

# ДЕКОМПОЗИЦИЯ ДИНАМИКИ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РФ НА ОСНОВЕ DSGE-МОДЕЛИ

## Сергей ДРОБЫШЕВСКИЙ

доктор экономических наук,  
доцент, директор по научной работе<sup>1</sup>;  
директор Центра макроэкономических  
исследований<sup>2</sup>.  
E-mail: dsm@ier.ru

## Андрей ПОЛБИН

старший научный сотрудник научного  
направления «Макроэкономика и финансы»<sup>1</sup>;  
старший научный сотрудник  
Центра экономического моделирования  
энергетики и экологии<sup>2</sup>.  
E-mail: apolbin@gmail.com

<sup>1</sup> Институт экономической политики  
им. Е. Т. Гайдара (125009, Москва,  
Газетный пер., д. 3—5)

<sup>2</sup> Российская академия народного хозяйства  
и государственной службы при Президенте РФ  
(119571, Москва, просп. Вернадского, д. 82).

## Аннотация

В работе проводится оценка вклада внешних и внутренних фундаментальных экономических факторов в динамику основных макроэкономических показателей РФ во время кризиса 2008 года и в течение последующих лет на основе разработанной динамической стохастической модели общего равновесия для российской экономики.

**Ключевые слова:** динамические стохастические модели общего равновесия, российская экономика, кризис, цены на нефть, замедление роста.

**JEL:** E37, E47, F41.

Ойкономическая • Политика

OIKONOMIA • POLITIKA

П р а к т и к а

## Введение

**Т**еоретическое понимание происходящих процессов в экономике и реальных экономических взаимосвязей между макроэкономическими показателями — неотъемлемый элемент разработки мер экономической политики, направленных на стабилизацию делового цикла и стимулирование экономического роста. Согласно Лукасу [Lucas, 1976] взаимосвязи между макроэкономическими показателями не являются инвариантными по отношению к проводимой экономической политике<sup>1</sup>. Это обуславливает необходимость разработки так называемых структурных макроэкономических моделей, параметры которых определяются исходя из предпочтений экономических агентов и из технологий, детерминирующих, наряду с проводимой экономической политикой, динамический характер взаимосвязей между макроэкономическими переменными и позволяющих отслеживать трансформацию данных взаимосвязей при изменении

<sup>1</sup> Актуальным примером такого рода для российской экономики может быть переход Банка России от режима управляемого обменного курса к режиму таргетирования инфляции, в результате которого влияние изменений мировых цен на нефть на выпуск может значительно ослабнуть.

экономической политики. При этом в случае адекватного описания происходящих экономических процессов в исторической ретроспективе структурные модели могут быть использованы как для оценки макроэкономических эффектов от фундаментальных шоков, при альтернативных сценариях фискальной и денежно-кредитной политики, так и для проведения экспериментов по оценке влияния гипотетических изменений экономических условий, по которым наблюдения на исторических данных отсутствуют, что не позволяет получить соответствующие оценки с помощью стандартных эконометрических методов.

Одним из наиболее популярных направлений в области структурного моделирования в современном макроэкономическом анализе является построение динамических стохастических моделей общего равновесия (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE). На данный момент DSGE-модели используются во многих центральных банках зарубежных экономик (см., например: [Erceg et al., 2006; Gomes et al., 2012; Murchison, Rennison, 2006]) для решения многочисленных прикладных экономических вопросов, в том числе для анализа фискальной и денежно-кредитной политики. В моделях рассматриваемого класса динамика экономической системы представляет собой результат некоторой оптимизационной деятельности экономических агентов (домохозяйств и фирм) при бюджетных и ресурсных ограничениях и при проводимой экономической политике.

В настоящей работе проводится эмпирическая верификация DSGE-модели, разработанной для российской экономики [Полбин, 2013; Полбин, Дробышевский, 2014] и тестируется способность модели описывать динамику российских макроэкономических показателей на реальных исторических данных. В качестве временного интервала для теста выбран период с I квартала 2008 года по I квартал 2014 года. Проводится оценка вклада внешних и внутренних шоков в динамику основных макроэкономических переменных и приводится интерпретация полученных результатов.

Оценка DSGE-моделей и анализ факторов делового цикла российской экономики уже проводились в ряде отечественных исследований. Например, авторы работ [Ивашенко, 2013; Шульгин, 2014; Malakhovskaya, Minabutdinov, 2014] на основе проведенного анализа приходят к выводу, что циклические колебания реального ВВП объясняются в основном внутренними шоками, а не внешними, такими как изменения цен на нефть. Полученные результаты могут вызывать некоторые сомнения. Действительно, объяснение, например, падения выпуска во время кризиса 2008—2009 годов исключительно шоками изменения предпочтений домохозяйств, обуславливающих снижение предложения труда или снижение их спроса на потребление товаров и услуг, представляется сомнительным. В отечественной литературе превалирует точка зрения, что кризис 2008—2009 годов стал результатом воздействия негативных внешнеэкономических условий (см., например: [Дробышевский, 2009; Кудрин, 2009; Мау, 2008; 2012]).

В целом описание динамики макроэкономической системы в условиях экономического кризиса с помощью теоретических моделей представляет собой весьма трудоемкую задачу (см., например: [Поспелов, 2009]). В настоящем эксперименте мы не стремимся к полному статистическому описанию временных рядов и допускаем некоторые несоответствия в виде ошибок измерения между модельными переменными и наблюдаемыми статистическими данными. В работе мы концентрируем внимание на наиболее релевантных и интерпретируемых для российской экономики шоках.

Прежде всего в качестве основных движущих сил отечественной экономики во время кризиса мы выделяем два шока внешнеэкономических условий: изменения мировых цен на нефть и внешнего спроса на отечественные торгуемые товары, за исключением энерго-ресурсов<sup>2</sup>. Первый шок является достаточно стандартным фактором при макроэкономическом анализе российской экономики. Так, теоретические предпосылки и эмпирические оценки зависимости выпуска РФ от нефтяных цен были детально рассмотрены, например, в работах [Идрисов и др., 2014; Казакова, Синельников-Мурылев, 2009; Синельников-Мурылев и др., 2014; Rautava, 2004].

Второй же внешнеэкономический шок не был скрупулезно изучен при макроэкономическом анализе российской экономики. Тем не менее, на наш взгляд, данный шок был важным фактором спада выпуска во время кризиса 2008—2009 годов. Так, наблюдалось значительное падение сырьевого экспорта (помимо энерго-ресурсов) — как в стоимостном (долларовом), так и в реальном выражении (в постоянных ценах).

В качестве внутренних факторов мы прежде всего выделяем шоки фискальной и денежно-кредитной политики. В частности, в работе оцениваются эффекты от расширения государственных расходов и от курса рубля во время кризиса. Несомненно, данные факторы сложно трактовать в качестве экзогенных шоков, и изменения в фискальной и денежно-кредитной политике являлись реакцией государственных органов на экономическую ситуацию. Таким образом, в настоящей работе мы, по существу, задаемся вопросом, способны ли внешнеэкономические шоки наряду со стабилизирующей экономической политикой объяснить динамику отечественных макроэкономических переменных.

Разумеется, существует множество вариантов спецификации режимов экономической политики в стационарном равновесии и, соответственно, оценки и интерпретации шоков экономической политики. Как отмечает Вудфорд [Woodford, 2011], традиционно в литературе оценка влияния тех или иных шоков проводится при прочих равных, но прочие

---

<sup>2</sup> Мы также рассматривали шок премии за риск по отечественным активам, в качестве показателя которого использовали спред EMBI + Россия. Но оценки вклада изменений данного показателя в динамику реальных макроэкономических переменных были достаточно низки, что может быть обусловлено особенностями включения финансового рынка в текущей версии модели. Вопрос значимости изменений в рисках при объяснении динамики макроэкономических показателей РФ мы оставляем для дальнейших исследований, и в настоящей работе эксперименты с шоком премии за риск не приведены.

равные также могут весьма различаться, что в первую очередь касается вопроса проводимой экономической политики. Так, например, центральный банк может следовать политике таргетирования инфляции, обменного курса, придерживаться некоторых инструментальных правил воздействия на динамику краткосрочной процентной ставки и др.

В 2000-е годы, до мирового финансового кризиса, денежно-кредитную политику (ДКП) Банка России можно охарактеризовать как политику управляемого номинального обменного курса рубля с некоторыми шагами в сторону инфляционного таргетирования и плавающего курса рубля после кризиса 2008 года (см., например: [Дробышевский, 2010; Улюкаев и др., 2008; Юдаева и др., 2010]). Поскольку достаточно трудно выбрать однозначную характеристику режима ДКП Банка России, мы останавливаемся на режиме жесткого таргетирования номинального обменного курса, и изменения в данном показателе трактуются в качестве шока ДКП.

