

ПОИСК ОПТИМАЛЬНОГО ВАРИАНТА МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ В БЕЛАРУСИ: РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОСТОЙ DSGE-МОДЕЛИ

Александр Зарецкий*

Резюме

В работе с помощью простой новой кейнсианской DSGE-модели сравниваются три возможных варианта монетарной политики в Беларуси, основанные на таргетировании инфляции. Большинство параметров модели определяются исходя из статистических данных по экономике Беларуси. Анализ показывает, что среди рассмотренных вариантов наиболее эффективным является жесткое таргетирование инфляции. При данном варианте изменения инфляции, разрыва выпуска и других экономических переменных после шоков наименьшие и достигается наименьшее значение функции потерь благосостояния домохозяйств. Еще одним результатом является то, что в рамках модели большие значения параметров функции реакции центрального банка на целевые переменные монетарной политики приводят к меньшим потерям благосостояния. Тем не менее в реальной экономике данная закономерность может не соблюдаться, так как экономические агенты могут не владеть всей необходимой информацией для верной интерпретации действий центрального банка. Исходя из этого делается вывод, что центральному банку целесообразно применять вариант монетарной политики, основанный на жестком таргетировании инфляции с умеренно высоким коэффициентом при инфляции. Причем данный вариант может рассматриваться как более эффективный по сравнению с гибким таргетированием инфляции как согласно формальным критериям, так и по причине ненаблюдаемости разрыва выпуска, что может приводить к потерям благосостояния из-за ошибок измерения.

Содержание

1. Введение	2
2. Использование DSGE-моделей для анализа монетарной политики	2
2.1. Новые кейнсианские DSGE-модели: выводы для монетарной политики	2
2.2. Проблемы применения DSGE-модели в Беларуси	4
3. Сравнение возможных вариантов монетарной политики в Беларуси с помощью DSGE-модели	6
3.1. Описание модели	6
3.2. Калибровка параметров	8
3.3. Сравнение вариантов монетарной политики	11
4. Заключение	17
Литература	18
Приложение 1. Занятость и реальная заработная плата в Беларуси	19
Приложение 2. Оценка эластичности потребления по реальной заработной плате	20
Приложение 3. Характеристики общефакторной производительности	21
Приложение 4. Код DSGE-модели для программы Dynare	23
Приложение 5. Отклики переменных на шоки при втором варианте монетарной политики ..	25
Приложение 6. Отклики переменных на шоки при третьем варианте монетарной политики ..	26

Рабочий материал Исследовательского центра ИПМ

WP/12/06



ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ЦЕНТР ИПМ
исследования • прогнозы • мониторинг

ул. Захарова, 50 Б, 220088, Минск, Беларусь
тел./факс +375 17 210 0105
веб-сайт: <http://research.by/>
e-mail: research@research.by

© 2012 Исследовательский центр ИПМ

Позиция, представленная в документе, отражает точку зрения авторов и может не совпадать с позицией организаций, которые они представляют.

* Экономист Исследовательского центра ИПМ, e-mail: zaretsky@research.by. Автор выражает благодарность Дмитрию Круку за полезные комментарии к ранней версии данной работы.

1. ВВЕДЕНИЕ

Современные динамические стохастические модели общего равновесия (DSGE)¹, базирующиеся на новой кейнсианской экономической теории, являются мощным инструментом анализа монетарной политики. В рамках данных моделей может быть формально получена функция потерь благосостояния домохозяйств, с помощью которой можно сравнивать различные варианты монетарной политики и находить ее оптимальный (в рамках модели) вариант. Новые кейнсианские DSGE-модели начали активно применяться с конца 1990-х гг., и в настоящее время их используют многие центральные банки. Среди них Европейский центральный банк, Федеральная резервная система, Банк Англии, Банк Канады, Риксбанк Швеции, Банк Норвегии, Центральный банк Чили, Центральный резервный банк Перу и др. (Tovar, 2009). Национальный банк Беларуси в середине 2000-х гг. также начал заниматься исследованиями в области применения новых кейнсианских моделей для анализа монетарной политики, в результате чего была разработана модель среднесрочного прогнозирования и проектирования монетарной политики (Демиденко, 2008).

Для Беларуси определение оптимального варианта монетарной политики можно считать одним из наиболее актуальных вопросов для монетарных властей (особенно в контексте кризиса 2011 г.). В связи с этим представляется целесообразным исследовать данную проблему с помощью современного инструментария – новых кейнсианских DSGE-моделей.

Цель данной работы – оценить ожидаемые последствия различных вариантов монетарной политики в Беларуси с помощью простой новой кейнсианской DSGE-модели и определить ее наиболее эффективный вариант. Для этого будут рассмотрены теоретические аспекты проблемы, построена модель и оценены ее параметры с учетом особенностей Беларуси.

Работа имеет следующую структуру. Во втором разделе кратко рассматриваются новые кейнсианские DSGE-модели и их применение для анализа монетарной политики, а также потенциальные проблемы использования DSGE-модели в Беларуси. В третьем разделе строится простая DSGE-модель, калибруются ее параметры, и осуществляется сравнение трех вариантов монетарной политики, после чего определяется наиболее эффективный ее вариант. В четвертом разделе подводятся итоги исследования.

2. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ DSGE-МОДЕЛЕЙ ДЛЯ АНАЛИЗА МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ

2.1. Новые кейнсианские DSGE-модели: выводы для монетарной политики

Новые кейнсианские DSGE-модели, в отличие от моделей реального делового цикла, основываются по крайней мере на двух важных предпосылках: о монополистической конкуренции на товарном рынке и номинальной жесткости цен. Реализация данных предпосылок приводит к тому, что в модели монетарная политика не является нейтральной в краткосрочном периоде, что имеет место и в реальной экономике.

Новую кейнсианскую DSGE-модель можно сжато представить с помощью трех ключевых соотношений, которые отражают условия оптимальности домохозяйств и фирм. Первое соотношение – новая кейнсианская кривая Филлипса – показывает, что текущая инфляция зависит от ожидаемой будущей инфляции и разрыва выпуска (Galí, 2008, с. 49, соотношение (21)):

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa \tilde{y}_t, \quad (1)$$

где π_t – инфляция, $\beta \in (0,1)$ – коэффициент дисконтирования в оптимизационной задаче домохозяйства, $E_t\{X_n\} = E(X_n|IN_t)$ – рациональное ожидание переменной X_n (математическое ожидание переменной X_n при условии доступной в периоде времени t информации (IN_t)), κ – функция параметров модели, \tilde{y}_t – разрыв выпуска (логарифмическое отклонение фактического выпуска от потенциального).

¹ О методологии DSGE-моделирования см. работу Зарецкий (2012).

Второе соотношение – динамическая кривая IS – отражает зависимость разрыва выпуска от ожидаемого будущего разрыва выпуска и отклонения реальной процентной ставки от естественной процентной ставки, которая зависит от ожидаемой динамики потенциального выпуска (Galí, 2008, с. 49, соотношение (22)):

$$\tilde{y}_t = -\frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - r_t^n) + E_t\{\tilde{y}_{t+1}\}, \quad (2)$$

где σ – параметр функции полезности ($\frac{1}{\sigma}$ – эластичность потребления по реальной заработной плате), i_t – процентная ставка², r_t^n – естественная (natural) процентная ставка.

Третье соотношение – это монетарное правило для процентной ставки³, которое в наиболее простой форме может быть записано следующим образом (Galí, 2008, с. 50, соотношение (25)):

$$i_t = \rho + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + v_t, \quad (3)$$

где $\rho = -\ln \beta$; $\phi_\pi, \phi_y \geq 0$ – параметры, отражающие силу реакции центрального банка на нежелательную динамику целевых переменных монетарной политики (инфляции и разрыва выпуска), v_t – экзогенный компонент процентной ставки.

Система (1)–(3) является удобным инструментом для анализа трансмиссионного механизма монетарной политики. В частности, она позволяет количественно оценить реакцию переменных модели на экзогенное увеличение процентной ставки центральным банком (то есть не связанное с изменением значений целевых переменных монетарной политики), а также на другие шоки.

В рамках новых кейнсианских DSGE-моделей можно формально получить функцию потерь благосостояния домохозяйств, которая может использоваться для нахождения оптимального варианта реализации монетарной политики и сравнения эффективности различных вариантов. Функция потерь выводится путем разложения функции полезности репрезентативного домохозяйства в ряд Тейлора второго порядка около эффективного состояния⁴. Эффективным состоянием экономики считается состояние, являющееся результатом решения задачи «социального планировщика» (social planner), то есть некоторого гипотетического агента, целью которого является максимизация благосостояния домохозяйств. Задача социального планировщика представляет собой максимизацию полезности домохозяйства при учете технологического ограничения (производственной функции). Функцию потерь домохозяйства за период можно представить следующим образом (Galí, 2008, с. 82):

$$L = \frac{1}{2}[a_1 var(\tilde{y}_t) + a_2 var(\pi_t)], \quad (4)$$

где L – мера потерь домохозяйства за период; a_1, a_2 – функции параметров модели.

Из (4) видно, что потери тем меньше, чем меньше дисперсия инфляции и разрыва выпуска.

Вид оптимальной монетарной политики в рамках DSGE-моделей зависит от того, эффективен ли потенциальный выпуск (выпуск при гибких ценах) в каждый момент времени. Если потенциальный выпуск с помощью мер фискальной политики может поддерживаться на эффективном уровне (который наблюдается в совершенно конкурентной экономике), то

² Процентная ставка в модели отражает альтернативную доходность, которая используется при оценке рыночной стоимости однопериодной дисконтной облигации.

³ В подобных моделях по умолчанию считается, что в качестве инструмента монетарной политики должна выступать процентная ставка, так как в условиях нестабильности спроса на деньги и использования правила для денежного агрегата или обменного курса колебания спроса на деньги будут приводить к колебаниям процентной ставки, а значит, и целевых переменных монетарной политики. Это является нежелательным, так как приводит к дополнительным колебаниям значений инструмента монетарной политики и большим потерям благосостояния домохозяйств. Подробнее о данной проблеме в отношении денежных агрегатов как инструментов см., например, работу Clarida, Galí и Gertler (1999).

⁴ См. работу Galí (2008), с. 86–89.

оптимальная монетарная политика заключается в достижении нулевой инфляции и нулевого разрыва выпуска, то есть достижения $L = 0$. Это может решаться с помощью использования монетарного правила определенного вида.

Если потенциальный выпуск отклоняется от эффективного, то появляется проблема выбора между стабилизацией цен и поддержанием фактического выпуска на эффективном уровне. Формально это можно увидеть из (1). Если центральный банк фокусируется на стабилизации цен, то выпуск будет находиться на потенциальном, но не на эффективном уровне. Если же таргетируется эффективный, а не потенциальный, уровень выпуска, то инфляция не будет равна нулю. В таком случае оптимальная монетарная политика зависит от того, учитывает ли центральный банк ожидаемые значения переменных при принятии решений. В обоих вариантах путем минимизации функции потерь (которая вместо разрыва выпуска содержит эффективный разрыв выпуска) можно получить условия оптимальности монетарной политики и соответствующие оптимальные монетарные правила. Однако такие правила содержат ненаблюдаемые экономические переменные, поэтому в качестве более эффективного алгоритма действий центрального банка может рассматриваться изменение процентной ставки до тех пор, пока не будут выполнены условия оптимальности.

Важным результатом анализа монетарной политики в условиях отклонений потенциального выпуска от эффективного уровня является то, что реализация монетарной политики на основе долгосрочного алгоритма действий (в случае учета ожидаемых значений переменных при минимизации функции потерь благосостояния) приводит к меньшим изменениям инфляции и меньшим отклонениям выпуска от эффективного уровня сразу после воздействия шоков. Более того, имеют место и меньшие потери благосостояния как в период шока, так и в целом за период восстановления значений переменных после шока (несмотря на несколько большие значения изменения инфляции и разрыва выпуска в периоды после шока в сравнении с вариантом монетарной политики, в котором ожидаемые будущие значения переменных не учитываются). Это говорит о важности учета ожидаемой инфляции и разрыва выпуска, а значит, и ожидаемых будущих изменений процентной ставки, при реализации монетарной политики⁵.

