

**Институт экономической политики
имени Е.Т. Гайдара**

Научные труды № 180Р

**А. Полбин,
С. Синельников-Мурылев**

**Оценка простой модели
системы одновременных уравнений
для российских макроэкономических
показателей**

Издательство
Института Гайдара
Москва / 2020

УДК [330.101.541:330.42](470+571)
ББК 65.012.3(2Рос)+65(2Рос)в631

П49 **Оценка простой модели системы одновременных уравнений для российских макроэкономических показателей** / А. Полбин, С. Синельников-Мурылев. – М.: Издательство Ин-та Гайдара, 2020. – 56 с.: ил. – (Научные труды / Ин-т эконом. политики им. Е.Т. Гайдара; № 180Р). – ISBN 978-5-93255-572-9.

Полбин Андрей Владимирович – канд. экон. наук, заведующий лабораторией математического моделирования экономических процессов РАНХиГС при Президенте РФ, зам. заведующего международной лабораторией математического моделирования Института Гайдара;
Синельников-Мурылев Сергей Германович – д-р экон. наук, профессор, ректор Всероссийской академии внешней торговли Минэкономразвития России, научный руководитель Института Гайдара.

В настоящей работе предлагается модель российской экономики, представляющая собой систему одновременных уравнений, в которой задается связь потребительского и инвестиционного спроса с текущим доходом, а сам доход определяется как сумма потребления, инвестиций, государственных расходов и чистого экспорта. Несмотря на предельную простоту предлагаемой модели, она показала достаточно хорошие объясняющие свойства и оценки параметров оказались интерпретируемыми.

A simple macro-econometric simultaneous equation model for the Russian economy

This paper presents a simple macro-econometric simultaneous equation model for the Russian economy. The model sets the relationship between consumer and investment demand with current income, and income itself is defined as the sum of consumption, investment, government spending and net exports. Despite the extreme simplicity of the model, it shows reasonably good explanatory properties and the parameter estimates are interpretable.

JEL Classification: C32, E27, E62

УДК [330.101.541:330.42](470+571)
ББК 65.012.3(2Рос)+65(2Рос)в631

ISBN 978-5-93255-572-9

© Институт Гайдара, 2020

Содержание

Введение	5
1. Описание модели	9
1.1. Основное макроэкономическое тождество	9
1.2. Функция потребления	10
1.3. Инвестиционная функция	24
1.4. Функция спроса на импорт	27
1.5. Экзогенные переменные	27
2. Эмпирический анализ	30
Заключение	49
Список используемой литературы	51

Введение

В настоящей работе предлагается модель российской экономики, представляющая собой систему одновременных уравнений, в которой задается связь потребительского и инвестиционного спроса с текущим доходом, а сам доход определяется как сумма потребления, инвестиций, государственных расходов и чистого экспорта. Примерами таких моделей могут служить следующие модели: Клейна и Голдбергера для США [*Klein, Goldberger, 1955*], Рхомберга для Канады [*Rhomberg, 1964*], Байрона для Великобритании [*Byron, 1970*], Клейна и Шинкаи для Японии [*Klein, Shinkai, 1963*], Эрнсетера, Нордстрема для Швеции [*Ernsäter, Nordström, 1992*], Института народнохозяйственного прогнозирования РАН для России [*Михайленко, 2004*] и многие другие. За развитие данного модельного аппарата Лоуренс Клейн был удостоен Нобелевской премии по экономике в 1980 г.

Такие модели особый интерес представляют для аналитиков, занимающихся исследованиями на базе эконометрических методов, поскольку в них естественным образом возникает проблема эндогенности (объясняющей переменной для потребления является доход, который сам в равновесии зависит от потребления и, соответственно, от ошибки в уравнении для потребления). Это обуславливает коррелированность регрессора с ошибкой и смещенность стандартных оценок метода наименьших квадратов, тем самым появляется возможность применения более сложных эконометрических методов, позволяющих обойти проблему эндогенности. К их числу можно отнести двух- и трехшаговый метод наименьших квадратов, метод инструментальных переменных, метод максимального правдоподобия при полной информации и др.

Макроэкономические модели, основанные на системах одновременных уравнений, являются неотъемлемой частью учебных курсов по эконометрике. В то же время в современных пособиях по макроэкономике они встречаются крайне редко и в значительной степени потеряли популярность при анализе прикладных экономических вопросов.

В последние два десятилетия произошла определенная монополизация сферы макроэкономического моделирования динамическими стохастическими моделями общего равновесия (DSGE), что обусловлено стремлением научного сообщества к микробоснованиям, в рамках которых динамика экономической системы определяется из рыночного взаимодействия экономических агентов, имеющих рациональные ожидания и максимизирующих свои целевые функции (дисконтированный поток полезности или прибыли). Данные модели с теоретической точки зрения оказываются более устойчивыми к «критике Лукаса» [Lucas, 1976], согласно которой экономические агенты основывают свои решения на ожиданиях о проводимой экономической политике что определяет кросс-корреляционные взаимосвязи между макроэкономическими показателями. Соответственно, изменения в экономической политике могут вызвать изменения в корреляции между временными рядами, что потенциально может привести к непригодности моделей систем одновременных уравнений, оцененных на исторических данных, для анализа результатов будущей макроэкономической политики.

Однако в последние годы в отношении DSGE-моделей также высказывались серьезные критические замечания в связи с неспособностью предсказать и описать мировой финансовый кризис, а также затяжной период выхода из него. На страницах журнала «Oxford Review of Economic Policy» в специальном выпуске «Rebuilding Macroeconomic Theory» 2018 г. развернулась дискуссия по дальнейшему развитию макроэкономического моделирования. В рамках данной дискуссии, в частности, прозвучали критические оценки предпосылки о совершенно рациональных оптимизирующих свое поведение экономических агентах, а также обсуждалась необходимость развития альтернативных моделей, таких как модели, состоящие из систем одновременных уравнений [Hendry, Muellbauer, 2018; Wren-Lewis, 2018].

Как отмечается в работе [Hendry, Muellbauer, 2018], модели, основанные на системе одновременных уравнений, могут являться хорошей альтернативой для байесовских векторных авторегрессий (BVAR), которые в настоящее время повсеместно используются при построении краткосрочных прогнозов. Однако параметры BVAR моделей не обладают какой-либо структурностью, и,

соответственно, данные модели также не выдерживают «критику Лукаса». В условиях наличия «проклятия размерности», когда с увеличением количества переменных в модели число оцениваемых параметров быстро растет, в BVAR моделях вводятся некоторые штрафы на коэффициенты за перепараметризацию, что позволяет в ряде случаев получать адекватные оценки и прогнозы. Однако данные штрафы вводятся сугубо техническим образом без привязки к каким-либо теоретическим соображениям. Модели же систем одновременных уравнений могут решить ту же задачу снижения размерности оцениваемых параметров, основываясь на теоретических соображениях.

К настоящему времени предложено достаточно много больших макроэконометрических моделей российской экономики, опирающихся на модели коррекции ошибок с наличием долгосрочных коинтеграционных соотношений [*Basdevant, 2000; Айвазян, Бродский, 2006; Айвазян и др., 2013; Скрыпник, 2016*]. В предлагаемой работе нами построена простая модель, состоящая из системы одновременных уравнений классического вида, включающая три стохастических уравнения и одно балансовое. Компактность предлагаемой модели, которая достигнута за счет ряда сильных упрощающих предположений, позволяет оценить ее параметры с помощью метода максимального правдоподобия, тем самым используя полный объем информации, содержащийся в связанных между собой уравнениях.

В рамках построения и оценивания модели, состоящей из системы одновременных уравнений, особое внимание уделено сравнению альтернативных вариантов описания потребительского поведения домохозяйств. Во-первых, сопоставляются спецификации модели, в которых домохозяйства ориентируются на перманентный и на текущий доход. Во-вторых, сравниваются два варианта выбора показателя дохода: ВВП и располагаемый доход. Как показывают проведенные расчеты, наилучшей оказалась спецификация, основанная на гипотезе о том, что домохозяйства потребляют некоторую постоянную долю перманентного ВВП в неизменных ценах потребления.

Работа имеет следующую структуру: в разделе 1 содержится описание модели; в разделе 2 приводится описание используемых

данных, метода эконометрического оценивания и результатов эмпирического анализа; в заключении сформулированы полученные по результатам настоящего исследования основные выводы.

1. Описание модели

1.1. Основное макроэкономическое тождество

Ключевым элементом макроэкономических моделей, состоящих из системы одновременных уравнений, является макроэкономическое тождество, согласно которому агрегированный доход (выпуск) определяется как сумма потребления, инвестиций, государственных расходов и чистого экспорта. В статистике данное тождество соответствует методу построения ВВП по использованию (по расходам). Росстат (как и статистические ведомства других стран) публикует статистические данные в текущих и постоянных ценах. Использование каждого из вариантов представления статистических данных в прикладных экономических исследованиях имеет свои достоинства и недостатки.

Задача построения макроэкономического баланса в постоянных ценах заключается в том, чтобы выделить ту часть изменения номинального ВВП и его компонент, которая объясняется изменением реальных объемов производства и потребления, а не изменением цен. На практике показатели в постоянных ценах строятся цепным способом на основе индексов Ласпейреса. При данном подходе агрегированный ВВП в постоянных ценах базисного года по определению не равен сумме его компонент [Whelan, 2002], что обычно приводит в публикуемых таблицах ВВП по использованию в постоянных ценах к значительному накоплению статистического расхождения по мере отдаления от базисного года. Как отмечается в работе [Nerlove, 1966] при обзоре 25 макроэконометрических моделей 9 стран, во многих моделях невыполнение макроэкономического тождества в постоянных ценах попросту игнорируется.

Для макроэкономического же баланса в номинальных величинах свойство аддитивности выполняется, и использование номинальных показателей при анализе прикладных экономических вопросов имеет смысл, а в некоторых случаях оно дает более интерпретируемые результаты [Whelan, 2002]. Например, «номиналь-

ные» доли использования ВВП по компонентам отвечают на вопросы, какая часть агрегированного дохода пошла на потребление, какая часть каждого потраченного рубля пошла на покупку инвестиционных товаров. Аналогичный анализ на основе «реальных» долей компонент ВВП по использованию дает иллюзорное представление о распределении ресурсов, а непосредственные числовые значения данных долей зависят от выбора базисного года [Whelan, 2002]. В работе Вилана [Whelan, 2002] показано, что доля инвестиций в информационные технологии в совокупных инвестициях в оборудование в США с 1970 по 1998 г. при использовании «реальных» долей увеличилась с 0,07 до 0,5, тогда как «номинальная» доля выросла всего с 0,22 до 0,34. В интерпретации автора, в первом подходе значительно переоценивается роль инвестиций в информационные технологии.

В настоящей работе для сохранения свойства аддитивности основного макроэкономического тождества при построении модели для российской экономики, состоящей из системы одновременных уравнений, запишем его в номинальных величинах в следующем виде:

$$p_t^y y_t = p_t^c c_t + p_t^i i_t + p_t^g g_t + p_t^x x_t - p_t^m m_t, \quad (1)$$

где p_t^y – дефлятор ВВП; y_t – реальный ВВП; p_t^c – дефлятор потребления домохозяйств; c_t – реальное потребление домохозяйств; p_t^i – дефлятор инвестиций; i_t – реальные инвестиции; p_t^g – дефлятор госрасходов; g_t – реальные госрасходы на конечное потребление; p_t^x – дефлятор экспорта; x_t – реальный экспорт; p_t^m – дефлятор импорта; m_t – реальный импорт.

1.2. Функция потребления

Функция потребления в настоящей работе базируется на гипотезе перманентного дохода Фридмана [Friedman, 1957]. Согласно данной гипотезе при выборе объема потребления домохозяйства

ориентируются не на текущий доход, а на уровень перманентного дохода – величину дохода, которую домохозяйства ожидают получить в течение своей жизни. В рамках данной теоретической концепции потребление домохозяйств незначительно реагирует на временные (транзитивные) изменения дохода, которые сберегаются в большей степени при положительных изменениях дохода, а при отрицательных происходит заимствование или дезинвестирование, и сильно реагирует на долгосрочные изменения дохода. Таким образом, домохозяйства сглаживают свое потребление во времени и предпочитают, чтобы оно было малоизменчивым. Фридманом данная теория применялась как для анализа микроэкономических данных по домохозяйствам, так и для анализа агрегированного потребления. В настоящей работе речь идет об агрегированном потреблении и доходе. Гипотезу Фридмана можно формализовать в виде следующего уравнения:

$$c_t = \gamma e_t^P, \quad (2)$$

согласно которому текущее потребление домохозяйства c_t прямо пропорционально его перманентному доходу e_t^P .

