



Банк России

**ОБЗОР**  
денежно-кредитной  
политики



# РЕТРОСПЕКТИВНАЯ ОЦЕНКА ОПТИМАЛЬНОСТИ ДКП

Исследовательский доклад

А. Змановский

Май 2023

## Оглавление

Введение . . . . .	3
Методы и данные . . . . .	5
Модель . . . . .	5
Функция потерь . . . . .	5
Оптимальная политика . . . . .	7
Данные . . . . .	8
Различные правила ДКП . . . . .	9
Сравнение с оптимальной политикой . . . . .	9
Линейное правило без экзогенных шоков ДКП . . . . .	10
Винтажные данные по выпуску . . . . .	13
Данные и методы . . . . .	13
Оценка точности сглаживания и прогноза . . . . .	15
Оценка оптимальности политики . . . . .	17
Эффективность бюджетного правила 2017–2021 годов . . . . .	19
Данные и методы . . . . .	19
Результаты . . . . .	20
Заключение . . . . .	22

Автор выражает благодарность за неоценимую помощь, замечания и пожелания по данному блоку исследований Мелиховой М., Орлову А., Селезневу С., Шарафутдинову А., ответственному коллективу ДИП, анонимному рецензенту, рецензентам из руководства Банка России и в отдельности Резепиной Е.

Содержание настоящей аналитической записки (настоящего исследовательского доклада) отражает личную позицию авторов. Результаты анализа (исследования) являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты анализа (исследования) не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими. Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

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

Электронная почта: [ZmanovskiyAN@cbr.ru](mailto:ZmanovskiyAN@cbr.ru)

107016, Москва, ул. Неглинная, 12

Официальный сайт Банка России: <http://www.cbr.ru/>

© Центральный банк Российской Федерации, 2023

## Введение

В рамках Обзора денежно-кредитной политики Банк России проводит ретроспективный анализ экономической ситуации в период *таргетирования инфляции* (ИТ). Одной из задач Обзора является определение степени оптимальности проводившейся денежно-кредитной политики (ДКП) с точки зрения общественного благосостояния. Такой анализ позволит определить, насколько своевременно Банк России реагировал на неожиданные изменения в экономической среде и в какой степени проводившаяся ДКП соответствовала фазам делового цикла.

В научной литературе основным методом таких ретроспективных исследований является контрфактический анализ. В рамках этого подхода траектории переменных из базовой спецификации модели сравниваются с контрфактическими траекториями из симуляций модифицированной модели (например, с другими значениями коэффициентов монетарного правила). Критерием оптимальности в линейризованных моделях является *функция потерь* – целевая функция монетарного регулятора, состоящая, как правило, из взвешенной суммы квадратов отклонений макропеременных от своих значений в состоянии покоя.

Одним из примеров таких работ является (Cavoli et al., 2006), где используется малая полуструктурная модель в целях сравнения различных вариаций правил монетарной политики для стилизованной экономики стран Азии. Авторы сравнивают результаты при оптимальных политиках и линейных правилах и утверждают, что более гибкое таргетирование инфляции (например, целевой диапазон вместо точки) приводит к результатам, схожим с оптимальной политикой без обязательств.

Разделяя эффект экзогенного шока цен на нефть и монетарной политики, (Carlstrom et al., 2006) рассматривают малую новокейнсианскую DSGE-модель экономики США, учитывающую цены на нефть. При помощи контрфактических симуляций авторы оценивают вклад положительного шока цены на нефть в выпуск при фиксированной процентной ставке и находят прямую связь двух переменных. Далее, авторы сравнивают *викселлианское* монетарное правило (сглаживающее номинальные жесткости в экономике) с другими правилами и заявляют, что оно является *нейтральным* с точки зрения разрыва выпуска.

Доверие к политике ФРС США исследуется в (Debortoli & Lakdawala, 2016), где авторы оценивают новокейнсианскую DSGE-модель с переключением режимов. В работе предполагается, что ФРС США в каждый период времени выбирает между исполнением последних обязательств и их оптимизацией. Результаты контрфактического анализа показывают, что ФРС США со второй половины 1960-х годов явно не придерживается обязательств, но и на некоторых дистанциях не отказывается от них. Аналогичный метод используется в (Chen et al., 2017) для еврозоны: в работе утверждается, что монетарный регулятор придерживается оптимальной политики без обязательств.

(Givens, 2012) использует малую лог-линеаризованную новокейнсианскую DSGE-модель с функцией потерь монетарного регулятора. Малое количество параметров в модели позволяет явно оценить параметры функции потерь при помощи метода максимального правдоподобия. Авторы утверждают, что модель с оптимальной политикой без обязательств лучше описывает исторические данные, чем модель с обязательствами. Такой же подход используется в (Liu et al., 2020), где авторы исследуют оптимальность политики центрального банка КНР.

Другой важной проблемой оптимальности проводимой монетарным регулятором политики является доступность данных на момент принятия решений. Самый значимый пример – отсутствие своевременных данных по ВВП. Обходным путем, используемом в большинстве случаев, является применение *наукастинга* и использование *pseudo real-time* временных рядов – данных, полученных из модели, предсказывающей текущее значение переменных при известных значениях других факторов. Подчеркивая проблему, (Orphanides, 2001) на примере *винтажных* и *ex-post* данных по выпуску и инфляции показывает, как значительно пересматривается процентная ставка в ретроспективе.

Качество различных методов оценки разрыва выпуска на *pseudo real-time* данных оценивается в работе (Orphanides & Norden, 2002). Утверждается, что ошибки наукастинга ВВП не позволяют надежно оценить разрыв выпуска. Дополнительно, часто используемые статистические методы оценки циклической компоненты временного ряда и его тренда (линейный тренд, модель ненаблюдаемых компонент, фильтр Ходрика – Перскотта) не позволяют корректно оценить нециклическую часть. Авторы предупреждают о потенциально возможных проблемах при принятии решений по монетарной политике, связанных с неточностью доступных данных.

Работа (Orphanides & Norden, 2005) является продолжением исследования точности оценки разрыва выпуска при использовании *pseudo real-time* данных. Авторы отмечают, что модели прогнозирования инфляции с использованием разрыва выпуска в качестве объясняющей переменной хуже справляются с прогнозированием *out-of-sample* наблюдений (выборки, которая не использовалась при оценке модели), чем простые модели с темпом роста выпуска.

(Koenig et al., 2003) исследуют различные спецификации прогноза в режиме реального времени и указывают на важность использования *винтажных* (использовавшихся на момент создания прогноза) данных в процессе спецификации и оценки моделей. Подобное исследование описывается в (Sleeman, 2006) на данных по выпуску Новой Зеландии.

Исследуя влияние цены на нефть на качество оценки темпов роста ВВП, (Ravazzolo et al., 2013) отмечают минимальные различия в точности прогнозирования при использовании *pseudo real-time* данных и *ex-post* временного ряда выпуска. При этом, цены на нефть являются значимым фактором при прогнозировании на четыре квартала вперед. Однако, авторы утверждают, что улучшение прогноза едва ли можно считать значимым. (Sinclair et al., 2013) также отмечают, что данные по ВВП, используемые на момент принятия решения, не несут в себе систематических отличий от *ex-post* временных рядов. Авторы делают вывод, что использование *винтажных* данных оправдано при прогнозировании, хотя отмечают некоторое смещение данных по выпуску США.

На данных еврозоны (Diron, 2008) также показывает допустимость использования *pseudo real-time* данных, однако я подчеркиваю возможность получения противоречивых выводов при использовании различных спецификаций моделей и различных горизонтов прогнозирования. В статье обсуждается выбор между использованием хорошей спецификации модели на точных данных и использованием временных рядов, полученных при помощи *наукастинга*.

Настоящая работа посвящена ретроспективному исследованию оптимальности проводившейся ДКП в период ИТ до 2022 г. Работа состоит из определения модельного аппарата, трех исследований на тему работы и заключения. Глава 2 содержит краткое описание используемой модели, определение функции потерь монетарного регулятора и два вида оптимальной политики в моделях рациональных ожиданий.

Первое исследование (глава 3) посвящено анализу благосостояния при исторической ДКП, простой линейной политике без экзогенных шоков процентной ставки с разной реакцией на разрыв выпуска и оптимальной политике с обязательствами и без них. Траектории с оптимальными политиками рассчитываются на периоде с 2015 по 2021 г., после чего определяются значения функции потерь для каждой из спецификаций. Разница между фактическим значением функции потерь и значением при оптимальной политике с обязательствами значительно меньше, чем в сравнении с политикой без доверия, и близка к простой линейной политике без реакции на разрыв выпуска.

Поскольку формального критерия близости исторической политики к какой-либо из оптимальных не существует, я использую метод *k*-ближайших соседей для классификации различных решений задачи оптимальной политики. В частности, задачи решаются для функции потерь с 230 различными параметризациями с 2015 г.; каждое решение характеризуется тремя величинами: средний квадратичный разрыв<sup>1</sup> отклонения инфляции от цели, выпуска и приращения ставки. При любом положительном значении *k* < 230 фактические MSG ближе к полученным при политике с обязательствами.

Во второй части работы исследуется влияние ошибок измерения винтажных данных ВВП на качество прогнозирования модели и точность сглаживания траекторий ненаблюдаемых переменных. При помощи итеративной процедуры, описанной в главе 4, я получаю траектории переменных в условиях принятия решений с неполной информацией. В период 2015–2020 г. присутствовала недооценка разрыва выпуска, однако в терминах функции потерь, принятие решений на винтажных данных оказалось лучше. Отклонение прогнозных значений на различных горизонтах влияет на качество прогноза только переменных, связанных с выпуском, притом различные способы агрегации имеют значимое отклонение прогноза на различных горизонтах.

Третье исследование (глава 5) представляет собой анализ оптимальности бюджетного правила, действовавшего с 2017 по 2021 года с точки зрения функции потерь. Используя модифицированный наблюдаемый ряд первичных расходов федерального бюджета, я получаю контрфактические симуляции в горизонте рассматриваемого периода. Результаты показывают, что бюджетное правило действительно привело к общественной выгоде с точки зрения значения функции потерь монетарного регулятора. Глава 6 содержит итоги работы.

<sup>1</sup>От *англ.* mean square gap, MSG.

## Методы и данные

### Модель

Используемая в работе модель является расширенной версией Квартальной прогнозной модели Банка России (Орлов, 2021) с временной структурой рыночных процентных ставок. Эта модель широко используется при принятии решений по ключевой ставке и другим инструментам ДКП, что определяет ее выбор в настоящей работе. Применяя фильтр Калмана к модели и данным, я извлекаю значения ненаблюдаемых переменных на истории и использую полученные идентифицированные шоки в дальнейшем анализе.

КПМ является линейной полуструктурной моделью, что накладывает ограничения на используемые методы анализа: изначальная линейность обуславливает выбор *ad-hoc* функции потерь в данной работе. DSGE-модели ввиду своей изначальной нелинейности позволяют использовать аппроксимацию решения модели высших порядков (включающую в себя нелинейности) и результат непосредственного вывода линейно-квадратичного приближения функции полезности домохозяйства.

Монетарное правило представляет собой расширенное правило Тейлора (Orphanides, 2010) с реакцией на ожидаемое отклонение инфляции от цели через три квартала. Такое правило называется *FIT-правилом* (англ. *forecasted inflation targeting*):

$$R_t = \gamma_R R_{t-1} + (1 - \gamma_R) \left( R^* + \gamma_{\tilde{\pi}} \mathbb{E}_t \tilde{\pi}_{t+3} + \gamma_{\tilde{Y}} \tilde{Y}_t \right) + \varepsilon_t^R, \quad (1)$$

где  $R_t$  – номинальная процентная ставка в периоде  $t$ ,  $R^*$  – нейтральная номинальная процентная ставка,  $\mathbb{E}_t \tilde{\pi}_{t+3}$  – ожидаемое отклонение инфляции от устойчивого значения в точке покоя (англ. *steady state*),  $\tilde{Y}_t$  – разрыв выпуска,  $\gamma_R, \gamma_{\tilde{\pi}}, \gamma_{\tilde{Y}}$  – параметры, задающие реакцию номинальной процентной ставки при соответствующих переменных,  $\varepsilon_t^R \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{\varepsilon_R}^2)$  – экзогенный шок ДКП с дисперсией  $\sigma_{\varepsilon_R}^2$ .

В работе указанное правило с нулевой реакцией на разрыв выпуска ( $\gamma_{\tilde{Y}} = 0$ ) используется в качестве базового при идентификации шоков в модели. Это связано с тем, что после сильных шоков кризиса конца 2014 г. определение разрыва выпуска (получение его сглаженного ряда приемлемой точности) было затруднительно. Также, для сравнения с оптимальными политиками, я использую это же линейное правило, но с реакцией на разрыв ( $\gamma_{\tilde{Y}} = 1$ ).

