

Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE модели для России¹ ?

В работе рассматривается DSGE модель малой открытой экономики с промежуточным валютным режимом. В модель добавлено уравнение баланса центрального банка, позволяющее ввести два независимых инструмента монетарной политики, что становится возможным благодаря эндогенной премии за риск в уравнении непокрытого процентного паритета. В работе поднимается вопрос о том, сколько независимых правил монетарной политики необходимо для описания динамики макроэкономических переменных в России за 2001–2012 гг. Для ответа на этот вопрос осуществляется байесовская оценка DSGE модели для четырех комбинаций правил монетарной политики. Основным результатом, полученный в работе, состоит в том, что для описания динамики 14 наблюдаемых переменных необходимо использовать правило Тэйлора совместно с правилом корректировки валютного курса.

Ключевые слова: динамические стохастические модели общего равновесия; многосекторная DSGE модель; промежуточный режим валютного курса; правило валютной политики; правило Тэйлора; проблема идентификации; Россия.

JEL classification: E52; E58; F41.

1. Введение

К странам с промежуточным валютным режимом Международный валютный фонд (МВФ) относит 99 государств (Annual Report..., 2012)², причем 43 страны из 99 относятся к режиму с условно фиксированным курсом, а 56 из 99 периодически сталкиваются с корректировками валютного курса. При этом по данным МВФ 15 стран из 56 де-факто привязывают свою валюту к американскому доллару или корзине валют, хотя де-юре имеют другие режимы монетарной политики, такие как инфляционное таргетирование, таргетирование монетарных агрегатов и др.³ Еще 9 стран из 56 (в том числе и Россия) не имеют явного якоря монетарной политики и ориентируются на различные индикаторы, включая валютный курс. Приведенные цифры свидетельствуют о том, что для ряда стран можно поставить вопрос о существовании двух относительно независимых составляющих

¹ Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2014 г. Автор выражает благодарность С. Э. Пекарскому, А. В. Полбину, А. В. Ларину, а также анонимным рецензентам за ценные замечания при работе над текстом.

² К промежуточному валютному режиму отнесем группу режимов «мягкой привязки» (soft pegs) и «по-другому управляемые» режимы (other managed arrangements) в классификации МВФ.

³ Подробнее о феномене «боязни плавания» см. (Calvo, Reinhart, 2002), а о соотношении де-юре и де-факто классификаций валютного курса — (Levy-Yeyati, Sturzenegger, 2005) и др.

монетарной политики. К традиционной (далее денежно-кредитной) составляющей добавляется валютная составляющая монетарной политики, которая имеет собственный канал трансмиссии. В настоящей работе исследуется один из наиболее рельефных примеров использования двух в значительной мере независимых инструментов монетарной политики России в период 2001–2012 гг. Анализ проводится в рамках методологии байесовской оценки DSGE модели.

Существует несколько работ, посвященных построению DSGE моделей для анализа российского бизнес-цикла. Авторы всех работ, прежде всего, делают упор на зависимость экономики России от флуктуаций цен на нефть: Sosunov, Zamulin (2007) и вслед за ними Kopoyev (2011), а также Малаховская, Минабутдинов (2013) и Полбин (2014) вводят доходы от экспорта нефти как чистую ренту домашних хозяйств. В работах (Semko, 2013) и (Полбин, 2013) вводится трехсекторная структура экономики, в рамках которой моделируется сектор производства нефти и газа (сектор *commodities*), функционирующий в условиях совершенной конкуренции на мировом рынке нефти.

Разработанные DSGE модели довольно сильно отличаются друг от друга по структуре, набору номинальных и реальных жесткостей, но, возможно, наибольший разброс в работах касается правил монетарной политики Банка России. Работы (Semko, 2013; Малаховская, Минабутдинов, 2013) опираются на правило Тэйлора с авторегрессионной компонентой и валютным курсом. Semko (2013) при этом добавляет в правило цены на нефть, показывая, что для снижения общественных потерь ставка процента должна реагировать на данный показатель. Полбин (2013, 2014) для минимизации искажений, появляющихся в модели от неправильной спецификации правила монетарной политики, вместо правила монетарной политики использует процесс случайного блуждания валютного курса. В этом случае, как подчеркивает автор, возникает проблема интерпретации шоков политики — любые колебания валютного курса интерпретируются как шоки политики, что не всегда справедливо. Например, скачки курса иностранной валюты в кризисы 1998 и 2008 гг. были обусловлены различными внешними и внутренними шоками. В работах (Sosunov, Zamulin, 2007) и (Kopoyev, 2011) ставится вопрос об оптимальном режиме монетарной политики. В обеих работах рассматриваются несколько потенциальных вариантов правил и показывается, что шоки платежного баланса требуют включения валютного курса в правило монетарной политики.

Цель данной работы состоит в том, чтобы в рамках процедуры оценки DSGE модели для малой открытой экономики продемонстрировать, что модель с двумя правилами монетарной политики позволяет лучше описать динамику макроэкономических переменных в России в период 2001–2012 гг., чем модель с одним правилом. Для этого необходимо сформулировать и оценить правила монетарной политики для промежуточного режима валютного курса, позволяющие компактно описать монетарную политику Банка России в 2001–2012 гг. Данную задачу уже решали Semko (2013) и Малаховская, Минабутдинов (2013) при оценке своих DSGE моделей. В обеих работах использовалось правило Тэйлора, которое оставляет довольно много свободы в процессе оценки, поскольку в нем постулируется логлинейная взаимосвязь между ставкой процента, разрывом ВВП, инфляцией, валютным курсом (и другими возможными переменными, например ценами на нефть, как в (Semko, 2013)). С использованием информативных априорных распределений для коэффициентов в правиле Тэйлора, в обеих работах были получены удовлетворительные оценки данного правила.

С одной стороны, использование правила Тэйлора при оценке DSGE модели для России в 2001–2012 гг. вызывает сомнения: во-первых, до кризиса банки практически не брали кре-

дены под ставку рефинансирования, т. к. короткие деньги можно было получить на рынке межбанковского кредитования под более низкую ставку; во-вторых, ставки по коротким кредитам держатся Банком России в коридоре, который гораздо шире коридора ставок в США, Еврозоне и др. государствах, где центральный банк управляет экономикой через ставку процента; в-третьих, основным операционным ориентиром Банка России был валютный курс⁴. С другой стороны, относительная гибкость правила Тэйлора позволяет использовать его для описания любого монетарного режима, предполагающего активную контрциклическую монетарную политику. Широкое использование данного правила как при теоретическом моделировании, так и в эмпирических работах, делает его наиболее подходящим вариантом правила денежно-кредитной политики Банка России⁵.

При регулировании валютного курса Банк России использует правило корректировки границ валютного коридора в зависимости от объема накопленных валютных интервенций свыше целевых⁶. Данное правило возникло в России в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг., а официально было введено в практику Банком России с февраля 2009 года как способ достижения долгосрочной устойчивости платежного баланса. Данное правило определяет степень гибкости валютного курса, который корректируется в результате шоков, отражающихся на платежном балансе страны: чем меньший объем накопленных валютных интервенций сверх целевых требуется для проведения коррекции курса на 5 копеек за бивалютную корзину, тем более гибким является валютный курс в стране⁷. Некоторая проблема состоит в том, что подобное правило покрывает не весь анализируемый временной диапазон 2001–2012 гг. До 2008 года ЦБ использовал другие принципы курсообразования: до кризиса ЦБ задавал пределы укрепления реального эффективного курса рубля, причем данные пределы не являлись жестким ограничением, накладываемым ЦБ на монетарную политику, и часто не выдерживались⁸. Компромиссным вариантом правила валютной поли-

⁴ В разные периоды акцент делался на курсе доллара США, реальном эффективном курсе рубля, курсе бивалютной корзины из доллара США и евро (см. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики за 2001–2013 гг.).

⁵ В работе (Дробышевский и др., 2009) тестируется несколько модификаций правил денежно-кредитной политики России, связывающих, в числе прочих, ставку рефинансирования с инфляцией, ВВП, валютным курсом и другими переменными. Авторы показали, что статистическая связь между ставкой на рынке межбанковских кредитов (МБК) и инфляцией, ВВП и безработицей не прослеживается. В то же время оценка методом обобщенных моментов позволила выявить статистически значимую зависимость ставки на рынке МБК от ожидаемых будущих значений инфляции, ВВП и безработицы.

⁶ По определению Банка России «... Проведение целевых интервенций направлено главным образом на нейтрализацию устойчивых ожиданий участников внутреннего валютного рынка относительно изменения обменного курса рубля, формирующихся под влиянием сложившейся внешнеэкономической конъюнктуры. Валютные интервенции, совершаемые Банком России сверх установленного целевого объема, осуществляются в целях сглаживания колебаний обменного курса рубля, не обусловленных действием фундаментальных экономических факторов» (http://www.cbr.ru/dkp/?Prtid=e-r_policy).

⁷ По правилу, установленному Банком России, «Корректировка границ операционного интервала осуществляется автоматически при достижении накопленным объемом операций Банка России установленной величины. С 10 декабря 2013 года параметры сдвига границ операционного интервала установлены таким образом, что при достижении накопленным объемом покупки (продажи) Банком России иностранной валюты 350 млн долларов США происходит автоматический сдвиг границ на 5 копеек вниз (вверх)» (http://www.cbr.ru/dkp/?Prtid=e-r_policy).

⁸ Проблема невыполнения прогнозов Банка России по инфляции и реальному укреплению курса рубля до кризиса 2008 г. обсуждается в работе (Шульгин, 2007).

тики является использованное в работе правило корректировки валютного курса, связывающее линейной зависимостью валютный курс и международные резервы в терминах отклонений от своих стационарных уровней. При этом до 2008 года степень гибкости валютного курса была ниже, поскольку фактический валютный курс изменялся незначительно, а отклонение валютного курса от стационарного уровня (рубль был недооценен) сокращалось за счет инфляции, превышающей мировой уровень. Данный процесс сходимости фактического валютного курса к стационарному уровню протекал не стихийно, а под контролем ЦБ, что позволяет говорить о правиле валютной политики⁹.

Два обозначенных выше правила отражают два аспекта стабилизационной монетарной политики Банка России: правило корректировки валютного курса направлено на стабилизацию платежного баланса, а правило Тэйлора направлено на стабилизацию инфляции, ВВП и валютного курса за счет ставки рефинансирования. Однако вопрос о том, сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE модели на российских данных, остается открытым. Альтернативой является модель с одним из этих двух правил политики, в которой предполагается стохастический процесс управления одним из инструментов вместо второго правила.

