

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

А.Г. Шульгин

**ОПТИМАЛЬНЫЕ ПРАВИЛА ВАЛЮТНОЙ
И ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ
В DSGE-МОДЕЛИ, ОЦЕНЕННОЙ
НА РОССИЙСКИХ ДАННЫХ**

Препринт WP12/2014/02
Серия WP12

Научные доклады
Лаборатории макроэкономического анализа

Москва
2014

Редактор серии WP12
«Научные доклады
Лаборатории макроэкономического анализа»
Л.Л. Любимов

Шульгин, А. Г.

Оптимальные правила валютной и денежно-кредитной политики в DSGE-модели, оцененной на российских данных [Электронный ресурс] : препринт WP12/2014/02 / А. Г. Шульгин ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – Электрон. текст. дан. (1 МБ). – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2014. – 38 с. – (Серия WP12 «Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа»).

В работе на базе DSGE-модели с двумя независимыми инструментами монетарной политики, оцененной на российских данных за 2001–2012 гг., произведены расчеты оптимальных правил валютной и денежно-кредитной политики. В правиле валютной политики оптимизируется параметр, отвечающий за степень гибкости валютного курса, а в правиле денежно-кредитной политики оптимизируются коэффициенты в правиле Тэйлора.

Набор коэффициентов в двух правилах монетарной политики, максимизирующий ожидаемое благосостояние домашних хозяйств, увеличивает их среднюю полезность на величину, эквивалентную росту потребления, на 25,9%. Однако данный результат приводит к проциклической монетарной политике, не подтверждаемой на реальных данных 2001–2012 гг. и был признан неробастным.

Оптимальные правила для режима гибкого инфляционного таргетирования были получены путем минимизации функции потерь центрального банка, зависящей от дисперсии отклонений от стационарных уровней потребления, инфляции и валютного курса, взятых с некоторыми весами. Полагая, что оцененные на российских данных значения дисперсий переменных выявляют предпочтения Банка России, были найдены веса в функции потерь. На их основе произведены расчеты оптимальных правил монетарной политики, позволяющих снизить дисперсии переменных в среднем на 20,7% от 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 сохранения промежуточного режима валютного курса при переходе Банка России к инфляционному таргетированию в 2015 г.

Ключевые слова: правила монетарной политики, правило Тэйлора, правило корректировки валютного курса, оптимальная монетарная политика, оптимальная валютная политика, динамические стохастические модели общего равновесия, промежуточный режим валютного курса, инфляционное таргетирование, гибкое инфляционное таргетирование, Россия

JEL classification: E52, E58, F41

Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2014 г.

**Препринты Национального исследовательского университета
«Высшая школа экономики» размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>**

© Шульгин А. Г., 2014
© Оформление. Издательский дом
Высшей школы экономики, 2014

Введение

Вопрос поиска оптимального правила валютной политики России находится в практической плоскости, так как с февраля 2009 г. Банк России использует правило валютной политики, определяющее корректировку границ валютного коридора в зависимости от накопленных валютных интервенций сверх целевых значений¹. Степень гибкости валютного курса, определяемая данным правилом, сначала последовательно повышалась Банком России, взявшим курс на движение к режиму инфляционного таргетирования, а затем, в 2014 г., была понижена более чем в 4 раза. В денежно-кредитной сфере страны также происходят изменения, связанные с ожидаемым увеличением роли ставки процента при реализации монетарной политики². Таким образом, реформирование монетарной сферы, осуществляемое Банком России в процессе перехода к режиму инфляционного таргетирования, стимулирует исследование оптимальных правил монетарной политики.

При построении модели для анализа оптимальной монетарной политики в развивающихся странах ключевым моментом является то, как в работе обходятся два теоретических 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 обеспечивает рост цен/снижение заработной платы, необходимые для поддержания полной занятости в условиях негативных внешних шоков. Данный результат назван *эффектом изоляции* и 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* (см. [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.

¹ В документе «Политика валютного курса Банка России» приведено 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 накопленным объемом покупки (продажи) Банком России иностранной валюты 350 млн долл. США происходит автоматический сдвиг границ на 5 коп. вниз (вверх)».

² См.: О системе процентных инструментов денежно-кредитной политики Банка России (2013).

Оба теоретических результата слабо соответствуют эмпирическим фактам, касающихся развивающихся стран. Во-первых, множество стран продолжает 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])³. Во-вторых, многие страны, не имея никаких ограничений на международные потоки капитала, используют инструменты валютной и денежно-кредитной политики одновременно (на различных временных отрезках это было справедливо, например, для Аргентины, Индии, Китая, России и др.).

Теоретическая модель, соответствующая эмпирическим фактам, связана с моделированием эндогенной премии за риск, зависящей, например, от соотношения внешний долг/ВВП⁴. Подстройка премии за риск к показателям монетарной политики является тем «несовершенством» рынка капитала, дающим 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 Escude [2007, 2013] при анализе оптимальной монетарной политики Аргентины. В работе Escude [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 стабилизацию политики более качественной.

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 состоит в том, чтобы исследовать оптимальность двух правил монетарной политики: найти оптимальные коэффициенты в правиле Тэйлора, а также оптимальный коэффициент гибкости валютного курса для России. При этом

³ Полного консенсуса относительно перспектив выживания промежуточных валютных режимов в условиях значительной волатильности финансовых рынков в литературе нет (см. Eichengreen [1994]; Fisher [2001], с одной стороны, и Levy-Yeyati, Sturzenegger [2005], Williamson [2006], с другой стороны).

⁴ Среди прочих, см. Curdia, Finocchiaro [2005], Adolfson et al. [2007], Lubik [2007], Linde [2009].

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 (см. [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, а расчеты на реальных данных для России 2001–2012 гг. демонстрируют неробастность результатов оптимизации по основному критерию.

Альтернативный подход связан с поиском оптимальных правил для режима *гибкого* инфляционного таргетирования [Svensson, 2011], которые минимизируют функцию потерь ЦБ, зависящую 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: ценовую, реальную и финансовую стабилизацию. 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 режимам: монетарное таргетирование, таргетирование инфляции, таргетирование валютного курса и два вида смешанного таргетирования. 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 в себе информацию о внешних шоках, полезную для проведения стабилизационной политики. Основная проблема при работе с функцией потерь ЦБ 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, используемая для симуляции, не учитывает, что ставка рефинансирования и объем международных резервов всегда являются величинами неотрицательными. Выход ставки процента на нулевую границу приводит к потерям, связанным с невозможностью провести 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.

Все расчеты оптимальных правил монетарной политики основаны на макроэкономических рядах, симулированных на основе разработанной и верифицированной на российских данных DSGE-модели (см. [Шульгин, 2014]).

Работа включает две части. В первой части в сокращенном виде приводится теоретическая модель, на основе которой во второй части производятся расчеты оптимальных коэффициентов в двух правилах монетарной политики. В Заключении приведены основные результаты исследования.

Модель

Разработанная модель базируется на модели Dib [2008]. Рассмотрим модель малой открытой экономики, состоящей из домашних хозяйств, фирм, правительства и центрального банка. 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 решения по управлению данными фирмами. В модели имеются шесть типов фирм: производители биржевых товаров (*X*-сектор), производители торгуемых промышленных товаров (*M*-сектор),

производители неторгуемых товаров и услуг (N -сектор), импортеры (F -сектор), производители конечных товаров и услуг, производители капитала.

Капитал создается из потока конечных товаров и услуг Z_t , часть которого становится инвестициями I_t (инвестиционный лаг 1 квартал), и используется при производстве промышленных товаров $K_{M,t}$, неторгуемых товаров $K_{N,t}$ и биржевых товаров $K_{X,t}$. Создание капитала из потока инвестиций сопряжено с потерями, которые определяются с помощью функции издержек подстройки капитала ([Dib, 2008] и др.).

При производстве конечных товаров и услуг Z_t в качестве промежуточных товаров выступают неторгуемые товары $Y_{N,t}$, промышленные товары, произведенные для внутреннего потребления $Y_{M,t}^d$, а также импортируемые блага $Y_{F,t}$. Произведенные в стране ресурсы $Y_{X,t}$ используются в качестве промежуточных товаров в N и M -секторах ($Y_{X,t}^N$ и $Y_{X,t}^M$ соответственно) и экспортируются $Y_{X,t}^{ex}$ (эластичность мирового спроса на отечественные ресурсы стремится к бесконечности). Произведенные промышленные товары $Y_{M,t}$ используются для производства конечных благ $Y_{M,t}^d$, а также экспортируются $Y_{M,t}^{ex}$.

Конечные товары и услуги Z_t , капитал K_t и ресурсы $Y_{X,t}$ являются гомогенными благами и производятся фирмами в условиях совершенной конкуренции. Неторгуемые товары $Y_{N,t}$, промышленные товары $Y_{M,t}$ и импорт $Y_{F,t}$ являются дифференцированными благами и производятся фирмами в условиях монополистической конкуренции.

Трудовые ресурсы H_t , предоставляемые домашними хозяйствами фирмам для производства продукции, являются дифференцированными благами, что предполагает наличие некоторой монополистической власти владельцев данного фактора производства при установлении заработной платы. Труд используется в производстве товаров в секторах X , M и N ($H_{X,t}$, $H_{M,t}$ и $H_{N,t}$ соответственно).

На всех рынках монополистической конкуренцией используется принцип ценообразования по Calvo [1983] с индексацией на предыдущую инфляцию [Yun, 1996].

