

А.Г. Шульгин

НИУ ВШЭ, Нижний Новгород

Оптимизация простых правил монетарной политики на базе оцененной DSGE-модели¹

В работе на базе DSGE-модели с двумя независимыми инструментами монетарной политики, оцененной с использованием российских данных за 2001–2012 гг., произведены расчеты оптимальных коэффициентов в правиле Тэйлора и правиле корректировки валютного курса. Оптимизация на основе критерия ожидаемого благосостояния приводит к неробастному и неадекватному результату. Минимизация функции потерь для режима гибкого инфляционного таргетирования позволяет снизить дисперсии переменных в среднем на 20% оцененных для экономики России в 2001–2012 гг. значений. Параметр гибкости валютного курса во всех процедурах оптимизации оказался ниже, чем его текущее значение, что является аргументом в пользу необходимости систематического сглаживания колебаний валютного курса после перехода в режим инфляционного таргетирования.

Ключевые слова: оптимальная монетарная политика, оптимальная валютная политика, динамические стохастические модели общего равновесия, промежуточный режим валютного курса, гибкое инфляционное таргетирование, Россия.

Классификация JEL: E52, E58, F41.

Введение

Вопрос поиска оптимального правила валютной политики России находится в практической плоскости, так как с февраля 2009 г. Банк России использовал правило валютной политики, определяющее корректировку границ валютного коридора в зависимости от накопленных валютных интервенций сверх целевых значений². Уровень гибкости валютного курса, определяемый данным правилом, сначала последовательно повышался Банком России, взявшим курс на движение к режиму инфляционного таргетирования, а затем, в 2014 г., был понижен более чем в четыре раза. Наконец, в конце 2014 г. Банк России ограничил объем ежедневных валютных интервенций, фактически переведя рубль в плавающий режим. В денежно-кредитной сфере страны также происходят изменения, связанные с ожидаемым увеличением роли ставки процента при реализации монетарной политики (О системе процентных инструментов..., 2013). Реформирование монетарной сферы, осуществляемое Банком России в процессе перехода к режиму инфляционного таргетирования, стимулирует исследование оптимальных правил монетарной политики³.

¹ Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2015 г.

² Банк России (Политика валютного курса..., 2014) использовал следующее правило: «Корректировка границ операционного интервала осуществляется автоматически при достижении накопленным объемом операций Банка России установленной величины. С 10 декабря 2013 г. параметры сдвига границ операционного интервала установлены таким образом, что при достижении накопленного объема покупки (продажи) Банком России иностранной валюты уровня в 350 млн долл. США происходит автоматический сдвиг границ на 5 копеек вниз (вверх)».

³ В данной работе делается акцент на оптимизацию простых правил монетарной политики, т.е. оптимизация по Рамсею не рассматривается.

В теории открытой макроэкономики имеется два важных результата, следующих из модели Мандела–Флеминга. Первый результат утверждает, что при наличии жесткостей, мешающих мгновенной подстройке цен и/или заработных плат к равновесию, плавающий валютный курс является оптимальным валютным режимом, так как он обеспечивает рост цен / снижение заработной платы, необходимых для поддержания полной занятости в условиях негативных внешних шоков. Данный результат подтверждается на широком классе кейнсианских моделей (см. (Obstfeld, Rogoff, 1995; Lane, 2001; Cespedes, Chang, Velasco, 2004) и др.). Второй результат связан с концепцией *трилеммы открытой экономики* (Obstfeld et al., 2005). В рамках данной концепции при отсутствии ограничений на перемещение капитала между странами, т.е. в условиях совершенного финансового рынка, страна не может осуществлять независимую денежно-кредитную политику и устанавливать произвольный валютный курс одновременно.

Оба теоретических результата слабо соответствуют эмпирическим фактам, известным из практики развивающихся стран. Во-первых, многие страны продолжают использовать промежуточный валютный режим, считая, что свободное плавание не является оптимальным режимом, так как значительные колебания валютного курса плохо сказываются на результативности монетарной политики (концепция *боязни плавания* (Calvo, Reinhart, 2002))⁴. Во-вторых, многие страны, не имея никаких ограничений на международные потоки капитала, используют инструменты валютной и денежно-кредитной политики одновременно (на различных этапах это было справедливо, например, для Аргентины, Индии, Китая, России и др. стран).

Теоретическая модель, соответствующая эмпирическим фактам, связана с моделированием эндогенной премии за риск, зависящей, например, от соотношения «внешний долг/ВВП» (среди прочих см. (Curdia, Finocchiaro, 2005; Adolfson et al., 2007; Lubik, 2007; Linde et al., 2009)). Подстройка премии за риск к показателям монетарной политики является тем несовершенством рынка капитала, которое дает ЦБ дополнительную степень свободы. При любых значениях ставок процента, валютного курса, а также их ожидаемой будущей динамики, за счет международного перетока капитала установится равновесная эндогенная премия за риск. Это позволяет при необходимости вводить в модель два правила монетарной политики, как это было сделано, например, в работах (Escudé, 2007, 2013) при анализе оптимальной монетарной политики Аргентины. В работе (Escudé, 2013) показано, что оптимизация параметров двух независимых правил монетарной политики позволяет увеличить ожидаемую полезность домашних хозяйств по сравнению с использованием любого одного из двух правил. Это означает, что инструменты валютной и денежно-кредитной политики имеют оригинальные механизмы денежной трансмиссии, позволяющие сделать стабилизационную политику более качественной.

⁴ Полного консенсуса относительно перспектив выживания промежуточных валютных режимов в условиях значительной волатильности финансовых рынков в литературе нет (Eichengreen, 1994; Fisher, 2001), с одной стороны, и (Levy-Yeyati, Sturzenegger, 2005; Williamson, 2006) – с другой стороны.

В работе (Шульгин, 2014) показано, что использование двух правил монетарной политики вместо одного правила, дополненного стохастическим процессом для второго инструмента ЦБ, позволяет лучше описать макроэкономическую динамику для России при оценке DSGE-модели.

Цель данной работы – исследовать оптимальность двух простых правил монетарной политики: найти оптимальные коэффициенты в правиле Тэйлора, а также оптимальный коэффициент гибкости валютного курса для России. При этом интерес представляют как сами коэффициенты, так и возможность за счет их оптимизации получать выигрыш в виде увеличения благосостояния домашних хозяйств, а также – стабилизации эндогенных переменных.

Существует два основных подхода к оптимизации правил монетарной политики. Основным критерием оптимизации считается безусловное математическое ожидание функции полезности домашних хозяйств (Woodford, 2003). Он был использован (Semko, 2013) для поиска оптимальных коэффициентов в правиле Тэйлора для России. Однако оптимизация правил по данному критерию привела автора к «загадке оптимальной процикличности», связанной с отрицательной реакцией ставки процента на разрыв ВВП в оптимальном правиле. Полученный в работе результат подтверждает существование загадки оптимальной процикличности, при этом расчеты на реальных данных для России 2001–2012 гг. демонстрируют неробастность результатов оптимизации по основному критерию.

Альтернативный подход связан с оптимизацией в рамках режима *гибкого* инфляционного таргетирования (Svensson, 2011), предполагающей минимизацию функции потерь ЦБ, зависящей от дисперсии процентных отклонений от стационарных уровней переменных реального потребления (ВВП), инфляции и валютного курса (ставки процента). Функция потерь ЦБ отражает три основных аспекта стабилизационной монетарной политики: ценовой, реальный и финансовый. Например, в работе (Sosunov, Zamulin, 2007) проведены расчеты для России функции потерь, зависящей от дисперсии потребления и инфляции (входящих с равными весами) для различных правил монетарной политики, соответствующих следующим режимам таргетирования: монетарному, инфляции, валютного курса и два вида смешанного. Авторы нашли режим смешанного таргетирования инфляции и реального валютного курса оптимальным для России, что подтверждает широко распространенный вывод о том, что в условиях малой открытой экономики валютный курс должен входить в правило монетарной политики, так как содержит информацию о внешних шоках, полезную для проведения стабилизационной политики. Основная проблема при работе с функцией потерь состоит в том, чтобы правильно обосновать выбор весов для дисперсий переменных. В работе используется принцип выявленных предпочтений Банка России, который требует,

чтобы модель с оптимальными правилами приводила к соотношениям дисперсий переменных близким тем, которые наблюдаются на реальных данных. Данный принцип позволил рассчитать параметры правил монетарной политики, которые снижают дисперсию потребления, инфляции и валютного курса приблизительно на 20% относительно их текущих уровней. В работе показано, что для этого Банк России должен значительно усилить реакцию ставки процента на колебания инфляции, одновременно с этим снизив текущий параметр гибкости валютного курса.

Разработанная теоретическая модель, а также метод ее аппроксимации (первого и второго порядка), не позволяют при ее симуляции учесть ограничения на отрицательные значения ставки рефинансирования (ситуация ловушки ликвидности) и объема международных резервов (ситуация валютного кризиса). Выход ставки процента на нулевую границу приводит к потерям, связанным с невозможностью проводить стимулирование совокупного спроса в период спада. Выход международных резервов на нулевую границу приводит к потерям, связанным с избыточной девальвацией национальной валюты в период негативных внешних шоков. Таким образом, дополнительными показателями любого анализируемого набора коэффициентов в правилах монетарной политики являются вероятности того, что ставка рефинансирования и объем международных резервов достигнут нулевой границы. Данные показатели не являются оптимизационными и используются в работе для контроля результатов. Расчеты на базе оптимальных правил сильно разнятся для различных весов в функции полезности, но в среднем 1–3 квартала за 5 лет экономика должна подпадать под действие одного из двух типов ограничений нулевых значений, что снижает выгоды оптимизации.

Все расчеты оптимальных коэффициентов в правилах монетарной политики основаны на макроэкономических рядах, полученных на основе разработанной и верифицированной симуляции DSGE-модели с использованием российских данных (Шульгин, 2014).

Работа состоит из двух частей. В первой части описаны правила монетарной политики, а также алгоритмы вычисления критериев оптимизации. Во второй части работы приведены результаты расчетов оптимальных коэффициентов в двух правилах монетарной политики для различных оптимизационных подходов. В заключении приведены основные результаты исследования.

1. Оптимальные простые правила монетарной политики

Разработанная DSGE-модель базируется на модели (Dib, 2008) и была калибрована и оценена байесовскими методами с использованием российских данных за 2001–2012 гг. (модель и результаты оценки параметров см. в Приложении).

1.1. Два правила монетарной политики в DSGE-модели

В большинстве DSGE-моделей предполагается, что у ЦБ имеется один независимый инструмент монетарной политики, т.е. в модели достаточно одного условия (правила), задающего поведение ЦБ. До сих пор такое предположение делали все авторы DSGE-моделей для России (Sosunov, Zamulin, 2007; Konorev, 2011; Semko, 2013; Полбин, 2013, 2014; Малаховская, Минабутдинов, 2013).

Предположим, что ЦБ имеет *два* независимых инструмента монетарной политики – международные резервы IR_t^* и эмитированные/выкупленные ЦБ облигации B_t – определяют объем денежной массы M_t в рамках уравнения баланса ЦБ:

$$M_t = IR_t - B_t, \quad (1)$$

где $IR_t = IR_{t-1} + S_t(IR_t^* - IR_{t-1}^*)$ – объем международных резервов в отечественной валюте; S_t – курс иностранной валюты.

Введение двух независимых инструментов предполагает задание двух независимых правил монетарной политики, соответствующих валютной и денежно-кредитной составляющим, которые не противоречат друг другу благодаря эндогенной премии за риск rp_t в условии процентного паритета:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*)(1 + rp_t)E_t S_{t+1} / S_t, \quad (2)$$

где i_t и i_t^* – отечественная и зарубежная ставки процента.

Эндогенная премия за риск одинакова для всех отечественных агентов (полностью интернализована, как в (Lubik, 2007)), и зависит от отношения внешнего долга к ВВП страны:

$$1 + rp_t = \exp(-\tau S_t B_t^* / P_t Y_t), \quad \tau > 0. \quad (3)$$

Спецификация функциональной зависимости (3) аналогична писанной в (Adolfson et al., 2007) за исключением отсутствия шока премии за риск, роль которого в объяснении колебаний ставки заимствования в иностранной валюте для отечественных агентов $(1 + i_t^*)(1 + rp_t)$ играет шок зарубежной ставки процента $\eta_{i^*,t}$.

В работе (Шульгин, 2014) было показано, что для лучшего описания динамики наблюдаемых переменных для России 2001–2012 гг. в модели необходимо использовать правило Тэйлора совместно с правилом корректировки валютного курса.

