

А.Г. Шульгин

Волго-Вятское ГУ Банка России, Нижний Новгород

А.Е. Новак

Волго-Вятское ГУ Банка России, Нижний Новгород

П.Л. Вихарев

Волго-Вятское ГУ Банка России, Нижний Новгород

DSGE-модель с тремя группами домохозяйств

Аннотация. В работе разработана и параметризована DSGE-модель с тремя типами домохозяйств – THRANK (Three Agent New Keynesian), которая позволяет изучать различные аспекты неравенства/неоднородности домохозяйств в рамках моделей этого класса. В модель вводится гетерогенность домохозяйств по доступу к финансовому рынку и величине субъективного дисконта. Параметры модели калибруются и оцениваются на основе как микроданных (RLMS-HSE, ОБДХ), так и макростатистики Российской Федерации. Показано, что учет в модели поведения группы домохозяйств, не имеющих доступа к финансовому рынку, слабо влияет на трансмиссию шоков денежно-кредитной политики (ДКП), но усиливает действие большинства других структурных шоков. Поведение группы нерикарданских домохозяйств, которые берут максимальный с учетом их финансового ограничения объем кредитов (закредитованные домохозяйства), напротив, усиливает реакцию макроэкономических переменных на шок ДКП, но слабо влияет на отклики этих переменных на большинство других структурных шоков. Разработанная модель позволяет анализировать вопросы, связанные с неоднородностью потребления домохозяйств, поведением закредитованных домохозяйств, а также анализировать взаимное влияние неравенства и ДКП.

Ключевые слова: денежно-кредитная политика, неравенство, неоднородность домохозяйств, кривая Лоренца, Россия.

Классификация JEL: E21, E44, E52, E58.

Для цитирования: **Шульгин А.Г., Новак А.Е., Вихарев П.Л.** (2025). DSGE-модель с тремя группами домохозяйств // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 3 (68). С. 78–111.
DOI: 10.31737/22212264_2025_3_78-111

EDN: JFGUEW

Введение

Цель данной статьи – разработка DSGE-модели малой открытой экономики, подходящей для практико-ориентированного анализа денежно-кредитной политики (ДКП) с учетом информации о неоднородности домохозяйств.

Наиболее распространенный тип новых кейнсианских DSGE-моделей – модель с репрезентативным агентом (Representative Agent New Keynesian, далее – RANK) – не учитывает гетерогенности домохозяйств (Clarida, Jordi, Gertler, 2000). Однако существует обоснованный вопрос об адекватности предпосылки однородности агентов для большинства целей анализа, в том числе и для разработки ДКП (Campbell, Mankiw, 1989). Хорошо задокументированная неоднородность доступа агентов к финансовому рынку – это первое, что начали регулярно учитывать при моделировании (Gali, Lopez-Salido, Valles, 2007; Colciago, 2011). Поведение домохозяйств, по какой-либо причине не использую-

сих возможностей финансового рынка, существенно отличается от поведения репрезентативного агента в традиционном подходе. В частности, для таких домохозяйств нарушается рикардианская эквивалентность, поэтому их принято называть нерикардианскими в противовес рикардианским из традиционного подхода. В дальнейшем эти группы мы обозначили как p (*poor hand-to-mouth*) и n (*non hand-to-mouth*) соответственно.

Модели, сочетающие в себе рикардианские и нерикардианские домохозяйства, называют TANK (Two Agent New Keynesian). Они способны учесть межгрупповую гетерогенность домохозяйств, причем предполагается, что доли групп в населении постоянны и экзогенны¹.

Имеющуюся в TANK межгрупповую неоднородность домохозяйств можно расширить за счет включения различной структуры активов, обязательств и доходов домохозяйств, а также разного субъективного коэффициента дисконтирования (Cloyne, Ferreira, Surico, 2020; Eskelinen, 2021). Это позволяет выделить дополнительные группы домохозяйств, например группу закредитованных домохозяйств, которые используют доступ к финансовому рынку не для сглаживания потребления, а для его наращивания за счет кредита. В результате эти домохозяйства, несмотря на наличие доступа к финансовому рынку, приближаются по своей сути к классическим нерикардианским домохозяйствам группы p . Группу таких закредитованных домохозяйств мы обозначили w (*wealthy hand-to-mouth*). Модели с несколькими группами домохозяйств называют KANK (K Agent New Keynesian): они позволяют более полно учесть неоднородность домохозяйств, оставаясь при этом в рамках стандартной методологии работы с DSGE-моделями.

В нашей статье мы выбрали именно методологию KANK, сознательно отказавшись от более продвинутых способов моделирования неоднородности домохозяйств в DSGE-моделях. К таковым относятся HANK-модели. Это новые кейнсианские модели с гетерогенными агентами (Heterogeneous Agent New Keynesian (Kaplan, Moll, Violante, 2018)). В моделях этого типа предполагается наличие бесконечного множества домохозяйств, испытывающих идиосинкразические шоки трудовых и других доходов, которые позволяют формировать эмпирически реалистичные распределения доходов и богатства (Carroll et al., 2017; Hedlund et al., 2017). Выгодным отличием этого типа моделей от TANK является учет не только межгрупповой, но и внутригрупповой гетерогенности агентов, а также возможность эндогенного изменения долей различных групп домохозяйств в населении. Основным минус методологии HANK — это большие издержки реализации для практических целей².

В (Eskelinen, 2021) на примере шока ДКП показано, что KANK-модель с тремя агентами (THRANK) способна учесть основные каналы монетарной трансмиссии, представленные в HANK-моделях. При этом величина общего эффекта от шока процентной ставки на выпуск и инфляцию оказывается ближе к HANK, чем у обычной TANK-модели. Это связано как с включением домохозяйств группы w , вносящих заметный вклад в динамику агрегированных переменных, так и с более полным отражением перераспределительных каналов

¹ Особенно широкое распространение TANK-модели получили для анализа фискальной политики (Gali, Lopez-Salido, Valles, 2007; Colciago, 2011), так как при достаточно большой доле нерикардианских домохозяйств позволяют получить положительный отклик совокупного потребления на фискальное стимулирование, что соответствует результатам эмпирических исследований и отличается от предсказаний RANK-модели.

² Например, издержки репараметризации, издержки периодического пересчета модели с более актуальными данными и т.д.

денежной трансмиссии, которые приводят к изменению соотношения доходов и потреблений между агентами с разными предельными склонностями к потреблению (Auclert, 2019).

В нашу KANK-модель мы вводим аналогичные (Eskelinen, 2021) три группы домохозяйств, поэтому ее также можно назвать THRANK-моделью. Введение в модель трех групп домохозяйств позволяет задавать вопросы о взаимном влиянии ДКП и неравенства (неоднородности) и при этом различать, на каком конце кривой Лоренца создаются возмущения в неравенстве и какими будут последствия для экономики³.

Наша модель повторяет большинство результатов работы (Eskelinen, 2021), касающихся отклика экономики на шок ДКП и его детерминантов: доли домохозяйств с ограниченным доступом к финансовому рынку, а также интенсивности ограничений на заимствование средств. Качественно отклики потребления трех групп на шок ДКП не изменились: наиболее сильное снижение потребления в ответ на рост ставки процента характерно для группы закредитованных домохозяйств. По сравнению с (Eskelinen, 2021) мы расширили список структурных шоков (например, добавили шоки внешнего и бюджетного секторов), что дает больше возможностей для анализа поведения доходов разных групп. Мы также добавили шоки, связанные с потреблением трех групп домохозяйств, которые напрямую влияют на неравенство потребления в стране. Это позволяет анализировать влияние так называемых шоков неравенства на экономику и ДКП.

Работа организована следующим образом. В разд. 1 представлена модель с тремя группами домохозяйств. Разд. 2 посвящен параметризации данной модели на российских данных. Основные результаты нашего исследования приведены в заключении.

1. Модель с тремя группами домохозяйств

В модели выделяется три группы домохозяйств.

Рикардианские домохозяйства (группа n) сглаживают потребление и являются единственными собственниками фирм в экономике. Только домохозяйства этой группы обладают доступом к внешнему рынку капитала.

Вторая группа домохозяйств (группа p) не имеет доступа к финансовым рынкам и потребляет весь свой текущий располагаемый доход.

Дополнительно мы выделяем третью группу домохозяйств (группа w), которая, как и первая, имеет доступ к финансовому рынку, обладает неликвидными активами (недвижимостью), но отличается от группы n отношением к будущему. Домохозяйства этой группы менее терпеливы и относительно больше ценят потребление в текущем периоде.

Домохозяйства группы n имеют более высокий субъективный дисконт, чем домохозяйства группы w , что в долгосрочной перспективе делает домохозяйства группы n нетто-кредиторами, финансирующими повышенное потребление домохозяйств группы w с помощью однопериодных облигаций. В результате последние накапливают долги, максимальная величина которых определяется объемом принадлежащих им неликвидных активов (недвижимости). Домохозяйства

³ Кривая Лоренца — это графическое представление того, как потребление распределено между группами домохозяйств, ранжированными по величине их потребления на душу. Соответственно, верхний конец кривой связан с изменением потребления группы богатых домохозяйств относительно средней группы, а нижний — с изменением потребления группы бедных домохозяйств относительно средней группы. Использование этой кривой при анализе удобно, потому что идиосинкратические шоки, возникающие в разных частях распределения потребления, могут оказывать неодинаковое воздействие на экономику.

группы w постоянно находятся на пределе заимствований и теряют возможность сглаживать потребление во времени, что делает их похожими на домохозяйства группы p . Так как стоимость неликвидных активов имеет проциклическую природу, потребление домохозяйств группы w становится более проциклическим, чем поведение домохозяйств группы p .

Домохозяйства потребляют три типа благ: неторгуемые (сектор N), торгуемые отечественные (сектор H) и торгуемые импортные (сектор F) блага. Фирмы всех трех секторов производят дифференцированные блага в условиях рынка монополистической конкуренции с ценообразованием по (Calvo, 1983) и индексацией по (Yun, 1996).

Произведенные в секторе N блага потребляются внутри страны, а в секторе H – частично потребляются внутри страны и частично экспортируются (нефть). Спрос на нефть абсолютно эластичный: отечественные фирмы могут продать на внешнем рынке любое количество по экзогенно заданной цене.

Домохозяйства предлагают услуги труда на рынке монополистической конкуренции, устанавливая заработную плату по модели (Calvo, 1983) с индексацией на инфляцию согласно индексу потребительских цен (ИПЦ) (Yun, 1996) предыдущего периода.

Недвижимость предполагается неликвидным активом, которым владеют домохозяйства групп n и w . Изменение уровня недвижимости сопровождается издержками подстройки, поэтому домохозяйства реализуют этот актив в последнюю очередь. Предложение недвижимости задается экзогенным AR(1)-процессом, а спрос на недвижимость определяется с учетом издержек подстройки. Для домохозяйств группы w недвижимость выступает обеспечением кредита и определяет предел объема заимствований. При этом различие в межвременных дисконтах для групп n и w предполагается достаточно большим, чтобы в результате циклических колебаний цен на недвижимость и объемов дохода и потребления ограничение на объем заимствования для группы w оставалось активным.

Мы задаем несколько механизмов прямого перераспределения доходов между группами домохозяйств. Во-первых, государство перераспределяет средства от домохозяйств группы n к домохозяйствам группы p за счет аккордных трансфертов. Во-вторых, мы предполагаем, что возникающая сверхприбыль фирм от повышенных цен на нефть достается не только в виде дивидендов домохозяйствам группы n , которые владеют данными фирмами, но и частично перераспределяется в виде трансфертов, которые получают домохозяйства группы p и w .

Зарубежная экономика описывается моделью RANK закрытой экономики. На внутреннем рынке мы предполагаем принцип ценообразования LCP (ценообразование в валюте покупателя). Производители сектора H не дискриминируют рынки, устанавливая для внешнего рынка цену, соответствующую цене на внутреннем рынке.

Правительство экзогенным образом создает спрос на общественные блага. Налоги состоят из двух частей: налог на заработную плату (плоская шкала налогообложения заработной платы) и аккордные налоги, которые платят домохозяйства группы n (аналог налога на богатство). В каждый момент времени выполняется условие нулевого дефицита бюджета.

Центральный банк управляет процентной ставкой по правилу Тейлора на основе прогноза годовой инфляции на три квартала вперед, а также текущего отклонения ВВП от долгосрочного тренда. В правило Тейлора включена инерционная компонента.

Финансовый рынок в модели неполный, внешняя премия за риск определяется отклонением накопленных домохозяйствами группы n иностранных долгов: *ad hoc*-функция предполагает, что чем больше накоплено долгов, тем выше ставка заимствования на внешнем рынке.

1.1. Домохозяйства

Домохозяйства группы n

Представляют собой континуум домохозяйств, обладающих неограниченным доступом к финансовому рынку. Здесь и далее индекс каждого домохозяйства внутри группы агентов (аналогично для фирм в каждом из секторов) опустим, поскольку в рамках группы (сектора) все агенты однородны и формулы справедливы для каждого домохозяйства (фирмы). Они максимизируют интегральную функцию полезности:

$$U_{n,t} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_n^s u_{\beta,t+s} \Lambda_{n,t+s}, \quad (1)$$

где β_n – субъективный коэффициент дисконтирования домохозяйств группы n ; $u_{\beta,t}$ – AR(1)-процесс, отражающий влияние шока межвременных предпочтений $u_{\beta,t} = [u_{\beta,t-1}]^{\rho_{\beta}} e^{\varepsilon_{\beta,t}}$; ρ_{β} – параметр авторегрессии шоков межвременных предпочтений в модели; $\varepsilon_{\beta,t}$ – шок межвременных предпочтений.

Мгновенная функция полезности:

$$\Lambda_{n,t} = \frac{(C_{n,t} - \xi C_{n,t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} u_{c,n,t} + \frac{h_{n,t}^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} - \frac{L_{n,t}^{1+\eta}}{1+\eta},$$

где $C_{n,t}$ – потребление домохозяйств группы n ; $h_{n,t}$ – запас недвижимости; $L_{n,t}$ – отработанные часы; σ_c и σ_h – параметры, обратные величине эластичности межвременного замещения потребления и недвижимости; η – параметр, обратный величине эластичности предложения труда по Фришу; ξ – параметр внешних привычек в потреблении; $u_{c,n,t}$ – AR(1)-процесс, для шоков полезности потребления для домохозяйств группы n .

