

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ТЕОРИЯ

Г. В. Лысенко¹

МГУ имени М. В. Ломоносова / РАНХиГС (Москва, Россия)

А. В. Полбин²

РАНХиГС / Институт экономической политики имени Е. Т. Гайдара
(Москва, Россия)

УДК: 330.101.541

ПРАВИЛО ТЕЙЛОРА В РОССИИ В ПЕРИОД ИНФЛЯЦИОННОГО ТАРГЕТИРОВАНИЯ³

С 2014 г. Банк России перешел к плавающему валютному курсу и таргетированию инфляции. С этого момента основным инструментом денежно-кредитной политики в России стала ключевая ставка, т.е. ставка процента межбанковского рынка. При этом возникает естественный вопрос: действительно ли политика Банка России способствует стабилизации инфляции? Другими словами, лицам, определяющим политику, а также частным экономическим агентам важно понимать, изменяется ли ставка в достаточной мере, чтобы стабилизировать отклонение инфляции от таргета. Тем самым задача сводится к исследованию правила монетарной политики: правила Тейлора в России в период инфляционного таргетирования. Оценки правила Тейлора позволяют проанализировать характер как систематической реакции регулятора, так и дискреционной. Таким образом, задача исследования состоит в рассмотрении систематической и дискреционной реакции Банка России в ответ на отклонение инфляции от цели и разрыв выпуска на основе правила Тейлора. Работа мотивирована также тем, что на основе результатов последних исследований при решении поставленной задачи можно использовать базовый метод наименьших квадратов. Так, для анализа систематической реакции регулятора мы проводим оценку стандартной постановки правила Тейлора с помощью МНК. Для анализа роли дискреционной составляющей рассматриваем шоки монетарной политики как остатки правила Тейлора. С помощью методологии локальной проекции (local projection) оце-

¹ Лысенко Глеб Вадимович — студент, Экономический факультет МГУ имени М. В. Ломоносова; младший научный сотрудник, Центр математического моделирования экономических процессов РАНХиГС; e-mail: kolco2-2001@yandex.ru, ORCID: 0000-0002-4712-0697.

² Полбин Андрей Владимирович — к.э.н., зав. Центром математического моделирования экономических процессов, РАНХиГС; зав. международной лабораторией математического моделирования экономических процессов, Институт экономической политики имени Е. Т. Гайдара; e-mail: apolbin@gmail.com, ORCID: 0000-0003-4683-8194.

³ Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

ниваем импульсные отклики компонент инфляции потребительских и промышленных товаров на идентифицированные шоки ДКП на основе правила Тейлора. Результаты оценки свидетельствуют о выполнении правила Тейлора в России в период инфляционного таргетирования. Полученный результат говорит об активной стабилизирующей систематической реакции регулятора в ответ на отклонение инфляции от цели. Оценки импульсных откликов показали снижение компонент инфляции потребительских и промышленных товаров в ответ на сдерживающий шок монетарной политики.

Ключевые слова: правило Тейлора, монетарная политика, инфляционное таргетирование, правило монетарной политики, локальная проекция.

Цитировать статью: Лысенко, Г. В., & Полбин, А. В. (2023). Правило Тейлора в России в период инфляционного таргетирования. *Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика*, 58(1), 22–44. <https://doi.org/10.55959/MSU0130-0105-6-58-1-2>.

G. V. Lysenko

Lomonosov Moscow State University / RANEPA (Moscow, Russia)

A. V. Polbin

RANEPA / Gaidar Institute for Economic Policy (Moscow, Russia)

JEL: C22, E31, E52

TAYLOR RULE IN RUSSIA IN THE PERIOD OF INFLATION TARGETING¹

Since 2014, the Bank of Russia has switched to a floating exchange rate and inflation targeting. From that moment the key interest rate, that is, the interest rate of the interbank market, became the main instrument of monetary policy in Russia. At the same time, the question arises: does the policy of the Bank of Russia really contribute to stabilizing inflation? In other words, it is important for policy makers, as well as private economic agents, to understand whether the rate changes sufficiently to stabilize the deviation of inflation from the target. Thus, the task is reduced to the study of the monetary policy rule: the Taylor rule in Russia during the period of inflation targeting. Estimates of the Taylor rule allow us to see the nature of both the systematic reaction of the regulator and the discretionary one. Thus, the task of the study is to consider the systematic and discretionary reaction of the Bank of Russia in response to the deviation of inflation from the target and the output gap based on the Taylor rule. The work is also motivated by the fact that, based on the results of recent research, the basic least squares method can be used to solve the problem. So, to analyze the systematic reaction of the regulator, we evaluate the standard formulation of the Taylor rule using OLS. To analyze the role of the discretionary component, we consider monetary policy shocks as innovations of the Taylor rule. Using the local projection methodology, we estimate the impulse responses of the inflation components of consumer and industrial goods to identified monetary shocks based on the Taylor rule. The results of the assessment indicate the implementation of the Taylor rule in Russia during the period of inflation targeting. The findings indicate an active stabilizing systematic

¹ The article was written on the basis of the RANEPA state assignment research programme.

reaction of the regulator in response to the deviation of inflation from the target. Estimates of impulse responses show a decrease in the inflation components of consumer and industrial goods in response to the restraining shock of monetary policy.

Keywords: Taylor rule, monetary policy, inflation targeting, monetary policy rule, local projection.

To cite this document: Lysenko, G. V., & Polbin, A. V. (2023). Taylor rule in Russia during the period of inflation targeting. *Lomonosov Economics Journal*, 58(1), 22–44. <https://doi.org/10.55959/MSU0130-0105-6-58-1-2>.

Введение

В ноябре 2014 г. в рамках перехода к инфляционному таргетированию Банк России перешел к режиму плавающего валютного курса, а также обозначил цель по снижению инфляции до 4% в 2017 г. и поддержанию ее на данном уровне в дальнейшем (Банк России, 2014). С этого момента основной целью Центрального банка РФ является поддержание ценовой и финансовой стабильности. Главный инструмент для реализации такой политики — ключевая ставка. Основной вопрос для участников рынка: на каком уровне будет ключевая ставка сегодня и в обозримом будущем? Иными словами, необходимо понимать, следует ли инструмент некоторому правилу. В современной экономической теории основным претендентом для описания денежно-кредитной политики является правило Тейлора (Taylor, 1993):

$$r_t^* = rr + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma y_t \quad (1)$$

$$r_t = (1 - \rho) \cdot r_t^* + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где r_t^* — номинальная ставка; β — коэффициент инерции монетарной политики; π_t — инфляция; π^* — цель по инфляции; y_t — разрыв выпуска; rr — долгосрочная ставка в условиях полной занятости и уровне инфляции, совпадающим с целью; ε_t — шок монетарной политики. Если выполняется принцип Тейлора, т.е. $\beta > 1$, то (1) задает целевой уровень номинальной процентной ставки, который способствует элиминированию всплеска инфляции (дезинфляции). Вместе с тем, как правило, регуляторы подстраивают целевую ставку не сразу, а постепенно, сглаживая динамику фактической ставки, как представлено в (2)¹. В России при принятии решений

¹ Есть несколько причин для сглаживания ставки: 1) снижение волатильности ставки с целью поддержания стабильности на финансовых рынках, а также для снижения вероятности попадания в ловушку ликвидности (Andreyev, Polbin, 2022); 2) использование ожиданий для реализации целей монетарной политики; 3) обеспечение оптимального ответа денежно-кредитной политики на поступающие данные об экономической ситуации и на уточнение в связи с этим результатов оценивания моделей, что может содержать существенную неопределенность (Rudebusch, 2005).

по денежно-кредитной политике Банк России оценивает риски ценовой и финансовой стабильности, ориентируясь на макроэкономический прогноз. Скорость подстройки ставки при этом может быть разной.