Фридман в своих исследованиях подчеркнул важную проблему эконометрического оценивания предельной склонности к потреблению. Фактический доход домохозяйства является суммой перманентного (постоянного) и транзитивного (временного) доходов. Данные две компоненты являются ненаблюдаемыми величинами. Если при эконометрическом оценивании модели (2) вместо перманентного дохода использовать фактический доход, то возникает известная эконометрическая проблема наличия ошибки измерения регрессора, что приводит к смещенности вниз стандартной оценки МНК. Для решения данной проблемы можно либо воспользоваться методом инструментальных переменных, либо в качестве регрессора использовать некоторую оценку величины перманентного дохода. Мы будем следовать второму подходу.

Для того чтобы проанализировать воздействие политики государства по сбережению значительной доли сверхдоходов от экспорта углеводородов в отдельные периоды времени на динамику

потребления, мы рассмотрим две альтернативные спецификации для формирования оценки перманентного дохода домохозяйствами. В первой будет предполагаться, что перманентный доход оценивается на основе динамики агрегированного дохода, во второй – на основе динамики располагаемого дохода.

Перманентный доход как функция агрегированного дохода

В первой спецификации делается попытка рассмотреть возможный учет российскими экономическими агентами принципа рикарданской эквивалентности [Barro, 1989]. Согласно этой гипотезе финансирование государственных расходов за счет как налогов, так и долга эквивалентно. Если государство увеличивает долг в текущий период времени, то в будущем должны будут повыситься налоги для погашения долга, и домохозяйства, предвидя данное увеличение налогов в будущем, увеличат свои сбережения, не изменив текущее потребление. Если государство, наоборот, увеличивает сбережения, то домохозяйства, ожидая снижения налогов в будущем (увеличения трансфертов), увеличат заимствования.

В настоящей спецификации модели предполагается, что домохозяйства считают, что государство тратит постоянную долю ВВП на покупку товаров и услуг (производство общественных благ), и в долгосрочном периоде доходы государства, превышающие расходы на приобретение (производство) общественных благ, будут выплачены домохозяйствам в виде тех или иных трансфертов. Соответственно, если государство в какой-то промежуток времени сберегает значительную долю своих доходов на внешнем финансовом рынке, домохозяйства, ожидая роста своих доходов в будущем в виде трансфертов от государства, могут увеличить свое текущее потребление за счет снижения своих сбережений и увеличения кредиторской задолженности, т.е. за счет снижения чистых сбережений. При росте сбережений государства в виде иностранных финансовых активов данные сбережения могут восприниматься внешними финансовыми институтами в виде «обеспечения», с учетом которого могут быть предоставлены кредиты отечественному финансовому сектору, которые, в свою очередь, могут пойти на кредитование домохозяйств.

Таким образом, будем предполагать, что определенная доля $1 - \kappa$ агрегированного дохода идет на покупку общественных благ, а оставшаяся доля κ остается в распоряжении домохозяйств (в модели предполагается, что домохозяйства являются собственниками фирм и, соответственно, прибыль фирм и зарплата являются доходами домохозяйств). Другими словами, домохозяйства не являются близорукими и величину $\kappa p_t^y y_t$ воспринимают как свой текущий доход независимо от проводимой политики государства в области сбережений. Далее предположим, что при принятии решений о потреблении домохозяйства ориентируются на покупательную способность данного дохода для приобретения потребительских товаров и в качестве реального текущего дохода рассмат-

ривают величину $\kappa \frac{p_t^y y_t}{p_t^c} = \kappa q_t$, где q_t – ВВП в постоянных ценах

потребления домохозяйств. Однако при принятии решений о потреблении домохозяйства ориентируются не на свой текущий доход κq_t , а на перманентный доход, который составит постоянную долю не от текущего ВВП q_t , а от перманентного уровня ВВП в постоянных ценах потребления домохозяйств q_t^P :

$$e_t^P = \kappa q_t^P. \quad (3)$$

Подставив уравнение (3) в уравнение (2), получим следующую связь потребления с перманентным ВВП в постоянных ценах потребления домохозяйств:

$$c_t = \beta q_t^P. \quad (4)$$

В данной записи параметр $\beta = \kappa \gamma$ является предельной (и средней) склонностью к потреблению перманентного ВВП в постоянных ценах потребления домохозяйств. Далее будем предполагать, что оценка домохозяйствами динамики перманентного ВВП в постоянных ценах потребления описывается процессом адаптивных ожиданий, в котором приращение перманентного

ВВП в постоянных ценах потребления домохозяйств пропорционально разности фактического ВВП и перманентного ВВП предыдущего периода:

$$q_t^p - q_{t-1}^p = \lambda^c (q_t - q_{t-1}^p), \quad (5)$$

или уровень перманентного ВВП является средневзвешенной величиной от фактического ВВП в настоящий момент времени и перманентного ВВП в предыдущий момент времени:

$$q_t^p = \lambda^c q_t + (1 - \lambda^c) q_{t-1}^p. \quad (6)$$

Изложенный процесс описания динамики перманентного дохода достаточно часто используется при построении агентных моделей [Пономаренко и др., 2018; Ashraf et al., 2016; Assenza et al., 2015]. Соответственно, результаты эконометрического оценивания параметров предлагаемой модели могут найти применение для калибровки параметров агентных моделей для российской экономики.

На данном этапе спецификации модели показатель перманентного ВВП в постоянных ценах потребления домохозяйств все еще является ненаблюдаемой величиной. Однако ее можно выразить через наблюдаемые переменные с помощью преобразования Койка. Получив перманентный доход из уравнения (4) и подставив его в уравнение (6), после алгебраических упрощений сформулируем следующее динамическое уравнение для потребления домохозяйств:

$$c_t = \beta \lambda^c q_t + (1 - \lambda^c) c_{t-1}. \quad (7)$$

Таким образом, текущее реальное потребление домохозяйств зависит от текущего ВВП в постоянных ценах потребления домохозяйств и реального потребления в прошлом периоде. Величина $\beta \lambda^c$ является предельной склонностью к потреблению текущего ВВП в постоянных ценах потребления домохозяйств. Введем также

в правую часть уравнения (7) случайный член возмущения ε_t^c , который можно интерпретировать как влияние на потребление других неучтенных факторов:

$$c_t = \beta \lambda^c q_t + (1 - \lambda^c) c_{t-1} + \varepsilon_t^c. \quad (8)$$

Данная спецификация подразумевает следующий механизм влияния на потребление домохозяйств изменений условий торговли. При улучшении условий торговли, т.е. при росте цен экспортируемых товаров по отношению к импортируемым товарам, покупательная способность агрегированного дохода будет увеличиваться даже при неизменных физических объемах производства товаров и услуг. При улучшении условий торговли за тот же объем экспортируемых товаров, что и в прошлом периоде времени, отечественная экономика может приобрести больший объем импортных товаров, поскольку экспортируемые товары теперь выше оцениваются мировым рынком. Фактически улучшение условий торговли означает трансферт богатства в отечественную экономику со стороны внешнего мира, что расширяет возможности потребления отечественными экономическими агентами. Учет изменения условий торговли в уравнении (8) происходит за счет того, что используется не реальный ВВП, а ВВП, дефлированный на цены потребления домохозяйств, которые не учитывают в отличие от дефлятора ВВП изменение цен экспорта и только частично (в меру эффекта переноса) учитывают изменение цен импорта. Реальный же ВВП при улучшении условий торговли может измениться только за счет изменения физических объемов производства, что не в полной мере отражает изменение покупательной способности дохода домохозяйств.

Соответственно, при улучшении условий торговли (и неизменном физическом объеме производства) реальное потребление домохозяйств будет больше, поскольку величина ВВП в ценах потребления q_t больше, чем величина реального ВВП, так как дефлятор цен потребления меньше дефлятора ВВП. В равновесии рост агрегированного спроса и трансферт доходов (которые могут

быть использованы для производственных инвестиций) могут дополнительно вызывать расширение физических объемов производства отечественной экономики, что также положительно повлияет на реальный доход и агрегированное потребление.

В рамках предполагаемого в модели процесса адаптивных ожиданий, используемого для оценки перманентного дохода, домохозяйства будут увеличивать свое потребление постепенно, поскольку в первое время после улучшения условий торговли дополнительный доход будет восприниматься в значительной степени в качестве временного дохода. С течением времени домохозяйства будут корректировать свою оценку перманентного дохода и увеличивать потребление. Соответственно, в период бурного роста цен экспортируемых товаров по отношению к ценам импортируемых товаров рост потребления может значительно отставать от роста агрегированного дохода, что и наблюдалось в российской экономике до кризиса 2008 г. Как показано на *рис. 1*, номинальное потребление в долях номинального ВВП в России значительно снизилось в период с 2003 по 2008 г., когда цены на нефть быстро росли.

Как отмечалось выше, в рассматриваемой спецификации функции потребления политика государства в области сбережений не оказывает влияние на динамику потребления в рамках гипотезы о рикардианской эквивалентности. В период быстрого роста цен на нефть до кризиса 2008 г. Правительство РФ сберегало значительную долю сверхдоходов от экспорта нефти в Стабилизационном фонде, созданном в 2004 г. (который с 2008 г. был разделен на Резервный фонд и Фонд национального благосостояния, а в 2018 г. Резервный фонд был присоединен к Фонду национального благосостояния), что снижало располагаемый доход частного сектора. Как показано на *рис. 2*, располагаемый доход¹ в долях ВВП до кризиса 2008 г. снижался. В свою очередь, на *рис. 3* можно видеть, что потребление домохозяйств в долях располагаемого дохода в рас-

¹ Показатель располагаемого дохода построен как сумма ВВП и социальных выплат населению (прокси-переменная для трансфертов) за вычетом совокупных доходов консолидированного бюджета России и внебюджетных фондов (прокси-переменная для совокупных налогов).

сма­три­вае­мый пе­ри­од пре­вы­ша­ло свое ис­то­ри­че­ское сред­нее зна­че­ние, что яв­ля­ет­ся сви­де­тель­ством в по­лу­зу ги­по­те­зы об уве­ли­че­нии по­треб­ле­ния за счет сни­же­ния сбе­ре­же­ний, уве­ли­че­ния зай­мов част­но­го сек­то­ра на внеш­нем рын­ке в от­вет на уве­ли­че­ние сбе­ре­же­ний го­су­дар­ства в за­ру­бе­ж­ных ак­ти­вах. В 2009–2012 гг. го­су­дар­ство трат­ило сред­ства Ре­зерв­но­го фон­да на под­дер­жку на­се­ле­ния и э­ко­но­ми­ки, и рас­по­ла­гае­мый до­ход на дан­ном пе­ри­о­де вре­ме­ни пре­вы­шал свое ис­то­ри­че­ское сред­нее.

Если в уравнении (8) параметр λ^c зафиксировать на уровне единицы, то получим классическую модель, в которой потребление зависит от текущего агрегированного дохода. Соответственно, оценивание уравнения (8) без ограничений и с ограничением $\lambda^c = 1$ позволит сравнить спецификацию модели, когда домохозяйства потребляют постоянную долю перманентного дохода, динамика которого оценивается в рамках процесса адаптивных ожиданий на основе динамики ВВП в постоянных ценах потребления, со спецификацией, в которой домохозяйства потребляют постоянную долю текущего ВВП в постоянных ценах потребления.

