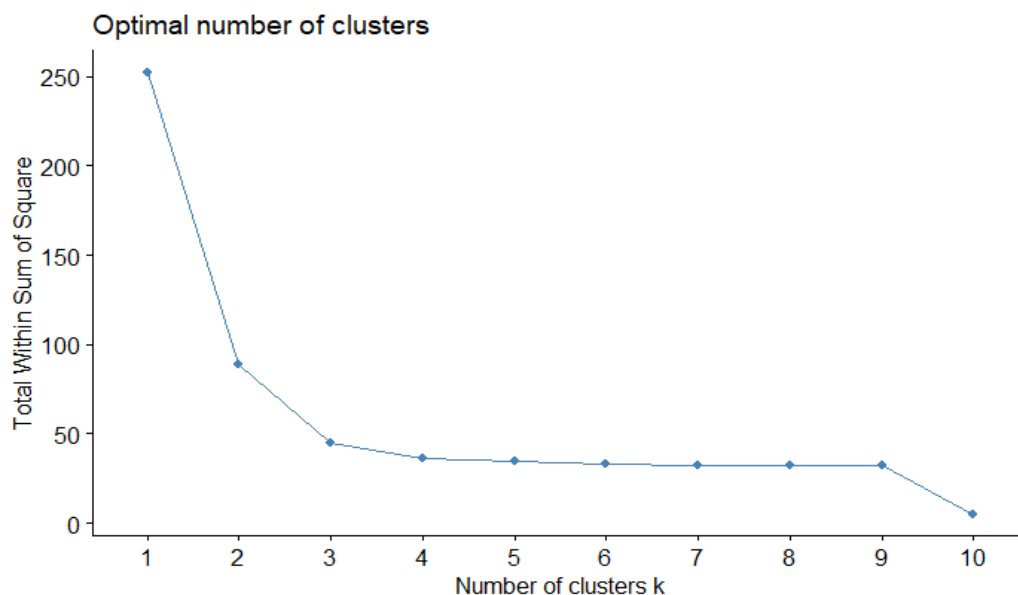
Результаты кластерного анализа²²

Рисунок 1. Определение оптимального числа кластеров

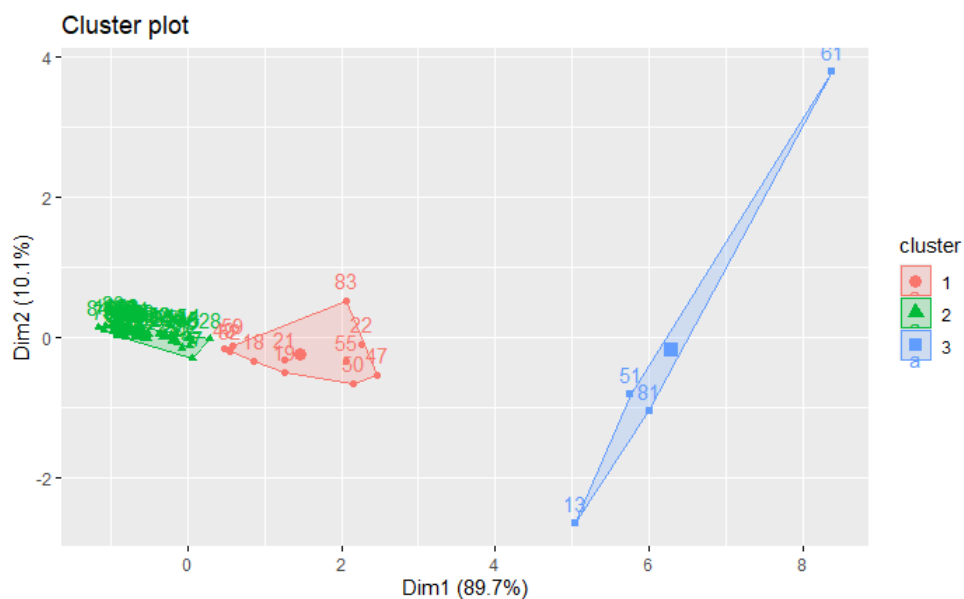


Рисунок 2. Визуализация распределения регионов по кластерам по результатам алгоритма k-средних

