



Банк России



МАРТ 2020

**Денежно-кредитная политика  
в экономике с региональной  
неоднородностью:  
подходы на основе агрегированной и  
региональной информации**

Серия докладов об экономических исследованиях

А.Новак, А.Шульгин

**Анна Новак**

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

Email: [Ananova7@gmail.com](mailto:Ananova7@gmail.com)

**Андрей Шульгин**

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление

Email: [Andrei.shulgin@gmail.com](mailto:Andrei.shulgin@gmail.com)

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

Фото на обложке: Shutterstock.com

**Адрес:** 107016, г. Москва, ул. Неглинная, 12  
**Телефон:** +7 495 771-91-00, +7 495 621-64-65 (факс)  
**Официальный сайт Банка России:** [www.cbr.ru](http://www.cbr.ru)

© Центральный банк Российской Федерации, 2020

## Аннотация

В работе мы исследуем денежно-кредитную политику (ДКП) в условиях региональной неоднородности для страны, которая использует режим таргетирования инфляционного прогноза. Мы анализируем два подхода к выбору ДКП: подход, в котором региональные особенности игнорируются, а решение принимается на основе агрегированной для зоны единой валюты информации и региональный подход, в котором решение принимается на основе голосов региональных представителей комитета по ДКП. Последнему уделяем особое внимание и предлагаем структурную макромоделю региона, которую можно использовать для выработки нестратегического регионального решения по ключевой ставке. Для этих целей используется новая кейнсианская модель малой открытой экономики, экспортирующей природные ресурсы. Ключевой особенностью модели является предположение о том, что ДКП ориентируется на ожидаемую инфляцию данного региона. Это фактически означает предпосылку о независимом инструменте ДКП региона. Мы проводим параметризацию структурной модели на основе международной, федеральной и региональной квартальной статистики за 2014-2019 гг.

Основные результаты работы получены методом симуляции, для проведения которой мы используем три модели. Мультирегиональная (глобальная) версия модели позволяет получить решение по ДКП с полной информацией. Региональный подход к ДКП базируется на разработанной региональной модели, с независимым инструментом ДКП. Другой подход базируется на модели, аналогичной той, что используется для моделирования региона, но оцененной на базе агрегированной для страны информации.

Мы показали, что решения по ДКП, принятые на основе подхода с использованием агрегированной информации, так и регионального подхода, оказываются достаточно близкими к решению на основе модели с полной информацией. Стандартные отклонения расхождения ключевых ставок в обоих подходах от ключевой ставки в модели с полной информацией оказались близкими друг другу и составили около 7.5% от стандартного отклонения динамики самой ключевой ставки в модели с полной информацией. Оба подхода приводят к сходным информационным искажениям, вызванными региональной неоднородностью, например, предсказывают, что шоки, возникающие в регионах с жесткостью ценообразования ниже средней по стране, будут вызывать избыточную реакцию монетарных властей. Подход на основе агрегированной информации преувеличивает инерционность отклика инфляции на шок, ориентируясь на среднюю по стране инерционность. В региональном подходе завышается реакция курса иностранной валюты на региональные шоки, что приводит к преувеличению необходимого изменения ключевой ставки в регионе с низкой жесткостью цен. Подход, взвешивающий агрегированную и региональную информацию, имеет потенциал снижения ошибки принятия решения по ДКП, связанной с региональной неоднородностью.

JEL: E52, E58, F45, F47

**Ключевые слова:** региональная неоднородность; региональная конвергенция цен; таргетирование инфляционного прогноза; денежно-кредитная политика; модель малой открытой экономики; калибровка; Байесовская оценка.

**Key words:** regional heterogeneity; regional price convergence; inflation forecast targeting; monetary policy; small open economy model; calibration; Bayesian estimation.

## Введение

Для многих стран характерна региональная неоднородность, и вопрос как учитывать данную неоднородность при выработке денежно-кредитной политики (ДКП) неизбежно встает, когда решение монетарных властей вырабатывается на основе голосования (или коллегиально) на базе оценки текущей и будущей макроэкономической динамики. В своей работе мы исследуем роль региональной неоднородности<sup>1</sup>, возникающей при действии характерных для бизнес-цикла краткосрочных шоков, при выработке эффективной ДКП. Основная цель работы состоит в том, чтобы продемонстрировать, что использование предложенной структурной модели с независимым инструментом ДКП может оказаться полезным для целей выработки эффективной политики в режиме таргетирования инфляционного прогноза, а также исследовать свойства решений, принимаемых в рамках подходов к ДКП на основе агрегированной и региональной информации. Работа также вносит вклад в изучение вопроса влияния жесткости ценообразования региона на эффективную ДКП в зоне единой валюты.

Интуитивно, решение на основе модели региона с независимым инструментом ДКП содержит полезную информацию об ожидаемой будущей динамике агрегированной инфляции страны, а также позволяет выявить нестратегическое решение региональных властей, наиболее подходящее для макроэкономики региона в данный момент времени. Мы демонстрируем, что агрегирование региональных решений по ДКП на основе модели с независимым инструментом ДКП способно принести пользу за счет диверсификации ошибок прогноза агрегированной инфляции, связанных с региональной неоднородностью.

В фокусе нашей работы находится региональный подход к монетарной политике в России – стране со значительной региональной неоднородностью. Kwon and Spilimbergo (2005) показали, что шоки региональных доходов в России, измеряемые стандартным отклонением ВРП (с учетом региональных трендов), примерно в три раза больше, чем в США, Канаде, Китае и EU-15. Перевышин и др., (2017) рассматривали дифференциацию региональных уровней цен в России в пространственном разрезе и установили, что в период 2000–2015 гг. различия в региональных ценах были обусловлены влиянием эффекта Баласса-Самуэльсона (различия заработных плат, структуры региональной экономики, структуры доходов населения), а также издержками региональной торговли и степенью монополизации региональной торговли. Жемков (2019) продемонстрировал, что различия в региональной инфляции России 2015-2018 гг. объясняются преимущественно факторами

---

<sup>1</sup> Подробнее об источниках региональной неоднородности см., например, Beck et al. (2009), Deryugina et al. (2019).

бизнес-цикла: динамикой разности производительности торгуемых и неторгуемых отраслей, номинальным эффективным курсом региона, ценовыми ожиданиями предприятий региона, текущими региональными доходами населения, динамикой запасов зерна<sup>2</sup>.

В 2015 г. Банк России перешел в режим инфляционного таргетирования, с ориентацией на промежуточную цель: собственный прогноз инфляции. При наличии региональной неоднородности возникает вопрос ее учета в механизме выработки ДКП: во-первых, можно игнорировать региональную неоднородность; во-вторых, можно использовать индикатор, агрегирующий информацию из регионов по определенному алгоритму; в-третьих, можно при выработке ДКП использовать мнения региональных представителей монетарных властей. В своей работе мы подробно анализируем первый и третий варианты, оставляя возможность разработки индикатора региональной политики<sup>3</sup> на перспективу.

Известно немало примеров, как присутствия региональной ориентации монетарных властей, так и отказа от учета отдельных региональных особенностей. Распространенной темой литературы является тема регионального смещения членов комитета по ДКП в США и Еврозоне: ориентацию лиц, принимающих совместное решение по ДКП на ситуацию в собственном регионе. Наличие регионального смещения легче проверить для США, так как информация о голосах членов комитета по открытым рынкам является открытой. Meade and Sheets (2005) показали, а Chappell et al. (2008) и многие другие подтвердили, что Президенты Банков ФРС сильнее реагируют на безработицу своего региона, чем на безработицу в целом в США. В обеих работах подчеркивается, что данное смещение не оказывает значимого влияния на национальное решение по ставке процента. Европейский ЦБ (ЕЦБ) напротив, не раскрывает информацию о том, как голосуют члены Управляющего Совета. Однако используя косвенные расчеты на базе правила Тэйлора, Nayo and Meon (2013) показали, что поведение Управляющего Совета ЕЦБ лучше всего описывается моделью, в которой каждый член Совета следует интересам собственной страны, а не интересам Еврозоны в целом, как предписывается мандатом ЕЦБ.

---

<sup>2</sup> Deryugina et al. (2017) рассматривают динамику цен в региональном и секторальном разрезах и приходят к выводу, что данная динамика определяется общими и идиосинкразическими шоками, в то время как региональная составляющая в ценах невелика. По нашему мнению, данный результат не снижает значимость регионального разреза ДКП, так как к региональным проблемам необходимо отнести как секторальный разрез (из-за низкой степени диверсификации региональной структуры производства), так и определенную долю идиосинкразических шоков.

<sup>3</sup> См., например, Brauning and Fendel (2018).

Учет региональной неоднородности при разработке ДКП не является очевидным решением для каждой страны. В мандате ЦБ в качестве цели ДКП фигурирует инфляция зоны единой валюты в целом, поэтому для обоснования использования региональной информации необходимы дополнительные основания. Например, уверенность в том, что региональные лидеры хорошо осведомлены о ситуации в своем регионе, а также могут в своих решениях транслировать ту информацию, которая еще не вошла в статистические сборники (Greenspan, 2000). Для ЕЦБ ориентация национальных представителей в Управляющем совете на учет региональной информации, с одной стороны, представляется очевидной, как средство выражения национальной потребности в динамике общей ключевой ставки, а с другой стороны вызывает опасения в возникновении необоснованных отклонений решения, от общеевропейского оптимума. Например, Kool (2006) заключает, что низкие ставки в Еврозоне в начале и середине 2000-х не соответствовали ситуации в Еврозоне в целом, но устраивали основных стейкхолдеров ЕЦБ: Германию и Францию. Eichengreen and Ghironi (2002), напротив, считали, что расширение зоны Евро приведет к диктату малых стран и сместит решение в субоптимальную зону. Наконец, центральная идея в данном вопросе состоит в том, что достаточно сильная позиция Управляющего совета, ориентирующегося на Еврозону в целом, способна разрешить проблему национальных коалиций и обеспечит оптимальное решение для зоны в целом (Aksoy et al., 2002, Sousa, 2009). В своей работе мы разделяем данную точку зрения и предполагаем, что у федеральных представителей комитета по ДКП достаточно инструментов, чтобы исключить стратегическое поведение региональных представителей. При этом региональное смещение трактуется в работе в духе высказывания Greenspan (2000) как способ донести до комитета потребности собственного региона в стабилизационной ДКП, и, таким образом, привнести дополнительную полезную информацию в процесс принятия решения по ДКП.

Наша работа относится к направлению исследований, в которых авторы демонстрируют, что использование региональной информации при определенных условиях способно улучшить качество ДКП. Базовой работой в списке таких исследований является работа Benigno (2004), который, исследуя оптимальные правила для валютного союза, продемонстрировал, что, объединяясь в единый валютный союз, страны теряют на отказе от собственной монетарной автономии 0.02-0.04% своего перманентного потребления, но учет региональной информации способен снизить данные потери. Чтобы добиться данного снижения в условиях единого валютного союза Benigno (2004) предлагает скорректировать целевой показатель инфляции (гармонизированный индекс потребительских цен) на

степень жесткости ценообразования: регионы с большей жесткостью получают больший вес, чем регионы с меньшей жесткостью. Основное объяснение данной корректировки состоит в том, что регионы с большей номинальной жесткостью больше страдают от колебания инфляции и, следовательно, дают больший вклад в общую функцию потерь всей зоны единой валюты. Стабилизации инфляции в таких регионах необходимо уделять максимальное внимание<sup>4</sup>.

Сильный вывод, полученный в работе Benigno (2004), был значительно ослаблен в более поздних работах. Benigno and Lopez-Salido (2006) обнаружили значительную асимметричность в параметрах кривой Филлипса основных стран Евросоюза: если инфляция Германии оказалась в большинстве своем вперед-смотрящей, то инфляция Франции, Испании, Нидерландов и Италии имели преобладание назад-смотрящей компоненты. Учет данных особенностей в модели привел к тому, что для группы стран с назад-смотрящей инфляцией пришлось скорректировать расчет степени инерционности на долю фирм, устанавливающих цены, ориентируясь на предыдущую инфляцию. Оказалось, что для выбранного варианта параметризации модели выигрыш от учета инерционности инфляции оказывается незначительным и сильно уступает, например, выигрышу от оптимальной политики. В работе Lombardo (2006) подтверждается вывод о положительном влиянии номинальной жесткости на оптимальный вес региона в агрегированном индексе цен, полученный Benigno (2004), однако анализ усложняется тем, что автор вводит еще один источник региональной неоднородности: степень [монополистической] конкуренции. Автор показывает, что чем выше степень конкуренции, тем больше разброс выпуска при заданном разбросе цен, а, следовательно, выше потери от инфляции, поэтому ЦБ единой валютной зоны должен сильнее реагировать на инфляцию в более конкурентных регионах. Ссылаясь на работу Carlton (1986), Lombardo (2006) говорит о возможности отрицательной корреляции конкуренции и номинальной жесткости<sup>5</sup>. Тогда большая номинальная жесткость может ассоциироваться с низкой степенью конкуренции в данном регионе, и может потребовать пониженного веса в общем индексе цен. Автором также было

<sup>4</sup> Выигрыш от учета региональной неоднородности зависит от разброса показателя жесткости цен для разных регионов. При одинаковых номинальных жесткостях двух регионов отказ от независимой ДКП регионов приводит к потерям 0.02% стационарного потребления и не снижается за счет учета региональной неоднородности (которая отсутствует). При большом разбросе параметров номинальной жесткости и заданном значении средней жесткости для всей зоны единой валюты отказ от независимой ДКП ведет к потерям до 0.04% и может быть почти полностью компенсирован за счет ориентации общей ставки процента на инфляцию того региона, где жесткость цен максимальная. Инфляционное таргетирование на основе оптимальных весов для регионов позволяет добиться результатов очень близких случаю оптимальной ДКП.

<sup>5</sup> К аналогичному выводу на основе анализа региональных данных по итальянским провинциям приходят Vaona and Ascari (2012).

продемонстрировано, что при недостатке информации об источниках асимметрии регионов, учет региональной неоднородности может даже приводить к снижению эффективности ДКП. Наконец, Bragoli et al. (2016) приводят краткий обзор работ, в которых возникают различные несовершенства, и приходят к выводу, что монетарные власти должны увеличивать вес тех регионов, в которых несовершенства проявляются сильнее. Они также отмечают, что современные работы не настолько категоричны в своих выводах об оптимальности увеличении весов тех или иных регионов, ориентируясь на оценку их несовершенств<sup>6</sup>.

В своей работе мы приходим к выводам, схожим с выводами Benigno (2004), Benigno and Lopez-Salido (2006) и Lombardo (2006) и противоположным выводам Brissimis and Skotida (2008) относительно влияния номинальной жесткости региона на ДКП, используя альтернативный подход к определению оптимальной политики ЦБ. Мы измеряем степень неоптимальности ДКП в терминах отклонений ставки от модели с полной информацией<sup>7</sup>. Само решение с полной информацией базируется на правиле для ставки процента, зависящей от прогноза инфляции и, как мы предполагаем, отражает оптимальную политику. Мы не проводим оптимизацию ДКП в явном виде, однако неявно предполагаем, что текущее правило ДКП представляет собой оптимальное правило таргетирования инфляционного прогноза, в котором заложен компромисс между стабилизацией инфляции, выпуска и ключевой ставки, взятые с определенными весами. Все модели в нашей работе предсказывают возникновение недооценки необходимой силы реакции ДКП на структурные шоки, возникшие в регионах с высокой жесткостью ценообразования. Это требует усиления реакции ДКП, что аналогично выводу об оптимальности увеличения веса инфляции регионов с высокой степенью жесткости ценообразования.

К сходным результатам о возможности улучшения качества ДКП приходят работы, в которых выгода от использования региональной информации связывается с более точной

<sup>6</sup> Противоположный вывод по влиянию жесткости ценообразования на оптимальный вес в расчете инфляции был получен в работе Brissimis and Skotida (2008), в которой набор асимметричных региональных параметров расширяется, а целевая функция формулируется не с точки зрения благосостояния, как в двух предыдущих работах, а с точки зрения функции потерь региона от колебания инфляции, выпуска и ставки процента. Авторы находят, что более низкая степень жесткости цен приводит к более сильной реакции инфляции на разрыв выпуска в кривой Филлипса и требует более сильной реакции ставки процента в оптимальном правиле. По нашему мнению, противоположные результаты двух подходов возникают из-за структуры двух моделей: в модели Brissimis and Skotida (2008) фактически анализируются две закрытые экономики, в то время как в работах Benigno (2004), Benigno and Lopez-Salido (2006) и Lombardo (2006) два региона взаимосвязаны через динамику условий торговли и структуру потребления, которая включает товары из двух регионов.

<sup>7</sup> Данный способ измерения эффективности ДКП близок подходу Quint (2016), который измерял «стресс монетарной политики», соответствующий отклонениям фактической ставки ЕЦБ от ставок по правилу Тэйлора на основе национальной информации. При этом Quint (2016) изучает свойства отдельных регионов (стран), в то время как мы исследуем поведение всей зоны единой валюты.



оценкой инерции модели: если есть возможность точнее спрогнозировать эффект ДКП, решение становится более качественным. Angelini et al. (2008) поднимают вопрос о цене игнорирования региональной информации при принятии решений по ДКП. Авторы продемонстрировали, что данная цена оказывается очень высокой для полностью назад-смотрящих моделей, но она становится достаточно низкой для гибридной модели (комбинирующей вперед- и назад-смотрящую части). Похожий результат получен в работе Lee (2009), в которой для исследования влияния учета региональной неоднородности на благосостояние используется новая кейнсианская модель. Автор находит, что по сравнению с моделью, основанной только на агрегированной для валютного союза информации, модель показывает значимое улучшение за счет учета региональной неоднородности, причем для гибридной модели эффект выше, чем для чисто вперед-смотрящей модели. Данная трактовка выигрыша от учета региональной неоднородности оказывается ближе к выводам нашей модели, так как знание об инерционности инфляции различных регионов имеет существенное значение в режиме таргетирования инфляционного прогноза. Регион с более инерционной реакцией цен на шоки (большей жесткостью цен) будет иметь соотношение текущей и будущей инфляции отличное от среднего, поэтому знание о том, в низко- или высоко-инерционном регионе произошел шок, важно для более точного прогнозирования инфляции всей зоны единой валюты на основе доступной информации.

Определенным стандартом при выборе модели для анализа региональной неоднородности ДКП является структурная модель двух (или более) стран, взаимодействующих друг с другом за счет эффекта условий торговли и диверсификации структуры потребления благ из двух (или более) регионов (Benigno, 2004, Benigno and Lopez-Salido, 2006, Lombardo, 2006, Jondeau and Sahuc, 2008<sup>8</sup>, Colassa, 2009, Rabanal, 2009, Bragoli et al., 2016). В большинстве данных работ используется минимальный набор элементов, необходимых для описания стилизованных макроэкономических фактов: номинальные жесткости по Calvo (1983), внешние привычки в потреблении, линейная по объему труда производственная функция. Чаще всего в качестве правила ДКП используется правило Тэйлора, базирующееся на текущей инфляции всей зоны единой валюты, однако в зависимости от постановки проблемы оно может заменяться на оптимальное правило ДКП или правило, зависящее от текущей инфляции в отдельных регионах. В ряде случаев

<sup>8</sup> Из приведенного списка работа Jondeau and Sahuc (2008) оказалась интегрально ближе всего к нашей работе: авторы также не проводят разделение на торгуемые и неторгуемые блага; сравнивают мультирегиональное решение (также 3 региона) с решением на базе агрегированных для зоны единой валюты переменных; находят значительные издержки неучета региональной гетерогенности и объясняют их за счет неоптимального прогнозирования динамики переменных.

используются неструктурные модели (Angelini et al., 2008) или модели закрытой экономики (Brissimis, Skotida, 2008, Lee, 2009).

Другой класс структурных макроэкономических моделей, близких к нашему фрагменту используются для прогнозирования, симуляции политики, декомпозиции и решения других задач для анализа страны внутри зоны единой валюты: преимущественно, Еврозоны (см., например, Gomes et al., 2012, Burriel et al., и многие другие). Такие работы имеют более проработанную структуру модели. Обычно они включают в себя: несколько регионов: страна, для которой разработана модель, остальная Еврозона и остальной мир; разделение на торгуемые и неторгуемые товары; широкий набор номинальных жесткостей (цен и заработных плат); реальные жесткости; несовершенства финансового рынка. В такой структуре используется правило Тэйлора для текущей инфляции, а оптимизация ДКП не предполагается.

Наконец, в нашей работе мы используем нестандартную постановку модели для анализа региональной неоднородности. Это объясняется целями анализа: (а) модель должна позволять анализировать ДКП в условиях таргетирования инфляционного прогноза; (б) модель ориентирована на выработку нестратегического решения региональных властей по ДКП, базирующегося на региональной информации. По имеющейся у нас информации не существует опубликованных работ, в которых приводится модель, ориентированная на принятие решения региональными представителями монетарных властей в условиях таргетирования инфляционного прогноза, поэтому одной из задач данной работы является симуляция предложенной модели в мультирегиональном режиме, позволяющая выявить ее возможности, а также потенциальные проблемы реализации.

В качестве базовой структурной модели для анализа экономики отдельного региона используется модификация новой кейнсианской модели малой открытой экономики, ориентированной на экспорт природных ресурсов. Мы предполагаем, что значительная доля производимой продукции направляется на экспорт (природные ресурсы), где продается на рынке по высоковолатильным мировым ценам. Финансовый рынок предполагается неполным: *ad hoc* функция премии за страновой риск зависит от цены на нефть, а функция внутренней премии зависит от динамики накопленных чистых частных международных активов, что позволяет решить проблему единичного корня в моделях открытой экономики (Schmitt-Grohe, Uribe, 2003). В модели предполагается существование двух типов фирм: часть фирм могут корректировать цены каждый период (гибкие цены), другая часть фирм имеют ограничения на ценообразование (жесткие цены). Жесткость цен отечественных производителей, а также жесткость цен импортеров задается с помощью

модели Calvo (1983) с индексацией по Yun (1996). Государство изымает часть доходов от экспорта природных ресурсов в стабфонд, снижая зависимость экономики от высоковолатильных мировых цен. Мы предполагаем, что монетарные власти не производят систематические интервенции на рынке иностранной валюты, а национальная валюта находится в плавающем режиме. Отличительной особенностью моделирования на уровне региона является предположение о наличии в модели независимого инструмента ДКП, следующего правилу Тэйлора на основе ожидаемой через год годовой региональной инфляции. Логика введения в модель данной контрфактической предпосылки состоит в том, что она помогает выявить нестратегическое решение региона по ставке процента. Ценой введения данной предпосылки является возникновение искажения фактического механизма трансмиссии шоков в региональной модели по сравнению с мультирегиональной моделью с полной информацией. Если региональные власти опираются в своем решении на региональные данные и предложенную региональную модель, то это, с одной стороны, привносит в решение по ДКП дополнительную информацию об инерционности региональной инфляции, но с другой стороны, решение базируется на искаженном механизме трансмиссии шоков, что порождает некоторую ошибку прогноза. Искажение механизма трансмиссии происходит потому, что региональная модель игнорирует эффект конвергенции, возникающий в зоне единой валюты при возникновении идиосинкразических шоков. Другая интерпретация работы механизма денежной трансмиссии в нашей модели состоит в предположении, что остальные регионы зоны единой валюты испытывают аналогичные внутренние шоки и характеризуются теми же параметрами, что и анализируемый регион. Мы демонстрируем, что приведенные особенности регионального подхода не позволяют добиться существенного увеличения точности прогноза инфляции по сравнению с подходом к ДКП на основе агрегированной информации, полностью игнорирующим региональную неоднородность: оба подхода при моделировании делают похожую упрощающую предпосылку об идентичности регионов<sup>9</sup> и генерируют сходные, но не идентичные решения, что позволяет диверсифицировать риски ошибок прогноза инфляции, возникающие из-за наличия региональной неоднородности. Наконец, работа вносит вклад в исследование влияния неоднородности параметра жесткости ценообразования в различных регионах на вклад данного региона в ДКП зоны единой валюты. Мы

<sup>9</sup> Отличие состоит в том, что в региональном подходе каждый регион идентифицирует параметры, присущие собственному региону, и предполагает, что остальные регионы во всем идентичны данному региону.

подтверждаем выводы Venigno (2004) о необходимости учета сигналов из регионов с высокой жесткостью ценообразования с большим весом.

Работа состоит из трех частей. В первой части приведена базовая модель общего равновесия с независимым инструментом ДКП, которая может быть использована на уровне региона. Вторая часть посвящена параметризации модели на основе статистики Волго-Вятского макрорегиона. Исследование особенностей двух рассматриваемых подходов к ДКП на основе мультирегиональной (глобальной) версии модели проведено в третьей части работы. В Заключении приведены основные выводы работы.

### **1. Модель с независимым инструментом ДКП**

Рассмотрим малую открытую экономику, населенную однородными домашними хозяйствами (д/х), которые владеют как фирмами-производителями, так и фирмами импортерами. Д/х предлагают услуги труда фирмам на рынке совершенной конкуренции и решают задачу оптимального потребления с учетом привычек в потреблении. Д/х также выбирают, в какой валюте осуществлять операции вложения/заимствования средств, ориентируясь на *ad hoc* функции премии за страновой и региональный риски. Отечественные производители делятся на тех, кто поставляет свою продукцию на рынок совершенной конкуренции с гибкими ценами и тех, кто действуют в условиях монополистической конкуренции, устанавливая цену по модели Calvo (1983) с поправкой на предыдущую инфляцию по Yun (1996). Последние, получив сигнал об изменении цены в текущем периоде, решают задачу поиска оптимальной цены, которая максимизирует ожидаемую полезность их владельцев-домохозяйств. Фирмы, не получившие такого сигнала, индексируют цены с учетом инфляции (по ИПЦ) предыдущего периода. Для производства отечественной продукции используется единственный фактор: труд. Технология производства линейная. Производительность труда следует AR(1) процессу. Часть произведенной продукции потребляется внутри экономики, часть экспортируется. Экспорт делится на две части – экспорт на рынок монополистической конкуренции, на котором объем спроса на продукцию фирмы зависит от ее цены, а также экспорт природных ресурсов на мировой рынок совершенной конкуренции, на котором отечественные экспортеры не имеют монопольной власти. Фирмы-импортеры ведут себя аналогично отечественным производителям, однако не производят, а завозят однородные товары из-за рубежа, превращая их в дифференцированный продукт, который продается на рынке монополистической конкуренции.

Финансовые рынки в модели неполные, а функции премии за риск введены *ad hoc*. Ставка процента для отечественных заемщиков определяется на основе ключевой ставки и

внутренней премии за риск, которая зависит от объема накопленных внешних долгов. Рост чистых активов снижает стоимость заимствования для отечественных агентов в отечественной валюте. Внешняя премия за риск связывается с колебаниями цен на природные ресурсы. Рост цен природных ресурсов снижает внешнюю премию, что способствует укреплению национальной валюты через механизм непокрытого процентного паритета. Данный механизм позволяет настроить реакцию курса иностранной валюты на изменение мировой цены на продукты ее экспорта.

Монетарные власти устанавливают ключевую ставку по правилу Тэйлора с учетом инерционной компоненты. Ключевая ставка реагирует на ожидаемую через четыре квартала годовую инфляцию и текущий разрыв выпуска. Дискреционный характер поведения монетарных властей моделируется с помощью шоков ДКП, которые соответствуют неожиданным изменениям ключевой ставки относительно правила Тэйлора. Монетарные власти не устанавливают фиксированного номинального якоря, поэтому временные шоки в модели производят перманентный эффект на уровень цен и курс иностранной валюты.

Государство предъявляет спрос на рынке благ, причем государственные закупки не меняют относительных цен товаров с гибким и жестким ценообразованием, которые определяются на рынке частных благ. Рост цен на биржевые товары увеличивает государственное потребление, что позволяет смоделировать несовершенную стерилизацию экономики от колебаний цен на природные ресурсы за счет действия стабилизационного фонда, который снижает (но не устраняет полностью) волатильность поступлений доходов от экспорта ресурсов. Мы предполагаем, что паушальные налоги обеспечивают устойчивый уровень государственного долга и инвариантны ко всем решениям д/х. Мы также игнорируем все эффекты, связанные с объемами государственного долга и накопленного стабфонда.

По сравнению с базовой новой кейнсианской моделью малой открытой экономики (см., например, Walsh, 2010, ch. 9.5; Clarida et al., 2002) мы изменяем предпосылку полноты финансовых рынков, добавляя две *ad hoc* функции для внешней и внутренней премий за риск, вводим в модель привычки в потреблении, производство и экспорт природных ресурсов, сектор с гибким ценообразованием, индексацию на прошлую инфляцию для сектора с жесткими ценами, несовершенное ценообразование импортеров; модифицируем правило Тэйлора, добавляем государственные расходы. Итоговая модель, сохраняя базовые свойства новых кейнсианских моделей малой открытой экономики, позволяет работать с

информацией об ориентированной на экспорт природных ресурсов развивающейся экономике.

### Домашние хозяйства

Пусть существует континуум д/х с индексом<sup>10</sup>  $j \in (0, 1)$  с функцией полезности д/х вида:

$$U_t = \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \exp(u_{t+s}) \Lambda_{t+s}, \quad (1)$$

где  $\beta$  — субъективный дисконт;  $u_t$  — AR(1) процесс, задающий межвременные предпочтения:

$$u_t = \rho_\beta u_{t-1} + \varepsilon_{\beta,t}, \quad \rho_\beta \in [0, 1] \quad (2)$$

где  $\varepsilon_{\beta,t}$  — шок межвременных предпочтений (здесь и далее шоком называем случайный процесс с нулевым матожиданием, ненулевой дисперсией, который используется для введения экзогенных факторов, определяющих динамику системы);  $\rho_\beta$  — коэффициент авторегрессии шоков межвременных предпочтений;  $\Lambda_t$  — мгновенная функция полезности, имеющая вид:

$$\Lambda_t = \frac{(C_t(j) - hC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N(j)_t^{1+\eta}}{1+\eta}, \quad (3)$$

где  $C_t(j)$  — потребление д/х;  $N(j)_t$  — отработанные д/х часы;  $\sigma$  — параметр, обратный эластичности межвременного замещения потребления;  $\eta$  — величина, обратная эластичности предложения труда по Фришу;  $h$  — параметр внешних привычек в потреблении.

Домашние хозяйства получают доход от принадлежащих им трудовых ресурсов, а также финансовых активов, осуществляют траты на потребление, платят налоги и покупают финансовые активы, а также несут все издержки подстройки. Агрегированное бюджетное ограничение д/х:

$$P_{c,t}C_t + T_t + B_t + S_t B_t^* = P_{sh,t}Y_{sh,t} + P_{fh,t}Y_{fh,t} + S_t P_{x,t}^* Y_{x,t} + B_{t-1}(1 + i_{t-1}) + S_t B_{t-1}^*(1 + i_{t-1}^*) \quad (4)$$

где  $P_{c,t}$  — индекс потребительских цен;  $C_t$  — объем потребления д/х;  $T_t$  — объем паушальных налогов;  $B_t$  — объем ценных бумаг д/х ( $B_t < 0$  означает, что д/х эмитирует бумаги, занимая средства на финансовом рынке);  $B_t^*$  — объем зарубежных ценных бумаг д/х;  $S_t$  — курс иностранной валюты;  $i_t$  — ставка процента по отечественным ценным бумагам региона;  $i_t^*$  — ставка процента по зарубежным ценным бумагам;  $P_{sh}$  и  $P_{fh}$  —

<sup>10</sup> Данный индекс опускается везде (если это целесообразно), где агрегированная по всем д/х переменная совпадает со значением данной переменной для каждого д/х.

уровни цен производителей товаров с жесткими и гибкими ценами, соответственно;  $Y_{sh}$  и  $Y_{fh}$  — объемы производства продукции товаров с жесткими и гибкими ценами, соответственно;  $P_{x,t}^*$  — цена природных ресурсов на мировом рынке (в единицах иностранной валюты);  $Y_{x,t} = Y_x$  — фиксированный объем экспорта природных ресурсов.

Условие первого порядка для  $d/x$ , максимизирующего (1) с ограничением (4) определяется условиями (5) и (6):

$$\frac{W_t}{P_t^c} = -\frac{\Lambda_{Nt}}{\Lambda_{Ct}} = N_t^\eta (C_t - hC_{t-1})^\sigma, \quad (5)$$

где  $\Lambda_{Nt} = -N_t^\eta$  — минус предельная полезность от дополнительных трудовых усилий;  $\Lambda_{Ct} = (C_t - hC_{t-1})^\sigma$  — предельная полезность от дополнительного потребления.

$$\beta E_t \left\{ \frac{(1+i_t) \exp(u_{t+1}) \Lambda_{C,t+1}}{(1+\pi_{c,t+1}) \exp(u_t) \Lambda_{C,t}} \right\} = 1, \quad (6)$$

где  $\pi_{c,t} \equiv \frac{P_{c,t} - P_{c,t-1}}{P_{c,t-1}}$  — темп инфляции потребительских цен.

Условие (5) определяет предложение труда  $d/x$ : рост объем потребления и количества отработанных часов снижают заинтересованность  $d/x$  труде и требуют более высокой заработной платы. Условие (6) определяет оптимальную траекторию потребления  $d/x$ . Снижение реальной ставки, рост ожидаемого в будущем потребления и положительный шок предпочтений стимулируют увеличение потребления  $d/x$  в текущем периоде.

$d/x$  потребляют отечественные  $C_{h,t}$  и зарубежные  $C_{f,t}$  товары, агрегируя их с помощью CES технологии:

$$(C_t)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} = (1-\gamma)^{\frac{1}{\alpha}} (C_{h,t})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} + \gamma^{\frac{1}{\alpha}} (C_{f,t})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}, \quad (7)$$

где  $\gamma$  — доля зарубежных благ в потребительской корзине;  $\alpha$  — эластичность замещения между отечественными и зарубежными благами.

Условие первого порядка для задачи оптимального распределения потребления между отечественными и зарубежными благами:

$$C_{h,t} = (1-\gamma) C_t \left( \frac{P_{h,t}}{P_{c,t}} \right)^{-\alpha}, \quad (8)$$

где индекс потребительских цен:

$$(P_{c,t})^{1-\alpha} = (1-\gamma) (P_{h,t})^{1-\alpha} + \gamma (P_{f,t})^{1-\alpha} \quad (9)$$

Мы также используем CES функцию для агрегирования потребления товаров с гибкими и жесткими ценами:

$$(C_{h,t})^{\frac{1-\nu}{\nu}} = (1-\gamma_s)^{\frac{1}{\nu}} (C_{fh,t})^{\frac{1-\nu}{\nu}} + \gamma_s^{\frac{1}{\nu}} (C_{sh,t})^{\frac{1-\nu}{\nu}}, \quad (10)$$

где  $\gamma_s$  — доля товаров с жесткими ценами в общем потреблении отечественных благ;  
 $\nu$  — эластичность замещения между товарами с гибкими и жесткими ценами.

Условие первого порядка задачи максимизации (10) при бюджетном ограничении д/х дает:

$$C_{sh,t} = \gamma_s C_{h,t} \left( \frac{P_{sh,t}}{P_{h,t}} \right)^{-\nu} \quad (11)$$

$$C_{fh,t} = (1 - \gamma_s) C_{h,t} \left( \frac{P_{fh,t}}{P_{h,t}} \right)^{-\nu}, \quad (12)$$

где индекс цен отечественных производителей:

$$(P_{h,t})^{1-\nu} = \gamma_s (P_{sh,t})^{1-\nu} + (1 - \gamma_s) (P_{fh,t})^{1-\nu} \quad (13)$$

## Фирмы

Мы разделяем фирмы на отечественных производителей и импортеров. Часть отечественных производителей работают на рынке совершенной конкуренции с гибкими ценами, другая часть отечественных производителей и все импортеры производят дифференцированную продукцию и характеризуются жестким ценообразованием.

### *Отечественные производители в секторе с гибкими ценами*

Производственная функция линейна по объему трудовых ресурсов  $N_{fh,t}$  в секторе:

$$Y_{fh,t} = N_{fh,t} \exp(e_{fh,t}), \quad (14)$$

где  $e_{fh,t}$  — производительность труда в секторе с гибкими ценами (в данной постановке совпадает с общей факторной производительностью), следующая AR(1) процессу:

$$e_{fh,t} = \rho_{fh} e_{fh,t-1} + \varepsilon_{yfh,t} \quad \rho_{fh} \in [0, 1] \quad (15)$$

где  $\varepsilon_{yfh,t}$  — шок производительности в секторе с гибкими ценами;  $\rho_{fh}$  — коэффициент авторегрессии шоков производительности в секторе с гибкими ценами.

В условиях совершенной конкуренции условие первого порядка для задачи максимизации прибыли требует равенства предельного продукта и предельных издержек:

$$W_t = P_{fh,t} \exp(e_{yfh,t}), \quad (16)$$

где  $W_t$  — заработная плата, единая для двух отечественных секторов производства.

### *Отечественные производители в секторе с жесткими ценами*

Отечественные производители товаров с жесткими ценами используют аналогичную линейную производственную функцию с единственным фактором трудом:

$$Y_{sh,t} = N_{sh,t} \exp(e_{sh,t}), \quad (17)$$

где  $e_{sh,t}$  - производительность труда, следующая AR(1) процессу:



$$e_{sh,t} = \rho_y e_{sh,t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad \rho_y \in [0, 1] \quad (18)$$

где  $\varepsilon_{y,t}$  — шок производительности;  $\rho_y$  — коэффициент авторегрессии шоков производительности.

Отечественные производители продают дифференцированный товар на рынке монополистической конкуренции при ограничении на возможности менять цену, соответствующем модели Calvo (1983). Каждая фирма с вероятностью  $\theta_h$  не имеет возможности скорректировать цену своей продукции и производит индексацию цены предыдущего периода на предыдущую инфляцию по Yun (1996), а с вероятностью  $1 - \theta_h$  получает возможность установить оптимальную цену  $P_{sho,t}$ . Агрегируя фирмы, получим:

$$(P_{sh,t})^{1-\varphi} = \theta_h (P_{sh,t-1} (1 + \pi_{c,t-1})^{\chi_h})^{1-\varphi} + (1 - \theta_h) (P_{sho,t})^{1-\varphi}, \quad (19)$$

где  $\varphi$  — эластичность замещения отечественных благ;  $\chi_h$  — степень индексации.

Фирма решает задачу максимизации ожидаемой полезности от потока прибыли, который генерируется текущим решением отечественных фирм  $P_{sho,t}$  при имеющихся ограничениях на ценообразование:

$$\max_{P_{sho,t}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \exp(u_{t+s}) \Lambda_{t+s} | P_{sho,t} \quad (20)$$

Решением данной задачи является новая кейнсианская кривая Филлипса, которую приведем в лог-линеаризованном виде<sup>11</sup>:

$$\pi_{sh,t} - \chi_h \pi_{c,t-1} = \beta (E_t \pi_{sh,t+1} - \chi_h \pi_{c,t}) + \kappa_h m c_{sh,t}, \quad (21)$$

где  $\kappa_h \equiv \frac{(1-\theta_h)(1-\beta\theta_h)}{\theta_h}$ ;  $m c_{sh,t}$  — логарифмическое отклонение предельных издержек

от стационарных уровней фирм в секторе с жесткими ценами<sup>12</sup>:

$$m c_{sh,t} = w_t - p_{sh,t} - e_{sh,t}. \quad (22)$$

### **Импортеры**

Импортеры закупают однородную продукцию за рубежом по цене  $P_t^*$  и превращают ее в дифференцированный продукт, который продают на отечественном рынке по цене  $P_{f,t}$ . Мы предполагаем существование жесткости в ценообразовании импортеров. Аналогично ситуации в секторе отечественных производителей с жесткими ценами каждая фирма импортер с вероятностью  $\theta_f$  произведет индексацию цены предыдущего периода на предыдущую инфляцию, а с вероятностью  $1 - \theta_f$  установит оптимальную цену  $P_t^{fo}$ . Агрегируя, получим:

<sup>11</sup> Технические подробности решения данной задачи можно посмотреть в Walsh (2010, ch. 8.2).

