



Банк России



Неравенство и ДКП в модели с тремя группами домохозяйств

Серия докладов об экономических исследованиях

№ 113 / Июль 2023

Павел Вихарев
Анна Новак
Андрей Шульгин

Павел Вихарев

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление
E-mail: pavelvik99@gmail.com

Анна Новак

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление
E-mail: ananova7@gmail.com

Андрей Шульгин

Волго-Вятское ГУ Банка России, Экономическое управление
E-mail: andrei.shulgin@gmail.com

Серия докладов Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования со стороны членов Консультативного исследовательского совета Банка России и внешних рецензентов.

Содержание настоящего доклада по экономическим исследованиям отражает личную позицию авторов. Результаты исследования являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты доклада не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock

107016, Москва, ул. Неглинная, 12
+7 499 300-30-00, +7 495 621-64-65 (факс)
Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

© Центральный банк Российской Федерации, 2023

ОГЛАВЛЕНИЕ

Резюме	4
Введение	5
1. Обзор литературы о взаимосвязи экономического неравенства и трансмиссионного механизма ДКП	9
1.1. Роль неравенства в формировании механизма трансмиссии ДКП	9
1.2. Воздействие ДКП на неравенство	13
1.3. Правила ДКП и неравенство	17
2. Модель с тремя группами домохозяйств	19
2.1. Структура модели	19
2.2. Стационарная точка и параметризация модели	22
2.3. Калибровка параметров для расчета стационарной точки	27
2.4. Байесовская оценка параметров модели	28
2.4.1. Данные и детрендинг	28
2.4.2. Калибровка	30
2.4.3. Априорное распределение параметров	31
2.4.4. Результаты оценки	33
2.4.5. Анализ робастности	34
2.4.6. Функции импульсных откликов	35
3. Неравенство и ДКП	38
3.1. Финансовый рынок и механизм трансмиссии шоков	38
3.1.1. Роль группы w , закредитованных d/x	39
3.1.2. Роль группы p , не участвующих в финансовом рынке d/x	42
3.2. Неравенство и ДКП на частоте бизнес-цикла	44
3.3. Неструктурные шоки неравенства	48
Заключение	55
Список литературы	57
Приложения	62
1. Модель	62
2. Расчет потребления домохозяйств	90
3. Детрендинг	93
4. Результаты байесовской оценки	94
5. Декомпозиция эндогенных переменных на шоки	98
6. Функции импульсных откликов	101
7. Эксперименты с долей d/x группы w	104
8. Эксперименты с долей d/x группы p	108
9. Эксперимент с параметром m	112
10. Альтернативный вариант байесовской оценки модели	113

РЕЗЮМЕ

В работе исследуется взаимное влияние неравенства и ДКП. В модель вводится гетерогенность домохозяйств (д/х) 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. Мы показали, что учет в модели поведения группы д/х, не имеющих доступа к финансовому рынку, слабо влияет на трансмиссию шока ДКП, но за счет вторичных эффектов усиливает действие большинства структурных шоков. Поведение группы рикардянских д/х, которые берут максимальный с учетом их финансового ограничения объем кредитов (закредитованные д/х), напротив, усиливает реакцию макроэкономических переменных на шок ДКП, но слабо влияет на отклики этих переменных на большинство других структурных шоков.

Мы выделили шоки неравенства и обнаружили, что взаимное влияние неравенства потребления и ДКП достаточно слабое. Рост индекса Джини на 1 п.п. за счет шоков неравенства приводит к росту ставки на 0,1 процентного пункта. Рост ставки на 1 п.п. при шоке ДКП приводит к росту индекса Джини на 0,1 процентного пункта. Мы показали, что шоки неравенства, связанные с потреблением рикардянских д/х по отношению к потреблению закредитованных д/х, вызывают более персистентный отклик всех переменных. Шоки, связанные с потреблением д/х, не имеющих доступа к финансовому рынку, по отношению к потреблению закредитованных д/х оказывают менее персистентное, но более значительное воздействие на выпуск. В работе показано, что для исследования роли неравенства в бизнес-цикле можно ограничиться одним интегральным показателем неравенства.

Динамика потребления рассматриваемых групп д/х относительно закредитованных д/х не является однозначным индикатором про- или дезинфляционной политики, но содержит дополнительную информацию для идентификации структурных шоков, определяющих динамику макропеременных на частоте бизнес-цикла.

JEL: E21, E44, E52, E58.

Ключевые слова: ДКП, неравенство, неоднородность д/х, кривая Лоренца, шоки неравенства, Россия.

Key words: monetary policy, inequality, THRANK, inequality shock, hand-to-mouth, Russia, Lorenz curve, household's heterogeneity, wealthy htm.

ВВЕДЕНИЕ

До последнего времени денежно-кредитная политика (ДКП) практически не ассоциировалась с темой неравенства. Во-первых, большинство проблем с неравенством связаны с долгосрочным периодом, в то время как ДКП действует на частоте бизнес-цикла. Во-вторых, инструменты ДКП не позволяют каким-то особым образом изолировать воздействие, например, на группу бедных д/х. В-третьих, базовые для ДКП структурные модели основаны на поведении репрезентативного агента и абстрагируются от гетерогенности д/х. Однако существует обоснованный вопрос об адекватности предпосылки однородности агентов для большинства целей анализа, в том числе и для разработки ДКП (см., например, Campbell and Mankiw, 1989). Хорошо задокументированная неоднородность доступа агентов к финансовому рынку – это первое, что начали регулярно учитывать при моделировании (Galí et al., 2007; Colciago, 2011). Поведение д/х, по какой-либо причине не использующих возможности финансового рынка, существенно отличается от поведения репрезентативного агента в традиционном подходе. Второй источник гетерогенности – отношение агентов к будущему (Cloune et al., 2020; Eskelinen, 2021). При прочих равных д/х, у которых субъективный дисконт будущего невелик, в большей степени будут склонны накапливать активы, в то время как д/х, которые будущее ценят меньше, предпочтут наращивать долг ради увеличения потребления в текущий момент. Поведение таких «нетерпеливых» д/х в условиях несовершенного рынка капитала может существенно отличаться от поведения усредненного репрезентативного агента.

В своей работе мы, оставаясь в рамках традиционного подхода к моделированию экономики в режиме таргетирования инфляционного прогноза, предполагаем существование обоих обозначенных выше источников неоднородности. Такое расширение теоретического инструментария позволило поднять ряд актуальных вопросов о взаимном влиянии неравенства и ДКП, которые ранее представлялись либо несущественными, либо невозможными.

1. Мы обсуждаем влияние трендов в неравенстве на механизм денежной трансмиссии. Мы показали, что тренд на увеличение процента д/х, вовлеченных в финансовый рынок (см., например, Абрамов и др., 2020), снижает колебания макропеременных в экономике и несколько усиливает реакцию переменных на дискреционную ДКП. Мы также показали, что рост числа закредитованных д/х делает реакцию экономики на шок ДКП более сильной. При этом реакция на большинство других структурных шоков не усиливается. Оба тренда способствуют повышению мощности инструментария ДКП. Мы не можем утверждать, что это однозначно увеличивает благосостояние в экономике, так как в рамках данного анализа невозможно в полной мере отразить потенциальные издержки общества от банкротств сильно

закредитованных д/х в периоды кризисов. Таким образом, модель можно использовать как лабораторию для анализа влияния различных структурных изменений на механизм денежной трансмиссии.

2. Неоднородность отклика разных групп на инструмент ДКП дает возможность обсуждать неравенство на горизонте бизнес-цикла. Этот вопрос мало изучен в мировой практике, что подтверждается, в частности, ограниченностью информации о неравенстве на месячной частоте. Мы показали, что даже без явного включения показателей неравенства в целевую функцию монетарных властей информация о неравенстве способна улучшить идентификацию структурных шоков, тем самым повысив качество стабилизационной ДКП (Auclert, 2019). Для объяснения динамики неравенства потребления на частоте бизнес-цикла мы вводим в модель несколько структурных шоков, которые оказывают воздействие как на сами показатели неравенства, так и на агрегированные переменные. Чтобы понять, как влияют на экономику возмущения в самих показателях неравенства (исключить их воздействие на агрегированное потребление), мы синтетическим образом комбинируем структурные шоки. Получившиеся в итоге неструктурные шоки неравенства, с одной стороны, лучше интерпретируются, а с другой – аналогичны шокам неравенства, идентифицируемым при использовании VAR-методологии анализа связи неравенства и ДКП (см., например, Guerello, 2018; Samarina, Nguyen, 2019). Это позволяет сравнивать результаты двух подходов к анализу взаимного влияния неравенства и ДКП.

Введение в модель трех групп д/х позволяет рассуждать о том, на каком конце кривой Лоренца создаются возмущения в неравенстве и какими будут последствия для экономики¹.

Мы показали, что шоки неравенства (экзогенные перераспределения потребления, приводящие к изменению показателей неравенства), возникшие на верхнем конце кривой Лоренца (связанные с более богатой группой д/х, владеющих активами), создают более персистентный отклик экономических переменных. Шоки на нижнем конце кривой Лоренца (связанные с более бедной группой д/х, не взаимодействующей с финансовым рынком) оказывают более существенное воздействие на выпуск. Но в целом вне зависимости от того, на каком конце кривой Лоренца возникает шок неравенства, ставка процента умеренно растет в ответ на увеличение меры агрегированного неравенства.

¹ Сама кривая Лоренца – 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 д/х относительно средней группы, а нижний – с изменением потребления группы бедных д/х относительно средней группы. Использование этой кривой при анализе удобно, потому что идиосинкразические шоки, возникающие в разных частях распределения потребления, могут оказывать неодинаковое воздействие на экономику.

Чувствительность ставки по индексу Джини по потреблению при возникновении неструктурных шоков неравенства низкая и практически не зависит от того, на каком конце кривой Лоренца возникли возмущения. Отклик показателей неравенства на шок ДКП такой однородностью не обладает. Мы показали, что положительный шок ставки приводит к более существенному снижению потребления d/x в середине кривой Лоренца, в результате чего неравенство на двух концах кривой Лоренца двигается в разных направлениях. При этом потребление более богатых d/x снижается в меньшей степени, чем бедных d/x , что безальтернативно, хотя и достаточно умеренно увеличивает интегральный показатель неравенства потребления. Чувствительность индекса Джини по ставке при шоке ДКП также оказывается низкой.

В своей работе мы повторили большинство результатов Eskelinen (2021), касающихся отклика экономики на шок ДКП и его детерминантов: доли d/x с ограниченным доступом к финансовому рынку, интенсивности ограничений на заимствование средств. Качественно отклики потребления трех групп на шок ДКП также не изменились: наиболее сильное снижение потребления в ответ на рост ставки процента характерно для группы закредитованных d/x , притом что рикардрианские d/x при некоторых комбинациях параметров могут даже увеличить свое потребление за счет эффекта дохода от финансовых активов. При этом 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. Большинство структурных шоков в отличие от шока ДКП приводят к однонаправленному изменению показателей неравенства на обоих концах кривой Лоренца в краткосрочном периоде. В среднесрочной перспективе отклик на структурные шоки определяется динамикой на финансовых рынках и ключевыми становятся канал перераспределения сбережений и канал структуры активов. В этом случае все определяется тем, кредитором или должником является d/x и в какую сторону изменяется ставка в ответ на структурный шок. В результате через 1,5–2 года циклические компоненты неравенства на двух концах кривой Лоренца будут иметь разные знаки. Таким образом, в первом приближении можно игнорировать двумерность (или в общем случае многомерность, если групп d/x больше трех) показателей неравенства потребления. Как эмпирические, так и теоретические модели, в которые включается только один интегральный показатель неравенства потребления, имеют право на существование.

Мы продемонстрировали, что показатели относительного потребления групп, характеризующие неравенство потребления, рельефно реагируют на большинство структурных шоков и могут помочь в их идентификации (Auclert, 2019). Сами по себе показатели относительного потребления групп нельзя однозначно интерпретировать в качестве про- или дезинфляционного сигнала.

Работа организована следующим образом. В главе 1 мы приводим обзор литературы о взаимном влиянии неравенства и ДКП. В главе 2 представлена структурная модель с тремя группами д/х. Глава 3 посвящена параметризации данной модели на российских данных. Глава 5 содержит анализ чувствительности механизма трансмиссии шоков к распределению д/х на группы, а также взаимодействия неравенства и ДКП на частоте бизнес-цикла. Основные результаты нашего исследования приведены в заключении.

1. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ О ВЗАИМОСВЯЗИ ЭКОНОМИЧЕСКОГО НЕРАВЕНСТВА И ТРАНСМИССИОННОГО МЕХАНИЗМА ДКП

Долгое время взаимосвязь экономического неравенства и денежно-кредитной политики практически не рассматривалась научным сообществом. С одной стороны, считалось, что неравенство доходов и богатства вносит слабый вклад в динамику агрегированных показателей (Krusell and Smith, 1998). С другой стороны, сопутствующие проведению денежно-кредитной политики перераспределительные эффекты оценивались как временные и незначительные, поэтому не брались в рассмотрение. Это связано с тем, что в долгосрочном периоде ДКП нейтральна для экономического неравенства, которое в связи с его немонетарной природой определяется структурными факторами: технологическим прогрессом, глобализацией, демографическими трендами и институциональными изменениями на рынке труда (Calciago et al., 2019; Auclert, 2019; Bernanke, 2015). Однако в пределах бизнес-цикла эта нейтральность нарушается, о чем свидетельствуют многие современные эмпирические работы (BIS, 2021; Ampudia et al., 2018; Gautier et al., 2020; Samarina and Nguyen, 2019).

Также оказалось, что корректное включение гетерогенности домохозяйств может позволить лучше идентифицировать структурные шоки и общий эффект от изменения ДКП, а значит, повысить точность ожидаемой динамики макроэкономических переменных (Auclert, 2019). При этом рассматривается гетерогенность агентов не только непосредственно по экономическим характеристикам (доходам, потреблению, богатству), но и по более общим, таким как отношение к будущему, наличие доступа к финансовому рынку, образование и квалификация, статус занятости, структура доходов (BIS, 2021; Ampudia et al., 2018; Colciago et al., 2019). Помимо этого, важным источником гетерогенности домохозяйств является также структура их активов (по степени риска, ликвидности и т.д.) и обязательств (по срочности, типу начисляемой ставки и т.д.).

1.1. Роль неравенства в формировании механизма трансмиссии ДКП

Наиболее распространенный тип новых кейнсианских DSGE-моделей – модель с репрезентативным агентом (Representative Agent New Keynesian, RANK) – по построению не учитывает гетерогенность домохозяйств (например, Clarida et al., 2000). Предполагается, что домохозяйства идентичны и обладают неограниченным доступом к финансовому рынку, что позволяет им за счет подстройки сбережений или заемных средств сглаживать свое потребление вне

зависимости от временных изменений доходов (такие домохозяйства называют рикардянскими, non-hand-to-mouth, Non-HtM или д/х группы n). Однако многие исследования не находят подтверждения теории сглаженного потребления во времени (Deaton, 1987; Campbell and Mankiw, 1989). В качестве причин называют ограниченный доступ к рынку капитала, невозможность занимать и давать в долг по одной и той же ставке, наличие неторгуемых активов (ограниченная ликвидность) (Zeldes, 1989) и «недалновидность» агентов (Runkle, 1991). Это привело к необходимости учета в моделях д/х нерикардянского типа (rule-of-thumb, или hand-to-mouth, HtM), потребление которых нечувствительно к изменениям реальной ставки, зато сильно зависит от колебаний располагаемого дохода, что делает его более проциклическим.

Модели, сочетающие в себе рикардянские и нерикардянские д/х в некотором фиксированном соотношении, принято называть TANK (Two Agent New Keynesian). Они способны учесть межгрупповую гетерогенность домохозяйств, причем предполагается, что доли групп в населении постоянны и экзогенны. Особенно широко TANK-модели используются при анализе фискальной политики (Gali et al., 2007; Colciago, 2011) – при достаточно большой доле нерикардянских д/х они позволяют получить положительный отклик совокупного потребления на фискальное стимулирование, что соответствует результатам эмпирических исследований и отличается от предсказаний RANK-модели.

Наиболее комплексно экономическое неравенство позволяют учесть недавно появившиеся модели с гетерогенными агентами (Heterogeneous Agent New Keynesian, HANK) (Kaplan et al., 2018). В моделях этого типа предполагается наличие бесконечного множества домохозяйств, испытывающих идиосинкразические шоки трудовых и других доходов, которые позволяют формировать эмпирически реалистичное распределение доходов и богатства (Carroll et al., 2017; Hedlund et al., 2017). Выгодными отличиями этого типа моделей от TANK являются учет не только межгрупповой, но и внутригрупповой гетерогенности агентов, а также возможность эндогенного изменения долей различных групп домохозяйств в населении. Важная особенность HANK-моделей в том, что каждое домохозяйство функционирует в условиях неполного финансового рынка и вынуждено делать сбережения из мотива предосторожности, чтобы минимизировать возможные издержки от реализации рисков, которые невозможно застраховать (например, риск потери работы).

В HANK-моделях средней и большой размерности обычно учитывается еще один важный источник гетерогенности домохозяйств – различная структура активов и обязательств. Это достигается за счет двух механизмов. Во-первых, разделение агентов на заемщиков и кредиторов происходит из-за различного отношения к будущему: заемщики имеют более низкий субъективный коэффициент дисконтирования, чем кредиторы. Во-вторых, специфичный для

каждого агента процесс идиосинкразических шоков трудовых доходов (по частоте и величине) приводит к неоднородной структуре их активов и обязательств². Ввиду того, что именно эта гетерогенность связана с различной предельной склонностью к потреблению, условно в рамках HANK-моделей с такой структурой можно выделить четыре группы д/х (Kaplan et al., 2014).

1. Первая группа (**группа л**) владеет большим количеством всех активов – это относительно богатые рикардянские д/х, параллельно выступающие в качестве кредиторов в экономике.
2. У второй группы (в своей работе мы отнесли такие д/х также к **группе л**) мало неликвидных активов, зато много ликвидных. Как правило, она не рассматривается отдельно, потому что по экономическому поведению такие д/х очень близки к рикардянским из-за возможности сглаживать потребление за счет ликвидных активов при любых шоках доходов.

Эти две группы обладают неограниченным доступом к финансовому рынку и ликвидным активам, поэтому их предельная склонность к потреблению низка.

У оставшихся двух групп, напротив, имеющих ликвидных активов не хватает для сглаживания потребления, поэтому их предельная склонность к нему высока (они ассоциируются с нерикардянскими д/х).

3. Д/х третьей группы характеризуются наличием достаточно большого объема чистых неликвидных активов и малого объема ликвидных активов. Это объясняется их межвременными предпочтениями, а не уровнем доходов, которые не сильно отличаются от доходов д/х группы л, поэтому эту группу принято называть **Wealthy HtM (группа w)**. Это нетерпеливые агенты, предпочитающие текущее потребление и выступающие в качестве основных должников в экономике. Участие таких домохозяйств в несовершенном финансовом рынке ограничено пределом заимствования, зависящим от объема их неликвидных активов (недвижимости), которые выступают в качестве залога. В результате д/х группы w тратят все свои текущие располагаемые доходы на потребление и покупку неликвидных активов. Заимствования для этой группы выступают в качестве способа несколько нарастить текущее потребление по сравнению со случаем отсутствия доступа к финансовому рынку. Полноценно сглаживать траекторию потребления в ответ на воздействие различных шоков таким д/х не удастся по причине ограниченности объема заимствований. По этой причине их потребление оказывается чувствительным как к шокам доходов, так и к шокам финансового рынка, влияющим на стоимость их залога. Это делает потребление этой группы д/х особенно проциклическим в ответ на

² При частых слабых шоках домохозяйства предпочитают держать ликвидные активы, а при редких сильных – неликвидные (Eskelinen, 2021).

шоки, при которых реальное потребление и финансовый рынок движутся в одном направлении.

4. Четвертую группу, у которой почти нет активов, принято называть **Root HtM (группа p)**. Эти д/х отрезаны от финансового рынка, и их потребление диктуется только бюджетным ограничением, что также делает его более процикличным, чем у д/х группы n. Такое разделение д/х на группы соответствует классификации, полученной эмпирически на основе микроэкономических данных в работе Kaplan et al. (2014).

Подобные HANK-модели демонстрируют, что гетерогенность позиции д/х на финансовом рынке позволяет выделить прямое и косвенное эффекты на потребление домохозяйств от шоков денежно-кредитной политики. Прямой эффект от изменения процентной ставки тесно связан с эффектом межвременного замещения, то есть шок ДКП влияет на выбор оптимальной траектории потребления и сбережений для домохозяйств, максимизирующих полезность. В то же время косвенное влияние – это следствие изменения общего равновесия и, следовательно, располагаемых доходов домохозяйств.

Прямой эффект в основном заключается во влиянии на рикардианские д/х, в то же время потребление нерикардианских д/х практически нечувствительно к непосредственному изменению процентной ставки, но оно сильно зависит от вторичных эффектов шока ДКП, то есть от изменения доходов, поэтому косвенный эффект влияет преимущественно на них. Ampudia et al. (2018) и Kaplan et al. (2018) рассчитали, что на косвенный эффект от шока ДКП приходится не меньше 60% от общего эффекта.

Отличия откликов агрегированных переменных на шок ДКП в HANK- и RANK-моделях не ограничиваются только разницей в их декомпозиции на прямой и косвенный эффекты. Присутствие в модели нерикардианских д/х усиливает отклики агрегированных переменных на шоки, поэтому общий эффект от шока ДКП оказывается более выраженным (Luetticke, 2015). Поведение д/х группы *w* более проциклично благодаря тому, что эффект от шока процентной ставки на потребление усиливается влиянием на залоговое ограничение: стоимость неликвидных активов проциклична, поэтому при стимулирующем шоке у этой группы д/х появляется возможность дополнительно нарастить заимствования и, следовательно, потребление, а при сдерживающем – наоборот (Iacoviello, 2005; Wong, 2016; Luetticke, 2015). Относительно большее снижение совокупного потребления позволяет объяснить факт, что страны с высоким уровнем неравенства доходов испытывают более глубокие рецессии (Kharroubi et al., 2021).

Несмотря на то, что HANK-модели – наиболее полные в плане учета гетерогенности домохозяйств, они сложны в решении и оценивании, а также не имеют устоявшейся методологии. Однако существуют работы, показывающие, что похожие отклики агрегированных переменных можно получить при

использовании более традиционных моделей. Так, Debortoli and Gali (2017) проанализировали различия откликов HANK-, TANK- и RANK-моделей и пришли к выводу, что учета межгрупповой гетерогенности достаточно для получения схожих с HANK реакций совокупных переменных на структурные шоки, в том числе шоки ДКП. Другой вывод связан с тем, что внутригрупповое неравенство потребления обычно несильно меняется в ответ на шоки. В то же время Bilbiie (2020) показал, что учесть эндогенные доли групп домохозяйств можно и в HANK-модели малой размерности, поэтому полноразмерная HANK (с различной структурой активов, несовершенствами на рынке труда) не имеет аналогов только для рассмотрения внутригрупповой гетерогенности домохозяйств. По этой причине можно заключить, что TANK-модель или HANK-модели малой размерности могут считаться хорошей аппроксимацией полноразмерной HANK для анализа динамики агрегированных показателей в ответ на агрегированные шоки (Debortoli, Gali, 2017; Bilbiie, 2020).

Тем не менее вне TANK-модели остаются д/х группы w – агенты, поведение которых в HANK-моделях играет ключевую роль в объяснении динамики агрегированных переменных. По этой причине некоторые авторы расширяют представленную в TANK межгрупповую гетерогенность за счет включения различной структуры активов, обязательств и доходов домохозяйств, а также разного субъективного коэффициента дисконтирования (Cloune et al., 2020; Eskelinen, 2021). Это позволяет им выделить дополнительные группы д/х – например, группу, которую мы обозначили w . Модели такого типа называют KANK (K Agent New Keynesian): они позволяют более полно учесть гетерогенность домохозяйств, оставаясь при этом в рамках стандартной методологии работы с моделями общего равновесия. Eskelinen (2021) на примере сдерживающего шока ДКП показывает, 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 д/х группы w , вносящих заметный вклад в динамику агрегированных переменных, так и с более полным отражением перераспределительных каналов денежной трансмиссии, которые приводят к изменению соотношения доходов и потреблений между агентами с разными предельными склонностями к потреблению (Auclert, 2019).

1.2. Воздействие ДКП на неравенство

Возможные перераспределительные каналы воздействия ДКП на неравенство представлены в таблице 1. Параллельно действует канал структуры активов: падение совокупных доходов относительно богатых д/х группы n усиливается из-за снижения потенциальной прибыли от реализации подешевевших финансовых активов. Тем не менее компенсации снижения

доходов способствует канал перераспределения сбережений, отражающий влияние увеличенных процентных платежей по депозитам и по займам, выданным d/x группы w . Отдельно отмечается, что если номинальные заработные платы в модели гибкие, то из-за растущей наценки фирм увеличиваются доходы от бизнеса (дивиденды) d/x группы n , поскольку номинальная жесткость цен не позволяет им мгновенно подстроиться в отличие от номинальных заработных плат, и производители некоторое время получают повышенную прибыль (Eskelinen, 2021).

Сдерживающий шок ДКП приводит к росту дивидендов из-за повышения премии за акционерный капитал – в результате происходит перераспределение доходов от нерикарданских d/x к рикарданским, владеющим акциями³ (Hogwath et al., 2021). В некоторых случаях противоположно направленные перераспределительные каналы могут компенсировать друг друга, и изменения в денежно-кредитной политике не окажут заметного влияния даже на циклические колебания неравенства доходов, о чем свидетельствуют отдельные эмпирические работы (Dolado et al., 2018).

Через прямой и косвенный эффекты сдерживающий шок ДКП влечет за собой снижение потребления всех групп домохозяйств, однако в разных пропорциях. Потребление рикарданских d/x снижается слабее всего: на него влияет в основном межвременное замещение. При этом из-за неограниченного доступа к финансовому рынку и реальных жесткостей эта группа сглаживает траекторию потребления. В результате влияние шока на потребление группы n оказывается менее выраженным, чем для других домохозяйств. Нерикарданские d/x не могут сгладить свое потребление из-за ограничений в доступе к финансовому рынку, поэтому снижение их располагаемых доходов напрямую транслируется в уменьшение потребления. При этом в случае группы w влияние шока лишь усиливается из-за изменения стоимости залога (эффект богатства) и канала перераспределения сбережений. Рост процентной ставки снижает стоимость недвижимости, являющейся залогом для d/x группы w , и, следовательно, уменьшает предел заимствования. Ввиду того, что данная группа домохозяйств всегда находится на этом уровне, его снижение за счет ограничения текущего потребления заставляет их погасить ту часть старого долга, которая превышает новый допустимый предел.

³ В случае стимулирующего шока ДКП качественный эффект от этих каналов обратный.

Таблица 1

Перераспределительные каналы денежно-кредитной политики

Канал	Объяснение влияния
<i>Прямой эффект</i> от шока ДКП	
<i>Канал перераспределения сбережений</i>	Связан с величиной чистых активов домохозяйств. Отражает изменение доходности банковских депозитов. Включает в себя перераспределение процентных платежей между заемщиками и кредиторами. Его сила зависит от вида начисляемой ставки по контрактам, а также от их длительности (Garriga et al., 2017; Cloyne et al., 2020).
<i>Канал неожиданной инфляции</i>	Связан с номинальными величинами: задолженностью и платежами по ней, а также денежными средствами. Обесценивает денежные средства и банковские депозиты. Неожиданная инфляция выгодна заемщикам, но ухудшает положение кредиторов (Iacoviello, 2005). Сила этого канала зависит от типа процентной ставки (фиксированная или плавающая).
<i>Канал подверженности процентному риску</i>	Связан с процентными активами и обязательствами в широком смысле, разность которых с учетом различных сроков погашения принято называть незастрахованным процентным риском (Unhedged Risk Exposure, согласно Auclert (2018)). Снижение реальной ставки процента приводит к перераспределению доходов от домохозяйств с положительным URE (инвестируют в краткосрочные активы или банковские депозиты) к домохозяйствам с отрицательным URE (долгосрочные облигации, ипотека с плавающей ставкой).
<i>Канал структуры активов</i>	Связан с различной структурой портфеля активов домохозяйств. Снижение ставки процента приводит к росту неравенства богатства ввиду повышения стоимости финансовых активов, которыми в основном владеют богатые домохозяйства. Это также повышает их доходы от реализации подорожавшего капитала. Влияние на неравенство богатства может быть скомпенсировано относительно равномерным распределением недвижимости в обществе.
<i>Косвенный эффект</i> от шока ДКП	
<i>Канал гетерогенности трудовых доходов</i>	Связан с различным уровнем квалификации домохозяйств. Трудовые доходы высококвалифицированных богатых зависят от величины зарплаты, а у низкоквалифицированных бедных – от часов труда и статуса занятости (Heathcote et al., 2010; Amaral, 2017). Эффект на неравенство доходов будет зависеть от того, на что в большей степени влияет ДКП, а также от того, в какой пропорции изменится спрос фирм на труд домохозяйств с разной квалификацией.
<i>Канал структуры доходов</i>	Связан с неоднородностью источников доходов у домохозяйств: у самых бедных – в основном трансферты, у среднего класса – трудовые доходы, у богатых – доходы от капитала и бизнеса. Снижение процентной ставки, ведущее к росту трудовых доходов и снижению процентных доходов от капитала, с одной стороны, сближает средний класс и богатых, но с другой – отдаляет их от самых бедных.

Источник: составлено авторами на основе Colciago et al. (2019), Ampudia et al. (2018).

Некоторые авторы выделяют «эффект обесценения залога» в отдельный залоговый канал ДКП (Iacoviello, 2005). Помимо этого, у д/х группы *w* возрастает стоимость обслуживания заимствований, что также негативно сказывается на их потреблении. Таким образом, неравенство потребления в целом растет при сдерживающем шоке ДКП, но неравномерно: на верхнем конце кривой Лоренца

неравенство растет, в то время как на нижнем конце сокращается из-за более сильного снижения потребления центральной группы д/х и.

Эмпирические работы в основном фокусируются на канале гетерогенности трудовых доходов и канале структуры совокупных доходов. В целом они подтверждают, что сдерживающие шоки денежно-кредитной политики чаще приводят к росту неравенства доходов (как трудовых, так и совокупных). Эти выводы справедливы для США (Coibion et al., 2017; Aye et al., 2019), Великобритании (Mumtaz, Theophilopoulou, 2017), стран еврозоны (Guerello, 2018; Samarina, Nguyen, 2019), панели развитых и развивающихся стран (Furceri et al., 2018). Как правило, такие результаты объясняются тем, что шок ДКП и вызванные им снижения занятости и заработных плат негативнее всего сказываются на домохозяйствах с низкими доходами. В то же время относительно богатые агенты получают выгоду от роста процентных доходов. Также вследствие в среднем более высокой квалификации вероятность потери работы для них меньше. Вследствие роста неравенства доходов сдерживающие шоки ДКП ведут и к повышению неравенства потребления (Ampudia et al., 2018; Coibion et al., 2017).

В то же время есть работы с противоположными результатами для США и Великобритании (Cloyne et al., 2020), а также Японии (Inui et al., 2017). В частности, Inui et al. (2017) связывают это с жесткостями на рынке труда, из-за которых при стимулирующем шоке ДКП подстройка заработных плат под растущий спрос на труд у различных домохозяйств происходит неравномерно, что приводит к росту неравенства трудовых доходов. Кроме того, отдельные исследования показывают, что влияние ДКП на неравенство доходов меняется в пределах бизнес-цикла.

В рамках этого направления также рассматривается влияние нетрадиционных мер денежно-кредитной политики (в первую очередь количественного смягчения) на экономическое неравенство. Результаты также оказываются противоречивыми, что связано с действием противоположно направленных эффектов. Так, через канал гетерогенности трудовых доходов количественное смягчение приводит к снижению неравенства доходов и, следовательно, потребления за счет стимулирования экономической активности и занятости (Bivens, 2015; Guerello, 2018; Casiraghi et al., 2018). С другой стороны, через канал структуры доходов количественное смягчение усиливает неравенство из-за повышения цен на финансовые активы, доходы от реализации которых поступают в основном богатым домохозяйствам (Saiki, Frost, 2014; Montecino, Epstein, 2015; Mumtaz, Theophilopoulou, 2017). В результате итоговое влияние нетрадиционных мер ДКП на неравенство доходов и потребления определяется соотношением эффектов от этих каналов, причем в некоторых случаях общий перераспределительный эффект может оказаться достаточно слабым (Bunn et al., 2018).

Неравенство богатства также чувствительно к неожиданным изменениям в денежно-кредитной политике: она может повлиять на него через перераспределительные каналы прямого эффекта от шока ДКП. Так, канал неожиданной инфляции предполагает, что стимулирующий шок процентной ставки приведет к перераспределению выгод в экономике от кредиторов к заемщикам. Ввиду того, что в основном в качестве кредиторов выступают относительно богатые домохозяйства, а заемщиков – относительно бедные, канал неожиданной инфляции приводит к снижению неравенства богатства. Это подтверждается рядом эмпирических исследований (Doerke, Schneider, 2006; Meh et al., 2010; Adam, Zhu, 2016; Sterk, Tenreyro, 2018).

С другой стороны, стимулирующая денежно-кредитная политика (особенно нетрадиционная) приводит к росту стоимости финансовых активов, что через канал структуры активов может привести к росту неравенства богатства. Однако эмпирические работы скорее демонстрируют незначительный вклад шоков традиционной ДКП в изменение неравенства богатства: рост стоимости различных видов активов (акции, облигации, недвижимость) в зависимости от их распределения в обществе может по-разному сказываться на неравенстве богатства (Adam, Tzamourani, 2016; Bivens, 2015; Bunn et al., 2018; O'Farrell et al., 2016). Так, удорожание акций и облигаций приводит к усилению неравенства богатства, а рост стоимости недвижимости снижает его из-за ее более равномерного распределения среди домохозяйств (Colciago et al., 2019). Канал перераспределения сбережений также несколько компенсирует рост неравенства богатства за счет снижения потока процентных платежей от более бедных домохозяйств-заемщиков к более богатым домохозяйствам-кредиторам (Casiraghi et al., 2018; Inui et al., 2017). Таким образом, общий эффект от шока ДКП на неравенство богатства как в плане знака, так и по величине во многом зависит от структуры активов домохозяйств и их распределения среди населения. Тем не менее некоторые работы показывают, что программы количественного смягчения приводят к более выраженному влиянию на неравенство богатства (Domanski et al., 2016; Bank of England, 2012).

1.3. Правила ДКП и неравенство

Второе направление анализа влияния денежно-кредитной политики на экономическое неравенство – проведение систематической стабилизационной политики, а также выбор оптимального монетарного правила. Убывающая предельная полезность потребления домохозяйств позволяет обосновать влияние экономического неравенства на благосостояние общества. Рост неравенства может привести к снижению совокупной полезности, поэтому беневолепный центральный банк в модели с гетерогенностью домохозяйств должен учитывать его при проведении оптимальной денежно-кредитной политики. При этом на этапе дезинфляции возникает выбор между быстрым

снижением инфляции и недопущением роста неравенства потребления. Это делает центральный банк более толерантным к инфляции, что меняет его систематическое поведение. Так, с позиции общественного благосостояния становится более привлекательным повышенный параметр реакции процентной ставки на разрыв выпуска (или циклическую безработицу) в правиле монетарной политики (Tirelli, Ferrara, 2019; Ferrara et al., 2020; Gornemann et al., 2021), то есть градуалистский подход к дезинфляции. В некоторых работах также демонстрируется, что можно обеспечить более высокий уровень общественного благосостояния, если использовать новое модифицированное правило Тейлора, в которое, помимо отклонения инфляции от целевого значения и разрыва выпуска, напрямую включается разрыв между потреблением богатых и бедных домохозяйств (Hansen et al., 2020). Тем не менее данный подход относится скорее к обсуждению оптимального гибридного таргетирования инфляции. В то же время в работе Ascari et al. (2017) на примере TANK-модели показано, что гетерогенностью агентов можно пренебречь при выработке оптимальной денежно-кредитной политики в случае, если заработные платы тоже имеют номинальную жесткость, потому что она снижает процикличность доходов нерикарданских домохозяйств.

Резюмируя, можно сказать, что включение гетерогенности д/х в структурные модели позволяет анализировать поведение агентов, существенно отличающееся от поведения стандартного репрезентативного агента в RANK. При этом перераспределение доходов между группами д/х с разными предельными склонностями к потреблению, а также изменение размера данных групп (экономического неравенства) влияет на чувствительность агрегированных переменных к структурным шокам и, следовательно, на величину общего эффекта от шока ДКП. Монетарная политика через различные перераспределительные каналы трансмиссионного механизма влияет на циклические колебания неравенства доходов, потребления и богатства. Эмпирические работы дают часто противоречивые результаты относительно направленности воздействия ДКП на разные виды экономического неравенства, поэтому итоговый эффект может быть неопределенным. Структурные работы способны преодолеть эти ограничения. Стилизованные факты свидетельствуют о том, что сдерживающий шок ДКП приводит, с одной стороны, к росту неравенства доходов и потребления, а с другой – может снизить неравенство богатства. Это влияние, как правило, считается слабым из-за разнонаправленного действия различных перераспределительных каналов монетарной политики. Неравенство в правиле ДКП имеет смысл включать, если монетарные власти заботятся о снижении циклических колебаний реальных величин – дохода и безработицы.

