



## Эмпирический анализ монетарной политики

Салманов О.Н.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Московский областной государственный технологический университет (МГОТУ), г. Королев, Россия

### АННОТАЦИЯ:

В статье проведен анализ денежно-кредитной политики Банка России за период с 2003 по 2015 гг. Целью работы являлось установление соответствия политики регулятора «правилу денежно-кредитной политики» и выяснение, если политика соответствует данному правилу, то в какой мере. Также целью являлось установить, как произошедшие за последнее время изменения в экономике страны отразились на эконометрических характеристиках денежно-кредитной политики. Для этого используются модели «правил денежно-кредитной политики» в различных модификациях. Модели оцениваются с помощью обобщенного метода моментов. Приводится анализ эмпирических результатов.

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** Центральный банк, денежно-кредитная политика, инфляционное таргетирование

### Empirical analysis of monetary policy

Salmanov O.N.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Moscow Region State Technical University, Russia

### Введение

Эмпирический анализ монетарной политики проводится с целью установления фактически проводимой денежно-кредитной политики центральных банков, а также установления степени ее действенности.

Поведение центральных банков в развитых и развивающихся странах может быть эмпирически описано с использованием правил денежно-кредитной политики. Такие правила, формализованные простыми уравнениями, характеризуют, как центральные банки отвечают на развитие важных макроэкономических показателей, таких как экономический рост и инфляция. Формально отношения между краткосрочными процентными ставками, экономическим ростом и инфляцией могут быть отображены с помощью так называемого правила Тейлора [12] (*Taylor J.B., 1993*). Исследование выполнения правила Тейлора позволяет выяснить, какая реакция экономики в действительности возникает в ответ на действия регулятора, какова ее результативность. Это знание позволяет принимать лучшие решения, отражающие фактическую действенность экономических процессов.

Тейлор предполагает, что краткосрочная процентная ставка является инструментом центрального банка, контроля денежно-кредитной политики. Он также предполагает, что центральный банк со своей процентной политикой отвечает на отклонения фактической инфляции от целевых показателей инфляции, а также на отклонения фактического ВВП от потенциального. Положительное отклонение выпуска возникает в случае восстановления экономики, отрицательное в условиях экономического спада.

Обозначив  $r_t$  как реализуемую в период  $t$  номинальную процентную ставку, правило денежно-кредитной политики Тейлора можно представить формально как:

$$r_t = rr + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta x_t, \quad (1)$$

где  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$  постоянные весовые коэффициенты;  $\pi_t$  – инфляция в период  $t$ ;  $\pi^*$  – целевой показатель инфляции центрального банка и  $x_t$  – отклонения фактического ВВП от ожидаемого значения. Кроме того,  $rr$  – равновесная реальная процентная ставка. Это правило, аппроксимируется в среднем, в течение длительного периода наблюдения, а фактически наблюдаются постфактум реальные процентные ставки (номинальная процентная ставка минус уровень инфляции).

В уравнении (1) указанное правило Тейлора можно интерпретировать как функцию отклика центрального банка. Уравнение показывает, что если номинальная ставка в ситуации, в которой уровень инфляции равен целевому показателю инфляции центрального банка, в то время как отклонения фактического ВВП от ожидаемого значения нет, то результатом является сумма равновесной реальной процентной ставки и целевого показателя инфляции центрального банка. Если инфляция поднимается выше предусмотренного целевого показателя инфляции центрального банка,

#### ABSTRACT:

The article analyses the monetary policy of the Bank of Russia for the period 2003 – 2015. The aim of the article is to establish the conformity of the policy of regulator to the "monetary policy rule", whether the policy conforms to this rule and to what extent. We also wanted to learn how recent changes in the country's economy have affected the econometric characteristics of the monetary policy. In order to do that, we use the models of "monetary policy rules" in various modifications. We assess the models using the generalized method of moments and give the analysis of empirical results.

**KEYWORDS:** Central Bank, Monetary Policy, inflation targeting.

**JEL Classification:** E50, E52, E58

**Received:** 07.09.2017 / **Published:** 30.09.2017

© Author(s) / Publication: CREATIVE ECONOMY Publishers  
For correspondence: Salmanov O.N. (oleg.salmanov@yandex.ru)

#### CITATION:

Salmanov O.N. [2017] Empiricheskiy analiz monetarnoy politiki [Empirical analysis of monetary policy]. Rossiyskoe predprinimatelstvo. 18. [18]. – 2599-2614. doi: [10.18334/rp.18.18.38313](https://doi.org/10.18334/rp.18.18.38313)

денежно-кредитная политика становится ограничительной политикой за счет повышения процентной ставки. Поскольку центральный банк реагирует и на отклонения инфляции, и на отклонения выпуска, то применяются весовые коэффициенты.

В соответствии с правилом, монетарная политика должна становиться более жесткой, что выражается увеличением  $r_p$ , в тех случаях, когда инфляция превышает целевой показатель.