Правительство сводит государственный бюджет с нулевым дефицитом. При этом государственные расходы G_t следуют процессу $AR(1)$, создавая шоки внутреннего спроса, т.е. контрциклическая фискальная политика не рассматривается.

ЦБ имеет два независимых инструмента монетарной политики: запас международных резервов IR_t^* (в единицах иностранной валюты) и количество эмитированных (+) / выкупленных (–) ценных бумаг B_t (в единицах отечественной валюты).

В экономике выполняется условие непокрытого процентного паритета с эндогенной премией за риск, которая позволяет учесть возможность существования стабильного ненулевого ожидаемого дифференциала процентных ставок в отечественной и мировой экономике. Это позволяет моделировать переток капитала между странами, а ЦБ независимо управлять двумя инструментами монетарной политики.

Подробное описание оптимизационного поведения агентов можно найти в работе Шульгин [2014].

Монетарная политика

В подавляющем большинстве DSGE-моделей предполагается, что у ЦБ имеется один независимый инструмент монетарной политики и достаточно одного условия (правила), задающего поведение ЦБ. Такое предположение сделали и все предыдущие авторы DSGE-моделей для России [Sosunov, Zamulin, 2007; Konorev, 2011; Semko, 2013; Полбин, 2013, 2014; Малаховская, Минабутдинов, 2013].

В разработанной модели 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 $IR_t = IR_{t-1} + S_t \cdot (IR_t^* - IR_{t-1}^*)$ – объем международных резервов в отечественной валюте; S_t – курс иностранной валюты⁵.

⁵ Альтернативная спецификация используется в работе Escudé [2013], который предполагает пересчет международных резервов в отечественную валюту по формуле: $IR_t = S_t \cdot IR_t^*$. Банк России также пересчитывает международные резервы в отечественную валюту по текущему курсу, однако

Введение двух независимых инструментов предполагает задание двух независимых правил монетарной политики, соответствующих ее валютной и денежно-кредитной составляющим. Оба правила имеют оригинальный механизм денежной трансмиссии и не противоречат друг другу благодаря эндогенной премии за риск rp_t в условии процентного паритета:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*) \cdot (1 + rp_t) \cdot \frac{E_t S_{t+1}}{S_t}. \quad (2)$$

Эндогенная премия за риск одинакова для всех отечественных агентов (полностью интернализирована, как в Lubik [2007]) и зависит от соотношения внешний долг / ВВП страны (спецификация аналогична Adolfson et al. [2007] за исключением отсутствия шока премии за риск):

$$1 + rp_t = \exp\left(-\tau \cdot \frac{S_t \cdot B_t^*}{P_t \cdot Y_t}\right) \quad \tau > 0 \quad (3)$$

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 использоваться для описания монетарной политики в промежуточном валютном режиме, если в каноническое правило Тэйлора добавить зависимость ставки процента от валютного курса:

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

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

Правило корректировки валютного курса задается следующим условием:

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

где стохастическая компонента динамики валютного курса $\varepsilon_{S,t}$ следует авторегрессии первого порядка:

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

технический пересчет статей баланса при изменении валютного курса, проводимый Банком России, не приводит к мгновенному изменению банковских резервов и, следовательно, денежной массы.

Правило (5) не является точной формулой корректировки границ валютного коридора, используемой Банком России с 2009 г., но его аппроксимацией в терминах отклонений от стационарных уровней⁶.

Все подробности построения и решения DSGE-модели можно найти в работе Шульгин [2014].

Оптимальные правила монетарной политики

Теоретическая модель была частично калибрована, частично оценена байесовскими методами на российских данных (см. [Шульгин, 2014]). Все значения параметров, необходимые для симуляции модели, приведены в таблицах П1 и П2.

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

Максимизация ожидаемого благосостояния

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

$$\Lambda_t = \frac{1}{1-\sigma_C} \cdot (C_t - h \cdot C_{t-1})^{1-\sigma_C} - \frac{\varepsilon_{H,t}}{1+\sigma_H} \cdot H_t^{1+\sigma_H} + \frac{\varepsilon_{M,t}}{1-\sigma_M} \cdot \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\sigma_M} \quad (7)$$

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

$$\Lambda_t = \frac{((1-h) \cdot \bar{C})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} + (1-h)^{-\sigma_C} \cdot \bar{C}^{1-\sigma_C} \cdot \tilde{C}_t - \bar{H}^{1+\sigma_H} \cdot \tilde{H}_t + \bar{m}^{1-\sigma_M} \cdot \tilde{m}_t - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} \cdot \tilde{\varepsilon}_{H,t} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} \cdot \tilde{\varepsilon}_{M,t} - \frac{\sigma_C \cdot (1-h)^{-(1+\sigma_C)} \cdot \bar{C}^{1-\sigma_C}}{2} \cdot \tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H \cdot \bar{H}^{1+\sigma_H}}{2} \cdot \tilde{H}_t^2 - \frac{\sigma_M \cdot \bar{m}^{1-\sigma_M}}{2} \cdot \tilde{m}_t^2, \quad (8)$$

где $m_t \equiv \frac{M_t}{P_t}$;

⁶ Для удобства эмпирической оценки в (5) международные резервы нормируются на номинальный импорт

$\frac{IR_t^* - \bar{IR}^*}{\bar{P}_F^* \cdot \bar{Y}_F}$.

$$\tilde{C}_t \equiv \frac{C_t - \bar{C}}{\bar{C}}; \tilde{H}_t \equiv \frac{H_t - \bar{H}}{\bar{H}}; \tilde{m}_t \equiv \frac{m_t - \bar{m}}{\bar{m}}; \tilde{\varepsilon}_{H,t} \equiv \frac{\varepsilon_{H,t} - \bar{\varepsilon}_H}{\bar{\varepsilon}_H}; \tilde{\varepsilon}_{M,t} \equiv \frac{\varepsilon_{M,t} - \bar{\varepsilon}_M}{\bar{\varepsilon}_M} - \text{процентные}$$

отклонения от стационарных уровней переменных потребления, труда, реальной денежной массы, шоков предложения труда и спроса на деньги.

Безусловное матожидание функции мгновенной полезности:

$$E\Lambda_t = \frac{((1-h) \cdot \bar{C})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} + (1-h)^{-\sigma_C} \cdot \bar{C}^{1-\sigma_C} \cdot E\tilde{C}_t - \bar{H}^{1+\sigma_H} \cdot E\tilde{H}_t + \bar{m}^{1-\sigma_M} \cdot E\tilde{m}_t - \frac{\sigma_C \cdot (1-h)^{-(1+\sigma_C)} \cdot \bar{C}^{1-\sigma_C}}{2} \cdot E\tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H \cdot \bar{H}^{1+\sigma_H}}{2} \cdot E\tilde{H}_t^2 - \frac{\sigma_M \cdot \bar{m}^{1-\sigma_M}}{2} \cdot E\tilde{m}_t^2 \quad (9)$$

Формула (9) позволяет сравнить благосостояние домашнего хозяйства в отсутствие шоков (детерминистическое стационарное состояние) и при наличии шоков (стохастическое стационарное состояние). При аппроксимации второго порядка нелинейной модели (как в [Schmitt-Grohe, Uribe, 2004]) структурные шоки $\eta_{i,t}$ оказывают влияние 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 (9) 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 $E\Lambda_t$.

Все эффекты измерим в терминах компенсирующей вариации потребления (см. [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 . Первый 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 $\mu_v < 0$ связан с тем, что функция мгновенной полезности Λ_t является вогнутой функцией по всем

трем аргументам: $\frac{\partial^2 \Lambda_t}{\partial C_t^2} < 0$, $\frac{\partial^2 \Lambda_t}{\partial H_t^2} < 0$, $\frac{\partial^2 \Lambda_t}{\partial m_t^2} < 0$, т.е. колебания переменных около

стационарных уровней приводят к снижению ожидаемого уровня полезности.

Эффект уровня μ_m определяется исходя из следующего условия:

$$\frac{((1-h) \cdot \bar{C} \cdot (1+\mu_m))^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} = \frac{((1-h) \cdot \bar{C})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} + (1-h)^{-\sigma_C} \cdot \bar{C}^{1-\sigma_C} \cdot E\tilde{C}_t - \bar{H}^{1+\sigma_H} \cdot E\tilde{H}_t + \bar{m}^{1-\sigma_M} \cdot E\tilde{m}_t \quad (10)$$

Выразим μ_m в явном виде:

$$\mu_m = \left(1 + \frac{1-\sigma_C}{1-h} \cdot E\tilde{C}_t - \frac{1-\sigma_C}{(1-h)^{1-\sigma_C}} \cdot \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{\bar{C}^{1-\sigma_C}} \cdot E\tilde{H}_t + \frac{1-\sigma_C}{(1-h)^{1-\sigma_C}} \cdot \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{\bar{C}^{1-\sigma_C}} \cdot E\tilde{m}_t \right)^{\frac{1}{1-\sigma_C}} - 1 \quad (11)$$

Эффект дисперсии μ_v определяется следующим образом:

$$\frac{((1-h) \cdot \bar{C} \cdot (1+\mu_v))^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} = \frac{((1-h) \cdot \bar{C})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H} + \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{1-\sigma_M} - \frac{\sigma_C \cdot (1-h)^{-(1+\sigma_C)} \cdot \bar{C}^{1-\sigma_C}}{2} \cdot E\tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H \cdot \bar{H}^{1+\sigma_H}}{2} \cdot E\tilde{H}_t^2 - \frac{\sigma_M \cdot \bar{m}^{1-\sigma_M}}{2} \cdot E\tilde{m}_t^2 \quad (12)$$