<sup>12</sup> Здесь и далее маленькими буквами обозначены логарифмические отклонения переменных (обозначенных большими буквами) от своего стационарного уровня. Исключение составляют переменные, которые измеряются в долях (инфляции и ставки).

$$(P_{f,t})^{1-\varphi} = \theta_f (P_{f,t-1} (1 + \pi_{c,t-1})^{\chi_f})^{1-\varphi} + (1 - \theta_f) (P_{f,o,t})^{1-\varphi}, \quad (23)$$

где  $\varphi$  — эластичность замещения импортируемых благ;  $\chi_f$  — степень индексации.

Фирма импортер аналогично решает задачу максимизации ожидаемой полезности от потока прибыли по  $P_{f,o,t}$  при имеющихся ограничениях на ценообразование:

$$\max_{P_{f,o,t}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta)^s \exp(u_{t+s}) \Lambda_{t+s} | P_{f,o,t}. \quad (24)$$

Условие первого порядка в лог-линеаризованном виде:

$$\pi_{f,t} - \chi_f \pi_{c,t-1} = \beta (E_t \pi_{f,t+1} - \chi_f \pi_{c,t}) + \kappa_f m_{c_{f,t}}, \quad (25)$$

где  $\kappa_f \equiv \frac{(1-\theta_f)(1-\beta\theta_f)}{\theta_f}$ ;  $m_{c_{f,t}}$  — логарифмическое отклонение предельных издержек

фирм импортеров от своего стационарного уровня:

$$m_{c_{f,t}} = s_t + p_t^* - p_{f,t}. \quad (26)$$

### Финансовые рынки

Мы предполагаем неполноту финансовых рынков, что более точно характеризует финансовые рынки развивающихся стран. Основным игроком на финансовом рынке является ЦБ, который устанавливает ключевую ставку  $i_{k,t}$ . Аналогично зарубежные монетарные власти устанавливают ставку процента в иностранной валюте  $i_t^*$ . Данные ставки определяют доходности на рынке государственных краткосрочных облигаций (ГКО), которые торгуются на мировом финансовом рынке. Условие непокрытого процентного паритета требует:

$$i_{k,t} = i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t + r p_t, \quad (27)$$

где  $r p_t$  — внешняя премия за риск, которая задается как ad hoc функция мировой цены природных ресурсов:

$$r p_t = -\xi p_{x,t}^* + u_{rp,t}, \quad (28)$$

где  $\xi > 0$  — минус полуэластичность премии за риск по ценам природных ресурсов;  $u_{rp,t}$  — AR(1) процесс в динамике внешней премии за риск:

$$u_{rp,t} = \rho_{rp} u_{rp,t-1} + \varepsilon_{rp,t}, \quad \rho_{rp} \in [0, 1] \quad (29)$$

где  $\varepsilon_{rp,t}$  — шоки внешней премии за риск;

Условие (27) определяет динамику плавающего валютного курса, который позволяет стране проводить независимую ДКП. Если при работе с моделью не используется информация о динамике внешней премии за риск (например, CDS спрэд), то шок  $\varepsilon_{rp,t}$  имеет экономическую интерпретацию шока валютного курса: то есть отражает колебания валютного курса, не связанные с колебаниями его фундаментальных факторов.

Ставка процента на внутреннем финансовом рынке также определяется ad hoc функцией внутренней премии за риск  $irp_t$ :

$$i_t = i_{k,t} + irp_t \quad (30)$$

$$irp_t = \rho_{irp} irp_{t-1} + (1 - \rho_{irp})(-\tau(b_t^* + s_t)) + \varepsilon_{irp} \quad \rho_{irp} \in [0, 1] \quad (31)$$

где  $\rho_{irp}$  – персистентность динамики внутренней премии за риск.

Рост чистых внешних активов  $S_t B_t^*$  снижает премию для отечественных агентов. Введение ad hoc функции премии за риск от чистых внешних активов/долгов является стандартным приемом для введения неполного финансового рынка (Lubik, 2007; Benigno, 2009). Данный прием является одним из вариантов решения проблемы единичного корня в моделях открытой экономики (Schmitt-Grohe, Uribe, 2003). В результате введения эффекта чистых внешних активов в функцию внутренней премии отклик внутренней ставки имеет меньший размах колебаний и более высокие темпы схождения для всех структурных шоков<sup>13</sup> (см. рис. 2, П2, П4). Таким образом, функция внутренней премии ослабляет действие правила ДКП для ключевой ставки на экономику. Если правило для ключевой ставки действует на экономику в основном контрциклически, то уравнение для внутренней премии (31) имеет преимущественно проциклическую природу.

### Центральный Банк

Предположим, что монетарные власти в режиме таргетирования инфляции, используют принцип таргетирования инфляционного прогноза, в котором собственный прогноз инфляции является промежуточной целью ДКП. Монетарные власти при этом не совершают систематических интервенций на рынке иностранной валюты, а национальная валюта находится в режиме свободного плавания.

Правило Тэйлора для ключевой ставки базируется на ожидаемой инфляции:

$$i_{k,t} = \rho_{ik} i_{k,t-1} + (1 - \rho_{ik}) \left( k_\pi / 4 (E_t p_{c,t+4} - p_{c,t}) + k_y y_t \right) + \varepsilon_{ik,t}, \quad (32)$$

где  $\rho_{ik}$  — показатель инерционности динамики ключевой ставки;  $\varepsilon_{ik,t}$  — шок ДКП, характеризующий ее дискреционную компоненту;  $k_\pi > 1$  — коэффициент реакции ключевой ставки на ожидаемую годовую инфляцию<sup>14</sup>;  $k_y$  — коэффициент реакции ключевой ставки на разрыв выпуска.

Ключевая ставка реагирует на ожидаемую инфляцию четырех следующих периодов. Из-за инерционности инфляционного процесса, а также ключевой ставки ее отклик на

<sup>13</sup> Исключение: шок производительности в секторе гибких цен.

<sup>14</sup> Данный показатель делится на 4 чтобы согласовать годовой темп прироста ИПЦ с приведенной к кварталу ключевой ставкой.

большинство шоков имеет форму холма. Инерционность ключевой ставки играет важную роль для последовательности решений монетарных властей. Она предотвращает перелет ключевой ставки, и необходимость в будущем корректировать в обратную сторону свои текущие решения. Чтобы сделать реакцию ставки процента на шоки в экономике более сглаженной, в большинстве работ в правило Тэйлора также включается авторегрессионная компонента: Woodford (2001) полагает, что подобная реакция может характеризовать оптимальную монетарную политику, которая опирается не только на потребности, следующие из оптимизации текущей ситуации, но и на историческую динамику ставки процента, что может характеризовать выполнение взятых монетарными властями обязательств перед обществом.

Далее мы постулируем (без доказательства), что правило (32) характеризует оптимальную ДКП<sup>15</sup>.

### Государственный сектор

Государство осуществляет закупки отечественных товаров  $G_t$ , объем которых инвариантен к объему частного потребления и зависит от текущей цены на нефть:

$$G_t = \bar{G} \exp(\psi_g p_{x,t}^* + g_t), \quad (33)$$

где  $\psi_g$  — эластичность госрасходов по цене на природные ресурсы;  $\bar{G} = \gamma_g \bar{Y}$  — стационарный уровень госрасходов, составляющий долю  $\gamma_g$  от стационарного выпуска  $\bar{Y}$ ; AR(1) процесс для логарифмического отклонения госрасходов:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g,t}, \quad (34)$$

где  $\varepsilon_{g,t}$  — шок государственных расходов;  $\rho_g$  — авторегрессионный коэффициент шока государственных расходов.

Паушальные налоги снижают зависимость экономики от цены на нефть и стабилизируют ситуацию с госдолгом/госактивами:

$$T_t = T_{s,t} + (1 - k_{SF}) P_{x,t}^* Y_x, \quad (35)$$

где  $k_{SF}$  — доля доходов от экспорта природных ресурсов, остающаяся в распоряжении д/х после оплаты налогов в стабфонд;  $T_{s,t}$  — некоторая функция, необходимая правительству, чтобы стабилизировать ситуацию с государственными долгами/активами. Мы не предлагаем конкретную спецификацию данной функции и предполагаем, что динамика налогов не оказывает влияния на эндогенные переменные модели<sup>16</sup>.

<sup>15</sup> Вопрос оптимальности ДКП при использовании правила таргетирования инфляционного прогноза является достаточно актуальным и заслуживающим внимания вопросом, но выходящим за рамки нашего исследования.

<sup>16</sup> В модели выполняется эквивалентность Рикардо.

### Внешние рынки

Для малой открытой экономики процессы на внешних рынках предполагаются экзогенными AR(1) процессами:

$$P_{x,t}^* = (P_{x,t}^*)^{\rho_{px,t}} \exp(\varepsilon_{px,t}) \quad \rho_{px,t} \in [0, 1] \quad (36)$$

$$P_t^* = (P_{t-1}^*)^{\rho_{p^*,t}} \exp(\varepsilon_{p^*,t}) \quad \rho_{p^*,t} \in [0, 1] \quad (37)$$

$$Y_t^* = (Y_{t-1}^*)^{\rho_{y^*,t}} \exp(\varepsilon_{y^*,t}) \quad \rho_{y^*,t} \in [0, 1] \quad (38)$$

$$i_t^* = \rho_{i^*,t} i_{t-1}^* + \varepsilon_{i^*,t}, \quad \rho_{i^*,t} \in [0, 1] \quad (39)$$

где  $P_t^*$  — цена зарубежных товаров (в единицах иностранной валюты).

### Общее равновесие

В равновесии все агенты идентичны, поэтому переменные, характеризующие отдельных экономических агентов, совпадают с соответствующими агрегированными переменными.

Условие равенства спроса и предложения на рынке благ:

$$Y_t = C_{sh,t} + C_{fh,t} + Y_{ex,t} + G_t, \quad (40)$$

где потребление товаров с жесткими  $C_{sh,t}$  и гибкими  $C_{fh,t}$  ценами не включает потребление импортных благ;  $Y_{ex,t}$  — объем экспортных благ, который состоит из экспорта природных ресурсов  $Y_x$  и экспорта товаров с жесткими ценами  $Y_{shex,t}$ :

$$Y_{ex,t} = Y_x + Y_{shex,t} \quad (41)$$

Спрос на экспорт отечественных фирм реагирует на ситуацию на внешнем рынке и относительные цены отечественных и зарубежных товаров:

$$Y_{shex,t} = \omega Y_t^* \left( \frac{P_{sh,t}}{S_t P_t^*} \right)^{-\alpha}, \quad (42)$$

где  $\omega$  — доля мирового спроса  $Y_t^*$ , которая приходится на товары из данной страны;  $\alpha$  — эластичность замещения между отечественными и зарубежными благами на внешнем рынке, совпадающая с аналогичным показателем на отечественном рынке.

Равновесие на рынке иностранной валюты, отражающее платежный баланс экономики:

$$P_{x,t}^* Y_x + P_t^* Y_{shex,t} - P_t^* C_{f,t} + (B_{t-1}^* + IR_{t-1}^*)(1 + i_{t-1}^*) - (B_t^* + IR_t^*) = 0, \quad (43)$$

где  $IR_t^*$  — международные резервы. Мы оставляем возможность учета несистематических валютных интервенций ЦБ:

$$IR_t^* = \overline{IR}^* \exp(\varepsilon_{ir,t}), \quad (44)$$

где  $\varepsilon_{ir,t}$  — шок международных резервов;  $\overline{IR}^*$  — долгосрочный уровень международных резервов.

В Приложении А приведены все лог-линеаризованные уравнения модели.

### Мультирегиональная (глобальная) версия модели

Приведенная выше модель игнорирует связь экономики с другими регионами, использующими ту же национальную валюту, или, что эквивалентно, предполагает, что другие регионы во всем идентичны анализируемому региону. Для того чтобы получить возможность делать выводы о применимости модели с независимым инструментом ДКП для реализации регионального подхода необходима модель, которая будет учитывать эффект конвергенции (позволит анализировать идиосинкразические региональные шоки) и объединит регионы в зону единой валюты. Данная глобальная модель, во-первых, позволит проводить контролируемые эксперименты, играя роль «процесса генерации данных»; во-вторых, представляет собой точку отсчета для анализа результатов экспериментов: траекторию экономики с полной информацией.

Предположим, что существует  $N$  регионов ( $j$  — индекс региона;  $\lambda_j$  — вес региона) использующих единую валюту. Для моделирования каждого региона мы используем описанную выше модель с той лишь разницей, что ключевая ставка и курс иностранной валюты становятся общими для всех  $N$  регионов. Агрегированные по регионам переменные будем ассоциировать с федеральными переменными. Региональные переменные агрегируются в федеральные ряды с использованием соответствующих весов. В глобальной модели ключевая ставка определяется по правилу Тэйлора на основе ожидаемой агрегированной (федеральной) годовой инфляции по ИПЦ  $(E_t p_{c,t+4} - p_{c,t})$  и агрегированного выпуска  $y_t$ :

$$i_{k,t} = \rho_{ik} i_{k,t-1} + (1 - \rho_{ik}) \left( \frac{k\pi}{4} (E_t p_{c,t+4} - p_{c,t}) + k_y y_t \right) + \varepsilon_{ik,t}, \quad (32G)$$

где  $p_{c,t} = \sum_{j=1}^N \lambda_j p_{c,j,t}$  — агрегированный индекс потребительских цен;

$y_t = \sum_{j=1}^N \lambda_j y_{j,t}$  — агрегированный выпуск.

Валютный курс и внешняя премия за риск  $rp_t$  являются общими для всех регионов:

$$i_{k,t} = i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t + rp_t \quad (27G)$$

$$rp_t = -\xi p_{x,t} + u_{rp,t} \quad (28G)$$

Также общими являются все внешние процессы (36) – (39)

Все региональные переменные агрегируются в соответствующие переменные на основе весов регионов:

$$x_t = \sum_{j=1}^N \lambda_j x_{j,t}, \quad (45)$$

где  $x_{j,t}$  — вектор всех переменных модели, характеризующих регион  $j$ .

В модели для каждого отдельного региона эффект региональной конвергенции цен не учитывается, однако в глобальной версии курс иностранной валюты становится общим для всех регионов, поэтому ценовая динамика, возникающая в одном регионе через общий курс иностранной валюты будет оказывать влияние на процессы в других регионах через эффект конкуренции с импортом.

Объединив несколько региональных моделей в один фрагмент с рациональными ожиданиями, мы получим модель, прогнозирующую федеральную инфляцию и учитывающую всю совокупность общих и региональных шоков, а также все региональные особенности механизма трансмиссии этих шоков. Мы, с одной стороны, трактуем эту модель как модель, в которой региональная информация оптимальным образом учитывается при принятии решений монетарными властями. С другой стороны, мы предполагаем, что монетарные власти не имеют возможности реализовать процесс принятия решений на основе данной модели<sup>17</sup> и должны выбирать между доступными вариантами: подходом на основе агрегированной информации и региональным подходом к монетарной политике в условиях региональной неоднородности. Далее мы ссылаемся на данную модель как на модель с полной информацией.

### **Эффект конвергенции цен**

В глобальной модели возникает эффект конвергенции цен. Данный эффект проявляется в выравнивании цен отечественных благ во всех  $N$  регионах страны. Это происходит потому, что: (а) в модели для каждого отдельного региона все номинальные цены отечественных благ с гибкими и жесткими ценами, импортируемых благ выравниваются с курсом иностранной валюты; (б) курс иностранной валюты един для всех регионов. Эффект конвергенции оказывает существенное влияние на динамику цен в регионах, как при действии идиосинкразических шоков, так и при действии общих шоков при имеющихся различиях в региональных механизмах трансмиссии. Данный эффект требует, чтобы любая гетерогенная реакция цен в регионах на какой-либо шок была компенсирована будущей противоположной динамикой цен. Например, более сильный (на  $k\%$ ) рост цен региона  $A$  по сравнению с регионом  $B$  в период шока при абсолютной конвергенции цен означает, что в последующие периоды рост цен в регионе  $B$  превысит рост цен в регионе  $A$  на те же  $k\%$ .

<sup>17</sup> Главная преграда для использования модели с полной информацией – отсутствие достаточной информации о механизме региональной конвергенции цен. В нашей модели мы не оцениваем данный механизм и лишь приводим один из возможных вариантов процесса конвергенции: достаточного для того, чтобы продемонстрировать проблемы, которые могут возникнуть, если данный эффект не будет учитываться в процессе выработки ДКП.

Эффект конвергенции цен создает определенные проблемы использования правила ДКП для режима таргетирования инфляционного прогноза на уровне региона. Если монетарные власти при выборе ключевой ставки будут учитывать эффект конвергенции и ориентироваться на ожидаемую инфляцию своего региона, то это приведет к тому, что любые региональные шоки потребуют контринтуитивной реакции властей: проинфляционные региональные шоки создадут ожидания снижения цен в будущем из-за эффекта конвергенции и потребуют, чтобы власти данного региона голосовали за снижение ключевой ставки. Например, ускоренный рост цен в регионе *A* будет восприниматься как сигнал будущего возврата цен в данном регионе к общестрановому уровню, что потребует мер борьбы с ожидаемой дефляцией.

Скорость конвергенции региональных цен может различаться от региона к региону и определяется жесткостью ценообразования в каждом регионе.

Эффект конвергенции цен в нашей глобальной версии модели опирается на предпосылки: (а) конкуренции продукции, производимой в каждом регионе, с импортной продукцией; (б) предпосылку, что в каждом регионе потребляются блага, произведенные исключительно в данном регионе (плюс импортируемые блага). В этом случае влияние данного эффекта на индекс цен региона будет выше, чем, если бы мы предположили, что агенты потребляют продукцию, произведенную в разных регионах (например, как в модели Armington (1969)). При этом эффект предпочтения продукции своего региона, (см. например, Whalley and Xin, 2009), приводит к тому, что эффект конвергенции будет проявляться, несмотря на диверсификацию потребляемых благ.

В региональной модели эффект конвергенции не учитывается, что убирает проблему контринтуитивной реакции на региональные шоки, но при этом создает проблему идентификации шоков на основе доступной информации.

## 2. Параметризация модели

Для параметризации модели используем байесовский подход, который позволяет использовать априорную информацию о коэффициентах модели при оценке. При выборе априорных распределений коэффициентов мы опираемся на следующие предпосылки:

- 1) Мы учитываем результаты зарубежных исследований, основанных на микроданных.
- 2) Производим экспертные корректировки априорных распределений параметров, исходя из свойств российских данных.



- 3) Выбираем такие априорные распределения параметров модели, которые при малом количестве наблюдений позволяют получать робастные результаты оценки.
- 4) Используем такие априорные распределения параметров, которые в итоге приводят к удовлетворительным импульсным откликам (IRF) эндогенных переменных на структурные шоки<sup>18</sup>.

Априорную информацию о распределениях мы дополняем объективной информацией о параметрах, используя квартальную макроэкономическую статистику за период 1 кв. 2014 – 2 кв. 2019 (22 квартала)<sup>19</sup> по следующим наблюдаемым переменным:

1. Логарифм ВВП  $y_t$  в постоянных ценах (данные Росстата)<sup>20</sup> как прокси для валового регионального продукта.
2. Ключевая ставка  $i_{k,t}$ , % (данные Банка России, значение на конец квартала).
3. Логарифм «корзины» ОПЕК  $p_{x,t}$ , в долларах за баррель (данные ОПЕК).
4. Логарифм номинального эффективного обменного курса Волго-вятского макрорегиона (ВВМ)  $s_t$ . Прямые обменные курсы Волго-Вятского макрорегиона и торговых партнеров, взвешенные по долям в общем товарообороте (данные ФТС<sup>21</sup>, данные Банка России<sup>22</sup>).
5. Логарифм реального ВВП мировой экономики  $y_t^*$  (International Financial Statistics, МВФ<sup>23</sup>). В качестве прокси использован агрегат реального ВВП стран G20 в постоянных ценах.
6. Ставка по федеральным фондам  $i_t^*$ , % (данные ФРС США<sup>24</sup>).
7. ИПЦ США, прирост к соответствующему кварталу предыдущего периода  $p_t^*$ , % (данные Бюро статистики труда, США<sup>25</sup>).

<sup>18</sup> Данный подход соответствует байесовскому подходу к оцениванию параметров, а априорная информация касается результирующих свойств модели. Наиболее рельефно данный подход реализован в работах, в которых параметризация базируется на минимизации отклонений IRF модели от эталонных IRF полученных, например, при оценке VAR (DeJong, 1996, 2000).

<sup>19</sup> Выбор периода оценки мы ограничили режимом плавающего курса рубля. С ноября 2014 г. БР не производит систематических интервенций на рынке иностранной валюты, рубль находится в плавающем режиме. Весь 2014 г. БР производил активные корректировки границ валютного коридора, что позволяет включить в диапазон данные за весь 2014 г.

<sup>20</sup> Для этого была проведена переоценка ВВП в ценах 2016 года. Оценки сцеплены путем построения цепных индексов в единый ряд.

<sup>21</sup> Таможенная статистика внешней торговли.

Код доступа: <http://stat.customs.ru/apex/f?p=201:2:2079756762365509::NO>

<sup>22</sup> Методика расчета основных производных показателей динамики обменного курса рубля [http://www.cbr.ru/statistics/credit\\_statistics/metod\\_ex\\_rate.pdf](http://www.cbr.ru/statistics/credit_statistics/metod_ex_rate.pdf)

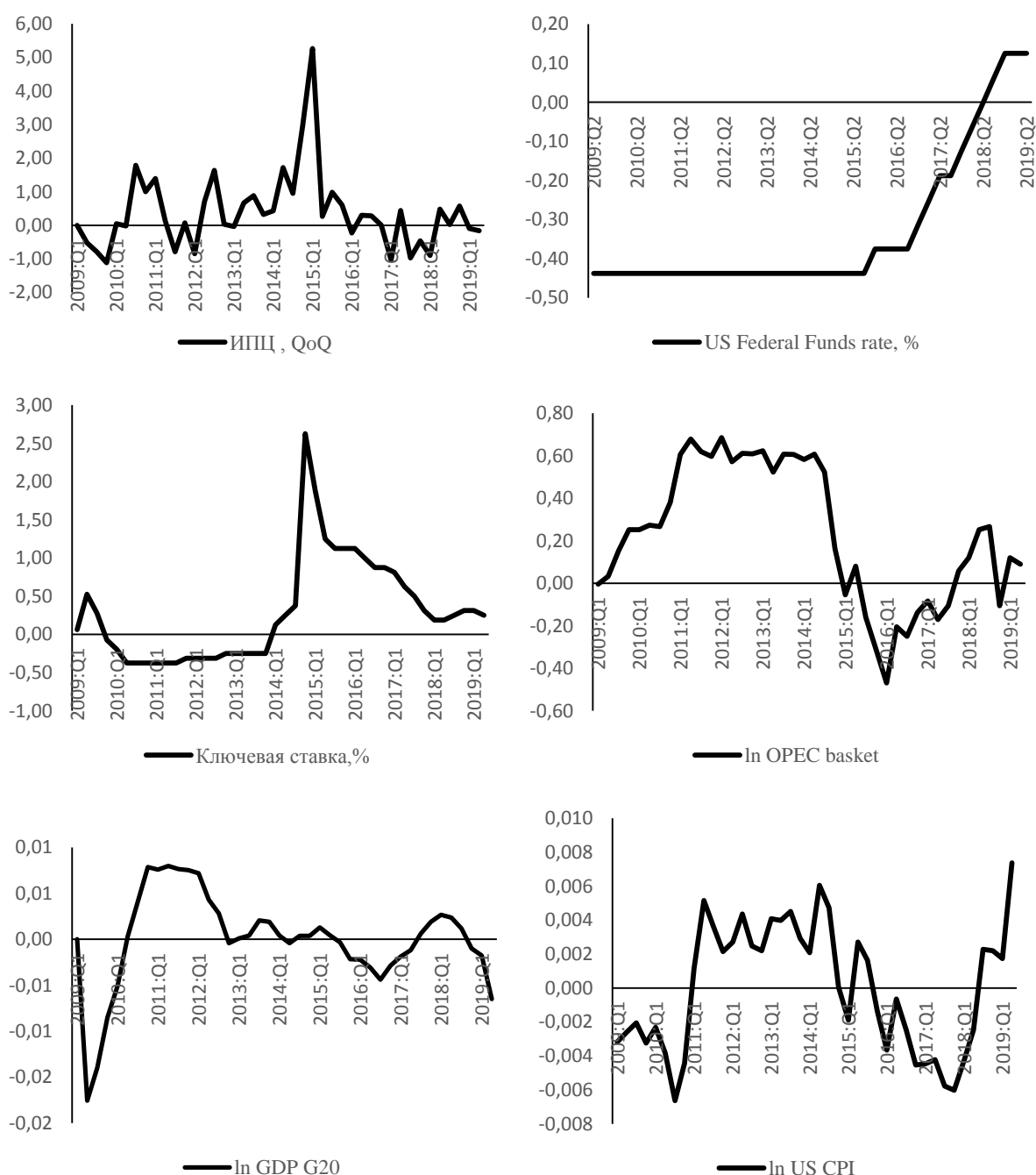
<sup>23</sup> Базовый период 2010 год, квартальные данные. Источник: [data.imf.org](http://data.imf.org)

<sup>24</sup> [Federalreserve.gov/monetarypolicy/openmarket.htm](http://Federalreserve.gov/monetarypolicy/openmarket.htm), FOMC's federal funds range – upper limit.

<sup>25</sup> [Bls.gov/cpi](http://Bls.gov/cpi), consumer price index, quarter-to-quarter.

8. ИПЦ РФ, прирост к соответствующему кварталу предыдущего периода  $p_t$ , % (данные Росстата).
9. Средневзвешенная ставка по объему выдачи кредитов для физических и юридических лиц  $i_t$ , % (формы финансовой отчетности №128, №129).

На первом этапе все временные ряды были разделены на трендовую, сезонную и бизнес-цикл компоненты. Данная процедура была проведена на квартальных данных 2009-2019 гг. и описана в Приложении Б. Динамика выявленных бизнес-цикл компонентов временных рядов приведена на рис. 1.



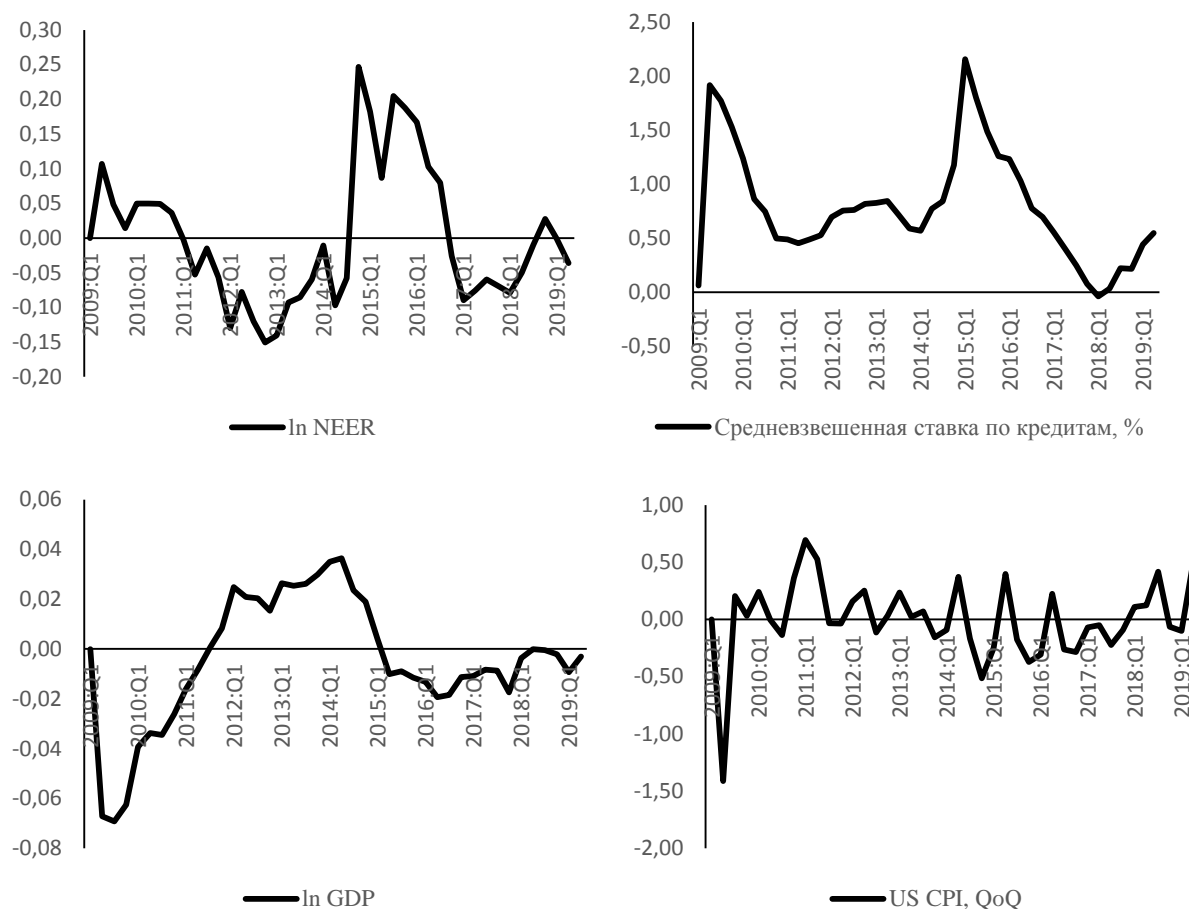


Рисунок 1. Бизнес-цикл компоненты наблюдаемых переменных.

Источник: расчеты авторов.

Выделенные бизнес-цикл компоненты девяти рядов за период с 1 кв. 2014 по 2 кв. 2019 гг. были использованы для проведения Байесовской оценки модели.

### Априорные распределения параметров

Ограниченная длина временных рядов, создает необходимость в использовании априорной информации о параметрах модели. Источниками априорной информации являются исследования, проведенные на микроуровне, а также информация о функционировании экономики России и Волго-Вятского макрорегиона.

Для оценки стандартных отклонений шоков используем равномерное априорное распределение. Количество наблюдаемых эндогенных переменных совпадает с количеством шоков, что не создает информационных проблем при оценке. Для всех параметров авторегрессии шоков мы используем Beta-распределение, которое создает минимально необходимую кривизну функции апостериорной плотности. Параметры распределения мы определяем, основываясь на представлениях об этих шоках, в частности

их персистентности. Так  $\rho_{p_x}, \rho_{p^*}, \rho_{y^*} \sim B(0.5, 0.2)^{26}$ ,  $\rho_{i^*}, \rho_{irp} \sim B(0.5, 0.1)$ ,  $\rho_{rp} \sim B(0.6, 0.05)$ ,  $\rho_u \sim B(0.2, 0.1)$ ,  $\rho_{ysh} \sim B(0.3, 0.1)$ .

Мы фиксируем значения авторегрессионных коэффициентов  $\rho_{ik} = 0.7$  (априорная информация об инерционности ключевой ставки),  $\rho_{yfh} = 0.5$ . Так как мы идентифицируем два шока на основе одного и того же временного ряда (региональной инфляции), нам нужно задать ограничение на их дисперсии. Мы предполагаем, что  $\sigma(\varepsilon_{yfh}) = 0.09$ , что означает, что вклад шоков производительности в секторе гибких цен при объяснении наблюдаемой инфляции невелик, хотя и ненулевой. Мы также не предполагаем, что валютные интервенции играют роль в объяснении наблюдаемых переменных:  $\sigma(\varepsilon_{ir}) = 0$ .

При идентификации модели на исторических данных мы не оцениваем параметры авторегрессии шоков госрасходов и заработной платы. Эти переменные введены для того, чтобы оставить возможность учета шоков данных переменных в модели. Так как переменные отсутствуют в списке наблюдаемых и не учитываются при оценке, то  $\rho_w = 0$  и  $\rho_g = 0$  и  $\sigma(\varepsilon_w) = 0$   $\sigma(\varepsilon_g) = 0$ .

Для оценки вероятности получения сигнала о сохранении цены отечественными и зарубежными производителями  $\theta_h$  и  $\theta_f$  мы основываемся на следующих предположениях. Чем выше данный параметр, тем более жесткими являются цены и тем более сильными будут эффекты номинальных шоков. Так, например, если цены меняются раз в год, то это будет соответствовать квартальному значению параметра 0,75 (близкие оценки для США и еврозоны получены в работах (Alvarez, Hernando, 2007; Blinder, 1991; Fabianiet al., 2006). Принято считать, что в России проблема номинальной жесткости цен стоит не так остро, как в Европе и США, поэтому коэффициент в России должен быть ниже, чем стандартно используемый. Но по причине того, что в нашей модели мы рассматриваем две группы отечественных товаров, одна из которых с полностью гибкими ценами, то, следовательно, для второй группы товаров коэффициент должен быть несколько выше, поэтому  $\theta_h = 0.8$ . Для зарубежных производителей мы фиксируем значение параметра на уровне  $\theta_f = 0,6$ .

При оценке параметров функции полезности будем использовать стандартные для Байесовской оценки моделей общего равновесия априорные распределения:  $\sigma \sim \Gamma(2, 0.2)$ ,  $\eta \sim \Gamma(1, 0.2)$ . Параметр субъективного межвременного дисконта мы фиксируем на уровне  $\beta = 0.99$ , что соответствует реальной ставке в 4% годовых<sup>27</sup>. Априорное распределение

<sup>26</sup> Здесь и далее при указании параметров априорных функций распределения в скобках указываем математическое ожидание и стандартное отклонение.

<sup>27</sup> Данная ставка соответствует ставке для товаров недлительного пользования (продовольственных товаров).

параметра привычек в потреблении мы задаем как  $h \sim B(0.5, 0.1)$ , что соответствует оценкам, полученным на макроданных (Navranek et al., 2017). Имея априорную информацию о невысокой эластичности замещения отечественных и зарубежных товаров (Шульгин, 2014), используем следующие параметры априорного распределения для данного параметра:  $\alpha \sim \Gamma(0.66, 0.05)$ . Параметр предпочтений потребления импортной продукции  $\gamma$  фиксируется на уровне  $\gamma = 0.1697$ , что соответствует вычисленной на основе информации Росстата доле импорта в потреблении Волго-Вятки.  $\gamma_s = 0.95$  — соответствует доле производимых в экономике ВВМ товаров, за исключением доли сельского хозяйства.  $\gamma_g = 0.16$  — доля государственных расходов в ВРП Волго-Вятского макрорегиона. Для параметра эластичности замещения товаров с жесткими и гибкими ценами используем распределение  $\nu \sim \Gamma(0.66, 0.05)$ .

Априорные распределения коэффициентов реакции премии за риск на цену на нефть  $\xi$ , госрасходов на цену на нефть  $\psi_g$  задаются исходя из того, чтобы получить корректную конфигурацию импульсных откликов эндогенных переменных на нефтяной шок, шок гос расходов и шок ключевой ставки. Так, например, мы предполагаем, что рост цены на нефть должен ассоциироваться с ростом потребления и выпуска, а также краткосрочной дефляцией, связанной с укреплением национальной валюты. Чтобы добиться данного свойства функции импульсного отклика, априорные распределения параметров выбираются следующим образом:  $\xi \sim \Gamma(0.05, 0.01)$ ,  $\psi_g \sim \Gamma(0.5, 0.05)$ . Априорное распределение коэффициента  $\psi \sim \Gamma(0.3, 0.03)$  соответствует доли нефти в экспорте Волго-Вятского макрорегиона.

Мы используем априорную информацию о коэффициентах реакции в правиле для ключевой ставки, предполагая реакцию ставки на ожидаемую будущую годовую инфляцию:  $k_\pi \sim N(2, 0.2)$  и на разрыв ВВП:  $k_y \sim N(0.05, 0.01)$ .

Мы предполагаем, что чувствительность ставки к чистым внешним активам имеет гамма распределение  $\tau \sim \Gamma(0.05, 0.02)$ : матожидание выбрано для получения корректных IRF на внешние шоки, а стандартное отклонение означает невысокую уверенность в выбранном матожидании  $\tau$ .

В большинстве моделей  $\chi_h \sim B(0.5, 0.1)$  и  $\chi_f \sim B(0.5, 0.1)$ , что соответствует 50% ориентации на прошлую инфляцию и 50% на ожидаемую будущую инфляцию (Аверина и др., 2018, Зубарев, 2018, Соколова, 2014)

Стандартное отклонение шоков задано равномерным распределением  $\sigma(\varepsilon) \in (0, \infty)$ .

### Результаты оценки

Технически мы используем уже реализованные в пакете Dynare (Adjemian et al., 2011) алгоритм расчета фильтра Кальмана для вычисления функции апостериорной плотности, а также алгоритм Ратто 'newrat' для максимизации данной функции по параметрам модели. После максимизации функции апостериорной плотности запускаем 1 млн. итераций алгоритма Метрополиса-Гастингса в рамках метода цепи Маркова с Монте-Карло итерациями (Markov Chain Monte-Carlo Metropolis Hastings алгоритм<sup>28</sup>) для получения конечной выборки для параметров модели, позволяющей рассчитывать средние значения параметров и доверительные интервалы. Результаты приведены в Приложении В табл. П1.

Большинство параметров были оценены близко к своим априорным матожиданиям, что свидетельствует о том, что в процесс оценки были заложены сильные априорные предположения о данных параметрах, которые лишь незначительно были скорректированы с помощью объективных данных. Основной причиной выбора низких стандартных отклонений априорных распределений параметров является незначительная длина рядов данных (22 квартала), которая приводит к тому, что функция правдоподобия имеет недостаточную кривизну по отношению ко многим параметрам. Другой причиной выбора сильных априорных распределений является необходимость получения определенных свойств функций импульсного отклика и декомпозиции на шоки, которые чувствительны к ключевым параметрам модели. В табл. 1 приведены результаты параметризации модели.

Таблица 1

Параметризация модели на основе средних значений параметров

Обозначение	Среднее значение	Название
$\psi$	0.2968	Доля нефти в экспорте
$\psi_g$	0.4327	Эластичность госрасходов по цене на нефть
$\xi$	0.0517	Минус полуэластичность премии за риск по ценам на нефть
$\tau$	0.0208	Реакция премии за риск на соотношение номинальной задолженности к номинальному экспорту
$h$	0.4207	Параметр привычек в потреблении
$\alpha$	0.6560	Эластичность замещения между отечественными и зарубежными благами в потреблении
$\nu$	0.6597	Эластичность замещения между товарами с жесткими и гибкими ценами
$\eta$	0.9885	Величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате

<sup>28</sup> подробнее см. Gamerman (1999).