Период с ноября 2014 г. по настоящее время характеризуется тремя кризисами, которые существенно повлияли на экономику России и заставили Центральный банк проводить соответствующую денежно-кредитную политику: 1) валютный кризис 2014–2015 гг.; 2) ограничения в связи с пандемией COVID-19 2020 г.; 3) кризис 2022 г. Снижение цен на нефть и введение санкций против российских компаний и отдельных лиц в 2014 г. привели к ослаблению рубля и как следствие нарастанию девальвационных и инфляционных рисков, что заставило ЦБ значительно поднять ключевую ставку с 8 до 9,5% в конце октября и до 17% в декабре 2014 г. В 2015 г. плавающий курс способствовал адаптации экономики к новым реалиям: снизился спрос на иностранные активы, что приостановило отток частного капитала, ослабленный курс компенсировал доходы экспортеров и бюджета и способствовал импортозамещению в отдельных отраслях (Банк России, 2015). Охлажденное состояние экономики с сохранением рисков ухудшения внешнеэкономической конъюнктуры дало пространство для постепенного снижения ставки до 11% к августу 2015 г. с поддержанием ее на данном уровне вплоть до июня 2016 г. с дальнейшим снижением до 10%. Активного смягчения денежно-кредитной политики в 2016 г. не происходило в силу сохранения высоких рисков ценовой стабильности из-за значительных инфляционных ожиданий, неопределенности бюджетной политики, в частности индексации заработной платы и пенсий. Стремительное снижение ставки привело бы лишь к краткосрочному стимулирующему эффекту по причине структурных и институциональных ограничений в российской экономике и закреплению высоких инфляционных ожиданий (Банк России, 2016). Постепенное снижение инфляционных ожиданий и чувствительности российской экономики к снижению цен на нефть позволили снизить ключевую ставку до 7,75% в декабре 2017 г. (Банк России, 2017). В 2018 г. продолжающийся тренд по снижению инфляционных ожиданий позволил снизить ставку до 7,25%, но ожидаемое повышение НДС в 2019 г. заставило Центральный банк поднять значение до 7,5% (Банк России, 2018). В 2019 г. сдержанная динамика спроса, укрепление рубля, рост предложения на продовольственных рынках позволили перейти к нейтральной денежно-кредитной политике: снизить ставку до 6,25% к декабрю (Банк России, 2019). В 2020 г., несмотря на возникновение проинфляционных рисков в связи с волатильностью на финансовых рынках и ослаблением рубля, влияние дезинфляционных тенденций противоэпидемических ограничений дало пространство для снижения ставки до 4,25% (Банк России, 2020). В 2021 г. активное расширение спроса в условиях ограниченных возможностей наращивания производства спровоцировало поднятие ставки до 8,5% к концу года

(Банк России, 2021). Ограниченный потенциал для расширения производства в ответ на рост спроса, усиление геополитической напряженности, скачок волатильности на финансовых рынках привели к очередному резкому поднятию ставки в начале 2022 г. с дальнейшим ее снижением по мере снижения рисков ценовой и финансовой стабильности.

После рассмотрения действий регулятора за период инфляционного таргетирования мы задаемся следующим исследовательским вопросом: способствуют ли действия регулятора стабилизации инфляции в России в период инфляционного таргетирования?

В работе ставится задача оценки параметров правила Тейлора на новой выборке инфляционного таргетирования, а также задача оценки влияния шоков ДКП на базе оцененного правила на показатели инфляции потребительских и промышленных товаров. Отличие данной работы от предшествующих работ (Esanov et al., 2005; Korhonen, Nuutilainen, 2017) состоит в получении оценок для правила Тейлора на новой выборке инфляционного таргетирования. Также мы оцениваем именно стандартную постановку правила Тейлора как в уравнении (1), в то время как в предшествующих работах (Дробышевский, Козловская, 2002; Вдовиченко, Воронина, 2004; Дробышевский и др., 2009; Федорова и др., 2016; Федорова, Лысенкова, 2013) авторы либо фокусируются на нелинейных вариантах правила Тейлора, либо исследуют правило монетарной политики с помощью VAR-моделей. В работе также используются не применявшиеся ранее в российской исследовательской практике методы оценки влияния шоков монетарной политики на показатели цен в промышленности и потребительском секторе. К таковым относим получение импульсных откликов на шок ДКП с помощью локальной проекции (local projection) (Jordà, 2005), а также осуществление декомпозиции дисперсии прогноза на ее основе (Gorodnichenko, Lee, 2020). Полученные оценки правила Тейлора могут найти практическую ценность при построении и калибровке макроэкономических моделей, таких как динамические стохастические модели общего равновесия. И главное, оцененные параметры правила Тейлора покажут, имеет ли реакция регулятора в ответ на рост инфляции стабилизирующий характер, т.е. выполняется ли принцип Тейлора в России в период инфляционного таргетирования. А результаты второго эконометрического эксперимента позволят ответить на вопрос, действительно ли необъясненная часть ставки процента, т.е. шок монетарной политики, способствует снижению инфляции в России.

Обзор литературы

Правило Тейлора главным образом связано с работой (Taylor, 1993). Обобщая накопленные исследования в области монетарной политики, автор предлагает алгебраическую формулировку правила монетарной поли-

тики как в уравнении (1) (рассматривался вариант спецификации без лага процентной ставки в качестве объясняющих переменных). При этом имеется в виду не слепая механическая подстройка ставки в соответствии с правилом — оно скорее понимается как некое руководство к действию при изменении макроэкономических условий, при этом дискреционная составляющая политики может оставаться. Оказалось, что в период с 1989–1992 г. в США динамика ставки по федеральным фондам хорошо описывалась правилом. Тем не менее в США это единственный период, который неплохо описывается спецификацией (1). В работе (Orphanides, 2003), используя данные *ex post* на момент 1992 и 2002 гг., а также текущие данные (*real-time data*), автор показывает, что на периоде 1998–2002 гг. форма (1) не описывает ни один из видов данных. В связи с этим исследователи расширяют спецификации правила Тейлора. Первым таковым расширением является включение лага ставки или «сглаживание» динамики ставки как в (2). Так, в работе (Judd, Rudebusch, 1998) приводится оценка правила с текущими значениями переменных (*contemporaneous-looking*) на периодах: 1) 1987Q3–1997Q4 (А. Гринспен); 2) 1973Q3–1987Q2 (П. Волкер); 3) 1970Q1–1978Q1 (А. Бёрнс) в следующей форме:

$$\Delta i_t = \xi(i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1},$$

где $i_t^* = \pi_t + rr + \beta(\pi_t - \pi^*) + \gamma_1 y_t + \gamma_2 y_{t-1}$.

Ни в один из периодов не выявляется значимого выполнения принципа Тейлора, тем не менее в период А. Гринспена политика в целом соответствовала режиму, направленному на низкую инфляцию в долгосрочной перспективе и стабильный уровень выпуска в соответствии с трендом в краткосрочной перспективе — реакция на разрыв выпуска сильнее, чем на инфляцию. Для второго периода авторы делают вывод, что политика была сконцентрирована на инфляции относительно ее целевого значения и темпов роста реального ВВП по сравнению с темпами роста потенциального выпуска. В период А. Бёрнса фокус был направлен в основном на разрыв выпуск и динамику цикла, но не на инфляцию. (Coibion, Gorodnichenko, 2011) также оценивают спецификацию с текущими значениями, аналогичную (2), только с двумя лагами ставки на периодах 1969–1978 и 1983–2002 гг., в промежутке ФРС использовала денежные агрегаты в качестве инструмента. Принцип Тейлора выполняется только во втором периоде, но реакция на инфляцию сильнее, чем на выпуск в обоих периодах. (Carvalho et al., 2021) рассматривают следующие периоды в США: 1) 1960Q1–1979Q2 (до П. Волкера); 2) 1979Q3–2005Q4 (П. Волкер — А. Гринспен); 3) 1987Q3–2007Q4 (А. Гринспен — Б. Бернанке); 4) 1979Q3–2007Q4 (период после П. Волкера). Принцип Тейлора выполняется на всех подвыборках кроме первого, причем реакция на инфляцию сильнее.

