

**Публикации Центра
прикладных исследований
"TALAP"
по эконометрическому
моделированию**

Содержание

Эконометрическое моделирование инфляционных процессов	3
Динамическая стохастическая модель общего равновесия	25
Результаты математического моделирования динамики макроэкономических показателей на базе динамической стохастической модели общего равновесия	39
Оценивание параметров динамической стохастической модели общего равновесия экономики Казахстана на основе Байесовского подхода	71
Байесовская динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана	87
Оптимизация денежно-кредитной политики на основе DSGE-модели экономики Казахстана	104
«Ошакбаев высказался о заявлении Акишева про причины инфляции»	124
«Есть ли альтернатива плавающему курсу тенге и инфляционному таргетированию»	127

Эконометрическое моделирование инфляционных процессов в Казахстане
Econometric modeling of inflation processes in Kazakhstan

Ошакбаев Рахим Сакенович
Oshakbaev Rakhim S.

Директор

Общественного Фонда «Центр прикладных исследований «Талап», г. Астана

rakhim@oshakbayev.kz

Кысыков Аскар Бауржанович
Kyssykov Askar B.

аналитик

Общественного Фонда «Центр прикладных исследований «Талап», г. Астана

kyssykov@gmail.com

Шульц Дмитрий Николаевич
Shults Dmitriy N.

к.э.н., доцент кафедры ИСММЭ

ФГБОУ ВО «Пермский государственный национальный исследовательский

университет», г. Пермь

shults@inbox.ru

Аннотация

В статье рассмотрены основные факторы инфляции в Казахстане. Показано, что инфляция в Казахстане является менее инерционным процессом, чем в России. Наибольшее влияние оказывают ликвидные денежные агрегаты с лагом в 2 квартала. Выдвинута гипотеза, что процентная ставка влияет на инфляцию не только отрицательно, но в условиях монополизированной экономики стоимость обслуживания банковских кредитов может частично перекладываться в цены.

Показано, что воздействие обменного курса резко усиливается в периоды нестабильности на валютном рынке; кроме того, казахстанская инфляция находится под влиянием мировых товарных рынков и инфляции у основных торговых партнеров.

Abstract

The article considers the main factors of inflation in Kazakhstan. It is shown that inflation in Kazakhstan is a less inertial process than in Russia. The most influence is exercised by liquid monetary aggregates with a lag of 2 quarters. The hypothesis is offered that the interest rate influences on CPI not only negatively, but in a monopolized economy, partially the cost of loans payment can be shifted to prices. It is shown that the impact of the exchange rate sharply increases during periods of instability in the financial market. In addition inflation in Kazakhstan is influenced by world commodity markets and inflation from the main trading partners.

Ключевые слова: эконометрическое моделирование инфляции, инфляционное таргетирование, эффект переноса, режим обменного курса.

Keywords: inflation econometric modeling, inflation targeting, pass-through effect, exchange rate regimes.

Введение

Вопрос о причинах инфляции является, пожалуй, краеугольным камнем, разделяющим всю отечественную постсоветскую науку. Позиция либеральных экономистов сводится к тому, что высокая инфляция является основным источником неопределённости в экономике и тормозом для инвестиционной активности, а следовательно, и экономического роста. Ключевыми же факторами инфляции признавались монетарные (денежная масса, ставка процента, обменный курс и т.д.). Видимо, по этой причине, памятуя известный афоризм М. Фридмана

«инфляция всегда есть монетарный феномен», либеральные экономисты получили прозвище «монетаристы»¹.

Если «монетаристы» в качестве основной причины инфляции усматривают динамику денежной массы, то их оппоненты делают акцент на немонетарные факторы инфляции: монополизацию экономики, рост тарифов естественных монополий, высокие налоги и т.п. Кроме того, по их мнению, «фетишизация инфляции» приводит к большим социально-экономическим последствиям: низким инвестициям, низким темпам экономического роста, высокой безработице и т.д.

Позицию экономистов относительно причин инфляции можно разделить на 2 модели: инфляция спроса и инфляция предложения. На диаграмме ниже (рис. 1) представлены знакомые многим экономистам зависимости: чем больше цена, тем меньше спрос (закон спроса) и тем больше предложение (закон предложения).

Соответственно, инфляция спроса возникает в случае, когда увеличивается спрос на товары и услуги, – на левом графике функция спроса сдвигается вправо, увеличивая равновесную цену. Это может происходить, например, в результате увеличения денежной массы, увеличения бюджетных расходов, при росте инфляционных ожиданий, когда потребители кидаются в магазины и скупают всё, что долго хранится. В этом случае антиинфляционная политика направлена на ограничение спроса: снижение денежного предложения, увеличение ставки процента.

¹ Хотя, как показал известный исследователь монетаризма Ю. Ольсевич, «шокотерапевты» и проводимая ими антиинфляционная политика не имеют никакого отношения к вполне уважаемому направлению западной экономической мысли [3].

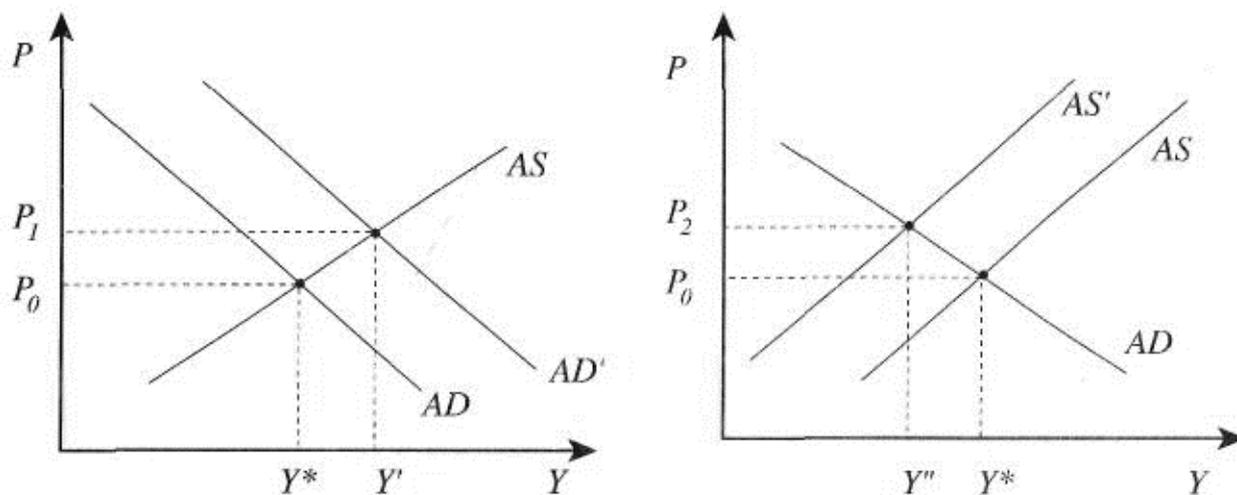


Рис. 1 Инфляция спроса (слева) и инфляция издержек (справа)

Инфляция предложения (другое название – инфляция издержек) возникает при сдвиге кривой предложения влево. Хрестоматийный пример – нефтяной шок 70-х гг. XX в., когда из-за арабо-израильской войны выросли цены на энергоресурсы, и как следствие, себестоимость производства в США и других западных странах. Другими причинами могут быть рост заработных плат, налогов и кредитной ставки, стоимости импортируемого оборудования, сырья и материалов, рост тарифов естественных монополий. Бороться с инфляцией предложения гораздо сложнее. Как правило, для преодоления инфляции издержек рекомендуется применять меры по снижению себестоимости продукции, внедрению энерго- и трудосберегающих технологий. По сути, это долгосрочная политика по ускорению научно-технического прогресса, внедрению инноваций, повышению качества институтов.

Хуже всего, когда с инфляцией издержек начинают бороться как с инфляцией спроса. В результате происходит движение влево и кривой AS, и кривой AD, что приводит к большому сокращению экономической активности и занятости (рис. 2). Поэтому так важно правильно определить источники инфляции и выработать адекватные меры для борьбы с ней.

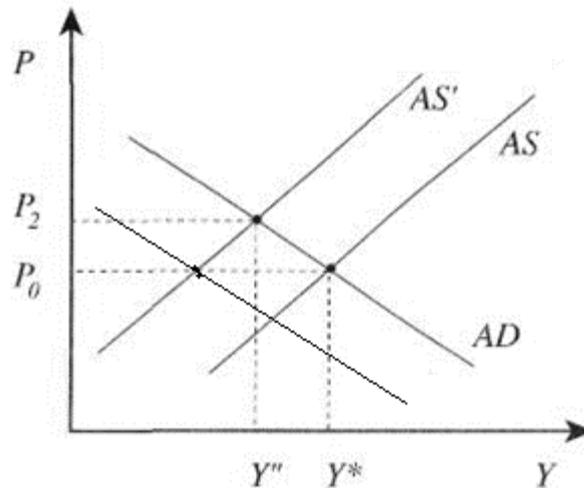


Рис. 2 Последствия ограничения спроса при инфляции издержек

Эта публикация представляет основные результаты эконометрического анализа инфляции и открывает серию публикаций, посвященных вопросу эффективности действующей политики инфляционного таргетирования в Казахстане.

Сразу оговоримся, что мы постарались не перегружать статью техническими и математическими деталями, делая акцент на экономическом содержании. Все расчёты, представленные ниже, выполнены в квартальной динамике (т.к. модель инфляции является частью квартальной эконометрической модели Казахстана) на периоде с 2000 по 2016 гг.

Инерционность инфляции

Очень важный вопрос для экономистов: насколько изменчивы цены? Классики экономики считали, что в рыночной экономике цены абсолютно подвижны и гибки (этому до сих пор учат в университетских курсах микроэкономики). В XX в. выяснилось, что в реальной жизни не всё так просто. Например, Г. Мэнкью (знаменитый профессор Гарвардского университета, председатель совета экономистов при президенте Дж. Буше-младшем) доказал, что производители, публикуя каталоги, прайсы, печатая меню, не могут моментально подстраивать свои цены в ответ на изменение спроса или издержек. Ещё один замечательный экономист О.Ж. Бланшар (декан экономического факультета легендарного MIT и бывший главный экономист МВФ) доказал, что

при засилии монополий цены долгое время могут оставаться неизменными. В последнее время всё большей популярностью пользуется точка зрения, что при отсутствии конкуренции инфляция асимметрична, то есть цены легко повышаются, но не снижаются.

В целом на устойчивость (инерционность) инфляции оказывают влияние монополизация экономики и активность профсоюзов, государственное регулирование цен и заработных плат, устойчивые инфляционные и дефляционные ожидания, недоверие к центральным банкам и т.д. То есть с некоторой долей условности можно утверждать, что степень инерционности инфляции отражает «рыночность» экономики и её динамичность.

Чтобы оценить, насколько инфляция в Казахстане инерционна можно воспользоваться коэффициентами автокорреляции. Они показывают зависимость показателя от своих предыдущих значений и принимают значение от -1 до $+1$ (чем ближе к 0 , тем инерционность меньше). Для индекса потребительских цен коэффициенты автокорреляции принимают следующие значения (рис. 3):

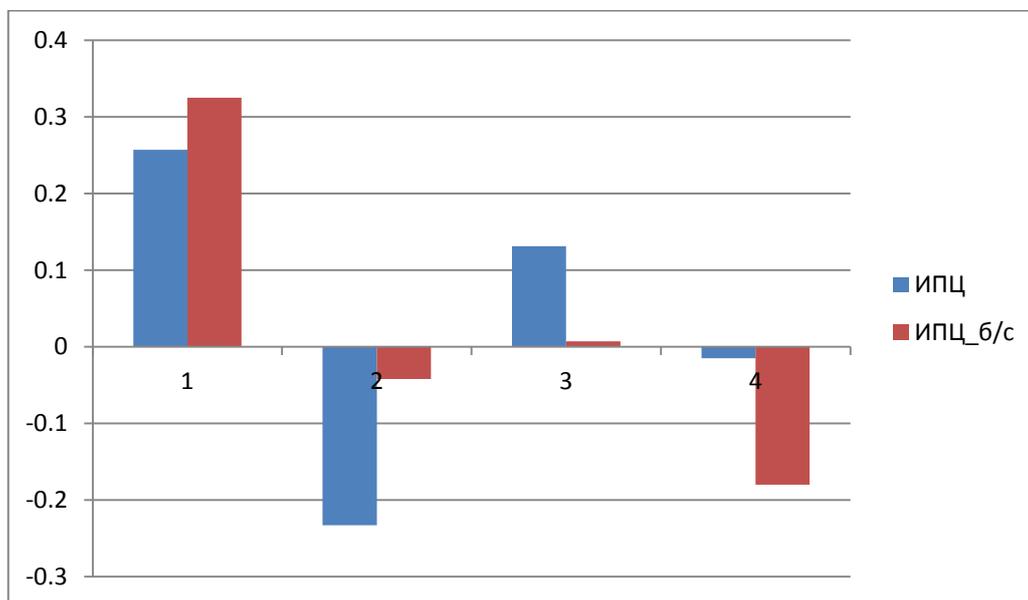


Рис. 3 Зависимость инфляции от своих предыдущих значений

Как видно из графика, инфляционные процессы в Казахстане достаточно инерционны – коэффициент автокорреляции 1-го порядка принимает значение

0,25 (0,325 – для ИПЦ без сезонности). Но всё познаётся в сравнении: для России, по нашим расчетам, этот же коэффициент равен 0,34.

Интересно также проанализировать, как изменяется инерционность инфляции с течением времени. Из рис. 4 видно, что инфляционные процессы были сильно инерционны² до конца 2015 г. Резкая девальвация запустила механизмы адаптации к новым экономическим реалиям, в т.ч. активизировав динамику цен. Однако уже в конце 2016 г. проявилась тенденция к увеличению «застойных» процессов.

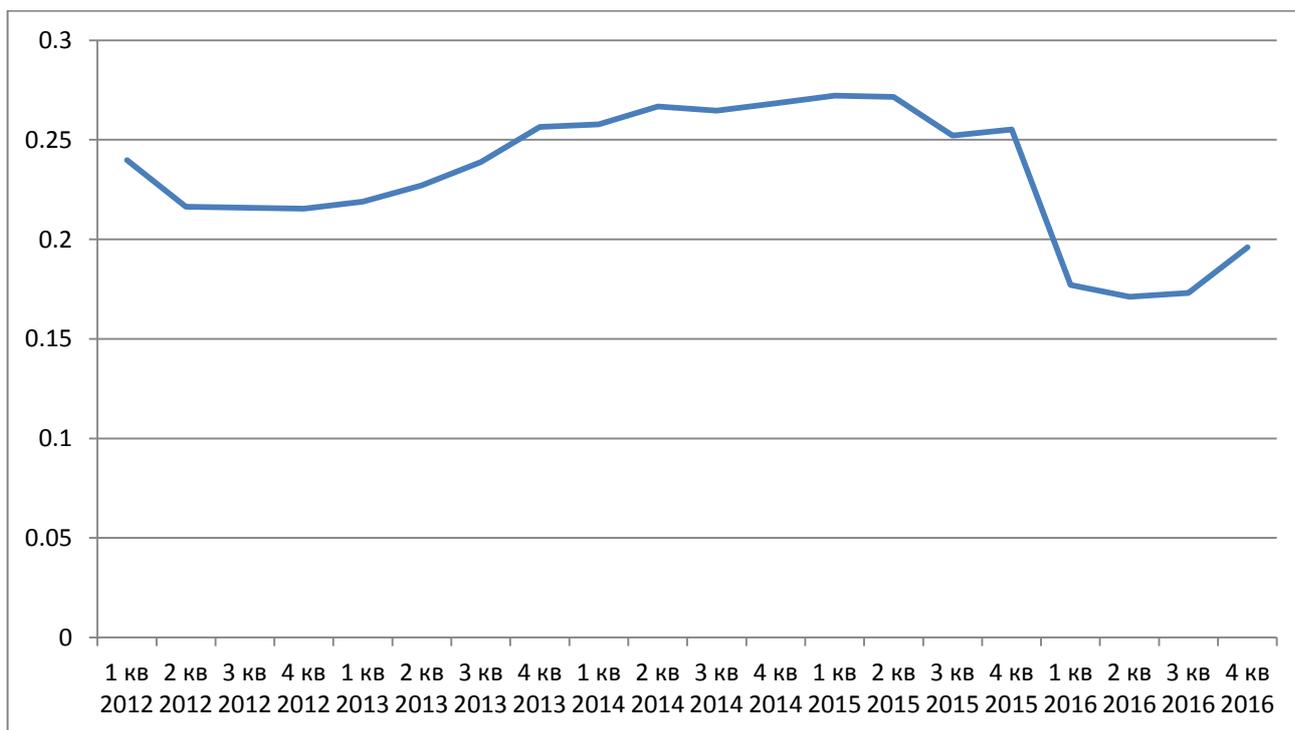


Рис. 4 Степень инерционности инфляции во времени

При этом следует отметить, что в условиях высокой инфляции и высоких инфляционных ожиданий их инерционность – большая проблема для Национального банка. Выйти из порочного круга «высокая инфляция → высокие инфляционные ожидания → высокая инфляция ...» очень сложно. На как показывает опыт России, которая, несмотря на ещё более высокую

² На этой и последующих диаграммах представлены оценки по рекурсивному МНК для авторегрессора в уравнении ИПЦ без сезонности от следующих факторов: темп прироста цены на нефть, квадрат темпа прироста обменного курса, реальная ставка процента по кредитам в тенге с лагом 1, темп прироста денежной массы M2 с лагом 2, изменение налоговых ставок по КПН и НДС и фиктивная переменная в 4-м кв. 2007 г.

инерционность, смогла сбить инфляцию до 4% к маю 2017 г., эта задача достижима.

Влияние денежной массы на инфляцию

Перейдём к самому сложному, наиболее дискутируемому и наиболее интересному вопросу – о влиянии денежной массы на инфляцию. С одной стороны, утверждение, что денежная масса влияет на инфляцию – очевидно и бесспорно. Однако любой, кто начинает оценивать это влияние, сталкивается с множеством проблем.

Во-первых, денежная масса растёт, а инфляция, пусть и медленно, но снижается – в этом случае некоторые исследователи торопятся и заявляют, что денежная масса отрицательно влияет на инфляцию (например, приводят такую аргументацию: увеличение денег в обращении стимулирует экономический рост, а он увеличивает спрос на деньги, в результате цены товаров снижаются). Корректнее искать зависимость между инфляцией (темпом роста цен) и темпом роста денежной массы.

Во-вторых, часто исследователи инфляции не могут обнаружить влияние денежной массы по той причине, что не учитывают запаздывания (временные лаги). Ещё М. Фридман [11] указывал, что эффект от монетарной политики проявляется со значительным запаздыванием, ведь центральные банки «не разбрасывают наличные деньги с вертолёта» (известная метафора М. Фридмана), а запускают деньги в оборот, например, через кредиты коммерческим банкам, покупку валюты или облигаций правительства. Более того, длина лага непостоянна во времени и зависит от степени развитости банковской системы. Чем развитее банковская система, чем больший денежный оборот приходится на безналичные расчеты, тем дольше происходит реакция потребительского рынка на «печатный станок». Например, исследования российских авторов показывают, что временной лаг, через который денежное предложение влияет на инфляцию, увеличился с 2 кварталов (в начале 90-х гг.) до 3-х (в конце 90-х гг.) [5], а позднее даже до 3 – 5 кварталов [1, 2].