2.2. Проблемы применения DSGE-модели в Беларуси

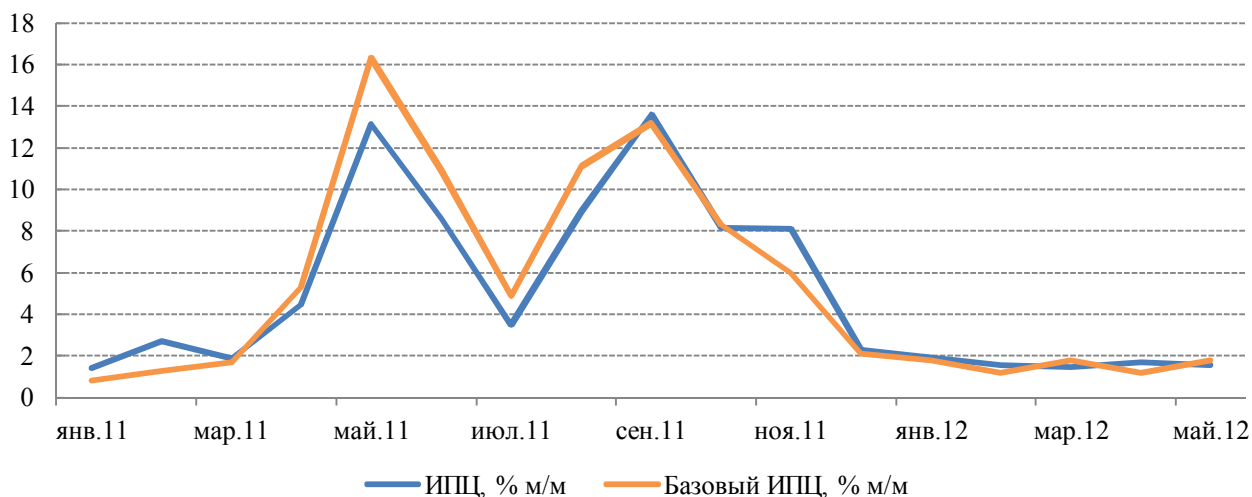
Построение DSGE-модели для Беларуси сопряжено с рядом проблем, причем некоторые из них актуальны и для других моделей.

Во-первых, доступен небольшой объем приемлемых статистических данных. Данные по большинству показателей доступны с 1995 г. Значит, длина временных рядов квартальных данных на данный момент может составлять максимум 69 наблюдений. Для сравнения: Smets и Wouters (2002) использовали 120 наблюдений, Ireland (2004) – 220 наблюдений, Christoffel, Coenen и Warne (2008) – 88 наблюдений. Более того, для некоторых показателей выборка может быть значительно меньше из-за недоступности данных или наличия в них заметных выбросов и структурных сдвигов. Следует, однако, заметить, что большая изменчивость переменных в переходных странах приводит и к большей информативности таких данных, что в некоторой степени решает проблему коротких временных рядов (Пелипась, 2001). Тем не менее вполне вероятно, что эконометрическая оценка параметров DSGE-модели (методом максимального правдоподобия) для Беларуси может привести к значительно смещенным оценкам параметров, поэтому, возможно, в данном случае более корректно использовать калибровку.

Во-вторых, проблемой является административное регулирование цен многих товаров и услуг в Беларуси. В качестве ее решения в расчетах вместо динамики сводного индекса потребительских цен (ИПЦ) можно использовать базовую инфляцию, то есть инфляцию без учета изменения цен, подверженных административному регулированию и сезонным коле-

⁵ Более подробно о большей эффективности монетарной политики на основе следования долгосрочному плану действий в условиях отклонения потенциального выпуска от эффективного см. работу Clarida, Galí и Gertler (1999) и главу 5 работы Galí (2008).

баниям⁶. В то же время подобные товары и услуги на данный момент составляют примерно 18% всего перечня товаров и услуг, которые входят в сводный индекс потребительских цен⁷. Таким образом, при использовании базовой инфляции некорректным становится использование данных по совокупному потреблению. Однако, как отмечают Мирончик и Демиденко (2008), административное регулирование цен в Беларуси не является очень жестким. Действительно, динамика ИПЦ и базового ИПЦ довольно схожа, что можно увидеть, например, на рис. 1, охватывающем период валютного кризиса и период до и после кризиса.



Источник: Белстат.

Рис. 1. Динамика ИПЦ и базового ИПЦ в январе 2011 – мае 2012 гг.

Исходя из схожести динамики базовой инфляции и инфляции по ИПЦ, использование динамики индекса потребительских цен в качестве меры инфляции в случае Беларуси можно считать более обоснованным, чем базовой инфляции.

В-третьих, для анализа монетарной политики в Беларуси должна строиться DSGE-модель малой открытой экономики. В этом случае в уравнениях модели присутствует такой показатель, как инфляция отечественных товаров, потребляемых домохозяйствами (domestic inflation), то есть инфляция без учета изменения цен импортных товаров (Galí и Monacelli, 2005). В Беларуси статистика по такому показателю не ведется. Соответственно, для определения параметров модели необходимо будет делать некоторые упрощения или смириться с погрешностями из-за использования не вполне точных данных.

В-четвертых, следует рассмотреть и еще одну особенность, которая может препятствовать использованию DSGE-модели для анализа и формирования монетарной политики в Беларуси. В DSGE-моделях процентная ставка предполагается ключевым инструментом реализации монетарной политики. Проблемой является то, что в Беларуси процентный канал, согласно эмпирическим исследованиям, не является основным каналом монетарной трансмиссии. В ряде исследований было показано, что Национальный банк с помощью процентной ставки очень слабо влияет на экономику, а основной передаточный эффект наблюдается от обменного курса или через кредитный канал⁸. Следовательно, на практике предсказания модели будут соблюдаться лишь отчасти. В данном контексте стоит отметить, что, несмотря на небольшую эффективность процентного канала, выявленную в эмпирических исследованиях, после валютного кризиса 2011 г. в реализации монетарной политики произошли существенные изменения. С переходом на режим управляемого плавления обменного курса основной целью монетарной политики можно считать поддержание инфляции на низком уровне. В

⁶ Согласно методологии Белстата – http://belstat.gov.by/homep/ru/statinstrum/methodiki/m11_prices.doc.

⁷ 81 позиция из 442 (на основе http://belstat.gov.by/homep/ru/statinstrum/methodiki/m6_prices.doc и http://belstat.gov.by/homep/ru/statinstrum/methodiki/m11_prices.doc).

⁸ См., например, работу Крук (2008).

связи с этим процентная ставка начала играть более важную роль в реализации монетарной политики, и значимость процентного канала уже возросла. В частности, значительно снизить инфляцию в конце 2011 г. удалось в том числе благодаря существенному повышению процентных ставок по операциям поддержания ликвидности Национального банка. О постепенном усилении роли процентной ставки среди инструментов монетарной политики заявляет и сам Национальный банк⁹.

Таким образом, при построении DSGE-модели для анализа монетарной политики в Беларуси придется столкнуться с некоторыми проблемами, но критическими они не являются.

3. СРАВНЕНИЕ ВОЗМОЖНЫХ ВАРИАНТОВ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ В БЕЛАРУСИ С ПОМОЩЬЮ DSGE-МОДЕЛИ

3.1. Описание модели

Используемая модель является модифицированной версией новой кейнсианской DSGE-модели малой открытой экономики, построенной Galí и Monacelli (2005).

Для упрощения расчетов предполагается, что средняя цена (уровень цен) отечественных товаров равна средней цене (уровню цен) импортных товаров. В этом случае логарифм переменной S_t , определяемой как эффективные условия торговли (effective terms of trade), будет равен нулю¹⁰. Если $s_t = 0$, то общий уровень цен равен уровню цен отечественных товаров, общая инфляция (индекс потребительских цен¹¹) равна инфляции отечественных товаров, а средний выпуск фирм в стране равен среднему выпуску иностранных фирм¹².

Также модифицируется вид производственной функции. В изначальной модели функция линейна, но в данной работе используется функция вида¹³:

$$Y_t = A_t N_t^{1-\alpha}, \quad (5)$$

где Y_t – выпуск, A_t – общефакторная производительность, N_t – объем труда, $0 < \alpha < 1$ – параметр¹⁴ ($(1 - \alpha)$ – эластичность выпуска по труду).

Заметим, что изначально предполагается, что все переменные модели стационарны, то есть модель строится в переменных с устраненным трендом. Это значит, что все выводы модели относительно нестационарных в реальности переменных (например, Y_t) относятся к их циклическим составляющим.

Логарифм общефакторной производительности описывается авторегрессионным процессом:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a, \quad (6)$$

где $0 < \rho_a < 1$ – авторегрессионный коэффициент, $\varepsilon_t^a \sim NI(0, \sigma_a^2)$ – технологический шок, σ_a – стандартное отклонение технологического шока.

При учете введенных предпосылок новая кейнсианская кривая Филлипса принимает вид (1):

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \kappa \tilde{y}_t, \quad (7)$$

⁹ См. <http://nbrb.by/press/Print/?nId=809>.

¹⁰ См. работу Galí и Monacelli (2005), с. 712.

¹¹ При использовании данных по ИПЦ в качестве эквивалента инфляции в модели будет существовать определенная погрешность, так как, во-первых, в модели не учитывается потребление услуг, а во-вторых, рассматривается потребление только дифференцированных товаров некоторого типа, а не всего комплекса товаров, потребляемых домохозяйствами.

¹² Исходя из соотношений (13), (14) и (29) работы Galí и Monacelli (2005).

¹³ Производственная функция не включает капитал в качестве фактора, так как в модели не моделируются инвестиции.

¹⁴ В работе Galí и Monacelli (2005) параметр α используется для обозначения доли импортных товаров в потребительской корзине, но с учетом введенных в данной работе предположений этот параметр в расчетах не участвует.

где $\kappa = \lambda \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right)$, $\lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta}$, $\Theta = \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \alpha\varepsilon}$, φ – параметр функции полезности ($\frac{1}{\varphi}$ – эластичность предложения труда по реальной заработной плате), $0 \leq \theta \leq 1$ – вероятность того, что репрезентативная фирма не изменит цену товара, установленную ранее, в периоде t ¹⁵, $\varepsilon > 1$ – эластичность замещения дифференцированных товаров ($(-\varepsilon)$ – ценовая эластичность спроса), $\tilde{y}_t = y_t - y_t^n$, y_t^n – логарифм потенциального выпуска¹⁶.

Логарифм потенциального выпуска с учетом введенных предпосылок описывается как:

$$y_t^n = \Gamma_0 + \Gamma_a a_t, \quad (8)$$

где $\Gamma_0 = \ln \left(\frac{1 - \alpha}{(1 - \tau) \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}} \right) \frac{\lambda}{\kappa}$, τ – оптимальная субсидия – доля расходов фирм на заработную плату, субсидируемая государством для компенсации эффекта неэффективности потенциального выпуска при монополистической конкуренции, $\Gamma_a = \frac{(1 + \varphi)\lambda}{(1 - \alpha)\kappa}$.

Динамическая кривая IS в нашем случае принимает стандартный вид (2):

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - r_t^n), \quad (9)$$

где $r_t^n = \rho - \sigma\Gamma_a(1 - \rho_a)a_t$, $\rho = \frac{1}{\beta} - 1$.

В качестве функции реакции центрального банка на инфляцию и разрыв выпуска используется соотношение (3), где v_t описывается аналогично (6), то есть $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^v$, $\varepsilon_t^v \sim NI(0, \sigma_v^2)$.

Также формально определяется реальная процентная ставка как $r_t = \frac{i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}}{1 + E_t\{\pi_{t+1}\}}$ ¹⁷.

Так как $s_t = 0$, то $e_t = p_t - p_t^*$, где e_t – номинальный эффективный обменный курс, p_t^* – мировой уровень цен¹⁸. Таким образом, соблюдается абсолютный паритет покупательной способности¹⁹. Следовательно, логарифм реального эффективного обменного курса равен нулю. При анализе влияния шоков на обменный курс его динамику можно считать эквивалентной динамике уровня цен (предполагая, что мировой уровень цен не меняется).

Таким образом, модель состоит из девяти уравнений: трех ключевых уравнений (новая кейнсианская кривая Филлипса (7), динамическая кривая IS (9), монетарное правило (3)), двух тождеств (определение разрыва выпуска и реальной процентной ставки) и четырех уравнений, описывающих динамику экзогенных переменных (общезаконная производительность (6), потенциальный выпуск (8), естественная процентная ставка, экзогенный компонент процентной ставки).