Дальнейшим существенным расширением является включение в (1) не текущих значений инфляции и разрыва, а ожидаемых ($E_t \pi_{t+h}, E_t y_{t+h}$). С точки зрения теории такая спецификация является приближением оптимального правила для центральных банков с квадратичной функцией полезности в отклонениях инфляции и выпуска (Bernanke, Woodford, 1997; Clarida et al., 1999). В одной из центральных работ по оценке спецификации с ожиданиями (Clarida et al., 2000) с помощью GMM авторы выявляют невыполнение принципа Тейлора в период 1960Q1–1979Q2 (до П. Волкера), т.е. снижение реальной процентной ставки в ответ на рост ожидаемой инфляции, но выполнение в 1979Q3–1996Q4.

Аналогичные исследования проводились по европейским странам. (Gerlach, Schnabel, 2000) оценивали спецификацию (1) на агрегированных данных по странам EMU за период 1990Q1–1998Q4 и получили значимую реакцию ставки на текущую и ожидаемую инфляцию и разрыв с выполнением принципа Тейлора. Также была оценена спецификация с ожидаемой инфляцией через четыре периода и включением дополнительной переменной в виде ставки по федеральным фондам США. Ставка в Европе в большей степени реагирует на инфляцию, чем на выпуск, и отрицательно на ставку по федеральным фондам США. (Ullrich, 2003) на месячных данных показывает изменение в реакции ставки в странах EMU. До 1999 г. (до создания ЕЦБ — 1995–1998 гг.) агрегированная ставка реагировала на лаг инфляции с долгосрочным коэффициентом 1.32–1.61 в зависимости от включения дополнительных переменных. После создания ЕЦБ (1999–2002 гг.) значимый коэффициент 0.65 при инфляции отмечен только в спецификации с включением ставки по федеральным фондам. Реакция на лаг разрыва выпуска немного выросла после 1999 г. с 0.26–0.44 до 0.3–0.6. Как и в работе (Gerlach, Schnabel, 2000) авторы включают ставку по федеральным фондам, но приходят к другим результатам: ставка в Европе находится в положительной зависимости от ставки США, в то же время обратной зависимости не выявлено. О невыполнении принципа Тейлора в политике ЕЦБ и ориентации в большей степени на выпуск свидетельствует работа (Rühl, 2015). В то же время в работе (Caputo, Díaz, 2018) критикуют (Rühl, 2015) за использование трехмесячной ставки денежного рынка как аппроксимацию инструмента ЕЦБ. Утверждается, что волатильность такой ставки может быть обусловлена другими факторами кроме изменения учетной ставки. Проведя расчеты на месячных данных со ставкой овернайт (EONIA), (Caputo, Díaz, 2018) заключают, что в период 1999–2016 гг. ЕЦБ следовал правилу с коэффициентами 1.82 и 0.59 при ожидаемой инфляции и текущем разрыве выпуска соответственно. Авторы также показывают, что Германия, Италия и Франция следовали правилу Тейлора до создания ЕЦБ.

Формулировка правила Тейлора весьма простая, тем не менее в разных условиях регулятор может по-разному принимать решения. На-

пример, (Blinder, 1997) отмечает, что центральному банку не имеет смысл снижать спрос (т.е. выпуск) в ответ на незначительное отклонение инфляции вверх от цели. В то же время (Taylor, Davradakis, 2006) утверждают, что при принятии решения регулятор должен учитывать фазу цикла, так как последствия шоков ДКП при рецессии могут быть глубже, чем при экспансии. (Dolado et al., 2000) на месячных данных за различные периоды в промежутке 1980–1990 гг. показали, что центральные банки Германии, Франции, Испании и США в целом сильнее реагируют на отклонение ожидаемой инфляции вверх от цели, чем на отклонение вниз. Вместе с тем европейские банки реагировали на отклонения (ожидаемого) разрыва выпуска вверх и вниз от цели симметрично, ФРС же сильнее реагировала в периоды рецессий. Возможное теоретическое обоснование такого поведения регулятора представлено в работе (Orphanides, Wilcox, 2002). Предпочтения регулятора могут быть устроены таким образом, что при умеренной инфляции невыгодно вести активную антиинфляционную политику из-за снижения выпуска. В такой ситуации регулятор ожидает благоприятных шоков предложения или непредвиденных рецессий, вызванных фактором снижения агрегированного спроса, которые способны снизить инфляцию. В случае же интенсивного роста цен регулятор снижает инфляцию обычным образом. Исходя из функции полезности, соответствующей таким предпочтениям, авторы выводят функцию реакции, в которой ставка зависит от стандартных отклонений инфляции и разрыва выпуска, но нелинейным образом в зависимости от некоторого порога по инфляции. Эмпирическая иллюстрация такой модификации правила Тейлора представлена в (Taylor, Davradakis, 2006). С помощью пороговых регрессий авторы нашли свидетельства нелинейности в проведении денежно-кредитной политики Банком Англии за период 1992–2003 гг. В частности, они обнаружили, что до тех пор, пока инфляция находится в полупроцентном промежутке от таргета вниз, правило Тейлора в целом превращается в случайное блуждание с небольшой, но статистически значимой связью с изменениями разрыва выпуска. Когда ожидаемая инфляция превышала таргет более чем на 0,5%, ставка вела себя в соответствии со спецификацией правила Тейлора с ожиданиями. К похожим выводам пришли и (Bunzel, Enders, 2005), которые рассматривали пороговые модели для США на различных периодах с началом в 1983 г. Когда инфляция выше порога в 2%, правило выполняется, когда ниже, ставка ведет себя почти как случайное блуждание.

То, как регулятор реагирует на инфляцию и разрыв выпуска в связи с прочей макроэкономической информацией, во многом может зависеть от личности председателя и его предпочтений. Назначение самого председателя может быть продиктовано экономическими и политическими условиями, которые по своей природе непостоянны. В связи с этим можно

говорить о режимах монетарной политики — о разных коэффициентах и дисперсии ошибки в правиле Тейлора в различное время. Одним из возможных решений является рассмотрение различных периодов, например, соответствующих разным председателям. С другой стороны, есть подход, подразумевающий, что коэффициенты в правиле Тейлора и дисперсия случайной ошибки следуют некоторому случайному процессу, например, марковскому. Данные размышления, а также теоретическое рассмотрение данного феномена представлены в работе (Davig, Leeper, 2007). Авторы приходят к выводу, что при такой спецификации ДКП равновесия возможны, хотя возможны и периоды волатильности. Эмпирические исследования в данном направлении были сделаны в работах (Davig, Leeper, 2006; Davig, Leeper, 2011). На основе моделей марковских переключений на данных ex post по США с 1948 по 2008 г. авторы выделяют четыре режима ДКП. Режимы включают: 1) активную денежно-кредитную политику (коэффициент инфляции больше единицы) с высокой и низкой дисперсией и пассивную монетарную политикой (коэффициент инфляции меньше единицы) с высокой и низкой дисперсией. Денежно-кредитная политика была пассивной с 1948 по 1979 г. за исключением периода с 1959 по 1960 г. и активной с 1980 по 2008 г. за исключением 1991–1994 и 2001–2008 гг.

Существует широкий пласт работ, посвященных правилу монетарной политики в России. В работе (Дробышевский, Козловская, 2002) авторы показывают, что с мая 1994 г. по декабрь 2001 г. не существовало единого правила монетарной политики. Динамика ставки МБК характеризовалась низкой инерционностью с коэффициентом 0.1–0.3 в зависимости от спецификации, реакция на выпуск была отрицательной и значимой, на инфляцию реакция ставки МБК не отмечена. На периоде 1994–1998 гг. политика регулятора имела адаптационный характер в отношении таргетирования темпов роста узкой денежной базы. На периоде 1999–2001 гг. в роли промежуточной цели регулятора в большей степени выступали номинальный и/или реальный обменный курс рубля по отношению к доллару США. (Esanov et al., 2005) пришли к выводу, что с 1993 по 2004 г. правило Тейлора в различных его спецификациях не описывает поведение регулятора, в большей степени данные описываются правилом Маккаллума, т.е. Центральный банк в качестве промежуточной цели использовал денежную массу. (Вдовиченко, Воронина, 2004) также пришли к выводу, что в период 2000–2003 гг. регулятор вел активную политику по регулированию денежного предложения, а процентная политика имела в большей степени адаптационный характер. Регулятор также был озабочен сглаживанием реального обменного курса. В работе (Дробышевский и др., 2009) на основе оценки различных спецификаций правил ДКП с ожиданиями авторы приходят к выводу, что с апреля 1999 г. по декабрь 2007 г. стоимость бивалют-