Следующая группа вопросов связана с выбором денежного агрегата в качестве фактора инфляции. Напомним, в монетарной статистике выделяются следующие показатели:

- агрегат $M0$ – наличность в обращении. Это наиболее ликвидная и осязаемая часть денежной массы, в основном именно она обращается на потребительском рынке. Но по мере распространения банковских карт более актуальным становится следующий агрегат;
- агрегат $M1 = M0 +$ текущие и расчетные счета предприятий, счета населения до востребования и карточные счета. Это тоже очень ликвидный агрегат, который сильно отражает покупательную способность на потребительском рынке;
- денежная масса $M2 = M1 +$ срочные вклады и депозиты. С учётом того, что депозиты в банках являются основным источником банковских кредитов, в т.ч. и потребительских кредитов, этот агрегат наиболее часто используется для моделирования инфляции.

И по вопросу выбора денежного агрегата в качестве фактора инфляции позиции экономистов могут сильно расходиться. Первый дискутируемый вопрос – использовать наиболее ликвидные денежные агрегаты или все виды платежных средств вплоть до $M3$ или даже $M4$.

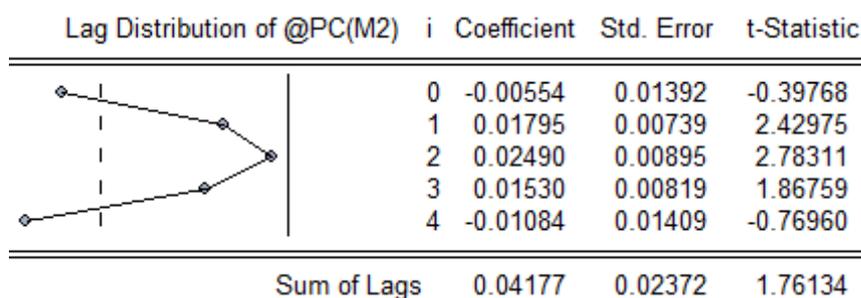
Этот вопрос важен для монетарной политики. Дело в том, что если агрегат $M0$ находится под контролем центрального банка, то менее ликвидные агрегаты контролируются очень слабо. Соответственно, если в стране нет доверия банковской системе, то денежная масса $M2$, включающая депозиты населения, будет низкая, и никаким печатным станком эту ситуацию не исправить.

Какой же денежный агрегат сильнее влияет на потребительскую инфляцию в Казахстане и с каким лагом? Для начала оценим коэффициенты корреляции между ИПЦ (в % к предыдущему кварталу) и темпами прироста различных денежных агрегатов с различными лагами:

Лаг	M0	M1	M2	M3
0	-0,25	-0,28	-0,14	-0,06
1	0,02	-0,09	-0,08	0,24
2	0,36	0,33	0,25	0,22
3	0,02	0,05	0,04	-0,05
4	-0,31	-0,22	-0,13	-0,06

Как видим, наиболее сильно и положительно коррелируют с инфляцией ликвидные агрегаты M0 и M1. Влияние прироста наличности в обращении сильнее проявляется спустя 2 квартала.

Ещё один популярный инструмент для анализа запаздывающих влияний – модели распределённых лагов. Мы провели множество расчетов влияния различных денежных агрегатов на инфляцию (с сезонностью и без неё, линейные и нелинейные), но везде получали примерно одинаковую картину. Чтобы не перегружать графиками, приведём результаты для темпов прироста M2:



Из рисунка видно, что наибольший эффект от прироста денежной массы проявляется спустя 2 квартала – прирост денежной массы на 1 % увеличивает инфляцию на 0,025 процентных пункта. Для всех измерений получились схожие оценки краткосрочной эластичности инфляции по денежной массе (через 2 квартала) – от 0,02 до 0,025.

При этом, судя по t-статистике, значимо последствия денежной экспансии проявляются и через 1, и через 3 квартала. Суммарный прирост инфляции от однопроцентного прироста денежной массы составляет 0,042 п.п. Оценки долгосрочной эластичности инфляции по денежной массе разнятся от 0,03 (для агрегата M0 на ИПЦ с сезонностью) до 0,05 (для агрегата M2 на ИПЦ без сезонности).

При этом эластичность влияния денежной массы M2 достаточно стабильно держится около 0,02 (рис. 5). Можно предположить некоторое снижение силы

влияния с 0,02 – 0,025 в 2009 г. до 0,015 – 0,02 к 2014 г., но после девальвации 2015 г. влияние монетарных факторов снова усилилось. Последнее обстоятельство объясняет осторожность НБ РК при проведении текущей денежно-кредитной политики.

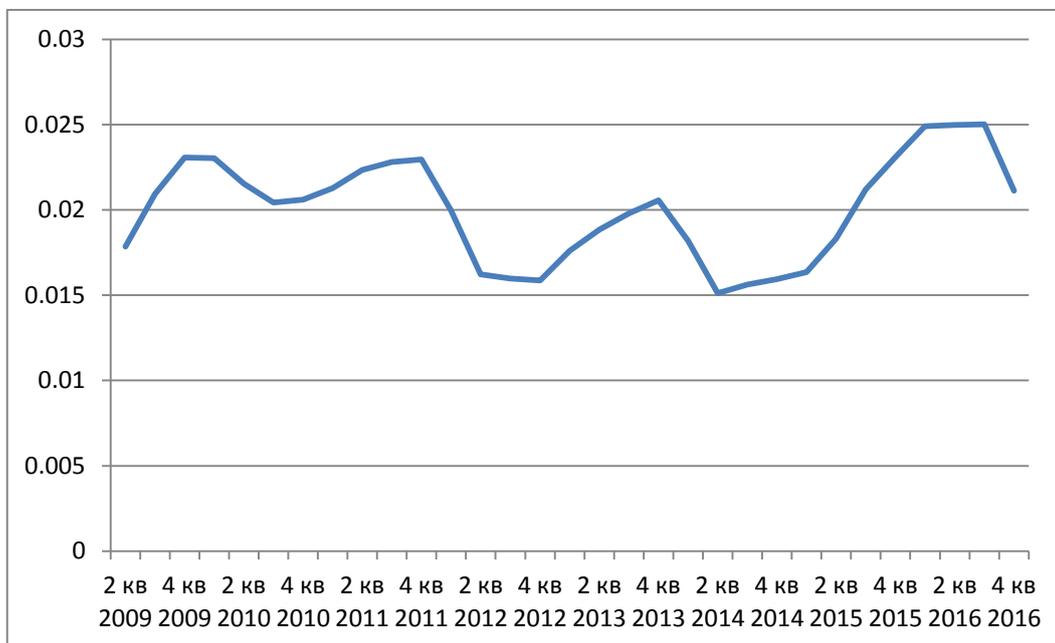


Рис. 5 Динамика эластичности инфляции по денежной массе M2

И ещё один момент, по которому ведутся споры – влияет ли денежная масса на инфляцию или, хотя бы частично, инфляция влияет на денежную массу? Обоснование обратного влияния цен на денежное предложение бывает разное. Например, рост цен заставляет предприятия и потребителей больше средств держать на банковских счетах, что «раздувает» агрегаты M1 и выше. А Виктору Геращенко, одному из первых председателей ЦБ РФ, приписывают такую аргументацию: «цены выросли в четыре раза, а денежная масса только в два, значит, денег в экономике не хватает, производство падает именно из-за нехватки денег, давайте увеличим темпы роста денежной массы». Такая логика привела Россию к гиперинфляции 1993 г. и к валютному кризису 1994 г. («чёрному вторнику»). Но, как известно, история учит только тому, что ничему не учит, и желающих напечатать денег для стимулирования экономического роста меньше не становится ...

По всей видимости, связь между инфляцией и денежной массой есть в обе стороны. Но нам предстоит ответить на вопрос «что первично, курица или яйцо?». Ответ на этот вопрос позволяет дать тест Гренжера.

В следующей таблице выводятся вероятности того, что одна переменная **не** влияет на другую. Для того чтобы денежный агрегат считался причиной (по Гренжеру) для инфляции, необходимо, чтобы он статистически влиял на инфляцию (вероятность меньше 5%), а инфляция не влияла обратно на денежную массу (больше 5%). Как видим, таким критериям удовлетворяет только денежный агрегат М0 – он статистически значимо влияет на инфляцию и не испытывает обратного влияния инфляции (при текущей монетарной политике НБ РК).

	М → ИПЦ	ИПЦ → М	Причина
М0	1,3%	34,7%	Да
М1	2,4%	8,1%	?
М2	15,9%	39,2%	Нет
М3	48,0%	72,4%	Нет

Следует оговориться, что тест Гренжера нередко критикуется эконометристами и, действительно, сам по себе не может служить надёжным доказательством. Но его результаты в целом подтверждают высказанные выше соображения и совпадают с результатами других моделей.

Таким образом, мы можем сделать вывод, что в Казахстане наиболее сильное влияние на потребительскую инфляцию оказывают ликвидные агрегаты М0 и М1, что подтверждает транзакционную теорию (это не означает, что более широкие агрегаты М2 – М3 не влияют на инфляцию!). Их эффекты проявляются в течение 1 – 3 кварталов, достигая пика через 2 квартала после изменения денежного предложения.

Влияние процента

Следующим остро обсуждаемым вопросом является процентная политика НБ РК. В условиях инфляционного таргетирования именно она является основным инструментом, через который денежный регулятор воздействует на экономические процессы, в т.ч. на инфляцию.

Ставка процента должна воздействовать на экономику по следующим каналам:

- кредитный: рост ставки процента снижает инвестиционный спрос и спрос на потребительские кредиты → снижается совокупный спрос и инфляция;
- сберегательный: рост ставки процента заставляет потребителей перераспределять доходы в пользу сбережений и текущее потребление – в пользу будущего → снижается совокупный спрос и инфляция.

Можно сказать, что проявляется «эффект вытеснения», когда временно свободные денежные средства (сбережения) направляются не в реальный сектор, а на финансовые рынки. Особенно, если сам НБ РК предлагает высокодоходные облигации;

- валютный: рост ставки процента повышает привлекательность активов в национальной валюте → в страну устремляются иностранные капиталы → увеличивается предложение иностранной валюты, которая обменивается на национальную валюту → национальная валюта укрепляется → снижается инфляция и замедляется экономический рост (сокращается экспорт, растёт импорт).

Таким образом, как мы видим, антиинфляционная политика, связанная с повышением ставки процента, так или иначе отрицательно влияет на инвестиции, экономический рост и занятость.

Соглашаясь в целом с этой общепринятой точкой зрения, нельзя не отметить и иное влияние. Когда мы объяснили предпринимателям, что, повышая базовую ставку, регулятор пытается снизить инфляцию, то услышали в ответ примерно следующее: «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.

От себя можем выделить ещё и 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.

Ещё один канал положительного влияния ставки процента на инфляцию подробно изучается представителями нео-фишериянского направления [9 – 10]. 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.

Таким образом, направление влияния ставки процента на инфляцию может меняться в зависимости от разных факторов, в т.ч. от режима валютного курса³. В подтверждение неоднозначности знака влияния сошлёмся на исследования российских авторов. В 1995 г. С. Дробышевский [5, с. 1083 – 1092] выявил положительное влияние ставки процента на инфляцию. Позднее А. Сухова [4] 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 большинстве эконометрических уравнений, построенных нами, был получен вывод, что реальная (за вычетом инфляции) ставка по банковским

³ Наконец, в «экстремальных» ситуациях ставка процента вообще перестаёт оказывать какое-либо влияние на экономику. То, что в XX в. казалось теоретической абстракцией, сейчас стало реальностью. С «ликвидной ловушкой» столкнулись развитые страны, пытаясь стимулировать экономическую активность и инфляцию за счёт снижения ставки – оказалось, что, когда процентная ставка находится около 0, её небольшие изменения ни на что не влияют. Аналогичная ситуация возникает при «инвестиционной ловушке» – при очень высоком проценте, его изменения приводят только к перетоку капитала из одного финансового актива в другой, но никак не влияют на реальный сектор.

кредитам в тенге отрицательно влияет на инфляцию с лагом в 1 квартал. Эластичность инфляции по проценту оценивается нами в интервале от (-0,040) до (-0,053). Но, строго говоря, влияние ставки процента ненадёжно, статистически слабо отличимо от 0.

По всей видимости, это объясняется тем, что влияние процентной ставки на инфляцию крайне нестабильно. 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. 6).

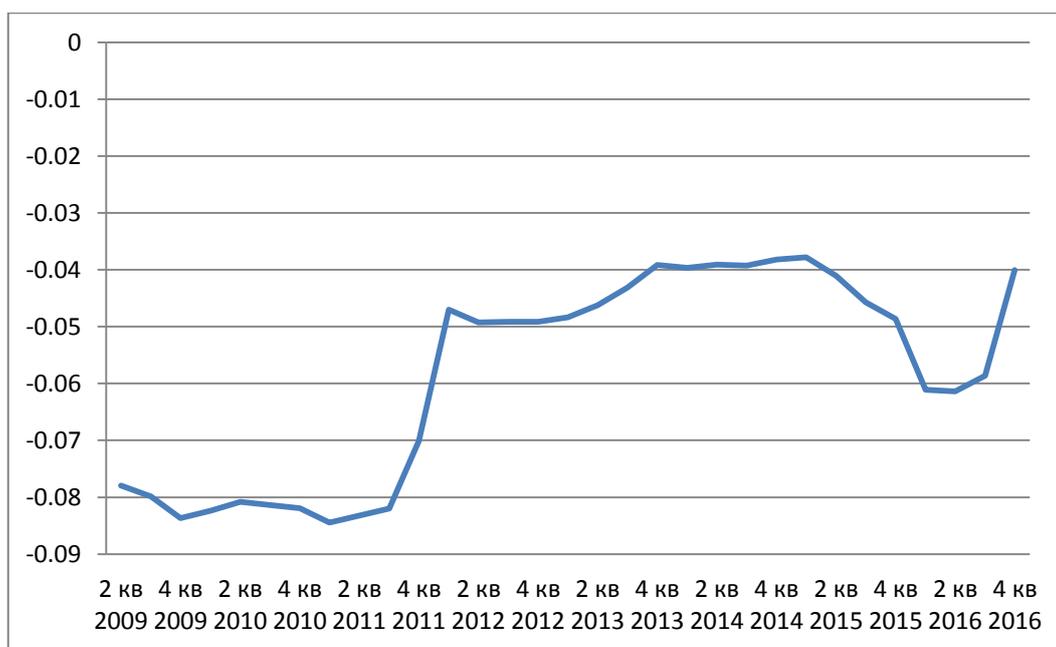


Рис. 6 Динамика эластичности инфляции по реальной процентной ставке

Эффект переноса

Заканчивая анализ монетарных факторов инфляции, рассмотрим влияние обменного курса (т.н. «эффект переноса»). Его влияние положительное (эластичность = 0,03 – 0,05, т.е. рост обменного курса тенге к доллару на 1 % увеличивает инфляцию на 0,03 – 0,05 п.п.).

Но в периоды финансовых кризисов влияние обменного курса резко усиливается до 0,13 (рис. 7): на перенос стоимости импортных товаров в потребительские цены накладывается паника на финансовых рынках, сброс обесценивающейся национальной валюты, бегство в любую другую валюту и скупка товаров, которые можно долго хранить. По нашим оценкам, девальвация в конце 2015 г. привела к всплеску инфляции на 5,75 – 6,98 п.п., т.е. практически годовой рост цен случился за один квартал.

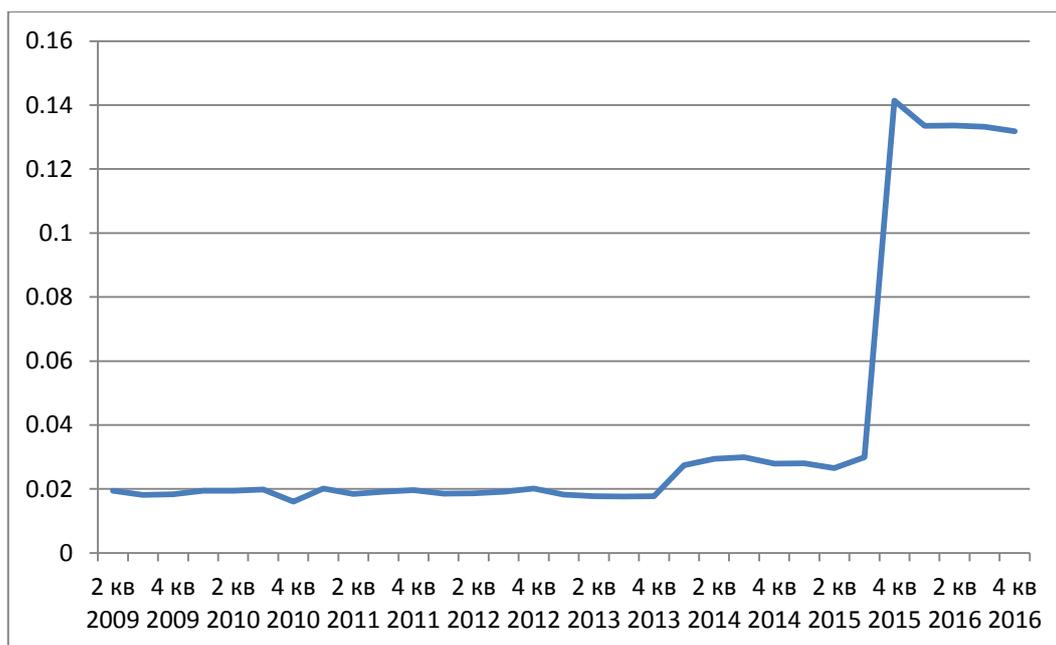


Рис. 7 Динамика эластичности инфляции по обменному курсу (тенге за доллар)

Таким образом, регулирование валютного рынка, стабилизация обменного курса и девальвационных ожиданий оказываются важными элементами антиинфляционной политики. Полученные результаты заставляют задуматься: с учётом сильной зависимости экономики РК от внешних рынков и высокой волатильности обменного курса оправдан ли переход к свободному плаванию? В этих условиях не противоречит ли оно целям стабилизации инфляции?

Можно вспомнить, что фиксированный обменный курс, привязка национальной валюты к уважаемой, заслуживающей доверие иностранной валюте даже многими либеральными экономистами воспринимается как способ снизить инфляционные и девальвационные ожидания, вернуть доверие к национальной валюте, повысить спрос на неё и, как следствие, снизить инфляцию. Вопрос

валютной политики – тема для отдельного обсуждения. Однако упомянем также, что фиксированный валютный курс может положительно воздействовать на экономический рост, а это задача не менее важная, чем снижение инфляции. Согласно исследованиям экспертов МВФ и Национального бюро экономических исследований США, страны с фиксированным обменным курсом имеют темпы роста в среднем на 1 п.п. выше, чем страны со свободным плаванием, а страны с управляемым плаванием – на 1,5 п.п. (рис. 8) [12].



Рис. 8 Средние темпы экономического роста стран с различными режимами валютного курса

Внешние факторы инфляции

Перейдём к внешнеэкономическим факторам инфляции. Их влияние сложно переоценить. Например, всплеск инфляции в конце 2007 г. (рис. 9) вызван ростом внутренних продовольственных цен, который, в свою очередь, аналитики связывают с ростом мировых цен на пшеницу. Действительно, за полугодие они выросли практически в 2 раза (со 172 до 367 долл. за тонну). Инфляция за 4 кв. 2007 г. составила 8,8 %, из которых, по нашим оценкам, 5,7 – 6,2 % приходится на данный фактор.