Бюджетное ограничение домохозяйств группы n описывается уравнением:

$$\begin{aligned} & P_{C,t} C_{n,t} + q_t P_{C,t} (h_{n,t} - h_{n,t-1}) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{h_{n,t} - h_{n,t-1}}{h_{n,t-1}} \right)^2 q_t P_{C,t} h_{n,t-1} - P_{C,t} b_{n,t} - S_t P_{C,t}^* b_t^* = \\ & = (1-\tau) W_{n,t} L_{n,t} - (1+i_{t-1}) P_{C,t-1} b_{n,t-1} - (1+i_{t-1}^*) (1+r p_{t-1}) S_t P_{C,t-1}^* b_{t-1}^* + Profit_t - P_{N,t} T_{0,n,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

где $P_{C,t}$ и $P_{C,t}^*$ – уровни потребительских цен в стране и за рубежом; q_t – реальная цена недвижимости; ϕ – издержки подстройки недвижимости; $b_{n,t}$ и b_{t-1}^* – реальная задолженность по выпущенным облигациям ($b_{n,t} < 0$ и $b_{t-1}^* < 0$ означает, что домохозяйство – кредитор на отечественном и зарубежном финансовом рынке соответственно); i_t и i_t^* – отечественная и зарубежная ставки процента; S_t – номинальный обратный валютный курс; τ – фиксированная ставка подоходного налога; $W_{n,t}$ – средняя номинальная заработная плата; $P_{N,t} T_{0,n,t}$ – номинальный паушаль

ный налог в ценах сектора отечественных неторгуемых благ, $Profit_t$ – дивиденды от фирм,

$$Profit_t = (P_{F,t} - MC_{F,t} P_{C,t}) Y_{F,t} + (P_{N,t} - MC_{N,t} P_{N,t}) Y_{N,t} + \\ + (P_{H,t} - MC_{H,t} P_{H,t}) (Y_{H,t} - Y_{oil,t}) + (1 - \gamma_{oil,w} - \gamma_{oil,p}) (S_t P_{oil,t}^* - P_{H,t}) Y_{oil,t};$$

$\gamma_{oil,w}$, $\gamma_{oil,p}$ – доли прибыли фирм от повышенной цены на нефть, которые достаются домохозяйствам групп w и p соответственно; $MC_{F,t}$, $MC_{N,t}$, $MC_{H,t}$ – реальные предельные издержки фирм соответствующих секторов.

Условия первого порядка, связанные с потреблением и недвижимостью, для максимизации уравнения (1) при условии (2) определяются уравнением Эйлера и уравнением межвременного спроса на недвижимость. Так, уравнение Эйлера для рикардианских домохозяйств:

$$\beta_n E_t \left\{ \frac{\Lambda_{C_n,t+1} \Delta u_{\beta,t+1}}{\Lambda_{C_n,t} \Delta u_{\beta,t}} \times \frac{1 + i_t}{1 + \pi_{C,t+1}} \right\} = 1, \quad (3)$$

где $\pi_{C,t}$ – темп инфляции по ИПЦ, при этом для любой группы домохозяйств $j \in \{n, w, p\}$:

$$\Lambda_{C_j,t} \equiv \frac{\partial \Lambda_{j,t}}{\partial C_{j,t}} = (C_{j,t} - \xi C_{j,t-1})^{-\sigma_c} u_{c_j,t} -$$

предельная полезность потребления, $u_{c_j,t}$ – AR(1)-процесс для шока потребления группы j , $u_{c_j,t} = [u_{A_j,t-1}]^{\rho_A} e^{\varepsilon_{c_j,t}}$; ρ_A – параметр авторегрессии шоков потребления; $\varepsilon_{A_j,t}$ – шоки полезности потребления группы j .

Уравнение межвременного спроса на недвижимость:

$$u_{\beta,t} \Lambda_{h_n,t} - u_{\beta,t} \Lambda_{C_n,t} \left\{ q_t + \phi q_t \left[\frac{h_{n,t} - h_{n,t-1}}{h_{n,t-1}} \right] \right\} + \\ + \beta_n E_t \Lambda_{C_n,t+1} u_{\beta,t+1} \left\{ q_{t+1} + \frac{\phi}{2} q_{t+1} \left[\frac{h_{n,t+1}^2 - h_{n,t}^2}{h_{n,t}^2} \right] \right\} = 0, \quad (4)$$

где $\Lambda_{h_j,t} \equiv \partial \Lambda_{j,t} / \partial h_{j,t} = h_{j,t}^{-\sigma_h} j' \in \{n, w\}$ – предельная полезность недвижимости.

Уравнения (3) и (4) определяют оптимальную траекторию потребления и накопления недвижимости домохозяйств группы n . Помимо этого, именно уравнение Эйлера для рикардианских домохозяйств в стационарной точке определяет уровень равновесной ставки процента.

Домохозяйства группы w

Группа w представляет собой континуум домохозяйств, обладающих ограниченным доступом к финансовому рынку. Их субъективный коэффициент дисконтирования ниже, чем у группы n , поэтому они должники в экономике:

$$U_{w,t} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_w^s u_{\beta,t+s} \Lambda_{w,t+s}, \quad (5)$$

где β_w настолько меньше β_n , что при $\forall u_{\beta_w,t}$ неравенство между дисконтами двух групп продолжает выполняться.

Из-за того что равновесная процентная ставка устанавливается в соответствии с более высоким субъективным коэффициентом дисконтирования рикардианских домохозяйств, агенты группы w не могут достичь положения безразличия между текущим и будущим потреблением – в результате они всегда

пытаются занять дополнительные средства для увеличения потребления в текущем периоде.

Мгновенная функция полезности $\Lambda_{w,t}$:

$$\Lambda_{w,t} = \frac{(C_{w,t} - \xi C_{w,t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} u_{c_{w,t}} + \frac{h_{w,t}^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} - \frac{L_{w,t}^{1+\eta}}{1+\eta}.$$

Бюджетное ограничение домохозяйств группы w :

$$P_{C,t} C_{w,t} + q_t P_{C,t} (h_{w,t} - h_{w,t-1}) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{h_{w,t} - h_{w,t-1}}{h_{w,t-1}} \right)^2 q_t P_{C,t} h_{w,t-1} + (1+i_{t-1}) P_{C,t-1} b_{w,t-1} = (1-\tau) W_{w,t} L_{w,t} - P_{C,t} b_{w,t} + \gamma_{oil,w} (S_t P_{oil,t}^* - P_{H,t}) Y_{oil,t}. \quad (6)$$

Эта группа домохозяйств не имеет доступа к рынку зарубежного капитала. Они финансируют свое потребление за счет трудовых доходов и заимствований ($b_{w,t}$), которые на несовершенном финансовом рынке имеют предел, зависящий от стоимости недвижимости домохозяйств:

$$b_{w,t} = m q_t h_{w,t}, \quad (7)$$

где m – параметр, определяющий максимальный уровень отношения суммы заимствований к стоимости залога $q_t h_{w,t}$.

Условия первого порядка для максимизации (5) при выполнении условий (6) и (7) для группы w определяются аналогично. Уравнение Эйлера принимает вид:

$$\beta_w E_t \left\{ \Lambda_{C_{w,t+1}} u_{\beta,t+1} \frac{1+i_t}{1+\pi_{C,t+1}} \right\} + \lambda_{w,t} (1+i_t) = \Lambda_{C_{w,t}} u_{\beta,t},$$

где $\lambda_{w,t}$ – переменная, уравнивающая предельные полезности потребления в текущем и в будущем периоде для домохозяйств группы w .

Уравнение межвременного спроса на недвижимость:

$$u_{\beta,t} \Lambda_{h_{w,t}} - u_{\beta,t} \Lambda_{C_{w,t}} \left\{ q_t + \phi q_t \left[\frac{h_{w,t} - h_{w,t-1}}{h_{w,t-1}} \right] \right\} + \beta_w E_t \Lambda_{C_{w,t+1}} u_{\beta,t+1} \left\{ q_{t+1} + \frac{\phi}{2} q_{t+1} \left[\frac{h_{w,t+1}^2 - h_{w,t}^2}{h_{w,t}^2} \right] \right\} + \lambda_{w,t} m E_t q_{t+1} (1+\pi_{C,t+1}) = 0.$$

Домохозяйства группы p

Группа p представлена континуумом домохозяйств, у которых нет доступа к финансовому рынку. Они не обладают недвижимостью, поэтому их интегральная и мгновенная функции полезности имеют вид:

$$U_{p,t} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_p^s u_{\beta,t+s} \Lambda_{p,t+s}, \quad \Lambda_{p,t} = \frac{(C_{p,t} - \xi C_{p,t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} u_{c_{p,t}} - \frac{L_{p,t}^{1+\eta}}{1+\eta},$$

где β_p предполагается средней между β_n и β_w : эта группа домохозяйств не такая бережливая, как группа n , но все же ценит будущее, хоть домохозяйства группы p и не решают задачу максимизации полезности потребления напрямую, а потребляют весь свой текущий располагаемый доход:

$$P_{C,t} C_{p,t} = (1-\tau) W_{p,t} L_{p,t} - P_{N,t} T_{0,p,t} + \gamma_{oil,p} (S_t P_{oil,t}^* - P_{H,t}) Y_{oil,t},$$

где $T_{0,p,t}$ – аккордный трансферт.

1.2. Структура потребления домохозяйств

Домохозяйства каждой группы потребляют торгуемые $C_{T,t}$ и неторгуемые $C_{N,t}$ блага, при этом их агрегирование в совокупное потребление производится с помощью CES-технологии, предполагающей постоянную эластичность замещения:

$$(C_{j,t})^{(\alpha-1)/\alpha} = (1-\Psi_T)^{1/\alpha} (C_{j,N,t})^{(\alpha-1)/\alpha} + \Psi_T^{1/\alpha} (C_{j,T,t})^{(\alpha-1)/\alpha}, \quad j \in \{n, w, p\},$$

где Ψ_T – доля торгуемых благ в потребительской корзине; α – эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами; $C_{j,N,t}$ – индекс потребления отечественных неторгуемых благ (например, сюда отчасти можно отнести сектора услуг, строительства, образования); $C_{j,T,t}$ – индекс потребления благ, торгуемых на мировом рынке. Условие первого порядка оптимизационной задачи потребления группы между торгуемыми и неторгуемыми благами:

$$C_{j,T,t} = \Psi_T C_{j,t} \left(\frac{P_{T,t}}{P_{C,t}} \right)^{-\alpha}, \quad C_{j,N,t} = (1-\Psi_T) C_{j,t} \left(\frac{P_{N,t}}{P_{C,t}} \right)^{-\alpha}, \quad j \in \{n, w, p\},$$

где $P_{C,t}$ – индекс потребительских цен, $(P_{C,t})^{1-\alpha} = (1-\Psi_T)(P_{N,t})^{1-\alpha} + \Psi_T(P_{T,t})^{1-\alpha}$.

Аналогично по CES-технологии агрегируются отечественные и зарубежные торгуемые блага:

$$(C_{j,T,t})^{\frac{\delta-1}{\delta}} = (1-\Psi_H)^{\frac{1}{\delta}} (C_{j,F,t})^{\frac{\delta-1}{\delta}} + \Psi_H^{\frac{1}{\delta}} (C_{j,H,t})^{\frac{\delta-1}{\delta}}, \quad j \in \{n, w, p\},$$

где Ψ_H – доля отечественных торгуемых благ в потребительской корзине; δ – эластичность замещения между отечественными и импортными торгуемыми благами; $C_{j,H,t}$ – индекс внутреннего потребления отечественных благ, торгующихся внутри страны и за рубежом; $C_{j,F,t}$ – индекс потребления импортных товаров.

Соответствующие условия первого порядка для решения оптимизационной задачи потребления группы между отечественными и зарубежными торгуемыми благами:

$$C_{j,H,t} = \Psi_H C_{j,T,t} \left(\frac{P_{H,t}}{P_{T,t}} \right)^{-\delta}, \quad C_{j,F,t} = (1-\Psi_H) C_{j,T,t} \left(\frac{P_{F,t}}{P_{T,t}} \right)^{-\delta}, \quad j \in \{n, w, p\},$$

где $P_{T,t}$ – индекс цен торгуемых благ, $(P_{T,t})^{1-\delta} = \Psi_H (P_{H,t})^{1-\delta} + (1-\Psi_H)(P_{F,t})^{1-\delta}$.

При этом $C_{j,H,t}$, $C_{j,N,t}$, $C_{j,F,t}$ являются агрегированными индексами потребления домохозяйствами разных групп товаров различных фирм i из секторов $m \in \{N, H, F\}$. Так агрегированное потребление домохозяйствами группы j товаров из сектора m , в котором действует континуум фирм с индексом i , записывается в виде:

$$C_{j,m,t} = \left[\int_0^1 C_{j,m,t}(i)^{(\varphi-1)/\varphi} di \right]^{\varphi/(\varphi-1)}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad m \in \{N, H, F\},$$

где φ – эластичность замещения между дифференцированными товарами различных фирм в секторе (предполагается, что этот параметр одинаков для всех секторов); $C_{j,m,t}(i)$ – это потребление домохозяйствами группы j товаров фирмы i из сектора m . Другими словами, спрос отдельного домохозяйства на продукцию отдельной фирмы. Эта функция индивидуального спроса домохозяйств соответствует условию первого порядка для решения задачи об оптимальном распределении потребления домохозяйствами в отдельном секторе между отдельными фирмами:

$$C_{j,m,t}(i) = (P_{m,t}(i) / P_{m,t})^{-\varphi} C_{j,m,t}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad m \in \{N, H, F\},$$

где $P_{m,t}(i)$ – установленная фирмой i из сектора m цена на продукцию (в результате решения задачи максимизации прибыли); $P_{m,t}$ – индекс цен в секторе,

$$P_{m,t} = \left[\int_0^1 P_{m,t}(i)^{1-\varphi} di \right]^{1/(1-\varphi)}, m \in \{N, H, F\}.$$

Совокупный спрос домохозяйств на продукцию фирмы i из сектора m формируется агрегированием спросов отдельных групп домохозяйств с учетом их доли в населении:

$$C_{m,t}(i) = \gamma_n C_{n,m,t}(i) + \gamma_w C_{w,m,t}(i) + \gamma_p C_{p,m,t}(i), m \in \{N, H, F\},$$

где $\gamma_n, \gamma_w, \gamma_p$ – экзогенные и фиксированные доли в совокупном населении домохозяйств групп n, w, p соответственно.

1.3. Предложение труда домохозяйств в условиях монополистической конкуренции

В промышленных секторах $m \in \{N, H, F\}$ труд домохозяйств используется только в двух $k \in \{N, H\}$, т.е. в производстве отечественных торгуемых и неторгуемых благ. В каждом из этих секторов однородные фирмы предъявляют спрос на труд различных домохозяйств $j \in \{n, w, p\}$, который агрегируется по CES-технологии (индекс фирм i опущен):

$$L_{k,t}^{(\mu-1)/\mu} = \alpha_n^{1/\mu} L_{n,k,t}^{(\mu-1)/\mu} + \alpha_w^{1/\mu} L_{w,k,t}^{(\mu-1)/\mu} + \alpha_p^{1/\mu} L_{p,k,t}^{(\mu-1)/\mu}, k \in \{N, H\}, \quad (8)$$

где α_j – доля группы домохозяйств в совокупных трудовых доходах в экономике; μ – эластичность замещения между трудом различных групп домохозяйств.