Модель содержит 12 базовых параметров: $\alpha, \beta, \varepsilon, \varphi, \phi_\pi, \phi_y, \rho_a, \rho_v, \sigma, \sigma_a, \sigma_v, \theta$, а также ряд других параметров, которые являются функциями базовых. Следовательно, достаточно определить значения базовых параметров. Для этого применяется калибровка.

¹⁵ Также параметр θ можно рассматривать как долю фирм, не меняющих цены в периоде t .

¹⁶ Строчными буквами здесь и далее обозначаются логарифмы переменных (кроме инфляции и процентных ставок).

¹⁷ При описании соотношения (2) под реальной процентной ставкой подразумевалось выражение $i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}$. Это не создает противоречия, так как переменная r_t не участвует в соотношениях модели. Определение для r_t вводится с целью автоматического расчета отклика реальной процентной ставки на шоки.

¹⁸ Исходя из соотношения (15) работы Galí и Monacelli (2005).

¹⁹ В реальности для Беларуси данное условие в отношении номинального эффективного обменного курса скорее всего не соблюдается. В частности, оно явно не выполняется для курса белорусского рубля к доллару США (Зарецкий, Крук и Кирхнер, 2011). Согласно обновленным оценкам (по данным за 2011 г.), средний курс доллара по абсолютному паритету покупательной способности в 2011 г. должен был бы равняться 1934.7 белорусских рублей, а с учетом корректировки на эффект Балассы – Самуэльсона – 3634.7 рубля. Тем не менее для более точной проверки выполнения данного условия необходимо проанализировать курсы валют всех торговых партнеров. Выполнение абсолютного паритета покупательной способности предполагается и в изначальной модели, но только для импортируемых товаров. Для более реалистичного моделирования обменного курса необходимо использовать более сложную модель, что является направлением для будущих исследований.

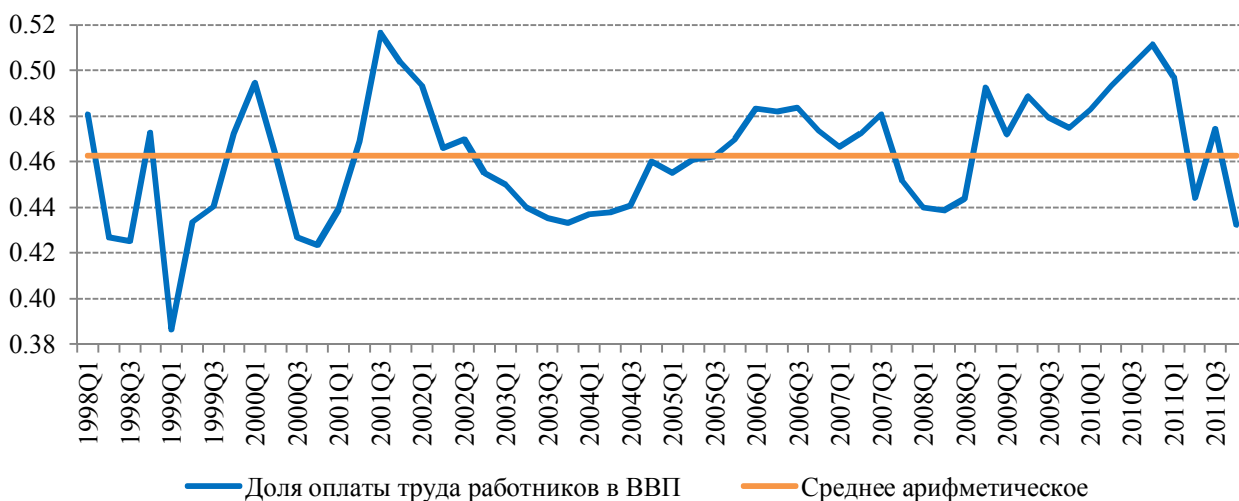
3.2. Калибровка параметров

Традиционно для калибровки параметра α используют показатель доли доходов труда в ВВП. Этот результат получают из предполагаемого равенства реальной заработной платы предельному продукту труда. При монополистической конкуренции в общем случае реальная заработная плата меньше предельного продукта труда из-за существования надбавки к предельным издержкам. Но так как предполагается, что государством применяется оптимальная субсидия для компенсации неэффективности выпуска, то можно использовать стандартный подход для калибровки параметра α . Таким образом, в долгосрочном периоде (при гибких ценах) имеет место равенство²⁰:

$$1 - \alpha = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} (1 - \tau) \frac{W_t N_t}{P_t Y_t}. \quad (10)$$

В соотношении (10) $\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} (1 - \tau) = 1$, то есть $\tau = \frac{1}{\varepsilon}$.

Для определения параметра α используются квартальные данные по показателю оплаты труда работников и номинальному ВВП Беларуси²¹ за 1998–2011 гг. (56 наблюдений). Ряды корректируются на сезонность с помощью метода X-12-ARIMA. Как видно на рис. 2, доля оплаты труда работников в ВВП в рассматриваемый период времени в целом колебалась около среднего значения. Согласно ADF-тесту (спецификация с константой) гипотеза о наличии единичного корня для временного ряда доли оплаты труда работников в ВВП Беларуси отвергается на 1% уровне значимости (p-значение=0.0082). Следовательно, ряд можно считать стационарным. Его среднее арифметическое приблизительно равно 0.46. Исходя из этого $\alpha \approx 0.54$.



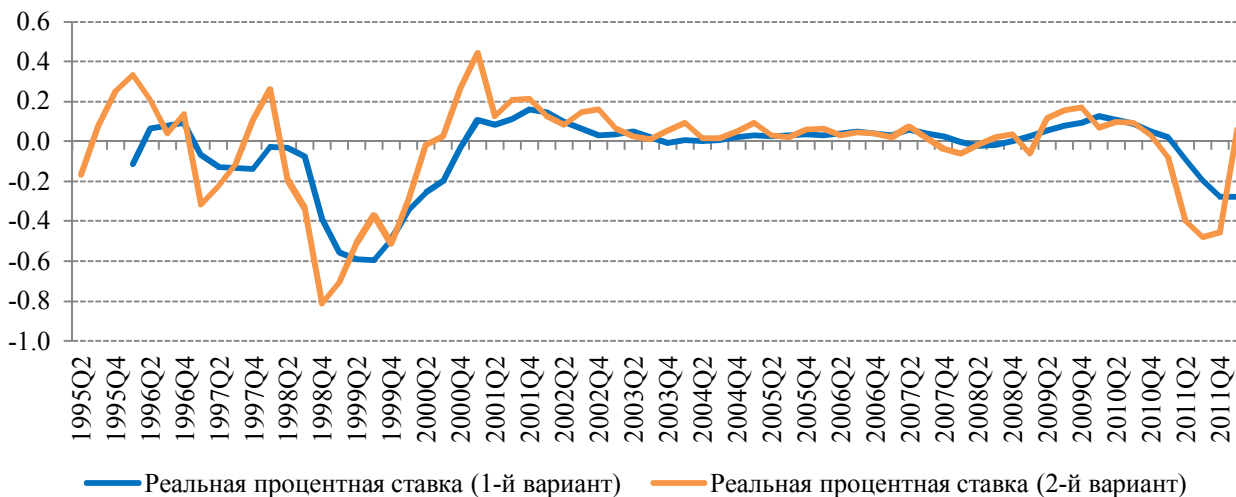
Источник: собственные расчеты на основе данных Белстата.

Рис. 2. Доля оплаты труда работников в ВВП Беларуси

²⁰ Выражение (10) можно получить из равенства среднего уровня цен (P_t) средним предельным издержкам ($\frac{W_t}{(1-\alpha)Y_t/N_t}$), умноженным на надбавку при гибких ценах ($\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$) и уменьшающий фактор, отражающий действие субсидии ($1 - \tau$). Выражение для надбавки при гибких ценах можно получить из соотношения (23) работы Galí и Monacelli (2005), приравняв θ к нулю.

²¹ Заметим, что такой подход для используемой модели не совсем корректен, так как в модели не учитываются инвестиции и государственное потребление. В то же время использовать вместо ВВП показатель расходов домохозяйств на конечное потребление также некорректно, так как показатель оплаты труда работников включает не только доходы работников предприятий, которые производят потребительские товары/оказывают потребительские услуги. Таким образом, в расчетах используется статистика по ВВП.

Для определения значения β учтем, что $\beta = \frac{1}{1+i}$, где i – устойчивое значение процентной ставки²². Так как в модели предполагается, что в устойчивом состоянии уровень инфляции равен нулю, то номинальная процентная ставка в устойчивом состоянии равна реальной. На рис. 3 представлена квартальная динамика реальной процентной ставки по новым срочным депозитам физических лиц²³, рассчитанной двумя способами: исходя из фактической инфляции и меры ожидаемой инфляции (фактическая инфляция за квартал возводится в четвертую степень). Реальная процентная ставка вычисляется по ранее определенной формуле²⁴. Временные ряды охватывают данные со 2 кв. 1995 г. (или 1 кв. 1996 г.) по 1 кв. 2012 г.



Источник: собственные расчеты на основе данных Национального банка.

Рис. 3. Динамика реальной процентной ставки по новым срочным депозитам физических лиц в Беларуси

В 2003–2007 гг. реальная процентная ставка колебалась очень незначительно, что можно интерпретировать как ее нахождение недалеко от устойчивого состояния²⁵. В качестве устойчивого значения реальной процентной ставки рассматривается ее среднее значение за 4 кв. 2002 г. – 4 кв. 2007 г. для первого метода расчета и среднее значение за 1 кв. 2003 г. – 3 кв. 2007 г. для второго метода. Эти значения приблизительно равны соответственно 0.029 и 0.043. Предполагается, что в DSGE-модели один период равен кварталу, поэтому годовые процентные ставки переводятся в квартальные исходя из использования сложных процентов. Затем рассчитывается β по вышеуказанной формуле и в качестве итоговой оценки используется среднее арифметическое. В результате получаем, что $\beta \approx 0.99$, как и в большинстве других исследований.

Параметр ε калибруется аналогично с работой Galí и Monacelli (2005) вследствие сложности его определения на основе имеющихся данных. Таким образом, $\varepsilon = 6$, а значит, надбавка при гибких ценах предполагается равной 1.2.

Параметр φ теоретически не имеет узкого диапазона значений. В зависимости от интерпретации предложения труда в рамках одного домохозяйства как числа отработанных часов или количества работающих человек этот параметр может принимать значения и близкие к нулю, и существенно превышающие единицу (Christiano, Trabandt и Walentin, 2010). Тем не

²² Исходя из соотношения (10) работы Galí и Monacelli (2005).

²³ Процентная ставка по срочным депозитам физических лиц (коэффициент дисконтирования β используется в формировании задачи домохозяйства) рассматривается как доходность альтернативных вложений денежных средств.

²⁴
$$r_t = \frac{i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}}{1 + E_t\{\pi_{t+1}\}}$$

²⁵ В то же время фактическая инфляция, очевидно, не колебалась около нуля, что противоречит предположениям модели. Это неизбежно в рамках применения простой модели. Тем не менее используется такой вариант, так как получаемое устойчивое значение процентной ставки соответствует экономическому смыслу, а значение коэффициента β – значениям в других исследованиях.

менее в большинстве исследований этот параметр принимает значения больше либо равные единице. Например, Blanchard и Galí (2007), Galí и Gertler (2007) используют значение 1, Smets и Wouters (2002), Smets и Wouters (2007), Christoffel, Coenen и Warne (2008) – 2, Galí и Monacelli (2005) – 3. В ходе исследования была произведена попытка определения ориентировочного значения параметра на основе статистических данных. Реальная заработная плата и занятость в Беларуси нестационарные переменные (Приложение 1). Соответственно, чтобы получить требуемую оценку эластичности, между переменными должна существовать долгосрочная связь, иначе регрессионный анализ приведет к ложной регрессии. В ходе анализа пробовались различные спецификации уравнений и эконометрические методы, но удовлетворительных результатов получить не удалось. В самой простой спецификации – регрессии логарифма занятости на константу и логарифм реальной заработной платы – остатки согласно одним тестам стационарны, согласно другим – нестационарны, а графический анализ остатков также не позволяет сделать однозначные выводы. В данной спецификации значение эластичности получилось очень низким (значительно меньше единицы), что соответствует высокому значению φ . В некоторой мере данный результат учитывается. Значение параметра калибруется на уровне самого высокого значения, которое удалось найти в предыдущих исследованиях: $\varphi = 3$. Также отметим, что даже существенные изменения значения параметра φ (например, с 3 до 0.2) не влияют на направленность реакции всех переменных модели на шоки, что было замечено при практическом тестировании модели, поэтому потенциальная неточность определения данного параметра в рамках данного исследования не является критической.

