

Прикладная эконометрика, 2024, т. 73, с. 5–34.

Applied Econometrics, 2024, v. 73, pp. 5–34.

DOI: 10.22394/1993-7601-2024-73-5-34

А.В. Полбин, С.Г. Синельников-Мурылев¹

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

В работе предлагается двухсекторная макроэкономическая модель российской экономики в рамках стандартных предпосылок неокейнсианских DSGE моделей, используемых для моделирования потребления домохозяйств, жесткостей цен и заработных плат, эндогенной загрузки капитала. Рассмотрено 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 из 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 шока денежно-кредитной политики на макроэкономические показатели и построена историческая декомпозиция динамики макроэкономических показателей по расширенному набору структурных шоков экономических переменных.

Ключевые слова: DSGE модели; инвестиционный акселератор; цены на нефть; условия торговли; российская экономика; денежно-кредитная политика.

JEL classification: C11; E32; E40; E47; F41.

1. Введение

Динамические стохастические модели общего равновесия (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 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 от осуществления альтернативных мер экономической политики. Данные модели являются естественным инструментом для анализа оптимальной экономической политики и построения оптимальных инструментальных правил экономической

¹ Полбин Андрей Владимирович — РАНХиГС, Институт Гайдара, Москва; apolbin@ier.ru.

Синельников-Мурылев Сергей Германович — ВАБТ, Институт Гайдара, Москва; sinelnikov-sg@ier.ru.

политики, поскольку в таких моделях 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), следующие экономические параметры стали неотъемлемыми элементами современных DSGE моделей: межвременные привычки в потреблении домохозяйств, издержки на изменение инвестиций, неабсолютная гибкость цен и заработных плат, издержки на загрузку капитала. Такие модельные блоки повсеместно 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 подход² 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.), число которых должно быть не меньше числа стохастических шоков, обуславливающих наличие циклов в экономической системе. Как правило, при проведении эконометрического анализа число переменных и шоков оказывается достаточно большим. Например, в работе (Smets, Wouters, 2003) использовались 7 макроэкономических переменных и 10 шоков. Как отмечается в (Chari et al., 2009), непосредственный выбор структуры шоков в современных DSGE моделях часто оказывается весьма дискуссионным: некоторые шоки сложно интерпретировать и сопоставлять с протекающими экономическими процессами. Естественно, что сами результаты оценок будут зависеть от изначально заданного набора структурных шоков, из-за чего практическая ценность модели для выработки эффективных мер экономической политики может подвергаться сомнению.

В литературе при калибровке параметров DSGE моделей также активно применяется альтернативный подход, основанный на минимизации расстояния между теоретическими (получаемыми из калибруемой модели) и «эмпирическими» импульсными откликами, полученными на основе оценки векторных авторегрессий (VAR)³. Преимущество такого подхода заключается в том, что построенная DSGE модель согласована с эмпирическими свидетельствами о влиянии на экономику некоторого (небольшого) набора шоков, воздействие которых является менее дискуссионным (или общепринятым). 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 (Durot et al., 2009) — на шок совокупной факторной производительности, в (Altig et al., 2011) — на шок денежно-кредитной политики, шок совокупной факторной производительности и шок эффективности производства инвестиционных

² В рамках байесовского подхода информация о параметрах в функции правдоподобия, полученной на основе фильтра Калмана, комбинируется с априорной информацией о значениях параметров, заданной исследователем, что в результате дает апостериорное распределение параметров модели. Использование априорного распределения обусловлено, как правило, плохой идентифицируемостью некоторого набора параметров («плогой» функцией правдоподобия) и желанием ограничить диапазон оценивания для структурных параметров в интерпретируемом интервале значений.

³ Следуя принятой в литературе терминологии, 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.

товаров, в (Uribe, Yue, 2006) — на шок процентной ставки США и шок спреда по процентным ставкам (оценивалось влияние на развивающиеся экономики), в (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 следующем. 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. Поэтому 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 рассмотренных авторами неоклассической и неокейнсианской DSGE моделей способна достаточно точно оценивать истинные функции импульсного отклика. Однако в литературе приведены примеры, когда необходимые предпосылки для представления DSGE модели в виде VAR бесконечного порядка нарушаются, и VAR модель дает некорректные оценки для функций импульсного отклика (Fernández-Villaverde et al., 2007; Chari et al., 2008).

Даже если необходимые предпосылки выполняются, может возникать проблема 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 дискуссиях при выработке макроэкономической политики на практике.

В настоящей работе построена DSGE модель для российской экономики, и ее параметры оценены таким образом, чтобы она могла воспроизводить «эмпирические» функции импульсного отклика основных отечественных макроэкономических показателей на шок условий торговли, полученные на основе оценки модели авторегрессии⁴. Будучи откалиброванной данным способом, построенная DSGE модель может далее использоваться для анализа влияния других структурных шоков (идентификация которых на основе VAR моделей труднореализуема) и изменения инструментов экономической политики, для анализа влияния альтернативных правил проведения экономической политики на трансмиссию шоков в макроэкономические переменные. Это представляется особенно актуальным, поскольку при изменении режима денежно-кредитной политики будут меняться и параметры взаимосвязей макроэкономических показателей в приведенной форме, т.е. VAR модели для решения подобных задач формально будут непригодными.

В качестве отправной точки исследования строится двухсекторная модель малой открытой экономики сбалансированного роста со стандартным набором номинальных и реальных

⁴ Предварительный вариант данной работы был опубликован в виде препринта (Полбин, Синельников-Мурылев, 2023).

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 не является единственно возможной для приведения в соответствие импульсных откликов DSGE модели с импульсными откликами модели авторегрессии на шок условий торговли. Как считают многие исследователи, используемый подход к описанию инвестиционного процесса на основе ввода в модель издержек на изменение инвестиций не имеет строгих микроэкономических обоснований, а выступает упрощением для более сложных 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.

2. Теоретическая модель

2.1. Базовая двухсекторная DSGE модель с издержками изменения инвестиций

В модели рассматриваются два производственных сектора: 1) ориентированный на экспорт сырьевых и несырьевых товаров; 2) объединяющий прочие отрасли экономики, ориентированные на внутренний рынок, включая производство неторгуемых товаров, а также производство торгуемых отечественных товаров для внутреннего потребления. Решения об организации производственного процесса и 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 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 далее 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 приобретать на рынке активов 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 каждом периоде 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.

Предполагается, что в экономике имеется континуум домашних хозяйств, индексируемых $\tau \in [0, 1]$, каждое из которых максимизирует свое благосостояние, определяемое как ожидаемый дисконтированный поток полезности от потребления и отрицательной полезности работы:

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

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 к эластичности предложения труда, θ — параметр нормировки, $H_t = hC_{t-1}$ — привычки в потреблении, которые моделируются пропорциональными прошлому потреблению.