Проблема совместного использования правил для систематической денежно-кредитной и валютной политики поднимается в работах Escudé (2007, 2013), который вводит в DSGE модель эффект баланса, определяя два неколлинеарных инструмента ЦБ: объем международных резервов и объем выпущенных им облигаций. Два правила монетарной политики сосуществуют благодаря колебаниям эндогенной премии за риск, которая зависит от соотношения внешнего долга и ВВП страны. Неограниченная подстройка объемов международных заимствований к параметрам монетарной политики позволяет ЦБ получать стабилизационную выгоду от одновременного использования правил денежно-кредитной и валютной политик. Данная логика описывает оптимальное поведение любого ЦБ в промежуточном режиме валютного курса: режиме MER (managed exchange rate — управляемый валютный курс) по Escudé (2013). Таким образом, вывод, полученный в работах (Escudé, 2007, 2013), позволяет теоретически обосновать введение второго правила монетарной политики в DSGE модель.

С точки зрения построения и оценки DSGE модели, приведенные выше соображения означают, что, во-первых, необходимо ввести в модель два уравнения (правила), описывающих монетарную политику в промежуточном режиме валютного курса, а значит ввести в модель уравнение баланса ЦБ; во-вторых, при оценке модели необходимо учесть данные о динамике международных резервов, которые не были учтены ни в одной из работ, посвященных оценке DSGE модели для России; в-третьих, ввести в модель возможность оценки параметра гибкости валютного курса для двух временных интервалов (до 4 квартала 2008 года и после него) по отдельности.

Дополнительное правило валютной политики помогает точнее идентифицировать структурные шоки модели, т. к. позволяет учесть сглаженную реакцию валютного курса на шоки в случае промежуточного режима по сравнению с более резкой реакцией валютного курса в режиме свободного плавания. Правило валютной политики потенциально идентифицируется на данных даже при отсутствии данных о международных резервах, но включение

⁹ Анализ принципов валютной политики и эмпирическая оценка правила валютной политики проведены в работе (Шульгин, 2006).

последних в список наблюдаемых переменных позволяет сделать идентификацию более точной.

Базовой DSGE моделью была выбрана модель, разработанная Dib (2008), которая содержит трехсекторную структуру экономики (сектора производства торгуемых (промышленных) и неторгуемых товаров плюс сектор производства биржевых товаров (commodities)), а также набор номинальных и реальных жесткостей, необходимый для моделирования наблюдаемой персистентности макроэкономических переменных. Модель включает уравнения, характеризующие неполный международный финансовый рынок, позволяющие вводить два правила монетарной политики, не создавая при этом противоречия с условием непокрытого процентного паритета. Модель (Dib, 2008) оценивается для экономики Канады и в большинстве аспектов подходит для анализа экономики России, однако для целей данной работы модель соответствующим образом корректируется. Вводится эффект баланса ЦБ, позволяющий определить два правила монетарной политики. Модель ценообразования по Кальво с индексацией на стационарную инфляцию заменяется моделью ценообразования по Кальво с индексацией на предыдущую инфляцию по Yun (1996). Это позволяет ввести в модель дополнительный инструмент увеличения персистентности инфляции, что может потенциально потребоваться для страны с высокой инфляцией. В модель добавляются несколько внутренних шоков (шоки предпочтений, премии за риск и др.), позволяющие расширить список наблюдаемых переменных.

Калибровка и оценка модели отличается от работ (Dib, 2008) и (Semko, 2013) по нескольким принципиальным пунктам. Во-первых, оцениваются, а не калибруются, параметры функции полезности, а также параметр, влияющий на эластичность предложения нефти по цене. Во-вторых, при калибровке параметров и расчете стационарных уровней переменных, связанных с внешней экономической деятельностью страны, учитывается существование сомнительных сделок в платежном балансе, методология расчета которых была существенно усовершенствована Банком России в 2013 году. В-третьих, используется более широкий набор наблюдаемых переменных (и шоков), соответствующий поставленным задачам.

Работа включает два основных раздела. В первом из них в сокращенном виде приводится скорректированная модель, базирующаяся на работе (Dib, 2008). Во втором из нескольких вариантов байесовской оценки DSGE модели выбирается наилучший с точки зрения соответствия российским данным. В заключении приведены основные результаты исследования.

2. Модель

Разработанная модель основана на работе 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.

1. Производители биржевых товаров (*X*-сектор).
2. Производители торгуемых (далее промышленных) товаров (*M*-сектор).
3. Производители неторгуемых товаров и услуг (*N*-сектор).
4. Импортёры (*F*-сектор).

5. Производители конечных товаров и услуг.
6. Производители капитала.

Капитал создается из потока конечных товаров и услуг Z_t , часть которого становится инвестициями I_t (инвестиционный лаг составляет 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 издержками подстройки капитала (Dib, 2008).

При производстве конечных товаров и услуг Z_t в качестве промежуточных 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 биржевые товары $Y_{X,t}$ используются в качестве промежуточных 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 биржевые товары стремится к бесконечности). При производстве товаров X -сектора используются природные ресурсы L_t . 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 биржевые товары $Y_{X,t}$ 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 X -, M - и N -секторах ($H_{X,t}$, $H_{M,t}$ и $H_{N,t}$ соответственно).

На всех рынках монополистической конкуренцией используется принцип ценообразования по Calvo (1983) с индексацией на предыдущую инфляцию по 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. правило контрциклической фискальной политики не задается¹⁰. Правительство не выпускает ценных бумаг и не оказывает влияния на денежную массу. Данное упрощение позволяет абстрагироваться от конфликта интересов фискальных и монетарных властей. В используемых данных фискальная компонента денежной массы включена в переменную B_t .

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). При сопоставлении с данными B_t ЦБ агрегирует все доступные ему инструменты предоставления (-) / абсорбирования (+) ликвидных средств, не обеспеченных международными резервами. В России основной вклад в динамику агрегата B_t вносили платежи в Стабилизационный фонд Правительства РФ, операции с облигациями Банка России (2006–2011), кредиты без обеспечения Банка России (в период 2008–2010 гг.) и др.

В экономике выполняется условие непокрытого процентного паритета с эндогенной премией за риск, которая позволяет учесть возможность существования стабильного ненулевого

¹⁰ Фискальная политика играла заметную роль в российском бизнес-цикле, однако данная тема требует отдельного исследования, т. к. формулировка правила фискальной политики России для периода 2001–2012 гг. представляется трудноразрешимой задачей.

ожидаемого дифференциала процентных ставок в отечественной и мировой экономике. Это позволяет моделировать переток капитала между странами, а ЦБ независимо управлять двумя инструментами монетарной политики.

Основные предпосылки, условия оптимизации и другие уравнения модели приведены в работе (Шульгин, 2014).

2.1. Правила монетарной политики

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 делали 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 $IR_t = IR_{t-1} + S_t(IR_t^* - IR_{t-1}^*)$ — объем международных резервов в отечественной валюте; S_t — курс иностранной валюты¹¹.

Введение двух инструментов предполагает задание двух 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:

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

Schmitt-Grohé, Uribe (2003) показали, что введение функции стоимости внешних заимствований от внешних долгов является одним из способов решения проблемы единичного корня в моделях малой открытой экономики, а Lubik (2007) продемонстрировал, что премия за риск должна быть при этом полностью интернализирована¹². В работе используется линейная зависимость премии за риск от соотношения внешний долг / ВВП страны (спецификация аналогична Adolfson et al. (2007) за исключением отсутствия шока премии за риск, который не вводится в модель, т.к. возникает проблема идентификации данного шока совместно с шоком зарубежной ставки процента):

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

¹¹ Альтернативная спецификация используется Escudé (2013), который предполагает пересчет международных резервов в отечественную валюту по формуле: $IR_t = S_t IR_t^*$.

¹² Каждый агент, оптимизирующий свое потребление, должен учитывать, что ставка заимствования зависит от уровня его задолженности.

Спецификация (3) характеризует неполный финансовый рынок и предполагает повышение ставок заимствования при наличии внешних долгов ($B_t^* < 0$) и снижение доходности вложений при размещении активов ($B_t^* > 0$). Размещение международных резервов $IR_t^* > 0$ ЦБ не предполагает снижения ставки процента, как в (3).

В работе тестируются четыре модификации модели, в каждую из которых включается одно уравнение для валютной политики и одно уравнение для денежно-кредитной политики. В модели фигурируют два правила монетарной политики: правило Тэйлора для денежно-кредитной политики и правило корректировки валютного курса для валютной политики.

Правило Тэйлора может использоваться в том числе для описания монетарной политики в промежуточном валютном режиме. Для этого в каноническое правило Тэйлора добавляются зависимость ставки рефинансирования $i_{ref,t}$ от валютного курса. Правило Тэйлора (TR) тестируется в следующем виде:

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

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 (ERR) задается следующим 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 $\varepsilon_{S,t}$ следует авторегрессии первого порядка:

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

Правило (5) является не точной формулой корректировки границ валютного коридора, используемой Банком России с 2009 года, но его аппроксимацией в терминах отклонений от стационарных уровней. Для удобства эмпирической оценки в (5) международные резервы нормируются на номинальный импорт $\frac{IR_t^* - \overline{IR}^*}{\bar{P}_F^* \bar{Y}_F}$, потому что именно эта переменная

входит в список наблюдаемых.

Если в (5) $k_{IR} \rightarrow \infty$, то курс становится плавающим, и в этом случае вместо уравнения (5) валютную политику опишем авторегрессионным процессом для международных резервов IR_t^* ($ARIR$):

$$IR_t^* = \rho_{IR} IR_{t-1}^* + (1 - \rho_{IR}) \overline{IR}^* + \eta_{IR,t}, \quad \rho_{IR} \in (0, 1), \quad (7)$$

где $\eta_{IR,t}$ — шоки международных резервов, которые используются для объяснения волатильности переменной IR_t^* . Данные шоки можно интерпретировать как объем валютных интервенций ЦБ, проводимых для защиты валютного курса от спекулятивных колебаний.

Для описания динамики переменной B_t и, следовательно, альтернативного объяснения волатильности наблюдаемой переменной $\frac{M_t - \bar{M}}{\bar{M}}$ может быть использован AR(1) процесс вида:

$$B_t = \rho_{Ref} B_{t-1} + (1 - \rho_{Ref}) \bar{B} + \eta_{Ref,t}, \quad \rho_{Ref} \in (0, 1), \quad (ARRef) \quad (8)$$

где $\eta_{Ref,t}$ — шоки предложения денег, причем, поскольку B_t — это объем эмитированных ЦБ ценных бумаг, то $\eta_{Ref,t} < 0$ приводит к увеличению денег в обращении.

Уравнения (7) и (8) не создают связей между эндогенными переменными модели, а лишь констатируют наличие необъясненной волатильности инструментов ЦБ, поэтому далее будем использовать термин «стохастический процесс». Таким образом, в модели анализируются два правила: правило Тэйлора и правило корректировки валютного курса.

Для ответа на вопрос, сколько правил валютной политики необходимо для описания политики Банка России, рассмотрим четыре комбинации правил, которые далее тестируются на макроданных.