Условие первого порядка для решения задачи о минимизации издержек фирмы сектора k на привлечение труда различных групп домохозяйств позволяет получить функции спроса фирмы на труд каждой из этих групп $L_{j,k,t}$:

$$L_{j,k,t} = \alpha_j \left[W_{j,k,t} / W_{k,t} \right]^{-\mu} L_{k,t}, j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\},$$

где $W_{k,t}$ – средний уровень номинальной заработной платы в секторе:

$$W_{k,t}^{1-\mu} = \alpha_n W_{n,k,t}^{1-\mu} + \alpha_w W_{w,k,t}^{1-\mu} + \alpha_p W_{p,k,t}^{1-\mu}, k \in \{N, H\}.$$

Труд отдельного домохозяйства z каждой группы в каждом секторе агрегируется по технологии:

$$L_{j,k,t} = \left[\int_0^1 L_{j,k,t}(z)^{(\mu-1)/\mu} dz \right]^{\mu/(\mu-1)}, j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\}.$$

Условие первого порядка для решения задачи о минимизации издержек фирмы сектора k на привлечение труда домохозяйства из группы j при условии решения его задачи:

$$\max_{W_{j,k,opt,t}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_{wj} \beta_j)^s \Lambda_{j,t+s} \left(\cdot \Big|_{W_{j,k,opt,t}} \right), j \in \{n, w, p\} \quad (9)$$

позволяет получить функции спроса фирмы на труд каждого отдельного домохозяйства каждой группы в каждом секторе:

$$L_{j,k,t}(z) = \left[W_{j,k,t}(z) / W_{j,k,t} \right]^{-\mu} L_{j,k,t}, j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\},$$

где $W_{j,k,t}(z)$ – установленная домохозяйством z из группы j номинальная заработная плата в секторе k (в результате решения задачи максимизации полезности); $W_{j,k,t}$ – средний уровень номинальной заработной платы группы домохозяйств j в секторе k :

$$W_{j,k,t} = \left[\int_0^1 W_{j,k,t}(z)^{1-\varphi_L} dz \right]^{1/(1-\varphi_L)}, j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\};$$

φ_L – эластичность замещения между трудовыми услугами отдельных домохозяйств.

В рамках данной модели предполагается, что каждое домохозяйство является монополистическим конкурентом на рынке труда в каждом из произ-

водственных секторов. Так, домохозяйства группы j устанавливают для каждого сектора k оптимальную с точки зрения их полезности заработную плату, исходя из модели (Calvo, 1983) с индексацией на инфляцию по ИПЦ предыдущего периода по (Yun, 1996). Вероятность того, что домохозяйство из группы j получит сигнал о смене номинального уровня заработной платы в секторе k на оптимальный $W_{j,k,opt,t}$ в текущем периоде, составляет $(1 - \theta_{Wj})$. В противном случае с вероятностью θ_{Wj} домохозяйство осуществит индексацию предыдущего уровня заработной платы на инфляцию предыдущего периода: $(W_{j,k,t-1}(z)(1 + \pi_{C,t-1})^{\chi_w})$, где $\chi_w \in (0,1)$ — параметр, показывающий степень индексации. Здесь и далее индекс z опустим, так как в пределах одной группы домохозяйств считаются идентичными. Так, при агрегировании по всем домохозяйствам группы j для сектора k получаем уравнение динамики агрегированной номинальной заработной платы группы домохозяйств в секторе:

$$W_{j,k,t}^{1-\phi_L} = \theta_{Wj} \left[(1 + \pi_{C,t-1})^{\chi_w} W_{j,k,t-1} \right]^{1-\phi_L} + (1 - \theta_{Wj}) \left[W_{j,k,opt,t} \right]^{1-\phi_L}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\}.$$

В реальном выражении это уравнение можно переписать следующим образом:

$$\left[\frac{W_{j,k,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\phi_L} = \theta_{Wj} \left[\frac{(1 + \pi_{C,t-1})^{\chi_w} W_{j,k,t-1}}{(1 + \pi_{C,t}) P_{C,t-1}} \right]^{1-\phi_L} + (1 - \theta_{Wj}) \left[\frac{W_{j,k,opt,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\phi_L}, \quad (10)$$

$$j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\}.$$

Задача домохозяйства заключается в выборе такого уровня номинальной заработной платы $W_{j,k,opt,t}$, позволяющего максимизировать дисконтированную ожидаемую полезность, которая была бы получена в случае, если бы номинальная заработная плата продержалась s периодов, в течение которых у домохозяйств не будет возможности ее снова скорректировать по условию (9).

Задача решается при ограничении в виде спроса на труд конкретного домохозяйства z из группы j со стороны сектора k , уравнение для которого в условиях индексации по (Yun, 1996) меняется на:

$$\text{s.t. } L_{j,k,t+s} = \left[W_{j,k,opt,t} \left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^{\chi_w} / W_{j,k,t+s} \right]^{-\phi_L} L_{j,k,t+s}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\}.$$

Решением задачи выступает оптимальная реальная заработная плата домохозяйства группы j в секторе k , которую можно представить в виде системы впередсмотрящих разностных уравнений:

$$\frac{W_{j,k,opt,t}}{P_{C,t}} = \frac{\phi_L}{\phi_L - 1} \frac{J_{W,j,k,t}}{N_{W,j,k,t}} \frac{1}{1 - \tau} u_{Wt}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\}, \quad (11)$$

где u_{Wt} — AR(1)-процесс, отражающий влияние шоков монополистической наценки в заработной плате (агрегированный для всей экономики шок и специфичный для каждого типа домохозяйств соответственно), $u_{Wt} = [u_{W,t-1}]^{\rho_w} e^{\varepsilon_{w,t}}$; ρ_w — параметр авторегрессии шока заработной платы; $\varepsilon_{w,t}$ — шок монополистической наценки в заработной плате.

При этом вспомогательные впередсмотрящие переменные имеют вид:

$$J_{W,j,k,t} = u_{\beta,t} L_{j,k,t} \left[W_{j,k,t} / P_{C,t} \right]^{\phi_L} (-\Lambda_{L,t}) + \theta_{Wj} \beta_j E_t \left\{ \left[(1 + \pi_{C,t+1}) / (1 + \pi_{C,t}) \right]^{\chi_w} J_{W,j,k,t+1} \right\}, \quad (12)$$

$$N_{W,j,k,t} = u_{\beta,t} L_{j,k,t} \left[\frac{W_{j,k,t}}{P_{C,t}} \right]^{\varphi_L} \Lambda_{C_j,t} + \theta_{Wj} \beta_j E_t \left\{ \left[\frac{1 + \pi_{C,t+1}}{(1 + \pi_{C,t})^{\chi_w}} \right]^{\varphi_L - 1} N_{W,j,k,t+1} \right\}, \quad (13)$$

$$j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\};$$

$\Lambda_{L_{j,t}} \equiv \partial \Lambda_{j,t} / \partial L_{j,t} = -L_{j,t}^{-\eta}$ – предельная полезность от дополнительных часов труда.

Уравнения (9), (11), (12) и (13) описывают процесс подстройки заработной платы в секторах $k \in \{N, H\}$ для всех групп домохозяйств $j \in \{n, w, p\}$. При этом совокупные часы труда домохозяйств каждой группы – $L_{j,t} = L_{j,H,t} + L_{j,N,t}$, $j \in \{n, w, p\}$. Используя данное выражение, можно определить среднюю заработную плату домохозяйств каждой группы как отношение совокупных трудовых доходов этой группы к совокупным часам труда:

$$W_{j,t} = (W_{H,t} L_{j,H,t} + W_{N,t} L_{j,N,t}) / L_{j,t}, j \in \{n, w, p\}.$$

Учитывая, что совокупный спрос на труд в каждом из секторов определяется уравнением (8), можно провести агрегирование на уровне всей экономики, получив условие равновесия на совокупном рынке труда: $L_t = L_{H,t} + L_{N,t}$. Следовательно, средняя номинальная заработная плата домохозяйств в экономике: $W_t = (W_{H,t} L_{H,t} + W_{N,t} L_{N,t}) / L_t$.

1.4. Производители

В модели представлены три сектора производителей $m \in \{N, H, F\}$: отечественные компании из секторов торгуемых и неторгуемых благ используют труд домохозяйств и производят дифференцированные товары, а импортеры закупают зарубежные однородные товары и перепродают их в виде дифференцированных с наценкой на отечественном рынке. Все фирмы используют модель ценообразования в условиях номинальной жесткости цен по (Calvo, 1983) и с индексацией цен на уровень инфляции по ИПЦ в предыдущем периоде по (Yun, 1996).

Отечественные производители торгуемых (H) и неторгуемых (N) благ

На этих рынках $k \in \{N, H\}$ действует континуум производителей ($i \in (0, 1)$), создающих дифференцированные товары в условиях монополистической конкуренции (агрегированный уровень цен в секторе считается экзогенным). Они имеют линейную производственную функцию, в которую входит только труд домохозяйств: $Y_{k,t} = A_{k,t} L_{k,t}$, $k \in \{N, H\}$, где $A_{k,t}$ – экзогенный AR(1)-процесс, характеризующий общую факторную производительность

$$A_{k,t} = [A_{k,t-1}]^{\rho_A} [\bar{A}_k]^{1-\rho_A} e^{\varepsilon_{A,t}}, k \in \{N, H\};$$

ρ_A – параметр авторегрессии экзогенного процесса; \bar{A}_k – стационарный уровень общей факторной производительности; $\varepsilon_{A,t}$ – ее структурный шок.

Совокупный объем производства сектора k агрегируется с помощью CES-технологии по выпускам отдельных фирм i :

$$Y_{k,t} = \left[\int_0^1 Y_{k,t}(i)^{(\varphi-1)/\varphi} di \right]^{\varphi/(\varphi-1)}, k \in \{N, H\}.$$

При этом спрос на продукцию секторов $Y_{k,t}$ неодинаков: неторгуемые блага потребляются домохозяйствами и правительством в рамках государственных закупок, а отечественные торгуемые блага – домохозяйствами и внешним

сектором. Следовательно, совокупный спрос на продукцию конкретной фирмы i можно выразить в виде

$$Y_{k,t}(i) = (P_{k,t}(i) / P_{k,t})^{-\varphi} Y_{k,t}, \quad k \in \{N, H\},$$

где $P_{k,t}$ – частный случай индекса $P_{m,t}$.

Производители сталкиваются с номинальной жесткостью цен по модели (Calvo, 1983): с вероятностью $1 - \theta_k$ (где θ_k – степень номинальной жесткости цен в секторе k) фирма может установить оптимальную цену на свою продукцию уже в текущем периоде, а с вероятностью θ_k такой возможности у нее не будет, и компания будет вынуждена произвести индексацию на инфляцию по ИПЦ прошлого периода со степенью индексации χ по (Yun, 1996). При агрегировании по всем фирмам сектора можно получить уравнение динамики индекса цен в этом секторе:

$$P_{k,t}^{1-\varphi} = \theta_k \left[(1 + \pi_{C,t-1})^\chi P_{k,t-1} \right]^{1-\varphi} + (1 - \theta_k) \left[P_{k,opt,t} \right]^{1-\varphi}, \quad k \in \{N, H\}.$$

Можно также получить динамику индекса реальных цен в секторе k :

$$\left[\frac{P_{k,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi} = \theta_k \left[\frac{(1 + \pi_{C,t-1})^\chi P_{k,t-1}}{(1 + \pi_{C,t}) P_{C,t-1}} \right]^{1-\varphi} + (1 - \theta_k) \left[\frac{P_{k,opt,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi}, \quad k \in \{N, H\}.$$

Аналогично домохозяйствам, фирмы решают задачу о выборе оптимальной цены $P_{k,opt,t}$, позволяющей максимизировать дисконтированную ожидаемую прибыль, которая была бы получена в случае, если установленная ими цена $P_{k,opt,t}$ продержалась бы s периодов. Приведение полезности акционеров от будущих потоков прибыли к текущему моменту происходит с помощью дисконтирующего фактора для домохозяйств группы n , так как именно этой группе принадлежат все фирмы в экономике:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_k \beta_n)^s \Lambda_{C_n,t+s} u_{\beta,t+s} \left[\left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^\chi \frac{P_{k,opt,t}}{P_{C,t+s}} - \frac{W_{k,t+s}}{P_{C,t+s} A_{k,t+s}} \right] Y_{k,t+s|t}(i) \rightarrow \max_{P_{k,opt,t}}, \quad k \in \{N, H\},$$

где $W_{k,t} / P_{k,t} A_{k,t} \equiv MC_{k,t}$ – реальные предельные издержки фирмы в секторе k , совпадающие со средними издержками. Задача решается при ограничении в виде агрегированного спроса на продукцию конкретной фирмы i из сектора k , уравнение для которого в условиях индексации неоптимизированных цен по (Yun, 1996) меняется на

$$\text{s.t. } Y_{k,t+s|t}(i) = \left[P_{k,opt,t} (P_{C,t+s-1} / P_{C,t-1})^\chi / P_{k,t+s} \right]^{-\varphi} Y_{k,t+s}, \quad k \in \{N, H\}.$$

Решением задачи выступает реальная оптимальная цена производителя из сектора k , которую можно представить в виде системы впередсмотрящих уравнений:

$$\frac{P_{k,opt,t}}{P_{C,t}} = \frac{\varphi}{\varphi - 1} \times \frac{J_{k,t}}{N_{k,t}}, \quad k \in \{N, H\},$$

где вспомогательные впередсмотрящие переменные:

$$J_{k,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{k,t} \left[\frac{P_{k,t}}{P_{C,t}} \right]^\varphi MC_{k,t} + \theta_k \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1 + \pi_{C,t+1}}{(1 + \pi_{C,t})^\chi} \right]^\varphi J_{k,t+1} \right\}, \quad k \in \{N, H\},$$

$$N_{k,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{k,t} \left[\frac{P_{k,t}}{P_{C,t}} \right]^\varphi + \theta_k \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1 + \pi_{C,t+1}}{(1 + \pi_{C,t})^\chi} \right]^{\varphi-1} N_{k,t+1} \right\}, \quad k \in \{N, H\}.$$

В стационарной точке реальная цена производителя в секторе k превышает реальные предельные издержки на величину монополистической наценки:

$$\frac{\overline{P}_k}{P_C} = \frac{\overline{P}_{k,opt}}{P_C} = \frac{\varphi}{\varphi - 1} \overline{MC}_k, \quad k \in \{N, H\}.$$

Импортёры

На рынке F действует континуум фирм ($i \in (0, 1)$), которые покупают однородные товары за рубежом по оптовой цене $P_{who,t}^* \equiv MC_t^* P_t^*$ (где MC_t^* и P_t^* – реальные предельные издержки иностранных фирм и индекс цен за рубежом соответственно), а затем без дополнительных издержек преобразуют их в дифференцированные товары, которые продают на отечественном рынке с монополистической наценкой по цене $P_{F,t}$.