Однако некоторые недостатки, лежащие в предпосылках формализации правила Тейлора, привели к тому, что были разработаны в литературе многочисленные варианты правил Тейлора.

Предположение, что центральные банки по существу принимают решения денежно-кредитной политики на основе экономических тенденций, наблюдаемых в период принятия решения или в период до этого, вряд ли реалистично. Более правдоподобным кажется утверждение, что для денежно-кредитной политики центральную роль играют решения, основанные на ожиданиях относительно будущего экономического развития.

Эти возражения позволили Clarida, et al. [7, 8] (Clarida R., J. Galí, M. Gertler, 2000; Clarida R., J. Galí, M. Gertler, 1998) разработать модель правила монетарной политики, построенной на прогнозируемых значениях.

Номинальная процентная ставка центрального банка  $r_t^*$  зависит от равновесной номинальной процентной ставки  $\bar{r}$ , ожидаемых отклонений инфляции и ожидаемых отклонений выпуска:

$$r_t^* = \bar{r} + \alpha [E_t(\pi_{t+k} | \Omega_t) - \pi^*] + \beta E_t(x_{t,q} | \Omega_t), \quad (2)$$

где  $\alpha > 0$  и  $\beta > 0$  постоянные весовые коэффициенты;  $E_t$  – оператор математического ожидания;  $\Omega$  – вся доступная информация в момент установления процентной ставки.

Уравнение (2) означает, что регулятор может основываться на экономических ожиданиях будущих периодов развития при разработке своей процентной цели.

По мнению Clarida, et al. [8] (Clarida R., J. Galí, M. Gertler, 1998), спецификация функции реакции регулятора, описанная выше, носит слишком ограничительный характер, чтобы быть полезной в качестве модели для изменения фактической ставки, и игнорирует стремление регулятора сгладить изменения процентных ставок. Простое

#### ОБ АВТОРЕ:

Салманов Олег Николаевич, профессор кафедры финансов и бухгалтерского учета, доктор экономических наук, доцент (olegsalmanov@yandex.ru)

#### ЦИТИРОВАТЬ СТАТЬЮ:

Салманов О.Н. Эмпирический анализ монетарной политики // Российское предпринимательство. – 2017. – Том 18. – № 18. – С. 2599-2614. doi: 10.18334/рп.18.18.38313

расширение модели, по их мнению, позволяет ослабить эти предположения, что увеличивает шансы обеспечить хорошую эконометрическую оценку данных. В частности, Clarida et al. [8] (Clarida R., J. Galí, M. Gertler, 1998) предложили следующую модель фактической ставки в качестве постепенной корректировки процентной политики:

$$r_t = (1 - \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

где  $r_{at}^*$  – это целевая ставка;  $\rho$  – параметр сглаживания,  $0 < \rho < 1$ .

Эмпирические оценки показывают, что лагированная процентная ставка является статистически значимой и улучшает оценку. В литературе это явление называется процентным сглаживанием. Можно иметь более сложную структуру лагирования, но модель с одним лагом является самой распространенной спецификацией.

Лагированная структура с параметром сглаживания приводит к тому, что Центральный банк не пытается устранить разницу между рыночной ставкой и целевой ставкой полностью в каждый период, но осторожно ведет фактическую ставку к целевой процентной ставке.

Подставляя уравнение (2) в уравнение (3) и определяя, как  $\delta \equiv \bar{r} - \alpha \bar{\pi}$ , получаем:

$$r_t = (1 - \rho)[\delta + \alpha E_t(\pi_{t+k}) + \beta E_t(x_{t,q})] + \rho r_{t-1} + u_t. \quad (4)$$

Поскольку предиктивное правило Тейлора не работает в таком виде, уравнение (4) преобразовывается в:

$$r_t = (1 - \rho)[\delta + \alpha \pi_{t+k} + \beta x_{t,q}] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где  $\varepsilon_t$  определяется как

$$\varepsilon_t \equiv (1 - \rho)\{\alpha[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \beta[E_t(x_t) - x_t]\} + u_t.$$

С помощью уравнения (5) можно эмпирически проверить, включают ли центральные банки в планы дальнейшего экономического развития в своих решениях ожидания политики влияния процентной ставкой. Также можно проверить, работают ли центральные банки с сглаживающей процентной ставкой. Кроме того, целевая инфляция  $\bar{\pi}$  может быть определена для данного равновесия реальной процентной ставкой.

Денежно-кредитная политика в нашей стране, кроме двух основных целевых показателей – инфляции и ВВП, зависит также от поведения обменного курса. Поэтому изменение курса рубля считается одной из целевых переменных в правиле денежной политики.

Такое положение считают присущим для стран с высоким уровнем открытости экономики, т.е. стран с большой составляющей экспорта и большой долей импорта в потреблении.

Дальнейшие исследования правила Тейлора были направлены на модификацию в различных направлениях или расширение формулы (1) McCallum [10], Orphanides [11].