2. МОДЕЛЬ С ТРЕМЯ ГРУППАМИ ДОМОХОЗЯЙСТВ

В качестве базовой мы используем DSGE-модель с тремя группами домохозяйств по аналогии с Eskelinen (2021), но с учетом некоторых существенных отличий. Во-первых, мы моделируем малую открытую экспортно ориентированную экономику, что в том числе добавляет в модель иностранные активы и позволяет анализировать влияние зарубежной экономики на отечественную. Во-вторых, включаем в модель усиленный фискальный блок, позволяющий анализировать влияние перераспределительных мер правительства на экономическое неравенство и, следовательно, на общий эффект от шоков ДКП. В-третьих, добавляем номинальную жесткость заработных плат для всех групп домохозяйств, а также вводится индексация на предыдущую инфляцию по ИПЦ. Помимо этого, за счет введения трех различных секторов производства более полно представлена сторона предложения. Перечисленные отличия от Eskelinen (2021), к которым добавляется байесовская оценка модели, ориентированы на использование разработанной модели для практических целей прогнозирования малой открытой экспортно ориентированной экономики России.

2.1. Структура модели

В модели выделяются три группы домохозяйств.

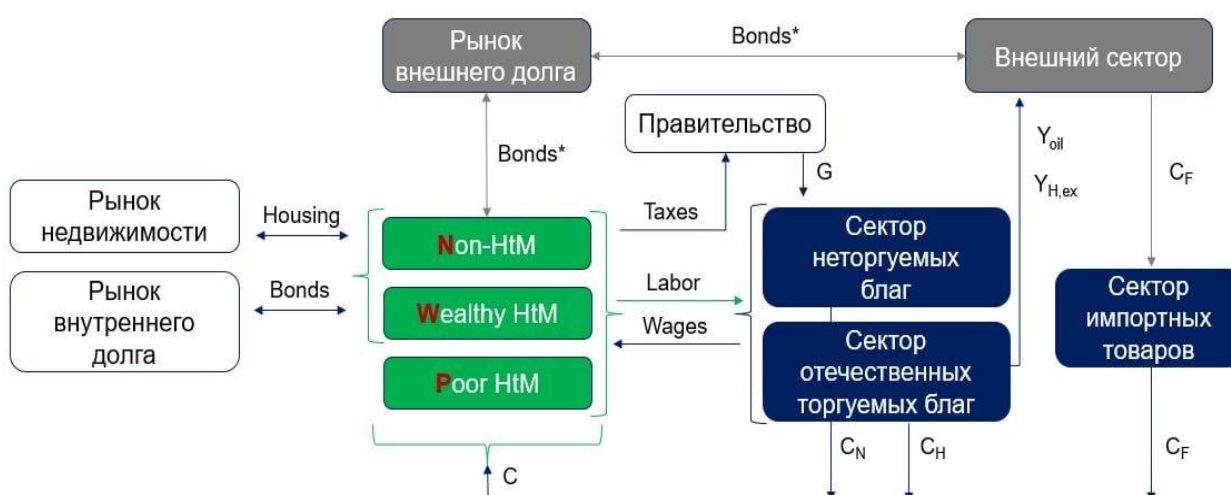
1. Первая группа – рикардианские д/х (группа n) – сглаживают потребление и предполагаются единственными собственниками фирм в экономике, поэтому полученная в каждом периоде прибыль компаний всех секторов распределяется между ними равномерно в виде дивидендов. К тому же только д/х группы n обладают доступом к внешнему рынку капитала.
2. Вторая группа д/х (группа p) не имеет доступа к финансовым рынкам и потребляет весь свой текущий располагаемый доход.
3. Дополнительно мы выделяем третью группу д/х (группа w) – как и первая, она имеет доступ к финансовому рынку, обладает неликвидными активами (недвижимостью), но отличается от группы n отношением к будущему.

Д/х группы n имеют более высокий субъективный дисконт, чем д/х группы w , что в долгосрочной перспективе делает д/х группы n нетто-кредиторами, финансирующими повышенное потребление д/х группы w с помощью однопериодных облигаций. В результате последние накапливают долги, максимальная величина которых определяется объемом принадлежащих им неликвидных активов (недвижимости). Д/х группы w постоянно находятся на пределе заимствований и теряют возможность сглаживать потребление во времени, что делает их

похожими на д/х группы p . Когда цена неликвидных активов растет, у д/х группы w появляется возможность дополнительных заимствований и расширения своего текущего потребления. Когда цена неликвидных активов падает, они вынуждены снижать текущее потребление сильнее, чтобы удовлетворить условие на предел заимствований. Так как стоимость неликвидных активов имеет проциклическую природу, потребление д/х группы w становится более проциклическим, чем поведение д/х группы p , совсем не имеющих доступа к финансовому рынку. На рисунке 1 изображена схема взаимодействия агентов на различных рынках.

Д/х потребляют производимые фирмами соответствующего сектора блага трех типов: неторгуемые на внешнем рынке (сектор N), торгуемые отечественные (сектор H) и торгуемые импортные (сектор F) блага. Фирмы секторов N и H используют только трудовые ресурсы и имеют линейную производственную функцию. Общая факторная производительность в обоих секторах следует $AR(1)$ процессу. Фирмы сектора F используют единицу однородных импортированных благ для производства единицы дифференцированных благ. Фирмы всех трех секторов производят дифференцированные блага в условиях рынка монополистической конкуренции с ценообразованием по Calvo (1983) и индексацией по Yun (1996). Все три сектора являются глобальными конкурентами: эластичность замещения между торгуемыми и неторгуемыми благами составляет α , а эластичность замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами – δ .

Рисунок 1. Схема взаимодействия агентов на основных рынках



Источник: расчеты авторов.

Произведенные в секторе N блага потребляются внутри страны, в то время как блага, произведенные в секторе H, частично потребляются внутри страны, а частично – экспортируются (в основном нефть). Спрос на нефть абсолютно эластичный: отечественные фирмы могут продать на внешнем рынке любое количество по экзогенно заданной цене, следующей AR(1) процессу.

Домохозяйства предлагают услуги труда на рынке монополистической конкуренции, устанавливая заработную плату по модели Calvo (1983) с индексацией на инфляцию по ИПЦ (Yun, 1996) предыдущего периода. Три группы д/х конкурируют на рынке за спрос на труд со стороны секторов N и H: эластичность замещения μ .

Недвижимость предполагается неликвидным активом, которым владеют д/х групп n и w . При этом разделение активов на ликвидные и неликвидные осуществляется по аналогии с Eskelinen (2021). Так, с одной стороны, изменение уровня недвижимости сопровождается издержками подстройки, поэтому домохозяйства реализуют этот актив в последнюю очередь. С другой стороны, неликвидность недвижимости дополнительно обеспечивается ее включением в функцию полезности домохозяйств, что стимулирует агентов сначала полностью скорректировать уровень ликвидных облигаций. Предложение недвижимости задается экзогенным AR(1) процессом, а спрос на недвижимость определяется д/х групп n и w с учетом предельной полезности от владения единицей недвижимости, альтернативных издержек владения (ставка на финансовом рынке), а также издержек подстройки недвижимости. Для д/х группы w недвижимость выступает обеспечением для кредита и определяет предел объема заимствований. При этом разница между межвременным дисконтом для групп n и w предполагается достаточно большой, 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 д/х. Во-первых, государство перераспределяет средства от д/х группы n к д/х группы p за счет аккордных трансфертов. Во-вторых, мы предполагаем, что возникающая сверхприбыль фирм от повышенных цен на нефть достается не только д/х, владеющим данными фирмами в виде дивидендов, но и частично перераспределяется в виде трансфертов, получаемых д/х групп w и p .

Зарубежная экономика описывается новой кейнсианской моделью закрытой экономики с однородными агентами и постоянным эффектом масштаба. Для отечественной экономики динамика зарубежного выпуска определяет спрос на экспорт, а динамика цен создает эффекты «перелива» мирового спроса между странами за счет эффекта международной конкуренции. Эластичности замещения между отечественными и зарубежными торгуемыми благами могут не совпадать на внутреннем (δ) и международном (δ^*) рынках. На внутреннем рынке мы предполагаем принцип ценообразования LCP (ценообразование в

валюте покупателя), что позволяет объяснить умеренный эффект переноса курса в цены. Долгосрочный перенос курса и зарубежных цен в отечественные цены полный. Для простоты предполагаем, что производители сектора H не дискриминируют рынки, устанавливая для внешнего рынка цену, соответствующую цене на внутреннем рынке (полный перенос курса в цены в краткосрочном периоде).

Правительство экзогенным образом создает спрос на общественные блага, который моделируется $AR(1)$ процессом. Общий объем налогов подстраивается под нужды правительства и в каждый момент времени выполняется условие нулевого дефицита бюджета. Налоги состоят из двух частей: налог на заработную плату (плоская шкала налогообложения зарплаты) и аккордные налоги, которые платят d/x группы n (аналог налога на богатство).

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

Курс иностранной валюты определяется условием непокрытого процентного паритета. Финансовый рынок в модели неполный, внешняя премия за риск определяется отклонением накопленных d/x группы n иностранных долгов: функция $ad hoc$ предполагает, что чем больше накоплено долгов, тем выше ставка заимствования на внешнем рынке. Все уравнения модели приведены в приложении 1.

2.2. Стационарная точка и параметризация модели

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

Оценка структуры домохозяйств с учетом трех групп

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

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/rlms>, <https://rlms-hse.cpc.unc.edu>).

В большинстве исследований разделение домохозяйств на группы проводится по наличию неликвидных активов (недвижимости) и ликвидных активов, необходимых для перераспределения потребления. К д/х группы n относят те домохозяйства, которые имеют достаточное количество ликвидных активов (обычно более половины текущего дохода), включающих наличность, остатки на счетах, овердрафты. К группе w относят д/х, имеющие неликвидные активы (например, недвижимость), которые могут стать или являются залогом по потребительским кредитам. К группе p относят д/х, 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 домохозяйствам ментально⁵. 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.

Д/х 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, то есть, 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 д/х – группы w и p .

В зарубежных работах распределять нерикарданские д/х на группы w и p принято по наличию у них чистых неликвидных активов (например, недвижимости): у д/х группы w они имеются, у д/х группы p – практически нет. Для части западных стран это справедливо, ведь там многие семьи не являются владельцами своего жилья, а живут в арендованном. В случае России этот подход не выглядит обоснованным, в частности, из-за того, что большинство д/х владеет жильем (следствие бесплатной приватизации). Поэтому в отличие от зарубежных авторов в данной работе также учитывается характеристика

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

качества недвижимости как потенциального залога: ее рыночная стоимость и площадь в расчете на члена семьи. Отдельно стоит отметить, что учет недвижимости в модели необходим в большей степени для обеспечения цикличности кредитования, а не для отражения фактического механизма кредитования в России (залоговое ограничение выступает в качестве финансового акселератора на несовершенном рынке). При этом сама практика использования недвижимости в качестве залога при кредитовании физических лиц слабо распространена в России (за исключением ипотеки).

Домохозяйство мы относим к группе w , если оно является собственником недвижимости и имеет потребительский кредит (это говорит о наличии у д/х доступа к финансовому рынку) или качественные активы (которые могут быть использованы в качестве залога по кредитам). Нужно отметить, что около 20% д/х, имеющих квартиру в собственности, затруднились назвать ее цену или точный метраж, поэтому, чтобы не сокращать выборку, использовалась дополнительная информация о наличии у д/х других активов. К группе w относим домохозяйства, для активов которых выполняются 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. Д/х 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 таблице 2. Доли общего и текущего потребления в доходах у д/х группы n наименьшие, что отражает их способность сглаживать потребление во времени. Расходы на потребление у д/х группы p наименьшие, доля текущего потребления в расходах самая высокая, что также подтверждает предположения об их поведении.

⁶ Стоимость 1 кв. м жилья в регионах существенно отличается, поэтому на первом этапе был проведен расчет соотношения стоимости 1 кв. м жилья каждого д/х 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.

Таблица 2

Ключевые показатели межгрупповой гетерогенности д/х в 2020 году

	Группа <i>n</i>	Группа <i>w</i>	Группа <i>p</i>
Количество д/х 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.	18 398	16 844	14 099

Источник: расчеты авторов на основе данных RLMS-HSE.

Описанную процедуру распределения домохозяйств на три группы мы применили для каждого года и затем усреднили доли за 2014–2020 гг.⁸ (табл. 3).

Таблица 3

Распределение домохозяйств по трем группам в среднем за 2014–2020 годы

	Группа <i>n</i>	Группа <i>w</i>	Группа <i>p</i>
Доля д/х	0,247	0,359	0,394

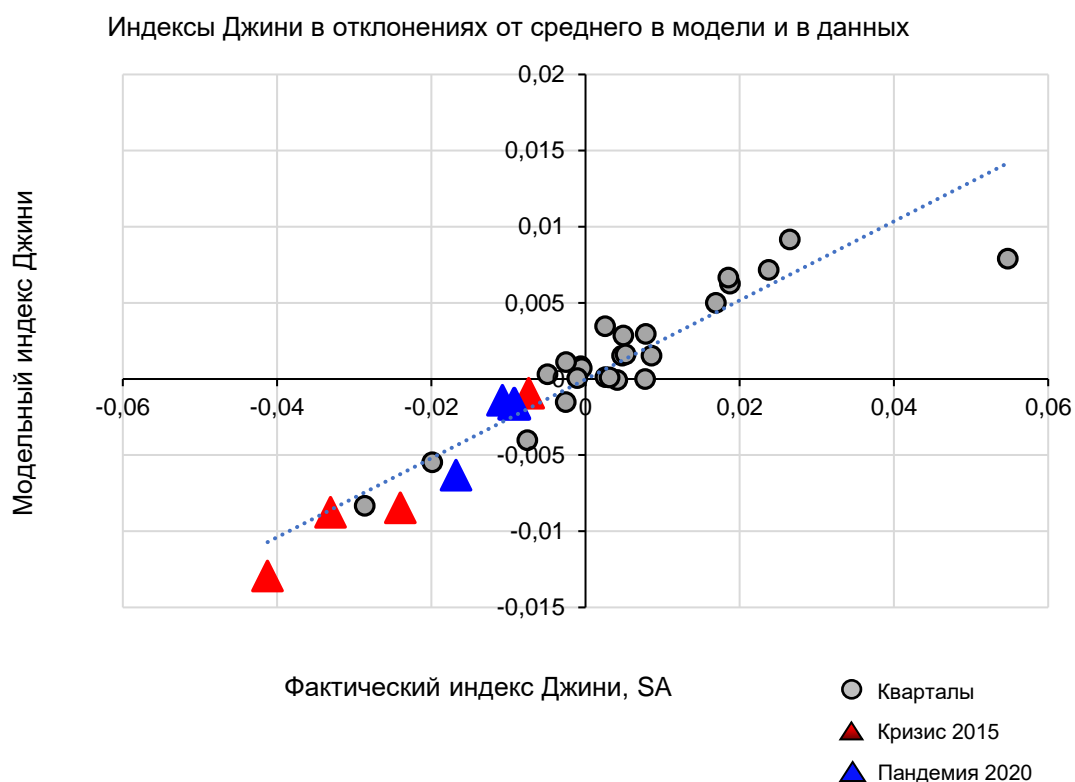
Источник: расчеты авторов по данным RLMS-HSE.

На рисунке 2 мы изобразили совместную динамику фактического индекса Джини (горизонтальная ось) и индекса Джини, соответствующего разделению д/х на три группы (вертикальная ось). Оба индекса сильно коррелируют друг с другом (коэффициент корреляции – около 0,9), а в периоды двух кризисов (2015 и 2020 гг.) 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. 3). Заметим, что в нижние децили попадают в основном д/х группы *p*, в то время как с увеличением дециля доля д/х 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.

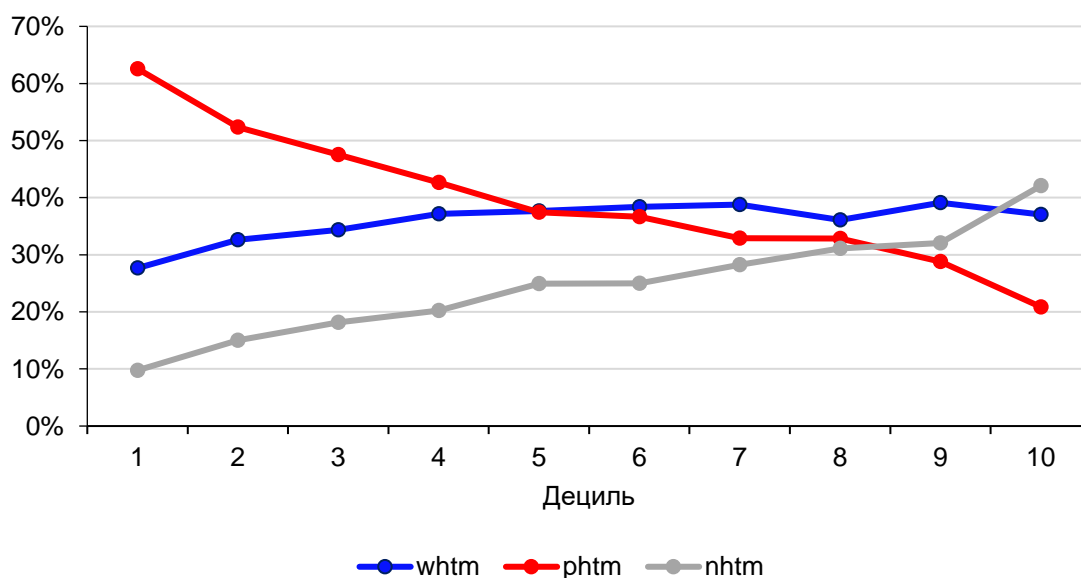
⁸ При расчетах долей из выборки исключаются наблюдения, в которых расходы домохозяйств на текущее потребление превышают доход более чем в два раза (Khvostova et al, 2014).

Рисунок 2. Фактический и модельный (на основе трех групп) индексы Джини потребления



Источник: расчеты авторов.

Рисунок 3. Децильная структура домохозяйств трех групп в среднем в 2014–2020 годах



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

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 SEATs.

2.3. Калибровка параметров для расчета стационарной точки

В таблице 4 приведена калибровка параметров, которые слабо идентифицируются на высокочастотных данных и связаны с расчетом стационарной точки.

Отношение потребления групп $\gamma_{Cn/w}$ и $\gamma_{Cw/p}$ рассчитано на основе величин среднего реального потребления на члена домашнего хозяйства для каждой из трех групп. Доля расходов на государственные закупки в ВВП γ_G находится как среднее на основе данных Росстата по ВВП и Федерального казначейства по бюджету расширенного правительства за 2014–2021 гг., при этом в расходы не включаются затраты, которые мы ассоциируем с трансфертами («Социальное обеспечение населения» и «Защита семьи и детства»). Подразумевается, что эти трансферты представляют собой непосредственные стимулирующие выплаты малоимущим и социально уязвимым слоям населения. Доля этих трансфертов в ВВП $\gamma_{T_{0p}}$ рассчитана на аналогичных данных. Она имеет отрицательный знак, потому что в модель вводится в качестве аккордных налогов для д/х группы p . Параметр соотношения аккордных налогов между д/х групп n и w $\gamma_{T_{0nw}}$ выбран таким образом, чтобы их в основном оплачивала первая группа (аналог налога на богатство, для группы n не вносит существенного искажения в динамику потребления).

Отношение величины внешних заимствований к среднеквартальному экспорту γ_{b^*} рассчитывается на основе статистики внешнего сектора Банка России за 2014–2021 годы. В качестве величины внешних заимствований выступает сумма частного внешнего государственного долга и Международной инвестиционной позиции за вычетом золотовалютных резервов. Параметр реакции премии за риск на отклонения внешних заимствований от их стационарного уровня γ_v фиксируется на уровне 0,011. Значение рассчитано на основе аналогичного показателя для отклонения от стационарного отношения иностранных заимствований к ВВП из работы Шульгин (2014): оно корректируется на долю экспорта в ВВП (за 2014–2021 гг. в среднем 0,279) и на отношение внешних заимствований к среднеквартальному экспорту γ_{b^*} .

Таблица 4

Калибровка констант, необходимых для расчета стационарной точки

Наименование показателя	Расчет и значение	Пояснение
Отношение потребления групп	$\gamma_{Cn/w} \equiv \frac{\bar{C}_n}{\bar{C}_w} = 1,09$ $\gamma_{Cw/p} \equiv \frac{\bar{C}_w}{\bar{C}_p} = 1,19$	Оценка авторов
Доля расходов на государственные закупки в ВВП	$\gamma_G \equiv \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} = 0,32$	Оценка авторов
Доля трансфертов в ВВП	$\gamma_{T_{op}} \equiv \frac{\bar{T}_{op}}{\bar{Y}} = -0,033$	Оценка авторов
Соотношение аккордных налогов между д/х групп n и w	$\gamma_{T_{onw}} \equiv \frac{\bar{T}_{on}}{\bar{T}_{ow}} \rightarrow +\infty$	Параметр выбран так, чтобы аккордные налоги оплачивала только группа n
Отношение величины внешних заимствований к экспорту	$\gamma_b^* = 5,06$	Оценка авторов
Параметр реакции премии за риск на отклонения внешних заимствований от их стационарного уровня	$\nu = \gamma_\nu = 0,011$	Оценка авторов на основе Новак, Шульгин (2020).

Источник: составлено авторами.

С учетом этих соотношений было выведено аналитическое представление стационарной точки (приложение 1). Решение модели производится с помощью пакета Dynare (Adjemian et al., 2011). Остальные параметры оцениваются с помощью байесовских методов или также калибруются. При этом в качестве априорных распределений мы используем результаты отечественных и зарубежных исследований, но при необходимости корректируем их для лучшего соответствия российской действительности, получения более робастных результатов и адекватных импульсных откликов.

2.4. Байесовская оценка параметров модели

2.4.1. Данные и детрендинг

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) по следующим наблюдаемым переменным (табл.5).

Таблица 5

Обозначение	Переменная	Источник	Пояснение
i_t	Ключевая ставка, %	Банк России	В квартальном выражении (годовая делится на 4), а также рассчитывается среднее значение за квартал
$P_{oil,t}^*$	Цена на нефть долл. США/баррель	Минфин России	Усредненная за квартал цена на нефть марки Urals
y_t^*	Зарубежный выпуск	МВФ	В качестве прокси используется ВВП стран G20 в постоянных ценах, сезонно сглаженный базисный индекс (I квартал 2010 = 1)
P_t^*	Индекс зарубежных цен	Бюро статистики труда, США	ИПЦ США в виде сезонно сглаженного базисного индекса (I квартал 2010 = 1)
i_t^*	Зарубежная ставка, %	ФРС США	Верхняя граница ставки по федеральным фондам (годовая делится на 4), а также рассчитывается среднее значение за квартал
y_t	ВВП РФ	Росстат	В постоянных ценах 2016 г.
$\frac{W_t}{P_t}$	Агрегированные реальные заработные платы	Росстат	Сезонно сглаженный базисный индекс (I квартал 2010 = 1)
S_t	Номинальный обменный курс доллара США к рублю руб./долл. США	Банк России	
P_t	Индекс цен, %	Росстат	ИПЦ по всем товарам и услугам, рассчитывается значение к/к путем перемножения трех соответствующих сезонно сглаженных показателей инфляции м/м
$P_{N,t}$	Индекс цен неторгуемых благ, %	Росстат	ИПЦ только по услугам, рассчитывается значение к/к путем перемножения трех соответствующих сезонно сглаженных показателей инфляции м/м
n/w w/p	Ряды относительного потребления групп n и w, а также w и p	Росстат	За период 2014–2021 гг.

Во всех наблюдаемых рядах были выделены трендовый, сезонный и бизнес-цикл компоненты. Для этого использовался механизм детрендинга, аналогичный (Новак, Шульгин, 2020).

Переменные разделяются на три типа:

- для первого типа в трендовой компоненте выделяется только константа (ключевая ставка, номинальная цена на нефть, зарубежная ставка и зарубежная инфляция, относительные потребления групп n/w и w/p);
- у второго типа – константа и линейный тренд (ВВП России, зарубежный выпуск, валютный курс, реальные заработные платы);
- у третьего (инфляция по ИПЦ и для неторгуемых благ) предполагается наличие гиперболического тренда с асимптотой, соответствующей таргету 4% в год.

Для всех рядов инфляции дополнительно использовались данные о сезонных компонентах⁹. Для некоторых рядов предполагаются изломы тренда. Данные и выявленные тренды приведены в приложении 3.

2.4.2. Калибровка

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

Параметр издержек приспособления недвижимости установлен на уровне $\phi = 0,01$, что ниже, чем у Eskelinen (2021). Такое значение делает недвижимость относительно более ликвидной, а динамику ее объемов более процикличной. 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 д/х относительно оптимальной зарплаты¹⁰. Для этих же целей эластичности

⁹ Для остальных переменных сезонная компонента либо отсутствует, либо использовались данные, очищенные от сезонности (Росстат).

¹⁰ Cantore, Freund (2021) в своей работе решают проблему низкой реакции предельной склонности к потреблению на доход д/х, который формируется из прибыли фирм путем выделения группы д/х «капиталистов», которые не присутствуют на рынке труда. Низкая σ_c

замещения φ и φ^* фиксируем на уровне 20. Это выше, чем в большинстве работ и необходимо для того, чтобы добиться большей реалистичности в распределении доходов д/х группы n между доходами от трудовой деятельности и от владения фирмами¹¹.

Параметр m , определяющий допустимый размер кредита в долях от стоимости неликвидных активов домохозяйства, 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 и др., 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 годы. 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 д/х составляет $\mu = 1,5$. Достаточно высокая степень замещения объясняется тем, что анализ состава трех групп показал, что д/х достаточно однородны в том, что касается их позиции на рынке труда.

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

Мы предполагаем, что к аккордным налогам, которые в модели платят д/х 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 пользовании природными ресурсами. Доля оставшихся налоговых доходов бюджета расширенного правительства в ВВП в модели ассоциируется с налогами на зарплату и в среднем за 2014–2021 гг. составляет $\tau = 0,2155$.

2.4.3. Априорное распределение параметров

Для оценки параметров функции полезности отечественных и зарубежных домохозяйств используются стандартные для байесовского подхода в контексте

частично решает проблему, обозначенную Cantore, Freund (2021) за счет снижения реакции оптимальной заработной платы на колебания потребления.

¹¹ Снизить эффект прибыли на решения д/х группы n на рынке труда.

моделей общего равновесия априорные распределения. Так, для параметров η и η^* используем Gamma-распределение $\Gamma(1; 0,2)$, а для привычек в потреблении ξ и ξ^* Beta-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: для цен в секторах отечественной экономики $\theta_H, \theta_N, \theta_F \sim B(0,75; 0,03)$ и за рубежом $\theta^* \sim B(0,75; 0,03)$, 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 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 Beta-распределение χ, χ^* и $\chi_w \sim B(0,5; 0,1)$. Выбранное среднее значение означает неполную индексацию и часто используется в других работах (Аверина и др., 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.

Ввиду недостаточности информации о структурных шоках для оценки их стандартных отклонений используется неинформативное равномерное априорное распределение. Основываясь на представлениях о персистентности шоков, коэффициенты авторегрессии для некоторых из них мы фиксируем, а для других – оцениваем, используя в качестве априорного Beta-распределение. Так, 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 $\rho_{Tp} = 0,8$, 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: параметр персистентности зарубежной ставки $\rho_i^* \sim B(0,6; 0,1)$, шоков общей факторной производительности для отечественной и зарубежной экономики ρ_A и $\rho_A^* \sim B(0,8; 0,1)$, шоков межвременных предпочтений ρ_β и $\rho_\beta^* \sim B(0,5; 0,1)$, премии за риск $\rho_{rp} \sim B(0,7; 0,05)$, а также шоков потребления $\rho_c \sim B(0,75; 0,1)$.

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

Коэффициенты реакции внешней премии на накопленные долги и реальную цену на нефть имеют нормальное априорное распределение с достаточно высокой дисперсией $\nu \sim N(0,05; 0,02)$, $\xi_x \sim N(0,04; 0,02)$, которая отражает невысокую уверенность в средних значениях данных коэффициентов.

2.4.4. Результаты оценки

При идентификации шоков, определяющих потребление групп d/x , мы использовали 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 используем моды многомерного апостериорного распределения параметров. В приложении 4 приведены результаты параметризации (калибровка и байесовская оценка) модели.

Обращают на себя внимание достаточно низкие оценки параметров $\theta \approx 0,6 \div 0,65$ ценообразования по Кальво для отечественных секторов: данный результат традиционен для оценки моделей для России при включении в период для оценки кризиса 2014–2015 годов. Высокие вероятности корректировки цены (низкая номинальная жесткость цен) соответствуют достаточно высокому эффекту переноса издержек в цены – например, около 26% от 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 $\sigma_h = 2.06$. Мы выбрали высокое априорное среднее для данного параметра, чтобы получить умеренную амплитуду колебаний дохода d/x группы w , связанную с доходами от финансового рынка. Это подходит для нашего случая, когда все группы распределяются по децилям потребления достаточно равномерно. 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.

В целом в использованных рядах данных присутствует достаточно ограниченный объем информации для идентификации структурных параметров, что подчеркивает важность калибровки, а также для использования априорных знаний о параметрах модели.

В приложении 5 приведены результаты декомпозиции инфляции, выпуска, ставки, относительного потребления групп n/w и w/p , индекса Джини на шоки (рис. П5.1–П5.6). Мы объединили все структурные шоки в несколько групп. Шоки спроса – это шоки межвременных предпочтений $\varepsilon_{\beta,t}$, а также государственных

расходов $\varepsilon_{G,t}$. В данную категорию также отнесем и шок предпочтений потребления $\varepsilon_{C,t}$, 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 $\varepsilon_{A,t}$ и шок заработной платы $\varepsilon_{W,t}$. Внешние шоки включают в себя шок зарубежной ставки $\varepsilon_{i^*,t}$, шок зарубежной производительности $\varepsilon_{A^*,t}$, шок зарубежных межвременных предпочтений $\varepsilon_{\beta^*,t}$, шок цены на нефть $\varepsilon_{x^*,t}$, шок внешней премии (валютного курса) $\varepsilon_{rp,t}$. Шок политики – это шок ставки $\varepsilon_{i,t}$. В группу шоков неравенства включили шоки предпочтения потребления групп: $\varepsilon_{C_{n,t}}$, $\varepsilon_{C_{w,t}}$, $\varepsilon_{C_{p,t}}$, а также наблюдаемые и ненаблюдаемые шоки трансфертов $\varepsilon_{T_p,t}$ и $\varepsilon_{T_{up,t}}$. Шоки межвременных предпочтений групп: $\varepsilon_{\beta_{n,t}}$, $\varepsilon_{\beta_{w,t}}$, $\varepsilon_{\beta_{p,t}}$, вместе с шоками спроса на недвижимость $\varepsilon_{h_{n,t}}$, $\varepsilon_{h_{w,t}}$, $\varepsilon_{h_{p,t}}$ также должны быть включены в данную группу, но 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).

Далее мы покажем, что удобнее работать с неструктурными шоками неравенства – структурные шоки, включенные в данную группу, оказывают воздействие как на показатели неравенства потребления, так и на агрегированные переменные. 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.

2.4.5. Анализ робастности

Для анализа робастности мы оценили модель с неинформационными приорами для параметров, у которых априорное и апостериорное распределение оказалось наиболее близким. В альтернативном варианте оценки мы использовали равномерное априорное распределение для параметров реакции ставки на разрыв выпуска в отечественной и зарубежной экономике: k_y и k_y^* , а также для долей сверхприбыли от повышенной цены на нефть, достающейся д/х групп w и p: $\gamma_{oil,w}$ и $\gamma_{oil,p}$. Результаты оценки приведены в приложении 10. Видно, что оценки долей достаточно сильно отличаются от

базового варианта оценки: $\gamma_{oil,w}(Alt) = 0,25$ против $\gamma_{oil,w}(Base) = 0,20$ и $\gamma_{oil,p}(Alt) = 0$ против $\gamma_{oil,p}(Base) = 0,29$. Коэффициенты реакции ставки на разрыв ВВП, напротив, оказались достаточно близкими к базовому варианту: $k_y(Alt) = 0,0534$ против $k_y(Base) = 0,05$ и $k_y^*(Alt) = 0,19$ против $k_y^*(Base) = 0,20$.

Функции импульсного отклика для базового и альтернативного вариантов приведены на рисунках П10.1 и П10.2. Для большинства шоков (например, шок ДКП на рис. П10.2) функции импульсного отклика изменились достаточно слабо, что свидетельствует о робастности байесовской оценки. Наибольшие отклонения возникли в функциях импульсного отклика на шок цены на нефть, так как доли $\gamma_{oil,w}$ и $\gamma_{oil,p}$ оказывают наиболее существенное воздействие на отклик переменных на данный шок. Можно сказать, что данные параметры позволяют подстроить реакцию эндогенных переменных на шок цены на нефть. Оценка остальных параметров модели изменилась незначительно. Это говорит о том, что роль параметров $\gamma_{oil,w}$ и $\gamma_{oil,p}$ достаточно велика, особенно с точки зрения влияния шока цены на нефть на переменные, характеризующие неравенство.

Для большей информативности мы дополнительно рассчитали функции импульсных откликов для варианта базовой оценки с обнуленными коэффициентами $\gamma_{oil,w} = 0$ и $\gamma_{oil,p} = 0$. Ключевым в анализе робастности является то, что шок цен на нефть с нулевыми долями $\gamma_{oil,w} = 0$ и $\gamma_{oil,p} = 0$ повышает неравенство потребления, а в обоих вариантах оценки (базовом и альтернативном) рост цены на нефть снижает неравенство за счет перераспределения (бюджетного и внебюджетного) средств, полученных за счет сверхприбылей от повышенных цен на нефть.

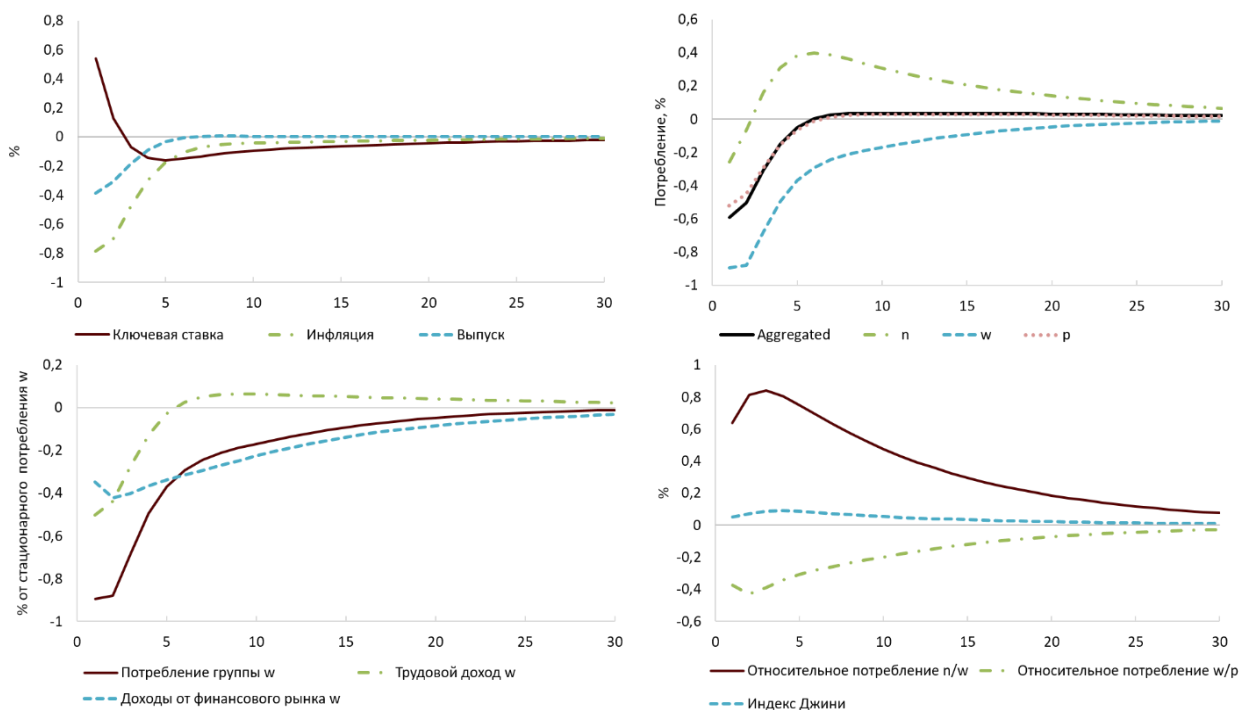
При этом реакция относительного потребления n/w и w/r чувствительна к параметрам $\gamma_{oil,w}$ и $\gamma_{oil,p}$. Для идентификации вклада цены на нефть в динамику относительного потребления мы предлагаем использовать априорную информацию о более равномерном распределении долей $\gamma_{oil,w}$ и $\gamma_{oil,p}$, которое заложено в базовом варианте оценки.

2.4.6. Функции импульсных откликов

На рисунке 4, а также на рисунках П6.1–П6.6 (приложение 6) показаны отклики основных эндогенных переменных на структурные шоки. Реакция экономики в целом, а также потребления трех групп д/х на шок ДКП качественно совпадает с результатами Eskelinen (2021). Шок ставки (рис. 4) 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 д/х в момент шока

сокращается. Первичным эффектом считается реакция д/х группы n , которые снижают потребление в текущем периоде, реагируя на рост ставки. Снижение потребления д/х группы 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 д/х группы w (по причине снижения стоимости неликвидных активов) и снижению возможности кредитования на финансовом рынке. В итоге потребление данной группы сильнее всего снижается в ответ на шок ставки.

Рисунок 4. Импульсный отклик переменных на шок ДКП в одно стандартное отклонение



Примечание. Нижний ряд справа: относительное потребление групп n/w , относительное потребление групп w/p , индекс Джини по потреблению без учета внутригрупповой дифференциации.