1. (Два правила: $TR+ERR$) Правило Тэйлора (TR) и правило корректировки валютного курса (ERR).
2. (Одно правило: $ERR+ARRef$) Правило корректировки валютного курса (ERR) и стохастический процесс для объема ценных бумаг B_t ($ARRef$).
3. (Одно правило: $TR+ARIR$) Правило Тэйлора (TR) и стохастический процесс международных резервов IR_t^* ($ARIR$).
4. (Ноль правил: $ARIR+ARRef$) Два стохастических процесса инструментов IR_t^* ($ARIR$) и B_t ($ARRef$).

Комбинации 1 и 2, в которые входит правило корректировки валютного курса (ERR), а также комбинация 3 с правилом Тэйлора (TR), подходят для описания промежуточного режима валютного курса. Комбинация 4, в которой ЦБ не использует ни одного правила, предполагающего стабилизацию валютного курса, описывает режим плавающего валютного курса.

Комбинации 1 и 3, в которые входит правило Тэйлора (TR), описывают активную стабилизационную монетарную политику. Комбинации 2 и 4, в которых задается стохастический процесс объема ценных бумаг ($ARRef$), не задают стабилизационной денежно-кредитной компоненты монетарной политики.

Escudé (2013) характеризует комбинации 2 и 3 как краевые решения для варианта модели (Два правила: $TR+ERR$), заведомо уступающие ему в терминах монетарной стабилизации, однако при тестировании на реальных данных все варианты изначально предполагаются равнозначными.

3. Оценка модели

При соотнесении модели с данными сначала проводится калибровка тех параметров модели, которые в первую очередь влияют на стационарное состояние и плохо или совсем не идентифицируются на данных, избавленных от констант и тренда. Затем остальные параметры оцениваются с помощью байесовских методов.

Подробности калибровки параметров и расчета на их основе стационарного состояния модели приведены в работе (Шульгин, 2014). Байесовская оценка основывается на квартальной макроэкономической статистике РФ для периода Q1:2001–Q4:2012 (48 кварталов). Описание переменных и их динамика приведены в Приложении.

3.1. Априорные распределения параметров

Априорные распределения оцениваемых параметров (список оцениваемых параметров приведен в табл. П1 Приложения) выбирались таким образом, чтобы, с одной стороны, минимизировать влияние на функцию апостериорной плотности (что стимулирует использование неинформативных априорных распределений), а с другой стороны, получить максимально робастные оценки параметров модели (что стимулирует использование информативных априорных распределений). Последнее связано с тем, что в теоретической модели имеется несколько альтернативных механизмов определения персистентности эндогенных переменных, идентификация которых на данных затруднена¹³. Таким образом, информативные априорные распределения использовались в том случае, когда это требовалось для решения проблемы идентификации параметров¹⁴.

Стандартные отклонения шоков имеют равномерное априорное распределение, что характеризует «скудность априорных знаний» о данных параметрах (см. (Айвазян, 2008)).

Для коэффициентов ρ_i в качестве априорного используется бета-распределение с $E(\rho_i) = 0.6$, $\sigma(\rho_i) = 0.1$, где $i = \{b, H, M, L, AM, AN, rpCR, i^*, P^*\}$, что предполагает умеренную персистентность латентных шоков.

В работе предполагаются умеренные значения коэффициента привычек в потреблении h , который имеет априорное бета-распределение с $E(h) = 0.5$, $\sigma(h) = 0.2$, и коэффициентов индексации на предыдущую инфляцию χ_j , которые также имеют априорное бета-распределение с $E(\chi_j) = 0.5$, $\sigma(\chi_j) = 0.2$, где $j = \{W, M, N, F\}$.

При оценке параметров для механизма ценообразования по Кальво используется априорное бета-распределение с $E(\theta_j) = 0.75$, $\sigma(\theta_j) = 0.1$. Выбранное среднее соответствует наиболее часто встречающемуся в литературе по бизнес-циклам значению, согласно которому среднее время коррекции цены (заработной платы) составляет один год.

Априорные распределения параметров реальной жесткости (издержек подстройки капитала $\varphi_{K,i}$ и инвестиций $\varphi_{I,i}$, где $i = M, N, X$), а также параметров функции полезности σ_C , σ_H и σ_M имеют равномерное распределение, что также свидетельствует о скудности априорных знаний.

Для оценки доли дохода владельцев природных ресурсов в общем доходе X -сектора s_X используется бета-распределение $E(s_X) = 0.9$, $\sigma(s_X) = 0.05$. Данное распределение призвано ограничить оценку данного параметра естественными рамками $s_X < 1$.

Авторегрессионные коэффициенты процессов для наблюдаемых переменных $P_{X,t}^*$, Y_t^* и G_t при оценке модели фиксируются: $\rho_{PX} = 0.758$; $\rho_{Y^*} = 0.864$; $\rho_G = 0.956$.

¹³ Подробнее о проблеме идентификации параметров при оценке DSGE моделей см. (Iskrev, 2008).

¹⁴ В работе (Шульгин, 2014) приведены оценки модели для альтернативных наборов априорных распределений, иллюстрирующие описанный выше компромисс.

Из-за скудности априорных знаний при оценке DSGE модели с правилом Тэйлора (4) используется равномерное априорное распределение коэффициентов $k_Y, k_\pi, k_S, \rho_{PR}$.

3.2. Оценка правила валютной политики

Особенность оценки правила валютной политики (5)–(6) состоит в том, что данное правило оценивается с учетом изменения параметра гибкости валютного курса k_{IR} , произошедшего в 4-м квартале 2008 года, когда Банк России начал контролируруемую девальвацию рубля для долгосрочной стабилизации платежного баланса. Это может понадобиться для анализа оптимальности правил монетарной политики Банка России до и после кризиса 2008–2009 гг. Для этого перепишем (5) в виде:

$$\frac{S_t - \bar{S}}{\bar{S}} = -(k_{IR1}(1 - D_t) + k_{IR2}D_t) \frac{IR_t^* - \overline{IR}^*}{\bar{P}_F \bar{Y}_F} + \varepsilon_{S,t}, \text{ где} \quad (9)$$

$$D_t = \begin{cases} 0, & Q1: 2001 - Q3: 2008, \\ 1, & Q4: 2008 - Q4: 2012, \end{cases} \quad (10)$$

а $\varepsilon_{S,t}$ следует уравнению (6).

Оценка DSGE модели со структурным сдвигом параметра затруднена. Например, линеаризация правила (9) около стационарной точки дает:

$$\frac{S_t - \bar{S}}{\bar{S}} = -(k_{IR1}(1 - \bar{D}) + k_{IR2}\bar{D}) \frac{IR_t^* - \overline{IR}^*}{\bar{P}_F \bar{Y}_F} + \varepsilon_{S,t}. \quad (11)$$

Условие (11) показывает, что при оценке DSGE модели, включающей уравнение (9), и отсутствии априорной информации о коэффициентах k_{IR1} и k_{IR2} возникает проблема идентификации данных параметров. Наилучшая стратегия оценки (9) состоит в оценке DSGE модели для двух временных интервалов в (10) по отдельности. Однако в данном случае из-за ограниченности числа наблюдений такое решение невозможно, поэтому далее используется компромиссный алгоритм оценки. Уравнения (9) и (6) оцениваются отдельно от остальных с помощью метода наименьших квадратов (МНК). При этом линеаризация правила (9) не производится, и, следовательно, проблема идентификации коэффициентов k_{IR1} и k_{IR2} не возникает. Полученные МНК оценки коэффициентов k_{IR1} , k_{IR2} и ρ_S используются для задания априорных распределений данных параметров при оценке DSGE модели.

Результат МНК оценки системы (9) и (6):

$$\frac{S_t - \bar{S}}{\bar{S}} = -\underbrace{(0.00392(1 - D_t) + 0.1579^{***} D_t)}_{\substack{(0.00584) \\ [0.672]}} \frac{IR_t^* - \overline{IR}^*}{\bar{P}_F \bar{Y}_F} + \varepsilon_{S,t}, \quad (12)$$

$$\varepsilon_{S,t} = \underbrace{0.8368^{***}}_{\substack{(0.0857) \\ [9.765]}} \varepsilon_{S,t-1} + \eta_{S,t},$$

$$R^2 = 0.80, \quad DW = 1.79.$$

В круглых скобках приведены стандартные ошибки; в квадратных скобках — t -статистика оценок коэффициентов; DW — статистика Дарбина–Уотсона. При оценке (12) в пакете EViews используется алгоритм оценки нелинейного МНК.

Оценка (12) методом МНК наталкивается на проблему эндогенности, поэтому сами по себе оценки коэффициентов в (12) использовать нельзя, однако они содержат информацию об изменении коэффициента k_{IR} и могут служить основой для задания априорных распределений данных параметров. Таким образом, при оценке DSGE модели используются следующие параметры нормального априорного распределения коэффициентов:

$$E(k_{IR1}) = 0.00392, \sigma(k_{IR1}) = 0.1; E(k_{IR2}) = 0.1579, \sigma(k_{IR2}) = 0.1;$$

$$E(\rho_s) = 0.8368, \sigma(\rho_s) = 0.1.$$

Здесь средние значения соответствуют МНК оценкам (12), а высокие стандартные отклонения вносят минимальные искажения в функцию правдоподобия $L(\theta, Y)$ при оценке данных параметров байесовским методом и отражают наличие проблемы эндогенности при оценке (12) МНК.

Выбранная стратегия оценки позволяет как оценить средний коэффициент гибкости k_{IR} в (5), так и избежать проблемы идентификации параметров k_{IR1} и k_{IR2} в (9). Однако линеаризация (11) не позволяет извлечь из данных какую-либо информацию о структурном сдвиге коэффициента гибкости ($k_{IR2} - k_{IR1}$).

3.3. Результаты оценки

На первом этапе производится оценка модели для четырех вариантов правил монетарной политики, из которых выбирается наилучший. На втором этапе с помощью алгоритма Метрополиса–Хастингса рассчитываются средние значения, а также доверительные интервалы параметров модели с наиболее подходящей спецификацией правил монетарной политики. Все расчеты проведены в пакете Dynare (Adjemian et al., 2011).

Оценка модели с различными правилами монетарной политики. Сравним оценку разработанной модели для четырех обозначенных выше вариантов задания правил монетарной политики, чтобы выбрать из них наиболее адекватный.

Модель для четырех вариантов правил оценивается байесовским методом. Оценка параметров получена численным методом, как результат максимизации функции апостериорной плотности: $\max_{\theta} f(\theta|Y)$. Критерием качества моделей выступает маргинальная плотность вероятности $f(Y) = \int f(\theta)L(\theta, Y)d\theta$, аппроксимированная методом Лапласа¹⁵ (далее критерий LA). Результаты расчетов приведены в табл. П2 Приложения.

Из проведенных расчетов следует, что модель с двумя правилами $TR+ERR$ лучше описывает данные, чем другие модели. Если предположить, что данные описываются одной из четырех оцененных моделей, тогда на основе критерия LA с вероятностью 81% — это модель $TR+ERR$, с вероятностью 19% — это модель $TR+ARIR$, а модели $ERR+ARRef$ и $ARIR+ARRef$ имеют близкие к нулю вероятности.

