

А.Г. Шульгин  
НИУ ВШЭ, Нижний Новгород

## Два типа шоков монетарной политики в DSGE-модели, оцененной для России<sup>1</sup>

**Аннотация.** В работе решается задача выявления двух типов шоков монетарной политики Банка России: шоков валютной политики и шоков процентной ставки. Расчеты произведены на базе DSGE-модели с двумя независимыми инструментами монетарной политики, в которой предполагается существование ограничения на межвременную оптимизацию потребления домашних хозяйств. Модель оценивается на российских квартальных данных за 2001–2014 гг. байесовским методом с учетом структурного сдвига параметров правил монетарной политики. Произведена декомпозиция динамики ключевых эндогенных переменных на шоки в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг., которая показала, что Банк России использовал свою дискреционную власть для борьбы с девальвацией и инфляцией ценой углубления спада в реальном секторе. На основе сравнения трансмиссионного механизма двух инструментов монетарной политики обосновано использование дискреционных валютных интервенций (шоков валютной политики) в ситуации стагфляции, вызванной сильными негативными шоками платежного баланса.

**Ключевые слова:** динамические стохастические модели общего равновесия, шоки монетарной политики, шоки платежного баланса, дискреционная власть, валютные интервенции, антиинфляционная политика, Россия.

Классификация JEL: E52, E58, F41.

### Введение

Банк России с ноября 2014 г. отказался от обязательств по защите корректируемого валютного коридора: правила, введенного в практику в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. Однако отказавшись от систематического сглаживания колебаний валютного курса, Банк России, как и монетарные власти большинства развивающихся стран с малой открытой экономикой, оставляет за собой дискреционную власть над валютными интервенциями (Ghosh, 2015). Это означает, что в период значительных внешних шоков (кризиса) Центральный банк (ЦБ) может использовать второй независимый инструмент монетарной политики для стабилизации экономики. В данном исследовании мы обратимся к опыту проведения стабилизационной монетарной политики в период кризиса 2008–2009 гг. в России, чтобы получить представление об особенностях функционирования механизма денежной трансмиссии при наличии двух независимых инструментов, над которыми ЦБ сохраняет дискреционную власть в период кризиса.

Работы Дж. Тэйлора и его последователей заложили традицию в научной литературе выделять в динамике инструментов и/или операционных целей центральных банков компоненту, соответствующую правилу монетарной политики (Taylor 1993; McCallum, 1999). Правила необходимы для формирования ожиданий экономических агентов,

<sup>1</sup> Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2017 г.

что позволяет ЦБ за счет подбора параметров правил корректировать механизм трансмиссии для минимизации потерь экономики от структурных шоков (см., например, (Williams, 2003; Ambler et al., 2004)). Согласно данному подходу правила должны быть простыми, прозрачными, понятными для экономических агентов, что делает их рабочими к неправильной спецификации шоков и механизмов денежной трансмиссии (Taylor, 1999; Orphanides, Williams, 2002; Levin, Williams, 2003; Taylor, Williams, 2011). Правила можно рассматривать как реакцию монетарных властей на усредненную конфигурацию структурных шоков, однако каждая конкретная экономическая ситуация может потребовать специфической реакции. Отклонения от правил, которые принято называть шоками монетарной политики, характеризуют дискреционную власть ЦБ и применяются в ситуации с нестандартной конфигурацией структурных шоков<sup>2</sup>. Например, в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. многие развивающиеся страны использовали дискреционную власть для защиты своей валюты от чрезмерного ослабления в период значительных негативных шоков платежного баланса (отток капитала, снижение цен на экспортные товары, рост премии за риск). Многие из них не производили систематического сглаживания колебаний валютного курса, а сделали выбор в пользу дискреционных защитных валютных интервенций, так как чрезмерное ослабление национальной валюты через эффект переноса могло разогнать инфляцию и через эффект балансов негативно скаться на реальном секторе экономики (Ghosh et al., 2015).

Цель работы состоит в том, чтобы выявить шоки монетарной политики Банка России и на основе оцененного механизма денежной трансмиссии проанализировать применение двух инструментов монетарной политики для стабилизации экономики России в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. Информация о шоках монетарной политики имеет собственную ценность и может быть использована в рамках широкого круга макроэкономических и финансовых исследований, так как представляет собой количественную оценку степени монетарной экспансии/контракции политики Банка России в каждом квартале (Bernanke, Mihov, 1998).

Существует множество исследований<sup>3</sup> монетарной политики Банка России в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг., но работ, посвященных количественной оценке и анализу вклада дискреционной компоненты (шоков) монетарной политики Банка России, сделанной на базе параметризованной теоретической модели, не так много. Наиболее подробный анализ вклада различных шоков в динамику макроэкономических переменных в период кризиса 2008–2009 гг. сделан в работе (Дробышевский, Полбин, 2015). В этой работе базовая предпосылка о режиме денежно-кредитной политики состоит в том, что Банк России поддерживает фиксированный валютный

<sup>2</sup> Решение задачи динамической оптимизации для ЦБ можно представить в виде оптимальной реакции инструментов (операционных целей) на структурные шоки. Тогда термины «правило» и «шок монетарной политики» исчезают.

<sup>3</sup> Из наиболее значимых, см., например, (Кудрин, 2009; Алексашенко и др., 2011).

курс, поэтому обесценение рубля трактуется как девальвационный шок монетарной политики. С этим трудно согласиться, так как Банк России с IV квартала 2008 г. функционировал в рамках правила корректировки валютного курса и был далек от режима фиксированного курса. В работах (Шульгин, 2014; Malakhovskaya, Minabutdinov, 2014) также производится декомпозиция переменных на шоки, позволяющая выделить вклад шоков монетарной политики, но специального внимания кризису 2008–2009 гг. не уделяется. Таким образом, задача аккуратного выявления шоков монетарной политики, а также анализ их вклада в динамику макроэкономических переменных в период кризиса 2008–2009 гг. является актуальной задачей, решению которой посвящено данное исследование.

Существуют два основных подхода к выявлению и анализу шоков монетарной политики: статистический и теоретический. Статистический подход предполагает оценку модели векторной автoregressии (VAR-модели) того или иного типа<sup>4</sup>. Теоретический подход предполагает калибровку и/или оценку базирующейся на простом правиле монетарной политики динамической стохастической модели общего равновесия (DSGE-модели), подходящей для анализа экономики конкретной страны. Оба подхода позволяют выявлять шоки монетарной политики и оценивать механизм денежной трансмиссии данных шоков.

Не проводя скрупулезного сравнения двух подходов, заметим, что статистический подход в общем случае позволяет более качественно слаживать ряды данных, а также делать более точные прогнозы, чем теоретический подход<sup>5</sup>. Однако при наличии структурных сдвигов параметров модели параметризация DSGE-моделей может оказаться более экономной с точки зрения использования ограниченной информации о динамике переменных<sup>6</sup>. Кроме соображений эконометрического характера, теоретический подход более соответствует целям данного исследования, так как значительно превосходит статистический подход в возможностях интерпретации результатов анализа.

В настоящий момент времени накоплен определенный опыт работы с DSGE-моделями средней размерности, подходящими для описания российского бизнес-цикла<sup>7</sup>. В работах (Малаховская, Минабутдинов, 2013; Semko, 2013; Полбин, 2014; Шульгин, 2014) производится байесовская оценка DSGE-моделей, в результате которой можно выделить шоки монетарной политики и оценить механизм денежной трансмиссии. Модель, которая оценивается в рамках дан-

<sup>4</sup> Оценку VAR-модели для России см. в работах (Дмитриев, Шугаль, 2006; Дробышевский, Трунин, Каменских, 2008; Ломиворотов, 2014; Ващелюк и др., 2015; Demeshev, Malakhovskaya, 2015) и др.

<sup>5</sup> В работах (Smets, Wouters, 2003, 2007) было показано, что DSGE-модели способны конкурировать с VAR-моделями при среднесрочном прогнозировании макроэкономической динамики, хотя в целом уступают им в данном направлении.

<sup>6</sup> Например, при структурном сдвиге параметра правила монетарной политики при оценке VAR-модели, скорее всего, придется отказаться от всех данных до момента структурного сдвига, что приведет к потере полезной информации о функционировании экономики до момента структурного сдвига.

<sup>7</sup> В (Моисеев, 2016) приведен обзор DSGE-моделей, разработанных для анализа экономики России.

ного исследования, во многом опирается на работу (Шульгин, 2014). В этой работе делается ключевая отличительная предпосылка о наличии двух независимых инструментов монетарной политики, позволяющих определять две операционные цели: номинальный курс иностранной валюты и процентную ставку. Во всех остальных оцененных DSGE-моделях валютные интервенции (как систематические, так и шоковые) в явном виде в модель не вводятся, что ограничивает их возможности анализа монетарной политики Банка России в период 2001–2014 гг.

В конвенционные модели монетарной политики принято включать только один инструмент: краткосрочную ставку процента<sup>8</sup>. Объясняется это тем, что при всем имеющемся у ЦБ разнообразии инструментов их нельзя считать независимыми, так как практически все инструменты ЦБ оказывают воздействие на экономику через краткосрочные ставки процента.

Однако при исследовании стабилизационной политики в малой открытой развивающейся экономике упрощенного представления о возможностях монетарных властей часто оказывается недостаточно, так как роль валютных интервенций в регулировании бизнес-цикла очень велика (Ghosh et al., 2015). Чтобы ввести в модель второй независимый инструмент монетарной политики, необходимо обосновать эффективность стерилизованных валютных интервенций<sup>9</sup>. Упрощенные модели предполагают абсолютное замещение между отечественными и зарубежными активами, и если любые манипуляции с международными резервами будут компенсироваться аналогичными по размеру, но противоположными по знаку операциями с частными международными активами, они не окажут влияния на валютный курс<sup>10</sup>. Однако если отечественные и зарубежные активы не являются абсолютными субSTITUTами, то управление объемом активов на рынке за счет стерилизованных интервенций оказывает влияние на премию за риск и, соответственно, на динамику валютного курса. В этом случае возникает возможность использования в модели второго независимого инструмента монетарной политики для целей стабилизации экономики.

Существует несколько примеров моделей общего равновесия, в которых авторы обосновывают включение двух независимых инструментов монетарной политики и предлагают правило для валютных интервенций. Например, в (Escudé, 2013) разработана и откалибрована модель для экономики Аргентины, в (Castillo, 2014; Benes et al., 2015) авторы разрабатывают свои версии новой кейнсианской DSGE-модели, позволяющие анализировать оптимальное правило для валютных интервенций в режиме инфляционного таргетирования. В (Шульгин, 2014) демонстрируется, что лучшей моделью для опи-

<sup>8</sup> См., например, (Clarida et al., 1999) и др.

<sup>9</sup> Широкое обсуждение стерилизованных и нестерилизованных интервенций см. в сборнике (BIS, 2005).

<sup>10</sup> Аналогичный результат может быть получен в рамках концепции трилеммы открытой экономики (Obstfeld et al., 2005), в которой утверждается, что при совершенном финансовом рынке одновременное управление ставками процента и валютным курсом невозможно.

сания российских данных является DSGE-модель с двумя правилами монетарной политики, одним из которых является правило корректировки валютного курса в зависимости от объема накопленных валютных интервенций.

Как было отмечено ранее, приведенная в статье DSGE-модель базируется на работе (Шульгин, 2014) и содержит несколько полезных модификаций уже разработанного подхода.

В модели предполагается, что существует ограничение на межвременную оптимизацию траектории потребления домашних хозяйств, что позволяет объяснить высокую историческую корреляцию потребления с ВВП и ценами на нефть. Число шоков в модели сокращено с 14 до 9 (7 структурных и 2 шока монетарной политики), что улучшает интерпретацию источников российского бизнес-цикла. Модель оценивается байесовским методом с плоскими функциями априорного распределения параметров, что позволяет решить проблему возможного смещения оценок в результате использования слабо обоснованных информативных априорных распределений. Оценивается без калибрования параметр реакции премии за риск на соотношение внешнего долга к ВВП, который лучше подстраивает модель под данные, одновременно определяя степень независимости двух инструментов, а также величину эффекта балансов.

До кризиса (I кв. 2001 г. – III кв. 2008 г.) Банк России полагался на коррекцию реального валютного курса за счет превышения российской инфляции над мировым уровнем при почти стабильном номинальном валютном курсе (Шульгин, 2006). Во время и после кризиса (IV кв. 2008 г. – II кв. 2014 г.) Банк России начал использовать правило корректировки границ валютного коридора в зависимости от объема накопленных валютных интервенций свыше целевых (Политика валютного курса Банка России, 2014). Для корректной оценки параметров двух правил монетарной политики необходимо оценить модель для двух временных интервалов по отдельности, для чего в работе была применена двухшаговая процедура оценки DSGE-модели. На первом шаге параметры модели оцениваются для интервала I кв. 2001 – II кв. 2014 г., на втором – по отдельности для каждого временного интервала (т.е. для 2001–2008 гг. и 2008–2014 гг.), а остальные структурные параметры не оцениваются и берутся из расчетов, проведенных на первом шаге.

Для анализа механизма денежной трансмиссии шоков монетарной политики используется инструментарий функций импульсного отклика (IRF) эндогенных переменных на структурные шоки и шоки монетарной политики. Основной результат анализа монетарной политики в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. свидетельствует о том, что Банк России употребил свою дискреционную власть для снижения инфляции и девальвации ценой углубления спада в реальном секторе. Было показано, что в условиях значительных негативных шоков платежного баланса, вызывающих стагфляцию, дис-

креционные валютные интервенции позволяют защитить экономику с наименьшими потерями для реального сектора. Шоки ставки процента традиционно имеют ограниченную эффективность в условиях стагфляции, однако являются более результативным инструментом воздействия на инфляцию и реальные переменные, чем шоки валютной политики.

Работа имеет следующую структуру. В разд. 1 приведены основные сведения о DSGE-модели. В разд. 2 производится параметризация модели на базе российской статистики. В разд. 3 анализируется вклад шоков монетарной политики в динамику эндогенных переменных в момент кризиса 2008–2009 гг., а также особенности механизма денежной трансмиссии шоков валютной политики и шоков процентной ставки. Выводы работы приведены в заключении.

## 1. Модель

Разработанная модель во многом базируется на работе (Dib, 2008), которая использовалась для описания и оценки российского бизнес-цикла в работах (Semko, 2013; Шульгин, 2014). Рассматривается модель малой открытой экономики, состоящей из домашних хозяйств, фирм, правительства и центрального банка. Ключевое отличие данной модели от перечисленных выше работ касается поведения домашних хозяйств.