Бюджетное ограничение домохозяйства записывается как

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

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 дивидендов⁵,

$T_t(\tau)$ — паушальные налоги, $\frac{\psi_w}{2} (W_t(\tau)/W_{t-1}(\tau) - 1)^2 W_t L_t / P_t$ — квадратичные издержки по изменению заработных плат, $\frac{\chi}{\psi_u} (\exp(\psi_u (u_t^d(\tau) - 1)) - 1)$ — издержки на загрузку единицы капитала, W_t, L_t — агрегированные заработная плата и труд, определенные ниже.

⁵ В модели одновременно присутствуют и арендная плата за капитал и дивиденды, поскольку некоторые фирмы действуют на рынке монополистической конкуренции, и у них возникает прибыль.

В данной спецификации допускается, что во внутренне-ориентированном секторе существует возможность менять загрузку физического капитала за счет переменной $u_t^d(\tau)$, изменение которой относительно долгосрочного естественного уровня (который в рамках нормировки предполагается равным единице) сопряжено с издержками. Для экспортно-ориентированного сектора такая возможность не рассматривается. Данное предположение обусловлено тем, что, как показали эконометрические эксперименты, 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 неполностью загруженные мощности, и относительно легко варьировать загрузку капитала. Для многих 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 их снижении.

Предполагается, что спрос на труд отдельного домохозяйства зависит от отношения его зарплаты к агрегированному уровню зарплат и агрегированного спроса на труд

$$L_t(\tau) = (W_t(\tau)/W_t)^{-\eta_w} L_t,$$

где $L_t = \left[\int_0^1 (L_t(\tau))^{(\eta_w-1)/\eta_w} d\tau \right]^{\eta_w/(\eta_w-1)}$, $W_t = \left[\int_0^1 (W_t(\tau))^{1-\eta_w} d\tau \right]^{1/(1-\eta_w)}$, η_w — эластичность спроса на труд домохозяйства по заработной плате.

Формально в данной 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 работает, а часть является безработными. Общее число отработанных часов домохозяйства складывается из числа отработанных часов работающих индивидов. Таким образом, домохозяйство может увеличить совокупное количество отработанных часов при увеличении спроса на труд как за счет увеличения числа отработанных часов занятых индивидов, так и за счет выхода на рынок дополнительных работников (например, супруг в семейной паре работает постоянно, а супруга трудоустраивается в периоды экономического подъема, или наоборот). Пример модели с более сложным описанием процесса поиска работы отдельными индивидами домохозяйства с большим числом членов приведен в работе (Christiano et al., 2011).

Уравнения накопления капитала с квадратичными издержками корректировки инвестиций имеют следующую форму:

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

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

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 макро- (Christiano et al., 2005), так и на микроуровне (Eberly et al., 2012). Она может рассматриваться при моделировании с упрощенными предпосылками более сложных инвестиционных процессов, когда фирмы инвестируют во многие взаимодополняющие проекты с разным временем на создание (time-to-built) производственных мощностей в условиях неопределенности относительно срока завершения инвестиционного проекта (Лусса, 2007). В данных условиях число продолжающихся в текущем периоде инвестиционных проектов фиксировано, 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. Полученное оптимальное инвестиционное решение является инерционным, т.к. предыдущие решения напрямую влияют на текущие. Как показано в работе (Лусса, 2007), упрощенная модель с издержками изменения объема инвестиций способна хорошо аппроксимировать решение из 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 максимизации своей полезности и принимая во внимание отрицательную взаимосвязь между отработанными часами и ставкой заработной платы. Условия оптимального поведения домохозяйств по потреблению, объему отечественных и зарубежных облигаций принимают, соответственно, следующий вид (рассмотрено симметричное равновесие, когда все домохозяйства принимают идентичные решения, и индекс τ во всех условиях оптимальности домохозяйств опущен):

$$\Lambda_t = 1/(C_t - hC_{t-1}), \quad \Lambda_t = \beta E_t [\Lambda_{t+1} R_t / \pi_{t+1}], \quad \Lambda_t = \beta E_t [\Lambda_{t+1} (R_t^* / \pi_{t+1}) (S_{t+1} / S_t)],$$

где Λ_t — множитель Лагранжа при бюджетном ограничении, т.е. теневая цена потребления, характеризующая изменение полезности при ослаблении или ужесточении бюджетного ограничения, $\pi_t = P_t / P_{t-1}$ — инфляция (темп роста цен товаров конечного потребления).

Оптимальные условия для объемов физического капитала и инвестиций определяются следующим образом⁶:

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

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

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

⁶ Если бы издержек изменения объема инвестиций не было, то инвестиции можно было бы выразить из уравнений динамики капитала через показатели текущего и будущего капитала и подставить в бюджетное ограничение, тем самым сократив число ограничений в задаче условной оптимизации и число переменных управления.

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

где $\Psi(x) = 0.5\varphi(x-1)^2$ есть квадратичная функция издержек изменения инвестиций, а $\Psi'(x)$ — ее производная.

Условие оптимального выбора загрузки мощностей: $R_t^d / P_t = \chi e^{\psi_B(u_t^d(\tau)-1)}$.

Условие оптимального выбора ставки заработной платы:

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

Для обеспечения сбалансированности траектории роста в модели предполагается, в соответствии с работой (Schmitt-Grohé, Uribe, 2003), что эффективная валовая процентная ставка по иностранным финансовым активам, с которой сталкиваются отечественные агенты, отрицательно зависит от доли сбережений отечественной экономики на внешнем рынке в совокупном стоимостном объеме выпусков внутренне-ориентированного и экспортно-ориентированного секторов⁷:

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

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 выпуска.

Перейдем к описанию деятельности фирм. Выпуск во внутренне-ориентированном секторе осуществляется множеством фирм (индексируемых $i \in [0, 1]$) согласно производственной функции Кобба–Дугласа $Y_t^d(i) = A(\tilde{K}_t^d(i))^\alpha (L_t^d(i))^{1-\alpha}$, где $Y_t^d(i)$, $\tilde{K}_t^d(i)$ ⁸ и $L_t^d(i)$ — выпуск, используемый объем капитала с учетом загрузки и труд, соответственно, 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:

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

Таким образом, оптимальное соотношение рабочей силы и капитала определяется соотношением цен этих факторов, которые одинаковы для всех фирм. Следовательно, фирмы

⁷ 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.

⁸ На агрегированном уровне в равновесии спрос на загруженный капитал со стороны фирм должен быть равен предложению загруженного капитала со стороны домохозяйств: $\tilde{K}_t^d = u_t^d K_t^d$.

