

- Suranovic S. M., Goldfarb R. S., Leonard T. C. (1999). An economic theory of cigarette addiction. *Journal of Health Economics*, Vol. 18, No. 1, pp. 1–29.
- Thaler R. H., Shefrin H. M. (1981). An Economic Theory of Self-Control. *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 2, pp. 392–406.
- Winston G. C. (1980). Addiction and backsliding: A theory of compulsive consumption. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 1, No. 4, pp. 295–324.

### **Choice of addictive behavior: Temptation, risks, and self-control**

*Kirill Bukin<sup>1,\*</sup>, Mark Levin<sup>1,2</sup>, Nadezhda Shilova<sup>1,2</sup>*

*Authors affiliation:* <sup>1</sup> National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia); <sup>2</sup> Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Moscow, Russia).

\* Corresponding author, email: kbukin@hse.ru.

Today there are several common approaches to the study of addictive consumer choice. However, one of the existing approaches is often overlooked due to its complexity. This article aims to fill this gap. We start with a brief retrospective overview of the history of the issue and proceed by a detailed analysis of current research in the field of choice theory which takes into account the evolution of preferences over time in the presence of addiction. These preferences lead to deviation of a rational consumer from rationality under the influence of temptation, addiction, desire to have a greater choice etc.

*Keywords:* addiction, rationality, consumer choice, preferences.

*JEL:* D110.

Сборник научных статей по теме «Макроэкономика и управление национальной экономикой в условиях глобализации и интеграции». Выходит ежеквартально. Издательство Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ). Адрес редакции: 101989, Москва, ул. Университетская, д. 1. Телефон: +7 (495) 429-22-26. Электронная почта: [ekonomika@hse.ru](mailto:ekonomika@hse.ru). Сайт журнала: [www.hse.ru/voprosy](http://www.hse.ru/voprosy).

*O. Малаховская*

### **Использование моделей DSGE для прогнозирования: есть ли перспектива?\***

Работа посвящена сравнению качества точечных макроэкономических прогнозов, построенных с помощью структурной динамической стохастической модели общего равновесия (DSGE) и векторных авторегрессионных моделей (VAR, BVAR). На базе среднеквадратических ошибок прогноза сделан вывод о том, что хотя, как правило, DSGE-модель уступает в точности модели BVAR, существенных отличий у них нет. Для некоторых рассмотренных переменных и некоторых прогнозных горизонтов именно DSGE-модель позволяет получить прогноз с минимальной ошибкой.

*Ключевые слова:* прогнозирование, модели DSGE, модели векторной авторегрессии.

*JEL:* C11, C13, C53, E37.

В современной макроэкономике особое место занимают динамические стохастические модели общего равновесия (dynamic stochastic general equilibrium, DSGE). Существенный прогресс, достигнутый в разработке и оценке этого класса моделей за последние 20 лет, обусловил значительный интерес к ним со стороны не только академического сообщества, но и центральных банков. Это связано с тем, что модели DSGE можно применять для определения источников деловых колебаний, прогнозирования макропоказателей и эффектов различных вариантов политики, анализа структурных изменений в экономике и т. д. При этом такие модели содержат микроэкономические обоснования и поэтому не подвержены «критике Лукаса». Тем не менее, будучи стилизованным описанием реальности, модели этого класса, очевидно, не могут отразить все существующие в действительности взаимосвязи между макроэкономическими переменными. Однако насколько этот недостаток существен для прогнозирования? Чтобы понять это, мы

*Малаховская Оксана Анатольевна* ([omalakhovskaya@hse.ru](mailto:omalakhovskaya@hse.ru)), сотрудник Научно-учебной лаборатории макроэкономического анализа Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ) (Москва).

\* Исследование осуществлено в рамках программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2016 г. Автор благодарит анонимных рецензентов за ценные замечания и комментарии.

сравним точность прогнозов, построенных с помощью модели DSGE и с помощью векторных авторегрессий (обычной частотной и байесовской) на российских квартальных данных.

Почти сразу после появления в начале 1980-х годов векторные авторегрессии стали одним из основных инструментов построения прогнозов и исследования влияния шоков и остаются им до сих пор, тогда как преимущества эмпирического анализа трансмиссионных механизмов и прогнозирования с помощью DSGE стали очевидны относительно недавно. В частности, было показано, что оптимизационная модель с номинальными и реальными жесткостями может хорошо предсказывать эффект монетарного шока (Christiano et al., 2005). Оказалось, что новая кейнсианская модель DSGE может улавливать поведение макропараметров и осуществлять прогнозирование не хуже, а в ряде случаев лучше, чем байесовские векторные авторегрессионные модели (BVAR) (Smets, Wouters, 2007). Именно такие работы (Smets, Wouters, 2003; 2007) легли в основу New Area-Wide Model (NAWM) (Christoffel et al., 2008), активно используемой в настоящее время Европейским центральным банком для построения прогнозов и анализа экономической политики. Впрочем, следует признать, что хорошие прогнозные возможности модели DSGE подтверждаются не на всех выборках (Edge, Gürkaynak, 2010).

В настоящее время существует несколько DSGE-моделей, призванных описать поведение российской экономики и оцененных на российских данных (Malakhovskaya, Minabutdinov, 2014; Полбин, 2014; Шульгин, 2014; Иващенко, 2013). Каждая модель обладает определенными преимуществами, однако ни в одной из работ, кроме статьи С. Иващенко (2013), не сравнивается качество вневыборочных прогнозов и тех, что построены по неструктурной авторегрессионной модели, что могло бы стать одним из критериев успешности предложенной DSGE-модели. В работе Иващенко вневыборочный прогноз, построенный по модели DSGE, оказался почти для всех рассматриваемых переменных точнее, чем по конкурирующим моделям (частотные AR- и VAR-модели). Однако автор не проводит сравнение качества прогноза с BVAR – ключевой современной моделью для построения макропрогнозов. Кроме того, в указанной работе не представлено разбиения ошибки прогноза по горизонтам прогнозирования. В рабочем документе Банка России (Крепцов, Селезнев, 2016) проведено сравнение качества прогнозов DSGE и BVAR, причем авторы рассматривают две спецификации DSGE-модели: с фиксированным и плавающим валютным курсом. Для трех из четырех рассмотренных переменных модель DSGE с фиксированным курсом обеспечивает более точный прогноз, чем модель BVAR, а качество прогнозов по модели с плавающим курсом примерно такое же, как прогнозов BVAR.

В данной статье используется модель DSGE, разработанная ранее (Malakhovskaya, Minabutdinov, 2014). Для удобства восприятия здесь описаны связи между секторами и рынками, лежащие в основе этой модели, а более подробное описание оптимизационных задач можно найти в исходной статье (и на русском языке в работе, где параметры модели не оценивались, а калибровались: Малаховская,

Минабутдинов, 2013). Речь идет о расширенной версии других моделей (Kollmann, 2001; Dam, Linaa, 2005). Одна из особенностей этой версии заключается в моделировании в явном виде доходов от экспорта энергоресурсов, что отражает экспортную ориентацию российской экономики. Изменение цены на энергоресурсы на мировом рынке может стать важнейшим источником деловых колебаний, а временной ряд динамики цен на нефть – содержать существенную информацию для прогнозов.

