

Вестник Евразийской науки / The Eurasian Scientific Journal <https://esj.today>

2018, №4, Том 10 / 2018, No 4, Vol 10 <https://esj.today/issue-4-2018.html>

URL статьи: <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf>

Статья поступила в редакцию 20.07.2018; опубликована 07.09.2018

Ссылка для цитирования этой статьи:

Шульц Д.Н., Ошакбаев Р.С. Динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана // Вестник Евразийской науки, 2018 №4, <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf> (доступ свободный). Загл. с экрана. Яз. рус., англ.

For citation:

Shults D.N., Oshakbaev R.S. (2018). Dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan. *The Eurasian Scientific Journal*, [online] 4(10). Available at: <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf> (in Russian)

УДК 338.12.017, 338.27

Шульц Дмитрий Николаевич

Центр экономики инфраструктуры, Москва, Россия
Директор по макроэкономическим исследованиям
Кандидат экономических наук
E-mail: shults@inbox.ru

Ошакбаев Рахим Сакенович

Общественный Фонд «Центр прикладных исследований «Талап», Астана, Казахстан
Директор
E-mail: rakhim@oshakbayev.kz

Динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана

Аннотация. 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-Дугласа 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.

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

Введение

На сегодняшний день динамические стохастические модели общего равновесия (DSGE-модели) стали за рубежом основным инструментом макроэкономического анализа и прогнозирования, ключевым инструментом для разработки денежно-кредитной политики центральными банками.

Отличительными особенностями этого класса 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 «стилизированных 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 не влияет 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» (output gap)).

Но на фоне популярности DSGE-моделей в зарубежных странах чувствуется их дефицит в русскоязычной научной литературе. Отчасти этот пробел можно объяснить отрывом постсоветской экономической науки от основных научных школ Запада, отчасти – сложностью специфического математического аппарата DSGE-моделей.

Например, для Казахстана нам известны только модели Б. Мухаметдиева (см. например [1, 2]) и диссертация Ж.Ш. Ишуовой [3], которые характеризуются значительной академичностью, и модели Национального банка Казахстана [4, 5], которые лишь отчасти можно отнести к классу DSGE-моделей.

Наша работа преследует цель восполнить отчасти пробел между академической наукой и прикладной экономикой. Мы предлагаем малую DSGE-модель, с одной стороны, строго выведенную на основе неокейнсианского микрофундамента, а с другой – мы предлагаем относительно простые способы синтеза известных уравнений DSGE-моделей [6]. Это, как мы надеемся, будет способствовать популяризации DSGE-моделей как среди учёных-макроэкономистов, так и среди экономистов-практиков.

Микрофундамент

Поведение домашних хозяйств описывается следующей оптимизационной моделью. На бесконечном горизонте максимизируется ожидаемая суммарная дисконтированная полезность U^1 :

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

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 .

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

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

Как было сказано выше, в DSGE-моделях, как правило, оперируют не переменными-уровнями, а отклонениями от равновесных состояний². Обозначим через Y_t^* равновесный уровень ВВП, а y_t – логарифм отклонения ВВП от своего равновесного уровня $y_t \equiv \frac{\ln Y_t}{Y_t^*} = \ln Y_t - \ln Y_t^*$. Тогда линеаризованное уравнение (1) приобретает вид:

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

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

¹ Как правило, используется функция полезности CRRA (constant relative risk aversion, т. к. 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 $\frac{1}{\phi}$. При $\phi = 1$ $u(c, l) = \varphi \ln c + (1 - \varphi) \ln l$.

² 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.

Уравнение (2) называется уравнением динамической IS-кривой. В более общем случае³ кривая IS принимает вид:

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

Второе уравнение модели – новая кейнсианская кривая Филлипса (НКРС) – может быть выведена на основе [6].

Оптимальная цена P_t^* при монополистической конкуренции определяется как $P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} MC_t$, где ε – эластичность спроса по цене, а MC_t – предельные издержки. В логарифмах это означает $p_t^* = \mu + mc_t$, где $\mu = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$. Далее через малые буквы мы будем обозначать логарифм цен, например $p_t^* \equiv \ln(P_t^*)$.

