

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

Научные труды № 182Р

**А. Полбин,
С. Синельников-Мурылев**

**Построение и калибровка DSGE-модели
для российской экономики
с использованием импульсных
откликов векторной авторегрессии**

Издательство
Института Гайдара
Москва / 2023

УДК УДК 36.36.01(470+571)
ББК 65.01(2Рос)

Д49 Полбин А., Синельников-Мурылев С.

Построение и калибровка DSGE-модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии / Полбин А., Синельников-Мурылев С. – М.: Издательство Ин-та Гайдара, 2023. – 56 с.: ил. – (Научные труды / Ин-т эконом. политики им. Е.Т. Гайдара; № 182Р). – ISBN 978-5-93255-659-7.

В работе предлагается двухсекторная макроэкономическая модель российской экономики, при построении которой используются стандартные предпосылки неокейнсианских DSGE-моделей, применяемые для моделирования потребления домохозяйств, жесткостей цен и заработных плат, эндогенной загрузки капитала. Рассмотрены два варианта описания инвестиционного процесса: традиционный подход с издержками изменения инвестиций и подход, использующий модель инвестиционного акселератора. Параметры модели калибруются на основе минимизации расстояния между теоретическими и «эмпирическими» функциями импульсного отклика на шок условий торговли, полученными на основе оценки простых ARX-моделей с условиями торговли в качестве экзогенной переменной. Построенная модель достаточно точно воспроизводит влияние условий торговли на российскую экономику для обоих вариантов моделирования инвестиций. На основе откалиброванной модели проанализировано влияние на макроэкономические показатели шока денежно-кредитной политики и шока условий торговли при режиме фиксированного обменного курса рубля, построена историческая декомпозиция динамики макроэкономических показателей по расширенному набору структурных шоков набора экономических переменных.

Автор:

Полбин Андрей Владимирович – канд. экон. наук, директор центра математического моделирования экономических процессов РАНХиГС при Президенте РФ, заведующий международной лабораторией математического моделирования экономических процессов Института Гайдара;

Синельников-Мурылев Сергей Германович – д-р экон. наук, профессор, научный руководитель Института Гайдара.

Developing and impulse response matching estimation of the DSGE model for the Russian economy

The paper proposes a two-sector macroeconomic model of the Russian economy, which is built using the standard assumptions of New Keynesian DSGE models used to model household consumption, price and wage rigidities, and endogenous capital utilization. Two options for describing the investment process are considered: the traditional approach with the investment adjustment costs and the approach using the investment accelerator model. The model parameters are calibrated based on minimizing the distance between the theoretical and “empirical” impulse response functions to the terms of trade shock derived from estimating simple ARX models with terms of trade as an exogenous variable. The constructed model quite accurately reproduces the influence of the terms of trade on the Russian economy for both investment modeling options. Based on the calibrated model, the impact on macroeconomic indicators of the monetary policy shock and the terms of trade shock under the regime of a fixed nominal ruble exchange rate is analyzed. In addition, a historical decomposition of the dynamics of macroeconomic indicators was built according to an extended set of structural shocks of a set of economic variables.

JEL Classification: C11; E32; E40; E47; F41

УДК 36.36.01(470+571)
ББК 65.01(2Рос)

ISBN 978-5-93255-659-7

© Институт Гайдара, 2023

Содержание

Введение	5
1. Теоретическая модель	9
1.1. Базовая двухсекторная DSGE-модель с издержками изменения инвестиций	9
1.2. Двухсекторная DSGE-модель с инвестиционным акселератором	22
2. Эконометрическая оценка параметров модели	25
3. Примеры применения откалиброванной модели	35
Заключение	47
Литература	49

Введение

Динамические стохастические модели общего равновесия занимают важное место в современном макроэкономическом анализе. Они позволяют оценивать вклад тех или иных структурных шоков в динамику делового цикла, строить прогнозы будущих траекторий макроэкономических показателей, анализировать последствия альтернативных мер экономической политики. Данные модели являются естественным инструментом как для анализа оптимальной экономической политики, так и для разработки оптимальных правил экономической политики, поскольку в моделях данного класса можно явно задать критерий оптимальности на основе функции благосостояния экономических агентов.

Для адекватного описания реальных макроэкономических данных, начиная с работ [Christiano *et al.*, 2005; Smets, Wouters, 2003], неотъемлемыми элементами современных DSGE-моделей стали следующие экономические параметры: межвременные привычки в потреблении домохозяйств; издержки на изменение инвестиций; неабсолютная гибкость цен и заработных плат; издержки на загрузку капитала. Данные модельные блоки широко используются при построении DSGE-моделей для российской экономики [Вотинов, Лазарян, 2020; Шульгин, Шульгин, 2021; Andreyev, Polbin, 2022; Baluta *et al.*, 2022; Ivashchenko, 2022; Kreptsev, Seleznev, 2018].

В настоящее время наиболее популярным методом оценивания параметров DSGE-моделей является байесовский подход¹ с использованием фильтра Калмана. В рамках данного подхода выбирается некоторый набор временных рядов для оценивания модели (например, ВВП, потребление домохозяйств, процентная ставка, инфляция и др.), количество которых должно быть не меньше числа стохастических шоков, обуславливающих наличие циклов в экономической системе. Как правило, количество переменных и шоков при проведении эконометрического анализа оказывается достаточно большим. Например, в работе [Smets, Wouters, 2003] использовалось 7 макроэкономических переменных и 10 шоков. Как отмечается в работе [Chari *et al.*, 2009], непосредственный выбор структуры шоков в современных DSGE-моделях часто оказывается дискуссионным: некоторые шоки сложно интерпретировать

1 В рамках байесовского подхода информация о параметрах в функции правдоподобия, полученной на основе применения фильтра Калмана, комбинируется с априорной информацией о значениях параметров, заданной исследователем, что в результате дает апостериорное распределение параметров модели. Потребность в использовании априорного распределения, как правило, обусловлена плохой идентифицируемостью некоторого набора параметров (пологой функцией правдоподобия) и желанием ограничить диапазон оценивания для структурных параметров в интерпретируемом интервале значений.

и сопоставлять их с протекающими экономическими процессами. Естественно, результаты оценок будут зависеть от изначально заданного набора структурных шоков, в связи с чем практическая ценность модели для выработки эффективных мер экономической политики может быть подвергнута сомнению.

В литературе при калибровке параметров DSGE-моделей активно применяется также альтернативный подход, основанный на минимизации расстояния между теоретическими (получаемыми из калибруемой модели) и «эмпирическими» импульсными откликами, полученными на основе оценки векторных авторегрессий (VAR)¹. Преимущество такого подхода заключается в том, что строится DSGE-модель, согласованная с имеющимися эмпирическими свидетельствами о влиянии на экономику некоторого небольшого набора шоков, понимание воздействия которых является общепринятым или менее спорным. При применении данного метода в работах [Boivin, Giannoni, 2006; Christiano et al., 2005; Rotemberg, Woodford, 1997] в качестве «эмпирических» функций импульсного отклика использовались отклики на шок денежно-кредитной политики, в работе [Dapor et al., 2009] – на шок совокупной факторной производительности, в работе [Altig et al., 2011] – на шок денежно-кредитной политики, шок совокупной факторной производительности и шок эффективности производства инвестиционных товаров, в работе [Uribe, Yue, 2006] – на шок процентной ставки США и шок спреда по процентным ставкам (оценивалось влияние на развивающиеся экономики), в работе [Kormilitsina, 2011] – импульсные отклики макропоказателей США на шок цен на нефть.

Логика использования импульсных откликов, полученных на основе VAR-моделей, для сопоставления конкурирующих DSGE-моделей и оценки структурных параметров заключается в том, что при определенных предпосылках структурная DSGE-модель в приведенной форме может быть представлена в виде VAR-модели бесконечного порядка, параметры которой определяются структурными параметрами исходной DSGE-модели (см., например: [Christiano et al., 2006]). При работе с эмпирическими данными VAR-модель бесконечного порядка приближается VAR-моделью конечного порядка. Соответственно, при определенных условиях VAR-модель с конечным числом лагов потенциально может выступать хорошим приближением процесса порождения данных для конкурирующих DSGE-моделей. Например, в работе [Christiano et al., 2006] продемонстрировано, что VAR-модель с идентификацией шоков на основе краткосрочных ограничений при оценивании на смоделированных данных из разобранных авторами неоклассической и неокейнсианской DSGE-моделей способна достаточно точно оценивать истинные функции импульсного отклика. Однако в литературе приведены и примеры, когда необходимые предпосылки для представления DSGE-модели в виде VAR бесконечного порядка нарушаются и VAR-модель дает некорректные

1 Следуя стандартной практике в литературе, в настоящей работе импульсные отклики, полученные на основе оценки VAR-моделей, будем называть «эмпирическими», поскольку данные модели, в отличие от DSGE-моделей, оцениваются и идентифицируются с минимальным набором теоретических предпосылок.

оценки для функций импульсного отклика [Fernández-Villaverde et al., 2007; Chari et al., 2008].

Даже если необходимые предпосылки выполняются, может возникнуть проблема в низкой точности получаемых оценок из-за небольшого числа наблюдений, доступных для эконометрического анализа, что особенно актуально для российской экономики. Таким образом, несмотря на всю популярность рассматриваемого подхода, к «эмпирическим» откликам, полученным на основе VAR-моделей, следует относиться с осторожностью. DSGE-модели, параметры которых откалиброваны в соответствии со способностью воспроизводить «эмпирические» отклики, могут рассматриваться как расширение инструментария макроэкономического анализа, используемого в обсуждениях при выработке макроэкономической политики на практике.

В российской практике DSGE-модели преимущественно калибруются или оцениваются с помощью метода максимального правдоподобия или метода Байеса с применением фильтра Калмана. Эмпирические оценки DSGE-моделей для российской экономики, в отличие от моделей векторных авторегрессий, обычно отводят небольшую роль шокам условий торговли и цен на нефть в российском деловом цикле, что может быть вызвано упомянутой проблемой неправильной спецификации полного набора структурных шоков в модели.

В настоящей работе построена DSGE-модель для российской экономики и оценены ее параметры таким образом, чтобы она могла воспроизводить «эмпирические» функции импульсного отклика основных макроэкономических показателей на шок условий торговли, полученные на основе оценки модели авторегрессии. Откалиброванная данным способом построенная DSGE-модель может далее использоваться для анализа влияния других структурных шоков и изменений инструментов экономической политики, для оценки воздействия альтернативных правил проведения экономической политики на трансмиссию шоков в макроэкономические переменные.

В качестве отправной точки исследования строится двухсекторная модель малой открытой экономики сбалансированного роста со стандартным набором номинальных и реальных жесткостей, используемых при построении современных DSGE-моделей. Данная модель является расширением неоклассической модели из работы [Полбин, 2017] за счет включения упомянутых выше жесткостей. Построенная модель достаточно точно воспроизводит влияние условий торговли на российскую экономику. Однако используемая спецификация является не единственно возможной для приведения в соответствие импульсных откликов DSGE-модели с импульсными откликами модели авторегрессии на шок условий торговли. В русле дискутирующегося в научной среде вопроса о том, что подход к описанию инвестиционного процесса на основе ввода в модель издержек на изменение инвестиций не имеет строгих микроэкономических обоснований, а является упрощением, используемым для описания более сложных инвестиционных процессов, в настоящей работе в качестве альтернативного варианта данного упрощения предложена спецификация модели с инвестиционным акселератором, которая также

успешно справляется с приближением «эмпирических» функций импульсного отклика на шок условий торговли.

Работа имеет следующую структуру. В первом разделе приводится описание базовой DSGE-модели со стандартным набором номинальных и реальных жесткостей, а также ее модификация с инвестиционным акселератором. Второй раздел посвящен эконометрическому анализу, в котором проводятся оценка модели авторегрессии для построения «эмпирических» функций импульсного отклика на шок условий торговли и калибровка параметров разработанной DSGE-модели. В третьем, заключительном разделе в качестве примеров применения откалиброванной модели анализируются влияние шока денежно-кредитной политики на основные макроэкономические показатели, влияние шока условий торговли при режиме фиксированного номинального курса рубля, а также проводится историческая декомпозиция динамики макроэкономических показателей по расширенному набору структурных шоков.

1. Теоретическая модель

1.1. Базовая двухсекторная DSGE-модель с издержками изменения инвестиций

В модели рассматриваются два производственных сектора: сектор, ориентированный на экспорт сырьевых и несырьевых товаров, и сектор, объединяющий прочие отрасли экономики, направленные на внутренний рынок, включая производство неторгуемых товаров, а также производство торгуемых отечественных товаров для внутреннего потребления. Объединение двух последних секторов является значительным упрощением реальности. Правомерность использования данной предпосылки, на наш взгляд, связана с тем, что торгуемые товары, произведенные и потребляемые внутри страны, могут быть ограниченно торгуемыми в связи с их дифференцированностью, слабой конкурентоспособностью на мировых рынках, наличием транспортных издержек, торговых пошлин. Соответственно товары, произведенные данным сектором, можно условно считать неторгуемыми, а цены на них в совокупности с ценами на традиционные неторгуемые товары можно использовать для определения реального валютного курса как отношения цен на неторгуемые товары в отечественной и зарубежной экономиках.

Решения об организации производственного процесса, объемах использования факторов производства принимается фирмами, максимизирующими дисконтируемый поток прибыли. Предполагается, что фирмы экспортно-ориентированного сектора действуют на рынке совершенной конкуренции и принимают цены на свою продукцию как заданные, а фирмы внутренне-ориентированного сектора действуют на рынке монополистической конкуренции и среди прочего принимают решения о ценах на свою продукцию с учетом издержек «меню» по изменению цен. Это обеспечивает неабсолютную гибкость цен товаров внутренне-ориентированного сектора. В модель также вводятся фирмы-импортеры, которые покупают на внешнем рынке товары по мировым ценам и продают их на внутреннем рынке с монополистической конкуренцией и наличием издержек «меню», что обеспечивает неабсолютный эффект переноса изменений номинального обменного курса в цены импортных товаров в краткосрочном периоде.