¹⁵ См. (Azevedo-Filho, Shachter, 1994).

На рисунке П1 Приложения приведены функции импульсного отклика (IRF) на шок цен на нефть $\eta_{PX,t}$ для четырех правил монетарной политики¹⁶. Графики показывают, что DSGE модели со стохастическим процессом *ARRef* имеют более персистентные функции отклика, чем модели с правилом Тэйлора *TR*. Таким образом, умеренный стабилизационный эффект правила Тэйлора позволяет снизить персистентность IRF для DSGE моделей, в которые данное правило входит, и тем самым лучше описать данные.

Модель со стохастическими процессами инструментов *ARIR+ARRef* преувеличивает реакцию валютного курса S_t на шок $\eta_{PX,t}$ по сравнению с остальными тремя моделями, т. к. это единственная модель, которая не предполагает механизмов стабилизации курса ЦБ. Модели, включающие правило коррекции валютного курса *ERR*, предполагают использование инструмента международных резервов IR^* для стабилизации валютного курса. Данный принцип широко подтверждается практикой Банка России, а также IRF для векторных авторегрессий (VAR), оцененных на том же массиве данных (Шульгин (2014)).

Кроме аргумента максимизации маржинальной плотности вероятности

$$f(Y) = \int f(\theta)L(\theta, Y)d\theta,$$

в пользу варианта с двумя правилами работает априорная информация о политике Банка России, который ставит и решает задачу стабилизации как инфляции, так и валютного курса. Это делает колебания его обоих инструментов неслучайными, но связанными с различными структурными макроэкономическими шоками, влияющими на выбранные целевые ориентиры.

Таким образом, приведенные выше соображения позволяют сделать вывод, что модель с двумя правилами *TR+ERR* лучше описывает российские данные, и далее провести расчет средних значений и доверительных интервалов параметров именно для этого варианта.

Оценка средних значений и доверительных интервалов параметров модели с помощью алгоритма Метрополиса–Хастингса. Алгоритм Метрополиса–Хастингса в рамках метода Монте-Карло по схеме цепи Маркова (Markov Chain Monte-Carlo Metropolis Hastings, далее МСМСМН алгоритм) позволяет генерировать конечную выборку для параметров модели из апостериорного распределения с функцией плотности $f(\theta|Y)$ ¹⁷.

Для модели с двумя правилами *TR+ERR* рассчитываются две цепи МСМСМН алгоритма по одному миллиону итераций каждая. Результаты расчетов приведены в табл. П3 Приложения.

Все оцениваемые параметры модели имеют разумные, интерпретируемые значения. От $\theta_M = 0.567$ до $\theta_W = 0.869$ оценены средние значения вероятности индексации цены (заработной платы)¹⁸. От $\chi_N = 0.407$ до $\chi_F = 0.567$ оценивается степень индексации на предыдущую инфляцию. Параметры функции издержек подстройки капитала находятся в пределах от $\varphi_{KX} = 21.36$ до $\varphi_{KN} = 83.21$. Параметр привычек в потреблении оценен на уровне $h = 0.665$. Средние значения параметров функции полезности составляют $\sigma_C = 3.03$, $\sigma_H = 7.95$,

¹⁶ Для краткости далее будем называть шок цен товаров X-сектора $\eta_{PX,t}$ шоком цен на нефть, хотя при сопоставлении модели с данными для расчета индекса $P_{X,t}$ использовались цены на нефть, газ и продукты нефтепереработки.

¹⁷ Подробнее см. (Gamerman, 1997).

¹⁸ Таким образом, средний период, за который происходит корректировка цен (заработных плат), составляет от 2.32 до 7.63 квартала.

$\sigma_M = 9.72^{19}$. Среднее значение эластичности производственной функции X -сектора по природным ресурсам составляет величину $s_X = 0.927$. При оценке данной величины использовалось ограничивающее априорное распределение со средним значением 0.9, поэтому данная оценка делает сектор X близким по своим свойствам к сектору, создающему чистую ренту для владельцев природных ресурсов (аналогично работам (Sosunov, Zamulin, 2007; Konogev, 2011)). Однако дальнейший анализ показывает, что высокое значение s_X скорее свидетельствует о том, что в рамках модели выгодно иметь как можно более полную компенсацию влияния шоков цен на нефть $\eta_{PX,t}$ на реальную часть экономики России. Поэтому полученные оценки параметра s_X не проливают свет на свойства производственной функции сектора X .

Среднее значение коэффициента, характеризующего степень гибкости валютного курса в правиле ERR k_{IR} , оценено на более высоком уровне по сравнению с его оценкой методом МНК для всех временных промежутков:

$$\begin{aligned} k_{IR}|_{OLS} &= 0.058 < k_{IR}|_{DSGE} = 0.139 && \text{на интервале Q1:2001–Q4:2012,} \\ k_{IR1}|_{OLS} &= 0.004 < k_{IR1}|_{DSGE} = 0.100 && \text{на интервале Q1:2001–Q3:2008,} \\ k_{IR2}|_{OLS} &= 0.158 < k_{IR2}|_{DSGE} = 0.211 && \text{на интервале Q4:2008–Q4:2012.} \end{aligned}$$

Оценка DSGE показывает, что курсообразование в России более гибкое, чем можно было бы заключить из МНК оценок на основе данных о валютном курсе и международных резервах. Полученные оценки коэффициентов k_{IR1} и k_{IR2} не содержат новой информации о структурном сдвиге параметра гибкости валютного курса ($k_{IR2} - k_{IR1}$) в дополнение к априорной информации о данных коэффициентах, полученной при МНК оценке правила (12). DSGE оценки параметров k_{IR1} и k_{IR2} показывают лишь то, каким образом при используемых априорных распределениях достигается среднее значение параметра гибкости валютного курса в (5): $(k_{IR1}(1 - \bar{D}) + \Delta k_{IR2} \bar{D})$.

На рисунке П2 Приложения показаны графики функций импульсного отклика (IRF) шести эндогенных переменных на шоки цен на нефть $\eta_{PX,t}$. Данные МСМСМН алгоритма позволяют рассчитать IRF методом Монте-Карло: значения IRF рассчитываются для различных комбинаций параметров, взятых из апостериорного распределения МСМСМН алгоритма. На рисунке П2 Приложения приведены средние значения IRF, а также границы доверительного 90%-ного интервала. IRF при включении в DSGE модель правила ERR вычисляются для $\bar{D} = 17/48$ в условии (10), т. е. для усредненной степени гибкости валютного курса $k_{IR} = k_{IR1}(1 - \bar{D}) + k_{IR2} \bar{D}$.

3.4. Сильная эконометрическая интерпретация оцененной DSGE модели

Рассмотрим возможности сильной эконометрической интерпретации (по Geweke (1999)) оцененной DSGE модели. Данная интерпретация предполагает, что модель претендует на объяснение всех особенностей бизнес-цикла в стране, может быть использована для про-

¹⁹ В работе (Шульгин, 2014) рассматривается проблема слабой идентификации параметров, из-за которой происходит смещение мод апостериорных распределений, полученных с помощью МСМСМН алгоритма по сравнению с модами, максимизирующими функцию апостериорной плотности $f(\theta|Y)$.

гнозирования, а также дает ответы на вопрос об источниках колебаний в экономике. Оцененная модель не соответствует сильной интерпретации и может быть использована лишь в целях анализа монетарной политики Банка России. Продемонстрируем это.

Первый тест на адекватность импульсных откликов модель проходит — все анализируемые эндогенные переменные имеют разумные отклики на шок цены на нефть $\eta_{PX,t}$ (рис. П2 Приложения) и шоки монетарной политики $\eta_{S,t}$ и $\eta_{PR,t}$ (Шульгин, 2014).

Рассмотрим способность оцененной модели объяснять корреляции эндогенных переменных. Для этого рассчитаем корреляции фактических, а также симулированных на основе оцененной модели переменных с выпуском и ценами на товары X -сектора. Результаты расчетов приведены в табл. П4 Приложения.

Грубых ошибок модель не содержит, т. к. знаки симулированных (модельных) и фактических корреляций для всех наблюдаемых переменных совпадают, однако модельные корреляции реальных переменных с ценами на товары X -сектора и выпуском оказались меньше по модулю, чем фактические. Данная проблема возникла из-за избыточной (по сравнению с фактической) персистентности переменной потребления C_t в DSGE модели, что не позволяет объяснить высокую корреляцию фактического потребления с ценами на товары X -сектора (фактическая — 0.67, модельная — 0.26) и выпуском (фактическая — 0.9, модельная — 0.54). Вслед за потреблением через канал совокупного спроса (и другие каналы модели) снижаются модельные корреляции с ценами на товары X -сектора и выпуском других симулированных реальных переменных.

Первый способ объяснения данного феномена связан с тем, что предпосылка об отсутствии ограничений на оптимизацию во времени потребления домашних хозяйств может не соответствовать действительности. Введение в модель предпосылки о существовании агентов, не имеющих возможности и/или желания производить межвременную оптимизацию потребления, увеличит корреляцию ряда потребления с рядами выпуска и ценами на нефть, т. к. потребление неоптимизирующих домашних хозяйств определяется его текущим, а не перманентным доходом²⁰. Вторым возможным объяснением данного феномена может являться недостаточная реакция премии за риск на соотношение «внешний долг/ ВВП» τ . Положительная зависимость стоимости заимствования от уровня внешней задолженности агентов позволяет избавиться от проблемы единичного корня, но в результате потребление C_t может остаться излишне персистентным рядом, медленно реагирующим на изменение текущего дохода, и с низким темпом сходимости (Lubik, 2007). Параметр $\tau = 0.0155$, как и в работах (Dib, 2008; Semko, 2013), калибруется на базе статей платежного баланса и международной инвестиционной позиции, что не позволяет в полной мере подстроить модель под данные.

Оба предложенных выше способа объяснения низких корреляций реальных переменных с переменными текущего дохода предполагают возникновение проблемы избыточной персистентности реальных переменных в оцененной DSGE модели (проблема персистентности). Эмпирическое подтверждение существования данной проблемы можно найти при сравнительном анализе DSGE и VAR моделей, оцененных на тех же данных (Шульгин, 2014). IRF реальных переменных VAR модели затухают быстрее, чем аналогичные IRF оцененной DSGE модели, а корни характеристического полинома VAR модели меньше по модулю, чем соответствующие корни характеристического полинома для сведенной формы DSGE модели.

²⁰ В российских работах данная предпосылка введена в (Sosunov, Zamulin, 2007).

Утверждение. *Наличие проблемы персистентности не влияет на вывод о том, что комбинация правил монетарной политики (Два правила: TR+ERR) является лучшим способом описания поведения Банка России в рамках оцененной DSGE модели.*

Доказательство приведено в Приложении.

