



ISSN 2071-2898 (Print)
ISSN 2071-2901 (Online)

**Балута В. И., Ошакбаев Р.С.,
Шульц Д.Н.**

Результаты
математического
моделирования динамики
макроэкономических
показателей на базе
динамической
стохастической модели
общего равновесия

Рекомендуемая форма библиографической ссылки: Балута В. И., Ошакбаев Р.С., Шульц Д.Н. Результаты математического моделирования динамики макроэкономических показателей на базе динамической стохастической модели общего равновесия // Препринты ИПМ им. М.В.Келдыша. 2018. № 147. 30 с. doi:[10.20948/prepr-2018-147](https://doi.org/10.20948/prepr-2018-147)
URL: <http://library.keldysh.ru/preprint.asp?id=2018-147>

**Ордена Ленина
ИНСТИТУТ ПРИКЛАДНОЙ МАТЕМАТИКИ
имени М.В.Келдыша
Российской академии наук**

В.И. Балута, Р.С. Ошакбаев, Д.Н. Шульц

**Результаты математического
моделирования динамики
макроэкономических показателей
на базе динамической стохастической
модели общего равновесия**

Москва — 2018

В.И. Балута, Р.С. Ошакбаев, Д.Н. Шульц

Результаты математического моделирования динамики макроэкономических показателей на базе динамической стохастической модели общего равновесия

В статье представлена малая динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана. Особенностью подхода является кейнсианский микроэкономический фундамент, учитывающий такие провалы рынка, как несовершенная конкуренция, негибкие цены и заработные платы. Второй специфической чертой является гипотеза рациональных ожиданий.

Модель представляет собой систему уравнений, описывающих динамику национального дохода, инфляции и ставки процента относительно своих равновесных траекторий. Равновесие трактуется динамически – стационарные состояния определяются на основе фильтра Ходрика–Прескотта (для сравнения приведены результаты определения потенциального выпуска на основе производственной функции Кобба–Дуглоса с экзогенным научно-технологическим прогрессом).

Система состоит из трех уравнений: динамическое уравнение IS-кривой, новокейнсианская кривая Филиппса, уравнение Тейлора. Первое связывает разрыв выпуска и реальную ожидаемую ставку процента. Второе – инфляцию с инфляционными ожиданиями и выпуском (аналог уравнения совокупного предложения). Наконец, уравнение Тейлора используется центральными банками при инфляционном таргетировании для установления процентных ставок, сглаживающих экономические циклы.

Для оценивания параметров модели был применён байесовский подход, позволяющий учитывать априорную информацию о свойствах экономики и статистическую информацию. Последнее оказывается важным в условиях коротких временных рядов в постсоветских странах, а также в условиях смены монетарной политики в связи с переходом к политике инфляционного таргетирования. Расчеты проведены с использованием пакета программ Dynare [1].

С помощью построенной модели оценены эффекты на ключевые макроэкономические показатели от шоков со стороны спроса, инфляционных шоков (шоки предложения), от изменения процентной политики денежного регулятора.

Результаты моделирования и проведённых расчетов могут быть использованы монетарными властями при разработке денежно-кредитной политики.

Ключевые слова: динамические стохастические модели общего равновесия, байесовское оценивание.

V.I. Baluta, R.S. Oshakbaev, D.N. Shults

Mathematical modeling of the macroeconomic indicators dynamics on the basis of the dynamic stochastic general equilibrium model

The paper presents a small dynamical stochastic model of general equilibrium in Kazakhstan. A special feature of the approach is the Keynesian microeconomic foundation, which takes into account market failures such as imperfect competition, inflexible prices and wages. The second specific feature is the hypothesis of rational expectations.

The model is a system of equations describing the dynamics of the national income, inflation and interest rates relative to its equilibrium trajectories. Equilibrium is treated dynamically – stationary states are determined on the basis of the Hodrick–Prescott filter (for comparison, the results of determining the potential output based on the Cobb–Douglas production function with exogenous technological progress are given).

The system consists of three equations: the dynamic equation of the IS curve, the New Keynesian Phillips curve, the Taylor equation. The first one relates the output gap and the real expected interest rate. The second one relates inflation with inflationary expectations and output (an analog of the aggregate supply equation). Finally, Taylor equation is used by central banks in inflation targeting to establish interest rates that smooth economic cycles.

To estimate the parameters of the model, a Bayesian approach was used that allows to take into account a priori information about the properties of the economy and statistical information. The latter is important in the context of short time series in the post-Soviet countries, as well as in the conditions of a change in monetary policy in connection with the transition to the policy of inflation targeting. The calculations were performed using the software package Dynare [1].

Using the constructed model, the effects on key macroeconomic indicators from demand shocks, prices shocks, and changes in the interest rate policy of the monetary regulator are estimated.

The results of modeling and calculations can be used by monetary authorities in the development of monetary policy.

Key words: Dynamic stochastic general equilibrium model, Bayesian estimation

Оглавление

Введение	5
Микрофундамент.....	7
Равновесия в модели	10
Потенциальный выпуск	12
Калибровка.....	14
Байесовское оценивание	18
Ставка процента и инфляция	24
Заключение.....	27
Библиографический список.....	28
Перечень условных сокращений	31

Введение

К концу прошедшего века сложилась достаточно стройная система теоретических взглядов на закономерности макроэкономических процессов, модельные представления которых на достаточно хорошем уровне позволяли прогнозировать и корректировать развитие экономик путем анализа текущих и ретроспективных данных по значениям базовых макроэкономических показателей. Однако на рубеже столетий традиционные подходы перестали работать с требуемой точностью. Ранее отмечалось, что значения макроэкономических параметров определяются протекающими на микроэкономическом уровне процессами, на которые, в свою очередь, существенное влияние оказывают в том числе и ожидаемые агентами микроэкономики значения самих макроэкономических показателей. В современных условиях усиления глобальной взаимозависимости экономик различных стран, взаимодействия экономик стран с различным экономическим укладом и менталитетом экономических агентов, всеобщей доступности информации роль этих факторов значительно выросла.

Понятно, что получить совокупные данные о поведении всех агентов экономики на микроуровне нереально (по крайней мере, пока), тем не менее, можно пытаться их оценивать на основе динамики наблюдаемых значений макроиндикаторов, хотя и в «интегральном» виде.

Попытки учета влияния поведения экономических агентов на макроэкономику привели к появлению в конце прошлого века нового класса макроэкономических моделей, получивших название «динамические стохастические модели общего равновесия» (DSGE-модели). В основе этих моделей лежат некоторые предположения о поведении экономических агентов в зависимости от состояния экономики и условий осуществления экономической деятельности, отражающихся в динамике макроэкономических индикаторов, причем параметры моделей для описания поведения агентов и определяются на основе анализа ретроспективных данных по макропоказателям. Этот подход сегодня является одним из базовых инструментов макроэкономического анализа и прогнозирования, интенсивно развиваются как технология моделирования, так и методы численного решения модельных задач.

Можно отметить некоторые очевидные сложности в применении указанного подхода. С одной стороны, в простых моделях трудно описать в едином ключе все разнообразие экономических агентов, действующих в экономике на микроуровне. С другой, по мере усложнения моделей за счет введения новых групп агентов возрастают требования к составу и качеству исходных данных для их описания, а на базе сравнительно ограниченного объема данных по макроэкономическим показателям невозможно разделить вклад отдельных групп в результаты совокупной деятельности. Особенно с учетом

того факта, что даже в одних и тех же группах возможны различные, вплоть до противоположных, реакции отдельных агентов на наблюдаемую динамику макропоказателей.

Тем не менее, многими исследователями отмечаются лучшие прогностические качества DSGE-моделей по сравнению с традиционными [2-6]. Более того, в отличие от традиционных подходов, такие модели весьма эффективны в качестве исследовательских инструментов, позволяющих получать априорные оценки возможных макроэкономических последствий тех или иных управленческих решений.

В настоящей статье предлагается один из вариантов такой исследовательской модели, которая может применяться для оценки возможных последствий экономической политики регулирующих органов. Калибровка модели и модельные исследования проводились на примере экономики Казахстана, по которой у одного из авторов был накоплен базовый набор статистических данных.

Отличительными особенностями DSGE-моделей являются следующие теоретические положения:

- микроэкономический фундамент – взаимосвязи между макроэкономическими переменными устанавливаются не на основе корреляционных зависимостей, а из микроэкономических моделей поведения домашних хозяйств и предприятий. Как следствие, параметры моделей не оцениваются из макростатистики эконометрическими методами, а «калибруются» на основе небольшого числа «стилизованых фактов»;
- положения неокейнсианской теории (НК-модели) о провалах рыночной экономики: неконкурентные рынки труда и товаров, негибкие цены и заработные платы, несовершенная информация и асимметрия информации;
- гипотеза рациональных ожиданий – экономические агенты в процессе принятия решений используют максимум доступной (ограниченной) информации, весь предыдущий опыт для оптимизации своего благосостояния;
- положение о нейтральности государственной экономической политики – прежде всего, монетарная политика влияет не на долгосрочное равновесие, но на краткосрочное отклонение от него. Таким образом, DSGE-модели записываются не в привычных нам макроэкономических переменных, а через их отклонения от своих равновесных состояний (например, не ВВП, а «разрыв выпуска»¹ (output gap)).

¹ Под разрывом выпуска понимается разница между фактическим значением валового внутреннего продукта (ВВП) и его потенциально возможным значением. Ниже мы специально рассмотрим вопрос определения потенциального выпуска.

Мы предлагаем малую DSGE-модель, с одной стороны, строго выведенную на основе неокейнсианского микрофундамента, а с другой, демонстрирующую относительно простые способы синтеза известных уравнений DSGE-моделей [7].