Параметр σ в литературе чаще всего принимается равным единице (Galí и Monacelli, 2005; Christoffel, Coenen и Warne, 2008; и др.). В таком случае потребление в функции полезности будет логарифмическим, так как в базовой модели используется функция полезности вида $U(C_t, N_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$, а $\lim_{\sigma \rightarrow 1} \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} = \ln C_t$. Тем не менее решено было провести калибровку данного параметра. Для калибровки использовались данные по реальной средней заработной плате и потреблению домашних хозяйств в Беларуси. Эти переменные, очевидно, нестационарны, однако из теоретических соображений между ними должна существовать долгосрочная связь. В ходе исследования были получены различные коинтеграционные соотношения (на основе простой регрессии и моделей с распределенным лагом с импульсными фиктивными переменными и без них), и эластичности во всех соотношениях схожие. Для оценки параметра использовалась эластичность, полученная в простой регрессии логарифма потребления на константу и логарифм реальной заработной платы (подробности в Приложении 2). Она приблизительно равна 0.86. Таким образом, $\sigma \approx 1.16$, что в целом соответствует значениям в других исследованиях.

Параметр θ , характеризующий степень жесткости цен (чем он больше, тем больше жесткость цен), обычно калибруется в диапазоне 0.50–0.75 (Smets и Wouters, 2002; Christiano, Eichenbaum и Evans, 2005; Galí и Monacelli, 2005; Blanchard и Galí, 2007; Galí и Gertler, 2007; Smets и Wouters, 2007; Christoffel, Coenen и Warne, 2008; и др.), что предполагает средний период неизменности цен в 2–4 квартала²⁶. Для определения данного параметра необходимы микроэкономические исследования. В отношении Беларуси, с одной стороны, можно ожидать более высокого значения данного параметра при использовании индекса потребительских цен в качестве меры инфляции, так как цены на многие товары подвержены административному регулированию, что потенциально должно приводить к большей жесткости цен.

²⁶ Средний период неизменности цен можно рассчитать как $\frac{1}{1-\theta}$. Фирма, меняющая цену в периоде t , сохраняет ее неизменной как минимум до следующего периода. В периоде $(t+1)$ с вероятностью θ цена также останется неизменной. Вероятность того, что цена, установленная в периоде t , останется неизменной в периоде $(t+2)$, равна θ^2 и т.д. Математическое ожидание времени неизменности цены в рамках периода $(t+1)$ равно $[1 \times \theta + 0 \times (1-\theta)] = \theta$, в рамках периода $(t+2)$ – θ^2 и т.д. Таким образом, средний период неизменности цены будет равен сумме бесконечно убывающей геометрической прогрессии $1, \theta, \theta^2, \dots$, то есть $\frac{1}{1-\theta}$.

С другой стороны, как отмечалось ранее, административные ограничения не являются очень жесткими. Кроме того, в Беларуси уровень инфляции традиционно более высокий, чем в западных странах (по данным которых обычно и оценивают значение рассматриваемого параметра), из чего можно предположить, что в Беларуси либо цены более гибкие, то есть изменяются чаще, либо изменяются при корректировке на большую величину. Таким образом, ориентировочное значение данного параметра без исследования поведения фирм на микроуровне (например, проведения опросов с целью выявления, как часто они меняют цены) определить сложно. В рамках данного исследования принимается, что $\theta = 0.5$, а значит, цены довольно гибкие и остаются неизменными в среднем на протяжении двух кварталов.

Для определения параметров ρ_a и σ_a необходимо построить временной ряд a_t . Для этого можно использовать данные по выпуску и труду, учитывая значение параметра α . Проблемой, однако, является то, что модель описывает стационарные переменные, а ряд общефакторной производительности, построенный из фактических данных на основе уравнения (5), – очевидно, нестационарная переменная (Приложение 3). Таким образом, a_t в данном случае не может характеризоваться стационарным авторегрессионным процессом. Galí и Monacelli (2005) для оценки параметров общефакторной производительности используют ряды с устраненным трендом (с помощью фильтра Ходрика – Прескотта), но подробное описание процесса оценивания не приводится. В то же время механизм устранения тренда является очень важным, так как он должен быть согласован с уравнениями модели. Просто применить фильтрацию для всех рядов и использовать те же уравнения некорректно. В нашем случае можно формально показать, что стационарный ряд логарифма общефакторной производительности можно получить, применив фильтр Ходрика – Прескотта к логарифму реального ВВП (Приложение 3). Используя такой подход, получаем, что $\rho_a \approx 0.69$, $\sigma_a \approx 0.013$.

Параметры экзогенного компонента процентной ставки принимают следующие значения: $\rho_v = 0.5$, $\sigma_v = 0.01$, то есть предполагается средняя инерционность процесса и стандартное отклонение, равное одному процентному пункту.

Параметры монетарного правила (ϕ_π, ϕ_y) будут принимать различные значения в ходе дальнейшего анализа.

Для удобства результаты калибровки представлены в таблице 1.

Таблица 1. Результаты калибровки параметров модели

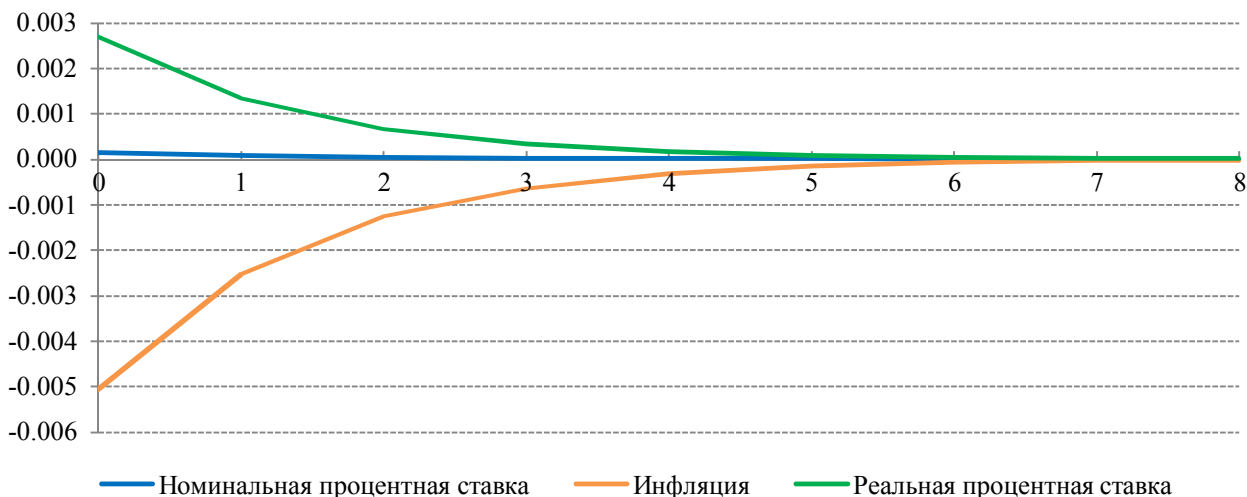
Параметр	Значение	Сущность параметра
α	0.54	$(1 - \alpha)$ – эластичность выпуска по труду
β	0.99	Коэффициент дисконтирования в оптимизационной задаче домохозяйства
ε	6	Эластичность замещения дифференцированных товаров
θ	0.5	Вероятность того, что фирма не изменит цену на товар в периоде времени t
ρ_a	0.69	Авторегрессионный коэффициент в AR(1) процессе для общефакторной производительности (с устраненным трендом)
ρ_v	0.5	Авторегрессионный коэффициент в AR(1) процессе для экзогенного компонента процентной ставки
σ	1.16	$1/\sigma$ – эластичность потребления по реальной заработной плате
σ_a	0.013	Стандартное отклонение технологического шока
σ_v	0.01	Стандартное отклонение шока процентной ставки
φ	3	$1/\varphi$ – эластичность предложения труда по реальной заработной плате

3.3. Сравнение вариантов монетарной политики

Определив значения структурных параметров, можно приступить к анализу влияния шоков на переменные модели. Рассмотрим три варианта реализации монетарной политики. При первом варианте центральный банк будет реагировать на отклонение инфляции от целевого уровня и разрыв выпуска в одинаковой степени. При втором – реагировать только на инфляцию, причем с большей силой, чем в первом случае. При третьем – более сильно реагировать на разрыв выпуска, а на инфляцию в минимальной степени, но так, чтобы соблюдалось условие единственности решения системы уравнений (3), (7), (9). Данное условие имеет вид

$[\kappa(\phi_\pi - 1) + (1 - \beta)\phi_y] > 0$ (Galí и Monacelli, 2005, с. 721, соотношение (39)). Таким образом, должно выполняться неравенство $\phi_\pi > 1 - \frac{1-\beta}{\kappa}\phi_y$.

При **первом варианте** монетарной политики предполагается, что центральный банк использует следующие значения параметров монетарного правила: $\phi_\pi = 1.5$, $\phi_y = 0.5$. Это означает, что при отклонении выпуска от потенциального уровня примерно на 1% (так, что $\tilde{y}_t = 0.01$) или при превышении инфляцией ее целевого уровня (в случае используемой модели он равен нулю) на 1 процентный пункт процентная ставка повышается на 0.5 процентного пункта²⁷.



Источник: собственные расчеты.

Рис. 4. Реакция процентных ставок²⁸ и инфляции на шок процентной ставки: первый вариант монетарной политики

При реализации в некотором начальном периоде шока процентной ставки в размере его стандартного отклонения, то есть $\varepsilon_0^v = 0.01$ (1 процентный пункт) экзогенный компонент процентной ставки в нулевом периоде принимает значение шока, то есть $v_0 = 0.01$ (предполагается, что влияние всех предыдущих шоков процентной ставки уже было исчерпано, то есть $v_{-1} = 0$). Реакция на этот шок номинальной и реальной процентных ставок, а также уровня инфляции в периоды после шока представлена на рис. 4²⁹. Номинальная процентная ставка, в отличие от реальной, после шока практически не изменяется. Она повышается только на 0.0001 (0.01 процентного пункта), поскольку, хотя изначальный шок составляет 1 процентный пункт, он приводит к дефляции и формированию отрицательного разрыва выпуска, а значит, к необходимости снижения процентной ставки центральным банком³⁰. Сразу после шока имеет место дефляция в размере 0.51 процентного пункта, которая прекращается

²⁷ Заметим, что монетарное правило в более общем виде можно записать как $i_t = \rho + \pi_t + (\phi_\pi - 1)(\pi_t - \pi_t^*) + \phi_y \tilde{y}_t + v_t$. Если целевой уровень инфляции $\pi_t^* = 0$, то оно преобразуется в (3). Из данной записи видно, что при превышении инфляции над целевым уровнем на 1 процентный пункт процентная ставка, помимо приспособления к текущему уровню инфляции (это отражается компонентом $(\rho + \pi_t)$), повышается на $(\phi_\pi - 1)$ процентных пунктов, то есть на 0.5 согласно калибровке.

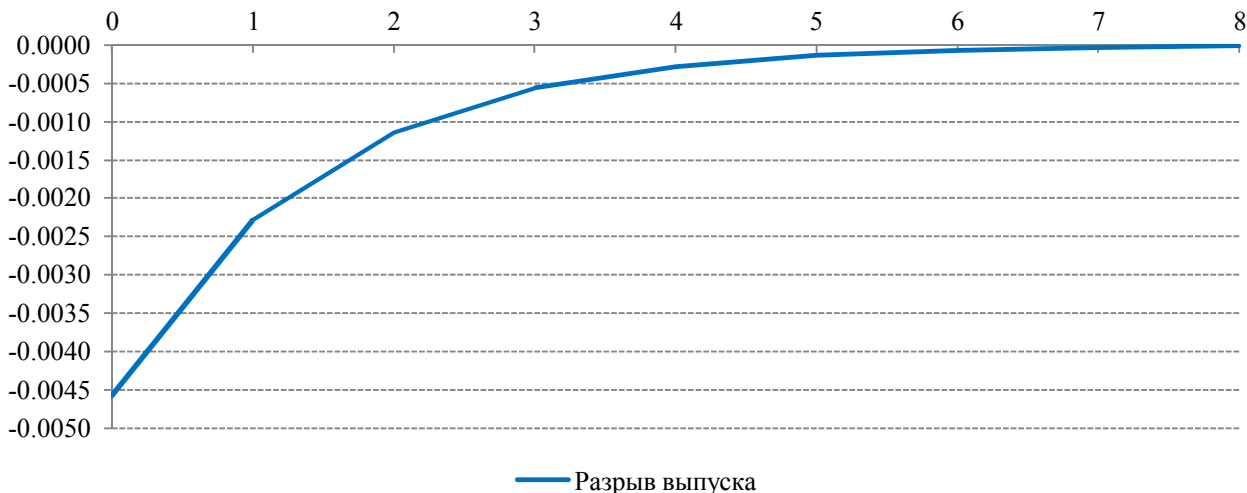
²⁸ Естественная процентная ставка не меняется, так как зависит только от общефакторной производительности.