### 1.1. Поведение домашних хозяйств

Домашние хозяйства (д/х) принимают решения о потреблении благ и предложении на рынок собственного труда, владеют всеми фирмами в экономике и принимают все решения по управлению данными фирмами.

В работе применены два альтернативных способа введения ограничений на межвременную оптимизацию траектории потребления д/х, которая помогает лучше объяснить высокую историческую корреляцию ряда потребления с рядами ВВП и цен на нефть. В базовой модели предположим, что при выборе текущего потребления  $C_t$  все д/х частично ориентируются на свой текущий доход  $CI_t$ :

$$C_t = \psi C_t^o + (1-\psi)CI_t, \quad (1)$$

где  $C_t^o$  – объем потребления д/х, соответствующий оптимальному слаживанию траектории потребления с помощью инструментов финансового рынка;  $1-\psi$  – степень ориентации на текущий доход, которая не зависит от бизнес-цикла. Уравнение (1) вводится в модель ad hoc и позволяет хорошо описать российские данные<sup>11</sup>.

В качестве альтернативной модели ограничения на межвременную оптимизацию потребления предположим, что часть  $\psi$ , домашних хозяйств имеет возможность слаживать потребление во времени, а другая часть  $1-\psi$ , – не имеет такой возможности и потребляет весь свой текущий доход (нерикардианские д/х)<sup>12</sup>. Основные

<sup>11</sup> Возможным обоснованием данного поведения д/х может быть наличие несовершенств финансового рынка, не позволяющих д/х свободно (без потерь) манипулировать объемом заимствований/вложений на финансовом рынке.

<sup>12</sup> При описании российского бизнес-цикла с помощью DSGE-моделей нерикардианские домашние хозяйства вводятся в (Sosunov, Zamulin, 2007; Дробышевский, Полбин, 2015).

уравнения агрегирования для альтернативного способа приведены в Приложении, п. 2.

При вычислении оптимальной траектории потребления  $C_t^o$  д/х максимизирует свою функцию полезности вида

$$U_t(j) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \eta_{b,t+s} \Lambda_{t+s}(j), \quad (2)$$

где  $\beta$  – субъективный межвременной дисконт;  $\eta$  – обозначение для всех структурных шоков и шоков монетарной политики;  $\eta_{b,t}$  – шок предпочтений межвременного выбора;  $\Lambda_t$  – мгновенная функция полезности:

$$\Lambda_t(j) = \frac{(C_t(j) - hC_{t-1})^{1-\sigma_C}}{1-\sigma_C} - \frac{H_t(j)^{1+\sigma_H}}{1+\sigma_H}, \quad \sigma_C, \sigma_H > 0, \quad (3)$$

$C_t(j)$  – объем потребления д/х  $j$ ;  $H_t(j)$  – объем отработанных часов для д/х  $j$ ;  $\sigma_C$  – коэффициент относительного неприятия риска, или величина, обратная межвременной эластичности замещения;  $\sigma_H$  – величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате;  $h$  – параметр привычек в потреблении.

Оптимальная траектория потребления д/х определяется уравнением Эйлера:

$$\beta E_t \left[ \frac{(1+i_t) \eta_{b,t+1} (C_t^o(j) - hC_{t-1})^{\sigma_C}}{(1+\pi_{t+1}) \eta_{b,t} (C_{t+1}^o(j) - hC_t)^{\sigma_C}} \right] = 1, \quad (4)$$

где  $i_t$  – номинальная отечественная ставка процента, устанавливаемая ЦБ;  $\pi_t \equiv (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$  – темп инфляции.

Текущий доход  $CI_t$  выводится из бюджетного ограничения, суммирующего все доходы и расходы д/х при условии, что объемы заимствований в отечественной и иностранной валюте не меняются:

$$P_t(CI_t + I_t + G_t) = (P_{X,t} Y_{X,t}^{ex} + P_{M,t} Y_{M,t})(1 - \alpha_{WD}) + P_{N,t} Y_{N,t} + S_t IR_{t-1} i_{t-1}^* + B_{t-1} i_{t-1} + S_t B_t^* (i_{t-1}^* + r\phi_{t-1}), \quad (5)$$

где  $P_t$  – индекс цен;  $I_t$  – объем инвестиций;  $G_t$  – объем государственных расходов;  $P_{k,t}$ ,  $k = X, M, N$  – уровни цен в отраслях производства биржевых, промышленных и неторгуемых товаров соответственно;  $Y_{k,t}$ ,  $k = X, M, N$  – объемы производства в отраслях производства биржевых, промышленных и неторгуемых товаров соответственно;  $\alpha_{WD}$  – процент экспортных доходов, изымаемых из доходов д/х<sup>13</sup>;  $S_t$  – курс иностранной валюты;  $IR_t^*$  – международные резервы;  $B_t$  – активы в отечественной валюте, принадлежащие д/х;  $B_t^*$  – чистые частные зарубежные активы д/х;  $i_t^*$  – зарубежная безрисковая ставка процента;  $r\phi_t$  – премия за риск для домашних хозяйств при заимствовании за рубежом.

Таким образом, текущий доход  $CI_t$  – это чистые доходы д/х, которые остаются после оплаты ими налоговых и процентных платежей, а также инвестиций в принадлежащие им фирмы. Данные средства доступны для потребления в текущем периоде без дополнительных заимствований/вложений на финансовом рынке.

<sup>13</sup> Изымаемые доходы не становятся доходом д/х, правительства, ЦБ. Данный параметр вводится в модель для калибровки модели на основе российской статистики, а основной вклад в данный показатель вносят сомнительные сделки с капиталом, а также ошибки и пропуски в платежном балансе России (подробности см. (Шульгин, 2014)).

Трудовые ресурсы  $H_t$ , предоставляемые домашними хозяйствами фирмам для производства продукции, являются дифференцированными благами, что предполагает наличие монополистической конкуренции на рынке труда в секторах  $X$ ,  $M$  и  $N$ .

### 1.2. Структура производства

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  $Y_{F,t}$ . Биржевые товары  $Y_{X,t}$  входят в производственные функции 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  $L_t$ ; Промышленные товары  $Y_{M,t}$  потребляются внутри страны (входят в производственную функцию конечных благ)  $Y_{M,t}^d$  и экспортируются  $Y_{M,t}^{ex}$ .

Конечные товары и услуги  $Z_t$ , капитал  $K_t$  и биржевые товары  $Y_{X,t}$  — гомогенные блага — 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.

Капитал создается из потока конечных товаров и услуг  $Z_t$ , часть которого становится инвестициями  $I_t$  (инвестиционный лаг 1 квартал) и используется при выпуске 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 как в (Dib, 2008).

На всех рынках монополистической конкуренции применяется принцип ценообразования (установления заработной платы) по (Calvo, 1983) с индексацией на предыдущую инфляцию как в (Yun, 1996). Подробную информацию о функциональной форме производственных функций и условиях оптимизации деятельности фирм можно найти в Приложении, п. 1.

### 1.3. Два независимых инструмента монетарной политики в механизме денежной трансмиссии

ЦБ имеет два инструмента монетарной политики: запас международных резервов  $IR_t^*$  (в единицах иностранной валюты) и количество эмитированных (+) или выкупленных (-) ценных бумаг  $B_t$  (в единицах отечественной валюты)<sup>14</sup>. Операции с международными резервами в модели классифицируются как нестерилизованные валютные интервенции.

Введение в модель двух инструментов предполагает существование двух правил монетарной политики. В (Шульгин, 2014) было

<sup>14</sup> Инструмент  $B_t$  устанавливается ЦБ таким образом, чтобы удовлетворить весь спрос (предложение) на заемные средства со стороны д/х под установленную ставку рефинансирования  $i_t$ .

показано, что DSGE-модель с двумя правилами монетарной политики: правилом корректировки валютного курса и правилом Тэйлора – является наиболее вероятной моделью, описывающей российские квартальные данные за 2001–2012 гг.<sup>15</sup>

Правило Тэйлора может использоваться для определения монетарной политики в промежуточном валютном режиме, если в него добавить зависимость ставки рефинансирования  $i_t$  от валютного курса (номинального якоря)  $S_t$ :

$$\tilde{i}_t = k_Y \tilde{Y}_t + k_\pi \tilde{\pi}_t + k_S \tilde{S}_t + \varepsilon_{PR,t} \quad k_Y, k_\pi, k_S > 0 \quad (6)$$

где  $\tilde{Y}_t \equiv (Y_t - \bar{Y}) / \bar{Y}$ ,  $\tilde{\pi}_t \equiv (\pi_t - \bar{\pi})$ ,  $\tilde{S}_t \equiv (S_t - \bar{S}) / \bar{S}$ ,  $\tilde{i}_t \equiv (i_t - \bar{i})$  – процентные отклонения выпуска, инфляции, валютного курса и ставки рефинансирования, соответственно, от своих стационарных значений;  $\varepsilon_{PR,t}$  – AR(1)-компоненты динамики ставки процента:

$$\varepsilon_{PR,t} = \rho_{PR} \varepsilon_{PR,t-1} + \eta_{PR,t}, \quad \rho_{PR} \in (0, 1), \quad (7)$$

где  $\eta_{PR,t}$  – шок ставки рефинансирования;  $\rho_{PR}$  – степень персистентности шоков ставки рефинансирования.

Реакция ставки процента на номинальный валютный курс ( $k_S > 0$ ) в правиле (6) обеспечивает схождение номинального валютного курса к своему стационарному (целевому) уровню. Номинальный валютный курс является в модели номинальным якорем монетарной политики. При его наличии волатильность валютного курса снижается, но выгоды для экономики от данного снижения неочевидны (Тэйлор, 2001)<sup>16</sup>.

Как и для многих развивающихся стран (Benes et al., 2015; Ghosh et al., 2015), для описания поведения ЦБ на рынке валюты недостаточно правила Тэйлора, поэтому необходимо ввести в модель правило для валютных интервенций. Определим правило корректировки валютного курса в зависимости от объема накопленных валютных интервенций:

$$\tilde{S}_t = -k_{IR} \tilde{R}_t + \varepsilon_{S,t}, \quad (8)$$

где  $\tilde{R}_t \equiv (IR_t^* - \bar{IR}^*) / \bar{IR}^*$  – процентное отклонение международных резервов от стационарного (трендового) значения;  $k_{IR} > 0$  – степень гибкости валютного курса или минус эластичность валютного курса по международным резервам;  $\varepsilon_{S,t}$  – AR(1)-компоненты динамики валютного курса:

$$\varepsilon_{S,t} = \rho_S \varepsilon_{S,t-1} + \eta_{S,t}, \quad \rho_S \in (0, 1), \quad (9)$$

где  $\eta_{S,t}$  – шоки валютной политики;  $\rho_S$  – степень персистентности шоков валютной политики.

Банк России с февраля 2009 по ноябрь 2014 г. использовал правило корректировки границ валютного коридора в зависимости от объема накопленных валютных интервенций свыше целевых (Политика валютного курса Банка России, 2014). Правило связывало

<sup>15</sup> Подтверждение данному выводу было получено в рамках анализа чувствительности результатов оценки (Приложение, п. 3).

<sup>16</sup> Альтернативные варианты включения динамики валютного курса в правило Тэйлора рассматриваются в работе (Benes et al., 2015).

приросты валютного курса с приростом международных резервов, предполагало возможность дискреционных действий Банка России, а также немгновенную подстройку валютного курса. Условие (8) записывает правило Банка России в интегрированном виде, предполагая, что шоки валютной политики  $\eta_{S,t}$  при немгновенной подстройке приводят к возникновению отклонений от правила  $\varepsilon_{S,t}$ , следующих процессу (9). Правило (8) позволяет оценивать валютную политику в терминах степени гибкости валютного курса  $k_R$  и подходит для любых режимов валютной политики: от фиксированного курса ( $k_R \rightarrow 0$ ) до плавающего курса ( $k_R \rightarrow \infty$ ).

Независимость двух инструментов монетарной политики достигается за счет предпосылки несовершенного финансового рынка, которая реализована с помощью введения функции премии за риск для отечественных заемщиков  $\eta p_t$  вида

$$1 + \eta p_t = \exp\left(-\tau \frac{S_t B_t^*}{P_t Y_t} + \varepsilon_{\eta p,t}\right), \quad \tau > 0, \quad (10)$$

где  $B_t^*$  – объем чистых частных международных активов;  $P_t$  – уровень цен;  $\tau$  – чувствительность премии за риск к соотношению «внешний долг/ВВП»;  $\varepsilon_{\eta p,t}$  AR(1)-компонент динамики премии за риск:

$$\varepsilon_{\eta p,t} = \rho_{\eta p} \varepsilon_{\eta p,t-1} + \eta_{\eta p,t}. \quad (11)$$

Спецификация функции (10) аналогична приведенной в работе (Adolfson et al., 2007), а объяснение возможности применения данной функции для модели с двумя инструментами, а также механизм подстройки см. в (Escudé, 2013).

Премия за риск включается в уравнении непокрытого процентного паритета:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*) \frac{E_t S_{t+1}}{S_t} (1 + \eta p_t). \quad (12)$$

Параметр  $\tau$  несет на себе двойную нагрузку: во-первых, он определяет насколько независимыми являются два инструмента монетарной политики (чем больше  $\tau$ , тем в большей степени валютный курс независим от динамики ставки процента); параметр  $\tau$  определяет величину эффекта баланса, который потенциально сокращает стимулирующее воздействие девальвации на реальный сектор экономики. Важность данного параметра для модели делает необходимым оценку данного параметра для лучшего соответствия модели российским данным.

Условие платежного баланса в модели:

$$(P_{X,t}^* Y_{X,t}^{ex} + P_{M,t} Y_{M,t}^{ex} / S_t) (1 - \alpha_{WD}) - P_t^* Y_{F,t} + B_{t-1}^* (1 + i_{t-1}^*) (1 + \eta p_{t-1}) - B_t^* = IR_t^* - IR_{t-1}^* (1 + i_{t-1}^*), \quad (13)$$

где  $P_{X,t}^* = P_{X,t} / S_t$  – уровень цен биржевых товаров (в иностранной валюте);  $P_t^*$  – уровень зарубежных цен;  $Y_{F,t}$  – объем импортируемых товаров.