Микрофундамент

Поведение домашних хозяйств описывается следующей оптимизационной моделью. На бесконечном горизонте максимизируется ожидаемая суммарная дисконтированная полезность U^2 :

$$U = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \left(\ln C_t - \varphi \ln L_t + \chi \ln \frac{M_t}{P_t} \right) \right] \rightarrow \max$$

при бюджетном ограничении:

$$P_t C_t + M_t + B_t = W_t L_t + M_{t-1} + (1 + R_{t-1}) B_{t-1},$$

где $E[\cdot]$ – оператор рационального ожидания; $\rho > 0$ – норма дисконтирования; C_t – потребление товаров и услуг при уровне цен P_t ; L_t – предложение труда по ставке заработной платы W_t ; M_t – номинальные кассовые остатки; B_t – сбережения домашними хозяйствами в активах, приносящих процентный доход по ставке R_t .

Оптимальное поведение домашних хозяйств может быть найдено методами динамической оптимизации, а также на основе следующих соображений. Предположим, что репрезентативное домашнее хозяйство в момент времени t увеличивает потребления на величину Δc . Тогда в момент t полезность увеличится на $\Delta U = \frac{\partial U}{\partial C_t} \Delta c = e^{-\rho t} \frac{1}{C_t} \Delta c$. В то же время, если бы потребитель не потратил величину Δc , а сберёг бы её под ставку процента R_t , то в следующий период смог бы увеличить потребление на величину $\Delta c(1 + R_t)$, что увеличило бы ожидаемую приведённую полезность на величину $e^{-\rho(t+1)} E \left[\frac{1}{C_{t+1}} \Delta c(1 + R_t) \right]$.

Таким образом, динамика потребления задается равенством предельных выгод и предельных затрат (условие равновесия потребителя):

$$e^{-\rho} E \left[\frac{1}{C_{t+1}} \frac{P_t(1 + R_t)}{P_{t+1}} \right] = \frac{1}{C_t}. \quad (1)$$

При построении DSGE-моделей, в которых не учитывается роль государства и инвестиций, потребление сразу заменяется на выпуск $Y_t = C_t$ (см. например [20, р. 15]). На наш взгляд, более мягкое предположение состоит

² Как правило, используется функция полезности CRRA (constant relative risk aversion, с постоянной склонностью к риску) вида $u(c, l) = \frac{(c^\varphi l^{1-\varphi})^{1-\phi}}{1-\phi}$, где параметр $\phi > 0$ – склонность к риску. Для неё межвременная эластичность замещения потребления равна $1/\phi$. При $\phi = 1$ $u(c, l) = \varphi \ln c + (1 - \varphi) \ln l$.

в том, что выпуск и потребление связаны между собой через предельную норму потребления MPC линейно $C_t = MPC \cdot Y_t$.

Как было сказано выше, в DSGE-моделях, как правило, оперируют не переменными-уровнями, а отклонениями от равновесных состояний³. Обозначим через Y_t^* потенциальный ВВП, а y_t – логарифм отклонения ВВП от своего потенциального уровня $y_t \equiv \ln \frac{Y_t}{Y_t^*} = \ln Y_t - \ln Y_t^*$. Тогда линеаризованное уравнение (1) приобретает вид:

$$y_t = \rho + E[y_{t+1}] - (R_t - E[\pi_{t+1}]), \quad (2)$$

где $\pi_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ – уровень инфляции.

Уравнение (2) называется уравнением динамической IS-кривой⁴. В более общем случае⁵ перед скобкой появляется множитель η , а уравнение IS принимает вид:

$$y_t = \rho + E[y_{t+1}] - \eta(R_t - E[\pi_{t+1}]). \quad (3)$$

Аналогичным образом можно получить выражение для оптимального предложения труда:

$$\frac{\varphi \cdot MPC \cdot Y_t}{L_t} = \frac{W_t}{P_t}. \quad (4)$$

Переходя к следующему элементу DSGE-модели, отметим, что в простейшей модели предполагается несовершенная конкуренция на товарном рынке, и совершенная – на рынках факторов производства.

Второе уравнение модели – новая кейнсианская кривая Филлипса (НКПС) – может быть выведено на основе моделей Тэйлора [28] и Калво [15] или на основе модели Ротемберга–Вудфорда [24]. Мы следуем более простому варианту вывода уравнения НКПС [23].

Как известно из микроэкономики, оптимальная цена P_t^* на несовершенных рынках определяется по правилу $P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} MC_t$, где ε – эластичность спроса по цене, а MC_t – предельные издержки. В логарифмах это означает $p_t^* = \mu + mc_t$, где $\mu = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$, а $p_t^* \equiv \ln(P_t^*)$ и $mc_t \equiv \ln(MC_t)$.

Но часть фирм может свободно изменять цену, другие – ограничены долгосрочными контрактами. Когда производитель ограничен долгосрочными

³ Нередко переменную ставки процента заменяют на её отклонение от естественного уровня, а переменную инфляции – на её отклонение от цели по инфляции. В нашей статье мы используем переменные ставки процента и инфляции в их обычном понимании.

⁴ Напомним, что в кейнсианской макроэкономике под IS (Investment=Savings) подразумевается уравнение, связывающее ставку процента и национальный доход, при которых рынок благ находится в равновесии.

⁵ Например, для функции полезности CRRA $u(c, l) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{l^{1+\varphi}}{1+\varphi}$ уравнение IS имеет вид $y_t = E[y_{t+1}] - \frac{1}{\sigma}(R_t - E[\pi_{t+1}] - \rho)$ [20, p.17-18].

контрактами и не может установить оптимальную цену p_t^* , то он несёт потери. Задача производителя заключается в том, чтобы в момент времени t установить цену \bar{p}_t , которая будет действовать на протяжении долгого периода времени и которая будет минимизировать дисконтированную (с учётом вероятности изменения цен) ожидаемую величину потерь $S(\bar{p}_t) = \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s E[(\bar{p}_t - p_{t+s}^*)^2]$.

Минимизация этой квадратичной функции потерь даёт выражение для установления оптимальной цены $\bar{p}_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s = \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s E[p_{t+s}^*]$ или $\bar{p}_t = (1 - \beta\theta) \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s E[p_{t+s}^*]$. То есть $\bar{p}_t = (1 - \beta\theta) \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s E[\mu + mc_{t+s}]$. Как известно, эта функция есть решение уравнения $\bar{p}_t = (1 - \beta\theta)(\mu + mc_t) + \beta\theta E[\bar{p}_{t+1}]$ при $|\beta\theta| < 1$ ⁶.

Общий уровень цен определяется как средневзвешенное гибких и неизменных цен $p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)\bar{p}_t$ (параметр $\theta \in (0; 1)$ – мера негибкости (инерционности) цен, представляет собой долю фирм с неизменными ценами). Данное уравнение можно интерпретировать и как модель частичной корректировки.

С учетом этого получаем выражение для цен $\frac{p_t - \theta p_{t-1}}{(1 - \theta)} = (1 - \beta\theta)(\mu + mc_t) + \beta\theta E\left[\frac{p_{t+1} - \theta p_t}{(1 - \theta)}\right]$. Или в терминах инфляции $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$:

$$\pi_t = \lambda mcr_t + \beta E[\pi_{t+1}], \quad (5)$$

где $mcr_t = \mu + mc_t - p_t$ – реальные предельные издержки, а $\lambda = \frac{\mu(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}$.

Поскольку реальные предельные издержки – ненаблюдаемая переменная, то предполагается, что они пропорциональны разрыву выпуска $\lambda mcr_t = \kappa u_t$. Тогда получаем новую кейнсианскую кривую Филлипса (параметр κ именуется иногда «параметром Кальво») $\pi_t = \kappa u_t + \beta E[\pi_{t+1}]$. Нейсс и Нельсон [22] на примере США, Великобритании и Австралии доказывают, что использование разрыва выпуска предпочтительнее использования предельных издержек.

Гали и Гертлер [21] предложили «гибридный» вариант:

$$\pi_t = \beta E[\pi_{t+1}] + \kappa u_t + \omega \pi_{t-1}. \quad (6)$$

Как мы показали ранее [6], для Казахстана характерна существенная инерционность инфляционных процессов, поэтому для нашей DSGE-модели мы будем использовать гибридный вариант уравнения НКРС (6).

Итак, мы вывели 2 уравнения, формирующие так называемый «non policy» блок для нашей DSGE-модели. Для того чтобы «замкнуть» систему из 3 переменных (инфляция, разрыв выпуска, ставка процента), не хватает уравнения Тейлора, описывающего поведение денежного регулятора.

⁶ Рассмотрим уравнение вида $p_t = (1 - a)z_t + aE[p_{t+1}]$. Его решение даёт $p_t = (1 - a)z_t + aE[(1 - a)z_{t+1} + aE[p_{t+2}]] = (1 - a)z_t + a(1 - a)E[z_{t+1}] + a^2E[p_{t+2}] = \dots = (1 - a) \sum_{s=0}^{\infty} a^s E[x_{t+s}]$. При этом учитывается, что $\lim_{t \rightarrow \infty} a^t E[p_t] = 0$ при $|a| < 1$ и $E[p_t] < \infty$.

Известно множество «правил» денежно-кредитной политики. Пожалуй, хронологически первым было предложено правило Фридмана, устанавливающее темпы роста денежной массы на уровне долгосрочного темпа экономического роста.

Но сложности регулирования денежного предложения, особенно старших денежных агрегатов, сделали популярным иной подход – регулирование ставки процента. Впервые Дж. Тэйлор [27, р.202] предложил корректировать реальную (за вычетом инфляции) ставку процента при отклонении инфляции от целевого уровня («таргета») и ВВП – от равновесного уровня:

$$R_t - \pi_t = \text{const} + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y y_t.$$

В оригинальной публикации Тэйлора оба коэффициента q_π и q_y были равны 0,5. Однако впоследствии, особенно в рамках политики инфляционного таргетирования, коэффициенту при инфляции стал придаваться больший вес. Более того, требование $q_\pi > 1$ (то есть центробанки должны корректировать ставку процента быстрее, чем изменяется инфляция) стало именоваться «Taylor principle» [20, р.22]. Наконец, на смену этому простому уравнению пришли модификации, учитывающие инерционность ставки процента, будущие (ожидаемые) значения инфляции и разрывов выпуска, зарубежные процентные ставки, обменный курс и т.д.