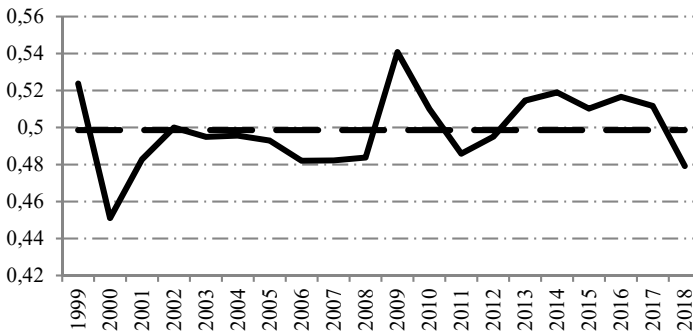


Рис. 1. Уровень номинального потребления в долях номинального ВВП (сплошная линия) и его историческое среднее (прерывистая линия)

Источник: Росстат, расчеты авторов.

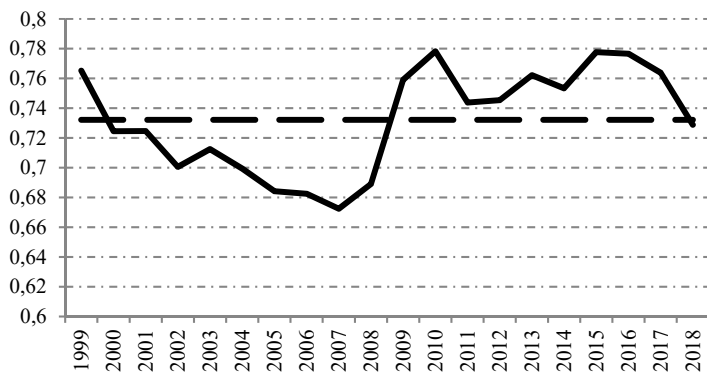


Рис. 2. Номинальный располагаемый доход в долях номинального ВВП (сплошная линия) и его историческое среднее (прерывистая линия)

Источник: Росстат, расчеты авторов.

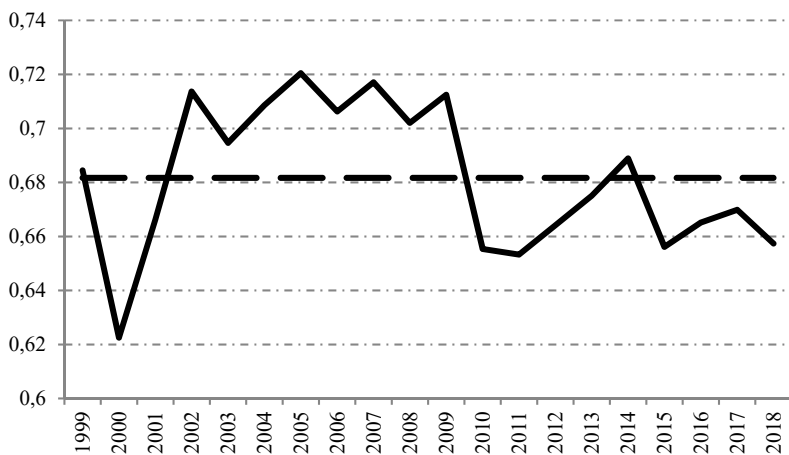


Рис. 3. Уровень номинального потребления в долях номинального (прерывистая линия)

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Перманентный доход как функция располагаемого дохода

В альтернативной спецификации для функции потребления будет предполагаться, что уровень перманентного дохода оценивается на основе динамики покупательной способности располагаемого дохода. Определим располагаемый доход yd_t в ценах потребления следующим образом:

$$yd_t = \frac{p_t^y y_t - T_t}{p_t^c}, \quad (9)$$

где T_t – чистые налоги на предприятия и домохозяйства.

Тогда, предположив, что домохозяйства потребляют постоянную долю перманентного располагаемого дохода в ценах потребления, который оценивается на основе процесса адаптивных ожиданий, после ряда алгебраических преобразований и ввода стохастической ошибки получим следующую функцию потребления:

$$c_t = \beta \lambda^c yd_t + (1 - \lambda^c) c_{t-1} + \varepsilon_t^c. \quad (10)$$

В данной спецификации политика государства в области сбережений в отличие от уравнения (8) будет оказывать влияние на динамику потребления. При проведении экономической политики увеличения государственных сбережений в ответ на рост доходов от улучшения условий торговли располагаемый доход частного сектора будет меньше по сравнению с политикой, когда государство увеличивает расходы, в том числе трансферты населению, в ответ на улучшение условий торговли. Соответственно, при первом сценарии будет сдерживаться рост потребления домохозяйств. Описание динамики потребления домохозяйств с помощью уравнения (10) весьма актуально в текущей экономической ситуации в условиях финансовых санкций и геополитической неопределенности, что ограничивает возможности частного сектора по выходу на зарубежные финансовые рынки. Если параметр λ^c зафиксировать

на уровне единицы, то потребление домохозяйств будет зависеть только от текущего располагаемого дохода в неизменных ценах потребления.

Взаимосвязь с реальным валовым внутренним доходом (ВВД)

В предлагаемых в настоящей работе спецификациях потребительской функции реальное потребление домохозяйств зависит от ВВП (или располагаемого дохода) в постоянных ценах потребления домохозяйств, т.е. от покупательной способности агрегированного номинального дохода, используемого для покупки потребительских товаров. С содержательной точки зрения данный показатель близок к реальному валовому внутреннему доходу (ВВД), который получил широкое применение в макроэкономическом анализе стран с высокой зависимостью от условий торговли [Идрисов и др., 2015; Kohli, 2004; Sefton, Weale, 2006]. Оценки реального ВВД публикуются Всемирным банком для большого числа стран, в том числе для России. Номинальный валовой внутренний доход в каждый момент времени равен номинальному валовому внутреннему продукту, однако реальный ВВД отличается от реального ВВП на величину выигрышей (потерь) от улучшения (ухудшения) условий торговли. Так, рост цен экспортируемых товаров означает, что произведенный ВВП стал оцениваться мировым рынком выше, это дает отечественной экономике больше ресурсов для потребления (сбережения).

Согласно методологии СНС 2008 [United Nations et al., 2009], показатель реального ВВД gdi_t рассчитывается в рамках следующей корректировки реального ВВП на динамику условий торговли:

$$gdi_t = y_t + TG_t = y_t - \left\{ \frac{X_t}{p_t^x} - \frac{M_t}{p_t^m} \right\} + \left[\frac{X_t}{p_t^A} - \frac{M_t}{p_t^A} \right], \quad (11)$$

где y_t – реальный ВВП; TG_t – торговые выигрыши или потери для реального дохода экономики от изменения условий торговли; X_t –

экспорт в текущих ценах; M_t – импорт в текущих ценах; p_t^A – как правило, индекс цен агрегированного внутреннего потребления. Предполагается, что все дефляторы в базовом году равны единице.

Положительную взаимосвязь реального ВВД с условиями торговли можно проиллюстрировать на следующем простом примере. Если торговый баланс равен нулю, т.е. $X_t = M_t$, то выражение для реального ВВД приобретает вид (выражение в квадратных скобках уравнения (11) равно нулю):

$$gdi_t = y_t - \frac{X_t}{p_t^x} \left\{ 1 - \frac{p_t^x}{p_t^m} \right\} = y_t + \frac{X_t}{p_t^x} \left\{ \frac{p_t^x}{p_t^m} - 1 \right\}, \quad (12)$$

из которого сразу следует, что при улучшении условий торговли, или, другими словами, при увеличении $\frac{p_t^x}{p_t^m}$ относительно базового года, в котором данный показатель равен единице, будет наблюдаться превышение реального ВВД над уровнем реального ВВП. При улучшении условий торговли экономика может импортировать больше зарубежных товаров в физических величинах по сравнению с экспортом, что приведет к превышению $\frac{M_t}{p_t^m}$ над $\frac{X_t}{p_t^x}$

и к положительному вкладу улучшения условий торговли в реальный ВВД. Например, если физические объемы экспорта не изменяются ($\frac{X_t}{p_t^x} = const$), а цены экспортных товаров по отношению к

ценам импортных товаров увеличиваются в 2 раза, то за выручку от того же физического объема экспорта можно приобрести в 2 раза больше импортных товаров, и реальный ВВД начинает превышать реальный ВВП на величину экспорта в ценах базового периода.

В более общем случае формулу (11) можно трактовать следующим образом. На первом шаге из реального ВВП вычитается реальный чистый экспорт, что дает оценку реального агрегированного внутреннего потребления. Если торговый баланс был бы равен нулю, то реальное внутреннее потребление совпало бы с реальным ВВД. Однако возможно, что не все внутреннее потребление финансируется за счет собственных ресурсов, и в случае отрицательного торгового баланса реальный ВВД оказывается меньше реального валового внутреннего потребления. В случае же положительного торгового баланса экономика производит ресурсов больше, чем потребляет, что приводит к превышению реального ВВД над реальным валовым внутренним потреблением. Соответственно, выражение в квадратной скобке в уравнении (11) отвечает за корректировку валового внутреннего потребления на профицит или дефицит торгового баланса. Если торговый баланс положителен, то данная корректировка говорит о том, насколько гипотетически можно было бы увеличить реальное внутреннее потребление, если профицит торгового баланса потратить на расширение потребления. Таким образом, реальный ВВД измеряет покупательную способность произведенного ВВП в рамках корзины товаров валового внутреннего потребления, что совпадает с определением реального ВВД по методологии [*Bureau of Economic Analysis, 2017*].

При построении модели для российской экономики, состоящей из системы одновременных уравнений, нами была предпринята попытка связать реальное потребление домохозяйств с реальным ВВД, однако она не увенчалась успехом – объясняющая способность модели оказалась крайне низка. На *рис. 4* приведены графики отношения реального потребления домохозяйств к реальному ВВД и к реальному располагаемому ВВД, которые построены дефлированием номинального ВВП (ВВП и ВВД в текущих ценах совпадают) и номинального располагаемого ВВП (используемой нами упрощенной оценки номинального располагаемого дохода согласно числителю уравнения (9)) на индекс цен валового внутреннего потребления. Построенные временные ряды имеют восходящий тренд. Однако, как показывает автор исследования [*Hsiao, 1997*], при работе с нестационарными переменными теоре-

тические соотношения, вводимые системой одновременных уравнений, предполагают наличие долгосрочных коинтеграционных взаимосвязей между данными переменными, в этом случае для системы одновременных уравнений существует эквивалентная запись в виде модели коррекции ошибок. В нашем случае показатели реального потребления домохозяйств и реального дохода должны быть связаны устойчивой долгосрочной взаимосвязью, а их соотношение во времени должно быть стабильно, что при использовании реального ВВД в качестве меры реального дохода для домохозяйств явно не выполняется.

Наличие тренда на *рис. 4* может, по нашему мнению, объясняться существенными различиями в дефляторах потребления домохозяйств и валового внутреннего потребления. Например, дефлятор госрасходов на конечное потребление товаров и услуг, являющийся составной частью дефлятора валового внутреннего потребления, вырос с 1999 по 2018 г. в 20 раз, тогда как дефлятор потребления домохозяйств увеличился в 6,5 раза. В свою очередь, дефлятор валового внутреннего потребления вырос приблизительно в 8,5 раза, и, следовательно, покупательная способность агрегированного дохода, исчисленная по корзине валового внутреннего потребления, выросла меньше по сравнению с покупательной способностью, исчисленной по корзине потребительских товаров, что порождает восходящий тренд в показателях на *рис. 4*.

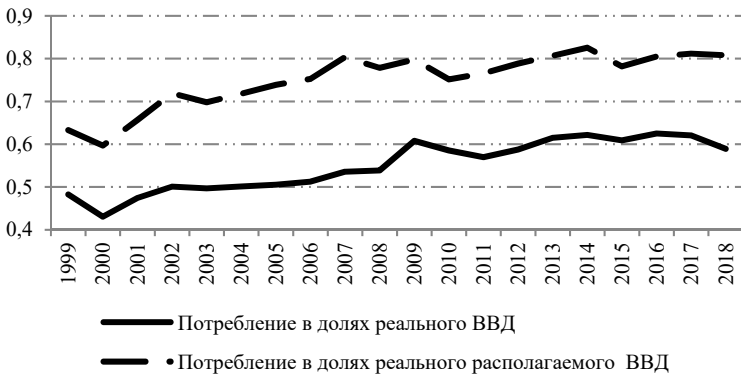


Рис. 4. Реальное потребление домохозяйств в долях реального ВВД и реального располагаемого ВВД

Представляется более логичным, что домохозяйства при принятии решений о своем потреблении ориентируются на покупательную способность дохода в рамках корзины потребительских товаров, а не агрегированной корзины, включающей потребление госсектора. При этом построение самого дефлятора потребления госсектора сопряжено с существенными погрешностями, поскольку многие товары и услуги, потребляемые госсектором, являются нерыночными и для них не существует определенного понятия цены.