Обозначение	Среднее значение	Название
$\sigma$	1.9765	Коэффициент относительного неприятия риска или величина обратная межвременной эластичности замещения
$\rho_{px}$	0.7140	Коэффициент авторегрессии шоков цены на нефть
$\rho_{y^*}$	0.7414	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежного выпуска
$\rho_{p^*}$	0.8240	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежных цен
$\rho_{i^*}$	0.8630	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежной ставки процента
$\rho_{rp}$	0.6187	Коэффициент авторегрессии шоков внешней премии за риск
$\rho_u$	0.1344	Коэффициент авторегрессии шоков межвременных предпочтений
$\rho_{ysh}$	0.2435	Коэффициент авторегрессии шоков производительности товаров с жесткими ценами
$\rho_{irp}$	0.5990	Коэффициент авторегрессии шоков внутренней премии за риск
$k_{\pi}$	2.1538	Коэффициент реакции ключевой ставки на отклонение ожидаемой инфляции от таргета в правиле Тейлора
$k_y$	0.0511	Коэффициент реакции ключевой ставки на отклонение выпуска в правиле Тейлора
$\chi_h$	0.4884	Степень индексации цены отечественных товаров на предыдущую инфляцию
$\chi_f$	0.5008	Степень индексации цены зарубежных товаров на предыдущую инфляцию
$\sigma(\varepsilon_{ik})$	0.0044	Стандартное отклонение шоков ключевой ставки
$\sigma(\varepsilon_{rp})$	0.0371	Стандартное отклонение шоков внешней премии за риск
$\sigma(\varepsilon_{irp})$	0.0053	Стандартное отклонение шоков внутренней премии за
$\sigma(\varepsilon_{ysh})$	0.0606	Стандартное отклонение шоков производительности товаров с жесткими ценами
$\sigma(\varepsilon_{\beta})$	0.0574	Стандартное отклонение шоков межвременных предпочтений
$\sigma(\varepsilon_{y^*})$	0.0017	Стандартное отклонение шоков зарубежного выпуска
$\sigma(\varepsilon_{p^*})$	0.0030	Стандартное отклонение шоков зарубежных цен
$\sigma(\varepsilon_{i^*})$	0.0005	Стандартное отклонение шоков ставки процента зарубежом
$\sigma(\varepsilon_{px})$	0.1681	Стандартное отклонение шоков цены на нефть
$\beta$	0.99	Субъективный межвременной дисконт
$\theta_h$	0.8	Доля отечественных производителей, не имеющих возможности оптимизировать цену в текущем периоде
$\theta_f$	0.6	Доля зарубежных производителей, не имеющих возможности оптимизировать цену в текущем периоде
$\gamma$	0.1697	Доля зарубежных товаров в потребительской корзине
$\gamma_s$	0.95	Доля товаров с жесткими ценами в общем объеме производимых в отечественной экономике товаров
$\gamma_g$	0.16	Доля государственных расходов в общем потреблении
$\rho_{ik}$	0.7	Параметр инерционности динамики ключевой ставки

Обозначение	Среднее значение	Название
$k_{sf}$	0.5	Коэффициент снижения волатильности цен на нефть за счет действий стабфонда
$\rho_{yfh}$	0.5	Коэффициент авторегрессии шоков производительности товаров с гибкими ценами
$\bar{t}^*$	0	Стационарная зарубежная ставка процента
$\rho_g$	0	Коэффициент авторегрессии шоков госрасходов
$\rho_w$	0	Коэффициент авторегрессии шоков заработной платы
$\sigma(\varepsilon_{yfh})$	0.09	Стандартное отклонение шоков производительности товаров с гибкими ценами
$\sigma(\varepsilon_g)$	0	Стандартное отклонение шоков госрасходов
$\sigma(\varepsilon_w)$	0	Стандартное отклонение шоков заработной платы
$\sigma(\varepsilon_{ir})$	0	Стандартное отклонение шоков международных резервов

Источник: расчеты авторов.

### **Функции импульсного отклика**

Получившиеся функции импульсного отклика в модели приведены на рис. 2 и 3, а также в Приложении В.

Рост цены на природные ресурсы (цены на нефть на рис. 2) на 16.8% вызывает мгновенное укрепление национальной валюты на 3.3%, которое в долгосрочном периоде падает до 0.4%. Временный шок цен на природные ресурсы вызывает перманентный эффект на курс иностранной валюты, причем долгосрочный эффект тем выше, чем ниже жесткость ценообразования в регионе. График цен импортеров имеет форму перевернутого холма (экстремум -1.4% достигается через 2 квартала после момента шока) и уходит в отрицательную зону из-за эффекта конвергенции цен внутри региона: все относительные цены сходятся к константе в долгосрочном периоде. Укрепление национальной валюты стимулирует импорт (0.5%) и дестимулирует экспорт (-1.5%) в период шока. График ключевой ставки имеет минимум (-0.17% в годовом выражении) через 1 квартал после момента шока. Динамика ставки процента в регионе оказывается более сглаженной, чем динамика ключевой ставки из-за эффекта чистых внешних активов/долгов: минимум (-0.08% в годовом выражении) достигается также через 1 квартал после момента шока.

Шок ключевой ставки, меняющий ключевую ставку на 1.3% в годовом выражении, вызывает мгновенное укрепление национальной валюты на 1.6% и на 1.2% в долгосрочном периоде. За первые четыре квартала потребительские цены снизятся на 1.0%, а в долгосрочном периоде вместе со всеми остальными ценами и курсом на 1.2%. Выпуск и



импорт сокращаются на 0.4%, а реальная зарплата на 1.8% в момент шока. Динамика региональной ставки процента практически совпадает с динамикой ключевой ставки.

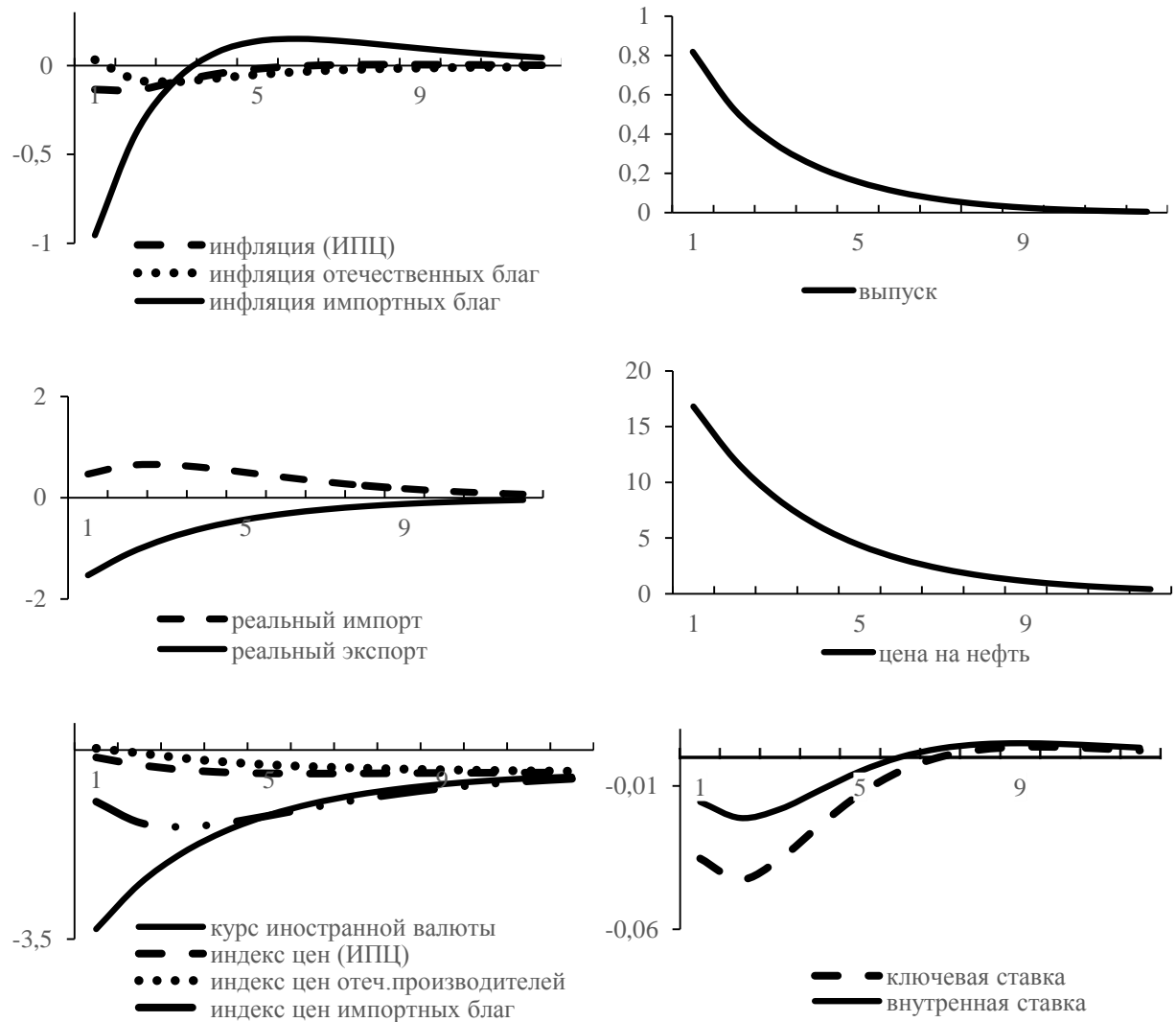


Рисунок 2. Функции импульсного отклика на шок цены на нефть  $\varepsilon_{px,t}$  (1 std. откл.)

Шок внешней премии  $\varepsilon_{rp,t}$  (рис. П2), отвечающий за скачки курса иностранной валюты, несвязанные с макроэкономическими причинами, приводит к мгновенному скачку курса на 9.3%. Данный скачок вызывает рост всех цен в экономике. Мгновенная реакция цен импортных благ оказывается максимальной: 2.3% в момент шока. Общий индекс цен вырастет на 0.9% в том же квартале. Долгосрочный рост валютного курса и всех цен составит 3.6%. Максимальная реакция ключевой ставки приходится через 1-2 квартала после шока: +1.6% в годовом выражении. Реакция региональной ставки оказывается слабее: на максимуме +1% в годовом выражении через квартал после шока. Ослабление национальной валюты стимулирует спрос, что приводит к росту выпуска на 0.9% в момент шока. Включив в период оценки 2014 год, мы получили несколько завышенную оценку

волатильности курса, требующую значительных изменений ключевой ставки. Данный шок вносит наибольший вклад в волатильность курса иностранной валюты, ключевой ставки, выпуска и большинства остальных переменных.

Шок внутренней премии  $\varepsilon_{irp,t}$  (рис. ПЗ), увеличивающий региональную ставку на 2% в годовом выражении приводит к дестимуляции совокупного спроса, что снизит инфляцию в ближайший год, включая период шока, на 0.45%, а также создаст негативный эффект на выпуск (-0.25% в момент шока). ЦБ будет противодействовать сокращению экономической активности снижением ключевой ставки на 0.2%. Эффект на валютный курс будет умеренным: укрепление национальной валюты на 0.3% в момент шока и на 0.37% в долгосрочном периоде.

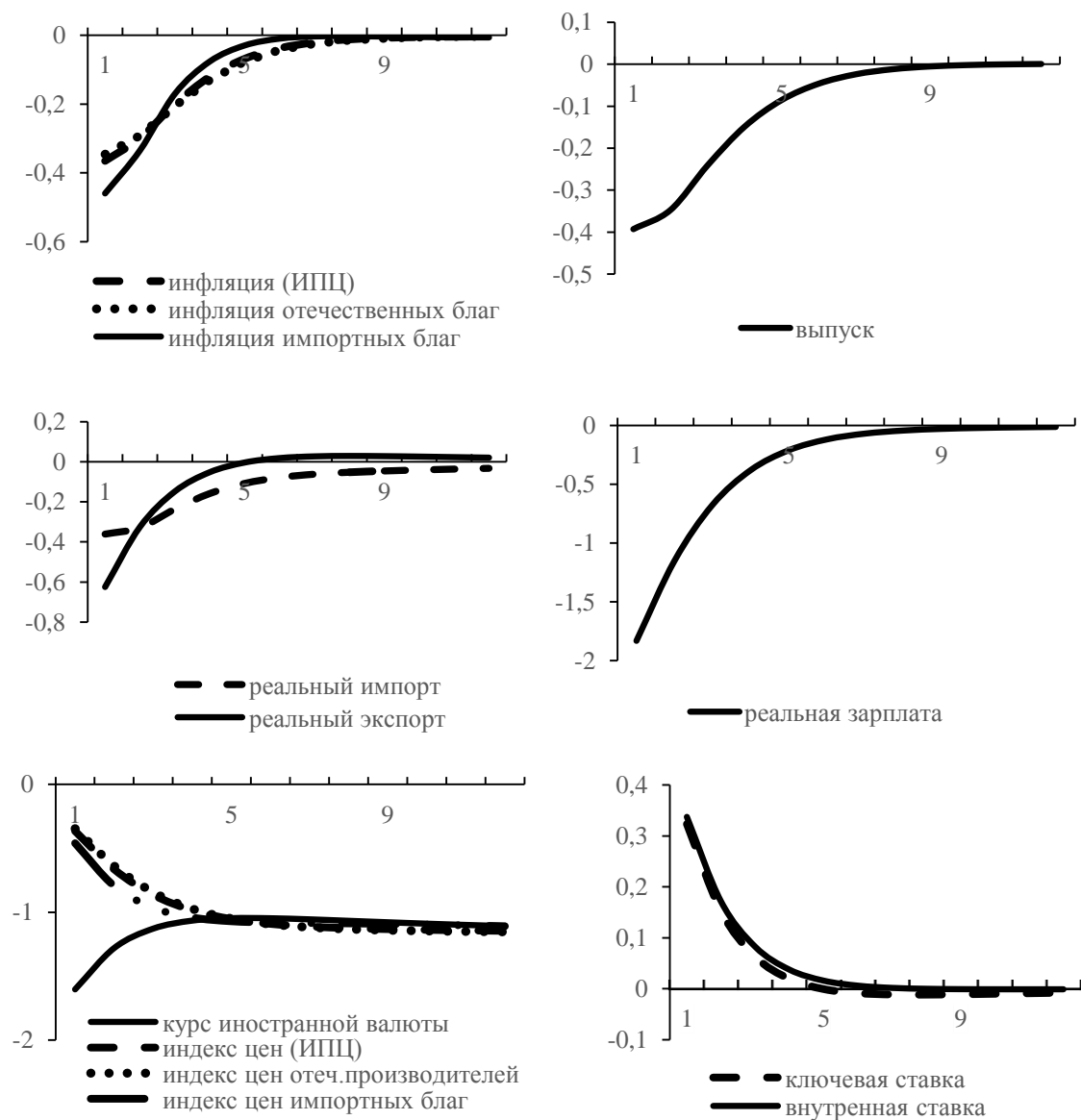


Рисунок 3. Функции импульсного отклика на шок ключевой ставки  $\varepsilon_{ik,t}$  (1 станд. откл.)

Шок производительности в секторе жестких цен  $\varepsilon_{y,t}$  в размере 6% (рис. П4) увеличит потребительские цены и курс иностранной валюты в долгосрочном периоде на 1.6%, причем подстройка практически закончится в течение ближайшего года. Мгновенное укрепление национальной валюты на 1.1% стимулирует спрос и эффект шока производительности на выпуск как в момент шока, так и спустя несколько кварталов оказывается близким к нулю (менее 0.1%). Слабая реакция ВРП на шоки предложения (производительности и реальной з/п) объясняется двумя причинами. Во-первых, гибкая зарплата приводит к тому, что рост производительности сильно снижает как саму реальную зарплату (на 6% в момент шока), так и предложение труда (эластичность предложения труда по реальной з/п близка к единице). В итоге быстрое приспособление производственных ресурсов ослабляет эффект шока производительности на выпуск, перекладывая все бремя подстройки на рынок труда, в котором никаких жесткостей не предполагается. В большинстве моделей общего равновесия вводятся различные несовершенства рынков ресурсов, в результате чего реакция выпуска оказывается более значительной. Во-вторых, реакция ВРП на идиосинкразический шок предложения в модели, не учитывающей эффект межрегиональной конвергенции, оказывается заниженной из-за преувеличения эффекта укрепления национальной валюты (см. рис. П12-П14).

#### *Декомпозиция на шоки*

Декомпозиция ИПЦ инфляции Волго-Вятского региона и ВВП РФ (прокси для выпуска Волго-Вятского региона) приведены на рис. 4-5. Декомпозиция ключевой ставки и валютного курса приведена в Приложении В (рис. П5-П6).

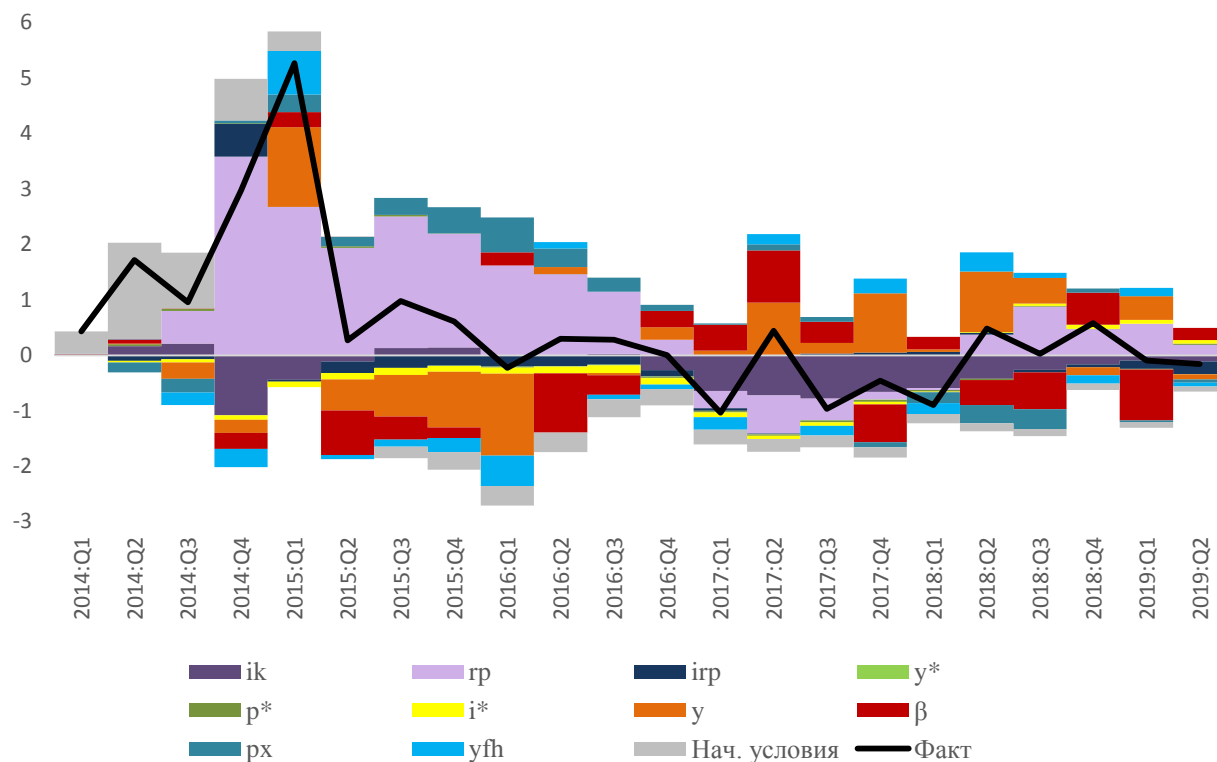


Рисунок 4. Декомпозиция динамики инфляции на структурные шоки, %.

Основным источником динамики инфляции в 2014-2016 гг. являются шоки внешней премии за риск  $\varepsilon_{rp,t}$  (которые интерпретируются как шоки валютного курса). Модель предсказывает более длительную подстройку инфляции к шоку валютного курса 4 квартала 2014 г., чем ее фактическое быстрое снижение в 2015 г., которое объясняется негативными шоками спроса и предложения. С начала 2017 г. и до середины 2018 г. основным фактором низкой инфляции модель видит жесткую ДКП, а также укрепление рубля. Со второго квартала 2018 г. умеренная инфляция объясняется действием разнонаправленных сил: шоки внешней премии (скачок валютного курса в апреле 2018 г.) а также шоки производительности подталкивали инфляцию вверх, в то время как шоки спроса и ДКП препятствовали росту цен.

Снижение разрыва выпуска (ВВП), произошедшее в 2014-2015 гг. объясняется негативными шоками цен на нефть, и негативными шоками спроса, в то время как шоки внешней премии, ослабившие рубль, оказали поддержку производству. В 2017 г. основными негативными факторами для реального сектора экономики оказались сильный рубль и жесткая ДКП. В 2018 г. разрыв ВВП был близок к нулю: в среднем негативные шоки спроса компенсировались позитивными внешними шоками: высокими ценами на нефть и слабым рублем. Во втором квартале 2019 г. негативный вклад в выпуск внесли

шоки внутренней премии за риск. Остальные структурные шоки, в том числе шоки производительности  $\varepsilon_{y,t}$ , практически не вносят значимого вклада в динамику выпуска.

Основной вклад в динамику ключевой ставки (рис. П5) вносят шоки внешней премии за риск. Резкий скачок ключевой ставки в основном определяется инфляцией, возникшей как результат ослабления рубля, но частично является дискреционным решением властей, то есть определяется шоками ключевой ставки. Уже с 1 квартала 2015 г. вклад шоков ключевой ставки становится минимальным, и ключевая ставка практически полностью определяется шоками, отвечающими за ослабление рубля. Выбранное правило ДКП хорошо описывает инерционное поведение ключевой ставки. С 4 квартала 2016 г. правило предсказывает более быстрое снижение ключевой ставки, чем происходило в реальности: вклад шоков ключевой ставки оказался положительным. Наконец, с 3 квартала 2018 г. правило ДКП соответствует фактической динамике ставки и в большинстве своем определяется ослаблением рубля, произошедшим в 3 квартале 2018 г.

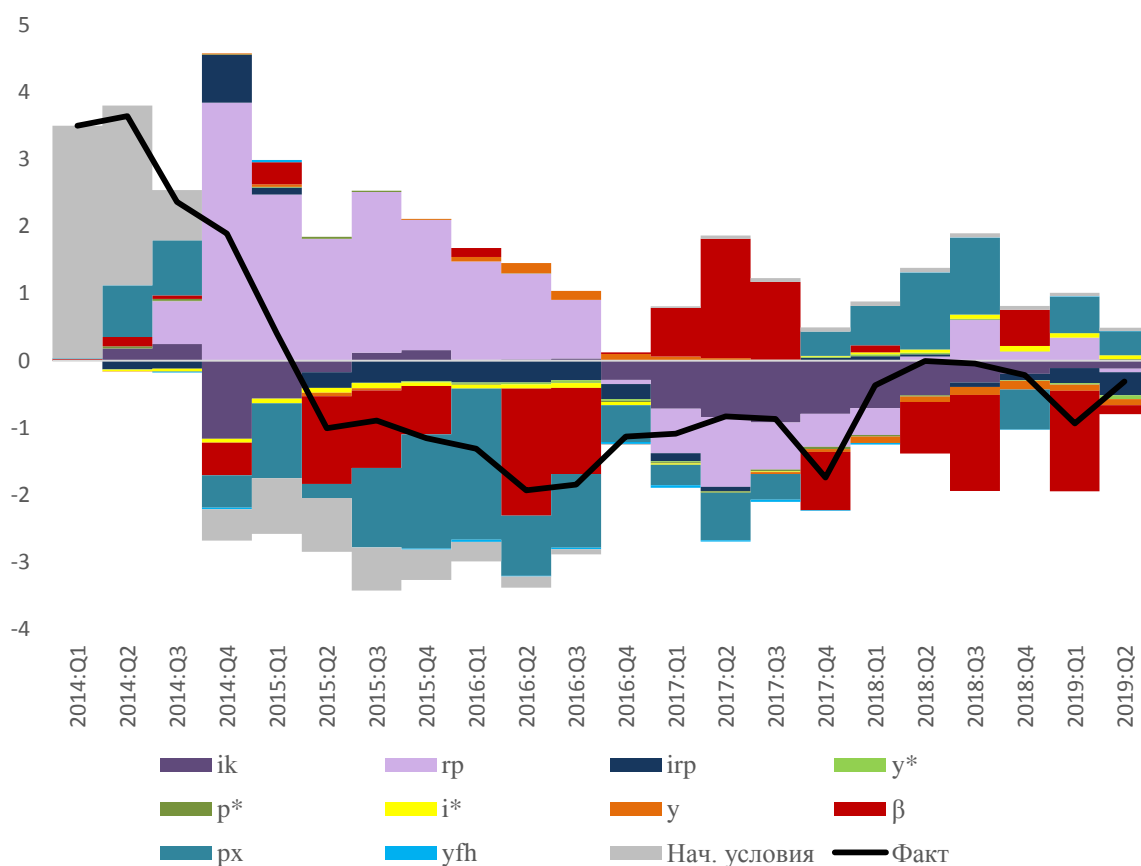


Рисунок 5. Декомпозиция динамики выпуска на структурные шоки, %.

В динамике курса иностранной валюты (рис. Пб) превалируют внешние шоки: свой вклад в ослабление рубля 2014-2015 гг. внесли цены на нефть, но основной причиной динамики курса являются шоки внешней премии. Внутренние факторы внесли небольшой вклад в динамику курса иностранной валюты: с 2017 г. жесткая ДКП, а с 2018 г. слабый спрос способствовали укреплению рубля.

### **3. Подходы к ДКП на основе агрегированной и региональной информации: симуляция**

Наличие глобальной версии оцененной модели позволяет нам провести ряд экспериментов с использованием разработанной региональной структурной модели без эффекта региональной конвергенции цен для выбора ДКП. Во-первых, она позволяет нам сравнивать импульсные отклики региональных переменных в глобальной и региональной моделях, чтобы прояснить роль предпосылки наличия независимого инструмента ДКП и роль эффекта региональной конвергенции цен. Во-вторых, играя роль процесса генерации данных, она позволяет провести симуляцию двух рассматриваемых подходов к ДКП. В-третьих, решение на основе глобальной версии модели представляет собой решение на основе полной информации, трактуется как оптимальная политика ЦБ, и далее используется для анализа потерь от неучтенной региональной неоднородности при использовании подхода на основе агрегированной информации и регионального подхода.

Далее будем работать с численным решением модели, поэтому зададим конкретные параметры региональной структуры экономики: рассмотрим три региона  $A$ ,  $B$  и  $C$  с равными долями  $\lambda_A = \lambda_B = \lambda_C = 1/3$ . В большинстве работ, анализирующих роль региональной неоднородности выбирается два региона (например, с более высокой и более низкой степенью жесткости ценообразования). В нашем случае метод анализа (симуляция) создает предпосылки увеличения количества регионов до трех. Во-первых, это не увеличивает требуемый объем аналитических расчетов; во-вторых, это даст нам больше статистической информации, что для метода симуляции может оказаться значимым фактором.

Все параметры модели соответствуют оцененным в разделе 2 параметрам (табл. 1) за несколькими исключениями. Во-первых, мы снижаем эластичность госрасходов по цене на нефть до  $\psi_g = 0.2$ , что соответствует снижению зависимости реального сектора экономики от цены на природные ресурсы, возникшее в РФ в результате введения нового бюджетного правила в 2018 г. Во-вторых, мы предполагаем, что ЦБ не реагирует на разрыв ВВП:  $k_y =$

0, то есть далее исследуем жесткое таргетирование инфляционного прогноза<sup>29</sup>. Наконец, мы зададим различные параметры жесткости ценообразования для разных регионов. Пусть регион *A* (низкая жесткость) имеет параметры модели Кальво  $\theta_{hA} = 0.6$ ,  $\theta_{fA} = 0.5$ ; регион *B* (средняя жесткость):  $\theta_{hB} = 0.7$ ,  $\theta_{fB} = 0.6$ ; регион *C* (высокая жесткость):  $\theta_{hC} = 0.8$ ,  $\theta_{fC} = 0.7$ . Мы задаем региональную неоднородность механизма трансмиссии шоков за счет параметра жесткости ценообразования, во-первых, потому что важность неоднородности данного параметра доказана в целом ряде исследований; во-вторых, для того, чтобы иметь возможность сравнивать наши результаты с результатами многочисленных исследований, приведенных выше<sup>30</sup>.

### Функции импульсного отклика

Рассчитаем функции импульсного отклика для основных шоков модели. В Приложении Г приведены импульсные отклики инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки для глобальной версии модели с полной информацией и для моделей с независимым инструментом ДКП для каждого региона (параметры идентичные)

### Отклик на общие шоки

Анализ откликов переменных на общие шоки  $\varepsilon_{px,t}$ ,  $\varepsilon_{rp,t}$ ,  $\varepsilon_{i*,t}$ ,  $\varepsilon_{y*,t}$ ,  $\varepsilon_{p*,t}$  показывает, что в глобальной модели мгновенная реакция инфляции для регионов с меньшей жесткостью предсказуемо оказывается больше, чем для регионов с большей жесткостью ценообразования. Обратное справедливо для долгосрочной реакции инфляции: для регионов с меньшей жесткостью она оказывается ниже, чем для регионов с более жесткими ценами (рис. П7-П11). Это объясняется тем, что независимо от жесткости ценообразования региона долгосрочный эффект общих шоков должен быть одинаковым в глобальной версии модели: единый курс требует выравнивания уровней цен в регионах в долгосрочном периоде. В случае региональной модели мгновенная реакция инфляции также, как и в глобальной модели будет сильнее для регионов с меньшей жесткостью цен (рис. П7-П11), но при этом долгосрочная реакция цен регионов не будет одинаковой как в глобальной модели. Чем выше жесткость ценообразования в регионе, тем слабее инфляция реагирует как в краткосрочном, так и долгосрочном периодах. Ключевая ставка и курс иностранной

<sup>29</sup> Вопрос влияния степени гибкости таргетирования на результаты нашей работы, полагаем, необходимо отложить и связать исследованием оптимальности правила таргетирования инфляционного прогноза.

<sup>30</sup> В работе Benigno (2004) проводится анализ выигрыша от учета жесткости при построении индекса цен для зоны единой валюты. Автор показал, что данный выигрыш монотонно возрастает при увеличении разброса параметра жесткости. В нашей работе разброс параметра жесткости невелик (например, по сравнению с работой Benigno, Lopez-Salido, 2006), однако достаточен, чтобы продемонстрировать все возникающие эффекты.

валюты в глобальной модели одинаковы для всех регионов, а вот в региональных моделях ключевая ставка и курс сильнее реагируют в регионах с низкой ценовой жесткостью. Повышенная номинальная жесткость региона снижает реакцию текущей инфляции региона, но ухудшает ситуацию со средне и долгосрочной подстройкой инфляции и выпуска, что может привести к более значительным потерям, чем возможные потери от сильной мгновенной реакции инфляции в регионах с низкой жесткостью цен.

Таким образом, из-за отсутствия свойства долгосрочной сходимости курсов в разных регионах, региональная модель с независимым инструментом ДКП преувеличивает влияние жесткости на отклик инфляции, курса и ставки по сравнению с глобальной версией, где курс единый и долгосрочный ценовой эффект не зависит от жесткости ценообразования.

#### **Отклик на региональные шоки**

В Приложении Г на рис. П12-29 приведены отклики инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки на региональные шоки:  $\varepsilon_{yj,t}$ ,  $\varepsilon_{yfhj,t}$ ,  $\varepsilon_{\beta j,t}$ ,  $\varepsilon_{irpj,t}$ ,  $\varepsilon_{wj,t}$ ,  $\varepsilon_{gj,t}$ , где  $j \in \{A, B, C\}$ .

Отклик на региональные шоки сильно зависит от силы эффекта региональной конвергенции цен. В глобальной модели при едином для всех регионов уровне валютного курса долгосрочные уровни потребительских цен выравниваются для всех регионов из-за эффекта конкуренции. Эффект региональной конвергенции цен проявляется в подстройке индекса потребительских цен региона к общероссийскому уровню: (а) в регионе, где возник региональный шок, происходит смена знака у инфляции через несколько кварталов после возникновения шока; (б) у остальных регионов цены подстраиваются к изменению курса иностранной валюты. Сила эффекта региональной конвергенции цен тем выше, чем меньше вес региона (так как региональный шок в меньшей степени распространяется на федеральный уровень) и чем меньше жесткость цен отечественных производителей и импортеров (так как первоначальный скачок цен в регионе, в котором происходит шок, будет больше).

В региональной модели, не учитывающей эффект региональной конвергенции цен, возврата уровня цен к общему уровню не возникает, поэтому, как и в случае с общими шоками, чем выше показатели номинальной жесткости региона, тем слабее реагирует инфляция в данном регионе, как в краткосрочном, так и в долгосрочном периодах.

Эффект влияния курса иностранной валюты на выпуск объясняет загадку негативной мгновенной реакции выпуска на региональные шоки предложения  $\varepsilon_{yj,t}$  и  $\varepsilon_{yfhj,t}$  (то же



объяснение справедливо для положительной реакции выпуска на шок реальной з/п ( $\varepsilon_{wj,t}$ ) своего региона (рис. П12-14, П27-29) региональная модель преувеличивает эффект укрепления национальной валюты, снижающий спрос на продукцию предприятий региона. Данное свойство предсказуемо ослабевает по мере увеличения номинальной жесткости региона: эффект избыточного укрепления валюты становится меньше.

Эффект от региональных шоков спроса  $\varepsilon_{\beta j,t}$ ,  $\varepsilon_{irpj,t}$ ,  $\varepsilon_{gj,t}$  как на инфляцию, так и на выпуск в региональной модели предсказуемо усиливается по сравнению с глобальной моделью за счет более сильного эффекта ослабления национальной валюты.

В глобальной модели, если идентичный шок случается в регионе с большей номинальной жесткостью, ДКП должна реагировать сильнее<sup>31</sup>, чем если бы шок случился в регионе с меньшей номинальной жесткостью. В модели без эффекта региональной конвергенции цен напротив, более низкая номинальная жесткость провоцирует более сильную реакцию инфляции, как в текущем, так и в будущих периодах. Как итог монетарные власти региона с меньшей номинальной жесткостью будут сильнее реагировать на региональные шоки.

Обобщая, заметим, что учет эффекта региональной конвергенции цен сильно меняет позицию региональных властей по выбору инструмента ДКП, наиболее подходящего для собственного региона. Если власти используют режим таргетирования инфляционного прогноза, то в случае большинства региональных шоков отклик инфляции меняет знак не позже, чем через полгода после шока. Это означает, что проинфляционный региональный шок потребует *снижения* ключевой ставки уже в текущем, или в следующем после шока периоде, так как в ближайший год будет доминировать эффект возврата ИПЦ к общероссийскому уровню. Данное свойство моделей с эффектом региональной конвергенции цен само по себе не содержит проблемы для выработки регионального вклада в ДКП, если механизм эффекта региональной конвергенции цен оценивается властями с достаточной точностью, а модель содержит достаточный объем информации обо всех регионах.

Модель с независимым инструментом ДКП, хотя и содержит неточности в оценке механизма денежной трансмиссии, позволяет властям принимать обоснованные и интуитивно понятные решения при возникновении региональных шоков. Заметим, что в реальной ситуации другие регионы не будут сохранять пассивность в ответ на региональный шок другого региона, так как будет наблюдаться результат трансмиссии

<sup>31</sup> Мгновенная реакция ключевой ставки сильнее для региональных шоков предложения, но не всегда для региональных шоков спроса. Среднесрочная реакция сильнее для всех региональных шоков.

данных шоков в валютный курс. Возникающие при этом колебания курса будут относиться властями на шок внешней премии (шок валютного курса) и другие шоки. В итоге неучтенный эффект региональной конвергенции цен будет учтен через остальные структурные шоки, не создавая критической ошибки интерпретации. Продемонстрируем данное свойство с помощью метода симуляции глобальной модели.

### **Симуляция**

В данном подразделе мы исследуем особенности использования разработанной структурной модели с независимым инструментом ДКП для реализации регионального подхода к ДКП в режиме таргетирования инфляционного прогноза. Для этого мы проведем симуляцию глобальной модели и проведем имитацию действий региональных властей по применению региональной модели с независимым инструментом ДКП. Параллельно будем проводить расчеты для подхода к ДКП на основе агрегированной информации, который также основан на предпосылке неполной информации о региональной неоднородности. Задача данного подраздела состоит в том, чтобы исследовать особенности решения на основе регионального подхода, а также сравнить результаты использования двух рассматриваемых подходов к выработке ДКП. В итоге мы должны понять, насколько данные подходы способны заменять и дополнять друг друга.

### **Алгоритм симуляции**

На первом этапе мы генерируем структурные шоки: общие  $\varepsilon_{px,t}$ ,  $\varepsilon_{rp,t}$ ,  $\varepsilon_{i^*,t}$ ,  $\varepsilon_{y^*,t}$ ,  $\varepsilon_{p^*,t}$  и региональные:  $\varepsilon_{yj,t}$ ,  $\varepsilon_{yfhj,t}$ ,  $\varepsilon_{\beta j,t}$ ,  $\varepsilon_{irpj,t}$ ,  $\varepsilon_{wj,t}$ ,  $\varepsilon_{gj,t}$ , где  $j \in \{A, B, C\}$ ,  $t \in \overline{1, T}$ . Мы предполагаем, что данные шоки имеют нулевое матожидание и стандартные отклонения, равные оцененным в разделе 2 значениям (см. табл. 2). Далее мы покажем, что в условиях неполноты информации о глобальной модели, оценки стохастических свойств шоков будут смещенными. Но проблема точности оценки шоков нас не должна волновать, так как основной задачей является изучение основных свойств схемы выработки ДКП при неполной информации, и конкретные значения дисперсий шоков принципиального значения не имеют. Например, в процессе анализа Волго-Вятского макрорегиона мы не использовали информацию о шоках реальной заработной платы  $\varepsilon_{w,t}$  и госрасходов  $\varepsilon_{wj,t}$ . Однако в экспериментах предполагается, что данные шоки происходят, а их стандартные отклонения установлены на некотором (невысоком) уровне 0.01.

Таблица 2

Стандартные отклонения шоков в экспериментах по симуляции модели

	$\varepsilon_{px,t}$	$\varepsilon_{rp,t}$	$\varepsilon_{i*,t}$	$\varepsilon_{y*,t}$	$\varepsilon_{p*,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{yfh,t}$	$\varepsilon_{\beta,t}$	$\varepsilon_{irp,t}$	$\varepsilon_{w,t}$	$\varepsilon_{g,t}$
A	0.1554	0.0329	0.0004	0.0015	0.0027	0.0556	0.09	0.0503	0.0049	0.01	0.01
B						0.0556	0.09	0.0503	0.0049	0.01	0.01
C						0.0556	0.09	0.0503	0.0049	0.01	0.01

Источник: расчеты авторов.

Мы предполагаем, что все шоки не коррелируют с другими шоками и своей историей. При симуляции мы предполагаем, что шоков монетарной политики не происходит:  $\sigma(\varepsilon_{ik,t}) = 0$  и  $\sigma(\varepsilon_{ir,t}) = 0$ .

На втором этапе мы проводим симуляцию глобальной модели на базе сгенерированных шоков. Параметры глобальной модели соответствуют параметрам региональной модели (табл. 1 с поправками, приведенными выше). Мы используем полученную в пакете Dynare линейную аппроксимацию глобальной модели вида:

$$\mathbf{Gy}_t = A \times \mathbf{Gy}_{t-1} + B \times \mathbf{G\varepsilon}_t, \quad (46)$$

где  $\mathbf{Gy}_t$  – вектор эндогенных переменных в глобальной модели;  $\mathbf{G\varepsilon}_t$  – вектор шоков в глобальной модели (размерностью  $25 \times 1$ );  $A$  и  $B$  – матрицы, полученные после линеаризации модели.

Мы разделяем полный временной интервал  $T$  на две части:  $T = T_{est} + T_{sim}$ . Данные периодов  $t \in \overline{1, T_{est}}$  используются для оценки параметров региональных моделей с независимым инструментом ДКП и модели на основе агрегированной информации. Данные для периодов  $t \in \overline{T_{est}, T_{sim}}$  используются для получения основных результатов симуляции.

На третьем этапе мы оцениваем [три] региональные модели и модель на основе агрегированной информации используя данные, полученные из глобальной модели для временного подинтервала  $t \in \overline{1, T_{est}}$ . Все [четыре] модели оцениваются на одних и тех же рядах общих переменных: курса иностранной валюты, ключевой ставки, цены природных ресурсов, зарубежном уровне цен, зарубежном выпуске и зарубежной ставке. Различия между оценками моделей возникают из-за набора региональных переменных. Для каждого  $j$ -того региона используется информация о переменных собственного региона: выпуск, инфляции по ИПЦ, инфляции для товаров с гибкими ценами, ставке на региональном финансовом рынке, региональных госрасходах, и региональной реальной заработной плате. Модель на основе агрегированной информации опирается на соответствующие агрегированные переменные. Мы предполагаем, что большинство параметров модели

точно известны монетарным властям в обоих подходах. Однако ряд параметров власти вынуждены оценивать, так как из-за различия в моделях стохастические свойства всех шоков, которые должны объяснить вариацию наблюдаемых переменных, будут отличаться от тех, что задаются в глобальной модели. Таким образом, власти оценивают стандартные отклонения всех шоков, а также соответствующие коэффициенты их авторегрессии. Мы также предполагаем, что монетарные власти оценивают параметры жесткости ценообразования. Данные параметры решающим образом влияют на принятие решения по ключевой ставке, и оценивая их, мы хотим ответить на вопрос о возможности получать информацию о жесткости ценообразования на базе агрегированных региональных данных.