Уравнения (6), (8), (10), (12) и (13) составляют фрагмент механизма денежной трансмиссии, в котором совместно определяются операционные цели (ставка процента  $i_t$  и валютный курс  $S_t$ ), инструмент монетарной политики (международные резервы  $IR_t^*$ ), а также чистые частные международные активы  $B_t^*$  и премия за риск  $\eta\psi_t$ . Механизм денежной трансмиссии в модели имеет два ключевых свойства: два инструмента монетарной политики независимы, а нестерилизованные валютные интервенции эффективны. Два инструмента монетарной политики являются независимыми, потому что позволяют устанавливать произвольные значения двух операционных целей (валютного курса  $S_t$  и ставки процента  $i_t$ ): общее равновесие наступит за счет колебания объемов чистых международных активов  $B_t^*$ , определяющих премию за риск  $\eta\psi_t$  в условии непокрытого процентного паритета (12). Нестерилизованные интервенции будут эффективными, потому что валютный курс определяется не только ставкой процента  $i_t$ , но и валютными интервенциями (динамикой международных резервов  $IR_t^*$ ) в уравнениях (8) и (13).

Остальные уравнения, характеризующие механизм денежной трансмиссии, приведены в Приложении, п. 1.

## 2. Параметризация модели

Принципы параметризации модели во многом схожи с теми, что использовались в работах (Dib, 2008, Semko, 2013, Шульгин, 2014). На первом этапе проводится калибровка параметров модели, задающих стационарное состояние модели и тех, которые плохо идентифицируются на данных, избавленных от констант и тренда. На втором этапе байесовским методом оцениваются параметры, определяющие динамику модели. Результаты расчетов первого этапа совпадают с работой (Шульгин, 2014) и приведены в табл. 1.

Из-за того что в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. произошел структурный сдвиг параметров правил монетарной политики, второй этап оценки разбит на два шага. На шаге 1 модель оценивается для временного интервала с I кв. 2001 г. по II кв. 2014 г. На шаге 2 производится оценка параметров правил монетарной политики и шоков для временных интервалов: 1) до кризиса I кв. 2001 г.–III кв. 2008 г.; 2) во время и после кризиса IV кв. 2008 г.–II кв. 2014 г. Остальные параметры на втором этапе не оцениваются, а берутся из результатов оценки на первом шаге<sup>17</sup>.

<sup>17</sup> Применение двухшаговой процедуры является компромиссом, на который приходится идти по следующим причинам. Во-первых, необходимо, чтобы для расчета структурных параметров модели использовалась вся имеющаяся информация о наблюдаемых переменных на полном временном интервале I кв. 2001 г.–II кв. 2014 г. Во-вторых, непосредственная оценка величины структурного сдвига параметров невозможна из-за линеаризации оцениваемой модели. В-третьих, попытка оценить параметры за один шаг с помощью определения корректной функции правдоподобия, записанной отдельно для каждого из временных интервалов, по мнению автора, не оправдана с точки зрения затрат времени на реализацию (хотя возможна теоретически). Компромисс состоит в том, что приходится примириться со смещенностю оценок структурных параметров на шаге 1: оценка шоков монетарной политики  $\pi_{k_M}$  и  $\eta_{PR,t}$  окажется искаженной, из-за того что на первом этапе не учитывается сдвиг параметров монетарных правил. В данном случае компромисс вполне разумен, так как проблемы на первом шаге оценки касаются прежде всего искажения оценок вклада структурных шоков и шоков монетарной политики в динамику эндогенных переменных. Пересчет всех шоков на втором этапе на базе оцененных для двух временных диапазонов по отдельности параметров правил монетарной политики решает данную проблему. (Шульгин, 2014) предлагается другая компромиссная схема оценки структурного сдвига параметра  $k_M$  за счет использования априорной информации в байесовском методе оценки.

Оба шага эконометрической оценки базируются на девяти квартальных наблюдаемых переменных, избавленных от сезонности и тренда<sup>18</sup>: потребление  $C_t$ , выпуск (ВВП в постоянных ценах)  $Y_t$ , инфляция по ИПЦ  $\pi_t$ , индекс биржевых товаров  $P_{X,t}$ , зарубежный выпуск (реальный ВВП стран EU-27)  $Y_t^*$ , государственные расходы  $G_t$ , курс иностранной валюты (номинальный эффективный курс иностранной валюты)  $S_t$ , международные резервы  $IR_t^*$  и ставка процента (ставка рефинансирования)  $i_t$ .

На втором этапе параметры модели оцениваются байесовским методом. Стандартной практикой эконометрической оценки DSGE-моделей в рамках байесовского метода является использование априорной информации о распределениях параметров модели, что может стать потенциальной проблемой для стран, в которых данной информации недостаточно. Радикальным решением данной проблемы служит применение плоских функций распределения параметров (неинформативных априорных распределений). Если при этом не устанавливаются границы изменения параметров модели, можно использовать метод максимального правдоподобия, однако в дальнейших расчетах были установлены естественные области определения параметров  $\vartheta$ , в пределах которых параметры имеют экономический смысл: требование неотрицательности  $\vartheta_i \geq 0$  для всех параметров и требование  $\vartheta_k \in [0, 1]$  для параметров, имеющих содержательную экономическую интерпретацию на отрезке от нуля до единицы.

Таким образом, возможна ситуация, когда функция правдоподобия не имеет внутреннего оптимума по некоторым параметрам, и решение оказывается на границе области определения. В этом случае данные параметры фиксируются на уровне соответствующей границы, и процедура оптимизации повторяется без данных параметров.

## 2.1. Результаты оценки модели на шаге 1

Все процедуры оценки параметров проведены с помощью алгоритмов, реализованных в пакете Dynare (Adjemian et al., 2011)<sup>19</sup>. Степень ориентации на текущий доход была оценена на уровне  $1 - \psi = 0,31$ . Чувствительность премии за риск к соотношению внешнего долга к ВВП  $\tau$  оценивалась, а не калибровалась, как в работах (Dib, 2008; Semko, 2013; Шульгин, 2014). Данный параметр был оценен на уровне  $\tau = 0,0326$ , что, приблизительно, в 2 раза выше, чем в случае калибровки в (Шульгин, 2014)<sup>20</sup>. Более значительная реакция премии за риск на международные перетоки капитала означает большую неза-

<sup>18</sup> С помощью фильтра Ходрика–Прескотта в данных выделяется нелинейный тренд в динамике переменных и предполагается, что отклонения от долгосрочного тренда в данных соответствуют отклонениям от детерминистического стационарного уровня переменных в модели.

<sup>19</sup> В качестве начальных значений для алгоритмов максимизации функции правдоподобия выступили оценки, полученные в работе (Шульгин, 2014). Приведем аргументы в пользу того, что был найден глобальный максимум функции правдоподобия: 1) результаты максимизации функции правдоподобия оказались нечувствительными к выбору начальной точки; 2) алгоритмы оптимизации функции правдоподобия, реализованные в Dynare (алгоритмы Симса и Ратто), адаптированы к поиску глобального максимума функции апостериорной плотности вероятности; 3) проведен анализ чувствительности, в рамках которого не было найдено противоречий с полученными результатами.

<sup>20</sup> Субъективный межвременной дисконт также оценивался при ограничении:  $1/\beta = (1 + \bar{i}^*)/(1 + rp(\tau))$ .

висимость двух инструментов монетарной политики, большую эффективность нестерилизованных валютных интервенций, а также более сильный эффект балансов. Авторегрессионные процессы для экзогенных рядов: цен на биржевые товары  $P_{X,t}^*$ , государственных расходов  $G_t$  и зарубежного выпуска  $Y_t^*$  – оценивались отдельно стандартным методом оценки  $AR(1)$ -процессов, поэтому отнесены к блоку калибровки.

Вероятность индексации заработной платы и коэффициент реакции ставки процента на разрыв ВВП в правиле Тэйлора были зафиксированы на нижней границе области определения:  $\theta_w = 0$  и  $k_y = 0$ , — так как внутренний оптимум функции правдоподобия по данным параметрам отсутствует. При  $\theta_w = 0$  функция правдоподобия теряет чувствительность к степени коррекции заработной платы на предыдущую инфляцию, которая по этой причине зафиксирована на уровне  $\chi_w = 0$ . Все результаты калибровки и оценки параметров на шаге 1 приведены в табл. 1.

Таблица 1

Калиброванные и оцененные на первом шаге параметры DSGE-модели

Обозна- чение	Значение	Стандартное отклонение	Название параметра
$\alpha_M$	0,45	*	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора $M$
$\alpha_N$	0,55	*	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора $N$
$\alpha_X$	0,46	*	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора $X$ , остающаяся после получения доходов владельцами природных ресурсов
$\varsigma_M$	0,14	*	Доля оплаты промежуточных товаров сектора $X$ в общем доходе сектора $M$
$\varsigma_N$	0,095	*	Доля оплаты промежуточных товаров сектора $X$ в общем доходе сектора $N$
$\varsigma_X$	0,2	*	Доля природных ресурсов в доходе сектора биржевых товаров
$\alpha_{WD}$	0,174	*	Доля изъятия из экспортных доходов
$\phi$	5	*	Эластичность замещения дифференцированных товаров в секторах $M, N, F$
$\phi_H$	6	*	Эластичность замещения дифференцированного труда в секторах $M, N, X$
$\delta$	0,025	*	Норма амортизации
$\kappa$	0,66	*	Эластичность замещения в производстве конечных отечественных благ между благами секторов $M, N, F$
$\upsilon$	0,66	*	Эластичность замещения между товарами сектора $M$ и товарами, произведенными за рубежом
$\rho_{PX}$	0,758	*	Коэффициент авторегрессии шоков цен на товары сектора $X$
$\rho_G$	0,956	*	Коэффициент авторегрессии шоков государственных расходов

Продолжение таблицы 1

Обозначение	Значение	Стандартное отклонение	Название параметра
$\rho_{Y^*}$	0,864	*	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежного спроса
$\sigma(\eta_{PX})$	0,1191	*	Стандартное отклонение шоков цен на биржевые товары
$\sigma(\eta_{G,t})$	0,0047	*	Стандартное отклонение шоков государственных расходов
$\sigma(\eta_{Y^*})$	0,0061	*	Стандартное отклонение шоков зарубежного выпуска
$\sigma(\eta_A)$	0,0171	0,0022	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторах промышленных и неторгуемых товаров
$\sigma(\eta_b)$	0,0084	0,0027	Стандартное отклонение шоков предпочтений межвременного выбора
$\sigma(\eta_{rp})$	0,0112	0,0026	Стандартное отклонение шоков премии за риск
$\sigma(\eta_\mu)$	0,1175	0,0312	Стандартное отклонение шоков торговой наценки
$\sigma(\eta_S)$	0,0439	0,0083	Стандартное отклонение шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
$\sigma(\eta_{PR})$	0,0016	0,0002	Стандартное отклонение шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора
$\rho_{rp}$	0,684	0,081	Коэффициент авторегрессии шоков премии за риск
$\rho_s$	0,834	0,072	Коэффициент авторегрессии шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса
$\rho_{PR}$	0,594	0,085	Коэффициент авторегрессии шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора
$h$	0,398	0,192	Параметр привычек в потреблении
$\sigma_c$	0,534	0,170	Коэффициент относительного неприятия риска, или величина, обратная межвременной эластичности замещения
$\sigma_h$	4,074	0,830	Величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате
$\theta$	0,936	0,018	Вероятность индексации цен промышленных, неторгуемых и импортируемых товаров на предыдущую инфляцию
$\chi$	0,150	0,133	Коэффициент индексации цены промышленных, неторгуемых и импортируемых товаров
$\varphi_K$	2,853	0,770	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторах неторгуемых, промышленных и биржевых товаров
$\tau$	0,0326	0,0022	Коэффициент чувствительности премии за риск к соотношению внешнего долга к ВВП
$\Psi$	0,691	0,092	Степень ориентации на текущий доход
$k_{IR}$	0,571	0,124	Параметр гибкости валютного курса, или модуль эластичности валютного курса по международным резервам

Окончание таблицы 1

Обозначение	Значение	Стандартное отклонение	Название параметра
$k_\pi$	0,050	0,032	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение инфляции в правиле Тэйлора
$k_s$	0,014	0,007	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение валютного курса в правиле Тэйлора
$\theta_w$	0	#	Вероятность индексации заработной платы на предыдущую инфляцию
$\chi_w$	0	#	Коэффициент индексации заработной платы
$k_y$	0	#	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение ВВП в правиле Тэйлора
$\beta$	0,943	**	Субъективный межвременной дисконт

**Примечание.** В таблице символом «\*» обозначены калиброванные параметры; «#» – фиксированные в процессе байесовской оценки; «\*\*» – параметры, которые вычисляются на базе других параметров.

В Приложении в табл. П1 приведен анализ чувствительности полученных оценок параметров, в рамках которого результаты оценки базовой модели М0 на шаге 1 сравниваются с четырьмя альтернативными моделями: М1 – модель без правила валютной политики; М2 – модель с нерикардианскими д/х; М3 – модель с фискальным правилом; М4 – модель без ограничений на межвременную оптимизацию потребления.

Расчеты для альтернативных моделей показали, что базовая модель оказалась лучше остальных в терминах маржинальной плотности (Приложение, табл. П1, критерий *LA* – оценка маржинальной плотности методом Лапласа), что подтверждает справедливость сделанных предпосылок о способе введения в модель ограничений на межвременную оптимизацию потребления д/х, уравнения для государственных расходов и правила валютной политики. Модель М1, в которой валютная политика определяется *AR(1)*-процессом для международных резервов  $\tilde{R}_t = \rho_{IR}\tilde{R}_{t-1} + \eta_{IR,t}$ , значительно уступает базовой модели М0 в описании динамики международных резервов и валютного курса, что отразилось на значении функции маржинальной плотности. Для того чтобы смоделировать высокую наблюдаемую процикличность агрегированного потребления в модели М2, необходимо иметь значительную долю нерикардианских д/х, которая была оценена на уровне  $1 - \psi_r = 0,48$ <sup>21</sup>. Модель М4 предполагает, что ограничений на межвременную оптимизацию потребления д/х в экономике нет, что значительно снижает ее способность объяснить наблюдаемую высокую корреляцию реальных переменных с ценами на нефть и доходом. Завышенная оценка межвременной эластичности замещения

<sup>21</sup> Оценка доли нерикардианских д/х  $1 - \psi_r$ , оказалась выше, чем степень ориентации на текущий доход  $1 - \psi_r$ , прежде всего из-за контрициклической динамики предложения труда нерикардианских д/х. Например, при падении текущего дохода потребление нерикардианских д/х значительно сокращается, что увеличивает предложение труда данной группы д/х и частично компенсирует первоначальное падение дохода.