μ_v в явном виде:

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

Общий эффект μ :

$$\mu = \left(1 + \frac{1-\sigma_C}{1-h} \cdot E\tilde{C}_t - \frac{1-\sigma_C}{(1-h)^{1-\sigma_C}} \cdot \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{\bar{C}^{1-\sigma_C}} \cdot E\tilde{H}_t + \frac{1-\sigma_C}{(1-h)^{1-\sigma_C}} \cdot \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{\bar{C}^{1-\sigma_C}} \cdot E\tilde{m}_t - \frac{\sigma_C}{2} \cdot \frac{1-\sigma_C}{(1-h)^2} \cdot E\tilde{C}_t^2 - \frac{\sigma_H}{2} \cdot \frac{1-\sigma_C}{(1-h)^{1-\sigma_C}} \cdot \frac{\bar{H}^{1+\sigma_H}}{\bar{C}^{1-\sigma_C}} \cdot E\tilde{H}_t^2 - \frac{\sigma_M}{2} \cdot \frac{1-\sigma_C}{(1-h)^{1-\sigma_C}} \cdot \frac{\bar{m}^{1-\sigma_M}}{\bar{C}^{1-\sigma_C}} \cdot E\tilde{m}_t^2 \right)^{\frac{1}{1-\sigma_C}} - 1 \quad (14)$$

Минимизация функции потерь

Другим подходом к определению оптимальных правил 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.

Традиция использования функции потерь для анализа оптимальности монетарной политики восходит к работе Phillips [1954]. Расчеты могут быть основаны как на исторических данных (см. [McCallum, 1988; Fair, Howrey, 1996] и др.), так и на

симулированных данных (см. [Rudebusch, Svensson, 1999; Williams, 2003; Sosunov, Zamulin, 2007] и др.).

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

$$L = \lambda_c \cdot E\tilde{C}_t^2 + (1 - \lambda_c) \cdot E\tilde{\pi}_t^2 + \lambda_s \cdot E\tilde{S}_t^2, \quad (15)$$

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 соответственно по сравнению со стабилизацией инфляции.

В функции (15) вместо дисперсии ставки процента [Williams, 2003] используется дисперсия валютного курса, так как он является более информативным показателем состояния финансового рынка для России, а курс рубля является операционной целью Банка России⁷.

Результаты расчетов оптимальных коэффициентов в двух правилах монетарной политики

Оптимизация на основе критерия безусловного математического ожидания функции полезности домашних хозяйств (и его компонентов) требует аппроксимации разработанной модели второго порядка⁸:

$$\tilde{y}_t = A \cdot \tilde{y}_{t-1} + B \cdot \eta_t + \frac{C}{2} \cdot \tilde{y}_{t-1} \otimes \tilde{y}_{t-1} + \frac{D}{2} \cdot \eta_t \otimes \eta_t + E \cdot \tilde{y}_{t-1} \otimes \eta_t, \quad (16)$$

где $\tilde{y}_t \equiv y_t - \bar{y}$ – вектор отклонений эндогенных переменных модели от своих стационарных уровней; η_t – вектор структурных шоков модели, имеющий ковариационную матрицу, приведенную в табл. П2⁹; A, B, C, D, E – матрицы, вычисленные на основе параметров оцененной DSGE-модели, приведенных в табл. П1¹⁰.

⁷ См., например, ст. 3 Федерального закона от 10 июля 2002 г. № 86-ФЗ «О Центральном банке Российской Федерации (Банке России).

⁸ Schmitt-Groh'e, Uribe [2004].

⁹ 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 должны различаться.

¹⁰ Расчеты матриц проведены в пакете Dynare [Adjemian et al., 2011].

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

$$\tilde{y}_t = A \cdot \tilde{y}_{t-1} + B \cdot \eta_t \quad (17)$$

Для расчета оптимальных коэффициентов, моментов первого и второго порядка используются ряды симулированных данных длиной 20000 кварталов¹¹. Вероятности попадания ставок процента и международных резервов в зону отрицательных значений оцениваются на выборке длиной 100000 кварталов.

Результаты расчетов приведены в табл. ПЗ и на рис. П1.

Сравним расчеты на основе симулированных данных с расчетами на реальных данных в терминах оцененных моментов второго порядка для потребления $E\tilde{C}_t^2$, инфляции $E\tilde{\pi}_t^2$, выпуска $E\tilde{Y}_t^2$, валютного курса $E\tilde{S}_t^2$ и ставки процента $E\tilde{i}_{ref,t}^2$. Расчеты на реальных данных не совпадают с расчетами оцененной для того же периода **I:2001 – IV:2012** модели на симулированных данных, прежде всего из-за того, что при симуляции были исключены шоки дискреционной политики $\eta_{S,t}$ и $\eta_{PR,t}$ ¹². Из-за проблем вычисления очищенного от тренда и сезонности ряда инфляции данный ряд не использовался при байесовской оценке параметров модели, вследствие чего возникло значительное расхождение дисперсии инфляции на симулированных $E\tilde{\pi}_t^2 = 0,000432$ и на реальных $E\tilde{\pi}_t^2 = 0,000066$ данных.

Маленькие 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

$$\left\{ \begin{array}{l} k_{IR} = 0,068, \quad I : 2001 - III : 2008 \\ k_{IR} = 0,112, \quad I : 2001 - IV : 2012 \\ k_{IR} = 0,193, \quad IV : 2008 - IV : 2012 \end{array} \right\} \text{ вероятность попадания в зону нулевых}$$

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

¹¹ Длина выборки была определена экспериментальным путем как минимальная длина выборки, гарантирующая приемлемую робастность результатов.

¹² Другие причины расхождения: погрешности, возникающие из-за линеаризации модели; симуляция на базе усредненного коэффициента гибкости валютного курса k_{IR} ; стохастические погрешности и др.

правил стабилизационной монетарной политики Банком России. Это косвенным образом подтверждается расчетами: в оптимальных правилах всегда возникает ненулевая вероятность попадания в зону хотя бы одного из ограничений. С другой стороны, это означает, что все полученные выводы о возможностях оптимизации российской монетарной политики необходимо скорректировать на потери от ограничений $i \geq 0$ и $IR \geq 0$ ¹³.

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 минимальный коэффициент гибкости валютного курса, обеспечивающий сходимость аппроксимации модели первого порядка, составляет $k_{IR} \cong 0,003$ для оцененных коэффициентов в правиле Тэйлора. При понижении степени гибкости валютного курса до критических значений начинают резко ухудшаться все критерии оптимальности монетарной политики. Например, в модели с $k_{IR} = 0,003$, если сравнивать с моделью, в которой $k_{IR} = 0,112$, в 6 раз возрастает дисперсия потребления, в 2,5 раза увеличивается дисперсия ВВП, в 2 раза возрастает дисперсия ставки рефинансирования. При этом оценка дисперсии валютного курса также возрастает с $E\tilde{S}_t^2 = 0,00199$ до $E\tilde{S}_t^2 = 0,00293$: модель функционирует в режиме, близком к неустойчивому, что приводит к избыточной реакции переменных, в том числе и валютного курса, на шоки.

Правила монетарной политики, максимизирующие ожидаемое благосостояние

Коэффициенты в правилах монетарной политики, максимизирующие безусловное матожидание функции мгновенной полезности домашних хозяйств (задача $\max_{k_{IR}, k_\pi, k_Y, k_S} \mu$), имеют следующие значения: $k_{IR} \rightarrow \infty$, $k_\pi = 1,072$, $k_Y = -0,377$, $k_S = 0,034$.

На рис. П1 данное решение маркировано темной пятиугольной звездой. 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

¹³ Все расчеты в данной работе не учитывают этих поправок из-за технических сложностей, возникающих при анализе режимов с ограничениями, а также моделировании переходов одного режима в другой. Разрешение данных сложностей представляет собой важное усовершенствование исследования оптимальной монетарной политики России.

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

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

$\left(\frac{1 + \mu_{m, \max \mu}}{1 + \mu_{m, est}} - 1\right) \cdot 100\% = \left(\frac{1,2021}{0,9351} - 1\right) \cdot 100\% = 28,6\%$, а за счет эффекта дисперсии

общий эффект снижается на $\left(\frac{1 + \mu_{v, \max \mu}}{1 + \mu_{v, est}} - 1\right) \cdot 100\% = \left(\frac{0,9486}{0,968} - 1\right) \cdot 100\% = -2,01\%$.

Для того чтобы найти подтверждение существованию значительного выигрыша в среднем благосостоянии при использовании оптимальных коэффициентов, в табл. П4 приведены расчеты моментов первого и второго порядка, сделанных как на базе симулированных данных, так и на базе реальных данных за период 2001–2012 гг. Расчеты для симулированных данных показывают, что для оптимальных коэффициентов $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$ 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 $E\tilde{N}_t$ (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 данный вывод: наблюдается снижение среднего потребления $E\tilde{C}_t$ на 1%, снижение средних трудовых затрат $E\tilde{N}_t$ 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 на том же уровне, что 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. Последний вывод также может быть проиллюстрирован динамикой эндогенных переменных, рассчитанных на основе оцененных шоков (кроме шоков дискреционной политики) для России 2001–2012 гг. (рис. П2 в Приложении В). Волатильность рядов потребления C , выпуска Y ставки рефинансирования i_{ref} ,

денежной массы M и курса иностранной валюты S в модели с коэффициентами

$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$ растет 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 (16), 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 ограничений, являющихся результатом построения DSGE-модели. Таким образом, 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.