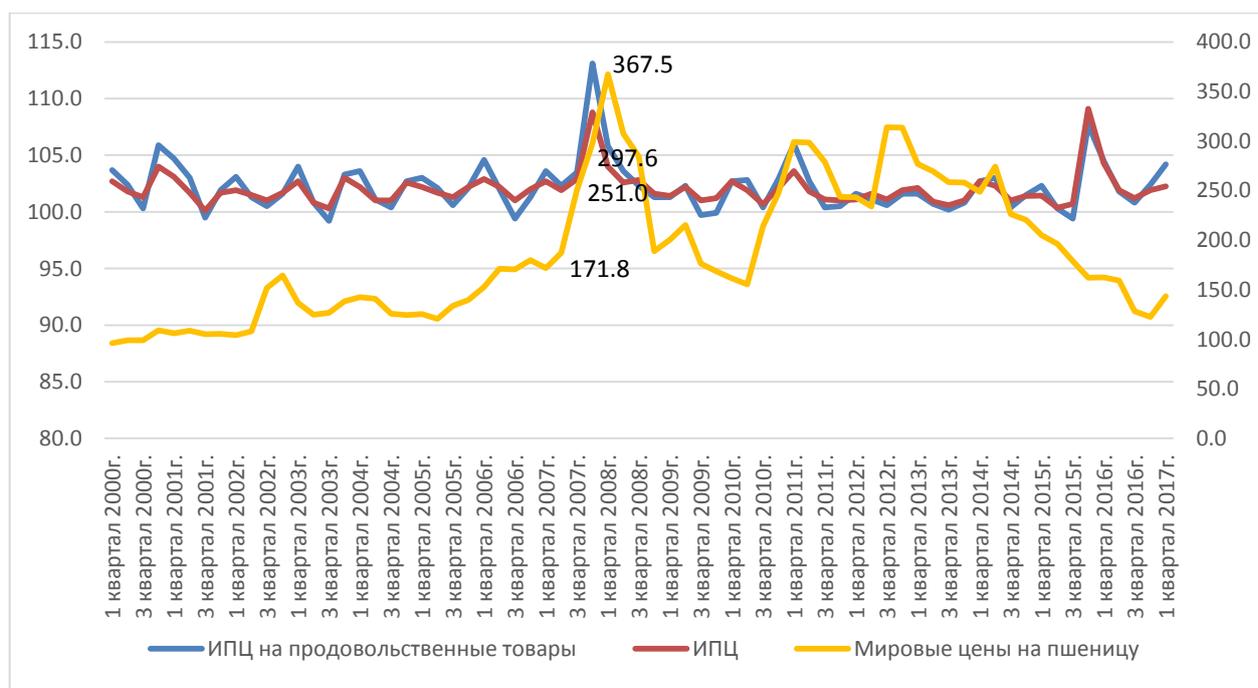


Рис. 9 ИПЦ и ИПЦ на продовольствие (левая ось) и мировые цены на пшеницу (правая ось)

Такой важный фактор, как мировые цены на нефть, определяет многие процессы в экономике Казахстана: и экономическую активность, и состояние бюджета, и инфляцию. Мы не будем подробно останавливаться на этом факторе, т.к. его влияние однозначно, стабильно, хорошо изучено. Эластичность инфляции по цене на нефть составляет 0,02 – 0,03.

Рассмотрим эффект импортируемой инфляции, т.е. как инфляция в странах-торговых партнёрах влияет на внутреннюю динамику цен. Коэффициенты корреляции показывают, что российская инфляция отражается на отечественной в том же квартале; а инфляция в Китае хоть и проявляется через 1 квартал, оказывает более существенное влияние:

Лаг	Китай	Россия
0	0,228	0,304
1	0,407	-0,053
2	-0,040	-0,265
3	-0,006	0,218

Необходимо отметить, что исследователи Национального банка Казахстана в недавнем анализе, выполненном с использованием байесовских векторных авторегрессий, приходят к несколько отличным результатам. Согласно их

выводам, «месячная продовольственная и непродовольственная инфляция во всех странах ЕАЭС в значительной степени (0,4 – 0,5 п.п.) реагирует на 1%-ые шоки цен продовольственных и непродовольственных товаров в России на протяжении относительно продолжительного времени – в течение 4 месяцев после шока» [7] (см. также [8]).

И в конце представим наши результаты по оценке влияния налогов на инфляцию. Этот вопрос тоже неоднозначный и поэтому требует серьезного экономического анализа. С точки зрения стандартной макроэкономики, рост налогов сокращает совокупный спрос, а следовательно, и инфляцию. Это особенно касается таких налогов, как корпоративный подоходный налог и индивидуальный подоходный налог.

С другой стороны, косвенные налоги, например, НДС, входят в цену товара ещё до его продажи. Соответственно, их ставки положительно влияют на инфляцию. Кроме того, чем сильнее монопольная власть, тем легче переложить налоговое бремя на потребителя через рост цены.

Мы оценили влияние изменения базовых ставок различных налогов и социальных отчислений на инфляцию. Как и следовало ожидать, наиболее проинфляционными налогами являются НДС и КПП (их влияние статистически значимо):

Налог	Эластичность
НДС	0,215 – 0,290
КПП	0,143 – 0,180

Влияние индивидуального подоходного налога и отчислений во внебюджетные фонды на инфляцию – положительное, но не значимое; а социального налога – отрицательное и не значимое.

Основные выводы и рекомендации:

- основные факторы, влияющие на инфляцию (в скобках указана чувствительность инфляции к изменению фактора):
 - инерционность инфляции (+ 0,27);
 - налоговая нагрузка (прирост доли налоговых доходов консолидированного бюджета в ВВП, + 0,06);

- реальная ставка по кредитам (-0,04 – -0,05);
- обменный курс тенге (+0,03 – +0,05);
- мировые цены на нефть (+0,02 – +0,03);
- денежная эмиссия с лагом 2 квартала (+0,02 – +0,04);
- инфляция носит не исключительно монетарный характер, соответственно, за антиинфляционную политику должен отвечать не только Национальный банк;
- антиинфляционная политика должна быть комплексной и должна включать:
 - развитие конкуренции и приватизация;
 - сокращение бюджетных вливаний в квази-государственный сектор;
 - снижение налогового бремени и упрощение налогового законодательства, отказ от косвенных налогов;
 - ограничение тарифов естественных монополий;
 - снижение транзакционных издержек;
 - стабилизацию валютного рынка за счет управляемого плавания;
 - стимулирование инновационных процессов и ресурсосберегающих технологий;
- её целевые показатели должны быть распределены между разными органами государственной власти;
- Национальный банк должен таргетировать не весь индекс потребительских цен, а только базовый ИПЦ (монетарную инфляцию), исключая сезонные факторы, цены на сельскохозяйственную продукцию, тарифы и цены на энергоресурсы и прочие факторы (инфляция издержек);
- это позволит проводить эффективную антиинфляционную политику с меньшими потерями ВВП и занятости (за счет менее агрессивной процентной политики).

Библиографический список

1. Дробышевский С., Архипов С. Моделирование динамики индекса потребительских цен в России в 1992 – 1998 годах. М.: ИЭПП, 1999.
2. Логвинов Д.А. Влияние денежной массы на инфляцию и денежно-кредитная политика Центральных банков // Управление общественными и экономическими системами. 2011. № 2.
3. Ольсевич Ю.Я. Монетаризм и Россия: проблема совместимости // История экономических учений / под общ. ред. А.Г. Худокормова. М.: ИНФРА-М, 1998. С. 143 – 147.
4. 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.
5. Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1991 – 1997. М.: ИЭПП, 1998. 1114 с.
6. Тулеуов О. Моделирование инфляционных процессов в Казахстане на основе новой кейнсианской кривой Филлипса. [Электронный ресурс]. URL: <http://www.nationalbank.kz/cont/№2016-1> Новая кейнсианская кривая Филлипса Казахстана.pdf (дата обращения: 27.06.2017).
7. Тулеуов О. Трансграничная динамика инфляционных процессов в Евразийском экономическом союзе: эмпирическая оценка. [Электронный ресурс]. URL: http://www.nationalbank.kz/cont/NBRK-WP-2017-5_rus.pdf (дата обращения: 27.06.2017).
8. Тулеуов О., Сейдахметов Б. Инфляционные процессы в регионах Казахстана: анализ неоднородности инфляционных факторов и модель деагрегированного прогнозирования инфляции на основе BVAR-подхода. [Электронный ресурс]. URL: <http://www.nationalbank.kz/cont/NBRK-WP-2017-3-Инфляция в регионах Казахстана.pdf> (дата обращения: 27.06.2017).
9. 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: 20.06.2017).

10. Cochrane J. The Neo-Fisherian Question. [Электронный ресурс]. URL: <http://johnhcochrane.blogspot.ru/2014/11/the-neo-fisherian-question.html> (дата обращения: 20.06.2017).

11. Friedman M. The Lag in Effect of Monetary Policy. The Journal of Political Economy. 1961. № 69 (5). P. 447 – 466.

12. Husain A., Mody A., Rogoff K.S. Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies. [Электронный ресурс]. URL: <http://www.nber.org/papers/w10673> (дата обращения: 20.06.2017).

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):

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

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:

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

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, р. 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, р. 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.

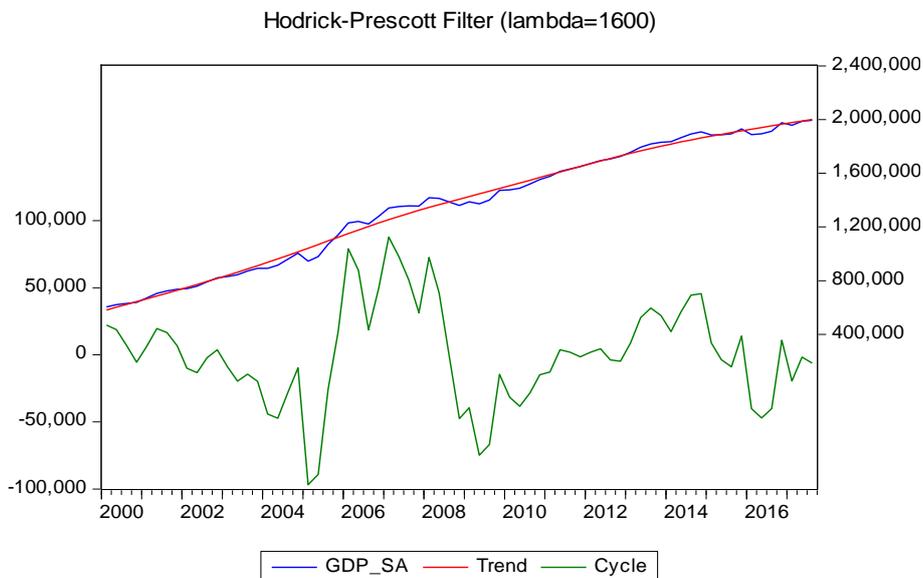


Рисунок 1. Фильтр Ходрика-Прескотта для ВВП (составлено авторами)

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.

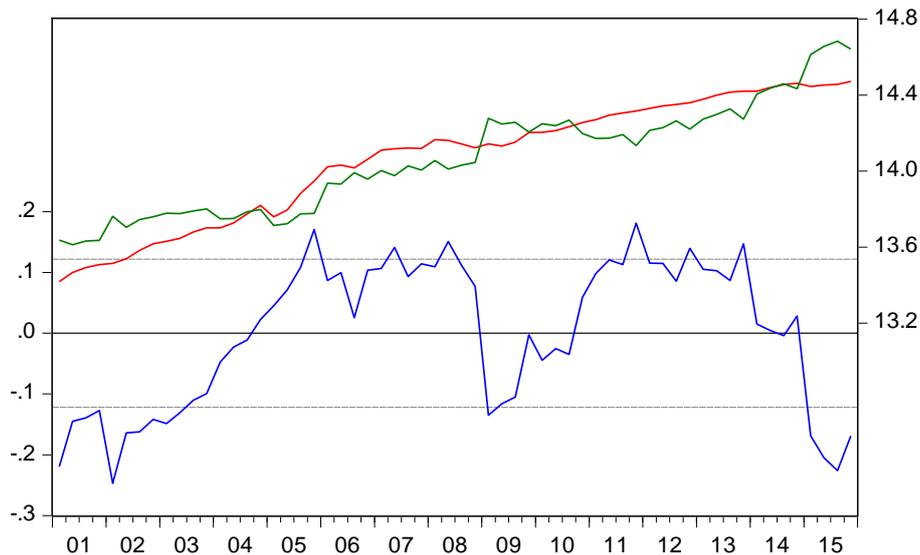


Рисунок 2. Оценка разрыва выпуска с помощью ПФ Кобба-Дугласа (оставлено авторами)

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_y^2	Обр. гамма	0.01	Inf
σ_p^2	Обр. гамма	0.01	Inf
σ_r^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

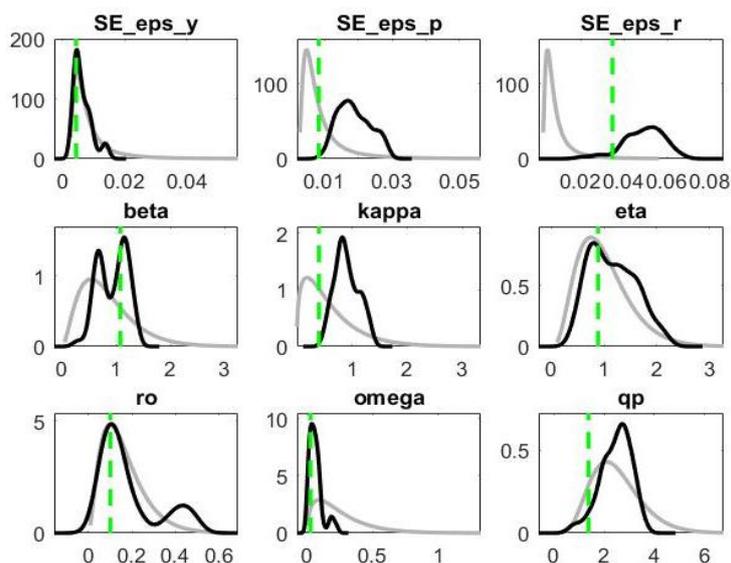
Параметр	Калибрация	Оценка по алгоритму №1	Минимальная оценка	Максимальная оценка	Средняя оценка
η	1	0,2569	0,1684	1,1601	0,815
ρ	0.161	0,1351	0,0946	0,2121	0,166
ω	0.25	0,0633	0,0282	0,1478	0,088
q_{π}	2.5	1,7262	1,2746	3,4152	2,238
q_{y}	0.5	0,4756	0,2504	0,5922	0,430
γ	0.161	0,2077	0,0696	0,2441	0,170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



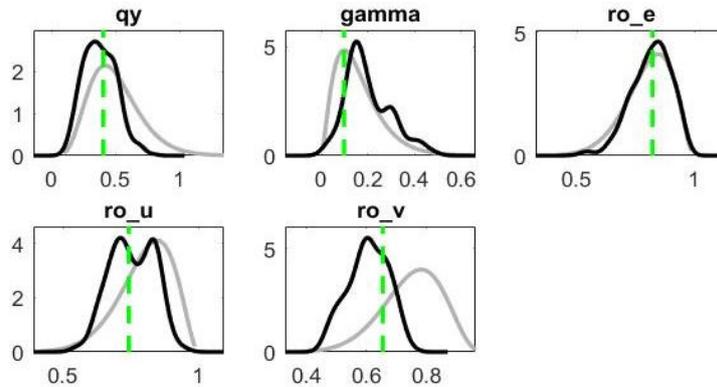


Рисунок 3. Вид априорных (серая линия) и апостериорных (черная линия) функций распределения (составлено авторами)

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.

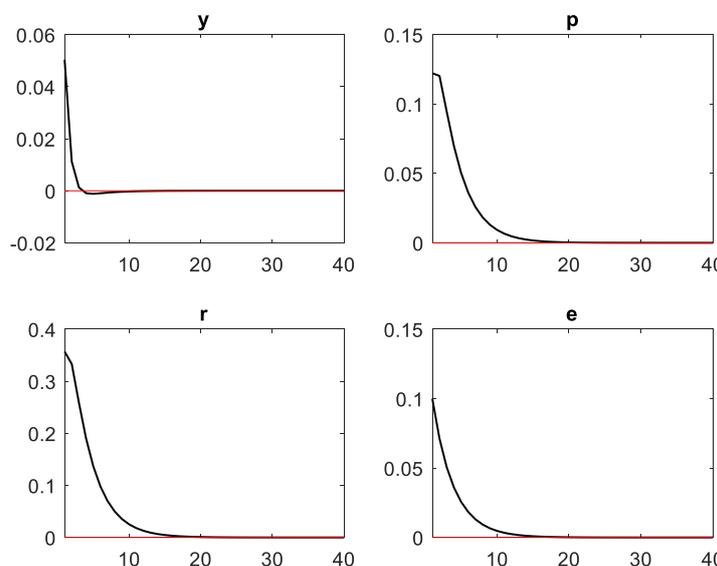


Рисунок 4. Реакция переменных на положительный шок спроса (составлено авторами)

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

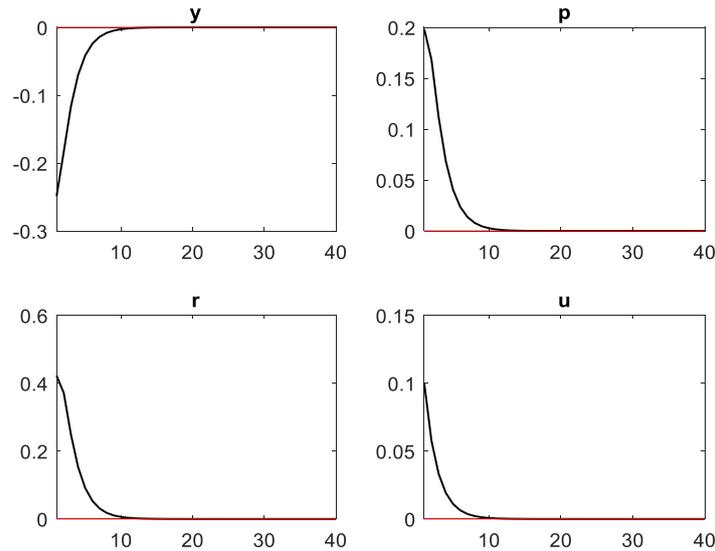


Рисунок 5. Реакция переменных на положительный шок цен [Составлено авторами]

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.

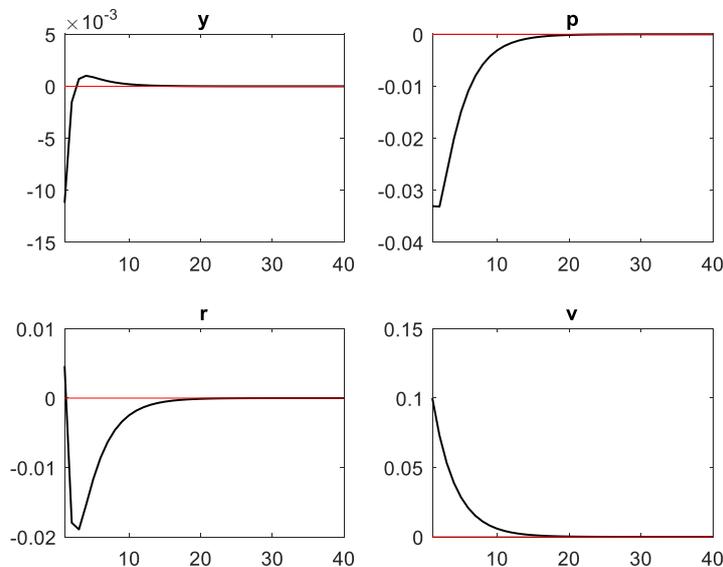


Рисунок 6. Реакция переменных на положительный шок процентной ставки (составлено авторами)

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



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 «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 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.