Источник: расчеты авторов.

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 д/х 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 д/х n демонстрирует самое низкое снижение потребления в момент монетарной рестрикции.

Для других структурных шоков (рис. П.6.1–П.6.2, приложение 6) 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 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, зарплат и потребления d/x группы 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 d/x группы n реагируют чуть сильнее, чем d/x группы 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 d/x группы w , трудовые и финансовые доходы которых изменяются в одном направлении. Для остальных рассмотренных шоков реакция потребления d/x группы w оказывается средней среди всех групп, а трудовые и финансовые доходы меняются в противоположных направлениях: финансовый рынок играет роль стабилизатора.

Во всех импульсных откликах можно заметить персистентную часть, которая связана с долгосрочной подстройкой финансового рынка. В процессе подстройки проявляется действие каналов перераспределения сбережений и структуры активов: отклонение потребления d/x групп n и w от своих стационарных уровней имеет разные знаки: d/x группы n владеют активами, приносящими дополнительный доход, а d/x группы w имеют долги и вынуждены выплачивать по ним проценты. Это приводит к тому, что циклические компоненты неравенства на двух концах кривой Лоренца в долгосрочном периоде также будут иметь разный знак.

3. НЕРАВЕНСТВО И ДКП

В этой главе мы рассмотрим три аспекта взаимодействия неравенства [потребления] и ДКП. В первой части мы рассмотрим, как меняется механизм трансмиссии шоков при разных долях трех групп. Это даст нам возможность понять, как тренды (прежде всего в неравномерности доступа к финансовому рынку) будут менять механизм трансмиссии шоков в экономике. Во второй части мы проанализируем динамику показателей неравенства на нижнем и верхнем концах кривой Лоренца, интегрального показателя неравенства совместно с динамикой ставки процента. Это поможет понять, какую информацию содержат ряды, характеризующие неравенство, получить представление об информационной выгоде использования данных рядов. Наконец, в третьей части мы решаем задачу выявления неструктурных шоков неравенства. Мы покажем, что для российского бизнес-цикла вклад колебаний неравенства на нижнем конце кривой Лоренца более существенный, чем колебаний неравенства на верхнем конце кривой Лоренца. Мы также продемонстрируем, что два неструктурных шока неравенства приводят к сходной и умеренной реакции ДКП. Это дает возможность использовать в моделях интегрированный показатель неравенства – например, индекс Джини.

3.1. Финансовый рынок и механизм трансмиссии шоков

Опираясь на оцененную структурную модель, ответим на вопрос о том, как изменение неравенства может повлиять на механизм трансмиссии шоков. На данном этапе мы будем сравнивать поведение основных макроэкономических переменных при различных вариантах долгосрочного распределения совокупного спроса по группам d/x в модели, игнорируя подстройку экономики под новое долгосрочное равновесие. Мы также не будем следить за эндогенной реакцией неравенства d/x по доходу и потреблению, возникающей в процессе бизнес-цикла. Основной вопрос, на который мы хотим найти ответ: как изменение стационарных уровней неравенства способно повлиять на реакцию инфляции, выпуска и ставки на шоки ДКП, а также другие структурные шоки?

Неравенство в модели оказывает воздействие на механизм трансмиссии шоков, прежде всего из-за неравного участия d/x в финансовом рынке. До сих пор мы не задавались вопросом, каким образом d/x попали в ту или иную группу, насколько неравномерность участия в финансовом рынке связана с распределением доходов d/x . Постановка задачи предполагает, а эмпирические данные подтверждают, что три группы с различным участием в финансовом рынке различаются и по уровню среднего потребления и дохода, то есть могут быть ассоциированы с долгосрочным неравенством доходов.

Однако никакой однозначной связи роста дохода конкретного d/x с его позицией на финансовом рынке нет – в эмпирической части мы видели

значительный разброс доходов d/x внутри каждой группы. Отсутствие связи неравенства по доходам с неравномерностью d/x в их взаимоотношениях с финансовым рынком заставляет нас сконцентрироваться на роли неравенства доступа к финансовому рынку в определении трансмиссионного механизма ДКП и других структурных шоков.

Потребительское поведение трех групп d/x существенным образом различается при возникновении различных типов шоков. Таким образом, изменение долей индивидов, относящихся к каждой группе, способно существенно изменить трансмиссию шоков во всей экономике. Для того чтобы понять изменение откликов экономики на шоки, проведем несколько контрфактических экспериментов с моделью. В первой паре расчетов мы предположим, что доля индивидов, относящихся к группе w , либо велика ($\gamma_w = 0,9$; на рисунках '*All wealthy*'), либо мала ($\gamma_w = 0,1$; на рисунках '*No wealthy*'). Пропорции двух оставшихся групп в обоих экспериментах сохраняются такими же, что и в исторической параметризации, то есть $\frac{\gamma_n}{\gamma_p} = \frac{0,25}{0,36}$. Во второй паре мы такие же манипуляции проведем с долями группы p : доля данной группы будет либо велика ($\gamma_p = 0,9$; на рисунках '*All poor*'), либо мала ($\gamma_p = 0,1$; на рисунках '*No poor*'). При этом сохраним пропорции других групп: $\frac{\gamma_n}{\gamma_w} = \frac{0,25}{0,39}$. Первая пара экспериментов отвечает на вопрос о том, что дает центральному банку (ЦБ) большая вовлеченность d/x в финансовый рынок с точки зрения кредитования, которая многими исследователями ассоциируется с ростом доходов бедных слоев населения, то есть со снижением неравенства в низкодоходной области кривой Лоренца. Вторая пара полезна для понимания ситуации, когда в результате возникшей в экономике (кризисной) ситуации большинство агентов теряют доступ к финансовому рынку, то есть циклическим снижением неравенства в высокодоходной области кривой Лоренца.

3.1.1. Роль группы w , закредитованных d/x

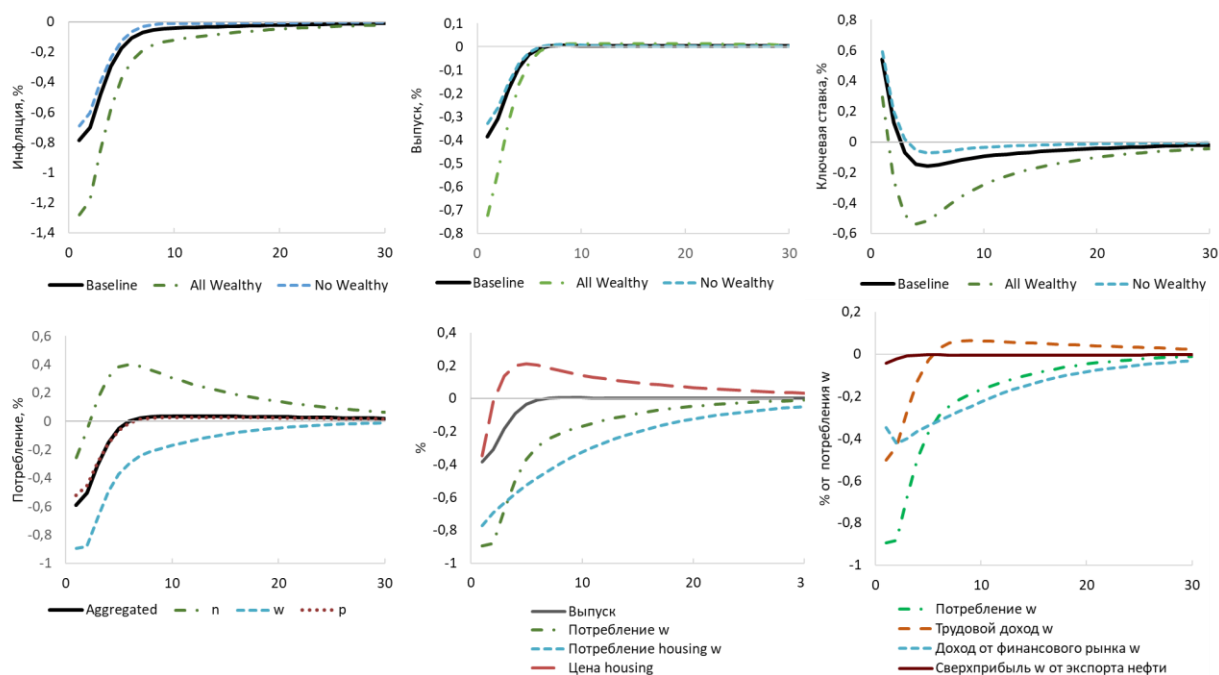
На рисунке 5 показана реакция инфляции, выпуска, ставки на шок ДКП для исторического варианта, двух альтернативных *All wealthy* и *No wealthy*, а также свойства откликов для исторической параметризации модели, разъясняющих роль финансового сектора в поведении серий для группы w .

Увеличение доли группы w в совокупном спросе усиливает реакцию инфляции и выпуска на шок ДКП. Мы видим, что реакция потребления групп w и n на данный шок задает нижнюю и верхнюю границы реакции соответственно, а потребление группы p примерно соотносится с поведением агрегированного потребления. Это не совсем типичная для структурных шоков ситуация. Обычно именно группа w задает среднее поведение в экономике и усредняет поведение d/x как группы p , потребляющих свой трудовой доход, так и группы n , оптимизирующих свое поведение в соответствии с динамикой ставки процента.

В случае шока ставки средним становится поведение группы p , у которой спад потребления определяется только спадом в трудовом доходе. У других групп потери в трудовом доходе сопровождаются финансовыми потерями от высокой ставки для закредитованных д/х группы w и выигрышами кредиторов группы n , позволяя д/х этой группы достаточно быстро перейти в зону повышенного потребления.

Реакция потребления д/х группы w на шок ставки становится самой сильной среди трех групп, и если процент д/х, относящихся к данной группе, будет велик, то и реакция всей экономики на шок ДКП будет сильной. Для ЦБ это оказывается достаточно выгодно, так как ЦБ способен посылать экономике более сильные импульсы за счет своей дискреционной политики.

Рисунок 5. Эксперименты с долей группы w . Шок ДКП в одно стандартное отклонение



Источник: расчеты авторов.

Сочетание снизившихся в результате шока ДКП трудовых доходов и повышенной ставки, которое и порождает нетипичное поведение группы w , не характерно для большинства других шоков. Более привычная картина (приложение 7) – однонаправленное движение трудовых доходов и ставки процента в момент появления других структурных шоков. При этом финансовые доходы (которые учитывают изменение предела заимствования) закредитованных д/х группы w частично компенсируют потери от снизившихся трудовых доходов. Это делает потребление д/х группы w наиболее близким к агрегированному потреблению, а значит, рост доли таких д/х не усиливает реакцию экономики на подобные шоки. Заметным исключением из традиционной

картины является шок цены на нефть. Рост трудовых доходов d/x при повышении нефтяных цен вместе с перераспределением части сверх прибыли сопровождается снижением цен, вызванным укреплением национальной валюты. Стабилизационная ДКП предполагает снижение ставки и дополнительный рост финансовых доходов закредитованных d/x , что делает реакцию потребления группы w на этот шок наиболее острой среди всех групп. Данное исключение не меняет общей картины, так как стабилизационная фискальная политика способна сгладить для экономики последствия шока цены на нефть.

Таким образом, для большинства структурных шоков повышенный процент закредитованных d/x группы w не усиливает реакцию инфляции и выпуска на данные шоки. При этом шок ДКП из-за достаточно редкого сочетания высокой ставки при низком трудовом доходе заставляет d/x группы w достаточно сильно реагировать на дискреционную политику. ЦБ это в целом выгодно, так как делает дискреционную ДКП более мощным инструментом. Однако должен ли ЦБ стремиться к тому, чтобы большая доля d/x попала под ограничения заимствования? Ответ зависит от того, из какой группы d/x переходят в группу w . Если до этого d/x вообще не участвовало в финансовом рынке, то переход из группы p в группу w расширяет возможности d/x в достижении наиболее выгодной траектории потребления. Но если речь идет о том, чтобы перевести d/x из группы n в группу w , то никакой выгоды для общества от такого перевода не будет: ранее неограниченное d/x будет вынуждено находиться в ситуации, когда оно не может достичь первого наилучшего распределения потребления во времени. Дискреционными мерами долгосрочное ухудшение положения такого d/x , вызванное несовершенством финансового рынка, не компенсируется.

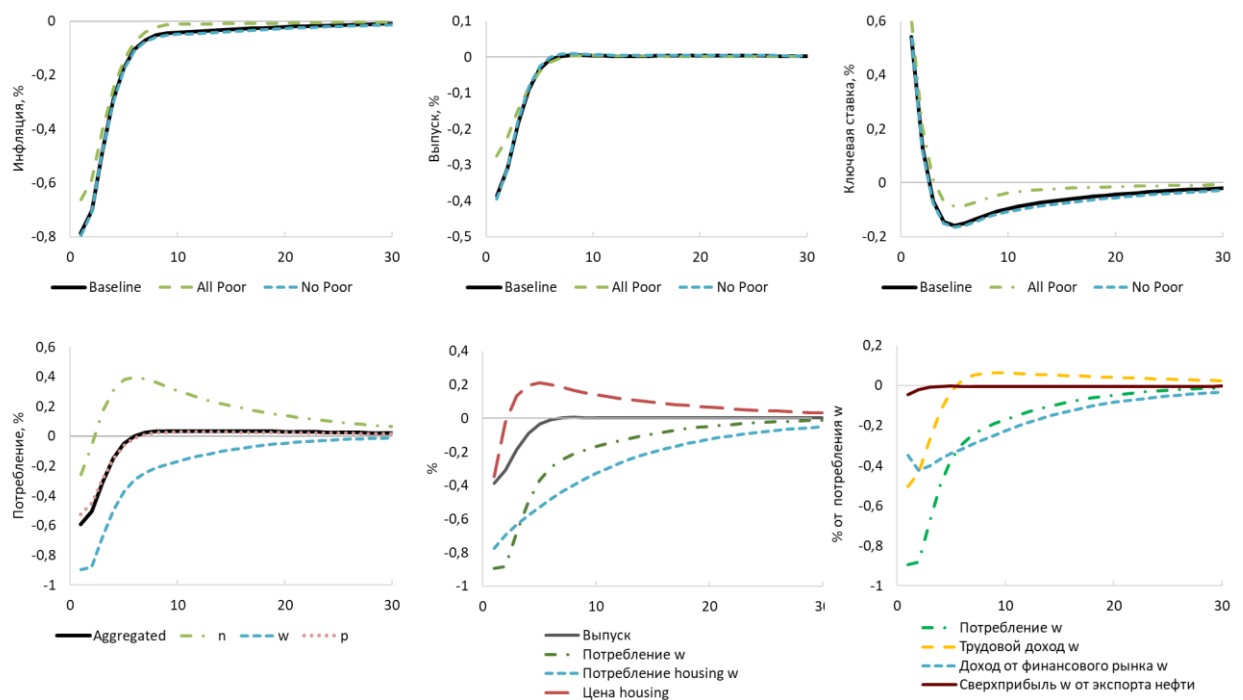
Наконец, еще один прикладной вопрос: что произойдет, если ослабнет ограничение на заимствования для группы w , то есть повысится параметр m в модели, отвечающий за определение предела заимствования как доли неликвидных активов? В этом случае поляризация двух групп n и w увеличивается, а отклик агрегированных переменных на шок ДКП будет более существенным (рис. П9.1, приложение 9). Еще более сильная реакция на дискреционную ДКП при ослаблении ограничений на d/x должна быть выгодна обществу. Но в этом случае начнут проявляться другие несовершенства финансового рынка (например, перспектива банкротства), которые при умеренном параметре m можно игнорировать.

Снижение параметра m до нуля делает поведение d/x группы w идентичным d/x группы p , что аналогично увеличению доли последних в общем числе d/x .

3.1.2. Роль группы p , не участвующих в финансовом рынке d/x

Во второй паре экспериментов мы варьируем долю d/x группы p . На рисунке 6 мы приводим реакцию основных переменных на шок ДКП для исторической параметризации, в сравнении с двумя контрфактическими вариантами распределения d/x : All poor и No poor. Шок ДКП делает потребление d/x группы p близким к агрегированному, поэтому изменение доли таких d/x существенных изменений в механизм денежной трансмиссии не вносит. Наличие большой доли лишенных доступа к финансовому рынку d/x группы p немного ослабляет негативную реакцию выпуска и инфляции в ответ на шок ставки. Это говорит о том, что агрегированная сумма вкладов доходов всех групп на финансовом рынке в потребление для экономики в целом отрицательная, что связано с тем, что общая инвестиционная позиция для экономики отрицательная и рост ставки процента создает небольшой отрицательный эффект дохода.

Рисунок 6. Эксперименты с долей группы p . Шок ДКП в одно стандартное отклонение



Источник: расчеты авторов.

Роль процента индивидов, принадлежащих к данной группе, для шока ДКП оказывается небольшой, чего нельзя сказать про другие шоки. Как было уже сказано выше, для большинства шоков реакцию d/x групп n и p составляют две крайние траектории, между которыми располагается реакция группы w . Причем для многих структурных шоков потребление d/x группы p реагирует со знаком, противоположным потреблению группы n . Например, шок зарплаты (рис. П8.4 приложение 8) увеличивает доходы d/x группы p и, соответственно, их потребление. При этом для фирм это негативный шок предложения,

разгоняющий инфляцию, повышающий ставку и снижающий потребление d/x группы n . Аналогичная картина возникает и при другом шоке предложения: шоке общей факторной производительности. Рост производительности снижает потребность в ресурсах и снижает трудовые доходы d/x всех групп. Если d/x группы n увеличивают потребление как результат снижения ставки и роста финансовых доходов, то d/x группы p существенно снижают свое потребление. Обобщая, можно сказать, что шоки предложения для группы p становятся фактически шоками спроса, так как напрямую снижают потребление данной группы. Еще одна нетривиальная реакция d/x группы p возникает при шоке госрасходов (рис. П8.2, приложение 8). Для d/x группы n рост госрасходов вытесняет частное потребление через разгон инфляции и рост ставки. Но для d/x группы p эффект вытеснения роли не играет, и существование d/x , не вовлеченных в финансовый рынок, усиливает реакцию инфляции и выпуска на данный шок, так как дополнительно стимулирует потребление данной группы, возникающее в результате роста оплаты труда.

Для большинства структурных шоков большая доля d/x группы p приводит либо к усилению реакции инфляции и выпуска, либо к смене знака реакции выпуска на шоки. Как мы уже видели, для некоторых шоков доля группы p особой роли не играет (шок ДКП, зарубежной производительности, цен на нефть). Наконец, единственное исключение – это шок межвременных предпочтений, в результате которого реакция инфляции и выпуска для случая All роог оказывается ниже, чем для исторической параметризации. Но объяснение этому факту тривиальное: шок межвременных предпочтений напрямую не действует на d/x группы p , которые не производят межвременного сглаживания потребления.

Таким образом, рост доли d/x , либо совсем не имеющих доступа к финансовому рынку (группа p), либо ограниченных в заимствовании (группа w), немного ослабляет реакцию инфляции и выпуска на шок ДКП, одновременно увеличивая колебания в экономике, вызванные большинством других шоков. Это имеет смысл учитывать при анализе бизнес-цикла. Например, параметр m может падать в период кризиса¹², а ЦБ в этот момент заинтересован прежде всего в финансовой стабильности и не может идти на ослабление макропруденциальных мер. В такой ситуации от ЦБ требуется более амплитудная дискреционная ДКП.

Можем ли мы говорить о том, что увеличение мощности дискреционной ДКП, происходящее при увеличении процента d/x , принадлежащих группе w , полезно для целей стабилизационной ДКП? С одной стороны, можем, так как реакция экономики на большинство структурных шоков не усиливается, а причины применять дискреционные монетарные меры – это нестандартные

¹² Данные свойства проявляются в ряде работ, связанных с моделированием несовершенного финансового рынка (в духе Gertler, Karadi, 2011).

колебания экономической активности. С другой стороны, проведенный анализ не является структурным, так как мы не контролируем потери, которые будут нести агенты от потери платежеспособности закредитованных д/х группы w в периоды кризиса. Если исходить из того, что ЦБ имеет некоторый контроль над параметром m ¹³, то можно говорить о trade-off между силой ДКП и финансовой устойчивостью.

3.2. Неравенство и ДКП на частоте бизнес-цикла

Рассмотрим колебания переменных, характеризующих неравенство потребления, которые возникают в ответ на структурные шоки. Данный анализ полезен с позитивной точки зрения, так как проясняет, какие инструменты необходимо использовать при проведении эмпирического анализа взаимосвязи неравенства и ДКП. Нормативная польза от знания об особенностях бизнес-циклических колебаний показателей неравенства состоит в том, что при ограниченности информации о бизнес-цикле иметь несколько дополнительных наблюдаемых рядов, завязанных на структурные шоки, означает выигрыш в точности прогноза инфляции. В своей работе мы исследуем основные свойства импульсных откликов рядов, характеризующих неравенство потребления на нижнем и верхнем концах кривой Лоренца, а также интегральный показатель неравенства. Мы концентрируемся на динамике потребления потому, что в долгосрочном периоде неравенство доходов и неравенство потребления выравниваются, а на частоте бизнес-цикла неравенство потребления имеет непосредственное отношение к механизму трансмиссии шоков в инфляцию, выпуск и другие макропеременные.

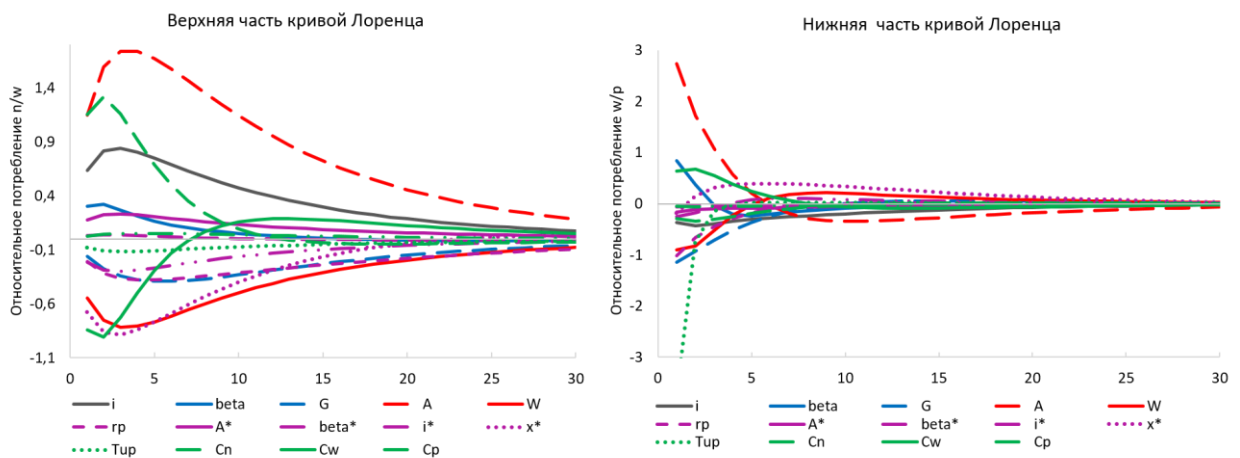
На рисунке 7 изображена динамика относительного потребления д/х групп n и w и групп w и p в ответ на различные структурные шоки. Красным цветом выделены отклики на шоки предложения, синим – на шоки спроса, сиреневым – на внешние шоки, а зеленым – реакция на латентные шоки конкретной группы. Рост относительного потребления д/х групп n и w (рис. 7, левый график) означает рост неравенства на верхнем конце кривой Лоренца. Рост относительного потребления д/х групп w и p (рис. 7, правый график) означает рост неравенства на нижнем конце кривой Лоренца. Величина шоков соответствует оцененным стандартным отклонениям каждого шока и дает представление об относительном вкладе каждого шока в динамику относительного потребления групп. Практически все отклики содержат достаточно медленно затухающую составляющую, которая связана с динамикой доходов от владения активами. Более быстро затухающая часть откликов связана с динамикой трудовых

¹³ Полного контроля над параметром m у ЦБ нет, так как коммерческие банки могут самостоятельно изменять подход к кредитованию, например из соображений минимизации потерь от невозвратных кредитов.

доходов, а также динамикой ставки процента. Отклики относительного потребления в ответ на большинство шоков имеют умеренную амплитуду (до $\pm 1\%$). Исключение – это шок TFP (сплошная красная линия), который вызывает более существенные (до 2,5% для относительного потребления d/x групп w и p) колебания.

Высокая амплитуда выделенных зеленым откликов относительного потребления в ответ на шоки потребления отдельных групп показывает, что роль данных латентных шоков неравенства в объяснении динамики относительного потребления достаточно велика. Отклик ставки процента на данные шоки оказывается достаточно умеренным, поэтому, если другие структурные шоки не позволяют объяснять наблюдаемую динамику относительного потребления и для объяснения мы используем латентные шоки неравенства, последние не вносят существенного вклада в динамику ставки. Например, суммарный вклад латентных шоков потребления групп в дисперсию ставки, оказался около 0,5% в 2014–2021 годах.

Рисунок 7. Отклик относительного потребления (в процентах от своих стационарных значений) d/x групп n и w (слева) и групп w и p (справа) в ответ на структурные шоки



Источник: расчеты авторов.

Чтобы выявить основные свойства динамики неравенства в ответ на структурные шоки, объединим два графика рисунка 6 в один. На рисунке 8 ось времени отсутствует, а все irf спроецированы на плоскость. Слева по оси абсцисс отложено относительное потребление d/x групп n и w , а по оси ординат – относительное потребление d/x групп w и p (в процентах отклонения от стационарного значения). Справа по оси абсцисса мы откладываем отклик ставки процента, а по оси ординат – отклик интегрального показателя неравенства потребления – модельного индекса Джини по потреблению.

Каждая проекция импульсных откликов проходит через начало координат, так как все импульсы затухают с течением времени. Для лучшего понимания графиков в таблице 5 приведена мгновенная реакция всех рассматриваемых переменных на структурные шоки (первая точка в проекции *irf* на рис. 8).

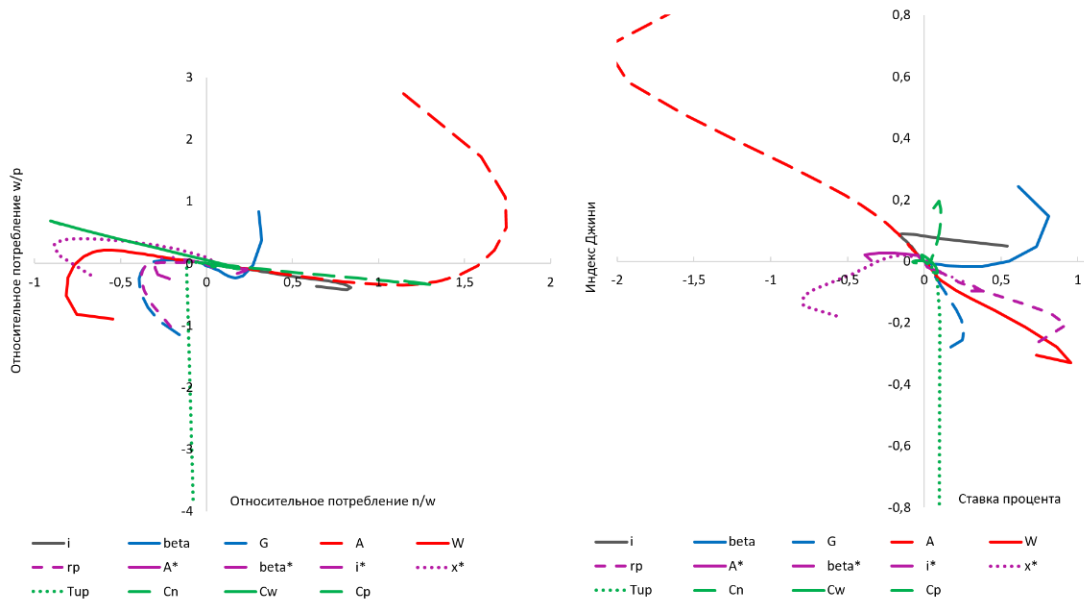
Большинство структурных шоков создает однонаправленное изменение неравенства на верхнем и нижнем концах кривой Лоренца в краткосрочном периоде. Это происходит из-за сонаправленного движения доходов от труда и ставки. При шоках спроса такое движение возникает потому, что, например, положительный шок спроса увеличивает выпуск и трудовые доходы, одновременно стимулируя рост цен, а, следовательно, и рост ставки процента по правилу Тэйлора. При шоках предложения такая сонаправленность возникает потому, что, например, рост зарплаты или снижение производительности приводят к росту трудовых доходов d/x ¹⁴ и одновременно увеличивают издержки, вызывая рост цен и ставки. Увеличение трудовых доходов при росте ставок приводит к тому, что d/x группы *n* снижают свое потребление, а d/x группы *p* увеличивают его. d/x группы *w* находятся в промежуточном положении. Это снижает неравенство на обоих концах кривой Лоренца. Через 4–8 кварталов для большинства шоков циклическая компонента неравенства на двух концах кривой Лоренца имеет разные знаки. Это объясняется тем, что компоненты потребления, связанные с финансовым рынком, затухают медленнее всего. В итоге через 4–8 кварталов наибольшее неравенство потребления возникает на верхнем конце кривой Лоренца, так как позиции d/x групп *n* и *w* оказываются диаметрально противоположными. Если шок приводил к росту ставки процента, то в долгосрочном периоде d/x группы *n* оказываются в выигрыше, а d/x группы *w* в проигрыше, что увеличивает неравенство на верхнем конце кривой Лоренца. На нижнем конце, напротив, d/x группы *p*, не имеющие доходов с финансового рынка, будут в лучшей позиции, чем d/x группы *w*. Это немного снижает неравенство на нижнем конце кривой Лоренца.

Длительная подстройка финансового рынка под шоки создает долгосрочные эффекты на потребление d/x , имеющих доступ к финансовому рынку, что порождает эффект, аналогичный описанному Silva et al. (2022) «эффекту гистерезиса неравенства». Например, финансовый кризис сильнее всего ограничивает потребление группы закредитованных d/x , в результате неравенство (прежде всего на верхнем конце кривой Лоренца) в длительный период подстройки будет оставаться увеличенным. Но имеются и расхождения с работой Silva et al. (2022): кризис, источник которого находится в реальном секторе (спрос или предложение), напротив, будет способствовать длительному нахождению неравенства ниже трендового уровня. Это объясняется тем, что в

¹⁴ Снижение производительности в краткосрочном периоде приводит не к понижению жесткой зарплаты, а к увеличению потребности в ресурсах со стороны фирмы, что увеличивает спрос на труд и трудовые доходы d/x .

нашей работе источником гистерезиса неравенства является финансовый рынок, а эффекты несовершенной подстройки на рынке труда не моделируются.

Рисунок 8. Проекция импульсных откликов на структурные шоки



Примечание. Слева: относительное потребление (в процентах от своих стационарных значений) д/х групп n и w (ось абсцисс) и групп w и p (ось ординат). Справа: ставка процента (ось абсцисс) и индекс Джини по потреблению (ось ординат).

Источник: расчеты авторов.

Если шоки изначально возникли на финансовом рынке (например, шок ДКП), то сильнее всего меняется поведение группы закредитованных д/х, что создает противоположно направленную динамику неравенства на двух концах кривой Лоренца. Шок цены на нефть также по своей конфигурации похож на шок финансового рынка: рост цены нефти создает сверхприбыль фирм, которую д/х групп w и p мгновенно потребляют, а д/х группы n частично сберегают. В итоге в момент шока неравенство на верхнем конце снижается, а на нижнем конце остается около стационарного уровня. Через некоторое время д/х группы w получают выгоды от снизившейся ставки (ЦБ борется с последствиями крепкого рубля), что приводит к умеренному росту неравенства на нижнем конце кривой Лоренца.

Таким образом, шоки, напрямую затрагивающие финансовый рынок, должны приводить к противоположно направленному движению неравенства потребления на верхнем и нижнем концах кривой Лоренца. Например, кризисные явления, приводящие к росту ставки, увеличивают неравенство на верхнем конце и снижают неравенство на нижнем конце кривой Лоренца из-за того, что негативно бьют по группе w закредитованных д/х, занимающих позицию в середине кривой.

Преобладание шоков TFP в объяснении инфляции и курса приводит к тому, что наиболее вероятной комбинацией в совместной циклической динамике неравенства и ставки (рис. 8, правый график) является комбинация с разными знаками отклонений от своих стационарных уровней. Например, негативный шок предложения (TFP или зарплаты) разгоняет инфляцию, что требует повышения ставки процента, и одновременно снижает неравенство на обоих концах кривой Лоренца, а следовательно, и коэффициент Джини для потребления.

Более редкая комбинация – сонаправленное отклонение ставки и коэффициента Джини, возникающее при шоках спроса, цен на нефть и ДКП. При этом шок спроса оказался в этом наборе потому, что мы задаем данный шок через изменение межвременных предпочтений, которые не оказывают прямого влияния на поведение d/x группы p (которые не проводят оптимизацию потребления во времени). Поэтому, например, при положительном шоке межвременных предпочтений рост потребления d/x группы p будет чуть меньше из-за того, что на их поведение повлияет только вторичный эффект через рост общего спроса, вызывающего рост трудовых доходов. Другой шок спроса (шок госрасходов) ведет себя более стандартно.

Таким образом, сонаправленная динамика ставки и коэффициента Джини относительно своих долгосрочных уровней вместе с разнонаправленным изменением неравенства на верхнем и нижнем концах кривой Лоренца посылают нам сигнал о преобладании шоков, связанных с финансовым рынком. По моему мнению, данный вывод достаточно трудно напрямую применить на практике, так как ЦБ обычно имеет более явные сигналы, свидетельствующие о проблемах на финансовом рынке. Однако данный вывод явно свидетельствует о том, что имеется экономически обоснованное различие между реакцией индикаторов неравенства потребления на верхнем и нижнем концах кривой Лоренца на несколько основных типов шоков. Это говорит об информационной выгоде от использования данных о неравенстве потребления при идентификации шоков, объясняющих бизнес-цикл в стране. Однако эти данные выходят с существенной задержкой (около квартала), поэтому вопрос, насколько велика эта выгода, остается открытым для дальнейших изысканий в данном направлении.

3.3. Неструктурные шоки неравенства

В работе мы ввели несколько латентных структурных шоков, которые призваны объяснять наблюдаемую динамику относительного потребления трех групп: $\varepsilon_{C_{nt}}$, $\varepsilon_{C_{wt}}$, $\varepsilon_{C_{pt}}$, $\varepsilon_{T_{upt}}$. Каждый из структурных шоков оказывает воздействие как на два наблюдаемых показателя относительного потребления групп, так и на агрегированное потребление. С информационной точки зрения актуальной является задача выявления отклика экономики на комбинацию шоков, которая в текущем периоде изменяет значение относительного потребления одной пары

групп, но не меняет относительного потребления другой пары групп, а также не меняет агрегированное потребление. Данная задача имеет информационную ценность, отвечая на вопрос, какой предельный эффект на ДКП окажет информационная инновация в относительном потреблении какой-либо пары групп при неизменном агрегированном потреблении и относительном потреблении другой пары групп.

Для решения этой задачи мы найдем такую комбинацию весов для латентных структурных шоков, при которой в момент шока относительное потребление одной пары групп меняется на 1%, а относительное потребление другой пары групп и агрегированное потребление остаются неизменными. Основываясь на анализе импульсных откликов, мы исключили из анализа шок потребления ε_{c_p} домохозяйств группы p , так как отклик относительного потребления групп на данный шок достаточно слабый. Имея оставшиеся три латентных шока для того, чтобы задать отклики трех переменных, запишем якобиан вида:

$$\Psi \equiv \frac{\partial z}{\partial \varepsilon}, \quad (1)$$

$$\text{где } z \equiv [c_t \text{ } rc_{n/wt} \text{ } rc_{w/pt}]'; \varepsilon \equiv [\varepsilon_{c_{nt}} \text{ } \varepsilon_{c_{wt}} \text{ } \varepsilon_{T_{ut}}]'$$

Если исключить влияние других структурных шоков и инерции на динамику эндогенных переменных z , то можно записать:

$$\Delta z = \Psi \varepsilon \quad (2)$$

Геометрическая интерпретация данного условия говорит о том, что матрица Ψ задает трансформацию вектора структурных шоков ε в вектор Δz . Задача выделения неструктурных шоков, влияющих только на одну из переменных вектора Δz и не влияющих на остальные две, решается с помощью перехода к другому набору базисных векторов (неструктурных шоков) u . Новый набор базисных векторов определим таким образом, чтобы трансформационная матрица из u в Δz была единичной:

$$\Delta z = E_3 u, \quad (3)$$

где E_3 – единичная матрица 3×3 .

Из (2) и (3) следует, что трансформационная матрица из старого набора базисных векторов в новый набор базисных векторов совпадет с Ψ :

$$u = \Psi \varepsilon \quad (4)$$

Каждая координата в новом наборе базисных векторов имеет свою интерпретацию согласно позиции в векторе z : u_1 – неструктурный шок агрегированного потребления; u_2 – неструктурный шок относительного потребления n и w ; u_3 – неструктурный шок относительного потребления w и p .