Домохозяйства в модели решают задачу максимизации функции полезности при заданном бюджетном ограничении. Домашние хозяйства являются владельцами капитала и могут на рынке активов приобретать отечественные и зарубежные облигации, а также осуществлять инвестиции во внутреннее производство. Источником накопления капитала домохозяйствами является

доход на капитал и заработная плата. При этом на рынке труда предполагается монополистическая конкуренция, и оптимальное решение о размере заработной платы и предложении труда (выбирается точка на кривой спроса на труд) принимается домохозяйствами в каждый период времени с учетом эластичности спроса на их труд и издержек на изменение заработных плат аналогично тому, как фирмы сталкиваются с издержками по изменению цен. Данные издержки могут возникать из-за затрат времени на переговорный процесс с работодателем об изменении заработной платы. Поведение центрального банка в модели задается с помощью инструментального правила Тейлора, связывающего текущее значение процентной ставки с ее прошлым значением и ожидаемой инфляцией. Государственные расходы на конечное потребление товаров и услуг в модели задаются экзогенно.

Перейдем к описанию формальной постановки задач экономических агентов. Поскольку предпосылки данной модели являются достаточно стандартными в классе неокейнсианских DSGE-моделей и неоднократно описывались в отечественной литературе, изложим ее кратко без подробных обоснований использования тех или иных функциональных форм.

Предполагается, что в экономике существует континуум домашних хозяйств, индексируемых $\tau \in [0, 1]$. Каждое домашнее хозяйство максимизирует свое благосостояние, определяемое как ожидаемый дисконтированный поток положительной полезности от потребления и отрицательной полезности работы:

$$U_t(\tau) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\log(C_{t+s}(\tau) - H_{t+s}) - \frac{\theta}{1 + \sigma_L} (L_{t+s}(\tau))^{1 + \sigma_L} \right), \quad (1)$$

где E_t – оператор условного математического ожидания; β – субъективный дисконт-фактор; $C_t(\tau)$ – потребление товаров и услуг; $L_t(\tau)$ – отработанные часы; σ_L – обратная величина эластичности предложения труда; – параметр нормировки; $H_t = hC_{t-1}$ – привычки в потреблении, которые моделируются пропорционально агрегированному прошлому потреблению.

Бюджетное ограничение домохозяйства записывается следующим образом:

$$\begin{aligned}
& C_t(\tau) + I_t^d(\tau) + I_t^e(\tau) + \frac{B_t(\tau)}{P_t} + \frac{S_t B_t^*(\tau)}{P_t} = \frac{W_t(\tau)}{P_t} L_t(\tau) + \\
& + \frac{R_t^d}{P_t} u_t^d(\tau) K_t^d(\tau) + \frac{R_t^e}{P_t} K_t^e(\tau) - \frac{T_t(\tau)}{P_t} + \\
& + \frac{R_{t-1} B_{t-1}(\tau)}{P_t} + \frac{S_t R_{t-1}^* B_{t-1}^*(\tau)}{P_t} + \frac{Pr_t(\tau)}{P_t} - \\
& - \frac{\psi_w}{2} \left(\frac{W_t(\tau)}{W_{t-1}(\tau)} - 1 \right)^2 \frac{W_t L_t}{P_t} - \frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u (u_t^d(\tau) - 1)} - 1 \right) K_t^d(\tau)
\end{aligned} \tag{2}$$

где $I_t^d(\tau)$ – инвестиции во внутренне-ориентированном секторе; $I_t^e(\tau)$ – инвестиции в экспортно-ориентированном секторе; P_t – индекс цен на товары конечного потребления; $B_t(\tau)$ – номинальная стоимость внутренних облигаций; $B_t^*(\tau)$ – номинальная стоимость валютных облигаций, приобретенных на иностранном финансовом рынке; S_t – номинальный обменный курс; $W_t(\tau)$ – ставка номинальной заработной платы; R_t^d – арендная ставка капитала во внутренне-ориентированном секторе; $u_t^d(\tau)$ – загрузка капитала во внутренне-ориентированном секторе; $K_t^d(\tau)$ – физический объем капитала во внутренне-ориентированном секторе; R_t^e – арендная ставка капитала во внешне-ориентированном секторе; $K_t^e(\tau)$ – физический объем капитала во внешне-ориентированном секторе; R_t – валовая процентная ставка по внутренним облигациям ($R_t = 1 + i_t$, где i_t – доходность внутренних облигаций); R_t^* – валовая процентная ставка по иностранным облигациям; $Pr_t(\tau)$ – прибыль фирм, распределяемая в виде дивидендов¹; $T_t(\tau)$ – паушальные

¹ В модели одновременно присутствуют и арендная плата за капитал, и дивиденды, поскольку некоторые фирмы действуют на рынке монополистической конкуренции и у них возникает прибыль.

налоги; $\frac{\psi_w}{2} \left(\frac{W_t(\tau)}{W_{t-1}(\tau)} - 1 \right)^2 \frac{W_t L_t}{P_t}$ – квадратичные издержки по изменению

заработных плат; $\frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u (u_t^d(\tau) - 1)} - 1 \right)$ – издержки на загрузку единицы капи-

тала.

В данной спецификации мы допускаем, что во внутренне-ориентированном секторе существует возможность изменять загрузку физического капитала за счет переменной $u_t^d(\tau)$, изменение которой относительно долгосроч-

ного естественного уровня (который в рамках нормировки предполагается равным единице) сопряжено с издержками. Для экспортно-ориентированного сектора такая возможность не рассматривается. Данное решение обусловлено тем, что эконометрические эксперименты показали, что использование эндогенной загрузки капитала во внутренне-ориентированном секторе улучшает объяснение динамики ВВП в краткосрочной перспективе. Использование же эндогенной загрузки капитала в экспортно-ориентированном секторе не повышает объясняющую способность модели. С содержательной точки зрения производственный процесс внутренне-ориентированного сектора является более гибким относительно подстройки к шокам спроса, поскольку значительную долю в нем занимает сфера услуг, в которой существуют не полностью загруженные мощности и относительно легко варьировать загрузку капитала. Для многих же сырьевых секторов технологический процесс является менее гибким и требует полной загрузки мощностей. Например, технологически сложно как увеличить добычу при росте цен на нефть, так и снизить добычу при снижении нефтяных цен.

Предполагается, что спрос на труд отдельного домохозяйства зависит от соотношения его зарплаты и агрегированного уровня зарплат, а также от агрегированного спроса на труд:

$$L_t(\tau) = \left(\frac{W_t(\tau)}{W_t} \right)^{-\eta_w} L_t, \quad (3)$$

где η_w – эластичность спроса на труд домохозяйства по заработной плате,

$$L_t = \left[\int_0^1 (L_t(\tau))^{(\eta_w - 1)/\eta_w} d\tau \right]^{\eta_w / (\eta_w - 1)}, \quad W_t = \left[\int_0^1 (W_t(\tau))^{1 - \eta_w} d\tau \right]^{\frac{1}{1 - \eta_w}}.$$

Формально в настоящей простой модели процесс поиска работы и безработица не моделируются, и на содержательном уровне в модели полагается, что домохозяйства состоят из большого числа индивидов, часть которых

работают, а часть являются безработными. Общее число отработанных часов домохозяйства складывается из числа отработанных часов работающих индивидов. Таким образом, домохозяйство может увеличить совокупное количество отработанных часов при повышении спроса на труд за счет как увеличения числа отработанных часов занятых индивидов, так и выхода на рынок дополнительных работников (например, супруг в семейной паре работает постоянно, а супруга трудоустраивается в периоды экономического подъема, или наоборот). В качестве примера модели с более сложным описанием процесса поиска работы отдельными индивидами домохозяйства с большим числом членов можно привести модель из работы [Christiano et al., 2011].

Уравнения накопления капитала с квадратичными издержками корректировки инвестиций имеют следующий вид:

$$K_{t+1}^d(\tau) = (1 - \delta)K_t^d(\tau) + I_t^d(\tau) \left(1 - \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_t^d(\tau)}{I_{t-1}^d(\tau)} - 1 \right)^2 \right), \quad (4)$$

$$K_{t+1}^e(\tau) = (1 - \delta)K_t^e(\tau) + I_t^e(\tau) \left(1 - \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_t^e(\tau)}{I_{t-1}^e(\tau)} - 1 \right)^2 \right), \quad (5)$$

где δ – норма амортизации капитала; φ – параметр издержек корректировки инвестиций.

Функция с квадратичными издержками корректировки инвестиций хорошо зарекомендовала себя для объяснения инвестиционной динамики как на макроуровне [Christiano et al., 2005], так и на микроуровне [Eberly et al., 2012] и может рассматриваться как моделирование с упрощающими предпосылками более сложных инвестиционных процессов, когда фирмы инвестируют во многие взаимодополняющие проекты с разным временем на создание производственных мощностей в условиях наличия неопределенности относительно срока завершения инвестиционного проекта [Lucca, 2007]. В данных условиях объем продолжающихся в текущем периоде инвестиционных проектов фиксирован, и оптимальное инвестиционное решение фирмы частично предопределено решениями, принятыми в прошлом. Кроме того, из-за взаимодополняемости инвестиционных проектов фирма может не полностью корректировать более ранние инвестиционные решения при выборе масштаба новых проектов, которые запланированы. Полученное оптимальное инвестиционное решение является инерционным, так как предыдущие решения напрямую влияют на текущие, и, как показано в работе [Lucca, 2007], упрощенная модель с издержками изменения объема инвестиций способна хорошо аппроксимировать решение из данной более сложной постановки задачи.

Поскольку домохозяйства действуют на рынке труда с монополистической конкуренцией, они принимают решение не относительно объема отработанных часов при заданной ставке заработной платы, а выбирают точку на кривой спроса на свой труд исходя из задачи максимизации своей полезности,

принимая во внимание наличие отрицательной взаимосвязи между количеством отработанных часов и ставкой заработной платы. Для нахождения оптимума для домохозяйства подставим спрос на труд (3) в функцию полезности (1) и бюджетное ограничение (2) и далее найдем максимум функции полезности (1) при ограничениях (2), (4) и (5).

Условия оптимального поведения домохозяйств по потреблению, объему отечественных и зарубежных облигаций (рассмотрено симметричное равновесие, когда все домохозяйства принимают идентичные решения, и индекс τ

во всех условиях оптимальности домохозяйств опущен) принимают следующий вид:

$$\Lambda_t = \frac{1}{C_t - hC_{t-1}}, \quad (6)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t \left[\Lambda_{t+1} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right], \quad (7)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t \left[\Lambda_{t+1} \frac{R_t^*}{\pi_{t+1}} \frac{S_{t+1}}{S_t} \right], \quad (8)$$

где Λ_t – множитель Лагранжа при бюджетном ограничении, т.е. теневая цена потребления, характеризующая изменение полезности при ослаблении

или ужесточении бюджетного ограничения; $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ – инфляция (темп роста цен товаров конечного потребления).

Оптимальные условия для объемов физического капитала и инвестиций определяются следующим образом¹:

Оптимальные условия для объемов физического капитала и инвестиций определяются следующим образом¹:

$$Q_t^d = E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \left(Q_{t+1}^d (1 - \delta) + \frac{R_{t+1}^d}{P_{t+1}} u_{t+1}^d \right) \right], \quad (9)$$

¹ Если бы издержек изменения объема инвестиций не было, то можно было бы инвестиции выразить из уравнений на динамику капитала через показатели текущего и будущего капитала и подставить их в бюджетное ограничение, тем самым сократив число ограничений в задаче условной оптимизации и число переменных управления.

$$Q_t^e = E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \left(Q_{t+1}^e (1 - \delta) + \frac{R_{t+1}^e}{P_{t+1}} \right) \right], \quad (10)$$

где Q_t^d и Q_t^e – множители Лагранжа при ограничениях на динамику накопления капитала.

$$Q_t^d \Psi' \left(\frac{I_t^d}{I_{t-1}^d} \right) \frac{I_t^d}{I_{t-1}^d} - \beta E_t Q_{t+1}^d \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \Psi' \left(\frac{I_{t+1}^d}{I_t^d} \right) \left(\frac{I_{t+1}^d}{I_t^d} \right)^2 + 1 = Q_t^d \left(1 - \Psi \left(\frac{I_t^d}{I_{t-1}^d} \right) \right), \quad (11)$$

$$Q_t^e \Psi' \left(\frac{I_t^e}{I_{t-1}^e} \right) \frac{I_t^e}{I_{t-1}^e} - \beta E_t Q_{t+1}^e \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \Psi' \left(\frac{I_{t+1}^e}{I_t^e} \right) \left(\frac{I_{t+1}^e}{I_t^e} \right)^2 + 1 = Q_t^e \left(1 - \Psi \left(\frac{I_t^e}{I_{t-1}^e} \right) \right), \quad (12)$$

где $\Psi(x) = 0.5\varphi(x-1)^2$ – квадратичная функция издержек изменения инвестиций; $\Psi'(x)$ – ее производная.