ной корзины не использовалась регулятором в качестве промежуточной цели, что расходилось с официальной позицией ЦБ. Вместе с тем авторы не отвергают гипотезу, что стоимость бивалютной корзины служила конечной целью регулятора, так как ожидаемое укрепление курса рубля приводило к смягчению монетарной политики. В работе показано, что в период 1999–2007 гг. в качестве конечной цели регулятора была стабилизация инфляции. В данный период в качестве промежуточных целей регулятор использовал процентные ставки, денежное предложение и остатки на счетах коммерческих банков в Банке России. Полученные оценки также свидетельствуют о низкой инерционности промежуточных целей, которая не превосходит 0.6. В работе (Федорова и др., 2016) авторы оценивают нелинейный вариант по России в период 2003–2015 гг. с использованием методологии STAR (smooth transition autoregression) и индекса финансового стресса. И хотя включение индекса финансового стресса позволило выделить кризисные периоды в режимах поведения ставки, тем не менее ни в одном режиме не выполняется принцип Тейлора. Оценке правила в России также посвящена работа (Korhonen, Nuutilainen, 2017), где авторы сначала оценивают правило Тейлора с лагами разрыва инфляции, выпуска, реального обменного курса, цен на нефть (т.е. используют backward-looking спецификацию) в период с начала 2004 г. по август 2017 г. Коэффициенты при разрыве инфляции и выпуска значимы, но не выполняется принцип Тейлора. На следующем шаге при помощи максимизации Andrews-Fair LR-статистики авторы идентифицируют три точки разрыва в динамике ставки, которые разбивают указанный период. В период с июля 2006 г. по январь 2015 г. принцип Тейлора выполняется, причем при разрыве выпуска коэффициент больше единицы. Однако в период с февраля с 2015 г. по август 2017 г. принцип Тейлора не выполняется. Таким образом, в вышеприведенных работах, а также в (Федорова, Лысенкова, 2013) по России не выявляется устойчивое выполнение принципа Тейлора. В отличие от представленных работ, мы концентрируем внимание на новом периоде и находим свидетельства в пользу выполнения принципа Тейлора. Задачей поиска нелинейностей мы не задаемся в связи с небольшим числом наблюдений, хотя она очень перспективна и ее целесообразно реализовать в будущем по мере накопления большего числа точек. Мы также останавливаемся на простых моделях с текущими значениями целевых показателей в правиле Тейлора. Такая спецификация позволяет использовать простой метод наименьших квадратов (Carvalho et al., 2021), а оценка моделей с ожидаемыми значениями целевых переменных потребовала бы использование обобщенного метода моментов, для которого на рассматриваемом отрезке времени с небольшим числом наблюдений особо остро стояла бы проблема слабости инструментов.

Данные и методология

В настоящей работе будем оценивать правило Тейлора на месячных данных РФ с января 2016 г. по май 2022 г. в следующей форме:

$$r_t = const + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где r_t — среднемесячные фактические однодневные ставки по кредитам, предоставленным московскими банками (MIACR)¹; π_t — инфляция (темпы прироста базисного индекса потребительских цен к соответствующему месяцу предыдущего года); y_t — показатель экономической активности. В условиях проведения оценок на месячных данных в качестве показателя экономической активности использовался индекс промышленного производства, в темпах прироста месяц к аналогичному месяцу предыдущего года, а также в отклонениях от тренда Ходрика — Прескотта. Однако переменная y_t оказалась незначимой, и в итоговую спецификацию не вошла. Графики используемых переменных представлены на рис. 1.

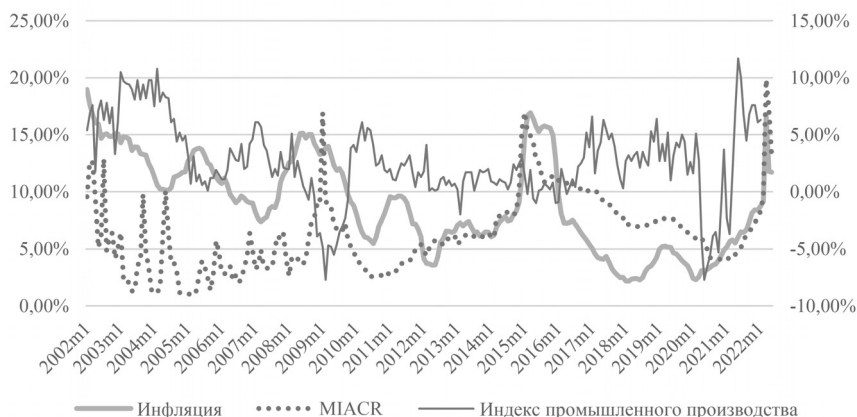


Рис. 1. Графики ставки процента и инфляции (левая ось), индекса промышленного производства (правая ось)

Источник: (Банк России, 2022; Росстат, 2022).

Следуя работе (Carvalho et al., 2021), оценим правило Тейлора с помощью стандартного МНК. Использование МНК игнорирует проблему эндогенности, которая может быть обусловлена наличием влияния шоков ДКП на макроэкономические показатели непосредственно в момент реализации шока, т.е. случайный член в уравнении (3) может коррелиро-

¹ Базой для формирования всех процентных ставок в экономике являются ставки межбанковского рынка, поэтому операционной целью денежно-кредитной политики Банка России является поддержание однодневных ставок МБК вблизи ключевой ставки Банка России. Исходя из сложившейся в литературе традиции используем ставку MIACR.

вать с регрессорами. Однако (Carvalho et al., 2021) показали, что смещение МНК оценок в правиле Тейлора пропорционально вызванной шоком ДКП вариации основных регрессоров: инфляции и разрыва выпуска. Вместе с тем авторы приводят доводы в пользу того, что согласно огромному пласту литературы шоки ДКП в США дают небольшой вклад в вариацию макроэкономических показателей (около 5%) и, следовательно, смещение в оцениваемых коэффициентах должно быть небольшим из-за наличия эндогенности. В рамках анализа результатов российских эмпирических исследований можно заключить, что в России такая тенденция также наблюдается. Так, оценки по России на основе моделей VAR или DSGE показывают, что шок ДКП объясняет 5–10% вариации индекса цен (Ломиворотов, 2015; Пестова, 2018; Ломоносов и др., 2020¹; Шульгин, 2017). Таким образом, доля вариации инфляции в России из-за шока монетарной политики в период инфляционного таргетирования близка к значениям, на которые опираются (Carvalho et al., 2021) в своих выводах. Авторы показывают, что снижение в точности в оценках при использовании методов с инструментальными переменными гораздо больше из-за проблемы слабых инструментов, чем при использовании МНК. Таким образом, применение МНК для оценки правила Тейлора в России представляется оправданным.

Оценив уравнение (3) и получив траектории остатков регрессии, которые могут служить оценкой для шоков ДКП (Carvalho et al., 2021), на следующем шаге мы оценим импульсные отклики по методологии local projection (Jordà, 2005; Montiel, Plagborg-Møller, 2020). В нашем случае это предполагает МНК оценивание импульсного отклика в периоде $t + h$ для переменной интереса x_t (индексы потребительских цен и цен производителей) следующим образом:

$$x_{t+h} = \mu_{x,h} + \theta_{x,h} \hat{\varepsilon}_t + \lambda c_t + v_t, \quad (4)$$

где v_t — случайная ошибка; $\theta_{x,h}$ — импульсный отклик переменной x на горизонте h ; $\hat{\varepsilon}_t$ — остаток регрессии (3); c_t — вектор контрольных переменных. В каждом случае в качестве контрольных переменных использовались значение показателя, для которого считается импульсный отклик, и значение процентной ставки, обе переменные берутся в периодах $t, t-1, t-2$. Мы также проверили устойчивость результатов. Во-первых, в качестве контрольных переменных добавлялись обменный курс рубля, цены на нефть, индексы промышленного производства. Во-вторых, варьировалось число лагов ставки и показателя, для которого считался отклик. Результаты оказались устойчивыми, но в силу ограниченного числа наблюдений мы останавливаемся на как можно меньшем числе контрольных переменных. Следуя методологии (Gorodnichenko, Lee, 2020), рассчиты-

¹ Благодарим авторов за проведенные дополнительные расчеты.