### Функция потерь

Для характеристики исторической ДКП с точки зрения благосостояния домашних хозяйств вводится понятие функции потерь монетарного регулятора (Clinton et al., 2015; Woodford, 2003; Woodford, 1999). Данная функция состоит из взвешенной суммы дисперсий отклонения инфляции от цели, разрыва выпуска и приращения номинальной процентной ставки в текущем периоде по сравнению с прошлым:

$$\mathcal{L}_{cb} = w_{\tilde{\pi}} \bar{\sigma}_{\tilde{\pi}}^2 + w_{\tilde{Y}} \bar{\sigma}_{\tilde{Y}}^2 + w_{\Delta R} \bar{\sigma}_{\Delta R}^2, \quad (2)$$

где  $\tilde{\pi}$  – отклонение инфляции от таргета,  $\tilde{Y}$  – разрыв выпуска,  $\Delta R = R_t - R_{t-1}$  – первая разница номинальной процентной ставки,  $\bar{\sigma}_{\tilde{\pi}}^2, \bar{\sigma}_{\tilde{Y}}^2, \bar{\sigma}_{\Delta R}^2$  – безусловная дисперсия соответствующей переменной,  $w_{\tilde{\pi}} > 0, w_{\tilde{Y}} > 0, w_{\Delta R} > 0$  – взвешивающие параметры. Важным фактором, который определяет возможность интерпретации функции потерь, является то, что веса при квадратах отклонений нормированы относительно показателя, связанного с инфляцией. В литературе используется значение веса  $w_{\tilde{\pi}} = 1$ , однако я беру величину, указанную ниже.

Чтобы учесть динамику инфляции в текущем периоде в функции потерь без какой-либо неактуальной информации (прошлой или будущей), я использую аннуализированный показатель инфляции, рассчитанный как логарифм значения индекса потребительских цен (ИПЦ) в текущем квартале к предыдущему значению:

$$\pi_t^{QoQ} = \ln \frac{CPI_t}{CPI_{t-1}}, \quad (3)$$

$$\pi_t^{QoQ, ar} = 4\pi_t^{QoQ}, \quad (4)$$

$$\tilde{\pi}_t = \pi_t^{QoQ, ar} - \pi^*, \quad (5)$$

где  $CPI_t$  – ИПЦ в текущем периоде,  $\pi_t^{QoQ}$  – инфляция к/к в текущем периоде,  $\pi_t^{QoQ,ar}$  – аннуализированная инфляция к/к в текущем периоде,  $\pi^*$  – цель по инфляции (таргет).

Однако в данном случае волатильность показателя увеличивается в 16 раз:

$$\sigma_{\pi_t^{QoQ,ar}}^2 = \tilde{\pi}_t^2 = \left( \pi_t^{QoQ,ar} - \pi^* \right)^2 = 16\sigma_{\pi_t^{QoQ}}^2. \quad (6)$$

Чтобы учесть это свойство, устанавливается соответствующий вес перед волатильностью отклонения от цели:  $w_{\tilde{\pi}} = 1/16$ . Это компенсирует эффект особенности расчета аннуализированной инфляции и позволяет получить сравнимые результаты.

В строгом понимании задачи, функция потерь выводится из аппроксимации второго порядка функции полезности домохозяйства (Woodford, 2003) или взвешенных сумм полезностей гетерогенных домохозяйств (Rubio et al., 2014) в окрестности точки покоя. В текущем случае использование *ad-hoc* функции полезности является следствием исходной линейности КПМ.

Контрфактические исследования ограничены обозреваемым временным промежутком, использование безусловных дисперсий невозможно. Для вычисления *ex-post* значения функции потерь я использую сумму средних квадратов разрывов переменных (MSG, Svensson, 2020):

$$\mathcal{L}_{cb}^{ex-post} = w_{\tilde{\pi}}MSG_{\tilde{\pi}} + w_{\tilde{Y}}MSG_{\tilde{Y}} + w_{\Delta R}MSG_{\Delta R}, \quad (7)$$

$$MSG_{\tilde{\pi}} = \sum_{t \in T} \frac{(\pi_t - \pi^*)^2}{N_T}, \quad (8)$$

$$MSG_{\tilde{Y}} = \sum_{t \in T} \frac{\tilde{Y}_t^2}{N_T}, \quad (9)$$

$$MSG_{\Delta R} = \sum_{t \in T} \frac{(R_t - R_{t-1})^2}{N_T}, \quad (10)$$

где  $\pi^*$  – цель по инфляции,  $\Delta R$  – приращение ставки по сравнению с прошлым периодом (первая разница),  $T$  – множество поквартальных дат [...; 2021Q3; 2021Q4] с количеством элементов  $N_T$ ,  $T_i$  –  $i$ -тый элемент множества  $T$ ,  $i \in [1, N_T]$ .

Я обращаю внимание читателя на то, что использую термины *MSG*, *волатильность* и *дисперсия* ( $\sigma^2$ ) синонимично. Важно также отметить то, что *MSG* является эквивалентом *неисправленной дисперсии*.

Учитывая статьи с аналогичным подходом оценки оптимальности политики (Gersbach et al., 2011; Angelini et al., 2014; Clinton et al., 2015), я выбираю веса  $w_{\tilde{Y}} = w_{\Delta R} = 0,5$ . Я намеренно завышаю взвешивающий параметр при инкременте ставки относительно значений в указанных работах. Это связано с тем, что в статьях исследуются экономики развитых стран, где волатильность ставки ограничена большой вероятностью попадания на нижнюю нулевую границу, что является сдерживающим фактором движения ставки *per se*. В последующем анализе относительно высокий вес первой разницы ставки будет ограничивать ее волатильность при оптимальной политике и будет условием более consistentной политики монетарного регулятора.

Формальное сравнение значений функции потерь для различных спецификаций модели при помощи статистического критерия невозможно ввиду отсутствия критериев в литературе. Однако (Dennis & Söderström, 2006) предлагают две меры различия значений функции потерь без вывода о статистической значимости: *относительное увеличение благосостояния* и *инфляционный эквивалент*. Необходимо отметить, что в оригинальной работе упомянутые меры используются только для сравнения значений функции потерь при оптимальной политике с обязательствами и без них:

1. Относительное увеличение благосостояния:  $\Omega = 100 \cdot \left( 1 - \frac{\mathcal{L}_1}{\mathcal{L}_2} \right)$ ;

2. Инфляционный эквивалент:  $\hat{\pi}_{0+} = \sqrt{\mathcal{L}_2 - \mathcal{L}_1}$ ,

где  $\mathcal{L}_1$  ( $\mathcal{L}_2$ ) – значение функции потерь лучшей (худшей) модели,  $\mathcal{L}_1 \leq \mathcal{L}_2$ .

Показатель инфляционного эквивалента имеет соответствующий вид только в том случае, если коэффициенты в функции потерь имеют нормировку относительно *MSG* инфляции. В этой работе инфляционный эквивалент приводится как темп роста инфляции к/к после умножения *MSG* аннуализированной инфляции к/к на соответствующий вес.

Дополнительно, для удобства восприятия, инфляционный эквивалент может быть определен как:

$$\hat{\pi} = \text{sgn}(\mathcal{L}_2 - \mathcal{L}_1) \sqrt{|\mathcal{L}_2 - \mathcal{L}_1|} \equiv \left| \sqrt{\mathcal{L}_2 - \mathcal{L}_1} \right|. \quad (11)$$

В таком случае при отрицательных значениях  $\hat{\pi}$ ,  $\mathcal{L}_1 > \mathcal{L}_2$ .

### Оптимальная политика

Для определения степени оптимальности монетарной политики я сравниваю значение функции потерь и движение макроэкономических переменных с результатами решения задачи оптимальной политики со связывающими обязательствами (*under commitment*) и без них (*discretionary*).

В случае оптимальной политики со связывающими обязательствами монетарный регулятор минимизирует дисконтированную сумму значений функции потерь в каждом периоде по всем эндогенным переменным, учитывая условия оптимальности агентов и равновесия на рынках без явно заданного монетарного правила. При этом регулятор проводит оптимизацию лишь в начальном периоде и дает частному сектору представление о значении инструментов ДКП в каждом состоянии экономики, что позволяет ему использовать ожидания агентов (Dennis, 2007).

С другой стороны, регулятор, придерживающийся оптимальной политики без обязательств, заново оптимизирует задачу каждый период и принимает ожидания частного сектора как заданные. Он действует эффективно в каждый конкретный период, но в целом его действия динамически не согласованы (Kydland et al., 1977) и искажают инфляционные ожидания (Barro et al., 1983a; Barro et al., 1983b) в сторону роста, а вместе с ними – инфляцию в равновесии.

Таким образом, ожидается, что значения функции потерь при оптимальной политике без обязательств будут выше, чем с ними. Стоит упомянуть работы (в частности, Sauer, 2007), где показывается, что при определенных условиях политика без обязательств может быть лучше политики с обязательствами. Однако эти условия достаточно специфичны (например, низкий коэффициент дисконтирования).

Описанные подходы к пониманию задачи оптимальной политики являются основными в академической литературе. При этом в реальности вряд ли возможно существование экономики с монетарным регулятором, который строго придерживается объявленного ранее курса, не корректируя его на текущее положение. Аналогичная логика может быть применена и к регулятору без обязательств. Более естественным подходом выглядит использование смешанного подхода: например, в работе (Schaumburg et al., 2007) представлена новокейнсианская DSGE модель с нестрогими обязательствами (англ. *loose commitment*), где регулятор с некоторой фиксированной вероятностью может нарушить обязательства и дать новые, сделав таким образом новую оптимизацию. Кроме того, упомянутые во введении работы (DeBortoli & Lakdawala, 2016; Chen et al., 2017) используют модели общего равновесия с переключениями режимов в тех же целях. В своем исследовании я ограничиваюсь лишь двумя крайними случаями оптимальной политики.

Задачи оптимальной политики требуют функцию потерь, сходящуюся на бесконечности. Для этого значение функции потерь для каждого конкретного периода дисконтируется на соответствующий коэффициент дисконтирования (Woodford, 1999):

$$\mathcal{L}_{cb}^{obj} = \sum_{t=T_1}^{\infty} \beta^{(t-T_1)} \left[ w_{\tilde{\pi}} (\pi_t - \pi^*)^2 + w_{\tilde{Y}} \tilde{Y}_t^2 + w_{\Delta R} (R_t - R_{t-1})^2 \right], \quad (12)$$

где  $\beta$  – коэффициент дисконтирования потоков потерь. Для сравнимости я нормирую значение функции потерь по количеству периодов в сумме ( $T$ ). Опираясь на предположения в (Woodford, 1999), я устанавливаю значение коэффициента дисконтирования  $\beta = 0,997$ . Значение функции потерь на исторических данных оценивается аналогично.

Предполагается, что значение функции потерь на исторических данных никогда не лучше значения при оптимальной политике с обязательствами. Существование решений, которые приводят к меньшему значению потерь, чем при политике с обязательствами, говорит либо о неправильной спецификации оптимизационной задачи монетарного регулятора в модели, либо о предвидении шоков в будущем и неправильной спецификации модельных уравнений в целом.

## Данные

Для идентификации ненаблюдаемых переменных я использую следующие наблюдаемые ряды с I квартала 2004 г.:

1. Цена за баррель нефти марки Urals (спот-рынок) и базовая цена для бюджетного правила, долл. США.
2. Индекс потребительских цен (в целом и по компонентам).
3. ВВП в постоянных ценах, руб.
4. Ставка МБК, п.п.
5. Доходности ОФЗ срочностью 1, 2, 3, 5, 7 и 10 лет, п.п.
6. Ставка по кредитам нефинансовым организациям срочностью 1 и 3 года, п.п.
7. Доходы (нефтегазовые, ненефтегазовые) и расходы консолидированного и федерального бюджетов РФ, руб.
8. Композитные показатели внешнего сектора: ВВП, инфляция, ставка МБК, обменный курс долл. США к евро.
9. Оцененная премия за риск суверенного дефолта по ОФЗ на коротком/длинном концах, п.п.

Переменные, подозрительные на наличие сезонного фактора, были сезонно сглажены с применением методики X-13 ARIMA-SEATS Бюро переписи населения США.



## Различные правила ДКП

В данной главе я провожу контрфактические симуляции для двух решений задачи оптимальной политики: с обязательствами и без них, а также для двух линейных правил – с реакцией на разрыв выпуска и без нее.

Я получаю сглаженные ряды для ненаблюдаемых переменных на промежутке 2015–2021 г., используя данные с I квартала 2004 года. Идентифицированные таким образом экзогенные шоки на всей рассматриваемой траектории используются для получения симуляций в модели с измененным правилом ДКП (соответствующим линейным правилом без дискреционных шоков или результатом решения задачи оптимальной политики). В контрфактических сценариях я исключаю шоки ДКП: это задает строгое следование линейному правилу и исключает временные дискреционные эффекты.