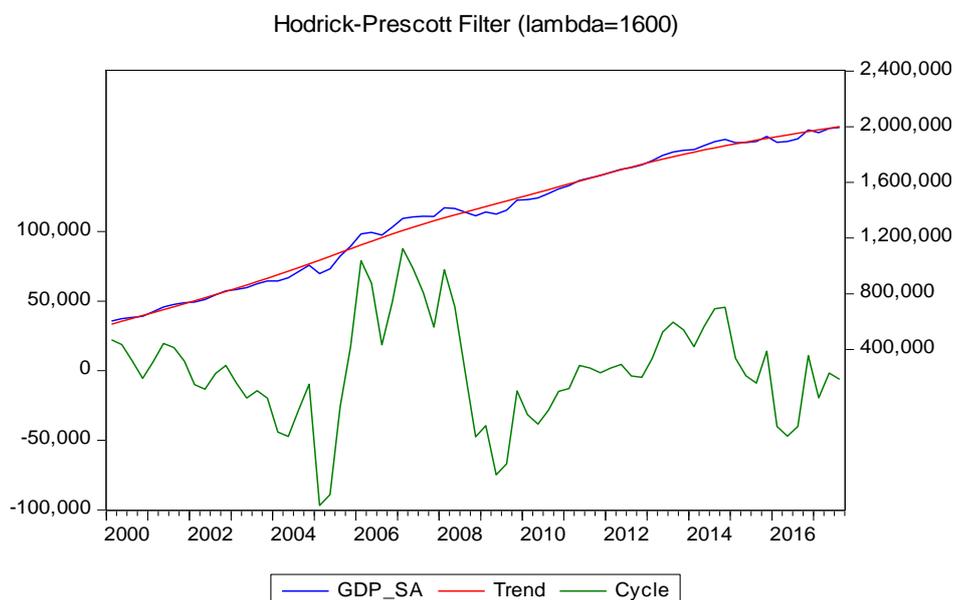


Рис. 1. Фильтр Ходрика–Прескотта для ВВП

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.

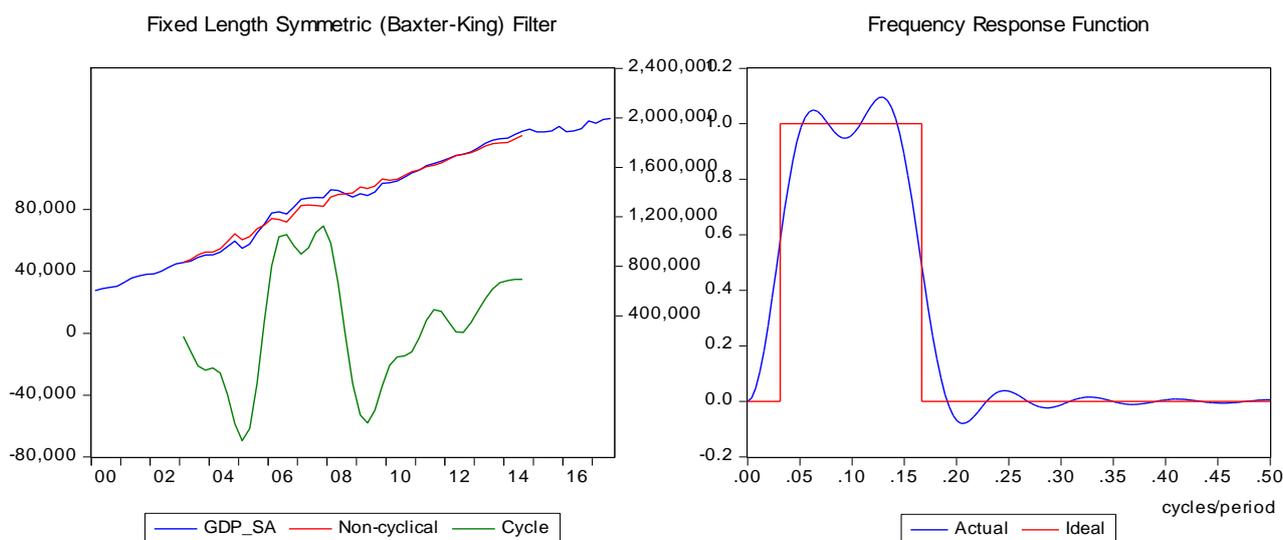


Рис. 2. Фильтр Бакстера–Кинга для ВВП

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).

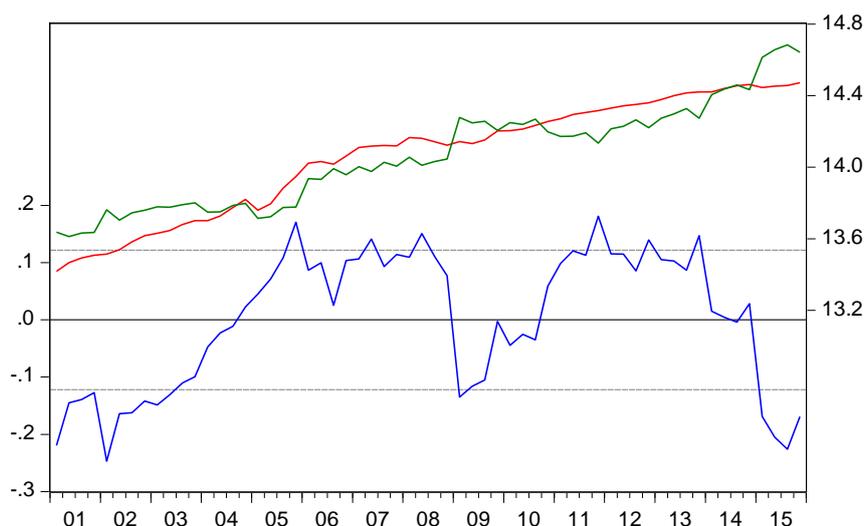


Рис. 3. Оценка разрыва выпуска с помощью ПФ Кобба–Дугласа

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.

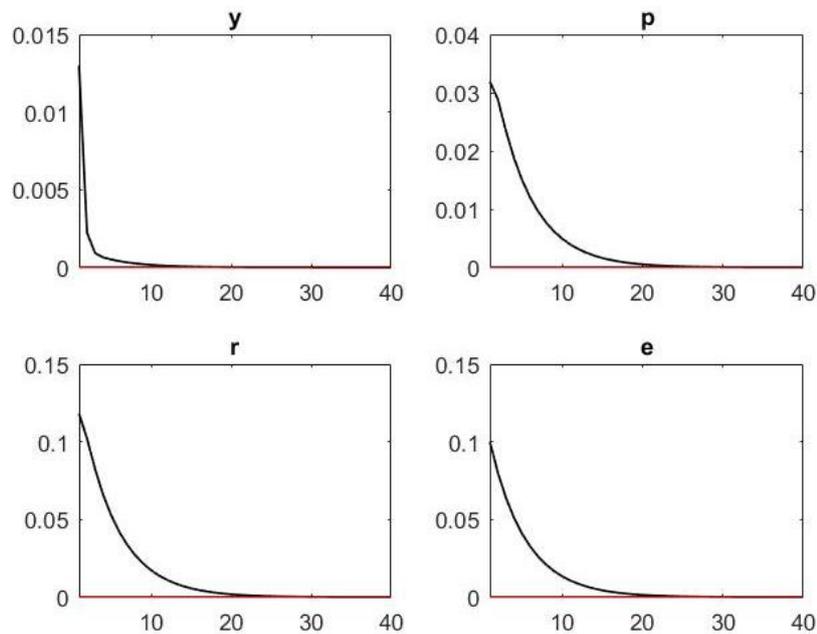


Рис. 4. Реакция переменных на положительный шок спроса

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

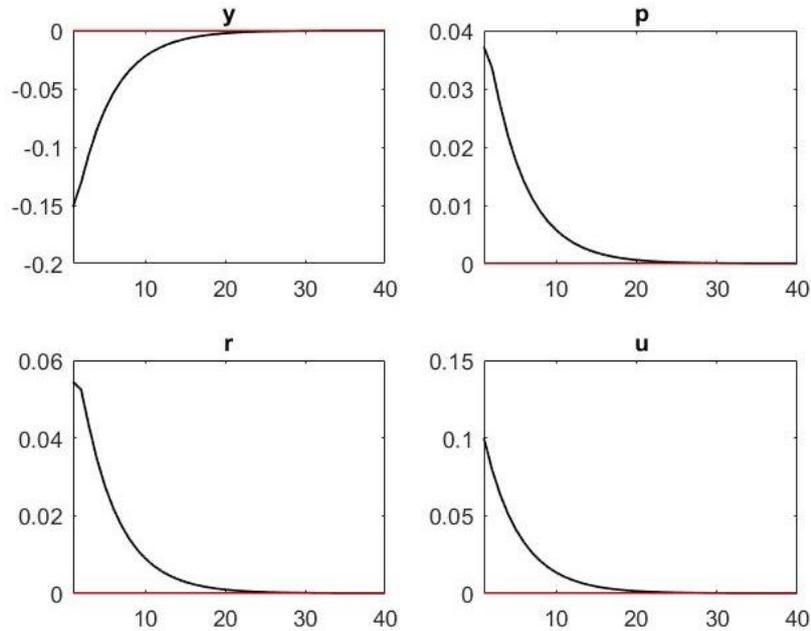


Рис. 5. Реакция переменных на положительный шок цен

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

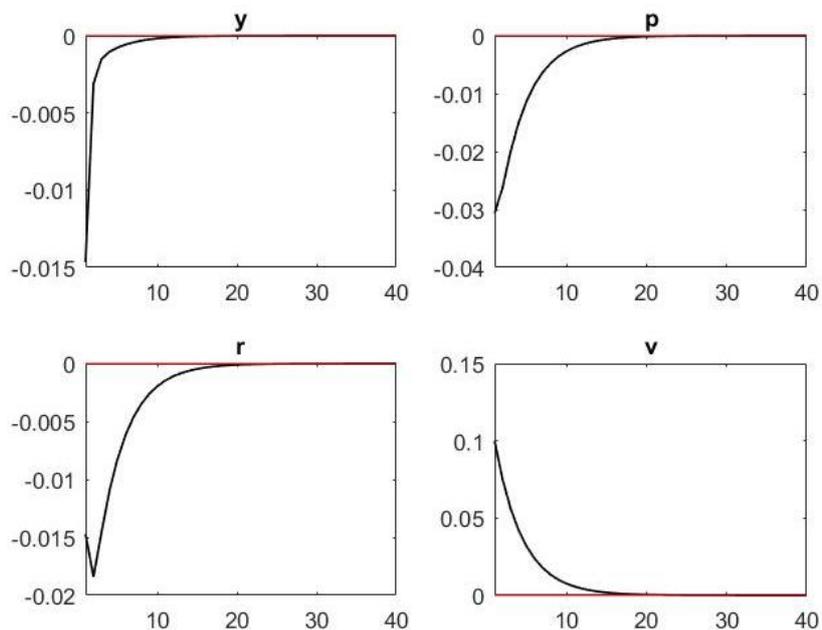


Рис. 6. Реакция переменных на положительный шок процентной ставки

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.

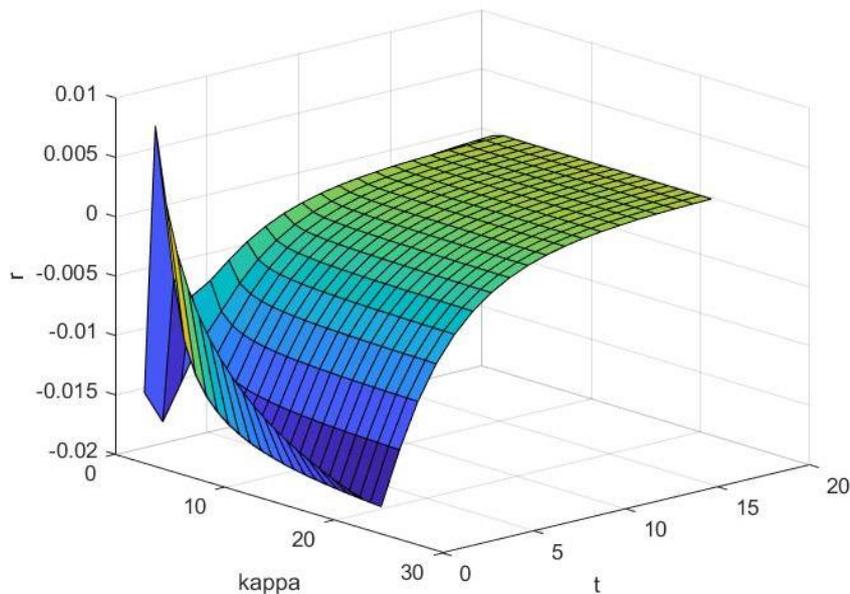


Рис. 7. Зависимость реакции ставки процента на ужесточение денежно-кредитной политики от параметра κ

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).

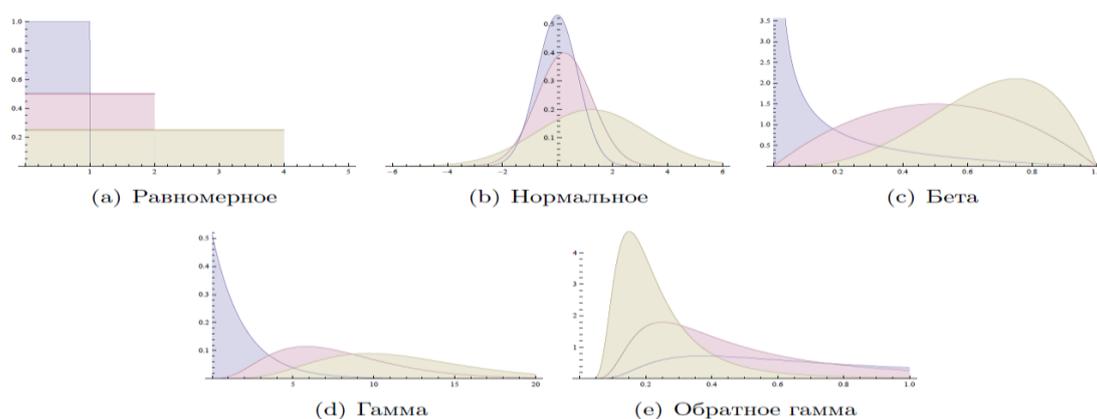


Рис. 8. Вид функций распределения, используемых при байесовском оценивании [1, с. 38]

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.

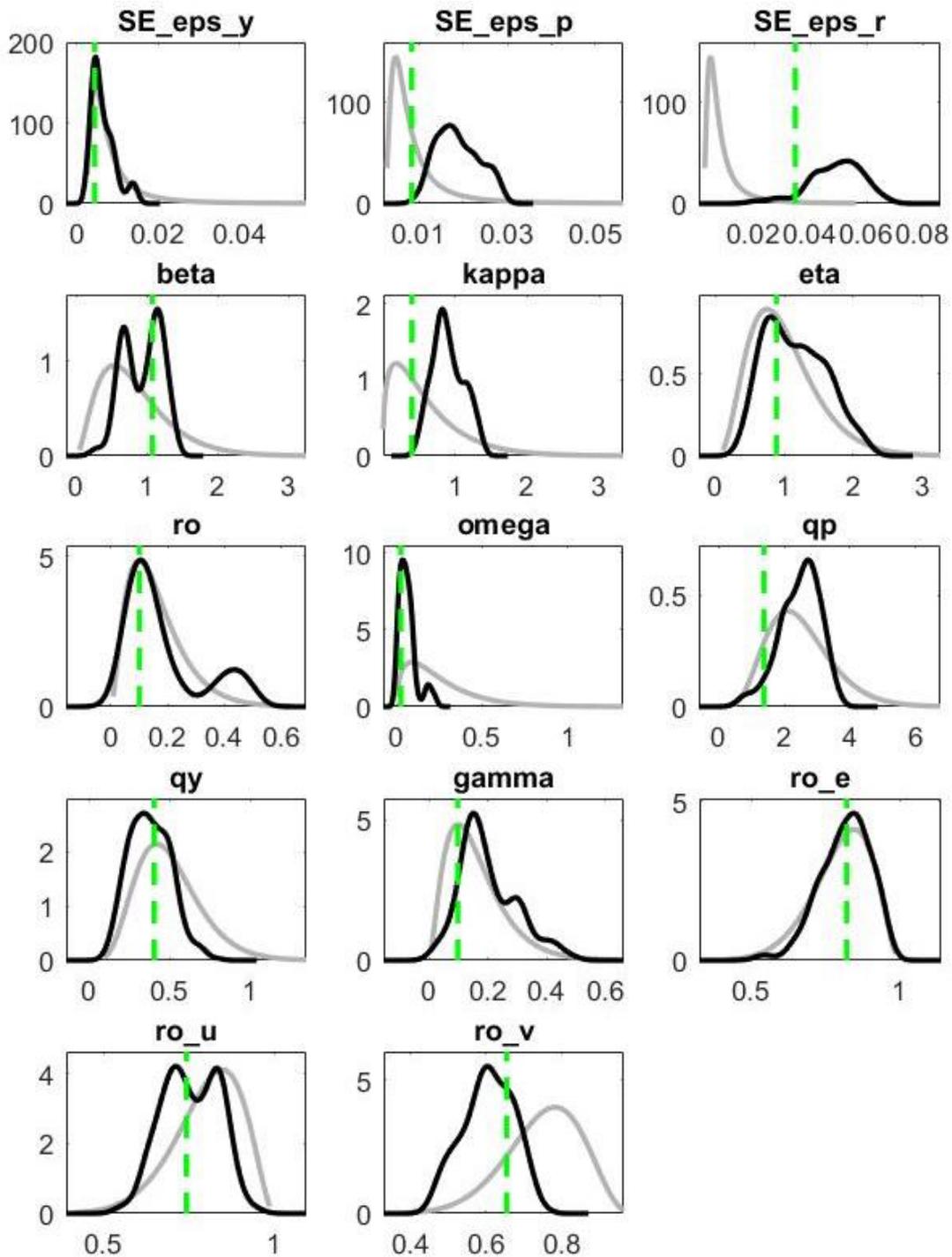


Рис. 9. Вид априорных (серая линия) и апостериорных (черная линия) функций распределения, а также мода апостериорного распределения (зеленый пунктир)

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.