ваем декомпозицию дисперсии прогноза (FEVD). Процедура подразумевает, что: 1) для каждого прогнозного горизонта рассчитывается ошибка прогноза как остаток регрессии (4) $\hat{v}_t$; 2) оценивается регрессия

$$\hat{v}_t = \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t+1} + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t+2} + \dots + \alpha_h \hat{\varepsilon}_{t+h} + \omega_t, \quad (5)$$

где ω_t — случайная ошибка; 3) R^2 — данной регрессии будем считать вкладом монетарного шока в дисперсию ошибки прогноза.

Результаты

В уравнении (6) представлены оценки параметров правила Тейлора для России (в скобках под коэффициентами робастные стандартные ошибки):

$$r_t = \left(1 - 0.74_{(0.01)}\right) \cdot \left(0.06_{(0.00)} + 1.27_{(0.59)} \cdot (\pi_t - 0.04)\right) + 0.74_{(0.01)} \cdot r_{t-1}. \quad (6)$$

Все коэффициенты значимы, принцип Тейлора выполняется: коэффициент при отклонении инфляции от таргета 1.27, что свидетельствует об активной роли регулятора в регулировании инфляции. Оцененная номинальная долгосрочная ставка принимает значение 6%, что соответствует долгосрочной реальной ставке процента 2% в год при цели по инфляции в 4%. Степень инерции оказывается умеренной для месячных данных — оценка коэффициента составила 0.74. Для целостности анализа приведем также оценки правила Тейлора на квартальных данных, что может найти практическую ценность при калибровке квартальных макроэкономических моделей¹:

$$r_t = \left(1 - 0.80_{(0.09)}\right) \cdot \left(0.06_{(0.01)} + 1.84_{(0.67)} \cdot (\pi_t - 0.04)\right) + 0.80_{(0.09)} \cdot r_{t-1}. \quad (7)$$

Результаты принципиально не отличаются от уравнения (6), за исключением более высокого коэффициента β , который составил 1.84, что говорит о более сильном стремлении регулятора стабилизировать инфляцию в рамках квартала, чем в рамках месяца. С другой стороны, собрание совета директоров Банка России, а следовательно, и реакция на инфляцию осуществляются реже чем каждый месяц. И поэтому мы наблюдаем реакцию не на каждое месячное изменение инфляции, а на квартальное. Наблюдаем также более высокую степень инерции с коэффициентом ρ , равным 0.8, однако и точность оценки данного параметра на квартальных данных оказывается гораздо ниже.

¹ Для инфляции использован показатель ИПЦ квартал к аналогичному кварталу предыдущего года, для ставки процента — средняя за квартал однодневная ставка MIACR.

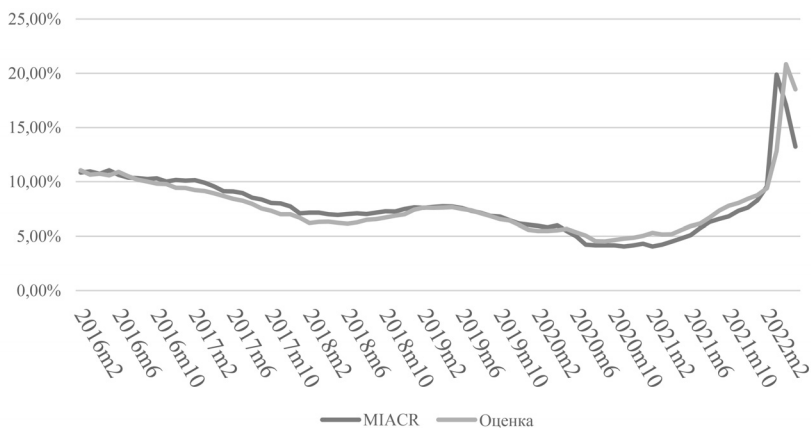


Рис. 2. Фактическое и оцененное на основе модели (6) значение среднемесячной ставки МІАСР

Источник: расчеты авторов на основе данных Банка России, 2022.

При сравнении предсказательной силы обеих моделей для модели (6), примененной к среднемесячной ставке МІАСР, R^2 составляет 0.8, а для модели (7) — 0.9. На рис. 2 и 3 представлены графики фактических и расчетных значений среднемесячной и среднеквартальной ставок МІАСР. Результаты для месячных оценок в целом говорят о хорошей предсказательной силе модели. Тем не менее полученные оценки могут лишь частично служить для построения прогнозов динамики процентной ставки. Традиционно в литературе правило Тейлора не рассматривается как инструмент безусловного прогнозирования ставки. Одной из явных причин этому — будущее значение процентной ставки напрямую определяется будущей инфляцией. Соответственно, для построения качественного прогноза на основе правила Тейлора необходимо получить качественный прогноз инфляции. Возможно, строить прогноз ставки процента напрямую более оправданно, чем опосредованно через прогнозирование инфляции. Нечто подобное реализовали аналитики BCS Global Markets¹. Их модель опирается на методы машинного обучения для анализа отчетов и комментариев регулятора по ключевой ставке, а также макропоказатели. Тем не менее правило Тейлора вполне может быть использовано для выделения систематической компоненты (а не дискреционной) изменения ставки, при построении условных прогнозов траектории ставки процента в зависимости от той или иной траектории инфляции, а также при построении и калибровке DSGE-моделей и прочих макроэкономи-

¹ <https://bcs-express.ru/novosti-i-analitika/tsb-mezhdu-strok-prognoziruem-dinamiku-kliuchevoi-stavki-novym-sposobom>

ческих моделей, в которых одним из блоков связанных уравнений макроэкономической системы является денежно-кредитный блок.

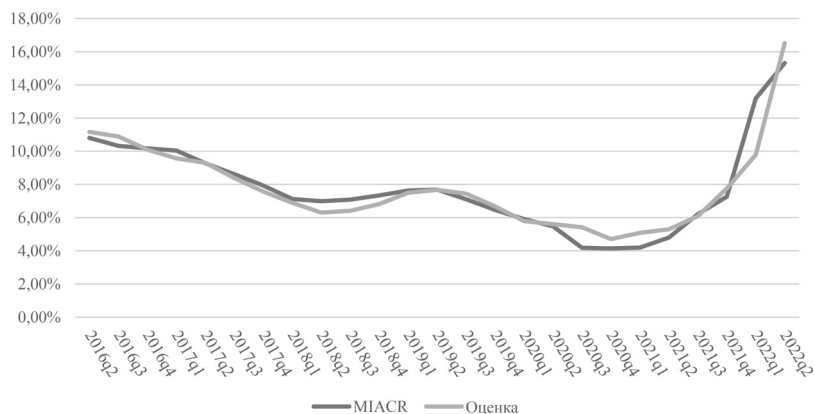


Рис. 3. Фактическое и оцененное на основе модели (7) значение среднеквартальной ставки MIACR

Источник: расчеты авторов на основе данных Банка России, 2022.