Чтобы рассчитать импульсный отклик в ответ на три неструктурных шока, мы решаем задачу разложения соответствующего вектора u на старый набор базисных векторов:

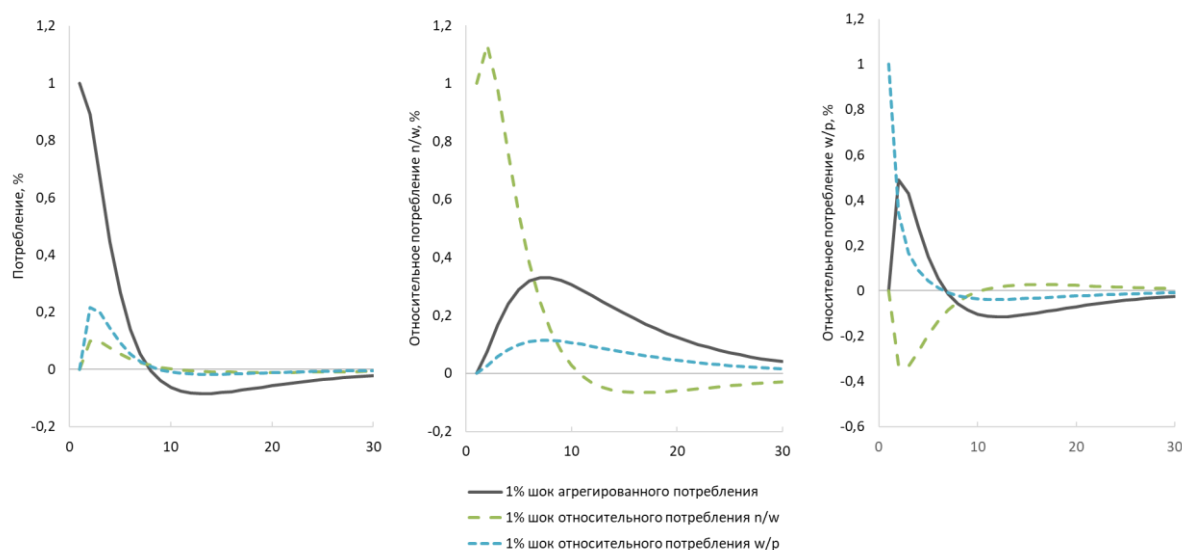
$$\varepsilon_1 = \Psi^{-1} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \varepsilon_2 = \Psi^{-1} \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \varepsilon_3 = \Psi^{-1} \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}, \quad (5)$$

где ε_j – набор старых базисных векторов (структурных шоков), решающий задачу разложения для соответствующего неструктурного шока u_j .

Оцененная обратная матрица перехода: $\Psi^{-1} = \begin{bmatrix} 103,8 & 67,7 & 28,2 \\ 140,6 & -25,3 & 40,7 \\ 8,6 & -5,1 & -12,0 \end{bmatrix}$.

Результат решения приведен на рисунках 9–10.

Рисунок 9. Динамика переменных, входящих в вектор z в ответ на неструктурные шоки u_j



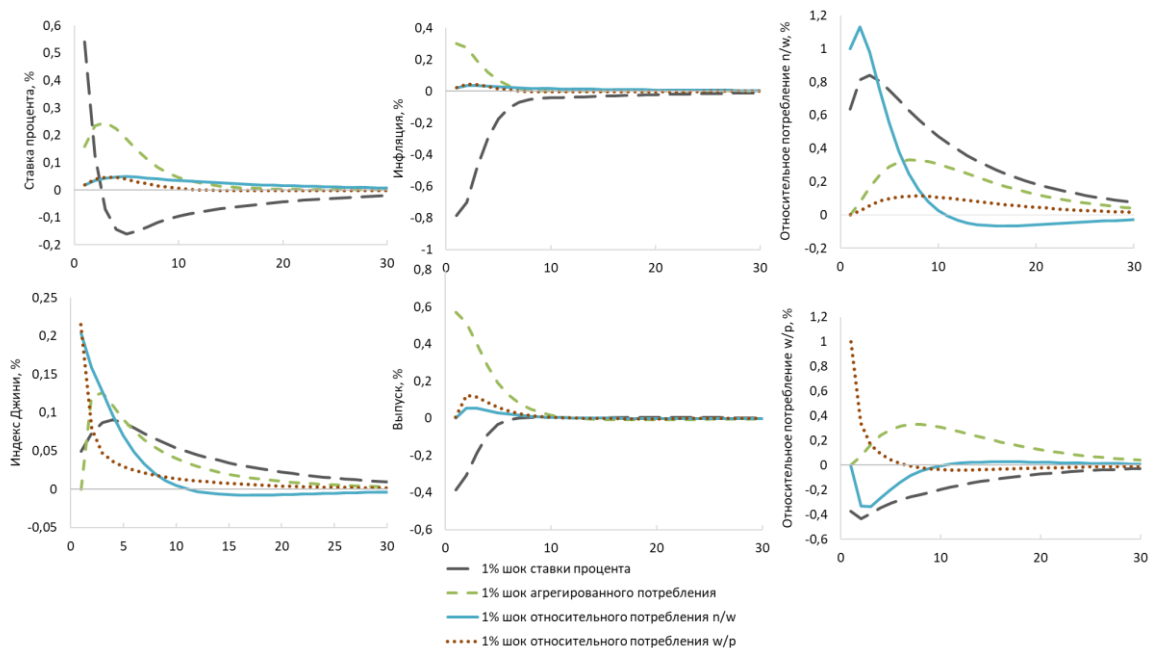
Источник: расчеты авторов.

Условие (5) требует, чтобы в момент возникновения шоков каждая переменная вектора z реагировала бы только на собственный неструктурный шок z и не реагировала на другие неструктурные шоки. На дальнейшие периоды данное требование на распространяется, поэтому можно говорить о влиянии неструктурных шоков на все эндогенные переменные. Неструктурный шок агрегированного потребления в среднесрочной перспективе приводит к росту обеих переменных относительного потребления. Отклик на данный шок очень близок к реакции на общий структурный шок потребления, а также на шок межвременных предпочтений, за исключением того, что последние создают еще и мгновенный эффект на неравенство. Возникающий одновременный рост доходов от труда и номинальной ставки процента (при мгновенном снижении

ожидаемой реальной ставки) увеличивает неравенство на обоих концах кривой Лоренца. Шоки относительного потребления групп приводят к росту агрегированного потребления в среднесрочной перспективе.

Это можно проиллюстрировать тем фактом, что реакция д/х группы n более персистентная, чем реакция д/х группы w , которая в свою очередь более персистентная, чем реакция д/х группы p . Положительный неструктурный шок относительного потребления w/r приводит к снижению относительного потребления n/w в среднесрочной перспективе, то есть оказывает разнонаправленное воздействие на неравенство на двух концах кривой Лоренца. Рост относительного потребления w/r при постоянном n/w означает, что группа p проседает в потреблении относительно остальных двух, что объясняется в основном за счет шока трансфертов ε_{Tupt} . Данный шок перераспределяет доходы от группы n к группе p , и относительное потребление n/w снижается. Положительный неструктурный шок относительного потребления n/w , напротив, увеличивает неравенство на обоих концах кривой Лоренца. Данный шок увеличивает потребление группы n относительно остальных двух групп. При этом за счет доходов от финансового рынка снижение потребление д/х группы w будет более умеренным, чем д/х группы p .

Рисунок 10. Реакция ставки процента, инфляции, выпуска, относительного потребления n/w и w/r , индекса Джини на три неструктурных шока, вызывающих 1%-ный рост соответствующей переменной вектора z



Источник: расчеты авторов.

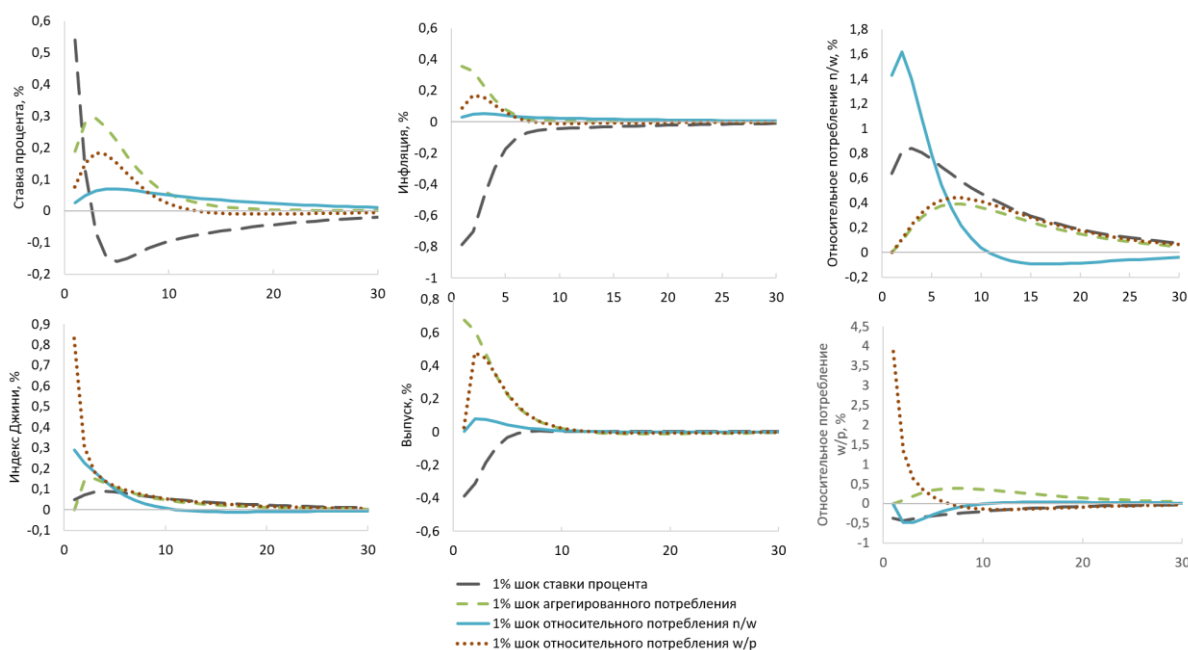
Два неструктурных шоки неравенства оказывают сходное воздействие на инфляцию, выпуск и ставку процента. Рост неравенства на обоих концах кривой Лоренца, отнесенный на латентные шоки потребления групп, приводит к умеренному росту выпуска, инфляции и, соответственно, ставки процента. Отклик на неструктурный шок относительного потребления n/w более персистентный, чем на шок относительного потребления w/r . Последний при этом оказывает более существенное воздействие на выпуск. Для того чтобы иметь возможность сравнивать отклики типичных шоков неравенства с другими типичными структурными шоками, необходимо вычислить ковариационную матрицу для неструктурных шоков $D(u)$:

$$D(u) = \Psi D(\varepsilon) \Psi', \quad (6)$$

где $D(\varepsilon)$ – диагональная ковариационная матрица структурных шоков ε .

Отклики на неструктурные шоки величиной в одно стандартное отклонение приведены на рисунке 11. Таблица 6 показывает мгновенную реакцию экономики на структурные и неструктурные шоки. Рисунок 10 и таблица 6 дают представление о роли шоков неравенства.

Рисунок 11. Реакция ставки процента, инфляции, выпуска, относительного потребления n/w и w/r , индекса Джини на три неструктурных шока величиной в одно стандартное отклонение



Источник: расчеты авторов.

С одной стороны, мгновенная реакция ставки процента на шоки неравенства оказывается более слабой, чем для большинства структурных шоков. С другой стороны, данные шоки имеют наибольшее среди всех

структурных шоков соотношение максимальной реакции ставки и мгновенной реакции ставки на шок. Это говорит о том, что вклад шоков неравенства в динамику ставки в долгосрочном периоде выше, чем в краткосрочном. Шоки неравенства, возникающие на нижнем конце кривой Лоренца, существенно влияют на динамику выпуска с лагом от квартала до двух лет. Рост относительного потребления w/p приводит к существенному положительному разрыву выпуска уже в следующем квартале, а начиная с II квартала отклик выпуска на данный шок практически идентичен отклику на неструктурный шок совокупного спроса.

Таблица 6

Мгновенный отклик эндогенных переменных на структурные (ε_t) и неструктурные (u_t) шоки величиной в одно стандартное отклонение

Шок	Название	$\frac{4d\pi_t}{d\varepsilon_t}$	$\frac{dy_t}{d\varepsilon_t}$	$\frac{4di_t}{d\varepsilon_t}$	$\frac{drc_{n/wt}}{d\varepsilon_t}$	$\frac{drc_{w/pt}}{d\varepsilon_t}$	$\frac{dGini_t}{d\varepsilon_t}$	$\frac{4di_t}{dGini_t}$
ε_{it}	Шок ДКП	-0,786	-0,386	0,540	0,638	-0,372	0,050	10,883
ε_{Tup^t}		0,237	0,594	0,098	-0,079	-3,802	-0,834	-0,117
$\varepsilon_{C_n^t}$	Структурные шоки потребления групп	0,105	0,166	0,061	1,152	-0,288	0,172	0,354
$\varepsilon_{C_w^t}$		0,110	0,218	0,057	-0,842	0,632	-0,035	-1,636
$\varepsilon_{C_p^t}$		-0,116	0,027	-0,050	0,029	-0,049	-0,005	10,659
ε_{β^t}	Шок межвременных предпочтений	1,516	1,550	0,615	0,305	0,840	0,243	2,535
ε_{G^t}	Шок госрасходов	0,266	0,936	0,173	-0,158	-1,148	-0,279	-0,621
ε_{A^t}	Шок TFP	-4,763	-0,050	-1,593	1,145	2,737	0,821	-1,940
ε_{W^t}	Шок зарплаты	2,088	0,039	0,732	-0,545	-0,901	-0,305	-2,403
ε_{rpt}	Шок валютного курса	2,390	0,628	0,747	-0,210	-1,021	-0,262	-2,850
$\varepsilon_{A^{*t}}$		-1,351	-0,066	-0,345	0,179	-0,160	0,002	-
$\varepsilon_{\beta^{*t}}$	Внешние шоки	0,973	0,380	0,310	-0,214	-0,246	-0,096	-3,218
$\varepsilon_{i^{*t}}$		0,038	-0,022	0,008	0,032	-0,066	-0,008	-1,036
$\varepsilon_{x^{*t}}$		-1,605	0,075	-0,575	-0,676	-0,185	-0,177	3,247
u_{1t}	Неструктурный шок агрегированного потребления	0,357	0,677	0,189	0,000	0,000	0,000	Inf
u_{2t}	Неструктурные шоки неравенства	0,030	0,002	0,025	1,429	0,000	0,290	0,087
u_{3t}		0,089	0,026	0,075	0,000	3,865	0,831	0,090

Источник: расчеты авторов.

Таблица 6 демонстрирует, что отклик ДКП на изменение агрегированного показателя неравенства (индекса Джини) слабо зависит от того, в какой части кривой Лоренца лежит причина изменения индекса Джини. Реакция ставки на изменение индекса Джини в 1 п.п. для потребления при обоих неструктурных шоках неравенства оказывается около 0,1 процентного пункта. Этот очень умеренный эффект увеличивается в долгосрочной перспективе, поэтому фактор шоков неравенства может проявиться через 2–6 кварталов. Например, снижение неравенства в период кризиса за счет фискального перераспределения дохода

в пользу группы p может стать аргументом в пользу пониженной ставки процента в период восстановительного роста экономики после кризиса.

Анализ информации об относительном потреблении групп не имеет существенной информационной выгоды вне процесса среднесрочного прогнозирования инфляции, связанного с выделением структурных шоков. Все сказанное о реакции ДКП на информацию об относительном потреблении групп относится только к той части динамики рядов относительного потребления, которая уже очищена от влияния остальных структурных шоков¹⁵. Практическая польза от информации о рядах, характеризующих неравенство, может быть получена при добавлении предпосылки о неоднородности доступа к финансовому рынку в структурную модель, на основе которой производятся расчеты.

¹⁵ В рамках эконометрического подхода уместно говорить об остатках регрессии относительного потребления групп на основные макроэкономические факторы.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе поднимается вопрос целесообразности использования информации о неравенстве потребления для разработки ДКП. Для этих целей 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 д/х мы добавили группу д/х, не имеющих доступа к финансовому рынку, а также группу д/х, 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 обсуждать не только интегральный показатель неравенства (в работе индекс Джини по потреблению), но и неравенство на верхнем и нижнем концах кривой Лоренца. Такая декомпозиция обогащает анализ, так как дает дополнительную информацию для принятия решения. При этом анализ шоков, создающих неравенство на двух концах кривой Лоренца, позволил нам утверждать, что использование в теоретических и эконометрических моделях одного интегрированного показателя неравенства также имеет право на существование.

В работе была проведена параметризация модели с использованием байесовских методов на основе макроэкономической статистики Росстата и Банка России, а также информации из нескольких доступных баз данных опросов д/х: RLMS-HSE и ОБДХ.

Мы повторили в работе вывод большинства авторов о том, что с учетом несовершенного использования финансового рынка двумя группами д/х отклик экономики на шок ДКП должен усилиться за счет вторичных эффектов. При этом роль двух групп д/х сильно различается. С одной стороны, чем больше группа агентов, не имеющих доступа к финансовому рынку, тем сильнее реакция агрегированных переменных на большинство структурных шоков. Реакция же на шок ДКП практически не меняется. С другой стороны, расширение группы агентов, имеющих доступ к финансовому рынку, пусть и попадающих под ограничение заимствования средств, напротив, практически не меняет реакцию на большинство структурных шоков, но усиливает реакцию инфляции и выпуска на шок ДКП. Таким образом, расширение присутствия д/х на финансовом рынке, а также тренд на увеличение закрежденности д/х Российской Федерации должны приводить к тому, что сила дискреционной политики Банка России должна увеличиваться при достаточно стабильном механизме трансмиссии других структурных шоков. Цена за усиление реакции экономики на дискреционную ДКП – снижение финансовой устойчивости, проявляющееся, например, в росте невозвратных кредитов д/х в периоды кризисов.

Мы ввели в модель ряд структурных шоков, подходящих для объяснения колебания наблюдаемых переменных неравенства: два ряда относительного потребления групп d/x , характеризующих неравенство на двух концах кривой Лоренца. Все структурные шоки оказывают воздействие как на показатели неравенства, так и на агрегированные показатели в экономике. Для того чтобы работать с более явными шоками неравенства, мы нашли такие комбинации структурных шоков потребления групп, которые в момент их возникновения оказывают воздействие только на одну из переменных соотношения потреблений на концах кривой Лоренца и не влияют на вторую переменную неравенства, а также агрегированное потребление. Мгновенная реакция инфляции и ставки (отклонение в 1 п.п. от значения в стационарной точке) на шоки неравенства, возникающие как на верхнем, так и на нижнем концах кривой Лоренца, оказалась очень схожей. Увеличение индекса Джини на 1 п.п., происходящее при возникновении обоих неструктурных шоков неравенства, приводит к увеличению ставки на 0,1 процентного пункта. Шок на верхнем конце кривой Лоренца приводит к более персистентным откликам всех переменных, а шок на нижнем конце кривой сильнее воздействует на выпуск. Если же происходит шок ДКП, то каждый 1 п.п. роста ставки процента приводит к увеличению индекса Джини на 0,1 п.п. в момент шока.

В динамике отклики имеют небольшой горб, но принципиально это картину не меняет, и можно говорить о слабости взаимосвязи ДКП и неравенства. Данный вывод был сделан для случая, когда ЦБ проводит политику таргетирования инфляционного прогноза, то есть не вводит показатели неравенства в правило ДКП. При этом мы показали, что из-за существенных различий в динамических свойствах отклика потребления трех групп d/x агрегированный выпуск гораздо сильнее реагирует на неструктурные шоки неравенства. Это может увеличить роль агрегированного показателя неравенства при обсуждении стабилизационной политики для ЦБ, в мандат которого входит стабилизация реальной активности.

Длительная подстройка показателей неравенства под шоки, связанная с динамикой активов на финансовом рынке, создает эффект, аналогичный «эффекту гистерезиса неравенства». При этом в отличие от Silva et al. (2022) механизм такого гистерезиса имеет финансовую природу, так как несовершенства рынка труда, связанные безработицей, в нашей работе игнорируются.

Основной ролью неравенства потребления для разработки ДКП мы видим вклад информации об относительном потреблении групп в идентификацию структурных шоков. При этом само по себе изменение относительного потребления групп d/x не является про- или дезинфляционным сигналом и должно рассматриваться в комплексе с остальными переменными, характеризующими бизнес-цикл.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Adam K., Tzamourani P. Distributional consequences of asset price inflation in the Euro area // *European Economic Review* 89: 172–192. 2016.
2. Adam K., Zhu J. Price-level changes and the redistribution of nominal wealth across the Euro area // *Journal of European Economic Association* 14(4): 871–906. 2016.
3. Adjemian A., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia P., Ratto M., Villemot S. Dynare: reference manual, ver. 4. Dynare Working Papers. № 1. CEPREMAP. 2011.
4. Alvarez L., Hernando I. Price setting behaviour in Spain: Evidence from consumer price micro-data // *Economic Modelling*. 23 (4). 699–716. 2006.
5. Amaral P. Monetary policy and inequality // *Economic Commentary* 2017-01. Federal Reserve Bank of Cleveland. Cleveland. 2017.
6. Ampudia M., Georgarakos D., Slacalek J., Tristani O., Vermeulen P., Violante G. Monetary Policy and Household Inequality. Working Paper № 2170. ECB. 2018.
7. Ascari G., Colciago A., Rossi L. Limited asset market participation and optimal monetary policy // *Economic Inquiry* 55: 878–897. 2017.
8. Auclert A. Monetary Policy and the Redistribution Channel // *American Economic Review*. № 109(6). Pp. 2333–2367. 2019.
9. Aye G., Clance M., Gupta R. The effectiveness of monetary and fiscal policy shocks on U.S. inequality: the role of uncertainty // *Quality and Quantity* 53(4): 1–13. 2019.
10. Bank of England. The distributional effects of asset purchases // *Quarterly Bulletin* Q3: 254–266. Bank of England. London. 2012.
11. Bernanke B. [Monetary policy and inequality](#). 2015.
12. Bilbiie F. The New Keynesian cross // *Journal of Monetary Economics*. № 114(C). Pp. 90–108. 2020.
13. BIS. Monetary policy, technology and inequality // *Analytical note*, published 13.01.21. Bank of International Settlements. 2021.
14. Bivens J. Gauging the impact of the Fed on inequality during the Great Recession // *Hutchins Center Working Paper* 12. Hutchins Center on Fiscal and Monetary Policy at the Brookings Institution. Washington DC. 2015.
15. Blinder A. Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study // *American Economic Review*. 81(2). 89–96. 1991.
16. Bunn P., Pugh A., Yeates C. The distributional impact of monetary policy easing in the UK between 2008 and 2014 // *Staff Working Paper* 720. Bank of England. London. 2018.
17. Calvo G. Staggered prices in a utility-maximizing framework // *Journal of Monetary Economics*. Vol. 12(3). September. 383–398. 1983.
18. Campbell J., Mankiw N. Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence // In O. Blanchard and S. Fisher (eds.). NBER

- Macroeconomics Annual (pp. 185–216). Cambridge, MA: MIT Press. 1989.
19. Cantore C., Freund L.B. Workers, capitalists, and the government: fiscal policy and income (re)distribution // *Journal of Monetary Economics* 119. Pp. 58–74. 2021.
 20. Carroll C., Slacalek J., Tokuoka K., White M. The Distribution of Wealth and the Marginal Propensity to Consume // *Quantitative Economics* 8.3. Pp. 977–1020. 2017.
 21. Casiraghi M., Gaiotti E., Rodano L., Secchi A. A «reverse Robin Hood»? The distributional implications of non-standard monetary policy for Italian households // *Journal of International Money and Finance* 85. 215–235. 2018.
 22. Clarida R., Jordi G., Gertler M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory // *The Quarterly Journal of Economics* 115.1. Pp. 147–180. 2000.
 23. Cloyne J., Ferreira C., Surico P. Monetary Policy When Households Have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism // *Review of Economic Studies* 87.1. Pp. 102–129. 2020.
 24. Coibion O., Gorodnichenko Y., Kueng L., Silvia J. Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality // *Journal of Monetary Economics* 88. Pp. 70–89. 2017.
 25. Colciago A. Rule-of-thumb consumers meet sticky wages // *Journal of Money, Credit and Banking* 43(2): 325–353. 2011.
 26. Colciago A., Samarina A., De Haan J. Central Bank Policies And Income And Wealth Inequality: A Survey // *Journal of Economic Surveys*. № 33 (4). Pp. 1199–1231. 2019.
 27. Deaton A. Life-cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory? // Chap. 14 in *Advances in Econometrics: Vol. 2: Fifth World Congress*, edited by Truman F. Bewley. Cambridge University Press. 1987.
 28. Debortoli D., Gali J. Monetary policy with heterogeneous agents: insights from TANK models // Mimeo. Universidad Pompeu Fabra. Barcelona. 2017.
 29. Dib, A. Welfare Effects of Commodity Price and Exchange Rate Volatilities in a Multi-Sector Small Open Economy Model // *Bank of Canada Working Paper* 2008-8. 2008.
 30. Doepke M., Schneider M. Inflation and the redistribution of nominal wealth // *Journal of Political Economy* 114(6): 1069–1097. 2006.
 31. Dolado J., Motyovszki G., Pappa E. Monetary policy and inequality under labor market frictions and capital-skill complementarity // Mimeo, European University Institute. Florence. 2018
 32. Domanski D., Scatigna M., Zabai A. Wealth inequality and monetary policy // *BIS Quarterly Review*. March 2016. Bank for International Settlements. Basel. 2016.
 33. Eskelinen M. Monetary policy, agent heterogeneity and inequality: insights from a three-agent New Keynesian model // *ECB Working Paper* 2590. 2021.
 34. Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapil C., Landau B., Loupias C., Martins F., Matha T., Sabbatini R., Stahl H., Stokman A. What Firms' Surveys Tell Us about Price-Setting Behavior in the Euro Area // *International Journal of Central Banking*, 2(3), 3–48. 2006.

35. Ferrara M., Garofalo A., Agovino M. Disinflation costs in China and monetary policy regimes // *Economic Modelling*. № 93. Pp. 586–594. 2020.
36. Furceri D., Loungani P., Zdzienicka A. The effects of monetary policy shocks on inequality // *Journal of International Money and Finance* 85: 168–186. 2018.
37. Gali J., Lopez-Salido J., Valles J. Understanding the effects of government spending on consumption // *Journal of the European Economic Association* 5.1, pp. 227–270. 2007.
38. Garriga C., Kydland F., Sustek R. Mortgages and Monetary Policy // *The Review of Financial Studies* 30.10. Pp. 3337–3375. 2017.
39. Gautier E., Penalver A., Savignac F. Monetary policy and inequality: where do we stand? // Bank of France. 2020.
40. Gertler M., Karadi P. A model of unconventional monetary policy. A model of unconventional monetary policy // *Journal of Monetary Economics*, Elsevier. 58(1). 17–34. 2011.
41. Gornemann N., Kuester K., Nakajima M. Doves for the rich, hawks for the poor? Distributional consequences of systematic monetary policy // *ECONtribute Discussion Paper*, № 089, University of Bonn and University of Cologne, Reinhard Selten Institute (RSI). Bonn and Cologne. 2021.
42. Grishchenko O., Rossi M. The Role of Heterogeneity in Asset Pricing: The Effect of a Clustering Approach // *Journal of Business and Economic Statistics*. 30(2). 297–311. 2012.
43. Guerello C. Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: an empirical analysis for the Euro area // *Journal of International Money and Finance* 85: 187–214. 2018.
44. Hansen N., Lin A., Mano R. Should Inequality Factor into Central Banks' Decisions? // *IMF Working Papers* 2020/196. International Monetary Fund. 2020.
45. Heathcote J., Perri F., Violante G. Unequal we stand: an empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006 // *Review of Economic Dynamics* 13(1): 15–51. 2010.
46. Hedlund A., Karahan F., Mitman K., Ozkan S. Monetary Policy, Heterogeneity, and the Housing Channel // *Manuscript*. 2017.
47. Horvath R., Kaszab L., Marsal A. Equity premium and monetary policy in a model with limited asset market participation // *Economic Modelling*. 95. 430–440. 2021.
48. Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle // *American Economic Review* 95.3. Pp. 739–764. 2005.
49. Inui M., Sudo N., Yamada T. Effects of monetary policy shocks on inequality in Japan // *Bank of Japan Working Paper* 17-E-3. Bank of Japan. Tokyo. 2017.
50. Jacobs K., Wang K. Idiosyncratic Consumption Risk and the Cross-Section of Asset Returns // *Journal of Finance*. 59(5). 2211–2252. 2004.
51. Kaplan G., Moll B., Violante G. Monetary policy according to HANK // *American Economic Review* 108(3): 697–743. 2018.

52. Kaplan G., Violante G. L., Weidner J. The Wealthy Hand-to-Mouth // *Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program*. The Brookings Institution. 45(1). 77–153. 2014.
53. Kharroubi E., Kohlscheen E., Lombardi M., Mojon B., Pereira da Silva L. Inequality and the post-Covid recovery // *Bank for International Settlements*, mimeo. 2021.
54. Khvostova I., Larin A., Novak A. Euler Equation with Habits and Measurement Errors: Estimates on Russian Micro Data // *Panoeconomicus*. 63(4). 395–409. 2016.
55. Krusell P., Smith A. Income and wealth heterogeneity in the macroeconomy // *Journal of Political Economy*. 106: 867–896. 1998.
56. Luetticke R. Transmission of Monetary Policy with Heterogeneity in Household Portfolios // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 13.2. Pp. 1–25. 2021.
57. Lukiyanova A., Oshchepkov A. Income Mobility in Russia 2000–2005 // *Economic Systems*. 36. 46–64. 2012.
58. Meh C., Rios-Rull J., Terajima Y. Aggregate and welfare effects of redistribution of wealth under inflation and price-level targeting // *Journal of Monetary Economics*. 57(6): 637–652. 2010.
59. Montecino J., Epstein G. Did Quantitative Easing increase income inequality? // *Working Paper 28*. Institute for New Economic Thinking. New York. 2015.
60. Mumtaz H., Theophilopoulou A. The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis // *European Economic Review*. 98: 410–423. 2017.
61. O'Farrell R., Rawdanowicz Ł., Inaba K. Monetary policy and inequality // *OECD Economics Department Working Paper 1281*. Organisation for Economic Cooperation and Development. Paris. 2016.
62. Runkle D. Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis // *Journal of Monetary Economics*. 27. 73–98. 1991.
63. Saiki A., Frost J. Does unconventional monetary policy affect inequality? Evidence from Japan // *Applied Economics*. 46(36): 4445–4454. 2014.
64. Samarina A., Nguyen A. Does Monetary Policy Affect Income Inequality in the Euro Area? // *De Nederlandsche Bank Working Paper № 626*. 2019.
65. Silva L.A.P., Kharroubi E., Kohlscheen E., Lombardi M., Mojon B. Inequality hysteresis and the effectiveness of macroeconomic stabilisation policies // *Bank of International Settlements*. 2022.
66. Sterk V., Tenreyro S. The transmission of monetary policy through redistributions and durable purchases // *Journal of Monetary Economics*. 99. 124–137. 2018.
67. Tirelli P., Ferrara M. Disinflation, inequality, and welfare in a tank model // *Economic Inquiry*. 58(3). 1297–1313. 2019.
68. Wong A. Population aging and the transmission of monetary policy to consumption // *Meeting Papers*. Vol. 716. Society for Economic Dynamics. 2016.
69. Woodford M. The Taylor Rule and Optimal monetary policy // *The American Economic Review*. 91(2). 232–237. 2001.
70. Yun T. Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles //

Journal of Monetary Economics. 37. 345–370. 1996.

71. Zeldes S. Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation. // Journal of Political Economy. 97(2). 305–346. 1989.

72. Абрамов А., Радыгин А., Чернова М. Детерминанты поведения частных инвесторов на российском фондовом рынке // Экономическая политика. Т. 15. № 3. С. 8–43. 2020.

73. Аверина Д., Горшкова Т., Синельникова-Мурылева Е. Построение кривой Филлипса на региональных данных // Экономический журнал ВШЭ. Т. 22 № 4. С. 609–630. 2018.

74. Зубарев А. Об оценке кривой Филлипса для российской экономики // Экономический журнал ВШЭ. Т. 22. № 1. 2018.

75. Капелюшников Р. Экономическая теория прав собственности (методология, основные понятия, круг проблем). М.: ИМЭМО. 1990.

76. Колесник Д., Пестова А., Мамонов М. Шоки предложения банковского кредитования и потребление домашних хозяйств в России // Вопросы экономики. 9. 24–50. 2021.

77. Мурашов Я., Ратникова Т. Неучтенные Доходы Российских Домашних Хозяйств // Вопросы Экономики. 5, 1–28. 2016.

78. Новак А., Шульгин А. Денежно-кредитная политика в экономике с региональной неоднородностью: подходы на основе агрегированной и региональной информации // Серия докладов об экономических исследованиях. Центральный банк Российской Федерации. 2020.

79. Нуреев Р., Гуляева О. Недвижимость домашних хозяйств: институциональный анализ // Terra Economicus. 19(2). 39–57. 2021.

80. Соколова А. Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных // Деньги и кредит. Т. 11. С. 61–67. 2014.

81. Шульгин А. Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России: препринт WP12/2014/01.

ПРИЛОЖЕНИЯ

1. МОДЕЛЬ

Домохозяйства

Отдельно рассмотрим поведение д/х трех групп.

1. Домохозяйства группы n

Представляют собой континуум д/х, 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 д/х (фирмы). Они максимизируют интегральную функцию полезности:

$$U_{n,t} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_n^s u_{\beta,t+s} \Lambda_{n,t+s}, \quad (\text{П1})$$

где β_n – субъективный коэффициент дисконтирования д/х группы n $u_{\beta,t}$ – AR(1) процесс, отражающий влияние шока межвременных предпочтений:

$$u_{\beta,t} = [u_{\beta,t-1}]^{\rho_\beta} e^{\varepsilon_{\beta,t}}, \quad (\text{П2})$$

где ρ_β – параметр авторегрессии шоков межвременных предпочтений в модели;

$\varepsilon_{\beta,t}$ – шок межвременных предпочтений.

Мгновенная функция полезности:

$$\Lambda_{n,t} = \frac{(C_{n,t} - \xi C_{n,t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} u_{c_{n,t}} + \frac{h_{n,t}^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} - \frac{L_{n,t}^{1+\eta}}{1+\eta}, \quad (\text{П3})$$

где $C_{n,t}$ – потребление д/х 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 д/х группы n .

Бюджетное ограничение д/х группы n описывается уравнением:

$$P_{C,t}C_{n,t} + q_t P_{C,t}(h_{n,t} - h_{n,t-1}) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{h_{n,t} - h_{n,t-1}}{h_{n,t-1}} \right)^2 q_t P_{C,t} h_{n,t-1} - P_{C,t} b_{n,t} - S_t P_{C,t}^* b_t^* = (1 - \tau) W_{n,t} L_{n,t} - (1 + i_{t-1}) P_{C,t-1} b_{n,t-1} - (1 + i_{t-1}^*) (1 + r_{p,t-1}) S_t P_{C,t-1}^* b_{t-1}^* + Profit_t - P_{N,t} T_{0n,t}, \quad (\text{П4})$$

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 $b_t^* < 0$ означает, что д/х – 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;

$P_{N,t} T_{0n,t}$ – номинальный паушальный налог в ценах сектора отечественных неторгуемых благ, $Profit_t$ – дивиденды от фирм:

$$Profit_t = (P_{F,t} - MC_{F,t} P_{C,t}) Y_{F,t} + (P_{N,t} - MC_{N,t} P_{N,t}) Y_{N,t} + (P_{H,t} - MC_{H,t} P_{H,t}) (Y_{H,t} - Y_{oil,t}) + (1 - \gamma_{oil,w} - \gamma_{oil,p}) (S_t P_{oil,t}^* - P_{H,t}) Y_{oil,t}, \quad (\text{П5})$$

где $\gamma_{oil,w}$, $\gamma_{oil,p}$ – доли прибыли фирм от повышенной цены на нефть, которые достаются д/х 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 (П1) при условии (П4) определяются уравнением Эйлера и уравнением межвременного спроса на недвижимость. Так, уравнение Эйлера для рикардианских д/х:

$$\beta_n E_t \left\{ \frac{\Lambda_{C_{n,t+1}} u_{\beta,t+1} \frac{1+i_t}{1+\pi_{C,t+1}}}{\Lambda_{C_{n,t}} u_{\beta,t}} \right\} = 1, \quad (\text{П6})$$

где $\pi_{C,t}$ – темп инфляции по ИПЦ, при этом для любой группы д/х $j \in \{n, w, p\}$: $\Lambda_{C_{j,t}} \equiv \frac{\partial \Lambda_{j,t}}{\partial C_{j,t}} = (C_{j,t} - \xi C_{j,t-1})^{-\sigma_c} u_{C_{j,t}}$ – предельная полезность потребления, $u_{C_{j,t}}$ – AR(1) процесс для шока потребления группы j .

$$u_{c_j,t} = [u_{c_j,t-1}]^{\rho_c} e^{\varepsilon_{c_j,t}}, \quad (\text{П7})$$

где ρ_c – параметр авторегрессии шоков потребления;

$\varepsilon_{c_j,t}$ – шоки полезности потребления группы j .

Уравнение межвременного спроса на недвижимость:

$$u_{\beta,t} \Lambda_{h_n,t} - u_{\beta,t} \Lambda_{c_n,t} \left\{ q_t + \phi q_t \left[\frac{h_{n,t} - h_{n,t-1}}{h_{n,t-1}} \right] \right\} + \beta_n E_t \Lambda_{c_n,t+1} u_{\beta,t+1} \left\{ q_{t+1} + \frac{\phi}{2} q_{t+1} \left[\frac{h_{n,t+1}^2 - h_{n,t}^2}{h_{n,t}^2} \right] \right\} = 0, \quad (\text{П8})$$

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

Уравнения (П6) и (П8) определяют оптимальную траекторию потребления и накопления недвижимости д/х группы n . Помимо этого, именно уравнение Эйлера для рикарданских д/х в стационарной точке определяет уровень равновесной ставки процента.