1.3. Инвестиционная функция

В классической модели инвестиционного акселератора [Clark, 1917; Koysk, 1954] потребность в физическом объеме капитала варьируется в зависимости от выпуска. При принятии инвестиционных решений фирмы ориентируются на некоторый желаемый (оптимальный) уровень капитала, который прямо пропорционален выпуску, причем коэффициент пропорциональности предполагается постоянным во времени. Поскольку процесс производства капитальных благ не может быть приостановлен или запущен мгновенно, в гибкой модели инвестиционного акселератора инвестиции специфицируются как процесс частичной корректировки желаемого уровня капитала [Koysk, 1954]. В неоклассической модели инвестиций также предполагается некоторый процесс корректировки оптимального уровня капитала. Однако оптимальный уровень капитала зависит уже не только от выпуска, но и от цен на производимую продукцию и пользовательских издержек капитала [Jorgenson, 1963; Hall, Jorgenson, 1967]. Оптимальный уровень капитала может быть получен из простой задачи максимизации прибыли фирмы:

$$\pi_t = p_t^y y_t(k_t, l_t) - w_t l_t - r_t^K k_t \rightarrow \max, \quad (13)$$

где π_t – прибыль; k_t – капитал; l_t – труд; w_t – ставка заработной платы; r_t^K – пользовательские издержки капитала или рентная цена капитала.

Если производственная функция является функцией Кобба – Дугласа $y_t = (k_t)^\gamma (l_t)^{1-\gamma}$, то из условия максимизации прибыли первого порядка можно получить оптимальный (желаемый) уровень капитала:

$$k_t^* = \gamma \frac{p_t^y y_t}{r_t^K}. \quad (14)$$

При этом в работах [Jorgenson, 1963; Hall, Jorgenson, 1967] показано, что пользовательские издержки капитала прямо пропорциональны ценам на инвестиционные товары p_t^i , а также зависят от амортизации, налогов и ставки процента. В настоящей работе, значительно упрощая этот подход, мы абстрагируемся от воздействия изменений во времени амортизации, налогов и процентных ставок на пользовательские издержки капитала, т.е. предполагаем, что данные факторы неизменны и пользовательские издержки капитала являются линейной функцией от цены инвестиционных товаров: $r_t^K = \zeta p_t^i$. В этом случае оптимальный уровень капитала принимает вид:

$$k_t^* = \mu \frac{p_t^y y_t}{p_t^i} = \mu n_t, \quad (15)$$

где $n_t = \frac{p_t^y y_t}{p_t^i}$ – ВВП в постоянных ценах инвестиционных товаров; μ – коэффициент пропорциональности желаемого объема капитала по отношению к ВВП в постоянных ценах инвестиционных товаров.

Таким образом, мы получили модифицированную (упрощенную) модель инвестиционного акселератора, в которой желаемый

уровень капитала зависит не только от физических объемов производства, но и от соотношения цен $\frac{p_t^y}{p_t^i}$ произведенной продук-

ции и цен инвестиционных товаров. В рамках данной спецификации улучшение условий торговли (которое может произойти как по причине увеличения цен экспорта, так и из-за снижения цен импорта) приведет к увеличению цен производимой продукции (к увеличению как цен экспорта, так и цен неторгуемых товаров) по отношению к ценам новых капитальных благ, часть из которых состоит из импортных товаров. Такое изменение приведет к превышению предельного продукта капитала над пользовательскими издержками капитала и будет стимулировать его накопление.

Далее предположим, что динамика чистых инвестиций (за исключением амортизации) i_t^n определяется процессом приближения запаса капитала к желаемому уровню в рамках модели частичной корректировки:

$$i_t^n = \lambda^i (k_t^* - k_{t-1}) = \lambda^i \mu n_t - \lambda^i k_{t-1}, \quad (16)$$

где λ^i – коэффициент частичной корректировки.

Прибавив к чистым инвестициям амортизационные отчисления δk_{t-1} (δ – норма амортизации), получим динамическое уравнение для совокупных инвестиций:

$$i_t = \lambda^i \mu n_t + (\delta - \lambda^i) k_{t-1}. \quad (17)$$

Далее мы проведем преобразование Койка, элиминируя переменную капитала¹. Введем случайный член ε_t^i , который можно

¹ Если капитал является наблюдаемой переменной, то необходимости в его элиминировании из системы уравнений нет. Однако в условиях значительной неточности при измерении запаса капитала и несопоставимости данных за разные моменты времени представляется целесообразным перейти к модели, использующей переменную инвестиций.

интерпретировать как ошибку планирования, либо как влияние неучтенных факторов, и в результате получим финальное уравнение инвестиционного спроса в структурной форме:

$$i_t = \lambda^i \mu n_t - (1 - \delta) \lambda^i \mu n_{t-1} + (1 - \delta) i_{t-1} + \varepsilon_t^i. \quad (18)$$

В данной записи совокупные инвестиции в текущий момент времени зависят от ВВП в постоянных ценах инвестиционных товаров в текущий момент времени, его лага, лага инвестиций и от случайного члена. Предельная склонность к инвестированию ВВП в постоянных ценах инвестиционных товаров в текущий момент времени в данной формулировке составляет $\lambda^i \mu$.

1.4. Функция спроса на импорт

Будем считать, что потребление госсектора в основном формируется из отечественных товаров и услуг, и импортной составляющей в госрасходах можно пренебречь. Предположим, что на импорт расходуется постоянная доля ω совокупных инвестиционных расходов и расходов на конечное потребление домохозяйств:

$$m_t = \frac{\omega(p_t^c c_t + p_t^i i_t)}{p_t^m} + \varepsilon_t^m, \quad (19)$$

где ε_t^m – стохастический шок спроса на импорт.

1.5. Экзогенные переменные

Цены (дефляторы) в настоящей работе в рамках системы одно-временных уравнений не моделируются, мы считаем их экзогенными. Для удобства, чтобы оперировать в терминах условий торговли, а не в терминах цен экспортных и импортных товаров по отдельности, разделим макроэкономическое тождество (1) на индекс цен импортных товаров¹:

¹ Результаты расчетов в представлениях модели с экзогенными абсолютными ценами и с экзогенными относительными ценами по определению идентичны.

$$\frac{p_t^y}{p_t^m} y_t = \frac{p_t^c}{p_t^m} c_t + \frac{p_t^i}{p_t^m} i_t + \frac{p_t^g}{p_t^m} g_t + \frac{p_t^x}{p_t^m} x_t - m_t, \quad (20)$$

что позволяет перейти от абсолютных цен к относительным.

Далее в настоящей модели будем предполагать, что все относительные цены, госрасходы, экспорт и чистые налоги на частный сектор в ценах потребления домохозяйств $\frac{T_t}{p_t^c}$, которые использу-

ются в спецификации для функции потребления с располагаемым доходом, являются экзогенными.

Переменную условий торговли – отношение цен экспортных товаров к импортным товарам $\frac{p_t^x}{p_t^m}$ – можно трактовать как экзо-

генно заданную на внешнем рынке в рамках стандартной предпосылки о малой открытой экономике и сырьевой направленности российского экспорта.

Физические объемы экспорта, безусловно, могут зависеть от внутренних макроэкономических шоков. Например, при реализации положительного шока потребительского спроса возможно отвлечение ресурсов из экспортоориентированного сектора для производства товаров, удовлетворяющих возросший потребительский спрос. Однако, согласно нашим расчетам, большая часть вариации

реального дохода от экспорта в ценах импортных товаров $\frac{p_t^x}{p_t^m} x_t$

объясняется изменением условий торговли, а не физических объемов экспорта. Также, по нашему мнению, для объяснения динамики физических объемов экспорта более релевантным фактором являются сами условия торговли, которые трактуются как экзогенные по отношению к внутренним шокам. В данных условиях представляется оправданным пренебречь влиянием внутренних шоков

на переменную $\frac{p_t^x}{p_t} x_t$ (по отдельности переменные $\frac{p_t^x}{p_t}$ и x_t в

итоговой системе уравнений не фигурируют) и считать ее экзогенной в модели.

Предпосылка об экзогенности остальных переменных представляется более дискуссионной. В частности, динамика относительных цен может зависеть как от динамики условий торговли в контексте стандартного механизма влияния условий торговли на реальный курс рубля [Полбин, 2017], так и от денежной эмиссии, которая может быть отчасти экзогенной по отношению к шокам ε_t^c , ε_t^i и ε_t^m , отчасти представлять собой эндогенную реакцию инструментов денежно-кредитной политики в рамках реализации стратегических целей Банка России по таргетированию инфляции или обменного курса. Однако на текущем этапе исследований мы будем придерживаться предположения об экзогенности рассматриваемых в настоящем разделе переменных, являющегося, по нашему мнению, адекватным задаче построения простой модели для российской экономики, состоящей из системы одновременных уравнений, а задачу построения модели с блоком денежного рынка мы оставляем для дальнейших исследований.

2. Эмпирический анализ

Эмпирический анализ будем проводить на годовых данных СНС РФ ВВП по использованию с 1999 по 2018 г. (источник данных: Росстат). В качестве показателя инвестиций используется валовое накопление, включая изменение запасов материальных оборотных средств. В российской статистике произошла смена методологии построения данных СНС, в новой методологии данные публикуются только с 2011 г., и для построения единых временных рядов был проведен их пересчет. Временные ряды макроэкономических показателей в постоянных ценах в старой методологии были последовательно домножены на их темпы роста в постоянных ценах в новой методологии начиная с 2011 г. Каждый временной ряд номинального показателя в новой методологии был домножен на коэффициент, обеспечивающий равенство номинального показателя в старой методологии номинальному показателю в новой методологии в пересекающемся 2011 г. Дефляторы получены как частное от деления номинального показателя на показатель в постоянных ценах. Чистые налоги на частный сектор T_t получены как доходы консолидированного бюджета России и внебюджетных фондов (прокси-переменная для совокупных налогов; источник данных: Росстат) за вычетом социальных выплат населению (прокси-переменная для трансфертов; источник данных: Росстат).

Итоговая система одновременных уравнений рассматриваемой макроэкономической модели имеет следующий вид в структурной форме:

$$\frac{P_t^y}{P_t^m} y_t = \frac{P_t^c}{P_t^m} c_t + \frac{P_t^i}{P_t^m} i_t + \frac{P_t^g}{P_t^m} g_t + \frac{P_t^x}{P_t^m} x_t - m_t, \quad (21)$$

$$c_t = \beta \lambda^c \tilde{y}_t + (1 - \lambda^c) c_{t-1} + \varepsilon_t^c, \quad (22)$$

$$i_t = \lambda^i \mu n_t - (1 - \delta) \lambda^i \mu n_{t-1} + (1 - \delta) i_{t-1} + \varepsilon_t^i, \quad (23)$$

$$m_t = \omega \left(\frac{p_t^c}{p_t^m} c_t + \frac{p_t^i}{p_t^m} i_t \right) + \varepsilon_t^m, \quad (24)$$

где $\tilde{y}_t = q_t = \frac{p_t^y y_t}{p_t^c} = \frac{p_t^y}{p_t^m} \frac{p_t^m}{p_t^c} y_t$ для спецификации, в которой домохозяйства оценивают свой перманентный доход на основе динамики

ВВП в постоянных ценах потребления;

$\tilde{y}_t = y d_t = \frac{p_t^y y_t - T_t}{p_t^c} = \frac{p_t^y}{p_t^m} \frac{p_t^m}{p_t^c} y_t - \frac{T_t}{p_t^c}$ для спецификации, в кото-

рой домохозяйства оценивают свой перманентный доход на основе динамики располагаемого дохода в постоянных ценах по-

требления, и $n_t = \frac{p_t^y y_t}{p_t^i} = \frac{p_t^y}{p_t^m} \frac{p_t^m}{p_t^i} y_t$.