Следует отметить, что и DSGE, и векторные авторегрессии имеют четкие перспективы использования при проведении макроэкономической политики в России. DSGE и неструктурные VAR и BVAR позволяют строить прогнозы динамики макропараметров. Любая политика имеет лаги, из-за чего правительству и центральному банку при формулировании стратегии приходится ориентироваться не столько на текущие, сколько на ожидаемые показатели, а значит, *точный прогноз становится важнейшим условием проведения адекватной экономической политики*. В свою очередь, DSGE и структурные VAR и BVAR можно использовать, в частности, для анализа возможного воздействия мер макрополитики или чтобы определить факторы экономической динамики.

### Описание DSGE-модели

Базовая версия модели отражает взаимодействие четырех экономических агентов: домохозяйств, фирм, центрального банка и иностранного сектора. Как отмечалось выше, в предложенной модели эксплицитно моделируются потоки нефтяных доходов. Доходы от экспорта нефти предполагаются экзогенными и напрямую учитываются в бюджетном ограничении домохозяйств (Batte et al., 2009).

### Домохозяйства

Предполагается, что население состоит из множества домохозяйств. Репрезентативное домохозяйство максимизирует ожидаемую приведенную полезность при некотором бюджетном ограничении на бесконечном интервале. Предпочтения определены на пространстве потребления и затрат труда. Предполагается, что трудовые услуги дифференцированы, каждое домашнее хозяйство является монополистическим конкурентом на рынке труда и предоставляет трудовые услуги каждой из фирм, работающих на рынке промежуточной продукции (стрелка *a* на рис. 1) (см.: Erceg et al., 2000; Galí, 2008).

Домохозяйство имеет возможность устанавливать цену своих услуг, то есть заработную плату. При этом действует предположение, что установление заработной платы домашними хозяйствами, как и установление цен фирмами, происходит в соответствии с механизмом Кальво (Calvo, 1983) с некоторой вероятностью получить сигнал о смене зарплаты. Домохозяйство удовлетворяет спрос на свой труд при установленной заработной плате, независимо от того, имеет оно право в данный период изменить свое решение о ней или нет.

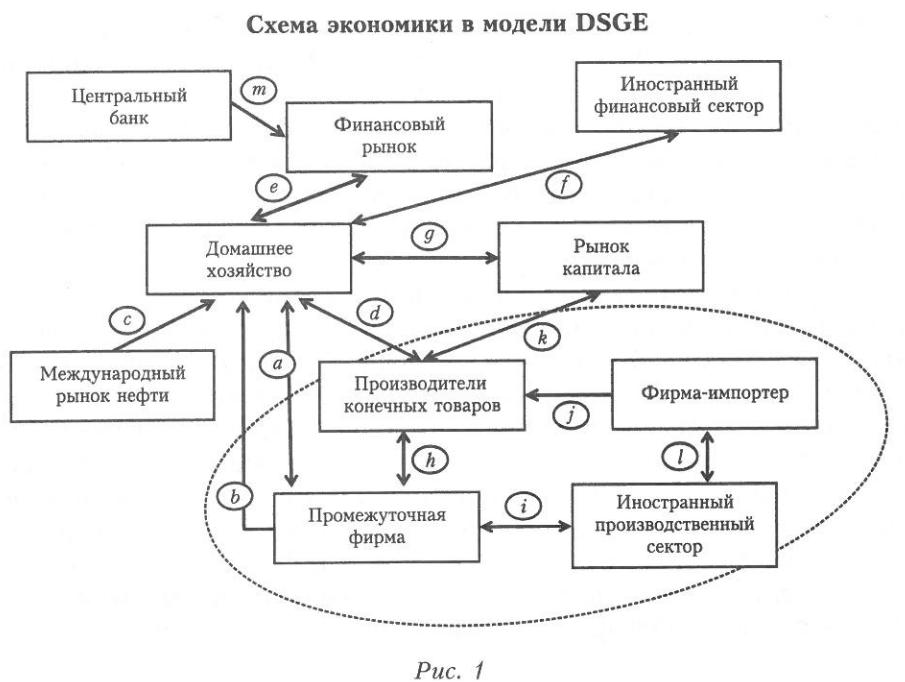


Рис. 1

Домохозяйство может иметь три вида активов: внутренние, иностранные облигации и запас капитала. Кроме доходов от активов, домашнее хозяйство получает трудовой доход<sup>1</sup> (a) и дивиденды от несовершенко конкурентных фирм, производящих промежуточную продукцию (b), а также доходы от экспорта энергоресурсов (c).

Полученные доходы домохозяйство распределяет между потреблением (d) и новыми вложениями в финансовые активы (e, f) и капитал (g). Несовершенства финансового рынка создают отклонения процентной ставки по иностранным облигациям (отрицательное значение объема иностранных облигаций представляет собой долг домашних хозяйств перед иностранным сектором), которое можно интерпретировать как премию за риск. Таким образом, при увеличении долгов домохозяйств перед иностранным сектором процентная ставка для них возрастает. Технически эндогенная премия за риск обеспечивает существование стационарного равновесия (Schmitt-Grohé, Uribe, 2003). В каждый период домохозяйство выбирает между трудом и досугом, а новую заработную плату оно выбирает не каждый период, а лишь когда получает информационный сигнал.

### Производственный сектор

Моделирование производственного сектора в основном совпадает с предложенным ранее (Kollmann, 2001; Cúrdia, Finocchiaro, 2005).

<sup>1</sup> Двунаправленная стрелка означает, что существуют финансовые и/или реальные потоки как в одну, так и в другую сторону. В данном случае, например, двунаправленная стрелка показывает, что домохозяйства оказывают трудовые услуги фирмам, а взамен получают заработную плату.

Промежуточные товары в модели являются торгуемыми, а единственное конечное благо, полученное агрегированием промежуточных внутренних и импортных товаров, — неторгуемым. Промежуточные товары разных фирм выступают несовершенными субститутами друг для друга. На рисунке 1 производственный сектор обведен пунктирной линией для большей наглядности.

**Производство промежуточных благ.** Промежуточное благо реализованной фирмой производится с помощью труда и капитала. Промежуточная фирма использует дифференцированные трудовые услуги всех домохозяйств и однородный капитал. Соответственно зарплата для разных домохозяйств может различаться. Относительно более высокая заработная плата конкретного домохозяйства по сравнению с другими приводит к меньшей величине спроса на его трудовые услуги со стороны промежуточных фирм.

Предполагается, что товары промежуточных фирм можно продавать на внутреннем рынке (h) или экспортствовать (i). Промежуточные товары, проданные на внутреннем рынке, поступают фирмам — производителям конечного блага. При этом производители промежуточной продукции имеют возможность проводить ценовую дискриминацию, то есть цена промежуточного блага некоторой фирмы внутри страны не обязательно равна цене экспортруемого товара той же фирмы с поправкой на валютный курс.

Предпосылка о возможной ценовой дискриминации — в данном случае дискриминация есть результат поведения, описываемого как pricing-to-market (Knetter, 1993)<sup>2</sup>, — основана на результатах многочисленных исследований, как теоретических, так и эмпирических (см., например: Balassa, 1964; Taylor, Taylor, 2004). В них показано, что абсолютный ППС действительно не выполняется, по крайней мере в краткосрочном периоде. Мы предполагаем, что цены как импортируемых, так и экспортруемых товаров жесткие, кроме того, они устанавливаются в валюте страны-покупателя.