Таким образом, в данной спецификации динамика обменного курса во время кризиса будет охарактеризована как положительный шок ДКП, который оказал стабилизирующее влияние на выпуск по сравнению с гипотетической ситуацией, если бы Банк России не допустил обесценения рубля. Но возможна и иная интерпретация, в рамках которой Банк России сдерживал ослабление рубля по сравнению с режимом плавающего обменного курса, что привело к негативному влиянию на выпуск. Но, как отмечено выше, режимов ДКП с плавающим курсом может быть несчетное множество, и мы останавливаемся на режиме таргетирования обменного курса, что, на наш взгляд, является адекватным приближением политики Банка России в исторической ретроспективе. Спецификацию фискальной политики мы более детально обсудим в следующем разделе работы.

В настоящей работе внимание также уделяется технологическому шоку. Спецификация DSGE-моделей, одной из движущих сил которых являются временные колебания совокупной факторной производительности около долгосрочного тренда, представляют собой достаточно стандартную практику в литературе. Но такой шок уязвим для критики по той причине, что отрицательные реализации технологического шока, которые фактически означают технологический регресс, достаточно сложно интерпретировать. В своем исследовании мы стремимся объяснить кризис без предположений о спаде производительности.

Тем не менее мы вводим технологический шок несколько иного характера: шок трендового роста. Так, до кризиса 2008—2009 годов в экономике РФ наблюдался экономический рост с устойчиво высокими темпами. А после кризиса темпы роста значительно снизились. И само по себе замедление экономического роста могло привести к нетривиальным макроэкономическим последствиям. Например, в работе [Aguiar, Gopinath, 2007] авторы приходят к выводу, что основным источником флуктуаций развивающихся экономик являются шоки трендового роста, а не временные колебания вокруг детерминированного тренда.

## 1. Краткое описание модели

В настоящей части работы приводится краткое описание DSGE-модели для российской экономики, которая представляет собой небольшое расширение модели, детально описанной в работах [Полбин, 2013; Полбин, Дробышевский, 2014]. Основная модификация модели — то, что наряду с рикардианскими домохозяйствами мы вводим нерикардианские домохозяйства, потребляющие весь свой располагаемый доход. Модель представляет собой малую открытую экономику с внешним сектором и четырьмя классами отечественных экономических агентов: домохозяйства, фирмы, государство (фискальный сектор) и центральный банк (денежные власти).

Особенностью модели является многотоварная структура. В экономике различаются четыре типа товаров: отечественные торгуемые и неторгуемые товары, импортные товары и нефть. Под нефтью в модели мы понимаем не только собственно нефть, но и нефтепродукты и газ. Первые три товара используются для конечного потребления домашними хозяйствами, государством и идут на формирование инвестиций. Выбор между отдельными товарами для потребления домохозяйствами и государством и формирования инвестиций в каждый момент времени формализуется с помощью двухуровневых функций предпочтений и технологий с постоянной эластичностью замещения (CES). При этом неторгуемые товары могут потребляться только внутри страны, торгуемые отечественные товары могут также экспортироваться. Нефть используется как фактор производства отечественных благ и экспортируется.

Предполагается, что в каждой отрасли  $J$  торгуемых и неторгуемых товаров действует континуум фирм  $i \in [0, 1]$ , которые производят дифференцированный продукт и действуют на рынке монополистической конкуренции. Задача фирмы сводится к максимизации своей ожидаемой стоимости, которая определяется следующим выражением:

$$V_t^J(i) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \tilde{R}_{t,t+s} \left[ \begin{array}{l} p_{t+s}^J(i) \left( \frac{p_{t+s}^J(i)}{p_{t+s}^J} \right)^{-\eta_J} Y_{t+s}^J - p_{t+s}^I \text{Inv}_{t+s}^J(i) - W_{t+s} L_{t+s}^J(i) - \\ - p_{Oil,t+s}^D \text{Oil}_{t+s}^J(i) - \Psi^U(u_{t+s}^J(i)) p_{t+s}^J K_{t+s}^J(i) - \Psi_{J,t+s}^P \left( \frac{p_{t+s}^J(i)}{p_{t+s-1}^J(i)} \right) \end{array} \right],$$

где:  $E_t$  — оператор условного математического ожидания,  $\tilde{R}_{t,t+s}$  — стохастический дисконт-фактор,  $p_t^J(i)$  — цена  $i$ -й фирмы отрасли  $J$ ,  $p_t^J$  — агрегированный уровень цен отрасли  $J$ ,  $Y_t^J$  — агрегированный выпуск отрасли  $J$ ,  $\eta_J$  — эластичность замещения между товарами фирм рассматриваемой отрасли,  $p_t^I$  — цена инвестиционного товара,  $\text{Inv}_t^J(i)$  — физический объем инвестиций  $i$ -й фирмы отрасли  $J$ ,  $W_t$  — ставка заработной платы,  $L_t^J(i)$  — количество отработанных часов в  $i$ -й фирме отрасли  $J$ ,  $p_{Oil,t}^D$  — цена нефти,  $\text{Oil}_t^J(i)$  — количество использованной нефти  $i$ -й фирмы отрасли  $J$ ,  $K_t^J(i)$  — физический объем капитала

$i$ -й фирмы отрасли  $J$ ,  $u_i^J(i)$  — загрузка капитала  $i$ -й фирмы отрасли  $J$ ,  $\Psi^U(\bullet)$  — функционал издержек загрузки капитала,  $\Psi_{J,i}^P(\bullet)$  — функционал издержек изменения цен.

Задача оптимизации фирмы происходит при двух ограничениях. Ограничение на динамику капитала:

$$K_{t+1}^J(i) = (1 - \delta) K_t^J(i) + \left( 1 - \Psi^I \left( \frac{Inv_t^J(i)}{Inv_{t-1}^J(i)} \right) \right) Inv_t^J(i),$$

где  $\delta$  — норма амортизации,  $\Psi^I(\bullet)$  — функционал издержек на установку нового капитала.

Вторым ограничением оптимизационной задачи фирмы является условие равенства объема продукции, произведенного  $i$ -й фирмой, спросу на ее товар:

$$\left( \frac{p_t^J(i)}{p_t^J} \right)^{-\eta_J} Y_t^J = F^J(u_t^J(i) K_t^J(i), A_t L_t^J(i), Oil_t^J(i)),$$

где:  $F^J(\bullet)$  — производственная функция отрасли  $J$ ,  $A_t$  — стохастический трендовый уровень производительности труда во всех секторах экономики.

Таким образом, в настоящей работе мы будем предполагать, что существует некоторая стохастическая траектория сбалансированного роста, на которой реальные макроэкономические показатели растут одним темпом<sup>3</sup>. Чтобы обеспечить существование данной траектории, мы также будем предполагать, что производство нефти и спрос на отечественные товары, за исключением энергоресурсов, изменяются пропорционально показателю экономического роста  $A_t$ , но возможны некоторые стационарные отклонения рассматриваемых переменных от данной траектории в рамках воздействия шоков производства нефти и шоков внешнего спроса. В работе специфицируется следующий стохастический процесс для  $A_t$ :

$$\log \left( \frac{A_t}{A_{t-1}} \right) = \rho_A \log \left( \frac{A_{t-1}}{A_{t-2}} \right) + (1 - \rho_A) g^A + u_{A,t},$$

где  $\rho_A$  — коэффициент автокорреляции для стохастического процесса темпов роста производительности,  $g^A$  — долгосрочный темп трендового роста,  $u_{A,t} \sim N(0, \sigma_A^2)$  — шок трендового роста.

В модели предполагается, что в каждый период времени фирмы нефтедобывающего сектора сталкиваются с экзогенным количеством нефти  $Oil_t$  и принимают решение об объеме поставок на внешний и на внутренний рынок. Как было отмечено выше, предполагается,

<sup>3</sup> Несомненно, данное предположение упрощает реальность — на практике отдельные сектора экономики могут расти различными темпами. Но здесь мы ограничены методологией эмпирической верификации модели, в рамках которой необходимо специфицировать инвариантную во времени модель сбалансированного роста.



что производство изменяется пропорционально показателю экономического роста  $A_t$ , но мы допускаем временные отклонения от данной траектории в рамках следующего стохастического процесса отклонения предложения нефти  $\zeta_{oil,t}$  от трендового роста:

$$\log(\zeta_{oil,t}) = \rho_{oil} \log(\zeta_{oil,t-1}) + u_{oil,t},$$

где  $\rho_{oil}$  — коэффициент автокорреляции рассматриваемого процесса,  $u_{oil,t} \sim N(0, \sigma_{oil}^2)$  — шок предложения нефти.

Таким образом, совокупный объем добычи нефти определяется в следующем виде:  $\bar{Oil}_t = C_{oil} \zeta_{oil,t} A_t$ , где  $C_{oil}$  — нормировочная константа, характеризующая обеспеченность экономики ресурсами.

При падении нефтяных цен во время кризиса 2008—2009 годов экспорт и добыча углеводородов в российской экономике также продемонстрировали некоторый спад. Соответственно, чтобы учесть это в эмпирическом анализе, мы вводим шок предложения нефти. При интерпретации же отрицательных реализаций рассматриваемого шока во время кризиса мы будем трактовать их как негативное влияние снижения цен на нефть.