Исходя из публикаций НБК [11], мы включили в нашу модель следующее уравнение Тэйлора:

$$R_t = \pi_t + 0.75R_{t-1} + 2.5(\pi_t - \pi^T) + 0.5y_t. \quad (7)$$

В итоге DSGE-модель принимает вид:

$$\begin{cases} y_t = \rho + E[y_{t+1}] - \eta(R_t - E[\pi_{t+1}]), \\ \pi_t = \beta E[\pi_{t+1}] + \kappa y_t + \omega \pi_{t-1}, \\ R_t = \gamma + \pi_t + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y y_t. \end{cases} \quad (8)$$

Равновесия в модели

Рассмотрим, существует ли в модели тривиальное равновесие, т.е. состояние $y_t = E[y_{t+1}] = 0$ и $\pi_t = E[\pi_{t+1}] = \pi^T$ (при этом условии инфляция находится на уровне своего таргета, выпуск – на потенциальном уровне).

Как следует из уравнения IS, ставка процента для такой ситуации должна быть установлена на уровне $R_t = \frac{\rho}{\eta} + \pi^T$. Первое слагаемое называется «естественным уровнем» реальной ставки процента.

Из уравнения НКРС следует, что необходимо выполнение ограничения $1 = \beta + \omega$ или же нулевого таргета по инфляции $\pi^T = 0$.

Наконец, из третьего уравнения системы вытекает, что для тривиального равновесия необходимо, чтобы константа в уравнении Тэйлора была равна $\gamma = \frac{\rho}{\eta}$.

Проверим, возможно ли в DSGE-модели иное нетривиальное равновесие. Для этого решим систему уравнений относительно равновесных значений:

$$\begin{cases} y^* = \rho + y^* - \eta(R^* - \pi^*), \\ \pi^* = \beta\pi^* + \kappa y^* + \omega\pi^*, \\ R^* = \pi^* + \gamma + q_\pi(\pi^* - \pi^T) + q_y y^*. \end{cases} \quad (9)$$

Из первого уравнения снова следует, что $R^* = \frac{\rho}{\eta} + \pi^*$.

Из второго – $\pi^* = \frac{\kappa}{1-\beta-\omega} y^*$. То есть нулевой разрыв выпуска означает нулевую инфляцию. Опять же, если центробанк захочет иметь положительную инфляцию, разрыв выпуска будет также положительным. Иными словами, в экономике всегда будет положительный разрыв выпуска.

Наконец, из третьего – $\pi^* = \frac{\frac{\rho}{\eta} - \gamma + q_\pi \pi^T}{q_\pi + q_y \frac{1-\beta-\omega}{\kappa}}$.

Чтобы равновесная инфляция соответствовала таргету, необходимо параметр γ установить на уровне $\gamma = \frac{\rho}{\eta} - \pi^T q_y \frac{1-\beta-\omega}{\kappa}$.

Сформулируем промежуточные выводы.

Во-первых, в представленной DSGE-модели существует несколько равновесных состояний.

Во-вторых, тривиальное равновесие (нулевой разрыв выпуска и инфляция на уровне таргета) возможно при весьма жестких условиях на параметры экономики (норму дисконтирования предприятий реального сектора и инерционность инфляции): $1 = \beta + \omega$. Для поддержания этого состояния НБК должен придерживаться следующего правила Тэйлора:

$$R_t - \pi_t = \frac{\rho}{\eta} + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y y_t. \quad (10)$$

Также возможна ситуация нетривиального равновесия, при котором положительная инфляция будет сопровождаться положительным разрывом выпуска. Для того чтобы удерживать инфляцию на целевом уровне, НБК должен стремиться к соблюдению следующих условий уравнения Тэйлора:

$$R_t - \pi_t = \frac{\rho}{\eta} - \pi^T q_y \frac{1-\beta-\omega}{\kappa} + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y y_t. \quad (11)$$

Ниже, после калибровки параметров DSGE-модели для экономики Казахстана, мы сравним, насколько соответствует правило денежно-кредитной

политики (ДКП) Нацбанка полученным нами теоретическим уравнениям (10) или (11).

Потенциальный выпуск

Как было сказано в начале статьи, DSGE-модели оперируют переменными-отклонениями от равновесного состояния. При этом нет общепринятого способа трактовки, что же есть равновесное состояние и каким образом его рассчитывать. А этот вопрос не является сугубо теоретическим – в зависимости от того, находится экономика выше или ниже своего потенциального уровня, денежный регулятор должен проводить стимулирующую или ограничительную ДКП.

Учёные Гайдаровского института [8] классифицируют существующие методы определения потенциального ВВП следующим образом:

- 1) трендовые: линейный, кусочный, фильтр Ходрика–Прескотта, полосовой фильтр, декомпозиция Бевеиджа–Нельсона, фильтр Калмана;
- 2) многомерные: фильтр Ходрика–Прескотта, декомпозиция Бевеиджа–Нельсона, фильтр Калмана;
- 3) на основе производственных функций: полная структурная модель, производственная функция с экзогенными трендами, структурная VAR.

На наш взгляд, наиболее простым и распространённым методом определения потенциального ВВП является фильтр Ходрика–Прескотта. Также распространён подход на основе производственных функций.

Фильтр Ходрика-Прескотта представляет собой, по сути, метод сглаживания (усреднения) исторических данных на основе решения следующей двухкритериальной задачи:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2 \rightarrow \min_{s_t},$$

где y_t – исходный временной ряд, s_t – сглаженный ряд. Первая сумма есть сумма квадратов отклонений сглаженного ряда от исходного; вторая отвечает за гладкость отфильтрованных значений. Параметр λ задаёт предпочтения между точностью аппроксимации и гладкостью.

Для расчета потенциального ВВП по фильтру Ходрика–Прескотта, на периоде с I кв. 2000 г. по III кв. 2017 г. мы провели следующие шаги в EViews 7:

- 1) расчёт дефлированного ВВП;
- 2) на его основе расчёт временного ряда с поправкой на мультипликативную сезонность методом Census X12;
- 3) для него был применён фильтр Ходрика–Прескотта с параметром $\lambda = 1600$.

Как видно из рис. 1, отрицательный разрыв выпуска наблюдается в периоды 2004-2005, 2008-2009, 2015 гг. В 2017 г., хотя ВВП и находится ниже своего потенциального уровня, достаточно близок к нему.

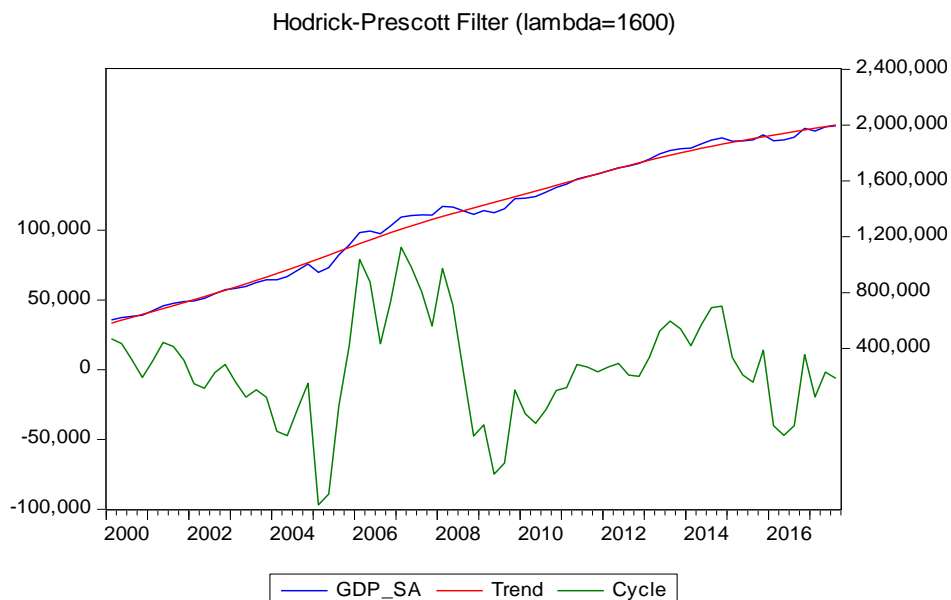


Рис. 1. Фильтр Ходрика–Прескотта для ВВП

Для сравнения приведём результаты фильтра Бакстера–Кинга (рис. 2). К сожалению, при его использовании урезаются крайние левые и правые значения. Но в середине ряда демонстрируются схожие результаты – отрицательный разрыв выпуска в периоды 2004-2005 гг. и 2008-2009 гг. и положительный – в периоды 2006-2007 гг. и после 2010 г.

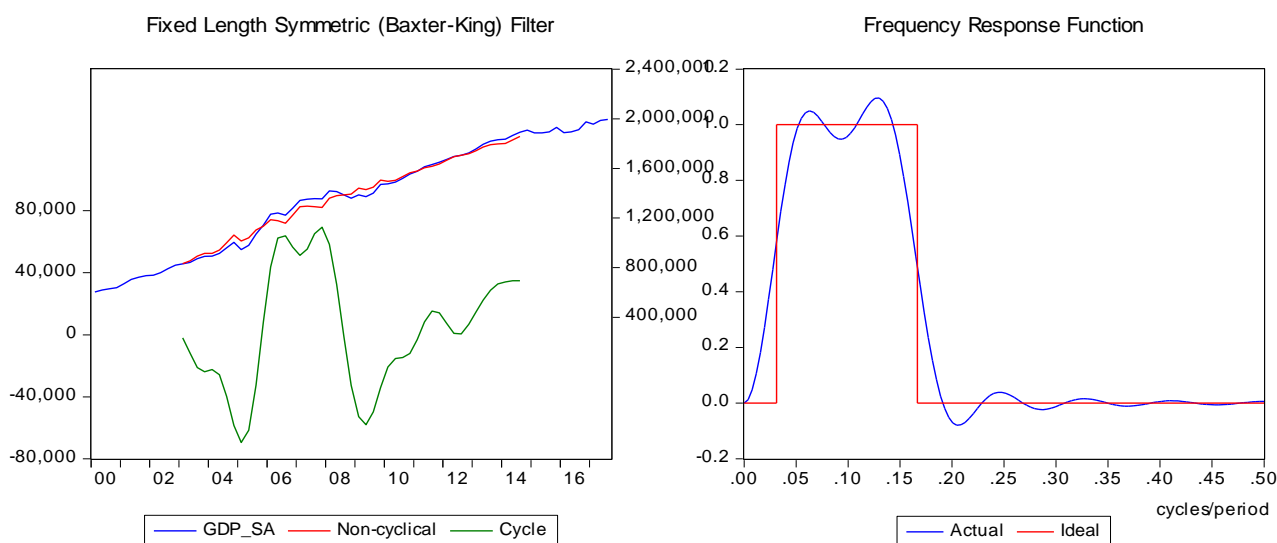


Рис. 2. Фильтр Бакстера–Кинга для ВВП

Также мы оценивали параметры производственной функции с экзогенным научно-технологическим прогрессом в виде:

$$Y_t = Ae^{0.014t}L_t^{0.185}K_t^{0.715},$$

где Y_t – дефлированный ВВП, L_t – занятость в экономике, K_t – запас основных фондов.