нанимают рабочую силу и арендуют капитал в пропорциях, не зависящих от объема производства, а предельные издержки определяются выражением

$$MC_i(i) = MC_i = A^{-1}(1-\alpha)^{\alpha-1}\alpha^{-\alpha}(W_t)^{1-\alpha}(R_t)^{\alpha}.$$

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 соотношению:

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

$$P_t^d = \left[\int_0^1 (P_t^d(i))^{1-\eta_d} di \right]^{1/(1-\eta_d)}, \quad \eta_d — \text{эластичность спроса на товары фирмы по цене.}$$

Предполагается, что изменение цены отдельной фирмой сопряжено с квадратичными издержками $\frac{\psi_d}{2} (P_t^d(i)/P_{t-1}^d - 1)^2 P_t^d Y_t^d$. Фирмы устанавливают цены исходя из максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли:

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

где $\beta^s \Lambda_{t+s}/(\Lambda_t P_{t+s})$ — 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 $P_t^d(i) = P_t^d$):

$$(1-\eta_d)Y_t^d + \eta_d \frac{MC_t}{P_t^d} Y_t^d - \psi_d \frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} \left(\frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} - 1 \right) Y_t^d + \psi_d E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1} P_t^d}{\Lambda_t P_{t+1}} \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} - 1 \right) Y_{t+1}^d \right] = 0. \quad (2)$$

Предполагается наличие эффекта неполного переноса изменений номинального обменного курса рубля в цены импортных товаров в краткосрочном периоде, для чего вводится жесткость цен по Ротенбергу, аналогично фирмам, работающим во внутренне-ориентированном секторе. Считается, что импортеры покупают импортные 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. Поскольку задача импортеров по определению оптимальной траектории цены полностью аналогична задаче максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли фирм внутренне-ориентированного сектора, запишем сразу итоговое уравнение на динамику цен импортных товаров:

$$(1-\eta_M)M_t + \eta_M \frac{P_t^{*M} S_t}{P_t^M} M_t - \psi_M \frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} \left(\frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} - 1 \right) M_t + \psi_M E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1} P_t^M}{\Lambda_t P_{t+1}} \left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^M}{P_t^M} - 1 \right) M_{t+1} \right] = 0, \quad (3)$$

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 производственной функцией Кобба–Дугласа $Y_t^e = A(K_t^e)^\alpha (L_t^e)^{1-\alpha}$, где K_t^e и L_t^e — объем используемого капитала и труда в рассматриваемом секторе. Изменение использования труда в данном секторе сопряжено с квадратичными издержками $\frac{\psi_L}{2} (L_t^e/L_{t-1}^e - 1)^2 W_t L_t^e$, связанными с наймом и обучением работников или увольнением и компенсационными выплатами, что 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 в условиях неабсолютной гибкости номинальных заработных плат фирмы резко наращивали бы производство за счет увеличения использования труда и резко увеличивали выпуск. Этого не наблюдается по статистическим данным и может быть обусловлено особенностями технологического процесса в сырьевых секторах экономики. Фирмы выбирают объем использования факторов производства исходя из максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли:

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

Из условий оптимальности первого порядка следует: $K_t^e R_t^e = \alpha P_t^e Y_t^e$,

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

Предполагается, что импортные товары и товары внутренне-ориентированного сектора являются несовершенными субститутами в конечном потреблении частного сектора, в том числе потреблении домохозяйств C_t и осуществленными инвестициями I_t . Соответствующий агрегированный индекс конечного потребления частного сектора, характеризующий данные предпочтения, задается функцией Кобба–Дугласа $J_t = \omega^{-\omega} (1-\omega)^{\omega-1} (M_t)^\omega (D_t)^{1-\omega}$.

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 записать функции спроса на данные две категории товаров следующим образом: $P_t^M M_t = \omega P_t J_t$, $P_t^D D_t = (1-\omega) P_t J_t$, где $P_t = (P_t^M)^\omega (P_t^D)^{1-\omega}$.

Государственные расходы на конечное потребление товаров и услуг G_t , как предполагается для простоты, состоят из товаров внутренне-ориентированного сектора. Тогда выпуск товаров внутренне-ориентированного сектора Y_t^d в равновесии равен сумме спроса со стороны государственного сектора G_t и частного сектора D_t , т.е. $Y_t^d = G_t + D_t$. Также считается, что госрасходы на конечное потребление прямо пропорциональны выпуску внутренне-ориентированного сектора: $G_t = \bar{g} Y_t^d$.

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:

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

Центральный банк при проведении денежно-кредитной политики таргетирует инфляцию и опирается на инструментальное правило в виде правила Тейлора. При этом процентная ставка R_t зависит от отклонения ожидаемого⁹ уровня инфляции следующего периода $E_t \pi_{t+1}$ от целевого значения $\bar{\pi}$ и от лага процентной ставки R_{t-1} (инерционный компонент динамики процентных ставок, сглаживающий их резкие колебания в ответ на макроэкономические шоки):

$$\log(R_t / \bar{R}) = \rho_R \log(R_{t-1} / \bar{R}) + (1 - \rho_R) \alpha_\pi \log(E_t \pi_{t+1} / \bar{\pi}) + \varepsilon_t,$$

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 настоящей работе авторы исходят из того, что условия торговли, выражаемые отношением экспортных цен к импортным, описываются процессом случайного блуждания: $\log(P_t^{*e} / P_t^{*M}) = \log(P_{t-1}^{*e} / P_{t-1}^{*M}) + \xi_t$, где ξ_t — случайная нормально распределенная ошибка (шок условий торговли), P_t^{*e} — экспортные цены в иностранной валюте ($P_t^e = S_t P_t^{*e}$). Данная спецификация обуславливает наличие в модели нестационарных переменных. Однако за счет надлежащей нормировки переменных систему можно привести к стационарному виду, подробнее см. (Полбин, 2017).

Динамика активов определяется соотношением $B_t^* = (1 - \vartheta) p_t^{*e} Y_t^e - p_t^{*M} M_t + R_{t-1}^* B_{t-1}^*$. Здесь, как и в работе (Шульгин, 2017), предполагается существование изъятий некоторой доли ϑ из экспортных доходов, чтобы смоделировать систематический профицит торгового баланса в РФ 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 экономике¹⁰. Данное предположение требуется для калибровки параметров DSGE модели в стационарном равновесии к историческим средним. Также существует совершенная мобильность труда между секторами, агрегированный спрос на труд определяется выражением $L_t = L_t^e + L_t^d$.

⁹ В исследовании было рассмотрено два альтернативных варианта для спецификации инструментального правила ЦБ: с реакцией на текущую или на 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 квази-апостериорного распределения.

¹⁰ 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.

2.2. Двухсекторная DSGE модель с инвестиционным акселератором

В этой 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; Коуск, 1954). Модель инвестиционного акселератора при спецификации эконометрических моделей для описания динамики инвестиций в РФ ранее использовалась, например, в работах (Идрисов, 2010; Исаев, 2019; Polbin, Sinelnikov-Murylev, 2021). Динамика капитала задается стандартными уравнениями без издержек изменения инвестиций:

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

При этом существует некоторый желаемый объем капитала в каждом секторе, K_t^{*d} и K_t^{*e} , прямо пропорциональный стоимости выпуска, дефлированной на индекс цен товаров инвестиционного назначения (который совпадает в модели с индексом цен потребительских товаров и равен индексу цен товаров конечного потребления P_t): $K_t^{*d} = \mu^d P_t^d Y_t^d / P_t$, $K_t^{*e} = \mu^e P_t^e Y_t^e / P_t$. Предполагается, что увеличение цены производимой продукции по отношению к росту цены инвестиционного товара будет стимулировать накопление капитала. Для инвестиций процесс частичной корректировки, учитывающий оптимальный уровень капитала, следующий:

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

где λ — коэффициент частичной корректировки. При этом корректировка в модели осуществляется к средневзвешенному значению желаемого капитала в текущем периоде (с весом γ) и в прошлом периоде (с весом $1 - \gamma$), что продиктовано необходимостью учета дополнительной инерционности в принятии инвестиционных решений из-за квартальной частоты используемых статистических данных¹¹.