²⁹ По оси абсцисс на данном графике (и всех остальных графиках функций импульс-отклик) отражено число периодов (кварталов) после шока, а по оси ординат — разность между значением переменной после шока и устойчивым значением переменной. Значения функций импульс-отклик рассчитаны в программе Dynare. Код модели для данной программы приведен в Приложении 4.

³⁰ В качестве процентной ставки в модели, как предполагалось при калибровке, выступает процентная ставка по новым срочным депозитам физических лиц. Однако при нормально функционирующем процентном канале монетарной политики центральный банк с помощью учетной ставки или ставкам по инструментам поддержания ликвидности может быстро влиять на ставки межбанковского рынка и ставки по депозитам и кредитам. Следовательно, промежуточные механизмы не моделируются.

через 7 кварталов³¹. В то же время из-за ожидаемой дефляции реальная процентная ставка повышается в начальном периоде на 0.27 процентного пункта, возвращаясь к своему значению до шока через 6 кварталов.

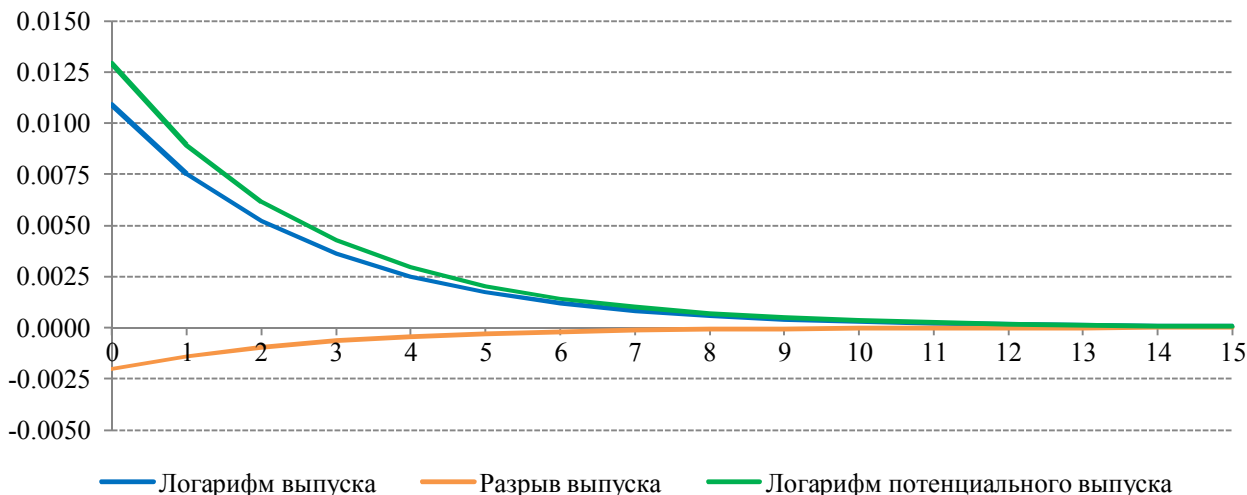
Реакция разрыва выпуска на шок процентной ставки приведена на рис. 5. Сразу после шока отрицательный разрыв выпуска равен примерно 0.0046. Так как потенциальный выпуск не зависит от процентной ставки (он зависит только от динамики общефакторной производительности), то реакция логарифма выпуска совпадает с реакцией разрыва выпуска. Соответственно, выпуск снижается примерно на 0.46%. Выпуск возвращается к потенциальному уровню через 7 кварталов.



Источник: собственные расчеты.

Рис. 5. Реакция разрыва выпуска на шок процентной ставки: первый вариант монетарной политики

Помимо шока процентной ставки, на динамику переменных влияет технологический шок. При реализации технологического шока в размере его стандартного отклонения, то есть $\varepsilon_0^a \approx 0.013$, логарифм общефакторной производительности принимает аналогичное значение ($a_0 \approx 0.013$), предполагая, что $a_{-1} = 0$. Реакция разрыва выпуска и его составляющих на технологический шок приведена на рис. 6.



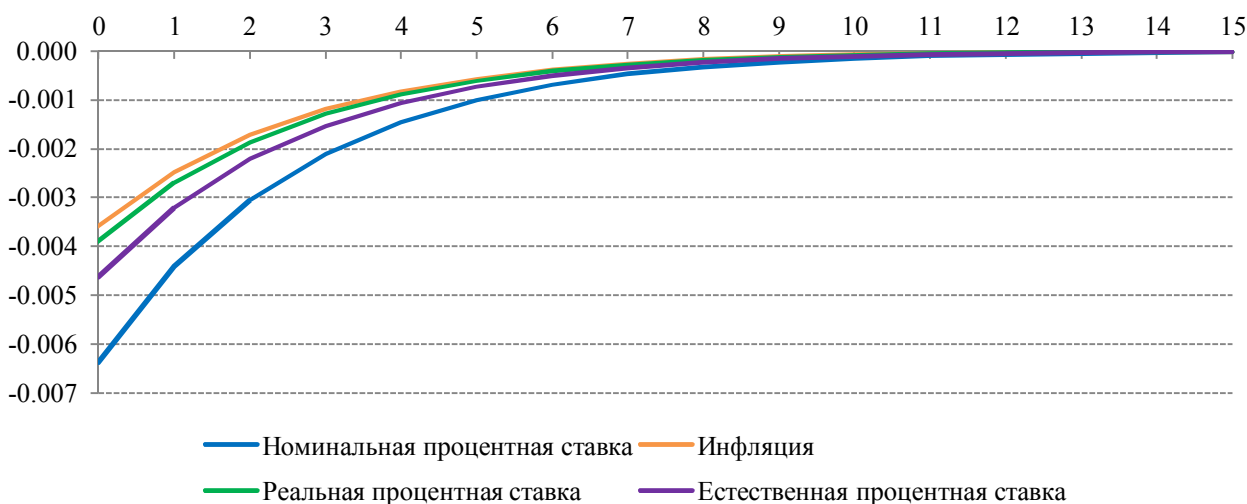
Источник: собственные расчеты.

Рис. 6. Реакция разрыва выпуска и его составляющих на технологический шок: первый вариант монетарной политики

³¹ В работе принимается, что переменная возвращается в устойчивое состояние, когда отклик равен нулю с точностью в четыре знака после запятой.

Фактический выпуск возрастает на 1.09%, а потенциальный – на 1.29%, что приводит к отрицательному разрыву выпуска в размере 0.002. Разрыв выпуска устраняется через 11 кварталов, а фактический и потенциальный выпуск становятся неотличимыми от значений до шока через 15 и 16 кварталов соответственно.

Реакция процентных ставок и инфляции на технологический шок представлена на рис. 7.

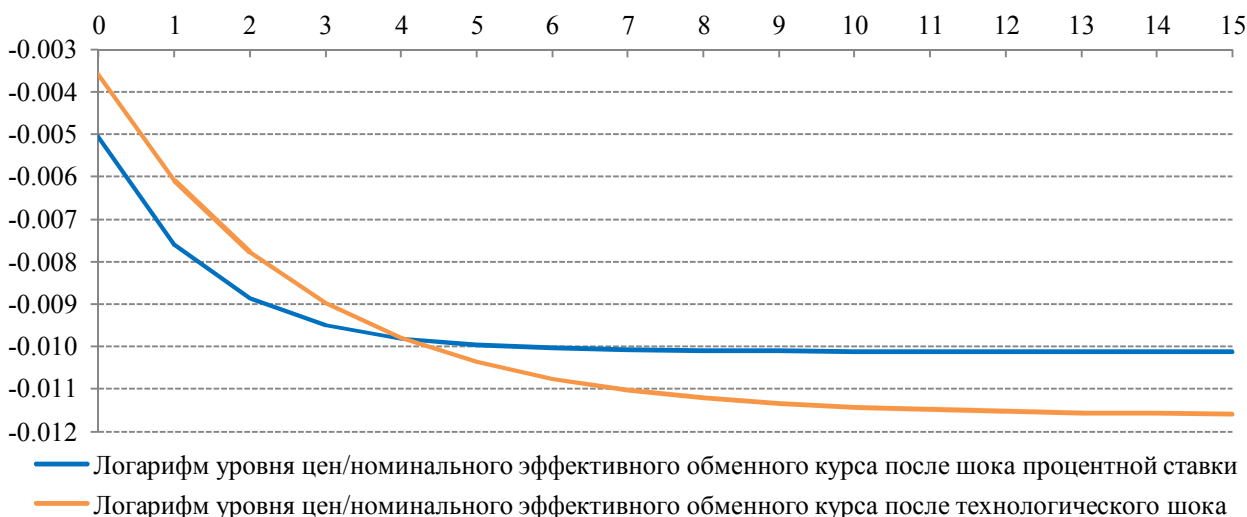


Источник: собственные расчеты.

Рис. 7. Реакция процентных ставок и инфляции на технологический шок: первый вариант монетарной политики

Отрицательный разрыв выпуска приводит к дефляции в размере 0.36 процентного пункта. Это вызывает снижение процентной ставки центральным банком на 0.64 процентного пункта. Реальная процентная ставка из-за ожидаемой дефляции уменьшается в меньшей степени – на 0.39 процентного пункта. Из-за прямой связи с технологическим шоком уменьшается и естественная процентная ставка (на 0.46 процентного пункта). Процентные ставки и инфляция возвращаются к значениям до шока через 12-14 кварталов.

Зная динамику инфляции после шока процентной ставки и технологического шока, можно рассчитать и реакцию уровня цен, а значит, и номинального эффективного обменного курса, предполагая, что мировой уровень цен не меняется (см. рис. 8).



Источник: собственные расчеты³².

Рис. 8. Реакция логарифма уровня цен и обменного курса на шок процентной ставки и технологический шок: первый вариант монетарной политики

³² В расчетах предполагалось, что внутренний и мировой уровень цен до шока равны единице.

Так как в результате шоков наблюдается дефляция, уровень цен начинает снижаться (номинальный эффективный обменный курс укрепляться). После шока процентной ставки уровень цен стабилизируется через 7 кварталов, снизившись на 1.01%. После технологического шока уровень цен стабилизируется через 13 кварталов, снизившись на 1.16%. Таким образом, после технологического шока уровень цен изначально снижается в меньшей степени, но в итоге он достигает меньшего значения, чем после шока процентной ставки.

Для того чтобы формально сравнить эффективность данного варианта монетарной политики с другими вариантами, используется функция потерь благосостояния домохозяйств:

$$L = 1000 \left[\frac{\varepsilon}{\lambda} \text{var}(\pi_t) + \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) \text{var}(\tilde{y}_t) \right]. \quad (3.5)^{33}$$

Для первого варианта монетарной политики $L \approx 5.71^{34}$.

Предполагается, что при **втором варианте** монетарной политики центральный банк реагирует на инфляцию и разрыв выпуска с коэффициентами $\phi_\pi = 3$, $\phi_y = 0$. Это означает, что при превышении фактической инфляцией целевого уровня на 1 процентный пункт центральный банк дополнительно (помимо повышения процентной ставки до уровня, соответствующего сумме фактической инфляции и устойчивого значения процентной ставки) повышает процентную ставку на 2 процентных пункта. В то же время на разрыв выпуска центральный банк прямо не реагирует.

При втором варианте монетарной политики направленность реакции переменных модели на шоки та же, что и в первом варианте, графики функций импульс-отклик схожи с первым вариантом, отличия заключаются в масштабе изменений значений переменных после шока. Как видно из таблицы 2, при втором варианте реализации монетарной политики негативные последствия шоков в основном меньше, многие переменные быстрее возвращаются к устойчивым значениям. В частности, это особенно заметно в случае инфляции и разрыва выпуска, что отражается и в значении функции потерь благосостояния. При данном варианте $L \approx 2.06$, то есть на 64% меньше, чем при первом варианте. Графики функций импульс-отклик для второго варианта монетарной политики приведены в Приложении 5.