Совокупный объем производства сектора импорта F агрегируется с помощью CES-технологии по выпускам отдельных импортёров i :

$$Y_{F,t} = \left[\int_0^1 Y_{F,t}(i)^{(\varphi-1)/\varphi} di \right]^{\varphi/(\varphi-1)}.$$

Предполагается, что спрос на импортную продукцию предъявляют только домохозяйства. При этом совокупный спрос на импортную продукцию фирмы i можно выразить в виде $Y_{F,t}(i) = (P_{F,t}(i) / P_{F,t})^{-\varphi} Y_{F,t}$, $P_{F,t}$ – частный случай индекса $P_{m,t}$.

Импортёры аналогично другим фирмам сталкиваются с ценообразованием по модели (Calvo, 1983) с индексацией по (Yun, 1996). Агрегируя по всем фирмам, продающим зарубежные товары, можно получить уравнение динамики индекса реальных цен в секторе:

$$\left[\frac{P_{F,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi} = \theta_F \left[\frac{(1 + \pi_{C,t-1})^\chi P_{F,t-1}}{(1 + \pi_{C,t}) P_{C,t-1}} \right]^{1-\varphi} + (1 - \theta_F) \left[\frac{P_{F,opt,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi}.$$

Задача каждой фирмы-импортёра заключается в выборе оптимальной цены $P_{F,opt,t}$ аналогично другим отечественным производителям:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_F \beta_n)^s \Lambda_{C_n,t+s} u_{\beta,t+s} \left[\left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^\chi \frac{P_{F,opt,t}}{P_{C,t+s}} - \frac{S_{t+s} P_{who,t+s}^*}{P_{C,t+s}} \right] Y_{F,t+s|t}(i) \rightarrow \max_{P_{F,opt,t}},$$

где $S_t P_{who,t}^* / P_{At} \equiv MC_{F,t}$ – реальные предельные издержки фирмы-импортёра: $P_{who,t}^* = MC_t^*$, т.е. импортёры покупают однородные товары за рубежом без наценки.

В качестве ограничения выступает агрегированный спрос на продукцию конкретной фирмы i из сектора F , уравнение для которого в условиях индексации неоптимизированных цен по (Yun, 1996) меняется на:

$$\text{s.t. } Y_{F,t+s|t}(i) = \left[P_{F,opt,t} (P_{C,t+s-1} / P_{C,t-1})^\chi / P_{F,t+s} \right]^{-\varphi} Y_{F,t+s}.$$

Решением задачи выступает реальная оптимальная цена фирмы-импортёра, которую можно представить в виде системы вперёдсмотрящих уравнений:

$$\frac{P_{F,opt,t}}{P_{C,t}} = \frac{\varphi}{\varphi - 1} \times \frac{J_{F,t}}{N_{F,t}},$$

где вспомогательные вперёдсмотрящие переменные рассчитываются по формулам:

$$J_{F,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{F,t} \left[\frac{P_{F,t}}{P_{C,t}} \right]^\varphi MC_{F,t} + \theta_F \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1 + \pi_{C,t+1}}{(1 + \pi_{C,t})^\chi} \right]^\varphi J_{F,t+1} \right\},$$

$$N_{F,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{F,t} \left[\frac{P_{F,t}}{P_{C,t}} \right]^{\varphi} + \theta_F \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1 + \pi_{C,t+1}}{(1 + \pi_{C,t})^{\alpha}} \right]^{\varphi-1} N_{F,t+1} \right\}.$$

В стационарной точке реальная цена на продукцию импортера превышает реальные предельные издержки на величину монополистической наценки:

$$\frac{\overline{P}_F}{\overline{P}_C} = \frac{\overline{P}_{F,opt}}{\overline{P}_C} = \frac{\varphi}{\varphi-1} \overline{MC}_F.$$

Следовательно, уровни инфляции цен производителей в экономике определяются соотношениями:

$$\pi_{m,t} = (P_{m,t} - P_{m,t-1}) / P_{m,t-1}, \quad m \in \{N, H, F\},$$

$$\pi_{T,t} = (P_{T,t} - P_{T,t-1}) / P_{T,t-1}, \quad (14)$$

$$\pi_{C,t} = (P_{C,t} - P_{C,t-1}) / P_{C,t-1}. \quad (15)$$

Уравнения (14) и (15) определяют инфляцию в секторе торгуемых товаров и потребительскую инфляцию.

Центральный банк

Центральный банк использует режим инфляционного таргетирования: он изменяет номинальную процентную ставку, ориентируясь на разрыв выпуска, текущий уровень потребительской инфляции и ее прогноз на следующие три квартала (тем самым он учитывает ожидаемую инфляцию в течение ближайшего года). Систематические валютные интервенции не проводятся, национальный валютный курс гибкий.

Монетарные власти устанавливают ключевую ставку по правилу Тейлора:

$$\frac{1+i_t}{1+\bar{i}} = \left[\frac{1+i_{t-1}}{1+\bar{i}} \right]^{\rho_i} \left[\frac{E_t \left[(1+\pi_{C,t})(1+\pi_{C,t+1})(1+\pi_{C,t+2})(1+\pi_{C,t+3}) \right]}{(1+\bar{\pi}_C)} \right]^{k_{\pi}/4} \left[\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right]^{k_y} \left[\right]^{1-\rho_i} e^{\varepsilon_{i,t}},$$

где ρ_i – параметр персистентности динамики ключевой ставки; k_{π} – коэффициент реакции ключевой ставки на ожидаемую годовую инфляцию; k_y – коэффициент реакции монетарного правила на разрыв выпуска; $\varepsilon_{i,t}$ – монетарный шок (дискреционная компонента денежно-кредитной политики); \bar{i} , $\bar{\pi}_C$, \bar{Y} – стационарные значения процентной ставки, потребительской инфляции и выпуска.

Учет инерционности ключевой ставки сглаживает ее динамику, а также демонстрирует приверженность центрального банка своим прошлым обязательствам (Woodford, 2001).

Правительство

Правительство придерживается концепции сбалансированного бюджета в терминах реальных величин: $T_t = G_t$, где T_t – реальный совокупный уровень налоговых доходов; G_t – реальные государственные закупки, которые полностью приходятся на сектор неторгуемых отечественных благ и являются экзогенным процессом AR(1): $G_t = [G_{t-1}]^{\rho_G} [\bar{G}]^{1-\rho_G} e^{\varepsilon_{G,t}}$, ρ_G – параметр авторегрессии государственных расходов (влияет на персистентность шоков государственных расходов); \bar{G} – стационарный уровень государственных расходов; $\varepsilon_{G,t}$ – фискальный шок (дискреционная компонента).

Систематическая политика правительства подробно не моделируется, как и, например, у (Dib, 2008). Тем не менее из-за нарушения рикардианской экви-

валентности для некоторых групп домохозяйств фискальная политика все-таки не может считаться нейтральной: аккордные налоги влияют на располагаемые доходы домохозяйств групп w и p и, следовательно, на агрегированные переменные. Совокупные налоговые поступления состоят из двух частей: пропорционального налога на заработную плату $T_{L,t}$ (эта часть налоговых доходов имеет проциклический характер) и аккордных налогов $T_{0,t}$: $T_t = T_{L,t} + T_{0,t}$, где $T_{L,t}$ – величина агрегированных налогов на труд, $T_{L,t} = \gamma_n T_{L,n,t} + \gamma_w T_{L,w,t} + \gamma_p T_{L,p,t}$; $T_{L,j,t}$ – величина налогов на труд домохозяйства каждого типа j , $T_{L,j,t} = \tau W_{j,t} L_{j,t} / P_{N,t}$, $j \in \{n, w, p\}$.

Аккордные выплаты $T_{0,t}$ состоят непосредственно из налогов ($T_{0,j,t} > 0$), которые поступают от домохозяйств группы n : $T_{0,t} = \gamma_n T_{0n,t} + \gamma_w T_{0w,t} + \gamma_p T_{0p,t}$, $T_{0n,t} = T_{0w,t} \gamma_{T_{0nw}}$, где $\gamma_{T_{0nw}}$ – параметр, определяющий распределение аккордных налогов между группами n и w (он предполагается достаточно большим, чтобы аккордные налоги платили в основном домохозяйства группы n).

Мы предполагаем, что для домохозяйств группы n эти аккордные налоги, с одной стороны, можно трактовать как налоги на богатство (в том числе на прибыль от их фирм). С другой стороны, это единственная группа домохозяйств, потребление которой не зависит от текущих располагаемых доходов. Подстройка $T_{0n,t}$ позволяет сбалансировать государственный бюджет и при этом не внести искажения в динамику агрегированных переменных. Для домохозяйств группы p аккордные налоги отрицательные ($T_{0p,t} < 0$). Другими словами, они получают экзогенные аккордные трансферты от правительства: $T_{0p,t} = [T_{0p,t-1}]^{\rho_{T_p}} [T_{0p}]^{1-\rho_{T_p}} e^{\varepsilon_{T_p,t}}$, где ρ_{T_p} – параметр авторегрессии трансфертов для группы p ; T_{0p} – стационарный уровень трансфертов, составляющий долю $\gamma_{T_{0p}} < 0$ от стационарного уровня ВВП.

Внешний сектор

Условие непокрытого процентного паритета определяет динамику плавающего валютного курса: $1 + i_t = (1 + i_t^*)(1 + rp_t) E_t S_{t+1} / S_t$, где rp_t – премия за риск, описываемая функцией ad hoc (финансовый рынок неполный):

$$1 + rp_t = (1 + \bar{rp}) u_{rp} + v \left[\frac{b_t^* - \bar{b}^*}{\bar{b}^*} \right] - \xi_x \left[\frac{x_t - x^*}{x^*} \right];$$

v – параметр реакции премии за риск на отклонение внешних заимствований от их стационарного уровня; ξ_x – параметр, помогающий задать в модели реакцию курса иностранной валюты на отклонение реальной цены на нефть от стационарного уровня; u_{rp} – AR(1)-процесс, отражающий влияние шока премии за риск, $u_{rp,t} = [u_{rp,t-1}]^{\rho_{rp}} e^{\varepsilon_{rp,t}}$; ρ_{rp} – параметр авторегрессии шока внешней премии за риск; $\varepsilon_{rp,t}$ – структурный шок премии за риск. Благодаря этой функции стоимость заимствования за рубежом тем выше, чем больше текущий объем долгов на внешнем рынке – это исключает игру Понци на этом рынке.

Внешний сектор (зарубежная экономика) описывается новой кейнсианской моделью закрытой частной экономики с однородными агентами, гибкими номинальными заработными платами и постоянным эффектом масштаба.

Условно все зарубежные домохозяйства относятся к группе рикардианских домохозяйств, поэтому их потребление C_t^* определяется уравнением Эйлера:

$$\beta^* E_t \left\{ \frac{\Lambda_{c,t+1}^* u_{\beta^*,t+1}^* \times \frac{1 + i_t^*}{1 + \pi_{C,t+1}^*}}{\Lambda_{c,t}^* u_{\beta^*,t}^*} \right\} = 1,$$

где $\Lambda_{c,t}^* \equiv \partial \Lambda_t^* / \partial C_t^* = (C_t^* - \xi^* C_{t-1}^*)^{-\sigma^*}$ – зарубежная предельная полезность потребления, ξ^* – параметр зарубежных привычек в потреблении; σ^* – параметр, обратный величине зарубежной эластичности межвременного замещения потребления; $\pi_{c,t+1}^* \equiv (P_{c,t+1}^* - P_{c,t}^*) / P_{c,t}^*$ – инфляция по ИПЦ за рубежом; $u_{\beta^*,t}^*$ – AR(1)-процесс, отражающий влияние шока зарубежных межвременных предпочтений, $u_{\beta^*,t}^* = [u_{\beta^*,t-1}^*]^{\rho_{\beta^*}^*} e^{\varepsilon_{\beta^*,t}^*}$; $\rho_{\beta^*}^*$ – параметр авторегрессии шоков зарубежных межвременных предпочтений; $\varepsilon_{\beta^*,t}^*$ – структурный шок межвременных предпочтений за рубежом.

Ввиду того что экономика закрытая и частная, совокупное потребление зарубежных домохозяйств совпадает с агрегированным выпуском Y_t^* : $C_t^* = Y_t^*$.

Ценообразование у зарубежных производителей описывается моделью (Calvo, 1983) с индексацией на предыдущий уровень потребительской инфляции по (Yun, 1996). Динамика индекса зарубежных цен –

$$P_t^{*1-\varphi^*} = \theta^* \left[(1 + \pi_{c,t-1}^*)^{\chi^*} P_{t-1}^* \right]^{1-\varphi^*} + (1-\theta^*) \left[P_{opt,t}^* \right]^{1-\varphi^*},$$

где θ^* – зарубежный параметр номинальной жесткости цен; χ^* – степень индексации за рубежом; φ^* – иностранная эластичность замещения дифференцированных товаров.

Производители во внешнем секторе максимизируют дисконтированную прибыль, выбирая реальную оптимальную цену $P_{opt,t}^* / P_t^*$, которую можно представить в виде системы вперёдсмотрящих разностных уравнений

$$\frac{P_{opt,t}^*}{P_t^*} = \frac{\varphi^*}{\varphi^* - 1} \frac{J_t^*}{N_t^*},$$

где вспомогательные вперёдсмотрящие переменные –

$$J_t^* = \Lambda_{c,t}^* u_{\beta^*,t}^* Y_t^* MC_t^* + \theta^* \beta^* E_t \left\{ \left[(1 + \pi_{c,t+1}^*) / (1 + \pi_{c,t}^*) \right]^{\chi^*} J_{t+1}^* \right\},$$

$$N_t^* = \Lambda_{c,t}^* u_{\beta^*,t}^* Y_t^* + \theta^* \beta^* E_t \left\{ \left[(1 + \pi_{c,t+1}^*) / (1 + \pi_{c,t}^*) \right]^{\chi^*} N_{t+1}^* \right\};$$

MC_t^* – реальные предельные издержки иностранных фирм $MC_t^* = Y_t^{*\sigma^* + \eta^*} (A_t^{*1-\eta^*})^{-1}$; η^* – параметр, обратный величине зарубежной эластичности предложения труда по Фришу; A_t^* – экзогенный AR(1)-процесс, характеризующий зарубежную общую факторную производительность, $A_t^* = [A_{t-1}^*]^{\rho_{A^*}^*} [\bar{A}^*]^{1-\rho_{A^*}^*} e^{\varepsilon_{A^*,t}^*}$; $\rho_{A^*}^*$ – параметр авторегрессии экзогенного процесса; \bar{A}_k – стационарный уровень зарубежной общей факторной производительности; $\varepsilon_{A^*,t}^*$ – ее структурный шок.