Условие оптимального выбора загрузки мощностей во внутренне-ориентированном секторе:

$$\frac{R_t^d}{P_t} = \chi e^{\psi_u(u_t^d(\tau)-1)}. \quad (13)$$

Условие оптимального выбора ставки заработной платы:

$$\begin{aligned} & \theta \eta_w \frac{P_t}{W_t} L_t^{\sigma_L} - \Lambda_t (\eta_w - 1) - \psi_w \Lambda_t \frac{W_t}{W_{t-1}} \left(\frac{W_t}{W_{t-1}} - 1 \right) + \\ & + \beta \psi_w E_t \left[\Lambda_{t+1} \left(\frac{W_{t+1}}{W_t} \right)^2 \left(\frac{W_{t+1}}{W_t} - 1 \right) \frac{L_{t+1}}{L_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] = 0 \end{aligned} \quad (14)$$

Для обеспечения сбалансированной траектории роста в модели, следуя работе [Schmitt-Grohe, Uribe, 2003], мы предполагаем, что эффективная валовая процентная ставка по иностранным финансовым активам, с которой сталкиваются отечественные агенты, отрицательно зависит от сбережений отечественной экономики на внешнем рынке в долях от совокупного стоимостного объема выпуска внутренне-ориентированного и экспортно-ориентированного секторов (при сбережениях возникает комиссия финансового посредника к мировой процентной ставке, при заимствованиях – комиссия посредника

и премия за риск; на саму мировую процентную ставку отечественная экономика не оказывает влияния):

$$R_t^* = \frac{1}{\beta} \exp \left(-\psi_B \left(\frac{S_t B_t^*}{P_t^d Y_t^d + P_t^e Y_t^e} \right) \right), \quad (15)$$

где P_t^d – цена товаров внутренне-ориентированного сектора; Y_t^d – выпуск внутренне-ориентированного сектора; P_t^e – цена товаров экспортно-ориентированного сектора; Y_t^e – выпуск экспортно-ориентированного сектора; ψ_B – параметр чувствительности процентной ставки к сбережениям в долях ВВП.

Перейдем к описанию деятельности фирм. Выпуск во внутренне-ориентированном секторе осуществляется множеством фирм, индексируемых $i \in [0, 1]$ согласно производственной функции Кобба – Дугласа:

$$Y_t^d(i) = A \left(\tilde{K}_t^d(i) \right)^\alpha \left(L_t^d(i) \right)^{1-\alpha}, \quad (16)$$

где $Y_t^d(i)$, $\tilde{K}_t^d(i)$ и $L_t^d(i)$ – выпуск, объем капитала с учетом загрузки и труд, используемые фирмой i во внутренне-ориентированном секторе; α – параметр при капитале в производственной функции; A – совокупная факторная производительность.

Фирмы воспринимают заработную плату W_t и арендную цену капитала

R_t^d как заданные, и решение задачи минимизации затрат на производство единицы продукции фирмы приводит к следующему оптимальному соотношению между используемой рабочей силой и услугами капитала:

$$\frac{\tilde{K}_t^d(i)}{L_t^d(i)} = \frac{W_t}{R_t^d} \frac{\alpha}{1-\alpha}. \quad (17)$$

Таким образом, оптимальное соотношение рабочей силы и капитала определяется соотношением цен этих факторов, которые одинаковы для каждой

1 На агрегированном уровне в равновесии спрос на загруженный капитал со стороны фирм должен быть равен предложению загруженного капитала со стороны домохозяйств:

$$\tilde{K}_t^d = u_t^d K_t^d.$$

фирмы. Следовательно, фирмы нанимают рабочую силу и арендуют капитал в пропорциях, не зависящих от объема производства, а предельные издержки определяются следующим выражением:

$$MC_t(i) = MC_t = \frac{(W_t)^{1-\alpha} (R_t^d)^\alpha}{A(1-\alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha}. \quad (18)$$

Далее в модель вводится неабсолютная гибкость цен по Ротенбергу.

Предполагается, что спрос на продукцию фирмы i зависит от ее цены $P_t^d(i)$ согласно следующему уравнению:

$$Y_t^d(i) = \left(\frac{P_t^d(i)}{P_t^d} \right)^{-\eta_d} Y_t^d, \quad (19)$$

где η_d – эластичность спроса на товары фирмы по цене.

$$Y_t^d = \left[\int_0^1 (Y_t^d(i))^{\frac{\eta_d-1}{\eta_d}} di \right]^{\eta_d/(\eta_d-1)}, \quad P_t^d = \left[\int_0^1 (P_t^d(i))^{1-\eta_d} di \right]^{\frac{1}{1-\eta_d}}.$$

Предполагается, что изменение цены отдельной фирмой сопряжено с квадратичными издержками $\frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_t^d(i)}{P_{t-1}^d} - 1 \right)^2 P_t^d Y_t^d$. Фирмы устанавливают

цены исходя из максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}} \left[(P_{t+s}^d(i) - MC_{t+s}) Y_{t+s}^d(i) - \frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_{t+s}^d(i)}{P_{t+s-1}^d} - 1 \right)^2 P_{t+s}^d Y_{t+s}^d \right], \quad (20)$$

где $\beta^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}}$ – стохастический дисконт-фактор, отражающий текущую стоимость для домохозяйств дополнительной единицы прибыли в момент времени $t+s$.

Условие оптимальности для цены (с учетом того, что в симметричном равновесии $P_t^d(i) = P_t^d$):

$$\begin{aligned}
& (1-\eta_d)Y_t^d + \eta_d \frac{MC_t}{P_t^d} Y_t^d - \psi_d \frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} \left(\frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} - 1 \right) Y_t^d + \\
& + \psi_d E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1} P_t \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} - 1 \right) Y_{t+1}^d}{\Lambda_t P_{t+1} \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} \right)} \right] = 0
\end{aligned} \tag{21}$$

Мы предполагаем наличие эффекта неполного переноса изменений номинального обменного курса рубля в цены импортных товаров в краткосрочном периоде, для чего вводим жесткость цен по Ротенбергу аналогично задаче фирм, работающих во внутренне-ориентированном секторе. Предполагается,

что импортеры покупают товары на внешнем рынке оптом по цене $P_t^{*M} S_t$ (S_t – номинальный обменный курс, P_t^{*M} – импортные цены в иностранной валюте), везут, хранят, переупаковывают, рекламируют и продают их по цене P_t^M . При этом изменение цены сопряжено с квадратичными издержками. По-

скольку данная задача полностью аналогична задаче по изменению цены фирм внутренне-ориентированного сектора, запишем сразу итоговое уравнение на динамику цен импортных товаров:

$$\begin{aligned}
& (1-\eta_M)M_t + \eta_M \frac{P_t^{*M} S_t}{P_t^M} M_t - \psi_M \frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} \left(\frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} - 1 \right) M_t + \\
& + \psi_M E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1} P_t \left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M} - 1 \right) M_{t+1}}{\Lambda_t P_{t+1} \left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M} \right)} \right] = 0
\end{aligned} \tag{22}$$

где η_M – эластичность спроса на товары отдельного ритейлера-импортера; M_t – совокупный по всем импортерам объем импорта; ψ_M – параметр, определяющий величину издержек изменения импортных цен.

Предполагается, что в экспортно-ориентированном секторе действует репрезентативная фирма на рынке совершенной конкуренции, выпуск Y_t^e которой описывается следующей производственной функцией Кобба – Дугласа:

$$Y_t^e = A(K_t^e)^\alpha (L_t^e)^{1-\alpha}, \tag{23}$$

где K_t^e и L_t^e – объем используемого капитала и труда в рассматриваемом секторе.

Также предполагается, что изменение использования труда в данном секторе сопряжено с квадратичными издержками $\frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right)^2 W_t L_t^e$, связан-

ными с наймом и обучением работников или увольнением и компенсационными выплатами, которое вводится с целью ограничить чувствительность выпуска экспортно-ориентированного сектора к изменению макроэкономических условий. Если бы процесс изменения количества используемого труда был гибким, то в ответ на улучшение условий торговли при неабсолютной гибкости номинальных заработных плат фирмы бы резко наращивали производство за счет увеличения использования труда и резко повышали выпуск. Судя по статистическим данным, это не наблюдается, что может быть обусловлено особенностями технологического процесса в сырьевых секторах экономики. Фирмы выбирают объем использования факторов производства исходя из максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t P_{t+s}} \left[\begin{array}{l} P_{t+s}^e (K_{t+s}^e)^\alpha (AL_{t+s}^e)^{1-\alpha} - R_{t+s}^e K_{t+s}^e - \\ - W_{t+s} L_{t+s}^e - \frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_{t+s}^e}{L_{t+s-1}^e} - 1 \right)^2 W_{t+s} L_{t+s}^e \end{array} \right]. \quad (24)$$

Из условий первого порядка следует:

$$K_t^e R_t^e = \alpha P_t^e Y_t^e, \quad (25)$$

$$\begin{aligned} \frac{(1-\alpha)P_t^e Y_t^e}{P_t L_t^e} &= \frac{W_t}{P_t} \left(1 + \psi_L \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right) \frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} + \frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right)^2 \right) - \\ &- E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \psi_L \left(\frac{L_{t+1}^e}{L_t^e} - 1 \right) \frac{W_{t+1}}{P_{t+1}} \left(\frac{L_{t+1}^e}{L_t^e} \right) \right]. \end{aligned} \quad (26)$$

Предполагается, что импортные товары и товары внутренне-ориентированного сектора являются несовершенными субститутами в конечном по-

треблении частного сектора, в том числе в потреблении домохозяйств C_t , и осуществленными инвестициями I_t , а соответствующий агрегированный индекс конечного потребления частного сектора, характеризующий данные предпочтения, задается с помощью следующей функции Кобба – Дугласа:

$$J_t = \frac{(M_t)^\omega (D_t)^{1-\omega}}{(\omega)^\omega (1-\omega)^{1-\omega}}. \quad (27)$$

Тогда из задачи минимизации издержек следует, что при формировании единицы товара конечного потребления J_t номинальные расходы на импортные товары M_t и товары внутренне-ориентированного сектора D_t определяются как доли ω и $1-\omega$ от совокупных расходов на конечное потребление частного сектора. Это позволяет нам записать следующие функции спроса на данные две категории товаров:

$$P_t^M M_t = \omega P_t J_t, \quad (28)$$

$$P_t^d D_t = (1-\omega) P_t J_t, \quad (29)$$

где $P_t = (P_t^M)^\omega (P_t^d)^{1-\omega}$.

Государственные расходы на конечное потребление товаров и услуг G_t , как мы предполагаем для упрощения, состоят из расходов на товары внутренне-ориентированного сектора. Тогда в равновесии выпуск товаров внутренне-ориентированного сектора Y_t^d равен сумме спроса со стороны государственного сектора G_t и частного сектора D_t :

$$Y_t^d = G_t + D_t. \quad (30)$$

Также предполагается, что госрасходы на конечное потребление прямо пропорциональны выпуску внутренне-ориентированного сектора:

$$G_t = \bar{g} Y_t^d. \quad (31)$$

Для обеспечения замкнутости товарно-материального баланса предполагается, что все издержки, связанные с загрузкой капитала, изменением цен и зарплат, отработанных часов, ведут к реальным потерям товаров конечного потребления частного сектора. Тогда условие равновесия для товаров данного типа можно записать в следующем виде:

$$\begin{aligned}
J_t = & \frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u(u_t^d - 1)} - 1 \right) K_t^d + \frac{\psi_w}{2} \left(\frac{W_t}{W_{t-1}} - 1 \right)^2 \frac{W_t L_t}{P_t} + \\
& + \frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} - 1 \right)^2 \frac{P_t^d Y_t^d}{P_t} + \\
& + \frac{\psi_M}{2} \left(\frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} - 1 \right)^2 \frac{P_t^M Y_t^M}{P_t} + \\
& + \frac{\psi_L}{2} \left(\frac{L_t^e}{L_{t-1}^e} - 1 \right)^2 \frac{W_t L_t^e}{P_t} + C_t + I_t
\end{aligned} \tag{32}$$

Предполагается, что центральный банк при проведении денежно-кредитной политики таргетирует инфляцию и опирается при этом на инструментальное правило в виде правила Тейлора, в котором процентная ставка R_t зависит от отклонения ожидаемого¹ уровня инфляции следующего периода $E_t \pi_{t+1}$ от целевого значения $\bar{\pi}$ и от лага процентной ставки R_{t-1} (инерционная компонента динамики процентных ставок, сглаживающая их резкие колебания в ответ на макроэкономические шоки):

$$\log \left(\frac{R_t}{\bar{R}} \right) = \rho_R \log \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right) + (1 - \rho_R) \alpha_\pi \log \left(\frac{E_t \pi_{t+1}}{\bar{\pi}} \right) + \varepsilon_t, \tag{33}$$

где ε_t – шок денежно-кредитной политики; \bar{R} – долгосрочный уровень процентных ставок; α_π – параметр реакции ставки на инфляцию; ρ_R – параметр зависимости текущей ставки от своего лага.

В работе мы исходим из того, что условия торговли, выражаемые отношением экспортных цен к импортным ценам, описываются процессом случайного блуждания:

$$\log \left(\frac{P_t^{*e}}{P_t^{*M}} \right) = \log \left(\frac{P_{t-1}^{*e}}{P_{t-1}^{*M}} \right) + \xi_t, \tag{34}$$

1 В исследовании были рассмотрены два альтернативных варианта для спецификации инструментального правила ЦБ: с реакцией на текущую и ожидаемую инфляцию. Вариант модели с ожидаемой инфляцией продемонстрировал лучшую объясняющую способность для «эмпирических» функций импульсного отклика и лучшую сходимость марковских цепей при семплировании параметров из квазиапостериорного распределения.

где ξ_t – случайная нормально распределенная ошибка, шок условий торговли; P_t^{*e} – экспортные цены в иностранной валюте ($P_t^e = S_t P_t^{*e}$).

Динамика активов определяется в рамках соотношения:

$$B_t^* = (1 - \vartheta) p_t^{*e} Y_t^e - p_t^{*M} M_t + R_{t-1}^* B_{t-1}^*. \quad (35)$$

Здесь, как и в работе [Шульгин, 2017], предполагается, что существуют некоторые изъятия из экспортных доходов ϑ , чтобы смоделировать наличие

систематического профицита российского торгового баланса в исторической ретроспективе в условиях отсутствия существенного долга (наличие долга в стационарном равновесии приводило бы к положительному торговому балансу, обеспечивающему возможность выплат процентных платежей по долгу). Содержательно данные изъятия можно интерпретировать как рентный платеж иностранным инвесторам, являющимся собственниками части капитала и ресурсов в отечественной экономике¹. Данное предположение требуется для калибровки параметров DSGE-модели в стационарном равновесии к историческим средним.