В качестве **третьего варианта** монетарной политики используются коэффициенты $\phi_\pi = 1$, $\phi_y = 2$. Несложно проверить, что условие единственности решения модели в данном случае соблюдается. При таких параметрах центральный банк изменяет процентную ставку в соответствии с уровнем инфляции, но дополнительно не реагирует на отклонение инфляции от целевого уровня. В то же время при превышении фактическим выпуском потенциального на 1% процентная ставка повышается на 2 процентных пункта. Сумма коэффициентов в данном правиле равна трем, как и в предыдущем случае. Следовательно, его можно считать схожим с правилом, используемым при втором варианте монетарной политики, но в качестве конечной цели монетарной политики теперь выступает нулевой разрыв выпуска.

Количественные результаты реакции переменных на шоки при третьем варианте монетарной политики представлены в таблице 2, а графики функций импульс-отклик – в Приложении 6. В среднем переменные (в частности, инфляция и разрыв выпуска) изменяются после шоков чуть больше и возвращаются к устойчивым значениям чуть медленнее. В результате данный вариант монетарной политики приводит к несколько большим потерям благосостояния, чем второй вариант, но к меньшим, чем первый вариант. $L \approx 3.10$.

³³ Функция соответствует функции потерь благосостояния в соотношении (41) работы Galí и Monacelli (2005). Отличия заключаются в том, что она умножается на (-1), чтобы ее большее значение соответствовало большим потерям, умножается на 1000 для удобства, а также делится на компонент, отражающий влияние доли импортируемых товаров в потребительской корзине на благосостояние, так как этот параметр в результате введенных предпосылок не оказывает влияние на динамику переменных.

³⁴ Дисперсии инфляции и разрыва выпуска рассчитываются в программе Dynare. В расчетах используются теоретические дисперсии, то есть получаемые аналитически на основе соотношений модели.

Таблица 2. Результаты сравнения трех вариантов монетарной политики

	1-й вариант	2-й вариант	3-й вариант
Значения ϕ_π и ϕ_y	1.5 и 0.5	3 и 0	1 и 2
Значение функции потерь благосостояния домохозяйств (3.5)	5.71	2.06	3.10
Реализация шока процентной ставки ($\varepsilon_0^p = 0.01$)			
Изначальный отклик переменной на шок			
i_t	0.0001	0.0001	0.0001
π_t	-0.0051	-0.0033	-0.0035
r_t	0.0027	0.0018	0.0019
\tilde{y}_t	-0.0046	-0.0030	-0.0032
Время возвращения переменной к устойчивому значению (число кварталов)			
i_t	2	1	1
π_t	7	7	7
r_t	6	6	6
\tilde{y}_t	7	6	6
Кумулятивное изменение $p_t(e_t)$ / период, через который $p_t(e_t)$ стабилизируется на новом значении	-0.0101 / 7	-0.0066 / 6	-0.0071 / 9
Реализация технологического шока ($\varepsilon_0^a \approx 0.013$)			
Изначальный отклик переменной на шок			
i_t	-0.0064	-0.0055	-0.0060
π_t	-0.0036	-0.0018	-0.0028
r_t	-0.0039	-0.0043	-0.0040
r_t^n	-0.0046	-0.0046	-0.0046
y_t	0.0109	0.0119	0.0113
y_t^n	0.0129	0.0129	0.0129
\tilde{y}_t	-0.0020	-0.0010	-0.0016
Время возвращения переменной к устойчивому значению (число кварталов)			
i_t	14	13	13
π_t	12	10	11
r_t	12	13	12
r_t^n	13	13	13
y_t	15	15	15
y_t^n	16	16	16
\tilde{y}_t	11	9	10
Кумулятивное изменение $p_t(e_t)$ / период, через который $p_t(e_t)$ стабилизируется на новом значении	-0.0116 / 13	-0.0060 / 13	-0.0092 / 15

Таким образом, второй вариант монетарной политики, предполагающий сильную реакцию центрального банка на инфляцию и отсутствие прямой реакции на разрыв выпуска, наиболее эффективен среди рассмотренных вариантов монетарной политики. Данный вариант является примером жесткого таргетирования инфляции.

На основе модели можно заключить, что большие значения параметров в функции реакции центрального банка приводят к меньшим потерям благосостояния. Однако в условиях реальной экономики данный вывод может подвергаться сомнениям, так как экономические агенты могут не владеть всей необходимой информацией и неверно интерпретировать возможно излишне резкую реакцию центрального банка на изменения целевых переменных. Поэтому можно предположить, что коэффициенты не должны быть излишне высокими.

Заметим, что примененная модель очень проста. Для практического использования DSGE-модели при формировании монетарной политики в Беларуси, очевидно, необходимо строить более сложную модель. Такая модель, среди прочего, должна предполагать ненулевое целевое значение инфляции, содержать дополнительные шоки, в ней должен более реалистично моделироваться обменный курс, а особенности Беларуси должны учитываться не только в значениях параметров, но и в базовых соотношениях модели. Тем не менее рассмотренную модель можно считать полезной, так как даже такая простая модель позволяет лучше понять механизм трансмиссии процентной ставки на целевые переменные монетарной политики и осуществить количественный анализ влияния шоков на некоторые ключевые

экономические переменные при различных вариантах монетарной политики, причем с учетом особенностей Беларуси.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Новые кейнсианские DSGE-модели в настоящее время применяются многими центральными банками. Такие модели могут быть представлены в сжатом виде с помощью трех простых уравнений и являются удобным инструментом для анализа трансмиссионного механизма монетарной политики. В рамках новых кейнсианских DSGE-моделей может быть формально получена функция потерь благосостояния домохозяйств, которая может использоваться для сравнения эффективности различных вариантов монетарной политики.

Применение DSGE-модели для анализа монетарной политики в Беларуси ограничивается небольшой длиной приемлемых временных рядов данных, отсутствием статистики по некоторым переменным, большой долей административно регулируемых цен, однако эти ограничения не являются критическими. Ключевым препятствием могла бы быть небольшая эффективность процентного канала трансмиссии монетарной политики, которая наблюдалась в предыдущие годы. Однако после валютного кризиса 2011 г. и перехода на плавающий обменный курс монетарная политика изменилась, и в настоящее время основной целью монетарной политики в Беларуси можно считать поддержание низкой инфляции (в отличие от стабильности обменного курса ранее), что предполагает усиление роли процентного канала. Кроме того, повышение значимости процентного канала монетарной политики должно иметь место в случае возможного перехода на режим таргетирования инфляции в будущем.

Для анализа монетарной политики с учетом особенностей Беларуси в работе применялась простая DSGE-модель, являющаяся модифицированной версией новой кейнсианской DSGE-модели малой открытой экономики Galí и Monacelli (2005). Большинство параметров модели определялось с учетом характеристик статистических данных по экономике Беларуси.

С помощью модели была проанализирована реакция переменных модели на шоки при трех вариантах реализации монетарной политики. При первом варианте центральный банк эквивалентно реагирует на отклонение инфляции от целевого уровня и разрыв выпуска. При втором варианте центральный банк реагирует только на инфляцию, но с большей силой. При третьем варианте имеет место сильная реакция на разрыв выпуска, а реакция на инфляцию минимальна и направлена только на корректирование процентной ставки с учетом уровня инфляции и устойчивого значения процентной ставки. Анализ показал, что наиболее эффективным является второй вариант – жесткое таргетирование инфляции. В этом случае изменения переменных после шоков в среднем наименьшие и переменные быстрее возвращаются к значениям до шоков. Кроме того, в рамках модели при втором варианте наблюдаются наименьшие потери благосостояния домохозяйств.

На основе модели можно сделать вывод, что центральный банк должен как можно сильнее реагировать на отклонения целевых переменных от таргетируемых значений. Однако в реальности данные действия могут не привести к теоретически предсказываемому снижению потерь благосостояния, так как экономические агенты могут не владеть всей необходимой информацией и неверно интерпретировать действия центрального банка. Исходя из этого, излишне большие значения параметров монетарного правила могут быть нежелательными. Более того, различия между значениями потерь при существенном повышении значений параметров в рамках какого-либо из вариантов монетарной политики не очень большие. Следовательно, центральному банку целесообразно использовать рассмотренный второй вариант с относительно сильной реакцией на инфляцию и отсутствием реакции на разрыв выпуска. Этот вариант можно считать более эффективным также и потому, что оценка разрыва выпуска связана с неточностями, так как потенциальный выпуск является ненаблюдаемой переменной. Поэтому сильная реакция на разрыв выпуска в условиях ошибок измерения может приводить не к снижению, а к увеличению потерь благосостояния.

ЛИТЕРАТУРА

Демиденко, М. (2008). Модель среднесрочного прогнозирования и проектирования монетарной политики, *Банкаўскі веснік*, 31 (432), 41–48.

Зарецкий, А. (2012). Методология построения, разрешения и оценки параметров DSGE-моделей, *Рабочий материал* WP/12/05, Исследовательский центр ИПМ.

Зарецкий, А., Крук, Д., Кирхнер, Р. (2011). Оценка равновесного обменного курса в Беларуси, *Аналитическая записка* PP/01/2011, Исследовательский центр ИПМ, Немецкая экономическая группа.

Крук, Д.Э. (2008). Выбор инструментов монетарной политики в Беларуси в условиях инфляционного таргетирования. В: Каллаур, П.В. и др. (ред.) *Проблемы выбора эффективной денежно-кредитной политики в условиях переходной экономики: Сборник докладов II Международной научно-практической конференции, Минск, 19–20 мая 2008 г.*, Национальный банк Республики Беларусь, Минск.

Мирончик, Н.Л., Демиденко, М.В. (2008). Роль модели среднесрочного прогнозирования в денежно-кредитной политике Республики Беларусь. В: Каллаур, П.В. и др. (ред.) *Проблемы выбора эффективной денежно-кредитной политики в условиях переходной экономики: Сборник докладов II Международной научно-практической конференции, Минск, 19–20 мая 2008 г.*, Национальный банк Республики Беларусь, Минск.

Пелипась, И. (2001). Спрос на деньги и инфляция в Беларуси, *ЭКОБЕСТ*, 1, 1, 6–63.

Blanchard, O., Galí, J. (2007). Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model, *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 1, 35–65.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C.L. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy*, 113, 1, 1–45.

Christiano, L.J., Trabandt, M., Walentin, K. (2010). DSGE Models for Monetary Policy Analysis, *NBER Working Paper Series*, 16074.

Christoffel, K., Coenen, G., Warne, A. (2008). The New Area-Wide Model of the Euro Area: A Micro-Founded Open-Economy Model for Forecasting and Policy Analysis, *ECB Working Paper Series*, 944.

Clarida, R., Galí, J., Gertler, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, 37, 4, 1661–1707.

Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton: Princeton University Press, 224 p.

Galí, J., Gertler, M. (2007). Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation, *Journal of Economic Perspectives*, 21, 4, 25–45.

Galí, J., Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, *The Review of Economic Studies*, 72, 3, 707–734.

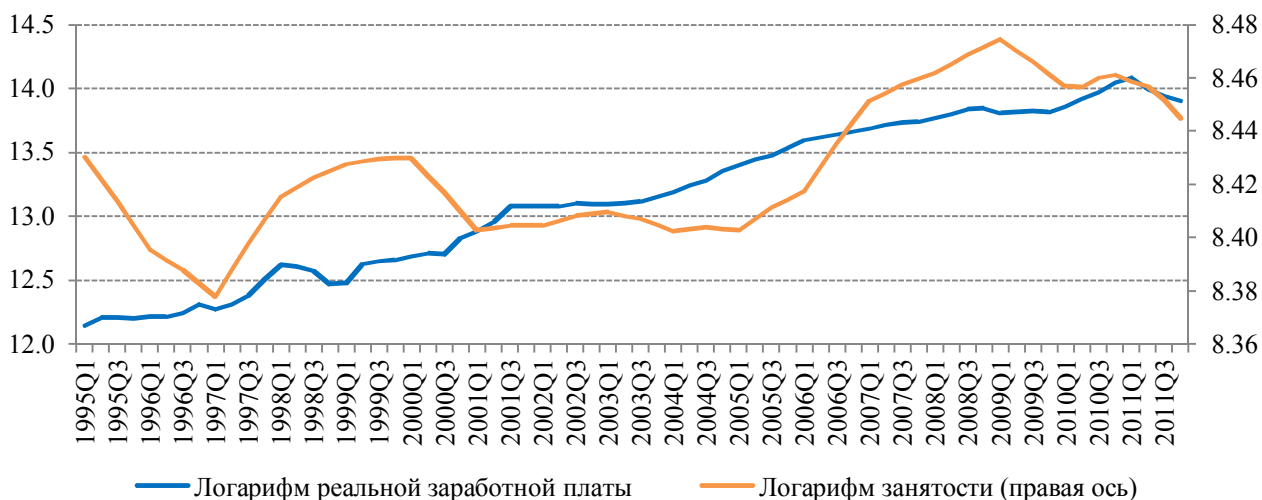
Ireland, P.N. (2004). A Method for Taking Models to the Data, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28, 6, 1205–1226.