Дополнительно, я рассчитываю MSG для контрфактических симуляций с оптимальными правилами на сетке весов  $w_{\tilde{Y}}$  (коэффициент при разрыве выпуска в функции потерь) и  $w_{\Delta R}$  (коэффициент при изменении ставки там же) и получаю выборку из двух распределений. Чтобы охарактеризовать фактические MSG с точки зрения близости к тому или иному распределению (с обязательствами и без них), я использую метод k-ближайших соседей для разных k.

### Сравнение с оптимальной политикой

На рис. 1 изображена динамика ключевой ставки, разрыва выпуска и инфляции на исторических данных и для правил оптимальной политики с I квартала 2015 года. Фактическое значение функции потерь находится гораздо ближе к тому же значению при оптимальной политике со связывающими обязательствами, чем при оптимальной политике без них.

Плавное снижение номинальной процентной ставки после скачка в I квартале 2015 г. обусловлено вкладом инерционности показателя в функции потерь. При сопоставимом разрыве выпуска и инфляции при политике с обязательствами и фактической политике в 2015 г. отмечается высокая инфляция и большая волатильность разрыва выпуска при более высокой ставке во время действия политики без обязательств. Такое различие объясняется несогласованностью действий монетарного регулятора, что приводит к завышенным инфляционным ожиданиям частного сектора. Аналогичным образом объясняется и рост упомянутых переменных в 2021 г.: при процентной ставке, сопоставимой с исторической, оптимальная политика без обязательств приводит к резкому росту инфляции и разрыва выпуска.

Говоря о динамике ключевой ставки в целом, я отмечаю, что относительно оптимальной политики с обязательствами Банк России придерживался более жесткой ДКП после негативных шоков в 2015 году. Исключением является период II квартал 2019 – I квартал 2020 г., когда регулятор начал планомерное снижение ключевой ставки.

Примечательным результатом является резкий скачок инфляции в II квартале 2020 г. при оптимальной политике с обязательствами: сильное снижение ставки в этот период позволило уменьшить отклонение от потенциального выпуска. При этом, доверие частного сектора позволило вернуть инфляцию к целевому уровню и снизить разрыв в абсолютном отношении уже в следующем квартале.

**ТАБЛ. 1.** Значения функции потерь для симуляций с оптимальными политиками

$\mathcal{L}$ (обяз.)	$\mathcal{L}$ (без обяз.)	$\mathcal{L}$ (факт.)	$\hat{\pi}$ (обяз./без обяз.)	$\hat{\pi}$ (факт./обяз.)	$\hat{\pi}$ (без обяз./факт.)
3,3911	5,9501	3,7175	1,5997	0,5713	1,4942

Примечание: последние три столбца содержат инфляционный эквивалент (% к/к, аннуализированный в среднем) разницы значений функции потерь в скобках.

Для более детального исследования влияния весов в функции потерь на решение оптимизационной задачи я провожу симуляции для каждой пары на сетке параметров:

$$\bar{w}_{\tilde{Y}} \times \bar{w}_{\Delta R} : \bar{w}_{\tilde{Y}} = (0,003; 0,03; 0,1; 0,2; \dots; 2), \bar{w}_{\Delta R} = (0; 0,003; 0,3; 0,1; 0,2; \dots; 0,9).$$

Ненулевое значение  $\bar{w}_{\tilde{Y}}$  является необходимым условием для стабильного решения модели (строгое неравенство приведено в Woodford, 2001). Я также добавляю значения весов 0,03 и 0,003. Первое число может быть получено из (Woodford, 2003) для  $\varkappa = 0,3$  ( $\varkappa$  – коэффициент наклона кривой Филлипса, перед выпуском), используемой в КПМ, и  $\theta = 10$  ( $\theta$  – коэффициент эластичности спроса на индивидуальный товар по цене); оно согласуется с результатом, изложенным в (Woodford, 2003). Второе значение взято из (Debortoli, Maih et al., 2014). Остальной диапазон значений весов согласуется с (Rudebusch et al., 1999).

На рис. 2 представлены значения корней из среднеквадратических разрывов, составляющих функцию потерь с 2015 по 2021 год. Отмечается, что при оптимальной политике без обязательств MSG инфляции и выпуска имеют больший разброс, чем при политике с обязательствами. При этом среднеквадратический разрыв номинальной процентной ставки незначительно меньше. На рис. 7 в Приложении изображены ортогональные проекции этого графика.

В качестве критерия близости исторической точки к тому или иному распределению я использую непараметрический метод – метод  $k$ -ближайших соседей. Чтобы учесть различия в вариации разных измерений, используется метрика расстояния Махаланобиса. Она нормализует значения соответственно вариации каждого среднеквадратического разрыва. Вероятность<sup>2</sup> принадлежности к распределению политики с обязательствами равна единице при  $k \leq 40$ . Таким образом, можно утверждать, что политика Банка России больше схожа по результативности с принятием решений согласно политике с обязательствами, чем политике без обязательств.

Особенностью результатов исторической ДКП является крайне низкая волатильность разрыва инфляции. Этот факт интересен в сравнении со среднеквадратичными отклонениями инфляции от цели, полученными из контрфактических траекторий с линейными правилами. Дискреционные шоки ДКП, идентифицированные при линейном правиле с нулевой реакцией на разрыв выпуска, привели к существенно меньшей волатильности инфляции ценой несущественно большей волатильности разрыва выпуска.

На графике зависимости MSG отклонения инфляции от цели и разрыва выпуска можно наблюдать *Парето-границу* проводимой политики (англ. *policy frontier*). Очевидным фактом является то, что граница распределения политики с обязательствами ближе к началу координат, чем граница для политики без обязательств. Кроме этого, существует «режим» политики без обязательств, задаваемый некоторым множеством весов, свойством которого является сонаправленность MSG инфляции и разрыва выпуска (траектория точек с (3, 2) до (9, 10) на соответствующей проекции). *Парето-граница* также содержится в зависимости отклонений инфляции от цели и приращения процентной ставки, однако эта связь более характерна для политики без обязательств; при политике с обязательствами волатильность роста ставки слабо влияет на волатильность разрыва выпуска.

Интересна также связь волатильностей инфляции и инкремента процентной ставки: *Парето-граница* прослеживается в MSG оптимальной политики без обязательств, однако у политики с обязательствами распределение не содержит границы в этой плоскости. Кроме того, можно наблюдать некоторую сонаправленность размеров волатильностей этих двух переменных.

### Линейное правило без экзогенных шоков ДКП

Для характеристики проводившейся денежно-кредитной политики с точки зрения линейного правила проводятся контрфактические симуляции с исключением экзогенных шоков ДКП. В качестве источника шоков ДКП используется экзогенная переменная  $\varepsilon_t^R$  в уравнении 1.

Этот эксперимент проводится с целью определить, как экспертные суждения Совета директоров Банка России повлияли на проводившуюся ДКП в сравнении с модельным правилом и как они повлияли на динамику инфляции и разрыва выпуска.

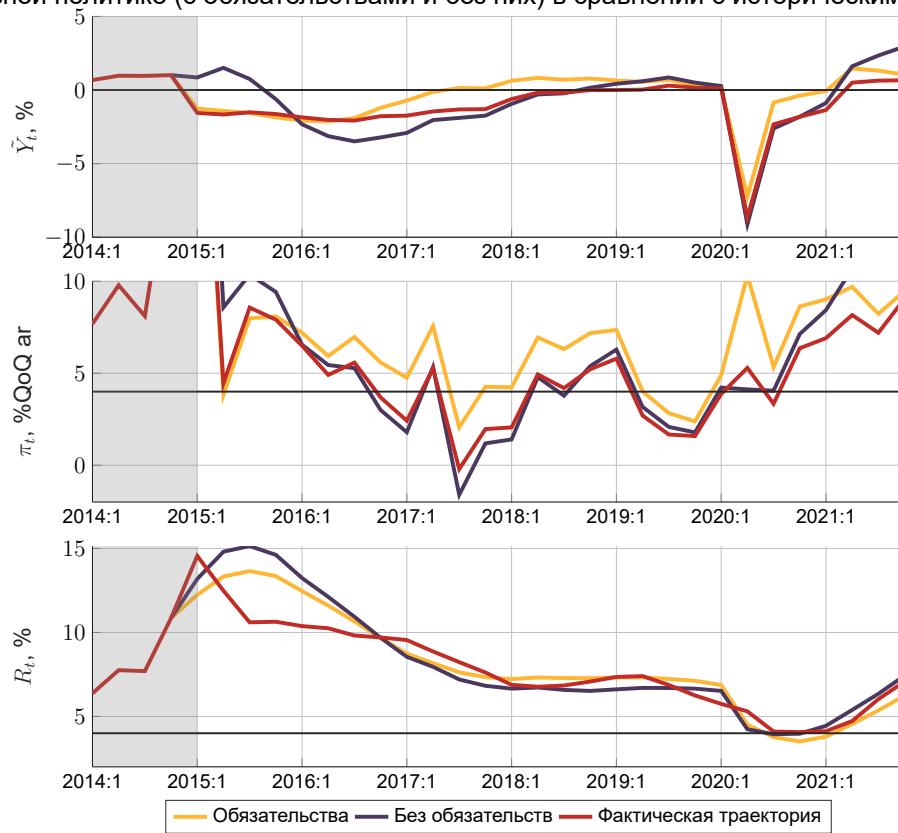
На рис. 3 изображены фактические траектории разрыва выпуска, номинальной процентной ставки и инфляции (к/к, аннуализированная), а также траектории без экзогенных шоков ДКП. Я не наблюдаю значительных отклонений фактической ставки от строго линейного правила вплоть до второй половины 2020 года. Однако сразу после начала пандемии правило без шоков предполагало более жесткую ДКП.

Обнаруживаются два временных промежутка, когда фактическая ДКП была более жесткой, чем предполагало линейное правило: с IV квартала 2015 по I квартал 2017 года и с III квартала 2018 по I квартал 2020 года. В первом случае, вероятно, отклонение было связано с ростом инфляции в III квартале 2015 г. и опасениями по поводу дальнейшего его продолжения. Более интересен второй промежуток: правило без шоков предполагало более мягкую ДКП, несмотря на положительный разрыв выпуска уже с III квартала 2018 года.

Сравнивая значения функции потерь из фактических траекторий и траекторий без экзогенных монетарных шоков, можно заметить следующее: правило без шоков приводит к более оптимальному результату с точки зрения потерь, однако разница незначительна (0,42% в к/к аннуализированном инфляционном эквиваленте в среднем).

<sup>2</sup>На рис. 6 изображена зависимость вероятности от количества ближайших соседей ( $k$ ) вплоть до всего множества полученных точек.

**РИС. 1.** Контрфактические симуляции разрыва выпуска ( $\tilde{Y}_t$ ), ном. проц. ставки ( $R_t$ ) и инфляции  $\pi_t$  с 2015 г. при оптимальной политике (с обязательствами и без них) в сравнении с историческими траекториями



**РИС. 2.** График корней из среднеквадратических разрывов: различные весов в функции потерь для оптимальных политик с обязательствами и без них