²² Для проверки устойчивости полученных результатов кластеризации была проведена дополнительная оценка стабильности разбиения регионов на кластеры относительно временной структуры исходных данных. В частности, была выполнена серия альтернативных кластеризаций с использованием различных подмножеств показателей дефицита региональных бюджетов за 2017-2019 годы. Полученные варианты разбиения были сопоставлены между собой с использованием индекса скорректированного согласия Рэнда (Adjusted Rand Index, ARI). Данный показатель используется для количественной оценки степени совпадения двух кластерных разбиений и принимает значения в диапазоне от -1 до 1 ед. (Steinley, 2004). Значение, близкое к единице, свидетельствует о практически полном совпадении кластерных структур. Расчеты показали, что значение Adjusted Rand Index составило 1 ед., что указывает на полное совпадение полученных разбиений регионов на кластеры при различных спецификациях исходных данных. Это свидетельствует о высокой устойчивости результатов кластерного анализа и подтверждает, что выявленная кластерная структура не зависит от незначительных изменений набора используемых временных наблюдений. Таким образом, полученная типология регионов по уровню бюджетного дефицита характеризуется высокой стабильностью и может рассматриваться как статистически обоснованная.

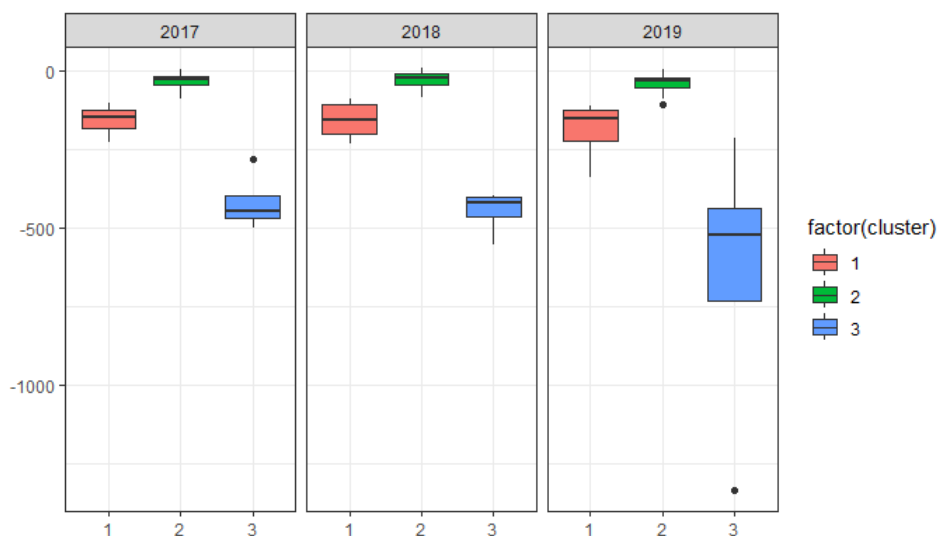


Рисунок 3. Бокс-плоты распределения групп регионов по фактическим оценкам дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам по результатам алгоритма k-средних

Таблица 1

Регион	Кластер	Уровень дотационности ²³			
		2024	2023	2022	мода
Кабардино-Балкарская Республика	Кластер 1	3	3	3	3
Калининградская область		2	2	2	2
Камчатский край		3	4	4	4
Карачаево-Черкесская Республика		3	3	3	3
Республика Алтай		3	3	4	3
Республика Бурятия		3	3	3	3
Республика Дагестан		4	4	4	4
Республика Калмыкия		3	3	3	3
Республика Крым		3	3	3	3
Республика Северная Осетия – Алания		3	3	3	3
Чукотский автономный округ		3	3	3	3
Алтайский край	Кластер 2	3	3	3	3
Амурская область		2	2	2	2
Архангельская область		3	3	3	3
Астраханская область		2	2	3	2
Белгородская область		1	1	1	1
Брянская область		3	3	3	3
Владимирская область		2	3	3	3
Волгоградская область		2	3	3	3
Вологодская область		1	1	1	1
Воронежская область		2	2	2	2
г. Москва		1	1	1	1
г. Санкт-Петербург		1	1	1	1