McCallum [10] предложил правило, в котором в качестве инструмента использовалась денежная база вместо процентной ставки. В правиле Тейлора отслеживается

изменение ставки процента в ответ на изменения инфляции и выпуска, а в правиле McCallum отслеживается изменение денежной базы в зависимости от изменений ВВП и скорости обращения денег. Также есть комбинированное правило, которое соединяет в себе комбинации регрессоров из правила Тейлора и правила Маккаллума.

Среди российских исследователей считается, что инструмент денежной политики в виде ставки процента, представленной в классическом правиле Тейлора, является в большей мере адекватным инструментом для развитых экономик. Для России в качестве инструмента монетарной политики лучше применять денежные агрегаты, поскольку влияние ЦБ на ставку процента традиционно является ограниченным [1, 2, 6] (*Vdovichenko A.G., Voronina V.G., 2004; Drobysheskiy S.M., Trunin P. V., Kamenskikh M.V., 2009*).

Выбирая инструмент монетарной политики, можно отметить, что более зависимым от воздействий Центрального банка денежным агрегатом является денежная база. Денежная база взаимосвязана с осуществлением рефинансирования банков, проведением валютных интервенций, применением прямых количественных ограничений.

Подход Clarida, et al. можно использовать для проверки гипотезы о том, что обменный курс влияет на инструмент политики, поскольку он является индикатором будущих тенденций инфляции и выпуска.

Реакция процентной ставки на обменный курс включает прямой канал, через который центральный банк корректирует процентную ставку, чтобы (биржевой) обменный курс не блуждал слишком далеко от целевого уровня.

Связь между обменным курсом и краткосрочной процентной ставкой, как результат денежной политики, зависит от знака коэффициента. Если коэффициент будет положительным, то это означает, что, когда валюта обесценивается, ожидаемая инфляция имеет тенденцию к росту.

Важным следствием всего этого является то, что, даже если центральный банк не нацелен на обменный курс, желание банка стабилизировать прогноз инфляции приведет к повышению номинальных и реальных процентных ставок при ослаблении курса валюты и, наоборот, к снижению номинальных и реальных процентных ставок при укреплении валюты.

Таким образом, на практике денежно-кредитная политика, направленная на достижение только внутренних целей, может также способствовать стабилизации обменного курса (см. [13] применительно к стратегии таргетирования инфляции Банка Англии), и поэтому ее трудно отличить от политики поддержания обменного курса в пределах группы показателей.

Юдаева [5] (*Yudaeva K.V., 2014*), описывая схему таргетирования инфляции, полагает, что на обменный курс рубля можно воздействовать не только валютными интервенциями, но и таким инструментом регулятора, как процентные ставки. При этом повышение процентных ставок делает активы в рублях более выгодными, а спекуляции против нее — нет. В отличие от развитых стран, регуляторы стран с развивающимся рынком больше воздействуют на обменный курс.

Если осуществляется таргетирование денежных агрегатов и обменного курса, то модель может быть представлена в виде:

$$r_t^* = \alpha + \beta E[\pi_{t+n}|\Omega] + \gamma E[x_t|\Omega_t] + \xi E[z_t|\Omega_t], \quad (6)$$

где  $z_t$  – денежный агрегат, обменный курс и т.п., т.е. добавленная переменная.

Уравнение (5) не может быть оценено с помощью метода наименьших квадратов, так как регрессоры не являются независимыми от остаточного члена уравнения.

Для оценки указанных уравнений применяется обобщенный метод моментов (Generalized Method of Moments – GMM), предложенный Хансеном [9] (*Hansen L.P., 1982*).

Метод GMM не требует нормального распределения изменений переменных. Если остатки имеют условную гетероскедастичность, то и в этом случае оценки GMM и их стандартные ошибки состоятельны.

Когда размерность вектора инструментов превышает число оцениваемых параметров, это сверхидентифицированные (*overidentification*) модели. Модель может быть проверена с помощью J-статистики, которая ссылается на оцененный вектор параметров или оцененную матрицу ковариации. Эта J-статистика имеет распределение  $\chi^2$ , отличающееся тем, что число степеней свободы может быть видно из числа инструментов минус числа параметров, которые будут оценены. Нулевой гипотезой данного теста является то, что более идентифицирующие ограничения допустимы.

Экзогенность инструментов проверялась с помощью теста Во–Хаусмана. Отсутствие автокорреляции остатков тестировалось с помощью приемлемого уровня статистики Дарбина–Уотсона.

## Эмпирические данные

В работе используются ежемесячные данные российской экономики с 01.2003 г. по 06.2015 г., которые взяты с сайта Росстата и Банка России.

Все переменные были преобразованы к виду приростных по отношению к аналогичному значению показателя год назад. Показатели денежных агрегатов, реального выпуска, промышленного производства, эффективного обменного курса использовались в логарифмированном виде.