В стационарной точке реальная цена производителей из внешнего сектора превышает их реальные предельные издержки на величину монополистической наценки:

$$\overline{P_{opt}^*} / \overline{P^*} = \left[\varphi^* / (\varphi^* - 1) \right] \overline{MC^*}.$$

Зарубежные монетарные власти также устанавливают ключевую ставку по правилу Тейлора, реагируя на уровень текущей инфляции и разрыв выпуска:

$$\frac{1 + i_t^*}{1 + i^*} = \left[\frac{1 + i_{t-1}^*}{1 + i^*} \right]^{\rho_i^*} \left[\left\{ \frac{1 + \pi_{c,t}^*}{(1 + \pi_c^*)} \right\}^{\frac{h_\pi^*}{\rho_i^*}} \left\{ \frac{Y_t^*}{Y^*} \right\}^{h_y^*} \right]^{1-\rho_i^*} e^{\varepsilon_{i^*,t}^*},$$

где ρ_i^* – параметр инерционности динамики зарубежной ключевой ставки; k_π^* – коэффициент реакции зарубежной ключевой ставки на текущее отклонение инфляции от цели; k_j^* – коэффициент реакции монетарного правила иностранного центрального банка на разрыв выпуска; $\varepsilon_{i^*,t}$ – внешний шок денежно-кредитной политики; i^* , π_C^* , Y^* – стационарные значения зарубежных процентной ставки, потребительской инфляции и выпуска.

Агрегирование и общее равновесие

В равновесном состоянии все домохозяйства и фирмы в пределах группы агентов и сектора принимают идентичные решения и имеют одинаковые характеристики. Поэтому агрегированные переменные – это взвешенное среднее с учетом долей γ_j групп домохозяйств $j \in \{n, w, p\}$ в населении.

Так, совокупное потребление домохозяйствами продукции секторов $m \in \{N, H, F\}$ –

$$C_{m,t} = \gamma_n C_{n,m,t} + \gamma_w C_{w,m,t} + \gamma_p C_{p,m,t};$$

совокупное потребление домохозяйствами торгуемых благ –

$$C_{T,t} = \gamma_n C_{n,T,t} + \gamma_w C_{w,T,t} + \gamma_p C_{p,T,t};$$

агрегированное потребление отечественных домохозяйств в экономике –

$$C_t = \gamma_n C_{n,t} + \gamma_w C_{w,t} + \gamma_p C_{p,t}.$$

Агрегируя спрос на недвижимость по всем домохозяйствам групп n и w , можно определить условие равновесия на рынке недвижимости: $h_t = \gamma_n h_{n,t} + \gamma_w h_{w,t} + \gamma_p h_{p,t}$, где h_t – предложение недвижимости, следующее экзогенному AR(1)-процессу, $h_t = [h_{t-1}]^{\rho_{h_s}} [\bar{h}]^{1-\rho_{h_s}} e^{\varepsilon_{h_s,t}}$; ρ_{h_s} – параметр авторегрессии предложения недвижимости; \bar{h} – стационарный уровень предложения; $\varepsilon_{h_s,t}$ – шок предложения недвижимости.

Равновесие на рынке неторгуемых благ описывается условием равенства предложения фирм этого сектора и спроса со стороны домохозяйств и правительства: $Y_{N,t} = C_{N,t} + G_t$. Аналогично описывается равновесие на рынке торгуемых благ с учетом того, что фирмы этого сектора работают на удовлетворение как внутреннего спроса домохозяйств, так и внешнего спроса на природные ресурсы и торгуемые блага: $Y_{H,t} = C_{H,t} + Y_{oil,t} + Y_{H_{ex},t}$, где $Y_{oil,t}$ – объем экспорта природных ресурсов (внешний спрос на них); $Y_{H_{ex},t}$ – величина экспорта прочих отечественных торгуемых благ.

В модели объем экспорта природных ресурсов или внешний спрос на них зависит от мировой конъюнктуры (выпуска внешнего сектора): $Y_{oil,t} = \omega_{oil} Y_t^*$, где ω_{oil} – доля мирового спроса Y_t^* , приходящаяся на отечественные природные ресурсы.

Предполагается, что отечественные производители торгуемых благ не дискриминируют рынков сбыта и везде устанавливают цену $P_{H,t}$, поэтому объем экспорта их продукции (величина внешнего спроса) равен $Y_{H_{ex},t} = \omega Y_t^* [P_{H,t} / S_t P_t^*]^{-\delta^*}$, где ω – доля мирового спроса Y_t^* , приходящаяся на отечественные торгуемые блага; δ^* – эластичность замещения между отечественными и импортными торгуемыми благами в зарубежной экономике.

Ввиду того что импортные товары потребляются только домохозяйствами, равновесие в секторе импорта: $Y_{F,t} = C_{F,t}$. Следовательно, валовый внутренний продукт (ВВП), рассчитанный по расходам в терминах реальных вели-

чин — $Y_t = C_{H,t} + C_{N,t} + G_t + Y_{H_{ex,t}} + Y_{oil,t}$. В то же время рассчитанный по расходам номинальный ВВП будет рассчитываться по формуле

$$P_{H,t} C_{H,t} + P_{N,t} (C_{N,t} + G_t) + P_{H,t} Y_{H_{ex,t}} + S_t P_{oil,t}^* Y_{oil,t} = P_{defl,t} Y_t,$$

где $P_{defl,t}$ — индекс-дефлятор ВВП; $P_{oil,t}^*$ — номинальная мировая цена на нефть, определяемая из уравнения реальной цены на нефть $x_t^* = P_{oil,t}^* / P_t^*$; x_t^* — реальная мировая цена нефти, следующая экзогенному AR(1)-процессу $x_t^* = [x_{t-1}^*]^{p_x^*} [x^*]^{1-p_x^*} e^{\varepsilon_{x,t}^*}$; p_x^* — параметр авторегрессии реальной мировой цены на нефть; x^* — ее стационарный уровень; $\varepsilon_{x,t}^*$ — структурный шок реальной мировой цены на нефть.

Уравнение платежного баланса отражает равновесие на рынке иностранных заимствований в реальном выражении (относительно P_t^*):

$$x_t^* Y_{oil,t} + \frac{P_{H,t}}{S_t P_t^*} Y_{H_{ex,t}} - \frac{P_{who,t}^*}{P_t^*} C_{F,t} - \frac{(1+i_{t-1}^*)(1+rp_{t-1})}{1+\pi_{C,t}^*} b_{t-1}^* + b_t^* = 0.$$

В то же время равновесие на внутреннем финансовом рынке предполагает, что $b_{n,t} + b_{w,t} = 0$.

Для анализа перераспределительных эффектов денежно-кредитной политики нужно дополнительно определить агрегированные реальные располагаемые доходы каждой из групп (без учета доходов от богатства).

Так, доходы домохозяйств группы n :

$$I_{n,t} P_{C,t} = (1-\tau) W_{n,t} L_{n,t} + mq_{t-1} P_{C,t-1} h_{n,t-1} i_{t-1} \frac{\gamma_w}{\gamma_n} - T_{0n,t} P_{N,t} - S_{t-1} P_{C,t-1} b_{t-1}^* \left[\frac{S_t}{S_{t-1}} (1+i_{t-1}^*)(1+rp_{t-1}) - 1 \right] \frac{1}{\gamma_n} + Profit_t (1/\gamma_n),$$

где $Profit_t (1/\gamma_n)$ — номинальная величина дивидендов, приходящихся на одно домохозяйство из группы n .

Доходы домохозяйств группы w :

$$I_{w,t} P_{C,t} = (1-\tau) W_{w,t} L_{w,t} - mq_{t-1} P_{C,t-1} h_{w,t-1} i_{t-1} - T_{0w,t} P_{N,t},$$

где $mq_{t-1} P_{C,t-1} h_{w,t-1}$ — величина заимствований домохозяйств группы w в предыдущем периоде, совпадающая с их пределом на заимствование.

Доходы домохозяйств группы p : $I_{p,t} P_{C,t} = (1-\tau) W_{p,t} L_{p,t} - T_{0p,t} P_{N,t}$.

Следовательно, агрегированные реальные располагаемые доходы: $I_t = \gamma_n I_{n,t} + \gamma_w I_{w,t} + \gamma_p I_{p,t}$.

Предполагая, что располагаемые доходы и потребление домохозяйств группы n выше, чем у домохозяйств группы w , у которых они превышают показатели домохозяйств группы p , можно оценить интегральные показатели неравенства располагаемых доходов и потребления:

$$Gini\ Income_t = 1 - \gamma_n - (1 + \gamma_w) \frac{I_{p,t} \gamma_p}{I_t} - (1 - \gamma_p) \frac{I_{w,t} \gamma_w}{I_t},$$

$$Gini\ Cons_t = 1 - \gamma_n - (1 + \gamma_w) \frac{C_{p,t} \gamma_p}{C_t} - (1 - \gamma_p) \frac{C_{w,t} \gamma_w}{C_t}.$$

2. Параметризация модели

Для нахождения стационарной точки зададим несколько калибровочных соотношений, в том числе доли трех групп домохозяйств и их потребление. Байесовская оценка других параметров модели проведена с использованием квартальных макроэкономических данных за 2014–2021 гг.

2.1. Оценка структуры домохозяйств с учетом трех групп

Калибровка параметров модели, связанных с межгрупповой гетерогенностью домохозяйств, проведена на данных RLMS-HSE⁴ по домохозяйствам за 2014–2020 гг. и данных Росстата за 2014–2021 гг.

В большинстве исследований разделение домохозяйств на группы проводится по наличию неликвидных активов (недвижимости) и ликвидных активов, необходимых для перераспределения потребления. К домохозяйствам группы n относят домохозяйства, которые имеют достаточное количество ликвидных активов (обычно более половины текущего дохода), включающих в частности наличность и остатки на счетах. К группе w — домохозяйства, имеющие неликвидные активы (например, недвижимость), которые могут стать или являются залогом по потребительским кредитам. К группе p — домохозяйства, у которых нет неликвидных активов или их стоимость сопоставима со стоимостью кредита (начальный этап выплат по ипотеке) (Kaplan, Violante, Weidner, 2014).

В отличие от ряда других стран большинство домохозяйств России владеют жильем на праве собственности. Одна из причин — бесплатная приватизация, а также то, что долгосрочная аренда жилой недвижимости не свойственна российским домохозяйствам⁵. Другим фактором является не такая высокая трудовая мобильность в России по сравнению со странами Европы и США, что заставляет домохозяйства принимать решение в пользу покупки, а не аренды жилья.

Поэтому в отличие от зарубежных авторов в данной работе в дополнение к праву собственности на недвижимость мы учитываем характеристики качества недвижимости как потенциального залога: ее рыночную стоимость и площадь в расчете на члена семьи. Отдельно стоит отметить, что учет недвижимости в модели необходим в большей степени для обеспечения процикличности кредитования, а не для отражения фактического механизма кредитования в России (залоговое ограничение выступает в качестве финансового акселератора на несовершенном рынке). Практика использования недвижимости в качестве залога при кредитовании физических лиц слабо распространена в России (за исключением ипотеки).

Домохозяйства относятся к группе n , если при ответе на вопрос анкеты «Представьте себе не очень приятную картину: все члены вашей семьи лишились всех источников дохода. Как долго ваша семья сможет материально жить так же, как вы живете сейчас, т.е. не уменьшая расходов, только за счет денежных сбережений, ничего не продавая из имущества?» они отвечали: «Несколько месяцев» — или: «Полгода и больше». Это означает, что у домохозяйства есть ликвидные сбережения, позволяющие сглаживать потребление во времени. Остальные домохозяйства были определены в категорию нерикарданских домохозяйств — группы w и p .

Домохозяйство мы относим к группе w , если оно является собственником недвижимости и имеет потребительский кредит (это говорит о наличии у домохозяйства доступа к финансовому рынку) или качественные активы, которые могут быть использованы в качестве залога по кредитам. Нужно отметить, что около 20% домохозяйств, имеющих квартиру в собственности, затруднились назвать ее цену или точный метраж, поэтому, чтобы не сокращать выборку,

⁴ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE), проводимый Национальным исследовательским университетом Высшей школой экономики и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН (сайты обследования RLMS-HSE: <http://www.hse.ru/rhms>, <https://rlms-hse.cpc.unc.edu>).

⁵ Российские домохозяйства предпочитают стратегию приобретения недвижимости в собственность, что является существенным отличием в отношении недвижимости от западных домохозяйств (см. (Капеллошников, 1990; Нуреев, Гуляева, 2021)).

использовалась дополнительная информация о наличии у домохозяйств других активов. К группе w относим домохозяйства, для активов которых выполняются, как минимум, два из трех перечисленных ниже критериев:

- 1) площадь квартиры соответствует социальным нормам жилья (36, 21 и 18 кв. м на человека, если в квартире проживает один, два и более человек соответственно);
- 2) стоимость 1 кв. м жилья выше средней по региону⁶;
- 3) домохозяйство имеет в собственности другой актив (вторая квартира, автомобиль, дача, гараж, мотоцикл, трактор)⁷.

Домохозяйства, активы которых не соответствуют этим критериям, попали в группу p .

Основные характеристики потребления домохозяйств трех групп приведены в табл. 1. Доли общего и текущего потребления в доходах у домохозяйств группы n наименьшие, что отражает их способность сглаживать потребление во времени. Расходы на потребление у домохозяйств группы p наименьшие, доля текущего потребления в расходах самая высокая, что также подтверждает предположения об их поведении.

Описанную процедуру распределения домохозяйств на три группы мы применили для каждого года и затем усреднили доли за 2014–2020 гг.⁸: группа n – 0,247; группа w – 0,359; группа p – 0,394 (по данным RLMS-HSE).

На рис. 1 приведена совместная динамика фактического индекса Джини (горизонтальная ось) и индекса Джини, соответствующего разделению домохозяйств на три группы (вертикальная ось). Оба индекса сильно коррелируют друг с другом (коэффициент корреляции – около 0,9), а в периоды двух кризисов (2015 г. и 2020 г.) оба уходят ниже исторического среднего.

После распределения домохозяйств по группам необходимо получить динамику потребления этих групп. RLMS-HSE содержит только годовые данные о потреблении, в то время как в базе данных ОБДХ Росстата имеется информация о квартальном потреблении по децильным группам домохозяйств. Так как базы данных репрезентативны по России, то распределим домохозяйства RLMS-HSE на децили по доходу и определим, какая доля домохозяйств из каждого дециля попадает в каждую из трех групп домохозяйств в RLMS-HSE (рис. 2). Заметим, что

Таблица 1.

Ключевые показатели межгрупповой гетерогенности домохозяйств в 2020 г.

| Показатель | Группа n | Группа w | Группа p |
|--------------------------------------|------------|------------|------------|
| Число домохозяйств в группе, человек | 1133 | 1548 | 1745 |
| Доля в выборке | 0,25 | 0,36 | 0,39 |
| Доля текущего потребления в доходах | 0,35 | 0,41 | 0,44 |
| Доля общего потребления в доходах | 0,73 | 0,81 | 0,78 |
| Текущее потребление, руб. | 8897 | 8271 | 7609 |
| Общее потребление, руб. | 18398 | 16844 | 14099 |

Источник: расчеты авторов на основе данных RLMS-HSE.

⁶ Стоимость 1 кв. м жилья в регионах существенно отличается, поэтому на первом этапе был проведен расчет соотношения стоимости 1 кв. м жилья каждого домохозяйства к средней стоимости 1 кв. м жилья в регионе на дату проведения опроса (данные Росстата).