Правило Тэйлора может быть применено для описания монетарной политики в промежуточном валютном режиме, если в него добавить зависимость ставки рефинансирования $i_{ref,t}$ от валютного курса:

$$i_{ref,t} = \rho_{PR} i_{ref,t-1} + (1 - \rho_{PR}) \bar{i}_{ref} + k_Y \frac{Y_t - \bar{Y}}{\bar{Y}} + k_\pi \pi_t + k_S \frac{S_t - \bar{S}}{\bar{S}} + \eta_{PR,t}, \quad (4)$$

где $\rho_{PR} \in (0, 1)$ – коэффициент авторегрессии динамики ставки рефинансирования в России; $\eta_{PR,t}$ – дискреционная компонента динамики ставки рефинансирования.

Правило корректировки валютного курса задается условием

$$\frac{S_t - \bar{S}}{\bar{S}} = -k_{IR} \frac{IR_t^* - \overline{IR}^*}{\bar{P}_F^* \bar{Y}_F} + \varepsilon_{S,t}, \quad (5)$$

где стохастическая компонента динамики валютного курса $\varepsilon_{S,t}$ – это AR(1)-процесс:

$$\varepsilon_{S,t} = \rho_S \varepsilon_{S,t-1} + \eta_{S,t}, \quad \rho_S \in (0, 1). \quad (6)$$

Правило (5) не является точной формулой корректировки границ валютного коридора, используемой Банком России с 2009 г., но его допустимой аппроксимацией в рамках модели, анализирующей динамику отклонений переменных от стационарных уровней⁵. Универсальное правило (5) позволяет связать два периода управления валютным курсом в России: 2001–2008 гг. (до принятия правила) и 2009–2012 гг. (введено явное правило валютной политики) – и оценивать валютную политику в терминах степени гибкости валютного курса k_{IR} для различных временных периодов.

Эластичность валютного курса по международным резервам E_{IR}^S может быть получена из параметра гибкости валютного курса k_{IR} по формуле:

$$E_{IR}^S = \frac{\overline{IR}}{\bar{P}_F^* \bar{Y}_F} k_{IR} = 4,27 k_{IR}. \quad (7)$$

1.2. Максимизация ожидаемого благосостояния

Основной подход к определению оптимальности монетарной политики связан с максимизацией ожидаемого благосостояния домашних хозяйств (Woodford, 2003).

Для анализа влияния правил монетарной политики на благосостояние проанализируем функцию мгновенной полезности

$$\Lambda_t = \frac{1}{1 - \sigma_C} (C_t - h C_{t-1})^{1 - \sigma_C} - \frac{\varepsilon_{H,t}}{1 + \sigma_H} H_t^{1 + \sigma_H} + \frac{\varepsilon_{M,t}}{1 - \sigma_M} \left(\frac{M_t}{P_t} \right), \quad (8)$$

где C_t – потребление домашнего хозяйства; H_t – предложение труда домашнего хозяйства; $\varepsilon_{H,t}$ и $\varepsilon_{M,t}$ – стохастические компоненты параметров предпочтений, логарифмы которых являются AR(1)-процессами; $\sigma_C = 1,062$, $\sigma_H = 3,21$, $\sigma_M = 5,86$, $h = 0,74$ – оценки параметров функции полезности (Шульгин, 2014).

Найдем разложение второго порядка функции Λ_t в ряду Тэйлора около детерминистического стационарного состояния:

$$\begin{aligned} \Lambda_t = & \frac{((1-h)\bar{C})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} + (1-h)^{-\sigma_C} \bar{C}^{1-\sigma_C} \tilde{C}_t - \bar{H}^{1+\sigma_H} \tilde{H}_t + \bar{m}^{1-\sigma_M} \tilde{m}_t - \\ & - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} \tilde{\varepsilon}_{H,t} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} \tilde{\varepsilon}_{M,t} - \frac{\sigma_C(1-h)^{-(1+\sigma_C)} \bar{C}^{1-\sigma_C}}{2} \tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H \bar{H}^{1+\sigma_H}}{2} \tilde{H}_t^2 - \\ & - \frac{\sigma_M \bar{m}^{1-\sigma_M}}{2} \tilde{m}_t^2 - \bar{H}^{1+\sigma_H} \tilde{H}_t \tilde{\varepsilon}_{H,t} + \bar{m}^{1-\sigma_M} \tilde{m}_t \tilde{\varepsilon}_{M,t}, \end{aligned} \quad (9)$$

⁵ Для удобства эмпирической оценки в (5) международные резервы нормируются на номинальный импорт $\bar{P}_F^* \bar{Y}_F$.

где $m_t \equiv M_t / P_t$ – реальная денежная масса; $\tilde{C}_t \equiv \frac{C_t - \bar{C}}{\bar{C}}$; $\tilde{H}_t \equiv \frac{H_t - \bar{H}}{\bar{H}}$; $\tilde{m}_t \equiv \frac{m_t - \bar{m}}{\bar{m}}$; $\tilde{\varepsilon}_{H,t} \equiv \frac{\varepsilon_{H,t} - \bar{\varepsilon}_H}{\bar{\varepsilon}_H}$; $\tilde{\varepsilon}_{M,t} \equiv \frac{\varepsilon_{M,t} - \bar{\varepsilon}_M}{\bar{\varepsilon}_M}$ – процентные отклонения от стационарных уровней переменных потребления, труда, реальной денежной массы, шока предложения труда и шока спроса на деньги соответственно.

Безусловное математическое ожидание функции мгновенной полезности:

$$\begin{aligned} E\Lambda_t = & \frac{((1-h)\bar{C})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} + (1-h)^{-\sigma_C} \bar{C}^{1-\sigma_C} E\tilde{C}_t - \\ & - \bar{H}^{1+\sigma_H} E\tilde{H}_t + \bar{m}^{1-\sigma_M} E\tilde{m}_t - \frac{\sigma_C(1-h)^{-(1+\sigma_C)} \bar{C}^{1-\sigma_C}}{2} E\tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H \bar{H}^{1+\sigma_H}}{2} E\tilde{H}_t^2 - \\ & - \frac{\sigma_M \bar{m}^{1-\sigma_M}}{2} E\tilde{m}_t^2 - \bar{H}^{1+\sigma_H} E(\tilde{H}_t \tilde{\varepsilon}_{H,t}) + \bar{m}^{1-\sigma_M} E(\tilde{m}_t \tilde{\varepsilon}_{M,t}). \end{aligned} \quad (10)$$

Формула (10) позволяет сравнить благосостояние домашнего хозяйства в отсутствие шоков (детерминистическое стационарное состояние) и при их наличии (стохастическое стационарное состояние). При аппроксимации второго порядка нелинейной модели (как в (Schmitt-Grohé, Uribe 2004)) структурные шоки η_t влияют как на моменты первого порядка $E\tilde{C}_t$, $E\tilde{H}_t$, $E\tilde{m}_t$, так и на моменты второго порядка $E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{H}_t^2$, $E\tilde{m}_t^2$. Это позволяет выделить в разложении (10) эффект уровня, связанный с влиянием $E\tilde{C}_t$, $E\tilde{H}_t$, $E\tilde{m}_t$ на $E\Lambda_t$, и эффект дисперсии, связанный с влиянием $E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{H}_t^2$, $E\tilde{m}_t^2$ на $E\Lambda_t$.

Рассчитаем все эффекты в терминах компенсирующей вариации потребления (Dib, 2008), которая показывает, на сколько процентов необходимо изменить потребление домашнего хозяйства в детерминистическом стационарном состоянии, чтобы получилось такое же значение $E\Lambda_t$, как и в анализируемом стохастическом стационарном состоянии. Разложим выраженный в терминах компенсирующей вариации общий эффект μ на эффект уровня μ_m и эффект дисперсии μ_v . Эффект уровня связан с тем что в стохастическом стационарном состоянии ожидаемые отклонения переменных от своих значений в детерминистическом стационарном состоянии не равны нулю: $E\tilde{C}_t \neq 0$, $E\tilde{H}_t \neq 0$, $E\tilde{m}_t \neq 0$. Негативный эффект дисперсии $\mu_v < 0$ обусловлен тем, что функция мгновенной полезности Λ_t является вогнутой функцией по всем трем аргументам: $\partial^2 \Lambda_t / \partial \tilde{N}_t^2 < 0$, $\partial^2 \Lambda_t / \partial \tilde{H}_t^2 < 0$, $\partial^2 \Lambda_t / \partial \tilde{m}_t^2 < 0$, – т.е. колебания переменных около стационарных уровней приводят к снижению ожидаемого уровня полезности.

Эффект уровня μ_m определяется из условия

$$\begin{aligned} \frac{((1-h)\bar{C}(1+\mu_m))^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} = & \frac{((1-h)\bar{C})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \\ & + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} + (1-h)^{-\sigma_C} \bar{C}^{1-\sigma_C} E\tilde{C}_t - \bar{H}^{1+\sigma_H} E\tilde{H}_t + \bar{m}^{1-\sigma_M} E\tilde{m}_t - \\ & - \bar{H}^{1+\sigma_H} E(\tilde{H}_t \tilde{\varepsilon}_{H,t}) + \bar{m}^{1-\sigma_M} E(\tilde{m}_t \tilde{\varepsilon}_{M,t}) \end{aligned} \quad (11)$$

или в явном виде:

$$\mu_m = \left(1 + \frac{1-\sigma_c}{1-h} E\tilde{C}_t - \frac{1-\sigma_c}{(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} (E\tilde{H}_t + E(\tilde{H}_t \tilde{\varepsilon}_{H,t})) + \right. \\ \left. + \frac{1-\sigma_c}{(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} (E\tilde{m}_t + E(\tilde{m}_t \tilde{\varepsilon}_{M,t})) \right)^{1/(1-\sigma_c)} - 1. \quad (12)$$

Эффект дисперсии μ_v находим из формулы

$$\frac{((1-h)\bar{C}(1+\mu_v))^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} = \\ = \frac{((1-h)\bar{C})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} - \\ - \frac{\sigma_c(1-h)^{-(1+\sigma_c)} \bar{C}^{1-\sigma_c}}{2} E\tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H \bar{H}^{1+\sigma_H}}{2} E\tilde{H}_t^2 - \frac{\sigma_M \bar{m}^{1-\sigma_M}}{2} E\tilde{m}_t^2, \quad (13)$$

или в явном виде:

$$\mu_v = \left(1 - \frac{\sigma_N(1-\sigma_c)}{2(1-h)^2} E\tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H(1-\sigma_c)}{2(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} E\tilde{H}_t^2 - \right. \\ \left. - \frac{\sigma_M(1-\sigma_c)}{2(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} E\tilde{m}_t^2 \right)^{1/(1-\sigma_c)} - 1. \quad (14)$$

Общий эффект μ составит:

$$\mu = \left(1 + \frac{1-\sigma_c}{1-h} E\tilde{C}_t - \frac{1-\sigma_c}{(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} (E\tilde{H}_t + E(\tilde{H}_t \tilde{\varepsilon}_{H,t})) + \right. \\ \left. - \frac{1-\sigma_c}{(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} (E\tilde{m}_t + E(\tilde{m}_t \tilde{\varepsilon}_{M,t})) - \frac{\sigma}{2} \frac{1-\sigma}{(1-h)^2} E\tilde{C}_t^2 - \right. \\ \left. - \frac{\sigma_H}{2} \frac{1-\sigma_c}{(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} E\tilde{H}_t^2 - \frac{\sigma_M}{2} \frac{1-\sigma_c}{(1-h)^{1-\sigma_c}} \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{\bar{C}^{1-\sigma_c}} E\tilde{m}_t^2 \right)^{1/(1-\sigma_c)} - 1. \quad (15)$$

1.3. Минимизация функции потерь

Другим подходом к определению оптимальных коэффициентов в простых правилах монетарной политики является минимизация функции потерь ЦБ, в которую включаются дисперсии процентных отклонений от стационарных уровней переменных, за которые в той или иной степени отвечают монетарные власти: ВВП (или потребления), инфляции, ставки процента, валютного курса и др.

Расчеты могут быть основаны как на исторических (например, (McCallum, 1988; Fair, Howrey, 1996)), так и на симулированных данных (например, (Rudebusch, Svensson, 1999; Williams, 2003; Sosunov, Zamulin, 2007)).