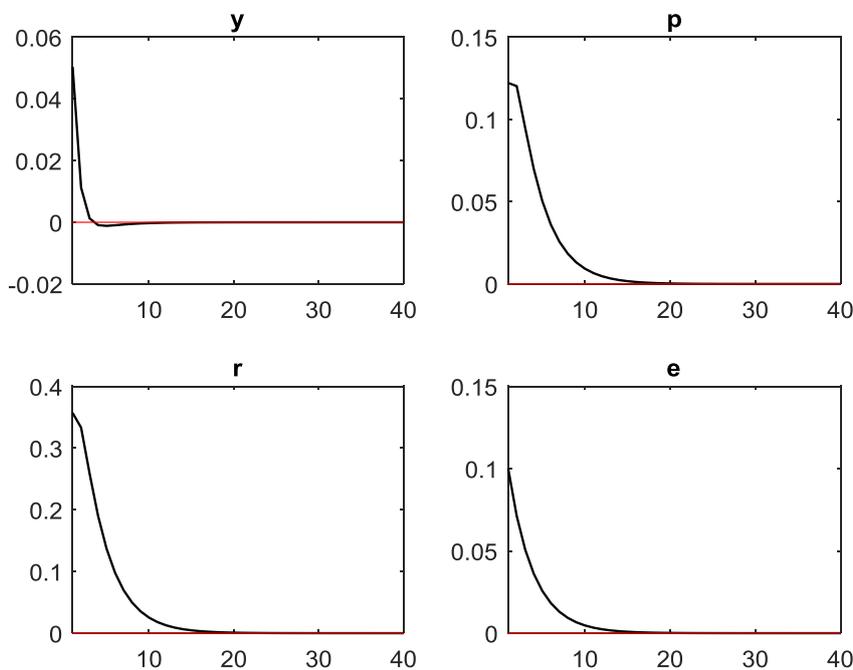


Рис. 10. Реакция переменных на положительный шок спроса

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.

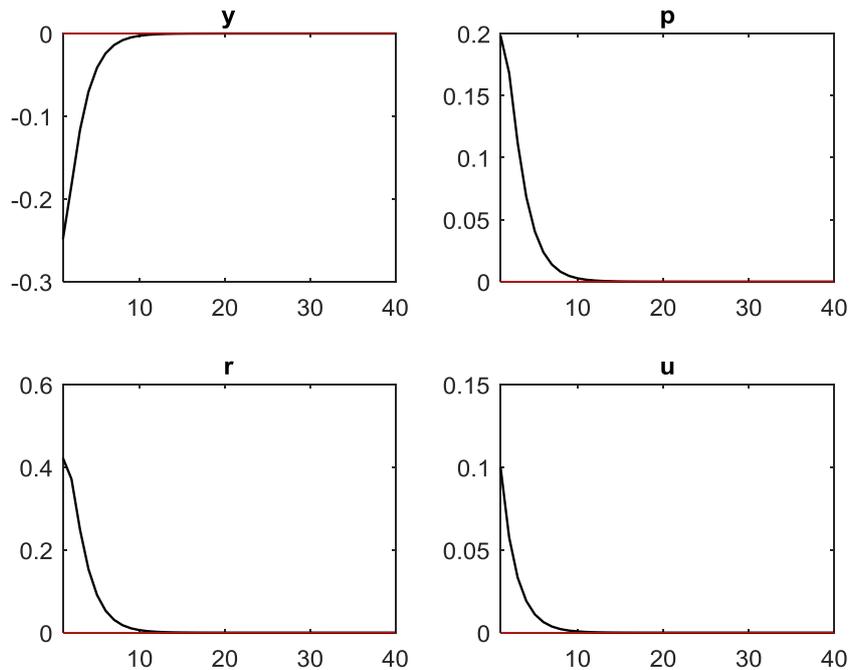


Рис. 11. Реакция переменных на положительный шок цен

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.

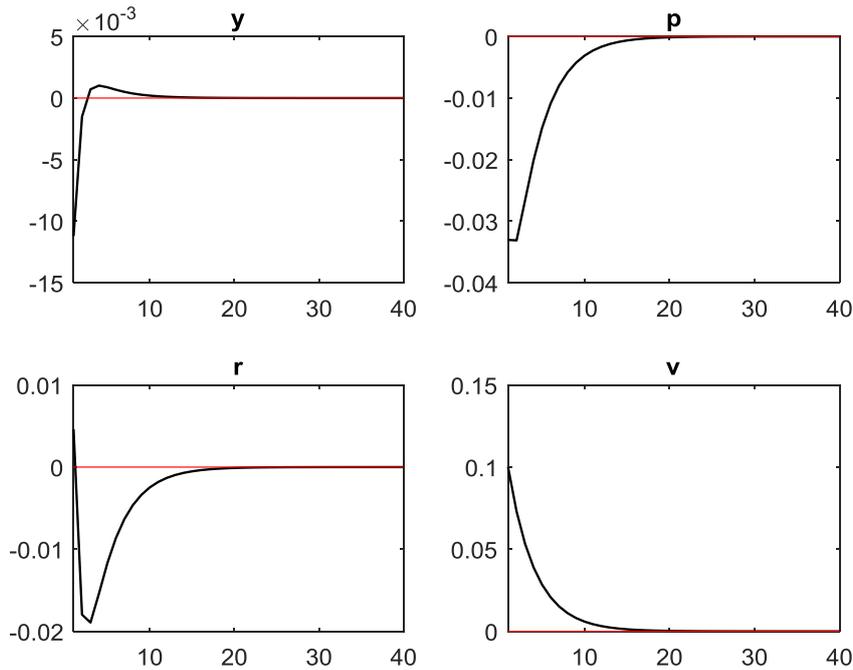


Рис. 12. Реакция переменных на положительный шок процентной ставки

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).

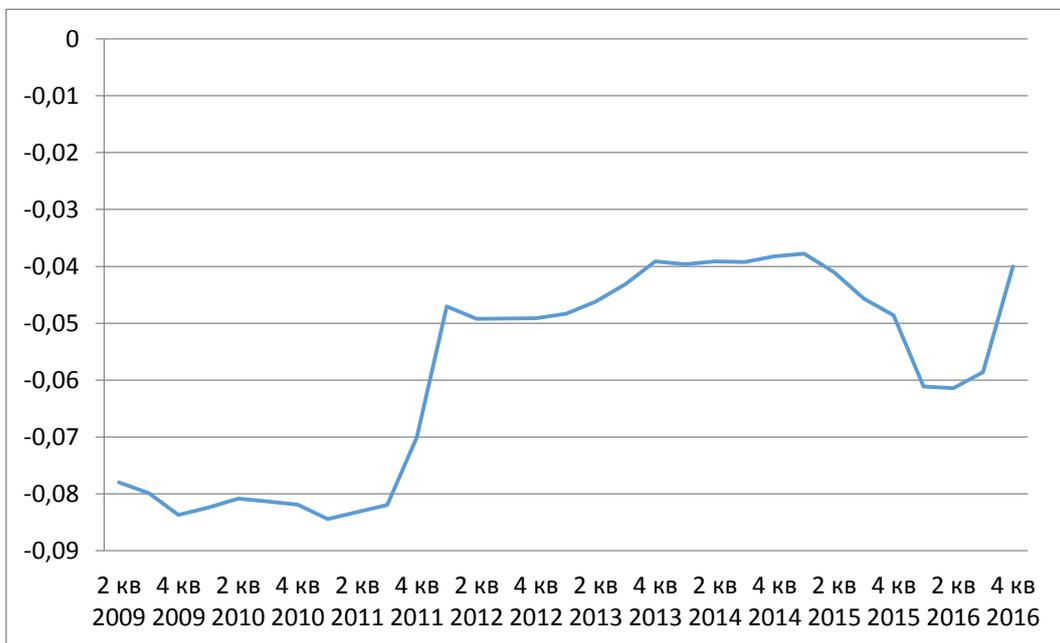


Рис. 13. Динамика эластичности инфляции по реальной процентной ставке

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.

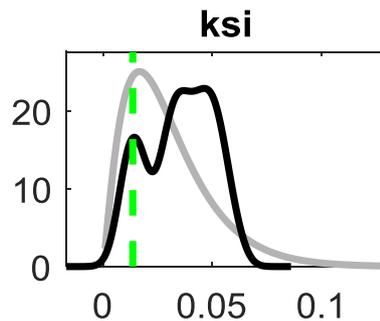


Рис. 14. Априорная и апостериорная функции распределения для параметра ξ

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)

РАЗДЕЛ II. ЭКОНОМИКО-МАТЕМАТИЧЕСКОЕ
МОДЕЛИРОВАНИЕ

doi 10.17072/1994-9960-2019-2-232-247

УДК 338.12.07+332.144(574)

ББК 65.012.1+65.23

JEL Code D58, E17, E52

**ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ ДИНАМИЧЕСКОЙ СТОХАСТИЧЕСКОЙ
МОДЕЛИ ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ ЭКОНОМИКИ КАЗАХСТАНА
НА ОСНОВЕ БАЙЕСОВСКОГО ПОДХОДА****Дмитрий Николаевич Шульц^a**ORCID ID: [0000-0002-5131-4216](https://orcid.org/0000-0002-5131-4216), Researcher ID: [E-7118-2019](https://orcid.org/E-7118-2019), e-mail: shults@inbox.ru**Аскар Бауржанович Кысыков^b**Researcher ID: [F-6064-2019](https://orcid.org/F-6064-2019), e-mail: kyssykov@gmail.com^a Центр экономики инфраструктуры (129110, Россия, г. Москва, ул. Гиляровского, 57, офис 601)^b Центр прикладных исследований «ТАЛАП» (010000, Казахстан, г. Астана, ул. Ташенова, 8, офис 77)

Переход центральных банков к политике инфляционного таргетирования актуализировал применение динамических стохастических моделей общего равновесия (DSGE-моделей) к оценке социально-экономических эффектов принимаемых решений, количественного обоснования их оптимальности. Известно, что данный подход основан на кейнсианском микроэкономическом фундаменте, учитывающем такие провалы рынка, как несовершенная конкуренция, негибкие цены и несовершенство рынка труда, и в нем используется гипотеза рациональных ожиданий. Для оценивания параметров динамических стохастических моделей общего равновесия все большее распространение получает байесовский подход, который позволяет учитывать априорную информацию об оцениваемых параметрах и оказывается особенно полезным в условиях коротких временных рядов, а также в условиях структурных изменений. С учетом этих трендов в статье представлена динамическая стохастическая модель общего равновесия экономики Казахстана с байесовским оцениванием ее параметров. Модель представляет собой систему уравнений, описывающих динамику национального дохода, занятости, спроса на деньги, предельных издержек относительно своих равновесных траекторий, а также инфляции и ставки процента. Ключевыми уравнениями системы являются: уравнение Эйлера и IS-кривой, описывающие динамику потребления; новокейнсианское уравнение Филлипса (НКПС), связывающее динамику инфляции и разрыва выпуска; уравнение Тейлора, описывающее процентную политику денежного регулятора, направленную на стабилизацию экономики. С помощью построенной DSGE-модели оценены эффекты на ключевые макроэкономические показатели от шоков спроса, цен (шоков предложения), от изменения процентной политики денежного регулятора и изменения предложения труда. Как показали результаты симуляций, процентная политика, соответствующая правилу Тейлора, оказывает стабилизационное воздействие на экономику, подверженную шокам различного вида. Построенная модель может быть использована для макроэкономического моделирования и прогнозирования динамики развития не только экономики Казахстана, но и экономики других постсоветских государств. Полученные оценки параметров модели, результаты проведенных расчетов могут быть использованы центральными банками при оптимизации параметров денежно-кредитной политики. Предложенная модель может стать основой для разработки комплексной модели стран Таможенного союза.

Ключевые слова: экономико-математическое моделирование, структурная макроэконометрика, динамические стохастические модели общего равновесия, DSGE-модели, новокейнсианская кривая Филлипса, рациональные ожидания, байесовское оценивание, инфляционное таргетирование, монетарная политика, уравнение Тейлора, экономика Казахстана, сценарное прогнозирование.



ASSESSMENT OF THE PARAMETERS OF DYNAMIC STOCHASTIC GENERAL EQUILIBRIUM MODEL OF KAZAKHSTAN ECONOMY USING BAYESIAN ESTIMATION

Dmitriy Nikolaevich Shults^a

ORCID ID: [0000-0002-5131-4216](https://orcid.org/0000-0002-5131-4216), Researcher ID: [E-7118-2019](https://orcid.org/E-7118-2019), e-mail: shults@inbox.ru

Askar Baurzhanovich Kysykov^b

Researcher ID: [F-6064-2019](https://orcid.org/F-6064-2019), e-mail: kyssykov@gmail.com

^a Infrastructure Economics Center (57, Gilyarovskogo st., Moscow, 129110, Russia)

^b Center of Applied Research "TALAP" (6, Tashenova st., Astana, 010000, Kazakhstan)

The transition of central banks to the inflation targeting policy has increased the importance to apply dynamic stochastic general equilibrium models (DSGE-models) for the assessment of social and economic effects of decisions, and to justify their efficiency quantitatively. The approach is known to be based on the Keynesian microeconomics that considers such market failures as imperfect competition, inflexible prices and imperfection of the labor market and uses the hypothesis of rational expectations. To assess the dynamic stochastic model parameters of general equilibrium the Bayesian estimation is widely used. The approach allows us to consider priori information about the estimated parameters and is especially useful in the conditions of short time series, as well as in the conditions of structural changes. Taking into consideration the above mentioned features a dynamic stochastic general equilibrium model of the economy of Kazakhstan is presented in the article using the Bayesian estimation of the model parameters. The model is a system of equations that describe the dynamics of national income, employment, demand for money, marginal costs relative to their equilibrium trajectories, as well as inflation and interest rates. The key equations of the system are the Euler equation and the IS-curve, describing the consumption dynamics; New Keynesian Phillips equation (NKPC) that connects the inflation dynamics and output gap; Taylor equation describing the interest rate policy of the monetary regulator, aimed at stabilizing the economy. Using the constructed DSGE-models we have assessed the effects on key macroeconomic indicators caused by demand shocks, prices (supply shocks), by changes in the interest rate policy of the monetary regulator and by changes in labour supply. The simulation results have revealed that the interest rate policy corresponding to the Taylor equation stabilizes the economy that is subjected to shocks of various types. The constructed model may be used for macroeconomic modeling and forecasting of the development dynamics of not only the economy of Kazakhstan, but also the economy of other post-Soviet countries. The assessment of the model parameters, we have made, may be used by central banks when optimizing the parameters of monetary and credit policy. The model may become the basis for the development of a comprehensive model of the Customs Union countries.

Keywords: economic and mathematical modeling, structural macroeconometrics, dynamic stochastic general equilibrium models, DSGE-models, new keynesian Phillips curve, rational expectations, Bayesian estimation, inflation targeting, monetary policy, Taylor equation, economy of Kazakhstan, scenarios forecasting.

Введение

Современное государственное управление требует строгой количественной оценки социально-экономических эффектов от принимаемых решений, количественного обоснования их оптимальности. «Политические решения могут быть простыми, но модели не могут и не должны быть слишком простыми» [1, с. xiii]. Развитие модельного аппарата, численных методов, компьютерных технологий позволило использовать в экспертной работе сложные динамические модели. На сегодняшний день базовым инструментом макроэкономического анализа и моделирования, а также стандартным

инструментом для разработки экономической политики стали DSGE-модели. Отметим, что их основными характеристиками являются:

– вывод макроэкономических соотношений из микроэкономических поведенческих моделей и использование теории рациональных ожиданий при описании поведения домашних хозяйств и предприятий реального сектора;

– опора на некейнсианские положения об институциональных «провалах рынка» (несовершенная конкуренция и жесткие цены), что кажется особенно актуальным для постсоветских экономик, в

которых развитие рыночных отношений еще не достигло уровня западных стран;

- положение, что монетарная политика вызывает лишь краткосрочные отклонения от долгосрочного равновесия, которое в простейшем случае может быть определено с помощью фильтра Ходрика – Прескотта;

- отказ от традиционного эконометрического оценивания в пользу калибровки параметров микроэкономического поведения. В последнее время калибровка стала дополняться байесовским оцениванием.

На сегодняшний день известно не так много вариантов DSGE-моделирования Казахстана. В работах [2–4] параметры модели не оцениваются на статистических данных, а калибруются. Модель Национального банка Казахстана [5] не опирается на теоретический микрофундамент и является сугубо прикладной.

По сравнению с предыдущим нашим исследованием [6] мы расширили перечень моделируемых переменных, обобщили функцию полезности домашних хозяйств, а также провели строгое доказательство полученных результатов на основе метода Лагранжа.

Методология исследования

Ниже представлена малая DSGE-модель Казахстана, описывающая поведение домашних хозяйств, предприятий реального сектора и денежного регулятора, а также их взаимодействие в ситуации равновесия. Модель предназначена для описания экономики в краткосрочном периоде. Соответственно, номинальные показатели характеризуются значительной инерционностью, а основной капитал принимается как заданный. Последнее означает, что инвестиции явно не выделяются. Также предполагаются заданными фискальные параметры и внешнеэкономический фон – их влияние задается экзогенными случайными возмущениями.

Параметры модели оцениваются с помощью байесовского оценивания, откалиброванные значения параметров используются в качестве априорных. В заключе-

ние проводятся сценарные расчеты, в том числе оцениваются эффекты от изменения процентной ставки в условиях инфляционного таргетирования.

Предположим, что домашние хозяйства имеют функцию полезности CRRA (с постоянной склонностью к риску) и максимизируют ожидаемую суммарную дисконтированную полезность: $U = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \Phi \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \Psi \frac{m_t^{1-\psi}}{1-\psi} \right) \right] \rightarrow \max$ при бюджетном ограничении для $t \geq 1$:

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

где $E[\cdot]$ – оператор рациональных ожиданий¹; $\beta \in (0; 1)$ – 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 – номинальный запас наличных денег, а $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ – реальные денежные остатки; D_t – сбережения (депозиты) домашних хозяйств в активах, приносящих процентный доход по ставке R_t на момент времени t .

В функции полезности предполагается, что она положительно зависит от реального потребления и запаса денег² и отрицательно – от затрат труда.

В бюджетном ограничении предполагается, что домашние хозяйства могут свободно сберегать и кредитовать, т. е. нет ограничений на заимствования. Таким образом, переменная D_t отражает не все де-

¹ Под рациональным понимается такое поведение экономических агентов, что вся доступная информация и имеющийся опыт используются настолько эффективно, что ожидаемое значение будущих переменных отклоняется от фактического лишь случайно. Иными словами, $E[z_{t+1}] = z_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$, где ε – белый шум [2].

² Следует сказать несколько слов о включении денег в функцию полезности. Если сбережения приносят процентный доход и благодаря этому увеличивают будущее потребление, то наличные деньги доход не приносят, а лишь обесцениваются инфляцией. Соответственно, невключение их в функцию полезности приводит к тому, что оптимальный запас наличности должен быть равен 0, что противоречит реальной жизни. Чтобы этого избежать, зачастую деньги включают в функцию полезности. Против этого высказывается возражение, что деньги сами по себе не составляют благосостояние, но лишь косвенно способствуют этому, экономя время на совершение сделок и, следовательно, уменьшая трансакционные издержки.

позиты домашних хозяйств, а только чистые активы. Также явно не выделяются налоговые платежи и трансферты от государства.

Бюджетное ограничение домашних хозяйств может быть выражено через реальные (дефлированные) показатели:

$$(1 + \pi_t)(C_t + m_t + d_t) = (1 + \pi_t)w_t L_t + m_{t-1} + (1 + R_{t-1})d_{t-1},$$

где $d_t = \frac{D_t}{P_t}$ – реальные активы, приносящие процентный доход; $w_t = \frac{W_t}{P_t}$ – реальная заработная плата; $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ – уровень инфляции.