Оценка производится методом максимального правдоподобия: информации в данных содержится достаточно, чтобы все параметры хорошо идентифицировались. Используя фильтр Кальмана, мы восстанавливаем значения остальных эндогенных переменных в моделях. В конце данного этапа мы имеем три региональных модели и одну модель на основе агрегированной информации вида:

$$y_{j,t} = A_j \times y_{j,t-1} + B_j \times \varepsilon_{j,t}, \quad j \in (A, B, C, F) \quad (47)$$

где  $y_{j,t}$  – вектор эндогенных переменных;  $\varepsilon_{j,t}$  – вектор шоков в региональных моделях (размерностью  $13 \times 1$ );  $A, B, C$  – индексы регионов;  $F$  – индекс модели на основе агрегированной информации. Мы также имеем восстановленную динамику всех переменных  $y_{j,t}$  для  $\forall j \in (A, B, C, F)$  и  $\forall t \in \overline{1, T_{est}}$ . Данная динамика совпадает с динамикой соответствующих переменных глобальной модели  $Gy_t$ <sup>32</sup>.

На четвертом этапе мы проделываем процедуру, аналогичную той, которую приходится решать монетарным властям: выбор ключевой ставки на основе доступной информации. При решении данной задачи мы не проводим какую-либо оптимизацию, а опираемся на правило таргетирования инфляционного прогноза (32). Наша задача в рамках данного правила состоит в прогнозировании будущей траектории инфляции, которая проводится монетарными властями на базе соответствующей оцененной на третьем шаге модели и доступной информации, которая поступает из глобальной модели.

Выбор ключевой ставки на базе региональных моделей, который делается на данном этапе, повлияет на решение глобальной модели, поэтому необходимо правило согласования моделей. Мы используем следующее комплексное правило согласования: (а) выбор ключевой ставки, который делается монетарными властями, влияет на динамику

<sup>32</sup> Полное соответствие глобальной модели и моделей на основе агрегированной и региональной информации предполагается только для наблюдаемых переменных (остальные переменные моделей совпадать не обязаны).

переменных в глобальной модели; (б) динамика соответствующих глобальных переменных становится информацией, на которой базируется выбор монетарных властей; (в) несогласованность выбранной монетарными властями ключевой ставки и той ставки, которая соответствует правилу таргетирования инфляционного прогноза глобальной модели (32G), трактуется агентами глобальной модели как шок монетарной политики  $\varepsilon_{ik,t}$ .

Таким образом, ключевая ставка, которая генерируется региональных моделях, влияет на динамику переменных в глобальной модели, которые становятся входными данными для принятия региональных решений. Процесс обмена информацией между моделями в симуляции приведен на рис. 7 и 8.

Мы анализируем три подхода к принятию решения по ДКП:

(а) Подход на основе агрегированной информации: ключевая ставка соответствует правилу (32) в оцененной модели на основе агрегированной информации  $i_{k,t} = i_{kF,t}$

(б) Региональный подход: ключевая ставка есть взвешенное среднее между ставками, соответствующих правилам для трех регионов (веса не смещенные):

$$i_{k,t} = \sum_{j \in (A,B,C)} \lambda_j i_{kj,t}, \quad (48)$$

(в) Смешанный подход: ключевая ставка есть взвешенное среднее между ставками в подходах с учетом агрегированной и региональной информации:

$$i_{k,t} = \lambda_F i_{kF,t} + \lambda_R \sum_{j \in (A,B,C)} \lambda_j i_{kj,t} \quad \lambda_F + \lambda_R = 1 \quad (49)$$

Данную процедуру мы повторяем  $T_{sim}$  раз для каждого периода симуляции.

Для того, чтобы добиться согласования моделей на основе агрегированной и региональной информации с глобальной моделью, используя описанную выше схему, мы применяем численные методы.

На пятом этапе мы вычисляем характеристики получившегося решения, позволяющие проанализировать адекватность использования модели без эффекта региональной конвергенции цен в рамках регионального подхода к ДКП в режиме таргетирования инфляционного прогноза: дисперсии ключевых эндогенных переменных и шоков, дисперсии ошибок прогноза, корреляционные матрицы и др.

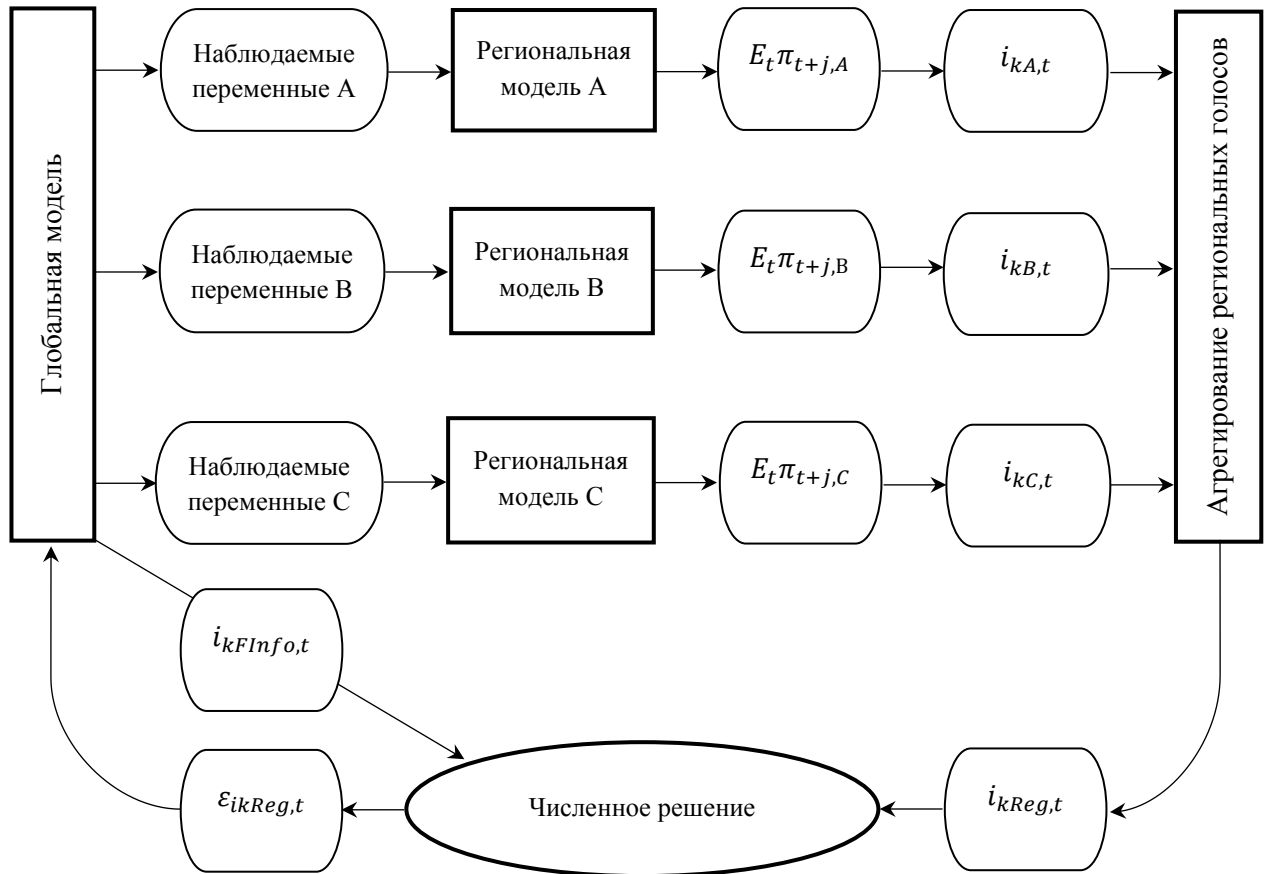


Рисунок 7. Схема алгоритма получения решения в симуляции для регионального подхода

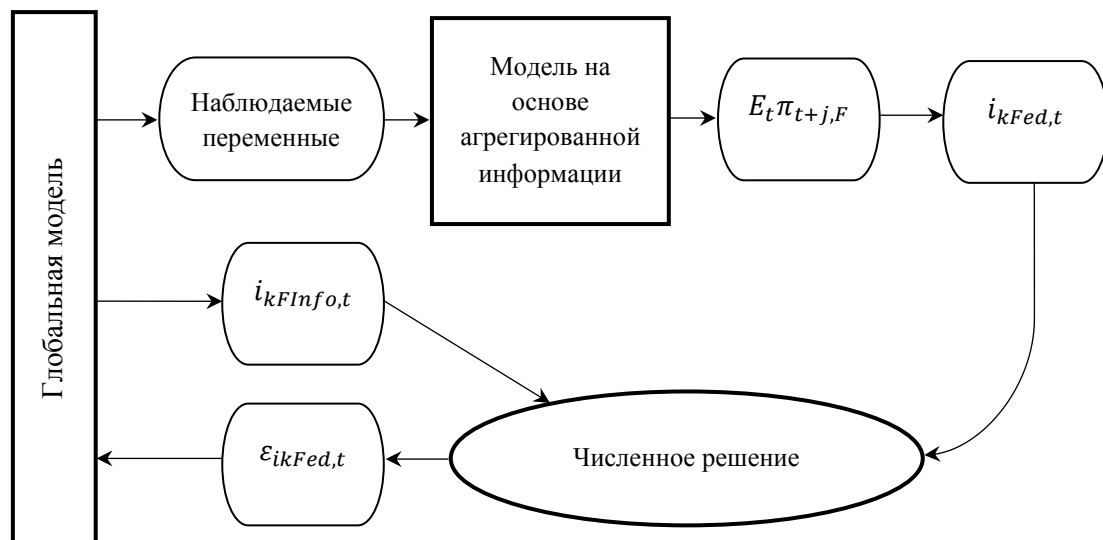


Рисунок 8. Схема алгоритма получения решения в симуляции для подхода на основе агрегированной информации

### Результаты симуляции

Мы проводим симуляцию для одной тысячи периодов оценки моделей  $T_{est} = 1000$  и для 30 тысяч периодов симуляции  $T_{sim} = 30000$ <sup>33</sup>.

Приведенный выше алгоритм позволяет восстановить динамику всех эндогенных переменных для трех подходов к принятию решений по ДКП: подхода на основе агрегированной информации (Fed), регионального (Reg) и смешанного (Mix). Также мы имеем решение глобальной модели при полной информации (FInfo). Алгоритм позволяет восстановить динамику всех переменных в трех региональных моделях, а также модели на основе агрегированной информации. Прежде чем анализировать свойства решения посмотрим на динамику шока  $\varepsilon_{ik,t}$ , который в данной схеме получения решения измеряет степень рассогласования трех моделей с миром полной информации. Данные степени рассогласования могут интерпретироваться как ошибки принятия решения на основе неполного/некорректного учета региональной информации.

В проведенном эксперименте степень рассогласования всех моделей оказалась невелика:  $\sigma(\varepsilon_{ik,Fed,t}) = 7.83 \cdot 10^{-4}$ ,  $\sigma(\varepsilon_{ik,Reg,t}) = 7.74 \cdot 10^{-4}$ ,  $\sigma(\varepsilon_{ik,Mix,t}) = 7.61 \cdot 10^{-4}$ . Сравним данные значения со стандартным отклонением ключевой ставки:  $\sigma(i_{k,Fed,t}) = 105.8 \cdot 10^{-4}$ ,  $\sigma(i_{k,Reg,t}) = 106.8 \cdot 10^{-4}$ ,  $\sigma(i_{k,Mix,t}) = 106.0 \cdot 10^{-4}$  и  $\sigma(i_{k,FInfo,t}) = 105.8 \cdot 10^{-4}$ . На рис. 9 приведена динамика ключевой ставки для подхода на основе агрегированной информации к ДКП (ось ординат) в зависимости от ключевой ставки с полной информацией (ось абсцисс). Аналогичная картина наблюдается для двух других подходов. Можно заключить, что масштаб рассогласованности трех моделей с неполной информацией с моделью с полной информацией невелик. Это означает, что 11 наблюдаемых переменных переносят достаточный объем информации, чтобы прогноз инфляции на основе моделей с неполной информацией и немного искаженным механизмом трансмиссии шоков в итоге оказался достаточно точным.

<sup>33</sup> Данного количества периодов достаточно для выявления статистических свойств стационарных процессов.

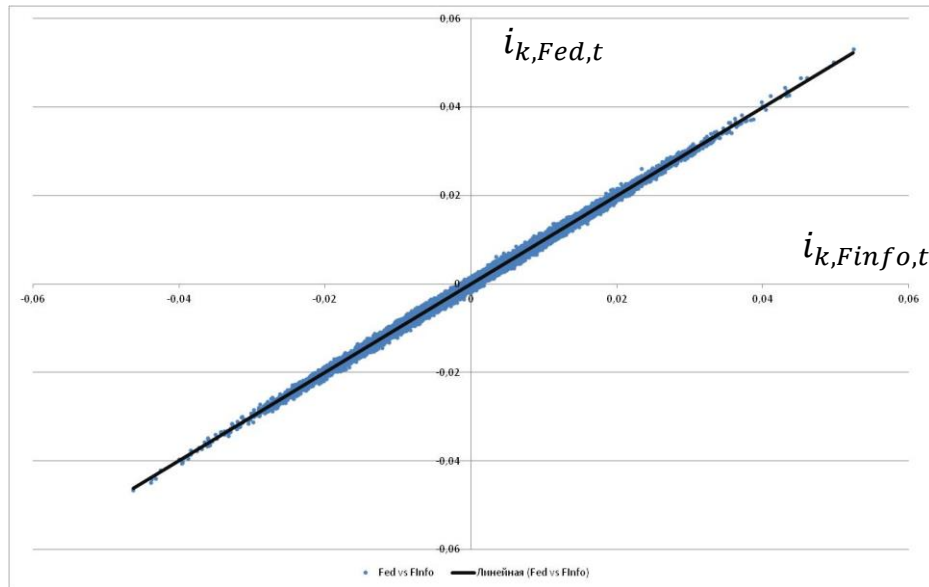


Рисунок 9. Ключевая ставка в модели на основе агрегированной информации в зависимости от ключевой ставки в модели с полной информацией. Добавлена линия линейного тренда

Матрица корреляций шоков, отвечающих за отклонение трех моделей от решения с общей информацией приведена в табл. 3.

Коэффициенты корреляции шоков близки к единице, что говорит о том, что рассогласование моделей имеет единую природу. В региональной модели формально используется больше информации для выбора ключевой ставки, так как учитывается региональная динамика. Однако искажения оценки механизма денежной трансмиссии, связанные с тем, что в региональных моделях предполагается наличие независимого инструмента ДКП и не учитывается механизм региональной трансмиссии, не позволяют существенно улучшить ситуацию с потерей информации по сравнению с моделью, опирающейся только на агрегированные данные.

Ошибка для региональной модели  $\varepsilon_{ik, Reg, t}$  положительно коррелирует с динамикой ключевой ставки в модели с полной информацией  $i_{k, Finfo, t}$  (коэффициент корреляции 0.15), что приводит к тому, что контрциклические свойства правила Тэйлора в региональной модели немного усиливаются по сравнению с другими моделями. При этом мы не учитывали данную корреляцию (а также корреляцию ошибок  $\varepsilon_{ik, Fed, t}$ ,  $\varepsilon_{ik, Reg, t}$  и  $\varepsilon_{ik, Mix, t}$  со своей историей) при разработке механизма согласования моделей, предположив, что агенты не смогут идентифицировать незначительные корреляции на данных.



Таблица 3

Матрица корреляций шоков ключевой ставки трех моделей: модели на основе агрегированной информации, региональной и смешанной, а также ключевой ставки в глобальной модели с полной информации

	$\varepsilon_{ik,Fed,t}$	$\varepsilon_{ik,Reg,t}$	$\varepsilon_{ik,Mix,t}$	$i_{k,FInfo,t}$
$\varepsilon_{ik,Fed,t}$	1	0.84	0.99	-0.03
$\varepsilon_{ik,Reg,t}$	0.84	1	0.89	0.15
$\varepsilon_{ik,Mix,t}$	0.99	0.89	1	0.01
$i_{k,FInfo,t}$	-0.03	0.15	0.01	1

Источник: расчеты авторов.

В Приложении Д в табл. П2 приведены корреляции основных переменных для региональной модели, а в табл. П3 стандартные отклонения данных переменных. Значения корреляций для трех моделей и случая полной информации оказались очень схожими: расхождения значений всех корреляций оказались менее 0.025, что дает нам возможность привести лишь матрицу только для одной из моделей.

Из-за действия эффекта региональной конвергенции цен наибольшие коэффициенты корреляции региональных переменных с соответствующими общестрановыми переменными оказалась у инфляции по ИПЦ: от 0.85 у региона С до 0.90 у региона А. Доходы, ставки и потребление регионов коррелируют с соответствующими общестрановыми переменными чуть меньше, но довольно сильно: от 0.61 до 0.82. Причем для дохода и потребления коэффициент корреляции возрастает с ростом жесткости ценообразования региона. Межрегиональные корреляции соответствующих переменных оказались предсказуемо чуть меньше, чем корреляции с общестрановыми переменными, из-за действия региональных шоков. Ключевая ставка положительно коррелирует с инфляцией, доходом, потреблением и ставкой процента во всех регионах и стране в целом, причем, чем выше жесткость ценообразования, тем выше коэффициенты корреляции. Это объясняется длительностью процесса подстройки цен под шоки: для регионов с большей ценовой жесткостью корреляция прогнозируемой инфляции (которая определяет динамику ключевой ставки) с текущей инфляцией выше. Валютный курс в модели следует процессу случайного блуждания, что объясняет очень высокую оценку дисперсии валютного курса: у переменных с единичным корнем дисперсия является линейной функцией количества периодов симуляции. Это также объясняет слабую корреляцию данной переменной с остальными: для переменной с единичным корнем данный показатель связанности рядов

применять не корректно из-за переменного матожидания ряда. Корреляция потребления с остальными переменными ниже, чем корреляция дохода с теми же переменными (это справедливо для всех регионов и для страны в целом) из-за того, что д/х используют финансовые инструменты для сглаживания траектории потребления. Цена на природные ресурсы слабо коррелирует с большинством переменных модели: во-первых, в модели присутствует механизм стабилизационного фонда, во-вторых, при определении параметров модели для проведения симуляции мы снизили оцененную на российских данных эластичность госрасходов по цене на нефть более чем в два раза.

Корреляция приростов [логарифмов] цен на природные ресурсы и валютного курса оказалась отрицательной: -0.34 с эластичностью курса по цене природных ресурсов -0.21.

Мы не старались добиться высокой корреляции с показателями РФ, так как используем смещенные региональные оценки отдельного макрорегиона РФ, плюс равные веса регионов. Наконец, глобальная модель упрощает действие всего разнообразия внешних региональных эффектов, сводя все к эффекту региональной конвергенции цен, возникающих вследствие конкуренции товаров разных регионов через цены импортных товаров.

#### ***Оценка модели на основе агрегированной информации и региональных моделей***

Результаты оценки трех региональных и модели на основе агрегированной информации моделей методом максимального правдоподобия на тестовом интервале  $t \in \overline{1, T_{est}}$  приведены в Приложении Е в табл. Пб.

Обращает внимание несоответствие оцененных параметров шоков реальной заработной платы значениям, заданным в симуляции: во всех моделях оценка дисперсии шока реальной з/п  $\sigma(\hat{\varepsilon}_{w,t})$  значительно превышает фактическую дисперсию, заданную в глобальной модели. Здесь и далее шок с крышкой ( $\hat{\varepsilon}_t$ ) обозначает шок, идентифицированный в трех региональных и модели на основе агрегированной информации. Дальнейший анализ показывает, что во всех моделях идентификация шоков предложения  $\varepsilon_{y,t}$  и  $\varepsilon_{w,t}$  затруднена из-за близких стохастических свойств данных шоков. Мы также покажем, что ситуация с идентификацией данных шоков сильно различается для регионов с низкой и высокой номинальной жесткостью, однако во всех регионах мы видим проблему идентификации региональных шоков производительности, возникающую вследствие эффекта региональной конвергенции цен.

Существенных отклонений в оценках параметров жесткостей регионов на макроданных мы не наблюдаем: самым значительным отклонением оцененного значения параметров жесткости от истинного является оценка номинальной жесткости импортеров в

регионе с высокой жесткостью:  $\hat{\theta}_{fC} = 0.6787$  ( $st. d.(\hat{\theta}_{fC}) = 0.0028$ ) при истинном значении  $\theta_f = 0.7$ . На федеральном уровне параметры жесткости оценены как:  $\hat{\theta}_{hF} = 0.6664$  и  $\hat{\theta}_{fF} = 0.6006$ .

***Идентификация шоков в модели на основе агрегированной информации и региональных моделях***

Понимание природы ошибок идентификации шоков с использованием модели на основе агрегированной информации и региональной моделей является одной из центральных задач данного раздела, поэтому рассмотрим матрицы корреляций шоков в оцененных трех региональных и модели на основе агрегированной информации моделях с фактическими шоками, возникающими в глобальной модели.

В Приложении Д в табл. П4 приведены корреляции оцененных и фактических общих шоков. Так как каждый внешний шок задается в модели уравнением с единственной эндогенной переменной, их идентификация происходит практически без проблем. Чуть сложнее обстоит дело с идентификацией шока внешней премии за риск  $\varepsilon_{rp,t}$ . Корреляция оцененных и фактических шоков для региональных моделей составляет от 0.97 (А) до 0.99 (С). Рис. 10 демонстрирует, что в регионах с большей жесткостью ценообразования оценка данного шока немного занижена по сравнению с регионами с меньшей жесткостью. При этом рис. 10 также демонстрирует, что реакция властей региона А на идентичный шок будет сильнее, чем реакция властей региона С.

Проблемы с идентификацией общих шоков оказались пренебрежимо малы по сравнению с идентификацией региональных шоков. В табл. П5 приведены корреляции оцененных и фактических региональных шоков внутренней премии  $\varepsilon_{irpj,t}$ , шоков производительности  $\varepsilon_{yj,t}$ , шоков предпочтений  $\varepsilon_{\beta j,t}$  и шоков реальной з/п  $\varepsilon_{wj,t}$  для моделей  $j \in (A, B, C, F)$ .

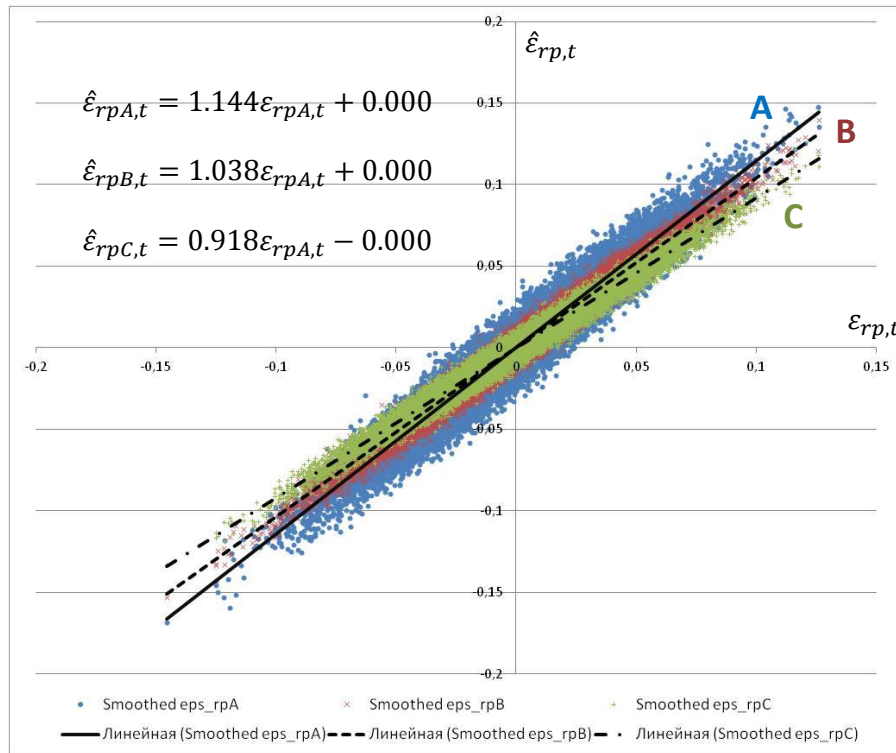


Рисунок 10. Оценка шоков внешней премии за риск в региональных моделях

Выделенные в таблице значения соответствуют наиболее значимым ошибкам идентификации, связанным с действием эффекта региональной конвергенции цен. Региональные шоки спроса (внутренней премии за риск  $\varepsilon_{irpj,t}$  и межвременных предпочтений  $\varepsilon_{\beta j,t}$ ) не содержат значимых ошибок идентификации. Это связано с тем, что шок внутренней премии  $\varepsilon_{irpj,t}$  хорошо идентифицируется на основе информации о внутренней ставке процента региона. Шок межвременных предпочтений  $\varepsilon_{\beta j,t}$  при этом имеет достаточно оригинальный профиль, который существенно отличается от региональных шоков предложения. Точность идентификации шоков спроса повышается при увеличении ценовой жесткости региона. Хорошая идентификация шока предпочтений  $\varepsilon_{\beta C,t}$  в регионе с высокой жесткостью объясняется тем, что отклик инфляции и выпуска на данный шок в глобальной модели и региональной модели С достаточно близки: сила эффекта региональной конвергенции цен не велика.

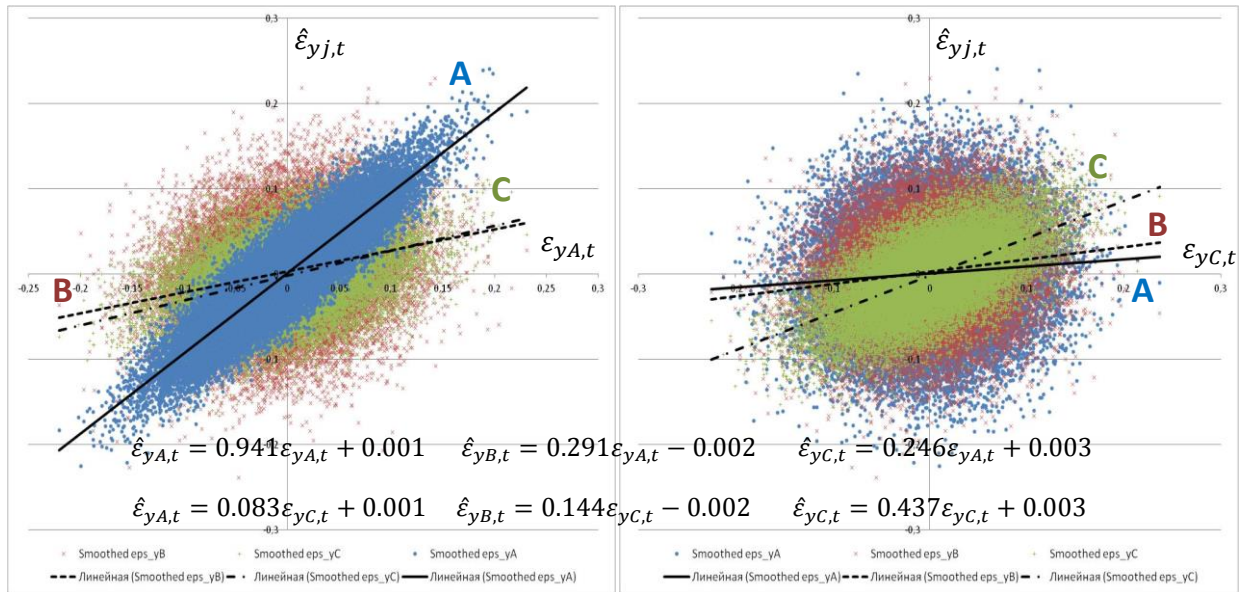


Рисунок 11. Идентификация региональных шоков производительности  $\epsilon_{y,t}$  в региональных моделях с низкой (слева) и высокой (справа) жесткостью ценообразования

Идентификация региональных шоков предложения во всех регионах затруднена. На рис. 11 показана зависимость оцененных шоков производительности  $\hat{\epsilon}_{y,t}$  от истинных шоков  $\epsilon_{y,t}$ . Видно, что с увеличением жесткости ценообразования идентификация данных шоков ухудшается. Рассмотрим идентификацию шоков предложения в регионе С. Оценка региональной модели С (табл. Пб) показывает, что стохастические свойства шоков предложения  $\epsilon_{yC,t}$  и  $\epsilon_{wC,t}$  очень близки, поэтому идентифицировать их очень сложно. Таким образом, при идентификации в региональной модели С шоки производительности  $\epsilon_{yC,t}$  почти равноценно раскладываются на шоки реальной заработной платы  $\hat{\epsilon}_{wC,t}$  и шоки самой производительности  $\hat{\epsilon}_{yC,t}$ . В итоге оцененный шок реальной з/п  $\hat{\epsilon}_{wC,t}$  слабо коррелирует с фактическим шоком  $\epsilon_{wC,t}$ , однако значительно коррелирует (отрицательно) с шоком производительности  $\epsilon_{yC,t}$ . Региональная модель предсказывает нулевую реакцию дохода на шоки производительности, поэтому наблюдаемая положительная реакция выпуска относится частично на положительный шок предпочтений  $\hat{\epsilon}_{\beta C,t}$ , частично ассоциируется с положительным шоком внешней премии. Картина получается еще более рельефная при оценке модели на основе агрегированной информации: корреляция оцененных шоков производительности  $\hat{\epsilon}_{yF,t}$  с шоками производительности региона С становится слабо отрицательной (-0.05), в то время как корреляция последних с оцененными шоками реальной з/п  $\hat{\epsilon}_{wF,t}$  является сильно отрицательной (-0.65).

Шоки производительности, возникающие в регионе А с низкой номинальной жесткостью, создают немного другую картину реализации эффекта региональной конвергенции цен. Сами шоки производительности  $\hat{\varepsilon}_{yA,t}$  идентифицируются в регионе А достаточно точно (рис. 11). При этом отклик региональной модели недооценивает отклик выпуска и переоценивает ревальвацию национальной валюты (рис. П12). Положительно коррелирующие с  $\hat{\varepsilon}_{yA,t}$  шоки внешней премии  $\hat{\varepsilon}_{rpA,t}$  и межвременных предпочтений  $\hat{\varepsilon}_{\beta A,t}$  компенсируют данный эффект<sup>34</sup>.

Резюмируя, заметим, что картин реализации эффекта региональной конвергенции цен возникает достаточно много и общее воздействие данного эффекта на оценку шоков в регионе весьма существенно. При этом конкретное воздействие эффекта региональной конвергенции цен в регионе зависит от номинальной жесткости ценообразования региона по сравнению общестрановым уровнем. В нашем эксперименте мы варьировали лишь данный параметр, но нет никаких сомнений, что другие структурные параметры региона также способны оказывать воздействие на идентификацию шоков в регионе. Учитывая сложности с практической идентификацией параметров структурной модели в конкретном регионе, заранее предсказать общую картину воздействия эффекта региональной конвергенции цен на воспринимаемые в регионе шоки практически невозможно. При этом мы показали, что контроль на 5 общих и 6 региональных наблюдаемых переменных позволяет перенести достаточный объем информации о ситуации в стране, а ошибки идентификации шоков не создают значительной проблемы для выбора ставки, адекватной текущей ситуации в экономике. Это подтверждается незначительной дисперсией шоков, отвечающих за расхождение ключевых ставок с моделью с полной информацией.

#### ***Расчеты для подхода на основе агрегированной информации, регионального и смешанного подходов к ДКП***

Проанализируем особенности регионального подхода к ДКП по сравнению с подходом на основе агрегированной информацией и решением с полной информацией.

Рассчитаем коэффициенты корреляции различных ставок процента, а также расхождений моделей  $\varepsilon_{ikFed,t}$ ,  $\varepsilon_{ikReg,t}$  и  $\varepsilon_{ikMix,t}$ , со всеми структурными шоками глобальной модели. Результаты расчета приведены в табл. 4. Мы сделали тепловую карту, на которой темно-зеленым цветом закрашены ячейки, в которых текущие коэффициенты корреляции

<sup>34</sup> Шок в регионе с низкой номинальной жесткостью достаточно сильно влияет на оценку шоков в других регионах: при  $\hat{\varepsilon}_{yA,t} > 0$  в остальных регионах агенты идентифицируют негативный шок внешней премии  $\hat{\varepsilon}_{rpB,t} < 0$ ,  $\hat{\varepsilon}_{rpC,t} < 0$ , рост реальной заработной платы  $\hat{\varepsilon}_{wB,t} > 0$ ,  $\hat{\varepsilon}_{wC,t} > 0$  и положительный шок производительности  $\hat{\varepsilon}_{yB,t} > 0$ ,  $\hat{\varepsilon}_{yC,t} > 0$ .

свидетельствуют о том, что действие ДКП на экономику существенно усиливается по сравнению с решением при полной информации  $i_{kFInfo,t}$ ; светло-зеленым когда эффект ДКП усиливается незначительно; синим закрашены ячейки, в которых воздействие ДКП остается фактически таким же, как и в случае полной информации; светло-красным закрашены ячейки, в которых эффект ДКП на экономику ослабляется; темно-красным закрашены ячейки, в которых корреляция меняет знак – меняется направление действия ДКП.

Таблица 4

Матрица корреляций решений по ДКП для подхода на основе агрегированной информации, регионального и смешанного подходов со структурными шоками в глобальной модели

	$i_{kFInfo,t}$	$i_{kReg,t}$	$i_{kMix,t}$	$i_{kFed,t}$	$i_{kregA,t}$	$i_{kregB,t}$	$i_{kregC,t}$	$\varepsilon_{ikReg,t}$	$\varepsilon_{ikMix,t}$	$\varepsilon_{ikFed,t}$
$\varepsilon_{irpA,t}$	-0,019	-0,017	-0,021	-0,022	-0,042	-0,004	-0,006	0,037	-0,044	-0,062
$\varepsilon_{yA,t}$	-0,039	-0,053	-0,061	-0,064	-0,092	-0,033	-0,032	-0,316	-0,510	-0,540
$\varepsilon_{\beta A,t}$	0,000	0,016	0,014	0,014	0,025	0,010	0,012	0,348	0,323	0,306
$\varepsilon_{wA,t}$	0,018	0,012	0,013	0,013	0,018	0,010	0,009	-0,130	-0,121	-0,115
$\varepsilon_{irpB,t}$	-0,026	-0,021	-0,025	-0,026	-0,013	-0,037	-0,011	0,102	0,013	-0,009
$\varepsilon_{yB,t}$	-0,047	-0,045	-0,045	-0,044	-0,031	-0,074	-0,027	0,040	0,060	0,063
$\varepsilon_{\beta B,t}$	0,017	0,018	0,015	0,014	0,020	0,016	0,015	0,024	-0,042	-0,058
$\varepsilon_{wB,t}$	0,011	0,005	0,004	0,004	0,002	0,011	0,001	-0,130	-0,150	-0,150
$\varepsilon_{irpC,t}$	-0,021	-0,014	-0,020	-0,021	-0,011	-0,010	-0,020	0,148	0,015	-0,019
$\varepsilon_{yC,t}$	-0,037	-0,030	-0,024	-0,023	-0,018	-0,013	-0,056	0,146	0,279	0,302
$\varepsilon_{\beta C,t}$	0,010	0,001	0,000	-0,001	0,013	0,006	-0,015	-0,205	-0,236	-0,235
$\varepsilon_{wC,t}$	0,007	0,002	0,001	0,001	0,000	0,000	0,006	-0,115	-0,136	-0,137
$\varepsilon_{rp,t}$	0,308	0,310	0,309	0,309	0,343	0,311	0,265	0,132	0,052	0,031

Источник: расчеты авторов.

Таблица 4 демонстрирует свойство *мгновенной* реакции ДКП на шоки для различных подходов. В целом таблица свидетельствует о значительной зависимости решений монетарных властей на основе подходов к ДКП с учетом агрегированной и региональной информации от того, в каком регионе находится источник шока. В регионах с более волатильными ценами (меньшей жесткостью ценообразования) большинство корреляций

свидетельствует о том, что все подходы к ДКП усиливают существующую тенденцию, которая отражается в динамике ставки с полной информацией  $i_{kFIInfo,t}$ . Таким образом, так как мы полагаем, что реакция ключевой ставки в модели на основе полной информации отражает оптимальную реакцию властей, то можем говорить о том, что оба подхода превышают реакцию ДКП на шок, если шок произошел в регионе с жесткостью ценообразования ниже среднего<sup>35</sup>. Рассмотрим ситуацию на примере роста производительности региона А, который должен вызвать снижение инфляции во всей стране, и, как следствие, снижение ключевой ставки. Мы видим, что подход к ДКП как на основе агрегированной, так и региональной информации преувеличивают необходимую реакцию властей на шок.

Объяснение избыточной реакции для двух моделей несколько отличается: в модели на основе агрегированной информации нет информации об источнике шока, поэтому видя текущую реакцию агрегированных инфляции и выпуска модель на основе агрегированной информации прогнозирует (ориентируясь на средний по жесткости регион) более персистентный, чем отклик инфляции, тем самым, преувеличивая необходимую реакцию ключевой ставки<sup>36</sup>. Для региональной модели мы видим, что власти региона А будут желать большего увеличения ключевой ставки, чем в модели с полной информацией, а власти регионов В и С будут напротив, недооценивать необходимую реакцию ДКП. Данная картина будет повторяться для шока в любом другом регионе: регион источник шока будет реагировать сильнее, а остальные регионы будут преуменьшать реакцию. Однако если шок случится в регионе с менее жесткими ценами, реакция властей данного региона будет особенно острой. Это потянет за собой общее решение по региональному подходу к ДКП: реакция ключевой ставки на шок также будет избыточной по сравнению с  $i_{kFIInfo,t}$ , как и в подходе на основе агрегированной информации.

Таким образом, можно утверждать, что, зная особенности ценообразования региона, в котором происходят шоки, можно понять, в какую сторону оптимально скорректировать предлагаемую моделями ДКП. Если источник динамики ключевой ставки – это региональные шоки, зародившиеся в регионе с жесткостью ценообразования меньшей, чем средняя, то необходима поправка на избыточную реакцию моделей.

<sup>35</sup> Имеются исключения из данного правила: например, шоки реальной з/п в регионе А.

<sup>36</sup> Рассуждая о действии причин расхождения между решениями с полной и неполной информацией, необходимо помнить, что решения моделей контролируются на 11 наблюдаемых переменных. Данный контроль оказывается с одной стороны достаточным, чтобы поправка к модели с полной информацией оказалась относительно невелика, с другой стороны достаточным, чтобы поменять коэффициент корреляции ключевой ставки с шоками.



Для региона с более высокой, чем средняя по стране жесткостью (в нашем случае региона С) наблюдается обратная картина: предлагаемая подходами на основе агрегированной и региональной информации ДКП становится менее контрциклической, чем в модели с полной информацией: модели слегка недооценивают необходимую реакцию властей. В этом случае монетарные власти недооценивают жесткость цен региона С, ориентируясь на усредненный регион, и предлагают более слабую реакцию ключевой ставки, чем в модели с полной информации. Региональный подход объясняет эту недооценку таким образом: высокая жесткость ценообразования заставляет монетарные власти региона С реагировать на шок в данном регионе С не так живо, как реагировали бы на шок своего региона представители региона А. Регионы А и В, как уже отмечалось выше, реагируют на шок другого региона слабее, чем необходимо: реакции властей региона С не хватает, чтобы достичь необходимой реакции ставки при полной информации. Итог: недооценка требуемой силы реакции ДКП.

Наши эксперименты показали, что, оба подхода к выработке ДКП сильно зависят от действия эффекта региональной конвергенции цен. Попытка контролировать данный эффект в рамках регионального подхода дает определенный результат, однако порождает другие проблемы, связанные с неточностью механизма денежной трансмиссии в самой региональной модели. Естественным решением в ситуации, когда существуют два подхода, обеспечивающие приблизительно одинаковый по качеству результат, но имеющие разную природу ошибок является взвешивание решений.