В условиях негибких цен производитель не может каждый период устанавливать оптимальную цену p_t^* . Его задача 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 ожидаемые дисконтированные (с учётом вероятности изменения цен) потери

$$S(\bar{p}_t) = \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s E[(\bar{p}_t - p_{t+s}^*)^2]$$

Минимизация этой квадратичной функции потерь даёт выражение для оптимальной

цены $\bar{p}_t = (1 - \beta\theta) \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s E[\mu + mc_{t+s}]$. Эта функция есть решение уравнения $\bar{p}_t = (1 - \beta\theta)(\mu + mc_t) + \beta\theta E[\bar{p}_{t+1}]$.

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).

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 $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$:

$$\pi_t = \lambda mcr_t + \beta E[\pi_{t+1}], \quad (4)$$

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

Нейсс и Нельсон [8] на примере США, Великобритании и Австралии доказывают, что использование выпуска предпочтительнее использования предельных издержек.

Как мы показали ранее [9], для Казахстана характерна существенная инерционность инфляционных процессов, поэтому для нашей DSGE-модели мы будем использовать гибридный вариант уравнения НКРС [10]:

$$\pi_t = \beta E[\pi_{t+1}] + \kappa y_t + \omega \pi_{t-1}. \quad (5)$$

Переходим к уравнению Тейлора, описывающего поведение денежного регулятора [11, p. 202]:

³ Например, для функции полезности CRRA $u(c, l) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{l^{1+\varphi}}{1+\varphi}$ уравнение IS имеет вид $y_t = E[y_{t+1}] - \frac{1}{\sigma}(R_t - E[\pi_{t+1}] - \rho)$ [7, p. 17-18].

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

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» [7, p. 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 [5], мы включили в нашу модель следующее уравнение Тэйлора:

$$R_t = \pi_t + 0.75R_{t-1} + 2.5(\pi_t - \pi^T) + 0.5y_t. \quad (6)$$

В итоге DSGE-модель принимает вид:

$$\begin{cases} y_t = \rho + E[y_{t+1}] - \eta(R_t - E[\pi_{t+1}]), \\ \pi_t = \beta E[\pi_{t+1}] + \kappa y_t + \omega \pi_{t-1}, \\ R_t = \gamma + \pi_t + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y y_t. \end{cases} \quad (7)$$

Равновесия в модели

Рассмотрим, существует ли в модели тривиальное равновесие, т. е. состояние $y_t = E[y_{t+1}] = 0$ и $\pi_t = E[\pi_{t+1}] = \pi^T$ (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 НКПС 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:

$$\begin{cases} y^* = \rho + y^* - \eta(R^* - \pi^*), \\ \pi^* = \beta \pi^* + \kappa y^* + \omega \pi^*, \\ R^* = \pi^* + \gamma + q_\pi(\pi^* - \pi^T) + q_y y^*. \end{cases} \quad (8)$$

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.

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

Наконец, из третьего –

Зададимся вопросом: какими должны быть параметры уравнения Тэйлора, чтобы равновесная инфляция соответствовала таргету? Необходимо параметр γ установить на уровне $\gamma = \frac{\rho}{\eta} - \pi^T q_y \frac{1 - \beta - \omega}{\kappa}$.

Байесовское оценивание

Как было сказано в начале статьи, DSGE-модели оперируют переменными отклонениями от равновесного состояния. Наиболее простым и распространённым методом определения потенциального ВВП является фильтр Ходрика-Прескотта.

Как видно из рисунка 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.

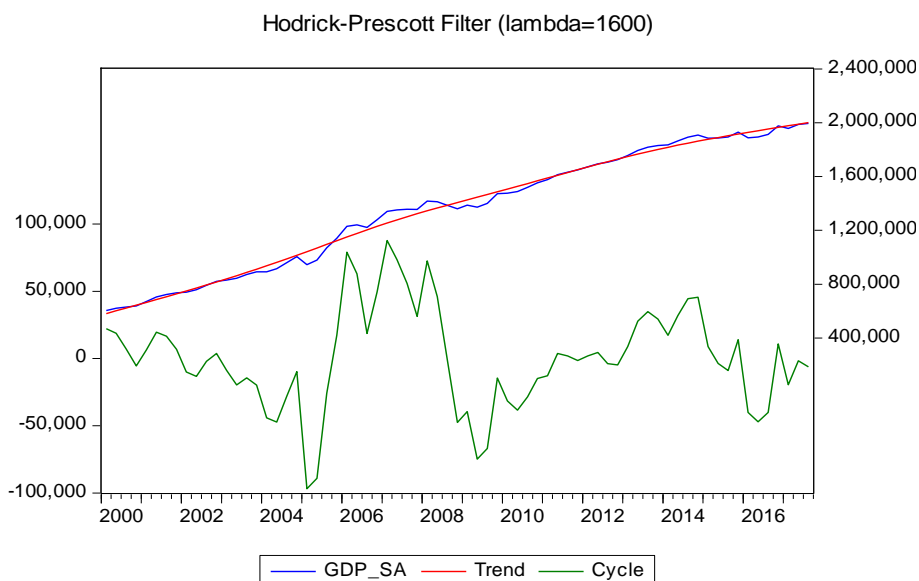


Рисунок 1. Фильтр Ходрика-Прескотта для ВВП (составлено авторами)