3. Эконометрическая оценка параметров модели

Для оценки «эмпирических» функций импульсного отклика был выбран период с 1 квартала 2010 г. по 4 квартал 2019 г., а сами импульсные отклики строились для 7 переменных: ВВП; потребление домохозяйств; валовое накопление основного капитала; импорт; экспорт (все — в постоянных ценах); среднеквартальная ставка процента MIACR; базисный индекс потребительских цен на конец квартала. При выборе рассматриваемого периода для оценивания авторы 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 кросс-корреляционные взаимосвязи между макроэкономическими переменными. Режим

¹¹ 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.

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 наблюдений 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 нижней границы для периода оценивания взять 1 квартал 2010 г. Что касается верхнего конца периода, то при эконометрическом оценивании используются статистические данные до эпидемиологического кризиса, а именно до 4 квартала 2019 г.

Поскольку выбранный исторический эпизод для оценивания параметров является достаточно коротким, для получения «эмпирических» функций импульсного отклика воспользуемся простой ARX¹² моделью с 4 лагами:

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

где y_t — одна из 7 эндогенных переменных, x_t — экзогенная переменная (условия торговли), ξ_t^y — случайный член в регрессии, c^y , a_i^y , b_i^y — оцениваемые параметры.

Процентная ставка в модели используются в уровнях (в процентах за год), 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 использовалась 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 учитывается, что перманентное изменение цен на нефть преобразуется 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 (4), в которой в качестве эндогенной переменной использовался логарифмический прирост сезонно-сглаженного отношения 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

¹² Поскольку линейное преобразование VARMA-процесса является также VARMA-процессом, и если исходная DSGE модель представима в виде VAR модели с относительно большим числом переменных, то подмножество из двух переменных будет описываться VARMA процессом, который в случае обратимости MA части и экзогенности одной из переменных можно приближать ARX моделью конечного порядка.

не показатель соотношения экспортных и импортных цен для РФ напрямую, а цены на нефть в качестве прокси-переменной для условий торговли. Это сделано по следующим причинам.

Во-первых, регрессии с ценами 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 на цены на все сырьевые товары. Соответственно, изменение биржевых цен на нефть может выступать хорошим оперативным индикатором изменения цен для всех сырьевых товаров. В-третьих, подстройка соотношения экспортных и импортных цен для РФ к шоку цен на нефть оказывается не мгновенной. Условия торговли полностью подстраиваются к долгосрочному равновесию только 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 в 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 мгновенно реагировать на шок мировой деловой активности, а цены на прочие биржевые товары могут реагировать с некоторым лагом. В данном случае шок цен на нефть будет выступать в некотором смысле «новостным» шоком для будущего изменения условий торговли (Сугаипов, 2022; Zeev et al., 2017), и учет данного эффекта потребовал бы модификации предлагаемой модели. Выяснение, какой эффект превалирует на практике, требует дополнительного анализа, который остается для дальнейшего исследования. На рисунке 1 представлены «эмпирические» функции импульсного отклика на 5%-ное перманентное улучшение условий торговли, полученные на основе оценки уравнения (4) с помощью метода наименьших квадратов, а также границы 68 и 95%-х доверительных интервалов, полученные на основе бутстрапа. Отметим, что оценки импульсных откликов на шок условий торговли оказались устойчивыми к выбору числа лагов ARX моделей, а также в рамках оценивания VARX моделей на альтернативных подмножествах используемого набора эндогенных переменных. Тест множителей Лагранжа на наличие автокорреляции остатков свидетельствуют в пользу ее отсутствия.

Перейдем к оценке параметров DSGE модели в двух предложенных спецификациях. В соответствии со стандартной практикой, описанной в литературе, часть параметров, отвечающих, прежде всего, за долгосрочное равновесие, калибруется 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 принятое в литературе значение 6, что соответствует марже в 20% (см., например, (Erceg et al., 2006)). 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 ϑ 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.

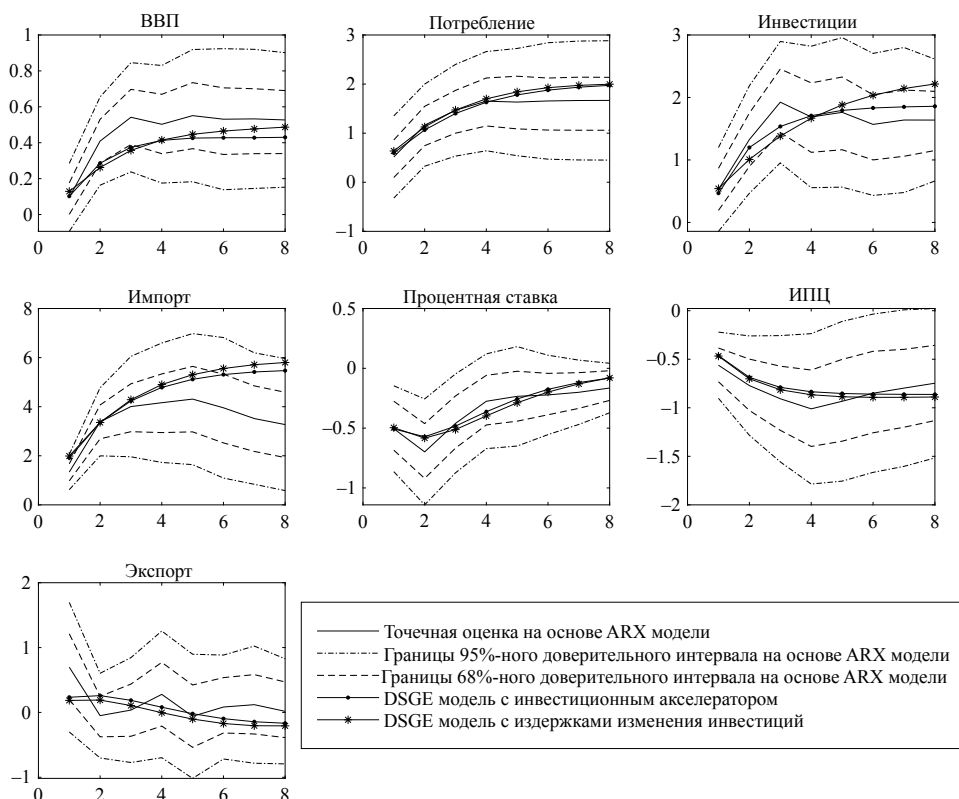


Рис. 1. Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное улучшение условий торговли

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 берется на уровне 0.025, чтобы обеспечить соответствие модельного отношения инвестиций к ВВП в стационарном равновесии со средней долей инвестиций в ВВП в данных, 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, что 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 как сумма 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 берется достаточно маленьким (0.01), но отличным от нуля для обеспечения стационарности модели (Schmitt-Grohé, 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 (1), если установить параметр жесткости заработных плат ψ_w на уровне 0, т. е. 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, потому что 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 значение 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, а Замниус, Полбин (2021) для замужних женщин получили оценку примерно 0.16. В соответствии с этим, 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 принципиального влияния на результаты дальнейшего анализа.