Анализ источников российского бизнес-цикла. Оцененная DSGE модель позволяет проинвестировать декомпозицию эндогенных переменных на шоки. В модели имеются четыре шока, определяющие экзогенные процессы цен на нефть $\eta_{PX,t}$, зарубежного спроса $\eta_{Y^*,t}$, госрасходов $\eta_{G,t}$ и премии за кредитный риск $\eta_{CR,t}$; а также 10 латентных шоков, отвечающих за необъясненную волатильность наблюдаемых переменных. На рисунке П3 Приложения изображена декомпозиция динамики наблюдаемых эндогенных переменных на шоки: внутренние ($\eta_{b,t}$, $\eta_{H,t}$, $\eta_{M,t}$, $\eta_{L,t}$, $\eta_{AM,t}$, $\eta_{AN,t}$, $\eta_{G,t}$, $\eta_{CR,t}$); внешние ($\eta_{Y^*,t}$, $\eta_{i^*,t}$, $\eta_{PX,t}$, $\eta_{P^*,t}$) и политики ($\eta_{S,t}$, $\eta_{PR,t}$).

Проблема представленной декомпозиции состоит в том, что большая часть динамики реальных переменных отнесена на латентные шоки, в то время как корреляция данных переменных с ценами на нефть очень велика (см. табл. П4 Приложения). Это означает, что за счет комбинации латентных шоков дублируется действие цен на нефть на реальные переменные российской экономики, в то время как смоделированный канал воздействия цен на нефть на реальный сектор не позволяет объяснять динамику реальных переменных. Это говорит о наличии проблемы интерпретации латентных шоков, т. к. они в значительной степени повторяют действие цен на нефть на реальный сектор. В этом случае разделение шоков на внутренние и внешние становится условным.

Данная проблема, с одной стороны, частично обесценивает выгоду от использования оцененной DSGE модели при описании российского бизнес-цикла по сравнению с векторной авторегрессией (VAR). С другой стороны, это позволяет ослабить проблему неправильной спецификации DSGE модели, используемой для анализа монетарной политики.

Динамика переменных монетарной политики не имеет ни проблемы персистентности, ни проблемы интерпретации латентных шоков. Модельные корреляции переменных политики с ценами на нефть и доходом довольно точно соответствуют фактическим. Динамика валютного курса в основном отнесена на внешние шоки (основной вклад дает шок цен на нефть $\eta_{PX,t}$). В период 2006–2009 гг. рельефно проявляется контрциклическая политика Банка России: до кризиса 2008 года ЦБ боролся с чрезмерным укреплением рубля, а в период кризиса ЦБ защищал рубль от ослабления. Основной же результат политики стабилизации валютного курса виден на примере динамики IR^* : существование правила корректировки валютного курса ERR приводит к тому, что внешние шоки воздействуют как на валютный курс, так и на международные резервы. На рисунке П4 Приложения видно, что внешние шоки вынуждали Банк России до кризиса 2008–2009 гг. выкупать иностранную валюту, а в период кризиса продавать ее, защищая рубль от чрезмерного ослабления.

В оцененном правиле Тэйлора мгновенная реакция ставки рефинансирования на факторы оказалась очень мала, что позволило связать незначительные флуктуации ставки со значительными разрывами ВВП, инфляции и валютного курса. Рост ставки в период кризиса 2008–2009 гг. отнесен на сумму внутренних шоков, внешних шоков и шоков политики приблизительно в равной пропорции. В начале кризиса действовали внешние шоки, заставившие ЦБ повысить ставку рефинансирования для защиты валютного курса от ослабления. Через полгода основной вклад уже вносили внутренние шоки и шоки политики: в тот момент в стране началась инфляция, для сдерживания которой понадобилось поддержание высоких ставок процента.

Таким образом, несмотря на несоответствие сильной эконометрической интерпретации, оцененная DSGE модель может быть использована для анализа монетарной политики Банка России, поскольку проблема интерпретации латентных шоков не сказывается на качестве симуляции оцененной модели, если в процессе симуляции используется оцененная ковариационная матрица структурных шоков.

4. Заключение

В работе приведена трехсекторная DSGE модель малой открытой экономики, которая оценивается байесовским методом для России в период 2001–2012 гг. Для того чтобы иметь возможность оценивать монетарную политику в промежуточном режиме валютного курса, в стандартную DSGE модель было введено уравнение баланса ЦБ, позволяющее анализировать два инструмента монетарной политики. Независимость инструментов обеспечивается за счет эндогенной премии за риск в уравнении процентного паритета.

Процедура соотнесения теоретической модели с данными комбинирует калибровку структурных параметров, определяющих свойства стационарного состояния DSGE модели, с байесовской оценкой параметров, определяющих динамику модели. Расчеты и проведенный анализ показывают, что для более качественного описания российских данных предпочтительнее использовать DSGE модель с двумя правилами монетарной политики. Правила позволяют объяснять волатильность инструментов — международных резервов и эмитированных/выкупленных ЦБ облигаций — в терминах стабилизационной монетарной политики Банка России. Использование правила Тэйлора улучшает сходимость модели, снижает персистентность функций импульсного отклика, что согласуется с данными. Добавление правила валютной политики позволяет объяснить сглаженную реакцию валютного курса на шоки, влияющие на платежный баланс, а также стабилизационную роль колебаний международных резервов.

Из-за проблем избыточной персистентности реальных переменных и интерпретации латентных шоков оцененная DSGE модель не соответствует сильной эконометрической интерпретации, но может быть использована для анализа монетарной политики Банка России.

Список литературы

Айвазян С. А. (2008). Байесовский подход в эконометрическом анализе. *Прикладная эконометрика*, 9 (1), 93–130.

Дробышевский С. М., Трунин П. В., Каменских М. В. (2009). *Анализ правил денежно-кредитной политики Банка России в 1999–2007 гг.* М.: ИЭП.

Малаховская О., Минабутдинов А. (2013). Динамическая стохастическая модель общего равновесия экспортоориентированной экономики. *Препринт WP12/2013/04*. М.: ГУ ВШЭ.

Полбин А. В. (2013). Построение динамической стохастической модели общего равновесия для экономики с высокой зависимостью от экспорта нефти. *Экономический журнал ВШЭ*, 2, 323–359.

Полбин А. В. (2014). Эконометрическая оценка структурной макроэкономической модели для российской экономики. *Прикладная эконометрика*, 33 (1), 3–29.

Шульгин А. Г. (2006). Эмпирическое исследование валютной политики ЦБ РФ на волне кризисного цикла. *Прикладная эконометрика*, 4 (4), 18–48.

Шульгин А. Г. (2007). Целевой сдвиг монетарной политики России как результат правительственного лидерства при стратегическом взаимодействии с ЦБ РФ. *Препринт* WP12/2007/04. М.: ГУ ВШЭ.

Шульгин А. Г. (2014). Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России. *Препринт* WP12/2014/01. М.: ГУ ВШЭ.

Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villemot S. (2011). Dynare: reference manual, version 4. *Dynare Working Papers*, № 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.

Annual Report on Exchange Arrangement and Exchange Restrictions (2012). International Monetary Fund, October.

Azevedo-Filho A., Shachter R. D. (1994). Laplace's method approximations for probabilistic inference in belief networks with continuous variables. In: Lopes de Mantaras R., Poole D. (eds), *Uncertainty in Artificial Intelligence*, 28–36. San Francisco: Morgan Kaufmann.

Calvo G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383–398.

Calvo G. A., Reinhart C. M. (2002). Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 379–408.

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.

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.

Gamerman D. (1997). *Markov chain Monte Carlo. Stochastic simulation for Bayesian inference*. Chapman and Hall.

Geweke J. (1999). Using simulation methods for Bayesian econometric models: Inference, development and communication. *Econometric Reviews*, 18 (1), 1–73.

Iskrev N. (2008). How much do we learn from estimating DSGE models? A case study of identification issues in a new Keynesian business cycle model. http://www.bancaditalia.it/studiricerche/convegni/atti/conf_dsge/how_much/iskrev_nikolay.pdf.

Konorev A. (2011). Dutch Disease and monetary policy in an oil-exporting economy: The case of Russia. *CEU eTD Collection*. http://www.etd.ceu.hu/2011/konorev_alexey.pdf.

Levy-Yeyati E., Sturzenegger F. (2005). Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words. *European Economic Review*, 49 (6), 1603–1635.

Lubik T. A. (2007). Non-stationarity and instability in small open-economy models even when they are «closed». *Economic Quarterly*, 93 (4), 393–412.

Semko R. (2013). Optimal economic policy and oil price shocks in Russia. *Working paper No 13/03E*. Kyiv: EERC.

Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61 (1), 163–185.

Sosunov K., Zamulin O. (2007). Monetary policy in an economy sick with Dutch Disease. *CEFIR/NES Working Paper 101*.

Yun T. (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37, 345–370.

Приложение

Таблица П1. Список оцениваемых параметров модели

Обозначение	Параметр
$\sigma(\eta_{b,t})$	Стандартное отклонение шоков предпочтений межвременного выбора
$\sigma(\eta_{H,t})$	Стандартное отклонение шоков предложения труда
$\sigma(\eta_{M,t})$	Стандартное отклонение шоков спроса на деньги
$\sigma(\eta_{L,t})$	Стандартное отклонение шоков предложения природных ресурсов
$\sigma(\eta_{AM,t})$	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторе промышленных товаров
$\sigma(\eta_{AN,t})$	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторе неторгуемых товаров
$\sigma(\eta_{G,t})$	Стандартное отклонение шоков государственных расходов
$\sigma(\eta_{CR,t})$	Стандартное отклонение шоков премии за кредитный риск
$\sigma(\eta_{Y^*,t})$	Стандартное отклонение шоков мирового спроса
$\sigma(\eta_{i^*,t})$	Стандартное отклонение шоков мировой ставки процента
$\sigma(\eta_{PX,t})$	Стандартное отклонение шоков цен на биржевые товары
$\sigma(\eta_{P^*,t})$	Стандартное отклонение шоков зарубежных цен
$\sigma(\eta_{S,t})$	Стандартное отклонение шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
$\sigma(\eta_{PR,t})$	Стандартное отклонение шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора
$\sigma(\eta_{Re,t})$	Стандартное отклонение шоков объема эмитированных ЦБ ценных бумаг
$\sigma(\eta_{IR,t})$	Стандартное отклонение шоков объема международных резервов
ρ_b	Коэффициент авторегрессии шоков предпочтений межвременного выбора
ρ_H	Коэффициент авторегрессии шоков предложения труда
ρ_M	Коэффициент авторегрессии шоков спроса на деньги
ρ_L	Коэффициент авторегрессии шоков предложения природных ресурсов
ρ_{AM}	Коэффициент авторегрессии шоков общей факторной производительности в секторе промышленных товаров
ρ_{AN}	Коэффициент авторегрессии шоков общей факторной производительности в секторе неторгуемых товаров
ρ_{CR}	Коэффициент авторегрессии шоков премии за кредитный риск
ρ_{i^*}	Коэффициент авторегрессии шоков мировой ставки процента
ρ_{P^*}	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежных цен
h	Параметр привычек в потреблении