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

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

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 оцененной производственной функцией, а также остатки модели, которые и представляют собой оценку разрыва выпуска (рис. 2). 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.

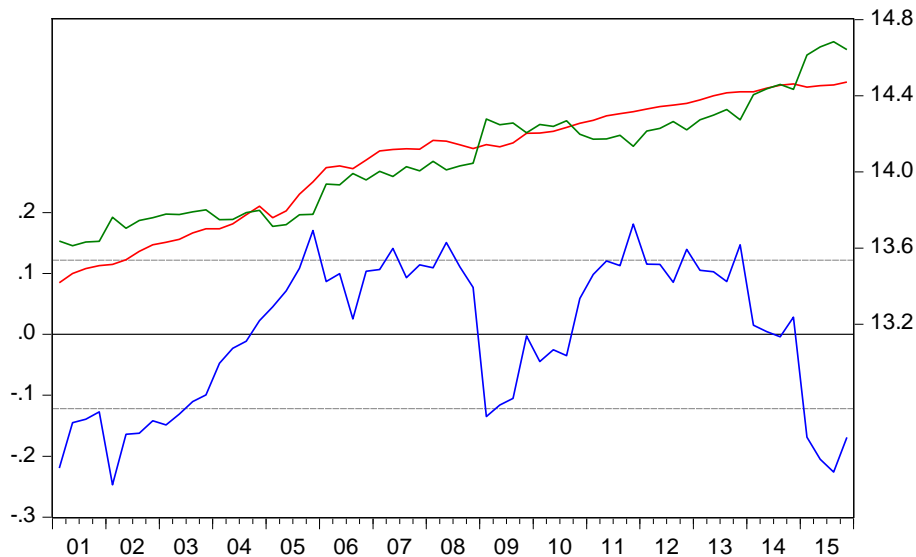


Рисунок 2. Оценка разрыва выпуска с помощью ПФ Кобба-Дугласа (оставлено авторами)

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 процента⁴.

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., 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 [9] на уровне 0,25-0,30.

А. Зарецкий [12] откалибровал для экономики Белоруссии параметр $\kappa = 0.54$. Для экономики России этот параметр оценивается на уровне 0.66 [13]. Как видим, для различающихся постсоветских стран разброс значений оказывается не очень большим.

При байесовском оценивании DSGE-моделей в качестве априорных распределений принято использовать следующие (вслед за [14, p. 592-595]):

- для положительных параметров моделей – гамма-распределение, для остальных – нормальное распределение (реже – равномерное);

⁴ 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 продолжительных временных рядах. В условиях (пост)переходных экономик, испытывающих периодические кризисы, невозможно представить, что усреднённое значение ставки процента позволяет судить о её равновесном уровне.

- для авторегрессионных коэффициентов, которые принимают значения от 0 до 1, – бета-распределение;
- для среднеквадратических отклонений – обратное гамма-распределение.

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

Таблица 1

Параметры априорных распределений

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
ρ_{π}	Гамма	2.5	1
ρ_{γ}	Гамма	0.5	0.2
γ	Гамма	0.161	0.1
ρ_e	Бета	0.8	0.1
ρ_{π}	Бета	0.8	0.1
ρ_{γ}	Бета	0.75	0.1
σ_{γ}^2	Обр. гамма	0.01	Inf
σ_{ρ}^2	Обр. гамма	0.01	Inf
σ_{τ}^2	Обр. гамма	0.01	Inf

Составлено авторами

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 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).

Заметим, что при откалиброванных параметрах не выполняется условие равновесности $1 = \beta + \omega$. То есть сразу можно сказать, что экономическое равновесие будет отличаться от тривиального (инфляция равна таргету и отсутствует разрыв выпуска).