Калибровка оставшихся параметров (конкретный набор параметров будет приведен ниже), характеризующих, прежде всего, краткосрочную динамику, проводится исходя из минимизации расстояния между теоретическими и «эмпирическими» функциями импульсного отклика. На первом шаге вводится следующая функция расстояния:

$$Y(v) = \frac{1}{2} [\hat{\Psi} - \Psi(v)]' V^{-1} [\hat{\Psi} - \Psi(v)],$$

где v — вектор калибруемых параметров, $\hat{\Psi}$ — вектор, состоящий из точечных «эмпирических» функций импульсного отклика, полученных на основе регрессионной модели (4), $\Psi(v)$ — вектор импульсных откликов в DSGE модели с параметрами v , V — диагональная матрица с оцененными дисперсиями для импульсных откликов по модели (4) на основе бутстрапа. В эмпирическом анализе использовались функции импульсного отклика, построенные на горизонте в 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. 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, пропагандируемый в (Chernozhukov, Hong, 2003). В рамках этого подхода априорное распределение $\pi(\nu)$ параметров модели комбинируется со штрафной функцией, измеряющей либо расстояние между теоретическими и «эмпирическими» функциями импульсного отклика, либо между теоретическими и «эмпирическими» моментами в данных, для получения квази-апостериорного распределения на основе преобразования Лапласа в виде $p(\nu) = e^{-Y(\nu)}\pi(\nu) / \int e^{-Y(\nu)}\pi(\nu)d\nu$. Поскольку $e^{-Y(\nu)}$ не является функцией правдоподобия, для $p(\nu)$ используется термин «плотность квази-апостериорного распределения». Данная постановка задачи открывает возможность для эффективного анализа альтернативных параметризаций модели, обеспечивающих ее согласованность с эмпирическими функциями импульсного отклика, на основе методов семплирования Монте-Карло по схеме марковских цепей с учетом априорных представлений о распределении параметров модели.

Для DSGE модели с издержками изменения инвестиций оценивалось 9 параметров, для которых априорные распределения задавались в соответствии с работой (Smets, Wouters, 2003) следующим образом: параметр привычек в потреблении h — бета-распределение со средним 0.7 и стандартной ошибкой 0.1; коэффициент зависимости процентной ставки от лага в правиле Тейлора ρ_r — бета-распределение со средним 0.8 и стандартной ошибкой 0.1; параметр издержек загрузки капитала ψ_u — нормальное распределение со средним 0.2 и стандартной ошибкой 0.075; параметр издержек изменения инвестиций φ — нормальное распределение со средним 4 и стандартной ошибкой 1.5; коэффициент реакции процентной ставки на ожидаемую инфляцию в правиле Тейлора α_π — нормальное априорное распределение со средним 1.5 и со стандартным отклонением 0.3; параметр издержек изменения труда ψ_L в экспортно-ориентированном секторе — равномерное распределение на отрезке $[0, 5]$ (неинформативное априорное распределение). 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 средними 60, 30 и 10 соответственно. Для эквивалентного представления в линеаризованном виде для динамики ценовых показателей в модели ценообразования по Кальво (Calvo, 1983) такие распределения дают 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 математического ожидания, т.е. на уровне 18, 9 и 3 соответственно. При оценивании модели с инвестиционным акселератором исключается параметр φ и добавляются два других параметра: коэффициент частичной корректировки инвестиций λ и вес желаемого капитала текущего периода в уравнении корректировки инвестиций γ . Для обоих параметров вводится равномерное априорное распределение на отрезке $[0, 1]$.

Квази-апостериорное распределение оценивалось на основе семплирования марковской цепи длиной 110 тыс. наблюдений по алгоритму Метрополиса–Гастингса. Первые 10 тыс. наблюдений исключались, чтобы исключить роль начальных условий. На основе оставшихся 100 тыс. наблюдений оценивались средние значения параметров и квантили. В таблице 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 рисунке 1 процентная ставка представлена в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия, в котором находилась экономика до реализации шока, и измеряется в годовых процентах. 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 рисунке, 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 в ней оценивается на один больше параметров.

Таблица 1. Оценка параметров DSGE модели

	Квази-апостериорное среднее и 90%-ный доверительный интервал	
	Модель с издержками изменения инвестиций	Модель 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)

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 два раза меньше по сравнению с оценкой в модели с инвестиционным акселератором. В первой модели величина данного параметра в значительной степени определяется траекториями как отклика выпуска, так и инвестиций. В данной модели инвестиции 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 на шок условий торговли. При неизменной загрузке капитала при прочих равных условиях инвестиции реагируют на шок условий торговли гораздо сильнее.

Квази-апостериорное 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 экономик стран ЕС. Квази-апостериорные 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 примерно равна 0.5.

4. Практические примеры применения откалиброванной модели

В данном разделе в качестве первого практического примера применения откалиброванной модели анализируется влияние шока денежно-кредитной политики на основные макроэкономические показатели. На рисунке 2 представлены функции импульсного отклика макроэкономических показателей на шок увеличения процентных ставок величиной в 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), штриховые линии — импульсным 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, тем самым 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