Оптимальные правила монетарной политики в режиме гибкого инфляционного таргетирования

В табл. ПЗ приведены расчеты различных характеристик моделей, базирующихся на коэффициентах в правилах монетарной политики, минимизирующих функцию потерь (15) для различных значений весов $\lambda_C \in (0, 1, 0, 9)$ и $\lambda_S \in (0, 0, 2)$. На рис. П1 приведены модели для 63 комбинаций оптимальных коэффициентов в правилах монетарной политики, объединенные в семь кривых, каждая из которых соответствует одному из семи значений веса λ_S и содержит девять точек, соответствующих одному из девяти значений веса λ_C . Для всех 63 анализируемых комбинаций весов в функции потерь существует внутреннее решение задачи $\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C, \lambda_S)$. Рисунок П1а) позволяет убедиться в том, что рассчитанные оптимальные наборы коэффициентов в правилах монетарной политики обладают свойством эффективности по Парето: снизить дисперсию любой из переменных ($E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{\pi}_t^2$, $E\tilde{S}_t^2$) можно лишь за счет увеличения дисперсии какой-либо другой переменной.

В табл. ПЗ и на рис. П1 также приведены расчеты для частного случая: жесткого инфляционного таргетирования: $\lambda_C = \lambda_S = 0$. На рисунке решение для случая жесткого инфляционного таргетирования при максимальной гибкости валютного курса маркировано светлым ромбом \diamond , а для случая параметра гибкости валютного курса, соответствующего оцененному среднему значению $k_{IR} = 0,1123$, маркировано светлым квадратом \square .

Не зная точных весов функции полезности λ_C и λ_S , нельзя узнать конкретное решение 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 , модель для которых приводит к решению, наиболее близкому к модели с оцененными коэффициентами. Для этого решаем задачу минимизации вида:

$$\min_{\lambda_C, \lambda_S} \left\{ \left(\frac{E\tilde{C}_t^2(\lambda_C, \lambda_S) - E\tilde{C}_t^2(est)}{E\tilde{C}_t^2(est)} - AE\tilde{x} \right)^2 + \left(\frac{E\tilde{\pi}_t^2(\lambda_C, \lambda_S) - E\tilde{\pi}_t^2(est)}{E\tilde{\pi}_t^2(est)} - AE\tilde{x} \right)^2 + \left(\frac{E\tilde{S}_t^2(\lambda_C, \lambda_S) - E\tilde{S}_t^2(est)}{E\tilde{S}_t^2(est)} - AE\tilde{x} \right)^2 \right\}, \quad (18)$$

$$\text{где } AE\tilde{x} \equiv \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{E\tilde{C}_t^2(\lambda_C, \lambda_S) - E\tilde{C}_t^2(est)}{E\tilde{C}_t^2(est)} + \frac{E\tilde{\pi}_t^2(\lambda_C, \lambda_S) - E\tilde{\pi}_t^2(est)}{E\tilde{\pi}_t^2(est)} + \frac{E\tilde{S}_t^2(\lambda_C, \lambda_S) - E\tilde{S}_t^2(est)}{E\tilde{S}_t^2(est)} \right) -$$

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

Комбинация весов, решающая задачу (18), минимизирует разброс процентных отклонений по трем переменным ($E\tilde{C}_t^2$, $E\tilde{\pi}_t^2$, $E\tilde{S}_t^2$) от модели с оцененными коэффициентами около среднего $AE\tilde{x}$.

Решением задачи (18) на сетке является комбинация весов $\lambda_C = 0,3$, $\lambda_S = 0,05$, для которой процентные отклонения составляют: $(-16,0\%$, $-18,8\%$, $-27,4\%)$ соответственно. Графическая иллюстрация решения приведена на рис. ПЗ (Приложение Г), на котором точка, соответствующая решению задачи

$$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05),$$

обозначена как *Best projection* и заключена в окружность.

Данный расчет позволяет нам косвенным образом оценить выигрыш, получаемый от оптимизации, предположив, что в уравнении общего эффекта (14) 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 $(E\tilde{C}_t^2, E\tilde{\pi}_t^2, E\tilde{S}_t^2)$ составляет 20,7% в терминах снижения дисперсии отклонений от стационарных состояний, или 0,6% в терминах компенсирующей вариации потребления.

Также 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 создаст значительные проблемы для практической реализации режима жесткого инфляционного таргетирования¹⁴. 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 табл. ПЗ и рис. П1 видно, что набор коэффициентов, решающий задачу $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$, очень далек от политики, оптимальной в терминах дисперсий потребления, инфляции и валютного курса. Это объясняется отрицательным значением коэффициента $k_Y = -0,377$, который усиливает колебания реальных переменных. 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,

¹⁴ При обсуждении режима инфляционного таргетирования необходимо помнить, что 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.

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, показавшим, что 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 $\mu = -0,0886$. Точное решение задачи $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ показывает (см. табл. П1), что 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 $\mu = -0,0888$. Тот факт, что два способа расчета выигрыша от снижения дисперсии переменных в экономике дают очень близкие результаты, увеличивает надежность данного результата. В табл. 1 приведены значения коэффициентов в правилах монетарной политики для трех проанализированных случаев:

Таблица 1. Коэффициенты в правилах монетарной политики

	Оцененная модель для периода I:2001 – IV:2012	$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$	$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$
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

На рис. П1 решение задачи $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$ маркировано темным треугольником ▲. Таблица П3 показывает, 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 сохранения 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 процента 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.

Заключение

В работе сделано несколько расчетов оптимальных параметров правил монетарной политики для России, позволяющих приблизиться к пониманию того, как увеличить результативность правил валютной и денежно-кредитной политики России.

Оптимизация по единственному микроэкономически обоснованному критерию (безусловному матожиданию функции полезности домашних хозяйств) заводит в тупик. Во-первых, в ответе получается проциклическая монетарная политика. Во-вторых, результаты расчета на симулированных и реальных данных сильно расходятся. Симулированные данные показывают, что при наборе коэффициентов, максимизирующем ожидаемое благосостояние домашних хозяйств, повышение дисперсии реальных переменных (процикличность монетарной политики) должно компенсироваться значительным увеличением средних уровней потребления и реальной денежной массы, а также снижением среднего уровня трудовых затрат домашних хозяйств. Выгода от перехода к оптимальным правилам монетарной политики оценена в размере 25,9% в терминах роста компенсирующей вариации потребления. Однако расчеты на реальных данных показывают обратное: на промежутке 2001–2012 гг. в России никакой компенсации за повышенную волатильность рядов потребления, рабочих затрат и реальной денежной массы получить не удалось бы. Такое расхождение результатов расчета эффекта уровня на реальных и симулированных данных является признаком неробастности результата оптимизации, полагаться на который мы не имеем права.

Альтернативный подход связан с поиском коэффициентов в правилах валютной и денежно-кредитной политики, минимизирующих функцию потерь ЦБ, зависящую от дисперсий процентных отклонений от стационарных уровней потребления, инфляции и валютного курса. Процедура минимизации функции потерь используется для поиска оптимального правила для режима *гибкого* инфляционного таргетирования, в котором ЦБ приписывает ненулевые веса дисперсиям потребления и валютного курса. Изначально мы не имеем информации о весах в функции потерь, однако можем предположить, что Банк России выявил свои предпочтения через текущие (оцененные) значения дисперсий переменных. В работе решена задача нахождения таких весов, при

которых в оптимальном состоянии сохраняются приблизительно те же соотношения дисперсий переменных, как и в модели с оцененными коэффициентами. Поиск осуществлялся на грубой сетке, что породило некоторые погрешности метода, однако результат расчета выгоды от оптимизации, основанной на снижении дисперсий переменных потребления, инфляции и валютного курса, оказался очень близок результату максимизации эффекта дисперсии в общем эффекте благосостояния. Расчеты показывают, что за счет оптимизации коэффициентов в правилах монетарной политики дисперсию переменных можно снизить в среднем на 20,7% по сравнению с оцененной дисперсией. Это даст прибавку общего эффекта, эквивалентную 0,6% роста компенсирующей вариации потребления в стационарном состоянии.

Важный результат был получен при анализе режима *жесткого* инфляционного таргетирования, в котором ЦБ интересуется лишь минимизацией колебаний инфляции, и не включает в функцию потерь дисперсию реальных и/или финансовых переменных. В данном режиме для достижения нулевой инфляции требуются значительные флуктуации ставки процента. Фактически была продемонстрирована невозможность практической реализации данного режима, так как в 41% кварталов ставка рефинансирования должна была бы находиться в отрицательной зоне. Разработанная DSGE-модель в явном виде не учитывает ограничения нулевой процентной ставки и нулевого объема международных резервов, поэтому во всех оптимизационных процедурах для ориентира вычислялась частота нахождения ставки процента и международных резервов в зоне невозможных значений. Расчеты на базе оптимальных правил сильно разнятся для различных весов в функции полезности, но в среднем 1–3 квартала за 5 лет экономика должна попадать под действие одного из двух типов ограничений нулевых значений, что снижает выгоды от оптимизации. Для ответа на вопрос, насколько важны эти ограничения для получения вывода об оптимальных правилах монетарной политики, требуется дополнительное исследование.

Во всех вариантах оптимального правила Тэйлора коэффициент реакции ставки процента на инфляцию получился значительно выше, чем оцененный на данных, а реакция на разрыв ВВП должна быть почти всегда слабее, чем реакция на инфляцию.