Предполагается также существование совершенной мобильности труда между секторами, агрегированный спрос на труд определяется выражением:

$$L_t = L_t^e + L_t^d. \quad (36)$$

1.2. Двухсекторная DSGE-модель с инвестиционным акселератором

В рамках настоящей версии модели предполагается, что динамика капитала и инвестиций определяется не из оптимизационной задачи, а описывается простыми поведенческими уравнениями исходя из логики модели инвестиционного акселератора [Clark, 1917; Koysk, 1954]. Логика модели инвестиционного акселератора при спецификации эконометрических моделей для описания динамики инвестиций в России ранее использовалась, например, в работах [Идрисов, 2010; Исаев, 2019; Polbin, Sinelnikov-Murylev, 2021]. Динамика капитала задается в рамках стандартных уравнений без издержек изменения инвестиций:

$$K_{t+1}^d = (1 - \delta) K_t^d + I_t^d, \quad (37)$$

$$K_{t+1}^e = (1 - \delta) K_t^e + I_t^e. \quad (38)$$

1 DSGE-модели, как правило, строятся для анализа краткосрочных колебаний в рамках делового цикла. Если же рассматривать долгосрочную перспективу, то систематический профицит торгового баланса и накопление чистых иностранных активов могут быть объяснены исчерпаемостью углеводородов: сбережения формируются на будущее, когда доходы от экспорта углеводородов снизятся, чтобы сгладить потребление во времени.

При этом предполагается, что существует некоторый желаемый объем капитала в каждом секторе, K_t^{*d} и K_t^{*e} , который прямо пропорционален стоимости выпуска, дефлированной на индекс цен товаров инвестиционного назначения (этот объем в модели в рамках упрощающих предпосылок о том, что структура корзины потребительских и инвестиционных товаров одна и та же, совпадает с индексом цен потребительских товаров и равен индексу цен товаров конечного потребления P_t):

$$K_t^{*d} = \mu^d \frac{P_t^d Y_t^d}{P_t}, \quad (39)$$

$$K_t^{*e} = \mu^e \frac{P_t^e Y_t^e}{P_t}. \quad (40)$$

Предполагается, что увеличение цены производимой продукции по отношению к росту цены инвестиционного товара будет стимулировать накопление капитала. Для инвестиций предполагается следующий процесс частичной корректировки, учитывающий оптимальный уровень капитала:

$$I_t^d = \lambda (\gamma K_t^{*d} + (1 - \gamma) K_{t-1}^{*d}) + (\delta - \lambda) K_t^d, \quad (41)$$

$$I_t^e = \lambda (\gamma K_t^{*e} + (1 - \gamma) K_{t-1}^{*e}) + (\delta - \lambda) K_t^e, \quad (42)$$

где λ – коэффициент частичной корректировки.

При этом в модели предполагается, что корректировка осуществляется к средневзвешенному значению желаемого капитала в текущем периоде с весом λ и в прошлом периоде с весом $1 - \lambda$, что продиктовано необходимостью учета дополнительной инерционности в принятии инвестиционных решений из-за квартальной частоты используемых статистических данных¹.

¹ В работе [Polbin, Sinelnikov-Murylev, 2021] модель оценивалась на годовых данных, для описания которых достаточно было специфицировать процесс корректировки инвестиций только к текущему значению желаемого капитала без дополнительного включения в модель его лага. В настоящей работе для моделирования на приемлемом уровне качества временного ряда инвестиций более высокой частотности потребовалось включение лага желаемого капитала в инвестиционную функцию.

2. Эконометрическая оценка параметров модели

Для оценки «эмпирических» функций импульсного отклика был выбран период с I квартала 2010 г. по IV квартал 2019 г., а сами импульсные отклики строились для 7 переменных: ВВП в постоянных ценах, потребление домохозяйств в постоянных ценах, валовое накопление основного капитала в постоянных ценах, импорт в постоянных ценах, экспорт в постоянных ценах, среднеквартальная ставка процента MIACR и базисный индекс потребительских цен на конец квартала. При выборе рассматриваемого периода для оценивания мы руководствовались тем, что на периоде оценивания должен наблюдаться достаточно однородный режим денежно-кредитной политики, поскольку в контексте критики Лукаса [Lucas, 1976] при изменении режима экономической политики будут меняться и кросскорреляционные взаимосвязи между макроэкономическими переменными. Режим денежно-кредитной политики непосредственным образом определяет характер откликов макроэкономических показателей на шок условий торговли в разрабатываемой DSGE-модели, что будет продемонстрировано в следующем разделе.

До кризиса 2008 г. Банк России придерживался политики таргетирования обменного курса рубля к бивалютной корзине, и данный период явно не подходит для оценивания. Режим таргетирования инфляции действует в России с 2015 г. Но если брать в качестве начала периода оценки 2015 г., то остается слишком мало точек для эконометрического оценивания. В период между кризисами 2008–2009 гг. и 2014–2015 гг. курсообразование на рынке валюты было относительно гибким. Поэтому было принято решение в качестве левой границы для периода оценивания взять I квартал 2010 г. Что касается правого конца периода, то при эконометрическом оценивании используются статистические данные до эпидемиологического кризиса, а именно до IV квартала 2019 г.

Поскольку выбранный исторический эпизод для оценивания параметров является достаточно коротким, для получения «эмпирических» функций импульсного отклика воспользуемся простой ARX-моделью с 4 лагами:

$$y_t = c^y + \sum_{i=1}^4 a_i^y y_{t-i} + \sum_{i=0}^4 b_i^y x_{t-i} + \zeta_t^y, \quad (43)$$

где y_t – одна из семи эндогенных переменных; x_t – экзогенная переменная

(условия торговли); ζ_t^y – случайный член в регрессии; c^y , a_i^y , b_i^y – оцениваемые параметры.

Процентная ставка в модели используется в уровнях (в процентах годовых), все остальные переменные берутся в виде разности логарифмов. Из ВВП, потребления домохозяйств, валового накопления основного капитала, импорта, экспорта и индекса потребительских цен удалена сезонная компонента с помощью ARIMA-X12. В качестве экзогенной переменной в регрессии мы использовали разность логарифмов реальных цен на нефть (отношение номинальных цен на нефть марки Brent в долларах США к ИПЦ США). Реальные цены на нефть в регрессии рассматриваются в качестве прокси-переменной для условий торговли. При построении функций импульсного отклика предполагалось, что логарифм реальных цен на нефть описывается процессом случайного блуждания, о чем свидетельствуют, например, результаты работы [Alquist et al., 2013]. Также при построении импульсных откликов в DSGE-модели мы учитываем, что перманентное изменение цен на нефть транслируется в перманентное изменение условий торговли с эластичностью 0,5, т.е. при 10%-ном долгосрочном увеличении нефтяных цен условия торговли улучшаются на 5% в долгосрочном периоде. Само значение данной эластичности получено на основе регрессии (43), в которой в качестве эндогенной переменной использовался логарифмический прирост сезонно-сглаженного соотношения экспортных и импортных цен для российской экономики (оценка долгосрочного эффекта для логарифма условий торговли рассчитана накопленным итогом на долгосрочном горизонте влияния шока цен на нефть на логарифмические приросты условий торговли).

В работе при построении «эмпирических» импульсных откликов используется не показатель соотношения экспортных и импортных цен для Российской Федерации напрямую, а цены на нефть в качестве прокси-переменной для условий торговли по следующим причинам. Во-первых, регрессии с цена-

ми на нефть имеют более высокую объясняющую силу с более высоким R^2

и более узкими доверительными интервалами для функций импульсного отклика. Во-вторых, согласно работам [Kilian, 2009; Kilian, Murphy, 2012] основной движущей силой цен на нефть выступают шоки мировой деловой активности, которые оказывают влияние на спрос и цены на все сырьевые товары. Соответственно, изменения биржевых цен на нефть могут выступать хорошим оперативным индикатором изменения цен для всех сырьевых товаров. В-третьих, подстройка соотношения экспортных и импортных цен для России к шоку цен на нефть оказывается не мгновенной. Условия торговли полностью подстраиваются к долгосрочному равновесию через несколько кварталов. Это может быть обусловлено наличием уже заключенных контрактных обязательств на поставки товаров. Средние экспортные цены увеличиваются постепенно в ответ на увеличение биржевых цен по мере пересмотра цен в контрактных поставках. В данных условиях при эмпирическом анализе более релевантным является использование именно биржевых цен, поскольку они определяют цены при предельном изменении объема экспортируемой продукции.

Однако нельзя исключать из внимания прочие механизмы, обуславливающие постепенность подстройки условий торговли к изменениям цен на нефть. Например, цены на нефть могут реагировать мгновенно на шок мировой деловой активности, а цены на прочие биржевые товары – с некоторым лагом. В данном случае шок цен на нефть будет выступать в некотором смысле «новостным» шоком для будущего изменения условий торговли (см., например: *Сугаинов, 2022; Zeev et al., 2017*), и учет данного эффекта потребовал бы модификации предлагаемой модели. Для определения того, какой эффект превалирует на практике, необходим дополнительный анализ. На *рис. 1* представлены «эмпирические» функции импульсного отклика на 5%-ное перманентное улучшение условий торговли, полученные на основе оценки уравнения (43) с помощью метода наименьших квадратов, а также границы 68%-ных и 95%-ных доверительных интервалов, полученные на основе бутстрэпа.

Перейдем к оценке параметров DSGE-модели в двух предложенных спецификациях. Следуя стандартной практике, описанной в литературе, часть параметров, отвечающих прежде всего за долгосрочное равновесие, калибруется

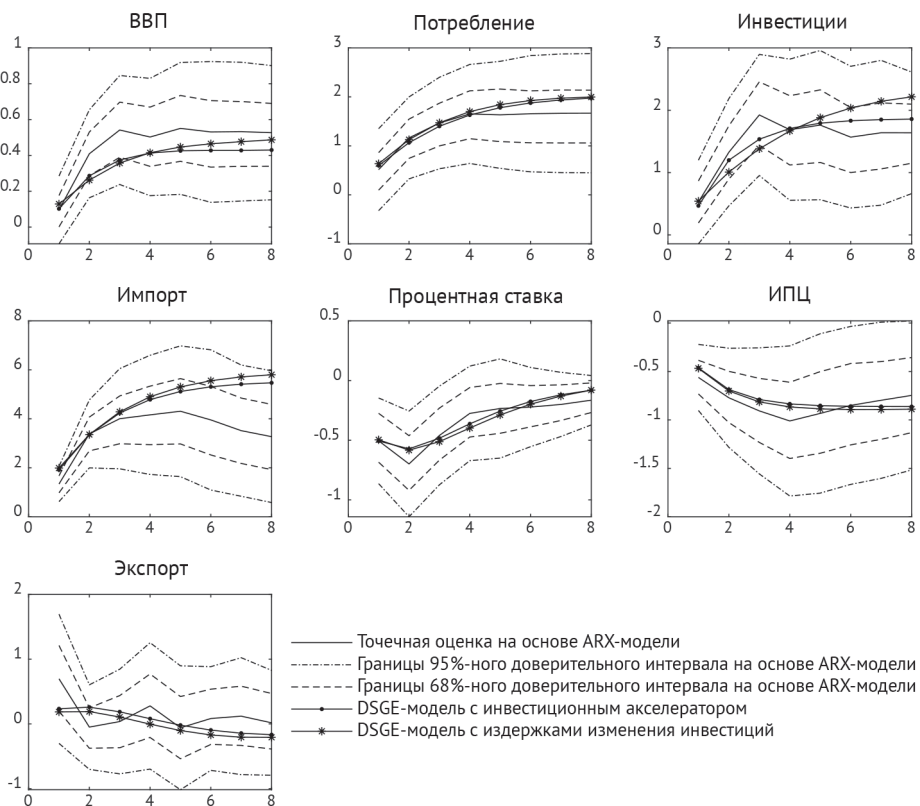


Рис. 1. Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное улучшение условий торговли

предварительно. Идентичные параметры в двух рассматриваемых спецификациях калибруются на одном и том же уровне. Параметрам эластичностей на монополистических рынках труда η_W , товаров внутренне-ориентированного η_d и импортного η_M секторов присваивается стандартное в литературе значение (см., например: [Erceg et al., 2006]) равное 6, что соответствует марже в 20%. Доля импорта ω в функции Кобба – Дугласа для формирования объема потребительских и инвестиционных товаров устанавливается на уровне 0,34, что обеспечивает среднюю долю импорта в ВВП на периоде оценивания, равную 0,21. Поскольку импорт в среднем был на 25% ниже экспорта, доля изъятий из экспортных доходов в уравнении (35) калибруется на уровне 0,25. Доля госрасходов на конечное потребление в выпуске внутренне-ориентированного сектора \bar{g} устанавливалась на уровне 0,31, что обеспечивает среднюю долю государственных расходов на конечное потребление в ВВП, равную 0,22.

Доля капитала в производственных функциях внутренне- и экспортно-ориентированных секторов устанавливается на уровне 0,35. Дисконт-фактор, как и в работе [Smets, Wouters, 2003], устанавливается на уровне 0,99, что соответствует реальной процентной ставке 4% годовых в долгосрочном равновесии. Параметр амортизации δ принимается на уровне 0,025, чтобы обе-

спечить соответствие модельного соотношения инвестиций к ВВП в стационарном равновесии со средней долей инвестиций в ВВП, равной 0,21. В модели с инвестиционным акселератором коэффициенты

пропорциональности μ^d и μ^e желаемого объема капитала к выпуску во

внутренне-ориентированном и экспортно-ориентированном секторах экономики устанавливались на таком уровне, чтобы обеспечить тот же объем капитала в долгосрочном равновесии в соответствующих секторах, как и в модели с издержками изменения инвестиций.