²³ Уровень 1 – субъекты Российской Федерации, не являющиеся получателями дотаций на выравнивание бюджетной обеспеченности; уровень 2 – субъекты Российской Федерации, в бюджетах которых доля дотаций из федерального бюджета в течение двух из трех последних отчетных финансовых лет не превышала 10 % объема собственных доходов консолидированного бюджета субъекта РФ; уровень 3 – субъекты Российской Федерации, в бюджетах которых доля дотаций из федерального бюджета в течение двух из трех последних отчетных финансовых лет была в промежутке от 10 до 40 % объема собственных доходов консолидированного бюджета субъекта Российской Федерации; уровень 4 – Российской Федерации, в бюджетах которых доля дотаций из федерального бюджета в течение двух из трех последних отчетных финансовых лет превышала 40 % объема собственных доходов консолидированного бюджета субъекта РФ. Источник: Уровень дотационности субъектов РФ // URL: <https://budget.gov.ru/регионы/уровень-дотационности-субъектов-рф> (дата обращения июл.2026).

Еврейская автономная область		3	3	3	3
Забайкальский край		3	3	3	3
Ивановская область		3	3	3	3
Иркутская область		1	1	1	1
Калужская область		1	1	1	1
Кемеровская область – Кузбасс		2	2	2	2
Кировская область		3	3	3	3
Костромская область		3	3	3	3
Краснодарский край		2	2	2	2
Красноярский край		1	1	1	1
Курганская область		3	3	3	3
Курская область		2	2	2	2
Ленинградская область		1	1	1	1
Липецкая область		1	1	1	1
Магаданская область		3	3	3	3
Московская область		1	1	1	1
Мурманская область		1	1	1	1
Ненецкий автономный округ		2	1	1	1
Нижегородская область		1	1	1	1
Новгородская область		2	2	2	2
Новосибирская область		2	2	2	2
Омская область		2	3	3	3
Оренбургская область		2	2	2	2
Орловская область		3	3	3	3
Пензенская область		3	3	3	3
Пермский край		2	2	1	2
Приморский край		2	2	3	2
Псковская область		3	3	3	3
Республика Адыгея		3	3	3	3
Республика Башкортостан		2	2	2	2
Республика Карелия		3	3	3	3
Республика Коми		2	2	2	2
Республика Марий Эл		3	3	3	3
Республика Мордовия		3	3	3	3
Республика Саха (Якутия)		3	3	3	3
Республика Татарстан		1	1	1	1
Республика Хакасия		3	3	3	3
Ростовская область		2	2	2	2
Рязанская область		2	2	2	2
Самарская область		1	1	1	1
Саратовская область		3	3	3	3
Сахалинская область		1	1	1	1
Свердловская область		1	1	1	1
Смоленская область		2	2	2	2
Ставропольский край		3	3	3	3
Тамбовская область		3	3	3	3
Тверская область		2	2	2	2
Томская область		2	2	2	2
Тульская область		1	1	1	1
Тюменская область		1	1	1	1
Удмуртская Республика		3	3	3	3
Ульяновская область		2	2	2	2
Хабаровский край		2	2	2	2
Ханты-Мансийский автономный округ – Югра		1	1	1	1
Челябинская область		1	1	2	1
Чувашская Республика – Чувашия		3	3	3	3
Ямало-Ненецкий автономный округ		1	1	1	1
Ярославская область		1	1	1	1
г. Севастополь		3	3	3	3
Республика Ингушетия	Кластер 3	4	4	4	4