частично компенсирует отсутствие нерикардианских д/х в модели М4:  $1/\sigma_c = 7,4$  против  $1/\sigma_c = 1,87$  для базовой модели М0. Модель М3 предполагает существование связи государственных расходов с ВВП (Приложение, п. 1). Для умеренной контрциклической фискальной политики эластичность государственных расходов по ВВП  $k_G$  должна быть отрицательной. Оценка модели М3 свидетельствует о наличии умеренной проциклическости потребления и ВВП:  $k_G = 0,126$ , — что почти ничего не меняет с точки зрения описания данных, так как роль канала фискальной политики в описании российского бизнес-цикла для данной модели невелика.

## 2.2. Результаты оценки модели на втором шаге

Результаты оценки параметров на втором шаге приведены в табл. 2.

Самое заметное различие оценок для двух временных интервалов оказалось в оценке коэффициента гибкости валютного курса  $k_{IR}$ , который изменился с 0,118 до 0,938 в результате перехода Банка России к использованию правила корректировки границ валютного коридора. Расчеты шоков монетарной политики  $\eta_{S,t}$  и  $\eta_{PR,t}$  на базе трех временных диапазонов приведены на рис. 1, а также в Приложении в табл. П2.

Шоки ставки процента  $\eta_{PR,t}$  различаются не очень сильно, так как для трех рассмотренных временных интервалов реакция ставки процента в правиле Тэйлора на факторы оказалась очень слабой.



Рис. 1

Шоки монетарной политики

**Таблица 2**

Результаты оценки модели для трех временных интервалов

Обозна- чение	Параметр	Значение (стандартное отклонение)		
		Весь интервал (I кв. 2001— II кв. 2014 г.)	До кризиса (I кв. 2001— III кв. 2008 г.)	После кризиса (IV кв. 2008 — II кв. 2014 г.)
$\sigma(\eta_A)$	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторах промышленных и неторгуемых товаров	0,0171 (0,0022)	0,0022 (0,0031)	0,0092 (0,0017)
$\sigma(\eta_b)$	Стандартное отклонение шоков предпочтений межвременного выбора	0,0084 (0,0027)	0,0112 (0,0016)	0,0070 (0,0012)
$\sigma(\eta_{\rho})$	Стандартное отклонение шоков премии за риск	0,0112 (0,0026)	0,0041 (0,0008)	0,0107 (0,0037)
$\sigma(\eta_{\mu})$	Стандартное отклонение шоков торговой наценки	0,1175 (0,0312)	0,1097 (0,0143)	0,1097 (0,0171)
$\sigma(\eta_S)$	Стандартное отклонение шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса	0,0439 (0,0083)	0,0147 (0,0032)	0,0296 (0,0090)
$\sigma(\eta_{PR})$	Стандартное отклонение шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора	0,0016 (0,0002)	0,0017 (0,0002)	0,0014 (0,0002)
$\rho_{rp}$	Коэффициент авторегрессии шоков премии за риск	0,684 (0,081)	0,848 (0,062)	0,635 (0,135)
$\rho_S$	Коэффициент авторегрессии шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса	0,834 (0,072)	0,803 (0,084)	0,596 (0,226)
$\rho_{PR}$	Коэффициент авторегрессии шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора	0,594 (0,085)	0,450 (0,157)	0,622 (0,141)
$k_{IR}$	Параметр гибкости валютного курса или минус эластичность валютного курса по международным резервам	0,571 (0,124)	0,118 (0,043)	0,938 (0,268)
$k_{\pi}$	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение инфляции в правиле Тэйлора	0,050 (0,032)	0,068 (0,043)	0,006 (0,047)
$k_S$	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение валютного курса в правиле Тэйлора	0,014 (0,007)	0,008 (0,010)	0,020 (0,013)
$k_Y$	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение ВВП в правиле Тэйлора (параметр фиксирован в процессе байесовской оценки)	0	0	0

бой, в результате чего большая часть динамики ставки рефинансирования отнесена на шоки. Шоки валютной политики  $\eta_{S,t}$  на шаге 2 значительно уменьшились по сравнению с их значениями на шаге 1. Это означает, что игнорирование значительного структурного сдвига параметра гибкости валютного курса  $k_{IR}$  приводит к существенным ошибкам. Например, для периода I кв. 2001 г.–III кв. 2008 г. на шаге 1 оценка параметра гибкости валютного курса оказывается переоцененной и рост международных резервов в докризисный период предполагает преувеличенное укрепление рубля, которого в реальности не было. Приходится объяснять отсутствие укрепления рубля в данный период положительными шоками  $\eta_{S,t} > 0$ . Для периода IV кв. 2008 г.–II кв. 2014 г. гибкость валютного курса оказывается уже недооцененной. На рис. 2 изображена декомпозиция фактической динамики валютного курса и ставки процента (в процентном отклонении от стационарных уровней) на правила и шоки. Оценка правила валютной политики становится более точной на шаге 2, что позволяет избежать ошибки анализа вклада шоков валютной политики в динамику переменных. Повысить низкое качество слаживания ряда ставки рефинансирования с помощью правила Тэйлора на шаге 2 не удается. Большая часть колебаний ставки процента продолжает объясняться авторегрессионным процессом  $\varepsilon_{PR,t}$ . Например, лишь около трети фактического роста ставки процента свыше тренда на пике в I кв. 2009 г. было объяснено с помощью оцененного правила Тэйлора (1,16% из 3,26% в годовом исчислении (Приложение, табл. П2)).

В Приложении в табл. П2 приведены шоки монетарной политики ( $\eta_{S,t}$  и  $\eta_{PR,t}$ ), отклонения от правил монетарной политики ( $\varepsilon_{S,t}$  и  $\varepsilon_{PR,t}$ ), а также фактические и слаженные с помощью правил значения курса иностранной валюты ( $\tilde{S}_t$  и  $\tilde{S}_t^{rule}$ ) и ставки рефинансирования ( $\tilde{i}_t$  и  $\tilde{i}_t^{rule}$ ). Значения для валютного курса вычислены в долевых отклонениях от тренда (стационарного уровня), а значения для ставки рефинансирования – в отклонениях от тренда (стационарного уровня), а также в терминах годовой доходности.

Шоки монетарной политики  $\eta_{S,t}$  и  $\eta_{PR,t}$  могут быть полезными в исследованиях, в которых необходимо анализировать влияние новой информации о монетарной политике на какие-либо эндогенные переменные. Отклонения от правил монетарной политики  $\varepsilon_{S,t}$  и  $\varepsilon_{PR,t}$  могут быть полезными в исследованиях, в которых необходимо анализировать влияние степени экспансии/контракции монетарной политики на какие-либо эндогенные переменные.

### **3. Роль шоков монетарной политики в стабилизации экономики России в период 2008–2009 гг.**

Для расчета вклада шоков монетарной политики в динамику макроэкономических переменных в 2008–2009 гг. запишем линеаризованное решение DSGE-модели в виде:

$$Y_t = A\mathbf{Y}_{t-1} + B\boldsymbol{\eta}_t + D\mathbf{m}_t, \quad (14)$$

где  $\mathbf{Y}_t$  – вектор эндогенных переменных в модели;  $\boldsymbol{\eta}_t \equiv [\eta_{PX,t} \ \eta_{Y^*,t} \ \eta_{G,t} \ \eta_{A,t} \ \eta_{b,t} \ \eta_{rp,t} \ \eta_{\mu,t}]'$  – вектор структурных шоков;  $\mathbf{m}_t \equiv [\eta_S \ \eta_{PR}]'$  – вектор шоков монетарной политики;  $A, B, D$  – матрицы, оцененные на втором шаге для временного интервала IV кв. 2008 г. – II кв. 2014 г.

На рис. 3 показаны результаты расчетов по следующему алгоритму:

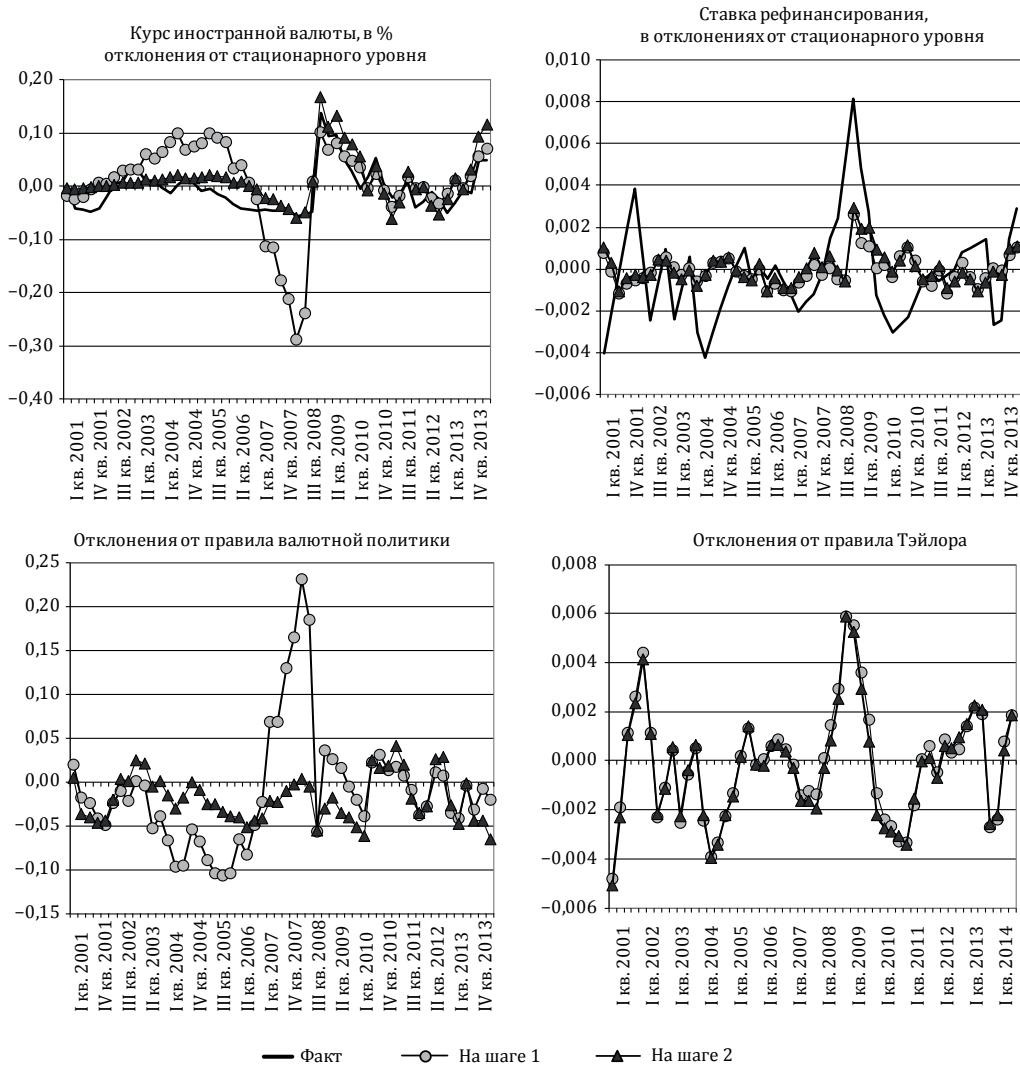


Рис. 2

Декомпозиция фактической динамики валютного курса и ставки процента на правила и шоки

- обнуляются значения эндогенных переменных до кризиса  $Y_{Q3:2008} = 0$ . Это необходимо, чтобы все вычисления были связаны с действиями Банка России, предпринятыми в период и после кризиса 2008–2009 гг.;
- не учитываются структурные шоки  $\eta_t = 0$ . Так как в процессе оценки DSGE-модели фактическая динамика наблюдаемых эндогенных переменных  $\mathbf{Y}_t$  раскладывается на структурные шоки  $\eta_t$  и шоки монетарной политики  $\mathbf{m}_t$ , то, выделив вклад последних в динамику  $\mathbf{Y}_t$ , можно вычислить вклад структурных шоков  $\eta_t$  (совместно с вкладом  $Y_{Q3:2008}$ );
- имея оцененный ряд  $\mathbf{m}_s$  для  $s = 2008_{Q4}; 2009_{Q1}; 2009_{Q2}; 2009_{Q3}$ , вычислим значения  $\mathbf{Y}_s$  по формуле (14). Значения  $\mathbf{Y}_s$  покажут вклад всех шоков монетарной политики в период кризиса 2008–2009 гг. в динамику эндогенных переменных.

На рис. 3 изображен вклад шоков монетарной политики в период кризиса 2008–2009 гг. в динамику четырех эндогенных переменных модели: индекса цен (накопленной инфляции), потребления, выпуска (ВВП) и курса иностранной валюты.

Банк России в период снижения реальной активности повысил ставку рефинансирования, а также некоторое время продолжал удерживать курс рубля от девальвации при значительно снизившихся ценах на нефть и значительном оттоке капитала в IV кв. 2008 г. Эти действия Банка России не могут быть объяснены факторами в правилах монетарной политики и большей частью отнесены на шоки монетарной политики:  $\eta_{PR,2008_{Q4}} = 2,13\%$  и  $\eta_{S,2008_{Q4}} = -5,35\%$  (Приложение, табл. П2). Для остальных кварталов исследуемого периода (IV кв. 2008 г. – III кв. 2009 г.), сравнимых с IV кв. 2008 г., по амплитуде шоков не происходило, поэтому рис. 3, в основном, отражает реакцию экономики России на антикризисную политику Банка России в IV кв. 2008 г. Влияние шоков монетарной политики в период кризиса 2008–2009 гг. на выпуск (ВВП) и курс иностранной валюты было максимальным в первый же квартал кризиса IV кв. 2008 г. и составило  $-0,62\%$  и  $-2,13\%$  соответственно. Максимум влияния шоков монетарной политики в период кризиса 2008–2009 гг. на потребление ( $-0,78\%$ ) и накопленную инфляцию ( $-0,15\%$ ) пришелся на I кв. 2009 г. и II кв. 2009 г. соответственно. Данная задержка объясняется сглаживанием траектории потребления рикардианскими д/х, а также значительным оцененным параметром nominalной жесткости цен  $\theta = 0,936$ .