Оценивание стохастических уравнений (22)–(24) по отдельности с помощью стандартного метода наименьших квадратов даст смещенные оценки параметров, поскольку ошибки в рассматриваемых уравнениях коррелируют с регрессорами из-за наличия балансового тождества (21). Но систему из четырех уравнений (21)–(24) можно разрешить относительно четырех неизвестных y_t , c_t , i_t , m_t , т.е. возможно выразить значения данных четырех эндогенных переменных через величину структурных параметров (β , λ^c , λ^i , δ , ω , μ), экзогенных переменных (все относительные цены, государственные расходы, экспорт и чистые налоги на частный сектор в ценах потребления домохозяйств) и лагированных значений эндогенных переменных, а также шоков. Таким образом, систему (21)–(24) можно представить в виде эквивалентной системы в форме:

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ c_t \\ i_t \\ m_t \end{bmatrix} = \mu_t + F_t \begin{bmatrix} \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}. \quad (25)$$

Значения элементов матриц μ_t и F_t определяются аналитическим образом через значения структурных параметров модели (β , λ^c , λ^i , δ , ω , μ), экзогенных переменных и лагов эндогенных переменных, т.е. μ_t и F_t не коррелированы с вектором случайных ошибок. Для краткости изложения функциональный вид данной зависимости в настоящей работе приводить не будем. Матрицы μ_t и F_t имеют размерность 4×1 и 4×3 соответственно.

Следует отдельно подчеркнуть, что какими-либо параметрами в «приведенной» форме мы не оперируем, т.е. в настоящей работе мы не следуем распространенному подходу, в рамках которого на первом шаге с помощью МНК оцениваются параметры в приведенной форме, а далее на основе полученных оценок восстанавливаются структурные параметры модели. Мы будем оценивать систему уравнений (25) с помощью метода максимального правдоподобия, максимизируя функцию правдоподобия по исходным структурным параметрам модели (β , λ^c , λ^i , δ , ω , μ). Для этого предположим, что вектор ошибок $[\varepsilon_t^c, \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^m]'$ распределен нормально с диагональной ковариационной матрицей.

Чтобы избежать проблемы гетероскедастичности по причине вероятного увеличения дисперсии ошибок по мере роста экономики, предположим, что дисперсии ошибок также увеличиваются со временем. Соответственно, будем полагать, что ошибки распределены следующим образом:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \sim N(0, \mathbf{V}_t), \quad \mathbf{V}_t = \begin{bmatrix} \sigma_c^2 \tau_t^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_i^2 \tau_t^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_m^2 \tau_t^2 \end{bmatrix}, \quad (26)$$

где τ_t – долгосрочный тренд в реальном ВВП, который мы предварительно оценили с помощью фильтра Ходрика – Прескотта с параметром сглаживания λ для годовых данных, равным 100 [Hodrick, Prescott, 1997]. В работе [Clark et al., 1979] при оценивании альтернативных спецификаций инвестиционной функции для США также предполагалось, что стандартное отклонение ошибки пропорционально потенциальному уровню выпуска.

Для вектора Υ_t нормальное распределение будет вырожденным: согласно (25) при заданных значениях параметров модели, экзогенных переменных и лагов эндогенных переменных четыре случайные величины y_t, c_t, i_t, m_t являются линейной функцией всего от трех независимых случайных величин (шоков). Концептуально вырожденность распределения появляется из-за того, что любую переменную из набора y_t, c_t, i_t, m_t можно выразить через другие три переменные из балансового тождества (21), и, соответственно, достаточно работать с тремя переменными. Мы для определенности будем в эконометрическом анализе использовать потребление c_t , валовое накопление i_t и импорт m_t . Логарифм условной функции правдоподобия данных можно записать в следующем виде:

$$L(\boldsymbol{\theta}) = -\frac{3}{2}T \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log \left| \tilde{\mathbf{F}}_t(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{V}_t(\boldsymbol{\theta}) \tilde{\mathbf{F}}_t'(\boldsymbol{\theta}) \right| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\tilde{\Upsilon}_t - \tilde{\boldsymbol{\mu}}_t(\boldsymbol{\theta}) \right]' \left[\tilde{\mathbf{F}}_t(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{V}_t(\boldsymbol{\theta}) \tilde{\mathbf{F}}_t'(\boldsymbol{\theta}) \right]^{-1} \left[\tilde{\Upsilon}_t - \tilde{\boldsymbol{\mu}}_t(\boldsymbol{\theta}) \right] \quad (27)$$

где θ – вектор структурных параметров модели, включающий стандартные ошибки шоков; T – длина выборки; $|\cdot|$ – детерминант матрицы; $\tilde{\gamma}_t(\theta)$ и $\tilde{\mu}_t(\theta)$ – векторы, содержащие со второй по четвертую строку векторов $\gamma_t(\theta)$ и $\mu_t(\theta)$ соответственно; $\tilde{F}_t(\theta)$ – матрица, содержащая со второй по четвертую строку матрицы $F_t(\theta)$.

Оценивать параметры системы уравнений (25) мы будем, максимизируя функцию правдоподобия (27) с использованием численных методов оптимизации в Matlab. При этом система должна быть идентифицируемой по параметрам. Система является неидентифицируемой, если существуют два различных вектора параметров, дающих одно и то же значение функции правдоподобия. Предлагаемая модель достаточно сложная, чтобы проанализировать ее идентифицируемость аналитическими методами. Поэтому проверку на идентифицируемость мы проводили следующим простым способом, полагаясь на численные методы. Если параметры неидентифицируемы, то один и тот же максимум функции правдоподобия может быть достигнут за счет различного набора параметров. В этом случае при старте численной процедуры поиска максимума целевой функции с разных начальных точек алгоритм должен сходиться к разным значениям аргмаксимума. Как показал предварительный анализ нашей модели, по отдельности неидентифицируемыми (либо плохо различимыми ввиду пологости функции правдоподобия по данным параметрам) оказываются норма амортизации δ и коэффициент пропорциональности μ желаемого объема капитала по отношению к ВВП в постоянных ценах инвестиционных товаров.

Для решения данной проблемы мы зафиксировали параметр μ равным 2, что, как показано на *рис. 5*, примерно соответствует отношению стоимости основных фондов в России на конец отчетного года к номинальному ВВП, что характерно для российской экономики с начала 2000-х годов. После калибровки рассматриваемого параметра каких-либо дополнительных проблем с идентифицируемостью параметров не было обнаружено.

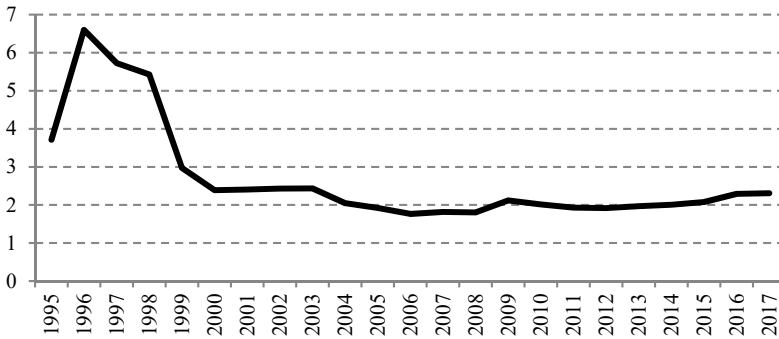


Рис. 5. Отношение основных фондов в России на конец отчетного года по полной учетной стоимости к номинальному ВВП

Источник: Росстат, расчеты авторов.

В приведенных ниже таблицах (*табл. 1, 2*) и на рисунках (*рис. 6–13*) спецификацию модели, в которой домохозяйства оценивают перманентный доход на основе динамики агрегированного дохода (ВВП), будем для краткости обозначать как «спецификация 1». Спецификацию, в которой оценка происходит на основе динамики располагаемого дохода, будем обозначать как «спецификация 3». Также мы оценили модели с ограничением $\lambda^c = 1$, в рамках которого потребление домохозяйств зависит только от ВВП в текущий момент времени (обозначение: «спецификация 2») или только от располагаемого дохода в текущий момент времени (обозначение: «спецификация 4»). Таким образом, «спецификация 2» является вложенной по отношению к «спецификации 1», а «спецификация 4» является вложенной по отношению к «спецификации 3».

В *табл. 1* представлены итоговые оценки параметров с их стандартными отклонениями. Все коэффициенты оказались статистически значимыми и интерпретируемыми. Оценки нормы выбытия капитала δ в рассмотренных спецификациях составили 0,11–0,12, т.е. 11–12% в год, что близко к стандартной калибровке моделей

общего равновесия в литературе, когда норма амортизации устанавливается на уровне 10% в год [Smets, Wouters, 2003]. При этом полученные точечные оценки статистически значимо от величины нормы амортизации в 10% не отличаются. Оценка параметра ω доли импорта в потреблении домохозяйств и инвестициях оказалась в высокой степени устойчивой к спецификации модели и составила 30% (среднее значение доли импорта в потреблении и валовом накоплении в рассматриваемой выборке составило 31%).

Коэффициенты частичной корректировки капитала λ^i варьируются от 0,134 до 0,152 в зависимости от спецификации и статистически значимо друг от друга не отличаются. Произведение коэффициента частичной корректировки капитала λ^i и коэффициента пропорциональности желаемого объема капитала по отношению к ВВП μ (значение которого было зафиксировано на уровне 2) дает оценку предельной склонности к инвестированию реального ВВП в текущий момент времени в ценах инвестиционных товаров, которая варьируется в диапазоне от 0,27 до 0,30 в зависимости от спецификации.

В рамках оценивания модели в «спецификации 1», когда домохозяйства при принятии решений о потреблении ориентируются на перманентный доход, оцениваемый в рамках процесса адаптивных ожиданий на основе динамики реального ВВП в постоянных ценах потребления, значение предельной (и средней, поскольку функция потребления от перманентного ВВП в рамках уравнения (4) записана без константы) склонности к потреблению перманентного ВВП β составляет 0,51. Произведение коэффициента β и параметра процесса адаптивных ожиданий для определения перманентного дохода λ^c показывает предельную склонность к потреблению реального ВВП в текущий момент времени в ценах потребления, равную 0,32.

В «спецификации 2» домохозяйства при принятии решений о потреблении ориентируются не на перманентный реальный ВВП в ценах потребления, а на реальный ВВП в текущий момент времени в ценах потребления. Коэффициент β в этой спецификации составляет 0,498. В настоящей спецификации β является оценкой

предельной склонности потребления реального ВВП в текущий момент времени в ценах потребления. Таким образом, оценка предельной склонности потребления в «спецификации 2» оказывается в 1,5 раза больше оценки данного параметра в «спецификации 1», т.е. в «спецификации 2» потребление домохозяйств должно быть более чувствительным к изменениям дохода. Как будет показано ниже, «спецификация 2» хуже объясняет динамику потребления домохозяйств по сравнению со «спецификацией 1», что фактически обусловлено завышенной оценкой чувствительности потребления домохозяйств к краткосрочным колебаниям дохода.

Результаты оценки «спецификации 3», в рамках которой домохозяйства при принятии решений о потреблении ориентируются на перманентный доход, оцениваемый в рамках процесса адаптивных ожиданий на основе динамики реального располагаемого дохода в постоянных ценах потребления, говорят нам о том, что домохозяйства потребляют 77% перманентного располагаемого дохода (оценка коэффициента β), а предельная склонность к потреблению располагаемого дохода в текущий момент времени в постоянных ценах потребления составляет 0,19 (произведение β и λ^c).

Таблица 1

Оценки параметров модели

	β	λ^c	λ^i	δ	ω
«Спецификация 1»	0,512	0,628	0,149	0,113	0,302
	(0,005)	(0,060)	(0,020)	(0,016)	(0,003)
«Спецификация 2»	0,498	1	0,144	0,114	0,302
	(0,004)	-	(0,021)	(0,017)	(0,003)
«Спецификация 3»	0,768	0,241	0,152	0,112	0,301
	(0,153)	(0,303)	(0,020)	(0,015)	(0,003)
«Спецификация 4»	0,677	1	0,134	0,116	0,302
	(0,006)	-	(0,022)	(0,019)	(0,003)

Примечание. В скобках приведены оценки стандартных ошибок, полученные путем извлечения квадратного корня из диагональных элементов обратной матрицы Гессеана функции правдоподобия.