В качестве таргетируемых значений переменных инфляции и денежной базы были использованы официальные прогнозы, которые ежегодно публикуются Банком России в «Основных направлениях денежно-кредитной политики». Для того чтобы получить таргетирующие значения выпуска как промышленности, так и базовых отраслей экономики, а также обменного курса, использовалось преобразование с помощью фильтра Ходрика–Прескотта.

Инструментами Банка России были приняты ставка по операциям прямого РЕПО, а также денежная база – в виде темпов прироста. В качестве возможных независимых переменных, влияющих на политику регулятора, принимались инфляция, выпуск и

валютный курс. Инструмент процентной ставки принимается в виде ставки РЕПО, поскольку, используя механизм РЕПО, Банк России в большей мере предоставляет ликвидность банковскому сектору. Денежную базу можно считать более зависимым от действий ЦБ денежным агрегатом.

При оценке с помощью метода GMM инструментальными переменными принимались лаги (от 1 до 7) различных переменных: целевых переменных – инфляции, ставки РЕПО, денежной базы; промежуточных целей денежно-кредитной политики – выпуска в виде индикаторов промышленности и базовых отраслей промышленности, обменного курса, разницы инфляции и целевых значений инфляции, денежных агрегатов, цен на нефть марки BRENT, процентных ставок, индекса FRS.

Исходя из правила Тейлора, можно считать, что регулятор будет менять значение своего целевого инструмента, основываясь на будущих (ожидаемых) значениях важнейших показателях. То есть регулятор устанавливает значение процентной ставки или денежной базы как ответную реакцию на ожидаемые значения инфляции и выпуска, так чтобы оказать регулирующее воздействие на отклонение этих показателей от целевых значений.

Кроме того, для открытых экономик есть вариация правила Тейлора, в которой рассматривается обменный курс в качестве дополнительной целевой переменной.

### Оценка правила денежно-кредитной политики

Для практической оценки классическое правило Тейлора можно представить в следующем виде:

$$r_t = (1 - \rho)\delta + \alpha(\pi_{t+k}^E - \pi^*) + \beta(x_{t,q}^E - x^*) + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

где  $\pi_{t+k}^E$ ,  $x_{t,q}^E$  – ожидаемые значения инфляции и выпуска,

$\pi^*$ ,  $x^*$  – целевые для регулятора значения инфляции и выпуска;

с добавлением в качестве регрессора денежной базы ( $mb$ ):

$$r_t = (1 - \rho)\delta + \alpha(\pi_{t+k}^E - \pi^*) + \beta(x_{t,q}^E - x^*) + \varphi(mb_{t,q}^E - mb^*) + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

где  $(mb_{t,q}^E - mb^*)$  – разница между ожидаемым и целевым значением денежной базы; с включением обменного курса:

$$r_t = (1 - \rho)\delta + \alpha(\pi_{t+k}^E - \pi^*) + \beta(x_{t,q}^E - x^*) + \varphi(rm_{t,q}^E - rm^*) + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

где  $(rm_{t,q}^E - rm^*)$  – разница между ожидаемым и целевым значением обменного курса;

с денежной базой в качестве инструмента регулятора:

$$mb_t = (1 - \rho)\delta + \alpha(\pi_{t+k}^E - \pi^*) + \beta(x_{t,q}^E - x^*) + \varphi(rm_{t,q}^E - rm^*) + \rho mb_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (10)$$

В таблице 1 представлены результаты оценки по уравнению (7), где инструментом политики является ставка РЕПО.

Таблица 1

**Результаты оценки денежно-кредитной политики по классическому правилу  
Тейлора**

Зависимая переменная REPO	$\rho$ сглаживающий коэффициент	$\delta$ свободный член уравнения	$\alpha$ коэффициент при инфляции	$\beta$ коэффициент при выпуске	Коэффициент детерминации	J- статистика
величина коэффициента	0,776	4,719	0,106	-0,066	0,83	16,96
стандартная ошибка	0,0166	0,418	0,044	0,033		
	46,764	11,282	2,404	-2,009		
Критическое значение $\chi^2$ равно 32,67 при уровне значимости 5%						
<b>В виде «forward looking» для лага в 3 месяца по инфляции и 1 по выпуску</b>						
величина коэффициента	0,801	2,752	0,378	-0,279	0,82	15,17
стандартная ошибка	0,0182	0,572	0,056	0,040		
	43,89	4,810	6,68	-6,95		
Критическое значение $\chi^2$ 32,67 при уровне значимости 5%						
<b>В виде «forward looking» для лага в 6 месяца по инфляции и 1 по выпуску</b>						
величина коэффициента	0,828	4,098	0,240	-0,231	0,826	16,15
стандартная ошибка	0,019	0,581	0,061	0,048		
	43,08	7,052	3,92	-4,83		
Критическое значение $\chi^2$ 32,67 при уровне значимости 5%						
<b>В виде «forward looking» для лага в 12 месяца по инфляции и 1 по выпуску</b>						
величина коэффициента	0,766	5,017	0,098	-0,146	0,816	15,00
стандартная ошибка	0,0212	0,293	0,033	0,034		
	35,26	17,114	2,97	-4,29		
Критическое значение $\chi^2$ 32,67 при уровне значимости 5%						

*Источник:* расчеты автора.