Ниже представлены фактические значения дефлированного ВВП, его модельные значения в соответствии с лог-линейной ПФ Кобба–Дугласа, а также остатки модели, которые и представляют собой оценку разрыва выпуска (рис. 3).

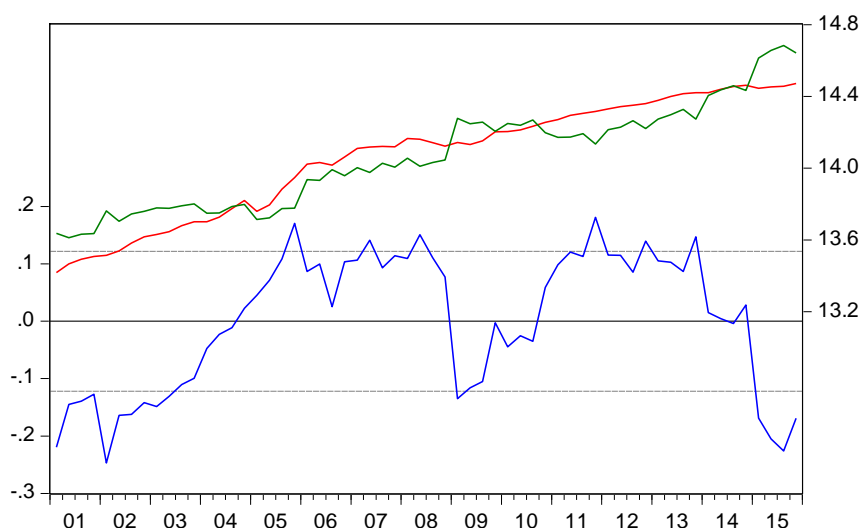


Рис. 3. Оценка разрыва выпуска с помощью ПФ Кобба–Дугласа

На диаграмме виден рост потенциального ВВП, который мы связываем с масштабным вводом в эксплуатацию новых основных фондов в нефтедобыче. Благодаря чему сформировался отрицательный разрыв выпуска. Таким образом, в экономике Казахстана имеется потенциал для ускорения экономического роста. Однако для этого требуется стимулирующая, а не ограничивающая денежно-кредитная политика.

Калибровка

Параметр η отражает эластичность реального потребления домашних хозяйств по реальной заработной плате. В литературе он чаще всего принимается на уровне 1. Именно таким он был в уравнении (2).

В известных нам DSGE-моделях, как правило, нормы дисконтирования домашних хозяйств и предприятий не различаются. Если дисконтирующие множители β^t и $e^{-\rho t}$ равны, то их параметры связаны соотношением $\rho = -\ln(\beta)$ или $\beta \approx \frac{1}{1+\rho}$. Параметр β принято калибровать следующим образом $\beta = \frac{1}{1+R^*}$, где $R^* = \pi^T + \frac{\rho}{\eta}$ – равновесная (естественная) ставка процента⁷.

⁷ Иногда равновесный уровень процента определяется как медиана процентной ставки. На наш взгляд, этот подход может быть использован в развитых и достаточно стабильных рыночных экономиках на

Тогда из решения уравнения $\beta = \frac{1}{1+\pi^T - \ln(\beta)}$ при $\pi^T = 0.0175$ (целевой уровень квартальной инфляции при условии, что годовой таргет, установленный НБК на 2017 г., равен 7%) получаем $\beta \approx 0.834$ (что гораздо ниже обычных значений параметра для развитых стран 0,98-0,99). Тогда параметр $\rho = 0.181$.

Параметр ω , отражающий инерционность инфляционных процессов, мы оценили ранее [6] на уровне 0,25-0,30.

А. Зарецкий [2] откалибровал для экономики Белоруссии параметр $\kappa = 0.54$. Для экономики России этот параметр оценивается на уровне 0.66 [12]. Как видим, для различающихся постсоветских стран разброс значений оказывается не очень большим.

Эксперты НБК [10] получили следующие оценки параметров НКРС (табл. 1) для продовольственной и непродовольственной инфляции (с оговоркой, что спецификация уравнений отличалась от нашей).

Таблица 1

	Продовольственная инфляция	Непродовольственная инфляция
β	0,185 – 0,438	0,343 – 0,375
ω	0,162	0,243
κ	0,052 – 0,159	0,246 – 0,651

Таким образом, мы откалибруем параметры модели следующим образом (табл. 2):

Таблица 2

Параметр	Значение
η	1
ρ	0,161
β	0,834
ω	0,25
κ	0,6
γ	$\gamma = \rho/\eta$
q_π	2,5
q_y	0,5

Заметим, что при таких параметрах не выполняется условие равновесности $1 = \beta + \omega$. То есть сразу можно сказать, что экономическое равновесие будет

продолжительных временных рядах. В условиях (пост)переходных экономик, испытывающих периодические кризисы, невозможно представить, что усреднённое значение ставки процента позволяет судить о её равновесном уровне.

отличаться от тривиального (когда инфляция равна таргету и отсутствует разрыв выпуска).

На основе откалиброванных значений параметров рассчитаем с помощью пакета Dynare реакцию экономики на различные возмущения. Все шоки описываются авторегрессионным процессом 1-го порядка с коэффициентом 0,8; для ставки процента – с коэффициентом 0,75.

В ответ на положительный шок спроса (рис. 4) возникает разрыв выпуска, который достаточно быстро сходит на нет. При этом происходит рост цен, что вынуждает денежный регулятор повысить базовую ставку.

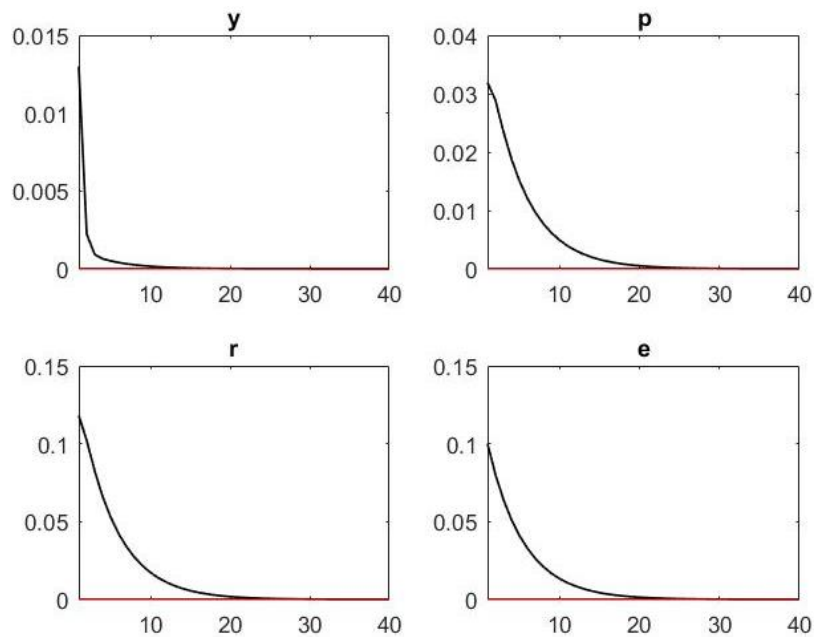


Рис. 4. Реакция переменных на положительный шок спроса

При шоке цен (рис. 5) денежный регулятор, руководствуясь правилом Тейлора, повышает ставку процента. Следствием этого становится отрицательный разрыв выпуска.

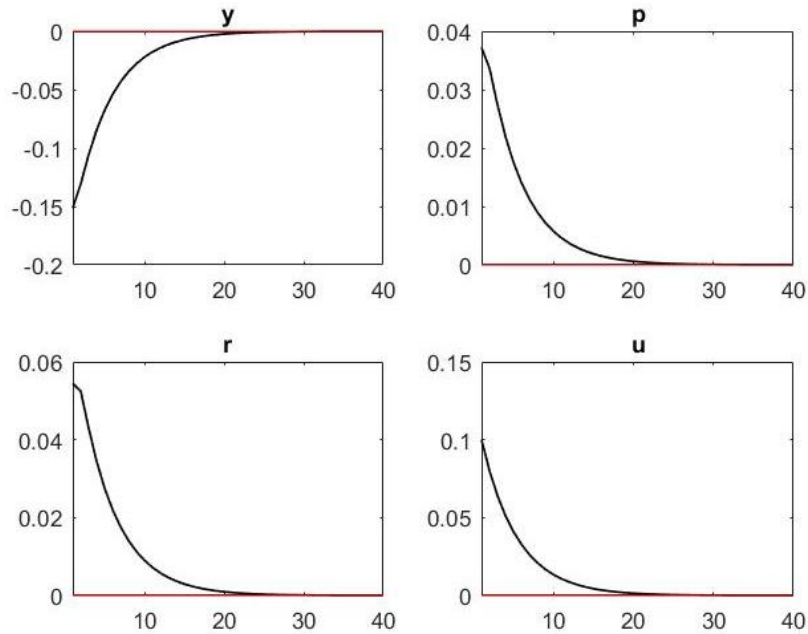


Рис. 5. Реакция переменных на положительный шок цен

На первый взгляд может показаться необычной реакция ставки процента на ужесточение денежно-кредитной политики (рис. 6).