Мы провели расчеты оптимальных коэффициентов правил монетарной политики на основе функции полезности, соответствующей режиму *гибкого* инфляционного таргетирования (flexible inflation targeting) (Svensson, 2011; Bernanke et al., 1999):

$$L = \lambda_C E \tilde{C}_t^2 + (1 - \lambda_C) E \tilde{\pi}_t^2 + \lambda_S E \tilde{S}_t^2, \quad (16)$$

где $\tilde{\pi}_t \equiv \pi_t - \bar{\pi}_t = \pi_t$; $\lambda_C \in (0, 1)$, $\lambda_S > 0$ – параметры, определяющие предпочтительность стабилизации потребления и валютного курса по сравнению со стабилизацией инфляции.

В функции (16) вместо дисперсии ставки процента (Williams, 2003) используется дисперсия валютного курса, так как в России курс рубля является операционной целью Банка России⁶.

Оптимизация на основе критерия безусловного математического ожидания функции полезности домашних хозяйств (и его компонентов) требует аппроксимации разработанной модели второго порядка (Schmitt-Grohé, Uribe, 2004):

$$\tilde{y}_t = A \tilde{y}_{t-1} + B \eta_t + 0,5C \tilde{y}_{t-1} \otimes \tilde{y}_{t-1} + 0,5D \eta_t \otimes \eta_t + E \tilde{y}_{t-1} \otimes \eta_t, \quad (17)$$

где $\tilde{y}_t \equiv y_t - \bar{y}$ – вектор-столбец отклонений эндогенных переменных модели от своих стационарных уровней; η_t – вектор структурных шоков модели⁷; A, B, C, D, E – матрицы, рассчитанные на основе параметров оцененной DSGE-модели (Шульгин, 2014)⁸.

Поиск оптимальных коэффициентов на базе других критериев, а также расчет самих критериев выполнены на основе аппроксимации модели первого порядка:

$$\tilde{y}_t = A \tilde{y}_{t-1} + B \eta_t. \quad (18)$$

В модели использовались ряды симулированных данных длиной 20 тыс. кварталов.

2. Результаты расчетов оптимальных коэффициентов в двух правилах монетарной политики⁹

Близкие к нулю коэффициенты в *оцененном* правиле Тэйлора ($k_\pi = 0,039$, $k_y = 0,034$, $k_s = 0,021$) обеспечивают минимальную дисперсию ставки процента $E \tilde{i}_{ref,t}^2 = 0,0000080$, а также нулевую вероятность попадания в зону отрицательных ставок процента: $p(i < 0) = 0$. Для оцененных коэффициентов гибкости валютного курса

$$\left\{ \begin{array}{l} k_{IR} = 0,068, \quad \text{I : 2001 – III : 2008;} \\ k_{IR} = 0,112, \quad \text{I : 2001 – IV : 2012;} \\ k_{IR} = 0,193, \quad \text{IV : 2008 – IV : 2012} \end{array} \right\}$$

вероятность попадания в зону нулевых международных резервов также оказывается нулевой: $p(IR < 0) = 0$. Нулевые вероятности попадания в зоны $i < 0$ и $IR < 0$ для модели с оцененными коэффициентами могут свидетельствовать о неполном использовании возможностей правил стабилизационной монетарной политики Банком России. Это

⁶ См., например, ст. 3 Федерального закона от 10 июля 2002 г. № 86-ФЗ «О Центральном банке Российской Федерации (Банке России)».

⁷ Из ковариационной матрицы были исключены шоки дискреционной политики $\eta_{s,t}$ и $\eta_{pr,t}$, так как для различных правил монетарной политики значения дисперсии и ковариации данных шоков с другими шоками могут различаться.

⁸ Расчеты матриц проведены в пакете Dynare (Adjemian et al., 2011).

⁹ Результаты расчетов приведены в Приложении.

означает, что все полученные выводы о возможностях оптимизации российской монетарной политики необходимо скорректировать на потери от ограничений $i \geq 0$ и $IR \geq 0$ ¹⁰.

Снижение гибкости валютного курса при прочих равных условиях приводит к снижению дисперсии валютного курса, однако данная закономерность нарушается в области критически низкой гибкости валютного курса. Модель с *фиксированным курсом* ($k_{IR} \rightarrow 0$) расходится, а при уменьшении степени гибкости валютного курса до критических значений начинают резко ухудшаться все критерии оптимальности монетарной политики (см. режим с $k_{IR} = 0,003$ в Приложении, п. 2, табл. П2).

2.1. Правила монетарной политики, максимизирующие ожидаемое благосостояние

Коэффициенты в правилах монетарной политики, максимизирующие безусловное математическое ожидание функции мгновенной полезности домашних хозяйств (задача $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$), имеют значения: $k_{IR} \rightarrow \infty$, $k_{\pi} = 1,072$, $k_Y = -0,377$, $k_S = 0,034$. Из-за отрицательной реакции ставки процента на разрыв ВВП $k_Y = -0,377$ (аналогичный вывод получил (Semko, 2013)) происходит значительное увеличение циклической компоненты всех рассмотренных эндогенных переменных, кроме инфляции (дисперсия которой снижается в 2 раза по сравнению с оцененной моделью). Согласно расчетам на симулированных данных, улучшение критерия μ которого позволяет добиться данная комбинация коэффициентов двух правил монетарной политики по сравнению с *оцененными* правилами, составляет

$$\left(\frac{1 + \mu_{\max \mu}}{1 + \mu_{\text{est}}} - 1 \right) \times 100\% = \left(\frac{1,1396}{0,9054} - 1 \right) \times 100\% = 25,9\%$$

в терминах стационарного уровня потребления. При этом эффект уровня дает прибавку в

$$\left(\frac{1 + \mu_{m, \max \mu}}{1 + \mu_{m, \text{est}}} - 1 \right) \times 100\% = \left(\frac{1,2021}{0,9351} - 1 \right) \times 100\% = 28,6\%,$$

а за счет эффекта дисперсии общий эффект снижается на

$$\left(\frac{1 + \mu_{v, \max \mu}}{1 + \mu_{v, \text{est}}} - 1 \right) \times 100\% = \left(\frac{0,9486}{0,968} - 1 \right) \times 100\% = -2,01\%.$$

Для того чтобы найти подтверждение существования значительного выигрыша в среднем благосостоянии домашних хозяйств при использовании оптимальных коэффициентов, в Приложении в табл. П3 приведены расчеты моментов первого и второго порядка, сделанные как на базе симулированных данных, так и на базе реальных данных за период 2001–2012 гг. Расчеты для симулированных дан-

¹⁰ Учет потерь от данных ограничений в расчетах представляет собой возможное усовершенствование проведенного в работе исследования оптимальной монетарной политики России.

ных показывают, что для оптимальных коэффициентов, решающих задачу $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$, индивид получает выигрыш по сравнению с моделью с оцененными коэффициентами в терминах среднего потребления $E\tilde{C}_t$ (рост на 4,7%), средних трудовых затрат $E\tilde{H}_t$ (снижение на 5%) и реальных денег $E\tilde{m}_t$ (рост на 7,3%). Однако аналогичные расчеты на реальных данных 2001–2012 гг. не подтверждают данного вывода: наблюдается снижение среднего потребления $E\tilde{C}_t$ на 1%, снижение средних трудовых затрат $E\tilde{H}_t$ на 3% и рост средней реальной денежной массы $E\tilde{m}_t$ на 1,5%, что в итоге приводит к тому, что эффект уровня остается приблизительно таким же, как и в модели с оцененными коэффициентами. При этом вывод о росте дисперсий всех переменных, влияющих на благосостояние, сохраняется, что приводит к снижению критерия μ на 4% по сравнению с моделью с оцененными коэффициентами. Проблема использования критерия μ для оптимизации связана с тем, что оценки всех параметров модели, а также матрицы A, B, C, D, E в (17), получены на основе аппроксимации модели первого порядка, верифицируемой с помощью рядов эндогенных переменных, *избавленных от констант и тренда*. Таким образом, функционал, связывающий коэффициенты в правилах монетарной политики с моментами первого порядка $E\tilde{C}_t$, $E\tilde{H}_t$ и $E\tilde{m}_t$, напрямую не верифицируется на данных и лишь косвенным образом выводится из уравнений DSGE-модели. Из-за этого расчет эффекта уровня может оказаться неробастным.

Значительные расхождения в расчетах на реальных и симулированных данных, а также спорный вывод об оптимальности проциклической монетарной политики не позволяют считать коэффициенты, являющиеся решением задачи $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$, оптимальными для России.

2.2. Оптимальные правила монетарной политики в режиме гибкого инфляционного таргетирования

В Приложении в табл. П4 приведены расчеты различных характеристик моделей, базирующихся на коэффициентах в правилах монетарной политики, минимизирующих функцию потерь (16) для различных значений весов $\lambda_C \in (0, 1; 0, 9)$ и $\lambda_S \in (0; 0, 2)$ и для частного случая – жесткого инфляционного таргетирования $\lambda_C = \lambda_S = 0$.

Не зная точных весов функции полезности λ_C и λ_S , нельзя узнать конкретного решения задачи оптимизации, однако, имея карту решений, можно, используя принцип выявленных предпочтений Банка России, сделать обоснованные выводы о возможности оптимизации текущих правил монетарной политики. Например, можно

найти сочетание весов λ_c и λ_s , для которых модель приводит к решению, наиболее близкому к модели с оцененными коэффициентами. Для этого рассмотрим задачу минимизации вида

$$\min_{\lambda_c, \lambda_s} \left\{ \left(\frac{E\tilde{C}_t^2(\lambda_c, \lambda_s) - E\tilde{C}_t^2(est)}{E\tilde{C}_t^2(est)} - AE\tilde{x} \right)^2 + \left(\frac{E\tilde{\pi}_t^2(\lambda_c, \lambda_s) - E\tilde{\pi}_t^2(est)}{E\tilde{\pi}_t^2(est)} - AE\tilde{x} \right)^2 + \right. \quad (19)$$

$$\left. + \left(\frac{E\tilde{S}_t^2(\lambda_c, \lambda_s) - E\tilde{S}_t^2(est)}{E\tilde{S}_t^2(est)} - AE\tilde{x} \right)^2 \right\},$$

где

$$AE\tilde{x} \equiv \frac{1}{3} \left(\frac{E\tilde{C}_t^2(\lambda_c, \lambda_s) - E\tilde{C}_t^2(est)}{E\tilde{C}_t^2(est)} + \frac{E\tilde{\pi}_t^2(\lambda_c, \lambda_s) - E\tilde{\pi}_t^2(est)}{E\tilde{\pi}_t^2(est)} + \right.$$

$$\left. + \frac{E\tilde{S}_t^2(\lambda_c, \lambda_s) - E\tilde{S}_t^2(est)}{E\tilde{S}_t^2(est)} \right) -$$

среднее значение процентного отклонения по трем переменным $E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{\pi}_t^2$, $E\tilde{S}_t^2$ модели с оцененными коэффициентами (est).

Комбинация весов, решающая задачу (19), минимизирует разброс процентных отклонений по трем переменным ($E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{\pi}_t^2$, $E\tilde{S}_t^2$) модели с оцененными коэффициентами около среднего $AE\tilde{x}$.

Решением задачи (19) на сетке является комбинация весов $\lambda_c = 0,3$, $\lambda_s = 0,05$, для которой процентное отклонение дисперсий потребления составляет 16,0%; инфляции – 18,8% и валютного курса – 27,4%.

Данный расчет позволяет косвенным образом оценить выигрыш, получаемый от оптимизации, предположив, что в уравнении общего эффекта (15) все дисперсии изменятся в $(1 - AE\tilde{x}(\lambda_c = 0,3, \lambda_s = 0,05)) = 0,793$ раз. Изменение общего эффекта составит $\Delta\mu = -0,0886 - (-0,0946) = 0,006$. Таким образом, выигрыш от оптимизации правил валютной политики при условии сохранения приблизительно тех же соотношений дисперсий переменных $E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{\pi}_t^2$, $E\tilde{S}_t^2$ равен 20,7% в терминах снижения дисперсии отклонений от стационарных состояний, или 0,6% – в терминах компенсирующей вариации потребления.

Из данных, представленных в Приложении, табл. П4, видно, что решение для жесткого инфляционного таргетирования, снижая дисперсию инфляции до нуля, значительно увеличивает дисперсию потребления и валютного курса. При этом снижение параметра гибкости валютного курса (например, до оцененного уровня $k_{IR} = 0,1123$) не помогает существенным образом снизить дисперсию валютного курса, так как его волатильность определяется колебаниями ставки рефинансирования, необходимыми для поддержания нулевой инфляции.