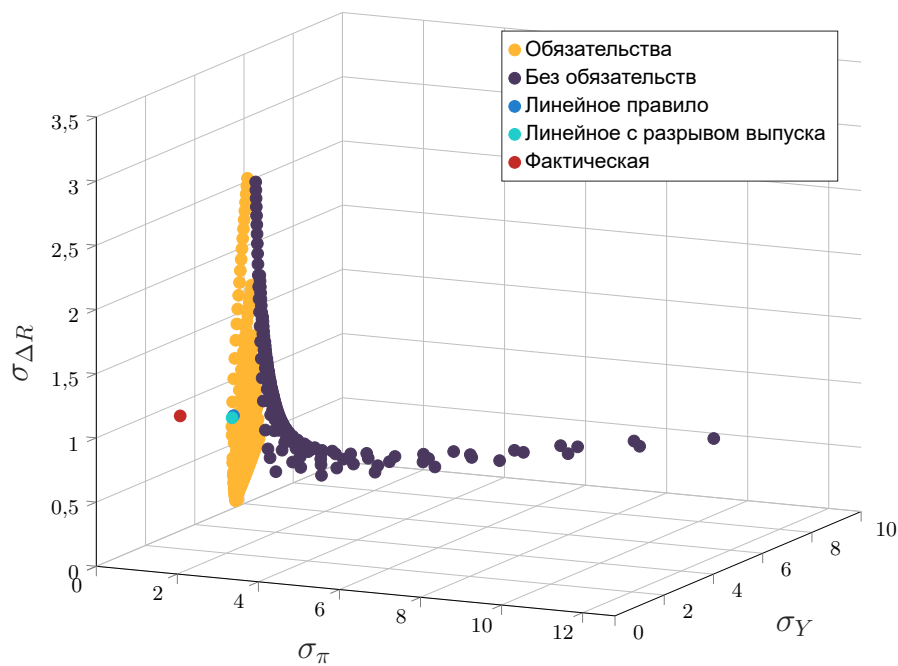
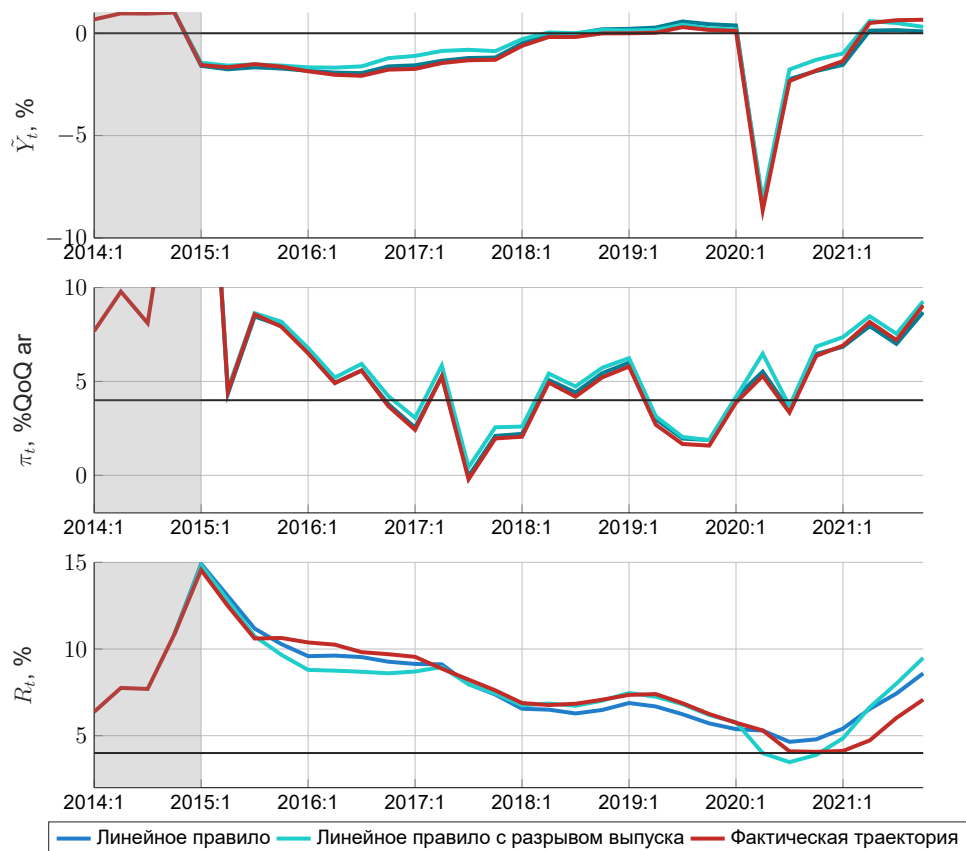


ТАБЛ. 2. Значения функции потерь для симуляций с линейными правилами ДКП

$\mathcal{L}(\gamma_{\tilde{Y}} = 0)$	$\mathcal{L}(\gamma_{\tilde{Y}} = 1)$	$\mathcal{L}(\text{факт.})$	$\hat{\pi}(\text{факт.}/(\gamma_{\tilde{Y}} = 0))$	$\hat{\pi}(\text{факт.}/(\gamma_{\tilde{Y}} = 1))$
3,6559	3,5436	3,7175	0,2482	0,4170

Примечание: последние два столбца содержат инфляционный эквивалент (% к/к аннуализированных в среднем) разницы значений функции потерь в скобках.

РИС. 3. Контрфактические симуляции разрыва выпуска ( $\tilde{Y}_t$ ), номинальной процентной ставки ( $R_t$ ) и инфляции  $\pi_t$  без экзогенных шоков ДКП с 2015 г. в сравнении с историческими траекториями



## Винтажные данные по выпуску

При среднесрочном прогнозировании Банк России зачастую сталкивается с проблемой отсутствия оперативных данных – в частности, данных по выпуску. Для решения ограниченности доступности временных рядов используется наукастинг (*nowcasting*) – предсказание текущих значений временных рядов на основе исторических и неполных текущих данных. Дальнейший пересмотр значений некоторой макропеременной может ретроспективно влиять на оптимальность проводимой монетарной политики: ошибка наукастинга может быть достаточной, чтобы привести к значительному отклонению от оптимальной траектории монетарного правила.

Федеральная служба государственной статистики (Росстат) публикует оценки ВВП со значительной задержкой (до трех кварталов). Для целей прогнозирования Банк России на основе доступной информации проводит наукастинг выпуска, в ходе которого в прогнозируемое значение ВВП в текущем квартале неизбежно попадает статистическая ошибка. Она может повлиять как на прогнозные значения других переменных, так и на оптимальность решения по ДКП в текущем периоде.

В этой главе оценивается влияние ошибки наукастинга реального ВВП на оптимальность линейного монетарного правила с использованием так называемых *винтажных* временных рядов соответствующей переменной, использовавшихся в опорных прогнозных раундах (ОПР) с 2015 по 2021 год. Дизайн исследования базируется на работе (Orphanides & Williams, 2013), однако я делаю больший акцент на неполной доступности данных. Ряды ВВП начинаются с I квартала 2004 г., актуальные временные ряды приведены на IV квартал 2021 года.

Вначале я получаю сглаженные ряды разрыва выпуска, используя винтажные ряды ВВП для каждого прогнозного раунда, и показываю, как с изменением данных меняется оценка разрыва на истории. Далее я итеративно рассчитываю прогнозные значения рядов макропеременных с 2015 г. и сравниваю с итеративным прогнозом на актуальных данных, используя критерий Диболда – Мариано. Дополнительно, основываясь на алгоритме симуляции принятия решений по процентной ставке, я рассчитываю влияние ошибки наукастинга/пересмотров на оптимальность принимаемых монетарным регулятором решений.

### Данные и методы

В КПМ показатель выпуска ( $y_t$ ) является логарифмом текущего реального ВВП в ценах 2016 г. ( $GDP_t$ ):

$$y_t = \log(GDP_t). \quad (13)$$

В качестве информационного множества в каждый квартальный период с 2015 по 2021 г. я использую последние доступные данные (на I квартал 2022 г.) по всем переменным, кроме реального выпуска. Реальный выпуск, в свою очередь, представлен поквартальными винтажными временными рядами с 2015 по 2021 г. и актуальным временным рядом на I квартал 2022 года. Актуальный временной ряд включает в себя наукастинг III–IV кварталов 2021 года. Рассматриваемый временной промежуток содержит в себе траекторию перехода российской экономики к ИТ и процесс трансформации, происходивший после валютного кризиса в конце 2014 года.

Винтажное значение выпуска (*pseudo real-time*)  $\hat{y}_t^{(\tau)}$  для периода  $t$ , доступное в момент времени  $\tau$ , может быть представлено в виде разности истинного не наблюдаемого в реальном времени значения  $y_t$  и ошибки  $\tilde{\varepsilon}_t^{(\tau)}$ :

$$\hat{y}_t^{(\tau)} = y_t + \tilde{\varepsilon}_t^{(\tau)}. \quad (14)$$

Для определения точности прогноза переменных на разных горизонтах рассчитывается корень из средней квадратической ошибки прогноза на  $h$  кварталов вперед:

$$RMSFE_h^{(x)} = \sqrt{\frac{\sum_{t=T_1}^{T_2-h} (x_{t+h} - \hat{x}_{t+h|t})^2}{T_2 - T_1 - h}}, \quad (15)$$

где  $h$  – горизонт прогноза в периодах,  $T_1$  – количество первых наблюдений временного ряда, использовавшихся для построения модели,  $T_2$  – количество наблюдений временного ряда всего (включая наблюдения, использующиеся для валидации прогнозной способности),  $\hat{x}_{t+h|t}$  – прогнозное значение переменной  $x$  в периоде  $t+h$ , полученное на доступном информационном множестве в период  $t$ ,  $x_{t+h}$  – актуальное значение переменной в периоде  $t+h$ .

В рамках настоящего исследования используется модель в базовой спецификации – с линейным монетарным правилом. Влияние экзогенного шока ДКП намеренно исключается в предположении о строгом

следовании простому правилу монетарной политики. Я сравниваю прогнозные значения переменных и значения функции потерь из модели с полной информацией, доступной на момент принятия решения, со значением из контрфактической модели с «запаздывающей» информацией, где данные по выпуску получены в результате наукастинга. Это позволяет определить, насколько меняется качество принятых решений при использовании *pseudo real-time*-значений выпуска.

Чтобы сравнить прогнозные значения переменных, полученные из двух моделей, я рассчитываю статистику Диболда – Мариано (DM-статистики) для прогнозов на  $h$  кварталов вперед:

$$DM_h = \frac{\bar{d}_h^{1,2}}{\sqrt{\sigma_d^2 / (T_2 - T_1 - h)}}, \quad (16)$$

$$\bar{d}_h^{1,2} = \frac{\sum_{t=T_1}^{T_2-h} l(\varepsilon_{t+h}^{(1)}) - l(\varepsilon_{t+h}^{(2)})}{T_2 - T_1 - h}, \quad (17)$$

$$\varepsilon_{t+h}^{(i)} = y_{t+h}^{(i)} - \hat{y}_{t+h|t}^{(i)}, \quad (18)$$

где  $\varepsilon_t^{(i)}$  – ошибка прогноза для периода  $t$  из модели  $i$ ,  $\bar{d}_h^{1,2}$  – средний дифференциал ошибок моделей (1 и 2),  $l(\cdot)$  – функция потерь,  $\sigma_d^2$  – безусловная дисперсия дифференциалов ошибок моделей,  $DM_h^{(1,2)}$  – статистика Диболда – Мариано для моделей (1 и 2) на прогнозах на  $h$  периодов вперед от  $T_1$  до  $T_2 - h$ . DM-статистика распределена согласно стандартному нормальному распределению:  $DM_h^{(1,2)} \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . В качестве функции потерь  $l$  используется квадратическое отклонение ошибки от нуля:  $l(\varepsilon) = \varepsilon^2$ .

Основное отличие описанных выше статистик от общепринятых формулировок RMSFE и DM заключается в следующем: агрегирование ошибки происходит не по всей длине прогнозного горизонта, а для всех прогнозов (с использованием поступающих данных) в конце прогнозного горизонта. Это позволяет более детально рассмотреть качество прогноза на различные горизонты: краткосрочный прогноз важен в большей степени для принятия текущих решений, в то время как прогнозы на дальние периоды влияют на долгосрочную стратегию ДКП в целом.

RMSFE- и DM-статистики рассчитываются для каждой точки, начиная с 1 прогнозного раунда в 2015 г. и заканчивая последними доступными данными для каждого прогнозного горизонта (IV квартал 2021 г. минус  $h$  кварталов). Таким образом, количество наблюдений в валидационной выборке уменьшается с ростом прогнозного горизонта.

В целях более детального анализа стабильности прогноза ВВП рассчитывается показатель отношения прогнозных изменений ВВП относительно текущих значений. Эта величина позволяет понять, на сколько в процентном эквиваленте отличается прогноз прироста выпуска на винтажных данных от реального значения:

$$Y_{t,h}^{\text{ratio}} = \frac{Y_{t+h|t}^{\text{vint}}}{Y_{t|t}^{\text{vint}}} : \frac{Y_{t+h}}{Y_t}, \quad (19)$$

где  $Y_{t+h|t}^{\text{vint}}$  – прогнозные значения выпуска в периоде  $t + h$ , полученное с использованием данных по выпуску, доступных на момент  $t$ ,  $Y_{t|t}^{\text{vint}}$  – значение выпуска в периоде  $t$ , доступное в этот момент времени,  $Y_{t+h}$  – актуальное наблюдаемое значение выпуска в период  $t + h$ ,  $Y_t$  – актуальное наблюдаемое значение в период  $t$ .