Параметр нормировки в функции издержек загрузки капитала χ устанавливается на таком уровне, чтобы в устойчивом состоянии загрузка капитала была равна единице. Параметр чувствительности процентной ставки по внешним заимствованиям (определяемой в виде суммы мировой процентной ставки, на которую отечественная экономика повлиять не может, комиссии посредника и премии за риск) к сбережениям в долях общего стоимостного объема выпуска экспортно-ориентированного и внутренне-ориентированного секторов ψ_B устанавливается на уровне достаточно малой величины – 0,01,

но отличной от нуля для обеспечения стационарности модели [Schmitt-Grohe, Uribe, 2003].

Параметр σ_L в литературе интерпретируется как обратная величина к эластичности предложения труда по Фришу, поскольку $1/\sigma_L$ показывает, насколько изменится предложение труда при увеличении заработной платы на 1% при фиксированном уровне предельной полезности богатства в экономике с гибкими заработными платами. Это следует из уравнения (14), если установить параметр жесткости заработных плат ψ_w на уровне 0, так как фиксированный уровень предельной полезности богатства соответствует неизменности теневой цены потребления Λ_t . Калибровка данного параметра

являлась предметом серьезных дискуссий в литературе по моделям реального делового цикла, поскольку именно эластичность предложения труда по Фришу характеризует реакцию отработанных часов на изменение заработных плат в моделях с гибкими ценовыми показателями. Поскольку циклические колебания экономики в ряде случаев достаточно слабы, чтобы повлиять на уровень перманентного дохода репрезентативного домохозяйства, они оказывают незначительный эффект на предельную полезность богатства домохозяйства, сглаживающего свое потребление во времени, что объясняет использование эластичности по Фришу для оценки влияния изменения заработных плат на отработанные часы. Потребление оказывается наиболее стабильным во времени макроэкономическим показателем системы национальных счетов. Эластичности же предложения труда по Хиксу и Маршаллу являются более статическими характеристиками, которые не учитывают возможность изменения сбережений в ответ на изменение заработных плат и, соответственно, допускают большие изменения в одном периоде как для отработанных часов, так и для потребления. Однако следует отметить, что в моделях с негибкими номинальными заработными платами роль эластичности предложения труда по Фришу в определении динамики отработанных часов снижается.

Параметр эластичности предложения труда по Фришу калибруется на основе имеющихся эконометрических оценок для России. В работе [Замниус и др., 2022] оценка эластичности для женатых мужчин составила 0,14, в работе [Замниус, Полбин, 2021] для замужних женщин оценка эластичности равна примерно 0,16. Соответственно, в настоящей макроэкономической модели

параметру σ_L , являющемуся обратной величиной к эластичности предложения труда по Фришу, присваивается значение $1/0,15$. Безусловно,

использование микроэконометрических оценок для калибровки параметров макроэкономических моделей не является общепризнанным подходом. Однако калибровка данного параметра не оказывает какого-либо значимого влияния на результаты дальнейшего анализа.

Калибровку оставшихся параметров (конкретный набор параметров будет приведен ниже), отвечающих прежде всего за краткосрочную динамику, будем проводить исходя из минимизации расстояния между теоретическими и «эмпирическими» функциями импульсного отклика. На первом шаге введем следующую функцию расстояния:

$$\Upsilon(\mathbf{v}) = \frac{1}{2} \left[\hat{\Psi} - \Psi(\mathbf{v}) \right]' \mathbf{V}^{-1} \left[\hat{\Psi} - \Psi(\mathbf{v}) \right], \quad (44)$$

где \mathbf{v} – вектор калибруемых параметров; $\hat{\Psi}$ – вектор, состоящий из точечных «эмпирических» функций импульсного отклика, полученных на основе регрессионной модели (43); $\Psi(\mathbf{v})$ – вектор импульсных откликов в DSGE-модели с параметрами \mathbf{v} ; \mathbf{V} – диагональная матрица с оцененными дисперсиями для импульсных откликов по модели (43) на основе бутстрепа.

В эмпирическом анализе использовались функции импульсного отклика, построенные на горизонте 8 кварталов.

В классических работах [Boivin, Giannoni, 2006; Christiano et al., 2005; Dupor et al., 2009; Rotemberg, Woodford, 1997; Uribe, Yue, 2006] оценка параметров DSGE-модели проводилась на основе минимизации функции расстояния (44). В последующих работах [Christiano et al., 2010; Coibion, Gorodnichenko, 2011; Inoue, Shintani, 2018; Kormilitsina, 2011; Schmitt-Grohé, Uribe, 2011; Shibata et al., 2019] стал активно применяться байесовский подход, получивший большую популярность после публикации работы [Chernozhukov, Hong, 2003], в рамках

которого априорное распределение параметров модели $\pi(\mathbf{v})$ комбинируется со штрафной функцией, измеряющей расстояние либо между теоретическими и «эмпирическими» функциями импульсного отклика, либо между теоретическими и «эмпирическими» моментами в данных, для получения квазиапостериорного распределения на основе преобразования Лапласа в следующем виде:

$$p(\mathbf{v}) = \frac{e^{-\Upsilon(\mathbf{v})} \pi(\mathbf{v})}{\int e^{-\Upsilon(\mathbf{v})} \pi(\mathbf{v}) d\mathbf{v}}. \quad (45)$$

Поскольку $e^{-Y(v)}$ не является функцией правдоподобия, для $\pi(v)$ используется термин плотности квазиапостериорного распределения. Данная постановка задачи открывает возможность для эффективного анализа альтернативных параметризаций модели, обеспечивающих ее согласованность с «эмпирическими» функциями импульсного отклика, на основе семплирования методами Монте-Карло по схеме марковских цепей с учетом имеющихся априорных представлений о распределении параметров модели.

Для DSGE-модели с издержками изменения инвестиций оценивались 9 параметров, для которых априорные распределения специфицировались в следующем виде. Следуя работе [Smets, Wouters, 2003], для параметра привычек в потреблении h вводится бета-распределение со средним 0,7 и стандартной ошибкой 0,1; для коэффициента зависимости процентной ставки от своего лага в правиле Тейлора ρ_R – бета-распределение со средним 0,8 и стандартной ошибкой 0,1; для параметра издержек загрузки капитала ψ_u – нормальное распределение со средним 0,2 и стандартной ошибкой 0,075; для параметра издержек изменения инвестиций ϕ – нормальное распределение со средним 4,0 и стандартной ошибкой 1,5. Для коэффициента реакции процентной ставки на ожидаемую инфляцию в правиле Тейлора α_π мы вводим нормальное априорное распределение со средним 1,5 и со стандартным отклонением 0,3, для параметра издержек изменения труда ψ_L в экспортно-ориентированном секторе вводится неинформативное априорное распределение – равномерное распределение на отрезке от 0 до 5.

Для параметров издержек изменения заработных плат ψ_W , цен на товары внутренне-ориентированного сектора ψ_d и цен импортных товаров ψ_M задается нормальное распределение со средним 60, 30 и 10 соответственно, что для эквивалентного представления в линеаризованном виде для динамики ценовых показателей в модели ценообразования по Кальво [Calvo, 1983] дает среднюю продолжительность контракта для заработных плат примерно 4 квартала, для цен внутренне-ориентированного сектора – 3 квартала, для импортных цен – 2 квартала. Стандартные отклонения для параметров жесткостей ценовых показателей устанавливаются на величине 30% от их

матожидания, т.е. на уровне 18, 9 и 3 соответственно. При оценивании модели с инвестиционным акселератором исключается параметр φ и добавляются

два параметра: коэффициент частичной корректировки инвестиций λ и вес желаемого капитала текущего периода в уравнении корректировки инвестиций γ . Для обоих параметров мы вводим равномерное априорное распределение на отрезке от 0 до 1.

Квазиапостериорное распределение оценивалось на основе семплирования марковской цепи длиной 110 000 наблюдений по алгоритму Метрополиса – Гастингса. Первые 10 000 наблюдений исключались, чтобы нивелировать роль начальных условий. На основе оставшихся 100 000 наблюдений оценивались средние значения параметров и квантили. В *табл. 1* представлены оценки параметров двух спецификаций DSGE-модели: средние значения параметров и 90%-ные квантили, а на *рис. 1* для двух спецификаций DSGE-модели и ARX-моделей сопоставляются импульсные отклики на 5%-ное улучшение условий торговли. На *рис. 1* процентная ставка представлена в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия, в котором находилась экономика до реализации шока, и измеряется в процентах годовых. Остальные переменные представлены в процентном отклонении уровня переменной от значения в устойчивом равновесии (накопленным итогом по импульсным откликам для темпов роста переменных). ИПЦ – базисный индекс потребительских цен.

Как показано на *рис. 1*, обе версии DSGE-модели могут достаточно точно воспроизводить влияние условий торговли на российскую экономику. Через два года после реализации шока ВВП в DSGE-модели увеличивается примерно на 0,5%, потребление домохозяйств и валовое накопление капитала (инвестиции) – на 2%, импорт – на 5%, базисный индекс потребительских цен снижается примерно на 0,9% через два года, процентная ставка в краткосрочной перспективе снижается примерно на 0,5 п.п. годовых. Модель с инвестиционным акселератором справилась с объяснением импульсного отклика инвестиций немного лучше, но и оценивается параметров в данной модели на один больше.

Как следует из *табл. 1*, оценки по параметрам, имеющимся в обеих спецификациях модели, оказались весьма близки. Исключением является параметр издержек загрузки капитала, среднее для которого в модели с издержками изменения инвестиций оказалось примерно в 2 раза меньше по сравнению с оценкой в модели с инвестиционным акселератором. В первой модели величина данного параметра в значительной степени определяется траекторией отклика как выпуска, так и инвестиций, поскольку инвестиции в данной модели зависят от дисконтированного потока арендных платежей,

а чем ниже величина параметра ψ_u , тем слабее арендные ставки реагируют на шоки [Christiano et al., 2005], что позволяет сдерживать реакцию инвестиций

Таблица 1

Оценка параметров DSGE-модели

	Квазипостериорное среднее и 90%-ный доверительный интервал в модели с издержками изменения инвестиций	Квазипостериорное среднее и 90%-ный доверительный интервал в модели с инвестиционным акселератором
Параметр привычек в потреблении, h	0,722 (0,664, 0,773)	0,739 (0,692, 0,783)
Параметр издержек загрузки капитала, ψ_u	0,071 (0,012, 0,167)	0,162 (0,038, 0,283)
Коэффициент реакции процентной ставки на инфляцию в правиле Тейлора, α_π	1,702 (1,373, 2,081)	1,681 (1,345, 2,071)
Коэффициент зависимости процентной ставки от своего лага в правиле Тейлора, ρ_R	0,691 (0,602, 0,773)	0,665 (0,561, 0,759)
Параметр издержек изменения труда, ψ_L	3,348 (1,604, 4,836)	3,017 (1,239, 4,759)
Параметр издержек изменения инвестиций, φ	5,810 (3,973, 7,749)	-
Параметр издержек изменения цен внутренне-ориентированного сектора, ψ_d	30,93 (16,56, 45,26)	34,54 (20,64, 48,31)
Параметр издержек изменения зарплат, ψ_W	72,67 (47,07, 99,37)	75,45 (48,50, 103,41)
Параметр издержек изменения импортных цен, ψ_M	13,02 (9,89, 16,51)	12,19 (9,14, 15,51)
Коэффициент частичной корректировки инвестиций, λ	-	0,020 (0,017, 0,022)
Вес желаемого капитала текущего периода в уравнении корректировки инвестиций, γ	-	0,473 (0,192, 0,745)

на шок условий торговли в модели. При неизменной загрузке капитала при прочих равных инвестиции реагируют на шок условий торговли гораздо сильнее.

Квазипостериорное среднее для привычек в потреблении немного превысило априорное среднее, а среднее для коэффициента зависимости процентной ставки от своего лага в правиле Тейлора, напротив, оказалось ниже априорного среднего и приняло значение 0,691 в первой спецификации модели и 0,665 – во второй. Оценка коэффициента реакции процентной

ставки на ожидаемую инфляцию оказалась достаточно высокой и составила примерно 1,7. Оценка параметра издержек изменения инвестиций значительно превысила свое априорное среднее и приблизительно равна 6, что близко к оценкам [Smets, Wouters, 2003] для экономики ЕС. Квазиапостериорные средние для параметров номинальных жесткостей сместились в сторону повышения по отношению к априорному среднему, особенно для параметра издержек изменения заработных плат. Оценка для коэффициента частичной корректировки инвестиций в модели с инвестиционным акселератором составила 0,02, что говорит о медленной подстройке капитала к желаемому уровню. При этом оценка веса желаемого капитала текущего периода в уравнении корректировки инвестиций оказалась равна примерно 0,5.