Предполагается, что фирмы нефтедобывающего сектора воспринимают цены на международном рынке как заданные. При этом нефть, идущая на экспорт, облагается экспортной пошлиной  $\tau_{oil,t}^{Ex}$ , которая является линейной функцией от цены нефти  $p_{oil,t}^{Ex}$ . В настоящей работе фирмы не наделяются какой-либо монополистической властью на внутреннем рынке и не имеют издержек транспортировки нефти, что приводит к следующему определению цены нефти на внутреннем рынке:  $p_{oil,t}^D = S_t (p_{oil,t}^{Ex} - \tau_{oil,t}^{Ex})$ , где  $S_t$  — номинальный обменный курс рубля. И экспорт нефти  $Oil_t^{Ex}$  определяется как разница между совокупным объемом добычи  $\bar{Oil}_t$  и внутренним спросом на нефть  $Oil_t^D$ . В работе специфицируется следующий стохастический процесс для мировой цены на нефть  $p_{oil,t}^{Ex}$ :

$$\log p_{oil,t}^{Ex} = (1 - \rho_{oil}) \log \bar{p}_{oil}^{Ex} + \rho_{oil} \log p_{oil,t-1}^{Ex} + u_t^{oil},$$

где:  $\rho_{oil}$  — параметр автокорреляции,  $\bar{p}_{oil}^{Ex}$  — долгосрочный уровень мировых цен на нефть,  $u_t^{oil} \sim N(0, \sigma_{oil}^2)$  — шок цен на нефть на международном рынке.

Предполагается, что в дополнение к спросу на нефть внешний сектор предъявляет спрос на отечественные торгуемые товары:

$$Y_{Ex,t}^{TD} = C_F \left( \frac{p_t^{TD}}{S_t p_t^*} \right)^{-\eta_f} A_t \zeta_t^F,$$

где:  $Y_{Ex,t}^{TD}$  — экспорт торгуемого отечественного товара, за исключением энергоресурсов,  $C_F$  — нормировочная константа,  $p_t^*$  — мировой уровень цен,  $p_t^{TD}$  — цена торгуемых отечественных товаров на внутреннем рынке,  $\eta_f$  — эластичность спроса по цене на отечественный товар,

$\zeta_t^F$  — стохастическая компонента уровня мирового спроса, отражающая временные сдвиги в спросе на отечественные торгуемые товары.

Будем предполагать, что динамика временной компоненты уровня внешнего спроса описывается следующим AR(1) процессом:

$$\log(\zeta_t^F) = \rho_F \log(\zeta_{t-1}^F) + u_t^F,$$

где  $\rho_F$  — параметр автокорреляции,  $u_t^F \sim N(0, \sigma_F^2)$  — шок мирового спроса.

Также предполагается, что отечественная экономика покупает импортные товары по экзогенно заданным ценам на внешнем рынке. Для моделирования эффекта неполного переноса изменений номинального обменного курса в цены импортных товаров на отечественном рынке в модель вводится континуум импортирующих фирм, действующих на рынке с монополистической конкуренцией, с жесткостью цен на внутреннем рынке.

Следуя работе [Galí et al., 2007], в модели мы различаем два типа домохозяйств. Предполагается, что часть домохозяйств относится к рикардианским домохозяйствам (их доля равна  $\omega$ ), максимизирующим свою ожидаемую функцию полезности следующего вида на бесконечном интервале времени:

$$U_t(i) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left( \log(C_{t+s}(i) - H_{t+s}) - \frac{\phi}{1+\psi} l_{t+s}^{1+\psi}(i) \right),$$

где:  $i \in [0, \omega]$ ,  $C_t(i)$  — потребление  $i$ -го домохозяйства,  $H_t$  — привычки в потреблении, которые пропорциональны агрегированному потреблению рикардианских домохозяйств в предыдущий момент времени  $H_t = hC_{t-1}^R$ ,  $l_t(i)$  — количество отработанных часов  $i$ -го домохозяйства,  $\beta$  — субъективный коэффициент дисконтирования, отражающий межвременные предпочтения домохозяйства,  $\psi$  — величина обратная к эластичности предложения труда по заработной плате,  $\phi$  — нормировочная константа.

Предполагается, что домохозяйства предлагают на рынке труда дифференцированный труд и действуют на рынке труда с монополистической конкуренцией. Также предполагается наличие жесткости номинальных зарплат. Рикардианские домохозяйства максимизируют свое благосостояние при следующем бюджетном ограничении:

$$\begin{aligned} p_t^c C_t(i) + B_t(i) + S_t B_t^*(i) &= W_t(i) l_t(i) + R_{t-1} B_{t-1}(i) + \\ &+ S_t R_{t-1}^f B_{t-1}^*(i) + Div_t(i) - T_t^R(i) - \Psi_t^W(W_t(i)/W_{t-1}(i)), \end{aligned}$$

где:  $p_t^c$  — индекс потребительских цен,  $B_t(i)$  — номинальная стоимость облигаций, приобретенных домохозяйством на внутреннем рынке,  $B_t^*(i)$  — номинальная стоимость номинированных в иностранной валюте облигаций, приобретенных домохозяйством на внешнем рынке,



$R_{t-1}$ ,  $R_{t-1}^f$  — валовые номинальные доходности по внутренним и внешним облигациям,  $Div_t(i)$  — дивиденды со стороны фирм,  $T_t^R(i)$  — паушальные налоги со стороны государства для рикардянских домохозяйств,  $\Psi_t^W(\bullet)$  — издержки изменения номинальных зарплат.

Часть домохозяйств  $(1 - \omega)$  относится к нерикардянским, которые потребляют весь свой текущий доход:  $p_t^c C_t(i) = W_t(i)l_t(i) - T_t^{NR}(i)$ , где  $i \in [1 - \omega, 1]$ ,  $T_t^{NR}(i)$  — паушальные налоги со стороны государства для нерикардянских домохозяйств. Также предполагается, что нерикардянские домохозяйства устанавливают свою зарплату на среднем уровне ставки заработной платы рикардянских домохозяйств. Данное предположение использовалось, например, в модели SIGMA для экономики США [Erceg et al., 2006].

Для описания деятельности центрального банка в настоящей работе предполагаем, что номинальный обменный курс является экзогенной переменной, динамика которой описывается следующим стохастическим процессом:  $\pi_t^S = S_t/S_{t-1} = \bar{\pi}^S(1 + u_t^S)$ , где  $\pi_t^S$  — темп роста номинального обменного курса,  $\bar{\pi}_t^S$  — некоторый долгосрочный темп роста обменного курса,  $u_t^S \sim N(0, \sigma_S^2)$  — шок обменного курса.

Бюджетный дефицит  $DG_t$  в каждый момент времени определяется как превышение расходов бюджета на конечное потребление товаров и услуг государства  $P_t^G G_t$  и на процентные платежи по государственному долгу над налоговыми поступлениями:

$$DG_t = P_t^G G_t + (R_{t-1} - 1)D_{t-1} + S_t(R_{t-1}^f - 1)D_{t-1}^* - T_t^R - T_t^{NR} - S_t \tau_{Oil,t}^{Ex} Oil_t^{Ex},$$

где:  $D_t$ ,  $D_t^*$  — долг перед отечественными и внешними инвесторами соответственно,  $G_t$  — реальные государственные расходы на конечное потребление товаров и услуг (в постоянных ценах),  $P_t^G$  — индекс цен данного показателя.

Бюджетный дефицит финансируется за счет выпуска долговых обязательств на внешнем и на внутреннем рынке:  $(D_t - D_{t-1}) + S_t(D_t^* - D_{t-1}^*)$ . В модели также предполагается, что номинальная доходность  $R_t^f$  от вложений в иностранные облигации определяется с некоторой премией за риск к безрисковой доходности  $R_t^*$  на внешнем финансовом рынке, зависящей от агрегированного уровня сбережений (долга) отечественной экономики в долях ВВП. Предполагается следующая функциональная форма:

$$R_t^f = R_t^* \exp \left( \psi_B \left( \frac{S_t(D_t^* - B_t^*)}{P_t Y_t} \right) \right),$$

где:  $Y_t$  — реальный ВВП,  $P_t$  — дефлятор ВВП, параметр  $\psi_B$  определяет чувствительность эндогенной составляющей премии за риск к изменениям в сбережениях (долге) национальной экономики. Для простоты анализа будем предполагать, что объем государственных долговых обязательств на внутреннем рынке равен нулю. Но модель позволяет анализировать широкий набор альтернативных спецификаций.

Предполагается, что динамика госрасходов на конечное потребление товаров и услуг описывается с помощью следующего стохастического процесса:

$$\log \left( \frac{G_t}{A_t} \right) = (1 - \rho_G) \log(\bar{G}) + \rho_G \log \left( \frac{G_{t-1}}{A_{t-1}} \right) + u_t^G,$$

где  $\rho_G$  — параметр автокорреляции госрасходов на конечное потребление,  $u_t^G \sim N(0, \sigma_G^2)$  — шок госрасходов на конечное потребление,  $\bar{G}$  — нормировочная константа, которая определяет долю госрасходов на конечное потребление в ВВП в стационарном равновесии.