Оцененный в рамках DSGE-модели механизм трансмиссии ставки процента на инфляцию таков, что вероятность оказаться в зоне отрицательной ставки очень высока: $p(i < 0) \approx 0,4$. Это создает значительные проблемы для практической реализации режима жесткого инфляционного таргетирования¹¹. Данный вывод согласуется с практикой применения режима инфляционного таргетирования, которая подтверждает необходимость использования *гибкого* инфляционного таргетирования для получения наилучших результатов стабилизации экономики (Svensson, 2011; Woodford, 2012).

Из данных, представленных в Приложении, табл. П4, видно, что если игнорировать эффект уровня μ_m и поставить задачу максимизации эффекта дисперсии $\max_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} \mu_v$, то решение будет очень близко к зоне оптимальных коэффициентов, решающих задачу $\min_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} L(\lambda_C, \lambda_S)$. Данное утверждение подтверждается сделанным выше косвенным расчетом выигрыша от оптимизации: снижая дисперсию переменных $E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{\pi}_t^2$, $E\tilde{S}_t^2$, можно добиться увеличения общего эффекта приблизительно до $\mu = -0,0886$. Согласно точному решению задачи $\max_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} \mu_v$, минимизируя вклад дисперсий переменных ($E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{H}_t^2$, $E\tilde{m}_t^2$) в общий эффект, можно увеличить общий эффект до $\mu = -0,0888$. В таблице приведены значения коэффициентов в правилах монетарной политики для трех проанализированных случаев.

Данные, представленные в таблице, показывают, что по сравнению с оцененным набором коэффициентов набор, решающий задачу $\min_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$, предполагает более значительную реакцию ставки процента на колебания инфляции и ВВП. Одновременно с этим, для того чтобы сохранить соотношения дисперсий переменных примерно на том же уровне, требуется значительное снижение гибкости валютного курса. Вариант коэффициентов, решающий задачу $\max_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} \mu_v$, предполагает еще более сильную реакцию ставки про-

Таблица

Коэффициенты в правилах монетарной политики

Коэффициент	Оцененная модель для периода I кв. 2001 г. – IV кв. 2012 г.	$\min_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$	$\max_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} \mu_v$
k_{IR}	0,1123	0,0148	0,0843
k_π	0,039	0,528	0,895
k_Y	0,034	0,123	0,135
k_S	0,021	0,120	0,012

¹¹ Сам по себе переход к режиму инфляционного таргетирования усиливает влияние ставки процента на инфляцию за счет ряда механизмов, связанных с формированием ожиданий публикой. Поэтому оценки дисперсии ставки процента, валютного курса, потребления для данного режима будут ниже, чем в приведенном в работе расчете.

цента на колебания инфляции и ВВП, но лишь незначительное снижение гибкости валютного курса по сравнению с оцененным набором. В этом случае, согласившись на неизбежное повышение дисперсии валютного курса, Банк России сможет минимизировать отрицательный вклад дисперсий потребления, трудовых затрат и реальных денег в ожидаемое благосостояние домашних хозяйств.

2.3. Анализ чувствительности результатов

Проанализируем робастность полученных результатов, а также чувствительность оптимального параметра гибкости валютного курса к изменению предпосылок модели. Для этого повторим процедуру максимизации $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ для различных комбинаций параметров модели и шоков.

В Приложении в табл. П4 приведены значения коэффициентов в правилах монетарной политики, решающих задачу $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ при наличии в экономике *только одного* вида шоков, а также значения компенсирующей вариации потребления μ_v для данных случаев. Расчеты проведены для каждого из 12 шоков модели (без шоков монетарной политики). Потери домохозяйств от шоков спроса на деньги η_M инвариантны к правилам монетарной политики. Для остальных 11 структурных шоков были рассчитаны оптимальные наборы коэффициентов. Потери от шоков предпочтений межвременного выбора η_b и общей факторной производительности в секторе промышленных товаров η_{AM} минимизируются в режиме свободного плавления ($k_{IR} \rightarrow \infty$). Шоки предложения природных ресурсов η_L и государственных расходов η_G требуют для максимизации μ_v отрицательных коэффициентов $k_{IR} < 0$, что можно интерпретировать как необходимость усиления колебаний валютного курса, возникающих в результате данных шоков, ради стабилизации реальных переменных. Наибольший вклад в значение компенсирующей вариации для эффекта дисперсии μ_v вносят шоки цен на товары сектора $X \eta_{PX}$, а также шоки общей факторной производительности для неторгуемых товаров η_{AN} . Для обоих шоков решение задачи $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ требует низкой гибкости валютного курса: $k_{IR}^{PX} = 0,009$ и $k_{IR}^{AN} = 0,023$ – и значительной реакции ставки процента на инфляцию: $k_{\pi}^{PX} = 1,812$ и $k_{\pi}^{AN} = 2,087$.

В Приложении, табл. П5, приведены результаты решения задачи $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ для различных модификаций базовой модели. Удвоение дисперсии цен на нефть снижает оптимальную гибкость валютного курса, что соответствует расчетам в табл. П4. Индексация цен и заработных плат слабо влияет на оптимальные правила монетарной политики. В модели без номинальных жесткостей оптимальный параметр гибкости валютного курса значительно меньше ($k_{IR} = 0,0179$), чем для базовой модели ($k_{IR} = 0,0843$). Это подтверждает тезис о том, что повы-

шение гибкости ценообразования на рынках товаров и труда снижает выгоды от плавающего курса. То есть гибкости валютного курса, цен и заработных плат являются несовершенными заменителями в процессе подстройки реальных переменных под шоки.

Модель без реальных жесткостей требует бесконечной реакции ставки процента на факторы при определенном соотношении коэффициентов в правиле Тэйлора¹².

Если при прочих равных условиях величина межвременной эластичности замещения будет велика $1/\sigma_c = 5$, как это было показано в работе (Khvostova et al., 2014), то оптимальная гибкость валютного курса $k_{IR} = 0,1461$ и реакция ставки процента на инфляцию в правиле Тэйлора $k_\pi = 2,789$ будут больше, чем в базовой версии модели.

Добавление пятого параметра (коэффициента авторегрессии ставки процента ρ_{PR}) в процедуру оптимизации $\max_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S, \rho_{PR}} \mu_v$ незначительно меняет результаты оптимизации, при этом сам оптимальный коэффициент ρ_{PR} равен 1,087.

Заключение

В работе были получены три основных результата оптимизации правил монетарной политики для России.

Первый результат подтверждает наличие загадки оптимальной процикличности при оптимизации по критерию безусловного математического ожидания функции полезности домашних хозяйств. Оптимальный коэффициент реакции ставки процента на разрыв ВВП оказался отрицательным, что приводит к увеличению дисперсии переменных. При этом рост дисперсии должен компенсироваться за счет роста средних уровней потребления, реальных денег, а также снижения среднего уровня предложения труда, что позволяет добиться улучшения ожидаемого благосостояния домашних хозяйств. Сравнение результатов по моделированию с реальными российскими данными 2001–2012 гг. показало значительное расхождение в расчете эффекта уровня, что свидетельствует о том, что функция, связывающая коэффициенты в правилах монетарной политики с величиной данного эффекта, имеет свойства, не позволяющие использовать ее для оптимизации. Это означает, что данный результат оптимизации не имеет практического применения для оптимизации поведения Банка России.

Второй результат был получен после того как, исключив ненадежный эффект уровня из формулы расчета основного критерия, была проведена оптимизация по эффекту дисперсии. Оптимальный набор коэффициентов в правилах требует значительного усиления использования ставки процента для целей контрциклической монетарной политики и лишь незначительного уменьшения гибкости валютного курса. В итоге за снижение дисперсии переменных, влияющих на

¹² Дисперсии ВВП, инфляции и валютного курса в правиле Тэйлора и дисперсия ставки процента стремятся к конечным величинам при стремлении коэффициентов к бесконечности.

полезность домашнего хозяйства, придется заплатить значительным ростом дисперсии валютного курса.

Третий результат оптимизации показывает, как, сохранив неизменными относительные пропорции дисперсий потребления, инфляции и валютного курса, можно добиться снижения общего уровня дисперсий данных переменных приблизительно на 20%. Данный вариант предполагает усилить реакцию ставки процента на инфляцию, одновременно значительно снизив гибкость валютного курса.

В большинстве проведенных в работе оптимизационных процедур параметр гибкости валютного курса имеет внутренний оптимум, который оказывается ниже оцененного значения данного коэффициента для периода после 2008 г. Это объясняется тем, что при усилении реакции ставки процента на колебания инфляции и ВВП значительно увеличивается волатильность валютного курса. Это нежелательно с точки зрения оцененного механизма денежной трансмиссии и потребует понижения степени гибкости валютного курса по сравнению с его текущим значением. Данный вывод означает, что при переходе к режиму инфляционного таргетирования Банк России должен продолжать проводить стабилизацию валютного курса, причем оптимальная интенсивность вмешательства в валютный рынок должна быть даже выше, чем была в 2010-х годах.

Проведенные расчеты оптимизированных правил монетарной политики не учитывают возможных потерь при возникновении валютных кризисов и при попадании экономики в ловушку ликвидности, которые снижают полученные выгоды от оптимизации.

Произошедшее в ноябре 2014 г. снижение цен на нефть и ухудшение внешнеэкономической обстановки в России привело к значительному спекулятивному давлению на рубль и его девальвации. Во второй раз после кризиса 2008–2009 гг. мы имели возможность убедиться, что *явное* правило валютной политики на фоне экстремальных негативных внешних шоков приводит к возможности формирования спекулятивных стратегий, основанных на ожидаемой девальвации. Банк России был вынужден ускорить процедуру перехода к плавающему режиму, ограничив объем ежедневных валютных интервенций. Произошедшее в России изменение валютного режима не отменяет основных выводов работы: оптимальный механизм денежной трансмиссии требует, чтобы агенты ожидали от Банка России стабилизации колебаний валютного курса. Эти ожидания позволят снизить потери общества от колебаний ключевых макроэкономических переменных. В плавающем режиме валютные интервенции должны быть достаточно велики, чтобы для агентов была очевидна их стабилизирующая роль, и достаточно непредсказуемы, чтобы в период экстремальных внешних шоков спекулятивные стратегии были невозможными.

ПРИЛОЖЕНИЕ

1.1. Модель

Рассмотрим модель малой открытой экономики, состоящей из домашних хозяйств, фирм, правительства и центрального банка (ЦБ). Домашние хозяйства принимают решения о потреблении благ, предложении на рынок собственного труда, формировании запаса ликвидных средств. Они владеют всеми фирмами в экономике и принимают все управленческие решения по этим фирмам.

Каждое домашнее хозяйство j максимизирует функцию полезности

$$U_t = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_{b,t} \Lambda_t(j),$$

где $\beta \in (0; 1)$ – субъективный межвременной дисконт; $\varepsilon_{b,t}$ – авторегрессионный процесс первого порядка (AR(1)):

$$\varepsilon_{b,t} = (\varepsilon_{b,t-1})^{\rho_b} \exp(\eta_{b,t}), \quad \rho_b \in (0; 1).$$

Здесь и далее $\eta_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ – структурные шоки; $\eta_{b,t}$ – шок межвременных предпочтений.

Мгновенная функция полезности Λ_t :

$$\Lambda_t(j) = \frac{1}{1 - \sigma_c} (C_t(j) - h C_{t-1})^{1 - \sigma_c} - \frac{\varepsilon_{H,t}}{1 + \sigma_H} H_t(j)^{1 + \sigma_H} + \frac{\varepsilon_{M,t}}{1 - \sigma_M} \left(\frac{M_t(j)}{P_t} \right)^{1 - \sigma_M},$$

где C_t – потребление конечных товаров и услуг; $h \in (0, 1)$ – параметр внешних привычек в потреблении; $H_t(j)$ – трудовые усилия домашнего хозяйства распределяются на три сектора экономики $H_t(j) = H_{X,t}(j) + H_{M,t}(j) + H_{N,t}(j)$; $M_t(j)/P_t$ – реальный запас ликвидных средств домашнего хозяйства; $\sigma_c \in (0; 1)$ – величина, обратная межвременной эластичности замещения; σ_H – величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате; σ_M – параметр предпочтений спроса на реальные деньги; $\varepsilon_{H,t} = (\varepsilon_{H,t-1})^{\rho_H} \exp(\eta_{H,t})$, $\rho_H \in (0; 1)$; $\varepsilon_{M,t} = (\varepsilon_{M,t-1})^{\rho_M} \exp(\eta_{M,t})$, $\rho_M \in (0; 1)$; $\eta_{H,t}$ – шок предложения труда; $\eta_{M,t}$ – шок спроса на деньги.