Республика Тыва		4	4	4	4
Чеченская Республика		4	4	4	4



Рисунок 4. Распределение групп кластеров по уровню дотационности

Приложение 3

Таблица 1

Регион	Период: 1кв2020-3кв2025							
	Госзакупки, %	Оплата труда г-с, %	Капзатраты, %	Соцвыплаты, %	Трансферты, %	Субсидии, %	Ассигнования, %	Соцрасходы, %
Алтайский край	18,5	9,5	6,4	24,9	0,6	35,0	5,0	35,0
Амурская область	13,9	9,5	10,5	17,8	1,2	36,2	10,3	28,4
Архангельская область	12,4	7,9	8,0	18,4	0,8	41,4	9,6	27,1
Астраханская область	17,5	14,9	6,1	25,0	2,0	30,4	3,9	41,9
Белгородская область	20,6	8,6	6,4	15,6	0,8	41,9	5,3	25,0
Брянская область	14,7	6,9	7,3	21,9	0,9	37,5	10,5	29,7
Владимирская область	9,4	10,4	8,7	21,5	0,8	45,3	3,7	32,8
Волгоградская область	14,3	14,7	7,4	21,5	1,3	33,4	6,5	37,5
Вологодская область	18,1	7,4	9,1	21,6	1,3	37,9	4,6	30,4
Воронежская область	18,9	16,7	10,2	17,8	1,0	29,2	6,1	35,5
г. Москва	7,0	3,3	14,2	13,5	2,9	45,5	13,5	19,6
г. Санкт-Петербург	10,8	5,9	12,4	16,4	3,5	39,8	10,7	25,9
г. Севастополь	11,8	5,8	25,1	15,2	0,5	33,7	7,9	21,5
Еврейская автономная область	13,2	16,8	6,3	22,0	0,9	31,0	8,7	39,7
Забайкальский край	14,1	9,3	6,5	22,2	1,0	39,6	6,7	32,4
Ивановская область	20,6	11,9	5,3	21,4	1,2	34,8	4,5	34,5
Иркутская область	14,9	18,6	7,8	21,2	1,7	30,5	5,0	41,4
Кабардино-Балкарская Республика	19,7	26,9	7,5	29,3	1,9	9,0	5,4	58,1
Калининградская область	10,7	5,3	13,1	13,4	2,1	32,2	22,7	20,8
Калужская область	16,7	16,7	10,5	18,8	2,0	27,3	7,8	37,4
Камчатский край	10,6	9,7	8,7	10,4	0,3	32,6	27,4	20,4
Карачаево-Черкесская Республика	18,4	15,6	15,7	22,1	1,3	21,8	4,8	39,0
Кемеровская область	16,3	7,7	10,5	18,7	1,1	36,4	8,8	27,5
Кировская область	22,3	18,4	5,1	20,1	0,9	26,9	5,9	39,4
Костромская область	13,8	14,3	7,3	16,8	0,8	39,7	6,5	31,9
Краснодарский край	16,1	9,0	10,3	21,6	1,6	36,3	4,5	32,3
Красноярский край	12,6	11,2	6,6	19,4	1,6	39,8	7,9	32,2
Курганская область	20,9	18,1	4,6	22,0	0,5	27,9	5,2	40,6
Курская область	18,5	15,5	6,3	25,2	0,7	25,8	7,9	41,3
Ленинградская область	16,7	11,2	8,8	13,4	4,6	33,6	11,7	29,2
Липецкая область	16,2	6,5	9,9	17,1	1,3	42,1	6,6	24,9
Магаданская область	10,7	16,0	13,5	8,4	0,5	35,2	14,4	24,9
Московская область	15,0	7,7	11,3	15,0	2,9	39,9	7,3	25,6