Теперь проведем оценку влияния шоков ДКП на инфляцию потребительских и промышленных товаров. Согласно базовым макроэкономическим теориям, влияние должно быть отрицательным. Это объясняется в рамках следующих каналов влияния. Во-первых, рост ключевой ставки в условиях жесткости цен приводит к увеличению реальных процентных ставок по кредитам частному сектору, что непосредственно оказывает понижающее давление на совокупный спрос. В частности, сильно спрос будет снижаться на те товары, которые особенно чувствительны к колебаниям процентных ставок, т.е. приобретаемые с привлечением заемных средств: инвестиционные товары и потребительские товары длительного пользования. В то же время с ростом ключевой ставки растут ставки по депозитам, что повышает склонность к сбережению и как следствие к снижению потребительского спроса. Снижение совокупного спроса провоцирует падение цен. Во-вторых, изменение процентных ставок влияет на изменение валютного курса, обусловленное дифференциалом внешних и внутренних процентных ставок, условиями торговли, отношением производительностей в торгуемом и неторгуемом секторах экономики (Могилат, 2017). На следующем шаге изменение курса влияет на инфляцию непосредственно через цены импортируемых товаров и услуг или же через чистый экспорт и выпуск. Влияние на выпуск может состоять из двух эффектов: 1) смягчение ДКП приводит к повышению конкурентоспособности отечественного экспорта, что положительно влияет на чистый экспорт и выпуск; 2) ограничение доступа отечественных производителей

к импортным комплектующим и сырью могут сдерживать экономическую активность. Как показывают расчеты (Бадасен и др., 2015), первый положительный эффект перевешивает второй. В частности, положительное воздействие влияния ослабления курса на выпуск можно ожидать в экспортных отраслях: добыче природных ресурсов и производстве химических веществ (Могилат, 2017). В-третьих, изменение ДКП влияет на инфляционные ожидания, что, в свою очередь, также влияет на динамику потребительского спроса. В-четвертых, возможен канал издержек денежно-кредитной трансмиссии: рост ставок повышает издержки производителей, связанные с обслуживанием кредитов, и как следствие провоцирует снижение выпуска и наращивание отпускных цен. Тем не менее в России данный канал не препятствует традиционной сдерживающей роли ДКП (Шестаков, 2017).

На рис. 4 представлены отклики и декомпозиция дисперсии ошибки прогноза для основных составляющих индекса потребительских цен. Видим, что отрицательный статистически значимый отклик для ИПЦ на продовольственные товары достиг дна через год и составил -0.11 (стандартное отклонение оцененных шоков составляет 108 б.п.). Снижение цен в ответ на шок монетарной политики также отмечается в услугах. Вместе с тем ИПЦ на непродовольственные товары демонстрирует положительный отклик с 8-го периода, что требует дальнейших исследований.

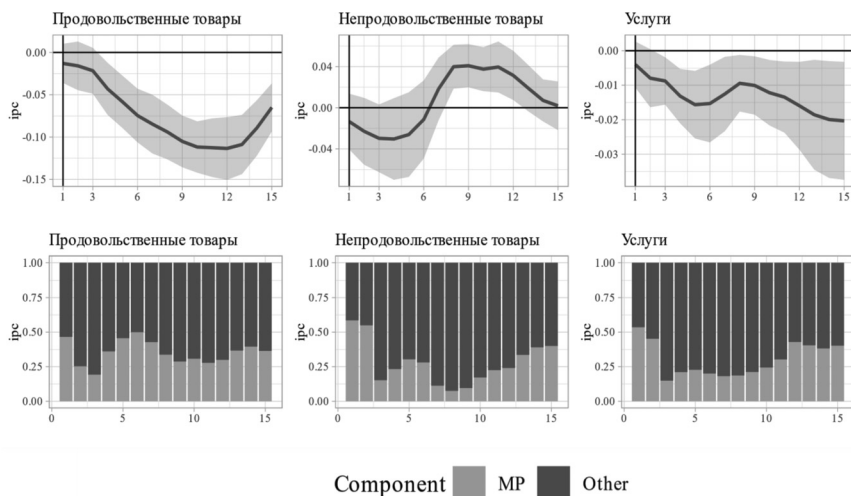


Рис. 4. Верхний ряд — импульсные отклики в стандартных отклонениях основных компонент индекса потребительских цен на шок монетарной политики, нижний ряд — декомпозиция дисперсии ошибки прогноза на вклад шока ДКП (MP) и прочие факторы (Other). 90% доверительные интервалы построены на основе робастных стандартных ошибок

Источник: расчеты авторов.

Поскольку при использовании коротких временных рядов асимптотические характеристики доверительных интервалов резко ухудшаются — с увеличением горизонта импульсного отклика вероятность накрытия доверительным интервалом истинного отклика может сильно отличаться от номинальной, говорить о наличии положительного влияния шока ДКП на цены непродовольственных товаров нельзя.

Исследования в области влияния монетарной политики на отрасли промышленности в России уже проводились (Божечкова и др., 2020). В работе исследовали жесткость цен в отраслях российской промышленности и влияние шоков ДКП на промышленное производство и цены производителей. Авторы пришли к выводу, что при принятии ценовых решений фирмы прежде всего руководствуются наличием изменений в издержках. Если таковых нет, то фирмы, скорее всего, пересматривать цены не будут. Авторы также отмечают гетерогенное воздействие шоков монетарной политики на промышленное производство и цены производителей. Наши результаты не противоречат выводам вышеупомянутой работы. На рис. 5 представлены отклики на монетарный шок и декомпозиция дисперсии ошибки прогноза индекса цен производителей основных отраслей промышленности. Статистически значимый отрицательный отклик индекса цен производителей достигает дна через 9 месяцев и принимает значение -0.075 . Вклад монетарного шока в дисперсию прогноза на периоде значимости отклика не превышает 12.5%.

Отрицательный отклик также наблюдается в добывающей отрасли. Данное явление может быть объяснено тем фактом, что цены в добывающей отрасли зависят от мировых цен на ресурсы, которые, вообще говоря, выражаются в иностранной валюте. Ужесточение монетарной политики приводит к укреплению курса национальной валюты, что, в свою очередь, влияет на снижение цен на топливно-энергетические ресурсы, номинированные в рублях (Божечкова и др., 2020). Эффект достигает дна через 9 месяцев и составляет -0.18 . В рамках года вклад шока ДКП в дисперсию прогноза также не превосходит 12.5%, т.е. вариация цен в добывающей отрасли определяется главным образом прочими факторами.

В обрабатывающей отрасли в ответ на шок ДКП эффект падения инфляции начинается со второго периода и достигает дна в 10-м периоде со значением -0.07 . Шок монетарной политики также объясняет сравнительно небольшую долю вариации прогноза инфляции в рамках года, так как не превосходит 12.5%.

В отрасли по обеспечению энергией, водоснабжением и пр. наблюдается мгновенный значимый отрицательный отклик в ответ шок монетарной политики. Эффект достигает минимума в 3-м месяце и принимает значение -0.017 . Вклад в вариацию прогноза в рамках года также не превышает 12.5%.

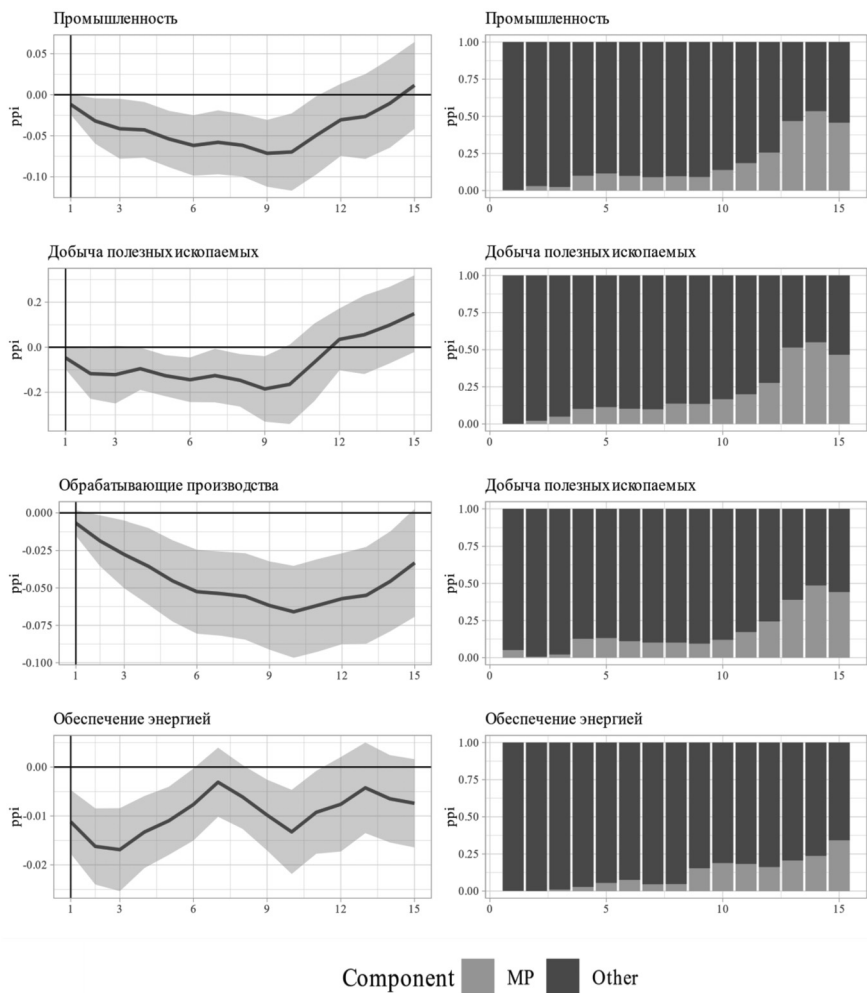


Рис. 5. Столбец 1 — импульсные отклики в стандартных отклонениях индекса цен производителей основных отраслей промышленности на шок монетарной политики, столбец 2 — декомпозиция дисперсии ошибки прогноза на вклад шока ДКП (MP) и прочие факторы (Other) индекса цен производителей. 90% доверительные интервалы построены на основе робастных стандартных ошибок.