Все установленные коэффициенты статистически значимы. Вместе с константой приняты 25 инструментов: показатели лаговых переменных инфляции, целевой инфляции, выпуска, целевой денежной базы, цены на нефть марки BRENT, ставки МБК. Тестовая J-статистика 16,96 и, таким образом, значительно ниже, чем критическое значение 32,67 (5% уровня значимости). Таким образом, более идентифицирующие ограничения приняты.

Из установленных коэффициентов значение сглаживающего коэффициента равно 0,77. Это показывает, что политика изменения ставки процента является достаточно плавной. Регулятор стремится не допускать большой изменчивости. Коэффициент при инфляции низкий 0,106, а при выпуске (-0,006). Низкий коэффициент при инфляции говорит об отсутствии реального таргетирования инфляции регулятором в данный период.

Наконец, неявный целевой показатель инфляции  $p$  может быть вычислен из констант в соответствии со следующей формулой:

$$\pi = \frac{rr - \delta}{\alpha - 1}.$$

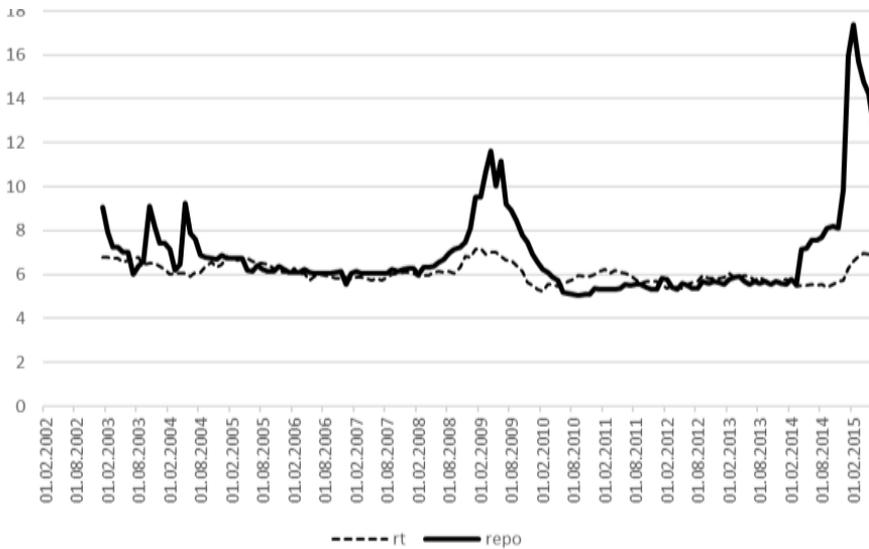
Эта формула получена из соотношения  $\delta = \bar{r} - \alpha\bar{\pi}$  и определения равновесной номинальной процентной ставки  $\bar{r} = rr + \bar{\pi}$ . Предполагая значение равновесной реальной процентной ставки  $rr$  в размере 2,0 процентов, получаем оценку для цели искомой инфляции значение, как точки, около 3,04%, а если для 2,5%, то оценка будет 2,48%.

Результаты оценки процентной ставки в динамике для целевой инфляции 2,5% представлены на *рисунке 1*.

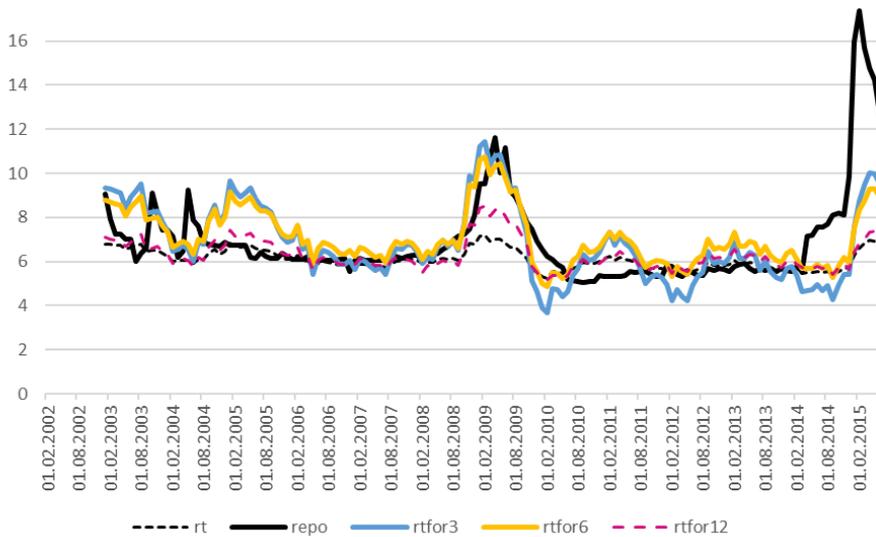
Также в *таблице 1* приведены оценки для случая «forward-looking» соответственно для лага прогноза по инфляции 3, 6 и 12 месяцев и 1 лаг по выпуску. Все варианты статистически значимы. Применение прогнозируемых показателей для оценки ставки процента не приводит к положительности значения коэффициента при выпуске (для развитых экономик обычно помогает добиться положительности коэффициента при инфляции). Но коэффициенты при инфляции и выпуске увеличиваются, что приводит к улучшению прогностических возможностей оценочной кривой (*рис. 2*).