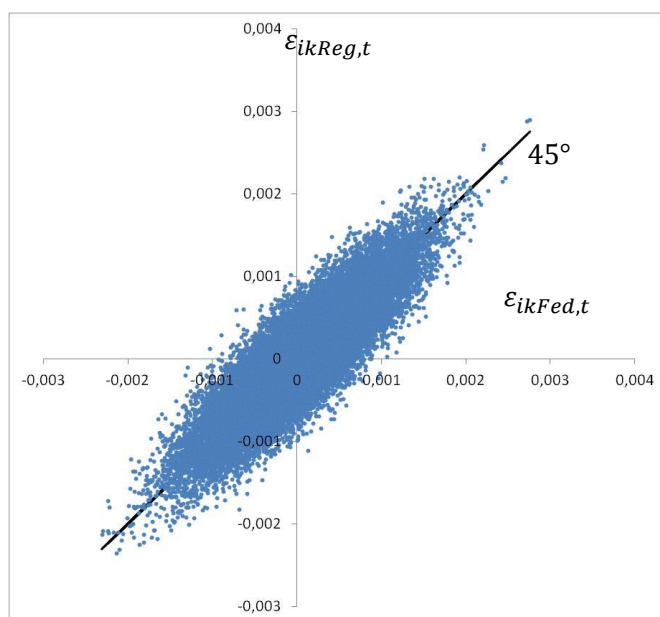


Рисунок 12. Отклонения от ожидаемой ключевой ставки для подхода на основе агрегированной информации  $\varepsilon_{ikFed,t}$  и регионального подхода  $\varepsilon_{ikReg,t}$  по сравнению с моделью с полной информацией.

На рис. 12 изображены отклонения от ключевой ставки в модели с полной информацией для подходов с учетом агрегированной и региональной информации к выработке ДКП. Высокая корреляция (0.82) отклонений для двух моделей означает, что в большинстве случаев ошибки одной модели не получится полностью исправить с помощью результатов другой модели. В частности, использование регионального подхода к ДКП не может существенно улучшить точность модели, основанной на агрегированных данных: ошибки оценки отклика экономики на шоки из регионов с различной жесткостью ценообразования, хотя и имеют разную природу в рассматриваемых подходах, приводят к аналогичным последствиям для ДКП. Однако корреляция ошибок двух подходов является не полной, что оставляет перспективы использования смешанного подхода Mix, в котором ставки двух подходов усредняются Fed (вес 0.8) и Reg (вес 0.2).

В рамках проведенного исследования мы не можем наглядно продемонстрировать, что взвешенное среднее двух решений является оптимальным, также как не можем обсуждать оптимальный вес решений на основе агрегированной и региональной информации по причине того, что в моделях мы *постулируем* оптимальность правила ДКП и не исследуем свойства целевой функции, приводящей к оптимальности данного правила. Несмотря на это, исходя из соображений, схожих с принципами формирования оптимального портфеля, можно утверждать, что, используя одновременно несколько подходов к выработке ДКП, дающих не идентичные результаты, мы можем снизить дисперсию ошибки принятого решения по ДКП. Если данные ошибки связаны с региональной дифференциацией, то смешивать необходимо такие модели, которые по-разному реагируют на ошибки, вызванные региональной неоднородностью. Таким образом, стратегия ДКП, взвешивающая подходы<sup>37</sup> на основе агрегированной и региональной информации является полезной для экономики со значительной региональной неоднородностью.

## Заключение

В работе предложена структурная модель общего равновесия для анализа макроэкономики региона. Модель рассматривает регион как единственную территорию, использующую национальную валюту, или, что эквивалентно, предполагает идентичность всех регионов как по параметрам, так и по шокам. Это приводит к тому, что эффекты межрегиональной конвергенции цен не учитываются при выборе ключевой ставки. Суть

<sup>37</sup> Веса на данный момент не обосновываются, а лишь приводятся для иллюстративных целей.

эффекта конвергенции на региональном уровне состоит в возникновении тенденции выравнивания цен в различных регионах, использующих единую валюту, в ответ на идиосинкразические региональные шоки. Данная модель позволяет реализовать региональный подход к ДКП: региональные власти могут получить условный прогноз инфляции в регионе и на базе правила таргетирования инфляционного прогноза выбрать наиболее подходящую для региона ключевую ставку. Данный подход исключает стратегическое поведение региональных представителей и способен привести значимую региональную информацию в общее решение. Региональный подход предполагает, что решение по ДКП для зоны единой валюты принимается на основе взвешенного среднего решений регионов.

В работе проанализирована мультирегиональная (глобальная) версия структурной модели, в которой мы получаем решение для страны, состоящей из нескольких гетерогенных регионов. Глобальная версия позволяет понять, как экономика страны и каждый регион в отдельности реагирует на структурные шоки и какие ошибки идентификации шоков могут возникнуть при использовании региональных моделей. Ключевая ставка в глобальной модели показывает, каким образом монетарные власти должны реагировать на общие, внешние и региональные шоки при наличии гетерогенных регионов с учетом полной информации об эффектах региональной конвергенции цен. Решение в глобальной версии модели рассматривается нами как процесс генерации данных, а также как решение с полной информацией, отражающее оптимальную политику.

Решение с полной информацией мы предполагаем не достижимым, поэтому используем численные методы для получения решения для двух возможных подходов к ДКП. Подход на основе агрегированной информации предполагает использование модели на базе агрегированных для зоны единой валюты данных; региональный подход предполагает взвешивание решений на базе региональных моделей. 11 наблюдаемых переменных, на которые контролируется прогноз инфляции, и, следовательно, решение по ключевой ставке в каждой модели, приводят к достаточно небольшим отклонениям динамики ключевой ставки для двух подходов от модели с полной информацией. Стандартное отклонение расхождения ключевых ставок в подходах на основе агрегированной и региональной информации от ключевой ставки в модели с полной информацией оказались близкими друг другу и составили около 7.5% от стандартного отклонения динамики самой ключевой ставки в модели с полной информацией. Решения для обоих подходов базируются на различных моделях с неполной региональной информацией, но ошибки прогноза оказываются достаточно сильно коррелированными.

Природа ошибок двух рассмотренных подходов различна и связана с региональной неоднородностью. Модель на основе агрегированной информации не позволяет различать источник шоков. Если шок возникает в регионе с жесткостью ценообразования ниже, чем в среднем по стране, то существует тенденция к завышению требуемой реакции ДКП, так как модель на основе агрегированной информации ориентируется на усредненную по регионам жесткость цен.

Региональная модель всегда преувеличивает канал валютного курса на цены для региональных шоков, так как игнорирует эффекты региональной конвергенции цен. Модель для региона с низкой жесткостью ценообразования преувеличивает необходимую реакцию ДКП на шок и сдвигает региональное решение в зону избыточной реакции. Таким образом, обе модели исходят из различных предпосылок, но приводят к одинаковому результату: преувеличение реакции ДКП на шок по сравнению со случаем полной информации, если шок зародился в регионе с жесткостью ценообразования ниже среднего. Аналогично рассуждая, получаем вывод о том, что, если шок зародился в регионе с ценовой жесткостью выше среднего по стране, оба подхода приводят к недостаточной реакции ДКП на этот шок. Данный вывод в целом согласуется с результатом Benigno (2004), который доказал оптимальность увеличения веса инфляции у регионов с повышенной жесткостью ценообразования.

Высокая корреляция отклонений решений по ДКП для двух подходов от модели с полной информацией не дает возможности утверждать, что региональный подход существенно расширяет возможности анализа ДКП, который дает подход на основе агрегированной информации. Однако корреляция не является 100%-ной, поэтому взвешивание решений по двум подходам имеет потенциал улучшения качества решения по ДКП.

Проведенный в работе анализ имеет ряд ограничений. Во-первых, модель региональной конвергенции цен, а также связанная с ним модель региональной и международной торговли, является предельно упрощенной. Потребители в каждом регионе потребляют лишь блага, произведенные в своем регионе, а также импортированные блага. Конвергенция идет через выравнивание цен отечественных товаров с зарубежными товарами. Данная конструкция преувеличивает воздействие эффекта конвергенции на домашние хозяйства, а, следовательно, на бизнес-цикл каждого региона. Для проведенного анализа данное преувеличение не представляет большой проблемы, так как дает нам представление о максимальных ошибках, связанных с отсутствием информации о региональной конвергенции цен. Во-вторых, в рамках рассмотренного фрагмента мы не

можем рассуждать об оптимальных весах подходов на основе агрегированной и региональной информации в окончательном решении, так как не проводим оптимизацию правила ДКП. В-третьих, мы оставили за скобками те возможности модели, которые позволяют контролировать эффект региональной конвергенции цен за счет информации о федеральной инфляции, аналогичные тем, что применяются для анализа различных аспектов функционирования стран Евросоюза. Все три перечисленных выше пункта представляются нам актуальными для дальнейшего развития данной темы.

## Список литературы

1. Аверина Д. С., Горшкова Т. Г., Синельникова-Мурылева Е. В. Построение кривой Филлипса на региональных данных // Экономический журнал ВШЭ. 2018. Т. 22 № 4. С. 609-630.
2. Жемков М. И. Региональные эффекты таргетирования инфляции в России: факторы неоднородности и структурные уровни инфляции // Вопросы экономики. 2019. Т. 2019 №9. С. 70-89.
3. Зубарев А.В. Об оценке кривой Филлипса для российской экономики // Экономический журнал ВШЭ. 2018. Т. 22. № 1.
4. Перевышин Ю.Н., Синельников-Мурылев С.Г., Трунин П.В. Факторы дифференциации цен в российских регионах // Экономический журнал ВШЭ. 2017. Т. 21. № 3.
5. Полбин А.В. Оценка траектории темпов трендового роста ВВП РФ в ARX модели с ценами на нефть // Экономическая политика. В печати.
6. Соколова А.В. Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных // Деньги и кредит. 2014. Т. 11. С. 61-67.
7. Шульгин А. Г. Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE модели для России? // Прикладная эконометрика. 2014. Т. 36. № 4. С. 3-31.
8. Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villemot S. (2011). Dynare: reference manual, version 4. Dynare Working Papers, № 1, CEPREMAP.
9. Aksoy Y., De Grauwe P., Dewachter H. (2002). Do Asymmetries Matter for European Monetary Policy? // European Economic Review, 46 (3), 443-469.
10. Angelini P., Del Giovane P., Siviero S., Terlizzese D. (2008). Monetary Policy in a Monetary Union: What Role for Regional Information? // International Journal of Central Banking, International Journal of Central Banking, 4(3), 1-28.
11. Alvarez L., Hernando I. (2006). Price setting behaviour in Spain: Evidence from consumer price micro-data // Economic Modelling, 23 (4), 699-716.
12. Armington P. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production / Staff Papers (International Monetary Fund), 16(1), 159-178.
13. Beck G., Hubrich K., Marcellin M. (2009) Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United State // Economic Policy, 24(57), 141-184.
14. Benigno P. (2004). Optimal monetary policy in a currency area. J Int Econ 63: 293-320.

15. Benigno P. (2009). Price Stability with Imperfect Financial Integration // *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (1), 121-149.
16. Benigno P., Lopez-Salido J. (2006). Inflation persistence and optimal monetary policy in the Euro area // *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(3), 587-614.
17. Blinder A. (1991). Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study // *American Economic Review*, 81(2), 89-96.
18. Bragoli D., Rigon M., Zanetti F. (2016) Optimal inflation weights in the Euro Area // *International Journal of Central Banking*, 12(2), 357-383.
19. Brauning C., Fendel R. (2018). National information and euro area monetary policy: a generalized ordered choice approach // *Empirical Economics*, 54(2), 501-522.
20. Brissimis S., Skotida I. (2008). Optimal monetary policy in the euro area in the presence of heterogeneity // *Journal of International Money and Finance*, 27(2), 209-226.
21. Burriel P., Fernández-Villaverde J., Rubio-Ramírez, J. (2010). MEDEA: a DSGE model for the Spanish economy // *SERIEs: Journal of the Spanish Economic Association*, 1(1), 175-243.
22. Calvo G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework // *Journal of Monetary Economics*, vol. 12(3), September, 383-398.
23. Carlton D. (1986). The rigidity of prices // *American Economic Review*, 76, 637-658.
24. Chappell H., McGregor R., Vermilyea T. (2008). Regional economic conditions and monetary policy // *European Journal of Political Economy*, 24(2), 283-293.
25. Clarida R., Gali J., Gertler M. (2002). A simple framework for international monetary policy analysis // *Journal of Monetary Economics*, 49, 879–904.
26. DeJong D., Ingram B., Whiteman C. (1996). A bayesian approach to calibration // *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 1–9.
27. DeJong D., Ingram B., Whiteman C. (2000). A Bayesian approach to dynamic macroeconomics // *Journal of Econometrics*, 98(2), 203–223.
28. Deryugina E., Karlova N., Ponomarenko A., Tsvetkova A. (2019). The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments // *Economic Change and Restructuring*, 52(4), 453-474.
29. Eichengreen B., Ghironi F. (2002). EMU and Enlargement / Chapters, in: Marco Buti & André Sapir (ed.), *EMU and Economic Policy in Europe*, ch. 15, Edward Elgar Publishing.
30. Brissimis S., Skotida I. (2008). Optimal monetary policy in the euro area in the presence of heterogeneity // *Journal of International Money and Finance*, 27(2), 209-226.

31. Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapil C., Landau B., Loupiaz C., Martins F., Matha T., Sabbatini R., Stahl H., Stokman A. (2006). What Firms' Surveys Tell Us about Price-Setting Behavior in the Euro Area // *International Journal of Central Banking*, 2(3), 3-48.
32. Gamerman D. (1997). *Markov Chain Monte Carlo. Stochastic Simulation for Bayesian Inference*. Chapman and Hall.
33. Gomes P., Jacquinot M., Pisani M. (2012). The EAGLE. A model for policy analysis of macroeconomic interdependence in the euro area // *Economic Modelling*, 29(5), 1686–1714.
34. Greenspan A. (2000). *Productivity and Efficiency in the Federal Reserve System / Speech given at the dedication of the new Birmingham Branch Building of the Federal Reserve Bank of Atlanta, December.*
35. Hayo, B., Méon P.-G. (2013). Behind Closed Doors: Revealing the ECB's Decision Rule // *Journal of International Money and Finance*, 37, 135-160.
36. Havranek T., Rusnak M., Sokolova A. (2017). Habit formation in consumption: A meta-analysis // *European Economic Review*, 95(C), 142-167.
37. Jondeau E., Sahuc J. (2008). Optimal Monetary Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area with Cross-country Heterogeneity // *International Journal of Central Banking*, 4(2), 23-72.
38. Kolasa M. (2009). Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model // *Economic Modelling*, 26(6), 1245-1269.
39. Kool C. (2006). *What drives ECB monetary policy / Growth and Cohesion in the European Union: The Impact of Macroeconomic Policy*. Edgar Elgar, 74-97.
40. Kwon G., Spilimbergo A. (2005). *Russia's Regions: Income Volatility, Labor Mobility, and Fiscal Policy // IMF Working Paper No. WP/05/185*. Washington, DC USA.
41. Lee J. (2009). Evaluating monetary policy of the euro area with cross-country heterogeneity: Evidence from a New Keynesian model // *Economic systems*, 33, 325-343.
42. Lombardo G. (2006). Inflation Targeting Rules and Welfare in an Asymmetric Currency Area // *Journal of International Economics*, 68 (2), 424-442.
43. Lubik T. (2007). Non-Stationarity and Instability in Small Open-Economy Models Even When They Are "Closed" // *Economic Quarterly*, 93 (4), 393-412.
44. Meade E., Sheets D. (2005). Regional influences on FOMC voting patterns // *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(4), 661-677.



45. Rabanal P. (2009). Inflation Differentials between Spain and the EMU: A DSGE Perspective // *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(6), 1141-1166.
46. Quint D. (2016). Measuring and comparing the stress from the common monetary policy in the euro area // *International Economics and Economic Policy*, 13(4), 593-621.
47. Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2003). Closing small open economy models // *Journal of International Economics*, 61, 163-185.
48. Sousa P. (2009). Do ECB Council Decisions Represent Always a Real Euro Consensus? CIGE Working Paper 9.
49. Vaona A., Ascari G. (2012). Regional Inflation Persistence: Evidence from Italy // *Regional Studies*, 46(4), 509-523.
50. Walsh C. *Monetary theory and policy*. Third edition. MIT Press. 2010.
51. Whalley J., Xin X., (2009). "Home and regional biases and border effects in Armington type models," *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 26(2), pages 309-319, March.
52. Woodford M. (2001). The Taylor Rule and Optimal monetary policy // *The American Economic Review*, 91(2), 232-237.
53. Yun T. (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles // *Journal of Monetary Economics*, 37, 345-370.

## Приложения

### Приложение А. Лог-линеаризованная версия модели

Уравнение Эйлера:

$$c_t = \frac{1}{1+h} E_t c_{t+1} + \frac{h}{1+h} c_{t-1} - \frac{1-h}{1+h} \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1}^c - (1 - \rho_u) u_t) \quad (\text{П1})$$

Предложение труда:

$$w_t - p_{c,t} = \eta n_t + \sigma \left( \frac{1}{1-h} c_t + \frac{h}{1-h} c_{t-1} \right) \quad (\text{П2})$$

Внутренняя процентная ставка:

$$i_t = i_{k,t} + irp_t \quad (\text{П3})$$

Непокрытый процентный паритет:

$$i_{k,t} = i_t^* + (E_t S_{t+1} - S_t) + rp_t \quad (\text{П4})$$

Производственная функция:

$$y_t = n_t + e_{sh,t} (1 - \gamma_{fy}) + e_{fh,t} \gamma_{fy}, \quad (\text{П5})$$

где  $\gamma_{fy} \equiv (1 - \gamma)(1 - \gamma_s)(1 - \gamma_g)$

Равновесие на рынке благ:

$$y_t = [\gamma y_{ex,t} + (1 - \gamma)(\gamma_s c_{sh,t} + (1 - \gamma_s) c_{fh,t})] (1 - \gamma_g) + \gamma_g (g_t + \psi_g p_{x,t}) \quad (\text{П6})$$

Общее потребление

$$c_t = \gamma c_{h,t} + (1 - \gamma) c_{f,t} \quad (\text{П7})$$

Потребление отечественных благ

$$c_{h,t} = \gamma_s c_{sh,t} + (1 - \gamma_s) c_{fh,t} \quad (\text{П8})$$

Спрос на импорт:

$$c_{f,t} = c_t - \alpha (p_{f,t} - p_{c,t}) \quad (\text{П9})$$

Спрос на блага с жесткими ценами:

$$c_{sh,t} = c_{h,t} - \nu (p_{sh,t} - p_{h,t}) \quad (\text{П10})$$

Спрос на блага с гибкими ценами:

$$c_{fh,t} = c_{h,t} - \nu (p_{fh,t} - p_{h,t}) \quad (\text{П11})$$

Определение ИПЦ:

$$p_{c,t} = (1 - \gamma)p_{h,t} + \gamma p_{f,t} \quad (\text{П12})$$

Определение цен производителей:

$$p_{h,t} = (1 - \gamma_s)p_{fh,t} + \gamma_s p_{sh,t} \quad (\text{П13})$$

Оптимальное ценообразование благ с гибкими ценами:

$$p_{fh,t} = w_t - e_{fh,t} \quad (\text{П14})$$

Ценообразование по Кальво для производителей товаров с жесткими ценами:

$$\pi_{sh,t} - \chi_h \pi_{c,t-1} = \beta (E_t \pi_{sh,t+1} - \chi_h \pi_{c,t}) + \frac{(1-\theta_h)(1-\beta\theta_h)}{\theta_h} mc_{sh,t} \quad (\text{П15})$$

Ценообразование по Кальво для импортеров:

$$\pi_{f,t} - \chi_f \pi_{c,t-1} = \beta (E_t \pi_{f,t+1} - \chi_f \pi_{c,t}) + \frac{(1-\theta_f)(1-\beta\theta_f)}{\theta_f} (s_t + p_t^* - p_{f,t}) \quad (\text{П16})$$

Определение инфляции по ИПЦ:

$$\pi_{c,t} = (1 - \gamma)\pi_{h,t} + \gamma\pi_{f,t} \quad (\text{П17})$$

Определение инфляции цен производителей:

$$\pi_{h,t} = (1 - \gamma_s)\pi_{fh,t} + \gamma_s \pi_{sh,t} \quad (\text{П18})$$

Предельные издержки производителей благ с жесткими ценами:

$$mc_{sh,t} = w_t - p_{sh,t} - e_{sh,t} \quad (\text{П19})$$

Определение инфляции благ с гибкими ценами:

$$\pi_{fh,t} = p_{fh,t} - p_{fh,t-1} \quad (\text{П20})$$

Определение индекса цен товаров с жесткими ценами:

$$p_{sh,t} = p_{sh,t-1} + \pi_{sh,t} \quad (\text{П21})$$

Определение индекса цен импортеров:

$$p_{f,t} = p_{f,t-1} + \pi_{f,t} \quad (\text{П22})$$

Определение реальной заработной платы:

$$wp_t = w_t - p_{c,t} \quad (\text{П23})$$

Реальный экспорт благ:

$$y_{ex,t} = (1 - \psi)(y_t^* - \alpha(p_{sh,t} - s_t - p_t^*)) \quad (\text{П24})$$

Платежный баланс:

$$k_{sf}\psi p_{x,t} + (1 - \psi) \left( p_t^* + y_t^* - \alpha(p_{sh,t} - s_t - p_t^*) \right) - (p_t^* + c_{f,t}) + b_{t-1}^*(1 + i^*) + ir_{t-1}^* - b_t^* - ir_t^* = 0 \quad (\text{П25})$$

где  $b_t^*$  – [логарифм] объем зарубежных долгов в единицах экспорта;  $ir_t^*$  – [логарифм] международные резервы в единицах экспорта;

Внутренняя премия за риск:

$$irp_t = \rho_{irp} irp_{t-1} + (1 - \rho_{irp})(-\tau(b_t^* + s_t)) + \varepsilon_{irp,t} \quad (\text{П26})$$

Внешняя премия за риск:

$$rp_t = -\xi p_{x,t}^* + u_{rp,t} \quad (\text{П27})$$

Правило Тэйлора:

$$i_{k,t} = \rho_{ik} i_{k,t-1} + (1 - \rho_{ik}) \left[ \frac{k_\pi}{4} \sum_{s=1}^4 E_t \pi_{c,t+s} + k_y y_t \right] + \varepsilon_{ik,t} \quad (\text{П28})$$

AR(1) для зарубежных цен:

$$p_t^* = \rho_{p^*} p_{t-1}^* + \varepsilon_{p^*,t} \quad (\text{П29})$$

Определение зарубежной инфляции:

$$\pi_t^* = p_t^* - p_{t-1}^* \quad (\text{П30})$$

AR(1) для зарубежного выпуска:

$$y_t^* = \rho_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_{y^*,t} \quad (\text{П31})$$

AR(1) для зарубежной ставки:

$$i_t^* = \rho_{i^*} i_{t-1}^* + \varepsilon_{i^*,t} \quad (\text{П32})$$

AR(1) для мировых цен природных ресурсов:

$$p_{x,t} = \rho_{px} p_{x,t-1} + \varepsilon_{px,t} \quad (\text{П33})$$

AR(1) для производительности в секторе с жестким ценами:

$$e_{sh,t} = \rho_{y} e_{sh,t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (\text{П34})$$

AR(1) для производительности в секторе с гибкими ценами:

$$e_{fh,t} = \rho_{yfh} e_{fh,t-1} + \varepsilon_{yfh,t} \quad (\text{П35})$$

AR(1) для шока внешней премии:

$$u_{rp,t} = \rho_{rp} u_{rp,t-1} + \varepsilon_{rp,t} \quad (\text{П36})$$

AR(1) для шока межвременных предпочтений:

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_{\beta,t} \quad (\text{П37})$$

Случайный процесс для международных резервов:

$$ir_t^* = \varepsilon_{ir,t} \quad (\text{П38})$$

AR(1) для госрасходов:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (\text{П39})$$

AR(1) для шоков реальной заработной платы:

$$u_{w,t} = \rho_w u_{w,t-1} + \varepsilon_{w,t} \quad (\text{П40})$$

**Приложение Б. Декомпозиция рядов на трендовую, сезонную и бизнес-цикл компоненты**

Каждый временной ряд  $x_t$ , используемый для Байесовской оценки параметров модели, разделяется на три компоненты:

$$x_t = x_t^{tr} + x_t^s + x_t^{bc}, \quad (\text{П41})$$

где  $x_t^{tr}$  – трендовая компонента ряда;  $x_t^s$  – сезонная компонента ряда;  $x_t^{bc}$  – бизнес-цикл компонента ряда.

Трендовая компонента для первой группы переменных  $x_{1t}$ , включающей цену на нефть, средневзвешенную ставку по кредитам Волго-Вятки, ключевую ставку, ставку ФРС и зарубежную инфляцию, содержит только константу:

$$x_{1t}^{tr} = a_{0x1} \quad (\text{П42})$$

Для второй группы переменных, включающей ВВП РФ, зарубежный выпуск (G20) и курс иностранной валюты, трендовая компонента  $x_{2t}^{tr}$  рассчитывается как сумма константы и линейного тренда:

$$x_{2t}^{tr} = a_{0x2} + a_{1x2}t, \quad (\text{П43})$$

где  $t$  – переменная времени, соответствующая единице для начального периода выборки Q1:2009.

Для третьей группы переменных  $x_{3t}$ , в которую входят темпы инфляции для трех компонентов ИПЦ (F – продовольственные товары, M – непродовольственные товары и S – услуги) Волго-Вятского макрорегиона мы предполагаем, что трендовая компонента имеет гиперболический вид с асимптотой, соответствующей таргету 4% инфляции в год:

$$x_{3t}^{tr} = 0.01 + \frac{a_{0x3}}{t^{a_{1x3}}} \quad (\text{П44})$$

Сезонные компоненты выделяются у рядов темпов инфляции (покомпонентно). Остальные ряды либо не содержат сезонную компоненту, либо были предварительно очищены от сезонности Росстатом. Модель для выявления сезонности:

$$x_t^s + x_{t-1}^s + x_{t-2}^s + x_{t-3}^s = u_{xt}, \quad (\text{П45})$$

где  $u_{xt}$  – шок сезонной компоненты. Существование шока сезонной компоненты позволяет учесть изменение вклада сезонного фактора в переменную  $x_t$  в каждый момент времени.

Бизнес-цикл компонента каждого ряда вычисляется как остаток, не объясненный сезонной и трендовой компонентами:

$$x_t^{bc} = x_t - x_t^{tr} - x_t^s \quad (\text{П44a})$$

Приведенная выше схема декомпозиции ряда на трендовую, сезонную и бизнес-цикл компоненты с одной стороны, позволяет легко спрогнозировать будущую динамику

сезонной и трендовых компонент ряда, а с другой стороны позволяет максимизировать объем информации (за счет использования простейшего варианта тренда), содержащейся в бизнес-цикл компоненте каждой серии. С другой стороны, данная схема подразумевает, что модель способна объяснять низкочастотную составляющую колебаний рядов, которая в случае применения, например, фильтра Ходрика-Прескотта была бы нейтрализована.

### Оценка

Оценка производится на данных с 1 квартала 2009 по 2 квартал 2019 г. Из-за недостаточной длины ряда для получения адекватных трендовых компонент рядов мы используем априорную информацию, поэтому мы были вынуждены сделать ряд предположений о трендовых компонентах рядов:

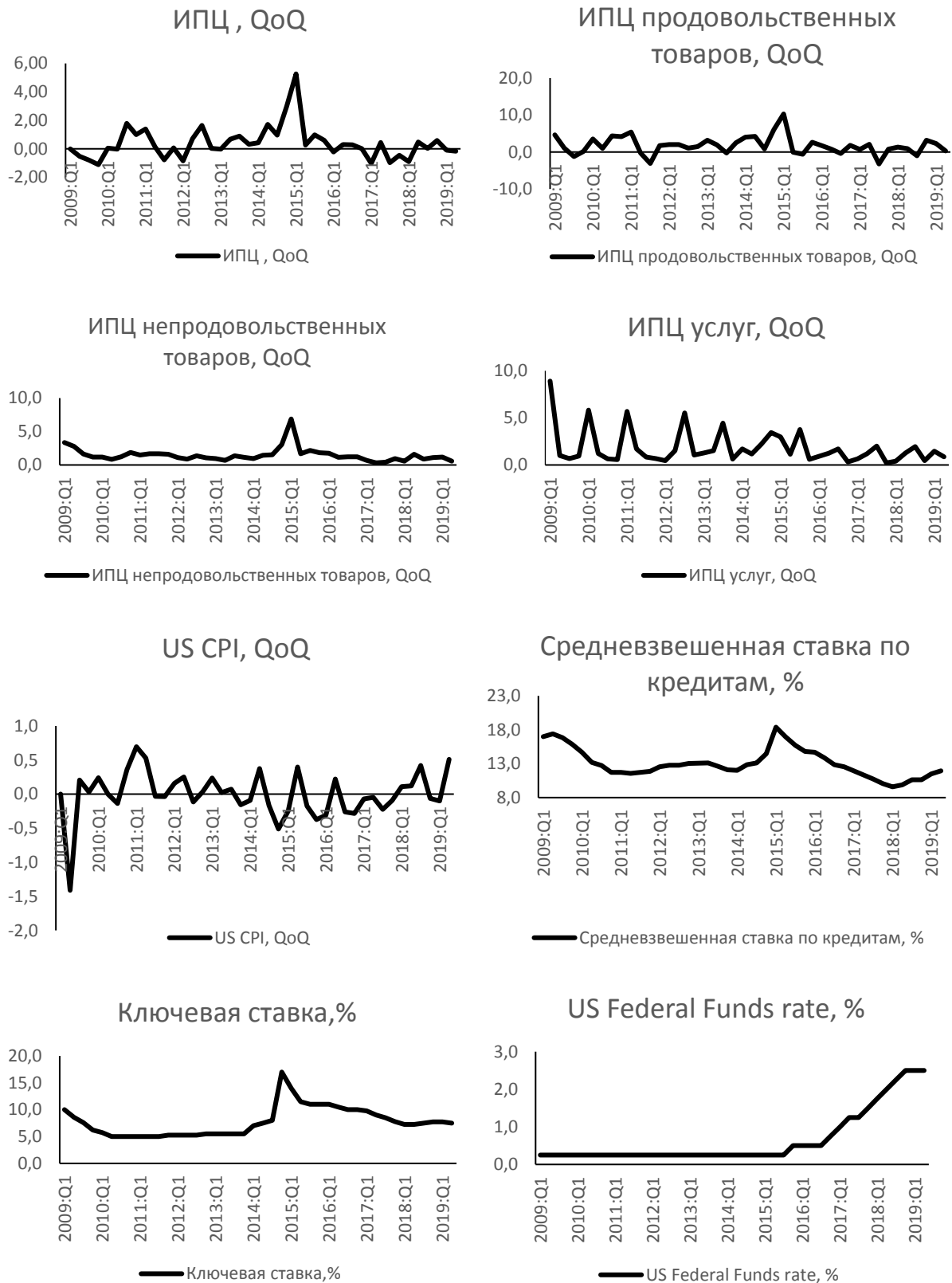
1. Темп трендового роста ВВП за рассматриваемый период составлял 1.2%
2. Разрыв ВВП в 3 кв. 2018 г. был около нуля.
3. Трендовая цена на нефть составляет 60 USD/Barrel.
4. Трендовый уровень ключевой ставки составляет 6.5%
5. Трендовый уровень внутренней ставки Волго-Вятского макрорегиона составляет 10%
6. Трендовый уровень зарубежной ставки составляет 2%.

Предположения 1. и 2. сделаны для того, чтобы получить адекватную бизнес-цикл компоненту динамики ВВП в 2014-2019 гг. Полбин (2020) показал, что трендовый темп роста ВВП РФ снижался после Мирового финансового кризиса 2008-2009 гг., поэтому сделанное предположение 1 относится только к периоду после 2014 г.

Для оценки модели декомпозиции (П41)-(П45) используется фильтр Кальмана, с помощью которого вычисляется функция правдоподобия. Для идентификации модели мы задаем априорное распределение для шоков сезонности. Предположим, что шоками сезонности для всех серий кроме темпов роста услуг в Волго-Вятке и в РФ можно пренебречь и зафиксируем дисперсию данных шоков на нулевом уровне. Таким образом, стандартное отклонение шоков сезонности  $u_{\pi St}$  для темпов роста услуг имеет обратное гамма распределение с матожиданием 0.02.

Остальные априорные распределения параметров являются неинформативными (равномерное распределение). Для вычисления функции правдоподобия используется фильтр Кальмана, а все технические расчеты производятся в пакете Dynare (Adjemian et al., 2011)

На рис. П1 приведены изначальные данные, использованные для процедуры фильтрации.





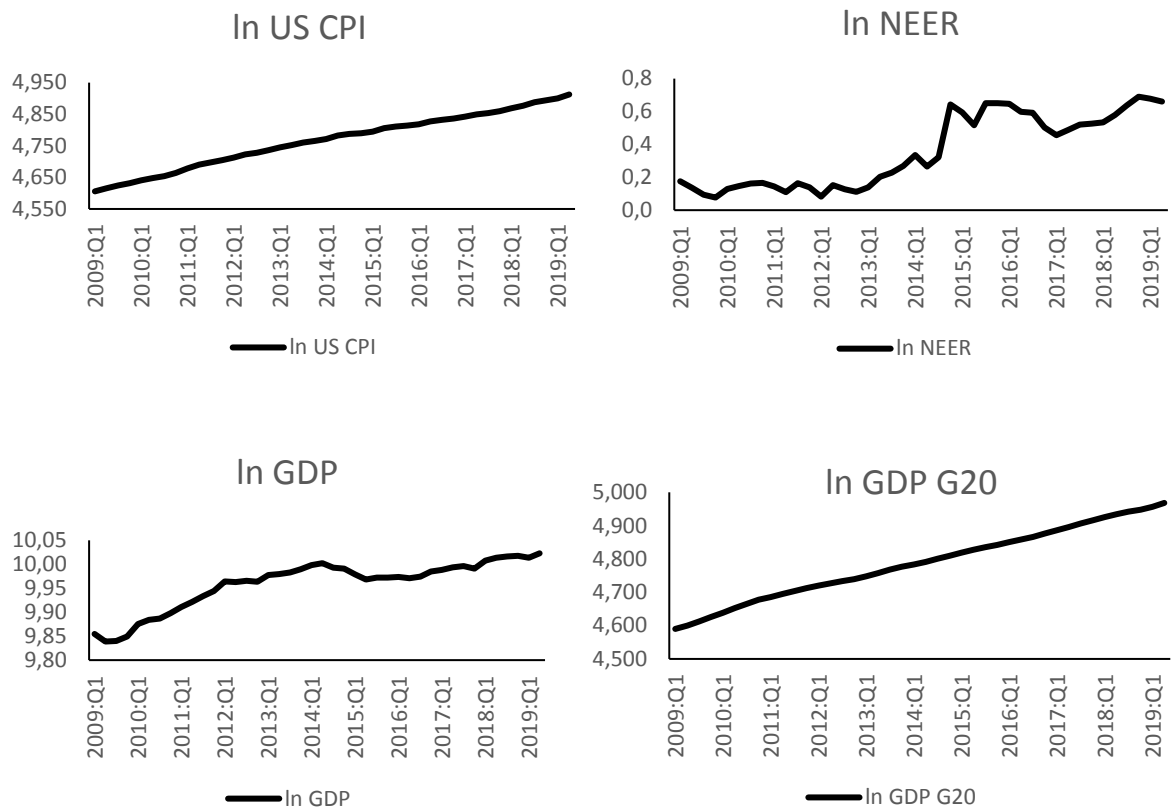


Рисунок П1. Динамика рядов, на основе которых проводилось выделение бизнес-цикл компоненты серий. Источники: Росстат, Банк России

Приложение В. Результаты Байесовской оценки модели

Таблица П1.

Результаты максимизации апостериорной функции и алгоритма Метрополиса-Гастингса.

	Априорное распределение			Апостериорное распределение				
	Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Среднее	5%	95%
$\psi$	Гамма	0.300	0.0300	0.2928	0.0289	0.2968	0.2501	0.3448
$\psi_g$	Гамма	0.500	0.0500	0.4283	0.0418	0.4327	0.3617	0.5007
$\xi$	Гамма	0.050	0.0100	0.0505	0.0099	0.0517	0.0355	0.0679
$\tau$	Гамма	0.050	0.0200	0.0169	0.0073	0.0208	0.0073	0.0335
$h$	Бета	0.500	0.1000	0.4187	0.0821	0.4207	0.2930	0.5474
$\alpha$	Гамма	0.660	0.0500	0.6519	0.0482	0.6560	0.5757	0.7347
$\nu$	Гамма	0.660	0.0500	0.6562	0.0499	0.6597	0.5773	0.7417
$\eta$	Гамма	1.000	0.2000	0.9724	0.1963	0.9885	0.6694	1.3023
$\sigma$	Гамма	2.000	0.2000	1.9436	0.1916	1.9765	1.6560	2.2920
$\rho_{px}$	Бета	0.500	0.2000	0.7548	0.0924	0.7140	0.5644	0.8724
$\rho_{y^*}$	Бета	0.500	0.2000	0.7888	0.1216	0.7414	0.5548	0.9406
$\rho_{p^*}$	Бета	0.500	0.2000	0.8441	0.0873	0.8240	0.6981	0.9678
$\rho_{i^*}$	Бета	0.500	0.1000	0.8765	0.0405	0.8630	0.8105	0.9167
$\rho_{rp}$	Бета	0.600	0.0500	0.6316	0.0451	0.6187	0.5433	0.6927
$\rho_u$	Бета	0.200	0.1000	0.1154	0.0554	0.1344	0.0329	0.2267
$\rho_{ysh}$	Бета	0.300	0.1000	0.2157	0.0945	0.2435	0.1027	0.3820
$\rho_{irp}$	Бета	0.500	0.1000	0.5889	0.1495	0.5990	0.3980	0.7990
$k_{\pi}$	Нормальное	2.000	0.2000	2.1517	0.1860	2.1538	1.8550	2.4650
$k_y$	Нормальное	0.050	0.0100	0.0510	0.0100	0.0511	0.0345	0.0673
$\chi_h$	Бета	0.500	0.1000	0.4841	0.0947	0.4884	0.3375	0.6403
$\chi_f$	Бета	0.500	0.1000	0.5012	0.1063	0.5008	0.3351	0.6672
$\sigma(\varepsilon_{ik})$	Равномерное	(0;2) <sup>38</sup>		0.0041	0.0007	0.0044	0.0030	0.0057
$\sigma(\varepsilon_{rp})$	Равномерное	(0;2)		0.0329	0.0067	0.0371	0.0241	0.0488
$\sigma(\varepsilon_{irp})$	Равномерное	(0;2)		0.0049	0.0008	0.0053	0.0040	0.0070
$\sigma(\varepsilon_y)$	Равномерное	(0;2)		0.0556	0.0155	0.0606	0.0315	0.0883
$\sigma(\varepsilon_{\beta})$	Равномерное	(0;2)		0.0503	0.0119	0.0574	0.0350	0.0788
$\sigma(\varepsilon_{y^*})$	Равномерное	(0;2)		0.0015	0.0002	0.0017	0.0012	0.0021
$\sigma(\varepsilon_{p^*})$	Равномерное	(0;2)		0.0027	0.0004	0.0030	0.0021	0.0037
$\sigma(\varepsilon_{i^*})$	Равномерное	(0;2)		0.0004	0.0001	0.0005	0.0003	0.0007
$\sigma(\varepsilon_{px})$	Равномерное	(0;2)		0.1554	0.0241	0.1681	0.1226	0.2104

<sup>38</sup> В круглых скобках указаны верхняя и нижняя границы равномерного распределения соответственно.