Байесовское оценивание мы проводили в пакете Dynare 11-тью различными численными методами. Мы приведем результаты оценивания по одному из алгоритмов, а также интервалы полученных оценок другими методами, а также значение выражения $\beta + \omega$ для проверки, выполняется ли условие равновесия $\beta + \omega = 1$:

Таблица 2

Результаты байесовского оценивания различными алгоритмами

Параметр	Калибрация	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

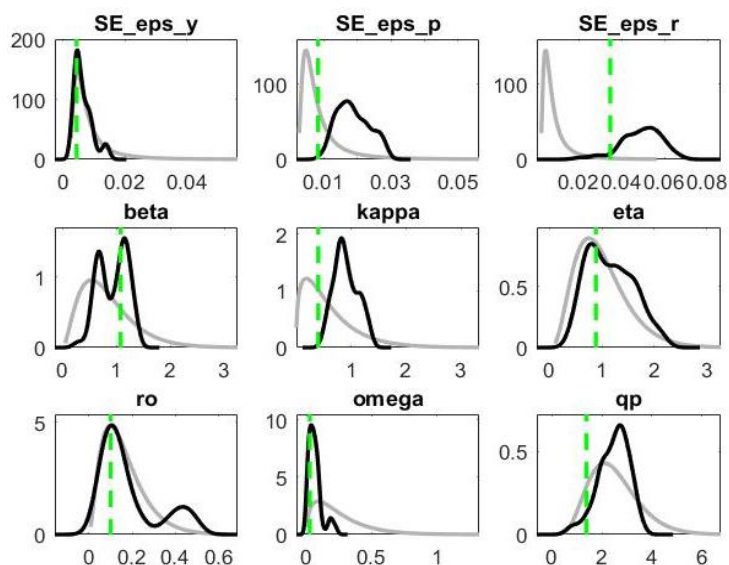
Параметр	Калибрация	Оценка по алгоритму №1	Минимальная оценка	Максимальная оценка	Средняя оценка
η	1	0,2569	0,1684	1,1601	0,815
ρ	0.161	0,1351	0,0946	0,2121	0,166
ω	0.25	0,0633	0,0282	0,1478	0,088
q_{π}	2.5	1,7262	1,2746	3,4152	2,238
q_{y}	0.5	0,4756	0,2504	0,5922	0,430
γ	0.161	0,2077	0,0696	0,2441	0,170
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

Составлено авторами

Как можно заметить, оценённые значения для некоторых параметров весьма сильно отличаются от тех, чтобы 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.

Относительно параметров уравнения Тейлора можно сказать следующее. Мы достаточно точно откалибровали q_{y} , чувствительность ставки процента к разрыву выпуска. А вот оценки того, насколько НБК привержен борьбе с инфляцией разнятся – 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. вряд ли приоритеты НБК оставались неизменными.



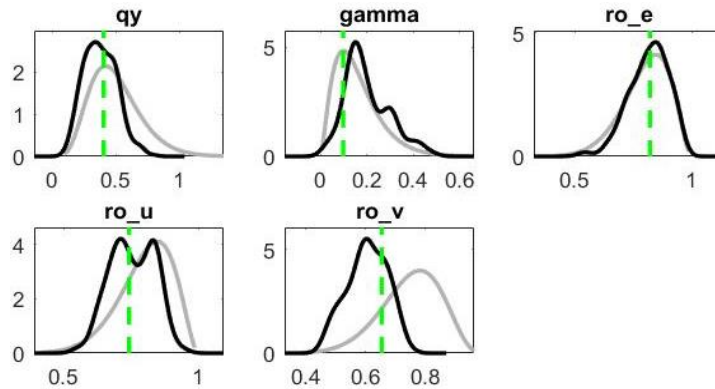


Рисунок 3. Вид априорных (серая линия) и апостериорных (черная линия) функций распределения (составлено авторами)

Сравним также, насколько сильно отличаются апостериорные распределения от тех, что закладывались нами в качестве априорных (рис. 3). Во-первых, обращает на себя внимание, что функции распределения отличны от нормального (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.

Оценим реакцию экономики на шоки спроса, цен и процентной политики при оценённых параметрах. В ответ на положительный шок спроса (рис. 4) возникает разрыв выпуска, который достаточно быстро сходит на нет. При этом разрыв выпуска становится не только положительным, но спустя некоторое время ненамного уходит в отрицательную область. Также происходит рост цен, что вынуждает денежный регулятор повысить базовую ставку.