Окончание табл. III

Обозначение	Параметр
σ_C	Коэффициент относительного неприятия риска, или величина, обратная межвременной эластичности замещения
σ_H	Величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате
σ_M	Параметр предпочтений, определяющий функцию спроса на реальные деньги
θ_W	Вероятность индексации заработной платы на предыдущую инфляцию
θ_M	Вероятность индексации цен промышленных товаров на предыдущую инфляцию
θ_N	Вероятность индексации цен неторгуемых товаров на предыдущую инфляцию
θ_F	Вероятность индексации цен импортируемых товаров на предыдущую инфляцию
ρ_S	Коэффициент авторегрессии шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
ρ_{PR}	Коэффициент авторегрессии шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора
ρ_{Ref}	Коэффициент авторегрессии шоков объема эмитированных ЦБ ценных бумаг
ρ_{IR}	Коэффициент авторегрессии шоков объема международных резервов
φ_{KN}	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе неторгуемых товаров
φ_{KM}	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе промышленных товаров
φ_{KX}	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторе биржевых товаров
s_X	Доля природных ресурсов в доходе сектора биржевых товаров
χ_W	Коэффициент индексации заработной платы
χ_M	Коэффициент индексации цены промышленных товаров
χ_N	Коэффициент индексации цены неторгуемых товаров
χ_F	Коэффициент индексации цены импортируемых товаров
k_{IR1}	Параметр гибкости валютного курса для периода Q1:2001–Q3:2008
k_{IR2}	Параметр гибкости валютного курса для периода Q4:2008–Q4:2012
k_Y	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение ВВП в правиле Тэйлора
k_π	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение инфляции в правиле Тэйлора
k_S	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение валютного курса в правиле Тэйлора

Данные

Оценка параметров модели базируется на динамике следующих наблюдаемых переменных.

1. *Реальный ВВП* Y_t (очищенный от сезонности индекс, Росстат). (2003–2012) — в ценах 2008 года, (2001–2003) — в ценах 2003 года. «Сцепка» ряда реального ВВП проводилась по следующему алгоритму: (а) для общего промежутка 2003–2008 гг. вычисляется отношение $\bar{Y}_{prices=2008} / \bar{Y}_{prices=2003}$; (б) для 2001–2002 гг. вычисляется ряд $Y_{prices=2003,t} \cdot (\bar{Y}_{price2008} / \bar{Y}_{price2003})$, который сцепляется с рядом $Y_{prices=2008,t}$ рассчитанным Росстатом для 2003–2012 гг. Аналогичный алгоритм используется и для «сцепки» остальных рядов.

2. *Реальное производство товаров N-сектора* $Y_{N,t}$ (очищенный от сезонности индекс, Росстат). (2003–2012) — в ценах 2008 года по методологии ОКВЭД, (2001–2003) — в ценах 2000 года по методологии ОКОНХ. Рассчитывается как сумма валовой добавленной стоимости следующих отраслей: производство и распределение электроэнергии, газа и воды; строительство; оптовая и розничная торговля и ремонт; гостиницы и рестораны; транспорт и связь; финансовая деятельность; операции с недвижимым имуществом, аренда и предоставление услуг; государственное управление, обеспечение государственной безопасности, социальное страхование; образование; здравоохранение и предоставление социальных услуг; предоставление прочих коммунальных, социальных и персональных услуг; деятельность домашних хозяйств²¹.

3. *Реальное производство товаров M-сектора* $Y_{M,t}$ (очищенный от сезонности индекс, Росстат). (2003–2012) — в ценах 2008 года по методологии ОКВЭД, (2001–2003) — в ценах 2000 года по методологии ОКОНХ. Рассчитывается как сумма валовой добавленной стоимости следующих отраслей: сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство; рыболовство и рыбоводство; обрабатывающие производства.

4. *Реальное потребление* C_t (очищенный от сезонности индекс, Росстат). (2003–2012) — в ценах 2008 года, (2001–2003) — в ценах 2003 года.

5. *Реальные государственные расходы* G_t (очищенный от сезонности индекс, Росстат). (2003–2012) — в ценах 2008 года, (2001–2003) — в ценах 2003 года.

6. *Реальная заработная плата* W_t/P_t (очищенный от сезонности индекс, Росстат).

7. *Номинальный курс иностранной валюты* S_t (International Financial Statistics, МВФ). Обратная величина индекса номинального эффективного курса рубля.

8. *Международные резервы* IR_t^* (International Financial Statistics, МВФ). Из международных резервов было исключено монетарное золото.

9. *Цены на экспортируемое сырье* $P_{X,t}^*$ (Банк России). Индекс цен, учитывающий цены (в USD) на нефть, нефтепродукты и газ.

10. *Импорт в текущих ценах* $P_t^* \cdot Y_{F,t}$ (Банк России). Из платежного баланса РФ, в млрд USD.

11. *Ставка рефинансирования* $i_{ref,t}$ (Банк России)²².

12. *Ставка по кредитам* i_t (Банк России).

13. *Реальный ВВП мировой экономики* Y_t^* (International Financial Statistics, МВФ). Агрегат реального ВВП стран EU-27 (основного торгового партнера РФ).

14. *Денежная масса (M2)* M_t (Банк России).

Все показатели были пересчитаны в терминах процентного отклонения от долгосрочного тренда. Для международных резервов отклонение от долгосрочного тренда соотносилось с трендом квартального импорта. Это было сделано для того, чтобы сгладить «эффект низкого старта»: на этапе бурного роста международных резервов, который начался в 2000-х, процедура фильтрации преувеличивает процентное отклонение резервов от долгосрочного уровня.

²¹ При вычислении переменных $Y_{N,t}$ и $Y_{M,t}$ не учитывается промежуточное потребление товаров X-сектора. Точность расчета от этого страдает не сильно, т. к. средние доли промежуточного потребления товаров X-сектора невелики — 9.5% в N-секторе и 14% в M-секторе. При этом эти доли изменяются во времени незначительно.

²² Альтернативным вариантом является использование ставки РЕПО.

Таблица П2. Результаты оценки модели с различными правилами монетарной политики

Тип	Среднее	Априорное распределение				Апостериорное распределение				
		Два правила $TR+ERR$		Одно правило $ERR+ARRef$		Одно правило $TR+ARIR$		Ноль правил $ARIR+ARRef$		
		Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.
$\sigma(\eta_{b,t})$	Равномерное	0*	0.0568	0.0326	0.0440	0.0104	0.0651	0.0455	0.0393	0.0088
$\sigma(\eta_{H,t})$	Равномерное	0*	0.1623	0.0929	0.0690	0.0268	0.1651	0.1040	0.0606	0.0243
$\sigma(\eta_{M,t})$	Равномерное	0*	0.2016	0.0579	0.0902	0.0102	0.2126	0.0726	0.0877	0.0097
$\sigma(\eta_{L,t})$	Равномерное	0*	0.1193	0.0138	0.1203	0.0380	0.1191	0.0138	0.1195	0.0137
$\sigma(\eta_{AM,t})$	Равномерное	0*	0.0858	0.0245	0.0887	0.0268	0.0871	0.0248	0.0901	0.0291
$\sigma(\eta_{AN,t})$	Равномерное	0*	0.0679	0.0176	0.0613	0.0164	0.0674	0.0174	0.0560	0.0147
$\sigma(\eta_{G,t})$	Равномерное	0*	0.0045	0.0005	0.0045	0.0005	0.0045	0.0005	0.0045	0.0005
$\sigma(\eta_{CR,t})$	Равномерное	0*	0.0017	0.0002	0.0017	0.0002	0.0017	0.0002	0.0017	0.0002
$\sigma(\eta_{Y,t})$	Равномерное	0*	0.0060	0.0006	0.0060	0.0006	0.0060	0.0006	0.0060	0.0006
$\sigma(\eta_{R,t})$	Равномерное	0*	0.0131	0.0025	0.0107	0.0023	0.0142	0.0027	0.0114	0.0027
$\sigma(\eta_{PX,t})$	Равномерное	0*	0.1191	0.0124	0.1191	0.0124	0.1191	0.0124	0.1191	0.0124
$\sigma(\eta_{P^{**},t})$	Равномерное	0*	0.0748	0.0083	0.0751	0.0082	0.0756	0.0084	0.0757	0.0084
$\sigma(\eta_{S,t})$	Равномерное	0*	0.0553	0.0131	0.0467	0.0096	—	—	—	—
$\sigma(\eta_{PK,t})$	Равномерное	0*	0.0014	0.0002	—	—	0.0014	0.0002	—	—
$\sigma(\eta_{IK,t})$	Равномерное	0*	—	—	—	—	0.4784	0.0544	0.4758	0.0561
$\sigma(\eta_{Re,t})$	Равномерное	0*	—	—	0.2202	0.0237	—	—	0.2192	0.0234
ρ_b	Бета	0.6	0.578	0.111	0.671	0.069	0.586	0.113	0.665	0.061
ρ_H	Бета	0.6	0.680	0.067	0.654	0.068	0.679	0.067	0.670	0.066
ρ_M	Бета	0.6	0.754	0.043	0.739	0.043	0.756	0.044	0.739	0.041
ρ_L	Бета	0.6	0.528	0.061	0.527	0.056	0.525	0.059	0.548	0.049
ρ_{AM}	Бета	0.6	0.438	0.088	0.457	0.090	0.439	0.090	0.457	0.092