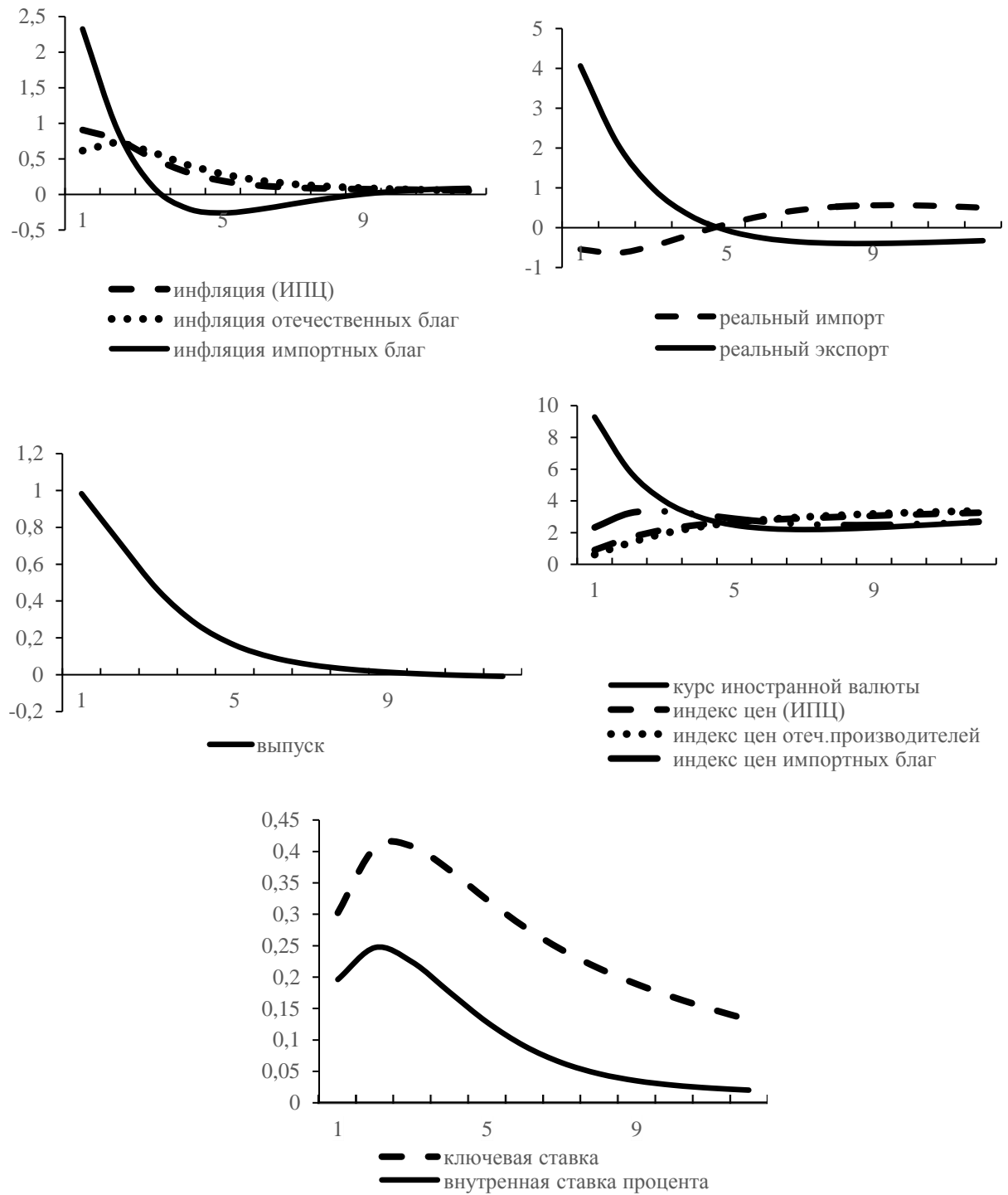


Рисунок П2. Функции импульсного отклика на шок внешней премии за риск  $\varepsilon_{rp,t}$  (1 станд. откл.)

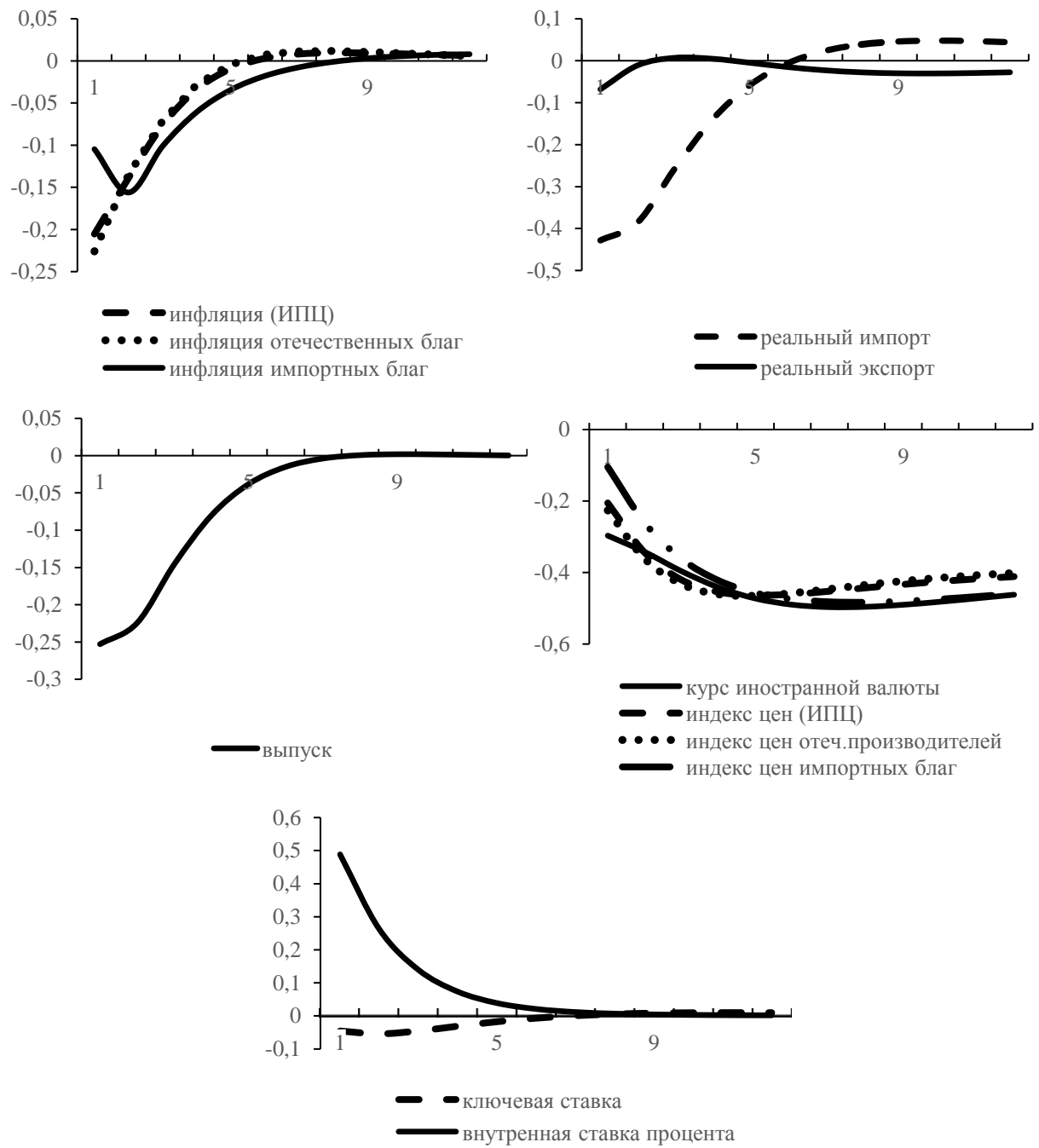


Рисунок ПЗ. Функции импульсного отклика на шок внутренней премии за риск  $\varepsilon_{irp,t}$  (1 std. откл.)

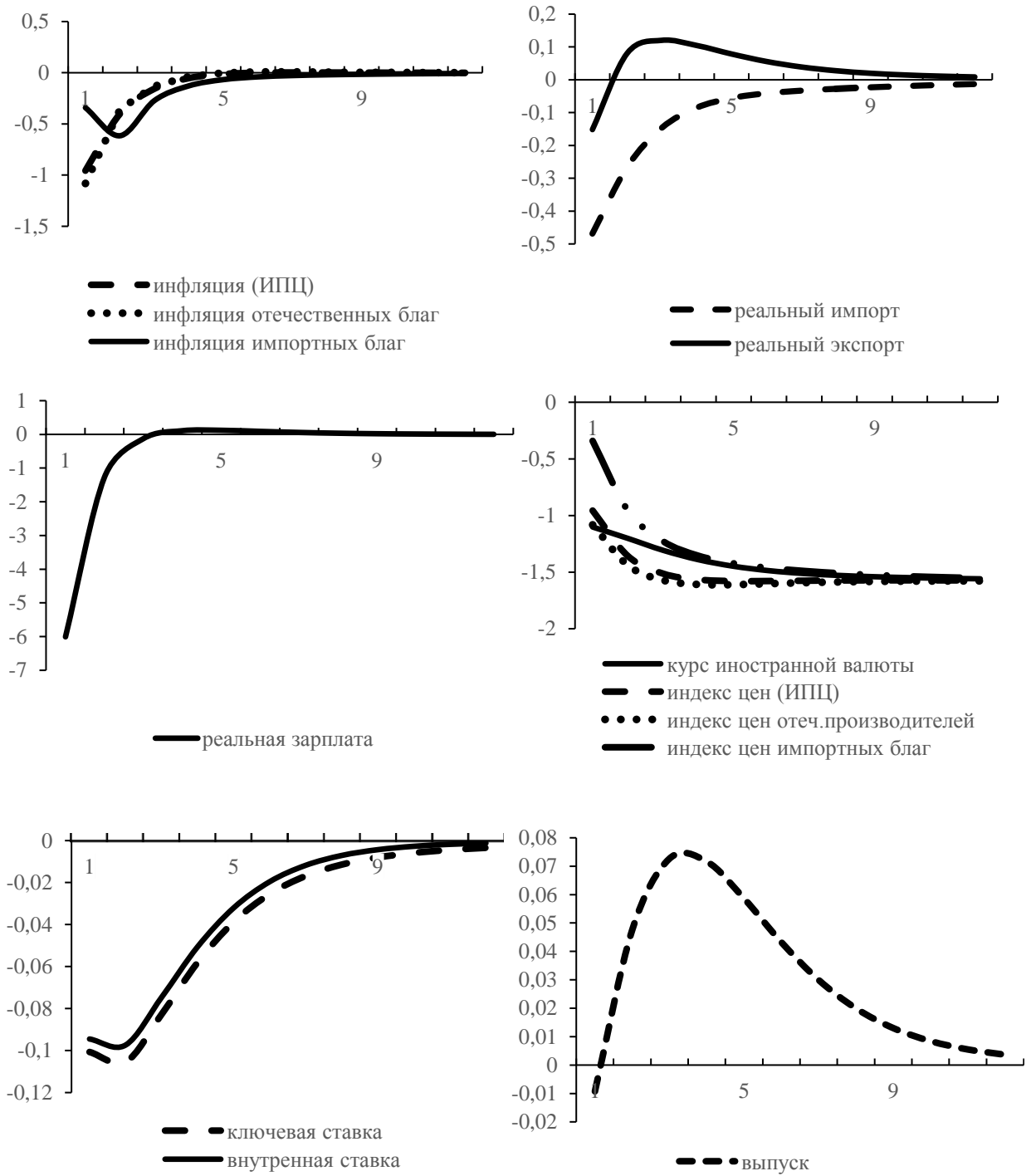


Рисунок П4. Функции импульсного отклика на шок производительности  $\varepsilon_{y,t}$  (1 std. откл.)

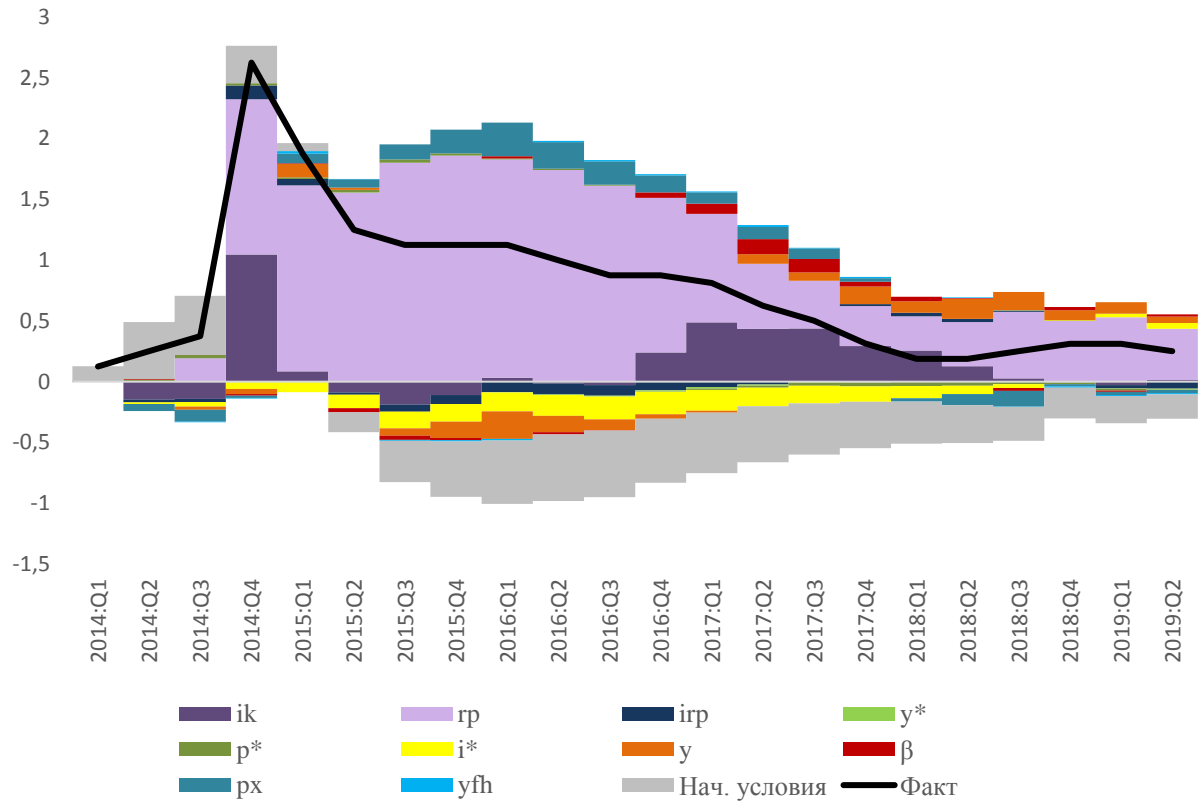


Рисунок П5. Декомпозиция динамики ключевой ставки на структурные шоки, %.

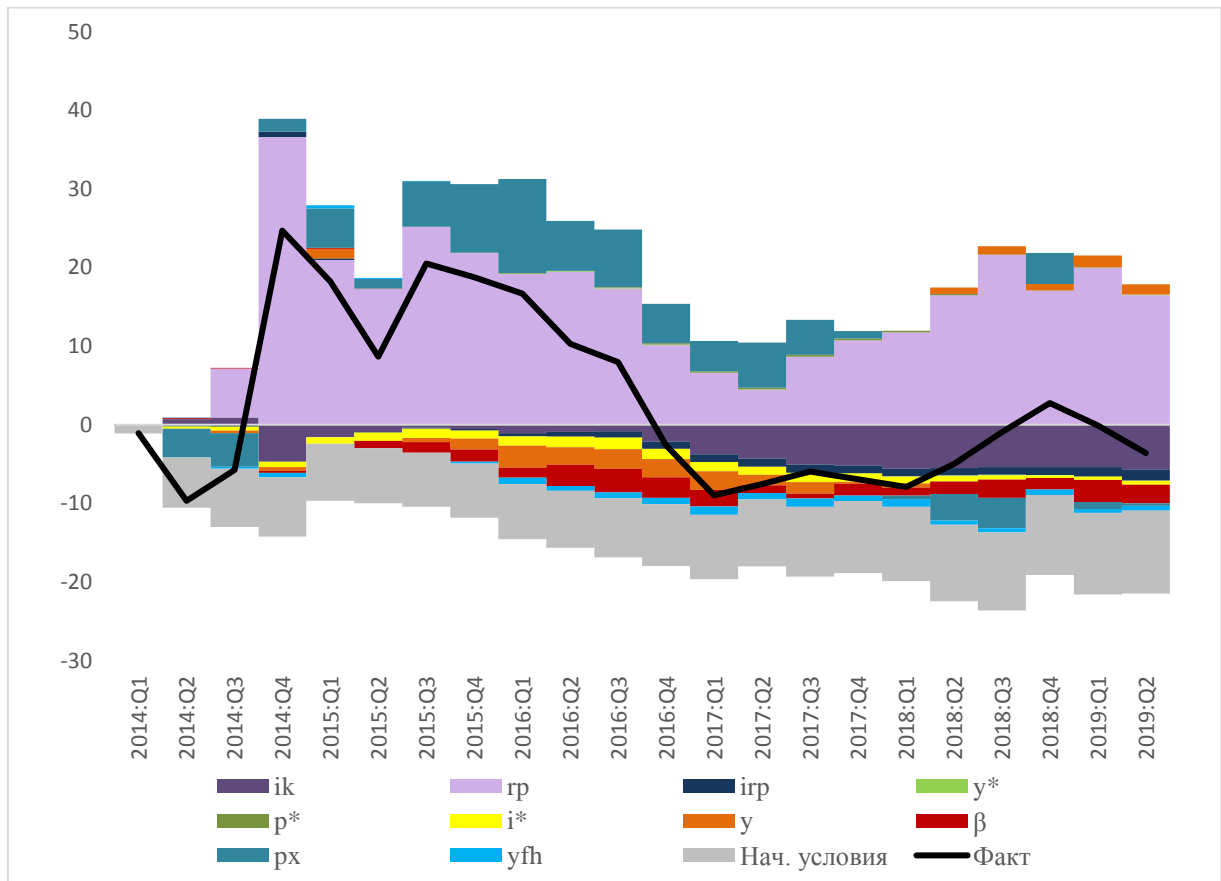


Рисунок П6. Декомпозиция динамики валютного курса на структурные шоки, %.

Приложение Г. Функции импульсного отклика для глобальной модели и модели с независимым инструментом ДКП

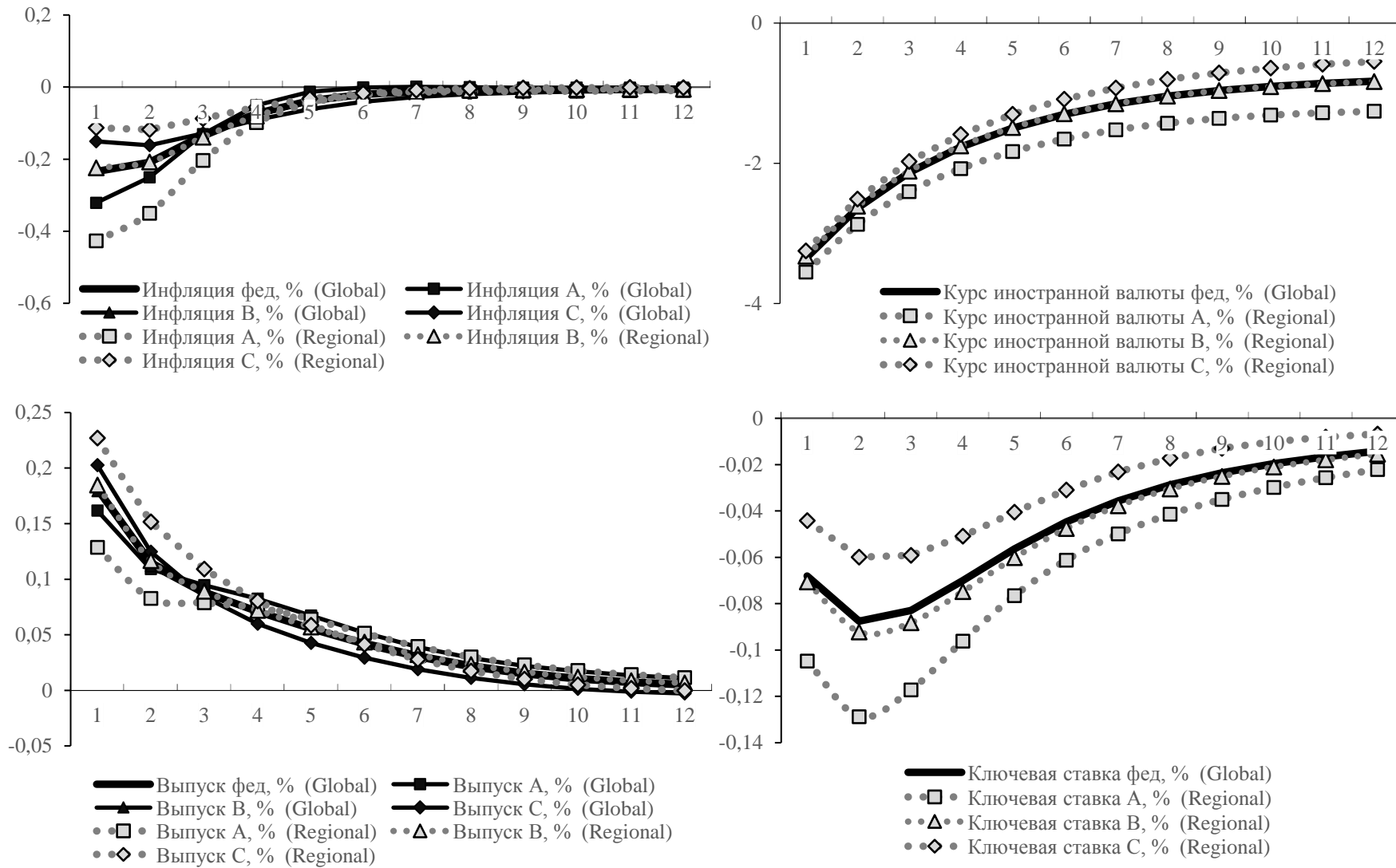


Рисунок П7. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок цены природных ресурсов  $\varepsilon_{px,t}$  (1 std. откл.)

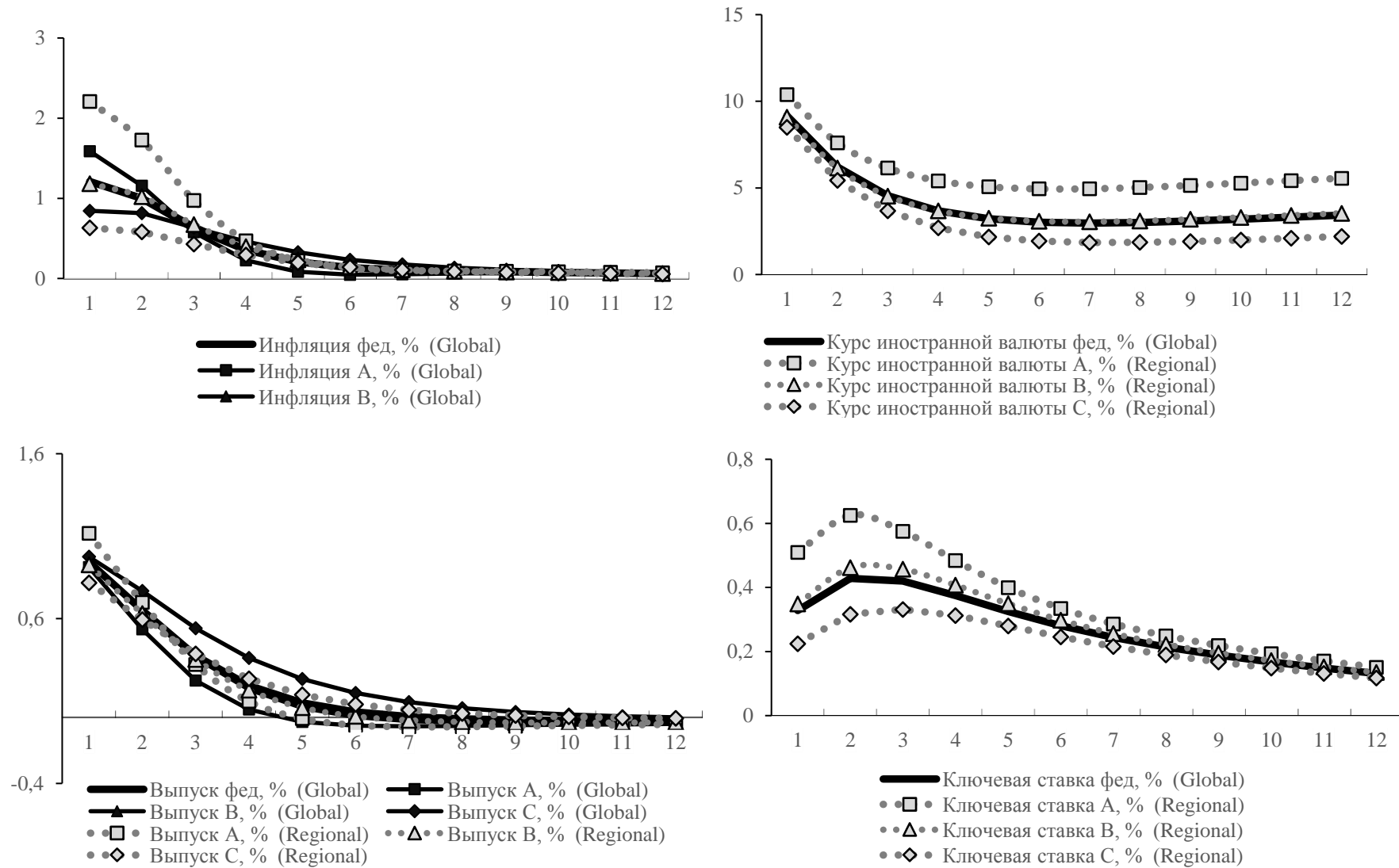


Рисунок П8. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок внешней риск-премии  $\varepsilon_{rp,t}$  (1 std. откл.)



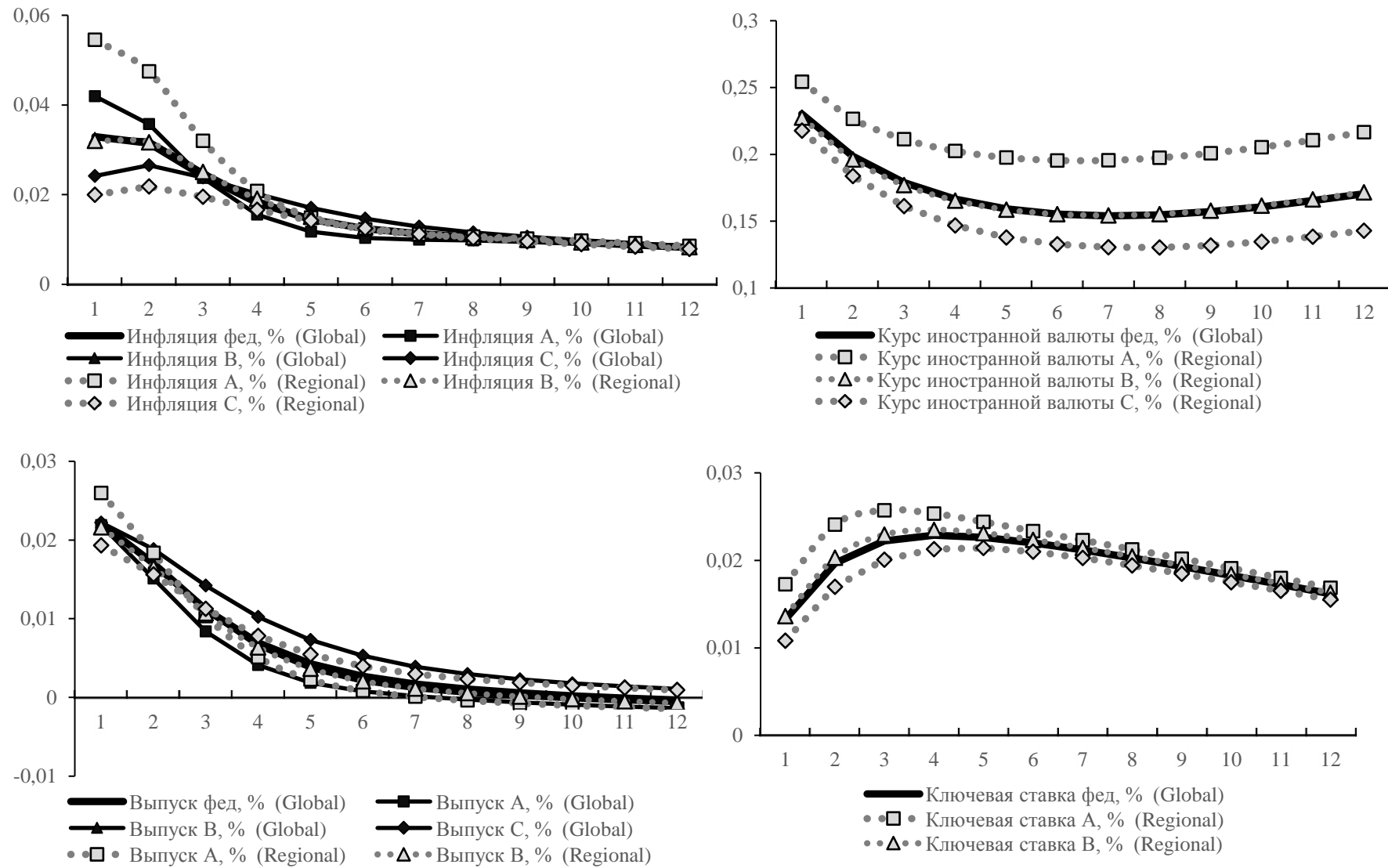


Рисунок П19. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок зарубежной ставки процента  $\varepsilon_{i^*,t}$  (1 std. откл.)

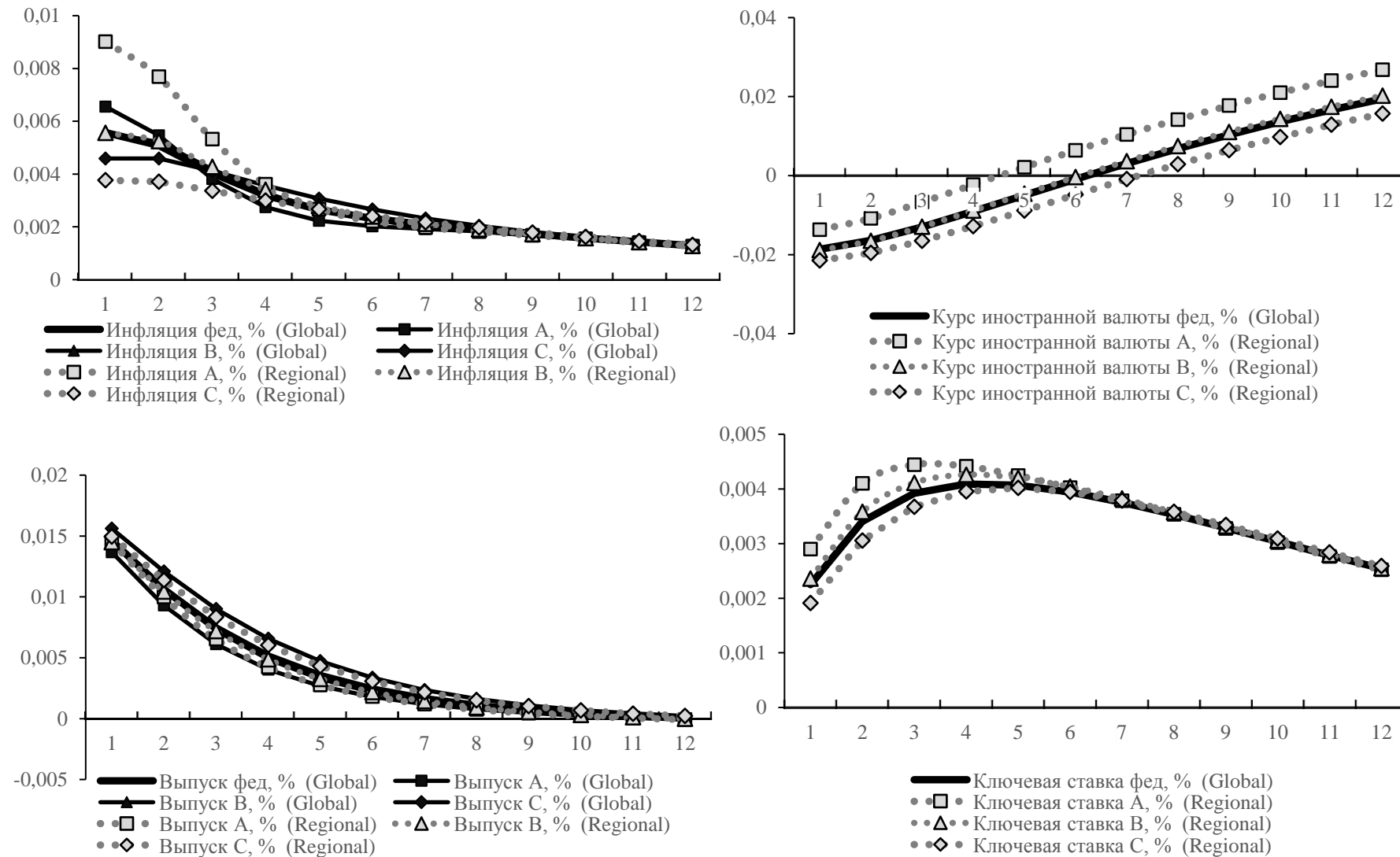


Рисунок П10. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок зарубежного выпуска  $\varepsilon_{y^*,t}$  (1 std. откл.)

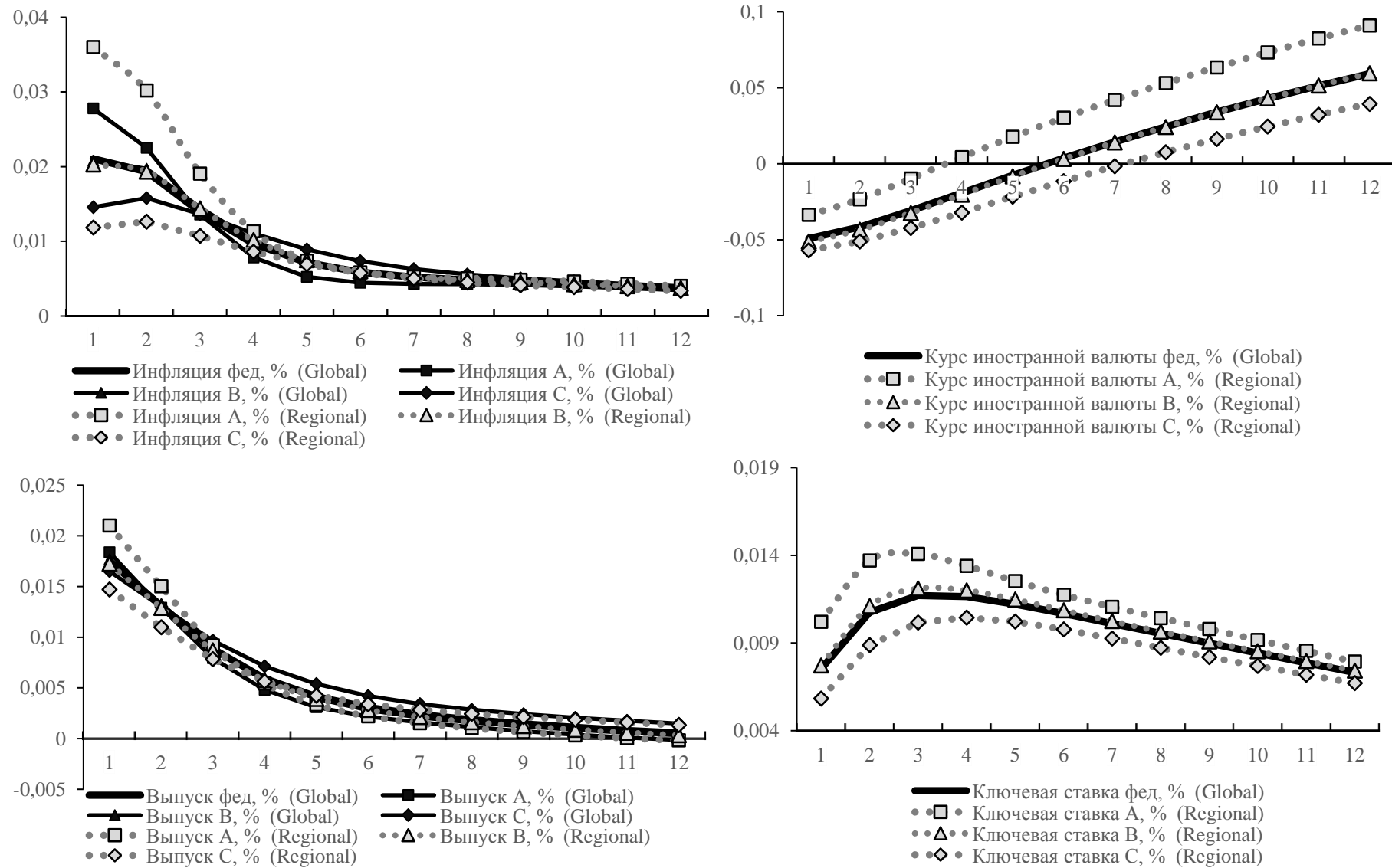


Рисунок П11. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок цен зарубежом  $\varepsilon_{p^*,t}$  (1 станд. откл.)

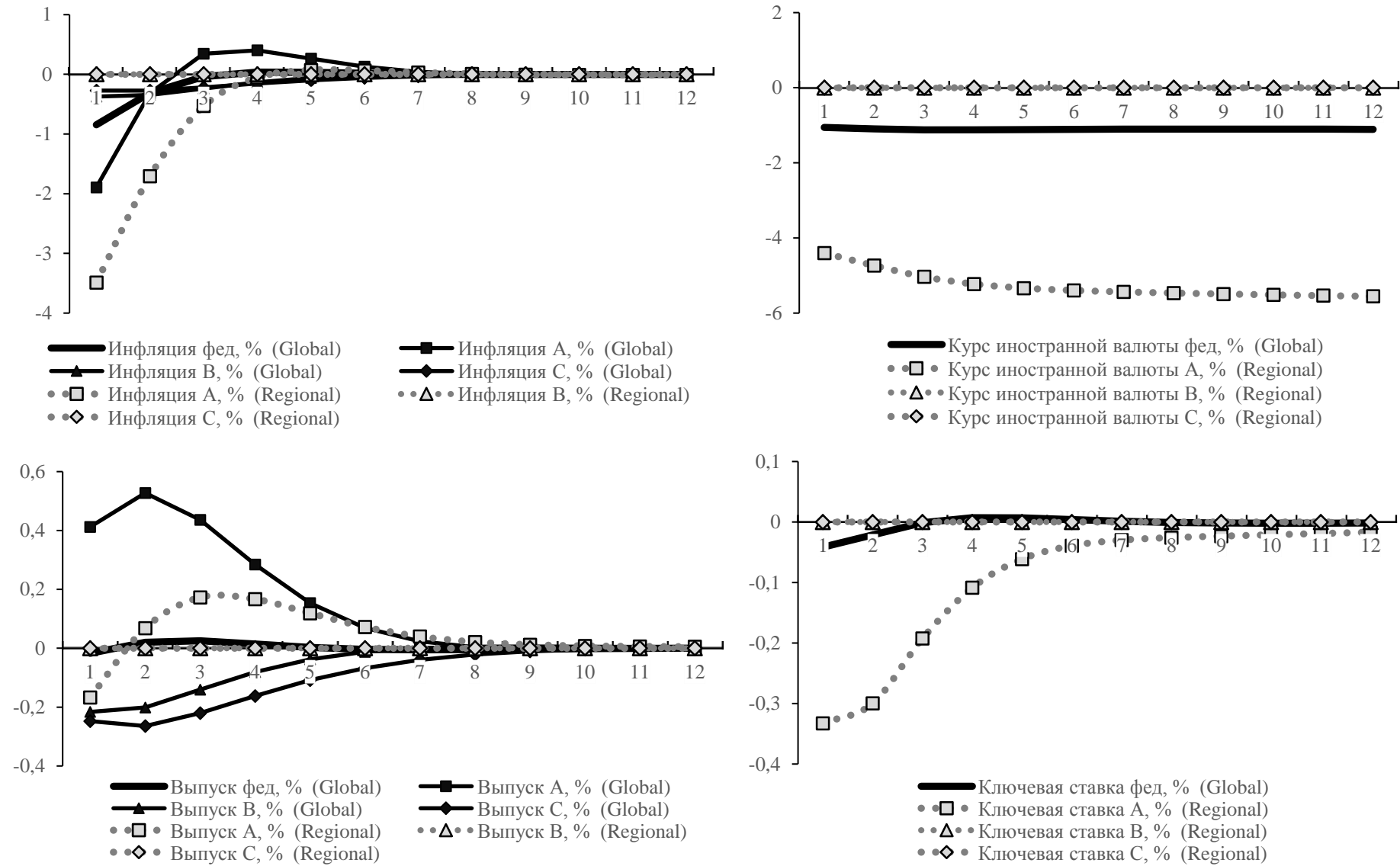


Рисунок П12. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок выпуска в регионе с низкой жесткостью  $\varepsilon_{yA,t}$  (1 станд. откл.)