В качестве альтернативы мы могли специфицировать аналогичное правило для переменной госрасходов на конечное потребление в долях ВВП. Из анализа статистических данных можно сделать вывод, что госрасходы на конечное потребление в постоянных ценах во время кризиса 2008—2009 годов изменялись не сильно, доля же госрасходов на конечное потребление в ВВП существенно увеличилась, что прежде всего обусловлено спадом ВВП. И при альтернативной спецификации госрасходы на конечное потребление в постоянных ценах должны были бы упасть во время кризиса, а фактическая динамика рассматриваемого показателя интерпретировалась бы как положительный шок госрасходов на конечное потребление. Но гипотетическая ситуация, в рамках которой государство сократило бы расходы на конечное потребление товаров и услуг в постоянных ценах во время кризиса, то есть фактически снизило бы количество занятых в госсекторе, является совершенно нереалистичной, поэтому мы останавливаемся на введенном выше динамическом уравнении госрасходов.

Таким образом, в данной спецификации предполагается, что на траектории сбалансированного роста госрасходы на конечное потребление увеличиваются пропорционально трендовому уровню производительности, но возможны временные отклонения от данной траектории за счет положительных или отрицательных шоков госрасходов.

Для обеспечения стабильности государственного долга в долгосрочном равновесии мы вводим инструментальное правило для совокупных паушальных налогов  $T_t$  в виде следующего ARMA-процесса:

$$\left( \frac{T_t}{PY_t} \right) = \left( \frac{\bar{T}}{PY} \right) + \phi_D \left( \frac{S_t D_t^*}{PY_t} \right) + \xi_t^T,$$

$$\xi_t^T = \rho^\xi \xi_{t-1}^T + u_t^T,$$

где:  $\phi_D$  — коэффициент реакции паушальных налогов к государственному долгу,  $\rho^\xi$  — параметр автокорреляции стохастического процесса увеличения налогов,  $u_t^T \sim N(0, \sigma_T^2)$  — шок паушальных налогов.

Под шоком паушальных налогов мы будем понимать изменение различных выплат экономическим агентам, изменение социальной поддержки населения (отрицательный шок налогов соответствует уве-

личению денежных выплат экономическим агентам). Данный шок может быть весьма актуальным для описания динамики основных макроэкономических показателей российской экономики во время кризиса 2008—2009 годов. Так, антикризисный пакет мер российского правительства в области расширения расходов бюджета оценивается как один из самых больших в мире [Синельников-Мурылев и др., 2011; Иванова, Каменских, 2011]. При этом основную долю данного расширения можно отнести к тем компонентам госрасходов, которые не оказывают прямого эффекта на реальный ВВП, а увеличивают доходы экономических агентов, которые, в свою очередь, могут увеличить либо агрегированный спрос в экономике, либо сбережения.

Предполагается, что отклонение паушальных налогов от долгосрочного равновесия распределяется равномерно среди всех домохозяйств, рикардианских и нерикардианских:

$$\left(\frac{T_t^R}{PY_t}\right) = \left(\frac{T^R}{PY}\right) + \omega \left( \left(\frac{T_t}{PY_t}\right) - \left(\frac{T}{PY}\right) \right),$$

$$\left(\frac{T_t^{NR}}{PY_t}\right) = \left(\frac{T^{NR}}{PY}\right) + (1-\omega) \left( \left(\frac{T_t}{PY_t}\right) - \left(\frac{T}{PY}\right) \right).$$

Мы также для простоты анализа будем предполагать, что в долгосрочном равновесии государство поддерживает такой уровень паушального налога для нерикардианских домохозяйств, который обеспечивает долю их совокупного потребления, равную  $(1 - \omega)$  от агрегированного потребления.

Для описанной выше модели были сформулированы условия оптимальности поведения экономических агентов и условия равновесия на рынках.

## 2. Эмпирический анализ

В настоящей части работы проводится эмпирическая верификация модели и тестируется ее способность описывать динамику российских макроэкономических показателей. Эксперимент проводился на периоде с I квартала 2008 года по I квартал 2014 года. В эксперименте предполагалось, что в I квартале 2008 года экономика находилась в долгосрочном равновесии, и оценивался вклад в динамику основных макроэкономических переменных ряда фундаментальных шоков, реализовавшихся в рассматриваемый промежуток времени. Данное предположение, бесспорно, является сильным упрощением реальности — в частности, не учитывает возможный «перегрев» экономики до кризиса 2008 года.

В настоящей работе мы не проводим непосредственную эконометрическую оценку параметров модели, а придерживаемся подхода их ка-

либровки (подробнее см.: [Полбин, 2013; Полбин, Дробышевский, 2014]). Параметры модели можно условно разбить на две группы, первая из которых отвечает за долгосрочное равновесие и структуру экономики, вторая — за динамику модели. При калибровке первой группы параметров мы исходили из того, что модель должна в наибольшей степени отражать экономическую ситуацию и структуру российской экономики. Для калибровки первой группы параметров использовались данные СНС I квартала 2008 года и таблицы «затраты—выпуск» 2003 года для получения картины отраслевой структуры производства, которая была аппроксимирована на I квартал 2008 года. Вторая группа параметров в основном калибровалась в соответствии с оценками для зарубежных экономик и общепринятой логикой относительно приемлемого диапазона их изменения. При этом мы также варьировали значения ряда динамических параметров для обеспечения наибольшей согласованности модели с эмпирическими данными.

Для новых параметров настоящей версии модели по сравнению с работами [Полбин, 2013; Полбин, Дробышевский, 2014] предполагается, что доля нерикардиянских домохозяйств равна 0,5, коэффициент реакции паушалных налогов к государственному долгу  $\phi_D$  равен 0,3 [Galí et al., 2007]. Предполагается значение долгосрочного темпа роста, равное 1,87% в квартал, что согласуется со средними темпами роста в докризисный период.

В настоящей работе мы несколько изменили степень жесткости номинальных показателей. Так, параметры жесткости цен на импортные товары и на торгуемые отечественные товары, за исключением энергоресурсов, калибровалась на уровне, эквивалентном средней продолжительности ценового контракта в модели ценообразования по Калво в 1,5 квартала, жесткость цен неторгуемых товаров — 3 квартала, жесткость номинальных заработных плат — 4 квартала. Мы использовали более низкое значение эластичности замещения в функциях спроса на торгуемые отечественные товары, равное 1,5, параметр привычек в потреблении  $h$  калибровался на уровне 0,9, параметр  $\psi_B$  — на уровне 0,1, параметр издержек изменения инвестиций  $\Psi'(g^A)'$  — на уровне 1, коэффициенты автокорреляции стохастических процессов — на уровне 0,95.

В качестве наблюдаемых переменных использовались временные ряды реального ВВП<sup>4</sup>, реального потребления домохозяйств, реального валового накопления<sup>5</sup>, реального импорта, реальных госрасходов на конечное потребление товаров и услуг, реального совокупного экспорта, реального экспорта торгуемых товаров, за исключением энергоресурсов (нефти, газа и нефтепродуктов), цен на нефть, условий торговли для экспорта торгуемых товаров, за исключением энергоресурсов, отношение цен потребительских товаров к ценам

<sup>4</sup> В постоянных ценах 2008 года.

<sup>5</sup> Следуя работе [Cooley, Prescott, 1995], для переменной «инвестиции» в модели мы делаем сопоставление с показателем из статистики СНС «валовое накопление», включающим в себя как валовое накопление капитала, так и изменение запасов материальных оборотных средств.

импортных товаров, дефицит бюджета расширенного правительства в долях ВВП, темп роста номинального эффективного курса рубля. Из всех рассматриваемых временных рядов была удалена сезонная волна с помощью фильтра X-12-ARIMA в программе *Eviews*.

Оценка вклада макроэкономических шоков в динамику основных макроэкономических показателей проводилась с помощью фильтра Калмана в программе *Dynare*. В эмпирической части работы мы рассматриваем 12 наблюдаемых макроэкономических показателей и 7 шоков. Таким образом, чтобы решить проблему сингулярности, нам необходимо ввести ошибки измерения не менее чем для 5 наблюдаемых переменных.

Шоки мировых цен на нефть и номинального обменного курса рубля непосредственным образом идентифицируются из динамики соответствующих показателей. Мы предполагаем, что шоки внешнего спроса и предложения нефти наилучшим образом идентифицируются из временных рядов экспорта торгуемых товаров, за исключением энергоресурсов, и совокупного экспорта (разница двух последних показателей дает экспорт углеводородов), шок государственных расходов на конечное потребление идентифицируется из динамики рассматриваемого показателя госрасходов. Таким образом, для данных пяти временных рядов ошибки измерения не вводятся. Для оставшихся 7 наблюдаемых переменных в эмпирическом анализе мы вводим ошибки измерения, что в целом также позволяет нам протестировать общую объясняющую способность теоретической модели.