Мурманская область	9,5	7,9	3,9	18,1	1,6	47,7	10,3	27,6
Ненецкий автономный округ	11,1	12,3	13,8	12,2	0,9	32,5	16,9	25,5
Нижегородская область	15,5	7,7	8,4	15,5	1,1	42,3	8,1	24,3
Новгородская область	18,7	7,8	7,7	18,7	1,2	37,7	7,8	27,7
Новосибирская область	15,3	14,4	9,3	19,3	1,6	31,2	7,8	35,2
Омская область	13,7	9,8	5,0	21,5	1,1	42,5	5,3	32,4
Оренбургская область	17,7	8,1	5,3	23,3	1,3	39,3	4,5	32,7
Орловская область	15,8	9,3	6,5	20,0	0,9	41,5	5,1	30,2
Пензенская область	15,9	8,4	8,4	18,2	0,8	43,6	3,7	27,4
Пермский край	15,0	7,5	12,2	18,1	3,4	38,8	4,8	29,1
Приморский край	14,4	10,1	7,3	20,6	1,1	34,5	11,9	31,8
Псковская область	12,7	8,2	8,7	20,3	0,3	42,5	6,3	28,9
Республика Адыгея	9,9	8,7	17,7	18,4	0,3	40,7	3,9	27,4
Республика Алтай	21,4	15,1	7,1	17,3	0,5	33,6	5,0	32,9
Республика Башкортостан	14,3	7,3	9,0	21,0	2,1	40,0	5,8	30,4
Республика Бурятия	9,3	7,3	10,6	22,0	0,9	44,3	5,2	30,2
Республика Дагестан	13,8	20,5	9,8	24,4	1,7	25,3	4,5	46,6
Республика Ингушетия	10,9	7,9	14,8	28,1	1,3	33,8	2,9	37,3
Республика Калмыкия	20,8	20,3	7,2	20,5	0,4	25,1	5,1	41,2
Республика Карелия	16,4	14,0	10,7	21,4	0,6	29,4	6,6	36,0
Республика Коми	9,4	8,8	5,0	18,6	1,8	45,1	10,5	29,1
Республика Крым	16,5	5,5	21,3	17,1	0,4	30,7	8,5	22,9
Республика Марий Эл	18,1	6,8	9,7	19,7	0,5	38,0	6,5	27,1
Республика Мордовия	20,6	7,9	11,1	16,6	0,9	35,1	5,9	25,4
Республика Саха (Якутия)	9,0	8,9	10,9	12,4	0,9	37,3	19,7	22,3
Республика Северная Осетия - Алания	15,7	7,1	13,4	22,4	1,2	36,0	4,1	30,7
Республика Татарстан	13,4	4,7	11,6	12,2	3,8	46,0	8,2	20,6
Республика Тыва	11,2	8,3	8,4	18,6	0,7	42,2	10,3	27,7
Республика Хакасия	10,6	11,2	6,8	21,1	0,9	43,3	4,3	33,3
Ростовская область	12,5	6,9	9,2	23,4	1,5	40,9	5,1	31,8
Рязанская область	18,3	9,2	7,1	17,3	0,7	40,8	6,2	27,2
Самарская область	15,4	7,0	13,0	18,6	2,1	36,6	6,6	27,7
Саратовская область	16,0	7,2	8,3	20,8	1,0	40,2	5,8	29,0
Сахалинская область	10,4	10,4	14,3	12,7	2,7	33,4	15,9	25,8
Свердловская область	12,6	8,9	10,0	19,1	1,5	42,7	4,4	29,5
Смоленская область	10,2	7,1	5,1	18,5	1,3	53,2	4,0	26,8
Ставропольский край	12,7	14,9	7,3	27,1	0,7	32,6	4,4	42,6
Тамбовская область	15,5	9,7	6,3	17,9	0,9	42,9	5,8	28,4
Тверская область	23,0	9,6	8,3	18,9	1,2	35,7	3,2	29,7

Томская область	14,3	9,8	5,6	20,7	1,1	40,7	6,1	31,5
Тульская область	15,1	12,4	7,3	19,5	1,1	39,7	4,2	33,1
Тюменская область	12,5	4,5	8,6	12,2	16,3	34,8	11,2	32,9
Удмуртская Республика	14,9	9,8	5,7	19,3	1,4	42,4	5,3	30,5
Ульяновская область	14,7	12,2	5,9	22,3	1,3	34,0	7,6	35,8
Хабаровский край	10,5	12,7	7,5	20,0	1,7	37,8	9,0	34,4
Ханты-Мансийский автономный округ - Югра	10,9	11,9	9,4	15,1	4,3	43,3	5,0	31,3
Челябинская область	17,0	10,6	7,3	21,3	1,9	36,8	4,8	33,8
Чеченская Республика	11,4	4,6	16,5	27,1	1,6	35,5	3,0	33,3
Чувашская Республика	16,9	5,0	7,9	21,0	0,9	43,6	4,6	26,8
Чукотский автономный округ	6,8	9,1	9,0	5,5	2,1	26,8	40,3	16,8
Ямало-Ненецкий автономный округ	15,6	11,7	10,3	9,9	3,3	38,1	11,0	24,9
Ярославская область	17,5	7,0	5,7	16,7	1,4	44,0	6,0	25,1

Приложение 4

Средний вес в индексе потребительских цен (ИПЦ)
в целом по стране в период с 2016 по 2025 г.