⁷ Вопросник не содержит информации о стоимости перечисленных активов, поэтому учитывается только факт их наличия.

⁸ При расчетах долей из выборки исключаются наблюдения, в которых расходы домохозяйств на текущее потребление превышают доход более чем в два раза (Khvostova, Larin, Novak, 2016)).



Рис. 1.

Фактический и модельный (на основе трех групп) индексы Джини потребления в отклонениях от среднего, п. п.

Источник: расчеты авторов.

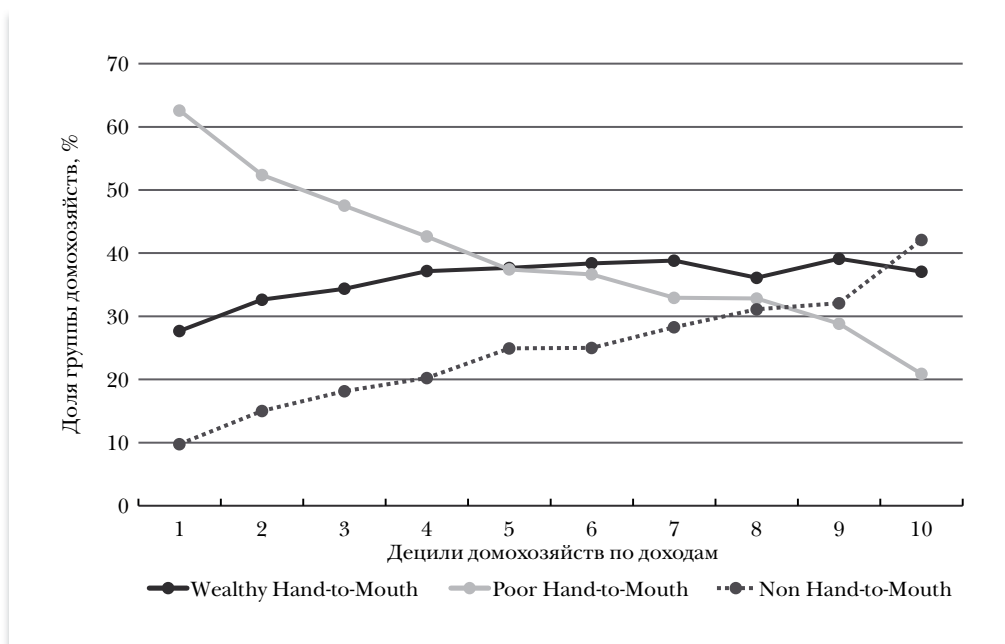


Рис. 2.

Децильная структура домохозяйств трех групп в среднем в 2014–2020 гг.

Источник: расчеты авторов по данным RLMS-HSE, ОБДХ.

в нижние децили попадают в основном домохозяйства группы p , в то время как с увеличением дециля доля домохозяйств группы n растет. С одной стороны, это показывает адекватность сделанных предпосылок и выбранных критериев для деления домохозяйств на группы, с другой стороны – свидетельствует о неполной корреляции доходов домохозяйств и наличии доступа к финансовому рынку.

Квартальное потребление каждой группы (по данным ОБДХ) рассчитано как средневзвешенное потребление с учетом структуры децилей. Номинальное потребление приведено к реальному с использованием индекса потребительских цен в группировке классификатора индивидуального потребления по целям (КИПЦ) и с учетом структуры потребления каждого дециля по ОБДХ. Сезонное сглаживание проведено методом X13-ARIMA-SEATS⁹.

2.2. Байесовская оценка параметров модели

Для оценки параметров модели используются байесовские методы, позволяющие совмещать априорную информацию о коэффициентах с данными квартальной макроэкономической статистики России за период с I квартала 2014 по IV квартал 2021 г. (32 квартала). Решение и оценка модели производится с помощью пакета Dynare (Adjemian et al., 2011)¹⁰.

Калибровка параметров

Мы фиксируем коэффициенты дисконтирования для домохозяйств группы n : $\beta_n = 0,995$, что соответствует реальной ставке 2% годовых. Для зарубежных домохозяйств аналогичный параметр составляет $\beta^* = 0,9975$ (1% годовых). Для домохозяйств группы w параметр дисконтирования выбран на уровне $\beta_w = 0,97$. Разница $\beta_n - \beta_w = 0,025$ должна быть достаточно велика, чтобы для домохозяйств группы w ограничение на предел заимствования выполнялось как равенство в каждом периоде. Для домохозяйств группы p коэффициент дисконтирования $\beta_p = 0,98$ не играет роли для выбора траектории потребления, но оказывает влияние на выбор оптимальной заработной платы в условиях монополистической конкуренции.

Параметр издержек приспособления недвижимости установлен на уровне $\phi = 0,01$, что несколько ниже, чем у (Eskelinen, 2021). Такое значение делает недвижимость относительно более ликвидной, а динамику ее объемов более проциклической. Величина, обратная эластичности межвременного замещения, зафиксирована на уровне $\sigma_c = 0,6$, что соответствует достаточно сильной реакции потребления на ожидаемую реальную ставку (Шульгин, 2014). Для симметрии предположим, что и аналогичный параметр за рубежом имеет значение $\sigma^* = 0,6$. Достаточно низкая величина σ_c также служит для ограничения эффекта дохода на решения домохозяйств относительно оптимальной заработной платы¹¹. Для этих же целей эластичности замещения ϕ и ϕ^* фиксируем на уровне 20. Это выше, чем в большинстве работ, и необходимо для того, чтобы добиться большей реа-

⁹ В Приложении 2 (http://journal.econorus.org/japp.phtml#Vikharev_Novak_Shulgin_JNEA_3_2025) в Табл. П1 приведена калибровка параметров, необходимых для расчета стационарной точки.

¹⁰ Подробнее о данных и детрендинге переменных см. Приложение 2.

¹¹ В (Cantore, Freund, 2021) решается проблема низкой реакции предельной склонности к потреблению на доход домохозяйств, который формируется из прибыли фирм путем выделения группы домохозяйств «капиталистов», которые не присутствуют на рынке труда. Низкая σ_c частично решает проблему, обозначенную (Cantore, Freund, 2021) за счет снижения реакции оптимальной заработной платы на колебания потребления.

листичности в распределении доходов домохозяйств группы n между доходами от трудовой деятельности и от владения фирмами¹².

Параметр m , определяющий допустимый размер кредита в долях от стоимости неликвидных активов домохозяйств, установлен на уровне $m = 0,6$. Это чуть ниже, чем в аналогичных работах (Eskelinen, 2021; Iacoviello, 2005), что отражает умеренную связь кредитования и стоимости недвижимости (см., например, (Колесник, Пестова, Мамонов, 2021)).

Доля неторгуемых благ в ИПЦ $\psi_N = 0,263$ соответствует весу услуг в ИПЦ Российской Федерации. Соответственно, $\psi_T = 1 - \psi_N = 0,737$. Для аппроксимации долей отечественных и зарубежных товаров в потреблении торгуемых благ использовалось отношение импорта к ВВП, составившее 20,7% в среднем за 2014–2021 гг. С учетом доли торгуемых товаров в общем потреблении параметры предпочтений импортных и отечественных благ составили $\psi_F = 0,281$ и $\psi_H = 0,719$.

Параметр эластичности замещения труда между группами домохозяйств составляет $\mu = 1,5$. Достаточно высокая степень замещения объясняется тем, что анализ состава трех групп показал, что домохозяйства достаточно однородны в том, что касается их позиции на рынке труда.

Доли мирового спроса, приходящиеся на отечественные торгуемые блага, рассчитываются как отношение экспорта по паритету покупательной способности (ППС) природных ресурсов (топливно-энергетический комплекс, ТЭК) и всех прочих товаров и услуг к мировому ВВП (в качестве прокси использовался ВВП группы двадцати (G20) по ППС) за 2014–2020 гг. Доля экспорта природных ресурсов составляет $\omega_{oil} = 0,0055$, а доля прочего экспорта – $\omega = 0,0056$.

Предполагаем, что к аккордным налогам, которые в модели платят домохозяйства группы n , относятся все налоги, приходящиеся на фирмы: налоги на прибыль организаций, на совокупный доход, платежи за пользование природных ресурсов, доходы от внешнеэкономической деятельности, платежи при использовании природными ресурсами. Доля оставшихся налоговых доходов бюджета расширенного правительства в ВВП в модели ассоциируется с налогами на заработную плату и в среднем за 2014–2021 гг. составляет $\tau = 0,2155$.

2.3. Априорное распределение параметров

Для параметров η и η^* используем гамма-распределение $\Gamma(1; 0,2)$, а для привычек в потреблении ξ и ξ^* бета-распределение $B(0,4; 0,05)$. Априорное распределение показателя эластичности замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами: $\alpha \sim \Gamma(1; 0,5)$. Параметры эластичности замещения между отечественными и импортными торгуемыми благами для отечественной и зарубежной экономики δ и $\delta^* \sim \Gamma(1,5; 0,75)$.

При оценке параметров номинальной жесткости цен и заработных плат мы используем следующие априорные распределения $\theta_H, \theta_N, \theta_F \sim B(0,75; 0,03)$, $\theta^* \sim B(0,75; 0,03)$, а также для заработных плат различных групп домохозяйств θ_{Wn}, θ_{Ww} и $\theta_{Wp} \sim B(0,75; 0,05)$. Такое среднее значение у априорных распределений соответствует пересмотру цен и заработных плат в среднем 1 раз в год и подтверждается рядом эмпирических работ для США и Еврозоны (Alvarez, Hernando, 2006; Blinder, 1991; Fabiani et al., 2006). Все параметры индексации имеют бета-распределение

¹² Снизить эффект прибыли на решения домохозяйств группы n на рынке труда.

χ , χ^* и $\chi_w \sim V(0,5; 0,1)$. Выбранное среднее значение означает неполную индексацию и часто используется в других работах (Аверина, Горшкова, Синельникова-Мурылева, 2018; Зубарев, 2018; Соколова, 2014).

Коэффициенты реакции ставки на ожидаемую инфляцию и разрыв выпуска в монетарном правиле имеют следующие априорные распределения: $k_\pi \sim N(2; 0,2)$ и $k_y \sim N(0,05; 0,01)$ для отечественной экономики; $k_\pi^* \sim N(1,5; 0,2)$ и $k_y^* \sim N(0,125; 0,2)$ — для зарубежной.

Фиксируются значения коэффициентов авторегрессии ключевой ставки $\rho_i = 0,7$, реальной мировой цены на нефть $\rho_x^* = 0,8$, расходов на государственные закупки $\rho_G = 0,7$, трансфертов $\rho_{T_p} = 0,8$, заработных плат $\rho_w = 0,6$, а также предложения недвижимости $\rho_{h_s} = 0,6$ и спроса на нее $\rho_{h_d} = 0,6$. Оцениваются следующие авторегрессионные коэффициенты (параметры персистентности): для зарубежной ставки $\rho_i^* \sim V(0,6; 0,1)$, для общей факторной производительности отечественной и зарубежной экономики ρ_A и $\rho_{A^*} \sim V(0,8; 0,1)$, для межвременных предпочтений ρ_β и $\rho_{\beta^*} \sim V(0,5; 0,1)$, для премии за риск $\rho_{r_p} \sim V(0,7; 0,05)$, а также для шоков потребления $\rho_A \sim V(0,75; 0,1)$.

Для оценки параметров, задающих распределение сверхприбыли от экспорта нефти между домохозяйствами трех групп, используем достаточно слабые априорные бета-распределения: $\gamma_{oil,p} \sim V(0,2; 0,05)$, $\gamma_{oil,w} \sim V(0,3; 0,05)$.

Коэффициенты реакции внешней премии на накопленные долги и реальную цену на нефть имеют нормальное априорное распределение с достаточно высокой дисперсией $v \sim N(0,05; 0,02)$, $\xi_x \sim N(0,04; 0,02)$.

2.4. Результаты оценки

При идентификации шоков, определяющих потребление групп домохозяйств, мы наложили ограничения на дисперсии шоков: мы предположили, что стандартные отклонения шоков потребления для трех групп одинаковы. Это позволило рассчитать функцию правдоподобия и запустить процесс максимизации апостериорной функции по параметрам модели. При этом для дальнейших расчетов по модели мы взяли моды многомерного апостериорного распределения параметров¹³.

Оценки параметров $\theta \approx 0,6 \div 0,65$ ценообразования по Кальво для отечественных секторов оказались невелики. Высокие вероятности корректировки цены соответствуют эффекту переноса издержек в цены — около 26% первоначального скачка курса иностранной валюты переносится в потребительские цены в первые пять кварталов после шока. Коэффициент индексации для отечественных благ оценен на невысоком уровне $\chi = 0,23$. Достаточно важным оцененным параметром является параметр полезности $\sigma_h = 2,06$. Это гарантирует умеренную амплитуду колебаний дохода домохозяйств группы w , связанную с доходами от финансового рынка. Это подходит для нашего случая, когда все группы распределяются по децилям потребления достаточно равномерно. Мы оцениваем данный параметр без опоры на наблюдаемый ряд недвижимости, поэтому адекватность оценки данного параметра оцениваем косвенно — через поведение группы w ¹⁴.

¹³ В Приложении 2 (http://journal.econorus.org/japp.phtml#Vikharev_Novak_Shulgin_JNEA_3_2025), приведены результаты параметризации (калибровка и байесовская оценка) модели.

¹⁴ Эмпирические факты относительно владения недвижимостью для трех групп домохозяйств в РФ существенно отличаются от зарубежного опыта, однако канал цен на недвижимость как ограничитель объема кредитов для группы w рассматривается нами как удобный прокси для поведения закредитованных домохозяйств.

Величина, обратная эластичности замещения по Фришу, оценена $\eta = 0,84$, что приводит к достаточно выраженной реакции рынка труда на шоки. Все оцененные эластичности замещения благ ($\alpha = 0,68$, $\delta^* = 1,30$) оказались относительно невелики, что свидетельствует о невысокой реальной жесткости цен.

2.5. Проверка адекватности оценки модели

Для проверки адекватности оценки моделей были проведены три типа диагностики: анализ функций импульсного отклика (IRF), анализ декомпозиции переменных на шоки и анализ робастности.