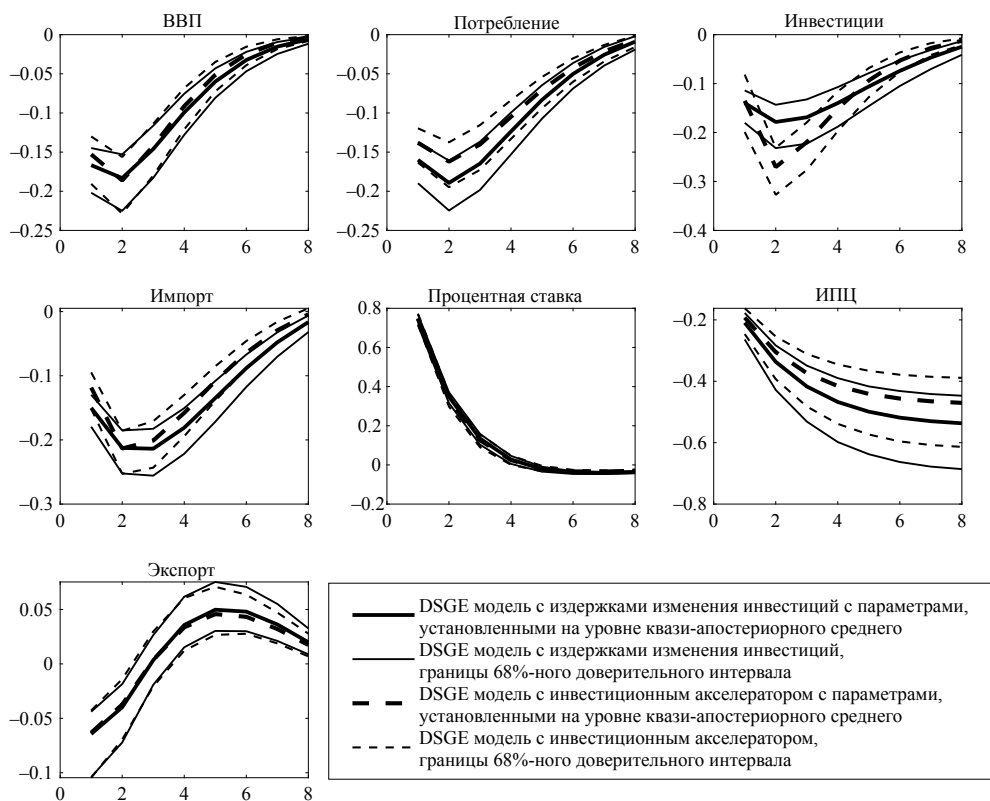


Рис. 2. Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на шок увеличения процентных ставок величиной 1 п. п. годовых

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 близкими. 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%, а в модели с инвестиционным акселератором глубина падения потребления составляет 0.16%. На горизонте в два года базисный индекс потребительских цен снижается на 0.5% в модели с издержками изменения инвестиций и на 0.45% в модели с инвестиционным акселератором.

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, оценки вклада идентифицированных шоков в динамику макропоказателей, 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: условия торговли; денежно-кредитная политика; потребительский спрос; инвестиционный спрос; обменный курс и инфляции, идентификация которых в VAR модели была бы труднореализуема. Анализ проводился на основе модификации модели с инвестиционным акселератором.

Первые два шока были введены выше. Шок потребительского спроса моделируется в предположении, что дисконт-фактор β в функции полезности домохозяйств является процессом авторегрессии первого порядка, и случайная ошибка в этом процессе интерпретируется как шок потребительского спроса. В отдельные периоды времени домохозяйства могут изменять свои предпочтения относительно ценности текущего потребления по сравнению с будущим потреблением. Данный шок может также отражать и другие процессы, воздействующие на потребительское поведение домохозяйств и явно не учитываемые в настоящей модели, такие как изменение сбережений из-за предосторожности в связи с изменениями характеристик неопределенности в экономике, а также изменения в потреблении, связанные с эпидемиологическими и санкционными ограничениями. Шок инвестиционного спроса вводится как стохастическое возмущение параметров μ^d и μ^e желаемого капитала, которое также предполагается AR(1)-процессом. Этот шок является общим для обоих секторов экономики и может быть обусловлен изменениями в функционировании рынков капитала, рискованности проектов, доступности собственных средств фирм для финансирования инвестиций, влиянии санкционных ограничений, а также воздействием мер экономической политики по стимулированию инвестиционной активности. Шок номинального обменного курса вводится как стохастическое возмущение в виде AR(1)-процесса в непокрытый паритет процентных ставок и может быть обусловлен изменениями в требуемой премии за риск по вложениям в отечественные облигации.

В соответствии с работой (Smets, Wouters, 2003) инфляционный шок трактуется как изменение маржи фирм, действующих на рынке монополистической конкуренции, которая может изменяться из-за меняющейся во времени концентрации фирм на рынке, а также из-за изменений в стратегическом взаимодействии фирм при установлении цен. Это 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 (2) и (3). 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, имеет ли он 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 децентрированные темпы прироста (за вычетом среднего) потребления домохозяйств, валового накопления основного капитала, цен на нефть, номинального обменного курса рубля к доллару, индекса потребительских цен, а также децентрированная среднеквартальная ставка процента MIACR. Таким образом,

для идентификации 6 шоков используется 6 временных рядов. Добавление дополнительных переменных в данную эконометрическую модель потребовало бы рассмотрение дополнительного набора шоков. В настоящей модели рассматривается расширенный период с актуальными статистическими данными с 1 квартала 2010 г. по 4 квартал 2022 г. Как и в разделе 3, при необходимости проводилась сезонная корректировка используемых временных рядов. Особенности функционирования экономики в условиях 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 квази-апостериорных средних, полученных в разделе 3. Параметры автокорреляции и дисперсий шоков оценивались с помощью метода Байеса.

На рисунке 3 в качестве примера представлена историческая декомпозиция темпов прироста потребления домохозяйств по вкладам в его динамику идентифицированных шоков, на рис. 4 — декомпозиция темпов прироста валового накопления основного капитала, на рис. 5 — темпов прироста индекса потребительских цен. Для большей наглядности переменные представлены в темпах прироста к аналогичному кварталу предыдущего года. Как показано на рис. 3, 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 2 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 будущей экономической ситуации. Определенную роль в снижении потребления в 2022 г. сыграли шоки ослабления курса рубля (преимущественно в начале года) и роста инфляции.

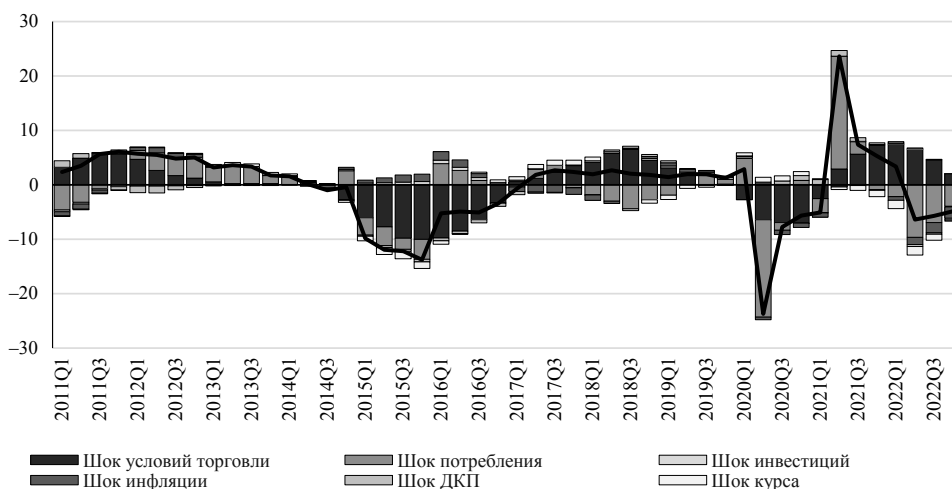


Рис. 3. Историческая декомпозиция темпов прироста
(к аналогичному кварталу предыдущего года)
потребления домохозяйств по структурным шокам