Домашним хозяйствам доступны три вида финансовых инструментов: деньги M_t , ценные бумаги в отечественной валюте B_t , которые эмитирует ЦБ, ценные бумаги в иностранной валюте B_t^* , предложение которых в силу предпосылки малой открытой экономики абсолютно эластично по ставке процента. Ставка в отечественной валюте является функцией от безрисковой ставки, устанавливаемой ЦБ $i_{ref,t}$, и стохастической премии за риск $rp_{CR,t}$:

$$1 + i_t = (1 + i_{ref,t})(1 + rp_{CR,t}), \quad rp_{CR,t} = \rho_{CR} rp_{CR,t-1} + \eta_{CR,t}, \quad \rho_{CR} \in (0; 1).$$

Ставка займа в иностранной валюте для отечественных агентов $i_t^*(j)$ зависит от безрисковой зарубежной ставки i_t^* и эндогенной премии за риск rp_t :

$$1 + i_t^*(j) = (1 + i_t^*)(1 + rp_t).$$

Зарубежная ставка предполагается экзогенным случайным AR(1)-процессом:

$$i_t^* = \rho_{i^*} i_{t-1}^* + (1 - \rho_{i^*}) \bar{i}^* + \eta_{i^*,t}, \quad \rho_{i^*} \in (0; 1).$$

Спецификация функции премии за риск аналогична (Adolfson et al., 2007) за исключением отсутствия шока премии за риск¹³:

$$1 + r p_t = \exp(-\tau S_t B_t^* / P_t Y_t), \quad \tau > 0,$$

где S_t – курс иностранной валюты; Y_t – реальный выпуск; P_t – индекс цен.

Выполняется условие непокрытого процентного паритета с премией за риск:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*)(1 + r p_t) E_t S_{t+1} / S_t.$$

Домашнее хозяйство получает доходы от принадлежащих ему факторов производства – труда и капитала, ренту – от владения природными ресурсами, которые используются при производстве биржевых товаров в секторе X , прибыль – от деятельности принадлежащих ему фирм (секторов N , M и F) и выплачивает проценты на отечественные и зарубежные облигации. Доходы текущего периода, а также накопленное к текущему периоду богатство домашние хозяйства тратят на потребление благ C_t , инвестиции в капитал принадлежащих им фирм I_t , налоги государству T_t и приобретение финансовых активов. Бюджетное ограничение домашнего хозяйства имеет вид:

$$P_t(C_t + I_t) + T_t + M_t + B_t + S_t B_t^* = \sum_{i=X,M,N} (Q_{i,t} K_{i,t} + W_{i,t} H_{i,t}) + P_{L,t} L_t + D_t + \\ + M_{t-1} + B_{t-1}(1 + i_{t-1}) + S_t B_{t-1}^*(1 + i_{t-1}^*)(1 + r p_{t-1}),$$

где $Q_{i,t}$ – номинальная аренда единицы капитала, $W_{i,t}$ – номинальная заработная плата в секторах X , M и N ; инвестиции направляются в секторы X , M и N :

$$I_t = I_{X,t} + I_{M,t} + I_{N,t}.$$

Прибыль поступает в бюджет домашних хозяйств из секторов M , N и F :

$$D_t = D_{M,t} + D_{N,t} + D_{F,t}.$$

Домашние хозяйства принимают решения о потреблении, формировании запаса денежных средств, а также инвестициях и предложении труда (заработной плате) в каждом из секторов X , M и N .

Условие Эйлера для потребления¹⁴:

$$\beta E_t \left[\frac{(1 + i_t)}{(1 + \pi_{t+1})} \times \frac{\varepsilon_{b,t+1}}{\varepsilon_{b,t}} \times \frac{\Lambda_{C,t+1}}{\Lambda_{C,t}} \right] = 1,$$

где $\Lambda_{C,t} \equiv \partial \Lambda_t / \partial C_t = (C_t - h C_{t-1})^{-\sigma_C}$ – предельная полезность потребления; $\pi_{t+1} \equiv (P_{t+1} - P_t) / P_t$ – инфляция.

¹³ Шок премии за риск не вводится в модель, так как возникает проблема идентификации данного шока совместно с шоком зарубежной ставки процента.

¹⁴ Здесь и далее индекс домашнего хозяйства (фирмы) опустим, так как по причине однородности домашних хозяйств приведенные формулы будут справедливы как для каждого домашнего хозяйства j и фирмы, так и для всей агрегированной совокупности домашних хозяйств и фирм.

Спрос на деньги в неявном виде определяется условием:

$$\frac{\Lambda_{M/P,t}}{\Lambda_{C,t}} = \frac{i_t}{1+i_t},$$

где $\Lambda_{M/P,t} = \varepsilon_{M,t} (M_t / P_t)^{-\sigma_M}$ – предельная полезность реальных денег.

1.2. Предложение труда

В каждом секторе домашнее хозяйство j предоставляет свой труд рекрутинговому агентству – совершенному конкуренту, которое агрегирует предложение всех домашних хозяйств для секторов M , N , X по технологии:

$$H_{i,t} = \left(\int_0^1 H_{i,t}(j)^{(\phi_H-1)/\phi_H} dj \right)^{\phi_H/(\phi_H-1)}, \quad i = X, M, N.$$

Спрос на труд домашнего хозяйства j :

$$H_{i,t}(j) = (W_{i,t}(j) / W_{i,t})^{-\phi_H} H_{i,t}, \quad i = X, M, N.$$

Предполагается, что, являясь монополистическим конкурентом в каждом секторе, домашнее хозяйство устанавливает оптимальную заработную плату по модели (Calvo, 1983) с индексацией на предыдущую инфляцию по (Yun, 1996). С некоторой вероятностью $1 - \theta_W$ домашнее хозяйство в текущем периоде получает сигнал, по которому предыдущая заработная плата $W_{i,t-1}(j)$ корректируется на оптимальную заработную плату $W_{i,t}^o(j)$. С вероятностью θ_W домашнее хозяйство произведет индексацию предыдущей заработной платы на предыдущую инфляцию $W_{i,t-1}(j)(1 + \pi_{t-1})^{\chi_W}$ (здесь $\chi_W \in (0; 1)$ – степень индексации).

Уравнения, описывающие формирование заработной платы в секторах $i = X, M, N$:

$$\left(\frac{W_{i,t}}{P_t} \right)^{1-\phi_H} = \theta_W \left(\frac{(1 + \pi_{t-1})^{\chi_W} \times W_{i,t-1}}{P_{t-1}} \right)^{1-\phi_H} + (1 - \theta_W) \left(\frac{W_{i,t}^o}{P_t} \right)^{1-\phi_H},$$

$$\frac{W_{i,t+1}^o(j)}{P_t} = \frac{\phi_H}{\phi_H - 1} \times \frac{J_{W,i,t}}{N_{W,i,t}},$$

где

$$J_{W,i,t} = \varepsilon_{b,t} H_{i,t} \left(\frac{W_{i,t}}{P_t} \right)^{\phi_H} (-\Lambda_{H,t}) + \theta_W \beta E_t \left\{ \left(\frac{(1 + \pi_{t+1})}{(1 + \pi_t)^{\chi_W}} \right)^{\phi_H} J_{W,i,t+1} \right\};$$

$$N_{W,i,t} = \varepsilon_{b,t} H_{i,t} \left(\frac{W_{i,t}}{P_t} \right)^{\phi_H} \Lambda_{C,t} + \theta_W \beta E_t \left\{ \left(\frac{(1 + \pi_{t+1})}{(1 + \pi_t)^{\chi_W}} \right)^{\phi_H-1} N_{W,i,t+1} \right\}.$$

1.3. Инвестиции в основной капитал

Динамика капитала в секторах $i = X, M, N$: $K_{i,t} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{i,t-1} - \Phi_{i,t}$, где δ – норма амортизации капитала; $\Phi_{i,t}$ – функция издержек подстройки:

$$\Phi_{i,t} = 0,5\varphi_{K,i} \left(K_{i,t} / K_{i,t-1} - 1 \right)^2 K_{i,t-1}, \quad \varphi_{K,i} > 0, \quad i = X, M, N.$$

Условие первого порядка для капитала:

$$\beta E_t \left\{ \frac{\varepsilon_{b,t+1} \Lambda_{C,t+1}}{\varepsilon_{b,t} \Lambda_{C,t}} \left(\frac{Q_{t+1}}{P_{t+1}} + (1-\delta) + \varphi_{K,i} \left(\frac{K_{i,t+2}}{K_{i,t+1}} - 1 \right) \frac{K_{i,t+2}}{K_{i,t+1}} - \frac{\varphi_{K,i}}{2} \left(\frac{K_{i,t+2}}{K_{i,t+1}} - 1 \right)^2 \right) \right\} = 1 + \varphi_{K,i} \left(\frac{K_{i,t+1}}{K_{i,t}} - 1 \right).$$

1.4. Производство биржевых товаров

Производственная функция сектора X имеет вид функции Кобба–Дугласа:

$$Y_{X,t} = \left(K_{X,t}^{\alpha_X} H_{X,t}^{1-\alpha_X} \right)^{1-\varsigma_X} L_{X,t}^{\varsigma_X}, \quad \alpha_X, \varsigma_X \in (0; 1),$$

где $Y_{X,t}$ – объем производства биржевых товаров.

Объем природных ресурсов является экзогенным авторегрессионным процессом

$$L_t = L_{t-1}^{\rho_L} \bar{L}^{1-\rho_L} \exp(\eta_{L,t}), \quad \rho_L \in (0; 1).$$

Закон единой цены требует $P_{X,t} = P_{X,t}^* S_t$.

Зарубежный уровень цен биржевых товаров $P_{X,t}^*$ следует процессу AR(1):

$$P_{X,t}^* = \left(P_{X,t-1}^* \right)^{\rho_{PX}} \left(\bar{P}_X^* \right)^{1-\rho_{PX}} \exp(\eta_{PX,t}).$$

Условия первого порядка для задачи максимизации прибыли:

$$Q_{X,t} = P_{X,t} \alpha_X (1 - \varsigma_X) Y_{X,t} / K_{X,t}, \quad W_{X,t} = P_{X,t} (1 - \alpha_X) (1 - \varsigma_X) Y_{X,t} / H_{X,t},$$

$$P_{L,t} = P_{X,t} \varsigma_X Y_{X,t} / L_t.$$

Произведенный в секторе X продукт далее используется в качестве промежуточных товаров при производстве промышленных товаров $Y_{X,t}^M$ и неторгуемых товаров и услуг $Y_{X,t}^N$, а также экспортируется $Y_{X,t}^{ex}$: $Y_{X,t}^M = Y_{X,t}^M + Y_{X,t}^N + Y_{X,t}^{ex}$.

1.5. Производство промышленных и неторгуемых товаров

В обоих секторах имеется континуум производителей ($k \in (0; 1)$ – индекс производителя), каждый из которых производит дифференцированный продукт в условиях монополистической конкуренции.

Для товаров сектора M предполагаются нулевые транзакционные издержки реализации за рубежом, а также используется принцип ценообразования в валюте производителя (PCP – producer currency pricing), что приводит к выполнению закона единой цены для внутреннего и внешнего рынков:

$$P_{M,t}^*(k) = P_{M,t}(k) / S_t, \quad k \in (0; 1).$$

Для неторгуемых благ (сектор N) предполагаются бесконечные транзакционные издержки реализации товаров за рубежом, поэтому

весь объем $Y_{N,t}$ потребляется внутри страны в качестве промежуточных товаров для создания конечных благ.

Производственная функция производителя k имеет вид Кобба–Дугласа:

$$Y_{z,t}(k) = A_{z,t}(k)^{\alpha_z} (H_{z,t}(k))^{1-\alpha_z-\varsigma_z} (Y_{X,t}^z(k))^{\varsigma_z}, \quad \alpha_z, \varsigma_z, 1-\alpha_z-\varsigma_z \in (0; 1),$$

где $A_{z,t}$ – общая факторная производительность в секторе $z = M, N$, следующая авторегрессионному процессу $A_{z,t} = A_{z,t-1}^{\rho_{Az}} \bar{A}_z^{1-\rho_{Az}} \exp(\eta_{A,t})$, $\rho_{Az} \in (0; 1)$.