Регион	Вес в ИПЦ, %	Кластер
Кабардино-Балкарская Республика	0,37	Кластер 1
Калининградская область	0,59	
Камчатский край	0,34	
Карачаево-Черкесская Республика	0,21	
Республика Алтай	0,09	
Республика Бурятия	0,45	
Республика Дагестан	1,38	
Республика Калмыкия	0,12	
Республика Крым	0,89	
Республика Северная Осетия – Алания	0,32	
Чукотский автономный округ	0,04	
Алтайский край	1,09	Кластер 2
Амурская область	0,48	
Архангельская область	0,84	
Астраханская область	0,63	
Белгородская область	1,02	
Брянская область	0,60	
Владимирская область	0,77	
Волгоградская область	1,44	
Вологодская область	0,75	
Воронежская область	1,25	
г. Москва	15,89	
г. Санкт-Петербург	5,33	
Еврейская автономная область	0,10	
Забайкальский край	0,61	
Ивановская область	0,64	
Иркутская область	1,39	
Калужская область	0,70	
Кемеровская область – Кузбасс	1,39	
Кировская область	0,73	
Костромская область	0,36	
Краснодарский край	3,59	
Красноярский край	2,07	
Курганская область	0,42	
Курская область	0,63	
Ленинградская область	1,27	
Липецкая область	0,66	
Магаданская область	0,15	
Московская область	6,41	
Мурманская область	0,71	
Ненецкий автономный округ	0,04	
Нижегородская область	2,17	
Новгородская область	0,35	
Новосибирская область	1,57	
Омская область	1,03	
Оренбургская область	1,02	

Орловская область	0,40	
Пензенская область	0,66	
Пермский край	1,59	
Приморский край	1,50	
Псковская область	0,31	
Республика Адыгея	0,26	
Республика Башкортостан	2,57	
Республика Карелия	0,40	
Республика Коми	0,54	
Республика Марий Эл	0,30	
Республика Мордовия	0,35	
Республика Саха (Якутия)	0,83	
Республика Татарстан	2,56	
Республика Хакасия	0,29	
Ростовская область	2,57	
Рязанская область	0,53	
Самарская область	2,03	
Саратовская область	1,17	
Сахалинская область	0,46	
Свердловская область	2,92	
Смоленская область	0,46	
Ставропольский край	1,45	
Тамбовская область	0,45	
Тверская область	0,73	
Томская область	0,67	
Тульская область	0,87	
Тюменская область	0,91	
Удмуртская Республика	0,90	
Ульяновская область	0,63	
Хабаровский край	1,12	
Ханты-Мансийский автономный округ – Югра	1,58	
Челябинская область	2,07	
Чувашская Республика	0,49	
Ямало-Ненецкий автономный округ	0,57	
Ярославская область	0,73	
г. Севастополь	0,32	
Республика Ингушетия	0,17	Кластер 3
Республика Тыва	0,13	
Чеченская Республика	0,61	

Приложение 5

Таблица 1

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России²⁴

	Oneway effect		Twoway effects
	модель (1)	модель (2)	модель (3)
	Зависимые переменные		
	inf_t	$diff_inf_t$	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная			
bi_{t-1}	-0.00002 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0001*** (0.00003)
Контрольные переменные			
inf_{t-1}	0.109*** (0.024)		
$diff_inf_{t-1}$		0.154*** (0.034)	0.004 (0.036)
$cons_{t-1}$	0.013 (0.011)	0.002 (0.003)	0.004 (0.004)
$RUONIA_{t-3}$	-0.038*** (0.007)		
usd_{t-1}	0.023*** (0.001)		
$dummy_2022Q1$	8.280*** (0.306)		
Кол-во наблюдений	1955 (23 x 85)		
Примечание:	* p < 0,1 ** p < 0.05, *** p < 0.01		