Лагранжиан рассматриваемой задачи на условный экстремум имеет вид

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \Phi \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \Psi \frac{m_t^{1-\psi}}{1-\psi} \right] - \left(-\lambda_t \left((1 + \pi_t)(C_t + m_t + d_t) - (1 + \pi_t)w_t L_t - m_{t-1} - (1 + R_{t-1})d_{t-1} \right) \right).$$

Условия первого порядка для потребления, реальных денежных остатков, предложения труда и депозитов равны (для упрощения записи мы опускаем оператор рациональных ожиданий для переменных в периоде $t + 1$):

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_t} = \beta^t C_t^{-\sigma} - \lambda_t (1 + \pi_t) = 0 \Rightarrow \frac{\beta^t C_t^{-\sigma}}{(1 + \pi_t)} = \lambda_t;$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial m_t} = \beta^t \Psi m_t^{-\psi} - \lambda_t (1 + \pi_t) + \lambda_{t+1} = 0 \Rightarrow \beta^t \Psi m_t^{-\psi} = \lambda_t (1 + \pi_t) - \lambda_{t+1};$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_t} = -\beta^t \Phi L_t^\varphi + \lambda_t (1 + \pi_t) w_t = 0 \Rightarrow \beta^t \Phi L_t^\varphi = \lambda_t (1 + \pi_t) w_t;$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial d_t} = -\lambda_t (1 + \pi_t) + \lambda_{t+1} (1 + R_t) = 0 \Rightarrow \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = \frac{(1 + \pi_t)}{(1 + R_t)}.$$

Итоговые уравнения динамики переменных можно представить следующим образом.

Уравнение Эйлера для потребления:

$$\beta \left(\frac{E[C_{t+1}]}{C_t} \right)^{-\sigma} = \frac{(1 + E[\pi_{t+1}])}{(1 + R_t)}.$$

Функция спроса на деньги положительно зависит от расходов и отрицательно от ставки процента:

$$\Psi m_t^{-\psi} = C_t^{-\sigma} \left(\frac{R_t}{1 + R_t} \right).$$

Функция предложения труда положительно зависит от реальной заработной платы:

$$\Phi L_t^\varphi = C_t^{-\sigma} w_t.$$

Для анализа динамических свойств модели в терминах отклонений будем использовать логарифм отношения переменных к их равновесным значениям $\tilde{x}_t = \ln \frac{x_t}{x^*} = \ln x_t - \ln x^*$.

Линеаризация уравнения Эйлера относительно равновесного состояния

$$C^*: \beta \left(E \left[\frac{C_{t+1}}{C^*} \right] \frac{C^*}{C_t} \right)^{-\sigma} = \frac{(1 + E[\pi_{t+1}])}{(1 + R_t)}.$$

При этом в рамках гипотезы рациональных ожиданий предполагается, что экономические агенты имеют одинаковые и корректные представления о равновесном состоянии экономики, то есть $E[C^*] = C^*$. Кроме того, в краткосрочном периоде это равновесное состояние стационарно.

Обозначив $\tilde{C}_t = \ln \frac{C_t}{C^*}$ и прологарифмировав левую и правую части, получаем $\ln \beta - \sigma(E[\tilde{C}_{t+1}] - \tilde{C}_t) = E[\pi_{t+1}] - R_t$.

Для вывода правой части IS-уравнения при условии низкой инфляции и ставки процента используется приближение $\ln(1 + x) \approx x$.

Процентные переменные (инфляцию π_t и ставку процента R_t) мы оставили без преобразований. Иногда их переписывают как отклонения от их равновесных значений ($\tilde{\pi}_t = \pi_t - \pi^*$ и $\tilde{R}_t = R_t - R^*$). Тогда первое уравнение системы (IS-уравнение) становится однородным $\tilde{C}_t = E[\tilde{C}_{t+1}] + \frac{1}{\sigma}(E[\tilde{\pi}_{t+1}] - \tilde{R}_t)$. Это легко показать, приняв во внимание, что в равновесии уравнение Эйлера имеет вид $\beta = \frac{1 + \pi^*}{1 + R^*}$, то есть $\ln \beta \approx \pi^* - R^*$.

Из этого также следует, что равновесная реальная ставка процента есть $R^* = \pi^* - \ln \beta$. Если денежный регулятор поддерживает равновесную инфляцию на уровне таргета $\pi^* = \pi^T$, то равновесная ставка процента должна быть равна $R^* = \pi^T - \ln \beta$ (поскольку $\beta \in (0; 1)$, $\ln \beta < 0$ и $R^* > \pi^T$).

Для линеаризации функции спроса на деньги и функции предложения труда использовались следующие формулы аппроксимации для малых отклонений \tilde{x}_t, \tilde{y}_t :

$e^{\tilde{x}_t} \approx 1 + \tilde{x}_t$, $E[ae^{\tilde{x}_t}] \approx a + aE[\tilde{x}_t]$, $\tilde{x}_t \tilde{y}_t \approx 0$, $x_t \approx x^*(1 + \tilde{x}_t)$.

Функцию предложения труда можно аппроксимировать через равновесные состояния и отклонения следующим образом:

$$\Phi(L^*(1 + \tilde{L}_t))^\varphi = (C^*(1 + \tilde{C}_t))^{-\sigma} w^*(1 + \tilde{w}_t).$$

Принимая во внимание, что в равновесии функция предложения труда имеет вид $\Phi L^{*\varphi} = C^{*\sigma} w^*$, получаем

$$(1 + \tilde{L}_t)^\varphi = (1 + \tilde{C}_t)^{-\sigma} (1 + \tilde{w}_t).$$

Наконец, после логарифмирования получаем запись функции предложения труда через переменные отклонения:

$$\varphi \tilde{L}_t = -\sigma \tilde{C}_t + \tilde{w}_t.$$

Воспользовавшись приближением $x_t^a \approx x^*(1 + a\tilde{x}_t)$ и спросом на деньги в равновесии $\Psi m^{*\psi} C^{*\sigma} = \frac{R^*}{1+R^*}$, можно представить лог-линейное приближение для функции спроса на деньги:

$$-\psi \tilde{m}_t + \sigma \tilde{C}_t = \left(\frac{R_t}{1+R_t} \right) / \left(\frac{R^*}{1+R^*} \right).$$

Поскольку при низких ставках процента $R_t R^* \approx 0$, то $\left(\frac{R_t}{1+R_t} \right) / \left(\frac{R^*}{1+R^*} \right) \approx \frac{R_t}{R^*}$. Тогда итоговую лог-линейную запись для функции спроса на деньги можно представить в виде

$$\tilde{m}_t = \frac{\sigma}{\psi} \tilde{C}_t - \eta R_t,$$

где $\eta = \frac{1}{\psi R^*}$. Константу в уравнении спроса на деньги можно принять равной $1/\psi$ с тем, чтобы уравнение выполнялось в условиях равновесия.

Таким образом, линеаризация условий первого порядка относительно равновесного состояния дает следующую систему уравнений:

$$\tilde{C}_t = E[\tilde{C}_{t+1}] + \frac{1}{\sigma} (E[\pi_{t+1}] - R_t - \ln \beta);$$

$$\tilde{m}_t = \frac{\sigma}{\psi} \tilde{C}_t - \eta R_t;$$

$$\tilde{L}_t = \frac{1}{\varphi} (\tilde{w}_t - \sigma \tilde{C}_t).$$

Можно отметить, что динамика переменных-отклонений не зависит от параметров функции полезности Ψ и Φ . Кроме того, потребление оказывается независимым от денежного спроса и предложения

труда, а они оба зависят от потребления, но не друг от друга.

Для моделирования реального сектора сформулируем модель ценообразования на рынках несовершенной конкуренции и зададим производственную функцию.

Наибольшее распространение, в том числе по причине простоты, получили модели негибких цен [8]. Мы будем следовать популярной модели ценообразования *G. Calvo* [9] и *J. Rotemberg* [10]. В работе [6] описан вывод уравнения новой кейнсианской кривой Филлипса (НКРС) $\pi_t = \kappa \cdot \tilde{m}cr_t + \beta E[\pi_{t+1}]$, где κ – параметр Кальво, отражающий инерционность цен, а $\tilde{m}cr_t$ – отклонение от равновесного значения для реальных предельных издержек.

В этой простой модели не выделены явные внешнеэкономические связи. Однако, согласно *J. Gali* [11], спецификация НКРС для открытой экономики не отличается от полученной авторами. Отличаются только сами откалиброванные коэффициенты, что неприципиально для статистического оценивания, которое будет проведено ниже.

Рассмотрим выражение для предельных издержек:

$$MC = \frac{\partial(WL)}{\partial Y} = \frac{\partial WL}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial Y} = \frac{\frac{\partial WL}{\partial L}}{\frac{\partial Y}{\partial L}} = \frac{W + \frac{\partial W}{\partial L} L}{\frac{\partial Y}{\partial L}}.$$

В условиях несовершенной конкуренции на рынке труда ставка заработной платы не фиксирована для фирм. Тогда обозначим эластичность заработной платы по труду через ε_L^W и, задав производственную функцию в виде функции Кобба – Дугласа $Y = AL^\alpha$, получим предельные издержки:

$$MC = \frac{W(1 + \varepsilon_L^W)}{\alpha Y/L},$$

а реальные предельные издержки –

$$MCR = \frac{W(1 + \varepsilon_L^W)}{P \alpha Y/L}.$$

В логарифмах выражение для реальных предельных издержек принимает вид

$$mcr = w - y + l + \ln \left(\frac{1 + \varepsilon_L^W}{\alpha} \right),$$

где w – логарифм реальной заработной платы.

А с учетом производственной функции

$$mcr = w + \frac{1-\alpha}{\alpha}y - \frac{a_t}{\alpha} + \ln\left(\frac{1+\varepsilon_L^W}{\alpha}\right),$$

где $a_t = \ln A_t$.

Лог-линейное приближение для реальных предельных издержек, записанное через отклонение от равновесных значений:

$$\tilde{mcr}_t = \tilde{w}_t - \tilde{Y}_t + \tilde{L}_t$$

или с учетом производственной функции и уравнения для реальных заработных плат:

$$\tilde{mcr}_t = \left(\frac{1-\alpha-\varphi}{\alpha} + \sigma\right)\tilde{Y}_t - \frac{1-\varphi}{\alpha}\tilde{A}_t.$$

Как видим, без учета изменений в совокупной факторной производительности реальные предельные издержки пропорциональны разрыву выпуска, что и используется зачастую для записи НКРС.

В литературе часто используется гибридная НКРС¹, предложенная *J. Gali* и *M. Gertler* [12] на основе эконометрических исследований:

$$\pi_t = \kappa \cdot \tilde{mcr}_t + \beta E[\pi_{t+1}] + \rho_\pi \pi_{t-1}.$$

Для того чтобы равновесная инфляция совпадала с целевым уровнем, необходимо выполнить условие $1 = \beta + \rho_\pi$.

Относительно гибридной модификации можно заметить, что наши предыдущие эконометрические исследования [13], а также исследования Национального банка Казахстана [14] указывают на инерционность инфляционных процессов.

Поскольку, как было показано выше, подходов к спецификации НКРС, так же, как и подходов к оцениванию ее параметров, существует большое множество, то в литературе можно встретить большой разброс статистических оценок. Например, для экономики США в исследовании [15] приводится обзор таких оценок (рис. 1).

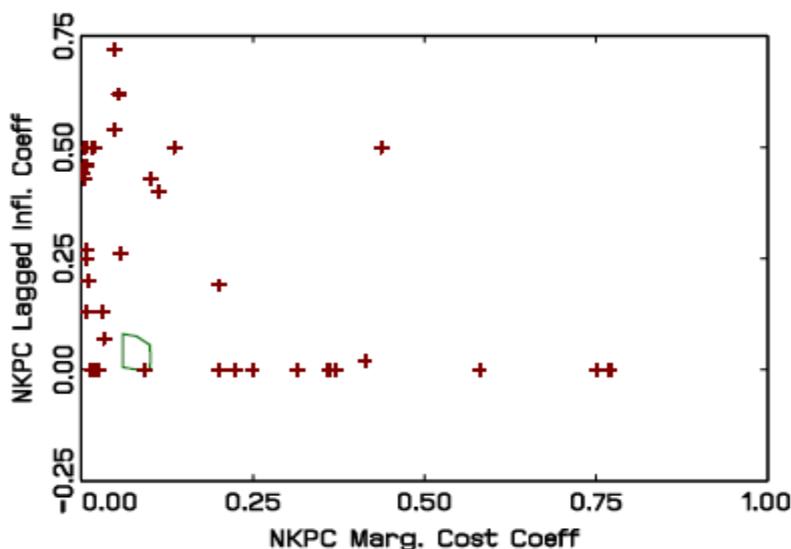


Рис. 1. Разброс оценок параметров НКРС в различных исследованиях по экономике США [15]

Национальные банки при разработке денежно-кредитной политики придерживаются правила Тейлора [16]:

$$R_t - \pi_t = \gamma + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y \tilde{Y}_t.$$

¹ Кроме того, можно указать еще одну спецификацию. В исследовании *J. Gali* и *M. Gertler* [12] высказали возражения против перехода от реальных предельных издержек к разрыву выпуска. Однако, поскольку предельные издержки являются ненаблюдаемой переменной, *J. Gali* и *M. Gertler* предложили использовать долю труда в ВВП $MCR = \frac{w \frac{dL}{dY}}{P} = \frac{w}{P} \frac{1}{\frac{dY}{dL}} = \frac{w}{P} \frac{1}{\frac{dY}{dL}} = \frac{wL}{aPY} = \frac{s}{a}$.

Правило Тейлора указывает, что реальная, т. е. за вычетом инфляции, базовая ставка должна расти при превышении инфляцией своего целевого значения и при положительном разрыве выпуска. При этом центральные банки руководствуются принципом Тейлора: для стабилизации экономики реакция ставки процента на отклонение инфляции от таргета должна быть больше 1 ($q_\pi > 1$).

Константа γ выбирается таким образом, чтобы в равновесном состоянии

($\pi_t = \pi^T$ и $\tilde{Y}_t = 0$) соблюдалось уравнение IS. Тогда $\gamma = -\rho$.

Поскольку ставка процента не может изменяться слишком часто и резко в ответ на изменения экономической конъюнктуры, центральные банки используют сглаживание:

$$R_t - \pi_t = \gamma + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y\tilde{Y}_t + \rho_R R_{t-1}.$$

В этом случае $\gamma = \rho_R(\pi - \rho) - \rho$.

Итоговая система состоит из следующих уравнений.

Уравнение для разрыва выпуска:

$$\tilde{Y}_t = E[\tilde{Y}_{t+1}] + \frac{1}{\sigma}(E[\pi_{t+1}] - R_t - \rho).$$

Функция спроса на деньги:

$$\tilde{m}_t = \frac{\sigma}{\psi}\tilde{Y}_t - \eta R_t.$$

Предложение труда:

$$\tilde{L}_t = \frac{1}{\varphi}(\tilde{w}_t - \sigma\tilde{Y}_t).$$

Новокейнсианская кривая Филлипса:

$$\pi_t = \kappa \cdot \tilde{m}\tilde{c}r_t + \beta E[\pi_{t+1}] + \rho_\pi \pi_{t-1}.$$

Реальные предельные издержки:

$$\tilde{m}\tilde{c}r_t = \tilde{w}_t - \tilde{Y}_t + \tilde{L}_t.$$

Производственная функция:

$$\tilde{Y}_t = \tilde{A}_t + \alpha\tilde{L}_t.$$

Уравнение Тейлора для процентной ставки:

$$R_t - \pi_t = \gamma + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y\tilde{Y}_t + \rho_R R_{t-1}.$$

Для практического использования построенной модели ее параметры должны быть откалиброваны и/или оценены. Поскольку для байесовского оценивания должны быть заданы параметры априорных распределений, мы используем оба подхода: откалиброванные значения параметров используются для задания параметров априорных распределений.

Калибрация параметров модели

При калибровке параметров модели мы будем следовать работе [17].

В исследовании [14, с. 25] норма дисконтирования β была оценена эконометрически на уровне 0,438 для продовольственных товаров и 0,375 – для непродовольственных, и эти значения кажутся слишком низкими. Заниженные оценки

могут являться эффектом, отмеченным в работе [18]: при оценивании «гибридного» НКРС лаговые переменные инфляции «вытесняют» будущие (*leads*), т. е. коэффициенты при ожиданиях оказываются заниженными или статистически незначимыми.

Более адекватные оценки были получены в диссертации Ж.Ш. Ишуовой [2] – 0,97. Б. Мухаметдиев оценил параметр β на уровне 0,98 [3].

Параметр β калибруется из следующих соображений. В равновесии уравнение Эйлера приобретает вид $\beta \left(\frac{E[C^*]}{C^*}\right)^{-\sigma} = \frac{(1+\pi^T)}{(1+R^*)}$. То есть $\beta = \frac{1+\pi^T}{1+R^*}$.

Цель по инфляции в Казахстане установлена в коридоре 5–7% (1,2–1,7% в квартал) и фактическая инфляция близка к этому уровню (5,3% к концу 2018 г.). Базовая ставка составляет 9,25% (2,2% в квартал). Соответственно, параметр β мы откалибруем на уровне 0,99.

Тогда параметр ρ будет равен $\rho = \ln\beta \approx -0,01$. Далее мы будем оценивать этот параметр независимо от β , чтобы различить норму дисконтирования домашних хозяйств и предприятий реального сектора, как это было сделано ранее в [6].

Параметр σ , отражающий эластичность межвременного замещения потребления, ранее мы калибровали на уровне 1, однако апостериорная оценка оказывалась близка к 4 (разброс оценок составил от 0,86 до 5,93 при средней 1,22). Б. Мухаметдиев оценил параметр на уровне 0,95 [3] – 1 [4] (хотя функция полезности несколько отличалась от нашей). В целом в литературе параметр σ часто задается на уровне 1 (см., например, [11]).

Параметр φ , обратный эластичности предложения труда по реальной заработной плате, калибровался на уровне 2,5 [3] – 3 [4]. В работе [2, с. 95] оцененное значение 7,69 признается крайне завышенным и в итоге принимается на уровне 3 (оценки выше 3 в литературе по DSGE-моделям не встречается).

В исследовании [19] эластичность спроса на деньги (агрегат M3) по доходу

оценена на уровне 2,82, по проценту – 0,04¹. Соответственно, мы зададим $\psi = 1/3$, $\eta = 0,04$.

Параметр $\kappa = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}$ зависит от доли фирм с инерционными ценами ω . Для США этот параметр калибруется на уровне $2/3$ [11, с. 52], что означает, что в среднем цены остаются фиксированными на протяжении 3 кварталов ($\kappa = 0,17$). Для Казахстана можно ожидать, что цены более гибки, по крайней мере в сторону повышения. Например, $\omega = 0,7$ в [4] и $\kappa = 0,12$ [3].

Ориентация на эконометрические оценки других авторов затрудняется тем, что в основном в качестве фактора НКРС используются не реальные предельные издержки, а разрыв выпуска: 0,159 и 0,651 для продовольственных и непродовольственных товаров соответственно [14, с. 25]; 0,336 в [2, с. 94]; 0,2278 в [6].

Исходя из оценки $\omega = 0,7$ и наших оценок $\beta = 0,99$, мы установим параметр $\kappa = 0,132$.

Ранее мы оценивали коэффициент инерционности инфляции ρ_π на уровне 0,06 (разброс от 0,03 до 0,15, среднее 0,09)

[6] или 0,25–0,30 [13]. В исследовании [14, с. 25] параметр был оценен в 0,162 и 0,243 для продовольственных и непродовольственных товаров соответственно. Мы выберем параметр $\rho_\pi = 0,1$.

Ранее мы оценивали эластичность выпуска по труду α на уровне 0,185 [6].