3. Примеры применения откалиброванной модели

В настоящем разделе в качестве первого примера применения откалиброванной модели анализируется влияние шока денежно-кредитной политики на основные макроэкономические показатели. На *рис. 2* представлены функции импульсного отклика макроэкономических показателей на шок увеличения процентных ставок на 1 п.п. годовых в двух спецификациях построенной модели. Сплошные линии соответствуют импульсным откликам в модели с издержками изменения инвестиций (точечная оценка с границами 68%-ного доверительного интервала), пунктирные линии – импульсным

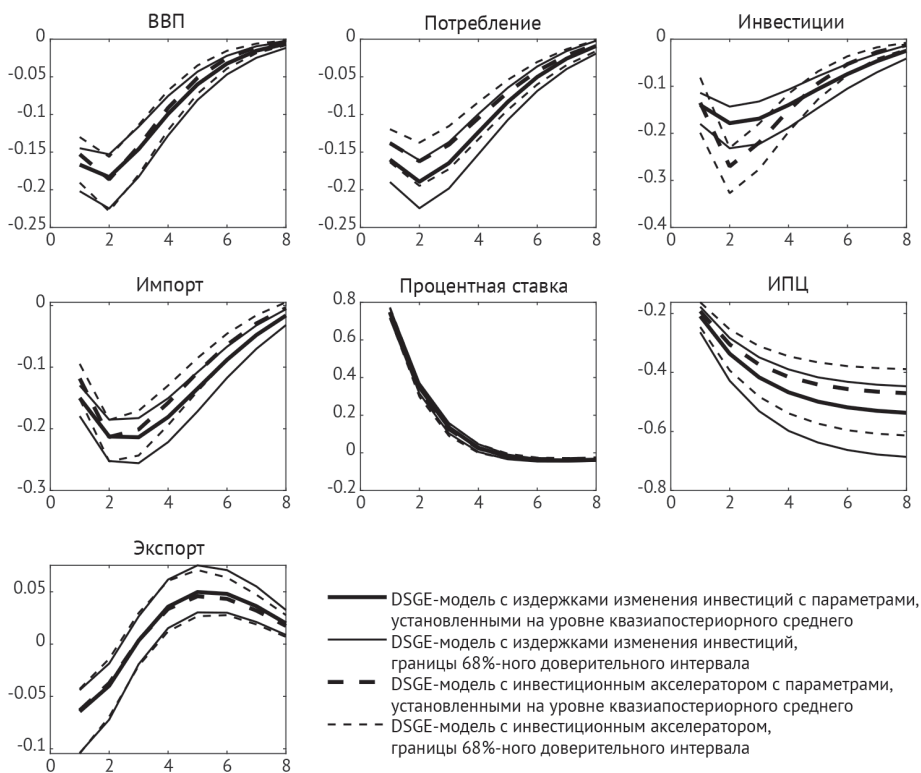


Рис. 2. Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на шок увеличения процентных ставок на 1 п.п. годовых

откликам в модели с инвестиционным акселератором. Процентная ставка представлена в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия, в котором находилась экономика до реализации шока, и измеряется в процентах годовых. Остальные переменные представлены в процентном отклонении уровня переменной от значения в устойчивом равновесии (накопленным итогом по импульсным откликам для темпов роста переменных). ИПЦ – базисный индекс потребительских цен.

Механизм влияния увеличения номинальных процентных ставок является стандартным. В условиях неабсолютной гибкости цен данный шок приводит к росту реальных процентных ставок, что из-за межвременного замещения снижает текущее потребление домохозяйств, которое уменьшает спрос в экономике и приводит к замедлению роста цен товаров внутренне-ориентированного сектора. Рост ставок также приводит к укреплению номинального обменного курса, что снижает цены импортных товаров, а также уменьшает конкурентоспособность экспорта. В модели с издержками на изменение инвестиций валовое накопление капитала падает из-за снижения дисконтированного потока арендных ставок по капиталу в связи со снижением деловой активности, а также из-за роста доходности облигаций как альтернативного инструмента инвестирования. В модели с инвестиционным акселератором инвестиции падают из-за снижения желаемого объема капитала в связи с падением выпуска.

В целом импульсные отклики в двух моделях оказываются достаточно близки. Наибольшее отличие наблюдается для траекторий инвестиций. В модели с инвестиционным акселератором глубина падения инвестиций через 2 квартала составляет 0,27%, а в модели с издержками изменения инвестиций – 0,18%. В обоих вариантах модели глубина падения ВВП при увеличении процентных ставок составляет примерно 0,19%, импорта – 0,21%, экспорта – 0,06%. Потребление сильнее снижается в модели с издержками изменения инвестиций – на 0,19%. В модели с инвестиционным акселератором глубина падения потребления составляет 0,16%. На горизонте двух лет базисный индекс потребительских цен снижается на 0,5% в модели с издержками изменения инвестиций и на 0,45% в модели с инвестиционным акселератором.

На *рис. 3* в качестве второго примера применения модели представлены функции импульсного отклика на 5%-ное улучшение условий торговли в гипотетическом сценарии режима денежно-кредитной политики фиксированного номинального курса рубля. Процентная ставка представлена в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия, в котором находилась экономика до реализации шока, и измеряется в процентах годовых. Остальные переменные представлены в процентном отклонении уровня переменной от значения в устойчивом равновесии (накопленным итогом по импульсным откликам для темпов роста переменных). ИПЦ – базисный индекс потребительских цен.

Как и в предыдущем случае, функции импульсного отклика для двух спецификаций модели оказываются достаточно близки. В содержательном плане при режиме фиксированного курса наблюдается значительный перегрев экономики в ответ на шок условий торговли. На пике через 3 квартала после

реализации шока ВВП увеличивается более чем на 1,1%, тогда как в режиме таргетирования инфляции увеличение ВВП не превышало 0,5% (рис. 1).

В настоящей простой модели мы абстрагируемся от описания денежного блока и, соответственно, от моделирования динамики конкретных инструментов, за счет которых номинальный обменный курс рубля будет поддерживаться на неизменном уровне. На практике это может достигаться за счет валютных интервенций, в рамках которых при улучшении условий торговли и увеличении предложения валюты центральный банк скупает часть валютной выручки, что приводит к увеличению рублевой денежной массы в экономике, которое и наблюдалось в исторической ретроспективе в Российской Федерации в период бурного роста нефтяных цен в первом десятилетии XXI в. Теоретически в модели с совершенными финансовыми рынками такого же эффекта можно достичь за счет интервенций на денежном рынке, купив на рынке отечественные облигации и расширив тем самым денежную массу в экономике. При серьезных упрощающих предположениях эти два варианта

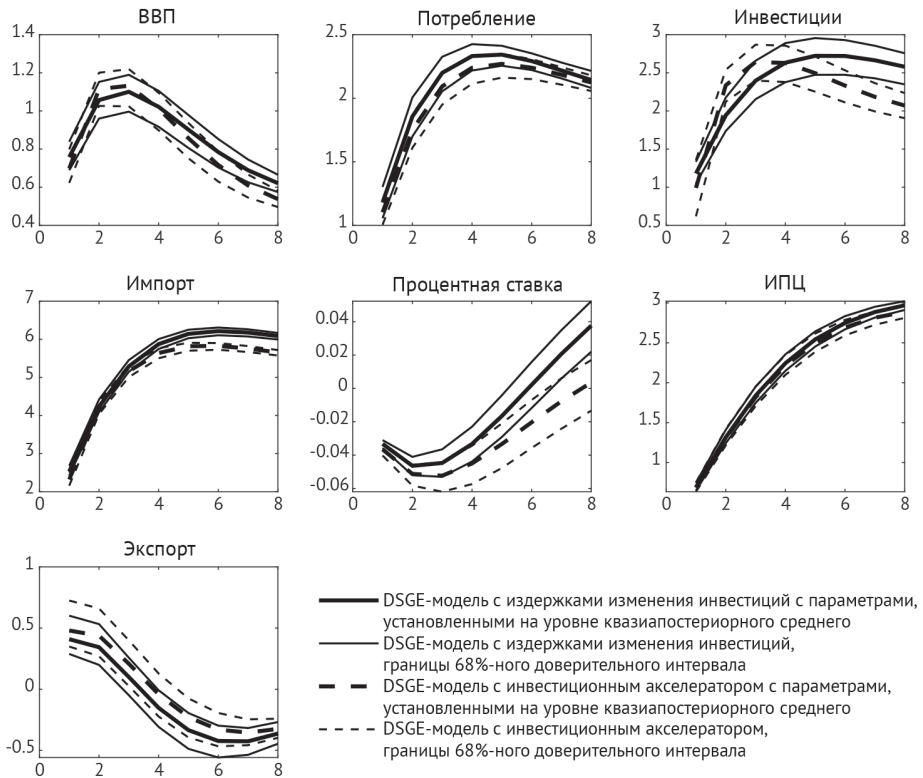


Рис. 3. Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное улучшение условий торговли в режиме фиксированного номинального курса рубля

проведения денежно-кредитной политики будут отличаться только структурой портфелей активов домохозяйств и центрального банка.

В реальности, безусловно, макроэкономические эффекты от данных двух вариантов проведения денежно-кредитной политики могут отличаться, и различия во многом будут определяться тем, как экономические агенты воспринимают резервы центрального банка – как перманентное изъятие из экспортной выручки или как часть своего перманентного дохода. В первом случае из-за накопления золотовалютных резервов при улучшении условий торговли реальный трансферт доходов в экономику будет меньше, и экономические агенты будут покупать меньше импорта, что в равновесии приведет к меньшему укреплению национальной валюты. Такая спецификация модели была рассмотрена в работе [Sosunov, Zamulin, 2006]. Во втором случае в ответ на увеличение золотовалютных резервов центрального банка экономические агенты будут увеличивать заимствования на внешнем рынке, чтобы профинансировать покупку импортных товаров в объеме, соответствующем увеличению перманентного дохода, который будет включать золотовалютные резервы центрального банка. В частности, до кризиса 2008 г. в условиях роста золотовалютных резервов Банка России частный сектор активно накапливал объем заимствований на внешнем рынке. На практике, вероятно, российская экономика функционировала в некотором промежуточном варианте между отмеченными выше. В настоящем числовом эксперименте рассматривается вариант, когда экономические агенты трактуют резервы центрального банка как часть своего перманентного дохода. При ослаблении данной предпосылки можно ожидать меньшего роста экономической активности при улучшении условий торговли.

Увеличение денежной массы вызывает рост цен, приводит к повышению как текущей, так и ожидаемой инфляции. При небольшом снижении номинальных процентных ставок и значительном увеличении ожидаемой инфляции происходит существенное снижение реальных процентных ставок, что стимулирует инвестиционную и потребительскую активность (данные показатели растут сильнее по сравнению со случаем плавающего курса рубля, рассмотренным ранее (рис. 1)) и увеличивает спрос как на отечественные, так и на импортные товары.

Дополнительный стимулирующий эффект для экономической активности внутренне-ориентированного сектора обусловлен негибкостью относительных цен. При фиксированном курсе относительные цены импортных и отечественных товаров не могут быстро подстроиться к шоку, и рост агрегированного спроса во многом транслируется в увеличение спроса на отечественные товары, тогда как при режиме плавающего курса происходило существенное переключение в сторону потребления импортных товаров из-за роста относительных цен отечественных товаров в связи с укреплением номинального курса рубля. Однако с течением времени реальный обменный курс укрепляется за счет роста цен на товары внутренне-ориентированного сектора, вызванного увеличением издержек производства из-за перегрева в экономике, и отклик для ВВП демонстрирует нисходящую тенденцию.

Если сопоставить функции импульсного отклика для экспорта в режиме фиксированного (рис. 3) и плавающего (рис. 1) курса, то в случае фиксированного курса мы видим более существенное увеличение экспорта в краткосрочной перспективе, однако в среднесрочной перспективе наблюдается спад, несмотря на улучшение условий торговли. В режиме фиксированного курса центральный банк предотвращает мгновенное укрепление реального обменного курса, которое произошло бы из-за мгновенного укрепления номинального курса. И это оказывает стимулирующий эффект на экономическую активность в экспортно-ориентированном секторе. Однако в среднесрочной перспективе фиксированный номинальный курс оказывает, наоборот, негативное влияние на экспорт, поскольку из-за «перегрева» в экономике реальный обменный курс в среднесрочной перспективе укрепляется сильнее, чем в режиме таргетирования инфляции и гибкого курса.

Следует отметить, что, строго говоря, в модели рост денежной массы из-за интервенций на денежном или валютном рынке можно рассмотреть не как причину инфляции, а как ее последствие. Формально инфляция увеличивается из-за роста цен на отечественные товары в связи с ростом издержек производства вследствие перегрева экономики. Для поддержания реальных денежных остатков, которые определяются как отношение номинальной денежной массы к индексу цен, на том же уровне при увеличении индекса цен требуется увеличить номинальную денежную массу. При этом из-за повышения экономической активности также растет спрос на реальные денежные остатки, что требует дополнительного увеличения номинальной денежной массы в экономике. Таким образом, увеличение номинальной денежной массы за счет интервенций на валютном или денежном рынке является необходимым звеном для поддержания равновесия в экономике с фиксированным курсом рубля.

Построенная модель, будучи откалиброванной на основе близости к «эмпирическим» импульсным откликам на шок условий торговли, может быть дополнена другими макроэкономическими шоками для всестороннего описания стохастических характеристик российских макроэкономических показателей, для оценки вклада идентифицированных шоков в динамику макропоказателей, для безусловного или сценарного прогнозирования. Спецификация конкретной структуры шоков может быть предметом отдельной дискуссии и является актуальной задачей для дальнейших исследований. С целью демонстрации применимости модели для решения подобного рода задач в настоящем исследовании был выбран набор из следующих 6 шоков: условий торговли, денежно-кредитной политики, потребительского спроса, инвестиционного спроса, обменного курса и инфляции. Анализ проводился на основе модификации модели с инвестиционным акселератором.

Первые два шока были введены ранее. Шок потребительского спроса моделируется в рамках предположения о том, что дисконт-фактор β в функции полезности домохозяйств является процессом авторегрессии первого порядка, и случайная ошибка в данном случайном процессе интерпретируется как шок потребительского спроса. В отдельные периоды времени

домохозяйства могут изменять свои предпочтения относительно ценности текущего потребления к будущему. Также данный шок может отражать другие процессы, воздействующие на потребительское поведение домохозяйств и явно не формализованные в настоящей модели, такие как изменение сбережений из-за мотива предосторожности в связи с изменениями характеристик неопределенности в экономике, а также изменения в потреблении в связи с эпидемиологическими и санкционными ограничениями. Шок инвестиционного спроса вводится как стохастическое возмущение к параме-

трам μ^d и μ^e желаемого капитала, которое, по нашему предположению, так

же является AR(1)-процессом. Данный шок предполагается общим для обоих секторов экономики и может быть обусловлен изменениями в функционировании рынков капитала, в рискованности проектов, в доступности собственных средств фирм для финансирования инвестиций, во влиянии санкционных ограничений, а также воздействием мер экономической политики, направленных на стимулирование инвестиционной активности. Шок номинального обменного курса вводится как стохастическое возмущение в виде AR(1)-процесса в уравнение непокрытого паритета процентных ставок (8) и может быть обусловлен изменениями в требуемой премии за риск по вложениям в отечественные облигации.