На рис. 1—9 приведена историческая декомпозиция вариации рассматриваемых макроэкономических переменных<sup>6</sup>. Сплошная линия представляет собой фактическую динамику рассматриваемой переменной в процентном отклонении от значения в I квартале 2008 года, штриховая линия — динамику модельной переменной, столбцовая диаграмма — вклад шоков. Под вкладом производительности в данной диаграмме мы понимаем совокупный эффект влияния динамики трендового роста на рассматриваемые показатели.

Как показано на рис. 1—9, модель в целом способна достаточно хорошо генерировать динамику рассматриваемых макроэкономических показателей и позволяет получить интерпретируемые оценки исторической декомпозиции вариации. Наблюдаемый спад реального ВВП (рис. 1) можно интерпретировать как сумму негативных эффектов от отрицательных шоков внешнеэкономических условий и положительного вклада стабилизирующей фискальной и денежно-кредитной политики. Так, кумулятивный эффект от шоков цен на нефть привел во II квартале 2009 года к более чем 5-процентному падению ВВП.

Снижение цен на нефть при прочих равных не оказывает прямого эффекта на реальный ВВП, а действует через канал понижения агре-

<sup>6</sup> Для краткости изложения динамика цен на нефть, номинального обменного курса и государственных расходов на конечное потребление товаров и услуг не представлена.

гированного дохода и спроса в экономике, что приводит к падению производства товаров и услуг, валового накопления капитала. Так, вклад данного шока в спад валового накопления (рис. 3) в 2009 году в среднем составлял 19%, в спад потребления домохозяйств (рис. 2) — 8%, в спад импорта (рис. 7) — 13%.

Другим важным «нефтяным» шоком является спад в объеме производства и экспорта энергоресурсов. Снижение экспорта нефти и соответственно объема производства нефти оказывает как непосредственный отрицательный эффект на реальный ВВП (поскольку данная переменная представляет собой одну из компонент реального ВВП), так и косвенный — за счет снижения агрегированного дохода и спроса на другие товары отечественного производства. Вклад рассматриваемого шока в спад реального ВВП в 2009 году составил 2,8%, в спад потребления домохозяйств — 2,3%.

Важным фактором спада отечественного реального ВВП является падение внешнего спроса на отечественные торгуемые товары, за исключением энергоресурсов, причем величина данного вклада достаточно велика. То, что модель достаточно хорошо воспроизводит динамику условий торговли (рис. 6), то есть мы одновременно описали как динамику экспорта торгуемых товаров, за исключением энергоресурсов (рис. 5), так и динамику их цен, свидетельствует в пользу адекватной идентификации шока спроса на отечественные торгуемые товары, за исключением энергоресурсов, на внешнем рынке.

Наше разложение динамики макроэкономических показателей показывает, какова была бы динамика реального ВВП, если бы Банк России придерживался политики фиксированного обменного курса рубля и не допустил снижения курса рубля осенью 2008 года — зимой 2008/2009 года. Соответственно, при такой денежно-кредитной политике средний вклад внешнего спроса в падение выпуска в 2009 году составил бы порядка  $-10\%$ , что было бы обусловлено 40-процентным падением экспорта, за исключением энергоресурсов (см. рис. 5).

Данное гипотетическое падение рассматриваемого показателя в среднем на 40% в 2009 году привело бы как к прямому вкладу в снижение реального ВВП, так и к косвенному — за счет снижения валового накопления в торгуемом секторе, за исключением энергоресурсов, ввиду понижения доходности инвестирования в данном секторе, а также снижения агрегированного спроса со стороны домохозяйств по причине падения их дохода. Это, в свою очередь, обусловило бы дальнейший мультипликативный эффект через каналы общего равновесия. Таким образом, полученная оценка вклада шоков внешнего спроса при рассматриваемом режиме ДКП кажется достаточно реалистичной. Наблюдавшаяся же девальвация рубля значительно сгладила данный негативный эффект, что привело к положительному вкладу в реальный ВВП и в значительной мере обусловило не столь радикальное падение экспорта торгуемых товаров, за исключением энергоресурсов.



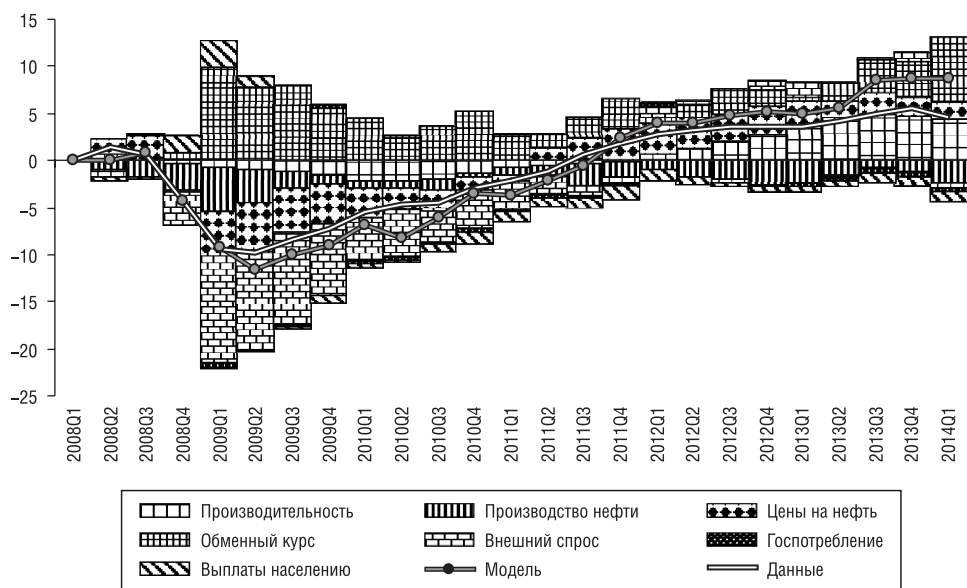


Рис. 1. Реальный ВВП (процентное отклонение)

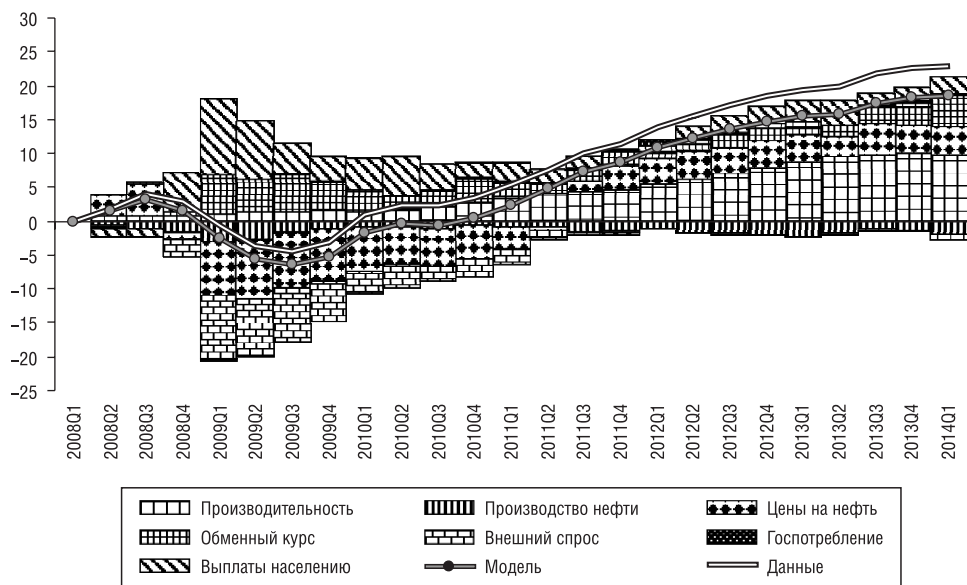


Рис. 2. Потребление домохозяйств (процентное отклонение)

Что касается фискальной политики, то расширение расходов расширенного правительства привело к некоторому положительному эффекту на реальный ВВП во время кризиса, но в большей степени оно положительно повлияло на потребление домохозяйств. Так, увеличение расходов бюджета расширенного правительства мы трактуем в основном как повышение выплат населению, приведшее к увеличению располагаемого дохода нерикарданских домохозяйств и к росту

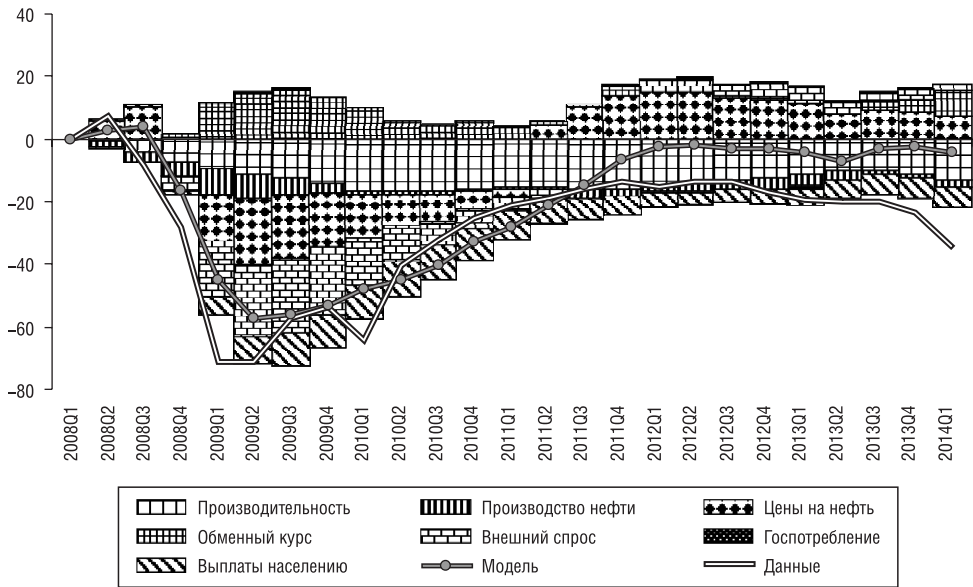


Рис. 3. Валовое накопление (процентное отклонение)