Ценообразование фирм в обоих секторах происходит по модели (Calvo, 1983) с индексацией на инфляцию предыдущего периода по (Yun, 1996). Каждая фирма с вероятностью θ_z получает сигнал, по которому производит корректировку уровня цен на свою продукцию, устанавливая оптимальный уровень цен $P_{z,t}^o(k)$. В отсутствие сигнала фирма индексирует цену предыдущего периода на инфляцию предыдущего периода, устанавливая уровень цены $(1 + \pi_{t-1})^{\chi_z} P_{z,t-1}(k)$ (здесь $\chi_z \in (0; 1)$ – степень индексации). Тогда

$$\left(\frac{P_{z,t}}{P_t} \right)^{1-\phi} = \theta \left(\frac{(1 + \pi_{t-1})^{\chi_z} P_{z,t-1}}{1 + \pi_t} \frac{P_{z,t-1}}{P_{t-1}} \right)^{1-\phi} + (1-\theta) \left(\frac{P_{z,t}^o}{P_t} \right)^{1-\phi}, \quad z = M, N.$$

Условия оптимизации для фирм секторов M и N :

$$Q_{z,t} K_{z,t}(k) = \alpha_z P Y_{z,t}(k) \xi_{z,t}(k), \quad z = M, N;$$

$$W_{z,t} H_{z,t}(k) = (1 - \alpha_z - \varsigma_z) P Y_{z,t}(k) \xi_{z,t}(k); \quad P_{X,t} Y_{X,t}^z(k) = \varsigma_z P Y_{z,t}(k) \xi_{z,t}(k);$$

$$\frac{P_{z,t}^o}{P_t} = \left(\frac{\phi}{\phi-1} \right) \frac{J_{z,t}}{N_{z,t}} \exp(\eta_{u,t});$$

$$J_{z,t} = \eta_{b,t} \Lambda_{C,t} Y_{z,t} \left(\frac{P_{z,t}}{P_t} \right)^{\phi} \xi_{z,t} + \beta \theta E_t \left\{ \left(\frac{(1 + \pi_{t+1})}{(1 + \pi_t)^{\chi_z}} \right)^{\phi} J_{z,t+1} \right\};$$

$$N_{z,t} = \eta_{b,t} \Lambda_{C,t} Y_{z,t} \left(P_{z,t} / P_t \right)^{\phi} + \beta \theta E_t \left\{ \left((1 + \pi_{t+1}) / (1 + \pi_t)^{\chi_z} \right)^{\phi-1} N_{z,t+1} \right\},$$

где $\xi_{z,t}(k)$ – реальные издержки производителя.

Распределение промышленных товаров $Y_{M,t} = Y_{M,t}^{ex} + Y_{M,t}^d$, где $Y_{M,t}^{ex}$ – экспорт товаров сектора M ; $Y_{M,t}^d$ – внутренний спрос на товары сектора M . Спрос на экспортируемые товары сектора M определяется зарубежным спросом:

$$Y_{M,t}^{ex} = \left(\frac{P_{M,t} / S_t}{P_t^*} \right)^{-\nu} w_{ex} Y_t^*, \quad \nu > 0,$$

где w_{ex} – доля мирового спроса, приходящаяся на товары сектора M отечественной экономики; ν – эластичность замещения отечественных товаров на мировом рынке; Y_t^* – мировой спрос на блага, следующий в модели авторегрессионному процессу:

$$Y_t^* = (Y_{t-1}^*)^{\rho_{Y^*}} (\bar{Y}^*)^{1-\rho_{Y^*}} \exp(\eta_{Y^*,t}), \quad \rho_{Y^*} \in (0; 1).$$

1.6. Импорт

В секторе F действует континуум фирм-импортеров ($k \in (0; 1)$ – индекс импортера), закупающих однородные товары за рубежом по цене P_t^* и без издержек превращающих одну единицу однородного товара в одну единицу дифференцированного товара, который продается внутри страны по цене $P_{F,t}(k)$. Каждый импортер является монополистическим конкурентом, спрос на продукцию которого зависит от установленной им цены.

Ценообразование фирм сектора F также предполагается по модели (Calvo, 1983) с индексацией по (Yun, 1996) аналогично ценообразованию в секторах N и M . Агрегируя по всем фирмам, получаем динамику индекса реальных цен сектора F :

$$\left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{1-\phi} = \theta_F \left(\frac{(1+\pi_{t-1})^{\chi_F}}{1+\pi_t} \times \frac{P_{F,t-1}}{P_{t-1}}\right)^{1-\phi} + (1-\theta_F) \left(\frac{P_{F,t}^o}{P_t}\right)^{1-\phi}.$$

Условия первого порядка для импортера:

$$\frac{P_{F,t}^o}{P_t} = \left(\frac{\phi}{\phi-1}\right) \frac{J_{F,t}}{N_{F,t}};$$

$$\begin{aligned} J_{F,t} &= \varepsilon_{b,t} \Lambda_{C,t} Y_{F,t} (P_{F,t} / P_t)^\phi R_t + \beta \theta_F E_t \left\{ \left((1+\pi_{t+1}) / (1+\pi_t) \right)^{\chi_F} J_{F,t+1} \right\}; \\ N_{F,t} &= \varepsilon_{b,t} \Lambda_{C,t} Y_{F,t} (P_{F,t} / P_t)^\phi + \beta \theta_F E_t \left\{ \left((1+\pi_{t+1}) / (1+\pi_t) \right)^{\chi_F} N_{F,t+1} \right\}, \end{aligned}$$

где $R_t \equiv S_t P_t^* / P_t$ – реальный курс иностранной валюты. Зарубежный уровень цен следует AR(1)-процессу $P_t^* = (P_{t-1}^*)^{\rho_{ps}} (\bar{P}^*)^{1-\rho_{ps}} \exp(\eta_{P^*,t})$, $\rho_{ps} \in (0; 1)$.

1.7. Производство конечных благ

Некоторая фирма в условиях совершенной конкуренции, производит конечные блага Z_t из промежуточных благ: промышленных товаров $Y_{M,t}^d$ неторгуемых товаров и услуг $Y_{N,t}$ и импортируемых благ $Y_{F,t}$ – по следующей технологии:

$$Z_t = \left((\gamma_M)^{1/\kappa} (Y_{M,t}^d)^{(\kappa-1)/\kappa} + (\gamma_N)^{1/\kappa} (Y_{N,t})^{(\kappa-1)/\kappa} + (1-\gamma_M-\gamma_N)^{1/\kappa} (Y_{F,t})^{(\kappa-1)/\kappa} \right)^{\kappa/(\kappa-1)},$$

где $\kappa > 0$ – эластичность замещения товаров секторов M , N и F в производстве конечных благ.

Параметры производственной функции

$$\gamma_M, \gamma_N, (1-\gamma_M-\gamma_N) \in (0; 1)$$

задают доли в потреблении товаров секторов M , N и F соответственно.

Условия первого порядка:

$$Y_{M,t}^d = (P_{M,t} / P_t)^{-\kappa} \gamma_M Z_t, \quad Y_{N,t} = \left(\frac{P_{N,t}}{P_t}\right)^{-\kappa} \gamma_N Z_t, \quad Y_{F,t} = \left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{-\kappa} (1-\gamma_M-\gamma_N) Z_t,$$

где индекс потребительских цен P_t :

$$P_t = \left(\gamma_M (P_{M,t})^{1-\kappa} + \gamma_N (P_{N,t})^{1-\kappa} + (1-\gamma_M - \gamma_N) (P_{F,t})^{1-\kappa} \right)^{1/(1-\kappa)}.$$

Спрос на конечные блага предъявляют домашние хозяйства (потребление и инвестиции), а также правительство $Z_t = C_t + I_t + G_t$, где $I_t = I_{M,t} + I_{N,t} + I_{X,t}$ – общие инвестиции; G_t – государственные расходы.

1.8. Правительство

Бюджетное ограничение правительства:

$$P_t G_t + B_{G,t-1}(1+i_{t-1}) = T_t + D_{CB,t} + B_{G,t},$$

где T_t – паушальные налоги (lump-sum taxes); $D_{CB,t}$ – прибыль ЦБ от оперативной деятельности; $B_{G,t}$ – ценные бумаги, эмитированные правительством.

В работе, как и в базовой модели (Dib, 2008), предполагается, что правительство не манипулирует долгами $B_{G,t} = 0$, а государственные расходы следуют авторегрессионному процессу AR(1):

$$G_t = G_{t-1}^{\rho_G} \bar{G}^{1-\rho_G} \exp(\eta_{G,t}), \quad \rho_G \in (0; 1).$$

2. Калиброванные и оцененные параметры DSGE-модели

Таблица П1

Параметры модели, используемые для симуляции

Обозначение	Значение	Параметр
Калибровка		
α_M	0,45	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора M
α_N	0,55	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора N
α_X	0,46	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора X , остающемся после получения доходов владельцами природных ресурсов
ς_M	0,14	Доля оплаты промежуточных товаров сектора X в общем доходе сектора M
ς_N	0,095	Доля оплаты промежуточных товаров сектора X в общем доходе сектора N
ϕ	5	Эластичность замещения дифференцированных товаров в секторах M, N, F
ϕ_H	6	Эластичность замещения дифференцированного труда в секторах M, N, X
β	0,98	Субъективный дисконт
δ	0,025	Норма амортизации
κ	0,66	Эластичность замещения в производстве конечных отечественных благ между благами секторов M, N, F
υ	0,66	Эластичность замещения между товарами сектора M и товарами, произведенными за рубежом
τ	0,0155	Коэффициент реакции суверенной премии за риск на соотношение «внешний долг/ВВП»
ρ_{PX}	0,758	Коэффициент авторегрессии шоков цен на товары сектора X

Продолжение таблицы П1

Обозначение	Значение	Параметр
ρ_G	0,956	Коэффициент авторегрессии шоков государственных расходов
ρ_{Y^*}	0,864	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежного спроса
Оценка		
$\sigma(\eta_{b,t})$	0,0568	Стандартное отклонение шоков предпочтений межвременного выбора
$\sigma(\eta_{H,t})$	0,1623	Стандартное отклонение шоков предложения труда
$\sigma(\eta_{M,t})$	0,2016	Стандартное отклонение шоков спроса на деньги
$\sigma(\eta_{L,t})$	0,1193	Стандартное отклонение шоков предложения природных ресурсов
$\sigma(\eta_{AM,t})$	0,0858	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторе промышленных товаров
$\sigma(\eta_{AN,t})$	0,0679	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторе неторгуемых товаров
$\sigma(\eta_{G,t})$	0,0045	Стандартное отклонение шоков государственных расходов
$\sigma(\eta_{CR,t})$	0,0017	Стандартное отклонение шоков премии за кредитный риск
$\sigma(\eta_{Y^*,t})$	0,0060	Стандартное отклонение шоков мирового спроса
$\sigma(\eta_{i^*,t})$	0,0131	Стандартное отклонение шоков мировой ставки процента
$\sigma(\eta_{PX,t})$	0,1191	Стандартное отклонение шоков цен на биржевые товары
$\sigma(\eta_{P^*,t})$	0,0748	Стандартное отклонение шоков зарубежных цен
$\sigma(\eta_{S,t})$	0,0553	Стандартное отклонение шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
$\sigma(\eta_{PR,t})$	0,0014	Стандартное отклонение шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора
ρ_b	0,578	Коэффициент авторегрессии шоков предпочтений межвременного выбора
ρ_H	0,680	Коэффициент авторегрессии шоков предложения труда
ρ_M	0,754	Коэффициент авторегрессии шоков спроса на деньги
ρ_L	0,528	Коэффициент авторегрессии шоков предложения природных ресурсов
ρ_{AM}	0,438	Коэффициент авторегрессии шоков общей факторной производительности в секторе промышленных товаров
ρ_{AN}	0,517	Коэффициент авторегрессии шоков общей факторной производительности в секторе неторгуемых товаров
ρ_{CR}	0,696	Коэффициент авторегрессии шоков премии за кредитный риск
ρ_{i^*}	0,654	Коэффициент авторегрессии шоков мировой ставки процента
ρ_{P^*}	0,687	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежных цен
h	0,739	Параметр привычек в потреблении