Во всех оптимизационных процедурах (кроме первой) параметр гибкости валютного курса имеет внутренний оптимум, который оказался ниже оцененного значения данного коэффициента для периода после 2008 г. Объясняется это тем, что при оптимальном усилении реакции ставки процента на колебания инфляции и ВВП значительно увеличится волатильность валютного курса. Это нежелательно с точки

зрения оцененного механизма денежной трансмиссии и потребует понижения степени гибкости валютного курса по сравнению с текущим значением минимум в 2 раза. 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 нынешняя.

В марте 2014 г. в период оттока капитала Банк России увеличил требуемый накопленный объем валютных интервенций сверх целевых значений для проведения коррекции курса бивалютной корзины с 350 млн долл. до 1,5 млрд долл. Это было сделано в тот момент, когда негативные шоки платежного баланса выявили необходимость корректировки работы механизма денежной трансмиссии, который начал меняться в конце 2013 г. после шагов Банка России, направленных на усиление ставки процента как основной операционной цели монетарной политики. Таким образом, решение Банка России согласуется с логикой проведенного в работе анализа оптимальных правил.

Литература

Малаховская О., Минабутдинов А. (2013) Динамическая стохастическая модель общего равновесия экспортоориентированной экономики: препринт WP12/2013/04. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ.

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.

Шульгин А.Г. (2014) Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России: препринт WP12/2014/01. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ.

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., Reinhart C.M. (2002) *Fear of Floating* // *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 2 (117). P. 379–408.

Céspedes L.F., Chang R., Velasco A. (2004) *Balance sheets and exchange rate policy* // *American Economic Review*. No. 94. P. 1183–1193.

Curdia V., Finocchiaro D. (2005) *An Estimated 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*. Brookings Institution, Washington, DC.

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.

Kaminky C.L., Reinhart C.M. (1999) *The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems* // *The American Economic Review*. Vol. 89 (3). P. 473–500.

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. 235–266.

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: Tradeoffs Among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility // *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 87 (3). P. 423–438.

Phillips A.W. (1954) Stabilization Policies in a Closed Economy // *Economic Journal*. Vol. 64. P. 290–323.

Rudebusch G.D., Svensson L.E.O. (1999) Policy Rules for Inflation Targeting // *Monetary Policy Rules* / J.B. Taylor (ed.). The University of Chicago Press. Ch. 5. 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* // *Handbook of Monetary Economics* / B.M. Friedman, M. Woodford (eds.). Vol. 3B. Amsterdam: Elsevier Press.

Woodford M. (2003) *Interest and Prices*. 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*, 1–12.

Williamson J. (2006) *Designing a Middle Way Between Fixed and Flexible Exchange Rates* // *Monetary Policy and Exchange Rate Regimes: Options for Middle East* / E. Cardoso, A. Galal (eds.). Ch. 3. American University in Cairo Press.

Приложения

Приложение А. Параметры DSGE-модели, используемые для симуляции

Таблица III. Параметры модели, используемые для симуляции

Обознач.	Знач.	Проц.	Название параметра
α_M	0.45	Калибр	Доля доходов владельцев капитала в доходе M -сектора
α_N	0.55	Калибр	Доля доходов владельцев капитала в доходе N -сектора
α_X	0.46	Калибр	Доля доходов владельцев капитала в доходе X -сектора, остающемся после получения доходов владельцами природных ресурсов
ζ_M	0.14	Калибр	Доля оплаты промежуточных товаров X -сектора в общем доходе M -сектора
ζ_N	0.095	Калибр	Доля оплаты промежуточных товаров X -сектора в общем доходе N -сектора
φ	5	Калибр	Эластичность замещения дифференцированных товаров в M, N, F -секторах
φ_H	6	Калибр	Эластичность замещения дифференцированного труда в M, N, X -секторах
β	0.98	Калибр	Субъективный дисконт
δ	0.025	Калибр	Норма амортизации
κ	0.66	Калибр	Эластичность замещения в производстве конечных отечественных благ между благами M, N и F -секторов
ν	0.66	Калибр	Эластичность замещения между товарами M -сектора и товарами, произведенными за рубежом
τ	0.0155	Калибр	Коэффициент реакции суверенной премии за риск на соотношение внешний долг/ВВП
$\sigma(\eta_{b,t})$	0.0568	Оценка	Стандартное отклонение шоков предпочтений межвременного выбора
$\sigma(\eta_{H,t})$	0.1623	Оценка	Стандартное отклонение шоков предложения труда
$\sigma(\eta_{M,t})$	0.2016	Оценка	Стандартное отклонение шоков спроса на деньги
$\sigma(\eta_{L,t})$	0.1193	Оценка	Стандартное отклонение шоков предложения природных ресурсов
$\sigma(\eta_{AM,t})$	0.0858	Оценка	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторе промышленных товаров
$\sigma(\eta_{AN,t})$	0.0679	Оценка	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторе неторгуемых товаров
$\sigma(\eta_{G,t})$	0.0045	Оценка	Стандартное отклонение шоков государственных расходов
$\sigma(\eta_{CR,t})$	0.0017	Оценка	Стандартное отклонение шоков премии за кредитный риск
$\sigma(\eta_{Y^*,t})$	0.0060	Оценка	Стандартное отклонение шоков мирового спроса

$\sigma(\eta_{i^*,t})$	0.0131	Оценка	Стандартное отклонение шоков мировой ставки процента
$\sigma(\eta_{PX,t})$	0.1191	Оценка	Стандартное отклонение шоков цен на биржевые товары
$\sigma(\eta_{P^*,t})$	0.0748	Оценка	Стандартное отклонение шоков зарубежных цен
$\sigma(\eta_{S,t})$	0*		Стандартное отклонение шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
$\sigma(\eta_{PR,t})$	0*		Стандартное отклонение шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора
ρ_b	0.578	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков предпочтений межвременного выбора
ρ_H	0.680	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков предложения труда
ρ_M	0.754	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков спроса на деньги
ρ_L	0.528	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков предложения природных ресурсов
ρ_{AM}	0.438	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков общей факторной производительности в секторе промышленных товаров
ρ_{AN}	0.517	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков общей факторной производительности в секторе неторгуемых товаров
ρ_{CR}	0.696	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков премии за кредитный риск
ρ_{i^*}	0.654	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков мировой ставки процента
ρ_{P^*}	0.687	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежных цен
h	0.739	Оценка	Параметр привычек в потреблении
σ_C	1.062	Оценка	Коэффициент относительного неприятия риска, или величина, обратная межвременной эластичности замещения
σ_H	3.205	Оценка	Величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате
σ_M	5.864	Оценка	Параметр предпочтений, определяющий функцию спроса на реальные деньги
θ_W	0.813	Оценка	Вероятность индексации заработной платы на предыдущую инфляцию
θ_M	0.578	Оценка	Вероятность индексации цен промышленных товаров на предыдущую инфляцию
θ_N	0.648	Оценка	Вероятность индексации цен неторгуемых товаров на предыдущую инфляцию
θ_F	0.795	Оценка	Вероятность индексации цен импортируемых товаров на предыдущую инфляцию
ρ_S	0.795	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
ρ_{PR}	0.909	Оценка	Коэффициент авторегрессии шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора

ϕ_{KN}	64.99	Оценка	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе неторгуемых товаров
ϕ_{KM}	12.84	Оценка	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе промышленных товаров
ϕ_{KX}	5.81	Оценка	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе биржевых товаров
ζ_X	0.950	Оценка	Доля природных ресурсов в доходе сектора биржевых товаров
χ_W	0.365	Оценка	Коэффициент индексации заработной платы
χ_M	0.483	Оценка	Коэффициент индексации цены промышленных товаров
χ_N	0.332	Оценка	Коэффициент индексации цены неторгуемых товаров
χ_F	0.633	Оценка	Коэффициент индексации цены импортируемых товаров
k_{IR1}	0.068	Оценка	Параметр гибкости валютного курса для периода $Q1: 2001 - Q3: 2008$
k_{IR}	0.112	Оценка	Параметр гибкости валютного курса для периода $Q1: 2001 - Q4: 2012$
k_{IR2}	0.193	Оценка	Параметр гибкости валютного курса для периода $Q4: 2008 - Q4: 2012$
k_Y	0.039	Оценка	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение ВВП в правиле Тэйлора
k_π	0.034	Оценка	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение инфляции в правиле Тэйлора
k_S	0.021	Оценка	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение валютного курса в правиле Тэйлора

* Во всех симуляциях шоки дискреционной политики отсутствуют.