2. Домохозяйства группы w

Представляют собой континуум д/х, обладающих ограниченным доступом к финансовому рынку. Они тоже максимизируют полезность, однако их субъективный коэффициент дисконтирования ниже, чем у группы n , поэтому они должники в экономике:

$$U_{w,t} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_w^s u_{\beta,t+s} \Lambda_{w,t+s}, \quad (\text{П9})$$

где $\beta_w < \beta_n$ настолько, 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 рикарданских д/х, 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 $\Lambda_{w,t}$:

$$\Lambda_{w,t} = \frac{(C_{w,t} - \xi C_{w,t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} u_{c_w,t} + \frac{h_{w,t}^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} - \frac{L_{w,t}^{1+\eta}}{1+\eta}. \quad (\text{П10})$$

Бюджетное ограничение д/х группы w :

$$\begin{aligned} & P_{C,t}C_{w,t} + q_t P_{C,t}(h_{w,t} - h_{w,t-1}) + \frac{\phi}{2} \cdot \left(\frac{h_{w,t} - h_{w,t-1}}{h_{w,t-1}} \right)^2 q_t P_{C,t} h_{w,t-1} + \\ & \quad + (1 + i_{t-1}) P_{C,t-1} b_{w,t-1} \\ & = (1 - \tau) W_{w,t} L_{w,t} - P_{C,t} b_{w,t} + \gamma_{oil,w} (S_t P_{oil,t}^* - P_{H,t}) Y_{oil,t}. \end{aligned} \quad (П11)$$

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

$$b_{w,t} = m q_t h_{w,t}, \quad (П12)$$

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

Условия первого порядка для максимизации (П9) при условии (П11) и (П12) для группы w определяются аналогично. Уравнение Эйлера принимает вид:

$$\beta_w E_t \left\{ \Lambda_{C_{w,t+1}} u_{\beta,t+1} \frac{1+i_t}{1+\pi_{C,t+1}} \right\} + \lambda_{w,t} (1 + i_t) = \Lambda_{C_{w,t}} u_{\beta,t}, \quad (П13)$$

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

Уравнение межвременного спроса на недвижимость:

$$\begin{aligned} & u_{\beta,t} \Lambda_{h_{w,t}} - u_{\beta,t} \Lambda_{C_{w,t}} \left\{ q_t + \phi q_t \left[\frac{h_{w,t} - h_{w,t-1}}{h_{w,t-1}} \right] \right\} + \beta_w E_t \Lambda_{C_{w,t+1}} u_{\beta,t+1} \left\{ q_{t+1} + \right. \\ & \left. \frac{\phi}{2} q_{t+1} \left[\frac{h_{w,t+1}^2 - h_{w,t}^2}{h_{w,t}^2} \right] \right\} + \lambda_{w,t} m E_t q_{t+1} (1 + \pi_{C,t+1}) = 0. \end{aligned} \quad (П14)$$

3. Домохозяйства группы p

Представлены континуумом д/х, которые полностью ограничены в доступе к финансовому рынку. Кроме того, они не обладают недвижимостью, поэтому их интегральная и мгновенная функции полезности имеют следующий вид:

$$U_{p,t} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_p^s u_{\beta,t+s} \Lambda_{p,t+s}, \quad (П15)$$

$$\Lambda_{p,t} = \frac{(c_{p,t} - \xi c_{p,t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} u_{c_{p,t}} - \frac{L_{p,t}^{1+\eta}}{1+\eta}, \quad (П16)$$

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

$$P_{C,t}C_{p,t} = (1 - \tau)W_{p,t}L_{p,t} - P_{N,t}T_{0p,t} + \gamma_{oil,p}(S_t P_{oil,t}^* - P_{H,t})Y_{oil,t}, \quad (\text{П17})$$

где $T_{0p,t}$ – аккордный трансферт.

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:

$$(C_{j,t})^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} = (1 - \psi_T)^{\frac{1}{\alpha}}(C_{j,N,t})^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} + \psi_T^{\frac{1}{\alpha}}(C_{j,T,t})^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П18})$$

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 сектор 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:

$$C_{j,T,t} = \psi_T C_{j,t} \left(\frac{P_{T,t}}{P_{C,t}} \right)^{-\alpha}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П19})$$

$$C_{j,N,t} = (1 - \psi_T) C_{j,t} \left(\frac{P_{N,t}}{P_{C,t}} \right)^{-\alpha}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П20})$$

где $P_{C,t}$ – индекс потребительских цен:

$$(P_{C,t})^{1-\alpha} = (1 - \psi_T)(P_{N,t})^{1-\alpha} + \psi_T(P_{T,t})^{1-\alpha}. \quad (\text{П21})$$

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

$$(C_{j,T,t})^{\frac{\delta-1}{\delta}} = (1 - \psi_H)^{\frac{1}{\delta}}(C_{j,F,t})^{\frac{\delta-1}{\delta}} + \psi_H^{\frac{1}{\delta}}(C_{j,H,t})^{\frac{\delta-1}{\delta}}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П22})$$

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:

$$C_{j,H,t} = \psi_H C_{j,T,t} \left(\frac{P_{H,t}}{P_{T,t}} \right)^{-\delta}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П23})$$

$$C_{j,F,t} = (1 - \psi_H) C_{j,T,t} \left(\frac{P_{F,t}}{P_{T,t}} \right)^{-\delta}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П24})$$

где $P_{T,t}$ – индекс цен торгуемых благ:

$$(P_{T,t})^{1-\delta} = \psi_H (P_{H,t})^{1-\delta} + (1 - \psi_H) (P_{F,t})^{1-\delta}. \quad (\text{П25})$$

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

$$C_{j,m,t} = \left[\int_0^1 C_{j,m,t}(i)^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} di \right]^{\frac{\varphi}{\varphi-1}}, \quad j \in \{n, w, p\}, m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П26})$$

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 домохозяйством из 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 домохозяйства в отдельном секторе между отдельными фирмами:

$$C_{j,m,t}(i) = \left(\frac{P_{m,t}(i)}{P_{m,t}} \right)^{-\varphi} C_{j,m,t}, \quad j \in \{n, w, p\}, m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П27})$$

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:

$$P_{m,t} = \left[\int_0^1 P_{m,t}(i)^{1-\varphi} di \right]^{\frac{1}{1-\varphi}}, \quad m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П28})$$

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

$$C_{m,t}(i) = \gamma_n C_{n,m,t}(i) + \gamma_w C_{w,m,t}(i) + \gamma_p C_{p,m,t}(i), \quad m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П29})$$

где γ_n , γ_w , γ_p – экзогенные и фиксированные доли в совокупном населении домохозяйств из групп n , w , p соответственно.

Предложение труда домохозяйств в условиях монополистической конкуренции

Среди всех промышленных секторов $m \in \{N, H, F\}$ труд домохозяйств используется только в двух $k \in \{N, H\}$, то есть 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):

$$L_{k,t}^{\frac{\mu-1}{\mu}} = \alpha_n^{\frac{1}{\mu}} L_{n,k,t}^{\frac{\mu-1}{\mu}} + \alpha_w^{\frac{1}{\mu}} L_{w,k,t}^{\frac{\mu-1}{\mu}} + \alpha_p^{\frac{1}{\mu}} L_{p,k,t}^{\frac{\mu-1}{\mu}}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П30})$$

где a_j – доля группы домохозяйств в совокупных трудовых доходах в экономике;

μ – эластичность замещения между трудом различных групп д/х.

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

$$L_{j,k,t} = \alpha_j \left[\frac{W_{j,k,t}}{W_{k,t}} \right]^{-\mu} L_{k,t}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П31})$$

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

$$W_{k,t}^{1-\mu} = \alpha_n W_{n,k,t}^{1-\mu} + \alpha_w W_{w,k,t}^{1-\mu} + \alpha_p W_{p,k,t}^{1-\mu}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П32})$$

Труд отдельного д/х z каждой группы в каждом секторе агрегируется по следующей технологии:

$$L_{j,k,t} = \left[\int_0^1 L_{j,k,t}(z)^{\frac{\mu-1}{\mu}} dz \right]^{\frac{\mu}{\mu-1}}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П33})$$

Условие первого порядка для решения задачи о минимизации издержек фирмы сектора k на привлечение труда д/х из конкретной группы j при условии (П38) позволяет получить функции спроса фирмы на труд каждого отдельного домохозяйства из каждой группы в каждом секторе:

$$L_{j,k,t}(z) = \left[\frac{W_{j,k,t}(z)}{W_{j,k,t}} \right]^{-\mu} L_{j,k,t}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П34})$$

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 :

$$W_{j,k,t} = \left[\int_0^1 W_{j,k,t}(z)^{1-\varphi_L} dz \right]^{\frac{1}{1-\varphi_L}}, \quad j \in \{n, w, p\}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П35})$$

где 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 производственных секторов. Так, домохозяйства каждой из групп j устанавливают для каждого из секторов 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 d/x 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: $(W_{j,k,t-1}(z) \cdot (1 + \pi_{C,t-1})^{\chi_w})$, где $\chi_w \in (0,1)$ – параметр, показывающий степень индексации. Здесь и далее индекс z опустим, так как в пределах одной группы домохозяйства считаются идентичными. Так, при агрегировании по всем домохозяйствам группы j для сектора k получается следующее уравнение динамики агрегированной номинальной заработной платы группы d/x в секторе:

$$W_{j,k,t}^{1-\varphi_L} = \theta_{Wj} [(1 + \pi_{C,t-1})^{\chi_w} W_{j,k,t-1}]^{1-\varphi_L} + (1 - \theta_{Wj}) [W_{j,k,opt,t}]^{1-\varphi_L}. \\ j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П36})$$

В реальном выражении это уравнение можно переписать следующим образом:

$$\left[\frac{W_{j,k,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi_L} = \theta_{Wj} \left[\frac{(1 + \pi_{C,t-1})^{\chi_w} W_{j,k,t-1}}{(1 + \pi_{C,t}) P_{C,t-1}} \right]^{1-\varphi_L} + (1 - \theta_{Wj}) \left[\frac{W_{j,k,opt,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi_L}. \\ j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П37})$$

Задача домохозяйства заключается в выборе такого уровня номинальной заработной платы $W_{j,k,opt,t}$, который позволил бы максимизировать дисконтированную ожидаемую полезность, которая была бы получена в случае, если эта номинальная заработная плата продержалась бы s периодов, в течение которых у d/x не будет возможности ее снова скорректировать:

$$\max_{W_{j,k,opt,t}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_{Wj} \beta_j)^s \Lambda_{j,t+s}(\cdot |_{W_{j,k,opt,t}}). \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П38})$$

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

$$\text{s.t. } L_{j,k,t+s|t}(z) = \left[\frac{W_{j,k,opt,t} \left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^{\chi_w}}{W_{j,k,t+s}} \right]^{-\varphi_L} L_{j,k,t+s}. \\ j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П39})$$

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

$$\frac{W_{j,k,opt,t}}{P_{C,t}} = \frac{\varphi_L}{\varphi_L - 1} \frac{J_{W,j,k,t}}{N_{W,j,k,t}} \frac{1}{1 - \tau} u_{Wt}, \quad j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П40})$$

где u_{Wt} – AR(1) процесс, отражающий влияние шоков монополистической наценки в заработной плате (агрегированный для всей экономики шок и специфичный для каждого типа д/х соответственно):

$$u_{Wt} = [u_{W,t-1}]^{\rho_w} e^{\varepsilon_{w,t}}, \quad (\text{П41})$$

где ρ_w – параметр авторегрессии шока заработной платы;

$\varepsilon_{w,t}$ – шок монополистической наценки в заработной плате.

При этом вспомогательные вперёдсмотрящие переменные:

$$J_{W,j,k,t} = u_{\beta,t} L_{j,k,t} \left[\frac{W_{j,k,t}}{P_{C,t}} \right]^{\varphi_L} (-\Lambda_{L_{j,t}}) + \theta_{Wj} \beta_j E_t \left\{ \left[\frac{1 + \pi_{C,t+1}}{(1 + \pi_{C,t})^{\chi_w}} \right]^{\varphi_L} J_{W,j,k,t+1} \right\}, \quad j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П42})$$

$$N_{W,j,k,t} = u_{\beta,t} L_{j,k,t} \left[\frac{W_{j,k,t}}{P_{C,t}} \right]^{\varphi_L} \Lambda_{C_{j,t}} + \theta_{Wj} \beta_j E_t \left\{ \left[\frac{1 + \pi_{C,t+1}}{(1 + \pi_{C,t})^{\chi_w}} \right]^{\varphi_L - 1} N_{W,j,k,t+1} \right\}, \quad j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П43})$$

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

Уравнения (П37), (П40), (П42) и (П43) описывают процесс подстройки заработной платы в секторах $k \in \{N, H\}$ для всех групп д/х $j \in \{n, w, p\}$. При этом совокупные часы труда д/х каждой группы:

$$L_{j,t} = L_{j,H,t} + L_{j,N,t}. \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П44})$$

Используя выражение (П44), можно определить среднюю заработную плату домохозяйств каждой из групп как отношение совокупных трудовых доходов этой группы к совокупным часам труда:

$$W_{j,t} = \frac{W_{H,t} L_{j,H,t} + W_{N,t} L_{j,N,t}}{L_{j,t}}. \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П45})$$

Учитывая, что совокупный спрос на труд в каждом из секторов определяется уравнением (П30), можно провести агрегирование на уровне всей экономики, получив условие равновесия на совокупном рынке труда:

$$L_t = L_{H,t} + L_{N,t}. \quad (\text{П46})$$

Следовательно, средняя номинальная заработная плата домохозяйства в экономике:

$$W_t = \frac{W_{H,t} L_{H,t} + W_{N,t} L_{N,t}}{L_t}. \quad (\text{П47})$$

Производители

В модели представлены три сектора производителей $m \in \{N, H, F\}$: отечественные компании из секторов торгуемых и неторгуемых благ используют труд d/x 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 (Н) и неторгуемых (Н) благ

На этих рынках $k \in \{N, H\}$ действует континуум производителей (индекс $i \in (0, 1)$), 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:

$$Y_{k,t} = A_{k,t} L_{k,t}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П48})$$

где $A_{k,t}$ – экзогенный AR(1) процесс, характеризующий общую факторную производительность:

$$A_{k,t} = [A_{k,t-1}]^{\rho_A} [\bar{A}_k]^{1-\rho_A} e^{\varepsilon_{A,t}}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П49})$$

где 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 :

$$Y_{k,t} = \left[\int_0^1 Y_{k,t}(i)^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} di \right]^{\frac{\varphi}{\varphi-1}}. \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П50})$$

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:

$$Y_{k,t}(i) = \left(\frac{P_{k,t}(i)}{P_{k,t}} \right)^{-\varphi} Y_{k,t}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П51})$$

где $P_{k,t}$ – частный случай индекса $P_{m,t}$, формула для которого приведена выше.

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 сможет 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 из сектора можно получить уравнение динамики индекса цен в этом секторе:

$$P_{k,t}^{1-\varphi} = \theta_k [(1 + \pi_{C,t-1})^\chi P_{k,t-1}]^{1-\varphi} + (1 - \theta_k) [P_{k,opt,t}]^{1-\varphi}. \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П52})$$

Можно также получить динамику индекса реальных цен в секторе k :

$$\left[\frac{P_{k,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi} = \theta_k \left[\frac{(1 + \pi_{C,t-1})^\chi P_{k,t-1}}{(1 + \pi_{C,t}) P_{C,t-1}} \right]^{1-\varphi} + (1 - \theta_k) \left[\frac{P_{k,opt,t}}{P_{C,t}} \right]^{1-\varphi}. \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П53})$$

Аналогично домохозяйствам фирмы решают задачу о выборе оптимальной цены $P_{k,opt,t}$, позволяющей им 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 d/x группы n , так как именно этой группе принадлежат все фирмы в экономике:

$\max_{P_{k,opt,t}}$

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_k \beta_n)^s \Lambda_{C_n,t+s} u_{\beta,t+s} \left[\left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^\chi \frac{P_{k,opt,t}}{P_{C,t+s}} - \frac{W_{k,t+s}}{P_{C,t+s} A_{k,t+s}} \right] Y_{k,t+s|t}(i), \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П54})$$

где $\frac{W_{k,t}}{P_{k,t} A_{k,t}} \equiv MC_{k,t}$ – 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:

$$\text{s.t. } Y_{k,t+s|t}(i) = \left[\frac{P_{k,opt,t} \left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^\chi}{P_{k,t+s}} \right]^{-\varphi} Y_{k,t+s}. \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П55})$$

Решением задачи выступает реальная оптимальная цена производителя из

сектора k , которую можно представить в виде системы вперёдсмотрящих уравнений:

$$\frac{P_{k,opt,t}}{P_{C,t}} = \frac{\varphi}{\varphi-1} \frac{J_{k,t}}{N_{k,t}}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П56})$$

где вспомогательные вперёдсмотрящие переменные:

$$J_{k,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{k,t} \left[\frac{P_{k,t}}{P_{C,t}} \right]^\varphi MC_{k,t} + \theta_k \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1+\pi_{C,t+1}}{(1+\pi_{C,t})^\chi} \right]^\varphi J_{k,t+1} \right\}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П57})$$

$$N_{k,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{k,t} \left[\frac{P_{k,t}}{P_{C,t}} \right]^\varphi + \theta_k \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1+\pi_{C,t+1}}{(1+\pi_{C,t})^\chi} \right]^{\varphi-1} N_{k,t+1} \right\}. \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П58})$$

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

$$\frac{\overline{P_k}}{\overline{P_C}} = \frac{\overline{P_{k,opt}}}{\overline{P_C}} = \frac{\varphi}{\varphi-1} \overline{MC_k}. \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П59})$$

Импортёры

На рынке F действует континуум фирм (индекс $i \in (0, 1)$), 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 объём производства сектора импорта F агрегируется с помощью CES-технологии по выпускам отдельных импортёров i :

$$Y_{F,t} = \left[\int_0^1 Y_{F,t}(i)^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} di \right]^{\frac{\varphi}{\varphi-1}}. \quad (\text{П60})$$

При этом предполагается, что спрос на импортную продукцию предъявляют только домохозяйства. При этом совокупный спрос на импортную продукцию фирмы i можно выразить в виде:

$$Y_{F,t}(i) = \left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} \right)^{-\varphi} Y_{F,t}, \quad (\text{П61})$$

где $P_{F,t}$ – частный случай индекса $P_{m,t}$, формула для которого приведена выше.

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:

$$\left[\frac{P_{F,t}}{P_{C,t}}\right]^{1-\varphi} = \theta_F \left[\frac{(1+\pi_{C,t-1})^\chi}{(1+\pi_{C,t})} \frac{P_{F,t-1}}{P_{C,t-1}}\right]^{1-\varphi} + (1-\theta_F) \left[\frac{P_{F,opt,t}}{P_{C,t}}\right]^{1-\varphi}. \quad (\text{П62})$$

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

$\max_{P_{F,opt,t}}$

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta_F \beta_n)^s \Lambda_{C_n,t+s} u_{\beta,t+s} \left[\left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^\chi \frac{P_{F,opt,t}}{P_{C,t+s}} - \frac{S_{t+s} P_{who,t+s}^*}{P_{C,t+s}} \right] Y_{F,t+s|t}(i), \quad (\text{П63})$$

где $\frac{S_t P_{who,t}^*}{P_{C,t}} \equiv MC_{F,t}$ – реальные предельные издержки фирмы-импортера: $P_{who,t}^* = MC_t^*$, то есть импортеры 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:

$$\text{s.t. } Y_{F,t+s|t}(i) = \left[\frac{P_{F,opt,t} \left(\frac{P_{C,t+s-1}}{P_{C,t-1}} \right)^\chi}{P_{F,t+s}} \right]^{-\varphi} Y_{F,t+s}. \quad (\text{П64})$$

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

$$\frac{P_{F,opt,t}}{P_{C,t}} = \frac{\varphi}{\varphi-1} \frac{J_{F,t}}{N_{F,t}}, \quad (\text{П65})$$

где вспомогательные вперёдсмотрящие переменные:

$$J_{F,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{F,t} \left[\frac{P_{F,t}}{P_{C,t}} \right]^\varphi MC_{F,t} + \theta_F \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1+\pi_{C,t+1}}{(1+\pi_{C,t})^\chi} \right]^\varphi J_{F,t+1} \right\}, \quad (\text{П66})$$

$$N_{F,t} = \Lambda_{C_n,t} u_{\beta,t} Y_{F,t} \left[\frac{P_{F,t}}{P_{C,t}} \right]^\varphi + \theta_F \beta_n E_t \left\{ \left[\frac{1+\pi_{C,t+1}}{(1+\pi_{C,t})^\chi} \right]^{\varphi-1} N_{F,t+1} \right\}. \quad (\text{П67})$$

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

$$\frac{\overline{P_F}}{\overline{P_C}} = \frac{\overline{P_{F,opt}}}{\overline{P_C}} = \frac{\varphi}{\varphi-1} \overline{MC_F}. \quad (\text{П68})$$

Следовательно, уровни инфляции цен производителей в экономике определяются следующими соотношениями:

$$\pi_{m,t} = \frac{P_{m,t} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}, \quad m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П69})$$

$$\pi_{T,t} = \frac{P_{T,t} - P_{T,t-1}}{P_{T,t-1}}, \quad (\text{П70})$$

$$\pi_{C,t} = \frac{P_{C,t} - P_{C,t-1}}{P_{C,t-1}}. \quad (\text{П71})$$

Уравнения (П70) и (П71) в свою очередь определяют инфляцию в секторе торгуемых товаров, а также потребительскую инфляцию.

Центральный банк

Центральный банк использует режим инфляционного таргетирования: он изменяет номинальную процентную ставку, ориентируясь на разрыв выпуска, а также 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:

$$\frac{1+i_t}{1+\bar{i}} = \left[\frac{1+i_{t-1}}{1+\bar{i}} \right]^{\rho_i} \left[\frac{E_t[(1+\pi_{C,t})(1+\pi_{C,t+1})(1+\pi_{C,t+2})(1+\pi_{C,t+3})]}{(1+\bar{\pi}_C)} \right]^{k_\pi/4} \left[\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right]^{k_y} e^{\varepsilon_{i,t}}, \quad (\text{П72})$$

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:

$$T_t = G_t, \quad (\text{П73})$$

где T_t – реальный совокупный уровень налоговых доходов;

G_t – реальные госзакупки, которые полностью приходятся на сектор неторгуемых отечественных благ и представляют из себя экзогенный процесс AR(1):

$$G_t = [G_{t-1}]^{\rho_G} [\bar{G}]^{1-\rho_G} e^{\varepsilon_{G,t}}, \quad (\text{П74})$$

где ρ_G – параметр авторегрессии государственных расходов (влияет на персистентность шоков госрасходов);

\bar{G} – стационарный уровень госрасходов;

$\varepsilon_{G,t}$ – фискальный шок (дискреционная компонента).

Систематическая политика правительства подробно не моделируется, как и, например, у Dib (2008). Тем не менее из-за нарушения рикардианской эквивалентности для некоторых групп домохозяйств фискальная политика все-таки не может считаться нейтральной: аккордные налоги влияют на располагаемые доходы д/х групп w и p и, следовательно, на агрегированные переменные. Совокупные налоговые поступления состоят их двух частей: пропорционального налога на заработную плату $T_{L,t}$ (эта часть налоговых доходов имеет проциклический характер) и аккордных налогов $T_{0,t}$:

$$T_t = T_{L,t} + T_{0,t}, \quad (\text{П75})$$

где $T_{L,t}$ – величина агрегированных налогов на труд:

$$T_{L,t} = \gamma_n T_{L,n,t} + \gamma_w T_{L,w,t} + \gamma_p T_{L,p,t}, \quad (\text{П76})$$

где $T_{L,j,t}$ – величина налогов на труд домохозяйства каждого типа j :

$$T_{L,j,t} = \frac{\tau \cdot W_{j,t} L_{j,t}}{P_{N,t}}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П77})$$

Аккордные выплаты $T_{0,t}$ состоят непосредственно из налогов ($T_{0,j,t} > 0$), которые поступают от д/х группы n :

$$T_{0,t} = \gamma_n T_{0,n,t} + \gamma_w T_{0,w,t} + \gamma_p T_{0,p,t}, \quad (\text{П78})$$

$$T_{0,n,t} = T_{0,w,t} \gamma_{T_{0,nw}}, \quad (\text{П79})$$

где $\gamma_{T_{0,nw}}$ – параметр, определяющий распределение аккордных налогов между группами n и w (он предполагается достаточно большим, чтобы аккордные налоги платили в основном д/х группы n).

Мы предполагаем, что для д/х 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 д/х, 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 д/х группы p аккордные налоги отрицательны $T_{0p,t} < 0$. Другими словами, они получают экзогенные аккордные трансферты от правительства:

$$T_{0p,t} = [T_{0p,t-1}]^{\rho_{Tp}} [\bar{T}_{0p}]^{1-\rho_{Tp}} e^{\varepsilon_{Tp,t}}, \quad (\text{П80})$$

где ρ_{Tp} – параметр авторегрессии трансфертов для группы p ;

\bar{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:

$$1 + i_t = (1 + i_t^*)(1 + rp_t) \frac{E_t S_{t+1}}{S_t}, \quad (\text{П81})$$

где rp_t – премия за риск, описываемая функцией ad hoc (финансовый рынок неполный):

$$1 + rp_t = (1 + \bar{rp})u_{rp} + v \left[\frac{b_t^* - \bar{b}^*}{\bar{b}^*} \right] - \xi_x \left[\frac{x_t^* - \bar{x}^*}{\bar{x}^*} \right], \quad (\text{П82})$$

где 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:

$$u_{rp,t} = [u_{rp,t-1}]^{\rho_{rp}} e^{\varepsilon_{rp,t}}, \quad (\text{П83})$$

где 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 зарплатами и постоянным эффектом масштаба.

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

$$\beta^* E_t \left\{ \frac{\Lambda_{c,t+1}^* u_{\beta^*,t+1} \frac{1+i_t^*}{1+\pi_{c,t+1}^*}}{\Lambda_{c,t}^* u_{\beta^*,t}} \right\} = 1, \quad (\text{П84})$$

где $\Lambda_{c,t}^* \equiv \frac{\partial \Lambda_t^*}{\partial C_t^*} = (C_t^* - \xi^* C_{t-1}^*)^{-\sigma^*}$ – зарубежная предельная полезность потребления (ξ^* – параметр зарубежных привычек в потреблении;

σ^* – параметр, обратный величине зарубежной эластичности межвременного замещения потребления);

$$\pi_{c,t+1}^* \equiv \frac{P_{c,t+1}^* - P_{c,t}^*}{P_{c,t}^*} \text{ – инфляция по ИПЦ за рубежом;}$$

$u_{\beta^*,t}$ – AR(1) процесс, отражающий влияние шока зарубежных межвременных предпочтений:

$$u_{\beta^*,t} = [u_{\beta^*,t-1}]^{\rho_{\beta^*}} e^{\varepsilon_{\beta^*,t}}, \quad (\text{П85})$$

где ρ_{β^*} – 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^* :

$$C_t^* = Y_t^*. \quad (\text{П86})$$

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

$$P_t^{*1-\varphi} = \theta^* [(1 + \pi_{c,t-1}^*) \chi^* P_{t-1}^*]^{1-\varphi} + (1 - \theta^*) [P_{opt,t}^*]^{1-\varphi}, \quad (\text{П87})$$

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 $\frac{P_{opt,t}^*}{P_t^*}$, которую можно представить в виде системы вперёдсмотрящих разностных уравнений:

$$\frac{P_{opt,t}^*}{P_t^*} = \frac{\varphi^* J_t^*}{\varphi^* - 1 N_t^*}, \quad (\text{П88})$$

где вспомогательные вперёдсмотрящие переменные:

$$J_t^* = \Lambda_{c,t}^* u_{\beta^*,t} Y_t^* MC_t^* + \theta^* \beta^* E_t \left\{ \left[\frac{1+\pi_{C,t+1}^*}{(1+\pi_{C,t}^*)^{\chi^*}} \right]^{\varphi^*} J_{t+1}^* \right\}, \quad (\text{П89})$$

$$N_t^* = \Lambda_{c,t}^* u_{\beta^*,t} Y_t^* + \theta^* \beta^* E_t \left\{ \left[\frac{1+\pi_{C,t+1}^*}{(1+\pi_{C,t}^*)^{\chi^*}} \right]^{\varphi^*-1} N_{t+1}^* \right\}, \quad (\text{П90})$$

где MC_t^* – реальные предельные издержки иностранных фирм:

$$MC_t^* = Y_t^{*\sigma^*+\eta^*} \frac{1}{A_t^{*1-\eta^*}}, \quad (\text{П91})$$

где η^* – параметр, обратный величине зарубежной эластичности предложения труда по Фришу;

A_t^* – экзогенный AR(1) процесс, характеризующий зарубежную общую факторную производительность:

$$A_t^* = [A_{t-1}^*]^{\rho_{A^*}} [\bar{A}^*]^{1-\rho_{A^*}} e^{\varepsilon_{A^*,t}}, \quad (\text{П92})$$

где ρ_{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:

$$\frac{\overline{P_{opt}^*}}{\overline{P^*}} = \frac{\varphi^*}{\varphi^*-1} \overline{MC^*}. \quad (\text{П93})$$

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

$$\frac{1+i_t^*}{1+i^*} = \left[\frac{1+i_{t-1}^*}{1+i^*} \right]^{\rho_i^*} \left[\left\{ \frac{1+\pi_{C,t}^*}{(1+\pi_C^*)} \right\}^{k_\pi^*} \left\{ \frac{Y_t^*}{\bar{Y}^*} \right\}^{k_y^*} \right]^{1-\rho_i^*} e^{\varepsilon_{i^*,t}}, \quad (\text{П94})$$

где ρ_i^* – параметр инерционности динамики зарубежной ключевой ставки;

k_π^* – коэффициент реакции зарубежной ключевой ставки на текущее отклонение инфляции от цели;

k_y^* – коэффициент реакции монетарного правила иностранного центрального банка на разрыв выпуска;

$\varepsilon_{i^*,t}$ – внешний шок денежно-кредитной политики;

\bar{i}^* , $\bar{\pi}_C^*$, \bar{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 соответственно 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 $m \in \{N, H, F\}$:

$$C_{m,t} = \gamma_n C_{n,m,t} + \gamma_w C_{w,m,t} + \gamma_p C_{p,m,t}. \quad m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П95})$$

Совокупное потребление домохозяйствами торгуемых благ:

$$C_{T,t} = \gamma_n C_{n,T,t} + \gamma_w C_{w,T,t} + \gamma_p C_{p,T,t}. \quad (\text{П96})$$

Агрегированное потребление отечественных д/х в экономике:

$$C_t = \gamma_n C_{n,t} + \gamma_w C_{w,t} + \gamma_p C_{p,t}. \quad (\text{П97})$$

Агрегируя спрос на недвижимость по всем домохозяйствам из групп n и w , можно определить условие равновесия на рынке недвижимости:

$$h_t = \gamma_n h_{n,t} + \gamma_w h_{w,t} + \gamma_p h_{p,t}, \quad (\text{П98})$$

где h_t – предложение недвижимости, следующее экзогенному AR(1) процессу:

$$h_t = [h_{t-1}]^{\rho_{h_s}} [\bar{h}]^{1-\rho_{h_s}} e^{\varepsilon_{h_s,t}}, \quad (\text{П99})$$

где 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:

$$Y_{N,t} = C_{N,t} + G_t. \quad (\text{П100})$$

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:

$$Y_{H,t} = C_{H,t} + Y_{oil,t} + Y_{Hex,t}, \quad (\text{П101})$$

где $Y_{oil,t}$ – объем экспорта природных ресурсов (внешний спрос на них);

$Y_{Hex,t}$ – величина экспорта прочих отечественных торгуемых благ.

В модели объем экспорта природных ресурсов или внешний спрос на них зависит от мировой конъюнктуры (выпуска внешнего сектора):

$$Y_{oil,t} = \omega_{oil} Y_t^*, \quad (\text{П102})$$

где ω_{oil} – доля мирового спроса Y_t^* , приходящаяся на отечественные природные ресурсы.

Предполагается, что отечественные производители торгуемых благ не дискриминируют рынки сбыта и везде устанавливают цену $P_{H,t}$, поэтому объем экспорта их продукции (величина внешнего спроса):

$$Y_{Hex,t} = \omega Y_t^* \left[\frac{P_{H,t}}{S_t \cdot P_t^*} \right]^{-\delta^*}, \quad (\text{П103})$$

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:

$$Y_{F,t} = C_{F,t}. \quad (\text{П104})$$

Следовательно, валовый внутренний продукт (ВВП), рассчитанный по расходам в терминах реальных величин:

$$Y_t = C_{H,t} + C_{N,t} + G_t + Y_{Hex,t} + Y_{oil,t}. \quad (\text{П105})$$

В то же время рассчитанный по расходам номинальный ВВП:

$$P_{H,t} C_{H,t} + P_{N,t} (C_{N,t} + G_t) + P_{H,t} Y_{Hex,t} + S_t P_{oil,t}^* Y_{oil,t} = P_{defl,t} Y_t, \quad (\text{П106})$$

где $P_{defl,t}$ – индекс-дефлятор ВВП;

$P_{oil,t}^*$ – номинальная мировая цена на нефть, определяемая из уравнения реальной цены на нефть:

$$x_t^* = \frac{P_{oil,t}^*}{P_t^*}, \quad (\text{П107})$$

где x_t^* – реальная мировая цена нефти, следующая экзогенному AR(1) процессу:

$$x_t^* = [x_{t-1}^*]^{\rho_{x^*}} [\bar{x}^*]^{1-\rho_{x^*}} e^{\varepsilon_{x^*,t}}, \quad (\text{П108})$$

где ρ_{x^*} – параметр авторегрессии реальной мировой цены на нефть;

\bar{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^*):

$$x_t^* Y_{oil,t} + \frac{P_{H,t}}{S_t \cdot P_t^*} Y_{Hex,t} - \frac{P_{who,t}^*}{P_t^*} C_{F,t} - \frac{(1+i_{t-1}^*)(1+rp_{t-1})}{1+\pi_{C,t}^*} b_{t-1}^* + b_t^* = 0. \quad (\text{П1109})$$

В то же время равновесие на внутреннем финансовом рынке предполагает:

$$b_{n,t} + b_{w,t} = 0. \quad (\text{П1110})$$

Для анализа перераспределительных эффектов денежно-кредитной политики нужно дополнительно определить агрегированные реальные располагаемые доходы каждой из групп (без учета доходов от богатства). Так, доходы д/х группы n :

$$I_{n,t} P_{C,t} = (1 - \tau) W_{n,t} L_{n,t} + m q_{t-1} P_{C,t-1} h_{n,t-1} i_{t-1} \frac{\gamma_w}{\gamma_n} - T_{0n,t} P_{N,t} - S_{t-1} P_{C,t-1} b_{t-1}^* \left[\frac{S_t}{S_{t-1}} (1 + i_{t-1}^*) (1 + rp_{t-1}) - 1 \right] \frac{1}{\gamma_n} + Profit_t \frac{1}{\gamma_n}, \quad (\text{П1111})$$

где $Profit_t \frac{1}{\gamma_n}$ – номинальная величина дивидендов, приходящиеся на одно д/х из группы n .

Доходы д/х группы w :

$$I_{w,t} P_{C,t} = (1 - \tau) W_{w,t} L_{w,t} - m q_{t-1} P_{C,t-1} h_{w,t-1} i_{t-1} - T_{0w,t} P_{N,t}, \quad (\text{П1112})$$

где $m q_{t-1} P_{C,t-1} h_{w,t-1}$ – величина заимствований д/х группы w в предыдущем периоде, совпадающая с их пределом на заимствование.

Доходы д/х группы p :

$$I_{p,t} P_{C,t} = (1 - \tau) W_{p,t} L_{p,t} - T_{0p,t} P_{N,t}. \quad (\text{П1113})$$

Следовательно, агрегированные реальные располагаемые доходы:

$$I_t = \gamma_n I_{n,t} + \gamma_w I_{w,t} + \gamma_p I_{p,t}. \quad (\text{П1114})$$

Предполагая, что располагаемые доходы и потребление д/х группы n выше, чем у д/х группы w , у которых, в свою очередь, они превышают показатели д/х группы p , можно оценить интегральные показатели неравенства располагаемых доходов и потребления:

$$Gini\ Income_t = 1 - \gamma_n - (1 + \gamma_w) \frac{I_{p,t} \gamma_p}{I_t} - (1 - \gamma_p) \frac{I_{w,t} \gamma_w}{I_t}, \quad (\text{П1115})$$

$$Gini\ Cons_t = 1 - \gamma_n - (1 + \gamma_w) \frac{C_{p,t} \gamma_p}{C_t} - (1 - \gamma_p) \frac{C_{w,t} \gamma_w}{C_t}. \quad (\text{П1116})$$

Стационарная точка

Предположим, что в долгосрочном равновесии цены всех секторов экономики являются фиксированными, оптимальными, выравниваются между собой и, следовательно, совпадают с индексом цен торгуемых и потребительских благ, а также дефлятором ВВП:

$$\overline{P_N} = \overline{P_H} = \overline{P_F} = \overline{P_{N,opt}} = \overline{P_{H,opt}} = \overline{P_{F,opt}} = \overline{P_T} = \overline{P_C} = \overline{P_{defl}}, \quad (\text{П117})$$

$$\overline{\pi_N} = \overline{\pi_H} = \overline{\pi_F} = \overline{\pi_T} = \overline{\pi_C} = \overline{\pi^*} = 0. \quad (\text{П118})$$

Аналогично предположим, что цены на уровне стран выравниваются, а также зафиксируем величину номинального якоря для отечественной и зарубежной экономики:

$$\overline{P_C} = \overline{S} = 1, \quad (\text{П119})$$

$$\overline{SP^*} = \overline{SP_{opt}^*} = \overline{P_C} = 1. \quad (\text{П120})$$

Определим, что уровень реальной цены на нефть соответствует этому якорю, тогда:

$$\overline{x^*} = \overline{P_{oil}^*} = \overline{P^*} = 1. \quad (\text{П121})$$

Учитывая механизм ценообразования, реальные предельные издержки:

$$\overline{MC_N} = \overline{MC_H} = \frac{\varphi^{-1}}{\varphi}, \quad (\text{П122})$$

$$\overline{MC^*} = \frac{\varphi^*-1}{\varphi^*} = \overline{P_{who}^*} = \overline{MC_F}. \quad (\text{П123})$$

Следовательно, для $\overline{P_F} = \overline{P_C} = \overline{S} \cdot \overline{P^*} = 1$ необходимо, чтобы $\overline{MC^*} = \overline{MC_F}$, а потому для обеспечения равенства индексов цен между странами должно соблюдаться соотношение $\varphi^* = \varphi$.