Функции импульсных откликов

На рис. 3 (а также на рис. П2–П6 в Приложении 2) показаны отклики основных эндогенных переменных на структурные шоки. Реакция экономики в целом, а также потребления трех групп домохозяйств на шок ДКП качественно

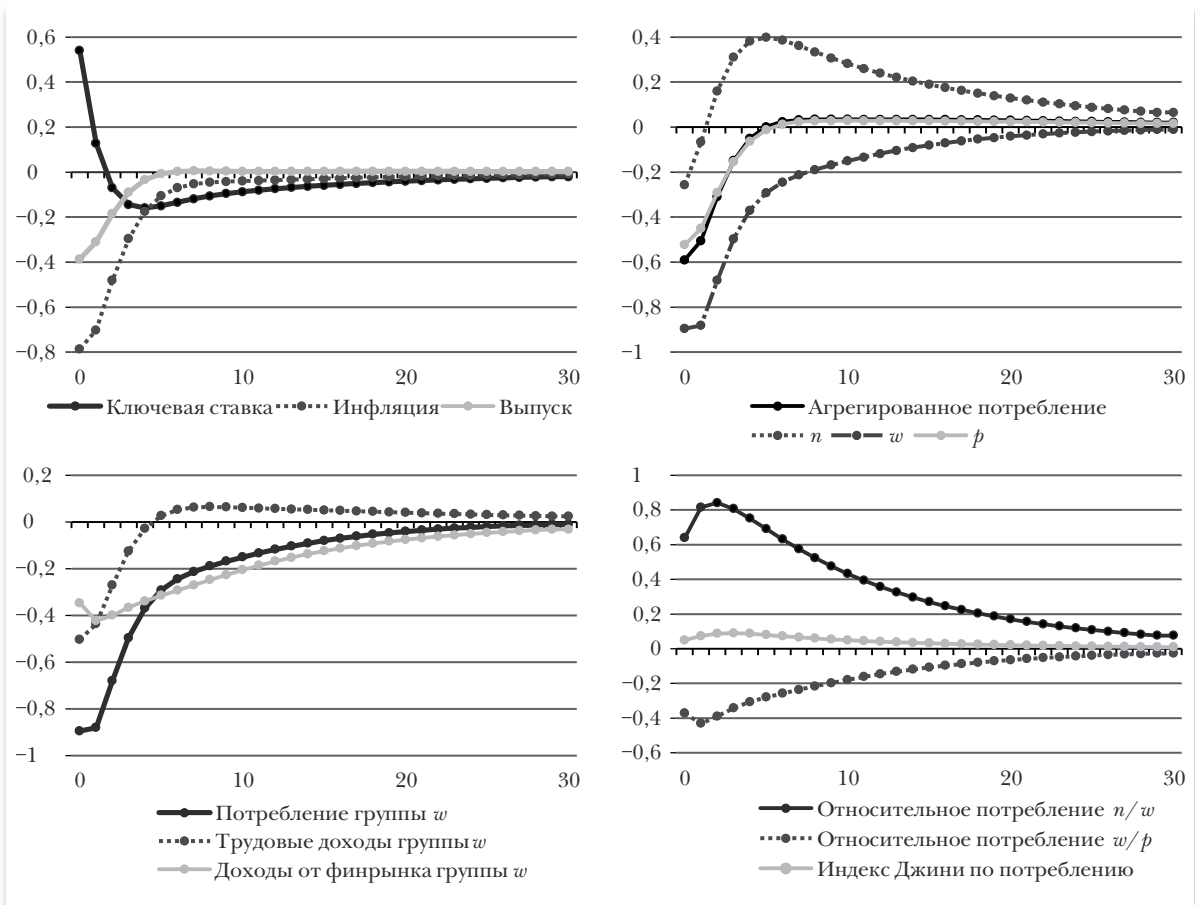


Рис. 3.

Импульсные отклики переменных на шок ДКП в одно стандартное отклонения, % отклонения от стационарного значения

Источник: расчеты авторов.

совпадают с результатами (Eskelinen, 2021). Шок ставки (рис. 3) традиционно стимулирует спрос, что в итоге снижает объем производства и инфляцию. Ставка процента уже с третьего квартала после шока уходит в отрицательную зону как результат стабилизации снизившейся инфляции по правилу Тэйлора. Реакция инфляции на ставку достаточно высока, что характерно для случаев высокого переноса издержек в цены. Потребление всех групп в момент шока сокращается. Первичным эффектом считается реакция домохозяйств группы n , которые снижают потребление в текущем периоде, реагируя на рост ставки. Снижение потребления в группе n создает вторичные эффекты роста ставки: снижение объемов производства и, соответственно, трудового дохода и потребления групп w и p . Рост ставки процента приводит также к дополнительному уменьшению потребления в группе w (по причине снижения стоимости неликвидных активов) и снижению возможности кредитования на финансовом рынке. В итоге потребление в данной группе сильнее всего снижается в ответ на шок ставки.

Так как группа w имеет средний уровень дохода, неравенство на двух концах кривой Лоренца при шоке ставки изменяется в противоположных направлениях: на верхнем конце неравенство растет (средняя группа w проседает по потреблению сильнее, чем группа в среднем более обеспеченных домохозяйств n); на нижнем конце неравенство сокращается, так как группа с самым низким доходом p демонстрирует более умеренное снижение потребления, чем группа w . Агрегированный показатель неравенства потребления изменяется несильно, но строго в сторону увеличения неравенства, так как группа самых обеспеченных домохозяйств n демонстрирует самое низкое снижение потребления в момент монетарной рестрикции.

Для других структурных шоков (Приложение 2, рис. П2–П6) поведение потребления разных групп может сильно отличаться от той картины, которая складывается при шоке ДКП. Например, для шоков предложения потребление групп n и p будет изменяться в противоположных направлениях, так как трудовой доход и ставка процента также двигаются противоположно. Похожая картина наблюдается при шоке внешней премии за риск (валютного курса) и шоке зарубежных межвременных предпочтений: ослабление валюты вызывает краткосрочный рост выпуска, заработных плат и потребления в группе p . Для рикардянцев (группа n) рост ставки, призванный сдержать инфляцию, приводит к снижению оптимального потребления.

Для шока межвременных предпочтений реакция потребления всех групп достаточно однородна, но домохозяйства группы n реагируют чуть сильнее, чем в группе p , так как шок сильнее воздействует на инфляцию и ставку, чем на выпуск. Наконец, шок нефтяных цен вызывает изменения потребления групп, качественно сходное с шоком ДКП: сильнее всего реагируют домохозяйства группы w , трудовые и финансовые доходы которых изменяются в одном направлении. Для остальных рассмотренных шоков реакция потребления в группе w оказывается средней среди всех групп, а трудовые и финансовые доходы меняются в противоположных направлениях: финансовый рынок играет роль стабилизатора.

Декомпозиция на шоки

В Приложении 2 приведены результаты декомпозиции инфляции, выпуска, ставки, относительного потребления групп n/w и w/p , индекса Джини

на шоки (рис. П7–П12 в Приложении 2). Мы объединили все структурные шоки в несколько групп. Шоки спроса – это шоки межвременных предпочтений $\epsilon_{\beta,t}$, а также государственных расходов $\epsilon_{G,t}$. В данную категорию также отнесем и шок предпочтений потребления $\epsilon_{C,t}$, но так как в процессе байесовской оценки на данных этот шок не использовался, то его вклад в декомпозицию равен нулю. Шоки предложения – это шоки общей факторной производительности $\epsilon_{A,t}$ и шок заработной платы $\epsilon_{W,t}$. Внешние шоки включают в себя шок зарубежной ставки $\epsilon_{i^*,t}$, шок зарубежной производительности $\epsilon_{A^*,t}$, шок зарубежных межвременных предпочтений $\epsilon_{\beta^*,t}$, шок цены на нефть $\epsilon_{x^*,t}$, шок внешней премии (валютного курса) $\epsilon_{rp,t}$. Шок политики (ДКП) – это шок ставки $\epsilon_{i,t}$. К категории структурных шоков потребления групп домохозяйств отнесем $\epsilon_{C_n,t}$, $\epsilon_{C_w,t}$, $\epsilon_{C_p,t}$, а также наблюдаемые и ненаблюдаемые шоки трансфертов $\epsilon_{T_p,t}$ и $\epsilon_{T_w,t}$. Шоки межвременных предпочтений групп $\epsilon_{\beta_n,t}$, $\epsilon_{\beta_w,t}$, $\epsilon_{\beta_p,t}$ вместе с шоками спроса на недвижимость $\epsilon_{h_n,t}$, $\epsilon_{h_w,t}$, $\epsilon_{h_p,t}$ также должны быть включены в данную группу, но они не использовались для объяснения динамики наблюдаемых переменных.

Разложение динамики переменных на шоки достаточно традиционное для новых кейнсианских моделей. Выпуск в значительной степени определяется шоками внутреннего спроса и внешними шоками, в которые основной вклад вносят шоки цены на нефть. Динамика инфляции и, соответственно, ключевой ставки главным образом определяется шоками предложения и внешними шоками, в которые основной вклад вносят шоки внешней премии (валютного курса).

Декомпозиция на шоки показывает, что группа структурных шоков потребления групп и трансфертов оказывает более существенное влияние на выпуск, чем на инфляцию и ставку. Декомпозиция переменных неравенства на шоки показывает, что общие структурные шоки обеспечивают даже больший вклад в объяснение переменных неравенства, чем шоки отдельных групп.

Анализ робастности

Для анализа робастности (Приложение 2) мы оценили модель, сделав несколько изменений в предпосылках байесовской оценки. Во-первых, вместо наблюдаемого ВВП мы используем ряд агрегированного потребления (избавленный от сезонности и детерминистического тренда на основе данных Росстата по использованию ВВП). Во-вторых, мы оцениваем, а не калибруем параметр авторегрессии шоков реальных цен на нефть (априорное распределение $\rho_{x^*} \sim V(0,8; 0,02)$). В-третьих, оцениваем параметр инерционности ключевой ставки с априорным распределением $\rho_i \sim V(0,7; 0,02)$.

Результаты оценки продемонстрировали достаточно невысокую чувствительность основных результатов к данным предпосылкам. Обе оцененные модели оказались близки друг другу; базовая модель ведет себя чуть более адекватно по широкому кругу свойств.

Заключение

В работе разработана и параметризована DSGE-модель с тремя типами домохозяйств (THRANK), для чего мы расширили стандартную новую кейнсианскую модель малой открытой экономики, экспортирующей ресурсы, за счет введения трех групп агентов, имеющих разное отношение к финансовому рынку.

К традиционным рикардианским домохозяйствам мы добавили группу домохозяйств, не имеющих доступа к финансовому рынку, а также группу домохозяйств, которые меньше ценят будущее потребление и поэтому активно наращивают заимствования, что в условиях несовершенного финансового рынка также начинает ограничивать их доступ к финансированию. Существование трех групп с различным уровнем долгосрочного дохода и потребления, а также имеющих уникальный отклик на структурные шоки, позволяет анализировать не только интегральный показатель неравенства (индекс Джини), но и неравенство на верхнем и нижнем концах кривой Лоренца. Такая декомпозиция обогащает анализ, так как дает дополнительную информацию для идентификации структурных шоков.

В работе приводится алгоритм выделения трех групп домохозяйств на основе статистики RLMS-HSE и ОБДХ. Модель оценивается байесовским методом на основе 14 наблюдаемых рядов за период с I квартала 2014 г. по IV квартал 2021 г.

Анализ импульсных откликов показал, что с учетом несовершенств финансового рынка для двух групп домохозяйств отклик экономики на шок ДКП должен усилиться. При этом роль двух групп домохозяйств сильно различается. Существование в модели домохозяйств, не имеющих доступа к финансовому рынку, усиливает реакцию агрегированных переменных на большинство структурных шоков. Реакция же экономики на шок ДКП практически не меняется. Введение в модель домохозяйств, имеющих доступ к финансовому рынку и попадающих под ограничение заимствования средств, напротив, практически не меняет реакции экономики на большинство структурных шоков, но усиливает реакцию инфляции и выпуска на шок ДКП.

Предложенная модель позволяет анализировать взаимное влияние неравенства/неоднородности домохозяйств по потреблению и ДКП, изучать поведение группы закредитованных домохозяйств, а также различные меры макро- и микропруденциального регулирования.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Таблица А1.

Результаты параметризации модели

| Параметр | Калибровка | Априорное распределение | | | Апостериорное распределение | | Пояснение |
|------------|------------|-------------------------|---------|------------------------|-----------------------------|------------------------|-------------------------------------|
| | | Тип | Среднее | Стандартное отклонение | Мода | Стандартное отклонение | |
| γ_n | 0,25 | - | - | - | - | - | Доля групп домохозяйств в населении |
| γ_w | 0,39 | - | - | - | - | - | |
| γ_p | 0,36 | - | - | - | - | - | |

Продолжение таблицы А1.

| Параметр | Калибровка | Априорное распределение | | | Апостериорное распределение | | Пояснение |
|---------------|------------|-------------------------|---------|------------------------|-----------------------------|------------------------|---|
| | | Тип | Среднее | Стандартное отклонение | Мода | Стандартное отклонение | |
| β_n | 0,995 | – | – | – | – | – | Субъективный коэффициент дисконтирования домохозяйств |
| β_w | 0,97 | – | – | – | – | – | |
| β_p | 0,98 | – | – | – | – | – | |
| β^* | 0,9975 | – | – | – | – | – | |
| σ_c | 0,6 | – | – | – | – | – | Параметр, обратный величине эластичности межвременного замещения потребления |
| σ_c^* | 0,6 | – | – | – | – | – | |
| σ_h | – | G | 3 | 0,5 | 2,0643 | 0,3636 | Параметр, обратный величине эластичности межвременного замещения удержания недвижимости |
| η | – | G | 1,1 | 0,2 | 0,8427 | 0,1557 | Параметр, обратный величине эластичности предложения труда по Фришу |
| η^* | 0,2 | – | – | – | – | – | |
| ξ | – | B | 0,4 | 0,05 | 0,4222 | 0,0490 | Параметр внешних привычек в потреблении |
| ξ^* | – | B | 0,4 | 0,05 | 0,3782 | 0,0473 | |
| ϕ | 0,01 | – | – | – | – | – | Издержки подстройки недвижимости |
| α | – | G | 0,7 | 0,2 | 0,6786 | 0,2008 | Эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами |
| Ψ_T | 0,737 | – | – | – | – | – | Доля торгуемых благ в потребительской корзине |
| δ | 1,1 | – | – | – | – | – | Эластичность замещения между отечественными и импортными торгуемыми благами |
| δ^* | – | G | 2 | 0,75 | 1,2971 | 0,2930 | |
| Ψ_H | 0,719 | – | – | – | – | – | Доля отечественных торгуемых благ в потребительской корзине |
| θ_{Wn} | 0,6 | – | – | – | – | – | Параметр номинальной жесткости заработных плат |
| θ_{Ww} | 0,6 | – | – | – | – | – | |
| θ_{Wp} | 0,6 | – | – | – | – | – | |
| χ_w | 0,5 | – | – | – | – | – | Степень индексации заработных плат на предыдущую инфляцию по ИПЦ |
| μ | 1,5 | – | – | – | – | – | Эластичность замещения дифференцированного труда различных групп домохозяйств |
| φ_L | 6 | – | – | – | – | – | Внутригрупповая эластичность замещения дифференцированного труда отдельных домохозяйств |

Продолжение таблицы А1.