В предыдущем варианте правило денежно-кредитной политики для процентной ставки оценивалось без рассмотрения денег. Теперь рассматривается вариант с включением денежной базы к функции отклика процентной ставки. В этом случае денежная база может быть включена в уравнение регрессии в качестве дополнительного регрессора или дополнительного инструмента. Включение денежной массы в набор инструментов обосновывается тестом на основе J-статистики.

В *таблице 2* приведены показатели оценки денежно кредитной политики с РЕПО в качестве инструмента и включением в уравнение денежной базы по уравнению (8).



**Рисунок 1.** График фактической ставки РЕПО и оценочной целевой ставки в диапазоне оценки  
*Источник:* составлено автором.



**Рисунок 2.** График фактической и оценочной целевой ставки РЕПО и расчетные целевые графики  
 «forward-looking» для лагов 3,6 и 12 месяцев  
*Источник:* составлено автором.

Таблица 2

**Результаты оценки денежно-кредитной политики по правилу Тейлора с денежной базой**

Зависимая переменная REPO	$\rho$ сглаживающий коэффициент	$\delta$ свободный член уравнения	$\alpha$ коэффициент при инфляции	$\beta$ коэффициент при выпуске	$\phi$ коэффициент при денежной базе	Коэффициент детерминации	J- статистика
величина коэффициента	0,808	-4,356	0,360	-0,064	0,896	0,86	16,15
Стандартная ошибка	0,0143	1,916	0,042	0,028	0,192		
t-статистика	56,327	-2,274	8,480	-2,274	4,29		
Критическое значение $\times 2$ 33,92 при уровне значимости 5%.							
<b>В виде «forward looking» для лага в 3 месяца по инфляции и 1 по выпуску и 1 по денежной базе</b>							
величина коэффициента	0,8373	-6,574	0,347	-0,094	1,089	0,828	19,09
Стандартная ошибка	0,014	2,800	0,061	0,0327	0,270		
t-статистика	59,10	-2,348	5,685	-2,885	4,029		
Критическое значение $\times 2$ 38,88 при уровне значимости 5%.							

*Источник:* расчеты автора.

Сглаживающий коэффициент достаточно высокий – 0,808, коэффициент при инфляции становится более весомым – 0,36, коэффициент при выпуске остается на прежнем уровне – (-0,064), а вот величина коэффициента при денежной базе, равная 0,896, говорит о реальной значимости денежной базы в денежно-кредитной политике. Показатели в варианте с «forward-looking» говорят о еще большей значимости денежной базы.

В *таблице 3* приведены показатели, характеризующие оценку денежно-кредитной политики также для инструмента в виде ставки РЕПО, но с добавлением обменного курса, т.е. для открытой экономики по уравнению (9).

Этот вариант показывает реальную значимость обменного курса и не очень высокую – инфляции.

В *таблице 4* приведены результаты оценки для открытой экономики с добавлением инструмента в виде денежной базы по уравнению (10).

Таблица 3

**Результаты оценки денежно-кредитной политики для открытой экономики с добавлением промежуточной цели в виде обменного курса**

Зависимая переменная REPO	$\rho$ сглаживающий коэффициент	$\delta$ свободный член уравнения	$\alpha$ коэффициент при инфляции	$\beta$ коэффициент при выпуске	$\gamma$ коэффициент при обменном курсе	Коэффициент детерминации	J- статистика
величина коэффициента	0,847	3,565	0,224	-0,278	17,468	0,849	8,134
Стандартная ошибка	0,020	0,592	0,069	0,117	6,977		
t-статистика	41,449	6,022	3,212	-2,379	2,503		
Критическое значение $\chi^2$ 19,67 при уровне значимости 5%.							
В виде «forward looking» для лага в 12 месяцев по инфляции и 1 по выпуску и 12 по обменному курсу							
величина коэффициента	0,685	4,510	0,170	-0,100	-4,042	0,812	16,827
Стандартная ошибка	0,0217	0,182	0,0196	0,0194	1,0852		
t-статистика	31,516	24,736	8,685	-5,156	-3,725		
Критическое значение $\chi^2$ 40,11 при уровне значимости 5%.							

*Источник:* расчеты автора.

В этом варианте высокий сглаживающий коэффициент, малозначимый коэффициент при инфляции, положительный, но невысокий коэффициент при выпуске и высоко значимый коэффициент при обменном курсе. Вариант «forward-looking» лишь немного увеличивает значимость инфляции.