Другими словами, не только производители промежуточного товара (и экспортёры), но и фирмы, осуществляющие импорт товара, монополистически конкурентны и могут устанавливать цену своей продукции. Как и в случае домохозяйств, ценообразование осуществляется по Кальво, и фирма может поменять цену в некотором периоде, только если она получила сигнал о смене цены. Устанавливая новую цену, фирма максимизирует ожидаемую дисконтированную прибыль на бесконечном горизонте.

**Производство конечного блага.** В отличие от рынка промежуточной продукции, рынок конечной продукции предполагается совершенно конкурентным. Введение несовершенной конкуренции на одном из рынков обусловлено необходимостью моделировать ненейтральность монетарной политики в краткосрочном периоде.

Так как сектор конечного блага совершенно конкурентен, количество фирм в нем не играет роли. Можно даже предположить существ-

<sup>2</sup> И как следствие, имеет место нарушение закона единой цены и паритета покупательной способности.

вование единственной фирмы на этом рынке, однако работающей как совершенный конкурент и получающей нулевую прибыль. Совершенно конкурентная фирма производит конечное благо из промежуточных отечественных (*h*) и импортных (*j*) товаров без дополнительных издержек. Полученное при этом конечное благо может пойти на потребление домохозяйств (*d*) или использоваться как капитал (*k*).

### *Иностранный сектор*

*Экспорт и импорт.* В модели предполагается, что экспорт осуществляют внутренние промежуточные фирмы, товары поступают иностранному производственному сектору (*i*), причем экономическая структура иностранного сектора такая же, как и внутри страны.

Импортные товары поступают от иностранного производственного сектора (*l*), при этом каждая из иностранных фирм поставляет свой вид продукции. По аналогии с внутренними промежуточными товарами отдельный вид импортируемой продукции выступает в качестве несовершенного субститута по отношению к другим. Импортные промежуточные продукты поступают в сектор конечных благ (*j*) и становятся частью конечного продукта.

Как и на внутреннем рынке, чтобы иметь возможность поменять цену своей продукции, фирма-экспортер или фирма-импортер должна получить ценовой сигнал, который поступает случайным образом с некоторой фиксированной вероятностью. При выборе новой цены фирма максимизирует ожидаемую дисконтированную прибыль на бесконечном горизонте.

### *Центральный банк*

В модели центральный банк проводит монетарную политику, устанавливая номинальную процентную ставку, которая по построению равна доходности внутренних облигаций. Другими словами, он следует правилу Тейлора, учитывая информацию о текущих инфляции и выпуске.

Так как наша цель состоит в использовании DSGE-модели для прогнозирования, представляется важным использовать правило центрального банка, отражающее его действительную стратегию. В настоящее время (2016 г.) Банк России проводит политику инфляционного таргетирования, что очерчивает круг правил, с помощью которых можно описать его текущую стратегию. Однако модель оценивается на данных больше чем за 10 лет, и для того времени в академической среде не существует консенсуса относительно единого правила, которого придерживался ЦБ РФ.

В «Основных направлениях единой государственной кредитно-денежной политики» за разные годы можно прочитать, что основными задачами ЦБ считает снижение инфляции (конкретные цифры незначительно варьируют год от года) и обеспечение устойчивости национальной валюты. Кроме того, каждый год Банк России высказывал намерение со временем перейти к политике инфляционного

таргетирования<sup>3</sup>. В частности, в «Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики на 2012 г. и период 2013 и 2014 гг.» можно прочитать, что «[в предстоящий трехлетний период] в качестве операционного ориентира процентной политики Банк России будет использовать краткосрочную процентную ставку рынка межбанковских кредитов» (Банк России, 2011. С. 4). При этом утверждается, что на тот момент операционным ориентиром оставалась «стоимость бивалютной корзины» (Банк России, 2011. С. 8). Надо отметить, что ЦБ РФ публиковал ожидаемые показатели прироста денежной массы, определяя их в зависимости от ориентира по инфляции, предполагая, однако, что в будущем «формирование денежного предложения будет происходить в основном за счет увеличения чистых внутренних активов... при уменьшении динамики чистых международных резервов» (Банк России, 2011. С. 21).

Становится понятно, что ЦБ одновременно преследовал несколько целей, и какая из них была наиболее важной в каждый конкретный момент — неочевидно. При этом в арсенале ЦБ имелся широкий набор инструментов для решения своих задач. В этих условиях сложно сформулировать единообразное правило политики, которому должен был следовать Центральный банк в 2000-е годы. В экономической литературе отсутствие консенсуса относительно единого правила ЦБ выразилось в существовании практически полярных мнений о наилучших способах моделирования его деятельности.

На основе анализа данных за 1999–2003 гг. сделан вывод в пользу правила денежного предложения (Vdovichenko, Voronina, 2006). Напротив, при построении эконометрической модели российской экономики на данных за 1995–2008 гг. предполагается, что монетарная политика следует простому правилу Тейлора, при котором процентная ставка реагирует на изменение безработицы и инфляции (Benedictow et al., 2013), при этом авторы делают оговорку, что хотя предпосылки, положенные в основу указанного правила, едва ли применимы к российским реалиям, эконометрически оно хорошо описывает статистические данные. Нелинейное правило процентной ставки для России успешно оценивается на данных с января 1997 по январь 2007 г. при предпосылке, что отношение ЦБ к разрыву выпуска и инфляции асимметрично (Ikeda, 2010).

В работе, посвященной определению таргетируемого ЦБ параметра (Иванова и др., 2010), авторы показывают, что ориентированное на будущее (forward-looking) правило процентной ставки, аналогичное правилу Тейлора, можно применить для описания российских данных. Они оценивают правила для денежного агрегата вместо процентной ставки, ориентируясь на вышеуказанные работы, в соответствии с которыми влияние процентной ставки на экономику незначительно вследствие слабого развития финансовых рынков. В статье не отдано

<sup>3</sup> В конце 2012 г. было объявлено, что окончательный переход к инфляционному таргетированию Россия осуществит в 2015 г., однако о намерении осуществить этот переход в ближайшем будущем сказано уже в «Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики на 2009 г. и период 2010 и 2011 гг.».

предпочтение ни одному из оцененных правил. Однако аргументы в пользу того, что правило Банка России может рассматриваться как стандартное правило Тейлора для процентной ставки, позволяет нам моделировать монетарную политику именно в такой форме. Влияние центрального банка, прямую управляющую доходностью внутренних финансовых активов, обозначено на рисунке 1 стрелкой *m*.

### Оценка DSGE-модели

Как и во многих других работах, включающих оценку модели DSGE, мы делаем это с помощью методов байесовской эконометрики. Байесовское оценивание представляет собой комбинацию оценок максимального правдоподобия (определенных структурой модели и данными) с некоторой априорной (имеющейся до оценки) информацией для построения апостериорного (финального) распределения интересующих параметров. Априорная информация вводится с помощью предпосылки о законе распределения каждого параметра, подлежащего оценке. Естественно, использование априорной информации может вызвать вопросы об источниках априорного знания и об их достоверности. Однако с практической точки зрения ее добавление улучшает оценки параметров, что особенно важно при оценке моделей для экономики с развивающимся рынком. Когда размер выборки невелик, функция максимального правдоподобия может быть практически плоской, и ее комбинация с разумным неплоским распределением позволит идентифицировать (оценить) модель (Fernández-Villaverde, 2010). При оценке описанной модели используются не очень жесткие, насколько это возможно, априорные распределения, чтобы избежать избыточного давления априорной информации на финальные результаты.