Согласно работе [Smets, Wouters, 2003], инфляционный шок трактуется как изменение маржи фирм, действующих на рынке монополистической конкуренции, из-за меняющейся во времени концентрации фирм на рынке, а также из-за изменений в стратегическом взаимодействии фирм при установлении цен, которое моделируется за счет ввода стохастического возмущения в виде AR(1)-процесса для параметра эластичности спроса на дифференцированные товары внутренне-ориентированного сектора и импортные товары в уравнениях (21) и (22). Шок маржи является наименее интерпретируемым в настоящем практическом примере и неоднократно подвергался критике (см., например: [Chari et al., 2009]). Данный шок может быть результатом влияния на цены прочих факторов, не моделируемых в явном виде в настоящей работе (например, изменений в параметрах, отвечающих за скорость корректировки цен, изменений в инфляционных ожиданиях и др.). В альтернативном классе моделей с несовершенной информацией, когда экономический агент не может точно определить, с чем он имеет дело – с реальным ростом спроса на свой товар или с повышением общего уровня цен, – инфляционные шоки могут быть результатом ошибок прогнозирования экономических агентов.

Для идентификации шоков использовались децентрализованные темпы прироста потребления домохозяйств, валового накопления основного капитала, цен на нефть, номинального обменного курса рубля к доллару, индекса потребительских цен, а также децентрализованная среднеквартальная ставка процента MIACR. Таким образом, для идентификации 6 шоков используются 6 временных рядов. Добавление дополнительных переменных в данный эконометрический пример потребовало бы рассмотрения дополнительного

набора шоков. В этом эксперименте рассматривается расширенный период с актуальными статистическими данными с I квартала 2010 г. по IV квартал 2022 г. Как и в разделе 2, при необходимости проводилась сезонная корректировка используемых временных рядов. Особенности функционирования экономики при наличии ограничений на движение капитала в 2022 г., отмеченные в работе [Андреев, Полбин, 2023], не рассматривались, поскольку надлежащий учет данных особенностей потребовал бы проведения фильтрации с учетом наличия структурного сдвига, что выходит за рамки настоящей работы. Фильтрация шоков проводилась на основе фильтра Калмана в программном пакете Dynare. Все значения структурных параметров фиксировались на уровне квазиапостериорных средних, полученных в разделе 2. Параметры автокорреляции и дисперсий шоков оценивались с помощью метода Байеса.

На *рис. 4* в качестве примера представлена историческая декомпозиция темпов прироста потребления домохозяйств по вкладам в его динамику идентифицированных шоков, на *рис. 5* – декомпозиция темпов прироста валового накопления основного капитала, на *рис. 6* – темпов прироста индекса потребительских цен. Для большей наглядности переменные представлены в темпах прироста к аналогичному кварталу предыдущего года. Как показано на *рис. 4*, шоки условий торговли и шоки потребительского спроса выступают важнейшими факторами динамики потребления. Особенно сильная роль для шоков потребления видна на периоде с 2020 г., когда резкий спад во II квартале 2020 г. происходил преимущественно из-за ввода эпидемиологических ограничений, а дальнейшее восстановление потребления было вызвано ослаблением данных ограничений. Значительный отрицательный вклад шоков потребления в 2022 г. обусловлен санкционными ограничениями на потребление определенных товарных категорий, а также увеличением сбережений из мотива предосторожности в связи с наличием неопределенности в динамике экономической ситуации в будущем. Определенную роль в снижении потребления в 2022 г. сыграли шоки ослабления курса рубля (преимущественно в начале года) и роста инфляции.

Динамика инвестиций (*рис. 5*) также во многом объясняется изменениями условий торговли. Однако в их динамике экономически значимую роль играют и другие шоки, а именно шоки инвестиций, инфляции и обменного курса. Примечательно, что в 2022 г. идентифицируется положительное влияние инвестиционного шока, несмотря на общеэкономический спад, что может быть связано с необходимостью выстраивания новых производственных цепочек в условиях масштабных ограничений на поставки товаров и услуг в Российскую Федерацию. Также рост сбережений со стороны домохозяйств в условиях наличия ограничений на движение капитала мог быть направлен преимущественно на внутренние инвестиции.

Что касается динамики инфляции, то все идентифицируемые шоки оказывают существенное влияние на ее траекторию (*рис. 6*). При ухудшении условий торговли происходило ослабление рубля, что приводило к увеличению инфляции через эффект переноса обменного курса в импортные цены. Чрезмерная девальвация во время кризиса 2015 г. и в 2022 г. создавала

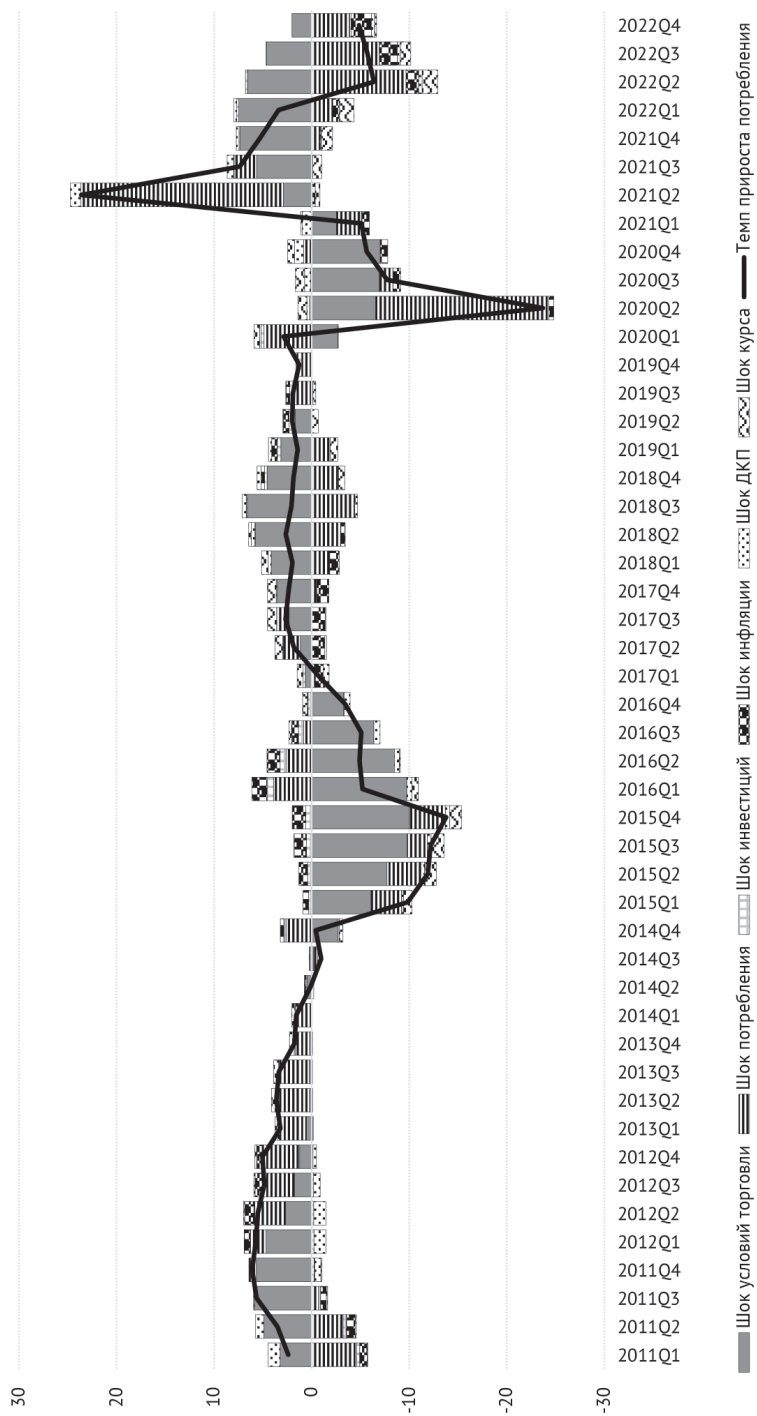


Рис. 4. Декомпозиция темпов прироста (к аналогичному кварталу предыдущего года) потребления домохозяйств по структурным шокам

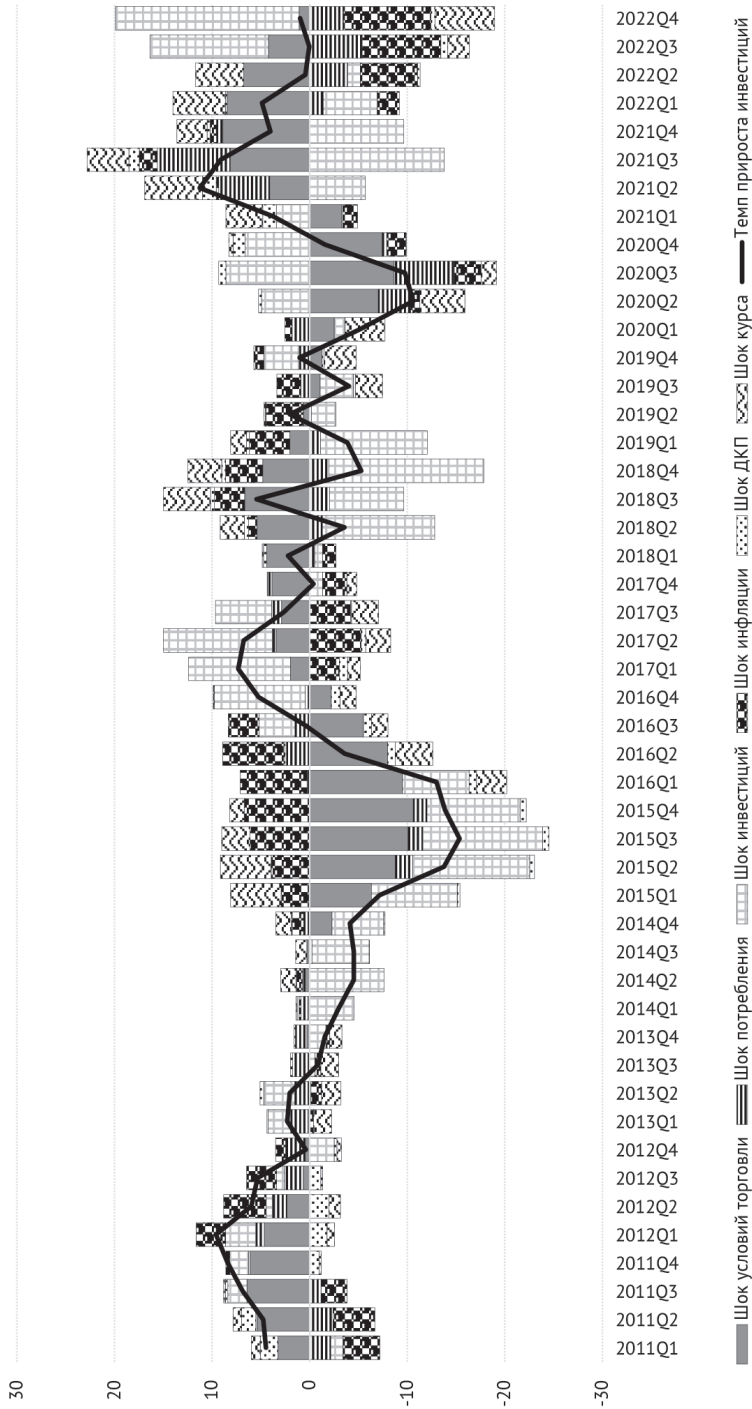


Рис. 5. Декомпозиция темпов прироста (к аналогичному кварталу предыдущего года) валового накопления основного капитала по структурным шокам

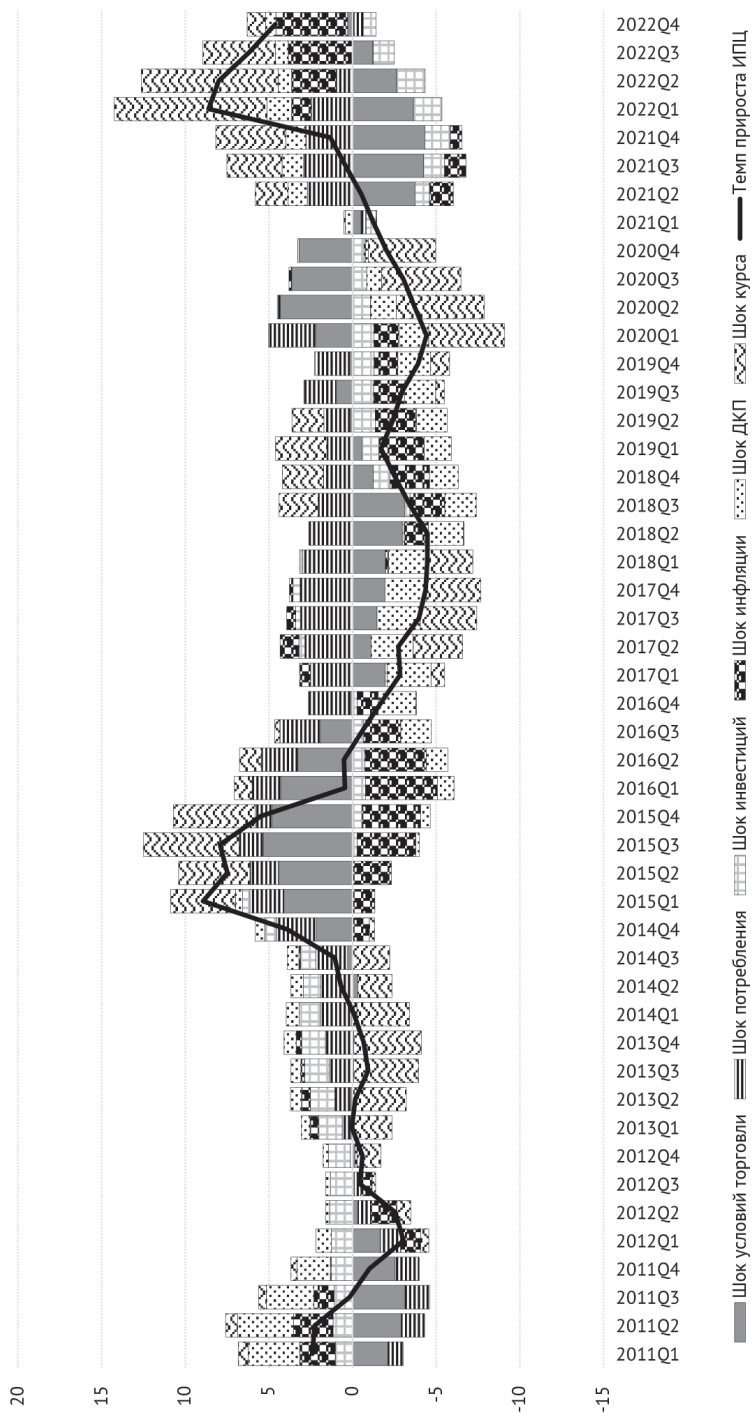


Рис. 6. Декомпозиция темпов прироста (к аналогичному кварталу предыдущего года) индекса потребительских цен по структурным шокам

дополнительное инфляционное давление. После кризиса 2015 г. Банк России достаточно медленно снижал ключевую процентную ставку, что в рамках модели идентифицируется как сдерживающие шоки денежно-кредитной политики, оказавшие отрицательное влияние на инфляцию.