Предположим, что масштаб отечественной экономики определяется через величину экспорта, который примем равным единице:

$$\overline{Y_{oil}} + \overline{Y_{Hex}} = 1. \quad (\text{П124})$$

Тогда:

$$\overline{Y^*} = \frac{1}{\omega_{oil} + \omega}, \quad (\text{П125})$$

$$\overline{Y_{oil}} = \frac{\omega_{oil}}{\omega_{oil} + \omega}, \quad (\text{П126})$$

$$\overline{Y_{Hex}} = \frac{\omega}{\omega_{oil} + \omega}. \quad (\text{П127})$$

Из уравнения платежного баланса:

$$\overline{C_F} = [1 - \overline{b^*}(\overline{i^*} + \overline{rp} + \overline{i^*rp})] \frac{\varphi^*}{\varphi^*-1}, \quad (\text{П128})$$

где $\bar{i}^* = \frac{1-\beta^*}{\beta^*}$, согласно уравнению Эйлера для зарубежных домохозяйств, а учитывая аналогичное уравнение для д/х группы n $\bar{i} = \frac{1-\beta_n}{\beta_n}$, можно выразить $\bar{r}\bar{p}$ из уравнения непокрытого процентного паритета:

$$\bar{r}\bar{p} = \frac{\beta^*}{\beta_n} - 1. \quad (\text{П1129})$$

Зафиксируем величину внешнего заимствования \bar{b}^* на уровне доли γ_{b^*} от экспорта:

$$\bar{b}^* = \gamma_{b^*} \cdot 1. \quad (\text{П1130})$$

Используя соотношения агрегированных потреблений, можно получить:

$$\bar{C}_H = \frac{\psi_H}{1-\psi_H} \bar{C}_F, \quad (\text{П1131})$$

$$\bar{C}_T = \frac{1}{1-\psi_H} \bar{C}_F, \quad (\text{П1132})$$

$$\bar{C}_N = \frac{1-\psi_T}{\psi_T} \frac{1}{1-\psi_H} \bar{C}_F, \quad (\text{П1133})$$

$$\bar{C} = \frac{1}{\psi_T} \frac{1}{1-\psi_H} \bar{C}_F. \quad (\text{П1134})$$

Зафиксируем величину государственных закупок на уровне доли γ_G от ВВП:

$$\bar{G} = \gamma_G \bar{Y}. \quad (\text{П1135})$$

Выпуск в секторах:

$$\bar{Y}_N = \bar{C}_N + \bar{G}, \quad (\text{П1136})$$

$$\bar{Y}_H = \bar{C}_H + 1, \quad (\text{П1137})$$

$$\bar{Y}_F = \bar{C}_F, \quad (\text{П1138})$$

Агрегированный выпуск:

$$\bar{Y} = \frac{1}{1-\gamma_G} \left[\bar{C}_F \frac{1}{1-\psi_H} \left(\frac{1-\psi_T}{\psi_T} + \psi_H \right) + 1 \right]. \quad (\text{П1139})$$

Теперь откалибруем соотношения потребления групп домохозяйств на некотором фиксированном уровне:

$$\frac{\bar{C}_n}{\bar{C}_w} = \gamma_{C_n/w}, \quad (\text{П1140})$$

$$\frac{\bar{C}_w}{\bar{C}_p} = \gamma_{C_w/p}. \quad (\text{П1141})$$

Тогда с учетом условия агрегирования $\bar{C} = \gamma_n \bar{C}_n + \gamma_w \bar{C}_w + \gamma_p \bar{C}_p$ можно выразить потребления групп через эти соотношения:

$$\bar{C}_p = \bar{C} \frac{1}{\gamma_n \gamma_{Cn/w} \gamma_{Cw/p} + \gamma_w \gamma_{Cw/p} + \gamma_p}, \quad (\text{П142})$$

$$\bar{C}_w = \bar{C}_p \gamma_{Cw/p}, \quad (\text{П143})$$

$$\bar{C}_n = \bar{C}_w \gamma_{Cn/w}. \quad (\text{П144})$$

Зная совокупные потребления групп домохозяйств, можно их дезагрегировать:

$$\bar{C}_{j,T} = \bar{C}_j \psi_T, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П145})$$

$$\bar{C}_{j,N} = \bar{C}_j (1 - \psi_T), \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П146})$$

$$\bar{C}_{j,H} = \bar{C}_{j,T} \psi_H, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П147})$$

$$\bar{C}_{j,F} = \bar{C}_{j,T} (1 - \psi_H). \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П148})$$

Условия первого порядка для максимизации полезности д/х группы n и w по объему недвижимости соответственно равны:

$$\bar{\Lambda}_{h_n} - \bar{\Lambda}_{C_n} (\bar{q} - \beta_n \bar{q}) = 0, \quad (\text{П149})$$

$$\bar{\Lambda}_{h_w} - \bar{\Lambda}_{C_w} (\bar{q} - \beta_w \bar{q}) + \bar{\lambda}_w m \bar{q} = 0, \quad (\text{П150})$$

где $\bar{\lambda}_w = (\beta_n - \beta_w) \bar{\Lambda}_{C_w}$, согласно уравнению Эйлера для д/х группы w , а $\bar{\Lambda}_{C_j}$ и $\bar{\Lambda}_{h_{j'}}$ определяются соответственно:

$$\bar{\Lambda}_{C_j} = [(1 - \xi) \bar{C}_j]^{-\sigma_c}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П151})$$

$$\bar{\Lambda}_{h_{j'}} = (\bar{h}_{j'})^{-\sigma_h}. \quad j' \in \{n, w\} \quad (\text{П152})$$

Для агрегированного уровня недвижимости предположим $\bar{h} = \gamma_n \bar{h}_n + \gamma_w \bar{h}_w + \gamma_p \bar{h}_p = 1$. Тогда, учитывая, что $\bar{h}_p = 0$, равновесие на рынке недвижимости достигается при:

$$\bar{h}_n = \left[\gamma_n + \gamma_w \left(\frac{\bar{C}_w}{\bar{C}_n} \right)^{\frac{\sigma_c}{\sigma_h}} \left(\frac{1 - \beta_n}{1 - \beta_w - m(\beta_n - \beta_w)} \right)^{\frac{1}{\sigma_h}} \right]^{-1}, \quad (\text{П153})$$

$$\bar{h}_w = \left[\gamma_w + \gamma_n \left(\frac{\bar{C}_n}{\bar{C}_w} \right)^{\frac{\sigma_c}{\sigma_h}} \left(\frac{1 - \beta_w - m(\beta_n - \beta_w)}{1 - \beta_w} \right)^{\frac{1}{\sigma_h}} \right]^{-1}, \quad (\text{П154})$$

$$\bar{q} = (\bar{h}_n)^{-\sigma_h} [(1 - \xi) \bar{C}_n]^{-\sigma_c} \frac{1}{1 - \beta_n}. \quad (\text{П155})$$

Предположим, что в стационарной точке заработные платы группы домохозяйств в каждом из секторов оптимальны и выравниваются, однако между группами домохозяйств зарплаты различаются:

$$\bar{W}_{j,N} = \bar{W}_{j,H} = \bar{W}_{j,k,opt} = \bar{W}_j, \quad j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П156})$$

$$\text{где: } \overline{W_{j,k,opt}} = \frac{\varphi_L}{\varphi_L - 1} \frac{1}{1 - \tau} \frac{\overline{\Lambda_{L_j}}}{\overline{\Lambda_{C_j}}}, \quad j \subset \{n, w, p\}, k \subset \{N, H\} \quad (\text{П157})$$

где $\overline{\Lambda_{L_j}} = -(\overline{L_j})^\eta$ для $j \subset \{n, w, p\}$.

Из-за выравнивания заработных плат домохозяйств в пределах группы средние секторальные заработные платы также выравниваются:

$$\overline{W_N} = \overline{W_H} = \overline{W}, \quad (\text{П158})$$

где \overline{W} – средняя по экономике заработная плата, а секторальные:

$$\overline{W_k}^{1-\mu} = \alpha_n \overline{W_n}^{1-\mu} + \alpha_w \overline{W_w}^{1-\mu} + \alpha_p \overline{W_p}^{1-\mu}. \quad k \subset \{N, H\} \quad (\text{П159})$$

Это также делает необходимым равенство в общей факторной производительности между секторами в стационарной точке. Учитывая, что $\overline{MC_N} = \overline{MC_H}$, а $\overline{W_N} = \overline{W_H}$ из уравнения предельных издержек в секторе следует, что:

$$\overline{A_N} = \overline{A_H} = \frac{\overline{W_k}}{\overline{MC_k}}. \quad k \subset \{N, H\} \quad (\text{П160})$$

Сбалансированность государственного бюджета требует:

$$\gamma_G \overline{Y} = \overline{T_0} + \overline{T_L}, \quad (\text{П161})$$

где $\overline{T_L}$ – стационарный уровень агрегированных налогов на труд:

$$\overline{T_L} = \gamma_n \overline{T_{L_n}} + \gamma_w \overline{T_{L_w}} + \gamma_p \overline{T_{L_p}}, \quad (\text{П162})$$

где $\overline{T_{L_j}}$ для $j \subset \{n, w, p\}$:

$$\overline{T_{L_j}} = \tau \overline{W_j} \overline{L_j}, \quad j \subset \{n, w, p\} \quad (\text{П163})$$

где величины трудовых доходов домохозяйств $\overline{W_j} \cdot \overline{L_j}$ можно выразить из их бюджетных ограничений с учетом того, что в стационарном состоянии в условиях отсутствия инвестиций $\overline{I_j} = \overline{C_j}$ для $j \subset \{n, w, p\}$:

$$\overline{W_p} \overline{L_p} = \frac{\overline{C_p}}{1 - \tau} + \frac{\overline{T_{0p}}}{1 - \tau}, \quad (\text{П164})$$

где $\overline{T_{0p}} = \gamma_{T_{0p}} \cdot \overline{Y}$ – стационарный уровень трансфертов, составляющий $\gamma_{T_{0p}}$ от стационарного уровня ВВП.

$$\overline{W_w} \overline{L_w} = \frac{\overline{C_w}}{1 - \tau} + m \frac{\overline{q} \cdot \overline{h_w} \cdot \overline{i}}{1 - \tau} + \frac{\overline{T_{0w}}}{1 - \tau}, \quad (\text{П165})$$

$$\overline{W_n} \overline{L_n} = \frac{1}{1 - \tau} \left[\overline{C_n} - m \overline{q} \overline{h_w} \overline{i} \frac{\gamma_w}{\gamma_n} + \overline{T_{0n}} + \frac{\gamma_{b^*}}{\gamma_n} (\overline{i^*} + \overline{r_p} + \overline{i^*} \overline{r_p}) - \frac{\overline{Profit}}{\gamma_n} \right], \quad (\text{П166})$$

где $\overline{Profit} = \frac{\overline{Y_N} + \overline{Y_H} + \overline{Y_F}}{\varphi}$.

Тогда, используя стационарные значения трудовых доходов, из условия сбалансированности государственного бюджета можно выразить стационарную величину аккордных налогов:

$$\bar{T}_0 = (1 - \tau)\gamma_G \bar{Y} - \tau[\bar{C} - \overline{Profit} + \gamma_{b^*}(\bar{i}^* + \bar{r}\bar{p} + \bar{i}^*\bar{r}\bar{p})]. \quad (\text{П167})$$

В то же время из условия агрегирования \bar{T}_0 по домохозяйствам:

$$\bar{T}_0 - \gamma_p \bar{T}_{0p} = (\gamma_n \gamma_{T_{0nw}} + \gamma_w) \bar{T}_{0w}, \quad (\text{П168})$$

где $\bar{T}_{0p} = \gamma_{T_{0p}} \bar{Y}$, причем $\gamma_{T_{0p}} < 0$.

Следовательно, стационарная величина аккордных налогов для д/х групп n и w :

$$\bar{T}_{0w} = \frac{\bar{T}_0 - \gamma_p \bar{T}_{0p}}{\gamma_n \gamma_{T_{0nw}} + \gamma_w}, \quad (\text{П169})$$

$$\bar{T}_{0n} = \frac{1}{\gamma_n} [\bar{T}_0 - \gamma_w \bar{T}_{0w} - \gamma_p \bar{T}_{0p}]. \quad (\text{П170})$$

Зная стационарные уровни трудовых доходов групп домохозяйств, а также их средние заработные платы, можно выразить часы труда:

$$\bar{L}_n = \left(\frac{\varphi_{L-1}}{\varphi_L} \frac{[\bar{C}_n - m\bar{q}\bar{h}_w \bar{i} \frac{\gamma_w}{\gamma_n} + \bar{T}_{0n} + \frac{\gamma_{b^*}}{\gamma_n} (\bar{i}^* + \bar{r}\bar{p} + \bar{i}^*\bar{r}\bar{p}) - \frac{\overline{Profit}}{\gamma_n}]}{[(1-\xi)\bar{C}_n]^{\sigma_c}} \right)^{\frac{1}{1+\eta}}, \quad (\text{П171})$$

$$\bar{L}_w = \left(\frac{\varphi_{L-1}}{\varphi_L} \frac{[\bar{C}_w + m\bar{q}\bar{h}_w \bar{i} + \bar{T}_{0w}]}{[(1-\xi)\bar{C}_w]^{\sigma_c}} \right)^{\frac{1}{1+\eta}}, \quad (\text{П172})$$

$$\bar{L}_p = \left(\frac{\varphi_{L-1}}{\varphi_L} \frac{[\bar{C}_p + \bar{T}_{0p}]}{[(1-\xi)\bar{C}_p]^{\sigma_c}} \right)^{\frac{1}{1+\eta}}. \quad (\text{П173})$$

С другой стороны, их можно выразить, исходя из суммарного спроса фирм секторов k на труд каждой из групп j :

$$\bar{L}_j = \bar{L}_{j,N} + \bar{L}_{j,H} = \frac{\alpha_j}{\gamma_j} \left[\frac{\bar{W}_j}{\bar{W}} \right]^{-\mu} \bar{L}, \quad j \in \{n, w, p\} \quad (\text{П174})$$

где $\bar{L} = \bar{L}_N + \bar{L}_H$ – совокупные часы труда в экономике;

$\bar{L}_{j,k}$ – стационарный уровень спроса на труд домохозяйства из группы j в секторе k :

$$\bar{L}_{j,k} = \frac{\alpha_j}{\gamma_j} \left[\frac{\bar{W}_j}{\bar{W}} \right]^{-\mu} \bar{L}_k, \quad j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П175})$$

где α_j в процессе расчета стационарной точки считаются квазипеременными и находятся из соотношений суммарных спросов на труд различных групп домохозяйств, а также условия $\alpha_n + \alpha_w + \alpha_p = 1$:

$$\alpha_p = \frac{\gamma_p \bar{L}_p (\bar{W}_p)^\mu}{\gamma_p \bar{L}_p (\bar{W}_p)^\mu + \gamma_w \bar{L}_w (\bar{W}_w)^\mu + \gamma_n \bar{L}_n (\bar{W}_n)^\mu}, \quad (\text{П176})$$

$$\alpha_w = \frac{\gamma_w \bar{L}_w (\bar{W}_w)^\mu}{\gamma_p \bar{L}_p (\bar{W}_p)^\mu + \gamma_w \bar{L}_w (\bar{W}_w)^\mu + \gamma_n \bar{L}_n (\bar{W}_n)^\mu}, \quad (\text{П177})$$

$$\alpha_n = 1 - \alpha_p - \alpha_w. \quad (\text{П178})$$

При этом, исходя из равенства уровней заработных плат и общей факторной производительности между производственными секторами k , согласно производственной функции:

$$\bar{L}_N = \bar{L} \frac{\bar{Y}_N}{\bar{Y}_N + \bar{Y}_H}, \quad (\text{П179})$$

$$\bar{L}_H = \bar{L} \frac{\bar{Y}_H}{\bar{Y}_N + \bar{Y}_H}. \quad (\text{П180})$$

Определив общие часы труда в секторах, из производственной функции можно выразить уровни стационарной общей факторной производительности:

$$\bar{A}_k = \frac{\bar{Y}_k}{\bar{L}_k}, \quad k \in \{N, H\} \quad (\text{П181})$$

Для зарубежной экономики:

$$\bar{A}^* = \left[\frac{(\bar{Y}^*)^{\sigma^* + \eta^*}}{\bar{M}C^*} \right]^{\frac{1}{1 - \eta^*}}, \quad (\text{П182})$$

$$\bar{Y}^* = \bar{C}^*. \quad (\text{П183})$$

Комбинируя уравнения агрегированных трудовых доходов и спроса на труд группы домохозяйств:

$$\bar{W} = \bar{W}_p \left[\frac{1}{\alpha_p \gamma_p \bar{L}_p \bar{W}_p + \gamma_w \bar{L}_w \bar{W}_w + \gamma_n \bar{L}_n \bar{W}_n} \right]^{\frac{1}{\mu - 1}}, \quad (\text{П184})$$

$$\bar{L} = \frac{\gamma_p \bar{L}_p \bar{W}_p + \gamma_w \bar{L}_w \bar{W}_w + \gamma_n \bar{L}_n \bar{W}_n}{\bar{W}}. \quad (\text{П185})$$

Вспомогательные переменные для ценообразования по Calvo (1983):

$$\bar{J}_m = \frac{1}{1 - \beta_n \theta_m} [\bar{A}_{C_n} \bar{Y}_m \bar{M}C_m], \quad m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П186})$$

$$\bar{N}_m = \frac{1}{1 - \beta_n \theta_m} [\bar{A}_{C_n} \bar{Y}_m]. \quad m \in \{N, H, F\} \quad (\text{П187})$$

Аналогично для зарубежной экономики:

$$\bar{J}^* = \frac{1}{1 - \beta^* \theta^*} [\bar{A}_C^* \bar{Y}^* \bar{M}C^*], \quad (\text{П188})$$

$$\bar{N}^* = \frac{1}{1 - \beta^* \theta^*} [\bar{A}_C^* \bar{Y}^*], \quad (\text{П189})$$

где \bar{A}_C^* – предельная полезность потребления для зарубежной экономики:

$$\bar{A}_C^* = [(1 - \xi^*) \bar{C}^*]^{-\sigma^*}. \quad (\text{П190})$$

Вспомогательные переменные для ценообразования по Calvo (1983) при установлении заработных плат:

$$\overline{J_{W,j,k}} = \frac{1}{1-\beta_j\theta_{Wj}} \left[-\overline{L_{j,k}}(\overline{W_j})^{\varphi_L} \overline{\Lambda_{L_j}} \right], \quad j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П191})$$

$$\overline{N_{W,j,k}} = \frac{1}{1-\beta_j\theta_{Wj}} \left[\overline{L_{j,k}}(\overline{W_j})^{\varphi_L} \overline{\Lambda_{C_j}} \right], \quad j \in \{n, w, p\}, k \in \{N, H\} \quad (\text{П192})$$

Показатели экономического неравенства:

$$\overline{Gini Income} = 1 - \gamma_n - (1 + \gamma_w) \frac{\overline{I_p}\gamma_p}{\overline{I}} - (1 - \gamma_p) \frac{\overline{I_w}\gamma_w}{\overline{I}}, \quad (\text{П193})$$

где стационарный уровень реальных располагаемых доходов $\overline{I_j} = \overline{C_j}$, а агрегированный уровень доходов:

$$\overline{I} = \gamma_n \overline{I_n} + \gamma_w \overline{I_w} + \gamma_p \overline{I_p}. \quad (\text{П194})$$

$$\overline{Gini Cons} = 1 - \gamma_n - (1 + \gamma_w) \frac{\overline{C_p}\gamma_p}{\overline{C}} - (1 - \gamma_p) \frac{\overline{C_w}\gamma_w}{\overline{C}}. \quad (\text{П195})$$

Параметр реакции премии за риск на отклонение внешних заимствований ν выступает в качестве квазиперменной, откалиброванной на уровне $\nu = \gamma_\nu$.

У всех AR(1) процессов, отражающих влияние структурных шоков, стационарные значения $\overline{u_\beta}$, $\overline{u_{C_j}}$, $\overline{u_{Wt}}$, $\overline{u_{rp,t}}$, $\overline{u_{\beta^*,t}}$ для $j \in \{n, w, p\}$ и $j' \in \{n, w\}$ считаются равными единице.

2. РАСЧЕТ ПОТРЕБЛЕНИЯ ДОМОХОЗЯЙСТВ

После распределения домохозяйств по группам необходимо рассчитать соотношение их потребления. В качестве номинального потребления c_t^{nom} домохозяйства i используется сумма расходов на потребление по товарам и услугам текущего и длительного пользования:

$$c_i^{nom} = (c_i^{month} + c_i^{quarter} / 3) / n_i, \quad (\text{П196})$$

где c_i^{month} – сумма расходов на потребление за последние 30 дней;

$c_i^{quarter}$ – сумма расходов на потребление за последние три месяца;

n_i – количество членов домохозяйства i .

Текущее потребление определяется как сумма расходов на товары недлительного пользования и услуги в расчете на одного члена домашнего хозяйства. Есть несколько подходов к определению таких товаров (Jacobs and Wang, 2004; Grishchenko and Rossi, 2012; Khvostova et al., 2014).

В данной работе потребление суммируется по таким статьям, как продукты питания, алкогольные напитки, табачные изделия, коммунальные услуги, одежда, общественный транспорт, топливо, предметы личной гигиены, развлечения, образование, услуги связи и медицинские услуги. RLMS-HSE предполагает вопросы относительно потребления за последнюю неделю (продукты питания, алкогольные напитки и т.п.) или месяц (различные услуги, топливо и т.п.). На основе предположения, что потребление не меняется внутри месяца, недельное потребление приводится к потреблению за месяц. Часть вопросов (расходы на одежду) касается квартального потребления, которое также приводится к ежемесячному потреблению.

Для части наблюдений текущее потребление домохозяйств оказывается выше их доходов. При этом в качестве показателя дохода домохозяйства использовался ответ на вопрос *f14: «Скажите, пожалуйста, каким был денежный доход всей Вашей семьи в течение последних 30 дней? Включите сюда все денежные поступления всех членов семьи: заработную плату, пенсии, стипендии, любые другие денежные поступления, в том числе и в валюте, но валюту переведите в рубли». Данный феномен отчасти можно объяснить либо тем, что домохозяйства берут кредиты, либо тем, что индивиды склонны занижать свои доходы и в то же время завышать потребление (Lukiyanova, Oshcherkov, 2012; Мурашов, Ратникова, 2016). По этой причине большая часть таких наблюдений остается в выборке и исключаются только те наблюдения, в которых потребление превышает доход более чем в два раза.

Потребление товаров длительного пользования включает культтовары, мобильные телефоны, бытовую технику, стройматериалы, медицинские и туристические услуги, а также другие позиции, подробнее перечисленные далее.

Товары текущего потребления

Потребление товаров за месяц – сумма расходов на потребление нижеперечисленных товаров/услуг за месяц.

	Расходы	Код в опроснике RLMS- HSE	Период
Питание			
1	Вспомните, сколько примерно денег все члены Вашей семьи израсходовали на питание дома и вне дома в течение последних 30 дней?	*e4	Последние 30 дней
Прочие товары и услуги			
2	Услуги ателье, мастерских или частных лиц	*e9*b	Последние 30 дней
3	Моющие и чистящие средства (например, мыло, стиральный порошок)	*e13.32b	Последние 30 дней
4	Товары личной гигиены (например, шампунь, зубная паста, туалетная бумага, гигиенические салфетки, подгузники и т.д.)	*e13.33b	Последние 30 дней
5	Косметика и парфюмерия	*e13.34b	Последние 30 дней
6	Топливо для заправки автотранспорта, двигателей, генераторов	*e8.1b	Последние 30 дней
7	Дрова, уголь, торф, керосин	*e8.2b	Последние 30 дней
8	Баллонный газ	*e8.3b	Последние 30 дней
9	Коммунальные платежи	*e11b	Последние 30 дней
10	Обучение, культурные мероприятия, лекарства, прочие услуги	e13.1b e13.21b e13.3*b e13.4b e13.6b e13.9b e13.11b e13.12b e13.13b	Последние 30 дней
Одежда и обувь			
11	Одежда и обувь для детей	*e6.1b	Последние 3 месяца
12	Одежда и обувь для взрослых	*e6.2 b	Последние 3 месяца

Источник: RLMS-HSE.

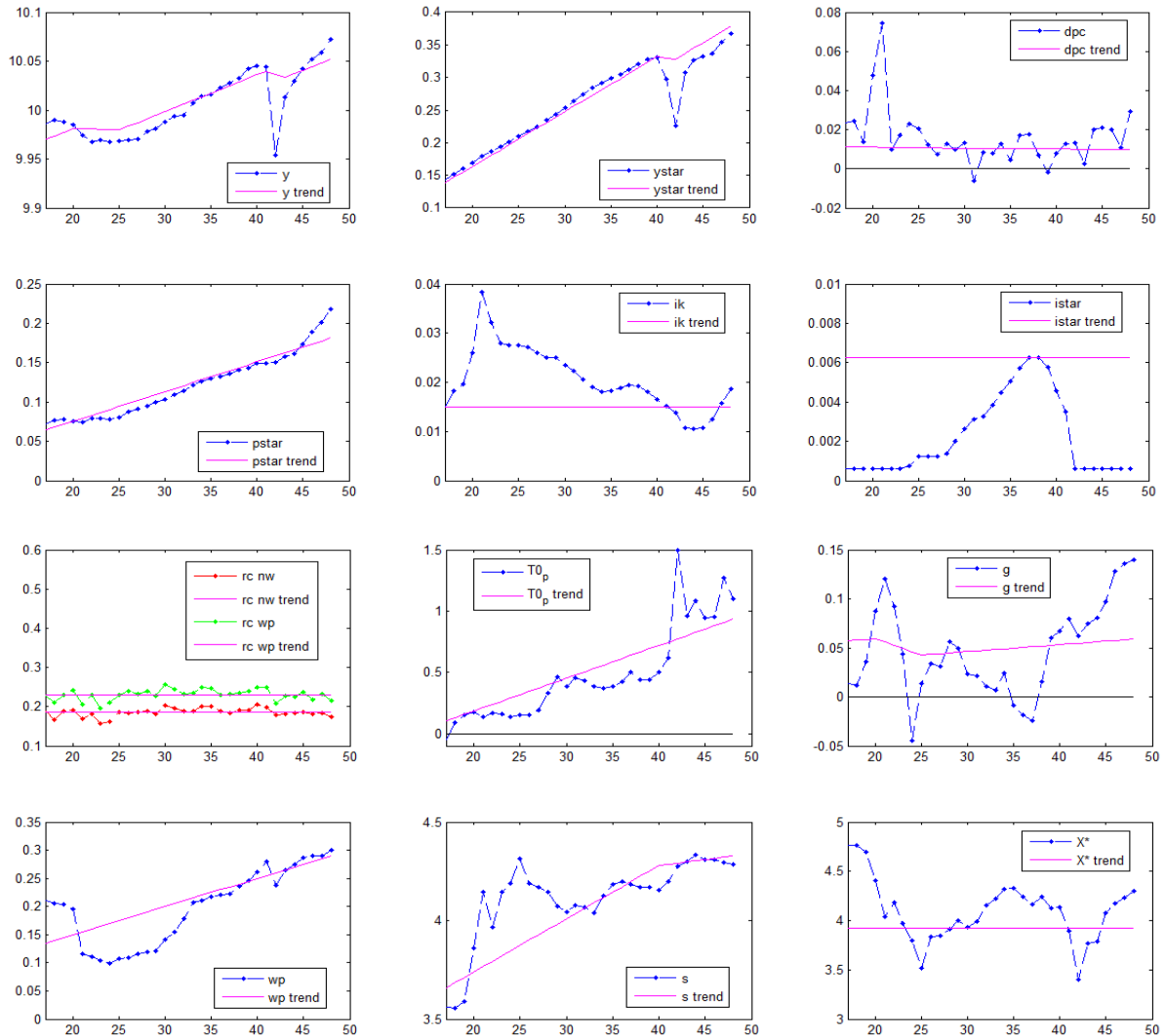
Товары длительного пользования

	Расходы	Код в опроснике RLMS- HSE	Период
1	Культтовары: телевизор, магнитофон, видео, музыкальные инструменты, компьютерная техника, фотоаппараты и т.д.	*e7.1.0	Последние 3 месяца
2	Мобильный телефон	*e7.1.1	Последние 3 месяца
3	Предметы домашней обстановки: мебель, ковры и другое	*e7.1.2	Последние 3 месяца
4	Бытовая техника: холодильник, стиральная машина, пылесос, швейная машина, утюг, кухонный комбайн и тому подобное	*e7.1.3	Последние 3 месяца
5	Строительные материалы, материалы для ремонта	*e7.1.7b	Последние 3 месяца
6	Книги, учебники, учебные пособия, канцтовары	*e7.1.9b	Последние 3 месяца
7	Спортивный инвентарь: велосипед, самокат, коньки	*e7.1.10b	Последние 3 месяца
8	Лечение, обследование, протезирование зубов, исключая покупку лекарств	*e13.22b *e13.23b *e13.24b	Последние 3 месяца
9	Туристические поездки, исключая расходы на транспорт	*e13.2b	Последние 3 месяца

Источник: RLMS-HSE.

3. ДЕТРЕНДИНГ

Рисунок П1. Тренды в данных. Синие линии – данные. Сиреневые – тренды в данных (trend)



Примечание. По горизонтальной оси: начальная точка: 17 = 1 кв. 2014; конечная точка 48 = 4 кв. 2021.

Ряд 1: y – [логарифм] ВВП РФ; $ystar$ – [логарифм] зарубежный выпуск; dpc – инфляция по ИПЦ.

Ряд 2: $pstar$ – [логарифм] зарубежный индекс цен; ik – ключевая ставка; $istar$ – зарубежная процентная ставка.

Ряд 3: $rc\ nw$ – относительное потребление групп n/w ; $rc\ wp$ – относительное потребление групп w/p ; $T0_p$ – [логарифм] государственные трансферты группе p ; g – [логарифм] госрасходы.

Ряд 4: wp – [логарифм] реальная зарплата; s – [логарифм] номинального курса доллара США; X^* – [логарифм] реальная цена на нефть

4. РЕЗУЛЬТАТЫ БАЙЕСОВСКОЙ ОЦЕНКИ

	Калибровка	Априорное распределение			Апостериорное распределение		Параметр
		Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	
γ_n	0,25	–	–	–	–	–	Доля групп домохозяйств в населении
γ_w	0,39	–	–	–	–	–	
γ_p	0,36	–	–	–	–	–	
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	–	Гамма	3	0,5	2,0643	0,3636	Параметр, обратный величине эластичности межвременного замещения удержания недвижимости
η	–	Гамма	1,1	0,2	0,8427	0,1557	Параметр, обратный величине эластичности предложения труда по Фришу
η^*	0,2	–	–	–	–	–	
ξ	–	Бета	0,4	0,05	0,4222	0,0490	Параметр внешних привычек в потреблении
ξ^*	–	Бета	0,4	0,05	0,3782	0,0473	
ϕ	0,01	–	–	–	–	–	Издержки подстройки недвижимости
α	–	Гамма	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^*	–	Гамма	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	–	–	–	–	–	

	Калибровка	Априорное распределение			Апостериорное распределение		Параметр
		Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	
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 д/х
φ_L	6	–	–	–	–	–	Внутригрупповая эластичность замещения дифференцированного труда отдельных домохозяйств
θ_H	–	Бета	0,65	0,03	0,5909	0,0237	
θ_N	–	Бета	0,65	0,03	0,6268	0,0251	Параметр номинальной жесткости цен (доля фирм, которые не могут оптимизировать цену в текущем периоде)
θ_F	–	Бета	0,65	0,03	0,5843	0,0426	
θ^*	–	Бета	0,75	0,05	0,7739	0,0287	
χ	–	Бета	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	–	Норм.	2	0,2	1,8562	0,1516	Параметр реакции на отклонение ожидаемой инфляции от целевого уровня в монетарном правиле
k_π^*	–	Норм.	1,5	0,2	1,1169	0,1957	
k_y	–	Норм.	0,05	0,01	0,0509	0,0099	Параметр реакции на разрыв выпуска в монетарном правиле
k_y^*	–	Норм.	0,2	0,2	0,1987	0,0190	

	Калибровка	Априорное распределение			Апостериорное распределение		Параметр
		Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.	
$\gamma_{Cn/w}$	1,19	–	–	–	–	–	Отношения потребления групп домохозяйств
$\gamma_{Cw/p}$	1,23	–	–	–	–	–	
γ_G	0,32	–	–	–	–	–	Доля расходов на государственные закупки в ВВП
$\gamma_{T_{op}}$	-0,033	–	–	–	–	–	Доля трансфертов в ВВП
$\gamma_{T_{onw}}$	$+\infty$	–	–	–	–	–	Соотношение аккордных налогов между d/x групп n и w
γ_{b^*}	5,06	–	–	–	–	–	Отношение величины внешних заимствований к экспорту
ν	–	Норм.	0,05	0,02	0,0460	0,0155	Параметр реакции премии за риск на отклонения внешних заимствований от их стационарного уровня
ξ_x	–	Норм.	0,04	0,02	0,0288	0,0117	Параметр реакции премии за риск на отклонения реальной цены на нефть от ее стационарного уровня
$\gamma_{oil,p}$	–	Бета	0,2	0,05	0,2045	0,0462	Доля за сверхприбыль от производства нефти, достоящаяся группе p
$\gamma_{oil,w}$	–	Бета	0,3	0,05	0,2887	0,0497	Доля за сверхприбыль от производства нефти, достоящаяся группе w
ρ_i	0,7	–	–	–	–	–	Коэффициент инерционности динамики ключевой ставки
ρ_{i^*}	0,6	–	–	–	–	–	
ρ_A	–	Бета	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	–	Бета	0,7	0,1	0,7700	0,0748	Коэффициент авторегрессии государственных закупок
ρ_{T_p}	–	Бета	0,5	0,1	0,1893	0,0544	Коэффициент авторегрессии трансфертов
ρ_β	–	Бета	0,5	0,1	0,3885	0,1013	Коэффициент авторегрессии шоков межвременных предпочтений
ρ_{β^*}	0,5	–	–	–	–	–	

Калибровка	Априорное распределение			Апостериорное распределение		Параметр	
	Тип	Среднее	Станд. откл.	Мода	Станд. откл.		
ρ_{hd}	0,6	–	–	–	–	Коэффициент авторегрессии шоков спроса на недвижимость	
ρ_w	–	Бета	0,5	0,1	0,4453	0,1105	Коэффициент авторегрессии шоков заработных плат
ρ_{rp}	–	Бета	0,5	0,1	0,5181	0,0844	Коэффициент авторегрессии шоков внешней премии за риск
ρ_c	0,75	–	–	–	–	–	Коэффициент авторегрессии шоков потребления
σ_{ε_i}	–	Равн.			0,0022	0,0004	Стандартное отклонение шоков ключевой ставки
$\sigma_{\varepsilon_i^*}$	–	Равн.			0,0028	0,0005	Стандартное отклонение шоков зарубежной ставки
σ_{ε_A}	–	Равн.			0,0319	0,0053	Стандартное отклонение шоков общей факторной производительности
$\sigma_{\varepsilon_A^*}$	–	Равн.			0,0509	0,0188	
$\sigma_{\varepsilon_x^*}$	–	Равн.			0,1750	0,0226	Стандартное отклонение шоков реальной цены на нефть
σ_{ε_G}	–	Равн.			0,0287	0,0037	Стандартное отклонение шоков государственных расходов
$\sigma_{\varepsilon_{Tp}}$	–	Равн.			0,2479	0,0365	Стандартное отклонение шоков трансфертов
$\sigma_{\varepsilon_{Tup}}$	–	Равн.			0,5514	0,0686	Стандартное отклонение латентных шоков трансфертов
$\sigma_{\varepsilon_\beta}$	–	Равн.			0,0390	0,0074	Стандартное отклонение шоков межвременных предпочтений
$\sigma_{\varepsilon_\beta^*}$	–	Равн.			0,0240	0,0036	
σ_{ε_w}	–	Равн.			0,0365	0,0056	Стандартное отклонение шоков заработной платы
$\sigma_{\varepsilon_{rp}}$	–	Равн.			0,0246	0,0055	Стандартное отклонение шоков премии за риск
$\sigma_{\varepsilon_{cnwp}}$	–	Гамма	0,02	0,01	0,0121	0,0021	Стандартное отклонение специфических шоков потребления групп домохозяйств

Источник: составлено авторами.