Модель оценивается с помощью девяти временных рядов. К переменным, которые считаются наблюдаемыми при оценке, относятся потребление, внутренняя инфляция, доходы от экспорта энергоресурсов, внутренняя процентная ставка, реальный валютный курс, реальная зарплата, иностранная процентная ставка, иностранные выпуск и инфляция. Большая часть данных взята из базы МВФ. Все ряды квартальные, начинаются в 1 кв. 1999 г. и заканчиваются в 1 кв. 2016 г. Более ранние данные не используются из-за кризиса 1998 г. При этом известно, что с 2008 г. ЦБ изменил свою политику, однако выборка намеренно не ограничивается концом 2008 г., чтобы избежать работы с еще более коротким рядом. Для перехода от номинальных величин к реальным используется дефлятор ВВП. Ряды, демонстрирующие сезонность, корректируются.

Оценка и прогнозирование по всем моделям производятся с использованием только тех данных, которые могли быть доступны на момент построения прогноза. Например, для построения одноквартального прогноза на третий квартал 2013 г. используются данные вплоть до второго квартала 2013 г. Модель DSGE является стационарной, логлинеаризованной и требует предварительного выделения

тренда<sup>4</sup>. Хотя модели VAR и BVAR можно оценивать по исходным данным, для сравнимости результатов они оцениваются по данным после устранения тренда. Тренд также рассчитывается рекурсивным образом.

В качестве ряда потребления используются номинальные потребительские расходы домашних хозяйств. После дефлирования проводится сезонная корректировка и рассчитывается потребление на душу населения<sup>5</sup>. В качестве ряда внутренней инфляции взят темп роста цен производителей по отношению к предыдущему кварталу. Внутренняя процентная ставка предполагается соответствующей ставке денежного рынка (межбанковская ставка). Источником данных для реальной заработной платы послужила база Росстата. В качестве реального валютного курса рассмотрена реальная стоимость бивалютной корзины к рублю с весами 0,55 (доллар США) и 0,45 (евро). Именно такая корзина использовалась ЦБ РФ в качестве операционного ориентира курсовой политики с февраля 2007 г.<sup>6</sup> до ноября 2014 г. В настоящее время валютный курс плавающий, однако рассчитывается бивалютная корзина с указанными весами. Реальный курс доллара и евро рассчитывается на основе индексов потребительских цен. Что касается цены нефти, то в качестве наблюданной переменной взяты доходы от экспорта сырой нефти, нефтепродуктов и природного газа. Это обусловлено тем, что в модели выпуск нефти предполагается постоянным, а все изменения доходов домохозяйств происходят из-за изменения цены нефти, кроме того, в модели предполагается наличие только одного источника сырьевого экспорта. Использование экспортных доходов вместо цены позволяет учесть роль природного газа, что, безусловно, важно для правильной оценки. Источником данных служит информация о платежном балансе РФ, предоставленная Банком России. Далее ряд пересчитывается таким образом, чтобы доходы были выражены в искусственной валюте, состоящей из доллара и евро солями 0,55 и 0,45 соответственно, далее вычисляются доходы на душу населения.

Все показатели внешнего мира рассчитываются как взвешенные значения соответствующих величин для США и еврозоны солями 0,55 и 0,45. Инфляция для каждого региона считается как темп роста потребительских цен к предыдущему кварталу. В качестве процентных ставок для США и еврозоны используются ставки денежных рынков (для США это эффективная ставка по федеральным фондам). Иностранный выпуск рассчитывается как взвешенное значение реаль-

<sup>4</sup> Процедура предварительной фильтрации данных до оценки DSGE является стандартной практикой (см., например: Smets, Wouters, 2003; Lubik, Schorfheide, 2007; Dib, 2011; Justiniano, Preston, 2010). Альтернатива состоит во включении тренда в модель.

<sup>5</sup> Численность населения взята из базы Росстата. Годовые данные приведены к квартальным путем интерполяции с помощью сплайн-функции.

<sup>6</sup> Использовать бивалютную корзину в качестве ориентира начали в феврале 2005 г., прежде в этой роли выступал доллар США. В течение двух лет доля доллара и евро пересматривались 5 раз в сторону увеличения доли евро. В работе намеренно не учтен пересмотр долей в операционном ориентире, чтобы не создавать искусственных скачков стоимости переменных, выраженных в иностранной валюте. Кроме того, при оценке подобных моделей, как правило, используется эффективный валютный курс. По предварительным оценкам, средняя доля экспорта и импорта стран еврозоны и Швейцарии среди 15 основных торговых партнеров России составляла в 1999–2011 г. 45,2% (расчеты автора по данным МВФ).

ных ВВП еврозоны и США. Ряды потребления, реальной зарплаты, реального валютного курса, доходов от нефтяного экспорта и иностранного выпуска логарифмируются и затем очищаются от линейного тренда. Приведение к квартальному выражению (в долях) обеих процентных ставок рассчитывается путем деления годовой процентной ставки на 400. Для получения рядов отклонений от среднего из рядов процентных ставок и инфляции вычитается выборочное среднее<sup>7</sup>.

Выбор априорных распределений параметров происходит в соответствии с современной практикой. Часть параметров фиксируется (выбираются априорные распределения с нулевой дисперсией) по аналогии с другими работами. Оценке подлежит большинство параметров модели, в том числе параметры предпочтений, производственной функции, уравнения издержек приспособления капитала, а также автокорреляционные коэффициенты и стандартные ошибки структурных шоков<sup>8</sup>. Сходимость параметров достигается при каждом размере выборки, что подтверждается результатами специальных тестов<sup>9</sup>.

### Модели VAR и BVAR

Пусть переменные  $y_{it}$  объединены в вектор  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt})'$  размерности  $m$ . Векторная авторегрессия (VAR) в сокращенной форме записывается в виде:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma), \quad (1)$$

где:  $\Phi_0$  – вектор констант размерности  $m$ ;  $\Phi_l$  – авторегрессионные матрицы размерности  $m \times m$  при  $l = 1, \dots, p$ . Вектор  $\varepsilon_t$  – вектор ошибок размерности  $m$ , не коррелированный с объясняющими переменными. Таким образом, VAR можно представить как систему уравнений, в которых объясняющими переменными выступают лаговые значения всех переменных системы.

Обычную (частотную) VAR можно оценить путем последовательного применения МНК к каждому уравнению. Понятие BVAR означает, что оценка модели происходит с помощью байесовских методов: для получения апостериорного распределения параметров происходит комбинация функции максимального правдоподобия и априорной информации о распределении параметров. Обычная VAR есть частный

<sup>7</sup> Определение тренда для основных переменных отражает выводы неоклассических моделей роста, в соответствии с которыми на траектории сбалансированного роста темп роста таких переменных, как потребление и зарплата на одного работника, должен быть постоянным, а инфляция и процентная ставка не должны изменяться. С технической точки зрения использование детерминированного тренда позволяет применить логичный алгоритм для построения прогнозов.

<sup>8</sup> При выборе априорных распределений действует общее правило: на все параметры, которые могут принимать значения между 0 и 1, накладывается бета-распределение, на все параметры предпочтений накладывается гамма-распределение, на параметры монетарного правила – нормальное распределение и на все стандартные ошибки структурных шоков – обратное гамма-распределение.