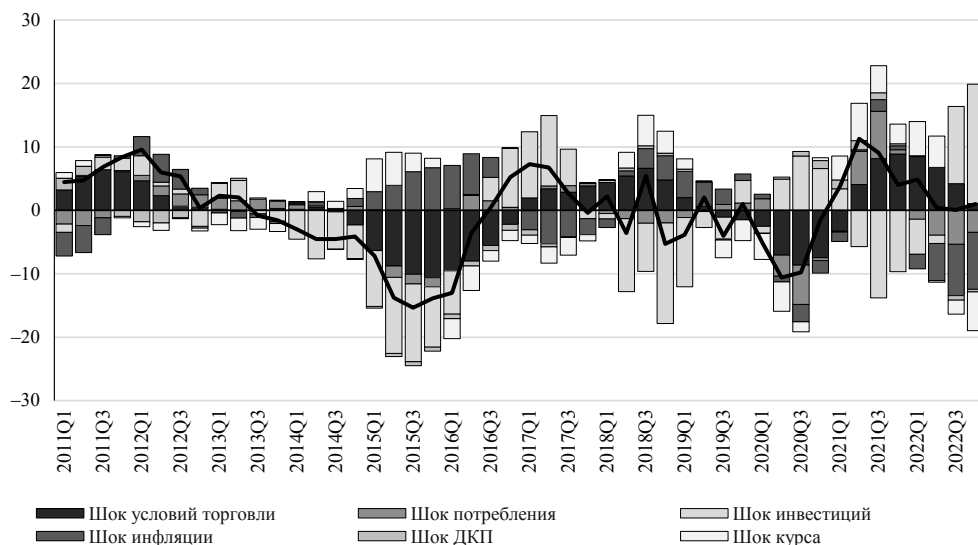


Рис. 4. Историческая декомпозиция темпов прироста
(к аналогичному кварталу предыдущего года)
валового накопления основного капитала по структурным шокам

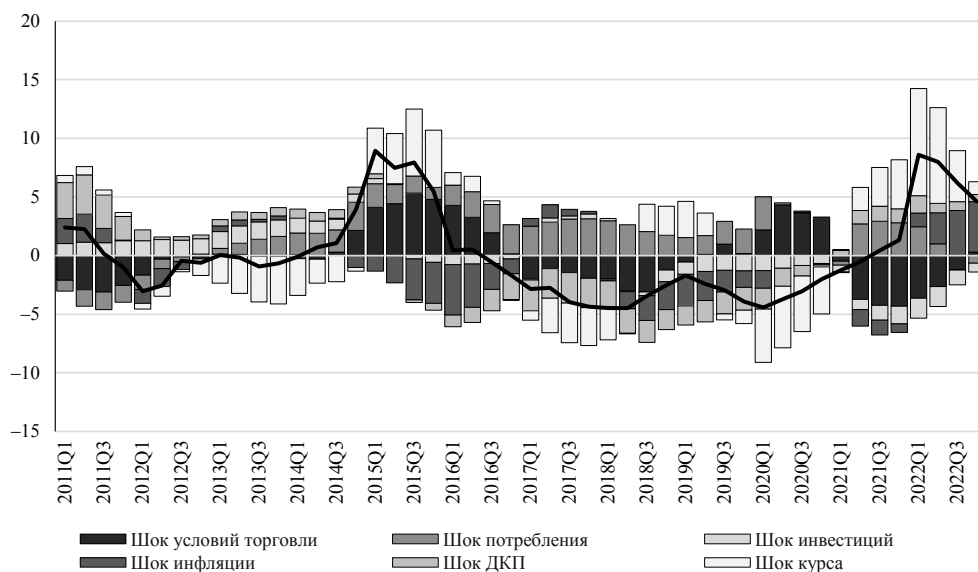


Рис. 5. Историческая декомпозиция темпов прироста
(к аналогичному кварталу предыдущего года)
индекса потребительских цен по структурным шокам

Динамика инвестиций (рис. 4) 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 РФ. Также рост сбережений со стороны домохозяйств при наличии 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. 5). 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 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, DSGE модель, откалиброванная к импульсным откликам на шок условий торговли, 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. Дальнейшие исследования могут быть посвящены как более глубокому анализу факторов делового цикла российской экономики, так и калибровке более сложных моделей с детализированными фискальными и финансовыми секторами на основе предложенного в настоящей работе подхода и моделей.

5. 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 из 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 также оказываются близкими для обеих спецификаций модели, что свидетельствует в пользу того, что варианты модели с инвестиционным акселератором и с издержками изменения инвестиций являются в определенной степени равносильными. В модели с инвестиционным акселератором наблюдается немного более сильная реакция на временный шок процентных ставок. В работе приведены эксперименты по оценке вклада расширенного набора шоков, идентификация которых на основе VAR моделей трудно реализуема, в динамику макроэкономических показателей РФ. В них получены непротиворечивые и содержательно интерпретируемые результаты, что говорит о практической ценности предложенного в настоящей работе подхода для решения реальных задач макроэкономического анализа. Апробированный в статье подход может иметь практическую ценность при калибровке других, более сложных DSGE моделей для российской экономики.

Благодарности. Андрей Полбин выполнил исследование для данной статьи в рамках гранта, предоставленного Министерством науки и высшего образования Российской Федерации (соглашение о предоставлении гранта № 075-15-2022-326).

Список литературы

- Андреев М. Ю., Полбин А. В. (2023). Оценка макроэкономических эффектов от ожидаемого сокращения нефтегазовых доходов. *Вопросы экономики*, 4, 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 ВШЭ*, 24 (3), 372–390. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-3-372-390.
- Замниус А. В., Полбин А. В. (2021). Оценка межвременной эластичности замещения предложения труда для замужних женщин в России. *Прикладная эконометрика*, 64, 23–48. DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48.
- Замниус А. В., Полбин А. В., Синельников-Мурылев С. Г. (2022). Эластичность предложения труда по заработной плате у женатых мужчин в России. *Экономический журнал ВШЭ*, 26 (2), 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, 115–137.
- Исаев А. Г. (2019). Инвестиционная динамика и потенциал эндогенного роста российских регионов. *Пространственная экономика*, 15 (1), 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, 27–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.
- Полбин А., Синельников-Мурылев С. (2023). Построение и калибровка DSGE-модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии. *Научные труды № 182Р. ИЭП им. Е. Т. Гайдара*.
- Сугаипов Д. Р. (2022). Оценка влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику. *Прикладная эконометрика*, 66, 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), 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), 75–115.
- Alquist R., Kilian L., Vigfusson R. J. (2013). Forecasting the price of oil. In: *Handbook of Economic Forecasting*, 2, 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*, 14 (2), 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*, 17 (3), 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*, 33 (1), 107–117. DOI: 10.1134/S1075700722010038.
- Boivin J., Giannoni M. P. (2006). Has monetary policy become more effective? *Review of Economics and Statistics*, 88 (3), 445–462. DOI: 10.1162/rest.88.3.445.
- Calvo G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 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*, 55 (8), 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*, 1 (1), 242–266. DOI: 10.1257/mac.1.1.242.
- Chernozhukov V., Hong H. (2003). An MCMC approach to classical estimation. *Journal of Econometrics*, 115 (2), 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*, 113 (1), 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*, 21, 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*, 35 (12), 1999–2041. DOI: 10.1016/j.jedc.2011.09.005.
- Christiano L. J., Trabandt M., Walentin K. (2010). DSGE models for monetary policy analysis. In: *Handbook of Monetary Economics*, 3, 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*, 25 (3), 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*, 93 (3), 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*, 56 (4), 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*, 59 (4), 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*, 2 (1), 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*, 97 (3), 1021–1026. DOI: 10.1257/aer.97.3.1021.
- Inoue A., Shintani M. (2018). Quasi-Bayesian model selection. *Quantitative Economics*, 9 (3), 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*, 81 (1), 46–72. DOI: 10.31477/rjmf.202201.46.
- Kilian L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99 (3), 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*, 10 (5), 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*, 14 (1), 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*, 77 (2), 51–67. DOI: 10.31477/rjmf.201802.51.
- Lucca D. (2007). Resuscitating time-to-build. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=SED2007&paper_id=909.
- Lucas R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 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*, 33 (5), 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*, 12, 297–346.
- Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 61, 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*, 14 (1), 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*, 92, 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*, 1 (5), 1123–1175. DOI: 10.1162/154247603770383415.
- Uribe M., Yue V. Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom? *Journal of International Economics*, 69 (1), 6–36. DOI: 10.1016/j.jinteco.2005.04.003.
- Zeev N. B., Pappa E., Vicondoa A. (2017). Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news. *Journal of International Economics*, 108, 368–376. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.07.008.