При логарифмировании это выражение приобретает следующий вид:

$$\log(Y_{t,h}^{\text{ratio}}) = \left( \log Y_{t+h|t}^{\text{vint}} - \log Y_{t|t}^{\text{vint}} \right) - \left( \log Y_{t+h} - \log Y_t \right). \quad (20)$$

Чтобы провести симуляции принятых решений по ДКП с учетом неполной доступности данных, я использую следующую процедуру<sup>3</sup>:

1. Получить решение модели  $\mathcal{M}_i$  с заданным правилом монетарной политики, задать текущему периоду  $t$  значение начального периода  $t_0$ .
2. Определить ошибку винтажных данных  $u_t = y_t^{\text{actual}} - y_t^{\text{vint}}$ , где  $y_t^{\text{actual}}$  – актуальный (последний известный) ряд данных.
3. Получить сглаженные значения ненаблюдаемых переменных,  $(\hat{x}_\tau, \hat{\varepsilon}_\tau)$ , на период с  $t_0$  до  $t$ :  $\tau \in [t_0, t]$ , путем использования сглаживателя Калмана на симуляционных наблюдаемых данных с учетом винтажной ошибки:  $y_\tau^{\text{sim, u}}(-R_t) = y_\tau^{\text{sim}}(-R_t) + u_\tau(-R_t)$ , где  $y_\tau^{\text{sim}}$  – вектор значений наблюдаемых переменных  $(y)$  в период  $\tau$ ,  $(-R_t)$  – указатель исключения значения  $R_t$  из наблюдаемых переменных в фильтре Калмана в последнем шаге,  $y_\tau^{\text{sim, u}}$  – вектор суммы значений наблюдаемых переменных и соответствующих ошибок винтажных рядов для периода прогнозного раунда  $\tau$ . Последнее значение номинальной процентной ставки  $R_t$  в  $y_t^{\text{obs}}$  необходимо пропустить, чтобы получить его при помощи фильтра. Для  $t = t_0$ :  $y_{t_0}^{\text{sim}} = y_{t_0}^{\text{vint}}(-R_{t_0})$ .
4. Используя экзогенные шоки  $\hat{\varepsilon}_t$ , полученные при сглаживании ненаблюдаемых переменных на последней доступных временных рядах  $\mathcal{F}_T$ , и значения номинальной процентной ставки  $\hat{R}_t$  из предыдущего шага, получить траектории переменных  $(x_{t+1}^{\text{sim}}, y_{t+1}^{\text{sim}} | \hat{R}_t, \hat{\varepsilon}_{(t,-R)})$  путем представления номинальной процентной ставки  $\hat{R}_t$  как экзогенной переменной за счет представления шока ДКП  $\varepsilon_t^R$  как эндогенного<sup>4</sup>.
5. Закончить, если текущий период  $t$  равен конечному периоду  $T$ : иначе – сдвинуть период  $t$  на единицу измерения (квартал) вперед:  $t = t + 1$  и перейти к шагу 2.

Эта процедура позволяет перенести оцененную ошибку винтажных данных на симулированные ряды. Контрфактическая ДКП, следовательно, становится подверженной влиянию данной ошибки, что в действительности приводит к отклонениям от линейного правила. Однако в этом алгоритме я предполагаю, что ошибка является идиосинкратической:  $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_\varepsilon)$ . Более полным решением проблемы измерения контрфактической винтажной ошибки была бы оценка ее зависимости от значений переменных в текущем и предыдущих периодах:  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t | \mathcal{F}_t)$ .

Здесь я не использую решения задач оптимальной политики, упомянутые в прошлой главе: итеративная процедура получения контрфактической политики строгого следования правилу подразумевает под собой изменение лагов переменных состояния. Это нарушает условия динамической согласованности: принятые решения не соответствуют плану состояний, а получившиеся траектории лишены смысла. Модель с политикой без обязательств, с другой стороны, не имеет технических проблем, однако результаты также трактуются менее однозначно: завышенные инфляционные ожидания возникают как из-за динамической несогласованности по построению задачи, так и из-за неполных данных.

## Оценка точности сглаживания и прогноза

Для удобства сравнения показателей RMSFE табл. 3 содержит отношения этих статистик (из прогнозов на *pseudo real-time* и полученных с помощью *post-hoc* данных). Исходные значения RMSFE представлены в таблицах в Приложении. Табл. 4 включает статистику критерия Диболда – Мариано с квадратичной функцией потерь для обоих прогнозов.

Как можно видеть, прогноз ВВП к/к на 1–4 квартала вперед с использованием *pseudo real-time* данных значимо хуже (на 1%-ном уровне) *post-hoc* прогноза, однако на близком горизонте (до четырех кварталов вперед) у разницы прогнозов нет статистической значимости.

<sup>3</sup>На рис. 8 в Приложении алгоритм изображен схематически.

<sup>4</sup>Иными словами, требуется выбрать  $\varepsilon_t^R$  в функции принятия решений (англ. *decision rule*)  $\hat{R}_t = d_R(Y_{t-1}, \varepsilon)$  такой, что  $\hat{R}_t = \bar{\hat{R}}_t$ , где  $\bar{\hat{R}}_t$  – экзогенно заданное значение переменной  $\hat{R}_t$ ,  $Y_{t-1}$  – вектор значений переменных состояния в прошлом периоде,  $\varepsilon_t$  – вектор шоков.  $d(\cdot)$  представима в виде вычислимой функции любой сложности. В рассматриваемой линейной модели  $d(\cdot)$  является линейной комбинацией аргументов с коэффициентами.

**ТАБЛ. 3.** Отношения RMSFE: значения для прогнозов с винтажными (в числителе) и *post-hoc* (в знаменателе) данными по выпуску в сравнении с актуальными данными

Переменная	K1	K2	K4	K6	K8
Разрыв реал. выпуска	1,1185	0,9990	0,9854	1,0127	1,0271
ВВП, к/к	1,1400	1,0373	1,0102	1,0012	1,0006
ВВП, г/г	1,0925	1,1614	1,4553	1,0555	1,0220
Разрыв реал. обмен. курса	0,9573	0,9653	0,9937	1,0224	1,0167
Ном. обмен. курс, к/к	0,9631	1,0019	0,9914	1,0001	0,9999
Ном. обмен. курс	0,9631	0,9713	0,9933	1,0024	0,9923
Инфляция, к/к	1,0660	1,0601	1,0314	0,9991	1,0050
Инфляция, г/г	1,0694	1,0877	1,0766	0,9928	0,9960
ИПЦ	1,0660	1,0810	1,0724	0,9939	0,9690

Примечание: ( $> 1$ )  $\Rightarrow$  прогноз на *post-hoc* данных лучше.

**ТАБЛ. 4.** Статистики критерия Диболда – Мариано с квадратичной функцией потерь: прогноз с использованием *pseudo real-time* данных в сравнении с прогнозом на *post-hoc* данных

Переменная	K1	K2	K4	K6	K8
Разрыв реал. выпуска	1,4752	-0,0221	-1,2329	3,1841***	2,8660***
ВВП, к/к	3,1823***	2,7947***	1,9611**	0,8354	1,0639
ВВП, г/г	1,4463	2,7820**	4,1853***	3,1232***	2,4215**
Разрыв реал. обмен. курса	-1,4132	-0,9836	-0,2035	0,6560	0,7241
Ном. обмен. курс, к/к.	-1,4620	0,3608	-1,1342	0,0147	-0,0070
Ном. обмен. курс	-1,4620	-1,0754	-0,3805	0,2936	-1,0843
Инфляция, к/к	1,3015	1,1197	0,7076	-0,0532	0,6554
Инфляция, г/г	1,3933	1,3374	0,9917	-0,2570	-0,1427
ИПЦ	1,3015	1,2606	0,9378	-0,2021	-0,5865

Примечание: двухсторонняя альтернативная гипотеза.

=  $p < 0,05$ , \*\* =  $p < 0,01$ , \*\*\* =  $p < 0,001$ .

Положительное (отрицательное) значение  $\Rightarrow$  *post-hoc* (*pseudo out-of-sample*) прогноз лучше.



Персистентность ошибки особенно заметна для прогноза ВВП г/г: отклонение остается значимым на 1%-ном уровне со второго до восьмого квартала включительно. Данный результат следует из особенности расчета показателей год к году: в таком виде показателя ошибка накапливается на протяжении длительного времени. Табл. 5 содержит процентное отклонение прогноза прироста выпуска к фактической величине (уравнение 20). Разница растет с увеличением прогнозного периода. При этом прогноз на *pseudo real-time* данных в среднем завышен.

Достаточно интересно изменение точности прогноза у разрыва реального выпуска. Статистическая значимость (0,1%) у разниц появляется лишь на горизонте от шести кварталов вперед. Однако изменение знака разницы говорит в пользу прогноза с использованием *pseudo real-time* данных при прогнозе на два и четыре квартала вперед.

С другой стороны, остальные представленные макроэкономические переменные испытывают гораздо меньшее влияние при наличии ошибки измерения в *pseudo real-time* данных по выпуску: не наблюдаются значимых расхождений прогнозных значений во всех прогнозных периодах, кроме прогноза на 12 кварталов вперед для инфляции г/г и разрыва реального обменного курса на 0,1%-ном уровне.

На рис. 4 изображены сглаженные исторические значения разрыва выпуска для каждого прогнозного квартала. Для сглаживания используется фильтр Калмана с актуальными на момент написания работы наблюдаемыми переменными, кроме выпуска. Для каждого нового квартала задается соответствующий ему винтажный *pseudo real-time* ряд выпуска, использовавшийся во время составления прогнозов. Я делаю вывод, что после валютного кризиса конца 2014 г. использование доступных на тот момент данных приводило к значительному занижению оценки разрыва выпуска с последующим сокращением отклонения вплоть до 2020 года.

Кроме ошибки наукастинга, можно также выделить два других источника недооценки: недостаток наблюдений в начале обозреваемого периода (наиболее ранние наблюдения для модели – I квартал 2004 г.) и структурные изменения в российской экономике после перехода к таргетированию инфляции. Влияние первого источника уменьшается с увеличением длины рядов и количества наблюдаемых переменных. Процесс подстройки к ИТ также учтен к КПМ, однако прочие нелинейные эффекты могли внести вклад в искажение сглаживания временного ряда разрыва выпуска.

Подводя итог, я отмечаю, что использование *pseudo real-time* данных значительно искажает прогноз ВВП и разрыва выпуска на горизонте до восьми кварталов. Прогноз других переменных при этом изменяется незначимо. Далее я оцениваю степень влияния описываемых искажений на проводимую ДКП.

## Оценка оптимальности политики

В этой части я характеризую оптимальность эндогенной монетарной политики, задающейся правилом в соответствии с уравнением 1, но с нулевым шоком ДКП  $\varepsilon^R$ , аналогично предыдущей главе. В итеративной манере применяется фильтр Калмана и извлекается эндогенная процентная ставка в текущем периоде. Затем используются экзогенные шоки, идентифицированные на последних наблюдаемых данных, и рассчитываются контрфактические симуляции, содержащие в себе эндогенные переменные для следующей итерации с соответствующим винтажным рядом выпуска.

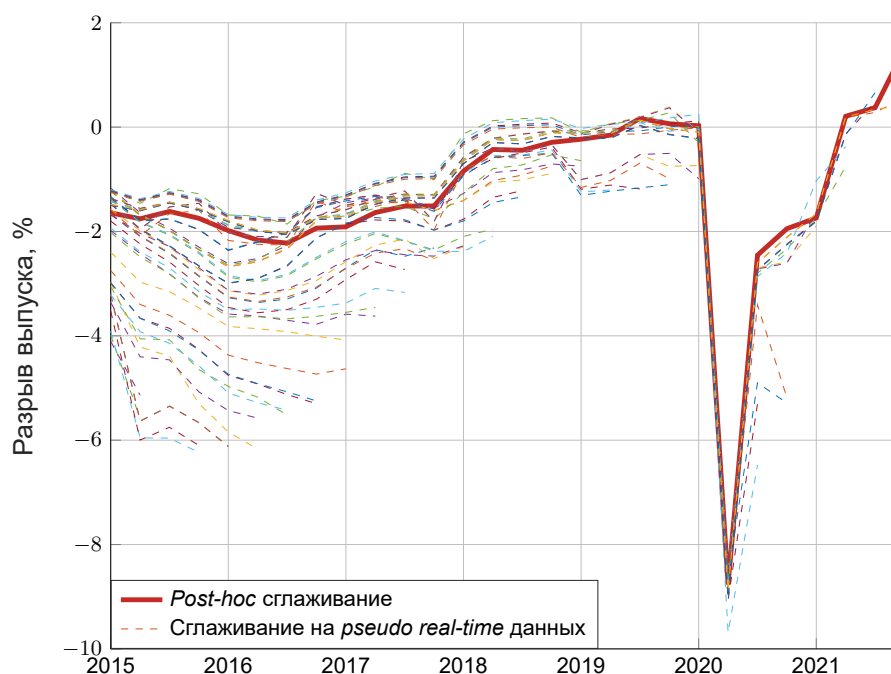
В целом принятие решений по процентной ставке согласно линейному правилу на винтажных *pseudo real-time* данных по выпуску характеризуется более высокой волатильностью инфляции при сопоставимой вариации изменения ставки; однако волатильность выпуска при этом меньше. Примечательно, что принятие решений с использованием *pseudo real-time* данных лучше с точки зрения минимизации функции потерь, однако разница между двумя величинами не критична (к/к аннуализированный инфляционный эквивалент  $\approx 0,63\%$  в среднем).

Ввиду стохастической природы ошибки в *pseudo real-time* данных сравнительное преимущество принятия решений с их использованием едва ли можно назвать систематическим; с другой стороны, получившийся результат может косвенно указывать на особенность модельного монетарного правила и оптимизацию его параметров. На протяжении 2015–2020 г. недооценка разрыва выпуска приводила к смягчению проводимой ДКП по сравнению с *post-hoc* сглаживанием. Предположительно, недооцененный разрыв вызывал большее смягчение ДКП, что приводило к уменьшению разрыва выпуска в абсолютном выражении при меньшей реакции инфляции.