Таблица 2

Результаты диагностических тестов моделей (1)-(3), оценки статистик

Тест	модель (1)	модель (2)	модель (3)
Тест Саргана	$\chi^2_{оцен.} = 71,70$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 10,11$ ед.*	$\chi^2_{оцен.} = 6,32$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{оцен.} = -5,00$ ед.***	$Z_{оцен.} = -2,85$ ед.***	$Z_{оцен.} = -3,56$ ед.***
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{оцен.} = 0,25$ ед.	$Z_{оцен.} = 1,02$ ед.	$Z_{оцен.} = 0,92$ ед.
Тест Вальда	$\chi^2_{оцен.} = 3703,74$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 21,37$ ед.***	(с) $\chi^2_{оцен.} = 14,95$ ед.*** (t) $\chi^2_{оцен.} = 341,23$ ед.***
Примечание:	* p < 0,1 ** p < 0.05, *** p < 0.01		

²⁴ В качестве нейтрального уровня для расчета бюджетного импульса рассматривается среднее значение фактического дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам регионов России.

Таблица 3

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России с нейтральным уровнем дефицита²⁵

	Oneway effect		Twoway effects
	модель (1_2)	модель (2_2)	модель (3_2)
	Зависимые переменные		
	inf_t	$diff_inf_t$	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная			
bi_{t-1}	-0.004** (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.0002 (0.001)
Контрольные переменные			
inf_{t-1}	0.110*** (0.027)		
$diff_inf_{t-1}$		0.081 (0.058)	-0.012 (0.035)
$cons_{t-1}$	0.026** (0.013)	0.009** (0.004)	0.003 (0.005)
$RUONIA_{t-3}$	-0.038*** (0.007)		
usd_{t-1}	0.023*** (0.002)		
$dummy_2022Q1$	8.435*** (0.298)		
Кол-во наблюдений	1610 (23 x 70)		
Примечание: *p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01			

Таблица 4

Результаты диагностических тестов моделей (1_2)-(3_2), оценки статистик

Тест	модель (1_2)	модель (2_2)	модель (3_2)
Тест Саргана	$\chi^2_{оцен.} = 59,20$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 69,05$ ед.	$\chi^2_{оцен.} = 4,95$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{оцен.} = -4,56$ ед.***	$Z_{оцен.} = -3,54$ ед.***	$Z_{оцен.} = NaN$
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{оцен.} = 0,07$ ед.	$Z_{оцен.} = 0,67$ ед.	$Z_{оцен.} = NaN$
Тест Вальда	$\chi^2_{оцен.} = 4054,13$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 10,68$ ед.**	(с) $\chi^2_{оцен.} = 0,47$ ед. (t) $\chi^2_{оцен.} = 406,20$ ед.***
Примечание: *p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01			

²⁵ В качестве нейтрального уровня для расчета бюджетного импульса рассматривается среднее значение фактического дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам регионов России.

Таблица 5

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России с повышенным уровнем дефицита²⁶

	Oneway effect	
	модель (1_1)	модель (2_1)
	Зависимые переменные	
	inf_t	$diff_inf_t$
Основная объясняющая переменная		
bi_{t-1}	-0.002 (0.002)	0.002 (0.004)
Контрольные переменные		
inf_{t-1}	0.131 (0.091)	
$diff_inf_{t-1}$		-0.909* (0.551)
$cons_{t-1}$	-0.011* (0.007)	0.029 (0.025)
$RUONIA_{t-3}$	-0.032 (0.028)	
usd_{t-1}	0.022*** (0.005)	
$dummy_2022Q1$	9.257*** (2.067)	
Кол-во наблюдений	253 (23 x 11)	
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01	

Таблица 6

Результаты диагностических тестов моделей (1_1)-(2_1), оценки статистик

Тест	модель (1_2)	модель (2_2)
Тест Саргана	$\chi^2_{оцен.} = 6,821$	$\chi^2_{оцен.} = 4,59$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{оцен.} = NaN$	$Z_{оцен.} = 0,03$ ед.
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{оцен.} = NaN$	$Z_{оцен.} = -1,45$ ед.
Тест Вальда	$\chi^2_{оцен.} = 1062,202$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 3,50$ ед.
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01	

²⁶ В качестве нейтрального уровня для расчета бюджетного импульса рассматривается среднее значение фактического дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам регионов России.