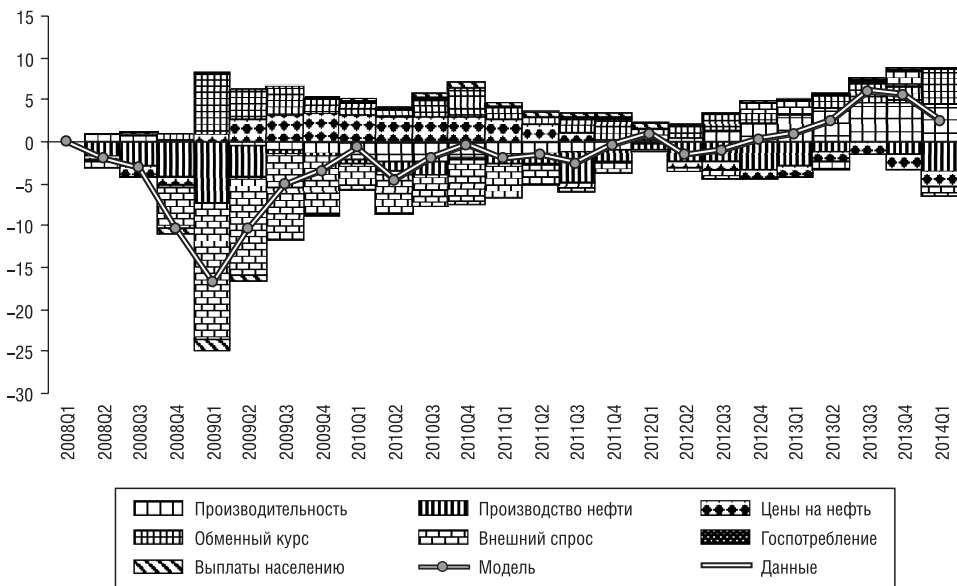


Рис. 4. Совокупный экспорт (процентное отклонение)

их спроса на товары и услуги, что обусловило увеличение агрегированного потребления домохозяйств (вклад в I квартале 2009 года составляет +11%). В целом данный эффект оказывает положительное влияние на выпуск в краткосрочной перспективе (вклад в I квартале 2009 года составляет +2,7%), но приводит к вытеснению инвестиций (вклад в I квартале 2009 года составляет -6%). Как показано на рис. 9, динамика модельной переменной дефицита бюджета достаточно хо-

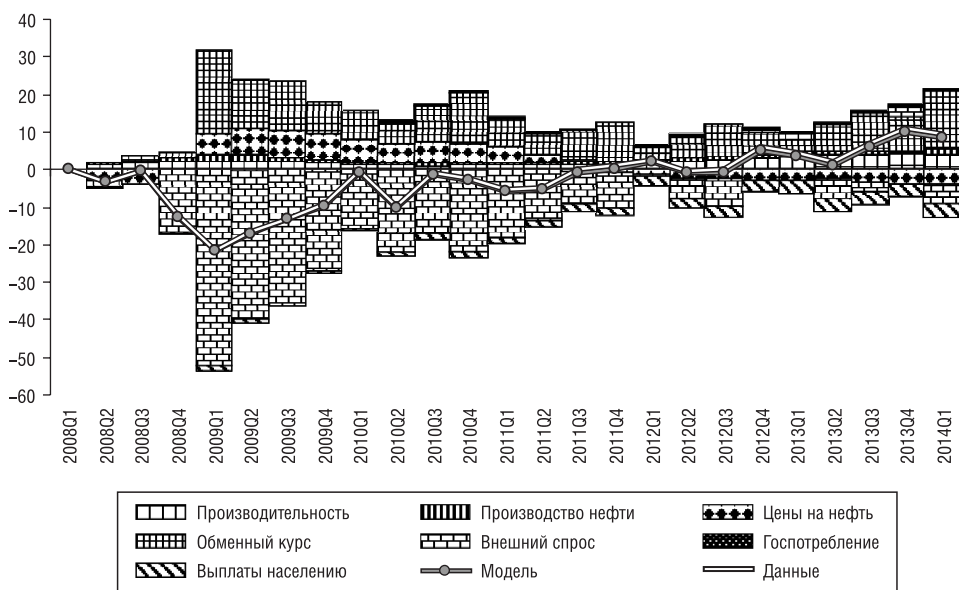


Рис. 5. Экспорт торгуемых товаров, за исключением энергоресурсов (процентное отклонение)

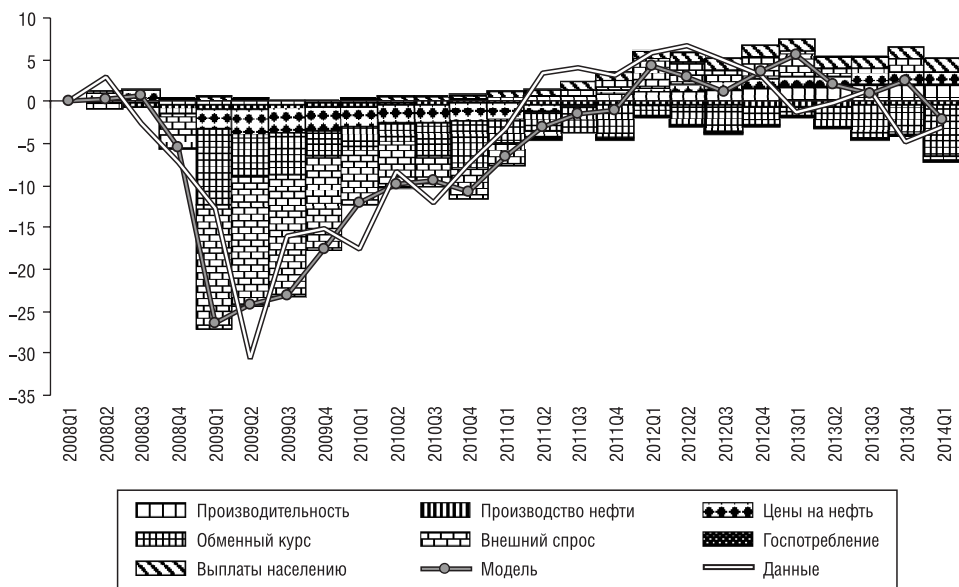


Рис. 6. Условия торговли (процентное отклонение)

рошо согласуется с фактической динамикой дефицита бюджета расширенного правительства.

При этом в исторической декомпозиции вариации основных макроэкономических переменных не наблюдается значительного вклада шоков госрасходов в конечное потребление товаров и услуг. Это обусловлено малой вариацией рассматриваемого показателя во время кризиса и в течение последующих лет.

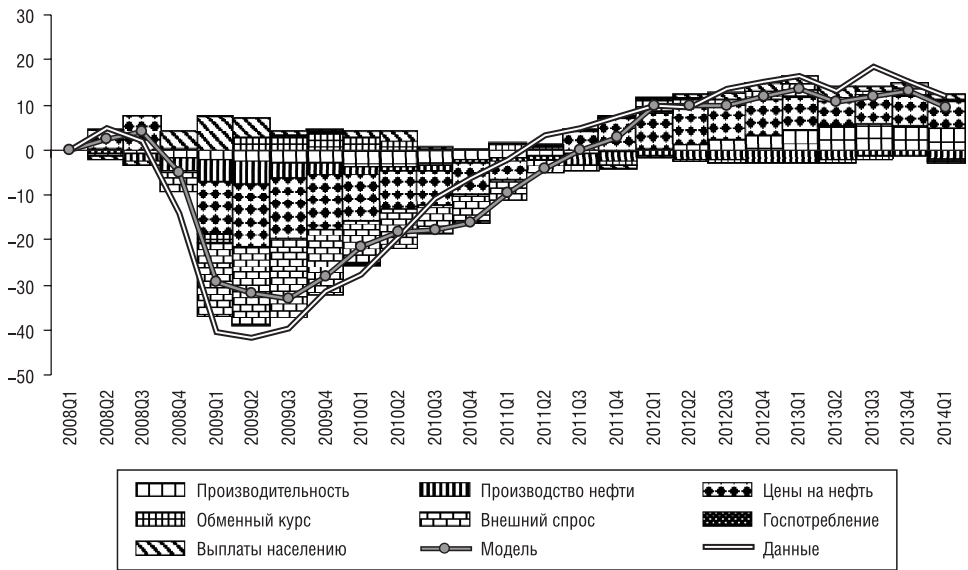


Рис. 7. Реальный импорт (процентное отклонение)