5. ДЕКОМПОЗИЦИЯ ЭНДОГЕННЫХ ПЕРЕМЕННЫХ НА ШОКИ

Рисунок П5.1. Декомпозиция ключевой ставки на шоки

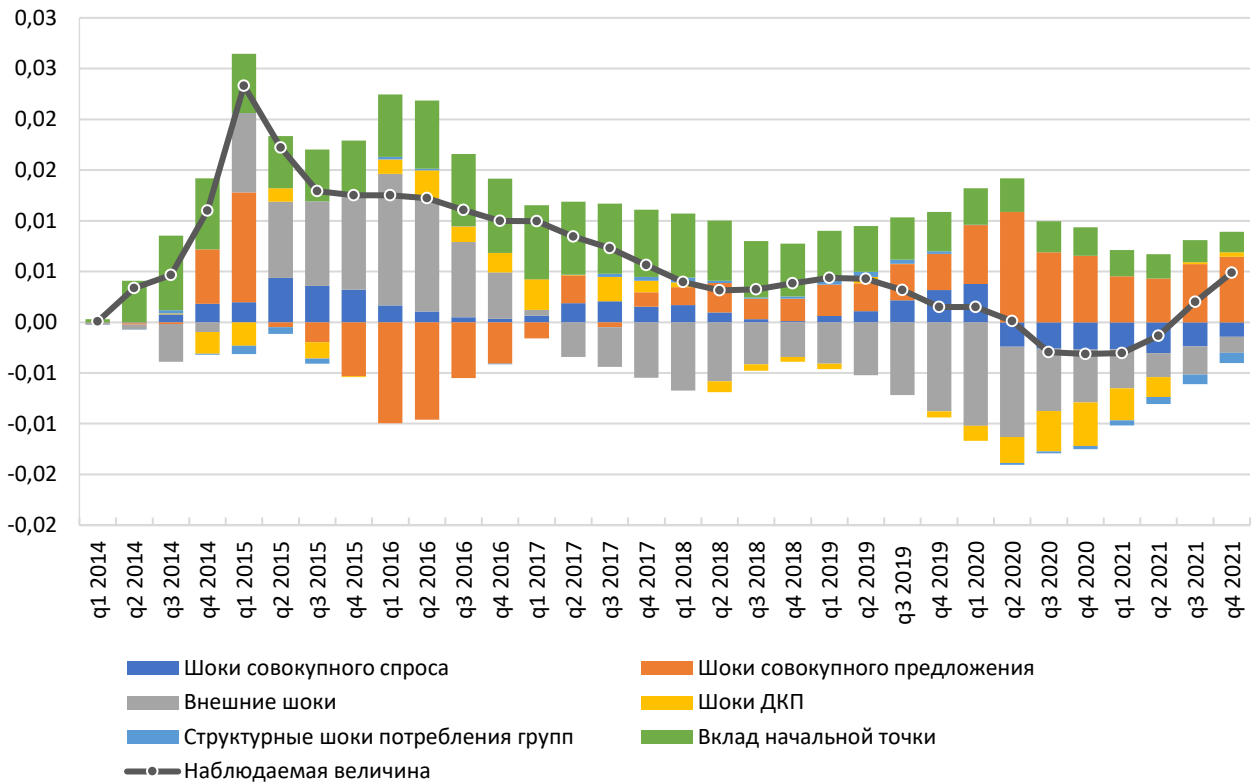


Рисунок П5.2. Декомпозиция выпуска на шоки

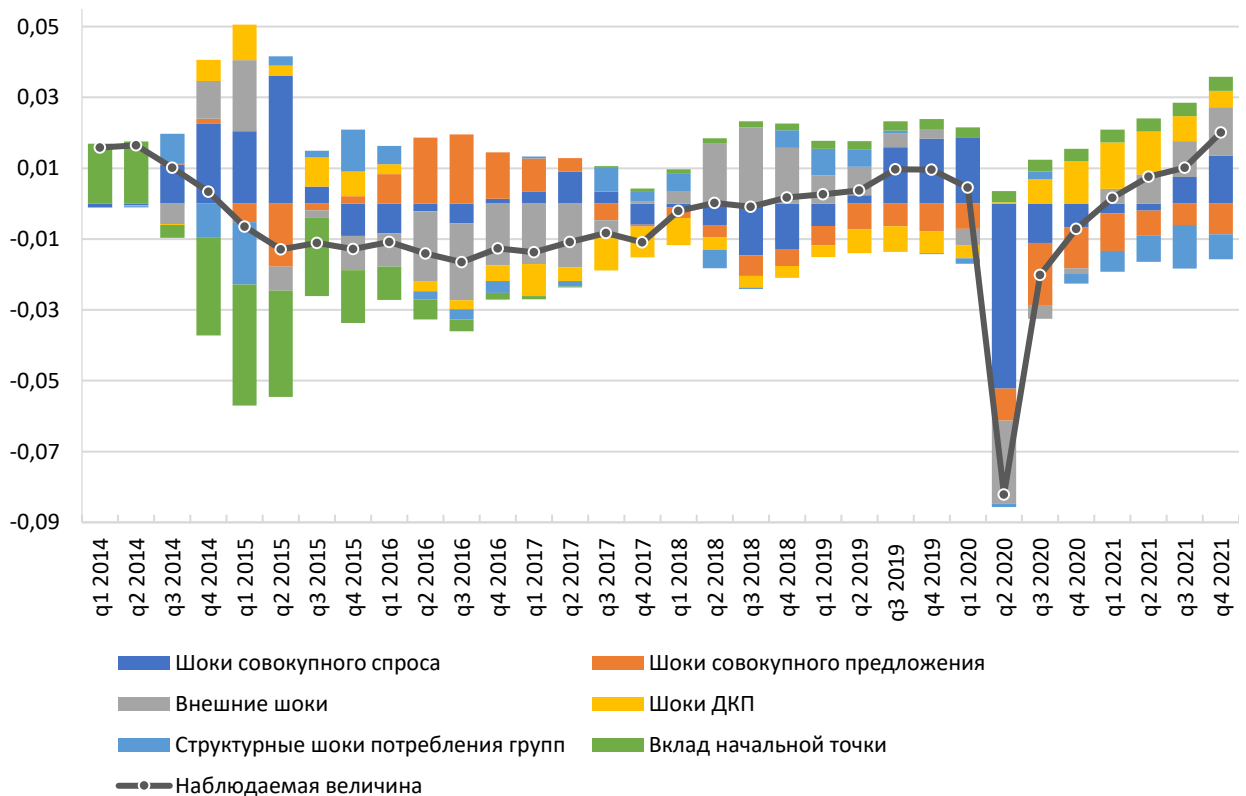


Рисунок П5.3. Декомпозиция индекса Джини (без учета внутригруппового неравенства) на шоки

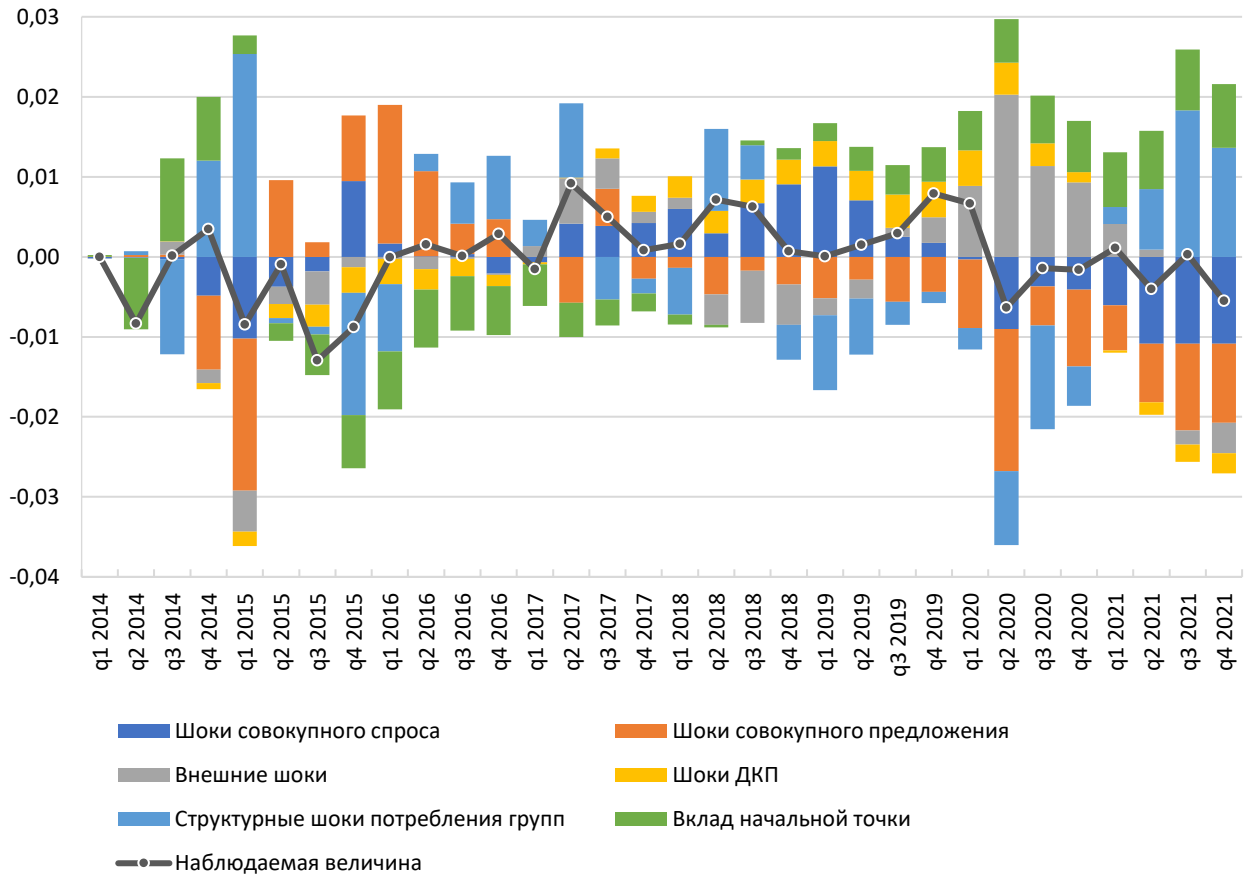


Рисунок П5.4. Декомпозиция инфляции на шоки

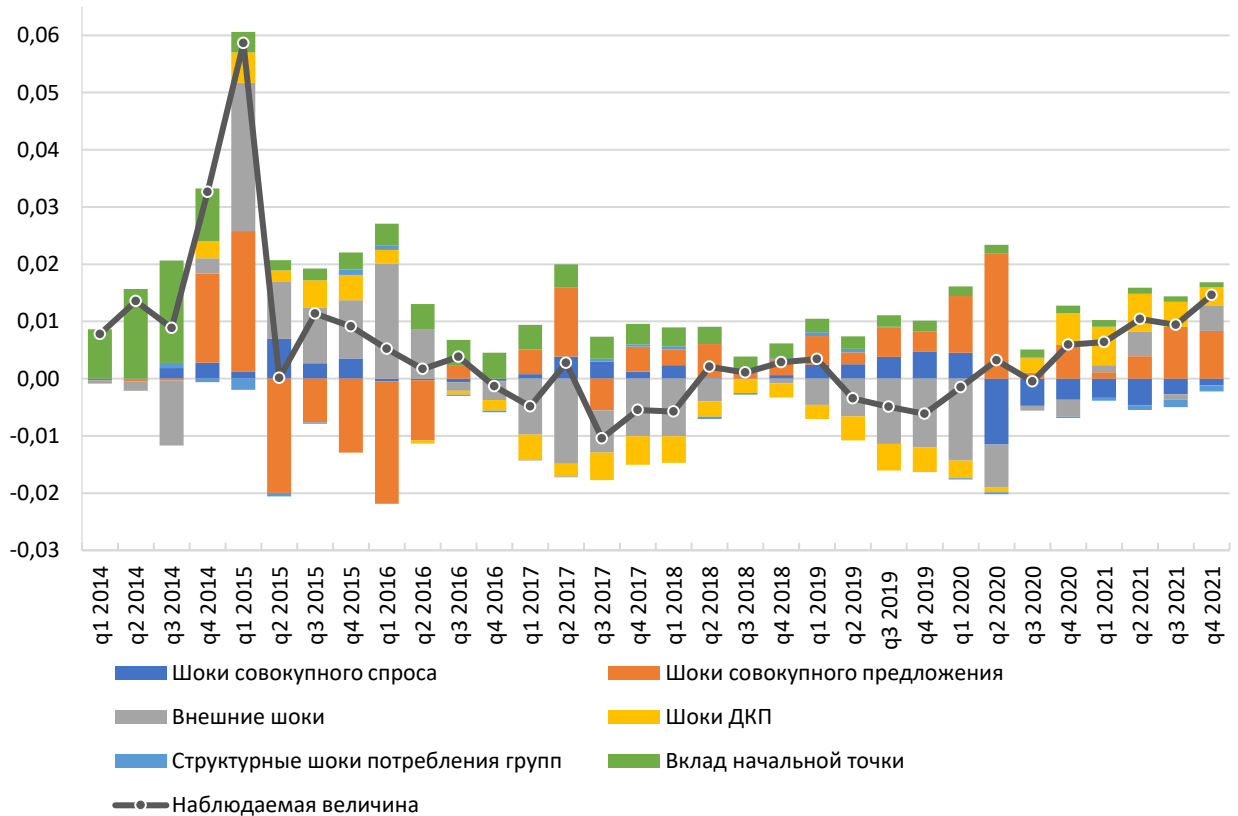
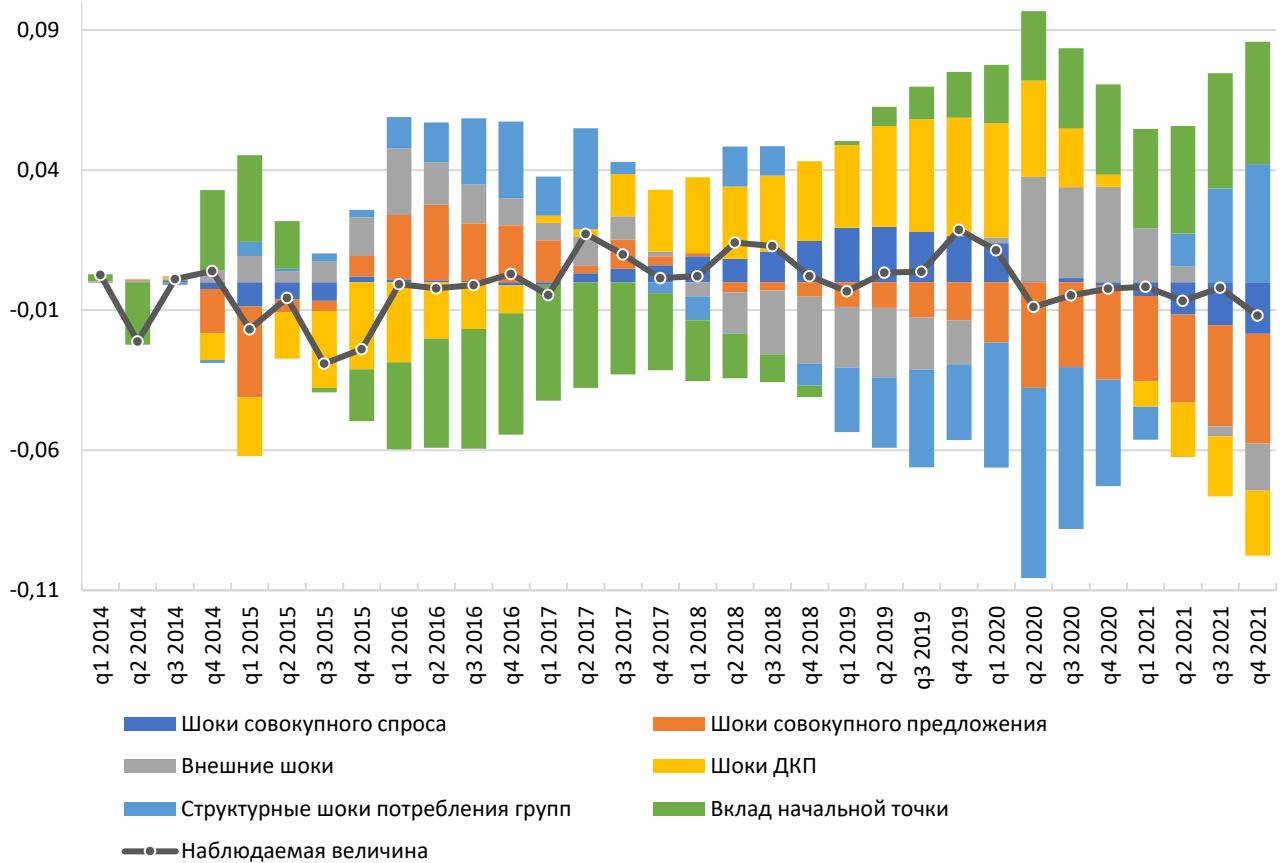
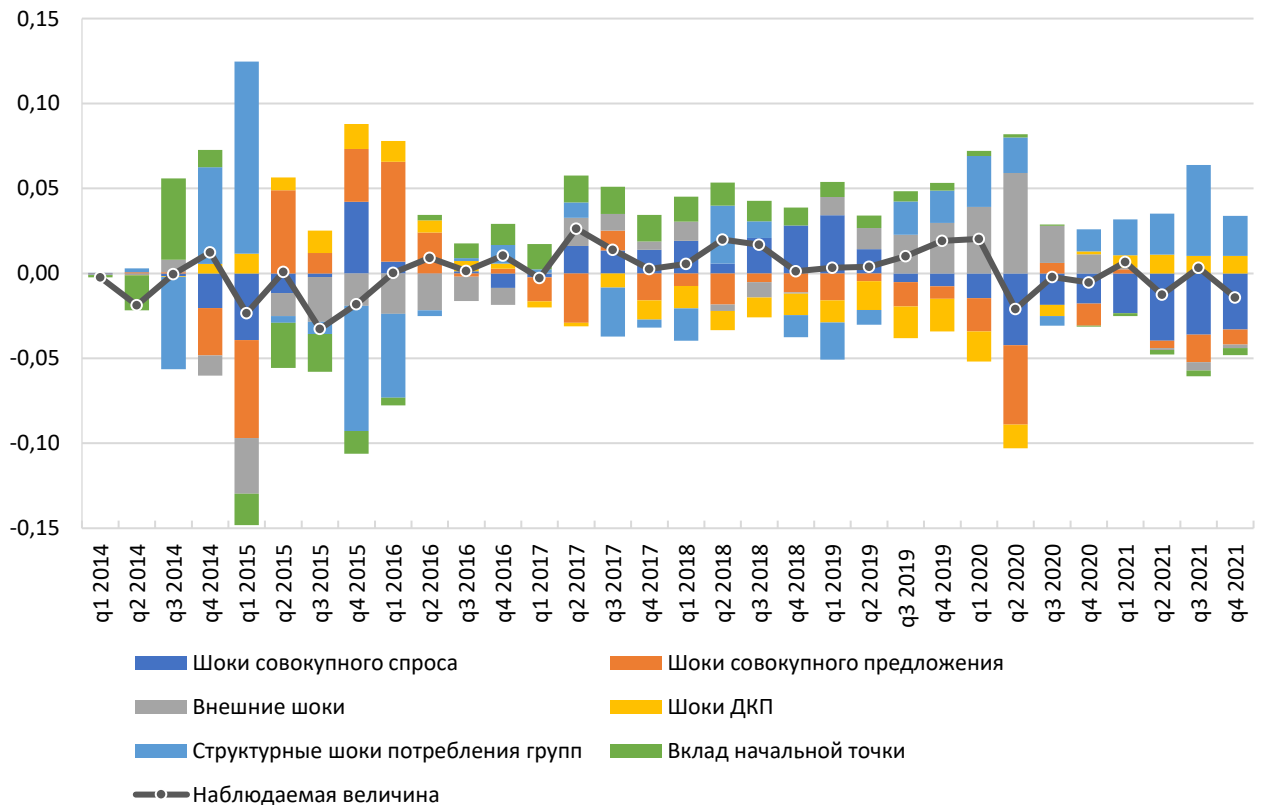
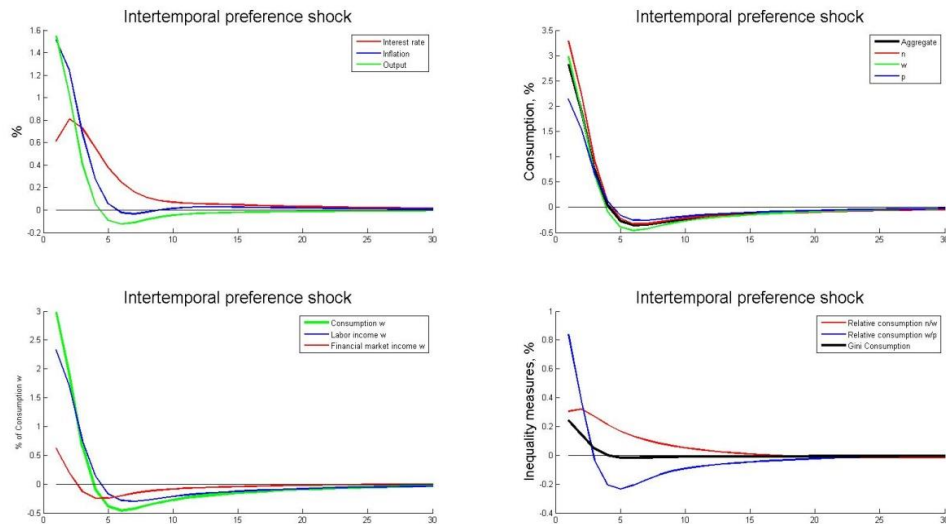


Рисунок П5.5. Декомпозиция относительного потребления n/w на шокиРисунок П5.6. Декомпозиция относительного потребления w/r на шоки

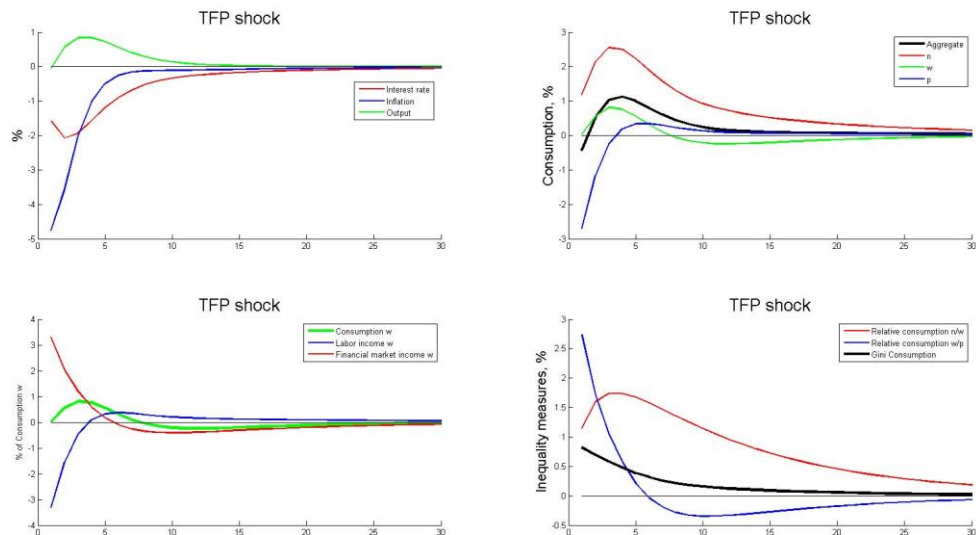
6. ФУНКЦИИ ИМПУЛЬСНЫХ ОТКЛИКОВ

Рисунок П6.1. Импульсный отклик переменных на шок межвременных предпочтений в одно стандартное отклонение



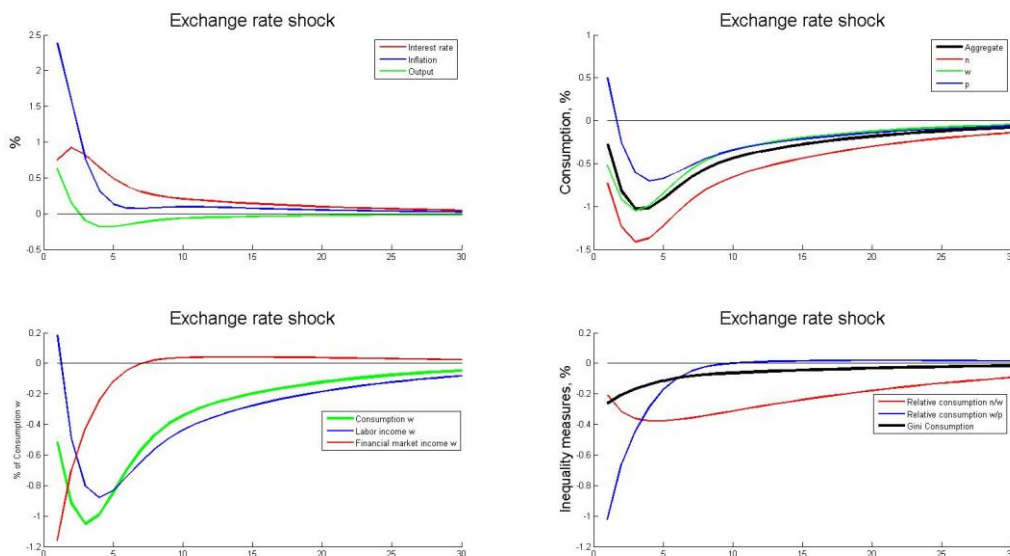
Примечание. Верхний ряд: слева – ключевая ставка (Interest rate), инфляция по ИПЦ (Inflation), выпуск (Output); справа – потребление (Consumption) агрегированное (Aggregate), д/х групп n , w и p . Нижний ряд: слева – потребление д/х группы w (Consumption w), доходы от труда (Labor income w) и доходы от финансового рынка (Financial market income w) в процентах от стационарного уровня потребления д/х группы w ; справа – относительное потребление групп n/w (Relative consumption n/w), относительное потребление групп w/p (Relative consumption w/p), индекс Джини по потреблению без учета внутригрупповой дифференциации (Gini Consumption).

Рисунок П6.2. Импульсный отклик переменных на шок общей факторной производительности в одно стандартное отклонение



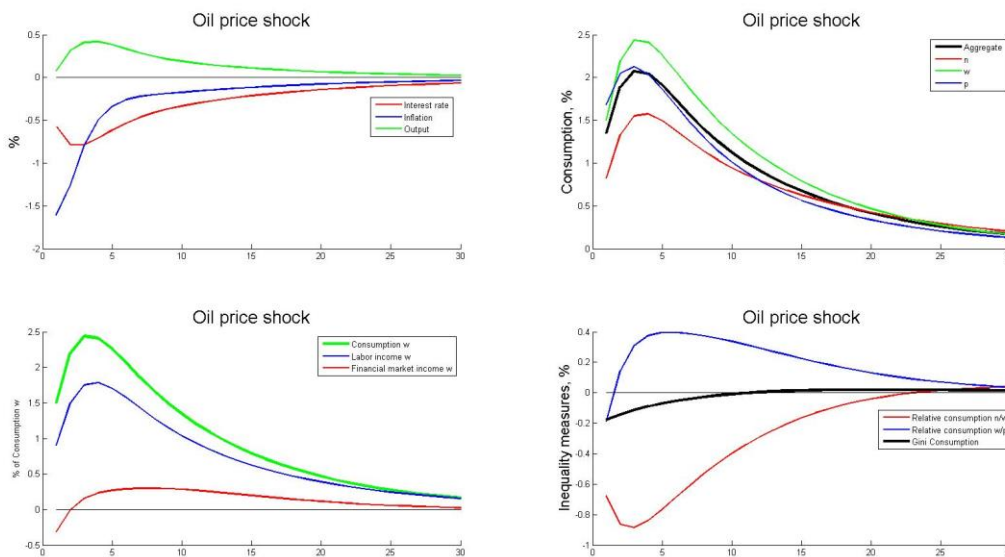
Примечание. Верхний ряд: слева – ключевая ставка (Interest rate), инфляция по ИПЦ (Inflation), выпуск (Output); справа – потребление (Consumption) агрегированное (Aggregate), д/х групп n , w и p . Нижний ряд: слева – потребление д/х группы w (Consumption w), доходы от труда (Labor income w) и доходы от финансового рынка (Financial market income w) в процентах от стационарного уровня потребления д/х группы w ; справа – относительное потребление групп n/w (Relative consumption n/w), относительное потребление групп w/p (Relative consumption w/p), индекс Джини по потреблению без учета внутригрупповой дифференциации (Gini Consumption).

Рисунок П6.3. Импульсный отклик переменных на шок внешней премии (валютного курса) в одно стандартное отклонение



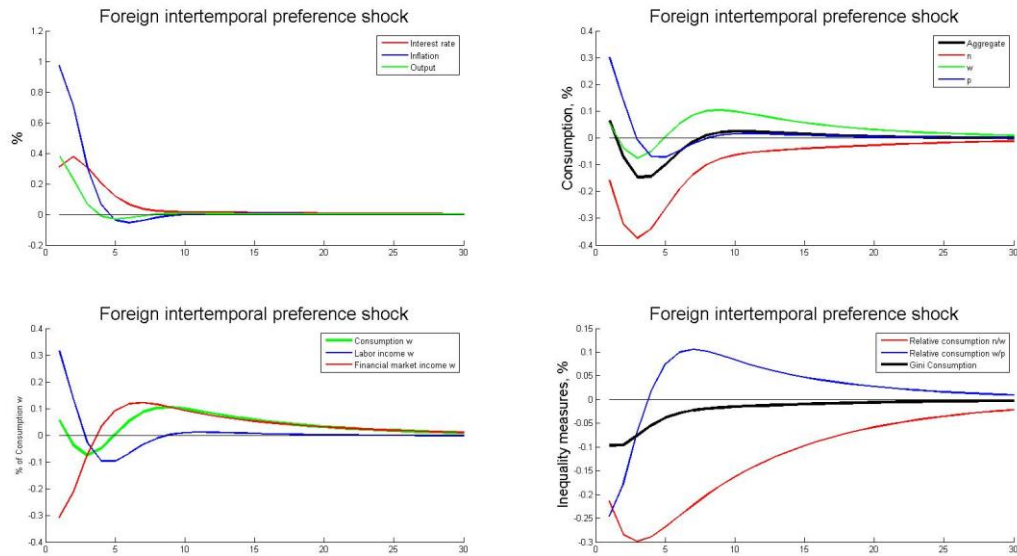
Примечание. Верхний ряд: слева – ключевая ставка (Interest rate), инфляция по ИПЦ (Inflation), выпуск (Output); справа – потребление (Consumption) агрегированное (Aggregate), д/х групп n , w и p . Нижний ряд: слева – потребление д/х группы w (Consumption w), доходы от труда (Labor income w) и доходы от финансового рынка (Financial market income w) в процентах от стационарного уровня потребления д/х группы w ; справа – относительное потребление групп n/w (Relative consumption n/w), относительное потребление групп w/p (Relative consumption w/p), индекс Джини по потреблению без учета внутригрупповой дифференциации (Gini Consumption).

Рисунок П6.4. Импульсный отклик переменных на шок цены на нефть в одно стандартное отклонение



Примечание. Верхний ряд: слева – ключевая ставка (Interest rate), инфляция по ИПЦ (Inflation), выпуск (Output); справа – потребление (Consumption) агрегированное (Aggregate), д/х групп n , w и p . Нижний ряд: слева – потребление д/х группы w (Consumption w), доходы от труда (Labor income w) и доходы от финансового рынка (Financial market income w) в процентах от стационарного уровня потребления д/х группы w ; справа – относительное потребление групп n/w (Relative consumption n/w), относительное потребление групп w/p (Relative consumption w/p), индекс Джини по потреблению без учета внутригрупповой дифференциации (Gini Consumption).

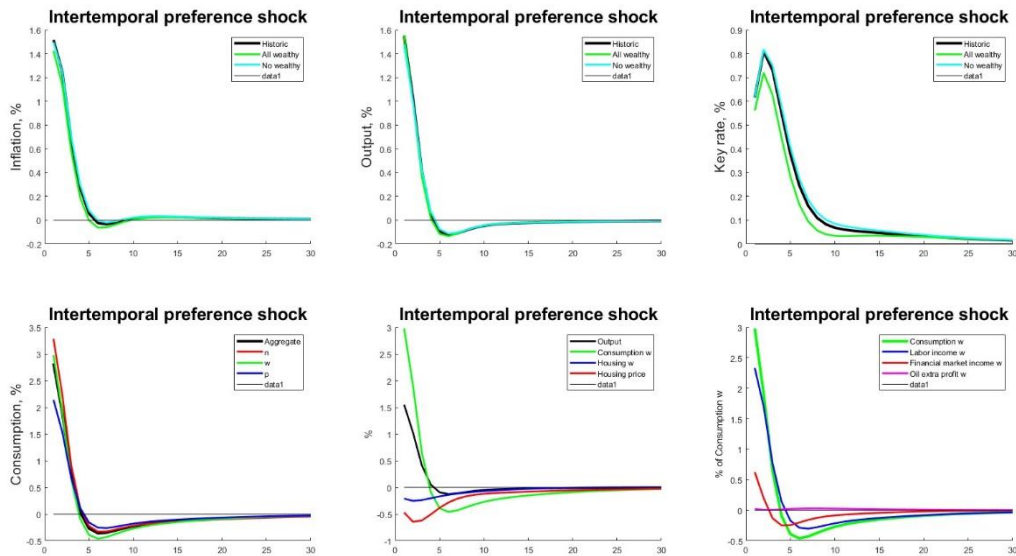
Рисунок П6.5. Импульсный отклик переменных на шок межвременных предпочтений за рубежом в одно стандартное отклонение



Примечание. Верхний ряд: слева – ключевая ставка (Interest rate), инфляция по ИПЦ (Inflation), выпуск (Output); справа – потребление (Consumption) агрегированное (Aggregate), n и w и p . Нижний ряд: слева – потребление w (Consumption w), доходы от труда (Labor income w) и доходы от финансового рынка (Financial market income w) в процентах от стационарного уровня потребления w ; справа – относительное потребление групп n/w (Relative consumption n/w), относительное потребление групп w/p (Relative consumption w/p), индекс Джини по потреблению без учета внутригрупповой дифференциации (Gini Consumption).

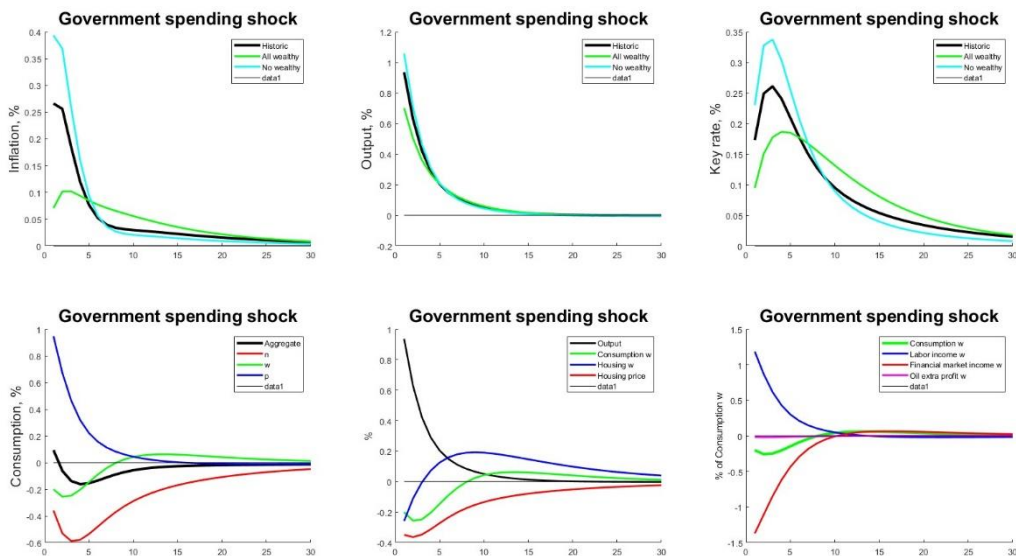
7. ЭКСПЕРИМЕНТЫ С ДОЛЕЙ Д/Х ГРУППЫ W

Рисунок П7.1. Эксперименты с долей группы w. Шок межвременных предпочтений в одно стандартное отклонение

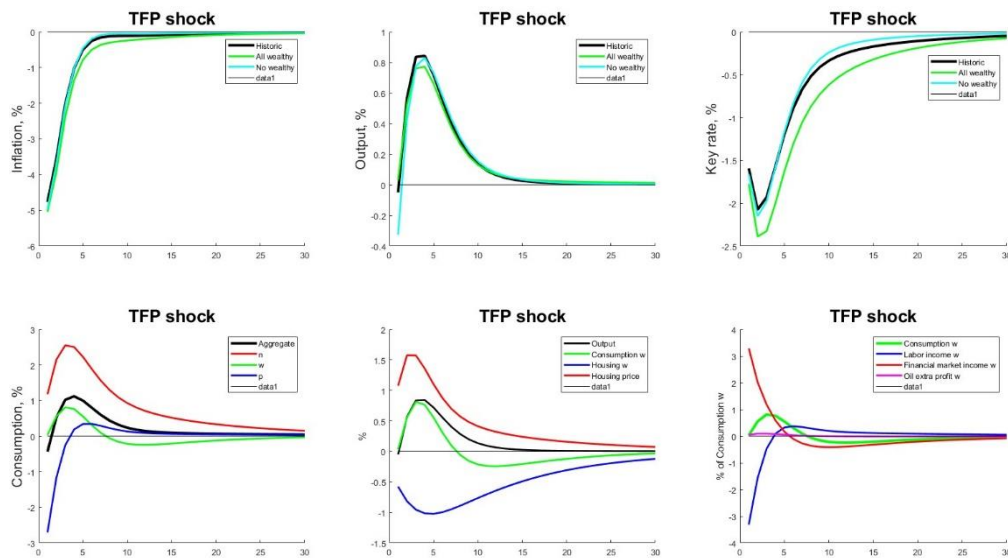


Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n, w, p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w, цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w.