В публикации сотрудников Национального банка Казахстана [5] содержится описание моделей, используемых для разработки процентной политики. На основе этой публикации мы определим $\rho_R = 0,75$, $q_R = 2,5$, $q_\pi = 0,5$. Цель по инфляции установлена Национальным банком Казахстана на уровне 7%, то есть $\pi^T = 0,07/4$.

Тогда константу в уравнении Тейлора зададим как $\gamma = \rho_R(\pi^T - \rho) - \rho = 0,027$.

Для калибровки коэффициентов автокорреляции шоков мы оценим модели вида $e_t = \rho e_{t-1} + \epsilon_t$, где e_t – случайные возмущения соответствующих переменных. Стандартная ошибка уравнения использовалась для калибровки среднеквадратического отклонения случайных возмущений (табл. 1).

Таблица 1

Параметры авторегрессионных моделей случайных шоков

Переменная	Автокорреляция случайных возмущений	Стандартные ошибки случайных возмущений
\tilde{Y}_t	0,737	0,020
\tilde{m}_t	0,821	0,049
\tilde{L}_t	0,445	0,007
π_t	0,130	0,016
R_t	0,857	0,003

Для расчета процентных отклонений (для переменных ВВП, численность наемных рабочих, дефлированная денежная масса M2, реальная заработная плата) вначале проводилось устранение сезонности с помощью процедуры *Census* в пакете EViews 7.0. Затем рассчитывалось сглаженное значение фильтром Ходрика – Прескотта в пакете EViews 7.0 (стандартный параметр для квартальных данных $\lambda = 1600$).

Наконец, рассчитывалось процентное отклонение

$$\tilde{z}_t = \ln \frac{z_sa_t}{z_t^*},$$

где \tilde{z}_t – процентное отклонение для переменной z_t ; z_sa_t – значение переменной z_t после устранения сезонности; z_t^* – значение переменной z_t , сглаженное фильтром Ходрика – Прескотта.

Далее, используя байесовский подход, оценим откалиброванные значения параметров DSGE-модели экономики Казахстана.

¹ В диссертации Ж.Ш. Ишуовой отмечается, что параметр $\eta \in (0; 1)$, однако в итоге задается равным 4 [2, с. 99].

Оценка параметров модели

Байесовское оценивание пришло на смену традиционному эконометрическому оцениванию и калибровки параметров. Подход получает все большее распространение при оценивании параметров VAR- и DSGE-моделей [20–23]. Его особенностью является то, что при оценивании параметров используются не только статистические данные, но и априорные суждения. Априорная информация о значении параметров может быть получена из положений экономической науки, экспертных суждений, результатов предыдущих исследований. Использование априорных знаний позволяет компенсировать нехватку статистических данных на коротких временных рядах.

Априорные знания задаются в виде функций распределения $f(\theta)$ неизвестных параметров θ . Далее на основе имеющихся наблюдений y по формуле Байеса рассчитывается функция апостериорного распределения:

$$f(\theta|y) = \frac{f(y|\theta)f(\theta)}{f(y)} \propto L(y|\theta)f(\theta),$$

где $f(y)$ – функция плотности распределения наблюдений; $f(\theta)$ – функция априорного распределения параметров; $f(y|\theta) = L(y|\theta)$ – функция правдоподобия.

Таким образом, еще одной особенностью байесовского оценивания является использование функций распределения. Для получения точечных оценок рассчитывают математическое ожидание, медиану или моду апостериорного распределения $f(\theta|y)$.

В качестве априорных распределений принято использовать следующие функции (рис. 2):

- 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.

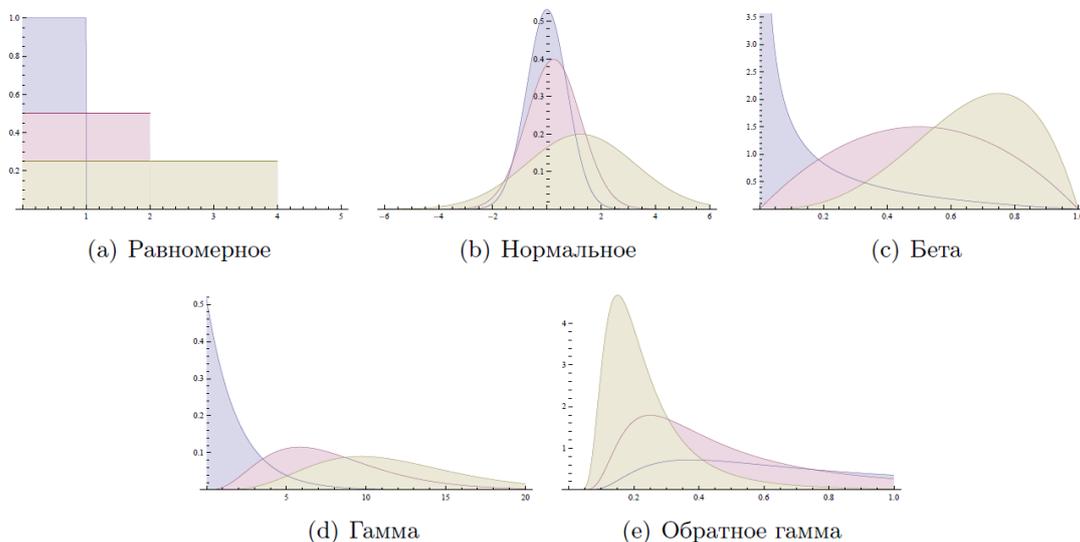


Рис. 2. Вид функций распределения в байесовском оценивании при различных значениях их параметров [24, с. 38]

Учитывая эти рекомендации, нам остается задать средние значения априорных распределений параметров на основе откалиброванных выше значений. Априорные значения дисперсии задаются обычно максимально возможными, чтобы не сужать диапазон оценивания.

Оценивание проводилось с помощью пакета Dynare на квартальных данных Комитета по статистике Казахстана с 2000 по 2017 гг. (данные по индексу реальной заработной платы – с 2004 г., табл. 2).

Параметры DSGE-модели экономики Казахстана и параметры их распределений

Параметр	Распределение	Априорное среднее	Априорное стандартное отклонение	Апостериорное среднее
β	Гамма	0,99	0,009	0,9867
ρ	Гамма	0,01	0,009	0,0027
σ	Гамма	1	0,9	0,1817
φ	Гамма	3	2,9	12,0935
ψ	Гамма	1/3	0,3	0,6242
η	Гамма	0,04	0,03	0,0369
κ	Гамма	0,132	0,13	1,4638
ρ_{π}	Бета	0,1	0,09	0,0246
q_{π}	Гамма	2,5	1	2,5009
q_y	Гамма	0,5	0,2	0,1343
ρ_R	Бета	0,75	0,1	0,7828
γ	Нормальное	0,027	1	-0,0283
α	Гамма	0,185	0,18	0,0801
ρ_Y	Бета	0,737	0,2	0,8874
ρ_m	Бета	0,821	0,1	0,8664
ρ_L	Бета	0,445	0,2	0,6223
ρ_p	Бета	0,130	0,1	0,363
ρ_r	Бета	0,857	0,1	0,1158
ρ_A	Бета	0,7	0,3	0,8089
σ_Y	Обр.гамма	0,020	Inf	0,0212
σ_m	Обр.гамма	0,049	Inf	0,0191
σ_L	Обр.гамма	0,007	Inf	0,0461
σ_p	Обр.гамма	0,016	Inf	0,0051
σ_r	Обр.гамма	0,003	Inf	0,0467

Ниже представлены графики априорных и апостериорных распределений для ключевых оцениваемых параметров (рис. 3).

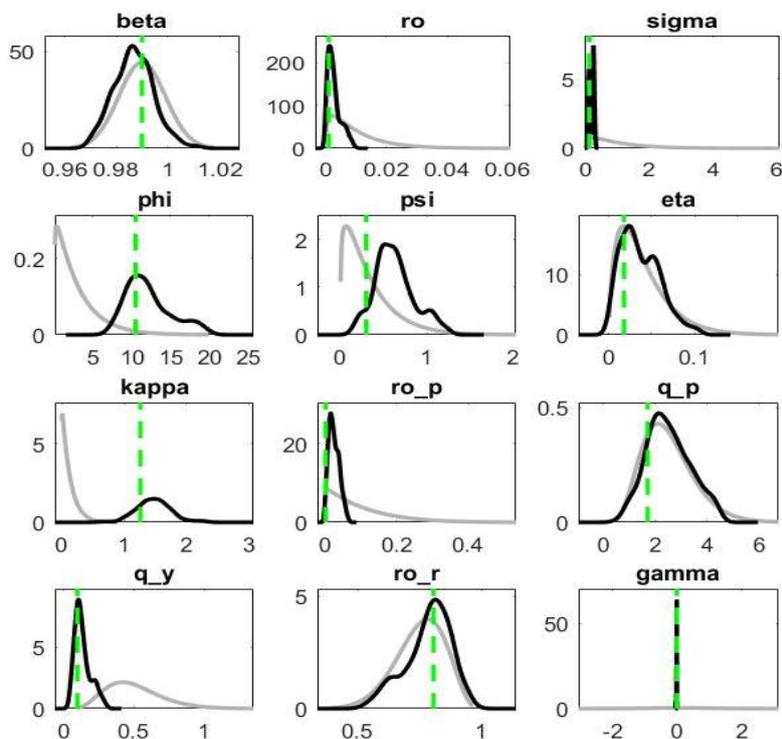


Рис. 3. Графики априорных (серый цвет) и апостериорных (черный) функций плотности распределения параметров DSGE-модели экономики Казахстана

При анализе полученных результатов обращают на себя внимание следующие моменты. Параметр σ , отражающий межвременное замещение потребления, оказался значительно меньше 1.

Наоборот, оценка параметра φ оказалась очень высокой, что говорит о низкой эластичности предложения труда к заработной плате. Аналогично, очень высокие оценки параметра κ (параметр отрицательно связан с долей фирм, не корректирующих цены) могут свидетельствовать о высокой инерционности инфляционных процессов. Оба результата говорят об институциональном несовершенстве рынков труда и товаров в Казахстане (результаты, ожидаемые для всего постсоветского пространства).

Оценки параметров правила Тейлора в целом подтверждают, что Национальный банк Казахстана в своей монетарной политике ориентируется на стабилизацию инфляции, практически не обращая внимания на стабилизацию выпуска.

Параметр ρ_p , учитывающий инерционность ценовых шоков, оказался гораздо выше значений, откалиброванных нами. И, наоборот, коэффициент ρ_r , отражаю-

щий инерционность шоков процентной ставки, оказывается близким к 0.

Далее проведем сценарные расчеты на основе оцененных параметров.

Численные эксперименты и анализ результатов

Оценим, как повлияют на эндогенные переменные, выраженные через отклонения от равновесных значений, шоки спроса, процентной ставки, цен и предложения труда. Все шоки по величине равны одному среднеквадратическому отклонению, оцененному выше для случайных возмущений. Расчеты проведены на 16 периодах, что соответствует 4 годам реального времени.

При росте совокупного спроса (рис. 4) ускоряется инфляция, и, следуя принципу Тейлора, Национальный банк повышает базовую ставку. Сдерживающая процентная политика снижает эффект от первоначального импульса совокупного спроса. Рост спроса на деньги вследствие роста дохода перевешивается снижением в результате роста процентной ставки. На рынке труда рост экономической активности вызывает повышение реальной заработной платы и предложения труда.

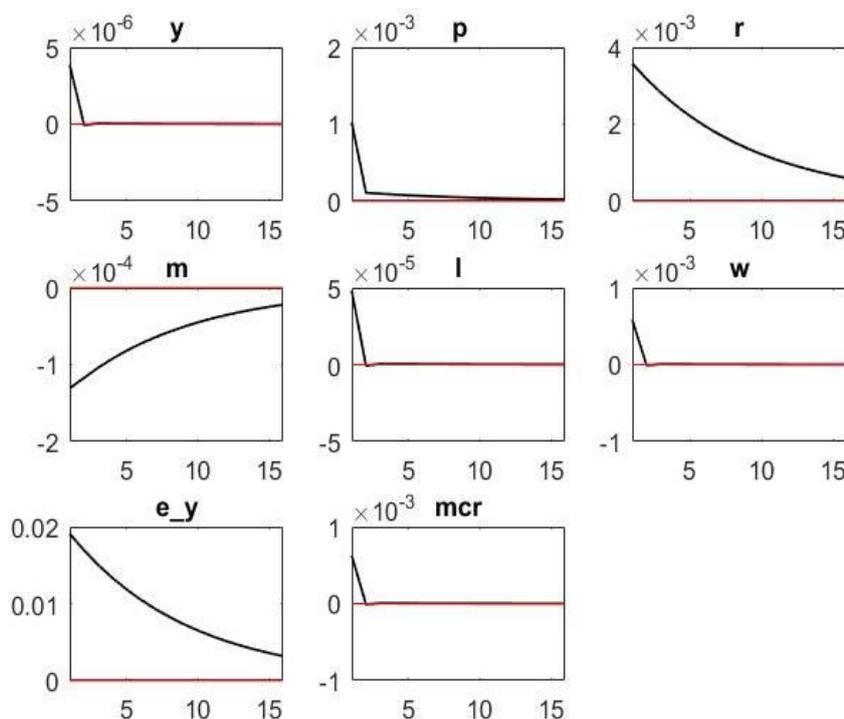


Рис. 4. Функции отклика при шоке спроса в DSGE-модели экономики Казахстана

Рост процентной ставки (рис. 5) приводит к отрицательному разрыву выпуска и снижению инфляции. Однако далее снижение инфляции ниже целевого уровня, установленного Национальным банком, приводит к необходимости сни-

жения ставки процента, что увеличивает спрос на деньги. Снижение экономической активности населения отражается на рынке труда в снижении заработной платы и уровня занятости.

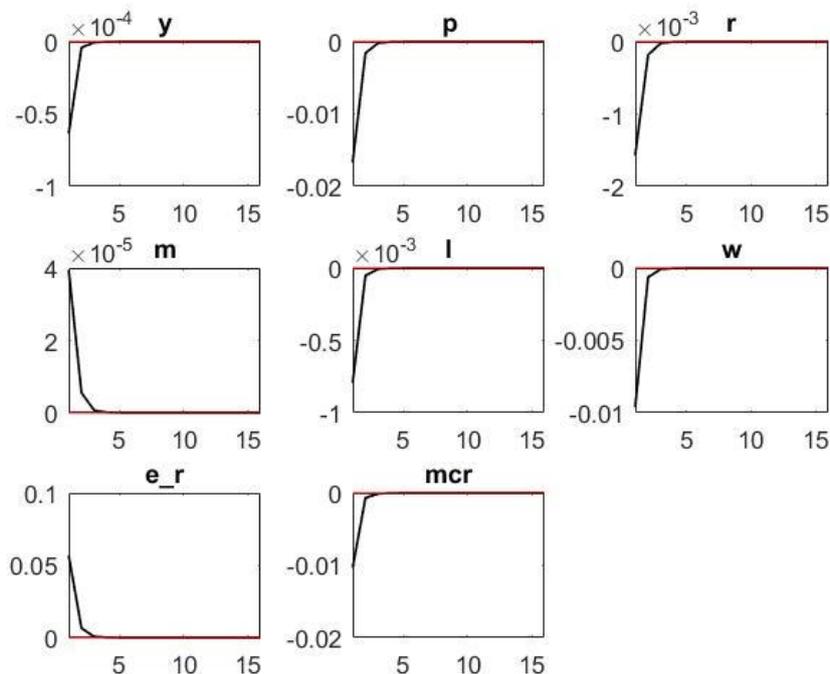


Рис. 5. Функции отклика при шоке процентной ставки в DSGE-модели экономики Казахстана

Экзогенный рост цен (рис. 6) заставляет денежный регулятор повысить базовую ставку, чтобы сдержать инфляцию. Рост цен и ставки процента вызыва-

ют снижение выпуска ниже равновесного уровня, снижение спроса на деньги, уровня занятости населения и уровня заработной платы.

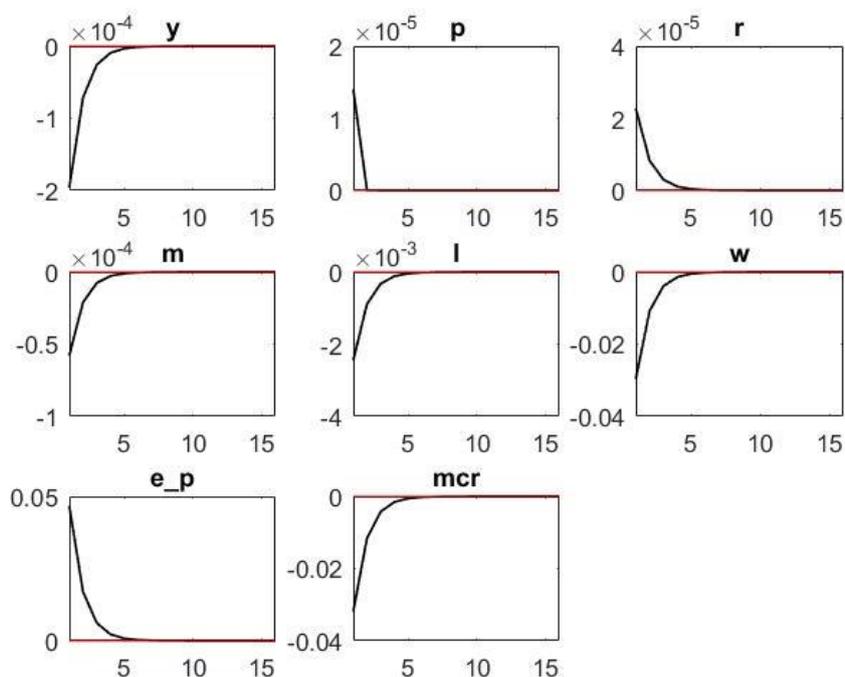


Рис. 6. Функции отклика при ценовом шоке в DSGE-модели экономики Казахстана

При росте предложения труда (рис. 7), что может быть вызвано выходом на рынок новых кадров, или притоком мигрантов, или изменением пенсионного возраста, снижается реальная заработная плата. Через реальные предельные издержки инфляция опускается ниже целевого уров-

ня, что вынуждает Национальный банк Казахстана снизить процентную ставку. Последнее увеличивает совокупный спрос (рост уровня занятости напрямую увеличивает экономическую активность населения) и спрос на деньги.

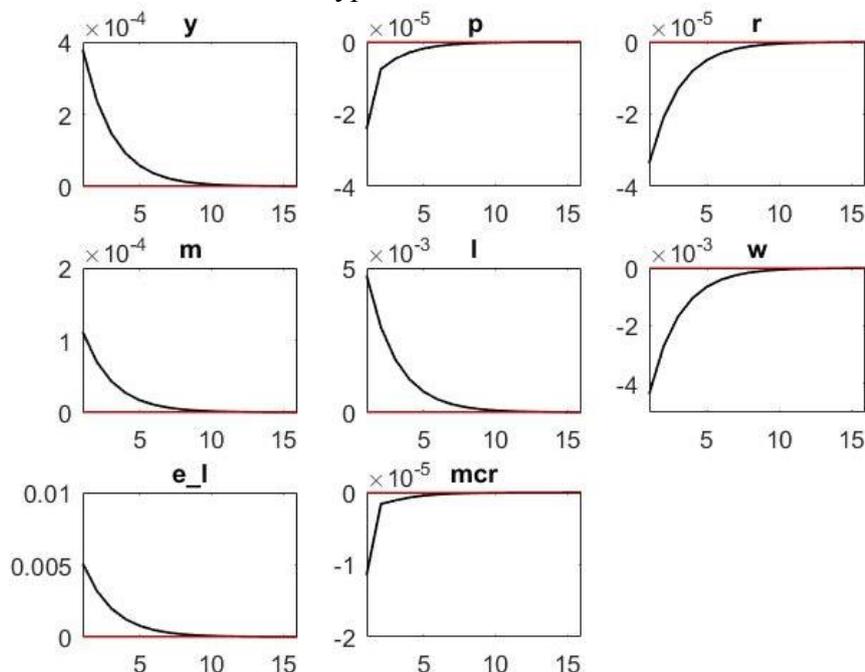


Рис. 7. Функции отклика при шоке предложения труда в DSGE-модели экономики Казахстана

Таким образом, разработанная DSGE-модель экономики Казахстана позволяет анализировать эффекты от изменений монетарной политики и оптимизации ее параметров.