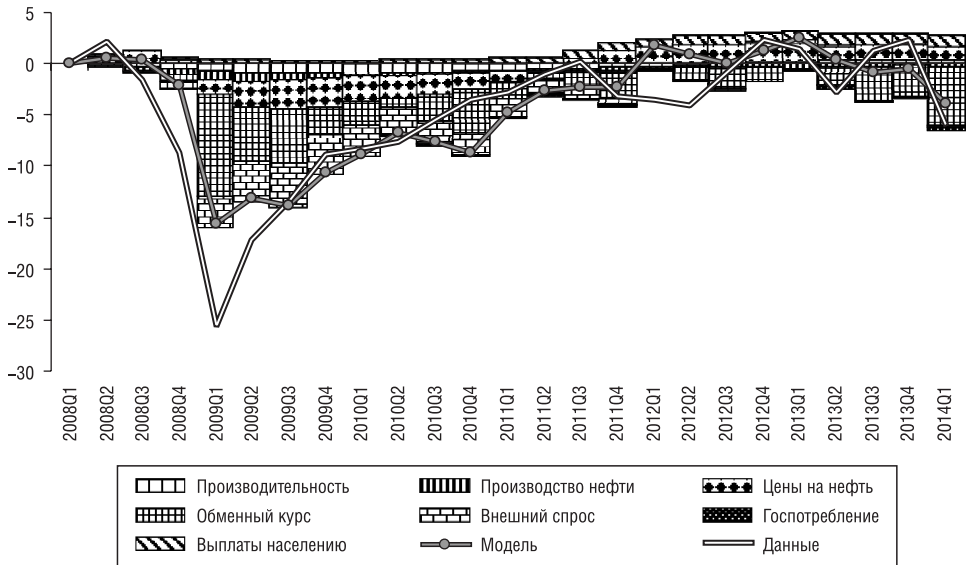


Рис. 8. Отношение потребительских цен к импортным (процентное отклонение)

Другим значимым фактором в объяснении динамики российских макроэкономических показателей в среднесрочной перспективе стала динамика трендового роста производительности труда. То есть производительность в экономике увеличивалась, но меньшими темпами, чем до кризиса 2008—2009 годов, в период восстановительного роста. Посткризисный рост после периода восстановления экономики в значительной мере объясняется ростом производительности. Но трендовый рост в последние годы вновь замедлился.

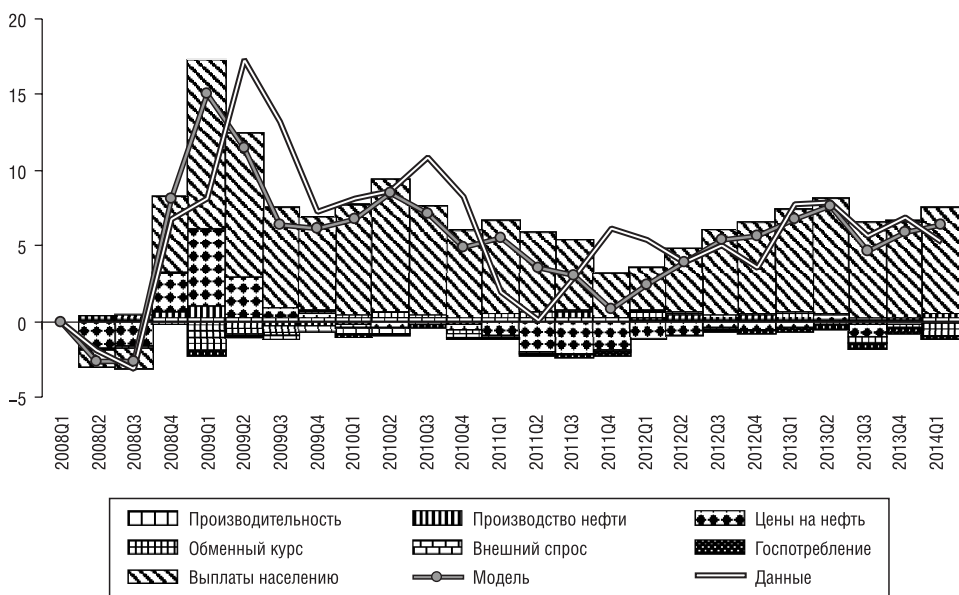


Рис. 9. Дефицит бюджета в долях ВВП (%)

При этом само замедление темпов экономического роста оказало негативный эффект на валовое накопление. Так, до кризиса 2008—2009 годов инвестиционные решения экономическими агентами принимались при ожидании высоких темпов экономического роста в будущем, и инвестиции составляли высокую долю ВВП. При реализации же негативного шока трендового роста докризисная величина инвестиций оказывается на неоптимально высоком уровне, что приводит к сокращению инвестиций. К концу 2013 года вклад динамики трендового роста производительности в валовое накопление составил приблизительно  $-11\%$ .

### Заключение

В настоящей работе проведена эмпирическая верификация DSGE-модели, разработанной для российской экономики. Предложенная в работе модель способна достаточно хорошо отражать динамику рассматриваемых макроэкономических показателей и позволяет получать интерпретируемые оценки исторической декомпозиции вариации этих переменных. Экономический спад, наблюдавшийся во время кризиса 2008—2009 годов, можно интерпретировать как сумму негативных эффектов от отрицательных шоков внешнеэкономических условий и положительного вклада стабилизирующей фискальной и денежно-кредитной политики.

При этом масштаб экономического спада РФ определялся не только снижением нефтяных цен, но и падением спроса на торгуемые товары, за исключением энергоресурсов, то есть цены на нефть явля-

ются не единственным важным индикатором внешнеэкономических условий. Фактически оба изменения рассматриваемых внешнеэкономических условий во время кризиса были вызваны спадом мировой деловой активности. Основными же причинами снижения цен на нефть в текущей экономической ситуации, в конце 2014 года, являются увеличившиеся объемы добычи нефти, в частности сланцевой нефти, и ухудшение прогноза роста спроса на нефть — по причине как более медленных темпов роста мировой экономики, так и замещения нефти альтернативными источниками энергии. Но это совсем не означает, что будет происходить снижение спроса на отечественные торгуемые товары, за исключением энергоресурсов, то есть в настоящее время шок нефтяных цен имеет совершенно иную природу, чем в 2008 году, и такое же по величине снижение цен на нефть в текущей экономической ситуации будет сопровождаться меньшим спадом в выпуске, чем во время кризиса 2008—2009 годов.

В заключение также следует отметить, что переход Банка России в 2014 году от режима управляемого обменного курса к режиму таргетирования инфляции будет оказывать стабилизирующее воздействие на отечественное производство. При плавающем обменном курсе падение нефтяных цен приведет к быстрому ослаблению национальной валюты, что вызовет снижение реальных заработных плат и относительных цен на отечественные товары по отношению к ценам товаров на мировом рынке. Это, в свою очередь, приведет к значительному перераспределению спада внутреннего спроса в пользу импортных товаров, а также к росту экспорта. Более детальное изучение последствий от изменения режима ДКП заслуживает отдельного исследования.

Достаточно значимым фактором динамики российских макроэкономических переменных являлся трендовый рост экономики. В целом потенциальный выпуск увеличивался на рассматриваемом историческом периоде, но темпы его роста были намного меньшими, чем в докризисный период. Само же замедление темпов роста внесло отрицательный вклад в динамику валового накопления.

Стимулирующая фискальная и денежно-кредитная политика оказала существенное стабилизирующее влияние на выпуск во время кризиса, но данный эффект был краткосрочным и значительно уменьшился с течением времени. Расширение госрасходов приводило к увеличению потребления домохозяйств в ущерб инвестициям. В условиях замедления роста потенциального выпуска необходимо уделять больше внимания стимулированию факторов роста со стороны предложения, в том числе улучшению институциональной среды и увеличению инвестиционной привлекательности отечественной экономики, развитию инфраструктуры, снижению монополизации рынков, повышению мобильности факторов производства, стимулированию инновационной деятельности и улучшению человеческого капитала, а не стимулированию агрегированного спроса.