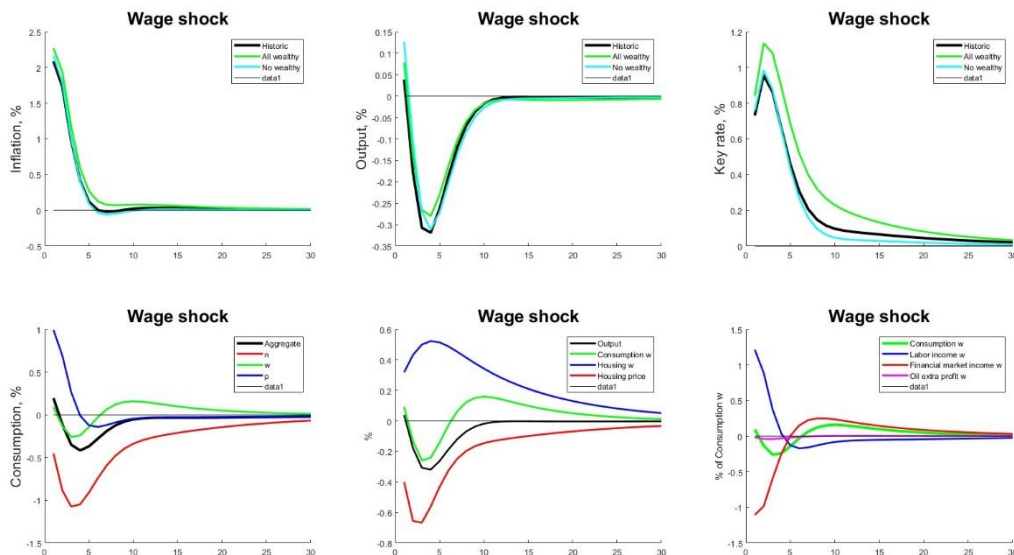
Рисунок П7.2. Эксперименты с долей группы w. Шок госрасходов в одно стандартное отклонение



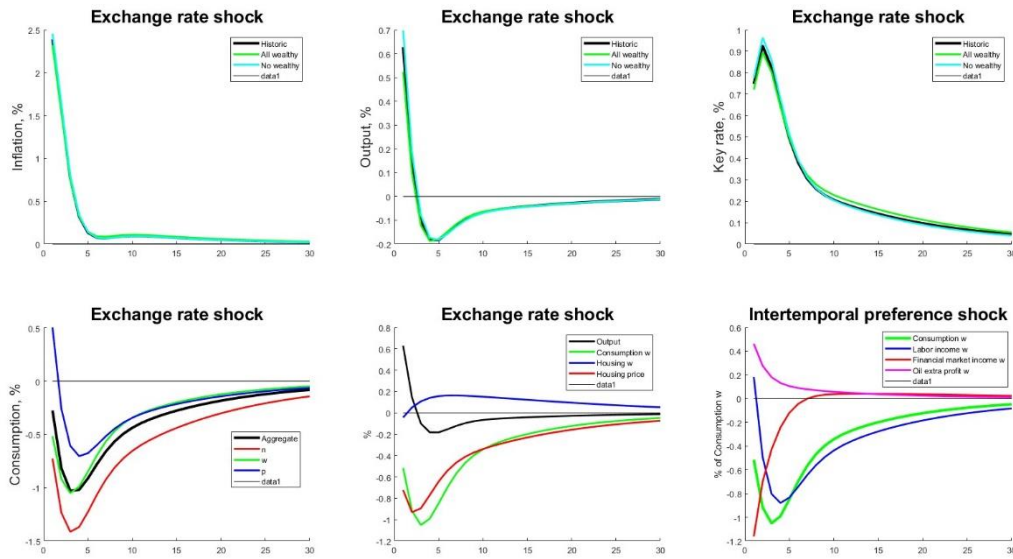
Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n, w, p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w, цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w.

Рисунок П7.3. Эксперименты с долей группы w . Технологический шок в одно стандартное отклонение

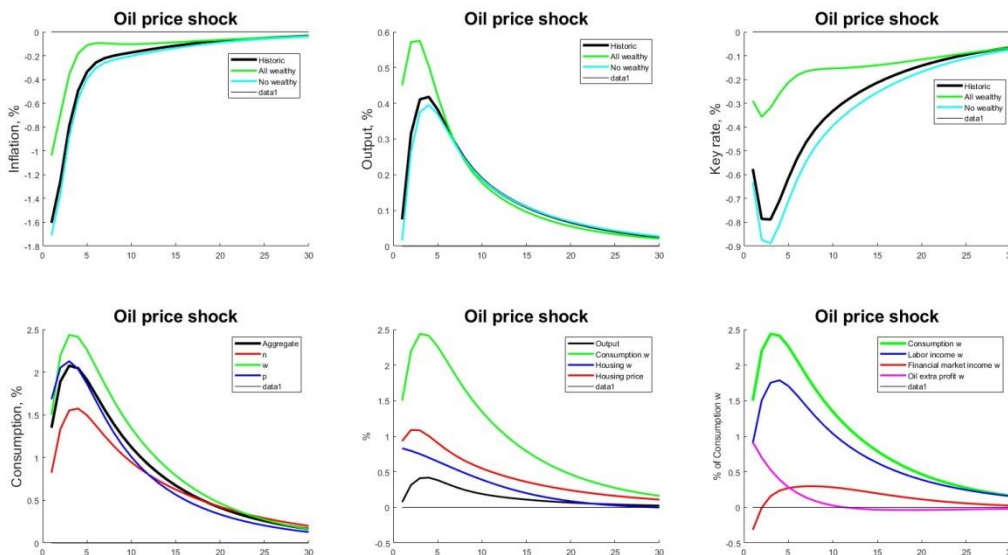
Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

Рисунок П7.4. Эксперименты с долей группы w . Шок зарплаты в одно стандартное отклонение

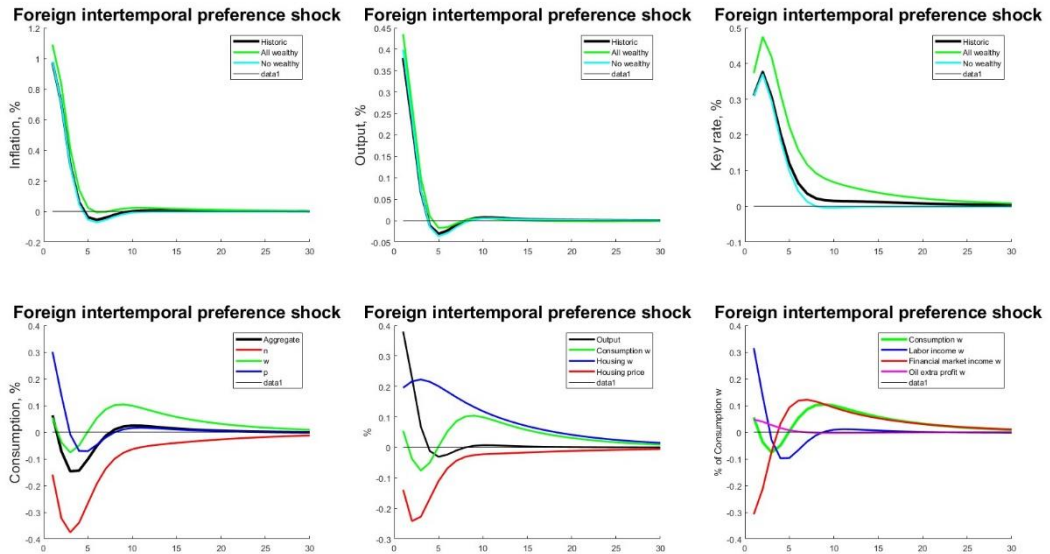
Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

Рисунок П7.5. Эксперименты с долей группы w . Шок валютного курса в одно стандартное отклонение

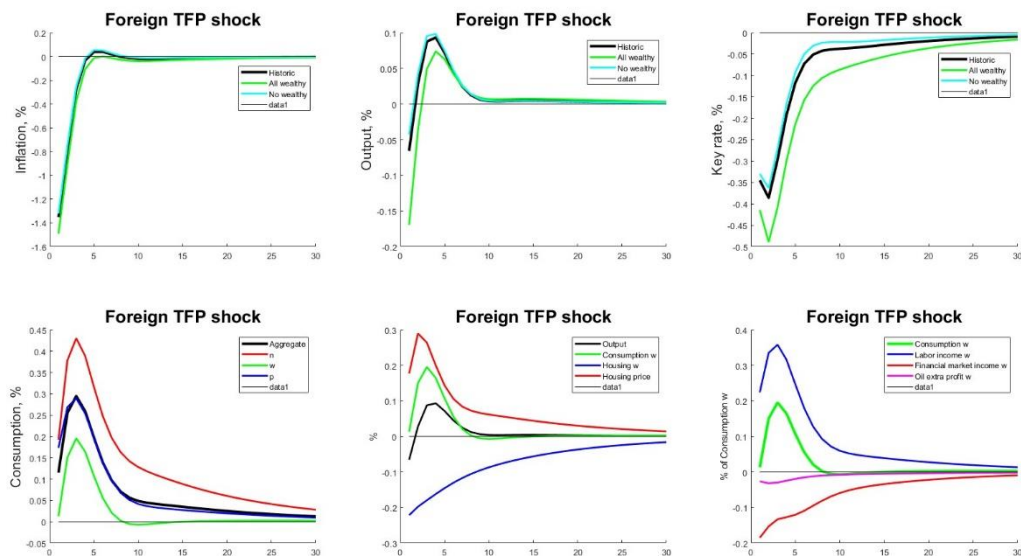
Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

Рисунок П7.6. Эксперименты с долей группы w . Шок цены на нефть в одно стандартное отклонение

Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

Рисунок П7.7. Эксперименты с долей группы w . Шок зарубежных межвременных предпочтений в одно стандартное отклонение

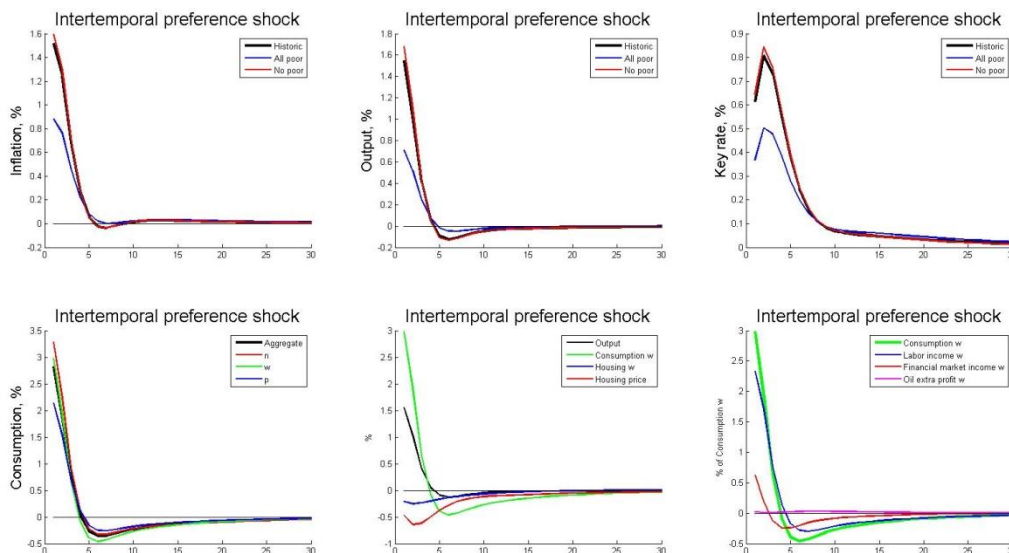
Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w .

Рисунок П7.8. Эксперименты с долей группы w . Шок зарубежной производительности в одно стандартное отклонение

Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All wealthy, No wealthy. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w .

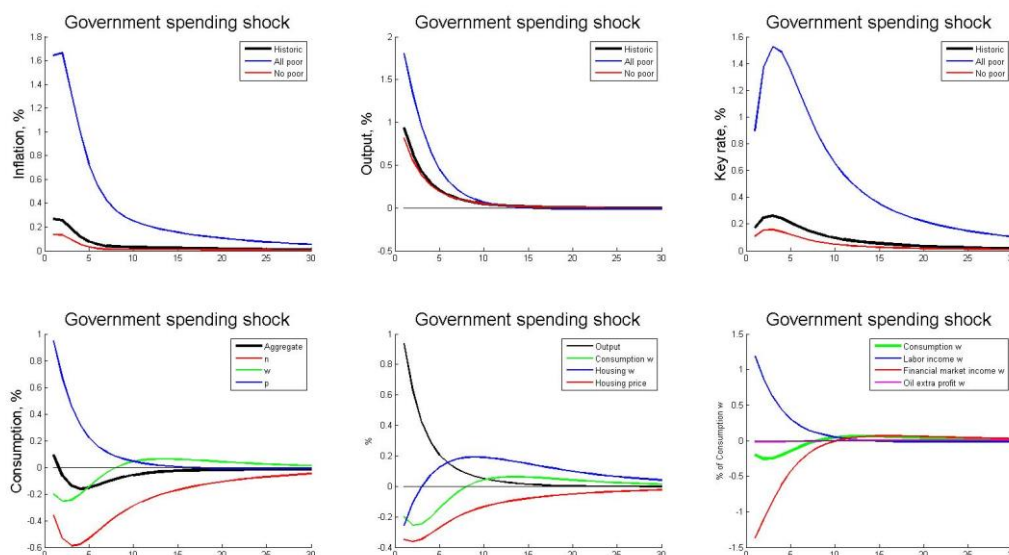
8. ЭКСПЕРИМЕНТЫ С ДОЛЕЙ Д/Х ГРУППЫ P

Рисунок П8.1. Эксперименты с долей группы p . Шок межвременных предпочтений в одно стандартное отклонение

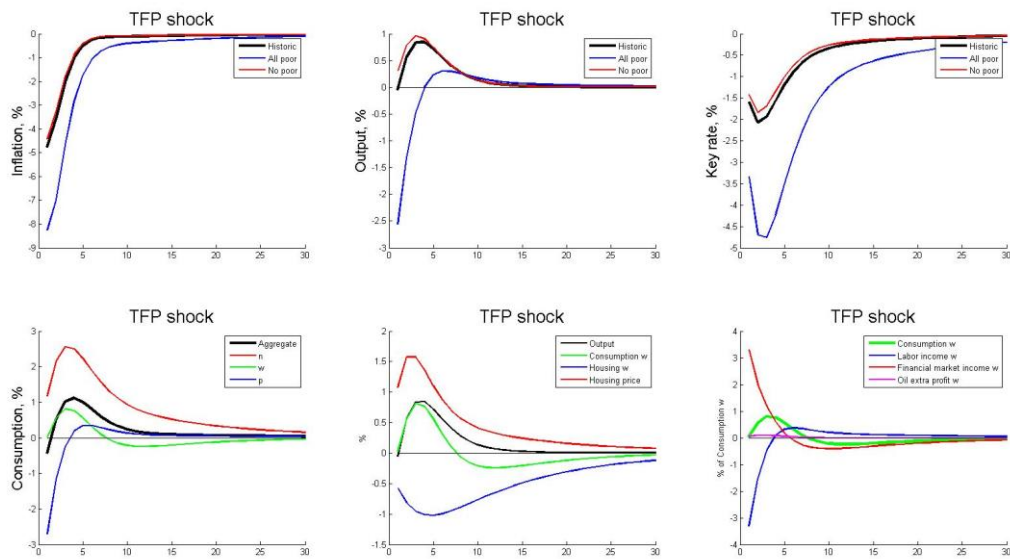


Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w .

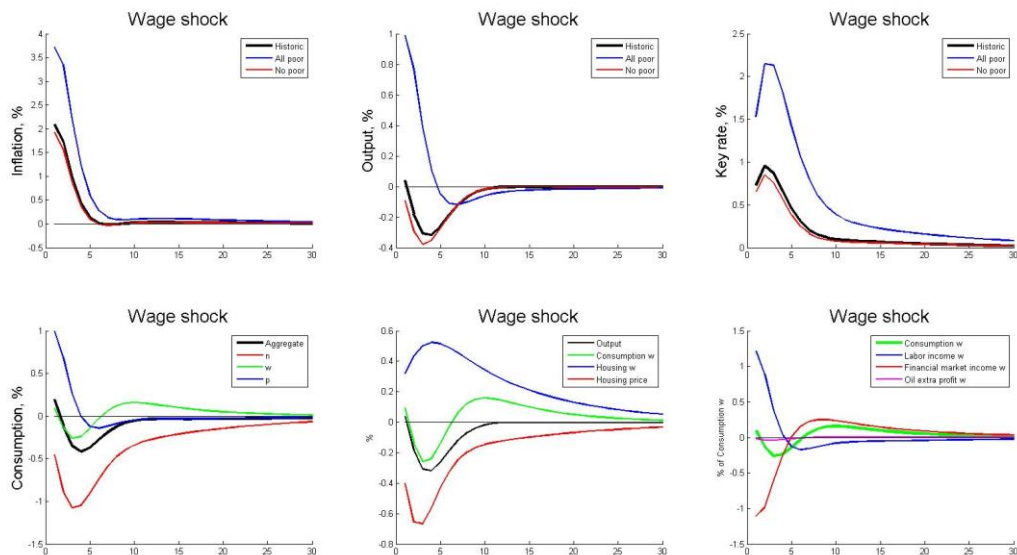
Рисунок П8.2. Эксперименты с долей группы p . Шок госрасходов в одно стандартное отклонение



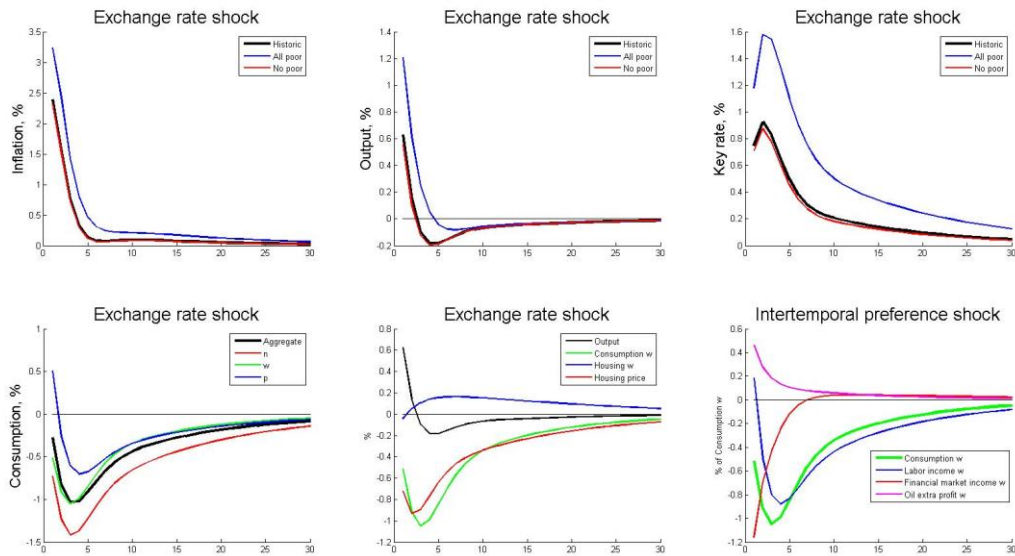
Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w .

Рисунок П8.3. Эксперименты с долей группы p . Технологический шок в одно стандартное отклонение

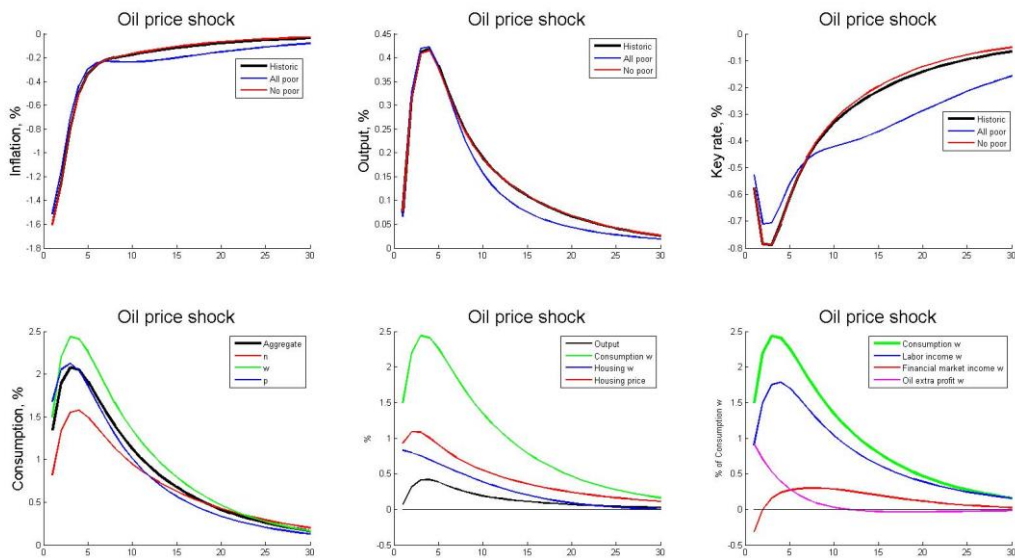
Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n, w, p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w, цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w.

Рисунок П8.4. Эксперименты с долей группы p . Шок зарплаты в одно стандартное отклонение

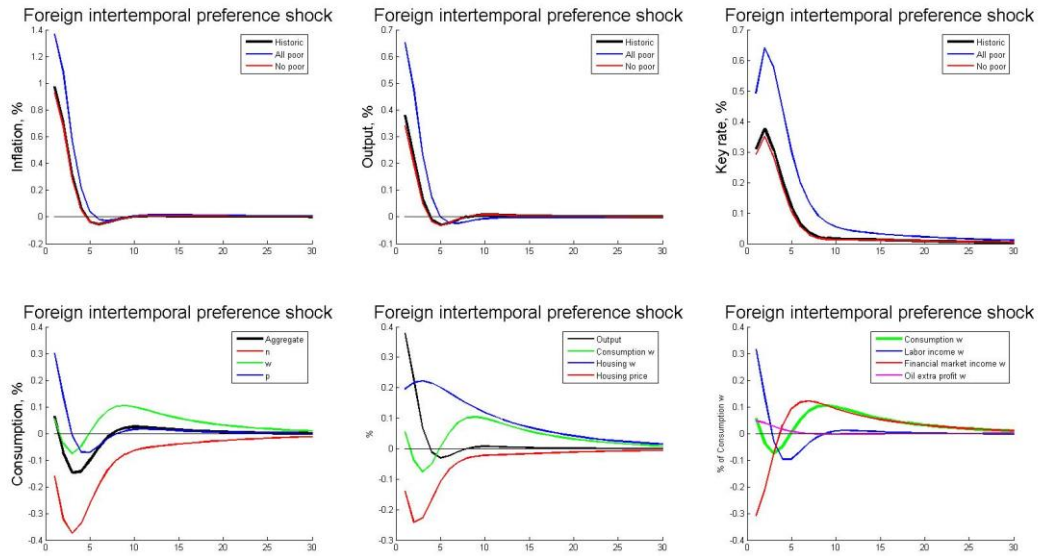
Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n, w, p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w, цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления д/х группы w.

Рисунок П8.5. Эксперименты с долей группы p . Шок валютного курса в одно стандартное отклонение

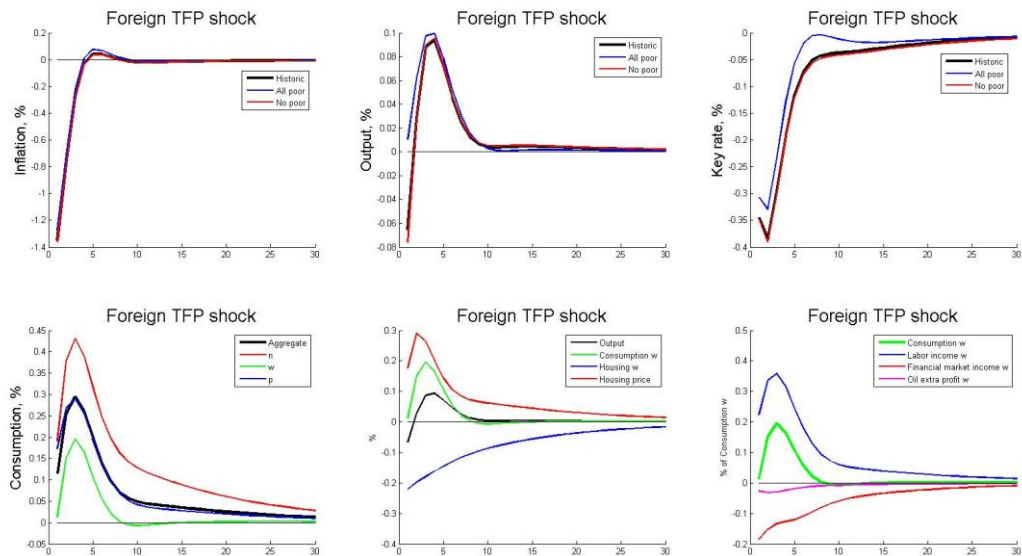
Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

Рисунок П8.6. Эксперименты с долей группы p . Шок цены на нефть в одно стандартное отклонение

Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

Рисунок П8.7. Эксперименты с долей группы p . Шок зарубежных межвременных предпочтений в одно стандартное отклонение

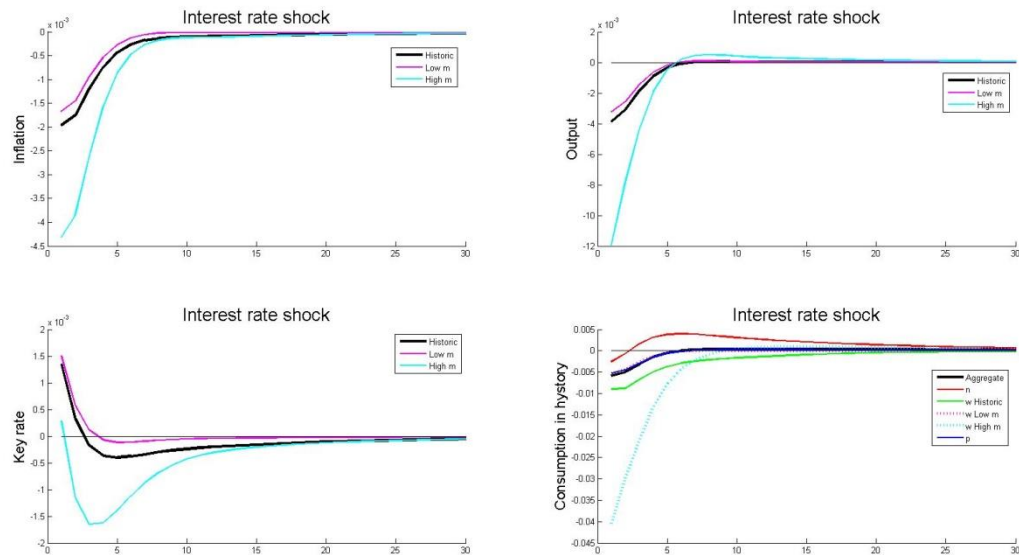
Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов – All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

Рисунок П8.8. Эксперименты с долей группы p . Шок зарубежной производительности в одно стандартное отклонение

Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output), ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: All poor, No poor. Нижний ряд (для исторических параметров): реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , w , p); выпуска (Output), потребления услуг недвижимости (Housing) группы w , цены недвижимости (Housing price); вклад трудовых (Labor income) и финансовых (Financial market income) доходов, доли сверхприбыли от экспорта нефти (Oil extra profit) в процентах от общего потребления d/x группы w .

9. ЭКСПЕРИМЕНТ С ПАРАМЕТРОМ m

Рисунок П9.1. Эксперименты с параметром m , задающим пределы кредитования д/х группы w . Шок ставки (ДКП) в одно стандартное отклонение



Примечание. Верхний ряд: реакция инфляции (Inflation), выпуска (Output). Нижний левый ряд: реакция ставки процента (Key rate) для случаев исторической параметризации (Historic), а также двух экспериментов: Low m ($m = 0,1$), High m ($m = 0,9$). Нижний правый ряд: реакция потребления (Consumption) агрегированного (Aggregate) и трех групп (n , p) для исторической параметризации, а также группы w для трех случаев (Historic, Low m , High m).

10. АЛЬТЕРНАТИВНЫЙ ВАРИАНТ БАЙЕСОВСКОЙ ОЦЕНКИ МОДЕЛИ

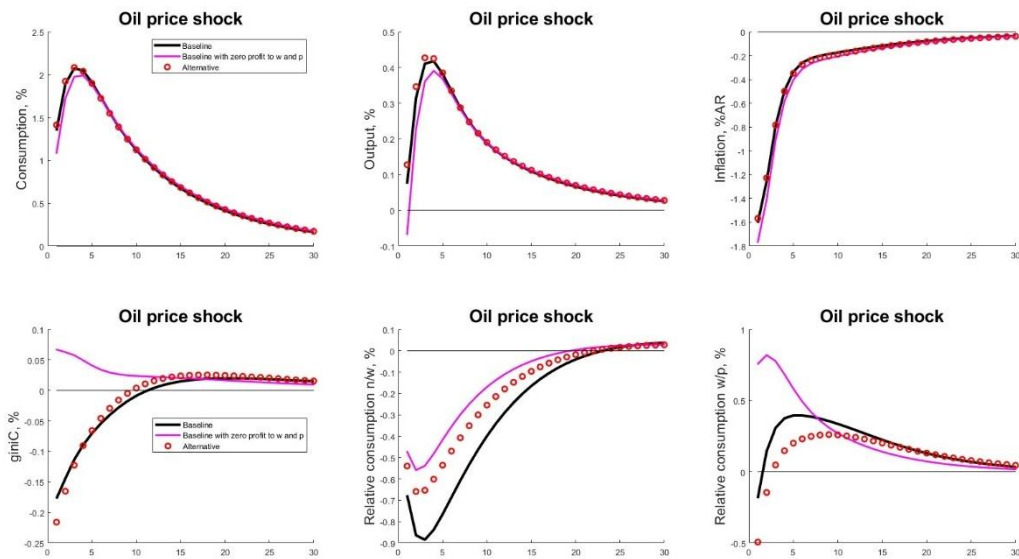
Таблица П10. Анализ робастности байесовской оценки

	Базовый					Альтернативный				
	Априорное		Апостериорное			Априорное		Апостериорное		
	Тип	Ср.	Стд. откл.	Мода	Стд. откл.	Тип	Ср.	Стд. откл.	Мода	Стд. откл.
σ_h	G*	3	0,5	2,0643	0,3636	G	3	0,5	2,0634	0,3589
η	G	1,1	0,2	0,8427	0,1557	G	1,1	0,2	0,8414	0,1556
η^*	G	0,5	0,25	0,2465	0,1438	G	0,5	0,25	0,2458	0,1430
ξ	B	0,4	0,05	0,4222	0,0490	B	0,4	0,05	0,4165	0,0485
ξ^*	B	0,4	0,05	0,3782	0,0473	B	0,4	0,05	0,3790	0,0474
α	G	0,7	0,2	0,6786	0,2008	G	0,7	0,2	0,6777	0,2010
δ^*	G	2	0,75	1,2971	0,2930	G	2	0,75	1,2605	0,2901
θ_H	B	0,65	0,03	0,5909	0,0237	B	0,65	0,03	0,5902	0,0238
θ_N	B	0,65	0,03	0,6268	0,0251	B	0,65	0,03	0,6268	0,0251
θ_F	B	0,65	0,03	0,5843	0,0426	B	0,65	0,03	0,5831	0,0428
θ^*	B	0,75	0,05	0,7739	0,0287	B	0,75	0,05	0,7734	0,0288
χ	B	0,5	0,1	0,2261	0,0570	B	0,5	0,1	0,2263	0,0574
k_π	N	2	0,2	1,8562	0,1516	N	2	0,2	1,8834	0,1516
k_π^*	N	1,5	0,2	1,1169	0,1957	N	1,5	0,2	1,1113	0,1990
k_y	N	0,05	0,01	0,0509	0,0099	U			0,0534	0,0270
k_y^*	N	0,2	0,2	0,1987	0,0190	U			0,1909	0,0505
ν	N	0,05	0,02	0,0460	0,0155	N	0,05	0,02	0,0465	0,0154
ξ_x	N	0,04	0,02	0,0288	0,0117	N	0,04	0,02	0,0278	0,0118
$\gamma_{oil,p}$	B	0,2	0,05	0,2045	0,0462	U			0,2489	0,0944
$\gamma_{oil,w}$	B	0,3	0,05	0,2887	0,0497	U			0	-
ρ_A	B	0,5	0,1	0,7153	0,0737	B	0,5	0,1	0,7201	0,0742
ρ_G	B	0,7	0,1	0,7700	0,0748	B	0,7	0,1	0,7703	0,0749
ρ_{Tp}	B	0,5	0,1	0,1893	0,0544	B	0,5	0,1	0,1909	0,0541
ρ_β	B	0,5	0,1	0,3885	0,1013	B	0,5	0,1	0,3890	0,0998
ρ_w	B	0,5	0,1	0,4453	0,1105	B	0,5	0,1	0,4520	0,1079
ρ_{rp}	B	0,5	0,1	0,5181	0,0844	B	0,5	0,1	0,5232	0,0852
σ_{ε_i}	U			0,0022	0,0004	U			0,0022	0,0004
$\sigma_{\varepsilon_i^*}$	U			0,0028	0,0005	U			0,0028	0,0005
σ_{ε_A}	U			0,0319	0,0053	U			0,0319	0,0053

	Базовый					Альтернативный				
	Априорное		Апостериорное			Априорное		Апостериорное		
	Тип	Ср.	Стд. откл.	Мода	Стд. откл.	Тип	Ср.	Стд. откл.	Мода	Стд. откл.
$\sigma_{\varepsilon_A^*}$	U			0,0509	0,0188	U			0,0507	0,0187
$\sigma_{\varepsilon_x^*}$	U			0,1750	0,0226	U			0,1750	0,0226
σ_{ε_G}	U			0,0287	0,0037	U			0,0287	0,0037
$\sigma_{\varepsilon_{Tp}}$	U			0,2479	0,0365	U			0,2459	0,0363
$\sigma_{\varepsilon_{Tup}}$	U			0,5514	0,0686	U			0,5508	0,0688
$\sigma_{\varepsilon_\beta}$	U			0,0390	0,0074	U			0,0384	0,0072
$\sigma_{\varepsilon_{\beta^*}}$	U			0,0240	0,0036	U			0,0239	0,0037
σ_{ε_w}	U			0,0365	0,0056	U			0,0365	0,0056
$\sigma_{\varepsilon_{rp}}$	U			0,0246	0,0055	U			0,0242	0,0055
$\sigma_{\varepsilon_{cnwp}}$	G	0,02	0,01	0,0121	0,0021	G	0,02	0,01	0,0117	0,0020

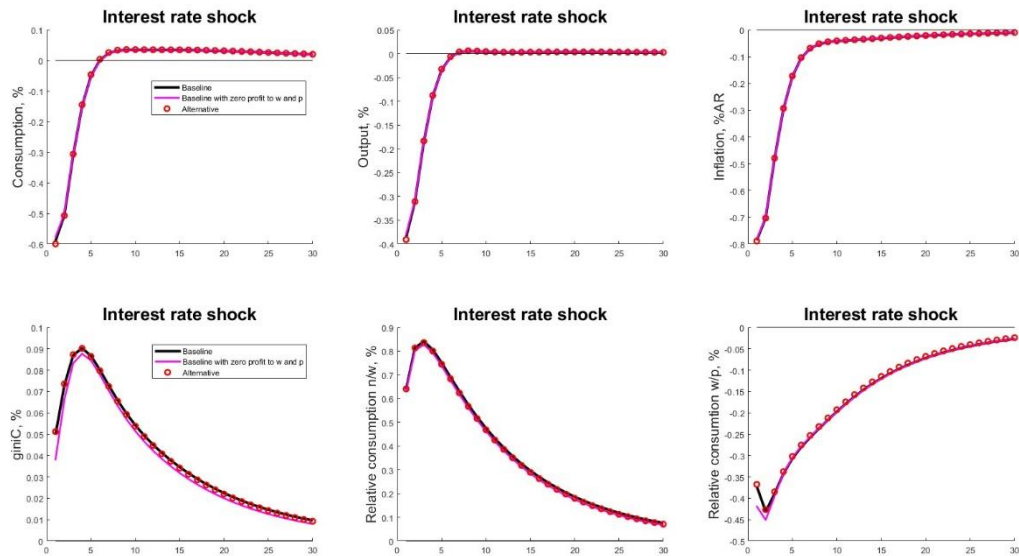
* U – равномерное распределение; B – бета распределение; G – гамма распределение.
Источник: расчеты авторов.

Рисунок П10.1. Функции импульсного отклика на шок реальной цены на нефть в одно стандартное отклонение для базового ('Baseline') и альтернативного ('Alternative') вариантов оценки модели



Примечание. 'Baseline with zero profit to w and p' – базовый вариант с обнуленными долями $\gamma_{oil,w} = 0$ и $\gamma_{oil,p} = 0$.

Рисунок П10.2. Функции импульсного отклика на шок ДКП в одно стандартное отклонение для базового ('Baseline') и альтернативного ('Alternative') вариантов оценки модели



Примечание. 'Baseline with zero profit to w and p' – базовый вариант с обнуленными долями $\gamma_{oil,w} = 0$ и $\gamma_{oil,p} = 0$.