Продолжение табл. П2

	Априорное распределение						Апостериорное распределение					
	Тип	Среднее	Станд. откл.	Два правила $TR+ERR$		Станд. откл.	Одно правило $ERR+ARRef$	Станд. откл.	Одно правило $TR+ARIR$		Станд. откл.	Ноль правил $ARIR+ARRef$
				Мода	Станд. откл.				Мода	Станд. откл.		
ρ_{AN}	Бета	0.6	0.1	0.517	0.091	0.564	0.093	0.515	0.090	0.564	0.095	
ρ_{CR}	Бета	0.6	0.1	0.696	0.064	0.707	0.065	0.698	0.064	0.707	0.065	
ρ_{I^*}	Бета	0.6	0.1	0.654	0.080	0.695	0.072	0.639	0.084	0.701	0.073	
$\rho_{I^{**}}$	Бета	0.6	0.1	0.687	0.063	0.651	0.060	0.676	0.062	0.630	0.059	
h	Бета	0.5	0.2	0.739	0.144	0.402	0.122	0.728	0.145	0.421	0.135	
σ_C	Равномерное	0*	15*	1.062	1.041	1.685	0.534	1.242	1.338	1.431	0.482	
σ_H	Равномерное	0*	15*	3.205	2.239	1.125	0.633	3.238	2.422	0.990	0.608	
σ_M	Равномерное	0*	15*	5.864	1.584	1.589	0.206	6.215	1.991	1.516	0.200	
θ_W	Бета	0.75	0.1	0.813	0.053	0.715	0.054	0.815	0.059	0.694	0.059	
θ_M	Бета	0.75	0.1	0.578	0.060	0.587	0.064	0.581	0.060	0.590	0.067	
θ_N	Бета	0.75	0.1	0.648	0.043	0.653	0.046	0.649	0.043	0.644	0.047	
θ_F	Бета	0.75	0.1	0.795	0.051	0.830	0.047	0.787	0.055	0.793	0.043	
ρ_S	Нормальное	0.837	0.1	0.795	0.051	0.804	0.051	—	—	—	—	
ρ_{PR}	Равномерное	0*	1*	0.909	0.051	—	—	0.950	0.051	—	—	
ρ_{IR}	Равномерное	0*	1*	—	—	—	—	0.743	0.057	0.713	0.054	
ρ_{Re-f}	Равномерное	0*	1*	—	—	0.827	0.084	—	—	0.809	0.074	
φ_{KV}	Равномерное	0*	150*	64.99	53.58	53.39	43.49	62.26	51.86	35.30	20.51	
φ_{KM}	Равномерное	0*	50*	12.84	9.02	16.30	13.99	12.73	9.29	16.11	13.92	
φ_{KX}	Равномерное	0*	50*	5.81	4.61	4.49	3.92	5.17	4.00	4.06	2.83	
s_Y	Бета	0.9	0.05	0.950	0.032	0.948	0.032	0.950	0.032	0.946	0.033	
χ_W	Бета	0.5	0.2	0.365	0.152	0.338	0.146	0.333	0.143	0.326	0.140	

А. Г. Шульгин

Окончание табл. П2

	Апостериорное распределение																			
	Априорное распределение				Два правила $TR+ERR$				Одно правило $ERR+ARRef$				Одно правило $TR+ARIR$				Ноль правил $ARIR+ARRef$			
	Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	
χ_M	Бета	0.5	0.2	0.483	0.226	0.529	0.241	0.467	0.229	0.508	0.243									
χ_N	Бета	0.5	0.2	0.332	0.194	0.328	0.216	0.315	0.190	0.320	0.217									
χ_F	Бета	0.5	0.2	0.633	0.173	0.744	0.157	0.582	0.173	0.749	0.154									
k_{IR1}	Нормальное	0.004	0.1	0.068	0.057	0.043	0.054	—	—	—	—									
k_{IR2}	Нормальное	0.158	0.1	0.193	0.087	0.180	0.089	—	—	—	—									
k_Y	Равномерное	0*	2*	0.374	0.318	—	—	0.792	1.351	—	—									
k_z	Равномерное	0*	2*	0.425	0.330	—	—	0.806	1.373	—	—									
k_S	Равномерное	0*	1*	0.232	0.194	—	—	0.486	0.830	—	—									
$LA(Y)$				1586.5		1576.2		1585.0		1565.1										

Примечание. * Для равномерного распределения приведены нижняя и верхняя граница области определения.

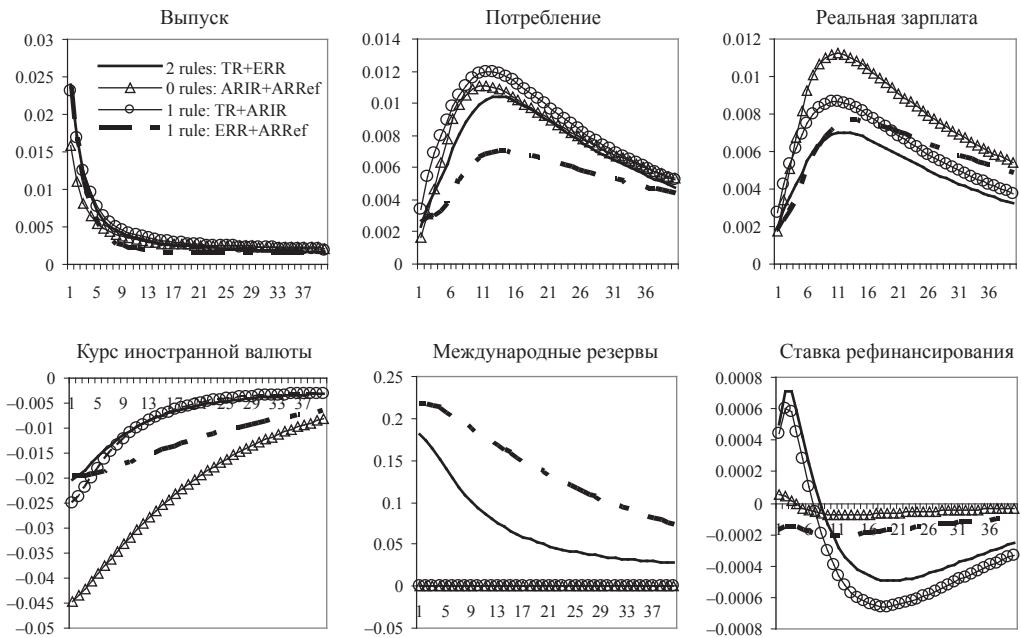


Рис. П1. Функции импульсного отклика на шок цен на товары X-сектора $\eta_{PX,t}$ для четырех правил монетарной политики, в % от стационарных уровней.

(Отклонение международных резервов от стационарного уровня соотнесено со стационарным значением номинального импорта. Для ставки рефинансирования изображена разность между текущим и стационарным значениями.)

Таблица П3. Результаты оценки модели (Два правила: TR+ERR)

		Априорное распределение			Апостериорное распределение			
	Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Среднее	5%	95%
$\sigma(\eta_{b,t})$	Равномерное	0*	0.2*	0.0568	0.0326	0.1292	0.0731	0.2000
$\sigma(\eta_{H,t})$	Равномерное	0*	2*	0.1623	0.0929	0.3953	0.1614	0.6470
$\sigma(\eta_{M,t})$	Равномерное	0*	1*	0.2016	0.0579	0.3624	0.1986	0.5266
$\sigma(\eta_{L,t})$	Равномерное	0*	1*	0.1193	0.0138	0.1262	0.1011	0.1516
$\sigma(\eta_{AM,t})$	Равномерное	0*	1*	0.0858	0.0245	0.0897	0.0509	0.1283
$\sigma(\eta_{AN,t})$	Равномерное	0*	0.5*	0.0679	0.0176	0.0711	0.0425	0.0995
$\sigma(\eta_{G,t})$	Равномерное	0*	0.5*	0.0045	0.0005	0.0047	0.0038	0.0054
$\sigma(\eta_{CR,t})$	Равномерное	0*	0.2*	0.0017	0.0002	0.0017	0.0014	0.0020
$\sigma(\eta_{Y^*,t})$	Равномерное	0*	0.5*	0.0060	0.0006	0.0062	0.0051	0.0073
$\sigma(\eta_{i^*,t})$	Равномерное	0*	0.1*	0.0131	0.0025	0.0144	0.0101	0.0187
$\sigma(\eta_{PX,t})$	Равномерное	0*	0.5*	0.1191	0.0124	0.1227	0.1008	0.1430
$\sigma(\eta_{P^*,t})$	Равномерное	0*	0.5*	0.0748	0.0083	0.0802	0.0659	0.0946
$\sigma(\eta_{S,t})$	Равномерное	0*	1*	0.0553	0.0131	0.0709	0.0406	0.1013

Окончание табл. ПЗ

	Априорное распределение				Апостериорное распределение			
	Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	Среднее	5%	95%
$\sigma(\eta_{PR,t})$	Равномерное	0*	0.3*	0.0014	0.0002	0.0015	0.0012	0.0018
ρ_b	Бета	0.6	0.1	0.578	0.111	0.609	0.456	0.768
ρ_H	Бета	0.6	0.1	0.680	0.067	0.661	0.552	0.773
ρ_M	Бета	0.6	0.1	0.754	0.043	0.741	0.660	0.819
ρ_L	Бета	0.6	0.1	0.528	0.061	0.521	0.419	0.624
ρ_{AM}	Бета	0.6	0.1	0.438	0.088	0.454	0.308	0.600
ρ_{AN}	Бета	0.6	0.1	0.517	0.091	0.528	0.382	0.669
ρ_{CR}	Бета	0.6	0.1	0.696	0.064	0.690	0.589	0.797
ρ_{i^*}	Бета	0.6	0.1	0.654	0.080	0.635	0.509	0.763
ρ_{p^*}	Бета	0.6	0.1	0.687	0.063	0.664	0.563	0.766
h	Бета	0.5	0.2	0.739	0.144	0.665	0.491	0.843
σ_C	Равномерное	0*	15*	1.062	1.041	3.026	0.714	5.229
σ_H	Равномерное	0*	15*	3.205	2.239	7.951	2.740	13.426
σ_M	Равномерное	0*	15*	5.864	1.584	9.720	5.857	13.901
θ_W	Бета	0.75	0.1	0.813	0.053	0.869	0.825	0.913
θ_M	Бета	0.75	0.1	0.578	0.060	0.567	0.475	0.665
θ_N	Бета	0.75	0.1	0.648	0.043	0.639	0.567	0.711
θ_F	Бета	0.75	0.1	0.795	0.051	0.767	0.687	0.849
ρ_S	Нормальное	0.837	0.1	0.795	0.051	0.788	0.706	0.870
ρ_{PR}	Равномерное	0*	1*	0.909	0.066	0.958	0.930	0.984
φ_{KN}	Равномерное	0*	150*	64.99	53.58	83.21	31.62	139.60
φ_{KM}	Равномерное	0*	50*	12.84	9.02	24.33	6.46	44.04
φ_{KX}	Равномерное	0*	50*	5.81	4.61	21.36	1.47	42.96
s_X	Бета	0.9	0.05	0.950	0.032	0.928	0.872	0.985
χ_W	Бета	0.5	0.2	0.365	0.152	0.408	0.187	0.625
χ_M	Бета	0.5	0.2	0.483	0.226	0.481	0.179	0.789
χ_N	Бета	0.5	0.2	0.332	0.194	0.407	0.116	0.687
χ_F	Бета	0.5	0.2	0.633	0.173	0.567	0.310	0.829
k_{IR1}	Нормальное	0.0039	0.1	0.068	0.057	0.100	-0.010	0.209
k_{IR2}	Нормальное	0.159	0.1	0.193	0.087	0.211	0.062	0.363
k_Y	Равномерное	0*	2*	0.374	0.318	0.984	0.272	1.642
k_{π}	Равномерное	0*	2*	0.425	0.330	1.217	0.606	2.000
k_S	Равномерное	0*	1*	0.232	0.194	0.618	0.307	1.000

Примечание. * Для равномерного распределения приведены нижняя и верхняя граница области определения.