Для достижения целевого уровня инфляции необходимо иметь коэффициент при инфляции  $>1$ , в этом случае регулятор оказывает стабилизирующее действие. Ни в одном из вариантов такого значения не установлено. Т.е. в периоде оценки инфляция целью не являлась.

Необходимо отметить, что коэффициенты при инфляции, выпуске и обменном курсе являются весьма чувствительными к выбору инструментов.

Полученные результаты можно интерпретировать как использование различных промежуточных целей регулятором в исследуемом периоде: и процентных ставок, и денежного предложения, и обменного курса.

С другой стороны, в оцениваемый период Банк России больше принимает действий по регулированию реального обменного курса: коэффициенты при обменном курсе  $>1$  как в уравнении при целевом инструменте РЕПО, так и при денежной базе. Очевидно, что в оцениваемый период регулятор проводил политику модифицированного таргетирования. Она предполагает, что вместе с главным таргетом – поддер-

Таблица 4

**Результаты оценки денежно-кредитной политики для открытой экономики  
с целью регулятора в виде денежной базы**

Зависимая переменная денежная база	$\rho$ сглаживающий коэффициент	$\delta$ свободный член уравнения	$\alpha$ коэффициент при инфляции	$\beta$ коэффициент при выпуске	$\gamma$ коэффициент при обменном курсе	Коэффициент детерминации	J- статистика
величина коэффициента	0,984	7,967	0,120	0,188	7,283	0,99	21,2
Стандартная ошибка	0,0032	0,444	0,059	0,058	3,13		
t-статистика	307,82	17,939	2,014	3,215	2,319		
Критическое значение $\chi^2$ 52,16 при уровне значимости 5%							
<b>В виде «forward looking» для лага в 6 месяцев по инфляции и 1 по выпуску и 1 по обменному курсу</b>							
величина коэффициента	0,988	7,631	0,196	0,151	7,284	0,994	18,91
Стандартная ошибка	0,003	0,581	0,087	0,05	2,449		
t-статистика	347,84	13,14	2,258	3,027	2,974		
Критическое значение $\chi^2$ 52,16 при уровне значимости 5%							

*Источник:* расчеты автора.

жанием стабильности цен, регулятор также реагирует на колебания обменного курса, тем самым пытаясь снизить влияние волатильности обменного курса на показатели экономической активности и корреспондируя вклад изменения обменного курса в инфляцию.

Анализ коэффициентов при выпуске по всем вариантам с целевыми инструментами как РЕПО, так и денежной базы показывает, что регулятор не стремился поддерживать выпуск, и очевидно можно сказать, что в нынешнем состоянии экономики регулятор не мог оказать воздействие на выпуск. Известно, что замедление роста ВВП в исследуемый период в российской экономике носит структурный характер. Денежно-кредитная политика не может решать структурные проблемы.

Наибольшее влияние на действия ЦБ по управлению процентной ставкой оказывала денежная база или реальный обменный курс, и лишь немного – инфляция.

Большее воздействие на действия регулятора по управлению денежной базой оказывал обменный курс и опять же немного – инфляция.

Волатильность ставки процента оказалась больше, чем волатильность денежной базы. Так, в уравнении со ставкой РЕПО сглаживающий коэффициент равен 0,847, а в уравнении с денежной базой – 0,984, хотя разница невелика.

Анализ прогностических вариантов «forward-looking» показывает, что для клас-

сического уравнения со ставкой РЕПО и для лага 3, и для лага 6 коэффициенты при инфляции и при выпуске становятся более весомыми. Для варианта РЕПО с денежной базой такого сказать нельзя. В варианте с обменным курсом весомость коэффициентов при инфляции и выпуске снижается, о коэффициент при обменном курсе меняет знак.

В уравнении с денежной базой вариант «forward-looking» приводит к некоторому увеличению коэффициента при инфляции, снижению при выпуске и неизменности при обменном курсе.

Необходимо отметить некоторую относительность такого анализа. Дело в том, что при том же наборе инструментов в варианте с «forward-looking» некоторые коэффициенты статистически незначимы по  $t$ -статистике. Добиться статистической значимости этих коэффициентов можно только с другим набором инструментов. Как правило, их приходилось увеличивать. Сделать вывод о преимуществе вариантов с «forward-looking» можно лишь оценив прогностические качества уравнений.