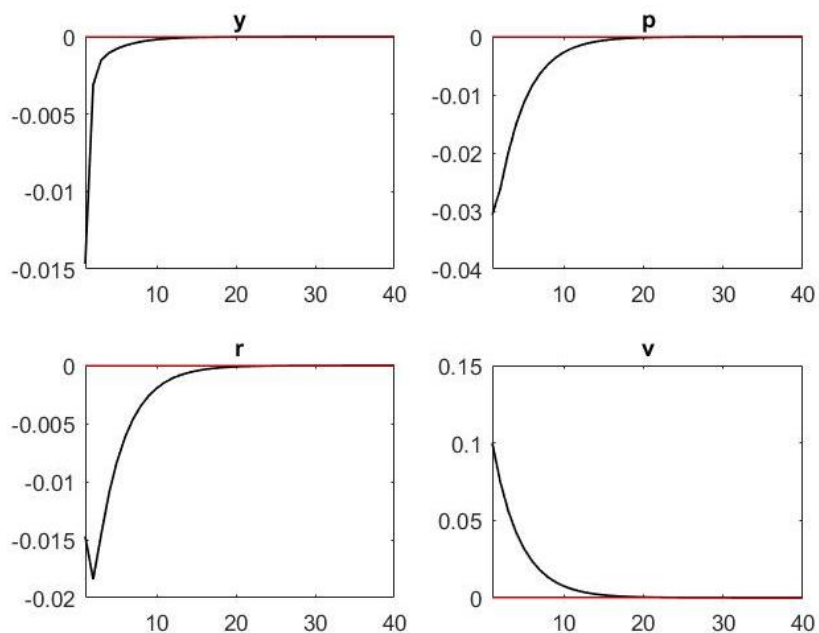


Рис. 6. Реакция переменных на положительный шок процентной ставки

Можно заметить, что вполне естественно и ожидаемо сокращение разрыва выпуска и цен. А поскольку ставка процента в DSGE-моделях не экзогенна, а моделируется уравнением Тейлора, то неизбежным следствием является её снижение в ответ на отрицательный разрыв выпуска и снижение инфляции ниже целевого уровня.

Вообще, можно отметить, что отклик ставки процента на изменения денежно-кредитной политики зависит от многих параметров модели. Ниже приведена 3D-диаграмма (рис. 7), иллюстрирующая, что при низких значениях параметра κ первоначальная реакция ставки процента на рост самой себя – положительная. И лишь с течением времени, после отклонения разрыва выпуска и инфляции в отрицательную область, регулятор вынужден понижать процент для стабилизации экономики.

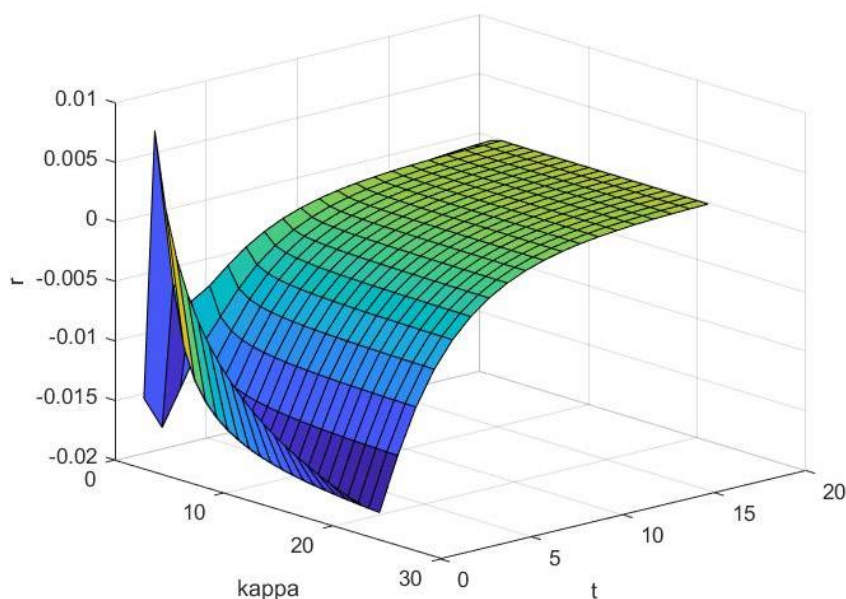


Рис. 7. Зависимость реакции ставки процента на ужесточение денежно-кредитной политики от параметра κ

Байесовское оценивание

Преимущество байесовского оценивания заключается в том, что оно позволяет использовать и наши априорные представления о закономерностях экономики, и статистические данные.

При байесовском оценивании DSGE-моделей в качестве априорных распределений принято использовать следующие (вслед за [26, р. 592–595]):

- для положительных параметров моделей – гамма-распределение, для остальных – нормальное распределение (реже – равномерное);
- для авторегрессионных коэффициентов, которые принимают значения от 0 до 1, – бета-распределение;
- для среднеквадратических отклонений – обратное гамма-распределение (рис. 8).

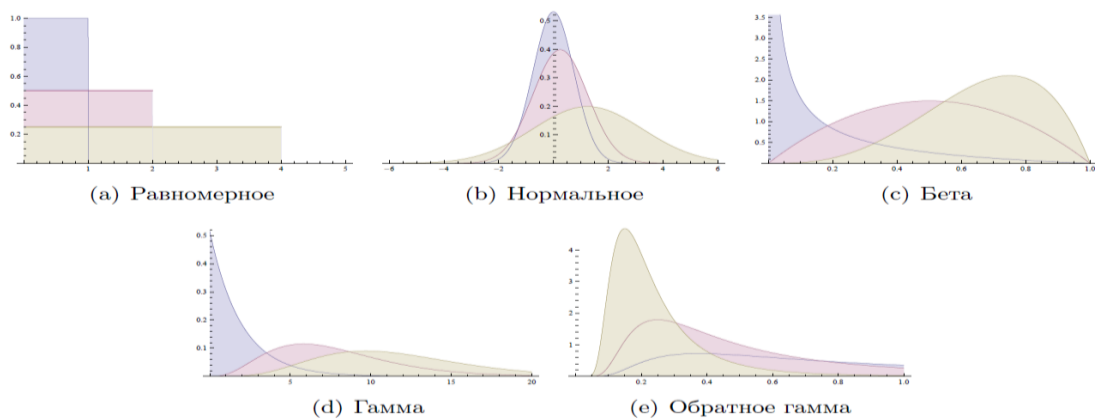


Рис. 8. Вид функций распределения, используемых при байесовском оценивании [1, с. 38]

Опираясь на эти правила, мы использовали следующие априорные распределения и их параметры (табл. 3). В качестве средних мы брали откалиброванные выше значения, стандартные отклонения мы старались задавать максимально широкими, чтобы не накладывать дополнительных априорных ограничений.

Таблица 3

Априорные распределения и их параметры для переменных модели

Параметр	Распределение	Среднее	Стандартное отклонение
β	Гамма	0.834	0.5
κ	Гамма	0.6	0.5
η	Гамма	1	0.5
ρ	Гамма	0.161	0.1
ω	Гамма	0.25	0.2
q_{π}	Гамма	2.5	1
q_{γ}	Гамма	0.5	0.2
γ	Гамма	0.161	0.1
ρ_e	Бета	0.8	0.1
ρ_u	Бета	0.8	0.1
ρ_v	Бета	0.75	0.1
σ_y^2	Обр.гамма	0.01	Inf
σ_p^2	Обр.гамма	0.01	Inf
σ_r^2	Обр.гамма	0.01	Inf

Важно отметить, что мы не привлекали данные по ставке процента. Это очень полезная возможность – использование ненаблюдаемых переменных для оценки параметров. Она избавила нас от необходимости соединять временные ряды по ставке рефинансирования, которая считается неработающей, и по

базовой ставке Национального банка Казахстана (НБК), которая была запущена относительно недавно. По сути, мы просто заложили в модель принцип Тейлора, который предполагает, что монетарная политика ужесточается (ставка процента повышается) при перегреве экономики (ускорении инфляции и положительном разрыве выпуска).

Байесовское оценивание мы проводили в пакете Dynare одиннадцатью различными численными методами. В таблице 4 приведены результаты оценивания параметров по одному из алгоритмов, интервалы полученных оценок другими методами и $\beta + \omega$ для проверки, выполняется ли условие равновесия $\beta + \omega = 1$:

Таблица 4

**Результаты байесовского оценивания параметров модели
различными методами**

Параметр	Калибровка	Оценка по алгоритму №1	Минимальная оценка	Максимальная оценка	Средняя оценка
β	0,834	0,9205	0,8037	1,1857	0,952
κ	0,6	0,2278	0,1385	1,3488	0,762
η	1,0	0,2569	0,1684	1,1601	0,815
ρ	0,161	0,1351	0,0946	0,2121	0,166
ω	0,25	0,0633	0,0282	0,1478	0,088
q_π	2,5	1,7262	1,2746	3,4152	2,238
q_y	0,5	0,4756	0,2504	0,5922	0,430
γ	0,161	0,2077	0,0696	0,2441	0,170
ρ_e	0,8	0,7121	0,5862	0,8144	0,738
ρ_u	0,8	0,5766	0,5563	0,8029	0,718
ρ_v	0,75	0,7302	0,5561	0,7933	0,650
σ_y^2	0,01	0,0134	0,0053	0,0444	0,013
σ_p^2	0,01	0,0088	0,0074	0,0276	0,017
σ_r^2	0,01	0,006	0,006	0,0613	0,035
$\beta + \omega$	0,995	0,9838	0,8854	1,2139	1,040

Как можно заметить, оценённые значения для некоторых параметров весьма сильно отличаются от тех, что были откалиброваны выше. Например, норма дисконтирования β , как правило, оказывается выше уровня 0,834; в большинстве исследований она устанавливается на уровне 0,98-0,99. Очень большой разброс (в 10 раз) оценок наблюдается по параметру κ . Выше мы говорили, что данный параметр во многом определяет реакцию экономики на процентную политику. Аналогичный разброс оценок мы видим по параметру η , хотя среднее значение различных оценок близко откалиброванному значению.