Smets, F., Wouters, R. (2002). An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area, *ECB Working Paper Series*, 171.

Smets, F., Wouters, R. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach, *The American Economic Review*, 97, 3, 586–606.

Tovar, C.E. (2009). DSGE Models and Central Banks, *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 3, 16, 1–31.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1. ЗАНЯТОСТЬ И РЕАЛЬНАЯ ЗАРАБОТНАЯ ПЛАТА В БЕЛАРУСИ



Источник: собственные расчеты на основе данных Белстата.

Рис. 1.1. Динамика занятости и реальной заработной платы в Беларуси

Реальная заработная плата рассчитана исходя из средней номинальной заработной платы и индекса потребительских цен. Ряд скорректирован на сезонность. В ADF-тесте логарифма реальной заработной платы р-значение 0.291 (спецификация с константой и трендом), для логарифма занятости р-значение 0.145 (та же спецификация).

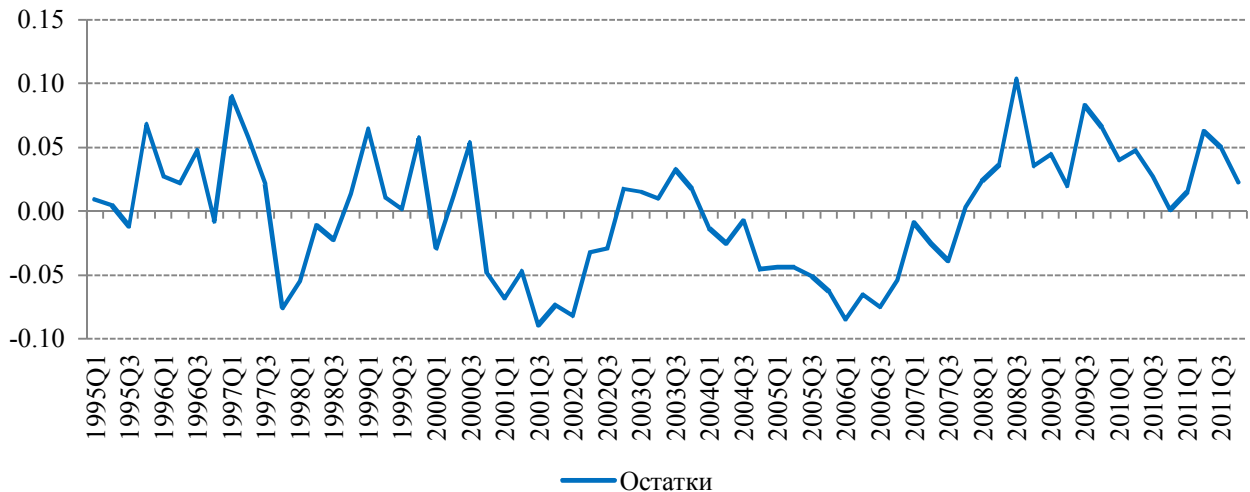
ПРИЛОЖЕНИЕ 2. ОЦЕНКА ЭЛАСТИЧНОСТИ ПОТРЕБЛЕНИЯ ПО РЕАЛЬНОЙ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЕ

Полученное уравнение:

$$\ln(rhc_sa) = -2.082 + 0.860 \ln(rw_sa) + \varepsilon_t, \quad (2.1)$$

где rhc_sa – потребление домохозяйств в ценах 2009 г. (ряд скорректирован на сезонность), rw_sa – реальная заработная плата (средняя заработная плата, деленная на индекс потребительских цен; ряд скорректирован на сезонность), ε_t – остаток.

Уравнение оценивалось по квартальным данным с 1995 по 2011 гг. Ряд остатков приведен на рис. 2.1.

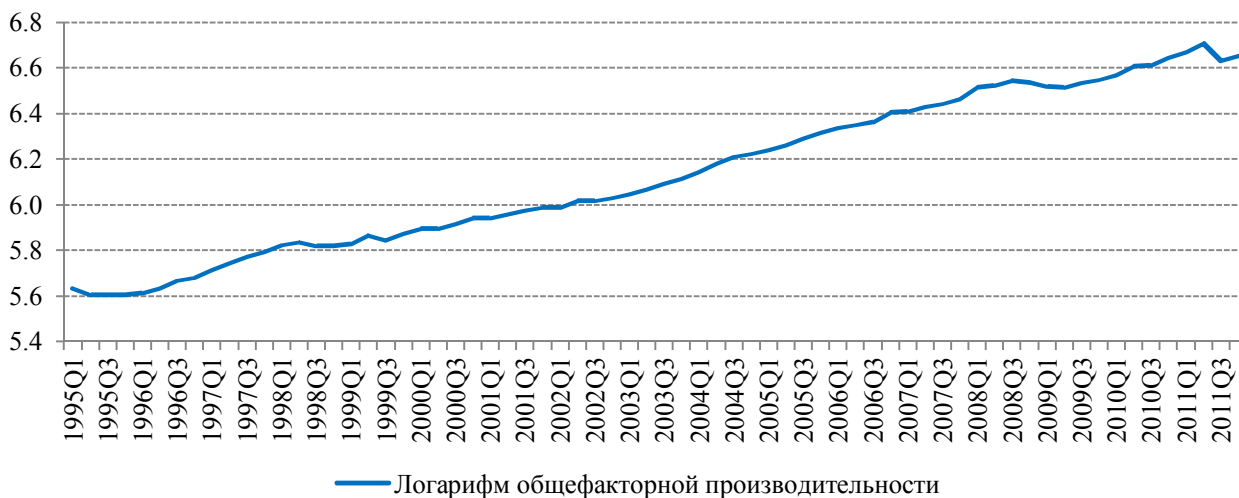


Источник: собственные расчеты на основе данных Белстата.

Рис. 2.1. Остатки модели (2.1)

Согласно тесту Энгла – Грейнджера, гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается на 5% уровне (p-значение tau-статистики 0.025, z-статистики – 0.016), а значит, можно считать, что переменные коинтегрированы и 0.86 – долгосрочная эластичность реального потребления по реальной заработной плате.

ПРИЛОЖЕНИЕ 3. ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБЩЕФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ



Источник: собственные расчеты на основе данных Белстата.

Рис. 3.1. Логарифм общефакторной производительности в Беларуси исходя из соотношения (5) (без устранения тренда)

Для формирования ряда общефакторной производительности использовался ряд реального ВВП (в ценах 2009 г., скорректированный на сезонность) и объема труда.

Для решения проблемы нестационарности сначала запишем следующее соотношение:

$$Y_t^* = A_t^* N_t^{1-\alpha}, \quad (3.1)$$

где $Y_t^* = Y_t Z_t$, Z_t – стохастический тренд отражающий рост уровня технологии и объема факторов, не учтенных в производственной функции, $A_t^* = A_t Z_t$.

Исходя из введенных обозначений, нестационарную переменную Y_t^* можно интерпретировать как реальный ВВП.

Если разделить уравнение (3.1) на Z_t , то оно преобразуется в (5). Логарифмируя (5) и учитывая, что $Y_t = \frac{Y_t^*}{Z_t}$, получаем выражение для a_t :

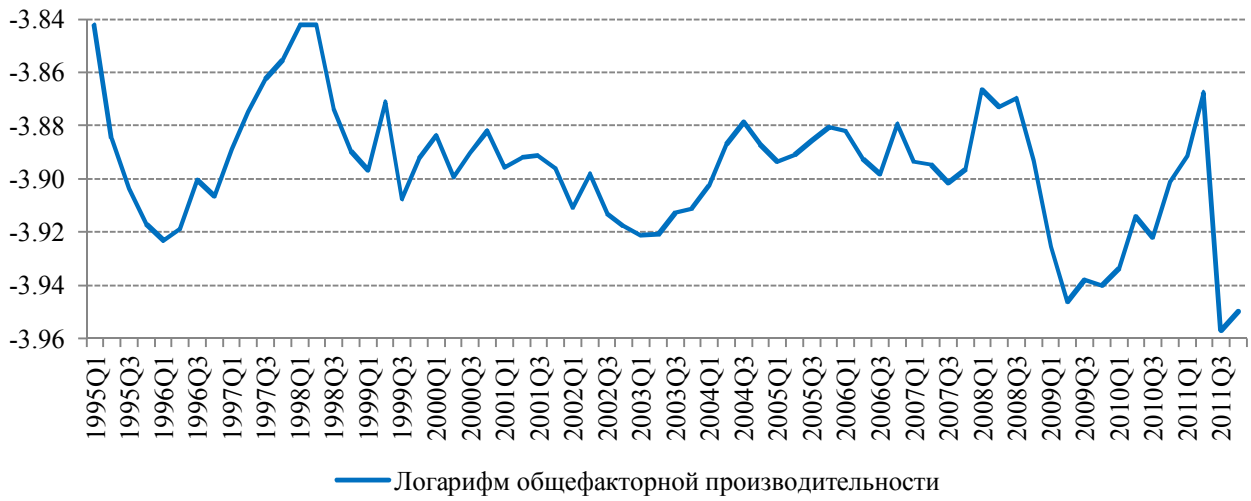
$$a_t = y_t^* - z_t - (1 - \alpha)n_t. \quad (3.2)$$

Для определения $(y_t^* - z_t)$ используется фильтр Ходрика – Прескотта для y_t^* , то есть логарифма реального ВВП (скорректированного на сезонность). z_t рассматривается как тренд-составляющая y_t^* в фильтре. Полученный на основе (3.2) ряд логарифма общефакторной производительности представлен на рис. 3.2. Ряд стационарен согласно ADF-тесту (спецификация с константой, р-значение приблизительно равно 0.012).

Будем учитывать, что в модели предполагается стационарность ряда труда, но в Беларуси, как показано в Приложении 1, этот ряд нестационарен. Тем не менее гипотеза о наличии единичного корня в этом ряде отвергается на 5% уровне, если используется выборка с 1995 г. по 1 кв. 2006 г. (спецификация с константой, р-значение приблизительно равно 0.012). Следовательно, при оценке авторегрессии для общефакторной производительности используется выборка до 1 кв. 2006 г. Также в уравнение включается константа, так как среднее значение логарифма общефакторной производительности в данном случае не равно нулю из-за простоты модели. Полученное уравнение имеет вид:

$$a_t = -1.200 + 0.692a_{t-1} + \varepsilon_t^a. \quad (3.3)$$

Оба коэффициента значимы на 1% уровне. Таким образом, $\rho_a \approx 0.69$. Стандартная ошибка регрессии приблизительно равна 0.013. Соответственно, принимается, что $\sigma_a \approx 0.013$.



Источник: собственные расчеты на основе данных Белстата.