Поступила в редакцию 01.05.2023;
принята в печать 01.08.2023.

Polbin A., Sinelnikov-Murylev S. Developing and impulse response matching estimation of the DSGE model for the Russian economy. *Applied Econometrics*, 2024, v. 73, pp. 5–34. DOI: 10.22394/1993-7601-2024-73-5-34

Andrey Polbin

RANEPa, Gaidar Institute for Economic Policy, Moscow, Russian Federation;
apolbin@iep.ru

Sergey Sinelnikov-Murylev

Russian Foreign Trade Academy, Gaidar Institute for Economic Policy,
Moscow, Russian Federation;
sinelnikov-sg@iep.ru

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 based on the standard assumptions of New Keynesian DSGE models used to model household consumption, price and wage rigidities, and endogenous capital utilization. We consider two options for describing the investment process: 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 authors examined the impact of a monetary policy shock on macroeconomic indicators and constructed a historical decomposition of the dynamics of macroeconomic indicators by an extended set of structural shocks to economic variables.

Keywords: DSGE models; investment accelerator; oil prices; terms of trade; Russian economy; monetary policy.

JEL classification: C11; E32; E40; E47; F41.

Acknowledgement. Andrey Polbin carried out research for this article in the framework of a research grant funded by the Ministry of Science and Higher Education of the Russian Federation (grant ID: 075-15-2022-326).

References

- Andreyev M. Y., Polbin A. V. (2023). Macroeconomic effects of the expected future decline in oil revenues for the Russian economy under capital control. *Voprosy Ekonomiki*, 4, 5–28 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2023-4-5-28.
- Votinov A. I., Lazaryan S. S. (2020). The influence of trends in the data on the accuracy of DSGE model estimates. *HSE Economic Journal*, 24 (3), 372–390 (in Russian). DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-3-372-390.
- Zamnius A., Polbin A., Sinelnikov-Murylev S. (2022). The labor supply elasticity for married men in Russia. *HSE Economic Journal*, 26 (2), 177–212 (in Russian). DOI: 10.17323/1813-8691-2022-26-2-177-212.
- Zamnius A., Polbin A. (2021). Estimating intertemporal elasticity of substitution of labor supply for married women in Russia. *Applied Econometrics*, 64, 23–48 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2021-64-23-48.
- Idrisov G. (2010). Factors of demand on capital goods in Russia. *Economic Policy*, 3, 115–137 (in Russian).
- Isaev A. G. (2019). Investment dynamics and endogenous growth potential of Russian regions. *Spatial Economics*, 15 (1), 18–38 (in Russian). DOI: 10.14530/se.2019.1.018-038.
- Polbin A. (2017). Econometric estimation of the impact of oil prices shock on the Russian economy in VECM model. *Voprosy Ekonomiki*, 10, 27–49 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.
- Polbin A., Sinelnikov-Murylev S. (2023). Developing and impulse response matching estimation of the DSGE model for the Russian economy. *Nauchnye Trudy* No 182 (in Russian). Gaigar Institute.
- Sugaipov D. (2022). Estimating the impact of terms of trade news shocks on the Russian economy. *Applied Econometrics*, 66, 39–67 (in Russian). DOI: 10.22394/1993-7601-2022-66-39-67.
- Shulgin A. G., Shulgin S. G. (2021). Investments in the infrastructure of Siberia and the Far East. Macroeconomic analysis based on general equilibrium model. *Journal of the New Economic Association*, 49 (1), 81–114 (in Russian). DOI: 10.31737/2221-2264-2021-49-1-3.

- Shulgina A. G. (2017). Two-dimensional monetary policy shocks in DSGE-model estimated for Russia. *Journal of the New Economic Association*, 33 (1), 75–115 (in Russian).
- Alquist R., Kilian L., Vigfusson R. J. (2013). Forecasting the price of oil. In: *Handbook of Economic Forecasting*, 2, 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*, 14 (2), 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*, 17 (3), 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*, 33 (1), 107–117. DOI: 10.1134/S1075700722010038.
- Boivin J., Giannoni M. P. (2006). Has monetary policy become more effective? *Review of Economics and Statistics*, 88 (3), 445–462. DOI: 10.1162/rest.88.3.445.
- Calvo G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 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*, 55 (8), 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*, 1 (1), 242–266. DOI: 10.1257/mac.1.1.242.
- Chernozhukov V., Hong H. (2003). An MCMC approach to classical estimation. *Journal of Econometrics*, 115 (2), 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*, 113 (1), 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*, 21, 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*, 35 (12), 1999–2041. DOI: 10.1016/j.jedc.2011.09.005.
- Christiano L. J., Trabandt M., Walentin K. (2010). DSGE models for monetary policy analysis. In: *Handbook of Monetary Economics*, 3, 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*, 25 (3), 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*, 93 (3), 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*, 56 (4), 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*, 59 (4), 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*, 2 (1), 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*, 97 (3), 1021–1026. DOI: 10.1257/aer.97.3.1021.
- Inoue A., Shintani M. (2018). Quasi-Bayesian model selection. *Quantitative Economics*, 9 (3), 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*, 81 (1), 46–72. DOI: 10.31477/rjmf.202201.46.
- Kilian L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99 (3), 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*, 10 (5), 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*, 14 (1), 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*, 77 (2), 51–67. DOI: 10.31477/rjmf.201802.51.
- Lucca D. (2007). Resuscitating time-to-build. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=SED2007&paper_id=909.
- Lucas R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 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*, 33 (5), 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*, 12, 297–346.
- Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 61, 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*, 14 (1), 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*, 92, 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*, 1 (5), 1123–1175. DOI: 10.1162/154247603770383415.
- Uribe M., Yue V. Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom? *Journal of International Economics*, 69 (1), 6–36. DOI: 10.1016/j.jinteco.2005.04.003.
- Zeev N. B., Pappa E., Vicondoa A. (2017). Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news. *Journal of International Economics*, 108, 368–376. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.07.008.

Received 01.05.2023; accepted 01.08.2023.