Источник: расчеты авторов.

Полученные результаты относительно влияния шоков монетарной политики на цены в России в целом согласуются с последними работами. Так, в работе (Банникова, Пестова, 2021) на основе высокочастотных данных выявлено статистически значимое сдерживающее влияние мо-

нетарной политики на потребительские цены в период с 2010 по 2019 г., но при исключении из рассмотрения кризиса конца 2014 г. Нами же выявлено значимое влияния шоков ДКП на компоненты потребительской инфляции. Относительно инфляции промышленных товаров выводы расходятся с последними работами. Так, в исследовании (Добронравова, 2022) на периоде с 2002 по 2020 г. не выявлено значимого влияния шоков ДКП на цены производителей по промышленному производству. Отличие результатов объясняется, вероятно, разными периодами рассмотрения.

Таким образом, период инфляционного таргетирования характеризуется стремлением регулятора стабилизировать инфляцию. Данный вывод вытекает из оценки правила Тейлора, а также анализа откликов отраслевых индексов цен производителей и компонент индекса потребительских цен на шок монетарной политики. Вместе с тем наши результаты во взаимосвязи с результатами других исследователей открывают пространство и необходимость дальнейших исследований. Главная проблема состоит в моделировании кризисных периодов в России при описании правила монетарной политики, что важно как для построения прогноза действий регулятора, так и при анализе влияния шоков ДКП на инфляционные процессы в России.

Заключение

С применением простейшего аппарата МНК в работе получены оценки для базовой спецификации правила Тейлора монетарной политики, которые показывают выполнение принципа Тейлора в России за период инфляционного таргетирования. Идентификация шоков и анализ их влияния на инфляцию промышленных и потребительских товаров говорят о сдерживающем воздействии ДКП на экономические процессы в России. Исходя из полученных оценок правила Тейлора и импульсных откликов, можно судить об активной роли регулятора в стабилизации инфляции. Тем не менее данная работа открывает ряд вопросов, над которыми следует работать в дальнейшем. Во-первых, необходимо детальнее исследовать нелинейные спецификации правила Тейлора в России по мере накопления данных. Во-вторых, важно определить с помощью альтернативных методов влияние шоков ДКП на инфляцию по различным группам потребительских товаров и в разных отраслях промышленности. Подобные исследования расширят понимание инфляционных процессов в России и помогут в проведении денежно-кредитной политики.

Список литературы

Бадасен, П. В., Картаев, Ф. С., & Хазанов, А. А. (2015). Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска. *Деньги и кредит*, (7), 41–49.

Банк России. (2014). *Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2015 год и период 2016 и 2017 годов*.

Банк России. (2015). *Годовой отчет банка России за 2015 год*.

Банк России. (2016). *Годовой отчет банка России за 2016 год*.

Банк России. (2017). *Годовой отчет банка России за 2017 год*.

Банк России. (2018). *Годовой отчет банка России за 2018 год*.

Банк России. (2019). *Годовой отчет банка России за 2019 год*.

Банк России. (2020). *Годовой отчет банка России за 2020 год*.

Банк России. (2021). *Годовой отчет банка России за 2021 год*.

Банникова, В. А., & Пестова, А. А. (2021). Моделирование воздействия монетарных шоков на инфляцию с помощью высокочастотного подхода. *Вопросы экономики*, (6), 47–76. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2021-6-47-76>

Божечкова, А., Добронравова, Е., Евсеев, А., Исакова, Ф., & Трунин, П. (2020). Влияние монетарной политики на инвестиции и выпуск в отраслях с различной жесткостью цен. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3860125>

Вашелюк, Н. В., Полбин, А. В., & Трунин, П. В. (2015). Оценка макроэкономических эффектов шока ДКП для российской экономики. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 19(2), 169–198.

Вдовиченко, А. Г., & Воронина, В. Г. (2004). *Правила денежно-кредитной политики Банка России* (No. 4-9). EERC.

Добронравова, Е. П., (2022). Эконометрический анализ влияния монетарной политики на отрасли российской промышленности. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 55(3), 45–60. <http://dx.doi.org/10.31737/2221-2264-2022-55-3-3>

Дробышевский, С., & Козловская, А. (2002). Внутренние аспекты денежно-кредитной политики России. *Научные труды Фонда «Институт экономической политики им. ЕТ Гайдара»*, (45), 4–157.

Дробышевский, С. М., Трунин, П. В., & Каменских, М. В. (2009). Анализ правил денежно-кредитной политики Банка России в 1999–2007 гг. *Научные труды Фонда «Институт экономической политики им. ЕТ Гайдара»*, (127), 1–88.

Ломиворотов, Р. (2015). *Выявление основных макроэкономических шоков в России, оценка их влияния на экономику и выводы для денежно-кредитной политики*. Дис. ... канд. экон. наук. М.: НИУ ВШЭ.

Ломоносов, Д. А., Полбин, А. В., & Фокин, Н. Д. (2020). Шоки спроса, предложения, ДКП и цен на нефть в российской экономике (анализ на основе модели BVAR со знаковыми ограничениями). *Вопросы экономики*, (10), 83–104. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2020-10-83-104>

Могилат, А. Н. (2017). Обзор основных каналов трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики и инструментов их анализа в Банке России. *Деньги и кредит*, (9), 3–9.

Пестова, А. А. (2018). Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства шоков и изменений режимов политики. *Вопросы экономики*, (2), 33–55. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-2-33-55>

Федорова, Е. А., & Лысенкова, А. В. (2013). Моделирование правила Тейлора для денежно-кредитной политики Банка России: эмпирический анализ. *Финансы и кредит*, (37 (565)), 10–17.

Федорова, Е. А., Мухин, А. С., & Довженко, С. Е. (2016). Моделирование правила денежно-кредитной политики ЦБ РФ с использованием индекса финансового стресса. *Журнал Новой экономической ассоциации*, (1), 84–105. <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2016-29-1-4>

Шестаков, Д. Е. (2017). Канал издержек денежно-кредитной трансмиссии в российской экономике. *Деньги и кредит*, (9), 38–47.