<sup>9</sup> Читатель может в этом убедиться самостоятельно: файлы для оценивания модели находятся в свободном доступе на персональной странице автора.

случай байесовской, для упрощения изложения в статье мы будем говорить о них как о двух разных моделях. Чтобы можно было сравнить результаты прогнозов по трем моделям, оценка и прогнозирование с помощью VAR и BVAR происходит по тем же девятым наблюдаемым переменным, которые используются для оценки модели DSGE.

Априорное распределение задается с помощью трех блоков фиктивных наблюдений<sup>10</sup>. Технически они представляют собой комбинацию трех различных распределений: сопряженного нормального – обратного Уишарта, распределения суммы коэффициентов и распределения начального наблюдения. Хорошие прогнозные способности BVAR с такой комбинацией априорных распределений были подтверждены во многих работах (для США см., например: Robertson, Tallman, 1999; Bañbura et al., 2010; Carriero et al., 2015; для России см.: Demeshev, Malakhovskaya, 2015).

### Прогнозирование

Прогнозирование по трем моделям происходит по растущей выборке. Самая короткая оценивающая выборка состоит из 50 наблюдений и заканчивается вторым кварталом 2011 г. Соответственно именно этот период самый ранний, по которому строится прогноз. Следующая выборка состоит из 51 квартала, и прогноз делается в третьем квартале 2011 г. и т. д. Вневыборочный прогноз строится на период от одного до восьми кварталов. Такой метод оценки и прогнозирования позволяет получить 19 оценивающих выборок и на их основе построить 19 прогнозов на 1 квартал вперед, 18 прогнозов на 2 квартала вперед и т. д. Наименьшее количество прогнозов строится на 8 кварталов вперед – 12. По каждой модели и для каждой переменной рассчитывается среднеквадратическая ошибка прогноза (RMSFE) по формуле:

$$RMSFE_{var,h}^M = \sqrt{\frac{1}{N_h} \sum_T (y_{var,T+h|T}^M - y_{var,T+h})^2}, \quad (2)$$

где:  $y_{var,T+h|T}^M$  – прогноз переменной  $var$ , сделанный в момент  $T$  на  $h$  шагов вперед на основе модели  $M$ ;  $y_{var,T+h}$  – фактическое значение переменной  $var$  на этот момент. Число  $N_h$  отражает количество таких прогнозов для горизонта  $h$ , сделанных для разных  $t$ . В данном случае  $T$  меняется от 50 до 68,  $h$  – от 1 до 8,  $var$  – одна из девяти наблюдавшихся переменных, описанных в предыдущем разделе,  $M$  – одна из трех рассматриваемых моделей  $M = \{DSGE, VAR, BVAR\}$ ,  $N_h$  может принимать значения от 12 до 19 в зависимости от горизонта прогноза. Очевидно, чем меньше RMSFE, тем прогноз точнее.

<sup>10</sup> Обзор метода BVAR и описание задания априорных распределений с помощью фиктивных наблюдений см. в: Демешев, Малаховская, 2016. Априорное распределение для базовой модели BVAR выбрано по аналогии с приведенным в: Smets, Wouters, 2007. См. также: Sims, Zha, 1998; Sims, 2003. Коррекция априорного распределения с использованием обучающей выборки не проводилась из-за небольшой длины доступных временных рядов.

Значения RMSFE для всех рассматриваемых моделей и всех горизонтов прогноза показаны в таблице 1<sup>11</sup>. Для экономии места в ней приведены только переменные, напрямую касающиеся российской экономики. Используемые переменные иностранного сектора являются некоторой усредненной характеристикой соответствующих переменных еврозоны и США, и их прогнозирование не представляет большого интереса в рамках данной работы.

Количество лагов, равное двум, соответствует канонической модели (Smets, Wouters, 2007). Для проверки робастности результатов проводится выбор числа лагов для VAR и BVAR модели путем максимизации функции плотности данных (маржинального правдоподобия). Ее максимальное значение достигается для 1 лага в случае VAR (для 18 наборов данных из 19) и 7 лагов в случае BVAR<sup>12</sup> (для 16 наборов данных из 19). В обоих случаях некоторые переменные на некоторых горизонтах прогнозировались VAR(1) и BVAR(7) точнее, чем VAR(2) и BVAR(2) соответственно, некоторые, наоборот, менее точно. В результате на длинных горизонтах BVAR стала уступать DSGE при прогнозировании внутренней инфляции, однако на коротких горизонтах модели-«лидеры» не изменились, поэтому для экономии места в таблице приведена информация только для базового случая.

Таблица 1

**Среднеквадратическая ошибка  
для моделей VAR, BVAR и DSGE**

|                              | Модель | Горизонт прогноза |              |              |              |              |              |              |              |
|------------------------------|--------|-------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|                              |        | 1 кв.             | 2 кв.        | 3 кв.        | 4 кв.        | 5 кв.        | 6 кв.        | 7 кв.        | 8 кв.        |
| Реальный<br>валютный<br>курс | DSGE   | 0,118             | 0,187        | 0,248        | 0,298        | 0,355        | 0,400        | 0,435        | 0,467        |
|                              | VAR    | 0,123             | 0,186        | 0,253        | 0,343        | 0,312        | 0,378        | 0,432        | 0,473        |
|                              | BVAR   | <b>0,102</b>      | <b>0,142</b> | <b>0,182</b> | <b>0,212</b> | <b>0,271</b> | <b>0,338</b> | <b>0,379</b> | <b>0,420</b> |
| Внутренняя<br>инфляция       | DSGE   | <b>0,024</b>      | <b>0,035</b> | <b>0,038</b> | <b>0,041</b> | 0,040        | 0,040        | 0,039        | 0,037        |
|                              | VAR    | 0,032             | 0,039        | 0,043        | 0,049        | 0,047        | 0,035        | 0,034        | 0,033        |
|                              | BVAR   | 0,026             | 0,039        | 0,046        | 0,057        | <b>0,036</b> | <b>0,028</b> | <b>0,021</b> | <b>0,025</b> |
| Процентная<br>ставка         | DSGE   | 0,006             | 0,009        | <b>0,010</b> | <b>0,011</b> | <b>0,011</b> | <b>0,011</b> | <b>0,012</b> | <b>0,013</b> |
|                              | VAR    | 0,008             | 0,012        | 0,014        | 0,017        | 0,015        | 0,016        | 0,015        | 0,015        |
|                              | BVAR   | <b>0,005</b>      | <b>0,008</b> | 0,011        | 0,013        | 0,014        | 0,016        | 0,017        | 0,018        |
| Нефтяные<br>доходы           | DSGE   | 0,195             | 0,322        | 0,450        | 0,554        | 0,649        | 0,722        | <b>0,792</b> | <b>0,855</b> |
|                              | VAR    | 0,138             | 0,265        | 0,436        | 0,553        | 0,653        | 0,816        | 0,924        | 0,996        |
|                              | BVAR   | <b>0,136</b>      | <b>0,218</b> | <b>0,352</b> | <b>0,441</b> | <b>0,597</b> | <b>0,708</b> | 0,801        | 0,879        |
| Реальная<br>зарплата         | DSGE   | 0,044             | 0,094        | 0,144        | 0,191        | 0,234        | 0,269        | 0,303        | 0,333        |
|                              | VAR    | 0,031             | 0,064        | 0,104        | 0,162        | 0,160        | 0,202        | 0,244        | 0,274        |
|                              | BVAR   | <b>0,025</b>      | <b>0,043</b> | <b>0,065</b> | <b>0,095</b> | <b>0,122</b> | <b>0,152</b> | <b>0,178</b> | <b>0,201</b> |
| Потребитель-<br>ские расходы | DSGE   | 0,024             | 0,050        | 0,073        | 0,096        | 0,117        | 0,131        | 0,143        | 0,154        |
|                              | VAR    | 0,021             | 0,033        | 0,042        | 0,061        | 0,070        | 0,091        | 0,109        | 0,122        |
|                              | BVAR   | <b>0,015</b>      | <b>0,023</b> | <b>0,031</b> | <b>0,045</b> | <b>0,056</b> | <b>0,069</b> | <b>0,080</b> | <b>0,092</b> |

*Примечание.* Полужирным шрифтом выделены значения, соответствующие модели, которая обеспечила наивысшую точность прогноза на заданном горизонте. Для прогнозирования использованы модели VAR и BVAR с двумя лагами.