Таблица 7

Оценки моделей System GMM для оценки влияния изменения бюджетного импульса на изменение инфляции в регионах России с крайне высоким уровнем дефицита²⁷

Oneway effect	
модель (2_3)	
Зависимая переменная	
<i>diff_inf_t</i>	
Основная объясняющая переменная	
<i>bi_{t-1}</i>	0.0002 (0.0005)
Контрольные переменные	
<i>diff_inf_{t-1}</i>	1.045 (3.367)
<i>cons_{t-1}</i>	0.102 (1.009)
Кол-во наблюдений	92 (23 x 4)
Примечание: *p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01	

Таблица 8

Результаты диагностических тестов моделей (2_3), оценки статистик

Тест	модель (2_3)
Тест Саргана	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 3,20$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = -0,25$ ед.
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{\text{оцен.}} = -0,05$ ед.
Тест Вальда	$\chi^2_{\text{оцен.}} = 0,58$ ед.
Примечание: *p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01	

²⁷ В качестве нейтрального уровня для расчета бюджетного импульса рассматривается среднее значение фактического дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам регионов России.

Таблица 9

Оценки моделей System GMM для проверки гипотезы о более проинфляционном влиянии бюджетного импульса в регионах России, в которых доля социальных расходов выше, чем в среднем по стране²⁸

	Oneway effect		Twoway effects
	модель (6)	модель (7)	модель (8)
	Зависимые переменные		
	inf_t	$diff_inf_t$	$diff_inf_t$
Основные объясняющие переменные			
bi_{t-1}	0.00002 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0001*** (0.00004)
$D_{high_se_share} * bi_{t-1}$	-0.0001 (0.0002)	0.0004*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)
Контрольные переменные			
inf_{t-1}	0.145*** (0.031)		
$diff_inf_{t-1}$		0.146*** (0.036)	0.001 (0.036)
$cons_{t-1}$	0.014 (0.012)	0.001 (0.003)	0.003 (0.004)
$RUONIA_{t-3}$	-0.013 (0.009)		
usd_{t-1}	0.019*** (0.002)		
$dummy_2022Q1$	8.343*** (0.322)		
Кол-во наблюдений	1955 (23 x 85)		
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01		

Таблица 10

Результаты диагностических тестов моделей (6)-(8), оценки статистик

Тест	модель (6)	модель (7)	модель (8)
Тест Саргана	$\chi^2_{оцен.} = 72,47$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 11,76$ ед.	$\chi^2_{оцен.} = 9,13$ ед.
Автокорреляция 1-го порядка	$Z_{оцен.} = -4,63$ ед.***	$Z_{оцен.} = -2,47$ ед.**	$Z_{оцен.} = -3,56$ ед.***
Автокорреляция 2-го порядка	$Z_{оцен.} = 0,51$ ед.	$Z_{оцен.} = 0,87$ ед.	$Z_{оцен.} = 0,91$ ед.
Тест Вальда	$\chi^2_{оцен.} = 4161,87$ ед.***	$\chi^2_{оцен.} = 48,89$ ед.***	(с) $\chi^2_{оцен.} = 12,74$ ед.** (t) $\chi^2_{оцен.} = 316,03$ ед.***
Примечание:	*p < 0,1 **p < 0.05, ***p < 0.01		

²⁸ В качестве нейтрального уровня для расчета бюджетного импульса рассматривается среднее значение фактического дефицита/профицита консолидированного бюджета по собственным средствам регионов России.

Приложение 6

Оценки изменений бюджетного импульса и отклонения региональной инфляции от федеральной

Показатель	$ \Delta bi_{i,t-1} $, п.п.	$ \Delta diff_inf_{i,t-1} $, п.п.
25%-й перцентиль	7,71	0,25
Медиана	16,99	0,55
75%-й перцентиль	34,39	1,07
Среднее	48,94	0,80
Стандартное отклонение	207,46	0,84
Коэффициент вариации	12,21	1,52