Графики на рис. 3 демонстрируют, что оба шока монетарной политики способствовали снижению инфляции и девальвации рубля в период кризиса 2008–2009 гг. Вклад шоков ставки процента  $\eta_{PR,t}$  в снижение инфляции и курса иностранной валюты оказался более значительным, чем вклад шоков валютной политики  $\eta_{S,t}$ <sup>22</sup>. Хорошо заметно различие в воздействии двух шоков монетарной политики

<sup>22</sup> Это не означает, что валютная политика внесла незначительный вклад в стабилизацию инфляции и валютного курса в период кризиса, так как большая часть динамики ставки процента была ассоциирована с шоками, в то время как значительная часть динамики валютного курса была отнесена на правило валютной политики и не включена в шоки. Правило валютной политики вносит свой вклад в стабилизацию валютного курса и инфляции, например по сравнению со случаем плавающего валютного курса, идентификация которого является интересной, но выходящей за рамки данного исследования задачей.

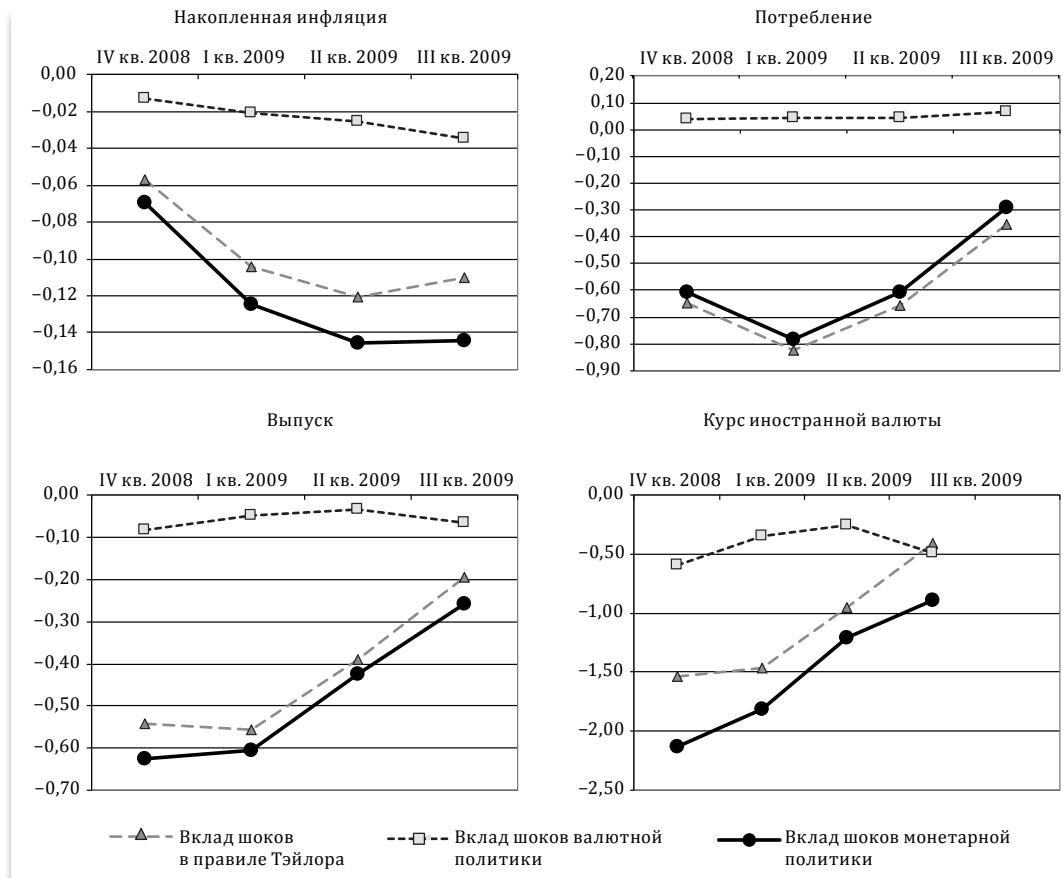


Рис. 3

Вклад шоков монетарной политики в период IV кв. 2008 г.–III кв. 2009 г. в динамику инфляции, потребления, выпуска (ВВП) и курса иностранной валюты, % от стационарного уровня

на экономику. При реализации антиинфляционной и антидевальвационной политики шоки  $\eta_{S,t}$  оказывают меньшее дестимулирующее воздействие на реальный сектор, чем шоки в правиле Тэйлора  $\eta_{PR,t}$ . Шок в правиле Тэйлора  $\eta_{PR,t} > 0$  воздействует на цены, прежде всего через канал совокупного спроса: рост ставки процента приводит к снижению текущего потребления и инвестиций, что дестимулирует совокупный спрос на отечественные товары, снижает объем производства, предельные издержки и уровень цен. Шок в правиле валютной политики  $\eta_{S,t} < 0$  влияет на цены, прежде всего через стоимость импорта: укрепление национальной валюты удешевляет импорт, снижая индекс цен. Таким образом, снижение выпуска при шоке валютной политики  $\eta_{S,t} < 0$  сопровождается ростом потребления, что слаживает негативные последствия антиинфляционной политики для реального сектора. В случае стагфляции, сопровождающейся девальвацией, данное свойство шоков валютной политики  $\eta_{S,t}$  является ценным.

В Приложении на рис. П1 изображены функции импульсного отклика, оцененной на шаге 2 для четырех эндогенных переменных: инфляции, потребления, выпуска и валютного курса. При возникновении шоков премии за риск ( $\eta_{p,t} > 0$ ) потребление со II квартала, а выпуск с IV квартала уходят в область ниже тренда. Шоки цен на нефть ( $\eta_{pX,t} < 0$ ) выводят потребление и выпуск ниже тренда в период подстройки. Оба шока приводят к девальвации и инфляции. Таким образом, при возникновении внешних шоков  $\eta_{p,t} > 0$  и  $\eta_{pX,t} < 0$  использование дискреционных валютных интервенций  $\eta_{s,t} < 0$  для стабилизации экономики является оправданным, так как имеет значительный эффект для борьбы с девальвацией, в некоторой степени способствует борьбе с инфляцией и не ухудшает ситуацию с потреблением. На этом рисунке хорошо заметна слабость данного инструмента для борьбы с инфляцией и спадом: возможности применения инструмента  $\eta_{s,t}$  ограничены запасом международных резервов<sup>23</sup>. Инструмент  $\eta_{PR,t}$  более результативен с точки зрения воздействия на инфляцию и экономическую активность, чем  $\eta_{s,t}$  (см. рис. 3), но имеет стандартные свойства, ограничивающие его эффективность в ситуации стагфляции (Приложение, рисунок).

Табл. 3 позволяет оценить вклад шоков монетарной политики в динамику четырех эндогенных переменных в сравнении с другими факторами: структурными шоками и влиянием  $Y_{2008_{Q3}}$ . Общий вклад шоков монетарной политики в динамику переменных невелик и ограничивается 5–10% всех факторов. Исключением является ситуация с валютным курсом в IV кв. 2008 г. – Банк России сумел предотвратить ослабление рубля за счет шоков монетарной политики, но уже в следу-

Таблица 3

Декомпозиция прироста эндогенных переменных по сравнению с III кв. 2008 г.

Квартал и год	Накопленная инфляция, в %		Потребление, в % отклонения от стационарного уровня		Выпуск, в % отклонения от стационарного уровня		Курс иностранной валюты, в % отклонения от стационарного уровня	
	Вклад всех факторов	Вклад шоков монетарной политики	Вклад всех факторов	Вклад шоков монетарной политики	Вклад всех факторов	Вклад шоков монетарной политики	Вклад всех факторов	Вклад шоков монетарной политики
Начальные значения эндогенных переменных								
III кв. 2008 г.	–		+8,594		+6,402		-5,948	
Изменения по сравнению с III кв. 2008 г.								
IV кв. 2008 г.	0,155	-0,069	-2,584	-0,605	-5,356	-0,624	0,762	-2,131
I кв. 2009 г.	1,629	-0,124	-8,224	-0,782	-10,619	-0,604	19,258	-1,817
II кв. 2009 г.	1,485	-0,145	-11,83	-0,609	-11,900	-0,423	14,937	-1,203
III кв. 2009 г.	0,949	-0,144	-13,96	-0,288	-11,148	-0,258	15,205	-0,887

<sup>23</sup> Например, в период кризиса 2008–2009 гг. Банк России потратил почти все свои международные резервы для защиты рубля, но эффект на экономику был произведен не слишком большой (см. рис. 3).

ющем квартале произошла значительная девальвация рубля при незначительном вкладе  $\eta_{S,t}$  и  $\eta_{PR,t}$ .

### **Заключение**

В работе решена задача декомпозиции динамики валютного курса и ставки процента на правила и шоки, а также проведен анализ воздействия шоков монетарной политики на экономику России в 2008–2009 гг.

Все расчеты базируются на методологии DSGE-моделей, в рамках сильной эконометрической интерпретации, согласно которой DSGE-модель претендует на объяснение всех особенностей бизнес-цикла в стране. Исходной точкой для анализа явилась работа (Шульгин, 2014), в которой оценивалась DSGE-модель с ключевой предпосылкой о существовании двух независимых инструментов монетарной политики. В рамках проведенного исследования данная работа была усовершенствована по ряду направлений: в работу была введена предпосылка наличия ограничения на межвременную оптимизацию траектории потребления, что позволило лучше описать высокую историческую корреляцию потребления, выпуска и цен на нефть; было максимально сокращено число латентных плохо интерпретируемых шоков; при оценке модели байесовским методом не использовались слабо обоснованные информативные априорные распределения параметров; оценивался, а не калибровался параметр, отвечающий за независимость инструментов и эффект балансов: чувствительность премии за риск к отношению внешнего долга к ВВП. Это позволило значительно продвинуться в качестве описания российского бизнес-цикла.

Для того чтобы получить адекватные оценки шоков монетарной политики, использовалась двухшаговая процедура оценки. На первом шаге модель оценивалась для интервала I кв. 2001 г.–II кв. 2014 г. На втором шаге большинство параметров были зафиксированы, а параметры правил и шоков оценивались отдельно для докризисного периода (I кв. 2001 – III кв. 2008 г.) и во время и после кризиса (IV кв. 2008 г.–II кв. 2014 г.). В рамках двухшаговой процедуры оценки было продемонстрировано, что игнорирование структурного сдвига параметра гибкости валютного курса в правиле валютной политики приводит к неадекватному расчету динамики шоков валютной политики. Полученные в результате расчетов значения шоков монетарной политики могут быть полезными в исследованиях, в которых изучается реакция каких-либо эндогенных переменных на новую информацию о монетарной политике. Также были рассчитаны отклонения от правила валютной политики и правила Тэйлора, которые помогут в изучении влияния степени экспансии/контракции монетарной политики на какие-либо эндогенные переменные.

На основе оцененного механизма денежной трансмиссии был рассчитан вклад шоков монетарной политики в динамику индекса

цен (накопленной инфляции), потребления, выпуска (ВВП) и валютного курса в период мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. Расчеты показывают, что Банк России использовал свою дискреционную власть для борьбы с инфляцией и девальвацией. При этом действия властей оказали дестимулирующее воздействие на реальные переменные (выпуск и потребление). В целом вклад шоков монетарной политики в период кризиса не превышает 5–10% всех шоков. Единственным исключением является курс иностранной валюты в IV кв. 2008 г., когда Банк России применил дискреционную власть, для того чтобы некоторое время удерживать рубль от ослабления. Однако уже с I кв. 2009 г. динамика валютного курса довольно точно соответствовала правилу корректировки границ валютного коридора и роль шоков валютной политики в объяснении его динамики оказалась незначительной.

Основное различие двух инструментов монетарной политики Банка России состоит в том, что шоки валютной политики при проведении антиинфляционной и антидевальвационной политики оказывают гораздо меньшее дестимулирующее воздействие на реальный сектор, чем шоки ставки процента. Данное утверждение было теоретически обосновано при описании каналов денежной трансмиссии двух шоков, проиллюстрировано функциями импульсного отклика на шоки монетарной политики, а также эмпирически подтверждено расчетами влияния шоков монетарной политики на переменные в период кризиса 2008–2009 гг.

В работе было получено подтверждение обоснованности использования защитных валютных интервенций в период значительных негативных шоков платежного баланса, вызывающих стагфляцию: положительных шоков премии за риск (шоков оттока капитала) и отрицательных шоков цен на нефть. При этом возможности применения дискреционных валютных интервенций в период значительных негативных внешних шоков ограничиваются объемом международных резервов, что, например, не позволило Банку России относительно безболезненно защититься от экстремальных негативных внешних шоков 2008–2009 гг.

Вне зависимости от наличия или отсутствия систематической валютной политики шоки ставки процента снижают индекс цен прежде всего через снижение объема потребления и производства, а шоки валютной политики – через удешевление импорта и рост потребления. Это позволяет сделать предварительный вывод о том, что Банк России продолжит использовать свою дискреционную власть над курсом иностранной валюты при переходе в режим свободного плавания. Активность Банка России на рынке валютного РЕПО в период сильных негативных внешних шоков 2014 г.–2015 гг. соответствует сделанному предположению, однако для полноценного эмпирического подтверждения данного вывода требуется дополнительное исследование.

## ПРИЛОЖЕНИЕ

### 1. Модель

**Предложение труда.** В каждом секторе домашнее хозяйство  $j$  предоставляет свой труд рекрутинговому агентству — совершенному конкуренту, которое агрегирует предложение всех домашних хозяйств для секторов  $X, M$  и  $N$  по следующей технологии:

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

Спрос на труд домашнего хозяйства  $j$ :

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

Являясь монополистическим конкурентом в каждом секторе, д/х устанавливает оптимальную заработную плату по модели (Calvo, 1983) с индексацией на предыдущую инфляцию по (Yun, 1996). С некоторой вероятностью  $1 - \theta_W$  д/х в текущем периоде получает сигнал, по которому предыдущая заработка  $W_{i,t-1}(j)$  корректируется на оптимальную заработную плату  $W_{i,t}^o(j)$ . С вероятностью  $\theta_W$  д/х произведет индексацию предыдущей заработной платы на предыдущую инфляцию  $W_{i,t-1}(j)(1 + \pi_{t-1})^{\chi_W}$ , где  $\chi_W \in (0, 1)$  — степень индексации.