Источник: расчеты авторов.

В «спецификации 4», в рамках которой домохозяйства при принятии решений о потреблении ориентируются на располагаемый доход в текущий момент времени в постоянных ценах потребления, оценка предельной склонности к потреблению располагаемого дохода в текущий момент времени составляет 0,8. Таким образом, оценка предельной склонности к потреблению в «спецификации 4» оказывается в 3,5 раза больше оценки данного параметра в «спецификации 3». Это происходит потому, что «спецификация 4» не позволяет разделить краткосрочную и долгосрочную предельную склонность к потреблению домохозяйств располагаемого дохода, что приводит к излишней чувствительности потребления к краткосрочным изменениям располагаемого дохода.

Для анализа объясняющей способности альтернативных спецификаций модели, состоящей из системы одновременных уравнений, рассчитаем на основе полученных оценок параметров внутривыборочные предсказанные значения уровней рассматриваемых показателей, а также их темпов прироста и сравним с предсказаниями на основе простой модели AR(1), а также с наивным предсказанием. Предсказанное значение по модели, состоящей из системы одновременных уравнений, будем строить на основе формулы (25), где предсказанное значение вектора

$\left[y_t^f, c_t^f, i_t^f, m_t^f \right]'$

(верхний индекс f обозначает предсказание) будет $\hat{\mu}_t$, который представляет собой функцию от экзогенных переменных и лагированных эндогенных переменных, а также от оценок структурных параметров модели.

Предсказанные значения темпов прироста анализируемых переменных рассчитаем из предсказанных значений уровней:

$$\Delta z_t^f = \frac{z_t^f - z_{t-1}}{z_{t-1}}, \quad (28)$$

где под переменной Δz_t^f будем понимать предсказанное значение темпов прироста произвольной переменной $z_t \in \{y_t, c_t, i_t, m_t\}$.

Под наивным предсказанием будем понимать прогноз, в рамках которого текущий темп прироста прогнозируется равным темпу прироста прошлого года. Предсказание же на основе модели AR(1) строится на основе оцененной модели авторегрессии первого порядка для темпов прироста:

$$\Delta z_t = c^z + \rho^z \Delta z_{t-1} + v_t^z. \quad (29)$$

После получения наивного предсказания темпов прироста и предсказания по модели AR(1) строим предсказание уровня анализируемой переменной на основе формулы (28), применяя обратное преобразование.

В *табл. 2* сравнивается качество внутривыборочных предсказаний альтернативных спецификаций модели, состоящей из системы одновременных уравнений, с наивными предсказаниями и предсказаниями в AR(1) модели на основе критериев RMSE и MAE¹. На *рис. 6, 7* сопоставляются предсказания, полученные с помощью альтернативных моделей, для уровня потребления домохозяйств и его темпов прироста с фактическими траекториями данных показателей. На *рис. 8, 9* представлены аналогичные графики для ВВП, на *рис. 10, 11* – для валового накопления, на *рис. 12, 13* – для импорта.

Прежде всего, отметим, что модель, состоящая из системы одновременных уравнений, в «спецификации 1» (домохозяйства оценивают величину перманентного дохода на основе динамики ВВП в постоянных ценах потребления) достаточно хорошо улавливает падение макроэкономических показателей во время кризисов 2008 и 2014 гг., и наблюдаемые спады объясняются падением реальных экспортных доходов в ценах импортируемых товаров. Реальные экспортные доходы могут изменяться за счет изменения как физических объемов экспорта, так и условий торговли. Модель успешно воспроизводит снижение деловой активности отечественной экономики согласно следующему простому трансмиссионному механизму: при снижении реальной выручки от экспорта

¹ Расчет значений критериев производится на периоде 2001–2018 гг., на котором имеются прогнозы по всем альтернативным моделям.

происходит уменьшение ВВП в постоянных ценах потребления, домохозяйства начинают переоценивать свой перманентный доход в более низкую сторону, тем самым снижая текущее потребление, а фирмы переоценивают свой желаемый уровень капитала и уменьшают текущие инвестиции. Снижение инвестиционного и потребительского спроса уменьшает уровень деловой активности и реальный доход, что еще сильнее снижает потребление и инвестиции, оказывая мультипликативный отрицательный эффект на агрегированный доход.

Таблица 2

Качество внутривыборочных предсказаний

	Наивный прогноз		AR(1)		«Спецификация 1»	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE
Потребление	727	22,0	640	20,2	388	16,5
Темп прироста потребления	0,059	0,204	0,053	0,192	0,033	0,157
ВВП	823	22,2	661	20,7	594	21,7
Темп прироста ВВП	0,047	0,170	0,037	0,158	0,036	0,170
Валовое накопление	952	24,9	718	21,7	464	19,4
Темп прироста валового накопления	0,263	0,414	0,155	0,339	0,125	0,322
Импорт	1359	30,8	1160	27,7	314	14,7
Темп прироста импорта	0,202	0,382	0,155	0,340	0,066	0,214
	«Спецификация 2»		«Спецификация 3»		«Спецификация 4»	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE
Потребление	735	24,9	698	22,9	1028	26,0
Темп прироста потребления	0,067	0,246	0,064	0,226	0,102	0,262
ВВП	760	25,3	702	22,8	967	25,9
Темп прироста ВВП	0,047	0,200	0,040	0,175	0,058	0,202
Валовое накопление	477	19,9	485	19,5	547	20,3
Темп прироста валового накопления	0,134	0,334	0,124	0,320	0,137	0,329
Импорт	346	17,2	489	19,1	625	20,7
Темп прироста импорта	0,063	0,231	0,097	0,273	0,111	0,283

Источник: расчеты авторов.

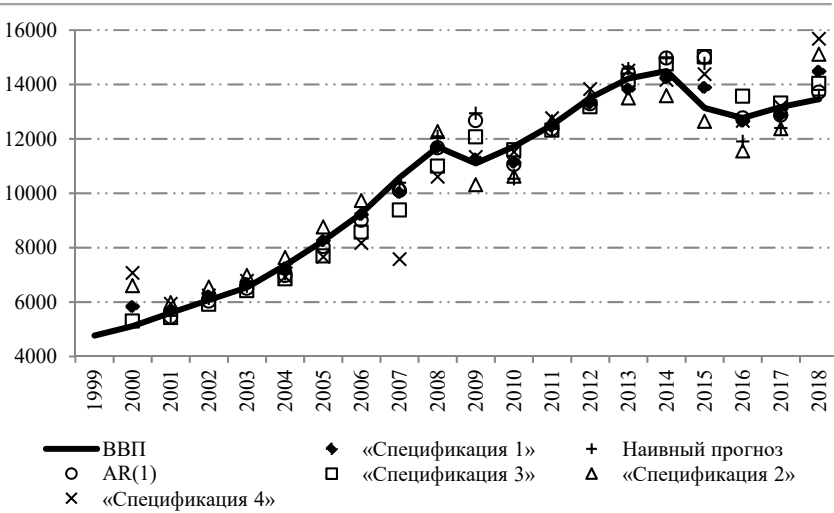


Рис. 6. Реальное потребление домохозяйств, в ценах 2003 г., млрд руб.

Источник: Росстат, расчеты авторов.

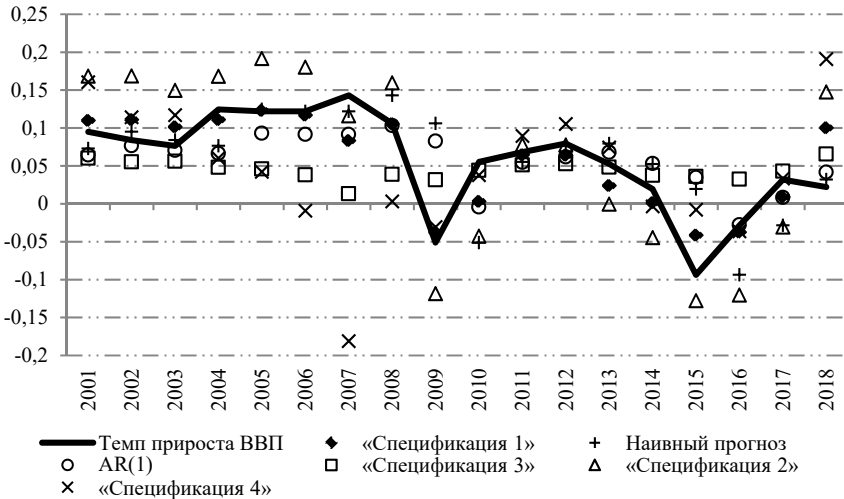


Рис. 7. Темп прироста реального потребления домохозяйств

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Проанализируем подробнее объясняющую способность альтернативных моделей динамики потребления домохозяйств. Как следует из *табл. 2*, модель, состоящая из системы одновременных уравнений, в «спецификации 1» превосходит все рассмотренные альтернативные модели по критериям RMSE и MAE при предсказании как уровня потребления домохозяйств, так и его темпов прироста. При этом другие спецификации модели («спецификации 2–4»), состоящей из системы одновременных уравнений, продемонстрировали худшее качество при предсказании темпов прироста потребления по сравнению как с моделью AR(1), так и с наивным предсказанием. RMSE предсказания темпов прироста потребления в первой спецификации модели оказывается приблизительно в 2 раза ниже, чем RMSE в «спецификациях 2–4». Таким образом, можно заключить, что «спецификация 1» модели, состоящей из системы одновременных уравнений, уверенно превосходит альтернативные спецификации при объяснении динамики потребления в исторической ретроспективе.

Как показано на *рис. 7*, спецификация модели, когда домохозяйства оценивают свой перманентный доход в рамках процесса адаптивных ожиданий на основе динамики ВВП в постоянных ценах потребления («спецификация 1»), успешно улавливает высокие темпы роста потребления в период бурного роста нефтяных цен до кризиса 2008 г. Иначе говоря, домохозяйства учитывают при разделении располагаемого дохода на потребление и сбережения весь ВВП, не принимая во внимание изменение доли налоговых изъятий, предполагая, что при дефиците бюджета в будущем повысятся налоги, а при профиците – снизятся. «Спецификация 3» модели, в которой при оценивании величины перманентного дохода домохозяйства ориентируются на располагаемый доход, существенно недооценивает рост потребления на анализируемом периоде. Согласно данной спецификации политика государства по сбережению сверхдоходов от экспорта нефти (которая учитывается за счет того, что в составе располагаемого дохода чистые налоги на предприятия и домохозяйства фигурируют в качестве изъятия) должна была существенно ограничить рост потребления домохозяйств, что не согласуется с фактическими данными. Это в определенной степени свидетельствует в пользу гипотезы о том, что соображения рикардианской эквивалентности принимаются

во внимание при принятии решений экономическими агентами в российской экономике.

В ответ на профицит бюджета и увеличение государственных сбережений на внешнем финансовом рынке частный сектор увеличивал заимствования за рубежом. В свою очередь, спецификация модели, в которой домохозяйства потребляют некоторую долю от фактического ВВП, а не от перманентного («спецификация 2»), существенно переоценивает не только рост потребления в период до кризиса 2008 г., но и падение потребления во время кризисов (предельная склонность к потреблению в «спецификации 2» в 1,5 раза больше чем в «спецификации 1»), что свидетельствует о наличии при принятии решений домашними хозяйствами механизма адаптивной подстройки оценки величины перманентного дохода, который используется в «спецификации 1». В этой спецификации модели данный механизм реализован за счет процесса адаптивных ожиданий, но возможны и другие варианты его формализации, например, наличие межвременных привычек в потреблении.

«Спецификация 1» модели успешно воспроизводит динамику потребления и в последующие годы после кризиса 2008 г. Однако для 2017 и 2018 гг. объясняющая способность данной спецификации существенно ухудшилась. В 2018 г. ошибка предсказания для темпов прироста потребления оказалась наибольшей на рассматриваемом периоде, она превысила ошибки предсказания во время кризисов 2008 и 2014 гг. «Спецификация 3» модели (величина перманентного дохода оценивается на основе динамики располагаемого дохода) показала лучший результат с точки зрения ошибки предсказания в 2017 и 2018 гг.