Параметры ω и ρ_u , отвечающие за инерционность инфляции в уравнении НКРС и за устойчивость ценовых шоков, оказались гораздо ниже заданных нами априорно. То есть наши представления о негибкости цен в экономике Казахстана оказываются излишне пессимистичными.

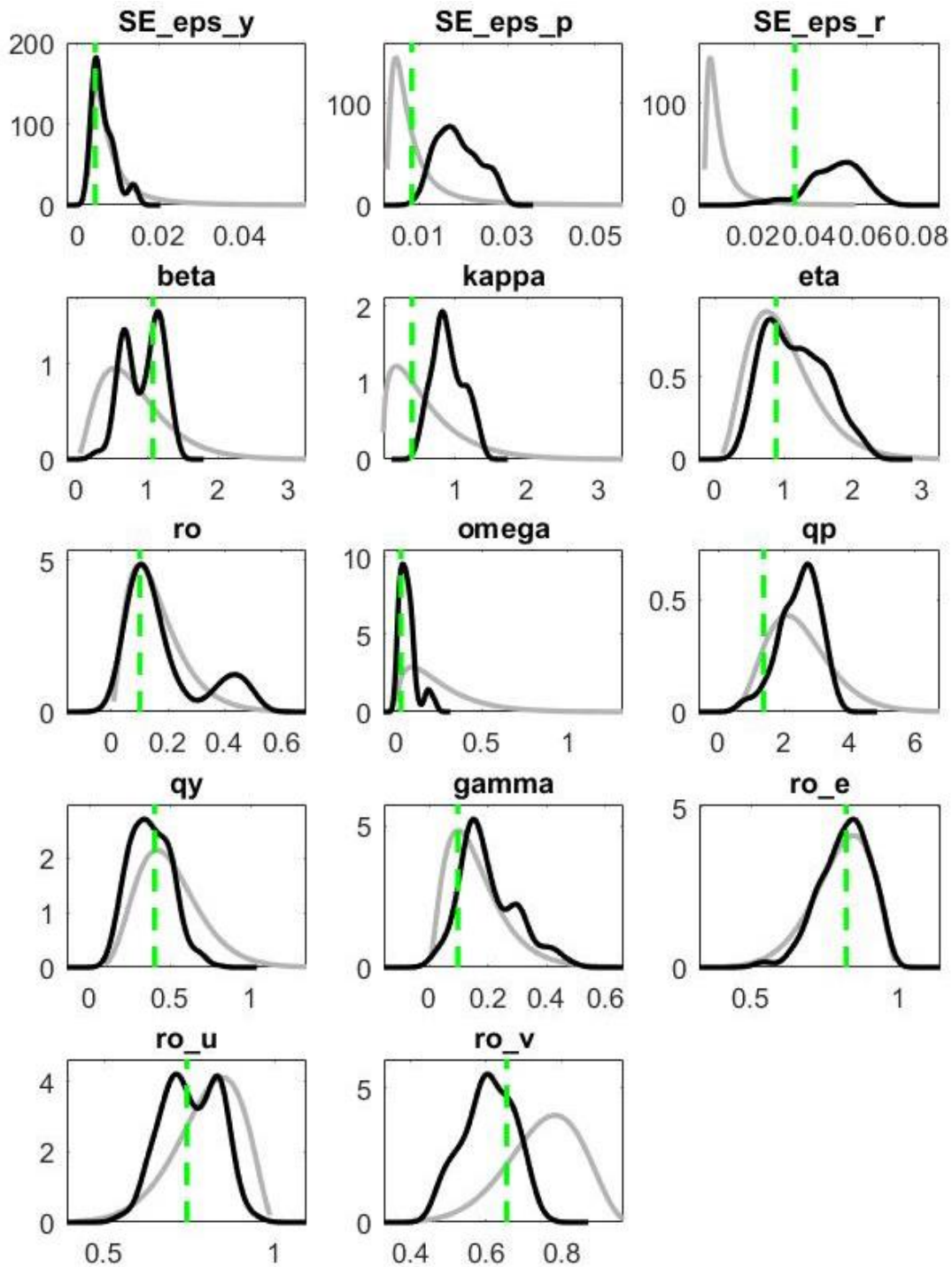


Рис. 9. Вид априорных (серая линия) и апостериорных (черная линия) функций распределения, а также мода апостериорного распределения (зеленый пунктир)

Относительно параметров уравнения Тейлора можно сказать следующее. Мы достаточно точно откалибровали q_y , чувствительность ставки процента к разрыву выпуска. А вот разброс возможных оценок параметра q_π составляет 2 раза и, по всей видимости, оказывается ниже заявленных 2,5. Хотя следует оговориться, что на периоде 2000-2017 гг. приоритеты денежного регулятора могли меняться.

Сравним также, насколько сильно отличаются апостериорные распределения от тех, что закладывались нами в качестве априорных (рис. 9).

Во-первых, обращает на себя внимание, что функции распределения отличны от нормального закона (в традиционном эконометрическом оценивании предполагается, что оценки распределены по нормальному закону). Во-вторых, бросается в глаза, насколько сильно апостериорные распределения для некоторых параметров (например, β , κ , ω) отличаются от априорных предположений – таким образом, статистические данные при байесовском подходе вносят существенный вклад в результаты оценивания. И, наконец, очень важный результат – апостериорные распределения для параметров β , ρ_u являются бимодальными. Для нас это означает, что статистические оценки случайным образом могут оказаться в одном из локальных максимумов. Например, оценки параметра β могут оказаться около 0,9 или около 1,1. Аналогично оценки параметра ρ_u могут принять значения вблизи 0,55 или вблизи 0,75.

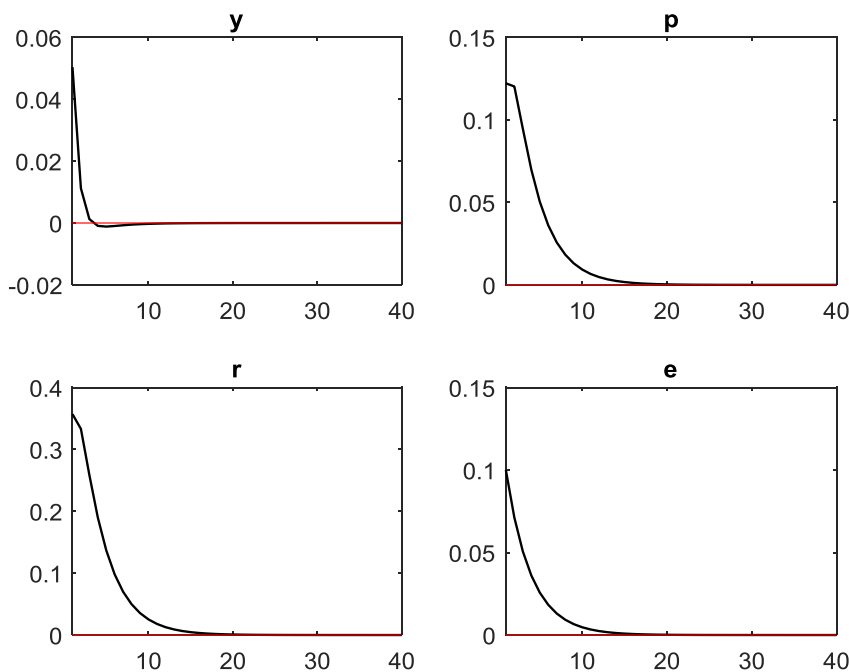


Рис. 10. Реакция переменных на положительный шок спроса

Оценим реакцию экономики на шоки спроса, цен и процентной политики при оценённых параметрах. Так, заметно, что экономика реагирует более значительно на тот же импульс спроса при оценённых параметрах (рис. 10), чем

при откалиброванных (рис. 4). Более того, разрыв выпуска становится не только положительным, но спустя некоторое время ненамного уходит в отрицательную область.

При шоке цен экономика также реагирует сильнее при оценённых параметрах (рис. 11), чем при откалиброванных (рис. 5). В остальном характер функции отклика (IRF – impulse response function) аналогичен.

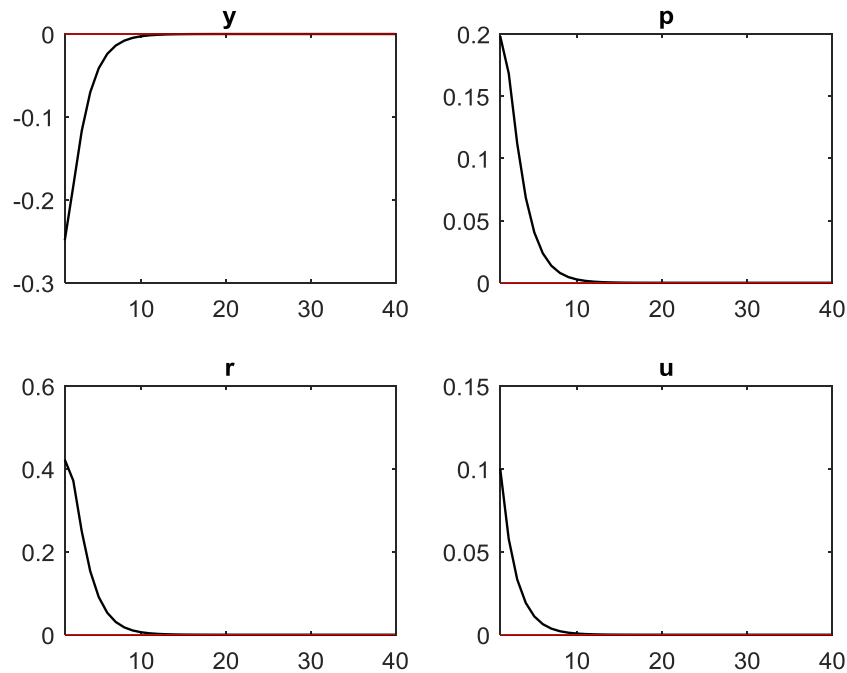


Рис. 11. Реакция переменных на положительный шок цен

А вот реакция на ужесточение процентной политики несколько отличается. Как мы говорили выше, форма функции отклика сильно зависит от коэффициентов уравнений. При оценённых значениях параметров ставка процента вначале чуть-чуть превышает первоначальное значение (это согласуется с ожиданиями, что в ответ на ужесточение монетарной политики ставка процента должна вырасти), а разрыв выпуска становится отрицательным и инфляция оказывается ниже исходного равновесия (рис. 12).