<sup>11</sup> В таблице 1 приведены RMSFE по детрендированным данным. Так как выделение тренда в работе представляет собой монотонное преобразование, подсчет RMSFE по исходным данным не меняет ранжирования моделей. Прогноз по модели DSGE представляет собой средний точечный прогноз, учитывающий неопределенность шоков, и параметров модели.

<sup>12</sup> Сравнивались значения маржинального правдоподобия для моделей с числом лагов до четырех для VAR и до десяти для BVAR.

Данные таблицы 1 позволяют сделать ряд выводов. Прежде всего, для большей части переменных и прогнозных горизонтов наименьшую ошибку прогноза дает модель BVAR. Это свидетельствует в пользу существующей в мировой научной практике традиции строить прогнозы с помощью именно этой модели.

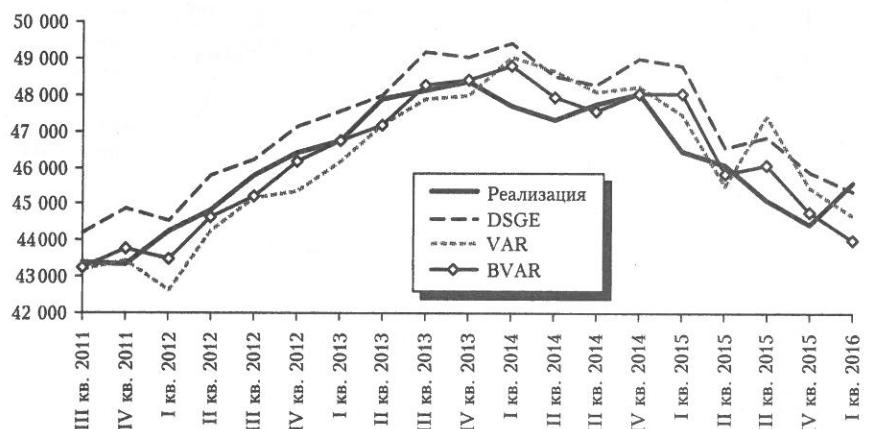
Для некоторых переменных и прогнозных горизонтов модель DSGE точнее, чем BVAR. При этом можно выделить определенные тенденции. Например, прогнозирование процентной ставки на коротком горизонте лучше осуществлять с помощью модели BVAR, а на длинном — с помощью DSGE. Для внутренней инфляции действует обратный принцип.

*Обычая частотная VAR ни для одной переменной и прогнозного горизонта не становится «лучшей» из трех.* Это частично объясняет современную тенденцию отказа от частотных VAR-моделей в пользу байесовских как для построения прогнозов, так и для структурного анализа.

Интересно проанализировать динамику прогнозов переменной, для которой модель DSGE дает худший прогноз для всех прогнозных горизонтов. Например, это касается потребительских расходов. Прогнозы этой переменной на один квартал, построенные по трем моделям, и фактическая динамика переменной показаны на рисунке 2. Для получения прогнозов, представленных на рисунке 2, сначала по всем трем моделям построены прогнозы по детрендированным данным, а затем тренды восстановлены. Можно заметить, что прогнозы по всем трем моделям хорошо улавливают общую тенденцию, но краткосрочные колебания (длительностью один-три квартала) все три модели, как правило, не могут предсказать заранее и реагируют на них с запаздыванием.

Особенность прогноза, сделанного с помощью модели DSGE, состоит в том, что все прогнозируемые значения превышают фактиче-

**Потребительские расходы и прогноз этой переменной  
по трем моделям (исходные нетрансформированные данные)**  
(руб., базовый период – 2010 г.)



Источник: расчеты автора.

Рис. 2

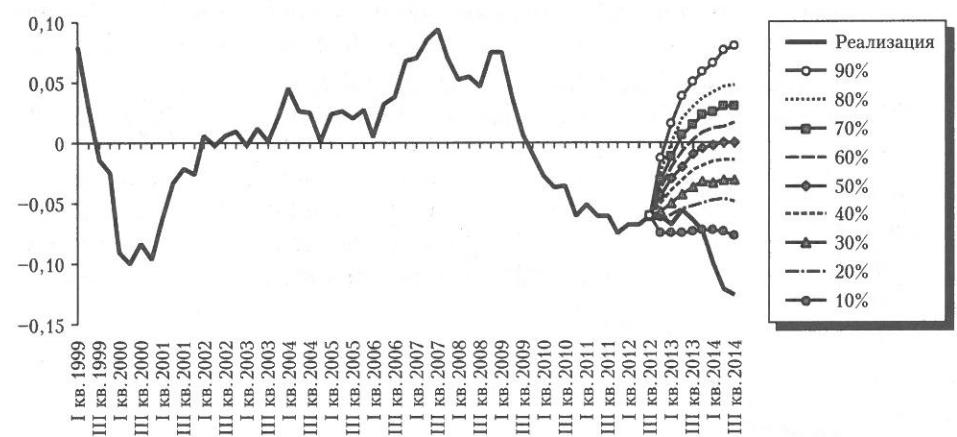
скую реализацию (этим частично объясняется низкое качество прогнозов по этой модели). Этот континтуитивный на первый взгляд результат имеет разумное объяснение и связан с тем, что для оценки и прогнозирования применяется рекурсивное детрендирование.

Следует отметить ожидаемое увеличение ошибки прогноза с расширением прогнозного горизонта почти для всех переменных и моделей. Прогнозная ошибка в восьмом квартале увеличивается по сравнению с первым в 4–6 раз. Это означает, что точность прогнозов на горизонт больше года низка.

На рисунке 3 представлены динамика детрендированного ряда потребительских расходов (тренд рассчитан на выборке от I кв. 1999 до III кв. 2012 г.) и прогнозы по модели DSGE, построенные в III кв. 2012 г.<sup>13</sup>, на горизонте от 1 до 8 кварталов. Альтернативные прогнозы соответствуют девяти децилям прогнозной плотности, то есть 10% наиболее пессимистичных прогнозов лежат ниже линии первого дециля, 20% таких прогнозов лежат ниже линии второго дециля и т. д. Распределение прогнозов показывает, что в среднем модель прогнозирует возвращение к стационарному состоянию (к нулевому значению в данном случае). Это неудивительно, так как используемая модель DSGE является, в первую очередь, моделью делового цикла и поэтому неявно предполагает прекращение рецессии и возвращение к естественному уровню.