Это может свидетельствовать о смене модели поведения домохозяйств в последние годы, чему можно найти ряд объяснений. Во-первых, из-за санкций и геополитической напряженности снизился доступ на зарубежные финансовые рынки: в последние годы частный сектор имел гораздо меньше возможностей для увеличения заимствований на внешнем рынке в ответ на увеличение государственных сбережений в условиях повышения нефтяных цен в 2017–2018 гг., что должно происходить при принятии гипотезы о рикарданской эквивалентности. Во-вторых, сама геополитическая неопределенность, которая вносит неясность в будущее экономическое развитие, может снизить потребление по мотивам

предосторожности. В-третьих, в 2018 г. были приняты законы по повышению пенсионного возраста и увеличению НДС, что может снизить оценку перманентного дохода домохозяйствами. В частности, при повышении пенсионного возраста уменьшается перманентный доход у поколений, которые по возрасту были близки к выходу на пенсию до момента проведения пенсионной реформы [Зубарев и др., 2018]. Данные поколения могли одновременно работать и получать пенсию, соответственно, их доход был бы выше в случае, если бы возраст выхода на пенсию не был повышен, при прочих равных условиях.

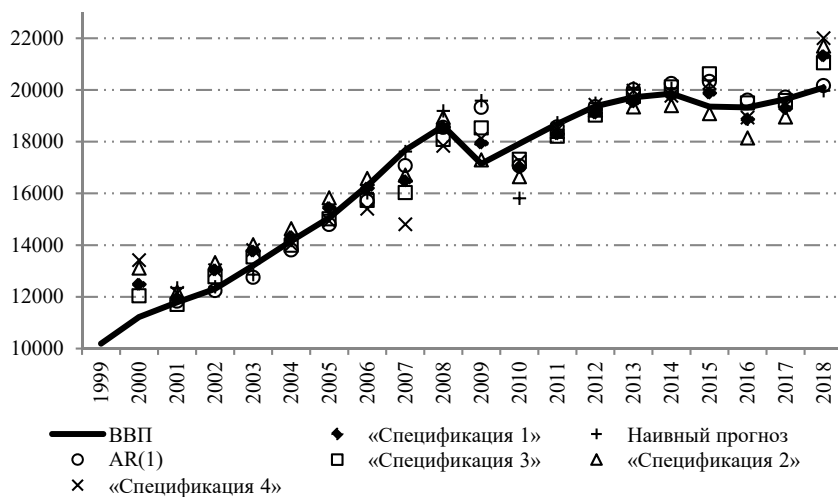


Рис. 8. Динамика реального ВВП, в ценах 2003 г., млрд руб.

Источник: Росстат, расчеты авторов.

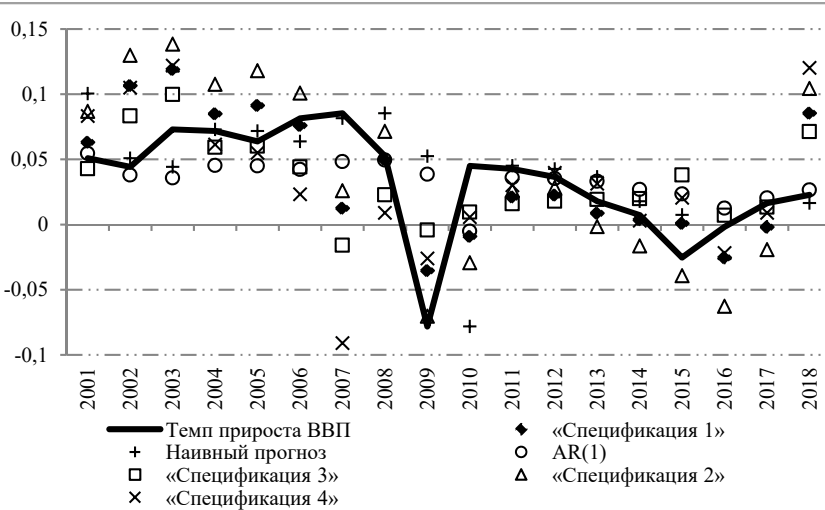


Рис. 9. Темп прироста реального ВВП

Источник: Росстат, расчеты авторов.

«Спецификация 1» модели, состоящей из системы одновременных уравнений, оказалась наилучшей с точки зрения минимизации среднеквадратичной ошибки предсказания и для описания темпов прироста ВВП (табл. 2, рис. 8, 9). По критерию MAE оказалась наилучшей модель AR(1), однако другие спецификации модели, состоящей из системы одновременных уравнений, проигрывают «спецификации 1» по всем критериям. Данный результат является достаточно естественным, поскольку потребление домохозяйств составляет основную долю ВВП, и неспособность «спецификаций 2–4» описывать динамику потребления в исторической ретроспективе автоматически влечет за собой неадекватное описание динамики ВВП данными спецификациями. В свою очередь, «спецификация 1» значительно переоценивает рост реального ВВП в 2018 г. по причине переоценки роста потребления домохозяйств.

При описании динамики валового накопления (табл. 2, рис. 10, 11) все спецификации модели, состоящей из системы одновременных уравнений, показали адекватные результаты, превосходящие по всем критериям качества наивное предсказание и предсказание на основе модели AR(1). Это объясняется тем, что

структурное уравнение для инвестиционной функции одно и то же во всех четырех спецификациях модели, которые отличаются только структурным уравнением для потребления. «Спецификация 3» оказалась лучше «спецификации 1» при описании темпов прироста валового накопления, но несущественно. В целом можно говорить, что механизм инвестиционного акселератора является достаточно адекватным для описания инвестиционного процесса в российской экономике. При этом все спецификации модели, состоящей из системы одновременных уравнений, переоценивают рост инвестиций в 2018 г. Важными факторами, которые сдерживали рост инвестиций в 2018 г., опять же могут являться санкции, геополитическая и общая макроэкономическая неопределенность. В условиях санкций у фирм снизился доступ на внешние финансовые рынки для финансирования инвестиционных проектов. А высокая неопределенность будущей динамики ключевых макроэкономических индикаторов заставляет фирмы отложить реализацию инвестиционных проектов до тех пор, пока неопределенность не снизится.

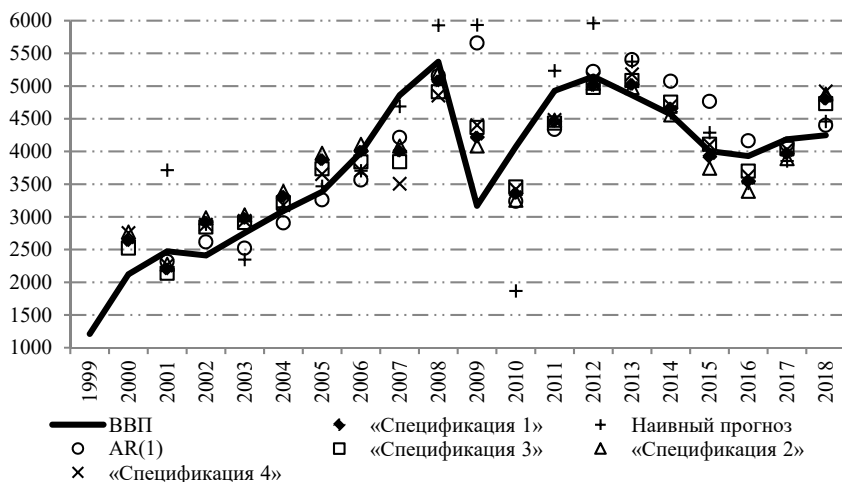


Рис. 10. Динамика реального валового накопления, в ценах 2003 г., млрд руб.

Источник: Росстат, расчеты авторов.

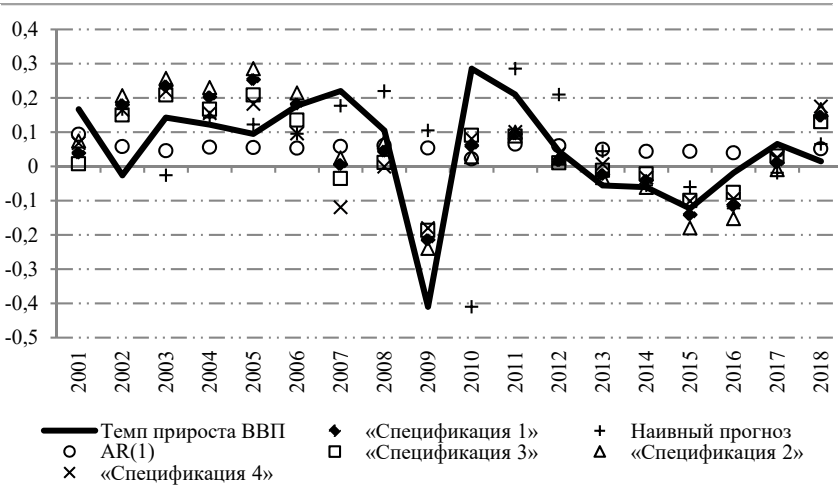


Рис. 11. Темп прироста реального валового накопления

Источник: Росстат, расчеты авторов.

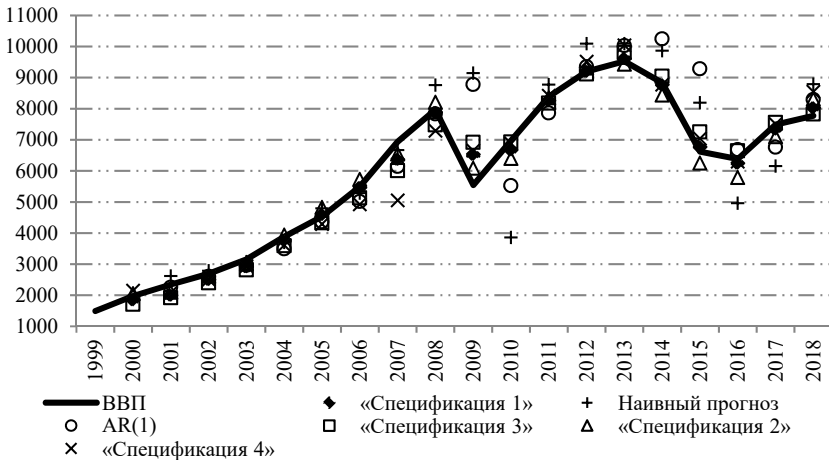


Рис. 12. Динамика объема реального импорта, в ценах 2003 г., млрд руб.

Источник: Росстат, расчеты авторов.

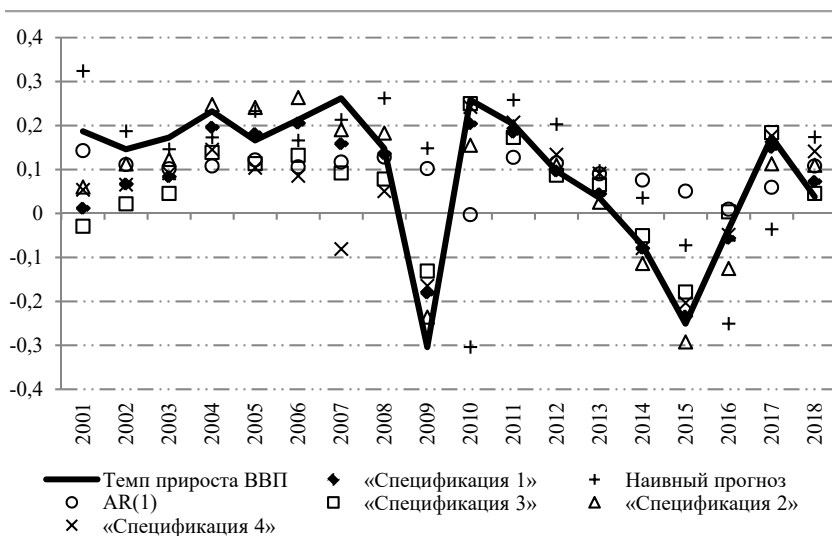


Рис. 13. Темп прироста реального импорта

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Аналогичный результат получен при описании динамики импорта (табл. 2, рис. 12, 13): альтернативные спецификации модели, состоящей из системы одновременных уравнений, дают лучшее предсказание по сравнению с наивным предсказанием и предсказанием на основе модели AR(1). При этом «спецификация 2» оказывается лучше «спецификации 1» при предсказании темпов роста импорта по критерию RMSE, но хуже по критерию MAE, сами значения статистик RMSE и MAE примерно одинаковы в данных двух спецификациях. При этом предсказание объема импорта на 2018 г. в рамках системы одновременных уравнений достаточно точное. Таким образом, положительная ошибка в предсказании агрегированного спроса (потребления и инвестиций) при предсказании объемов импорта компенсируется наличием положительной ошибки предсказания ВВП.