Таблица П2. Ковариационная матрица шоков

	$\eta_{b,t}$	$\eta_{H,t}$	$\eta_{M,t}$	$\eta_{L,t}$	$\eta_{AM,t}$	$\eta_{AN,t}$	$\eta_{G,t}$	$\eta_{CR,t}$	$\eta_{Y^*,t}$	$\eta_{i^*,t}$	$\eta_{PX,t}$	$\eta_{P^*,t}$
$\eta_{b,t}$	0.0030468	0.0011543	-0.0014951	-0.0014987	0.0002186	-0.0005744	0.0000284	-0.0000187	0.0000766	-0.0002973	0.0022124	0.0013210
$\eta_{H,t}$	0.0011543	0.0251438	0.0101699	-0.0033385	0.0015717	0.0018632	0.0001786	-0.0000226	0.0001971	-0.0003493	0.0034776	0.0027439
$\eta_{M,t}$	-0.0014951	0.0101699	0.0392493	-0.0068681	-0.0000234	0.0083262	0.0002353	0.0000549	0.0004415	-0.0002219	0.0041141	0.0051897
$\eta_{L,t}$	-0.0014987	-0.0033385	-0.0068681	0.0137045	-0.0002862	-0.0037034	-0.0001841	0.0000548	-0.0002881	0.0004058	-0.0123972	-0.0061479
$\eta_{AM,t}$	0.0002186	0.0015717	-0.0000234	-0.0002862	0.0067753	-0.0002278	-0.0001037	0.0000000	-0.0000237	0.0001946	0.0004976	-0.0020627
$\eta_{AN,t}$	-0.0005744	0.0018632	0.0083262	-0.0037034	-0.0002278	0.0043392	0.0000716	0.0000014	0.0000608	0.0000161	0.0019360	0.0018244
$\eta_{G,t}$	0.0000284	0.0001786	0.0002353	-0.0001841	-0.0001037	0.0000716	0.0000199	-0.0000009	0.0000090	-0.0000212	0.0002083	0.0001706
$\eta_{CR,t}$	-0.0000187	-0.0000226	0.0000549	0.0000548	0.0000000	0.0000014	-0.0000009	0.0000027	-0.0000035	0.0000054	-0.0000612	-0.0000420
$\eta_{Y^*,t}$	0.0000766	0.0001971	0.0004415	-0.0002881	-0.0000237	0.0000608	0.0000090	-0.0000035	0.0000352	-0.0000506	0.0004233	0.0002862
$\eta_{i^*,t}$	-0.0002973	-0.0003493	-0.0002219	0.0004058	0.0001946	0.0000161	-0.0000212	0.0000054	-0.0000506	0.0001644	-0.0006992	-0.0006473
$\eta_{PX,t}$	0.0022124	0.0034776	0.0041141	-0.0123972	0.0004976	0.0019360	0.0002083	-0.0000612	0.0004233	-0.0006992	0.0137914	0.0063764
$\eta_{P^*,t}$	0.0013210	0.0027439	0.0051897	-0.0061479	-0.0020627	0.0018244	0.0001706	-0.0000420	0.0002862	-0.0006473	0.0063764	0.0054427

Приложение Б. Оптимальные и оцененные правила монетарной политики

Таблица ПЗ. Оптимальные и оцененные правила монетарной политики. Расчеты на основе симулированных данных

	k_{IR}	k_{π}	k_Y	k_S	$E\tilde{C}_t^2$	$E\tilde{\pi}_t^2$	$E\tilde{Y}_t^2$	$E\tilde{S}_t^2$	$E\tilde{i}_{ref,t}^2$	μ_m	μ_v	μ	$p(i < 0)$	$p(IR < 0)$
Реальные данные для периода IV:2008 – IV:2012					0.00109	0.000066	0.000738	0.00169	0.0000097					
Оцененная модель с максимальной гибкостью валютного курса	10^9	0.039	0.034	0.021	0.00163	0.000433	0.000719	0.00237	0.0000081	-0.0478	-0.0324	-0.0786	0	0
Оцененная модель для периода IV:2008 – IV:2012	0.1930	0.039	0.034	0.021	0.00152	0.000433	0.000712	0.00213	0.0000080	-0.0588	-0.0321	-0.0889	0	0
Оцененная модель для периода I:2001 – IV:2012	0.1123	0.039	0.034	0.021	0.00146	0.000432	0.000709	0.00199	0.0000080	-0.0649	-0.0320	-0.0946	0	0
Оцененная модель для периода I:2001 – III:2008	0.0680	0.039	0.034	0.021	0.00139	0.000432	0.000705	0.00180	0.0000081	-0.0728	-0.0319	-0.1023	0	0
Оцененная модель с минимальной гибкостью валютного курса	0.0030*	0.039	0.034	0.021	<i>0.00949</i>	0.000443	0.001771	0.00293	0.0000160	NaN**	NaN**	NaN**	0	<i>0.409</i>
Инфляционное таргетирование с максимальной гибкостью валютного курса	10^9	-	-	-	0.00328	0	<i>0.006242</i>	0.03073	0.0091433	NaN**	NaN**	NaN**	0.418	0
Инфляционное таргетирование с оцененной гибкостью валютного курса	0.1123	-	-	-	0.00343	0	0.006110	0.02629	<i>0.0097865</i>	0.3679	-0.8880	-0.8528	<i>0.421</i>	0.002

$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$	10^9	1.072	-0.377	0.034	0.00376	0.000228	0.003332	<i>0.04030</i>	0.0005125	0.2021	-0.0514	0.1396	0.217	0
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$	0.0843	0.895	0.135	0.012	0.00154	0.000217	0.001171	0.02981	0.0003178	-0.0561	-0.0279	-0.0824	0.127	0.002
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.1, \lambda_S = 0)$	0.0907	6.613	0.529	0.045	0.00182	0.000060	0.002345	0.01997	0.0016320	0.1337	-0.0888	0.0324	0.310	0.003
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.5, \lambda_S = 0)$	0.0914	0.916	0.302	0.024	0.00109	0.000281	0.000727	0.01788	0.0002911	-0.0629	-0.0296	-0.0905	0.119	0.002
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.9, \lambda_S = 0)$	0.1377	0.848	0.820	0.038	0.00101	0.000475	0.000345	0.03790	0.0002615	-0.0405	-0.0323	-0.0713	0.105	0.002
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.1, \lambda_S = 0.05)$	0.0123	0.781	0.050	0.094	0.00158	0.000254	0.000992	0.00187	0.0002859	-0.1785	-0.0521	-0.2208	0.118	0.112
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.3, \lambda_S = 0.05)$	0.0149	0.528	0.123	0.120	0.00122	0.000345	0.000750	0.00145	0.0001440	-0.1442	-0.0413	-0.1792	0.046	0.047
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.9, \lambda_S = 0.05)$	0.0181	0.784	0.694	0.432	0.00112	0.000462	0.000528	0.00153	0.0001514	-0.1169	-0.0378	-0.1500	0.050	0.024
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.1, \lambda_S = 0.2)$	0.0020	0.161	0.015	0.063	0.00172	0.000396	0.000908	0.00008	0.0000418	-0.3205	-0.1111	-0.3943	0.001	0.170
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.5, \lambda_S = 0.2)$	0.0052	0.295	0.213	0.464	0.00128	0.000485	0.000723	0.00025	0.0000776	-0.1799	-0.0530	-0.2229	0.010	0.076
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.9, \lambda_S = 0.2)$	0.0063	6.576	7.583	14.247	0.00124	<i>0.000528</i>	0.000664	0.00031	0.0001940	-0.1302	-0.0450	-0.1690	0.071	0.063

Примечание. Жирным шрифтом выделены лучшие значения критерия; курсивом выделены худшие значения критерия.