Шульгин, А. Г. (2017). Два типа шоков монетарной политики в DSGE-модели, оцененной для России. *Журнал Новой экономической ассоциации*, 33(1), 75–115. <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2017-33-1-4>

Andreyev, M. Y., & Polbin, A. V. (2022). Monetary Policy for a Resource-Rich Economy and the Zero Lower Bound. *Экономическая политика*, 17(3), 44–73. <https://doi.org/10.18288/1994-5124-2022-3-44-73>

Bernanke, B. S., & Woodford, M. (1997). Inflation forecasts and monetary policy. <https://doi.org/10.3386/w6157>

Blinder, A. S. (1997). Distinguished lecture on economics in government: what central bankers could learn from academics--and vice versa. *Journal of Economic perspectives*, 11(2), 3–19. <https://doi.org/10.1257/jep.11.2.3>

Bunzel, H., & Enders, W. (2005). Is the Taylor rule missing? a statistical investigation. *A Statistical Investigation (May 1, 2005)*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.714546>

Caputo, R., & Diaz, A. (2018). Now and always, the relevance of the Taylor rule in Europe. *International Journal of Finance & Economics*, 23(1), 41–46. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1601>

Carvalho, C., Nechio, F., & Tristao, T. (2021). Taylor rule estimation by OLS. *Journal of Monetary Economics*, 124, 140–154. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2021.10.010>

Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of economic literature*, 37(4), 1661–1707. <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>

Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly journal of economics*, 115(1), 147–180. <https://doi.org/10.1162/003355300554692>

Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2011). Monetary policy, trend inflation, and the great moderation: An alternative interpretation. *American Economic Review*, 101(1), 341–370. <https://doi.org/10.1257/aer.101.1.341>

Davig, T., & Leeper, E. M. (2007). Generalizing the Taylor principle. *American Economic Review*, 97(3), 607–635. <https://doi.org/10.1257/aer.97.3.607>

Davig, T., & Leeper, E. M. (2011). Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus. *European Economic Review*, 55(2), 211–227. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2010.04.004>

Davig, T., Leeper, E. M., Gali, J., & Sims, C. (2006). Fluctuating macro policies and the fiscal theory [with comments and discussion]. *NBER macroeconomics annual*, 21, 247–315. <https://doi.org/10.1086%2Fma.21.25554956>

Dolado, J. J., Maria-Dolores, R., & Naveira, M. (2000). Asymmetries in monetary policy rules: Evidence for four central banks (Vol. 2441). *Centre for Economic Policy Research*.

Esanov, A., Merkl, C., & De Souza, L. V. (2005). Monetary policy rules for Russia. *Journal of Comparative Economics*, 33(3), 484–499.

Gerlach, S., & Schnabel, G. (2000). The Taylor rule and interest rates in the EMU area. *Economics Letters*, 67(2), 165–171. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(99\)00263-3](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(99)00263-3)

Gorodnichenko, Y., & Lee, B. (2020). Forecast error variance decompositions with local projections. *Journal of Business & Economic Statistics*, 38(4), 921–933. <https://doi.org/10.1080/07350015.2019.1610661>

Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, 95(1), 161–182. <https://doi.org/10.1257/0002828053828518>

Judd, J. P., & Rudebusch, G. D. (1998). Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, 3–16.

- Korhonen, I., & Nuutilainen, R. (2017). Breaking monetary policy rules in Russia. *Russian Journal of Economics*, 3(4), 366–378. <https://doi.org/10.1016/j.ruje.2017.12.004>
- Montiel Olea, J. L., & Plagborg-Møller, M. (2021). Local projection inference is simpler and more robust than you think. *Econometrica*, 89(4), 1789–1823. <https://doi.org/10.3982/ECTA18756>
- Orphanides, A. (2003). Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. *Journal of monetary economics*, 50(5), 983–1022. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(03\)00065-5](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00065-5)
- Orphanides, A., & Wilcox, D. W. (2002). The opportunistic approach to disinflation. *International finance*, 5(1), 47–71. <https://doi.org/10.1111/1468-2362.00087>
- Rudebusch, G. D. (2005). Monetary policy inertia: fact or fiction? *FRB of San Francisco Working Paper*, (2005-19). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.864484>
- Rühl, T. R. (2015). Taylor rules revisited: ECB and Bundesbank in comparison. *Empirical Economics*, 48(3), 951–967. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0820-z>
- Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 39, pp. 195–214). North-Holland. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
- Taylor, M. P., & Davradakis, E. (2006). Interest rate setting and inflation targeting: Evidence of a nonlinear Taylor rule for the United Kingdom. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 10(4). <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1359>
- Ullrich, K. (2003). A comparison between the Fed and the ECB: Taylor rules. *ZEW Discussion Paper*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.428482>

References

- Badasen, P. V., Kartaev, F. S., & Khazanov, A. A. (2015). Econometric evaluation of the ruble exchange rate impact on the output. *Russian Journal of Money and Finance*, (7), 41–49.
- Bank of Russia. (2015). *Annual report of the Bank of Russia for 2015*.
- Bank of Russia. (2014). *Guidelines for the Single State Monetary Policy in 2015 and for 2016 and 2017*.
- Bank of Russia. (2016). *Annual report of the Bank of Russia for 2016*.
- Bank of Russia. (2017). *Annual report of the Bank of Russia for 2017*.
- Bank of Russia. (2018). *Annual report of the Bank of Russia for 2018*.
- Bank of Russia. (2019). *Annual report of the Bank of Russia for 2019*.
- Bank of Russia. (2020). *Annual report of the Bank of Russia for 2020*.
- Bank of Russia. (2021). *Annual report of the Bank of Russia for 2021*.
- Bannikova, V. A., & Pestova, A. A. (2021). The effects of monetary shocks on inflation: High-frequency approach. *Voprosy Ekonomiki*, (6), 47–76. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2021-6-47-76>
- Bozhechkova, A., Dobronravova, E., Evseev, A., Iskhakova, F., & Trunin, P. (2020). *Impact of monetary policy on investment and issue in industries with different price rigidity*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3860125>
- Dobronravova, E. P., (2022). Econometric analysis of the impact of monetary policy on Russian industries. *Zhurnal Novoi Ekonomicheskoi Associacii*, 55(3), 45–60. <http://dx.doi.org/10.31737/2221-2264-2022-55-3-3>
- Drobyshevsky, S. M., Trunin, P. V., & Kamenskikh, M. V. (2009). Analysis of the monetary policy rules of the Bank of Russia in 1999–2007. *Scientific works of the Foundation “Institute for Economic Policy named after. ET Gaidar”*, (127), 1–88.

Drobyshevsky, S., & Kozlovskaya, A. (2002). Internal aspects of Russia's monetary policy. *Scientific works of the Foundation "Institute for Economic Policy named after. ET Gaidar"*, (45), 4–157.

Fedorova, E. A., & Lysenkova, A. V. (2013). Modeling the Taylor Rule for the Monetary Policy of the Bank of Russia: An Empirical Analysis. *Russian Journal of Money and Finance*, (37(565)), 10–17.

Fedorova, E. A., Mukhin, A. S., & Dovzhenko, S. E. (2016). Modeling rules of monetary policy of the central bank of the russian federation with the financial stress index. *Zhournal Novoi Ekonomicheskoi Associacii*, (1), 84–105. <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2016-29-1-4>

Lomivorotov, R., (2015). Identifying the main macroeconomic shocks in Russia, estimating their impact on the economy and conclusions for monetary policy: Thesis Cand. Econ. Sci. M.: National Research University Higher School of Economics. (In Russian).

Lomonosov, D. A., Polbin, A. V., Fokin, N. D. (2020). Demand, supply, monetary policy, and oil price shocks in the Russian economy (Analysis based on the BVAR model with sign restrictions). *Voprosy Ekonomiki*, (10), 83–104. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2020-10-83-104>

Mogilat, A. N. (2017). Overview of monetary policy transmission mechanism channels and instruments of their analysis in the bank of Russia. *Russian Journal of Money and Finance*, (9), 3–9.

Pestova, A. A. (2018). On the effects of monetary policy in Russia: The role of the space of spanned shocks and the policy regime shifts. *Voprosy Ekonomiki*, (2), 33–55. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2018-2-33-55>

Shestakov, D. E. (2017). The cost channel of monetary policy transmission in the Russian economy. *Russian Journal of Money and Finance*, (9), 38–47.

Shulgin, A. G. (2017). Two types of monetary policy shocks in the DSGE model evaluated for Russia. *Zhournal Novoi Ekonomicheskoi Associacii*, 33(1), 75–115. <https://doi.org/10.31737/2221-2264-2017-33-1-4>

Vashchelyuk, N. V., Polbin, A. V., & Trunin, P. V. (2015). Assessing the Macroeconomic Effects of the Monetary Policy Shock on the Russian Economy. *HSE Economic Journal*, 19(2), 169–198.

Vdovichenko, A. G., & Voronina, V. G. (2004). *Monetary Policy Rules of the Bank of Russia* (No. 4-9). EERC.