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

$$\begin{aligned} \left( \frac{W_{i,t}}{P_t} \right)^{1-\phi_H} &= \theta_W \left( \frac{(1 + \pi_{t-1})^{\chi_W} W_{i,t-1}}{1 + \pi_t P_{t-1}} \right)^{1-\phi_H} + (1 - \theta_W) \left( \frac{W_{i,t}^o}{P_t} \right)^{1-\phi_H}, \quad i = X, M, N; \\ \frac{W_{i,t+1}^o(j)}{P_t} &= \frac{\phi_H}{\phi_H - 1} \frac{J_{W,i,t}}{N_{W,i,t}}, \quad i = X, M, N; \\ J_{W,i,t} &= \eta_{b,t} H_{i,t} \left( \frac{W_{i,t}}{P_t} \right)^{\phi_H} (-\Lambda_{H,i}) + \theta_W \beta E_t \left\{ \left( \frac{(1 + \pi_{t+1})}{(1 + \pi_t)^{\chi_W}} \right)^{\phi_H} J_{W,i,t+1} \right\}; \\ N_{W,i,t} &= \eta_{b,t} H_{i,t} \left( \frac{W_{i,t}}{P_t} \right)^{\phi_H} \Lambda_{C,i} + \theta_W \beta E_t \left\{ \left( \frac{(1 + \pi_{t+1})}{(1 + \pi_t)^{\chi_W}} \right)^{\phi_H - 1} N_{W,i,t+1} \right\}, \end{aligned}$$

где  $\Lambda_{C,i} \equiv \partial \Lambda_i / \partial C_i$  и  $\Lambda_{H,i} \equiv \partial \Lambda_i / \partial H_i$  — предельная полезность потребления и труда соответственно.

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

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

Условие первого порядка для капитала:

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

**Производство биржевых товаров.** Производственная функция  $X$ -сектора:  $Y_{X,t} = \left( K_{X,t}^{\alpha_X} H_{X,t}^{1-\alpha_X} \right)^{1-\zeta_X} L_t^{\zeta_X}$ ,  $\alpha_X, \zeta_X \in (0, 1)$ .

Предложение ресурсов абсолютно неэластично по цене:  $L_t = \bar{L}$ . Закон единой цены для товаров  $X$ -сектора:  $P_{X,t} = P_{X,t}^* S_t$ , где зарубежный уровень цен биржевых товаров  $P_{X,t}^*$  следует  $AR(1)$ -процессу  $P_{X,t}^* = (P_{X,t-1}^*)^{\rho_{PX}} (\bar{P}_X)^{1-\rho_{PX}} \exp(\eta_{PX,t})$ .

Условия первого порядка для задачи максимизации прибыли:  $K_{X,t} Q_{X,t} = P_{X,t} \alpha_X (1 - \zeta_X) Y_{X,t}$ ;  $H_{X,t} W_{X,t} = P_{X,t} (1 - \alpha_X) (1 - \zeta_X) Y_{X,t}$ ;  $L_t P_{L,t} = P_{X,t} \zeta_X Y_{X,t}$ .

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

#### Производство промышленных и неторгуемых товаров.

В обоих секторах имеется континuum производителей ( $k \in (0, 1)$  – индекс производителя), каждый производящий дифференцированный продукт в условиях монополистической конкуренции.

Для товаров  $M$ -сектора предполагаются нулевые транзакционные издержки сбыта за рубеж, а также используется принцип ценообразования в валюте производителя. Выполняется закон единой цены для внутреннего и внешнего рынков:  $P_{M,t}^*(k) = P_{M,t}(k) / S_t$ .

Для неторгуемых благ ( $N$ -сектор) предполагаются бесконечные транзакционные издержки сбыта товаров за рубежом, поэтому весь объем  $Y_{N,t}$  потребляется внутри страны в качестве промежуточных товаров для создания конечных благ.

Производственная функция производителя  $k$ :

$Y_{z,t}(k) = A_t \left( K_{z,t}(k) \right)^{\alpha_z} \left( H_{z,t}(k) \right)^{1-\alpha_z-\zeta_z} \left( Y_{X,t}^z(k) \right)^{\zeta_z}$ ,  $\alpha_z, \zeta_z, 1 - \alpha_z - \zeta_z \in (0, 1)$ , где  $A_t$  – общая факторная производительность, одинаковая для всех секторов;  $A_t = \bar{A} \exp(\eta_{A,t})$ .

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

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

Условия оптимизации для фирм  $M$ -и  $N$ -секторов:

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

$$W_{z,t} H_{z,t}(k) = (1 - \alpha_z - \xi_z) P_t Y_{z,t}(k) \xi_{z,t}(k);$$

$$P_{X,t} Y_{X,t}^z(k) = \xi_z P_t Y_{z,t}(k) \xi_{z,t}(k);$$

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

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

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

где  $\xi_{z,t}(k)$  – реальные издержки производителя;  $\eta_{\mu,t}$  – шок монополистической наценки.

Распределение промышленных товаров на экспортимые и потребляемые внутри страны:  $Y_{M,t} = Y_{M,t}^{ex} + Y_{M,t}^d$ .

Спрос на экспортимые товары  $M$ -сектора определяется зарубежным спросом:  $Y_{M,t}^{ex} = \left( P_{M,t}^* / P^* \right)^{-v} w_{ex} Y_t^*$ , где  $w_{ex}$  – доля мирового спроса, приходящаяся на товары  $M$ -сектора отечественной экономики;  $v$  – эластичность замещения отечественных товаров на мировом рынке;  $Y_t^*$  – мировой спрос на блага, следующий в модели авторегрессионному процессу:  $Y_t^* = \left( Y_{t-1}^* \right)^{\rho_{Y^*}} \left( \bar{Y}^* \right)^{1-\rho_{Y^*}} \exp(\eta_{Y^*,t})$ ,  $\rho_{Y^*} \in (0, 1)$ .

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

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

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

Условия первого порядка для импортеров:

$$\frac{P_{F,t}^o}{P_t} = \frac{\phi}{\phi-1} \frac{J_{F,t}}{N_{F,t}},$$

$$J_{F,t} = \eta_{b,t} \Lambda_{C,t} Y_{F,t} \left( P_{F,t} / P_t \right)^\phi R_t + \beta \theta E_t \left\{ \left( (1 + \pi_{t+1}) / (1 + \pi_t)^\chi \right)^\phi J_{F,t+1} \right\},$$

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

где  $R_t \equiv S_t P^* / P_t$  – реальный курс иностранной валюты.

**Производство конечных благ.** Фирма в условиях совершенной конкуренции производит конечные блага  $k_{IR}$  из промежуточных благ: промышленных товаров  $\frac{1}{\beta} = (1 + \bar{i}^*) (1 + \eta p(\tau))$ , неторгуемых товаров и услуг  $Y_{N,t}$  и импортируемых благ  $1 - \psi$ , по CES-технологии

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

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

Параметры производственной функции  $\gamma_M, \gamma_N, (1 - \gamma_M - \gamma_N) \in (0, 1)$  задают доли в потреблении товаров в секторах  $M$ ,  $N$  и  $F$  соответственно.

Условия первого порядка:

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

где индекс потребительских цен  $P_t$  имеет вид

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

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

**Правительство.** В работе, как и в базовой модели (Dib, 2008), предполагается, что правительство не манипулирует долгами<sup>24</sup>, а государственные расходы следуют авторегрессионному AR(1)-процессу:  $G_t = G_{t-1}^{\rho_G} \bar{G}^{1-\rho_G} \exp(\eta_{G,t})$ ,  $\rho_G \in (0, 1)$ .

Альтернативная спецификация функции государственных расходов<sup>25</sup>:  $\tilde{G}_t = k_G \tilde{Y}_t + \varepsilon_{G,t}$ , где  $\tilde{G}_t \equiv (G_t - \bar{G}) / \bar{G}$  – отклонение государственных расходов от стационарного уровня,  $\varepsilon_{G,t}$  – авторегрессионная компонента  $\varepsilon_{G,t} = \rho_G \varepsilon_{G,t-1} + \eta_{G,t}$ .

Государственные расходы финансируются за счет паушальных налогов  $T_t$  и прибыли ЦБ  $D_{CB,t}$ , которая полностью поступает в бюджет:  $G_t = T_t + D_{CB,t}$ , где  $D_{CB,t} = S_t I R_{t-1}^* (1 + i_{t-1}^*) - B_{t-1} (1 + i_{t-1})$ ,  $B_t$  – объем эмитированных ЦБ ценных бумаг, которые держат д/х.

**Общее равновесие.** Анализируется симметричное равновесие с идентичными решениями домашних хозяйств и фирм:  $C_t^o(j) = C_t^o$ ,  $C_t^n(j) = C_t^n$ ,  $H_{i,t}(j) = H_{i,t}$ ,  $W_{i,t}^o(j) = W_{i,t}^o$ ,  $K_{z,t}(jk) = K_{z,t}(k)$ ,  $B_t^*(j) = B_t^*$ ,  $B_t(j) = B_t$ ,  $Y_{z,t}(k) = Y_{z,t}$ ,  $Y_{F,t}(k) = Y_{F,t}^*$ ,  $Y_{X,t}^z(k) = Y_{X,t}^z$ ,  $P_{z,t}^o(k) = P_{z,t}^o$ ,  $P_{F,t}^o(k) = P_{F,t}^o$ ,  $K_{z,t}(k) = K_{z,t}$  для всех  $j \in [0, 1]$ ;  $k \in [0, 1]$ ;  $i = X, M, N$ ;  $z = M, N$ .

Реальный ВВП рассчитывается на базе стационарных цен:

$$Y_t = \bar{P}_M Y_{M,t} + \bar{P}_N Y_{N,t} + \bar{P}_X Y_{X,t}^z, \quad (\Pi 1)$$

где  $\bar{P}_M$ ,  $\bar{P}_N$  и  $\bar{P}_X$  – стационарные уровни цен в промышленном, неторговом и биржевом секторах соответственно.

<sup>24</sup> В модели с нерикардианскими д/х долговая политика способна оказывать воздействие на реальный сектор, однако в рамках данного исследования вопросы анализа долговой политики не рассматриваются.

<sup>25</sup> Модель с альтернативной спецификацией оценивается в разделе чувствительности результатов.

## 2. Модель с нерикардианскими домашними хозяйствами

Предположим, что часть  $\psi_r$  д/х имеет возможность слаживать потребление во времени, а другая часть домашних хозяйств  $1-\psi_r$  не имеет такой возможности и потребляет весь свой текущий доход (нерикардианские д/х).

Тогда агрегированное потребление в экономике:  $C_t = \psi_r C_t^o + (1 - \psi_r) C_t^n$ , где индексами  $o$  и  $n$  обозначены оптимизирующие и нерикардианские д/х соответственно.

Потребление оптимизирующих д/х определяется уравнением Эйлера

$$\beta E_t \left[ \frac{(1+i_t)}{(1+\pi_{t+1})} \frac{\eta_{b,t+1}}{\eta_{b,t}} \frac{(C_t^o - hC_{t-1})^{\sigma_c}}{(C_{t+1}^o - hC_t)^{\sigma_c}} \right] = 1,$$

а потребление нерикардианских д/х – их текущим доходом:

$$P_t(C_t^n + I_t + G_t) = (P_{X,t} Y_{X,t}^{ex} + P_{M,t} Y_{M,t})(1 - \alpha_{WD}) + P_{N,t} Y_{N,t} + S_t IR_{t-1}^* i_{t-1}^*.$$

Нерикардианские д/х не используют отечественные и зарубежные активы  $B_t^n = 0$  и  $B_t^{*n} = 0$ .

Два типа д/х различаются значением предельной полезности потребления  $\Lambda_C^{o,n} \equiv \partial \Lambda_t / \partial C_t^{o,n} = (C_t^{o,n} - hC_{t-1})^{-\sigma_c}$ , что влияет на решения домашних хозяйств о предложении труда, инвестициях, ценообразовании.

Последовательность вычисления эндогенных переменных для каждой группы д/х по отдельности соответствует той, что приведена в Приложении в п. 1, поэтому далее укажем лишь основные особенности агрегирования переменных.

Так как межвременную оптимизацию производит только одна группа д/х, то уравнение непокрытого процентного паритета можно записать лишь для оптимизирующих д/х:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*) \frac{E_t S_{t+1}}{S_t} (1 + r p_t^o), \quad 1 + r p_t^o = \exp \left( -\tau \frac{S_t B_t^{*o}}{P_t Y_t} + \varepsilon_{rp,t} \right).$$

Агрегируем объем зарубежных заимствований  $B_t^* = \psi B_t^{*o}$ , тогда

$$1 + i_t = (1 + i_t^*) \frac{E_t S_{t+1}}{S_t} \exp \left( -\frac{\tau}{\psi} \frac{S_t B_t^*}{P_t Y_t} + \varepsilon_{rp,t} \right).$$

На всех рынках монополистической конкуренции цены и объемы производства агрегируются по схеме:

$$P_{z,t}^{1-\phi} = \psi_r (P_{z,t}^o)^{1-\phi} + (1 - \psi_r) (P_{z,t}^n)^{1-\phi}, \quad P_{z,t} Y_{z,t} = \psi_r P_{z,t}^o Y_{z,t}^o + (1 - \psi_r) P_{z,t}^n Y_{z,t}^n,$$

где  $z = M, N, F$ .