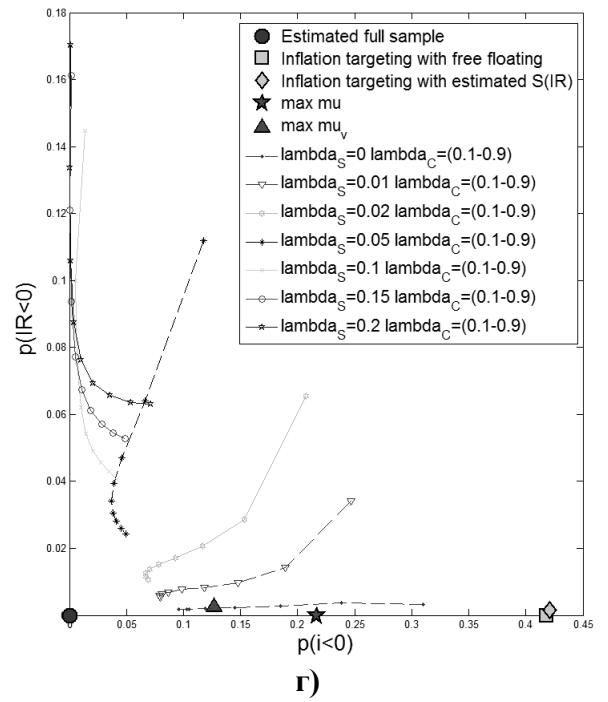
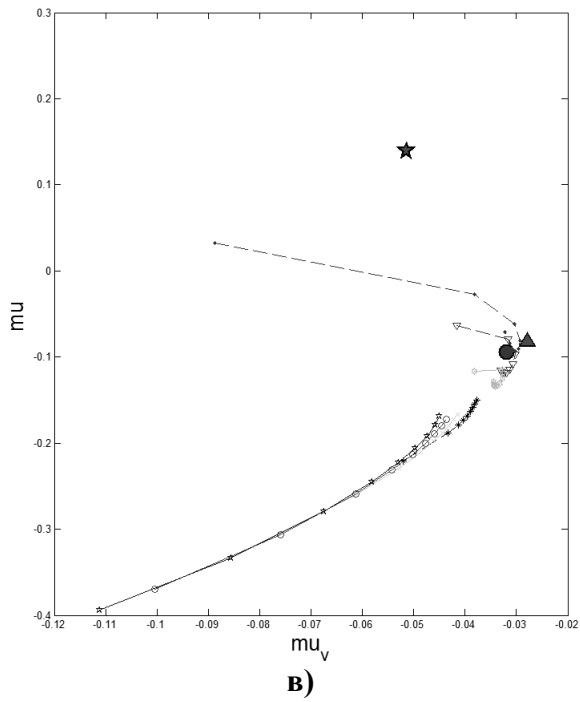
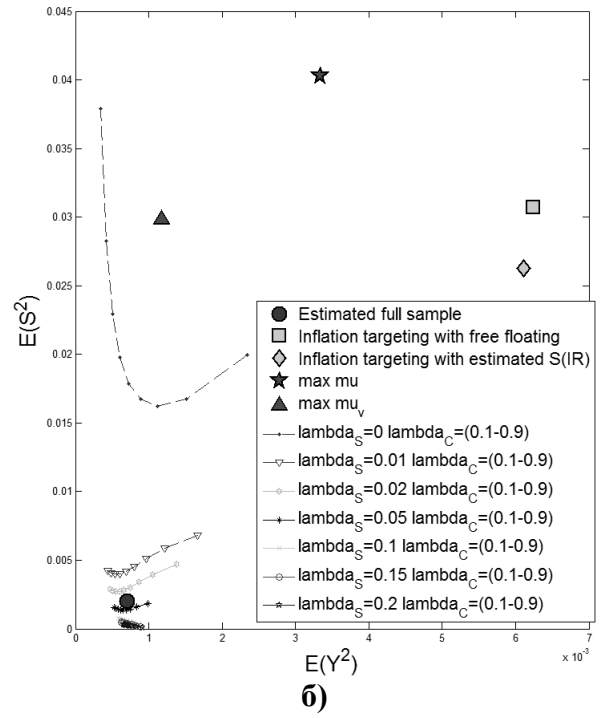
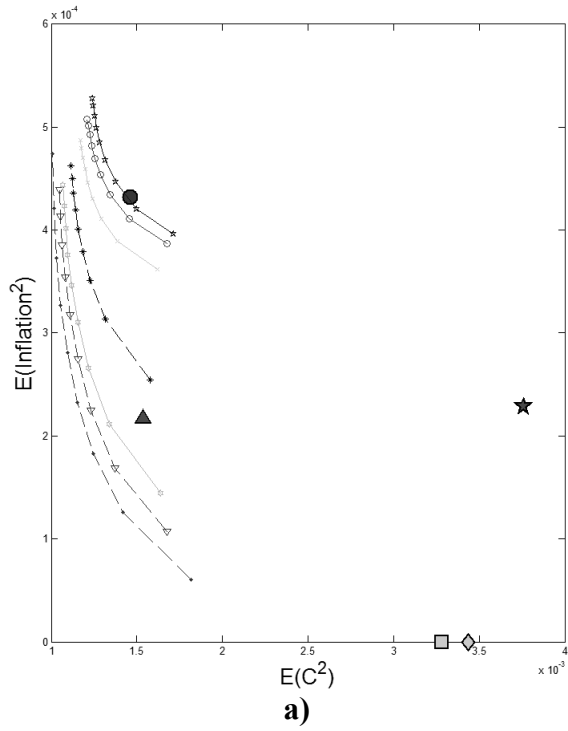
* Коэффициент выбирался на минимальном уровне, при котором аппроксимация модели первого порядка не расходится на симулированных данных.

** Модель при аппроксимации второго порядка расходится на симулированных данных.

Таблица П4. Оптимальные и оцененные правила монетарной политики. Расчеты на основе реальных данных для России 2001–2012 гг. и симулированных данных (20000 кварталов)

	k_{IR}	k_{π}	k_Y	k_S	$E\tilde{C}_t$	$E\tilde{H}_t$	$E\tilde{m}_t$	$E\tilde{C}_t^2$	$E\tilde{H}_t$	$E\tilde{m}_t$	μ_m	μ_v	μ
Расчеты на реальных данных 2001–2012 гг.													
Оцененная модель для периода I:2001 – IV:2012	0.1123	0.039	0.034	0.021	-0.02451	-0.0224	-0.0139	0.00190	0.00714	0.005959	-0.0634	-0.0297	-0.0910
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$	Inf	1.072	-0.377	0.034	-0.03570	-0.0511	0.0027	0.00626	0.00954	0.014913	-0.0684	-0.0676	-0.1311
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$	0.0843	0.895	0.135	0.012	-0.01533	-0.0144	0.0327	0.00106	0.00456	0.026041	-0.0382	-0.0203	-0.0577
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.3, \lambda_S = 0.05)$	0.0149	0.528	0.123	0.120	-0.02109	-0.0193	0.0192	0.00126	0.00631	0.011404	-0.0537	-0.0238	-0.0761
Расчеты на симулированных данных (20000 кварталов)													
Оцененная модель для периода I:2001 – IV:2012	0.1123	0.039	0.034	0.021	-0.02375	-0.0187	-0.0061	0.00191	0.00838	0.003550	-0.0649	-0.0320	-0.0946
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$	Inf	1.072	-0.377	0.034	0.02408	-0.0683	0.0792	0.00376	0.00799	0.064411	0.2021	-0.0514	0.1396
$\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$	0.0843	0.895	0.135	0.012	-0.01938	-0.0107	0.0685	0.00154	0.00498	0.055036	-0.0561	-0.0279	-0.0824
$\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C = 0.3, \lambda_S = 0.05)$	0.0149	0.528	0.123	0.120	-0.04596	-0.0145	0.0254	0.00325	0.00709	0.020944	-0.1442	-0.0413	-0.1792

Примечание. Все расчеты проведены на базе аппроксимаций моделей второго порядка.



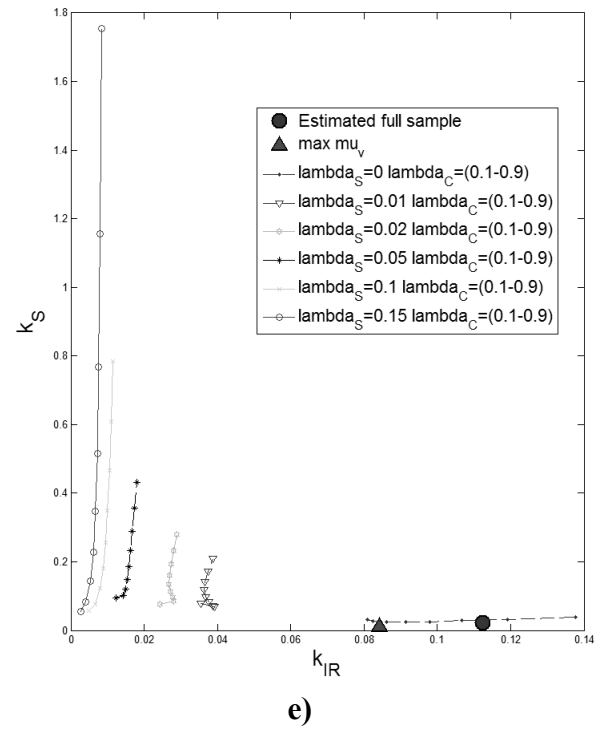
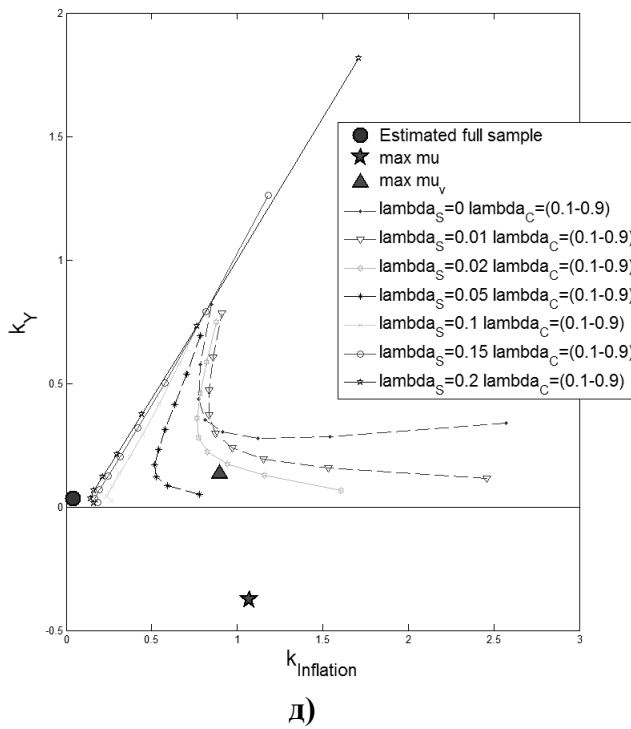


Рис. П1. Свойства оцененных и оптимальных правил монетарной политики

Примечание. На рисунке соединены точки, соответствующие правилам, при которых минимизируется функция потерь $L = \lambda_C \cdot E\tilde{C}_t^2 + (1 - \lambda_C) \cdot E\tilde{\pi}_t^2 + \lambda_S \cdot E\tilde{S}_t^2$ для различных значений $\lambda_C = \{0, 1, 0, 2, \dots, 0, 9\}$.

Estimated full sample – оцененная модель для периода **IV:2008 – IV:2012**;

Inflation targeting with free floating – инфляционное таргетирование с **максимальной** гибкостью валютного курса;

Inflation targeting with estimated S(IR) – инфляционное таргетирование с **оцененной** гибкостью валютного курса;

max mu – модель с параметрами, являющимися решением задачи максимизации $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu$;

max mu_v – модель с параметрами, являющимися решением задачи максимизации $\max_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} \mu_v$;

$\lambda_{S} = \{0, 0, 01, 0, 02, 0, 05, 0, 1, 0, 15, 0, 2\}$ $\lambda_{C} = (0, 1 - 0, 9)$ – модели с параметрами, являющимися решением задачи минимизации $\min_{k_{IR}, k_{\pi}, k_Y, k_S} L(\lambda_C, \lambda_S)$.