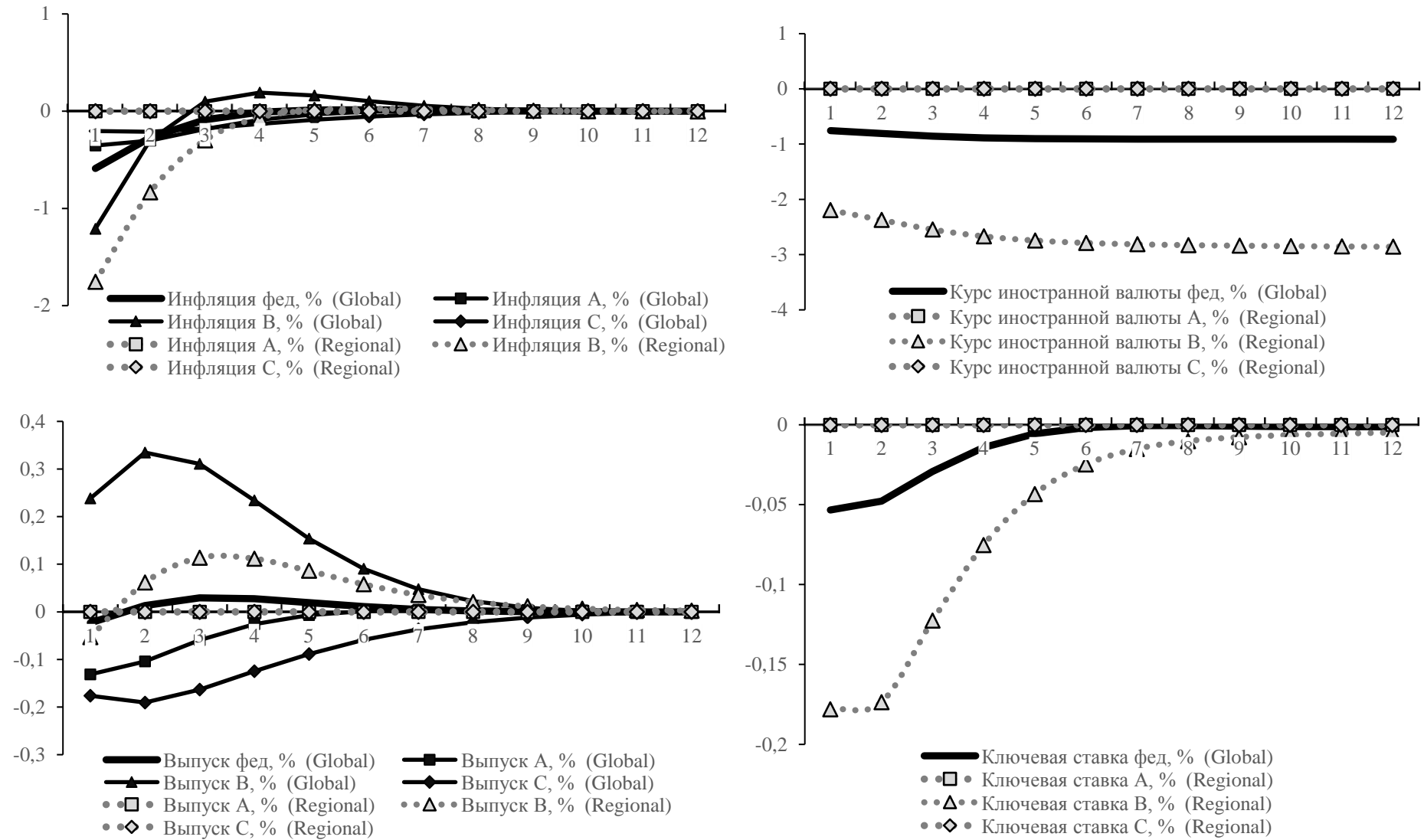


Рисунок П13. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок выпуска в регионе со средней жесткостью  $\varepsilon_{yB,t}$  (1 станд. откл.)

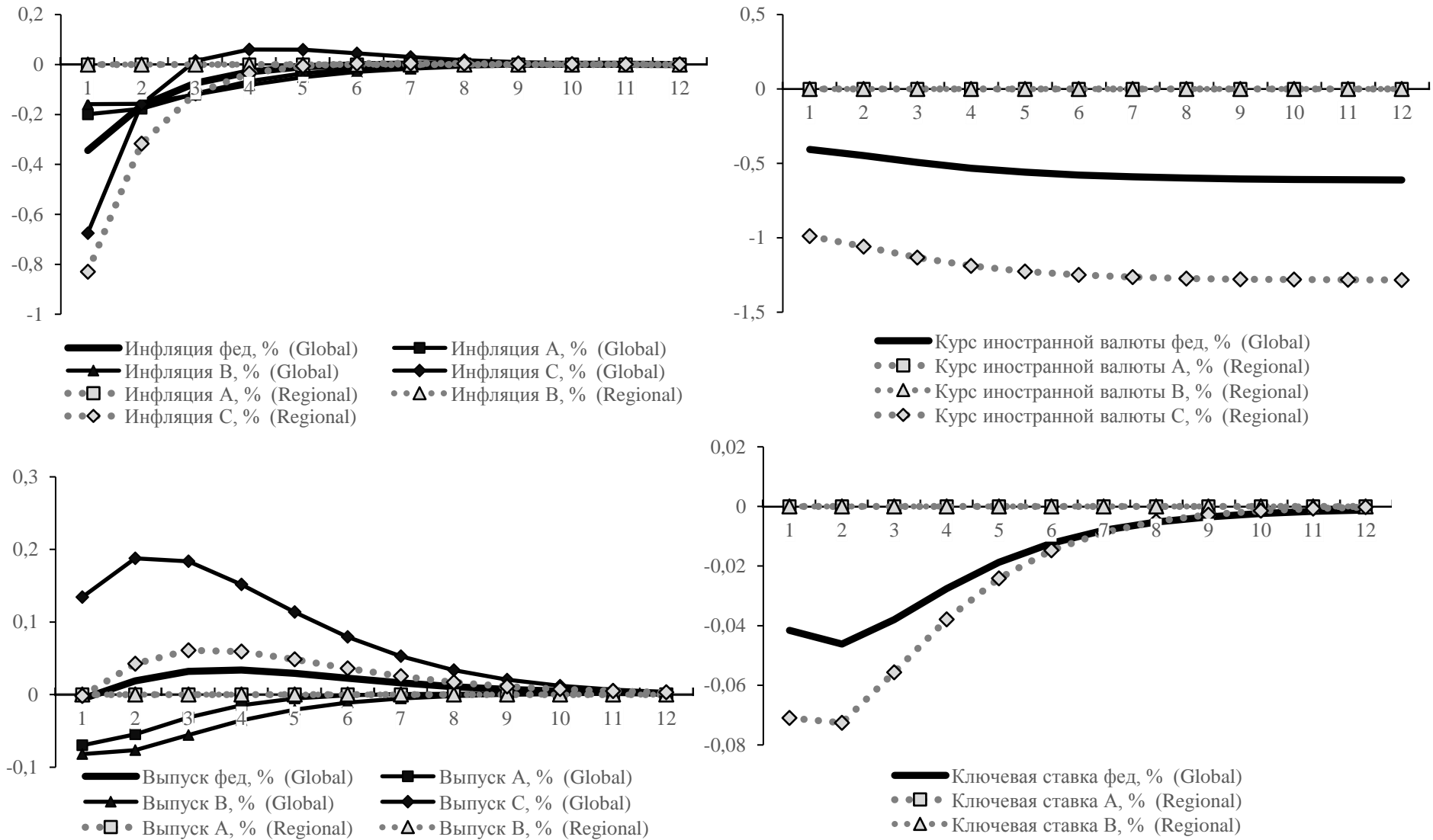


Рисунок П14. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок выпуска в регионе с высокой жесткостью  $\varepsilon_{yC,t}$  (1 std. откл.)

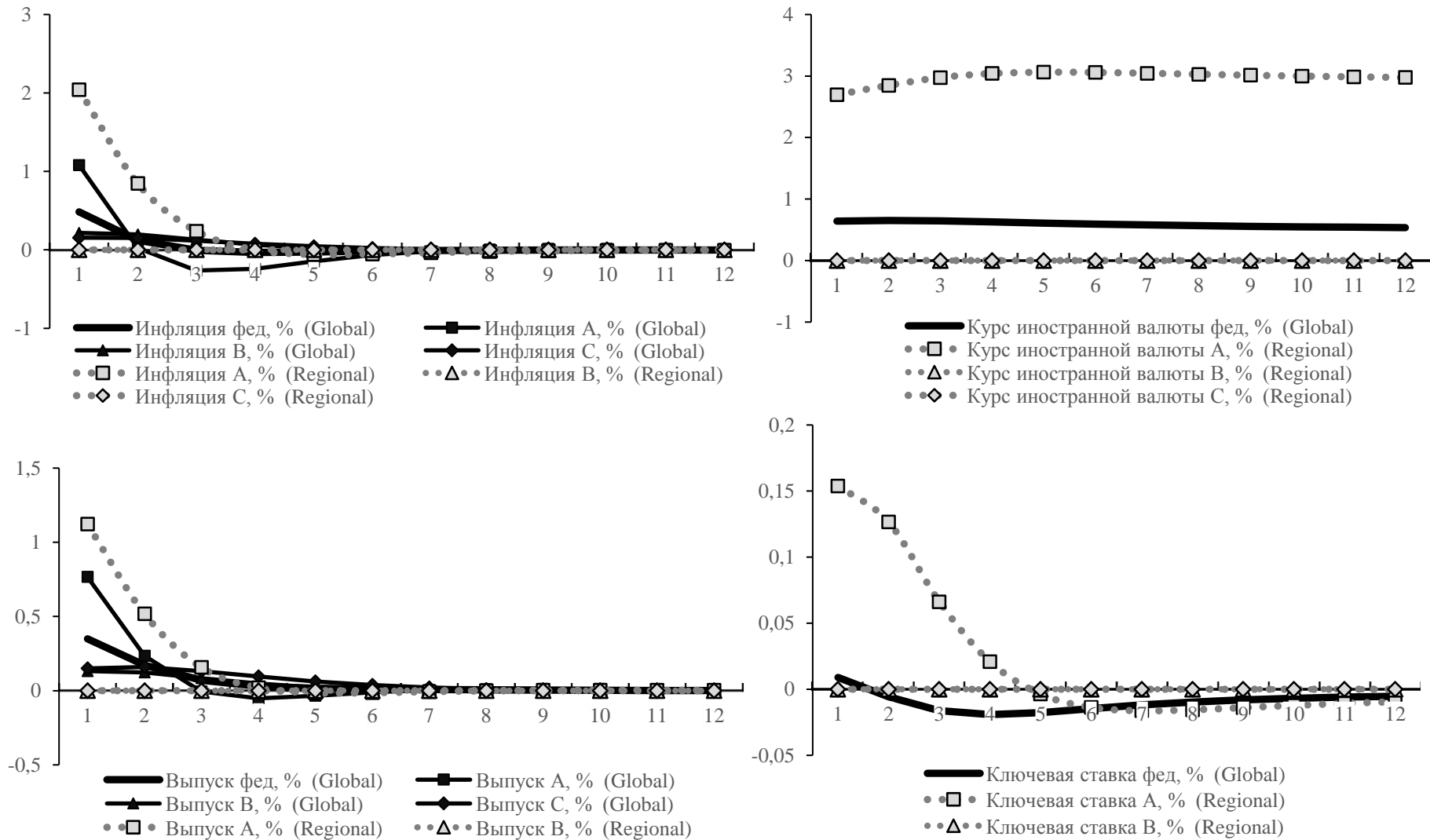


Рисунок П15. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок субъективного дисконта в регионе с низкой жесткостью  $\varepsilon_{\beta A,t}$  (1 std. откл.)

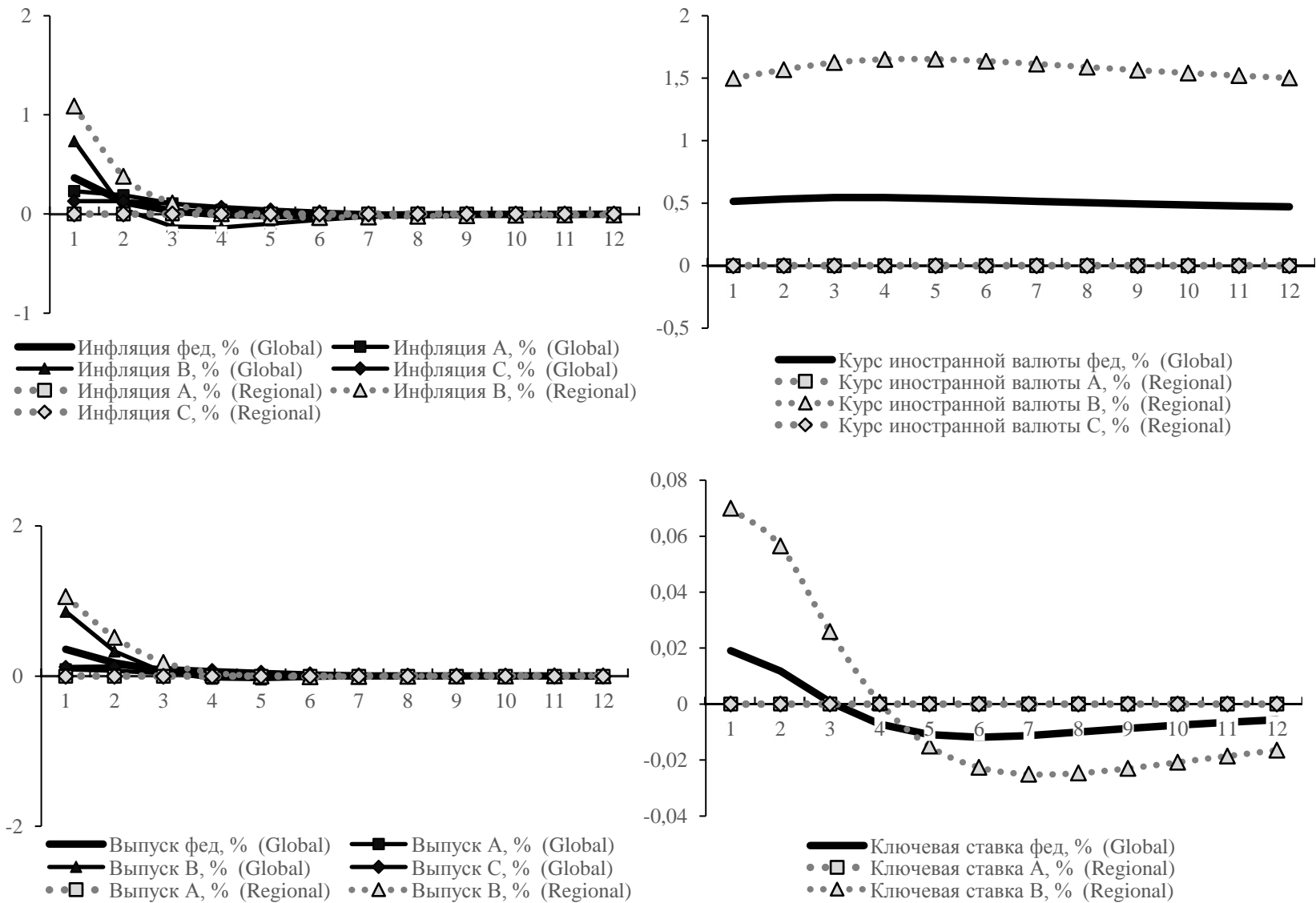


Рисунок П16. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок субъективного дисконта в регионе с средней жесткостью  $\varepsilon_{\beta,t}$  (1 std. откл.)



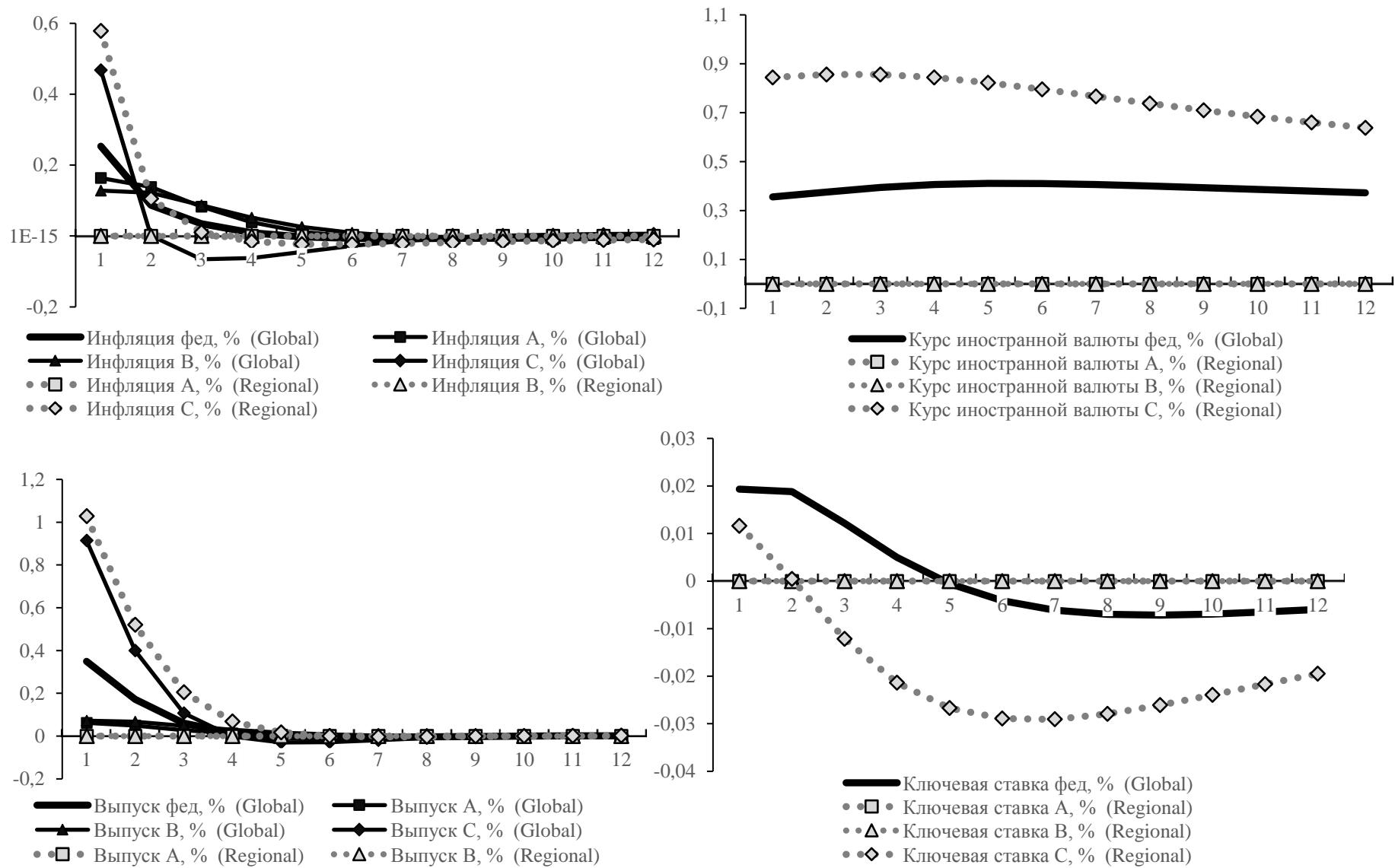


Рисунок П17. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок субъективного дисконта в регионе с высокой жесткостью  $\varepsilon_{\beta C,t}$  (1 std. откл.)

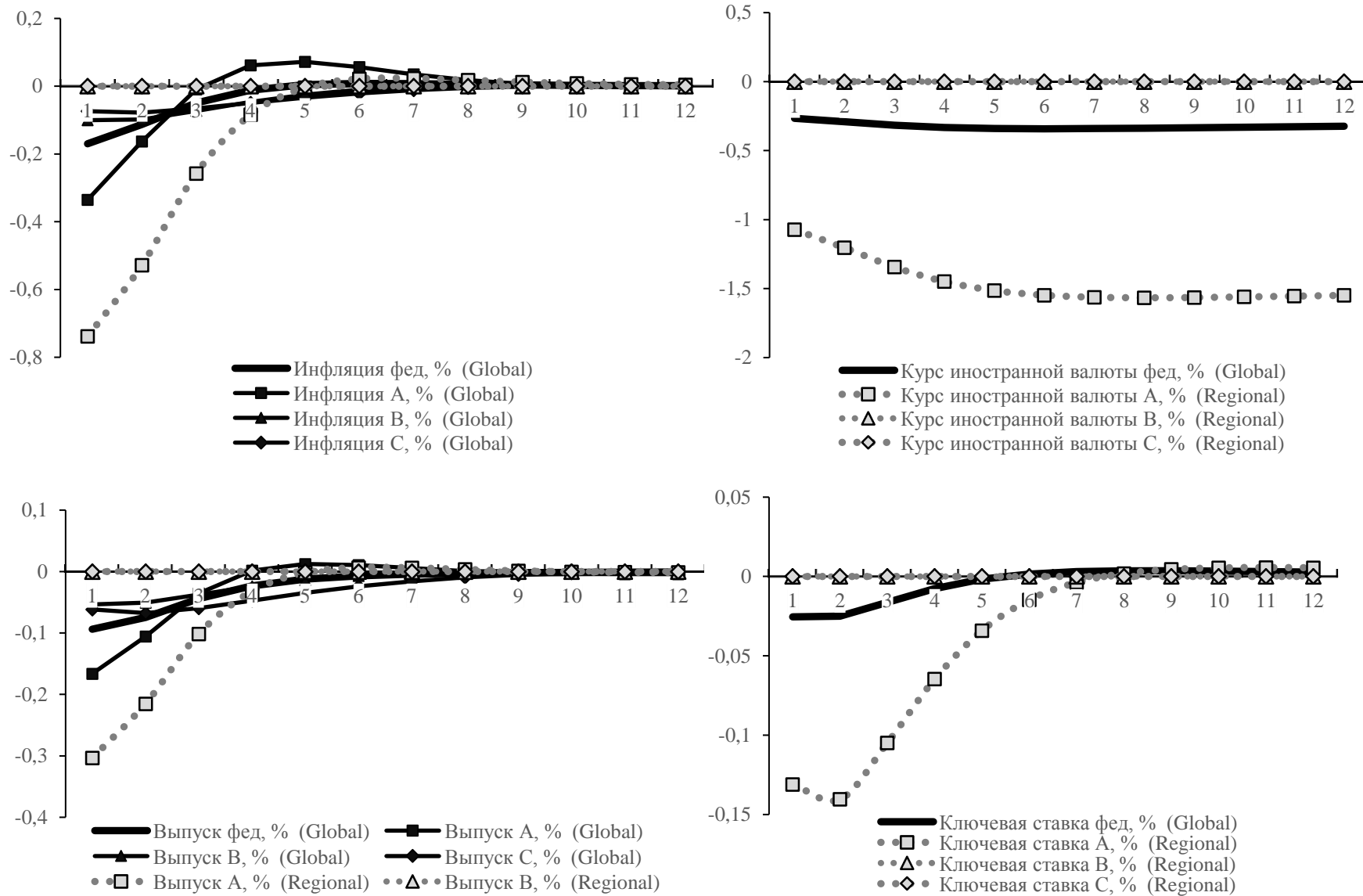


Рисунок П18. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок внутренней премии в регионе с низкой жесткостью  $\varepsilon_{irpA,t}$  (1 станд. откл.)

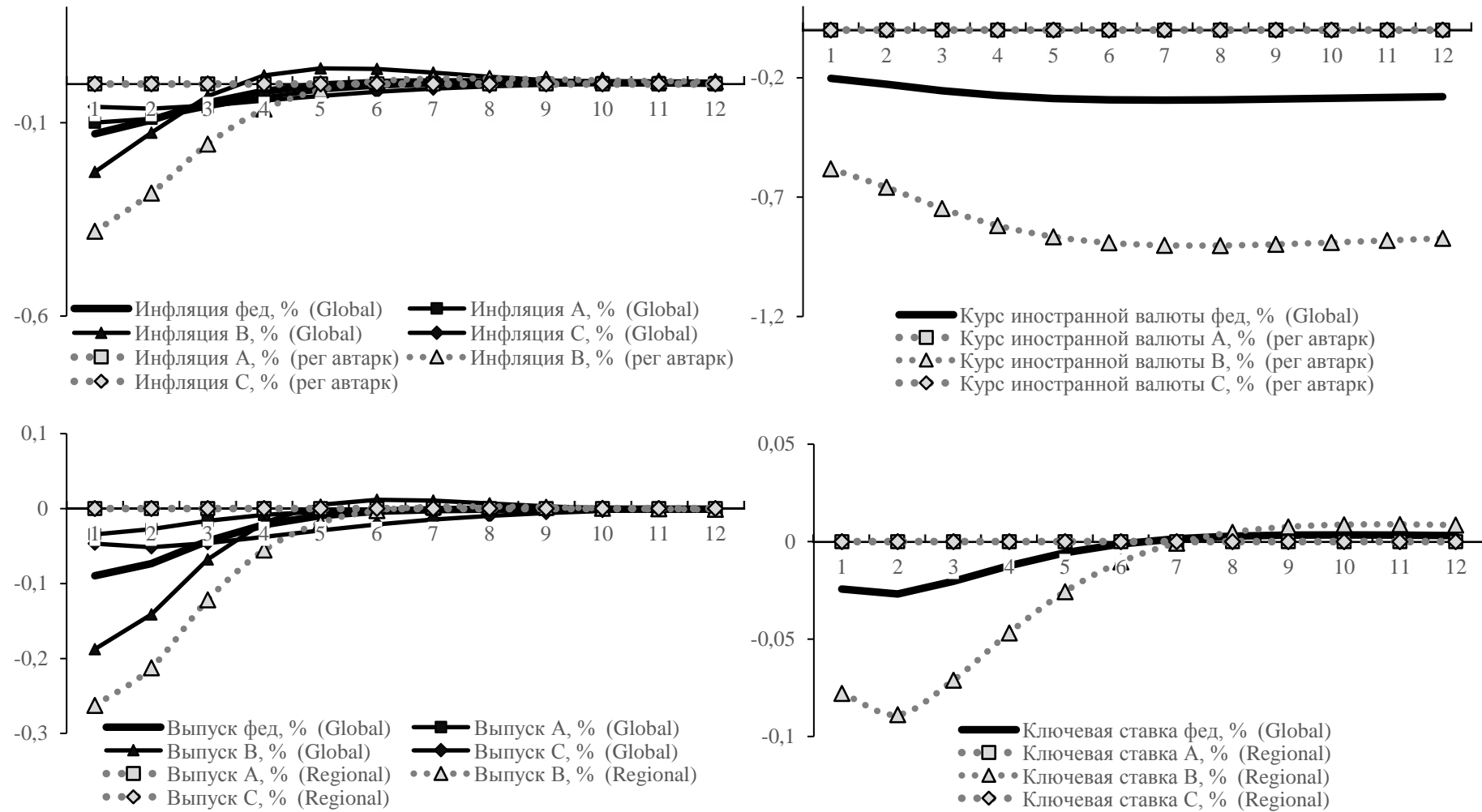


Рисунок П19. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок внутренней премии в регионе с средней жесткостью  $\varepsilon_{irpB,t}$  (1 станд. откл.)

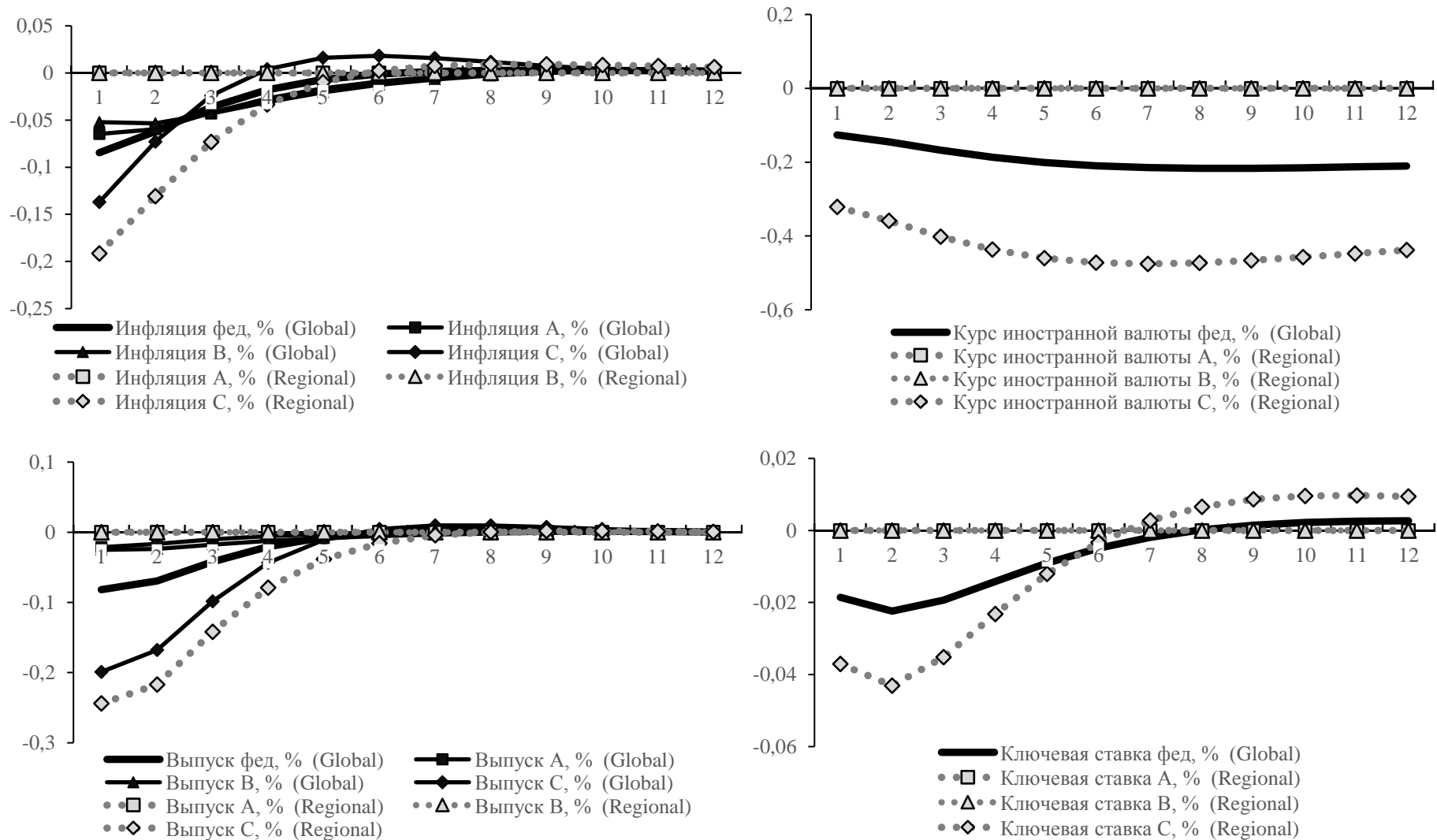


Рисунок П20. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок внутренней премии в регионе с высокой жесткостью  $\varepsilon_{irpC,t}$  (1 станд. откл.)

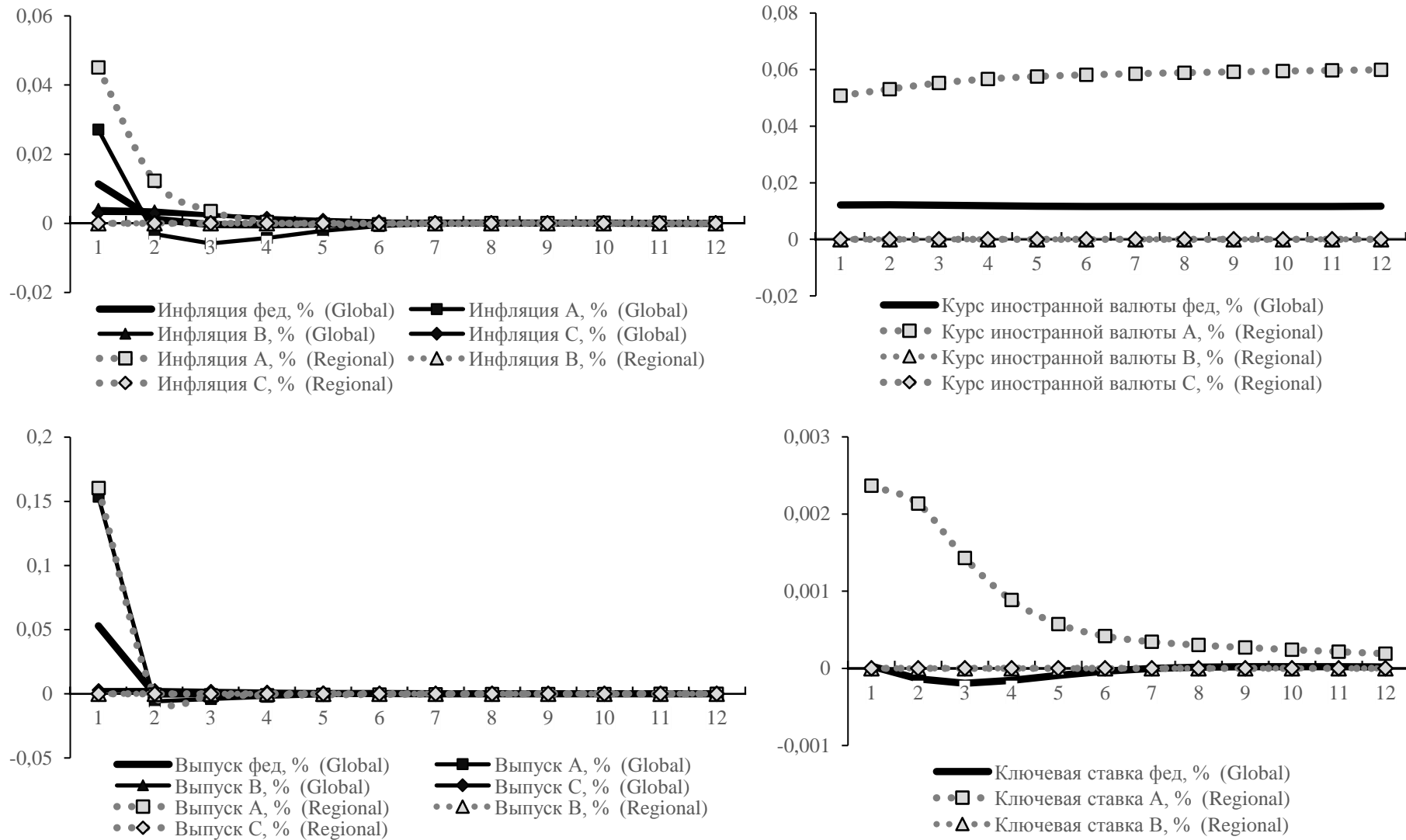


Рисунок П21. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок госрасходов в регионе с низкой жесткостью  $\varepsilon_{gA,t}$  (1 std. откл.)

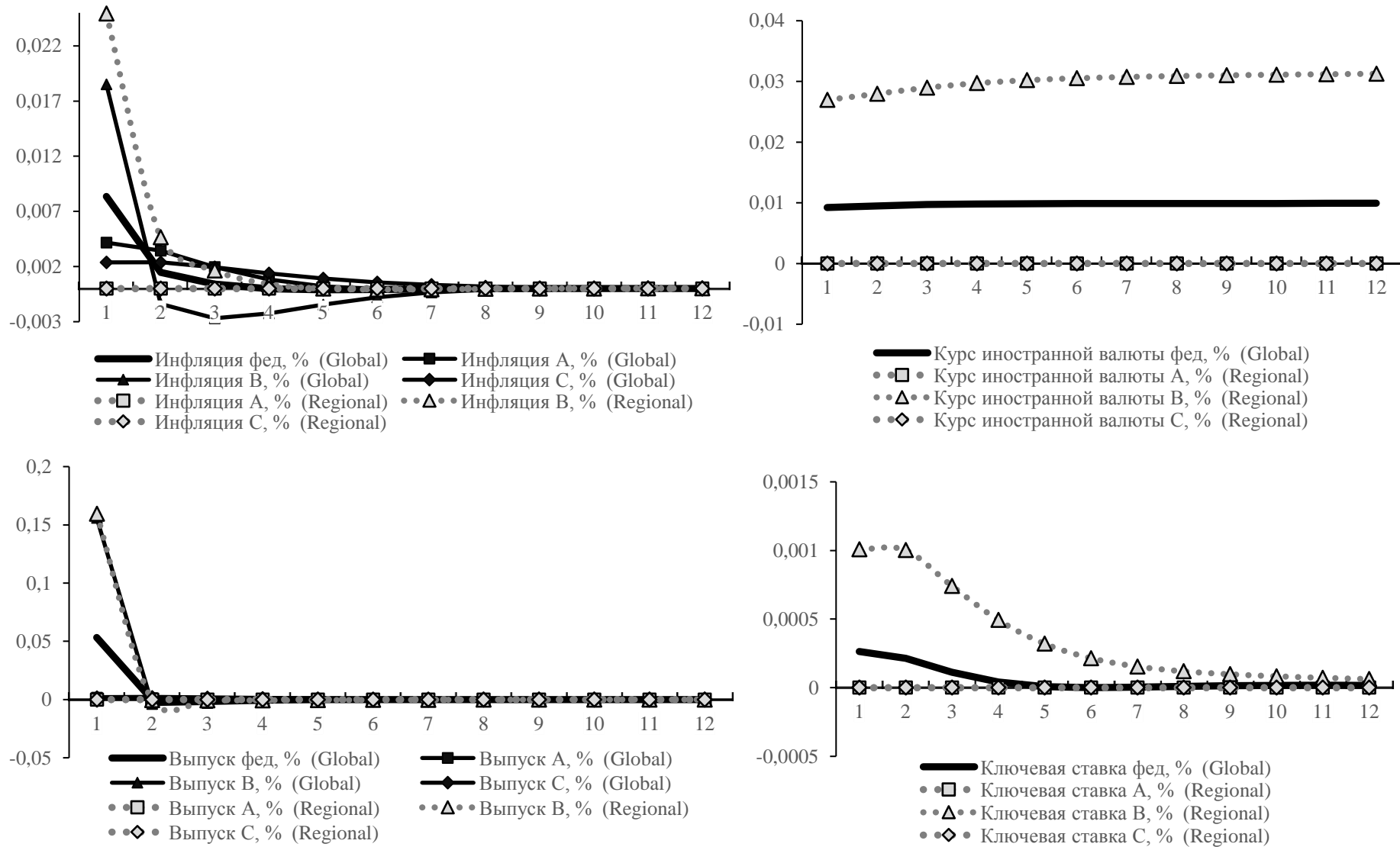


Рисунок П22. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок госрасходов в регионе с средней жесткостью  $\varepsilon_{gB,t}$  (1 станд. откл.)