Таким образом, откалиброванная к импульсным откликам на шок условий торговли DSGE-модель позволяет получать непротиворечивую оценку вклада различных факторов в динамику российских макроэкономических показателей, что говорит о практической ценности предложенного в настоящей работе подхода для решения реальных задач макроэкономического анализа. Будущие исследования могут быть посвящены как более глубокому анализу факторов делового цикла российской экономики с помощью предложенных в настоящей работе моделей, так и калибровке более сложных моделей с детализированными фискальным и финансовым секторами на основе предложенного подхода.

Заключение

В работе предложена двухсекторная DSGE-модель для российской экономики с двумя вариантами описания инвестиционного процесса. Параметры модели откалиброваны с помощью нового для отечественной практики подхода к разработке DSGE-моделей – на основе минимизации расстояния между теоретическими и «эмпирическими» функциями импульсного отклика на шок условий торговли, полученными на основе оценки авторегрессионных моделей. Построенная модель достаточно точно воспроизводит влияние условий торговли на российскую экономику для обоих вариантов моделирования инвестиций. Примечательно, что результаты практических экспериментов с использованием модели для анализа влияния шока денежно-кредитной политики и шока условий торговли в режиме фиксированного номинального курса рубля также оказываются близкими для обеих спецификаций модели. Это свидетельствует в пользу того, что варианты модели с инвестиционным акселератором и с издержками изменения инвестиций в определенной степени равносильны. В модели с инвестиционным акселератором наблюдается в некоторой степени более сильная реакция на временный шок процентных ставок. Также в работе проведены эксперименты по оценке вклада расширенного набора шоков в динамику российских макроэкономических показателей, в рамках которых получены непротиворечивые содержательно интерпретируемые результаты, что говорит о практической ценности предложенного в настоящей работе подхода для решения реальных задач макроэкономического анализа. Апробированный в данной работе подход может иметь практическую ценность для калибровки других более сложных DSGE-моделей для российской экономики.

Литература

Андреев М.Ю., Полбин А.В. (2023). Оценка макроэкономических эффектов от ожидаемого сокращения нефтегазовых доходов // Вопросы экономики. № 4. С. 5–28. DOI: 10.32609/0042-8736-2023-4-5-28.

Вотинов А.И., Лазарян С.С. (2020). Влияние трендов в данных на качество оценок параметров DSGE-моделей // Экономический журнал Высшей школы экономики. № 24 (3). С. 372–390. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-3-372-390.

Замниус А.В., Полбин А.В., Синельников-Мурылев С.Г. (2022). Эластичность предложения труда по заработной плате у женатых мужчин в России // Экономический журнал Высшей школы экономики. № 26 (2). С. 177–212. DOI: 10.17323/1813-8691-2022-26-2-177-212.

Идрисов Г.И. (2010). Факторы спроса на иностранные капитальные блага в России // Экономическая политика. № 3. С. 115–137.

Исаев А.Г. (2019). Инвестиционная динамика и потенциал эндогенного роста российских регионов // Пространственная экономика. № 15 (1). С. 18–38. DOI: 10.14530/se.2019.1.018-038.

Полбин А.В. (2017). Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. № 10. С. 27–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.

Сугаилов Д.Р. (2022). Оценка влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику // Прикладная эконометрика. № 2 (66). С. 39–67. DOI: 10.22394/1993-7601-2022-66-39-67.

Шульгин А.Г., Шульгин С.Г. (2021). Инвестиции в инфраструктуру Сибири и Дальнего Востока. Анализ макроэкономических эффектов на основе модели общего равновесия // Журнал Новой экономической ассоциации. № 49 (1). С. 81–114. DOI: 10.31737/2221-2264-2021-49-1-3.

Шульгин А.Г. (2017). Два типа шоков монетарной политики в DSGE-модели, оцененной для России // Журнал Новой экономической ассоциации. № 33 (1). С. 75–115.

Alquist R., Kilian L., Vigfusson R.J. (2013). Forecasting the Price of Oil. Handbook of Economic Forecasting. Vol. 2. P. 427–507. DOI: 10.1016/B978-0-444-53683-9.00008-6.

Altig D., Christiano L.J., Eichenbaum M., Linde J. (2011). Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle // Review of Economic dynamics. No. 14 (2). P. 225–247. DOI: 10.1016/j.red.2010.01.001.

Andreyev M., Polbin A. (2022). Monetary policy for a resource-rich economy and the zero lower bound // Ekonomicheskaya Politika. No. 17 (3). P. 44–73. DOI: 10.18288/1994-5124-2022-3-44-73.

Baluta V.I., Shul'ts D.N., Lavrinenko P.A. (2022). Assessing the impact of global hydrocarbon prices on the Russian economy based on the DSGE model with capital-owning firms // *Studies on Russian Economic Development*. No. 33 (1). P. 107–117. DOI: 10.1134/S1075700722010038.

Boivin J., Giannoni M.P. (2006). Has monetary policy become more effective? // *Review of Economics and Statistics*. No. 88 (3). P. 445–462. DOI: 10.1162/rest.88.3.445.

Calvo G.A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework // *Journal of Monetary Economics*. No. 12. P. 383–398. DOI: 10.1016/0304-3932(83)90060-0.

Chari V.V., Kehoe P.J., McGrattan E.R. (2008). Are structural VARs with long-run restrictions useful in developing business cycle theory? // *Journal of Monetary Economics*. No. 55 (8). P. 1337–1352. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2008.09.010.

Chari V.V., Kehoe P.J., McGrattan E.R. (2009). New Keynesian models: Not yet useful for policy analysis // *American Economic Journal: Macroeconomics*. No. 1 (1). P. 242–266. DOI: 10.1257/mac.1.1.242.

Chernozhukov V., Hong H. (2003). An MCMC approach to classical estimation // *Journal of Econometrics*. No. 115 (2). P. 293–346. DOI: 10.1016/S0304-4076(03)00100-3.

Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy // *Journal of Political Economy*. No. 113 (1). P. 1–45. DOI: 10.1086/426038.

Christiano L.J., Eichenbaum M., Vigfusson R., Kehoe P.J., Watson M.W. (2006). Assessing Structural VARs [with Comments and Discussion] // *NBER Macroeconomics Annual*. No. 21. P. 1–105. DOI: 10.1086/ma.21.25554953.

Christiano L.J., Trabandt M., Walentin K. (2011). Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model // *Journal of Economic Dynamics and Control*. No. 35 (12). P. 1999–2041. DOI: 10.1016/j.jedc.2011.09.005.

Christiano L.J., Trabandt M., Walentin K. (2010). DSGE Models for Monetary Policy Analysis // *Handbook of Monetary Economics*. No. 3. P. 285–367. DOI: 10.1016/B978-0-444-53238-1.00007-7.

Clark J.M. (1917). Business acceleration and the law of demand: A technical factor in economic cycles // *Journal of Political Economy*. No. 25 (3). P. 217–235. DOI: 10.1086/252958.

Coibion O., Gorodnichenko Y. (2011). Strategic interaction among heterogeneous price-setters in an estimated DSGE model // *Review of Economics and Statistics*. No. 93 (3). P. 920–940. DOI: 10.1162/REST_a_00102.

Dupor B., Han J., Tsai Y.C. (2009). What do technology shocks tell us about the New Keynesian paradigm? // *Journal of Monetary Economics*. No. 56 (4). P. 560–569. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2009.03.016.

Eberly J., Rebelo S., Vincent N. (2012). What explains the lagged-investment effect? // *Journal of Monetary Economics*. No. 59 (4). P. 370–380. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2012.05.002.

Erceg C.J., Guerrier L., Gust C. (2006). SIGMA: a new open economy model for policy analysis // *International Journal of Central Banking*. No. 2 (1). P. 111–144.

Fernández-Villaverde J., Rubio-Ramírez J.F., Sargent T.J., Watson M.W. (2007). ABCs (and Ds) of understanding VARs // *American Economic Review*. No. 97 (3). P. 1021–1026. DOI: 10.1257/aer.97.3.1021.

Inoue A., Shintani M. (2018). Quasi-Bayesian model selection // *Quantitative Economics*. No. 9 (3). P. 1265–1297. DOI: 10.3982/QE587.

Ivashchenko S. (2022). Dynamic stochastic general equilibrium model with multiple trends and structural breaks // *Russian Journal of Money and Finance*. No. 81 (1). P. 46–72. DOI: 10.31477/rjmf.202201.46.

Kilian L. (2009). Not ll Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market // *American Economic Review*. No. 99 (3). P. 1053–1069.

Kilian L., Murphy D.P. (2012). Why Agnostic Sign Restrictions Are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models // *Journal of the European Economic Association*. No. 10 (5). P. 1166–1188. DOI: 10.1257/aer.99.3.1053.

Kormilitsina A. (2011). Oil price shocks and the optimality of monetary policy // *Review of Economic Dynamics*. No. 14 (1). P. 199–223. DOI: 10.1016/j.red.2010.11.001.

Koyck L.M. (1954). *Distributed lags and investment analysis*. North-Holland Publishing Company.

Kreptsev D., Seleznev S. (2018). Forecasting for the Russian economy using small-scale DSGE models // *Russian Journal of Money and Finance*. No. 77 (2). P. 51–67. DOI: 10.31477/rjmf.201802.51.

Lucca D. (2007). *Resuscitating Time-to-Build*. Mimeo, Federal Reserve Bank of New York.

Lucas R.E. (1976). *Econometric policy evaluation: a critique* // *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. No. 1. P. 19–46. DOI: 10.1016/S0167-2231(76)80003-6.

Polbin A., Sinelnikov-Murylev S. (2021). A simple macro-econometric simultaneous equation model for the Russian economy // *Post-Communist Economies*. No. 33 (5). P. 587–613 DOI: 10.1080/14631377.2020.1793607.

Rotemberg J.J., Woodford M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy // *NBER macroeconomics annual*. No. 12. P. 297–346. DOI: 10.3386/t0233.

Schmitt-Grohe S., Uribe M. (2003). Closing small open economy models // *Journal of Economic Dynamics and Control*. No. 61. P. 163–185. DOI: 10.1016/S0022-1996(02)00056-9.

Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2011). Business cycles with a common trend in neutral and investment-specific productivity // *Review of Economic Dynamics*. No. 14 (1). P. 122–135. DOI: 10.1016/j.red.2010.07.001.

Shibata A., Shintani M., Tsuruga T. (2019). Current account dynamics under information rigidity and imperfect capital mobility // *Journal of International Money and Finance*. No. 92. P. 153–176. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2018.12.001.

Smets F., Wouters R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area // *Journal of the European Economic Association*. No. 1 (5). P. 1123–1155. DOI: 10.1162/154247603770383415.

Sosunov K., Zamulin O. (2006). The inflationary consequences of real exchange rate targeting via accumulation of reserves. BOFIT Discussion Papers 11/2006.

Uribe M., Yue V.Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom? // Journal of International Economics. No. 69 (1). P. 6–36. DOI: 10.1016/j.jinteco.2005.04.003.

Zeev N.B., Pappa E., Vicendoa A. (2017). Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news // Journal of International Economics. No. 108. P. 368–376. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.07.008.

**Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара
с 1996 года издается серия “Научные труды”.
К настоящему времени в этой серии вышло в свет
более 180 работ.**

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

№181Р И. Дежина. **Трансформационные исследования: новый приоритет государств после пандемии.** 2020.

№180Р А. Полбин, С. Синельников-Мурылев. **Оценка простой модели системы одновременных уравнений для российских макроэкономических показателей.** 2020.

№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 вычислимая 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. Баринова. **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.

Для заметок

Построение и калибровка DSGE-модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии

*Редакторы: Н. Главацкая, К. Мезенцева, А. Шанская
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@iep.ru
www.iep.ru

Подписано в печать 24.05.2023
Тираж 300 экз.

ISBN 978-5-93255-659-7



9 785932 556597 >