При этом экономический спад весьма значителен по сравнению с расчетами на откалиброванных параметрах, а снижение инфляции весьма умеренно (рис. 6).

В ответ на резкий спад в экономике, руководствуясь принципом Тейлора, центральный банк вынужден сильно снизить ставку процента. В результате экономика оказывается на некоторый промежуток времени даже при положительном разрыве выпуска.

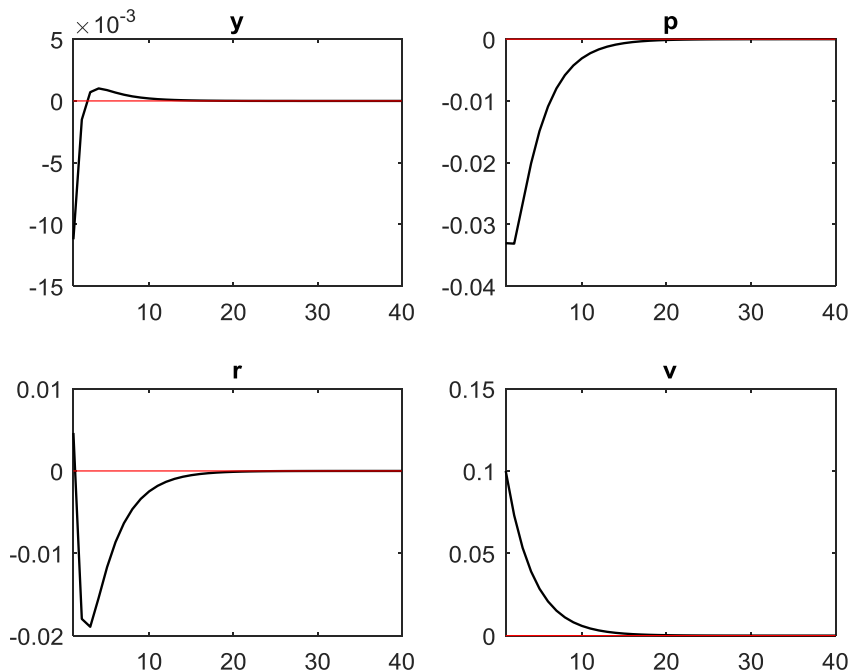


Рис. 12. Реакция переменных на положительный шок процентной ставки

Таким образом, мы снова приходим к выводу, что для стабилизации казахстанской экономики, как бы ни завышал центробанк процентную ставку, всё равно в итоге её придётся снижать. Этот вывод основан уже не только на теоретически откалиброванных значениях параметров, но и на статистических оценках. При этом, если по результатам проведённых расчетов оценить корреляцию между процентной ставкой и инфляцией, то она оказывается сильно положительной – 0,9827. Поэтому сейчас мы остановимся на вопросе о связи ставки процента и инфляции.

Ставка процента и инфляция

В традиционной макроэкономической теории и DSGE-моделях предполагается, что ставка процента отрицательно влияет на динамику инфляции. Во-первых, удорожание кредита снижает инвестиционный спрос. Во-вторых, рост ставки перераспределяет доход в пользу сбережений. Наконец, рост ставки процента стимулирует приток капитала, что приводит к укреплению национальной валюты и снижению чистого экспорта. Таким образом, как отражено в уравнении IS, рост ставки процента сокращает разрыв выпуска. А далее, как видно из уравнения NKPC, сокращение выпуска приводит к снижению инфляции. Таким образом, базовая DSGE-модель отражает подход со стороны спроса (demand-side approach).

Однако эта логика не полностью согласуется с результатами эмпирических исследований. Симс [25] в 1991 г. с помощью векторных авторегрессий обнаружил положительное влияние ставки процента на инфляцию для экономик Франции, Германии, Японии, Великобритании и США. А Барт и Рэми [14] в

2001 г. обнаружили этот «канал издержек» на микроданных. Они обосновали положительное влияние ставки процента на инфляцию тем, что повышаются издержки на хранение.

Российские авторы обнаружили, что процентная ставка влияет на инфляцию не строго отрицательно. Так, в 1995 г. С. Дробышевский [13, с. 1083 – 1092] выявил положительное влияние ставки процента на инфляцию для России. Позднее А. Сухова [9] установила отрицательное влияние ставки МБК на инфляцию до июня 1998 г. и положительное – после октября 1998 г.; а доходность государственных облигаций положительно влияла на инфляцию с 1995 по 2003 гг.

В работе [6] мы обосновали несколько каналов, через которые ставка процента может положительно влиять на инфляцию. Во-первых, банковские кредиты используются не только для будущих инвестиций, но и для обслуживания текущей деятельности, покрытия кассовых разрывов, пополнения оборотного капитала, выплаты заработной платы и т.д. То есть высокие процентные ставки, конечно, тормозят инвестиционную и экономическую активность. Но, кроме того, возросшие издержки по обслуживанию кредитов, от которых невозможно отказаться, перекладываются в себестоимость продукции и в потребительские цены. Последнее особенно актуально в условиях монополизированной экономики.

Аналогично Л. Кристиано с соавторами указывает: «канал работающего капитала исходит из предположения, что переменные затраты фирмы должны финансироваться краткосрочными займами. При таком допущении изменения в ставке процента влияют на экономику через изменение производственных издержек фирм» [17, р.290]. В недавней своей публикации Л. Кристиано с соавторами отмечает, что «высокая процентная ставка повышает стоимость заимствования, производственные издержки и, как результат, инфляцию» [16, р.3].

Во-вторых, может быть выделен валютный канал (при фиксированном обменном курсе). Как было сказано выше, рост ставки процента влечёт приток иностранного капитала, который должен быть абсорбирован за счет денежного предложения, что ещё больше увеличивает инфляцию и заставляет центральные банки снова повышать ставку процента, приводя к новому витку укрепления национальной валюты (в реальном выражении) и очередному притоку капитала. В итоге при фиксированном обменном курсе ставка процента растёт, а инфляция не снижается.

Наконец, ещё один канал положительного влияния ставки процента на инфляцию подробно изучается представителями нео-фишерианского направления [18-19]. Они отмечают, что высокая ставка процента означает большую нагрузку на бюджет по обслуживанию государственного долга. Если дефицит бюджета хотя бы частично покрывается за счет кредитов Центрального банка или за счет роста налогов (см. ниже), то это может увеличить инфляцию.

Необходимо отметить, в экономике, конечно же, действуют оба эффекта (и эффект спроса и канал издержек). Неудивительно, что влияние ставки процента на инфляцию оказывается весьма умеренным, то положительным, то отрицательным, зачастую статистически незначимым [6]. Так, примерно до середины 2011 г. ставка процента влияла сильно и отрицательно – эластичность около -0,08. На периоде 2011 – 2014 гг., когда банковский процент снизился до 10 – 12 %, эластичность его влияния на инфляцию уполовинилась. После девальвации 2015 г., когда ставка процента резко ушла в область 18 – 20 %, её «охлаждающее» влияние на инфляцию снова усилилось. По всей видимости, сейчас, когда процент приближается к адекватным значениям, его влияние снова ослабевает (рис. 13).

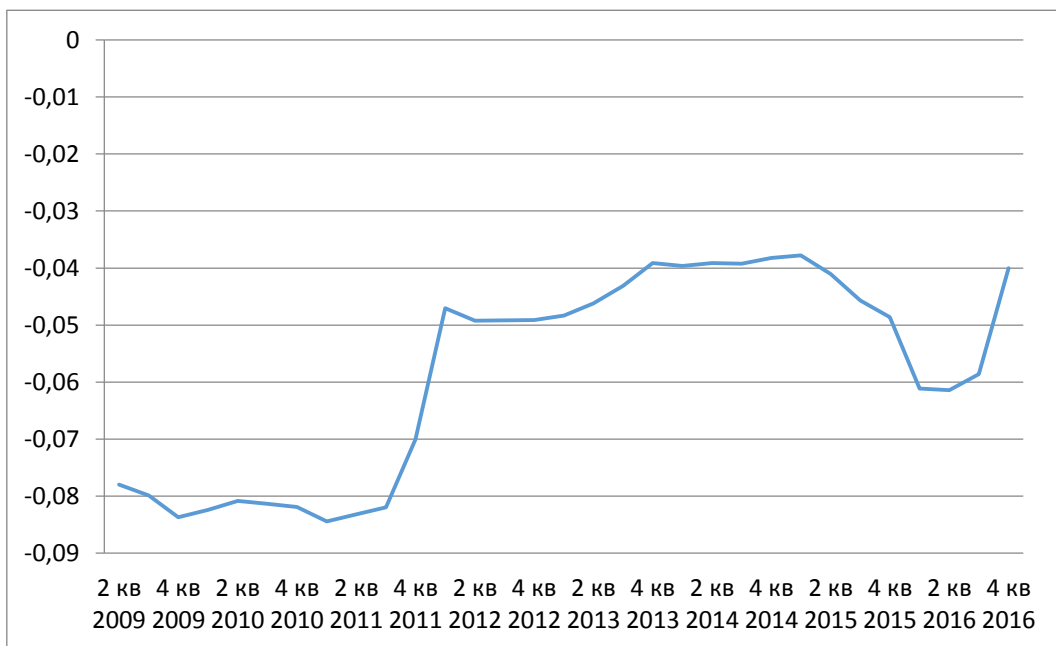


Рис. 13. Динамика эластичности инфляции по реальной процентной ставке

В целом влияние ставки процента ненадёжно, статистически слабо отличимо от 0. Это ставит вопросы об эффективности политики Нацбанка, основанной на «драконовской» ставке процента: если влияние процента на инфляцию ограничено, насколько эффективно использовать его в качестве меры антиинфляционной политики?