На рынках совершенной конкуренции агрегирование идет линейным образом:

$$X_t = \psi_r X_t^o + (1 - \psi_r) X_t^n, \quad X = K_{M,N,X}, I_{M,N,X}, Q_{M,N,X}, Y_X, Z.$$

## 3. Анализ чувствительности результатов оценки модели

Таблица П1

Результат оценки модели с альтернативными предпосылками

Параметр	Особенности	M0	M1	M2	M3	M4
		Базовая	Без правила валютной политики	С нерикардианскими д/х	С фискальным правилом	Без ограничений на межвременную оптимизацию потребления
$\alpha_M$	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора M	0,45	*	0,45	*	0,45
$\alpha_N$	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора N	0,55	*	0,55	*	0,55
$\alpha_X$	Доля доходов владельцев капитала в доходе сектора X, остающемся после получения доходов владельцами природных ресурсов	0,46	*	0,46	*	0,46
$\varsigma_M$	Доля оплаты промежуточных товаров сектора X в общем доходе сектора M	0,14	*	0,14	*	0,14
$\varsigma_N$	Доля оплаты промежуточных товаров сектора X в общем доходе сектора N	0,095	*	0,095	*	0,095
$\varsigma_X$	Доля природных ресурсов в доходе сектора биржевых товаров	0,2	*	0,2	*	0,2
$\phi$	Эластичность замещения дифференцированных товаров в секторах M, N, F	5	*	5	*	5
$\phi_H$	Эластичность замещения дифференцированного труда в секторах M, N, X	6	*	6	*	6
$\delta$	Норма амортизации	0,025	*	0,025	*	0,025
$\kappa$	Эластичность замещения в производстве конечных отечественных благ между благами секторов M, N и F	0,66	*	0,66	*	0,66
$\sigma$	Эластичность замещения между товарами сектора M и товарами, произведенными за рубежом	0,66	*	0,66	*	0,66
$\rho_{px}$	Коэффициент авторегрессии шоков цен на товары сектора X	0,758	*	0,758	*	0,758

## Продолжение таблицы П1

Параметр	Особенности	M0	M1	M2	M3	M4			
		Базовая	Без правила валютной политики	С нерикардианскими д/х	С фискальным правилом	Без ограничений на межвременное оптимизацию потребления			
	Значение	STD	Значение	STD	Значение	STD			
$\rho_g$	Коэффициент авторегрессии шоков государственных расходов	0,956	*	0,956	*	0,833	0,070	0,956	*
$\rho_{y^*}$	Коэффициент авторегрессии шоков зарубежного спроса	0,864	*	0,864	*	0,864	*	0,864	*
$\sigma(\eta_{px})$	Стандартное отклонение шоков цен на биржевые товары	0,1191	*	0,1191	*	0,1191	*	0,1191	*
$\sigma(\eta_{c_t})$	Стандартное отклонение шоков государственных расходов	0,0047	*	0,0047	*	0,0047	*	0,0047	*
$\sigma(\eta_{v^*})$	Стандартное отклонение шоков зарубежного выпуска	0,0061	*	0,0061	*	0,0061	*	0,0061	*
$\sigma(\eta_A)$	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности в секторах промышленных и неторгуемых товаров	0,0171	0,0022	0,0172	0,0021	0,0099	0,0015	0,0171	0,0022
$\sigma(\eta_b)$	Стандартное отклонение шоков премии за риск временного выбора	0,0084	0,0027	0,0076	0,0025	0,0076	0,0015	0,0088	0,0028
$\sigma(\eta_p)$	Стандартное отклонение шоков премии за риск временного выбора	0,0112	0,0026	0,0110	0,0026	0,0221	0,0045	0,0113	0,0026
$\sigma(\eta_u)$	Стандартное отклонение шоков торговой наценки	0,1175	0,0312	0,0996	0,0197	0,0907	0,0145	0,1198	0,0326
$\sigma(\eta_s)$	Стандартное отклонение шоков валютной политики в правилах коррекции валютного курса	0,0439	0,0083	—	—	0,0607	0,0153	0,0438	0,0083
$\sigma(\eta_{pr})$	Стандартное отклонение шоков ставки рефинансирования в правиле Тэйлора	0,0016	0,0002	0,0016	0,0002	0,0016	0,0002	0,0016	0,0002
$\sigma(\eta_{rr})$	Стандартное отклонение шоков международных резервов	—	—	0,0787	0,0078	—	—	—	—

## Продолжение таблицы П1

Параметр	Особенность	М0		М1		М2		М3		М4	
		Базовая	Без правила валютной политики	С нерикардианскими д/х	С фискальным правилом	Значение	STD	Значение	STD	Значение	STD
$\rho_p$	Коэффициент авторегрессии шоков премии за риск	0,684	0,081	0,713	0,073	0,414	0,082	0,677	0,081	0,777	0,095
$\rho_s$	Коэффициент авторегрессии шоков валютной политики в правиле коррекции валютного курса	0,834	0,072	—	—	0,775	0,053	0,830	0,070	0,795	0,065
$\rho_{pr}$	Коэффициент авторегрессии шоков ставки рефинансирования в правиле Тейлора	0,594	0,085	0,596	0,084	0,562	0,083	0,597	0,085	0,582	0,082
$\rho_{\pi}$	Коэффициент авторегрессии шоков международных резерзов	—	—	0,753	0,058	—	—	—	—	—	—
$h$	Параметр привычек в потреблении	0,398	0,192	0,387	0,205	0,240	0,140	0,390	0,192	0,886	0,097
$\sigma_c$	Коэффициент относительного неприятия риска, или величина, обратная межвременной эластичности замещения	0,534	0,170	0,491	0,166	0,700	0,109	0,566	0,177	0,135	0,126
$\sigma_H$	Величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате	4,074	0,830	4,318	0,935	27,11	17,78	4,133	0,848	3,034	1,108
$\Theta$	Вероятность индексации цен промышленных, неторгуемых и импортируемых товаров на предыдущую инфляцию	0,936	0,018	0,921	0,017	0,898	0,025	0,937	0,018	0,931	0,025
$\chi$	Коэффициент индексации цены промышленных, неторгуемых и импортируемых товаров	0,150	0,133	0,161	0,142	0,147	0,159	0,153	0,133	0,186	0,142
$\Phi_K$	Параметр функции издержек подстройки капитала в секторах неторгуемых, промышленных и биржевых товаров	2,853	0,770	2,663	0,807	0,319	0,130	2,734	0,728	4,537	2,828
$\tau$	Коэффициент чувствительности премии за риск к соотношению внешнего долга к ВВП	0,0326	0,0022	0,0315	0,0020	0,0207	0,0028	0,0332	0,0023	0,0331	0,0042
$\Psi$	Один минус степень орисентации на текущий доход	0,691	0,092	0,698	0,093	—	—	0,697	0,093	1	#

## Окончание таблицы П1

Параметр	Особенности	Окончание таблицы П1					
		M0	M1	M2	M3	M4	
	Базовая	Без правила валютной политики	С нерикардианскими д/х	С фискальным правилом	Без ограничений на межвременную оптимизацию потребления		
	Значение	STD	Значение	STD	Значение	STD	Значение
$\Psi_r$	Доля домашних хозяйств, имеющих возможность межвременной оптимизации траектории потребления.	—	—	—	0,521	0,059	—
$k_{IR}$	Параметр гибкости валютного курса или минус эластичность валютного курса по международным резервам	0,571	0,124	—	0,829	0,202	0,571
$k_n$	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение инфляции в правила Тэйлора	0,050	0,032	0,045	0,032	0,060	0,050
$k_s$	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение валютного курса в правила Тэйлора	0,014	0,007	0,022	0,007	0,002	0,014
$k_G$	Эластичность госрасходов по выпуску	—	—	—	—	—	0,126
$\theta_W$	Вероятность индексации заработной платы на предыдущую инфляцию	0	#	0	#	0	#
$\chi_W$	Коэффициент индексации заработной платы	0	#	0	#	0	#
$k_Y$	Коэффициент реакции ставки рефинансирования на отклонение ВВП в правила Тэйлора	0	#	0	#	0	#
$\beta$	Субъективный межвременный дисконт	0,943	**	0,951	**	0,892	**
$L_A$		1268,23		1257,49		1266,77	
						1261,79	1262,58

**Примечание.** В таблице символом «\*\*» обозначены калибрированные параметры, «#» – фиксированные в процессе байесовской оценки; «##» – параметры, которые вычисляются на базе других параметров;  $STD$  – стандартное отклонение. В таблице серым цветом выделены ячейки, которые выделяют отличия оцениваемой модификации модели от базовой.

#### 4. Правила и шоки монетарной политики Банка России

Таблица П2

Декомпозиция динамики валютного курса и ставки процента  
на правила и шоки

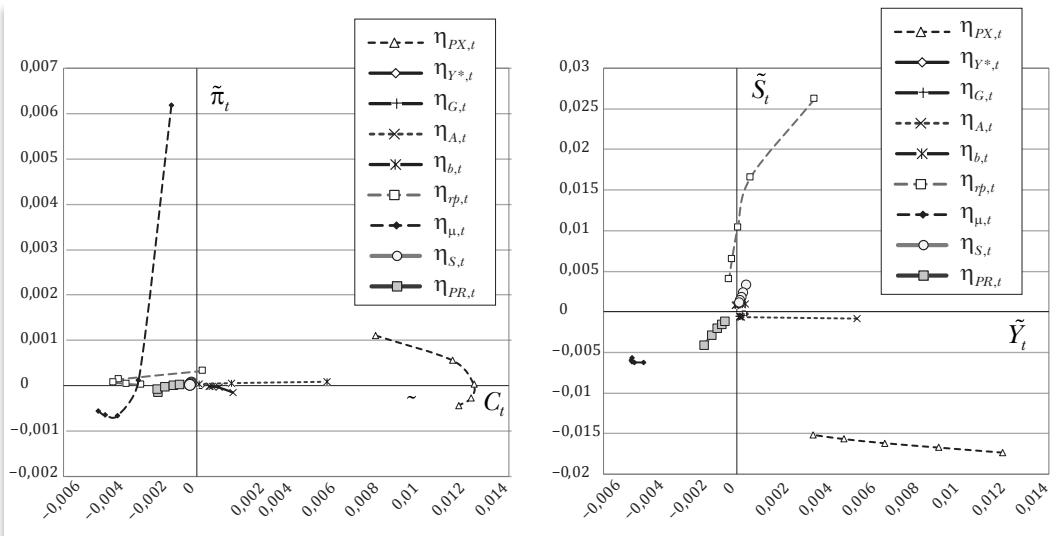
Год	Квартал	Валютный курс							
		$\tilde{S}_t$	$\tilde{S}_t^{rule}$	$\varepsilon_{S,t}$	$\eta_{S,t}$	$4\tilde{i}_t$	$4\tilde{i}_t^{rule}$	$4\varepsilon_{PR,t}$	$4\eta_{PR,t}$
2001	I	0,00060	-0,00390	0,00451	0,00451	-0,01619	0,00409	-0,02028	-0,02028
	II	-0,04227	-0,00498	-0,03729	-0,04091	-0,00807	0,00113	-0,00921	-0,00008
	III	-0,04476	-0,00437	-0,04039	-0,01045	-0,00011	-0,00435	0,00424	0,00839
	IV	-0,04798	-0,00118	-0,04680	-0,01438	0,00770	-0,00171	0,00941	0,00750
2002	I	-0,04277	0,00121	-0,04398	-0,00642	0,01534	-0,00118	0,01652	0,01229
	II	-0,01901	0,00099	-0,02000	0,01531	0,00279	-0,00157	0,00436	-0,00307
	III	0,00631	0,00335	0,00296	0,01901	-0,00996	-0,00121	-0,00875	-0,01071
	IV	0,00725	0,00600	0,00124	-0,00113	-0,00295	0,00170	-0,00465	-0,00071
2003	I	0,03126	0,00627	0,02499	0,02399	0,00380	0,00160	0,00220	0,00430
	II	0,02733	0,00643	0,02090	0,00084	-0,00972	-0,00076	-0,00896	-0,00996
	III	0,00719	0,01245	-0,00526	-0,02204	-0,00355	-0,00198	-0,00157	0,00246
	IV	0,01185	0,01067	0,00118	0,00540	0,00232	-0,00026	0,00258	0,00328
2004	I	-0,00252	0,01332	-0,01584	-0,01679	-0,01215	-0,00323	-0,00892	-0,01008
	II	-0,01364	0,01710	-0,03074	-0,01803	-0,01695	-0,00116	-0,01580	-0,01178
	III	0,00295	0,02033	-0,01738	0,00730	-0,01211	0,00158	-0,01369	-0,00658
	IV	0,01369	0,01398	-0,00029	0,01366	-0,00761	0,00128	-0,00889	-0,00273
2005	I	0,00617	0,01542	-0,00925	-0,00901	-0,00344	0,00232	-0,00576	-0,00176
	II	-0,00871	0,01661	-0,02532	-0,01790	0,00041	-0,00021	0,00062	0,00321
	III	-0,00414	0,02068	-0,02482	-0,00450	0,00396	-0,00166	0,00561	0,00533
	IV	-0,01560	0,01885	-0,03445	-0,01453	-0,00278	-0,00216	-0,00062	-0,00315
2006	I	-0,02204	0,01688	-0,03892	-0,01127	0,00022	0,00095	-0,00073	-0,00045
	II	-0,03337	0,00668	-0,04004	-0,00880	-0,00183	-0,00433	0,00250	0,00283
	III	-0,04299	0,00823	-0,05122	-0,01907	0,00069	-0,00186	0,00254	0,00142
	IV	-0,04361	0,00116	-0,04477	-0,00366	-0,00221	-0,00373	0,00151	0,00037
2007	I	-0,04633	-0,00495	-0,04138	-0,00544	-0,00491	-0,00373	-0,00118	-0,00186
	II	-0,04505	-0,02330	-0,02175	0,01146	-0,00818	-0,00159	-0,00659	-0,00606
	III	-0,04671	-0,02376	-0,02296	-0,00549	-0,00641	0,00008	-0,00649	-0,00352
	IV	-0,04666	-0,03636	-0,01030	0,00813	-0,00477	0,00296	-0,00773	-0,00481

Окончание таблицы П2

	Год	Квартал	2008									
			$S_t^{\gamma}$	Валютный курс $\tilde{S}_t^{rule}$	Валютный курс согласно правилу корректировки валютного курса	$\varepsilon_{S,t}$	Отклонения от правила коррек- тировки валют- ного курса	$\eta_{S,t}$	Шоки валютной политики	Ставка рефинан- сирования <sup>*</sup>	Ставка рефи- нансирования согласно правилу Тэйлора <sup>*</sup>	Отклонения от правила Тэйлора <sup>*</sup>
2008	I	-0,04685	-0,04375	-0,00311	0,00516	-0,00083	0,00037	-0,00119	0,00229			
	II	-0,05649	-0,05932	0,00283	0,00533	0,00585	0,00252	0,00333	0,00387			
	III	-0,05498	-0,04952	-0,00546	-0,00773	0,00970	-0,00037	0,01007	0,00857			
	IV	-0,04735	0,00837	-0,05572	-0,05353	0,02115	-0,00244	0,02360	0,02133			
2009	I	0,13761	0,16789	-0,03028	0,00679	0,03263	0,01159	0,02104	0,00550			
	II	0,09440	0,11173	-0,01733	0,00071	0,01935	0,00768	0,01167	-0,00142			
	III	0,09708	0,13274	-0,03566	-0,02533	0,01090	0,00780	0,00310	-0,00417			
	IV	0,05015	0,09074	-0,04059	-0,01935	-0,00515	0,00379	-0,00893	-0,01086			
2010	I	0,02740	0,07876	-0,05136	-0,02718	-0,00881	0,00215	-0,01096	-0,00540			
	II	-0,00523	0,05672	-0,06195	-0,03135	-0,01211	-0,00057	-0,01154	-0,00472			
	III	0,01718	-0,00759	0,02477	0,06167	-0,01068	0,00158	-0,01226	-0,00508			
	IV	0,05268	0,03669	0,01599	0,00123	-0,00932	0,00444	-0,01376	-0,00613			
2011	I	0,00471	-0,01396	0,01868	0,00915	-0,00563	0,00054	-0,00617	0,00239			
	II	-0,02149	-0,06253	0,04104	0,02992	-0,00202	-0,00189	-0,00013	0,00371			
	III	-0,01217	-0,03114	0,01897	-0,00548	-0,00089	-0,00130	0,00041	0,00049			
	IV	0,00765	0,02706	-0,01941	-0,03071	-0,00221	0,00054	-0,00276	-0,00301			
2012	I	-0,04091	-0,00573	-0,03518	-0,02361	-0,00120	-0,00364	0,00244	0,00415			
	II	-0,02915	-0,00150	-0,02765	-0,00669	-0,00024	-0,00237	0,00213	0,00061			
	III	-0,01159	-0,03781	0,02622	0,04269	0,00308	-0,00073	0,00381	0,00249			
	IV	-0,02512	-0,05372	0,02859	0,01297	0,00396	-0,00208	0,00605	0,00368			
2013	I	-0,04994	-0,02379	-0,02615	-0,04319	0,00482	-0,00422	0,00904	0,00528			
	II	-0,03236	0,01572	-0,04807	-0,03249	0,00566	-0,00265	0,00832	0,00269			
	III	-0,00688	-0,00507	-0,00180	0,02684	-0,01072	-0,00051	-0,01021	-0,01538			
	IV	-0,01353	0,03078	-0,04431	-0,04324	-0,00993	-0,00105	-0,00887	-0,00252			
2014	I	0,04880	0,09335	-0,04455	-0,01815	0,00565	0,00397	0,00168	0,00720			
	II	0,04966	0,11474	-0,06509	-0,03855	0,01162	0,00423	0,00739	0,00634			

\* Процентная ставка приведена к годовому уровню.