Приложение В. Реконструкция динамики переменных для России 2001–2012 гг.

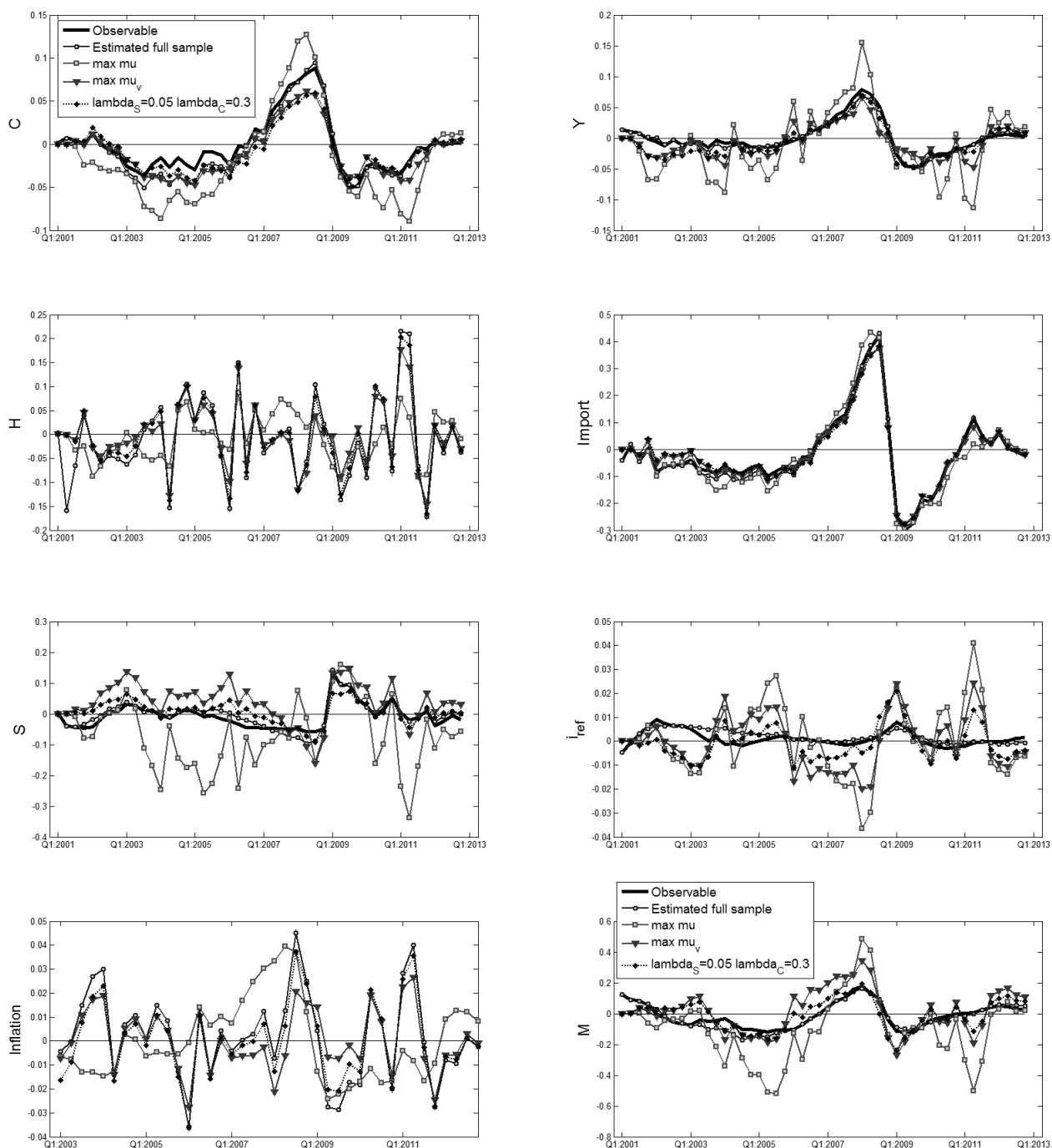


Рис. П2. Наблюдаемые (*Observable*) и симулированные переменные потребления *C*, выпуска *Y*, трудовых усилий *H*, номинального импорта *Import*, курса иностранной валюты *S*, ставки рефинансирования *i_{ref}*, инфляции *Inflation*, денежной массы *M*, рассчитанные на основе оцененных шоков (кроме шоков дискреционной политики) для России 2001–2012 гг. (см. [Шульгин, 2014]).

Приложение Г. Вычисление весов функции потерь ЦБ

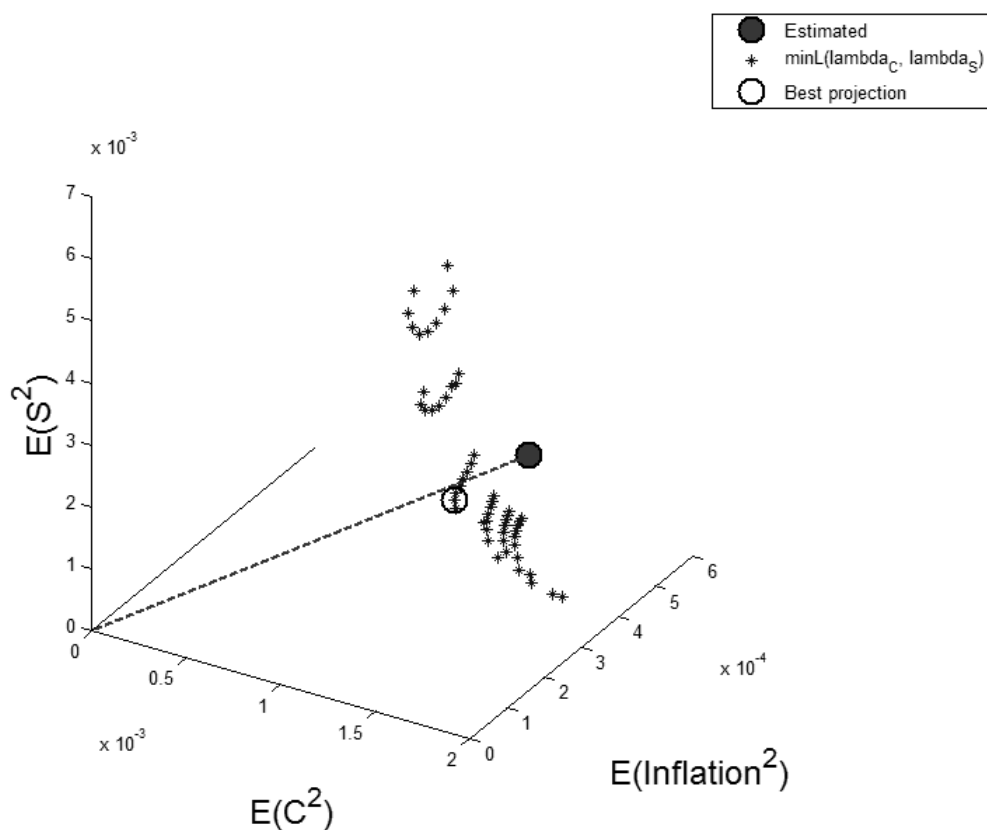


Рис. ПЗ. Дисперсии потребления $E(C^2)$, инфляции $E(\text{Inflation}^2)$, валютного курса $E(S^2)$ для модели с оцененными – *Estimated* – и минимизирующими функцию потерь – $\text{min}L(\lambda_C, \lambda_S)$ – коэффициентами правил монетарной политики

Best projection – модель для коэффициентов, решающих задачу $\text{min}L(\lambda_C = 0,3, \lambda_S = 0,05)$, геометрически определяется как точка на поверхности $\text{min}L(\lambda_C, \lambda_S)$, с минимальным расстоянием до точки пересечения данной поверхности с линией, соединяющей *Estimated* с началом координат.

Shulgin, A. G.

Optimal monetary policy rules in DSGE model estimated on Russian data : Working paper WP12/2014/02 [Electronic resource] / A. G. Shulgin ; National Research University Higher School of Economics. – Electronic text data (1 MB). – Moscow : Higher School of Economics Publ. House, 2014. – 38 p.

In this paper, we investigate optimal monetary policy rules based on the DSGE-model with two independent monetary policy instruments estimated on Russian data. Optimized parameters are the degree of exchange rate flexibility, and coefficients in the Taylor rule. It was found that welfare maximizing policy rules lead to pro-cyclical monetary policy. Calculated on simulated data significant optimization gain of 25,9% in terms of compensating variation of deterministic consumption is not confirmed by real Russian data of 2001–2012. To find optimal monetary policy rules for flexible inflation targeting regime we define the loss function as weighted sum of variances of percentage deviations from steady state levels of consumption, inflation and exchange rate. Revealed preferences principle helps to choose weights in the loss function and to calculate loss minimizing policy rules. Optimal rules allow decreasing about 20% of estimated on Russian data of 2001–2012 volatility. The degree of exchange rate flexibility parameter was found to be lower than its current value. It means that Bank of Russia has to save intermediate exchange rate regime when it will adopt inflation targeting in 2015.

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

JEL classification: E52, E58, F41

Препринт WP12/2014/02
Серия WP12
Научные доклады
Лаборатории макроэкономического анализа

Шульгин А.Г.

**Оптимальные правила валютной и денежно-кредитной политики
в DSGE-модели, оцененной на российских данных**