В любом случае ставка процента может быть включена явно в кривую Филлипса, как это сделано в работе Ю. Тераниши [29, р.13] из Банка Японии: $\pi_t = \kappa u_t + \xi R_t + \beta E[\pi_{t+1}]$.

Мы применили методы байесовского оценивания для параметров DSGE модели и изменённого уравнения Филлипса:

$$\pi_t = \beta E[\pi_{t+1}] + \kappa u_t + \omega \pi_{t-1} + \xi R_t. \quad (12)$$

Было установлено, что даже при умеренном влиянии ставки процента на инфляцию ($\xi > 0.05$) экономика теряет устойчивость. По этой причине мы использовали гамма-распределение для оценки параметра ξ с параметрами 0,03 и 0,02.

Как показывает следующий график (рис. 14), с высокой вероятностью параметр ξ как раз находится вблизи критических значений, за пределами которых экономика приобретает неустойчивый характер.

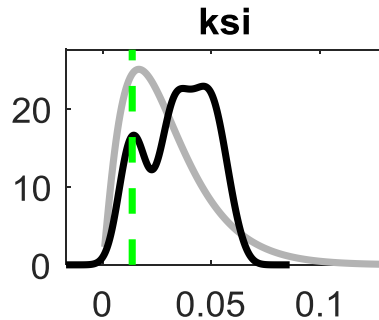


Рис. 14. Априорная и апостериорная функции распределения для параметра ξ

Различные численные алгоритмы оценили параметр ξ в интервале от 0,016 до 0,0350. Таким образом, канал издержек не перевешивает негативный эффект ставки процента на инфляцию через совокупный спрос. Этот вывод на основе построенной DSGE-модели согласуется с полученными нами ранее эконометрическими оценками (рис. 13) в работе [6].

Заключение

В работе представлены результаты разработки малой DSGE-модели применительно к экономическим условиям Казахстана. Разработанная модель по сравнению со сложными многоагентными моделями требует меньших математических выкладок, а по сравнению с прикладными моделями опирается на кейнсианский микроэкономический фундамент. Показано, что на ее основе возможно изучение вероятных последствий принимаемых регулирующими органами решений и выработка рекомендаций.

В частности, в ходе модельных исследований было выявлено наличие нескольких положений равновесия, что открывает перед регулирующими органами пространство для выбора: низкие темпы роста при целевом уровне инфляции или более быстрый рост, но с чуть большей инфляцией. Различные методы определения потенциального выпуска демонстрируют, что сейчас экономика Казахстана находится вблизи равновесия, но всё же в зоне отрицательного разрыва выпуска, что требует от денежных властей стимулирующей, а не ограничительной процентной политики. Байесовские оценки продемонстрировали определённую чувствительность к выбору

численных методов, при этом выявлено, что функции апостериорного распределения могут быть бимодальными, что затрудняет статистическое оценивание. Важным преимуществом байесовского подхода является возможность оценки уравнения Тейлора в условиях ненаблюдаемой процентной ставки. Кроме того, показано, что процентный канал оказывает слабое влияние на инфляцию, но сильное – на экономический рост. В силу чего можно поставить вопрос об эффективности выбора процентной ставки в качестве инструмента антиинфляционной политики.

На основе построенной модели становится возможным дальнейшее исследование влияния различных индикаторов процентных ставок на инфляцию, стабильности этого влияния, анализ эффективности монетарной политики. В дальнейшем на основе разработанной модели может быть расширен состав моделируемых переменных, например, включены инвестиции, занятость, заработная плата, экспорт и импорт, производство торгуемых и неторгуемых товаров, валютные курсы.

Библиографический список

1. Джонс К., Кулиш М. DSGE-моделирование в пакете Dynare: практическое введение // Квантиль. 2014. №12. С. 23–44.
2. Зарецкий А. Поиск оптимального варианта монетарной политики в Беларуси: результаты простой DSGE-модели [Электронный ресурс]. URL: <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2012r06.pdf> (дата обращения: 05.05.2018).
3. Ишуова Ж.Ш. Моделирование динамического стохастического общего равновесия и оценка влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан // диссертация на соискание ученой степени доктора философии (PhD) – Алматы, 2013. 162 с.
4. Мухамедиев Б.М. Модель динамического стохастического общего равновесия нескольких стран // Вестник КазНУ. Серия экономическая. №1 (107). 2015. С. 27 – 35.
5. Мухамедиев Б.М., Какижанова Т.И. Моделирование влияния нефтяных доходов на динамику основных макроэкономических показателей Казахстана // Вестник КазНУ. Серия экономическая. №1 (101). 2014. С. 3 – 12.
6. Ошакбаев Р.С., Кысыков А.Б., Шульц Д.Н. Эконометрическое моделирование инфляционных процессов в Казахстане // Управление экономическими системами, 2017. №7 [Электронный ресурс]. URL: <http://uecs.ru/makroekonomika/item/4476-2017-07-03-10-12-30> (дата обращения: 06.05.2018).
7. Ощепков И.А., Шульц Д.Н. Некоторые аспекты построения и использования динамических стохастических моделей общего равновесия

- (DSGE) // Вестник Пермского университета. Сер. «Экономика» = Perm University Herald. Economy. 2016. № 4. С. 49 – 65.
8. Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М., Алексеев М. Декомпозиция темпов роста ВВП России. – М.: Издательство института Гайдара, 2015. 128 с.
 9. Сухова А.А. Математическое моделирование инфляционных процессов в условиях трансформирующейся экономики (на примере России): Дис. ... канд. экон. наук: 08.00.13: Шахты, 2004. 141 с.
 10. Тулеуов О. Моделирование инфляционных процессов в Казахстане на основе новой кейнсианской кривой Филлипса [Электронный ресурс]. URL: [http://www.nationalbank.kz/cont/№2016-1Новая кейнсианская кривая Филлипса Казахстана.pdf](http://www.nationalbank.kz/cont/№2016-1Новая_кейнсианская_кривая_Филлипса_Казахстана.pdf) (дата обращения: 10.06.2018).
 11. Чернявский Д.О., Муканов Н.С. Внедрение правила денежно-кредитной политики в квартальную прогностическую модель Казахстана // Деньги и кредит, 2017 № 5. С. 40 – 46.
 12. Шульгин А.Г. Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России // препринт WP12/2014/01. – М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2014. – 105 с.
 13. Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991 – 1997. М.: ИЭПП, 1998. 1114 с.
 14. Bart M., Ramey V. The cost channel of monetary transmission [Электронный ресурс]. URL: <http://www.nber.org/chapters/c11066> (дата обращения: 10.05.2018).
 15. Calvo G. Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework // Journal of Monetary Economics, 1983, №12. Pp.383 – 398.
 16. Christiano L.J., Eichenbaum M.S., Trabandt M. On DSGE Models [Электронный ресурс]. URL: http://faculty.wcas.northwestern.edu/~lchrist/research/JEP_2017/DSGE_final.pdf (дата обращения: 10.03.2018).
 17. Christiano L., Trabandt M., Walentin K. DSGE models for Monetary Policy Analysis // Handbooks of Monetary Economics ed. by Friedman B. and Woodford M. – North-Holland: Elsevier, 2011. P. 285 - 367.
 18. Cochrane J. Do Higher Interest Rates Raise or Lower Inflation? [Электронный ресурс]. URL: <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/research/papers/fisher.pdf> (дата обращения: 10.03.2018).
 19. Cochrane J. The Neo-Fisherian Question [Электронный ресурс]. URL: <http://johnhcochrane.blogspot.ru/2014/11/the-neo-fisherian-question.html> (дата обращения: 15.03.2018).
 20. Galí J. Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework. – Princeton University Press, 2008. 203 p.
 21. Galí J., Gertler M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis // Journal of Monetary Economics, 1999, Vol. 44. P. 195 – 222.

22. Neiss K., Nelson E. Inflation dynamics, marginal cost, and the output gap: Evidence from three countries // *Journal of Money, Credit and Banking*, 2005, Vol. 37, No. 6. P. 1019 – 1045. [Электронный ресурс]. URL: <https://www.jstor.org/stable/3839026> (дата обращения: 11.03.2018).
23. Olafsson T. The New Keynesian Phillips Curve: In Search of Improvements and Adaptation to the Open Economy // Central Bank of Iceland, 2006, Working Paper № 31. [Электронный ресурс]. URL: <https://core.ac.uk/download/pdf/6964461.pdf> (дата обращения: 11.03.2018).
24. Rotemberg J., Woodford M. Oligopolistic pricing and the effect of aggregate demand on economic activity // *Journal of Political Economy*, 1992, Vol. 100. P. 1153 – 1207.
25. Sims C.A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy [Электронный ресурс]. URL: <http://sims.princeton.edu/yftp/Madrid/EER4> (дата обращения: 12.03.2018).
26. Smets F., Wouters R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // *American Economic Review*. 2007. No. 97(3). P. 586 – 606.
27. Taylor J. Discretion versus policy rules in practice. [Электронный ресурс]. URL: <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF> (дата обращения: 01.04.2018).
28. Taylor J. Staggered Wage Setting in a Macro Model // *The American Economic Review* 1979, Vol. 69, No. 2. P. 108 – 113.
29. Teranishi Y. Staggered Loan Contract in a Utility Maximizing Framework. [Электронный ресурс]. URL: www.geocities.jp/yuki_teranishi/bank16.pdf (дата обращения: 02.04.2018).

Перечень условных сокращений

ВВП	Валовый внутренний продукт
ДКП	Денежно-кредитная политика
НБК	Национальный банк Казахстана
ПФ	Производственная функция
DSGE	Динамическая стохастическая модель общего равновесия (Dynamic Stochastic General Equilibrium)
IS	Обозначение уравнения, связывающего ставку процента и национальный доход (Investment=Savings)
НКРС	Обозначение уравнения, описывающего «новую кейнсианскую кривую Филлипса» (New Keynesian Phillips Curve)