Таким образом, статистическая ошибка в винтажных данных по выпуску не приводит к значительному ухудшению прогнозных качеств модели на среднесрочном периоде, но ощутимо искажает оценку разрыва выпуска. В терминах функции потерь за период 2015–2021 г. использование *pseudo real-time* данных привело к более оптимальному значению в сравнении с фактическим, однако, вероятно, такое преимущество не может быть систематическим.

**ТАБЛ. 5.** Отклонение кумулятивных прогнозных изменений ВВП на винтажных данных от актуальных

Кварталы	1	2	4	6	8
Отклонение, сумма к/к	1,7319	2,9878	4,8509	5,9383	6,9310

**РИС. 4.** Значения разрыва выпуска, полученные путем сглаживания с использованием винтажных данных по выпуску, актуальных на прогнозный квартал**ТАБЛ. 6.** Значения функции потерь для контрфактических симуляций с принятием решений по винтажным и последним доступным данным выпуска

Тип ряда выпуска	$\mathcal{L}$	$\sigma_{\pi}^2$	$\sigma_{\tilde{Y}^2}$	$\sigma_{\Delta R}^2$	Инфляционный эквивалент ( $\tilde{\pi}$ )
Винтажный	3,4491	1,0764	3,7046	1,0407	0,63% к/к
Актуальный	3,8508	1,0469	4,5107	0,0971	

Примечание: оцененные квадратные корни MSG за период 2015–2021 год.

## Эффективность бюджетного правила 2017–2021 годов

В заключительной главе я оцениваю то, насколько эффективно с точки зрения функции потерь действовало бюджетное правило в 2017–2021 году. Его введение было призвано увеличить степень контрцикличности расходов федерального бюджета, привести к более сбалансированному федеральному бюджету и снизить зависимость бюджетных расходов от цен на экспортируемые горючие ископаемые. Предполагается, что из-за стабилизации расходов влияние фискального сектора на волатильность переменных должно было снизиться; следовательно, фактическое значение функции потерь монетарного регулятора должно быть меньше, чем оно могло бы быть без правила.

Для оценки разницы между фактическим (с действовавшим бюджетным правилом в 2017–2021 годах) и контрфактическим (без правила) значениями функции потерь я использую контрфактические симуляции. Квартальная прогнозная модель включает стилизованный фискальный сектор, в котором моделируются денежные потоки федерального, репрезентативного регионального и консолидированного бюджетов. В качестве контрфактической модели я использую измененную модель, где все дополнительные нефтегазовые доходы расходуются мгновенно, в период их получения. Это исключает влияние бюджетного правила на зависимость расходов от текущей цены на нефть.

### Данные и методы

В модели расходы федерального бюджета моделируются следующим уравнением (Орлов, 2021):

$$E_t^{p,fed} = \rho_{Ep,fed} E_{t-1}^{p,fed} + (1 - \rho_{Ep,fed}) \left( E_t^{p,rule} + \tilde{E}_t^{fed} \right) - \psi_{cycl}^{fed} \left( \frac{\sum_{\tau=0}^3 \hat{y}_{t-\tau}}{4} \right) + \varepsilon^{Ep,fed}, \quad (21)$$

где  $E_t^{p,fed}$  – (первичные) расходы федерального бюджета (% ВВП) в период  $t$ ,  $E_t^{p,rule}$  – базовые нефтегазовые доходы согласно бюджетному правилу,  $\tilde{E}_t^{fed}$  – дискреционное отклонение от бюджетного правила (представлено как процесс случайного блуждания),  $\hat{y}_t$  – разрыв выпуска,  $\varepsilon^{Ep,fed}$  – дискреционный шок расходов федерального бюджета.  $\rho_{Ep,fed}$  – авторегрессионный параметр для расходов федерального бюджета,  $\psi_{cycl}^{fed}$  – коэффициент воздействия контрциклической компоненты на расходы федерального бюджета.

Уравнение 21 задается в стилизованном виде, имеет компоненту контрциклической коррекции бюджетных расходов и зависит от базовых нефтяных доходов:

$$\bar{R}_t^o = \bar{R}_{t-1}^o + \frac{\bar{R}^{o,ss}}{4} \left( \Delta^4 \hat{p}_t^{oil,base} + \Delta^4 \hat{s}_t - \Delta^4 \hat{y}_t^{nom} \right) + e_t^{\bar{R}^o}, \quad (22)$$

где  $\bar{R}_t^o$  – базовые нефтегазовые доходы (% ВВП) в период  $t$ ,  $\hat{p}_t^{oil,base}$  – разрыв номинальной базовой цены на нефть,  $\hat{s}_t$  – разрыв номинального курса,  $\hat{y}_t^{nom}$  – разрыв номинального выпуска,  $e_t^{\bar{R}^o}$  – дискреционный шок с AR(1) процессом с параметром  $\rho_{e\bar{R}^o}$  и инновацией  $\varepsilon_t^{\bar{R}^o}$ :

$$e_t^{\bar{R}^o} = \rho_{e\bar{R}^o} e_{t-1}^{\bar{R}^o} + \varepsilon_t^{\bar{R}^o}. \quad (23)$$

$\bar{R}^{o,ss}$  – параметр, задающий значение базовых нефтегазовых доходов в точке покоя,  $\Delta^4$  – оператор темпов лог-прироста переменной г/г.

Наблюдаемыми рядами в данном подблоке являются нефтегазовые доходы в целом ( $\bar{R}_t^o$ ), базовые нефтегазовые доходы ( $\bar{R}_t^{o,base}$ ), расходы федерального бюджета в целом ( $E_t$ ) и на обслуживание долга ( $E_t^d$ ). Следовательно, можно представить контрфактический ряд первичных расходов федерального бюджета без учета работы бюджетного правила следующим образом:

$$E_{t,cf}^{p,fed} = \underbrace{\left( E_t - E_t^d \right)}_{E_t^p} + \underbrace{\left( \bar{R}_t^o - \bar{R}_t^{o,base} \right)}_{\bar{R}_t^{o,extra}}, \quad (24)$$

где  $\bar{R}_t^{o,extra}$  – дополнительные нефтегазовые доходы федерального бюджета. Таким образом, я получаю контрфактический наблюдаемый ряд, где фискальная политика не предусматривает действие бюджетного правила, а все нефтегазовые доходы идут мгновенно в расходы.

Аналогично предыдущим главам в качестве функции потерь используется уравнение 7 с весами  $w_{\pi}$ , что эквивалентно единичному весу неаннулизированной инфляции  $k/k$ ,  $w_{\dot{Y}} = 0,5$  и  $w_{\Delta_R} = 0,5$ . Для лучшей сравнимости результатов я указываю значения MSG каждой переменной. Можно было предположить, что анализ вопроса общественного благосостояния с точки зрения введения в действие бюджетного правила или отказа от него должен быть проведен с использованием предполагаемой функции потерь фискального регулятора, поскольку введение различных способов поддержания бюджетной дисциплины находится в его компетенции. Вероятно, такая функция потерь имела бы равный или больший вес на разрыве выпуска, чем на инфляции, а вклад изменения номинальной процентной ставки был бы исключен или заменен MSG отношения долга к ВВП или другим релевантным показателем. В этом исследовании я предполагаю, что цели фискального и монетарного регуляторов совпадают. Кроме того, дальнейший анализ покажет, что разница в MSG прироста ставки между двумя моделями с присутствием и без присутствия бюджетного правила, но с одинаковыми параметрами в линейном правиле, пренебрежительно мала.

В этой части исследования, как и в предыдущих главах, используется линейное FIT-правило с нулевым ( $\gamma_{\dot{Y}} = 0$ ) и единичным ( $\gamma_{\dot{Y}} = 1$ ) коэффициентами у разрыва выпуска. Экзогенные шоки были идентифицированы при помощи стандартной спецификации модели с бюджетным правилом и нулевой реакцией правила ДКП на разрыв выпуска. Во избежание влияния дискреционных шоков, которые могут зависеть от текущей фискальной политики, на ДКП, я исключаю экзогенные шоки в линейном правиле на рассматриваемом временном промежутке.

Далее я буду называть симуляциями, где используется исторический ряд первичных расходов федерального бюджета, симуляциями из *модели с бюджетным правилом*, а симуляции с контрфактическим рядом – симуляциями из *модели без бюджетного правила*. Это уточнение делается исходя из того, что сама модель не модифицируется, но наблюдаемый ряд переменной изменяется.

Значения MSG переменных рассчитываются на 20 периодах с 2017 по 2021 гг., что является довольно ограниченным временным промежутком для статистической оценки дисперсии. Ввиду того что MSG оцениваются на известных наблюдаемых данных, я предполагаю состоятельность полученных результатов.

## Результаты

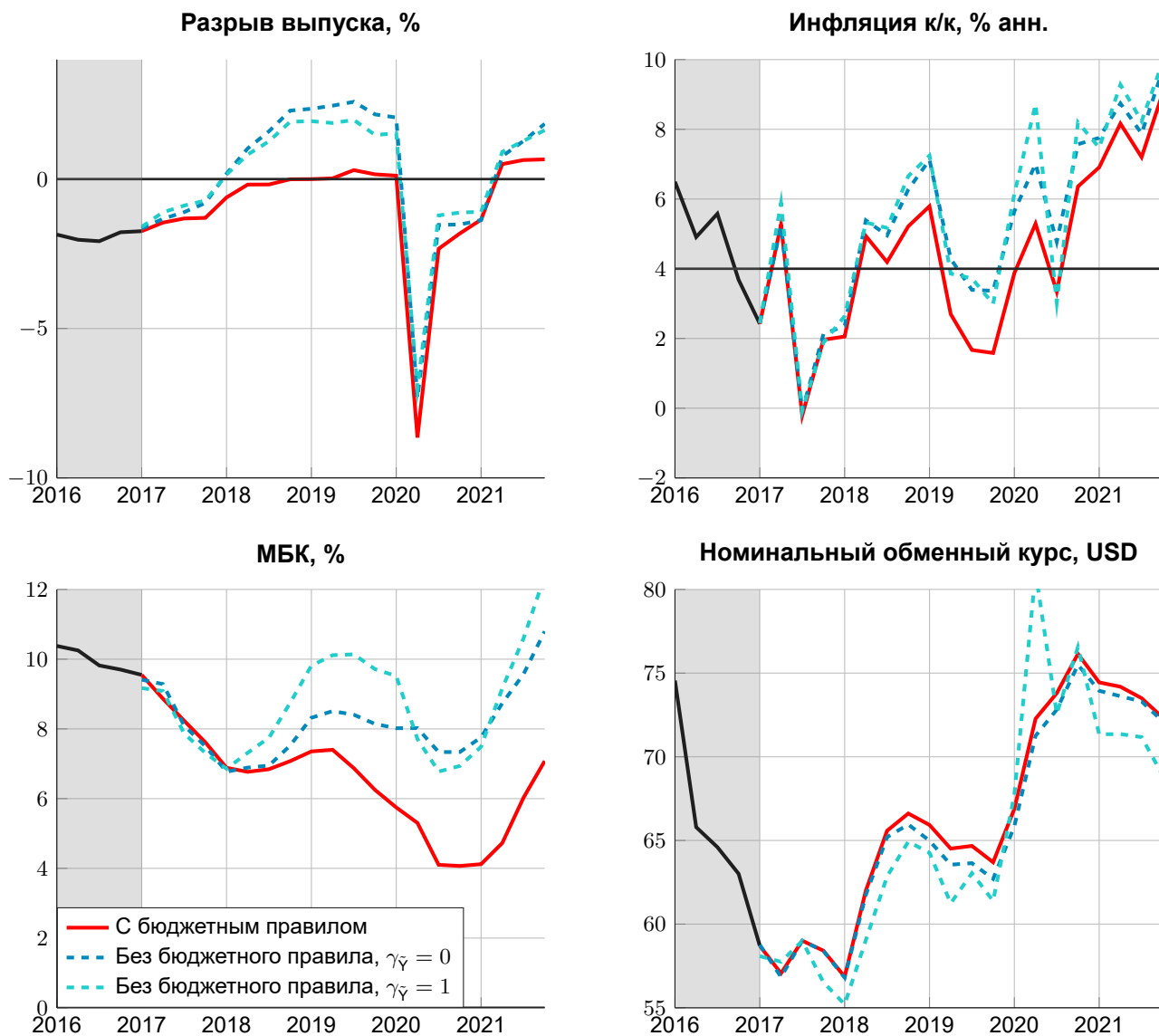
На рис. 5 изображены контрфактические траектории переменных: разрыва выпуска, инфляции  $k/k$ , номинальной процентной ставки и обменного курса доллара США. Симуляция без бюджетного правила ( $\gamma_{\dot{Y}} = 0$ ) характеризуется значительно высоким разрывом выпуска (до +2%), повышенной инфляцией и ужесточающейся ДКП на всем контрфактическом промежутке. Также результаты показывают, что обменный курс доллара США укрепился бы незначительно, что снижает дополнительный дезинфляционный эффект.