## Литература

1. Дробышевский С. «Мягкий» и «жесткий» сценарии развития экономики РФ в среднесрочной перспективе // Экономическая политика. 2009. № 1. С. 69—76.
2. Дробышевский С. Ориентиры денежно-кредитной политики // Экономическая политика. 2010. № 2. С. 27—30.
3. Иванова Н., Каменских М. Эффективность государственных расходов в России // Экономическая политика. 2011. № 1. С. 176—192.
4. Идрисов Г., Казакова М., Полбин А. Теоретическая интерпретация влияния нефтяных цен на экономический рост в современной России // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 150—171.
5. Иващенко С. М. Динамическая стохастическая модель общего экономического равновесия с банковским сектором и эндогенными дефолтами фирм // Журнал Новой экономической ассоциации. 2013. № 3. С. 27—51.
6. Казакова М., Синельников-Мурылев С. Конъюнктура мирового рынка энергоносителей и темпы экономического роста России // Экономическая политика. 2009. № 5. С. 118—135.
7. Кудрин А. Россия и мировой финансовый кризис // Вопросы экономики. 2009. № 1. С. 9—27.
8. Мау В. Кризис на начальной стадии: причины и проблемы // Экономическая политика. 2008. № 6. С. 52—68.
9. Мау В. Экономика и политика в 2011 году: глобальный кризис и поиск новой модели роста // Вопросы экономики. 2012. № 2. С. 4—26.
10. Полбин А. В. Построение динамической стохастической модели общего равновесия для экономики с высокой зависимостью от экспорта нефти // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2013. № 2. С. 323—359.
11. Полбин А. В., Дробышевский С. М. Построение динамической стохастической модели общего равновесия для российской экономики // Научные труды № 166Р. М.: Издательство Института Гайдара, 2014.
12. Поспелов И. Моделирование российской экономики в условиях кризиса // Вопросы экономики. 2009. № 11. С. 50—75.
13. Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999—2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7—37.
14. Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Соколов И. Эволюция бюджетной политики России в 2000-е годы: в поисках финансовой устойчивости национальной бюджетной системы // Вопросы экономики. 2011. № 1. С. 4—25.
15. Улюкаев А., Дробышевский С., Трунин П. Перспективы перехода к режиму таргетирования инфляции в РФ // Вопросы экономики. 2008. № 1. С. 46—58.
16. Шульгин А. Г. Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE модели для России? // Прикладная эконометрика. 2014. № 4. С. 3—31.
17. Юдаева К., Иванова Н., Каменских М. Что таргетирует Банк России? // Обзор Центра макроэкономических исследований Сбербанка России. 2010.
18. Aguiar M., Gopinath G. Emerging market business cycles: The cycle is the trend // Journal of Political Economy. 2007. Vol. 115. No 1. P. 69—102.
19. Cooley T. F., Prescott E. C. Economic growth and business cycles // Frontiers of Business Cycle Research / T. F. Cooley, E. C. Prescott (eds.). Princeton: Princeton University Press, 1995.
20. Erceg C. J., Guerrieri L., Gust C. SIGMA: A new open economy model for policy analysis // International Journal of Central Banking. 2006. Vol. 2. No 1. P. 1—50.
21. Galí J., López-Salido J. D., Vallés J. Understanding the effects of government spending on consumption // Journal of the European Economic Association. 2007. Vol. 5. No 1. P. 227—270.
22. Gomes S., Jacquinot P., Pisani M. The EAGLE. A model for policy analysis of macroeconomic interdependence in the Euro area // Economic Modelling. 2012. Vol. 29. No 5. P. 1686—1714.

23. Lucas R. E. Jr. Econometric policy evaluation: A critique // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 1976. Vol. 1. No 1. P. 19–46.
24. Malakhovskaya O., Minabutdinov A. Are commodity price shocks important? A Bayesian estimation of a DSGE model for Russia // International Journal of Computational Economics and Econometrics. 2014. Vol. 4. No 1. P. 148–180.
25. Murchison S., Rennison A. ToTEM: The Bank of Canada's new quarterly projection model // Bank of Canada Technical Report. 2006. No 97.
26. Woodford M. Simple Analytics of the government expenditure multiplier // American Economic Journal: Macroeconomics. 2011. Vol. 3. No 1. P. 1–35.

Ekonomicheskaya Politika, 2015, vol. 10, no. 2, pp. 20–42

**Sergey DROBYSHEVSKY**<sup>1,2</sup>, Dr. Sci. (Econ.), associate professor. E-mail: dsm@iep.ru.  
**Andrey POLBIN**<sup>1,2</sup>. E-mail: apolbin@gmail.com.

<sup>1</sup> Gaidar Institute for Economic Policy (3-5, Gazetny per., Moscow, 125009, Russian Federation).

<sup>2</sup> Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo prosp., Moscow, 119571, Russian Federation).

### **Decomposition of the Structural Shocks Contribution to the Russian Macroeconomic Indicators Dynamics on the Basis of the DSGE Model**

#### **Abstract**

The paper estimates contribution of domestic and foreign fundamental factors to the dynamics of main macroeconomic indicators of the Russian Federation during the crisis of 2008 and in subsequent years on the basis of the developed dynamic stochastic general equilibrium model for the Russian economy.

*Key words:* DSGE, Russian economy, crisis, oil prices, economic growth slowdown.

*JEL:* E37, E47, F41.

#### **References**

1. Drobyshevsky S. “Soft” and “strong” scenarios of Russian economy development in the middle-run perspective. *Ekonomicheskaya Politika*, 2009, no. 1, pp. 69-76.
2. Drobyshevsky S. Guidelines for monetary and credit policy. *Ekonomicheskaya Politika*, 2010, no. 2, pp. 27-30.
3. Ivanova N., Kamenskikh M. Budget expenditures effectiveness in Russia. *Ekonomicheskaya Politika*, 2011, no. 1, pp. 176-192.
4. Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. Oil price impact on economic growth in contemporary Russia: A theoretical interpretation. *Ekonomicheskaya Politika*, 2014, no. 5, pp. 150-171.
5. Ivashchenko S. M. Dynamic stochastic general equilibrium model with banks and endogenous defaults of firms. *Zhurnal Novoy Ekonomicheskoy Assotsiatsii*, 2013, no. 3, pp. 27-51.
6. Kazakova M., Sinelnikov-Murylev S. Economic situation on the world energy carriers markets and rates of economic growth in Russia. *Ekonomicheskaya Politika*, 2009, no. 5, pp. 118-135.
7. Kudrin A. Russia and the global financial crisis. *Voprosy Ekonomiki*, 2009, no. 1, pp. 9-27.
8. Mau V. Crisis at the initial phase: Causes and problems. *Ekonomicheskaya Politika*, 2008, no. 6, pp. 52-68.
9. Mau V. Economy and policy in 2011: Global crisis and search for a new model of growth. *Voprosy Ekonomiki*, 2012, no. 2, pp. 4-26.

10. Polbin A. V. Development of a dynamic stochastic general equilibrium model for an economy with high dependence on oil export. *Ekonomicheskiy Zhurnal Vysshey Shkolyi Ekonomiki*, 2013, no. 2, pp. 323-359.
11. Polbin A. V., Drobyshevsky S. M. Developing a dynamic stochastic model of general equilibrium for the Russian economy. *Working Papers Series no. 166P*. Moscow: IEP Publ., 2014.
12. Pospelov I. Modeling of the Russian economy in crisis. *Voprosy Ekonomiki*, 2009, no. 11, pp. 50-75.
13. Sinelnikov-Murylev S., Drobyshevsky S., Kazakova M. Decomposition of Russian GDP growth rates in 1999-2014. *Ekonomicheskaya Politika*, 2014, no. 5, pp. 7-37.
14. Sinelnikov-Murylev S., Drobyshevsky S., Sokolov I. Evolution of budget policy in Russia through 2000s: Quest for financial sustainability of national budget system. *Voprosy Ekonomiki*, 2011, no. 1, pp. 4-25.
15. Ulyukaev A., Drobyshevsky S., Trunin P. Prospects for transition to inflation targeting in RF. *Voprosy Ekonomiki*, 2008, no. 1, pp. 46-58.
16. Shulgin A. G. How much monetary policy rules do we need to estimate DSGE model for Russia? *Prikladnaia Econometrica*, 2014, no. 4, pp. 3-31.
17. Yudaeva K., Ivanova N., Kamenskikh M. What does the Bank of Russia target? *Review of the Center for Macroeconomic Studies, Sberbank*. Moscow, 2010.
18. Aguiar M., Gopinath G. Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of Political Economy*, 2007, vol. 115, no. 1, pp. 69-102.
19. Cooley T. F., Prescott E. C. Economic growth and business cycles. In: Cooley T. F., Prescott E. C. (eds.). *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, 1995.
20. Erceg C. J., Guerrieri L., Gust C. SIGMA: A new open economy model for policy analysis. *International Journal of Central Banking*, 2006, vol. 2, no. 1, pp. 1-50.
21. Galí J., López-Salido J. D., Vallés J. Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 2007, vol. 5, no. 1, pp. 227-270.
22. Gomes S., Jacquinot P., Pisani M. The EAGLE. A model for policy analysis of macroeconomic interdependence in the Euro area. *Economic Modelling*, 2012, vol. 29, no. 5, pp. 1686-1714.
23. Lucas R. E. Jr. Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1976, vol. 1, no. 1, pp. 19-46.
24. Malakhovskaya O., Minabutdinov A. Are commodity price shocks important? A Bayesian estimation of a DSGE model for Russia. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 2014, vol. 4, no. 1, pp. 148-180.
25. Murchison S., Rennison A. ToTEM: The Bank of Canada's new quarterly projection model. *Bank of Canada Technical Report No 97*. 2006.
26. Woodford M. Simple Analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011, vol. 3, no. 1, pp. 1-35.