## 5. Функции импульсного отклика для оцененной модели



**Рисунок**

Функции импульсного отклика (для пяти первых кварталов) для 7 структурных шоков

## ЛИТЕРАТУРА

- Алексашенко С., Миронов В., Мирошниченко Д. (2011). Российский кризис и антикризисный пакет: цели, масштабы, эффективность // Вопросы экономики. № 2. С. 23–49.
- Вашцелюк Н.В., Полбин А.В., Трунин П.В. (2015). Оценка макроэкономических эффектов шока ДКП для российской экономики // Экономический журнал ВШЭ. № 19(2). С. 169–198.
- Дмитриев А.С., Шугаль Н.Б. (2006). Макроэкономическое моделирование взаимосвязей реального и денежного секторов российской экономики (часть 1) // Экономический журнал ВШЭ. № 10(2). С. 243–266.
- Дробышевский С., Полбин А. (2015). Декомпозиция динамики макроэкономических показателей РФ на основе DSGE-модели // Экономическая политика. № 10(2). С. 20–42.
- Дробышевский С., Трунин П., Каменских М. (2008). Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике. М.: ИЭПП.
- Кудрин А. (2009). Россия и мировой финансовый кризис // Вопросы экономики. № 1. С. 9–27.
- Ломиворотов Р. (2014). Влияние внешних шоков и денежно-кредитной политики на экономику России // Вопросы экономики. № 11. С. 122–139.
- Малаховская О., Минабутдинов А. (2013). Динамическая стохастическая модель общего равновесия экспортноориентированной экономики. М: НИУ ВШЭ. Препринт WP12/2013/04.

- Моисеев С.Р.** (2016). Новая макроэкономическая теория открытой экономики // *Деньги и кредит*. № 1. С. 18–25.
- Полбин А.В.** (2014). Эконометрическая оценка структурной макроэкономической модели для российской экономики // *Прикладная эконометрика*. № 1(33). С. 3–29.
- Политика валютного курса Банка России (2014). [Электронный ресурс] Центральный банк Российской Федерации. Режим доступа: [http://www.cbr.ru/dkp/?Prtid=e-g\\_policy](http://www.cbr.ru/dkp/?Prtid=e-g_policy), свободный. Загл. с экрана. Яз. рус. (дата обращения: март 2015 г.).
- Шульгин А.Г.** (2006). Эмпирическое исследование валютной политики ЦБ РФ на волне кризисного цикла // *Прикладная эконометрика*. № 4(4). С. 18–48.
- Шульгин А.Г.** (2014). Сколько правил монетарной политики необходимо для оценки DSGE-модели для России // *Прикладная эконометрика*. № 3 6(4). С. 3–31.
- 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.
- 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.
- Ambler S., Dib A., Rebei N.** (2004). Optimal Taylor Rules in an Estimated Model of a Small Open Economy. Working Papers 04–36.
- Benes J., Berg A., Portillo R.A., Vavra D.** (2015). Modeling Sterilized Interventions and Balance Sheet Effect of Monetary Policy in a New Keynesian Framework // *Open Economies Review*. Vol. 26(1). P. 81–108.
- Bernanke B.S., Mihov I.** (1998). Measuring Monetary Policy // *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 113(3). P. 869–902.
- BIS (2005). Foreign Exchange Market Intervention in Emerging Markets: Motives, Techniques and Implications. BIS Papers No. 24. Basel: Bank for International Settlements.
- Calvo G.A.** (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 12 (3). P. 383–398.
- Castillo C.** (2014). Inflation Targeting and Exchange Rate Volatility Smoothing: A two-Target, Two-Instrument Approach // *Economic Modelling*. Vol. 43. P. 330–345.
- Clarida R., Gali J., Gertler M.** (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective // *Journal of Economic Literature*. Vol. 37(4). P. 1661–1707.
- Demeshov B., Malakhovskaya O.A.** (2015). Forecasting Russian Macroeconomic Indicators with BVAR. National Research University Higher School of Economics. WP BRP No. 105.
- 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.** (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 EJournal*. Vol. 7(30). P. 1–110.
- Ghosh A.R., Ostry J.D., Chamon M.** (2015). Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies // *Journal of International Money and Finance*. Vol. 60. P. 172–196.
- Levin A.T., Williams J.C.** (2003). Robust Monetary Policy with Competing Reference Models // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 50. P. 945–975.
- Malakhovskaya O.A., Minabutdinov A.R.** (2014). Are Commodity Price Shocks Important? A Bayesian Estimation of a DSGE Model for Russia // *International Journal of Computational Economics and Econometrics*. Vol. 4(1/2). P. 148–180.
- McCallum B.T.** (1999). Issues in the Design of Monetary Policy Rules. In: “*Handbook of Macroeconomics*”. Taylor J.B., Woodford M. (eds.). Amsterdam: Elsevier. Vol. 1. P. 1483–1530.
- 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.
- Orphanides A., Williams J.C.** (2002). Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates // *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 2. P. 63–118.
- Semko R.** (2013). Optimal Economic Policy and Oil Price Shocks in Russia. Kyiv: EERC.
- Smets F., Wouters R.** (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 1(5). P. 1123–1175.
- Smets F., Wouters R.** (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // *American Economic Review, American Economic Association*. Vol. 97(3). P. 586–606.
- Sosunov K., Zamulin O.** (2007). Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease. CEFIR/NES Working Paper No. 101.
- Taylor J.B.** (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Vol. 39. P. 195–214.
- Taylor J.B.** (1999). The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 43(3). P. 655–79.
- Taylor J.B., Williams J.C.** (2011). Simple and Robust Rules for Monetary Policy. In: “*Handbook of Monetary Economics*”. Friedman B.M., Woodford M. (eds.). Amsterdam: Elsevier. Vol. 3B, 829–860.
- Williams J.C.** (2003). Simple Rules for Monetary Policy // *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*. P. 1–12.
- Yun T.** (1996). Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 37. P. 345–370.

Поступила в редакцию 13 апреля 2016 года

## REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villenmot S.** (2011). Dynare: Reference Manual, Version 4. Dynare Working Papers, No. 1, CEPREMAP.
- Adolfson M., Laseen S., Linde J., Villani M.** (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through. *Journal of International Economics*, 72 (2), 481–511.
- Aleksashenko S., Mironov V., Miroshnichenko D.** (2011). Crisis and Anti-Crisis Package in Russia: Targets, Scale, Efficiency. *Voprosy ekonomiki*, 2, 23–49 (in Russian).
- Ambler S., Dib A., Rebei N.** (2004). Optimal Taylor Rules in an Estimated Model of a Small Open Economy. Working Papers 04–36.
- Benes J., Berg A., Portillo R.A., Vavra D.** (2015). Modeling Sterilized Interventions and Balance Sheet Effect of Monetary Policy in a New Keynesian Framework. *Open Economies Review*, 26(1), 81–108.
- Bernanke B.S., Mihov I.** (1998). Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869–902.
- BIS (2005) Foreign Exchange Market Intervention in Emerging Markets: Motives, Techniques and Implications. BIS Papers No. 24. Basel: Bank for International Settlements.
- Calvo G.A.** (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383–398.
- Castillo C.** (2014). Inflation Targeting and Exchange Rate Volatility Smoothing: A two-Target, Two-Instrument Approach. *Economic Modelling*, 43, 330–345.
- Clarida R., Gali J., Gertler M.** (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.
- Demeshev B., Malakhovskaya O.A.** (2015). Forecasting Russian Macroeconomic Indicators with BVAR. National Research University Higher School of Economics. WP BRP No. 105.
- 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.
- Dmitriev A.S., Shugal' N.B.** (2006). Macroeconomic Modelling of Interrelations of Real and Monetary Sectors of Russian Economy (part 1) *The HSE Economic Journal*, 10(2), 243–266 (in Russian).
- Drobyshevskii S., Polbin A.** (2015). Decomposition of the Structural Shocks Contribution to the Russian Macroeconomic Indicators Dynamics on the Basis of the DSGE Model. *Economic Policy*, 10(2), 20–42 (in Russian).
- Drobyshevskii S., Trunin P., Kamenskikh M.** (2008). Analyzing the Transmission Mechanisms of the Monetary Policy in the Russian Economy. Moscow: IEPP (in Russian).
- 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 EJournal*, 7(30), 1–110.

- Ghosh A.R., Ostry J.D., Chamon M.** (2015). Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies. *Journal of International Money and Finance*, 60, 172–196.
- Kudrin A.** (2009). Global Financial Crisis and Its Impact on Russia. *Voprosy Economiki*, 1, 9–27 (in Russian).
- Levin A.T., Williams J.C.** (2003). Robust Monetary Policy with Competing Reference Models. *Journal of Monetary Economics*, 50, 945–975.
- Lomivorotov R.** (2014). The Influence of External Shocks and Monetary Policy on the Russian Economy. *Voprosy Economiki*, 11, 122–139 (in Russian).
- Malakhovskaya O., Minabutdinov A.** (2013). Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Export-Oriented Economy. Moscow: National Research University Higher School of Economics, WP12/2013/04 (in Russian).
- Malakhovskaya O.A., Minabutdinov A.R.** (2014). Are Commodity Price Shocks Important? A Bayesian Estimation of a DSGE Model for Russia. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 4(1/2), 148–180.
- McCallum B.T.** (1999). Issues in the Design of Monetary Policy Rules. In: “*Handbook of Macroeconomics*”. Taylor J.B., Woodford M. (eds.). Amsterdam: Elsevier, 1, 1483–1530.
- Moiseev S.R.** (2016). New Open Economy Macroeconomics. *Money and Credit*, 1, 18–25 (in Russian).
- 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*, 87(3), 423–438.
- Orphanides A., Williams J.C.** (2002). Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 63–118.
- Polbin A.V.** (2014). Econometric Estimation of a Structural Macroeconomic Model for the Russian Economy. *Applied Econometrics* 1(33), 3–29 (in Russian).
- Semko R.** (2013). Optimal Economic Policy and Oil Price Shocks in Russia. Kyiv: EERC.
- Shulgin A.G.** (2006). The Russian Foreign Exchange Policy on the Wave of Crisis Cycle. *Applied Econometrics*, 4(4), 18–48 (in Russian).
- Shulgin A.G.** (2014). How Much Monetary Policy Rules Do We Need to Estimate DSGE Model for Russia? *Applied Econometrics*, 36(4), 3–31 (in Russian).
- Smets F., Wouters R.** (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
- Smets F., Wouters R.** (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review, American Economic Association*, 97(3), 586–606.
- Sosunov K., Zamulin O.** (2007). Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease. CEFIR/NES Working Paper No. 101.
- Taylor J.B.** (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Taylor J.B.** (1999). The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank. *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 655–79.

- Taylor J.B., Williams J.C.** (2011). Simple and Robust Rules for Monetary Policy. In: "Handbook of Monetary Economics". Friedman B.M., Woodford M. (eds.). Amsterdam: Elsevier, 3B, 829–860.
- The Bank of Russia FX Policy (2014). Available at: [http://www.cbr.ru/dkp/?Prtid=e-r\\_policy](http://www.cbr.ru/dkp/?Prtid=e-r_policy) (accessed: March 2015).
- Vashchelyuk N.V., Polbin A.V., Trunin P.V.** (2015). Estimation of the Monetary Policy Shock's Influence on the Russian Economy. *The HSE Economic Journal*, 19(2), 169–198 (in Russian).
- Williams J.C.** (2003). Simple Rules for Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1–12.
- Yun T.** (1996). Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37, 345–370.

*Received 13.04.2016*

**A.G. Shulgin**

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

## **Two-Dimensional Monetary Policy Shocks in DSGE-Model Estimated for Russia**

**Abstract.** In the paper DSGE model is estimated with two independent monetary instruments and limited ability to perform intertemporal optimization of households' consumption. The model is estimated on the Russian data of 2001–2014 for revealing two-dimensional monetary policy shocks: foreign exchange rate shocks and interest rate shocks. The estimation takes into account structural break in parameters of monetary policy rules happened at the end of 2008. Decomposing key macroeconomic variables on structural shocks allows to conclude that Bank of Russia had used its discretionary monetary power to struggle inflation and Ruble devaluation at the expense of recession deepening in the period of world financial crises of 2008–2009. Analyzing transmission mechanisms for two monetary policy instruments the conclusion was made that discretionary foreign exchange market interventions should be used in a situation of stagflation caused by strong negative balance of payments shocks.

**Keywords:** DSGE, monetary policy shocks, balance of payments shocks, discretionary monetary power, foreign exchange market interventions, two monetary policy instruments, inflation stabilization, Russia.

JEL Classification: E52, E58, F41.