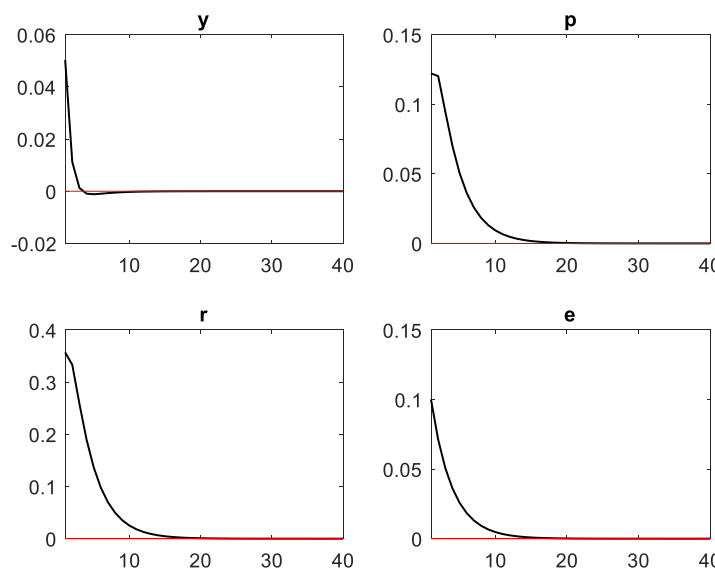


Рисунок 4. Реакция переменных на положительный шок спроса (составлено авторами)

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

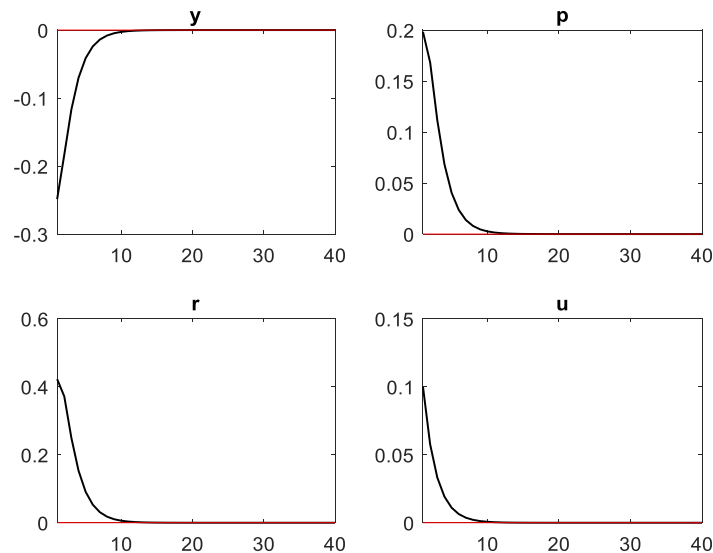


Рисунок 5. Реакция переменных на положительный шок цен [Составлено авторами]

На первый взгляд может показаться необычной реакция ставки процента на ужесточение денежно-кредитной политики (рис. 6). Можно заметить, что вполне естественно и ожидаемо сокращение разрыва выпуска и цен. А поскольку ставка процента определяется в режиме инфляционного таргетирования уравнением Тейлора, то неизбежным следствием является её снижение в ответ на отрицательный разрыв выпуска и снижение инфляции ниже целевого уровня.

То есть ставка процента вначале чуть-чуть превышает первоначальное значение (это согласуется с ожиданиями, что в ответ на ужесточение монетарной политики ставка процента должна вырасти), а затем в ответ на резкий спад в экономике, руководствуясь принципом Тейлора, НБК вынужден сильно снизить ставку процента. В результате экономика оказывается на время даже при положительном разрыве выпуска.