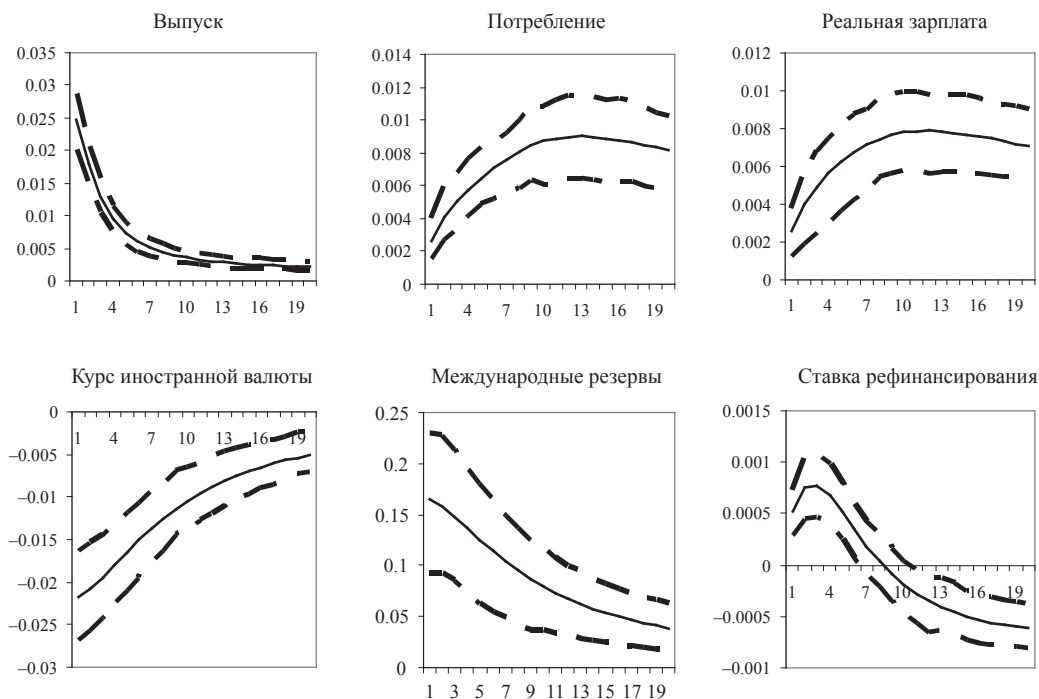


Рис. П2. Функции импульсного отклика на шок цен на товары X -сектора $\eta_{PX,t}$ (в % от стационарных уровней) для модели с двумя правилами (Два правила: $TR+ERR$).

Сплошная линия — апостериорное среднее, штриховые линии — 90%-ный апостериорный доверительный интервал.

(Отклонение международных резервов от стационарного уровня соотнесено со стационарным значением номинального импорта. Для ставки рефинансирования изображена разность между текущим и стационарным значениями.)

Таблица П4. Фактические и модельные корреляции эндогенных переменных

	Корреляция с ценами на товары X -сектора			Корреляция с выпуском		
	Факт	Симуляция		Факт	Симуляция	
		Средние	Моды		Средние	Моды
Цены на товары X -сектора	1.00	1.00	1.00	0.73	0.55	0.56
Выпуск	0.73	0.55	0.56	1.00	1.00	1.00
Выпуск N -сектора	0.69	0.18	0.16	0.91	0.75	0.75
Выпуск M -сектора	0.73	0.23	0.26	0.83	0.32	0.36
Импорт	0.83	0.75	0.74	0.90	0.45	0.52
Потребление	0.67	0.26	0.21	0.90	0.54	0.56
Госрасходы	0.29	0.28	0.28	0.37	0.18	0.15
Курс иностранной валюты	-0.64	-0.47	-0.46	-0.72	-0.57	-0.54

Окончание табл. П4

	Корреляция с ценами на товары X-сектора			Корреляция с выпуском		
	Факт	Симуляция		Факт	Симуляция	
		Средние	Моды		Средние	Моды
Международные резервы	0.70	0.62	0.63	0.81	0.53	0.53
Денежная масса	0.62	0.46	0.47	0.81	0.09	0.11
Ставка рефинансирования	-0.30	0.02	-0.04	-0.19	-0.13	-0.01
Ставка процента	-0.51	-0.15	-0.22	-0.43	-0.19	-0.06
Зарубежный выпуск	0.74	0.59	0.59	0.93	0.39	0.41
Реальная зарплата	0.30	0.31	0.23	0.59	0.55	0.52
Выпуск X-сектора	0.13	-0.81	-0.82	-0.03	-0.36	-0.39
Экспорт	0.94	0.81	0.82	0.74	0.60	0.58
Инфляция	0.24	0.19	0.19	0.35	0.01	0.06

Примечание. «Средние» — результат симуляции модели на основе средних значений параметров, «моды» — результат симуляции модели на основе мод параметров.

Влияние проблемы персистентности на результаты оценки

Утверждение. *Наличие проблемы персистентности не влияет на вывод о том, что пара правил монетарной политики (Два правила: TR+ERR) является лучшим способом описания поведения Банка России в рамках оцененной DSGE модели.*

Проведем доказательство этого утверждения.

1. Рассмотрим, как изменится ранжирование пар правил монетарной политики при *появлении* проблемы персистентности. Для этого выясним, какое влияние два правила монетарной политики (4) и (9) оказывают на персистентность реальных переменных, предположив, что стохастические процессы для инструментов монетарной политики (7) и (8) никакого влияния на персистентность реальных переменных не оказывают.

2. Правило корректировки валютного курса (9) ограничивает колебания валютного курса, что увеличивает персистентность реальных переменных по сравнению со стохастическим процессом для международных резервов (7). Правило Тэйлора (4) оказывает стабилизирующий эффект на реальные переменные, что снижает персистентность реальных переменных по сравнению со стохастическим процессом для эмитированных облигаций (8). Данные утверждения доказываются поведением IRF реальных переменных (потребления, реальной заработной платы и выпуска) на рис. П1.

3. Ранжирование пар (Два правила: TR+ERR) и (Одно правило: TR+ARIR) не изменится, так как, несмотря на более высокую персистентность реальных переменных, вариант с двумя правилами оказался предпочтительнее по критерию LA.

4. Ранжирование пар (Два правила: TR+ERR) и (Одно правило: ERR+ARRef) может измениться, т. к. правило Тэйлора снижает избыточную персистентность реальных переменных, в результате чего модель с двумя правилами получает преимущество перед моделью с одним правилом.

а. Оценим масштаб этого преимущества. Модель с двумя правилами имеет значение критерия LA на 10.3 больше, чем модель с одним правилом (*Одно правило: $ERR+ARRef$*), т. е. приблизительно в $\exp(10.3) \approx 30\,000$ раз большую вероятность того, что данная модель описывает фактические данные.

б. Появление проблемы персистентности приведет к тому, что оцененные коэффициенты в правиле Тэйлора будут являться компромиссом между корректным описанием фактических рядов ставки рефинансирования, ВВП, валютного курса и максимальным увеличением персистентности реальных переменных в модели. Поскольку оцененная мгновенная реакция ставки процента на инфляцию $(1 - \rho_{PR})k_\pi = 0.039$ и разрыв ВВП $(1 - \rho_{PR})k_Y = 0.034$ оказались малы, то эффект, который проблема персистентности оказывает на оценку правила Тэйлора, невелик. Поэтому и преимущество модели с правилом Тэйлора (4) по сравнению с моделью со стохастическим процессом (9), полученное за счет частичного снижения персистентности реальных переменных, также невелико.

Это означает, что за счет эффекта влияния на персистентность реальных переменных получить такое значительное преимущество в описании данных (10.3 в терминах критерия LA) невозможно, т. е. ранжирование пар (*Два правила: $TR+ERR$*) и (*Одно правило: $ERR+ARRef$*) при появлении проблемы персистентности не изменится.

5. Аналогично п. 4 доказывается, что ранжирование пар (*Два правила: $TR+ERR$*) и (*Ноль правил: $ARIR+ARRef$*) не изменится.

6. Таким образом, вывод о том, что модель (*Два правила: $TR+ERR$*) является лучшим способом описания поведения Банка России в рамках оцененной DSGE модели, не изменится при появлении проблемы персистентности.

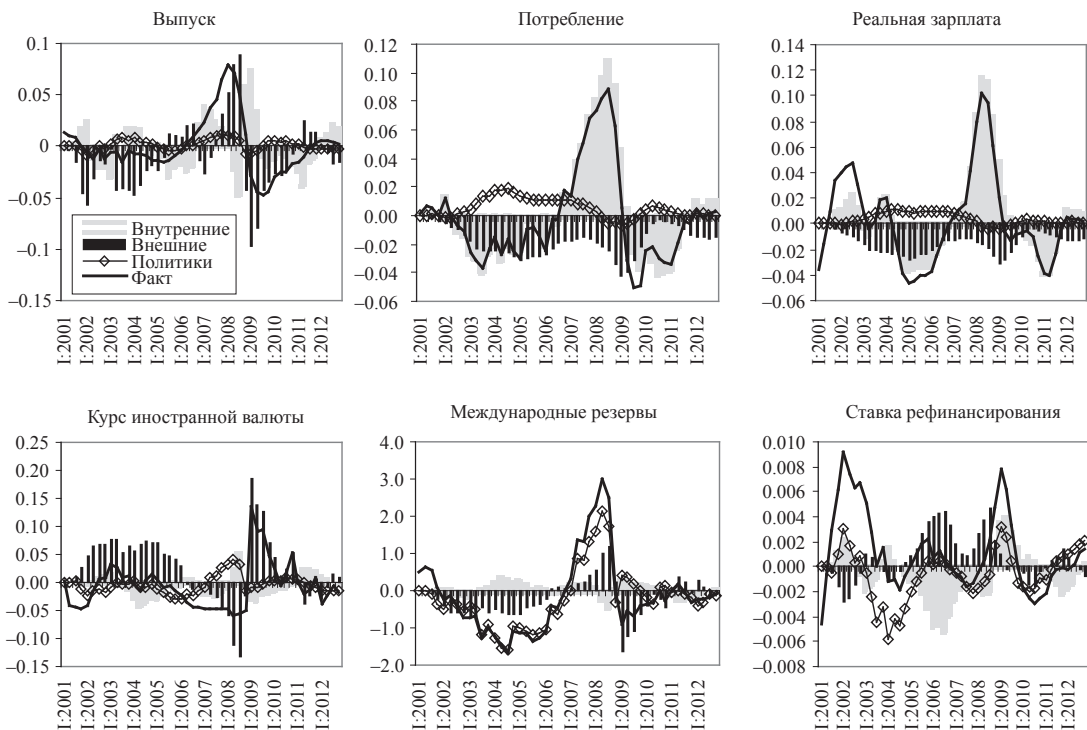


Рис. ПЗ. Декомпозиция наблюдаемых эндогенных переменных на шоки