Окончание таблицы П1

Обозначение	Значение	Параметр
σ_c	1,062	Коэффициент относительного неприятия риска, или величина, обратная межвременной эластичности замещения
σ_H	3,205	Величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате
σ_M	5,864	Параметр предпочтений, определяющий функцию спроса на реальные деньги
θ_W	0,813	Вероятность индексации заработной платы на предыдущую инфляцию
θ_M	0,578	Вероятность индексации цен промышленных товаров на предыдущую инфляцию
θ_N	0,648	Вероятность индексации цен неторгуемых товаров на предыдущую инфляцию
θ_F	0,795	Вероятность индексации цен импортируемых товаров на предыдущую инфляцию
ρ_S	0,795	Коэффициент авторегрессии шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
ρ_{PR}	0,909	Коэффициент авторегрессии шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора
φ_{KN}	64,99	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе неторгуемых товаров
φ_{KM}	12,84	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе промышленных товаров
φ_{KX}	5,81	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе биржевых товаров
ς_X	0,950	Доля природных ресурсов в доходе сектора биржевых товаров
χ_W	0,365	Коэффициент индексации заработной платы
χ_M	0,483	Коэффициент индексации цены промышленных товаров
χ_N	0,332	Коэффициент индексации цены неторгуемых товаров
χ_F	0,633	Коэффициент индексации цены импортируемых товаров
k_{IR1}	0,068	Параметр гибкости валютного курса для периода I кв. 2001 г. – III кв. 2008 г.
k_{IR}	0,112	Параметр гибкости валютного курса для периода I кв. 2001 г. – IV кв. 2012 г.
k_{IR2}	0,193	Параметр гибкости валютного курса для периода IV кв. 2008 г. – IV кв. 2012 г.
k_Y	0,039	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение ВВП в правиле Тэйлора
k_π	0,034	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение инфляции в правиле Тэйлора
k_S	0,021	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение валютного курса в правиле Тэйлора

3. Оптимальные и оцененные правила монетарной политики

Таблица П2

Оптимальные и оцененные правила монетарной политики

Модель	k_{IR}	k_{π}	k_Y	k_S	$E\tilde{C}_t^2$	$E\tilde{\pi}_t^2$	$E\tilde{Y}_t^2$	$E\tilde{S}_t^2$	$E\tilde{\epsilon}_{ref,t}^2$
Реальные данные для периода IV кв. 2008 г. – IV кв. 2012 г.					0,0010	0,00006	0,00073	0,00169	0,0000097
Оцененная модель с максимальной гибкостью валютного курса	10^9	0,039	0,034	0,021	0,0016	0,00043	0,00071	0,00237	0,0000081
Оцененная модель для периода IV кв. 2008 г. – IV кв. 2012 г.	0,193	0,039	0,034	0,021	0,0015	0,00043	0,00071	0,00213	0,0000080
Оцененная модель для периода I кв. 2001 г. – IV кв. 2012 г.	0,112	0,039	0,034	0,021	0,0014	0,00043	0,00070	0,00199	0,0000080
Оцененная модель для периода I кв. 2001 г. – III кв. 2008 г.	0,068	0,039	0,034	0,021	0,0013	0,00043	0,00070	0,00180	0,0000081
Оцененная модель с минимальной гибкостью валютного курса	0,003*	0,039	0,034	0,021	0,0094	0,00044	0,00177	0,00293	0,0000160
Инфляционное таргетирование с максимальной гибкостью валютного курса	10^9	–	–	–	0,0032	0	0,00624	0,03073	0,0091433
Инфляционное таргетирование с оцененной гибкостью валютного курса	0,112	–	–	–	0,0034	0	0,00611	0,02629	0,0097865
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$	10^9	1,072	–0,377	0,034	0,0037	0,00022	0,00333	0,04030	0,0005125
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$	0,084	0,895	0,135	0,012	0,0015	0,00021	0,00117	0,02981	0,0003178
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,1, \lambda_S = 0)$	0,090	6,613	0,529	0,045	0,0018	0,00006	0,00234	0,01997	0,0016320
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,5, \lambda_S = 0)$	0,091	0,916	0,302	0,024	0,0010	0,00028	0,00072	0,01788	0,0002911
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,9, \lambda_S = 0)$	0,137	0,848	0,820	0,038	0,0010	0,00047	0,00034	0,03790	0,0002615
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,1, \lambda_S = 0,05)$	0,012	0,781	0,050	0,094	0,0015	0,00025	0,00099	0,00187	0,0002859
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$	0,014	0,528	0,123	0,120	0,0012	0,00034	0,00075	0,00145	0,0001440
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,9, \lambda_S = 0,05)$	0,018	0,784	0,694	0,432	0,0011	0,00046	0,00052	0,00153	0,0001514
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,1, \lambda_S = 0,2)$	0,002	0,161	0,015	0,063	0,0017	0,00039	0,00090	0,00008	0,0000418
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,5, \lambda_S = 0,2)$	0,005	0,295	0,213	0,464	0,0012	0,00048	0,00072	0,00025	0,0000776
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,9, \lambda_S = 0,2)$	0,006	6,576	7,583	14,24	0,0012	0,00052	0,00066	0,00031	0,0001940

* Коэффициенты, которые выбирались на минимальном уровне таким образом, чтобы аппроксимация модели первого порядка не расходилась на симулированных данных.

Окончание таблицы П2

Модель	μ_m	μ_v	μ	$p(i < 0)$	$p(IR < 0)$
Реальные данные для периода IV кв. 2008 г. – IV кв. 2012 г.					
Оцененная модель с максимальной гибкостью валютного курса	–0,0478	–0,0324	–0,0786	0	0
Оцененная модель для периода IV кв. 2008 г. – IV кв. 2012 г.	–0,0588	–0,0321	–0,0889	0	0
Оцененная модель для периода I кв. 2001 г. – IV кв. 2012 г.	–0,0649	–0,0320	–0,0946	0	0
Оцененная модель для периода I кв. 2001 г. – III кв. 2008 г.	–0,0728	–0,0319	–0,1023	0	0
Оцененная модель с минимальной гибкостью валютного курса	–**	–**	–**	0	0,409
Инфляционное таргетирование с максимальной гибкостью валютного курса	–**	–**	–**	0,418	0
Инфляционное таргетирование с оцененной гибкостью валютного курса	0,3679	–0,8880	–0,8528	0,421	0,002
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$	0,2021	–0,0514	0,1396	0,217	0
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$	–0,0561	–0,0279	–0,0824	0,127	0,002
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,1, \lambda_S = 0)$	0,1337	–0,0888	0,0324	0,310	0,003
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,5, \lambda_S = 0)$	–0,0629	–0,0296	–0,0905	0,119	0,002
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,9, \lambda_S = 0)$	–0,0405	–0,0323	–0,0713	0,105	0,002
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,1, \lambda_S = 0,05)$	–0,1785	–0,0521	–0,2208	0,118	0,112
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$	–0,1442	–0,0413	–0,1792	0,046	0,047
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,9, \lambda_S = 0,05)$	–0,1169	–0,0378	–0,1500	0,050	0,024
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,1, \lambda_S = 0,2)$	–0,3205	–0,1111	–0,3943	0,001	0,170
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,5, \lambda_S = 0,2)$	–0,1799	–0,0530	–0,2229	0,010	0,076
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,9, \lambda_S = 0,2)$	–0,1302	–0,0450	–0,1690	0,071	0,063

Примечание. Расчеты выполнены на основе смоделированных данных и аппроксимации модели второго порядка.

Таблица ПЗ
Оптимальные и оцененные правила монетарной политики

Модель	k_{IR}	k_{π}	k_Y	k_S	$E\tilde{C}_t$	$E\tilde{H}_t$	$E\tilde{m}_t$	$E\tilde{C}_t^2$	$E\tilde{H}_t^2$	$E\tilde{m}_t^2$	μ_m	μ_v	μ
Расчеты на реальных данных 2001–2012 гг.													
Оцененная модель для периода I кв. 2001 г. – IV кв. 2012 г.	0,112	0,039	0,034	0,021	-0,0245	-0,022	-0,013	0,0019	0,0071	0,0059	-0,063	-0,029	-0,091
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$	Inf	1,072	-0,377	0,034	-0,0357	-0,051	0,002	0,0062	0,0095	0,0149	-0,068	-0,067	-0,131
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$	0,084	0,895	0,135	0,012	-0,0153	-0,014	0,032	0,0010	0,0045	0,0260	-0,038	-0,020	-0,057
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$	0,014	0,528	0,123	0,120	-0,0210	-0,019	0,019	0,0012	0,0063	0,0114	-0,053	-0,023	-0,076
Расчеты на симулированных данных (20 000 кварталов)													
Оцененная модель для периода I кв. 2001 г. – IV кв. 2012 г.	0,112	0,039	0,034	0,021	-0,0237	-0,018	-0,006	0,0019	0,0083	0,0035	-0,064	-0,032	-0,094
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$	Inf	1,072	-0,377	0,034	0,0240	-0,068	0,079	0,0037	0,0079	0,0644	0,202	-0,051	0,139
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$	0,084	0,895	0,135	0,012	-0,0193	-0,010	0,068	0,0015	0,0049	0,0550	-0,056	-0,027	-0,082
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$	0,014	0,528	0,123	0,120	-0,0459	-0,014	0,025	0,0032	0,0070	0,0209	-0,144	-0,041	-0,179

Примечание. Расчеты проведены на базе аппроксимаций моделей второго порядка.

4. Анализ чувствительности результатов

Таблица П4

Результаты решения задачи $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ при наличии в модели только одного вида шоков

Шок	μ_v для правил с оцененными коэффициентами	μ_v для коэффициентов, решающих задачу $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ для всех шоков	Оптимальные коэффициенты, решающие задачу $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ только для одного шока				μ_v для коэффициентов, решающих задачу $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ только для одного шока
			k_{IR}	k_{π}	k_Y	k_S	
η_b	–0,006287	–0,004753	INF^*	0,107	–0,113	0,001	–0,002394
η_H	–0,000974	–0,001323	0,264	–0,093	0,639	0,008	–0,000558
η_M	–0,000289	–0,000289	INV^{**}	INV^{**}	INV^{**}	INV^{**}	–0,000289
η_L	–0,006703	–0,003762	–0,010	1,059	–0,036	0,015	–0,000813
η_{AM}	–0,002108	–0,001770	INF^*	0,840	–0,273	0,000	–0,001445
η_{AN}	–0,020593	–0,015922	0,023	2,087	0,602	0,469	–0,015151
η_G	–0,000137	–0,000133	–0,024	3,422	0,092	0,010	–0,000019
η_{CR}	–0,000068	–0,000030	INV^{**}	INF^*	INV^{**}	INF^*	0
η_{Y^*}	–0,000040	–0,000025	0,036	13,515	1,468	0,228	–0,000022
η_{i^*}	–0,001066	–0,001040	0,267	0,075	0,019	0,000	–0,000808
η_{PX}	–0,022310	–0,014271	0,009	1,812	0,009	0,002	–0,008819
η_{P^*}	–0,004792	–0,003599	0,013	0,114	0,553	0,173	–0,001548

Примечание. Расчеты μ_v произведены на основе аппроксимации модели первого порядка; INF^* – бесконечное значение параметра; INV^{**} – решение задачи инвариантно к данному параметру.

Таблица П5

Результаты решения задачи $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ для различных модификаций модели и наборов данных

№ модели	Модификация модели	k_{IR}	k_{π}	k_Y	k_S	ρ_{PR}	μ_v
1	Базовая модель. Оптимизация по четырем параметрам	0,0843	0,895	0,135	0,012	0,909**	–0,0231
2	Базовая модель. Оптимизация по пяти параметрам	0,0889	0,982	0,209	0,016	1,087	–0,0229
3	Базовая модель с удвоенной дисперсией цен на нефть	0,0490	0,844	0,114	0,015	0,909**	–0,0261
4	Модель без индексации на рынках труда и товаров	0,0776	1,000	0,135	0,012	0,909**	–0,0220
5	Модель без номинальных жесткостей (ценообразования по (Calvo, 1983; Yun, 1996) на рынках труда и товаров)	0,0179	0,048	0,140	0,063	0,909**	–0,0144
6	Модель без реальных жесткостей (без издержек подстройки капитала)	0,0675	INF^*	INF^*	INF^*	0,909**	–0,0157
7	Модель без номинальных и реальных жесткостей	0,0415	0,157	0,092	0,014	0,909**	–0,0172
8	Модель с высокой межвременной эластичностью замещения $1/\sigma_c = 5$	0,1461	2,789	0,631	0,023	0,909**	–0,0212

Примечание. Расчеты μ_v произведены на основе аппроксимации модели первого порядка; INF^* – бесконечное значение параметра; «**» – параметр не оптимизировался.