Однако в реальности рецессия не завершилась, наоборот, данные демонстрируют ее дальнейшее углубление. Из-за этого и средний, и медианный прогнозы систематически превышают фактическое значение<sup>14</sup>.

**Потребительские расходы  
и децили прогнозов этой переменной по DSGE-модели  
(данные представлены в отклонении от логлинейного тренда)**



Источник: расчеты автора.

Rис. 3

<sup>13</sup> Точка выбрана для примера случайным образом.

<sup>14</sup> При вычитании единого тренда из всей выборки такая проблема не возникает, однако подобное детрендирование менее корректно с точки зрения процесса прогнозирования, так как в этом случае при построении прогноза неявно используются более поздние данные. Автор благодарен анонимному рецензенту за указание на этот недостаток в предварительной версии статьи.

При этом построение прогнозов для тестирования модели на каком-нибудь «более спокойном» участке невозможно. Доступные данные начинаются с I кв. 1999 г., менее чем на 40 точках оценивать модель бессмысленно, таким образом, прогнозы имеют смысл начинать не раньше I кв. 2009 г., что выпадает на острую fazu финансового кризиса.

При этом если на рисунке 3 III кв. 2009 г. можно воспринимать как переходную точку между периодом положительных и отрицательных отклонений потребительских расходов от тренда, то эта же точка характеризует рецессию, если вычесть тренд, подсчитанный на более короткой выборке. При построении прогноза в этот момент времени (и соответственно выделении тренда, подсчитанного на данных до этого квартала) картина будет аналогична описанной выше: средний прогноз по модели предполагает постепенный выход из рецессии, а в реальности рецессия становится все глубже.

Интересно отметить, что прогноз потребительских расходов, соответствующий второму децилю прогнозов по модели DSGE, дает значительное уменьшение RMSFE по сравнению с базовым вариантом, когда использовался средний прогноз. Точность прогноза по модели DSGE на один-два квартала в этом случае сопоставима с точностью прогноза по модели BVAR (табл. 2).

Таблица 2

**Среднеквадратическая ошибка прогнозов  
потребительских расходов для моделей BVAR и DSGE**

|                        | DSGE (второй дециль) | 0,014 | 0,025 | 0,042 | 0,060 | 0,077 | 0,090 | 0,101 | 0,111 |
|------------------------|----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| DSGE (средний прогноз) | 0,024                | 0,050 | 0,073 | 0,096 | 0,117 | 0,131 | 0,143 | 0,154 |       |
| BVAR                   | 0,015                | 0,023 | 0,031 | 0,045 | 0,056 | 0,069 | 0,080 | 0,092 |       |

Едва ли неточный прогноз по модели DSGE в такой ситуации можно рассматривать как методологический недостаток самой модели, скорее как определенного рода невезение: большая часть периода оценивания приходится на время стабильного роста, в 2009 г. можно заметить на данных «проседание тренда», а начиная с 2014 г. потребительские расходы имеют длительную тенденцию к сокращению в реальном выражении на рассматриваемой выборке. При этом тестирование прогнозных способностей модели на более однородной выборке невозможно из-за отсутствия длинных российских временных рядов.

\* \* \*

Современную макроэкономику сложно представить без микробазированных моделей общего равновесия. Они активно используются как академическим сообществом, так и центральными банками развитых стран для ответа на вопрос о влиянии на экономику различных шоков, воздействия мер экономической политики, а также для построения прогнозов.

Мы поставили вопрос об относительной точности прогноза, построенного с помощью DSGE, по сравнению с прогнозами, построен-

ными с помощью неструктурных векторных авторегрессий (обычной и байесовской). В качестве DSGE-модели для построения прогноза использована одна из существующих моделей этого класса, в которой учитываются доходы от экспорта энергоресурсов. При построении BVAR использовано часто встречающееся в литературе априорное распределение, представляющее собой модификацию сопряженного нормального – обратного Уишарта – распределения.

На основе сравнения среднеквадратических ошибок прогноза мы сделали вывод о том, что точность прогнозов, построенных по модели DSGE, в большинстве случаев ниже, чем прогнозов, построенных по модели BVAR. При этом для некоторых рассмотренных переменных и прогнозных горизонтов именно модели DSGE позволяют получить прогноз с минимальной ошибкой. Модель DSGE проигрывает в точности при прогнозировании, например, потребительских расходов, и на то имеются объективные причины. В дальнейшем целесообразно было бы явным образом моделировать тренды в рамках DSGE. Это позволит строить прогнозы на исходных данных, не прибегая к их предварительной трансформации, что, возможно, повысило бы точность прогнозирования.

### Список литературы / References

- Банк России (2011). Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2014 год и период 2015 и 2016 годов // Вестник Банка России. № 65. С. 4–30. [Bank of Russia (2011). Guidelines for the single state monetary policy in 2014 and for 2015 and 2016. *Vestnik Banka Rossii*, No. 65, pp. 4–30. (In Russian).]
- Демешев Б. Б., Малаховская О. А. (2016). Картографирование BVAR // Прикладная эконометрика. № 3. С. 118–141. [Demeshov B. B., Malakhovskaya O. A. (2016). BVAR mapping. *Prikladnaya Ekonometrika*, No. 3, pp. 118–141. (In Russian).]
- Иванова Н., Каменских М., Юдаева К. (2010). Что таргетирует Банк России. Обзор Центра макроэкономических исследований Сбербанка России. Москва. [Ivanova N., Kamenskikh M., Yudaeva K. (2010). *What does Bank of Russia target?* Survey of the Center for Macroeconomic Research of Sberbank of Russia. Moscow. (In Russian).]
- Иващенко С. М. (2013). Динамическая стохастическая модель общего экономического равновесия с банковским сектором и эндогенными дефолтами фирм // Журнал Новой экономической ассоциации. № 3. С. 27–50. [Ivashchenko S.M. (2013). Dynamic stochastic general equilibrium model with banks and endogenous defaults of firms. *Zhurnal Novoy Ekonicheskoy Assotsiatsii*, No. 3, pp. 27–50. (In Russian).]
- Крепцов Д., Селезнев С. (2016). DSGE-модели российской экономики с малым количеством уравнений (Серия докладов об экономических исследованиях № 12). М.: Банк России. [Kreptsev D., Seleznev S. (2016). *DSGE-models of Russian economy with a small number of equations* (Working paper series on economic research No. 12). Moscow: Bank of Russia. (In Russian).]
- Малаховская О. А., Минабутдинов А. Р. (2013). Динамическая стохастическая модель общего равновесия для экспорт ориентированной экономики (Препринт № WP12/2013/04). М.: НИУ ВШЭ. [Malakhovskaya O. A., Minabutdinov A. R. (2013). *Dynamic stochastic general equilibrium model for export-oriented economy* (Preprint No. WP12/2013/04). Moscow: Higher School of Economics. (In Russian).]