Рис. 3.2. Логарифм общефакторной производительности в Беларуси исходя из соотношения (3.2)

ПРИЛОЖЕНИЕ 4. КОД DSGE-МОДЕЛИ ДЛЯ ПРОГРАММЫ DYNARE

```
var a i pi r rn v y ygap yn;
varexo ea ev;

parameters alpha beta eps gamma_l0 gamma_la kappa lambda phi phi_pi phi_y rho rhoa rhov sigma
sigma_a sigma_v tau theta;

alpha=0.537525053;
beta=0.991245471;
eps=6;
phi=3;
phi_pi=1.5;
phi_y=0.5;
rhoa=0.691759661;
rhov=0.5;
sigma=1.162939513;
sigma_a=0.013158622;
sigma_v=0.01;
theta=0.5;
tau=1/eps;
lambda=(1-beta*theta)*(1-theta)/theta*(1-alpha)/(1-alpha+alpha*eps);
rho=1/beta-1;
kappa=lambda*(sigma+(phi+alpha)/(1-alpha));
gamma_l0=ln((1-alpha)/(1-tau)/(eps/(eps-1)))*lambda/kappa;
gamma_la=(1+phi)/(1-alpha)*lambda/kappa;

model;
pi=beta*pi(+1)+kappa*ygap;
ygap=ygap(+1)-(1/sigma)*(i-pi(+1)-rn);
i=rho+phi_pi*pi+phi_y*ygap+v;
rn=rho-sigma*gamma_la*(1-rhoa)*a;
yn=gamma_l0+gamma_la*a;
y=yn+ygap;
r=(i-pi(+1))/(1+pi(+1));
a=rhoa*a(-1)+ea;
v=rhov*v(-1)+ev;
end;

initval;
a=0;
i=rho;
pi=0;
r=rho;
rn=rho;
v=0;
y=gamma_l0;
ygap=0;
yn=gamma_l0;
end;

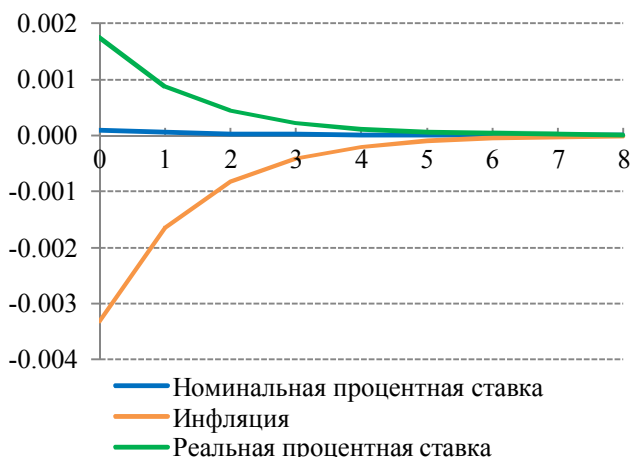
shocks;
```

Александр Зарецкий

```
var ea; stderr sigma_a;  
var ev; stderr sigma_v;  
end;
```

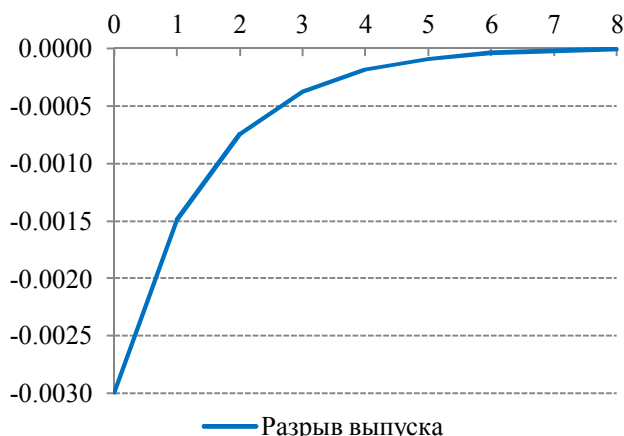
```
stoch_simul;
```


ПРИЛОЖЕНИЕ 5. ОТКЛИКИ ПЕРЕМЕННЫХ НА ШОКИ ПРИ ВТОРОМ ВАРИАНТЕ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ



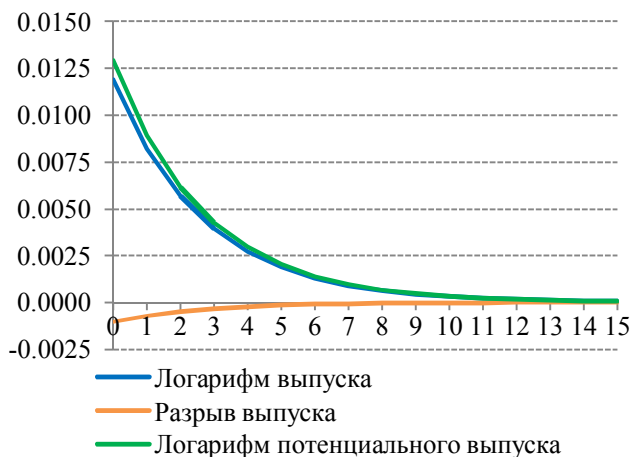
Источник: собственные расчеты.

Рис. 5.1. Реакция процентных ставок и инфляции на шок процентной ставки: второй вариант монетарной политики



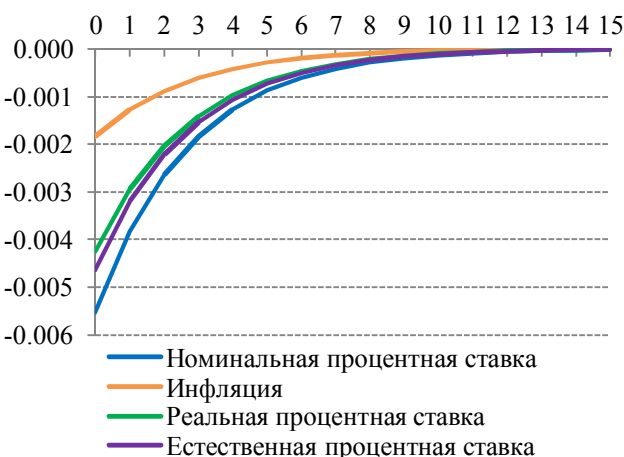
Источник: собственные расчеты.

Рис. 5.2. Реакция разрыва выпуска на шок процентной ставки: второй вариант монетарной политики



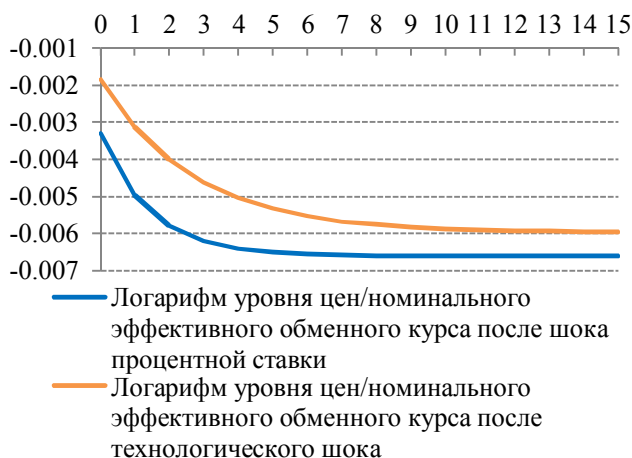
Источник: собственные расчеты.

Рис. 5.3. Реакция разрыва выпуска и его составляющих на технологический шок: второй вариант монетарной политики



Источник: собственные расчеты.

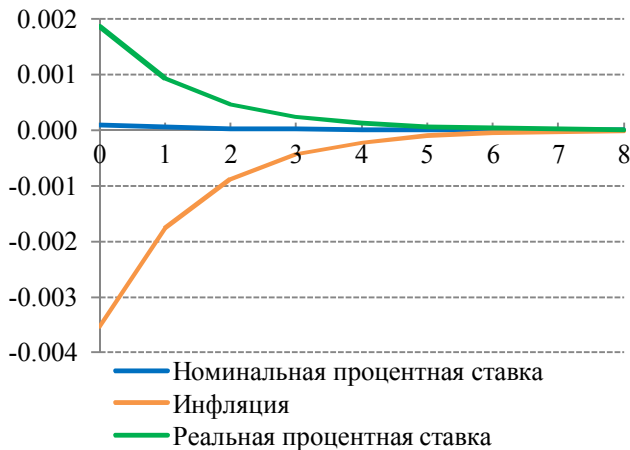
Рис. 5.4. Реакция процентных ставок и инфляции на технологический шок: второй вариант монетарной политики



Источник: собственные расчеты.

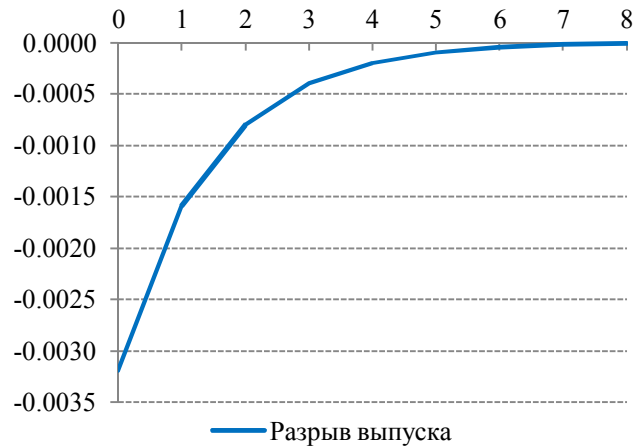
Рис. 5.5. Реакция логарифма уровня цен/обменного курса на шок процентной ставки и технологический шок: второй вариант монетарной политики

ПРИЛОЖЕНИЕ 6. ОТКЛИКИ ПЕРЕМЕННЫХ НА ШОКИ ПРИ ТРЕТЬЕМ ВАРИАНТЕ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ



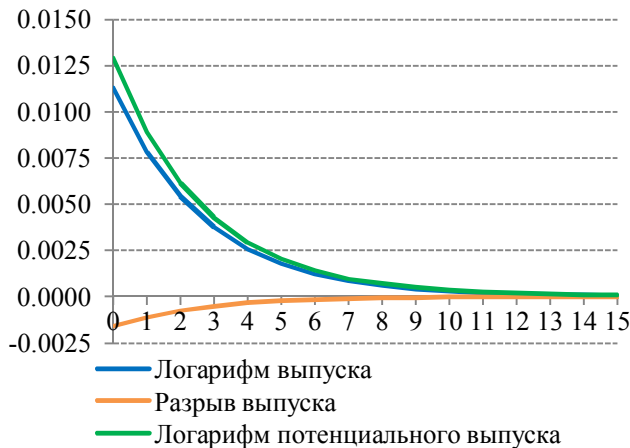
Источник: собственные расчеты.

Рис. 6.1. Реакция процентных ставок и инфляции на шок процентной ставки: третий вариант монетарной политики



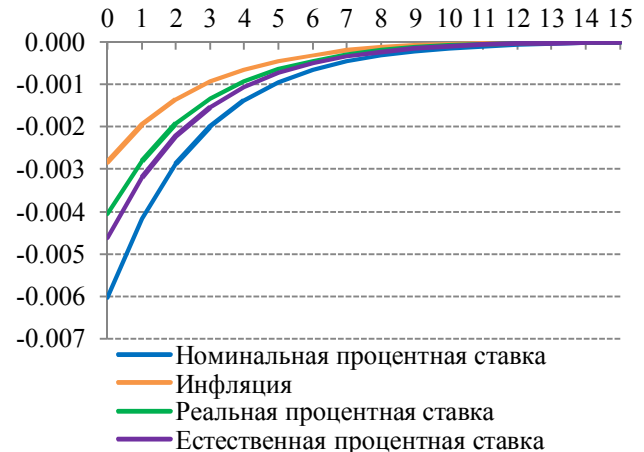
Источник: собственные расчеты.

Рис. 6.2. Реакция разрыва выпуска на шок процентной ставки: третий вариант монетарной политики



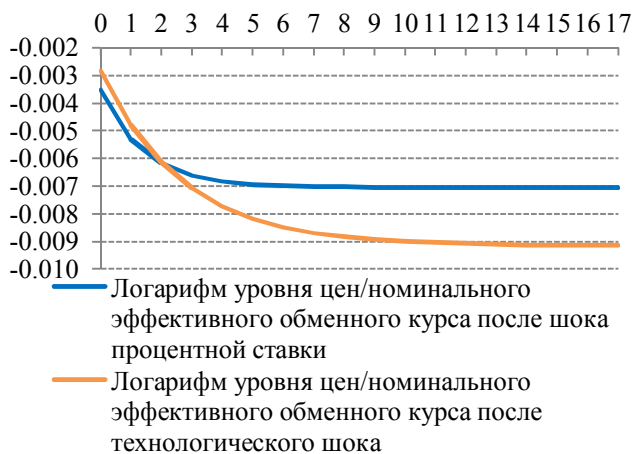
Источник: собственные расчеты.

Рис. 6.3. Реакция разрыва выпуска и его составляющих на технологический шок: третий вариант монетарной политики



Источник: собственные расчеты.

Рис. 6.4. Реакция процентных ставок и инфляции на технологический шок: третий вариант монетарной политики



Источник: собственные расчеты.

Рис. 6.5. Реакция логарифма уровня цен/обменного курса на шок процентной ставки и технологический шок: третий вариант монетарной политики