Примечательна динамика в симуляции без бюджетного правила ( $\gamma_{\dot{Y}} = 1$ ): регулятор реагирует на возникающий перегрев экономики в середине 2018 – конце 2019 г. еще большим ужесточением ставки (до +1,8 п.п.), при этом довольно слабо снижая разрыв выпуска. Инфляция в этот же период практически не отличается от траектории, полученной при симуляции без бюджетного правила ( $\gamma_{\dot{Y}} = 0$ ). В период начала пандемии (II квартал 2020 г.) для симуляции ( $\gamma_{\dot{Y}} = 1$ ) характерны падение разрыва выпуска и снижение номинальной ставки, сравнимое с симуляцией ( $\gamma_{\dot{Y}} = 0$ ), однако поведение обменного курса и инфляции значительно отличается. Курс резко ослабевает на 15 руб. (~20%  $k/k$ ), подогревая инфляцию почти на 2 п.п. вверх по сравнению с симуляцией ( $\gamma_{\dot{Y}} = 0$ ).

Табл. 7 содержит значения функции потерь и ее декомпозицию для трех рассматриваемых моделей. Бюджетное правило оказывается выигрышным с точки зрения общественного благосостояния на рассматриваемом промежутке, при этом ненулевая реакция правила ДКП на разрыв выпуска лишь ухудшает результат. Оно значительно стабилизирует инфляцию около цели в сравнении с симуляциями без него, жертвуя лишь незначительным увеличением MSG разрыва выпуска. В симуляции без бюджетного правила ( $\gamma_{\dot{Y}} = 1$ ) достигается большее снижение дисперсии разрыва, но этот выигрыш нивелируется возрастающей волатильностью инкремента процентной ставки и в меньшей степени инфляции.

Таким образом, полученные результаты показывают, что бюджетное правило действительно помогло добавить контрцикличность в фискальный сектор, тем самым обеспечив меньшие потери общественного благосостояния в сравнении с моделями без бюджетного правила.

**РИС. 5.** Контрфактические траектории с действующим бюджетным правилом и без него, шоки ДКП исключены. Участок в затененной области – исторические данные



**ТАБЛ. 7.** Значения функции потерь и MSG переменных для контрфактических траекторий с бюджетным правилом и без правила

Модель	$\mathcal{L}$	$\sigma_{\tilde{\pi}}^2$	$\sigma_{\tilde{Y}}^2$	$\sigma_{\Delta R}^2$	Инфляционный эквивалент относительно бюджетного правила ( $\tilde{\pi}$ )
С бюджетным правилом	2,9552	0,3716	4,7824	0,3846	–
Без бюджетного правила, $\gamma_{\tilde{Y}} = 0$	3,1844	0,6277	4,7182	0,3952	0,3723% к/к
Без бюджетного правила, $\gamma_{\tilde{Y}} = 1$	3,2785	0,7121	4,2483	0,8845	0,4666% к/к

## Заключение

В рамках аналитической записки я провел сравнение исторической динамики экономики России с контрфактическими симуляциями в предположении об оптимальной политике с обязательствами и без них. Я сравнил значения функции потерь монетарного регулятора и сделал вывод, что политику Банка России в период с 2015 г. можно охарактеризовать как близкую к оптимальной с обязательствами. Расчет компонентов функции потерь для различных значений параметров подтвердил наш вывод. Дополнительно, я провел контрфактические симуляции линейного монетарного правила без экзогенных шоков ДКП. Результаты сравнения показали, что со второй половины 2020 г. Банк России проводил более мягкую денежно-кредитную политику, чем предполагалось линейным правилом. Это привело к положительному разрыву выпуска в указанный период.

Я предполагаю, что принятие таргетирования инфляции Банком России повысило доверие к регулятору со стороны частного сектора и снизило инфляционные ожидания в целом, что привело к большей схожести проводившейся политики с оптимальной с доверием. С другой стороны, я отмечаю, что *post-hoc* анализ может не отражать тех условий, в которых монетарный регулятор принимает решение, из-за ограниченной доступности временных рядов в этот период.

На примере винтажных данных по выпуску показывается, что наблюдалась недооценка разрыва выпуска в период 2015–2020 г. из-за неточностей в наукастинге реального ВВП. Кроме того, я рассчитываю показатель отклонения модельного прогноза с *pseudo real-time* рядом выпуска от прогноза на *post-hoc* данных. Отмечается некоторое отклонение от *post-hoc* прогноза, особенно значительное для разрыва выпуска. Следовательно, я нахожу подтверждение выводов в (Orphanides & Norden, 2002; Orphanides & Norden, 2005) на российских макроэкономических данных. Интересным результатом является то, что в терминах значения функции потерь, принятие решений с *pseudo real-time* данными оказалось лучше, чем с *post-hoc* временными рядами. Однако едва ли можно считать такой результат систематическим. Дальнейшие исследования в этой области могут представлять собой более системный подход в оценке ошибки прогноза разрыва выпуска с возможными способами ее коррекции. Это могло бы повысить точность прогноза и содействовать принятию оптимальных решений по ДКП.

Дополнительно я провожу анализ оптимальности бюджетного правила, действовавшего с 2017 по 2021 год. Я прихожу к выводу, что бюджетное правило привело к меньшему значению функции потерь монетарного регулятора и, следовательно, к увеличению благосостояния частного сектора. Кроме того, если в линейном правиле присутствует реакция на разрыв выпуска и отсутствует бюджетное правило, значение функции потерь оказывается больше за счет возросшей волатильности прироста процентной ставки и инфляции, однако эффект стабилизации разрыва выпуска присутствует.

## Список литературы

- Орлов, Андрей (2021). *Квартальная прогнозная модель России*. Working Paper 2021-03. Банк России, с. 1-28.
- Angelini, Paolo, Stefano Neri & Fabio Panetta (2014). «The Interaction between Capital Requirements and Monetary Policy». Англ. В: *Journal of Money, Credit and Banking* 46.6, с. 1073-1112.
- Barro, Robert J. & David B. Gordon (1983a). «A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model». Англ. В: *Journal of Political Economy* 91.4. 589-610.
- (1983b). «Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy». Англ. В: *Journal of Monetary Economics* 12 (North-Holland), с. 101-121.
- Carlstrom, Charles T. & Timothy S. Fuerst (2006). «Oil Prices, Monetary Policy, and Counterfactual Experiments». Англ. В: *Journal of Money, Credit and Banking*. ISSN: 1556-5068.
- Cavoli, Tony & Ramkishen S. Rajan (2006). «Monetary Policy Rules For Small And Open Developing Economies: A Counterfactual Policy Analysis». Англ. В: *Journal Of Economic Development* 31.1.
- Chen, Xiaoshan, Tatiana Kirsanova & Campbell Leith (2017). «An empirical assessment of Optimal Monetary Policy in the Euro area». Англ. В: *European Economic Review* 100, с. 95-115.
- Clinton, Kevin et al. (2015). *Inflation-Forecast Targeting: Applying the Principle of Transparency*. Англ. Working Paper WP/15/132. International Monetary Fund. ISBN: 1556-5068.
- Debortoli, Davide & Aemitt Lakdawala (2016). «How Credible Is the Federal Reserve? A Structural Estimation of Policy Re-Optimizations». Англ. В: *American Economic Journal: Macroeconomics* 8.3, с. 42-76.
- Debortoli, Davide, Junior Maih & Ricardo Nunes (2014). «Loose Commitment in Medium-Scale Macroeconomic Models: Theory and Applications». Англ. В: *Macroeconomic Dynamics* 18.1, с. 175-198.
- Dennis, Richard (2007). «Optimal Policy In Rational Expectations Models: New Solution Algorithms». Англ. В: *Macroeconomic Dynamics* 11.1, с. 31-55.
- Dennis, Richard & Ulf Söderström (2006). «How Important is Precommitment for Monetary Policy?» Англ. В: *Journal of Money, Credit and Banking*. ISSN: 1556-5068.
- Diron, Marie (2008). «Short-term forecasts of euro area real GDP growth: an assessment of real-time performance based on vintage data». Англ. В: *Journal of Forecasting* 27.5, с. 371-390.
- Gersbach, Hans & Volker Hahn (2011). «Monetary Policy Inclinations». Англ. В: *Journal of Money, Credit and Banking* 43.8, с. 1707-1717.
- Givens, Gregory Erin (2012). «Estimating Central Bank Preferences under Commitment and Discretion». Англ. В: *Journal of Money, Credit and Banking* 44.6 (The Ohio State University). ISSN: 1556-5068.
- Koenig, Evan F., Sheila Dolmas & Jeremy Piger (2003). «The Use and Abuse of Real-Time Data in Economic Forecasting». Англ. В: *Review of Economics and Statistics* 85.3, с. 618-628.
- Kydland, Finn E. & Edward C. Prescott (1977). «Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans». Англ. В: *Journal of Political Economy* 85.3, с. 473-492.
- Liu, Ding, Yue Zhang & Weihong Sun (2020). «Commitment or Discretion? An Empirical Investigation of Monetary Policy Preferences in China». Англ. В: *Economic Modelling* 85, с. 409-419. ISSN: 1556-5068.
- Orphanides, Athanasios (2001). «Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data». Англ. В: *American Economic Review* 91.4.
- (2010). «Taylor Rules». Англ. В: *Monetary Economics*. Palgrave Macmillan UK, с. 362-369.
- Orphanides, Athanasios & Simon van Norden (2005). «The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time». Англ. В: *Journal of Money, Credit and Banking* 37.3, с. 583-601.
- (2002). «The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time». Англ. В: *The Review of Economics and Statistics* 84.4, с. 569-583.
- Orphanides, Athanasios & John C. Williams (2013). «Monetary Policy Mistakes and the Evolution of Inflation Expectations». Англ. В: *The Great Inflation: the Rebirth of Modern Central Banking*. University of Chicago Press, с. 255-288.
- Ravazzolo, Francesco & Philip Rothman (2013). «Oil and U.S. GDP: A Real-Time Out-of-Sample Examination». Англ. В: *Journal of Money, Credit and Banking* 45.2-3, с. 449-463.
- Rubio, Margarita & José A. Carrasco-Gallego (2014). «Macprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare». Англ. В: *Journal of Banking & Finance* 49, с. 326-336.
- Rudebusch, Glenn & Lars E. O. Svensson (1999). «Policy Rules for Inflation Targeting». Англ. В: *Monetary Policy Rules*. Под ред. John B. Taylor. University of Chicago Press, с. 203-262. ISBN: 0-226-79124-6.
- Sauer, Stephan (2007). *Discretion Rather than Rules? When is Discretionary Policy-Making Better than the Timeless Perspective?* Англ. Working Paper 717. European Central Bank, с. 1-39.
- Schaumburg, Ernst & Andrea Tambalotti (2007). «An investigation of the gains from commitment in monetary policy». Англ. В: *Journal of Monetary Economics* 54.2, с. 302-324.

- Sinclair, Tara M. & H.O. Stekler (2013). «Examining the quality of early GDP component estimates». Англ. В: *International Journal of Forecasting* 29.4, с. 736-750.
- Sleeman, Cath (2006). «Analysis of revisions to quarterly GDP – a real-time database». Англ. В: *Reserve Bank of New Zealand: Bulletin* 69.1. ISSN: 1174-7943.
- Svensson, Lars E.O. (2020). *Monetary Policy Strategies for the Federal Reserve*. Англ. Working Paper 26657. National Bureau of Economic Research.
- Woodford, Michael (2003). «Interest and Prices». Англ. В: Princeton University Press. Гл. Chapter 6. *Inflation Stabilization and Welfare*, с. 381-463. ISBN: 0-691-01049-8.
- (1999). «Optimal Monetary Policy Inertia». Англ. В: *The Manchester School* 67.s1, с. 1-35.
- (2001). «The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy». Англ. В: *American Economic Review* 91.2, с. 232-237. ISSN: 0002-8282.