- Полбин А. В. (2014). Эконометрическая оценка структурной макроэкономической модели российской экономики // Прикладная эконометрика. № 1. С. 3–29. [Polbin A. V. (2014). Econometric estimation of a structural macroeconomic model for the Russian economy. *Prikladnaya Ekonometrika*, No. 1, pp. 3–29. (In Russian).]
- Шульгин А.Г. (2014). Сколько правил monetарной политики необходимо для оценки DSGE модели для России? // Прикладная эконометрика. № 4. С. 3–31. [Shulgin A.G. (2014). How much monetary policy rules do we need to estimate DSGE model for Russia? *Prikladnaya Ekonometrika*, No. 4, pp. 3–31. (In Russian).]
- Balassa B. (1964). The Purchasing Power Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, Vol. 72, No. 6, pp. 584–596.
- Bárbura M., Giannone D., Reichlin L. (2010). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 1, pp. 71–92.
- Batte L., Bénassy-Quéré A., Carton B., Dufrénot G. (2009). Term of trade shocks in a monetary union: An application to West Africa. *CEPII Working Paper*, No. 2009-07.
- Benedictow A., Fjærtoft D., Løfsnæs O. (2013). Oil dependency of the Russian economy: An econometric analysis. *Economic Modelling*, Vol. 32, No. C, pp. 400–428.
- Calvo G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 383–398.
- Carriero A., Clark T., Marcellino M. (2015). Bayesian VARs: Specification choices and forecast accuracy. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 30, No. 1, pp. 46–73.
- Christiano L., Eichengreen M., Evans C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects to a shock of monetary policy. *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 1, pp. 1–45.
- Christoffel K., Coenen G., Warne A. (2008). The New Area-Wide Model of the euro area: A micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis. *ECB Working Papers*, No. 944.
- Cúrdia V., Finocchiaro D. (2005). *An estimated DSGE model for Sweden with a monetary regime change* (Seminar Paper No. 740). Institute for International Economic Studies, Stockholm University.
- Dam N., Linna J. (2005). What drives business cycles in a small open economy with a fixed exchange rate? *EPRU Working Paper Series*, No. 2005-02.
- Demeshov B., Malakhovskaya O. (2015). Forecasting Russian macroeconomic indicators with BVAR. *NRU HSE Working papers*, 105/EC/2015.
- Dib A. (2011). Monetary Policy in Estimated Models of Small Open and Closed Economies. *Open Economies Review*, Vol. 22, No. 5, pp. 769–796.
- Edge R., Gürkaynak R. (2010). How useful are estimated DSGE model forecasts for central bankers? *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 41, No. 2, pp. 209–259.
- Erceg C., Henderson D., Levin A. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 281–313.
- Fernández-Villaverde J. (2010). The Econometrics of DSGE Models. *SERIES – Journal or the Spanish Economic Association*, Vol. 1, No. 1, pp. 3–49.
- Galí J. (2008). Monetary policy, inflation and the business cycle: An introduction to the New Keynesian framework. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Ikeda T. (2010). Interest rate rule for the Russian monetary policy: Nonlinearity and asymmetry. *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 51, No. 1, pp. 1–11.
- Justiniano A., Preston B. (2010). Monetary policy and uncertainty in an empirical small open-economy model. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 1, pp. 93–128.
- Knetter M. (1993). International comparisons of pricing-to-market behavior. *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, pp. 473–486.
- Kollmann R. (2001). The exchange rate in a dynamic-optimizing business cycle model with nominal rigidities: A quantitative investigation. *Journal of International Economics*, Vol. 55, No. 2, pp. 243–262.
- Lubik T., Schorfheide F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 4, pp. 1069–1087.

- Malakhovskaya O., Minabutdinov A. (2014). Are commodity price shocks important? A Bayesian estimation of a DSGE model for Russia. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, Vol. 4, No. 1/2, pp. 148–180.
- Robertson J., Tallman E. (1999). Vector autoregressions: Forecasting and reality. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Vol. 84, No. 1, pp. 4–18.
- Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, Vol. 61, No. 1, pp. 163–185.
- Sims C. (2003). Probability models for monetary policy decisions. Unpublished manuscript. URL <http://sims.princeton.edu/yftp/Ottawa/ProbModels.pdf>
- Sims C., Zha T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, pp. 949–968.
- Smets F., Wouters R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, No. 5, pp. 1123–1175.
- Smets F., Wouters R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, pp. 586–606.
- Taylor A., Taylor M. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 4, pp. 135–158.
- Vdovichenko A., Voronina V. (2006). Monetary policy rules and their application in Russia. *Research in International Business and Finance*, Vol. 20, No. 2, pp. 145–162.

## DSGE-based forecasting: What should our perspective be?

Oxana Malakhovskaya

Author affiliation: National Research University Higher School of Economics (Moscow, Russia). Email: [omalakhovskaya@hse.ru](mailto:omalakhovskaya@hse.ru).

The article compares the accuracy of point forecasts made with a structural dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) to those made with vector autoregressions estimated by OLS (VAR) and by Bayesian methods (BVAR). The main question addressed in the article is whether DSGE-based forecasts are as accurate as non-structural model ones. The comparison is made on the ground of mean squared forecast errors. The results show that the forecasting ability of the DSGE model is in general inferior to that of the BVAR. However, the difference is not critical. Moreover, for some variables and forecasting horizons, the DSGE model produces the forecast with the lowest error among all three models in question.

Keywords: forecasting, VAR, BVAR, DSGE.

JEL: C11, C13, C53, E37.

## К ЮБИЛЕЮ УЧЕНОГО

С. Бобылев, В. Фальцман

## Идеи для будущего экономического роста

(К 110-летию со дня рождения академика Т. С. Хачатурова)

В статье анализируется вклад академика Т. С. Хачатурова в развитие экономической теории и практики. Выделяются следующие направления его пионерных исследований и прикладных разработок: основы теории эффективности экономического роста, эффективность капитальных вложений, экономика рационального использования природных ресурсов и охраны окружающей среды, экономика транспорта.

**Ключевые слова:** экономический рост, эффективность капитальных вложений, экономика природопользования, экономика транспорта.

JEL: B31, O10, Q5.

Крупный советский ученый, академик Тигран Сергеевич Хачатуров (23.09(06.10).1906–14.09.1989) принадлежал к поколению экономистов, научная миссия которых заключалась в разработке основ теории эффективности экономического роста. В своей нобелевской лекции Р. Солоу указывает, что теория экономического роста, как и многие другие в экономической науке, была продуктом Великой депрессии 1930-х годов и Второй мировой войны (Фетисов, 2004. С. 575). Теория роста базировалась, разрабатывалась и подтверждалась на динамических рядах показателей США применительно к особенностям этой высокоразвитой рыночной экономики. Поэтому классическая теория эффективности экономического роста была принципиально непригодна для экономики дефицита советского типа (Я. Корнаи), характеризовавшейся уникальной структурой – два высокоразвитых народно-хозяйственных комплекса (ТЭК и ОПК) и все остальные отсталые комплексы. Теоретические и методические положения, которые были бесспорными для рыночной экономики, оказывались ошибочными и пагубными для централизованной плановой экономики СССР. Перед Хачатуровым и другими отечественными экономистами стояла совершенно новая задача – разработать

Бобылев Сергей Николаевич ([snbobylev@yandex.ru](mailto:snbobylev@yandex.ru)), д. э. н., заслуженный деятель науки РФ, проф. экономического факультета МГУ имени М. В. Ломоносова (Москва); Фальцман Владимир Константинович ([m975032@gmail.com](mailto:m975032@gmail.com)), д. э. н., проф., заслуженный деятель науки РФ, главный научный сотрудник Института прикладных экономических исследований РАНХиГС (Москва).