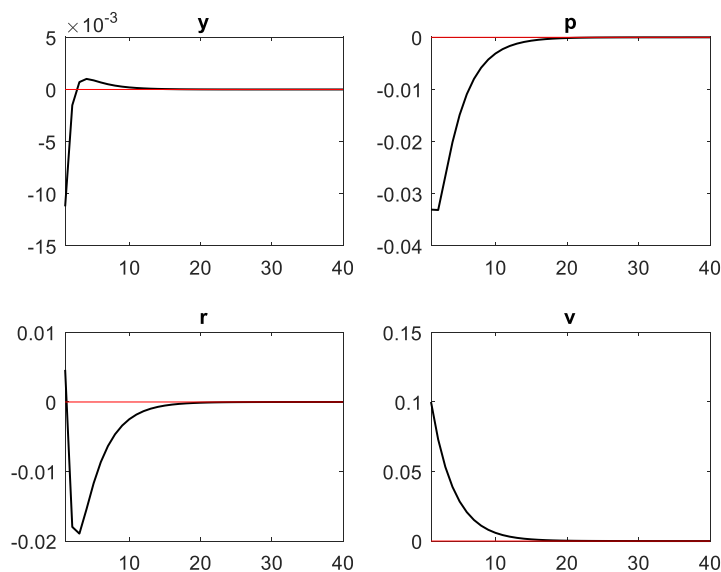


Рисунок 6. Реакция переменных на положительный шок процентной ставки (составлено авторами)

Основные выводы и результаты

1. предложена малая DSGE-модель Казахстана, которая по сравнению с академическими моделями требует меньших математических выкладок, а по сравнению с прикладными моделями НБК опирается на кейнсианский микроэкономический фундамент;
2. в модели было обнаружено несколько равновесий, что открывает перед регулирующими органами пространство для выбора: низкие темпы роста при целевом уровне инфляции или более быстрый рост, но с чуть большей инфляцией;
3. динамика потенциального выпуска демонстрирует, 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;
4. байесовские оценки продемонстрировали определённую чувствительность к выбору численных методов, при этом функции апостериорного распределения могут быть бимодальными, что затрудняет статистическое оценивание;
5. важным преимуществом байесовского подхода является возможность оценки уравнения Тейлора в условиях ненаблюдаемой процентной ставки;
6. было показано, что процентный канал оказывает слабое влияние на инфляцию, но сильное – на экономический рост. Это ставит 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 НБК. Также может быть расширен состав моделируемых переменных, например, включены инвестиции, занятость, заработная плата, экспорт и импорт, производство торгуемых и неторгуемых товаров, валютные курсы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Мухамедиев Б.М. Модель динамического стохастического общего равновесия нескольких стран // Вестник КазНУ. Серия экономическая. – 2015. – №1 (107). – С. 27-35.
2. Мухамедиев Б.М., Какижанова Т.И. Моделирование влияния нефтяных доходов на динамику основных макроэкономических показателей Казахстана // Вестник КазНУ. Серия экономическая. – 2014. – №1 (101). – С. 3-12.
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. Тулеуов О. Моделирование инфляционных процессов в Казахстане на основе новой кейнсианской кривой Филлипса. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: http://www.nationalbank.kz/cont/№2016-1_Новая_кейнсианская_кривая_Филлипса_Казахстана.pdf, свободный. – Загл. с экрана. – Яз. рус.

5. Чернявский Д.О., Муканов Н.С. Внедрение правила денежно-кредитной политики в квартальную прогностическую модель Казахстана // Деньги и кредит. – 2017. – № 5. – С. 40-46.
6. 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.
7. Gali J. Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework. – Princeton University Press, 2008. – 203 p.
8. Neiss K., Nelson E. Inflation dynamics, marginal cost, and the output gap: Evidence from three countries. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.frbsf.org/economic-research/files/nkpcnn.pdf>, свободный. – Загл. с экрана. – Яз. англ.
9. Ошакбаев Р.С., Кысыков А.Б., Шульц Д.Н. Эконометрическое моделирование инфляционных процессов в Казахстане // Управление экономическими системами. – 2017. – №7. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://uecs.ru/makroekonomika/item/4476-2017-07-03-10-12-30>, свободный. – Загл. с экрана. – Яз. рус.
10. Gali J., Gertler M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis // Journal of Monetary Economics. – 1999. – Vol. 44. – Pp. 195-222.
11. Taylor J. Discretion versus policy rules in practice. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>, свободный. – Загл. с экрана. – Яз. англ.
12. Зарецкий А. Поиск оптимального варианта монетарной политики в Беларуси: результаты простой DSGE-модели. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2012r06.pdf>, свободный. – Загл. с экрана. – Яз. рус.
13. 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.
14. Smets F., Wouters R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // American Economic Review. – 2007. – No. 97(3). – Pp. 586-606.

Shults Dmitriy Nikolaevich

Infrastructure economics center, Moscow, Russia
E-mail: shults@inbox.ru

Oshakbaev Rakhim Sakenovich

TALAP, Astana, Kazakhstan
E-mail: rakhim@oshakbayev.kz

Dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan

Abstract. 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.

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.

Keywords: dynamic stochastic general equilibrium model; Bayesian estimation