Заключение

В настоящей работе предложена макроэкономическая модель для российской экономики, состоящая из трех стохастических (поведенческих) уравнений, описывающих динамику потребления домохозяйств, инвестиций и импорта, а также балансового уравнения, представляющего собой основное макроэкономическое тождество. Несмотря на предельную простоту предлагаемой модели, она показала достаточно хорошие объясняющие свойства и оценки параметров оказались интерпретируемыми. Проведенные расчеты демонстрируют применимость моделей систем одновременных уравнений для анализа российских макроэкономических показателей. В качестве дальнейших актуальных направлений усложнения модели можно выделить разработку блока показателей цен, рынка труда, более детальное описание фискального и денежно-кредитного секторов экономики, учет зависимости инвестиций от стоимости их финансирования, модельное описание производства продукции, направляемой на экспорт, за исключением углеводов.

В работе рассмотрены 4 альтернативные спецификации функции потребления домохозяйств. Наилучшей оказалась спецификация, основанная на гипотезе о том, что домохозяйства потребляют постоянную долю перманентного ВВП в постоянных ценах потребления, величина которого оценивается в рамках процесса адаптивных ожиданий на основе динамики ВВП. Превосходство данной спецификации во внутривыборочных предсказаниях над альтернативными дает определенные аргументы в пользу гипотезы о наличии соображений рикардианской эквивалентности в поведении экономических агентов в российской экономике. В исторической ретроспективе в ответ на увеличение сбережений государства на внешнем рынке частный сектор увеличивал заимствования и расширял внутреннее потребление. При этом рост потребления отставал от роста агрегированного дохода до кризиса 2008 г., поскольку домохозяйства воспринимали наблюдаемый рост доходов как временный шок и только с течением времени

начинали во все большей мере включать его в оценку перманентного дохода.

Результаты эмпирического анализа свидетельствуют также о смене модели поведения домохозяйств в последние годы. Предсказанное значение темпов роста потребления в 2018 г. по описанной выше спецификации существенно превысило фактически достигнутое значение темпов роста, ошибка прогноза оказалась наибольшей на рассматриваемом периоде. Этому можно найти несколько объяснений. Во-первых, из-за санкций и геополитической напряженности снизился доступ на зарубежные финансовые рынки. В настоящее время частный сектор имеет гораздо меньше возможностей для увеличения заимствований на внешнем рынке в ответ на увеличение государственных сбережений, учитывая при принятии решений о потреблении принцип рикардианской эквивалентности. Во-вторых, геополитическая неопределенность, внося неопределенность в будущее экономическое развитие, может снизить потребление из-за учета мотива предосторожности. В-третьих, в 2018 г. были приняты законы по повышению пенсионного возраста и увеличению НДС, что может снижать оценку величины перманентного дохода домохозяйств.

Предсказанное значение темпа роста валового накопления в 2018 г. также значительно превысило фактический рост в 2018 г. В условиях санкций у фирм снизился доступ на внешние финансовые рынки для финансирования инвестиционных проектов. А высокая неопределенность в будущей динамике ключевых макроэкономических индикаторов создает стимулы для предприятий к откладыванию реализации инвестиционных проектов до тех пор, пока неопределенность не снизится.

Список используемой литературы

1. Айвазян С. А., Бродский Б. Е. Макроэкономическое моделирование: подходы, проблемы, пример эконометрической модели российской экономики // Прикладная эконометрика. 2006. № 2 (2). С. 85–111.
2. Айвазян С.А., Бродский Б.Е., Сандоян Э.М., Восканян М.А., Манукян Д.Э. Макроэконометрическое моделирование экономик России и Армении. II. Агрегированные макроэконометрические модели национальных экономик России и Армении // Прикладная эконометрика. 2013. № 31 (3). С. 7–31.
3. Зубарев А.В., Казакова М.В., Нестерова К.В. Мультирегиональная вычислимая модель общего равновесия с перекрывающимися поколениями для российской экономики и остального мира // Научные труды № 177. М.: Ин-т Гайдара, 2018.
4. Идрисов Г.И., Пономарев Ю.Ю., Синельников-Мурылев С.Г. Условия торговли и экономическое развитие современной России // Экономическая политика. 2015. Т. 3. С. 7–37.
5. Карев М.Г. Инфляция, реальный обменный курс и денежная политика в экономике с ограниченной эластичностью потока капитала по процентной ставке // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2009. Т. 13. № 3. С. 329–359.
6. Михайленко К.В. Опыт построения среднесрочной макроструктурной модели экономики России. Научные труды. № 2. Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН, 2004.
7. Полбин А.В. Моделирование реального курса рубля в условиях изменения режима денежно-кредитной политики // Вопросы экономики. 2017. № 4. С. 61–78.
8. Полбин А., Фокин Н. К вопросу о долгосрочной взаимосвязи реального потребления домохозяйств с реальным доходом в РФ // Экономическое развитие России. 2017. Т. 24. № 10. С. 6–16.
9. Пономаренко А., Селезнев С., Хабибулин Р. Прогнозирование последствий накопления международных резервов при помощи агентной модели // Серия докладов об экономических исследованиях Банка России. 2018. № 37.

10. Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.
11. Скрыпник Д.В. Макроэкономическая модель российской экономики // Экономика и математические методы. 2016. Т. 52. № 3. С. 92–113.
12. Alquist R., Kilian L., Vigfusson R.J. Forecasting the price of oil // Handbook of economic forecasting. Elsevier, 2013. Vol. 2. P. 427–507.
13. Assenza T., Gatti D.D., Grazzini J. Emergent dynamics of a macroeconomic agent based model with capital and credit // Journal of Economic Dynamics and Control. 2015. Vol. 50. P. 5–28.
14. Ashraf Q., Gershman B., Howitt P. How inflation affects macroeconomic performance: an agent-based computational investigation // Macroeconomic dynamics. 2016. Vol. 20. No. 2. P. 558–581.
15. Barro R.J. The Ricardian approach to budget deficits // Journal of Economic Perspectives. 1989. Vol. 3. No. 2. P. 37–54.
16. Basdevant O. An econometric model of the Russian Federation // Economic Modelling. 2000. Vol. 17. No. 2. P. 305–336.
17. Bureau of Economic Analysis (BEA). NIPA Handbook: Concepts and Methods of the US National Income and Product Accounts, 2017.
18. Byron R. Initial attempts in model-building at NIESR. In: Hilton K., Heathfield D. (eds.) An econometric study of the United Kingdom. London: Macmillan, 1970.
19. Clark J.M. Business acceleration and the law of demand: A technical factor in economic cycles // Journal of Political Economy. 1917. Vol. 25. No. 3. P. 217–235.
20. Clark P.K., Greenspan A., Goldfeld S.M., Clark P. Investment in the 1970s: Theory, performance, and prediction // Brookings Papers on Economic Activity. 1979. No. 1. P. 73–124.
21. Ernsäter L., Nordström T. KOSMOS-A short term model for Sweden // Contributions to Economic Analysis. Elsevier, 1992. Vol. 210. P. 185–196.
22. Esfahani H.S., Mohaddes K., Pesaran M.H. An empirical growth model for major oil exporters // Journal of Applied Econometrics. 2014. Vol. 29. No. 1. P. 1–21.

23. *Friedman M.* A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press, 1957.
24. *Hall R.E., Jorgenson D.W.* Tax policy and investment behavior // The American Economic Review. 1967. Vol. 57. No. 3. P. 391–414.
25. *Hendry D., Muellbauer J.* The future of macroeconomics: macro theory and models at the Bank of England // Oxford Review of Economic Policy. 2018. Vol. 34. No. 1–2. P. 287–328.
26. *Hodrick R.J., Prescott E.C.* Postwar US business cycles: an empirical investigation // Journal of Money, credit, and Banking. 1997. Vol. 29. No. 1. P. 1–16.
27. *Hsiao C.* Cointegration and dynamic simultaneous equations model // Econometrica: Journal of the Econometric Society. 1997. Vol. 65. No. 3. P. 647–670.
28. *Jorgenson D.W.* Capital theory and investment behavior // The American Economic Review. 1963. Vol. 53. No. 2. P. 247–259.
29. *Klein L.R., Goldberger A.S.* An econometric model of the United States, 1929–1952. Amsterdam: North-Holland, 1955.
30. *Klein L.R., Shinkai Y.* An Econometric Model of Japan, 1930–1959 // International Economic Review. 1963. Vol. 4. No. 1. P. 1–28.
31. *Kohli U.* Real GDP, real domestic income, and terms-of-trade changes // Journal of International Economics. 2004. Vol. 62. No. 1. P. 83–106.
32. *Koyck L.M.* Distributed lags and investment analysis. North-Holland Publishing Company, 1954.
33. *Lucas Jr. R.E.* Econometric policy evaluation: A critique // Carnegie-Rochester conference series on public policy. North-Holland, 1976. Vol. 1. P. 19–46.
34. *Nerlove M.* A tabular survey of macro-econometric models // International Economic Review. 1966. Vol. 7. No. 2. P. 127–175.
35. *Rhomberg R.R.* A model of the Canadian economy under fixed and fluctuating exchange rates // Journal of Political Economy. 1964. Vol. 72. P. 1–31.
36. *Sefton J.A., Weale M.R.* The concept of income in a general equilibrium // The Review of Economic Studies. 2006. Vol. 73. No. 1. P. 219–249.

37. *Smets F., Wouters R.* An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area // Journal of the European Economic Association. 2003. Vol. 1. No. 5. P. 1123–1175.
38. United Nations. Commission of the European Communities, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, World Bank. System of National 2008. NY, 2009.
39. *Whelan K.* A guide to US chain aggregated NIPA data // Review of Income and Wealth. 2002. Vol. 48. No. 2. P. 217–233.
40. *Wren-Lewis S.* Ending the microfoundations hegemony // Oxford Review of Economic Policy. 2018. Vol. 34. No. 1–2. C. 55–69.

*Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара
с 1996 года издается серия “Научные труды”.
К настоящему времени в этой серии вышло в свет
более 170 работ.*

**Последние опубликованные работы в серии
“Научные труды”**

№ 179Р Кол. авторов. *Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей. 2019.*

№ 178Р Кол. авторов. *Малый и средний бизнес как фактор экономического роста России. 2019.*

№ 177Р А. Зубарев, М. Казакова, К. Нестерова. *Мультирегиональная вычисляемая модель общего равновесия с перекрывающимися поколениями для российской экономики и остального мира. 2018.*

№ 176Р А. Золотарева, А. Киреева. *Анализ механизмов государственной поддержки негосударственных некоммерческих организаций. 2018.*

№ 175Р А. Божечкова и др. *Построение моделей денежного и валютного рынков. 2018.*

№ 174Р В. Баринава. *Зарубежный опыт развития социального предпринимательства и возможность его применения в России. 2018.*

№ 173Р А. Божечкова, А. Мамедов, С. Синельников-Мурылев, М. Турунцева. *Стабилизационные свойства трансфертов, выделяемых регионам России из федерального бюджета. 2018.*

№ 172Р А. Абрамов. *Российский финансовый рынок: факторы развития и барьеры роста. 2017.*

№ 171Р Д. Алексеевич. *Опыт реформ финансовых рынков в странах – конкурентах России на глобальном рынке капитала. 2016.*

№ 170Р А. Дерюгин и др. *Актуальные проблемы в сфере бюджетной политики. 2016.*

**А. Полбин,
С. Синельников-Мурылев**

**Оценка простой модели системы
одновременных уравнений
для российских макроэкономических
показателей**

*Редактор: Н. Главацкая
Корректор: Н. Андрианова
Компьютерный дизайн: В. Юдичев*

125993 г. Москва,
Газетный пер., д. 3–5, стр. 1
Тел. (495) 629-4713, fax (495) 691-3594
E-mail: info@ier.ru
www.ier.ru

Подписано в печать 06.02.2020

Тираж 300 экз.