## Заключение

Считается, что в последние полтора десятилетия главной задачей ЦБ в монетарной политике было регулирование обменного курса при последовательном обеспечении устойчивости денежного обращения. Дробышевский С.М. и др., по результатам анализа 1999 – 2007 гг., считают [2] (*Drobyshevskiy S.M., Trunin P. V., Kamenskikh M.V., 2009*), что в то же время Банк России постепенно стал применять больше действий, направленных на классические конечные цели монетарной политики – инфляцию и экономический рост. Результаты нашей оценки (в период 2003–2015) показывают, что внимание к таким целям, как инфляция и экономический рост было низким. Одновременно необходимо отметить, что методом VAR выявлено [4] (*Salmanov O.N., Zaernyuk V.M., Lopatina O.A., 2016*), что каналы денежно-кредитной трансмиссии в российской экономике функционируют с разной степенью эффективности, что подтверждается оценкой величины коэффициентов промежуточных целей в правиле денежно-кредитной политики в настоящей работе. Кроме того, также методом VAR установлены [3] (*Salmanov O.N., Zaernyuk V.M., Lopatina O.A., 2017*) различия в передаче экономике политики Банка России в период до и после финансового кризиса 2008 г. В настоящей работе не ставилось целью установить различия в политике регулятора методом GMM, хотя очевидно они есть.

В данной работе установлена действенность реакций регулятора по разным моделям в период 2003–2015. Во-первых, для классического правила Тейлора, во-вторых, с добавлением в качестве промежуточной цели денежной базы, в-третьих, для открытой экономики с включением обменного курса, в-четвертых, для модели открытой экономики с целью в виде денежной базы. Кроме того, оценены все указанные варианты для прогнозных показателей в виде «forward-looking». Дан анализ уровню значений установленных коэффициентов. Приведены результаты оценки процентной ставки в

динамике для целевой инфляции, а также оценки для случая «forward-looking», в том числе для различных лагов.

Оценка значений сглаживающих коэффициентов в работе Дробышевского [2] (*Drobyshevskiy S.M., Trunin P. V., Kamenskikh M.V., 2009*) находится на уровне 0,6 и показывает низкую инерционность промежуточных целей, что авторы объясняют высокой изменчивостью отечественного финансового рынка.

По результатам нашей оценки можно говорить о достаточно высоких коэффициентах лагированных промежуточных целей 0,85–0,9, что находится на уровне развитых стран и что очевидно, объясняется снижением за это время волатильности.

С 2015 г. политика банка России изменилась к действительному инфляционному таргетированию, денежные власти добились снижения инфляции и создались предпосылки для роста выпуска в долгосрочный период. Выбор действенной денежно-кредитной политики является важной мерой для стимулирования роста экономики, но он не подменяет собой структурных преобразований.

## ИСТОЧНИКИ:

1. Вдовиченко А.Г., Воронина В.Г. Правила денежно-кредитной политики Банка России. / Научный доклад. - М.: EERC, 2004. – 56 р.
2. Дробышевский С.М., Трунин П. В., Каменских М.В. Анализ правил денежно-кредитной политики Банка России в 1999–2007 гг. - М.: ИЭПП, 2009.
3. Салманов О.Н., Заернюк В.М., Лопатина О.А. Особенности функционирования каналов денежно-кредитной трансмиссии до и после финансового кризиса // Экономический анализ: теория и практика. – 2017. – № 7. – р. 1317-1336. – doi: 10.24891/ea.16.7.1317.
4. Салманов О.Н., Заернюк В.М., Лопатина О.А. Установление влияния де-нежно-кредитной политики методом векторной авторегрессии // Финансы и кредит. – 2016. – № 28. – р. 2-17.
5. Юдаева К.В. О возможностях, целях и механизмах денежно-кредитной политики в текущей ситуации // Вопросы экономики. – 2014. – № 9. – р. 4-12.
6. Юдаева К., Иванова Н., Каменских М. «Что таргетирует Банк России», обзор центра макроэкономических исследований Сбербанка России, 2010 [Yudaeva K., Ivanova N., Kamenskikh M. \»What the Bank of Russia is targeting\», obzor tsentra makroekonomicheskikh issledovaniy Sberbanka Rossii, 2010. (In Russian)
7. Clarida R., J. Galí, M. Gertler Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory // Quarterly Journal of Economics. – 2000. – № 1. – р. 147-180.
8. Clarida R., J. Galí, M. Gertler Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence // European Economic Review. – 1998. – № 6. – р. 1033-1067.
9. Hansen L.P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators // Econometrica. – 1982. – р. 1029-1054.

10. McCallum, Bennett T. (1993) Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan, Bank of Japan Monetary and Economic Studies 11, 1–45
11. Orphanides, Athanasios, Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data. Finance and Economics Discussion Series (98-3). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=70448>
12. Taylor J.B Discretion versus Policy Rules in Practice // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 1993. – p. 195-214.
13. Wadhvani, Sushil, (2000). The Exchange Rate and the MPC: What Can We Do? Bank of England Quarterly Bulletin, August 2000. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=764369>

## REFERENCES:

- Clarida R., J. Galí, M. Gertler (1998). Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence European Economic Review. 42 (6). 1033-1067.
- Clarida R., J. Galí, M. Gertler (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory Quarterly Journal of Economics. 115 (1). 147-180.
- Hansen L.P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators Econometrica. 50 1029-1054.
- Taylor J.B (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 195-214.