| Параметр | Калибровка | Априорное распределение | | | Апостериорное распределение | | Пояснение |
|--------------------|------------|-------------------------|---------|------------------------|-----------------------------|------------------------|--|
| | | Тип | Среднее | Стандартное отклонение | Мода | Стандартное отклонение | |
| θ_H | - | В | 0,65 | 0,03 | 0,5909 | 0,0237 | Параметр номинальной жесткости цен (доля фирм, которые не могут оптимизировать цену в текущем периоде) |
| θ_N | - | В | 0,65 | 0,03 | 0,6268 | 0,0251 | |
| θ_F | - | В | 0,65 | 0,03 | 0,5843 | 0,0426 | |
| θ^* | - | В | 0,75 | 0,05 | 0,7739 | 0,0287 | |
| χ | - | В | 0,5 | 0,1 | 0,2261 | 0,0570 | Степень индексации цены фирм на предыдущую инфляцию по ИПЦ |
| χ^* | 0,5 | - | - | - | - | - | |
| φ | 20 | - | - | - | - | - | Эластичность замещения между дифференцированными товарами различных фирм |
| φ^* | 20 | - | - | - | - | - | |
| ω_{oil} | 0,0055 | - | - | - | - | - | Доля мирового спроса, приходящаяся на отечественные природные ресурсы |
| ω | 0,0056 | - | - | - | - | - | Доля мирового спроса, приходящаяся на отечественные торгуемые блага |
| τ | 0,2155 | - | - | - | - | - | Ставка налога на трудовые доходы |
| m | 0,6 | - | - | - | - | - | Максимальное отношение заимствования к стоимости залоговой недвижимости |
| k_π | - | N | 2 | 0,2 | 1,8562 | 0,1516 | Параметр реакции на отклонение ожидаемой инфляции от целевого уровня в монетарном правиле |
| k_π^* | - | N | 1,5 | 0,2 | 1,1169 | 0,1957 | |
| k_y | - | N | 0,05 | 0,01 | 0,0509 | 0,0099 | Параметр реакции на разрыв выпуска в монетарном правиле |
| k_y^* | - | N | 0,2 | 0,02 | 0,1987 | 0,0190 | |
| $\gamma_{C_n/w}$ | 1,19 | - | - | - | - | - | Отношения потребления групп домохозяйств |
| $\gamma_{C_w/p}$ | 1,23 | - | - | - | - | - | |
| γ_G | 0,32 | - | - | - | - | - | Доля расходов на государственные закупки в ВВП |
| $\gamma_{T_{0p}}$ | -0,033 | - | - | - | - | - | Доля трансфертов в ВВП |
| $\gamma_{T_{0nw}}$ | $+\infty$ | - | - | - | - | - | Соотношение аккордных налогов между домохозяйствами групп n и w |
| γ_b^* | 5,06 | - | - | - | - | - | Отношение величины внешних заимствований к экспорту |

Продолжение таблицы А1.

| Параметр | Калибровка | Априорное распределение | | | Апостериорное распределение | | Пояснение |
|----------------------------|------------|-------------------------|---------|------------------------|-----------------------------|------------------------|---|
| | | Тип | Среднее | Стандартное отклонение | Мода | Стандартное отклонение | |
| ν | – | N | 0,05 | 0,02 | 0,0460 | 0,0155 | Параметр реакции премии за риск на отклонения внешних заимствований от их стационарного уровня |
| ξ_x | – | N | 0,04 | 0,02 | 0,0288 | 0,0117 | Параметр реакции премии за риск на отклонения реальной цены на нефть от ее стационарного уровня |
| $\gamma_{oil,p}$ | – | B | 0,2 | 0,05 | 0,2045 | 0,0462 | Доля за сверхприбыль от производства нефти, достающаяся группе p |
| $\gamma_{oil,w}$ | – | B | 0,3 | 0,05 | 0,2887 | 0,0497 | Доля за сверхприбыль от производства нефти, достающаяся группе w |
| ρ_i | 0,7 | – | – | – | – | – | Коэффициент инерционности динамики ключевой ставки |
| ρ_i^* | 0,6 | – | – | – | – | – | |
| ρ_A | – | B | 0,5 | 0,1 | 0,7153 | 0,0737 | Коэффициент авторегрессии общей факторной производительности |
| ρ_A^* | 0,5 | – | – | – | – | – | |
| ρ_{h_s} | 0,6 | – | – | – | – | – | Коэффициент авторегрессии предложения недвижимости |
| ρ_{x^*} | 0,8 | – | – | – | – | – | Коэффициент авторегрессии реальной мировой цены на нефть |
| ρ_G | – | B | 0,7 | 0,1 | 0,7700 | 0,0748 | Коэффициент авторегрессии государственных закупок |
| ρ_{T_p} | – | B | 0,5 | 0,1 | 0,1893 | 0,0544 | Коэффициент авторегрессии трансфертов |
| ρ_B | – | B | 0,5 | 0,1 | 0,3885 | 0,1013 | Коэффициент авторегрессии шоков межвременных предпочтений |
| ρ_B^* | 0,5 | – | – | – | – | – | |
| ρ_{h_d} | 0,6 | – | – | – | – | – | Коэффициент авторегрессии шоков спроса на недвижимость |
| ρ_w | – | B | 0,5 | 0,1 | 0,4453 | 0,1105 | Коэффициент авторегрессии шоков заработных плат |
| $\rho_{\gamma p}$ | – | B | 0,5 | 0,1 | 0,5181 | 0,0844 | Коэффициент авторегрессии шоков внешней премии за риск |
| ρ_{A^*} | 0,75 | – | – | – | – | – | Коэффициент авторегрессии шоков потребления |
| σ_{ε_i} | – | U | | | 0,0022 | 0,0004 | Стандартное отклонение шоков ключевой ставки |
| $\sigma_{\varepsilon_i^*}$ | – | U | | | 0,0028 | 0,0005 | Стандартное отклонение шоков зарубежной ставки |
| σ_{ε_A} | – | U | | | 0,0319 | 0,0053 | Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности |
| $\sigma_{\varepsilon_A^*}$ | – | U | | | 0,0509 | 0,0188 | |

Окончание таблицы А1.

| Параметр | Калибровка | Априорное распределение | | | Апостериорное распределение | | Пояснение |
|----------------------------------|------------|-------------------------|---------|------------------------|-----------------------------|------------------------|---|
| | | Тип | Среднее | Стандартное отклонение | Мода | Стандартное отклонение | |
| σ_{ε_t} | – | U | | | 0,1750 | 0,0226 | Стандартное отклонение шоков реальной цены на нефть |
| σ_{ε_G} | – | U | | | 0,0287 | 0,0037 | Стандартное отклонение шоков государственных расходов |
| $\sigma_{\varepsilon_{Tp}}$ | – | U | | | 0,2479 | 0,0365 | Стандартное отклонение шоков трансфертов |
| $\sigma_{\varepsilon_{Tnp}}$ | – | U | | | 0,5514 | 0,0686 | Стандартное отклонение латентных шоков трансфертов |
| $\sigma_{\varepsilon_{\beta}}$ | – | U | | | 0,0390 | 0,0074 | Стандартное отклонение шоков межвременных предпочтений |
| $\sigma_{\varepsilon_{\beta^*}}$ | – | U | | | 0,0240 | 0,0036 | |
| σ_{ε_w} | – | U | | | 0,0365 | 0,0056 | Стандартное отклонение шоков заработной платы |
| $\sigma_{\varepsilon_{rp}}$ | – | U | | | 0,0246 | 0,0055 | Стандартное отклонение шоков премии за риск |
| $\sigma_{\varepsilon_{сшпр}}$ | – | G | 0,02 | 0,01 | 0,0121 | 0,0021 | Стандартное отклонение специфических шоков потребления групп домохозяйств |

Примечание. N – нормальное распределение; U – равномерное распределение; B – бета-распределение; G – гамма-распределение.

Источник: составлено авторами.

ЛИТЕРАТУРА / REFERENCES

- Аверина Д.С., Горшкова Т.Г., Синельникова-Мурылева Е.В.** (2018). Построение кривой Филлипса на региональных данных // *Экономический журнал ВШЭ*. Т. 22 № 4. С. 609–630. [Averina D.S., Gorshkova T.G., Sinelnikova-Muryleva E.V. (2018). Phillips curve estimation on regional data. *The HSE Economic Journal*, 22 (4), 609–630 (in Russian).]
- Зубарев А.В.** (2018). Об оценке кривой Филлипса для российской экономики // *Экономический журнал ВШЭ*. Т. 22. № 1. С. 40–58. [Zubarev A.V. (2018). On the estimation of the Phillips curve for the Russian economy. *The HSE Economic Journal*, 22 (1), 40–58 (in Russian).]
- Капелюшников Р.И.** (1990). *Экономическая теория прав собственности (методология, основные понятия, круг проблем)*. М.: ИМЭМО. [Kapelushnikov R.I. (1990). *Economic theory of property rights (methodology, basic concepts, and range of problems)*. Moscow: IMEMO (in Russian).]
- Колесник Д.П., Пестова А.А., Мамонов М.Е.** (2021). Шоки предложения банковского кредитования и потребление домашних хозяйств в России // *Вопросы экономики*. № 9. С. 24–50. [Kolesnik D.P., Pestova A.A., Mamonov M.E. (2021). Credit supply shocks and household consumption in Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 9, 24–50 (in Russian).]

- Нуреев Р.М., Гуляева О.А.** (2021). Недвижимость домашних хозяйств: институциональный анализ // *Terra Economicus*. Т. 19 (2). С. 39–57. [Nureev R.M., Guljaeva O.A. (2021). Institutional analysis of housing in Russia. *Terra Economicus*, 19 (2), 39–57 (in Russian).]
- Соколова А.В.** (2014). Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных // *Деньги и кредит*. Т. 11. С. 61–67. [Sokolova A.V. (2014). Inflation expectations and the Phillips curve: Assessment based on Russian data. *Russian Journal of Money and Finance*, 11, 61–67 (in Russian).]
- Шульгин А.Г.** (2014). Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России. Препринт WP12/2014/01. Серия WP12. Научные доклады Лаборатории макроэкономического анализа. 105 с. [Shulgin A.G. (2014). *Bayesian estimation of DSGE model with two monetary policy rules for Russia*. Working paper WP12/2014/01. National Research University Higher School of Economics (in Russian).]
- Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villemot S.** (2011). Dynare: reference manual, version 4. *Dynare Working Papers*, 1, CEPREMAP.
- Alvarez L., Hernando I.** (2006). Price setting behaviour in Spain: Evidence from consumer price micro-data. *Economic Modelling*, 23 (4), 699–716.
- Auclert A.** (2019). Monetary policy and the redistribution channel. *American Economic Review*, 109 (6), 2333–2367.
- Blinder A.** (1991). Why are prices sticky? Preliminary results from an interview study. *American Economic Review*, 81 (2), 89–96.
- Calvo G.** (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), September, 383–398.
- Campbell J., Mankiw N.** (1989). Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. In: O. Blanchard, S. Fisher (eds.). *NBER Macroeconomics Annual*, 185–216. Cambridge: MIT Press.
- Cantore C., Freund L.B.** (2021). Workers, capitalists, and the government: Fiscal policy and income (re)distribution. *Journal of Monetary Economics*, 119, 58–74.
- Carroll C., Slacalek J., Tokuoka K., White M.** (2017). The distribution of wealth and the marginal propensity to consume. *Quantitative Economics*, 8 (3), 977–1020.
- Clarida R., Jordi G., Gertler M.** (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115 (1), 147–180.
- Cloyne J., Ferreira C., Surico P.** (2020). Monetary policy when households have debt: New evidence on the transmission mechanism. *Review of Economic Studies*, 87 (1), 102–129.
- Colciago A.** (2011). Rule-of-thumb consumers meet sticky wages. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43 (2), 325–353.
- Dib A.** (2008). Welfare effects of commodity price and exchange rate volatilities in a multi-sector small open economy model. *Bank of Canada Working Paper*, 2008–8.
- Eskelinen M.** (2021). Monetary policy, agent heterogeneity and inequality: Insights from a three-agent New Keynesian model. *ECB Working Paper*, 2590.
- Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapil C., Landau B., Loupias C.** et al. (2006). What firms' surveys tell us about price-setting behavior in the Euro area. *International Journal of Central Banking*, 2 (3), 3–48.
- Gali J., Lopez-Salido J., Valles J.** (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5 (1), 227–270.

- Hedlund A., Karahan F., Mitman K., Ozkan S.** (2017). *Monetary policy, heterogeneity, and the housing channel*. Manuscript. 2017 Meeting Papers 1610, Society for Economic Dynamics.
- Iacoviello M.** (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95 (3), 739–764.
- Kaplan G., Moll B., Violante G.** (2018). Monetary policy according to HANK. *American Economic Review*, 108 (3), 697–743.
- Kaplan G., Violante G.L., Weidner J.** (2014). The wealthy hand-to-mouth. Brookings papers on economic activity, economic studies program. *The Brookings Institution*, 45 (1), 77–153.
- Khvostova I., Larin A., Novak A.** (2016). Euler equation with habits and measurement errors: Estimates on Russian micro data. *Panoeconomicus*, 63 (4), 395–409.
- Woodford M.** (2001). The Taylor rule and optimal monetary policy. *The American Economic Review*, 91 (2), 232–237.
- Yun T.** (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37, 345–370.

Поступила в редакцию 18.10.2024

Received 18.10.2024

A.G. Shulgin

Volga-Vyatka Main Branch of the Bank of Russia, Nizhny Novgorod, Russia

A.E. Novak

Volga-Vyatka Main Branch of the Bank of Russia, Nizhny Novgorod, Russia

P.L. Vikharev

Volga-Vyatka Main Branch of the Bank of Russia, Nizhny Novgorod, Russia

DSGE-model with three groups of households

Abstract. The paper develops and parameterizes a DSGE model with three types of households (THRANK – Three Agent New Keynesian) to study various aspects of inequality/heterogeneity of households. The model introduces household heterogeneity by access to the financial market and the value of subjective discount. The model parameters are calibrated and estimated based on both microdata (RLMS-HSE, HBS) and macrostatistics of the Russian Federation. It is shown that taking into account the group of households without access to the financial market (poor hand-to-mouth) has little effect on the transmission of monetary policy (MP) shocks, but it amplifies the effects of most other structural shocks. On the contrary, introduction of households that take the maximum amount of loans given their financial constraints (wealthy hand-to-mouth) amplifies the response of macroeconomic variables to the monetary policy shock, but has little effect on the responses of these variables to most other structural shocks. This model allows to consider the issues related to the heterogeneity of household consumption, the behavior of wealthy hand-to-mouth households, and to study the mutual influence of inequality and monetary policy.

Keywords: *monetary policy, inequality, THRANK, hand-to-mouth, Russia, Lorenz curve, household's heterogeneity, wealthy hand-to-mouth.*

JEL Classification: E21, E44, E52, E58.

For reference: **Shulgin A.G., Novak A.E., Vikharev P.L.** (2025). DSGE-model with three groups of households. *Journal of the New Economic Association*, 3 (68), 78–111 (in Russian).

DOI: 10.31737/22212264_2025_3_78-111

EDN: JFGUEW