ЛИТЕРАТУРА

- О системе процентных инструментов денежно-кредитной политики Банка России (2013). [Электронный ресурс] Режим доступа: http://www.cbr.ru/press/pr.aspx?file=130913_13504271.htm, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус. (дата обращения: март 2015 г.).
- Малаховская О., Минабутдинов А. (2013). Динамическая стохастическая модель общего равновесия экспортоориентированной экономики. М: ГУ ВШЭ, препринт WP12/2013/04.
- Полбин А.В. (2013). Построение динамической стохастической модели общего равновесия для экономики с высокой зависимостью от экспорта нефти // *Экономический журнал ВШЭ*. № 2. С. 323–359.
- Полбин А.В. (2014). Эконометрическая оценка структурной макроэкономической модели для российской экономики // *Прикладная эконометрика*. № 33(1). С. 3–29.
- Политика валютного курса Банка России (2014). [Электронный ресурс] Режим доступа: http://www.cbr.ru/dkr/?Prtid=e-r_policy, свободный. Загл. с экрана. Яз. рус. (дата обращения: март 2015 г.).
- Шульгин А.Г. (2014). Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE-модели для России // *Прикладная эконометрика*. № 36(4). С. 3–31.

- Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villemot S.** (2011). Dynare: Reference Manual. Version 4. Dynare Working Papers No. 1, CEPREMAP.
- Adolfson M., Laseen S., Linde J., Villani M.** (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through // *Journal of International Economics*. Vol. 72 (2). P. 481–511.
- Bernanke B.S., Laubach T., Mishkin F.S., Posen A.S.** (1999). Inflation Targeting: Lessons from the International Experience. Princeton: Princeton University Press.
- Calvo G.A.** (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 12(3). September. P. 383–398.
- Calvo G.A., Reinhart C.M.** (2002). Fear of Floating // *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 117(2). P. 379–408.
- Céspedes L.F., Chang R., Velasco A.** (2004). Balance Sheets and Exchange Rate Policy // *American Economic Review*. Vol. 94. P. 1183–1193.
- Curdia V., Finocchiaro D.** (2005). An Estimates DSGE Model for Sweden with a Monetary Regime Change. Seminar Paper 740. Institute for International Economic Studies.
- Dib A.** (2008). Welfare Effects of Commodity Price and Exchange Rate Volatilities in a Multi-Sector Small Open Economy Model. Bank of Canada Working Paper 2008-8.
- Eichengreen B.** (1994). International Monetary Arrangements for the 21st Century. Washington: Brookings Institution.
- Escudé G.J.** (2007). ARGEM: A DSGE Model with Banks and Monetary Policy Regimes with Two Feedback Rules, Calibrated for Argentina. BCRA Working Paper Series 200721, Central Bank of Argentina, Economic Research Department.
- Escudé G.J.** (2013). A DSGE model for a SOE with Systematic Interest and Foreign Exchange policies in which policymakers exploit the risk premium for stabilization purposes // *Economics – The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*. Vol. 7(30). P. 1–110.
- Fair R.C., Howrey E.P.** (1996) Evaluating Alternative Monetary Policy Rules // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 38. P. 173–193.
- Fischer S.** (2001). Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct? Distinguished Lecture on Economics in Government // *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15(2). P. 3–24.
- Khvostova I., Larin A., Novak A.** (2014). Euler Equation with Habits and Measurement Errors: Estimated on Russian Micro Data. NRU HSE Working Paper WP BRP 52/EC/2014.
- Konorev A.** (2011). Dutch Disease and Monetary Policy in an Oil-Exporting Economy: the Case of Russia. CEU eTD Collection.
- Lane P.** (2001). The New Open-Economy Macroeconomics: A Survey // *Journal of International Economics*. Vol. 54(2). P. 235–66.
- Levy-Yeyati E., Sturzenegger F.** (2005). Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words // *European Economic Review*. Vol. 49(6). P. 1603–1635.

- Linde J., Nessen M., Soderstrom U.** (2009). Monetary Policy in an Estimated Open-Economy Model with Imperfect Pass-Through // *International Journal of Finance and Economics*. Vol. 14. P. 301–333.
- Lubik T.A.** (2007). Non-Stationarity and Instability in Small Open-Economy Models Even When They Are “Closed” // *Economic Quarterly*. Vol. 93(4). P. 393–412.
- McCallum B.** (1988). Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy // *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 29. P. 173–204.
- Obstfeld M., Rogoff K.** (1995). Exchange Rate Dynamics Redux // *Journal of Political Economy*. Vol. 103. P. 624–660.
- Obstfeld M., Shambaugh J.C., Taylor A.M.** (2005). The Trilemma in History: Trade-offs Among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 87(3). P. 423–438.
- Rudebusch G.D., Svensson L.E.O.** (1999). Policy Rules for Inflation Targeting. In: “*Monetary Policy Rules*” Taylor J.B. (ed.). Chapter 5. Chicago: University of Chicago Press. P. 203–262.
- Schmitt-Grohé S., Uribe M.** (2004). Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function // *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 28. P. 645–858.
- Semko R.** (2013). Optimal Economic Policy and Oil Price Shocks in Russia. Kyiv: EERC.
- Sosunov K., Zamulin O.** (2007). Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease. CEFIR/NES Working Paper No. 101.
- Svensson L.E.O.** (2011). Inflation Targeting. In: “*Handbook of Monetary Economics*” Friedman B.M., Woodford M. (eds.). Vol. 3B. Amsterdam: Elsevier Press.
- Woodford M.** (2003). Interest and Prices. Princeton: Princeton University Press.
- Woodford M.** (2012). Inflation Targeting and Financial Stability. NBER Working Paper No. 17967.
- Yun T.** (1996). Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 37. P. 345–370.
- Williams J.C.** (2003). Simple Rules for Monetary Policy. Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review. P. 1–12.
- Williamson J.** (2002). Designing a Middle Way between Fixed and Flexible Exchange Rates. In: “*Monetary Policy and Exchange Rate Regimes: Options for Middle East*” Cardoso E., Galal A. (eds.). Chapter 3. Cairo: Egyptian Center for Economic Studies.

REFERENCES (with English translation or transliteration)

- About the System of Interest Rate Instruments of Bank of Russia Monetary Policy. (2013). Available at: http://www.cbr.ru/press/pr.aspx?file=130913_13504271.htm (accessed: March 2015, in Russian).
- Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villa-mot S.** (2011). Dynare: Reference Manual. Version 4. Dynare Working Papers No. 1, CEPREMAP.

- Adolfson M., Laseen S., Linde J., Villani M.** (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through. *Journal of International Economics* 72(2), 481–511.
- Bernanke B.S., Laubach T., Mishkin F.S., Posen A.S.** (1999). Inflation Targeting: Lessons from the International Experience. Princeton: Princeton University Press.
- Calvo G.A.** (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* 12(3), September, 383–398.
- Calvo G.A., Reinhart C.M.** (2002). Fear of Floating. *Quarterly Journal of Economics* 117(2), 379–408.
- Céspedes L.F., Chang R., Velasco A.** (2004). Balance Sheets and Exchange Rate Policy. *American Economic Review* 94, 1183–1193.
- Curdia V., Finocchiaro D.** (2005). An Estimates DSGE Model for Sweden with a Monetary Regime Change. Seminar Paper 740. Institute for International Economic Studies.
- Dib A.** (2008). Welfare Effects of Commodity Price and Exchange Rate Volatilities in a Multi-Sector Small Open Economy Model. Bank of Canada Working Paper 2008-8.
- Eichengreen B.** (1994). International Monetary Arrangements for the 21st Century. Washington: Brookings Institution.
- Escudé G.J.** (2007). ARGEM: A DSGE Model with Banks and Monetary Policy Regimes with Two Feedback Rules, Calibrated for Argentina. BCRA Working Paper Series 200721, Central Bank of Argentina, Economic Research Department.
- Escudé G.J.** (2013). A DSGE model for a SOE with Systematic Interest and Foreign Exchange policies in which policymakers exploit the risk premium for stabilization purposes. *Economics – The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 7(30), 1–110.
- Exchange Rate Policy of Bank of Russia (2014). Available at: http://www.cbr.ru/dkp/?Prtid=e-r_policy (accessed: March 2015, in Russian).
- Fair R.C., Howrey E.P.** (1996) Evaluating Alternative Monetary Policy Rules. *Journal of Monetary Economics* 38, 173–193.
- Fischer S.** (2001). Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct? Distinguished Lecture on Economics in Government. *Journal of Economic Perspectives* 15(2), 3–24.
- Khvostova I., Larin A., Novak A.** (2014). Euler Equation with Habits and Measurement Errors: Estimated on Russian Micro Data. NRU HSE Working Paper WP BRP 52/EC/2014.
- Konorev A.** (2011). Dutch Disease and Monetary Policy in an Oil-Exporting Economy: the Case of Russia. CEU eTD Collection.
- Lane P.** (2001). The New Open-Economy Macroeconomics: A Survey. *Journal of International Economics* 54(2), 235–66.
- Levy-Yeyati E., Sturzenegger F.** (2005). Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words. *European Economic Review* 49(6), 1603–1635.
- Linde J., Nessen M., Soderstrom U.** (2009). Monetary Policy in an Estimated Open-Economy Model with Imperfect Pass-Through. *International Journal of Finance and Economics* 14, 301–333.

- Lubik T.A.** (2007). Non-Stationarity and Instability in Small Open-Economy Models Even When They Are “Closed”. *Economic Quarterly* 93(4), 393–412.
- Malakhovskaya O., Minabutdinov A.** (2013). Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Export-Oriented Economy. Moscow: National Research University Higher School of Economics, WP12/2013/04 (in Russian).
- McCallum B.** (1988). Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 29, 173–204.
- Obstfeld M., Rogoff K.** (1995). Exchange Rate Dynamics Redux. *Journal of Political Economy* 103, 624–660.
- Obstfeld M., Shambaugh J.C., Taylor A.M.** (2005). The Trilemma in History: Trade-offs Among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility. *The Review of Economics and Statistics* 87(3), 423–438.
- Polbin A.V.** (2013). Construction of Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for an Economy with High Dependence on Oil Export. *The HSE Economic Journal* 2, 323–359 (in Russian).
- Polbin A.V.** (2014). Econometric Estimation of Structural Macroeconomic Model for the Russian Economy. *Applied Econometrics* 33(1), 3–29 (in Russian).
- Rudebusch G.D., Svensson L.E.O.** (1999). Policy Rules for Inflation Targeting. In: “*Monetary Policy Rules*” Taylor J.B. (ed.). Chapter 5. Chicago: University of Chicago Press, 203–262.
- Schmitt-Grohé S., Uribe M.** (2004). Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function. *Journal of Economic Dynamics and Control* 28, 645–858.
- Semko R.** (2013). Optimal Economic Policy and Oil Price Shocks in Russia. Kyiv: EERC.
- Shulgin A.G.** (2014). How Much Monetary Policy Rules Do We Need to Estimate DSGE Model for Russia? *Applied Econometrics* 36(4), 3–31 (in Russian).
- Sosunov K., Zamulin O.** (2007). Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease. CEFIR/NES Working Paper No. 101.
- Svensson L.E.O.** (2011). Inflation Targeting. In: “*Handbook of Monetary Economics*” Friedman B.M., Woodford M. (eds.) 3B. Amsterdam: Elsevier Press.
- Woodford M.** (2003). Interest and Prices. Princeton: Princeton University Press.
- Woodford M.** (2012). Inflation Targeting and Financial Stability. NBER Working Paper No. 17967.
- Williams J.C.** (2003). Simple Rules for Monetary Policy. Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, 1–12.
- Williamson J.** (2002). Designing a Middle Way between Fixed and Flexible Exchange Rates. In: “*Monetary Policy and Exchange Rate Regimes: Options for Middle East*” Cardoso E., Galal A. (eds.). Chapter 3. Cairo: Egyptian Center for Economic Studies.
- Yun T.** (1996). Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics* 37, 345–370.

Поступила в редакцию 7 июля 2014 года

A.G. Shulgin

National Research University Higher School of Economics,
Nizhny Novgorod, Russia

Optimization of Simple Monetary Policy Rules on the Base of Estimated DSGE-model

Optimization of coefficients in monetary policy rules is performed on the base of the DSGE-model with two independent monetary policy instruments estimated on the Russian data. It was found that welfare maximizing policy rules lead to inadequate result and pro-cyclical monetary policy. Optimal coefficients in Taylor rule and exchange rate rule allow to decrease volatility estimated on Russian data of 2001–2012 by about 20%. The degree of exchange rate flexibility parameter was found to be lower than its current value. It means that Bank of Russia has to systematically smooth exchange rate dynamics when it will adopt inflation targeting in 2015.

Keywords: *exchange rate rule, optimal monetary policy rules, DSGE, intermediate exchange rate regime, inflation targeting, Russia.*

JEL Classification: E52, E58, F41.