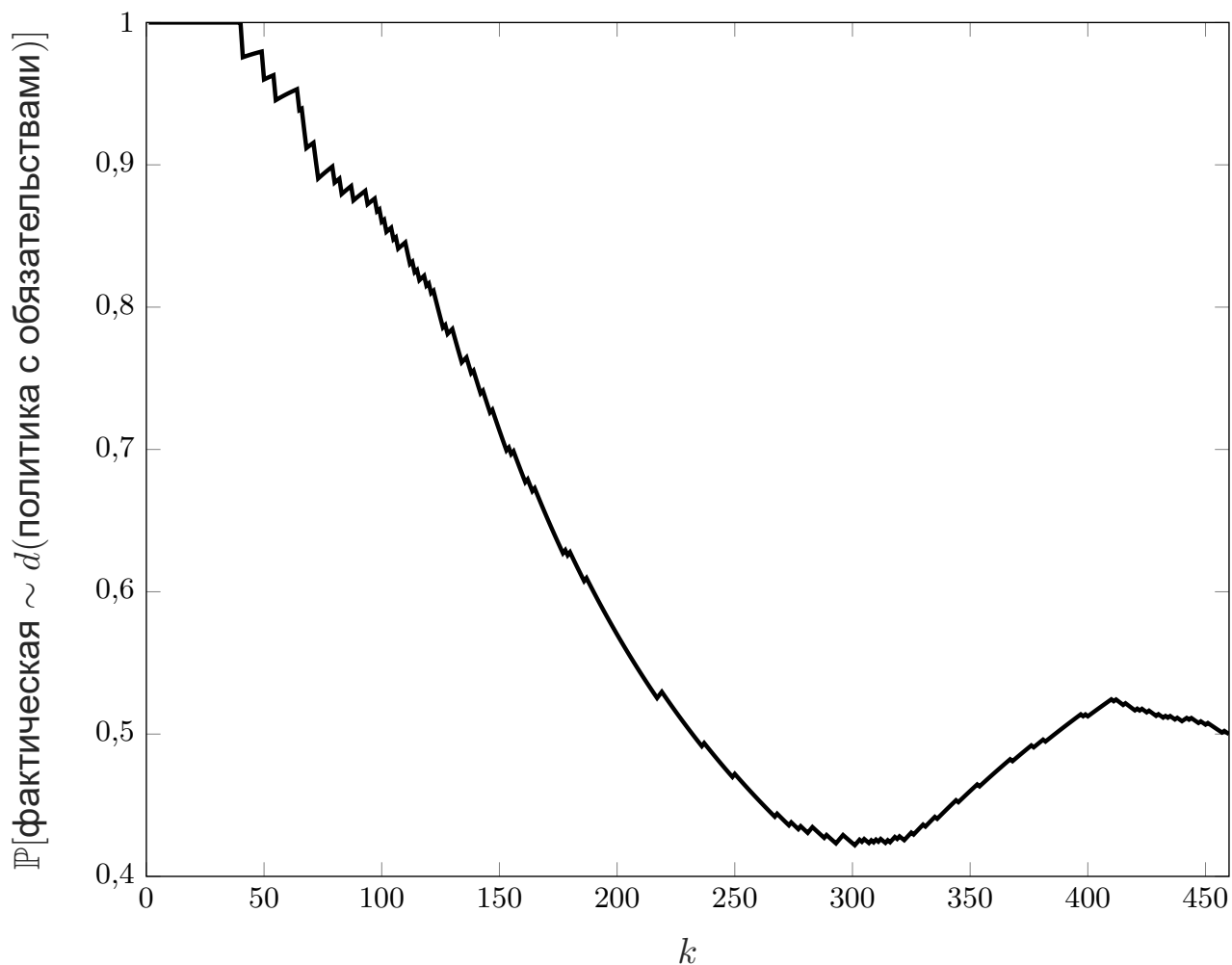


## Приложение

**ТАБЛ. 8.** Декомпозиция значений функций потерь для различных политик:  $\tilde{\pi}$  – инфляция к/к,  $\tilde{Y}$  – разрыв выпуска,  $\Delta R$  – изменение ставки в текущем периоде

Политика	$\sigma_{\tilde{\pi}}^2$	$\sigma_{\tilde{Y}}^2$	$\sigma_{\Delta R}^2$
Обязательства	1,5637	3,0599	0,5947
Фактическая	1,0327	4,3156	1,0541
Дискреционная	2,3749	6,2385	0,9120

**РИС. 6.** Кривая вероятностей отношения точки с фактическими MSG к распределению, сгенерированному изменением весов в задаче оптимальной политики с обязательствами. Альтернативный класс – распределение политики без обязательств



**РИС. 7.** Проекция графиков корней из среднеквадратических разрывов для различных весов в функции потерь для исторической политики и оптимальных политик с обязательствами и без них

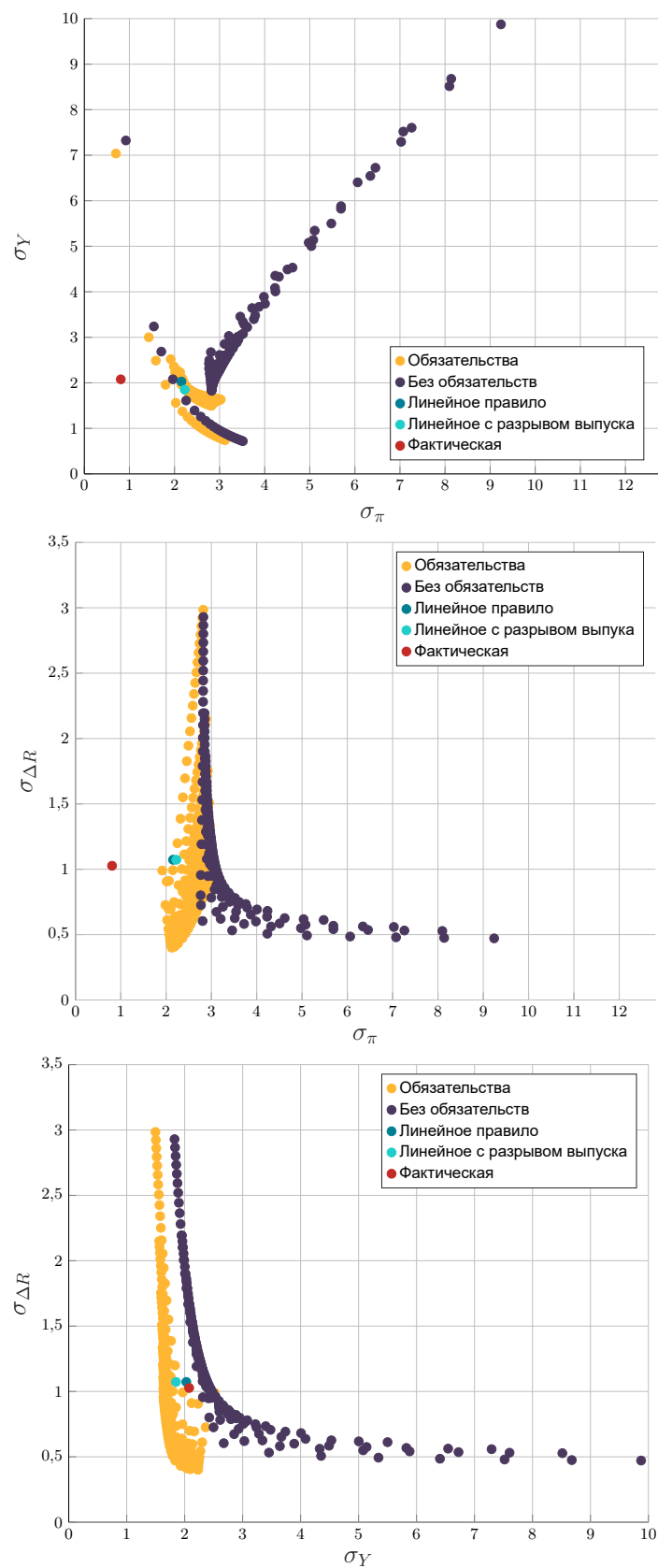
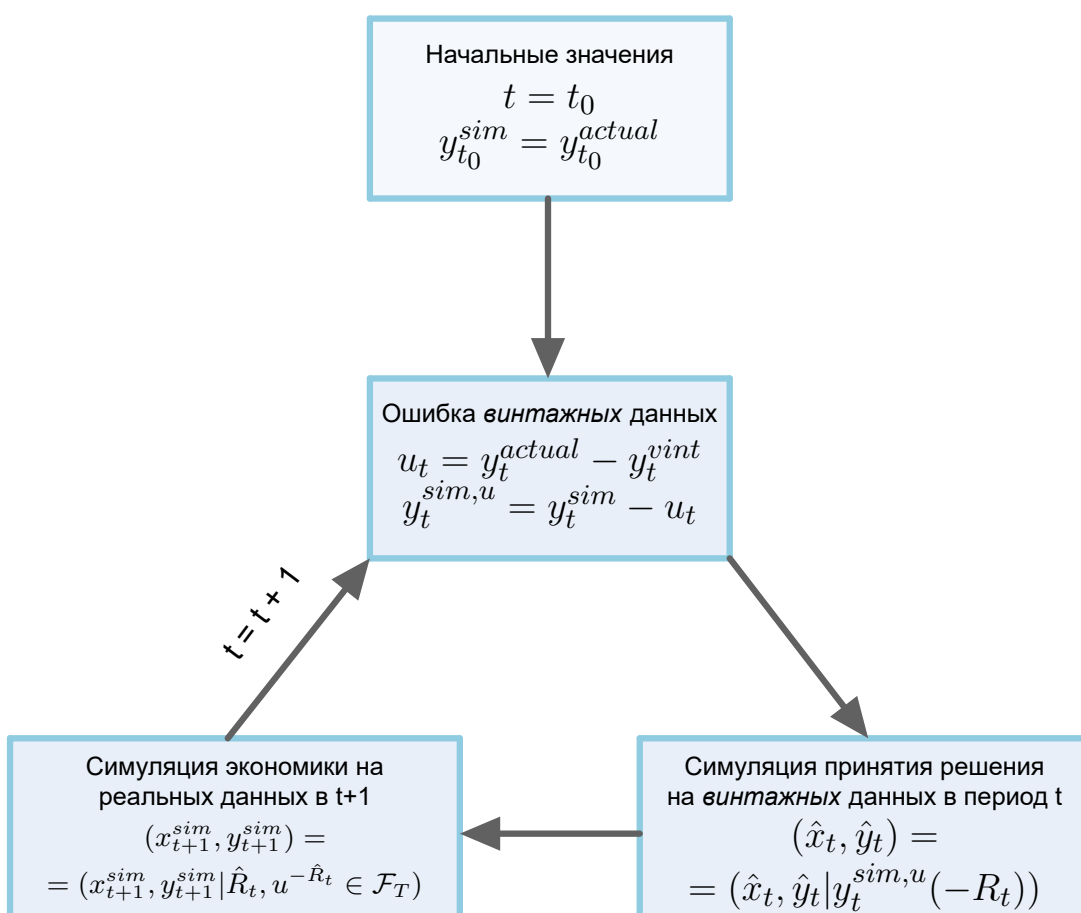


РИС. 8. Блок-схема алгоритма симуляции принятия решений на винтажных данных



**ТАБЛ. 9.** Показатель корня среднеквадратической прогнозной ошибки (*root mean squared forecast error, RMSFE*): прогноз с винтажными *pseudo real-time* данными по выпуску в сравнении с актуальными данными

Переменная	K1	K2	K4	K6	K8	K10	K12
Разрыв реального выпуска, log-%	1,9971	1,8419	1,4517	1,9366	2,1362	2,2315	2,2568
ВВП, к/к, log-% аннуализированных	9,8695	9,9449	7,0043	10,2370	10,5570	11,0780	11,6780
ВВП, г/г, log-%	2,3690	2,9645	3,5498	3,0785	2,8701	3,1142	3,3259
Разрыв реального обменного курса, log-%	6,7007	8,2406	9,5521	7,2948	6,518	5,6743	6,3820
Номинальный обменный курс, к/к, log-%	26,8610	20,809	17,752	16,178	17,135	14,456	13,8530
Номинальный обменный курс, 100·log рублей	6,7151	8,3421	9,6859	7,6167	7,6886	7,5469	8,7593
Инфляция, к/к, log-% аннуализированных	3,0249	2,7091	2,7393	2,426	2,3204	2,5303	2,7286
Инфляция, г/г, log-%	0,77289	1,3165	2,3211	1,8856	1,6447	1,7227	1,9710
Индекс потребительских цен, 100·log	0,7562	1,3138	2,3204	2,4002	2,0985	2,0835	2,7738

**ТАБЛ. 10.** Показатель корня среднеквадратической прогнозной ошибки (*root mean squared forecast error, RMSFE*): прогноз с *post-hoc* данными по выпуску в сравнении с актуальными данными

Переменная	K1	K2	K4	K6	K8	K10	K12
Разрыв реального выпуска, log-%	1,7856	1,8436	1,4732	1,9123	2,0799	2,1873	2,2211
ВВП, к/к, log-% аннуализированных	8,6578	9,5873	6,9339	10,2250	10,55	11,0760	11,6790
ВВП, г/г, log-%	2,1684	2,5526	2,4393	2,9166	2,8083	3,1102	3,3283
Разрыв реального обменного курса, log-%	6,9994	8,5369	9,6125	7,1352	6,4111	5,6725	6,4026
Номинальный обменный курс, к/к, log-%	27,8890	20,7700	17,9050	16,1760	17,136	14,357	13,8560
Номинальный обменный курс, 100·log рублей	6,9722	8,5883	9,7518	7,5987	7,748	7,6204	8,8764
Инфляция, к/к, log-% аннуализированных	2,8376	2,5555	2,6560	2,4282	2,3089	2,5268	2,7283
Инфляция, г/г, log-%	0,7227	1,2103	2,1506	1,8994	1,6514	1,7215	1,9672
Индекс потребительских цен, 100·log	0,7094	1,2154	2,1637	2,4149	2,1656	2,2296	2,9061