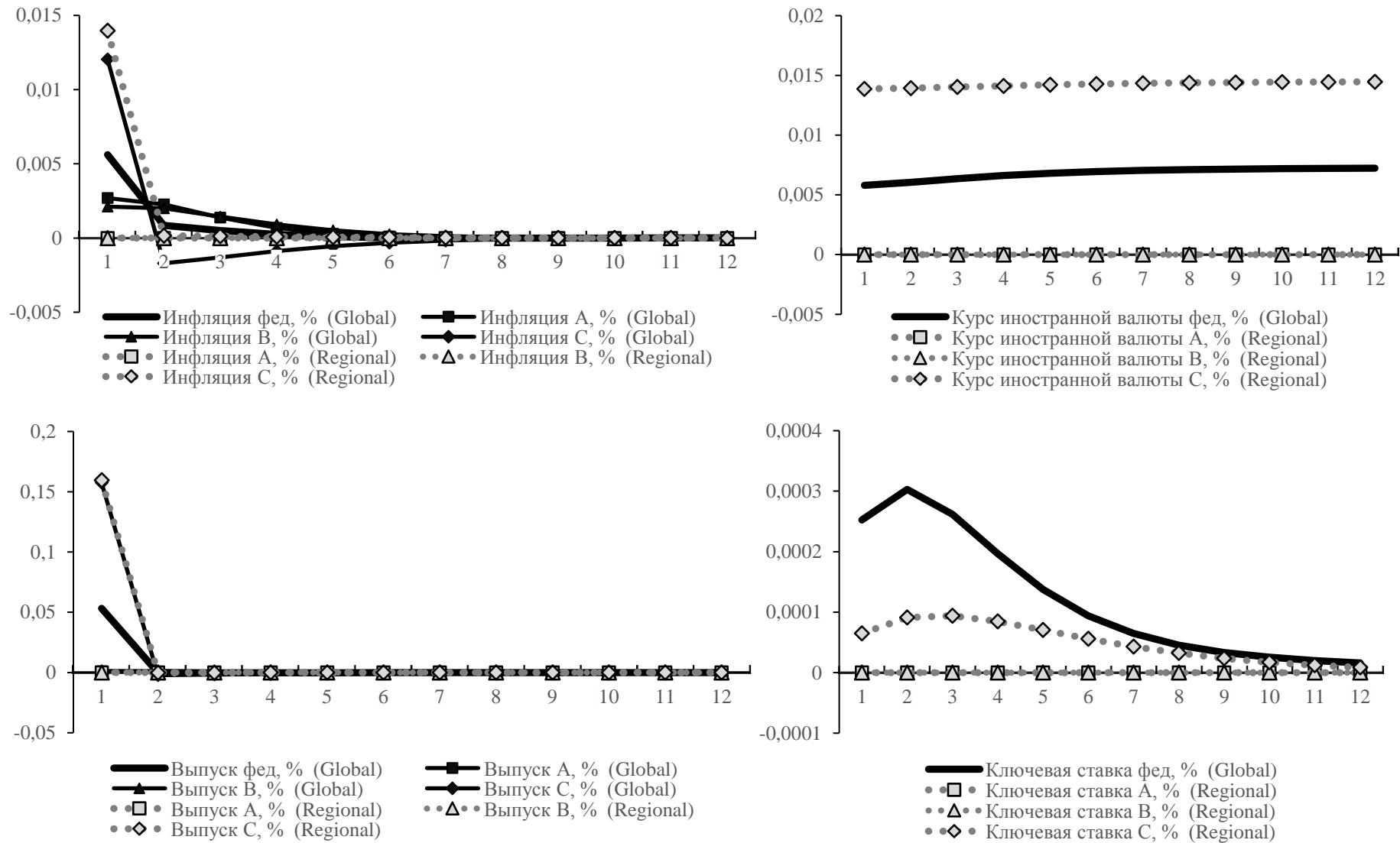


Рисунок П23. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок госрасходов в регионе с высокой жесткостью  $\varepsilon_{gC,t}$  (1 std. откл.)

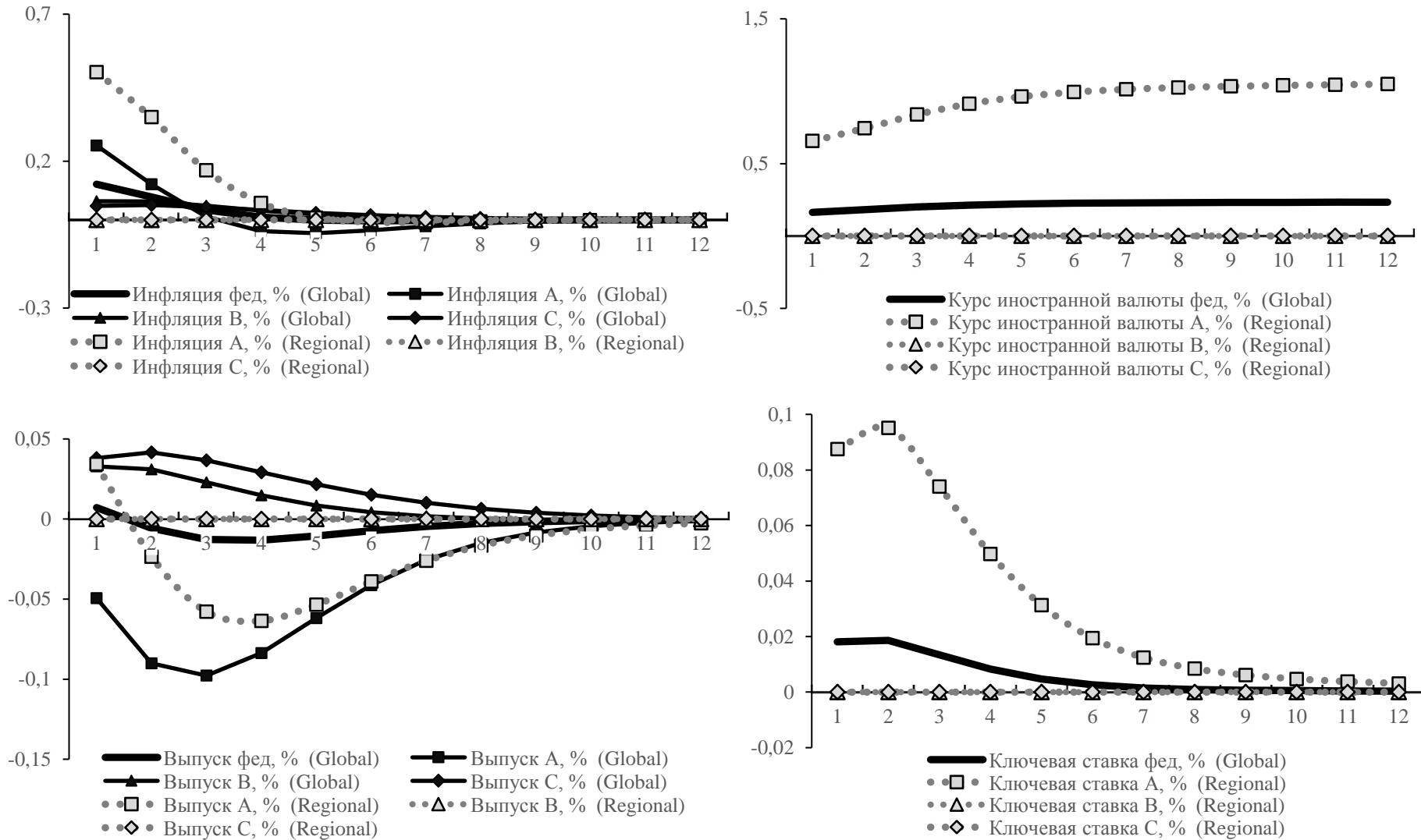


Рисунок П24. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок заработной платы в регионе с низкой жесткостью  $\varepsilon_{wA,t}$  (1 станд. откл.)



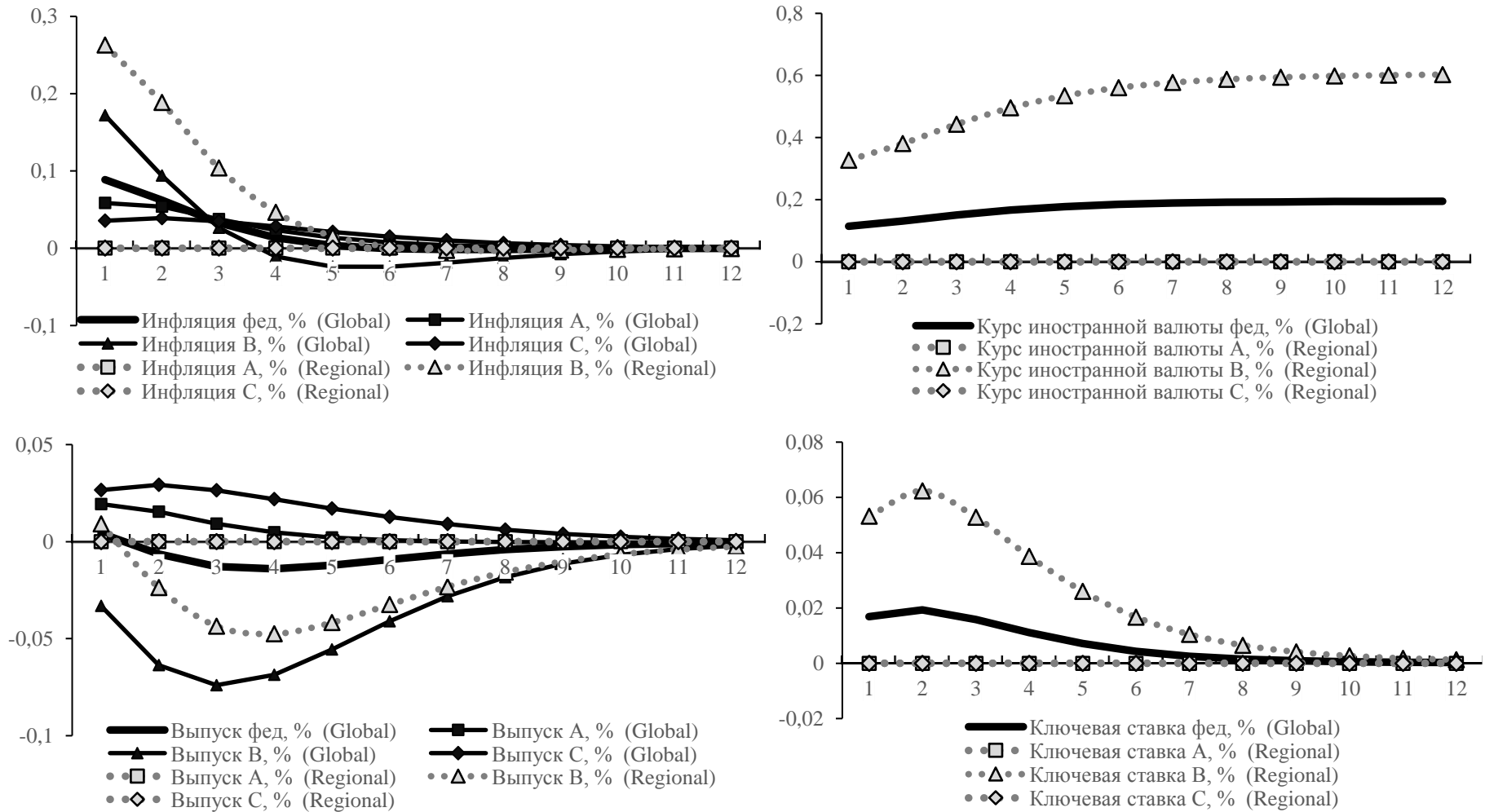


Рисунок П25. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок заработной платы в регионе с средней жесткостью  $\varepsilon_{wB,t}$  (1 std. откл.)

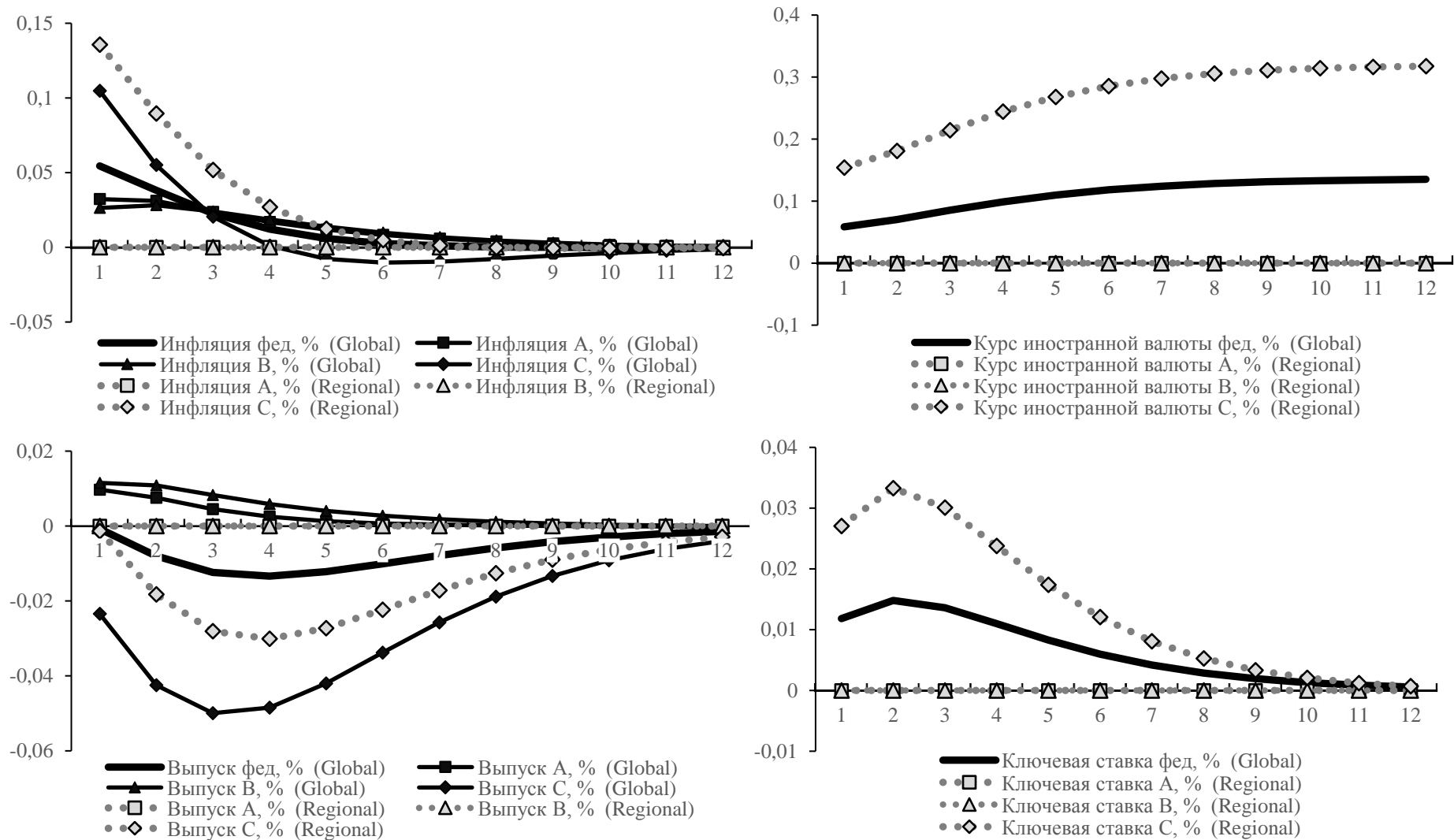


Рисунок П26. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок заработной платы в регионе с высокой жесткостью  $\varepsilon_{wC,t}$  (1 std. откл.)

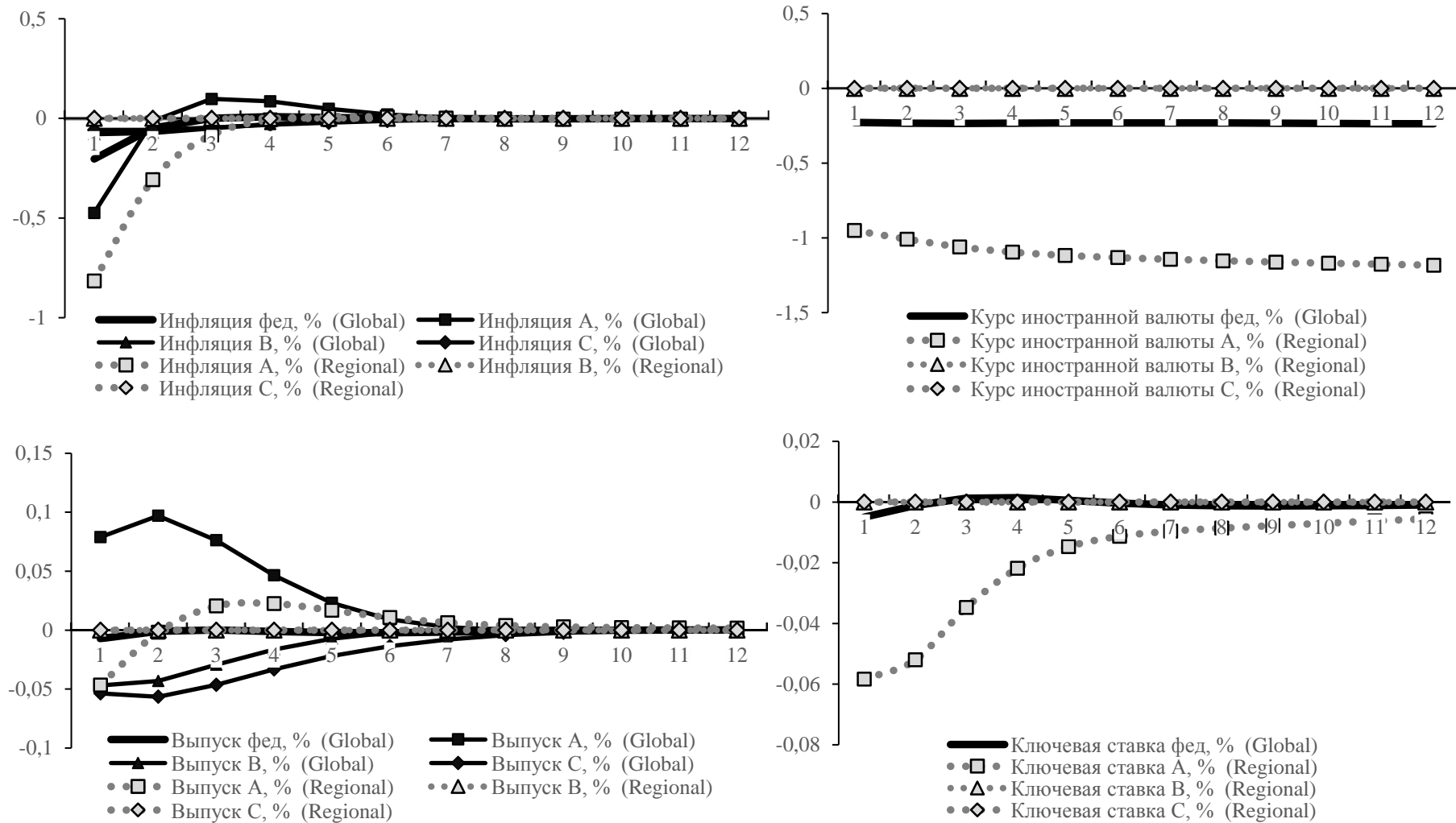


Рисунок П27. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок производительности товаров с гибкими ценами в регионе с низкой жесткостью  $\varepsilon_{yfh,t}$  (1 std. откл.)

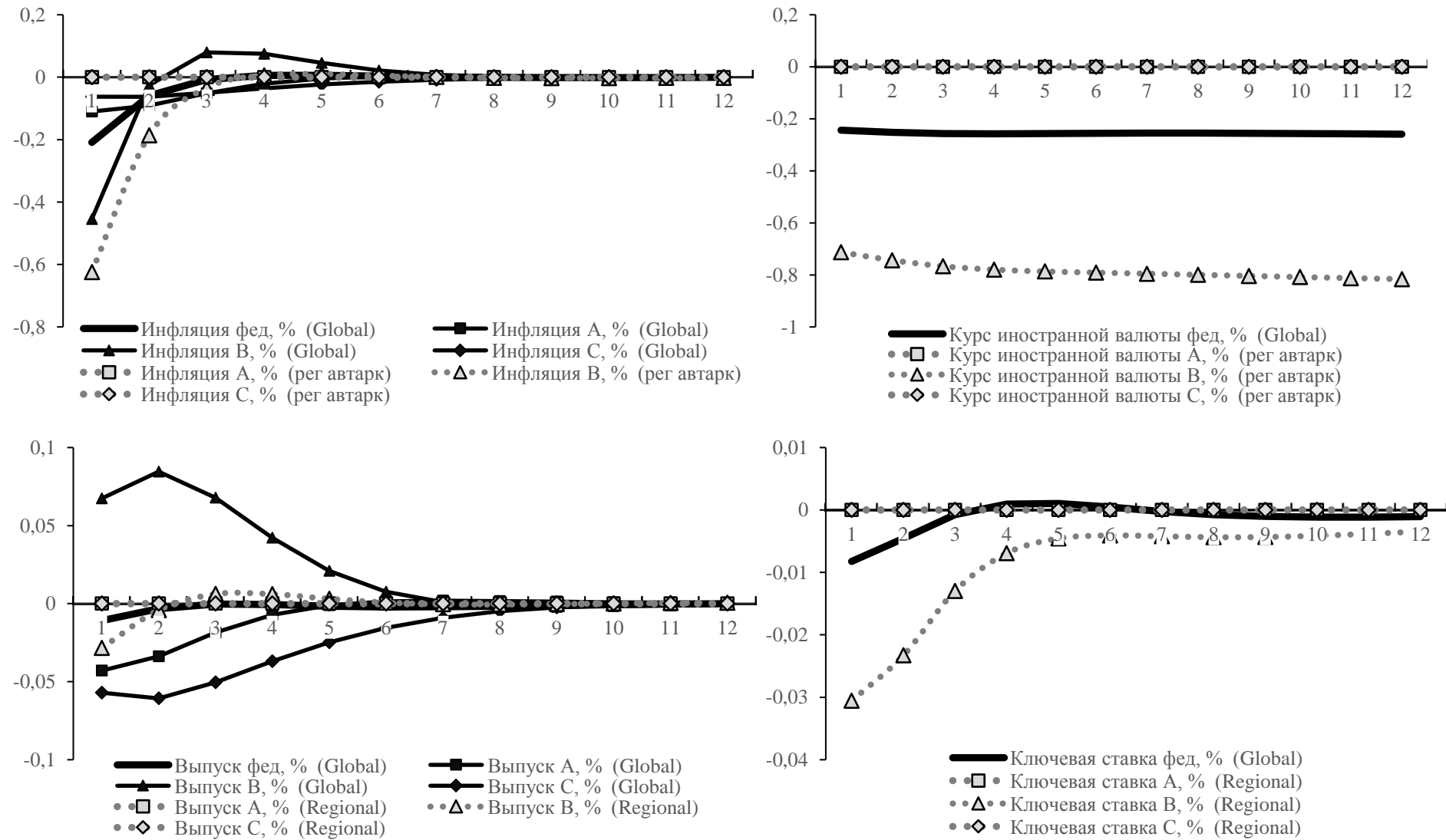


Рисунок П28. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок производительности товаров с гибкими ценами в регионе с средней жесткостью  $\varepsilon_{yfH,t}$  (1 станд. откл.)

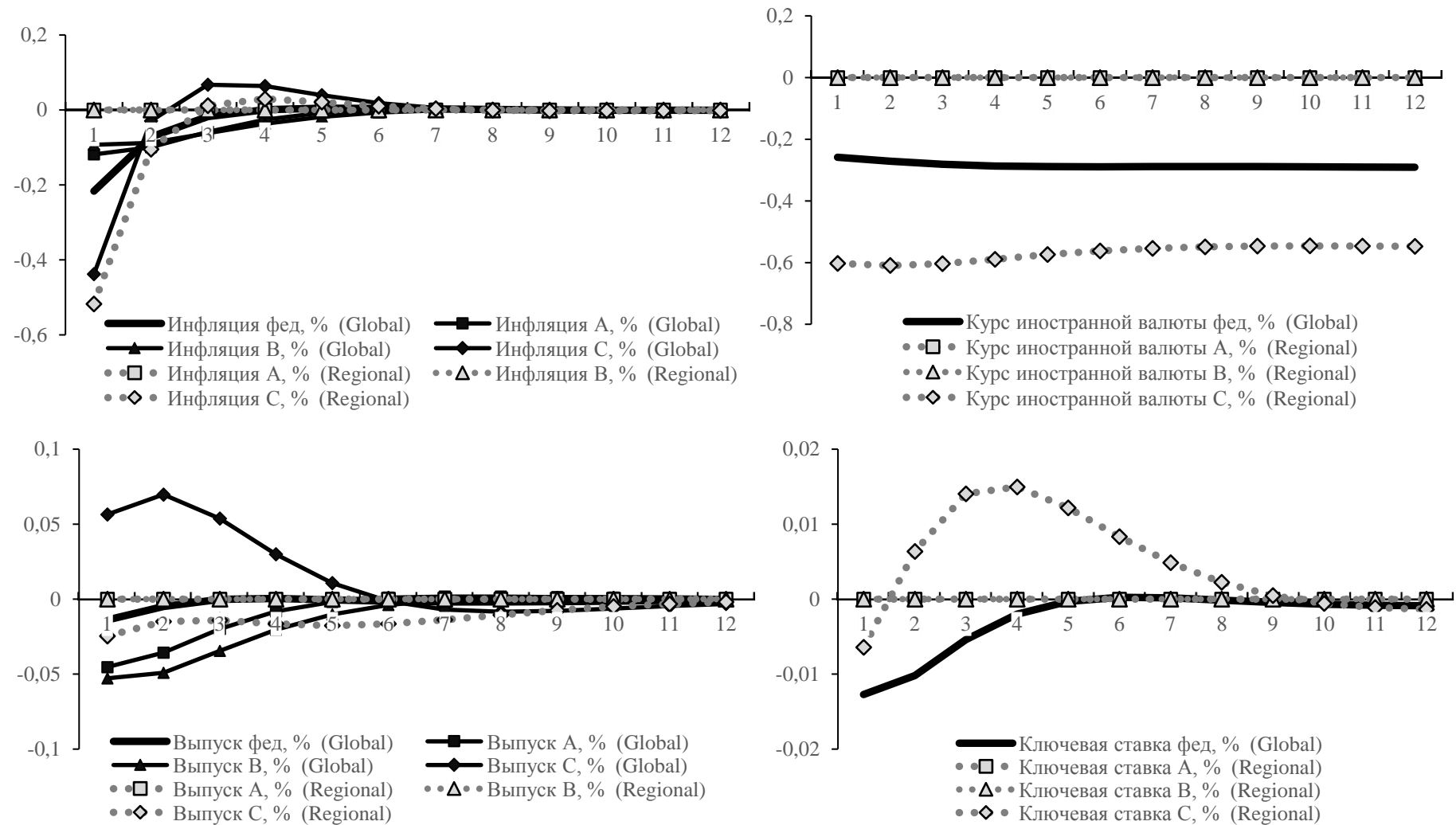


Рисунок П29. Импульсный отклик инфляции, курса иностранной валюты, выпуска и ключевой ставки в глобальной модели и в региональных моделях на шок производительности товаров с гибкими ценами в регионе с высокой жесткостью  $\varepsilon_{yfhC,t}$  (1 std. откл.)

## Приложение Д. Результаты симуляции модели

Таблица П2

Матрица корреляций основных эндогенных переменных для региональной модели принятия решений по ДКП

		Страна				А				В				С				Общие		
		$\pi_{c,t}$	$y_t$	$i_t$	$c_t$	$\pi_{cA,t}$	$y_{A,t}$	$i_{A,t}$	$c_{A,t}$	$\pi_{cB,t}$	$y_{B,t}$	$i_{B,t}$	$c_{B,t}$	$\pi_{cC,t}$	$y_{C,t}$	$i_{C,t}$	$c_{C,t}$	$i_{k,t}$	$s_t$	$p_{x,t}^*$
Стр	$\pi_{c,t}$	1,00	0,74	0,64	0,67	0,90	0,47	0,51	0,32	0,89	0,61	0,52	0,46	0,85	0,69	0,53	0,56	0,68	0,02	-0,15
	$y_t$	0,74	1,00	0,48	0,78	0,63	0,76	0,40	0,45	0,68	0,82	0,39	0,54	0,67	0,83	0,39	0,59	0,51	0,02	0,18
	$i_t$	0,64	0,48	1,00	0,34	0,48	0,26	0,80	0,08	0,59	0,38	0,81	0,22	0,69	0,51	0,82	0,38	0,84	0,03	-0,18
	$c_t$	0,67	0,78	0,34	1,00	0,57	0,55	0,28	0,61	0,60	0,63	0,28	0,69	0,61	0,69	0,29	0,73	0,52	0,02	0,00
А	$\pi_{cA,t}$	0,90	0,63	0,48	0,57	1,00	0,45	0,36	0,39	0,66	0,51	0,41	0,35	0,63	0,55	0,41	0,41	0,49	0,02	-0,12
	$y_{A,t}$	0,47	0,76	0,26	0,55	0,45	1,00	0,17	0,81	0,40	0,43	0,24	0,16	0,36	0,42	0,23	0,19	0,26	0,02	0,15
	$i_{A,t}$	0,51	0,40	0,80	0,28	0,36	0,17	1,00	-0,03	0,49	0,34	0,48	0,22	0,56	0,44	0,49	0,34	0,67	0,03	-0,15
	$c_{A,t}$	0,32	0,45	0,08	0,61	0,39	0,81	-0,03	1,00	0,22	0,14	0,10	0,13	0,19	0,16	0,11	0,15	0,19	0,01	0,02
В	$\pi_{cB,t}$	0,89	0,68	0,59	0,60	0,66	0,40	0,49	0,22	1,00	0,61	0,45	0,52	0,72	0,62	0,50	0,48	0,62	0,02	-0,13
	$y_{B,t}$	0,61	0,82	0,38	0,63	0,51	0,43	0,34	0,14	0,61	1,00	0,25	0,84	0,51	0,54	0,34	0,31	0,39	0,02	0,14
	$i_{B,t}$	0,52	0,39	0,81	0,28	0,41	0,24	0,48	0,10	0,45	0,25	1,00	0,09	0,57	0,44	0,50	0,35	0,68	0,03	-0,15
	$c_{B,t}$	0,46	0,54	0,22	0,69	0,35	0,16	0,22	0,13	0,52	0,84	0,09	1,00	0,36	0,31	0,23	0,27	0,34	0,02	0,00
С	$\pi_{cC,t}$	0,85	0,67	0,69	0,61	0,63	0,36	0,56	0,19	0,72	0,51	0,57	0,36	1,00	0,72	0,54	0,65	0,75	0,02	-0,15
	$y_{C,t}$	0,69	0,83	0,51	0,69	0,55	0,42	0,44	0,16	0,62	0,54	0,44	0,31	0,72	1,00	0,36	0,89	0,56	0,01	0,14
	$i_{C,t}$	0,53	0,39	0,82	0,29	0,41	0,23	0,49	0,11	0,50	0,34	0,50	0,23	0,54	0,36	1,00	0,23	0,70	0,03	-0,15
	$c_{C,t}$	0,56	0,59	0,38	0,73	0,41	0,19	0,34	0,15	0,48	0,31	0,35	0,27	0,65	0,89	0,23	1,00	0,51	0,01	-0,01
Общ	$i_{k,t}$	0,68	0,51	0,84	0,52	0,49	0,26	0,67	0,19	0,62	0,39	0,68	0,34	0,75	0,56	0,70	0,51	1,00	0,03	-0,16
	$s_t$	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,03	0,01	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,01	0,03	0,01	0,03	1,00	0,00
	$p_{x,t}^*$	-0,15	0,18	-0,18	0,00	-0,12	0,15	-0,15	0,02	-0,13	0,14	-0,15	0,00	-0,15	0,14	-0,15	-0,01	-0,16	0,00	1,00

Источник: расчеты авторов.

Таблица П3

Стандартные отклонения основных эндогенных переменных для трех моделей принятия решений по ДКП и модели с полной информацией

	Страна				А				В				С				Общие		
	$\pi_{c,t}$	$y_t$	$i_t$	$c_t$	$\pi_{cA,t}$	$y_{A,t}$	$i_{A,t}$	$c_{A,t}$	$\pi_{cB,t}$	$y_{B,t}$	$i_{B,t}$	$c_{B,t}$	$\pi_{cC,t}$	$y_{C,t}$	$i_{C,t}$	$c_{C,t}$	$i_{k,t}$	$s_t$	$p_{x,t}^*$
Модель на основе агрегированной информации	0,0228	0,0144	0,0067	0,0130	0,0328	0,0172	0,0082	0,0179	0,0253	0,0174	0,0084	0,0184	0,0192	0,0191	0,0085	0,0207	0,0106	2,8011	0,2376
Региональная модель	0,0226	0,0143	0,0069	0,0128	0,0328	0,0171	0,0083	0,0178	0,0250	0,0173	0,0085	0,0183	0,0189	0,0190	0,0087	0,0205	0,0107	3,0658	0,2376
Смешанная модель	0,0228	0,0144	0,0068	0,0130	0,0328	0,0172	0,0082	0,0179	0,0252	0,0174	0,0084	0,0184	0,0192	0,0191	0,0086	0,0207	0,0106	2,8122	0,2376
Модель с полной информацией	0,0230	0,0145	0,0067	0,0130	0,0330	0,0169	0,0082	0,0175	0,0254	0,0175	0,0084	0,0185	0,0195	0,0196	0,0085	0,0212	0,0106	4,6601	0,2376

Источник: расчеты авторов.

Таблица П4

Матрица корреляций оцененных и фактических общих шоков в глобальной модели и моделях на основе агрегированной и региональной информации

		Модель на основе агрегированной информации				Региональная А				Региональная В				Региональная С			
		$\hat{\varepsilon}_{rp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{i^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{px,t}$	$\hat{\varepsilon}_{rp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{i^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{px,t}$	$\hat{\varepsilon}_{rp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{i^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{px,t}$	$\hat{\varepsilon}_{rp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{i^*,t}$	$\hat{\varepsilon}_{px,t}$
Глоб	$\varepsilon_{rp,t}$	1,00	0,00	-0,01	0,00	0,97	0,00	-0,01	0,00	0,99	0,00	-0,01	0,00	0,99	0,00	-0,01	0,00
	$\varepsilon_{y^*,t}$	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00
	$\varepsilon_{i^*,t}$	-0,01	0,00	1,00	-0,01	-0,01	0,00	1,00	-0,01	-0,01	0,00	1,00	-0,01	-0,01	0,00	1,00	-0,01
	$\varepsilon_{px,t}$	-0,02	0,00	-0,01	1,00	-0,03	0,00	-0,01	1,00	-0,03	0,00	-0,01	1,00	-0,01	0,00	-0,01	1,00

Источник: расчеты авторов.

Таблица П5

Матрица корреляций оцененных и фактических региональных шоков в моделях

		Модель на основе агрегированной информации				Региональная А				Региональная В				Региональная С			
		$\hat{\varepsilon}_{irp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y,t}$	$\hat{\varepsilon}_{\beta,t}$	$\hat{\varepsilon}_{w,t}$	$\hat{\varepsilon}_{irp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y,t}$	$\hat{\varepsilon}_{\beta,t}$	$\hat{\varepsilon}_{w,t}$	$\hat{\varepsilon}_{irp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y,t}$	$\hat{\varepsilon}_{\beta,t}$	$\hat{\varepsilon}_{w,t}$	$\hat{\varepsilon}_{irp,t}$	$\hat{\varepsilon}_{y,t}$	$\hat{\varepsilon}_{\beta,t}$	$\hat{\varepsilon}_{w,t}$
Глоб А	$\varepsilon_{irp,t}$	0,57	0,02	-0,01	0,03	0,98	-0,03	0,02	-0,06	0,00	0,08	-0,04	0,14	0,00	0,13	-0,04	0,13
	$\varepsilon_{y,t}$	0,00	<b>0,77</b>	0,06	<b>0,30</b>	0,00	0,90	<b>0,32</b>	-0,14	-0,01	<b>0,25</b>	-0,13	<b>0,41</b>	0,00	<b>0,39</b>	-0,13	<b>0,36</b>
	$\varepsilon_{\beta,t}$	0,00	-0,13	0,54	-0,15	-0,01	0,14	0,84	<b>0,30</b>	-0,01	-0,12	0,07	-0,21	0,00	-0,17	0,09	-0,16
	$\varepsilon_{w,t}$	-0,01	-0,08	0,01	<b>0,02</b>	-0,01	-0,04	-0,03	<b>0,28</b>	0,00	-0,06	0,02	-0,11	0,00	-0,10	0,04	-0,10
Глоб В	$\varepsilon_{irp,t}$	0,58	-0,04	-0,02	-0,05	0,00	0,04	-0,03	0,08	0,99	-0,03	-0,01	-0,05	0,00	0,13	-0,04	0,10
	$\varepsilon_{y,t}$	0,00	0,34	-0,01	<b>-0,20</b>	-0,01	0,13	-0,08	0,24	0,00	0,83	0,19	<b>-0,33</b>	0,00	<b>0,36</b>	-0,11	<b>0,32</b>
	$\varepsilon_{\beta,t}$	-0,01	0,07	0,57	0,08	0,00	-0,08	0,06	-0,16	-0,01	0,18	0,92	<b>0,31</b>	0,00	-0,19	0,07	-0,17
	$\varepsilon_{w,t}$	0,00	-0,02	0,02	<b>0,08</b>	0,00	-0,02	0,02	-0,05	0,00	-0,03	-0,01	<b>0,28</b>	-0,01	-0,09	0,03	-0,08
Глоб С	$\varepsilon_{irp,t}$	0,58	-0,10	0,00	-0,12	0,00	0,04	-0,02	0,07	0,00	0,06	-0,03	0,10	0,99	-0,05	-0,02	-0,05
	$\varepsilon_{y,t}$	0,00	<b>-0,05</b>	-0,03	<b>-0,65</b>	-0,01	0,08	-0,05	0,17	0,01	0,15	-0,07	0,24	0,00	<b>0,58</b>	0,09	<b>-0,67</b>
	$\varepsilon_{\beta,t}$	-0,01	<b>0,26</b>	0,59	0,29	0,00	-0,05	0,06	-0,12	-0,01	-0,10	0,05	-0,19	-0,01	<b>0,23</b>	0,93	0,21
	$\varepsilon_{w,t}$	-0,01	0,02	0,01	<b>0,14</b>	0,00	-0,02	0,01	-0,04	0,00	-0,03	0,01	-0,05	-0,01	-0,01	-0,01	<b>0,21</b>

Источник: расчеты авторов.



**Приложение Е. Оценка трех региональных моделей и модели на основе агрегированной информации**

Таблица П6

Моды параметров, полученных методом максимального правдоподобия при оценке трех региональных моделей и модели на основе агрегированной информации

	Модель на основе агрегированной информации	Региональная А	Региональная В	Региональная С
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{ik,t})$	0,0009	0,0020	0,0015	0,0016
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{rp,t})$	0,0370	0,0391	0,0349	0,0314
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{irp,t})$	0,0028	0,0051	0,0050	0,0048
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{y,t})$	0,0366	0,0578	0,0536	0,0443
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{yfh,t})$	0,0519	0,0879	0,0919	0,0904
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{w,t})$	0,0301	0,0298	0,0330	0,0455
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{g,t})$	0,0057	0,0099	0,0100	0,0100
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{\beta,t})$	0,0298	0,0482	0,0460	0,0495
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{y^*,t})$	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{p^*,t})$	0,0027	0,0027	0,0027	0,0027
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{i^*,t})$	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005
$\sigma(\hat{\varepsilon}_{px,t})$	0,1526	0,1526	0,1526	0,1527
$\rho_{px}$	0,7433	0,7217	0,7359	0,7588
$\rho_{y^*}$	0,8063	0,8062	0,8055	0,8044
$\rho_{p^*}$	0,8633	0,8575	0,8631	0,8482
$\rho_{i^*}$	0,8314	0,8482	0,8771	0,8461
$\rho_{rp}$	0,5806	0,5253	0,6133	0,6930
$\rho_u$	0,0000	0,0491	0,0659	0,0849
$\rho_y$	0,1481	0,0578	0,1260	0,2918
$\rho_w$	0,1418	0,1658	0,2782	0,3493
$\rho_{irp}$	0,5622	0,4467	0,4779	0,5087
$\rho_{yfh}$	0,4620	0,3899	0,4613	0,5107
$\theta_h$	0,6664	0,6155	0,7027	0,7902
$\theta_f$	0,6006	0,4952	0,5880	0,6787

Источник: расчеты авторов.