Заключение

Описана малая DSGE-модель экономики Казахстана. Модель описывает поведение домашних хозяйств и предприятий реального сектора в условиях несовершенной конкуренции и негибких цен. Для сектора домашних хозяйств выведены уравнения потребления, спроса на деньги и предложения труда. Реальный сектор описывается с помощью производственной функции, уравнения реальных предельных издержек и кривой Филлипса. Замыкает систему уравнение Тейлора, описывающее процентную политику денежного регулятора в условиях инфляционного таргетирования.

Для оценивания параметров модели используется байесовский подход. Полученные оценки позволили сделать вывод о слабой чувствительности предложения труда к уровню заработной платы и об очень высокой инерционности инфляционных процессов. Последнее значительно усложняет антиинфляционную политику Национального банка Казахстана.

В дальнейшем модель может быть развита за счет учета таких средне- и долгосрочных факторов, как инвестиции в основной капитал и динамика основных фондов, фискальная политика государства. Добавление в модель параметров внешней торговли и мировой экономики позволит использовать построенную модель в качестве составного блока для модели Таможенного союза.

Список литературы

1. *Lim G.C., McNelis P.D.* Computational macroeconomics for the open economy. MIT Press, Cambridge, 2008. Pp. xiv, 231.
2. *Ишурова Ж.Ш.* Моделирование динамического стохастического общего равновесия и оценка влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан: дисс. ... д-ра философии (PhD): 6D050600. Алматы, 2013. 162 с.
3. *Mukhamediyev B.* A small Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Economy of Kazakhstan // *EcoMod*. 2013. № 5330. URL: http://ecomod.net/system/files/Mukhamediyev_Prague%20Conf..docx (дата обращения: 10.01.2019).
4. *Mukhamediyev B.* Estimated DSGE Model for oil producing Economy of Kazakhstan // *The Macroeconomic Review*. 2014. Vol. 3, № 3. P. 1–13.
5. *Чернявский Д.О., Муқанов Н.С.* Внедрение правила денежно-кредитной политики в квартальную прогностическую модель Казахстана // *Деньги и кредит*. 2017. № 5. С. 40–46.
6. *Шульц Д.Н., Ошакбаев Р.С.* Динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана // *Вестник Евразийской науки*. 2018. Т. 10, № 4. URL: <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf> (дата обращения: 13.02.2019).
7. *Rational expectations and econometric practice* / ed. by Lucas R., Sargent T. The University of Minnesota Press, 1984. 689 p.
8. *Taylor J.* Staggered wage setting in a macro model // *The American Economic Review*. 1979. Vol. 69, № 2. P. 108–113.
9. *Calvo G.* Staggered contracts in a utility-maximizing framework // *Journal of Monetary Economics*. 1983. № 12. P. 383–398.
10. *Rotemberg J.* Sticky prices in the United States // *The Journal of Political Economy*. 1982. Vol. 90, № 6. P. 1187–1211.
11. *Gali J.* Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework. Princeton University Press, 2008. 203 p.
12. *Gali J., Gertler M.* Inflation dynamics: A structural econometric analysis // *Journal of Monetary Economics*. 1999. Vol. 44, Iss. 2. P. 195–222.
13. *Ошакбаев Р.С., Кысыков А.Б., Шульц Д.Н.* Эконометрическое моделирование инфляционных процессов в Казахстане // *Управление экономическими системами: электронный научный журнал*. 2017. № 7. URL: <http://uecs.ru/makroekonomika/item/4476-2017-07-03-10-12-30> (дата обращения: 06.05.2018).
14. *Тулеуов О.* Моделирование инфляционных процессов в Казахстане на основе новой кейнсианской кривой Филлипса // *Экономические исследования и аналитические записки Национального Банка Республики Казахстан*. 2016. № 2016-2. 25 с.
15. *Schorfheide F.* Estimation and evaluation of DSGE Models: Progress and challenges. In book: *D. Acemoglu, M. Arellano, E. Dekel (Eds.). Advances in economics and econometrics: Tenth World Congress*. Cambridge: Cambridge University Press, 2013. p. 184–230.
16. *Taylor J.B.* Discretion versus policy rules in practice // *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy*. 1993. № 39. P. 195–214. URL: <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF> (дата обращения: 01.04.2018).
17. *Зарецкий А.* Поиск оптимального варианта монетарной политики в Беларуси: результаты простой DSGE-модели. URL: <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2012r06.pdf> (дата обращения: 03.02.2016).
18. *Fuhrer J.C.* The (Un)Importance of forward-looking behavior in price specifications // *Journal of money, credit, and banking*. 1997. Vol. 28, № 3. P. 338–350.
19. *Кучеренко Е.Б.* Моделирование спроса на деньги в Республики Казахстан // *Экономическое обозрение*. 2009. № 2–3. С. 15–19. URL: http://www.nationalbank.kz/cont/publish849202_6270.pdf (дата обращения: 16.12.2018).
20. *DeJong D., Dave C.* Structural Macroeconometrics. 2nd ed. Princeton: Princeton University Press, 2011. 418 p.
21. *Айвазян С.А.* Байесовский подход в эконометрическом анализе // *Прикладная эконометрика*. 2008. № 1 (9). С. 93–130.
22. *Зельнер А.* Байесовские методы в эконометрии. Пер. с англ. и предисл. Г.Г. Пирогова, Ю.П. Федоровского. М.: Статистика, 1980. 438 с.

23. Микушева А. Оценивание динамических стохастических моделей общего равновесия // Квантиль. 2014. № 12. С. 1–22.
24. Джонс К., Куллиш М. DSGE-моделирование в пакете Dynare: практическое введение // Квантиль. 2014. № 12. С. 23–44.

Статья поступила в редакцию 24.03.2019, принята к печати 29.05.2019

Сведения об авторах

Шульц Дмитрий Николаевич – кандидат экономических наук, директор по макроэкономическим исследованиям, Центр экономики инфраструктуры (Россия, 129110, г. Москва, ул. Гиляровского, 57; e-mail: shults@inbox.ru).

Кысыков Аскар Бауржанович – магистр экономики, аналитик, Центр прикладных исследований «ТАЛАП» (Казахстан, 010000, г. Астана, ул. Ташенова, 8, оф. 77; e-mail: kyssykov@gmail.com).

References

1. Lim G.C., McNelis P.D. *Computational macroeconomics for the open economy*. MIT Press, Cambridge, 2008. xiv, 231 pp.
2. Ishuova Zh.Sh. *Modelirovanie dinamicheskogo stokhasticheskogo obshchego ravnovesiya i otsenka vliyaniya denezhno-kreditnoi politiki na ekonomicheskii rost v Respublike Kazakhstan*. Diss. doktora filosofii (PhD): 6D050600 [Modeling of dynamic stochastic general equilibrium and assessment of the impact monetary and credit policy on economic growth in the Kazakhstan republic. Dr. of phil. dis. (PhD): 6D050600]. Almaty, 2013. 162 p. (In Russian).
3. Mukhamediyev B. A small dynamic stochastic general equilibrium model of the economy of Kazakhstan. *EcoMod*, 2013, no. 5330. Available at: http://ecomod.net/system/files/Mukhamediyev_Prague%20Conf..docx (accessed 10.01.2019).
4. Mukhamediyev B. Estimated DSGE model for oil producing economy of Kazakhstan. *The Macroeconomic Review*, 2014, vol. 3, no. 3, pp. 1–13.
5. Chernyavskii D.O., Mukanov N.S. Vnedrenie pravila denezhno-kreditnoi politiki v kvartal'nyu prognosticheskuyu model' Kazakhstana [Introducing the monetary policy rule into a quarterly predictive model in Kazakhstan]. *Den'gi i kredit* [Russian Journal of Money and Finance], 2017, no. 5, pp. 40–46. (In Russian).
6. Shul'ts D.N., Oshakbaev R.S. Dinamicheskaya stokhasticheskaya model' obshchego ravnovesiya Kazakhstana [Dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan]. *Vestnik Evraziiskoi nauki* [The Eurasian Scientific Journal], 2018, vol. 10, no. 4. (In Russian) Available at: <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf> (accessed 13.02.2019).
7. *Rational expectations and econometric practice*. Ed. by Lucas R., Sargent T. The University of Minnesota Press, 1984. 689 p.
8. Taylor J. Staggered wage setting in a macro model. *The American Economic Review*, 1979, vol. 69, no. 2, pp. 108–113.
9. Calvo G. Staggered contracts in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 1983, no. 12, pp. 383–398.
10. Rotemberg J. Sticky prices in the United States. *The Journal of Political Economy*, 1982, vol. 90, no. 6, pp. 1187–1211.
11. Gali J. *Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the New Keynesian framework*. Princeton University Press, 2008. 203 p.
12. Gali J., Gertler M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 1999, vol. 44, iss. 2, pp. 195–222.
13. Oshakbaev R.S., Kysykov A.B., Shul'ts D.N. Ekonometricheskoe modelirovanie inflyatsionnykh protsessov v Kazakhstane [Econometric modeling of inflation processes in Kazakhstan]. *Upravlenie ekonomicheskimi sistemami: elektronnyi nauchnyi zhurnal* [Economic System Management: Electronic Scientific Journal], 2017, no. 7. (In Russian) Available at: <http://uecs.ru/makroekonomika/item/4476-2017-07-03-10-12-30> (accessed 06.05.2018).
14. Tuleuov O. Modelirovanie inflyatsionnykh protsessov v Kazakhstane na osnove novoi keinsianskoi krivoi Fillipsa [Modeling of inflation processes in Kazakhstan on the new keynesian Phillips curve].

Ekonomicheskie issledovaniya i analiticheskie zapiski Natsional'nogo Banka Respubliki Kazakhstan [Economic studies and analytical papers of the National Bank of the Republic of Kazakhstan], 2016, no. 2016-2. 25 p.

15. Schorfheide F. *Estimation and evaluation of DSGE models: progress and challenges*. In Book: Acemoglu D., Arellano M., Dekel E. (Eds.). *Advances in economics and econometrics: Tenth World Congress* (Econometric Society Monographs). Cambridge, Cambridge University Press, 2013, pp. 184–230.

16. Taylor J.B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy*, 1993, no. 39, pp. 195–214. Available at: <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF> (accessed 01.04.2018).

17. Zaretskii A. *Poisk optimal'nogo varianta monetarnoi politiki v Belarusi: rezul'taty prostoi DSGE-modeli* [Search for optimal option of monetary policy in Belorussia: Results of simple DSGE-model]. (In Russian) Available at: <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2012r06.pdf> (accessed 03.02.2016).

18. Fuhrer J.C. The (Un)Importance of forward-looking behavior in price specifications. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1997, vol. 28, no. 3, pp. 338–350.

19. Kucherenko E.B. Modelirovanie sprosa na den'gi v Respubliki Kazakhstan [Modeling the demand for money in the Republic of Kazakhstan]. *Ekonomicheskoe obozrenie* [Economic Review], 2009, no. 2-3, pp. 15–19. (In Russian) Available at: http://www.nationalbank.kz/cont/publish849202_6270.pdf (accessed 16.12.2018).

20. DeJong D., Dave C. *Structural macroeconometrics*. 2nd ed. Princeton, Princeton University Press, 2011. 418 p.

21. Aivazyan S.A. Baiesovskii podkhod v ekonometricheskom analize [Bayesian methods in econometrics]. *Prikladnaya ekonometrika* [Applied Econometrics], 2008, no. 1 (9), pp. 93–130. (In Russian).

22. Zel'ner A. *Baiesovskie metody v ekonometrii*. Per. s angl. i predisl. G.G. Pirogova, Yu.P. Fedorovskogo [Bayesian methods in econometrics. Transl. and preface by Pirogov G.G., Federovskii Yu.P.]. Moscow, Statistika Publ., 1980. 438 p. (In Russian).

23. Mikusheva A. Otsenivanie dinamicheskikh stokhasticheskikh modelei obshchego ravnovesiya [Estimation of dynamic stochastic general equilibrium models]. *Kvantil'* [Quantile], 2014, no. 12, pp. 1–22. (In Russian).

24. Dzhons K., Kulish M. DSGE-modelirovanie v pakete Dynare: prakticheskoe vvedenie [A practical introduction to DSGE modelling with Dynare]. *Kvantil'* [Quantile], 2014, no. 12, pp. 23–44. (In Russian).

Received March 24, 2019; accepted May 29, 2019

Information about the Authors

Shults Dmitriy Nikolaevich – Candidate of Economic Sciences, Director for Macroeconomic Research, Infrastructure Economics Center (57, Gilyarovskogo st., Moscow, 129110, Russia; e-mail: shults@inbox.ru).

Kysykov Askar Baurzhanovich – Master of Economic Sciences, Analyst, the Center of Applied Research “TALAP” (6, Tashenova st., off. 77, Astana, 010000, Kazakhstan; e-mail: kyssykov@gmail.com).

Просьба ссылаться на эту статью в русскоязычных источниках следующим образом:

Шульц Д.Н., Кысыков А.Б. Оценивание параметров динамической стохастической модели общего равновесия экономики Казахстана на основе байесовского подхода // Вестник Пермского университета. Сер. «Экономика» = Perm University Herald. Economy. 2019. Том 14. № 2. С. 232–247. doi: 10.17072/1994-9960-2019-2-232-247

Please cite this article in English as:

Shults D.N., Kysykov A.B. Assessment of the parameters of dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan economy using Bayesian estimation. *Vestnik Permskogo universiteta. Seria Ekonomika* = *Perm University Herald. Economy*, 2019, vol. 14, no. 2, pp. 232–247. doi: 10.17072/1994-9960-2019-2-232-247

Шульц Д.Н.

к.э.н., Центр экономики инфраструктуры,
Россия, г. Москва, e-mail: shults@inbox.ru

БАЙЕСОВСКАЯ ДИНАМИЧЕСКАЯ СТОХАСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ КАЗАХСТАНА

Целью работы является разработка динамической стохастической модели общего равновесия Казахстана и её оценивание с помощью байесовских методов. Особенностью DSGE-подхода является использование неокейнсианского микроэкономического фундамента, позволяющего описывать поведение ключевых субъектов экономики и учитывать основные рыночные провалы (несовершенные рынки и негибкие цены). Кроме того, DSGE-модели строятся на основе теории рациональных ожиданий. Модель представляет собой систему 15 линеаризованных уравнений для ключевых макроэкономических показателей основных секторов экономики: домашних хозяйств, предприятий реального сектора, Национального банка, внешнего сектора. Модель описывает экономику в краткосрочном периоде (без учета инвестиций в основные фонды), в режиме инфляционного таргетирования с плавающим обменным курсом. Параметры были оценены байесовскими методами. Преимущество подхода заключается в возможности оценивания параметров на коротких временных рядах, что важно в условиях структурных сдвигов, за счет использования априорной информации. На оценённых параметрах были проведены сценарные расчеты для шоков совокупной факторной производительности и совокупного спроса, для ценового шока и роста внешней процентной ставки. Полученные результаты могут быть использованы при разработке денежно-кредитной политики и оптимизации её параметров. Также результаты могут быть использованы в качестве фундамента для построения прикладных QPM-моделей.

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

Shults D.N.

PhD in Economics, Infrastructure economics center,
Russia, Moscow, e-mail: shults@inbox.ru

Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan

The article presents dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan and its parameters estimation by Bayesian methods. A feature of DSGE-approach is the use of the neo-Keynesian microeconomic foundation, which allows describing the behavior of key economic actors and taking into account the main market failures (imperfect markets and sticky prices). In addition, DSGE-models are based on the theory of rational expectations. The model is a system of 15 linearized equations for key macroeconomic indicators of the main economic sectors: households, enterprises, the National Bank, and the external sector. The model describes the economy in the short term (excluding investments in fixed assets), in the inflation targeting mode with a floating exchange rate. Parameters were evaluated by Bayesian methods. The advantage of this approach is the possibility to estimate parameters on short time series due to the use of prior information. This is important in the conditions of structural changes. Scenario calculations were performed on the estimated parameters for aggregate factor productivity shocks and aggregate demand shocks, for prices shock and for an increase in external interest rates. The results can be used for the development of monetary policy and optimization of its parameters. The results can also be used as a foundation for building applied QPM models.

Key words: dynamic stochastic general equilibrium models, Bayesian estimation, inflation targeting.

Шульц Д.Н.

э.ғ.к., Инфрақұрылымдық экономика орталығы,
Ресей, Мәскеу қ., e-mail: shults@inbox.ru**Қазақстандағы динамикалық стохастикалық
жалпы тепе-теңдік моделі**

Жұмыстың мақсаты – Қазақстандағы динамикалық стохастикалық жалпы тепе-теңдік моделін құру және оны бағалаудың Bayesian әдістерін қолдану. Тәсілдің ерекшелігі экономиканың негізгі субъектілерінің мінез-құлқын сипаттауға және негізгі нарықтық сәтсіздіктерді (жетілмеген нарықтар мен икемсіз бағалар) есепке алуға мүмкіндік беретін неокейнсиан микроэкономикалық іргетасын пайдалану болып табылады. Сонымен қатар, DSGE-модельдер оңтайлы болжал теориясы негізінде құрылады. Модель экономиканың негізгі секторларының: үй шаруашылықтарының, нақты сектор кәсіпорындарының, Ұлттық банктің, сыртқы сектордың түйінді макроэкономикалық көрсеткіштері үшін 15 линеаризацияланған теңдеулер жүйесін білдіреді. Модель қысқа мерзімді кезеңде (негізгі қорларға инвестицияларды есепке алмағанда), өзгермелі айырбас бағамы бар инфляциялық таргеттеу режимінде экономиканы сипаттайды. Параметрлер байестік әдістермен бағаланды. Тәсілдің артықшылығы қысқа уақыт қатарларында параметрлерді бағалау мүмкіндіктерінен тұрады, бұл құрылымдық өзгерістер жағдайында, априорлық ақпаратты пайдалану есебінен маңызды. Бағаланған параметрлерде жиынтық факторлық өнімділік және жиынтық сұраныс талықсытпаларына, баға талықсытпасы мен сыртқы пайыздық мөлшерлеменің өсуіне арналған сценарийлік есептер жүргізілді. Алынған нәтижелер ақша-кредит саясатын әзірлеу және оның параметрлерін оңтайландыру кезінде пайдаланылуы мүмкін. Сондай-ақ, нәтижелер қолданбалы QPM-модельдерді құру үшін іргетас ретінде пайдаланылуы мүмкін.

Түйін сөздер: жалпы тепе-теңдіктің динамикалық стохастикалық үлгілері, Байес бағалаулары, инфляцияның таралуы.

Введение

В конце XX в., прежде всего в развитых странах, основным инструментом макроэкономического моделирования и разработки макроэкономической политики стали динамические стохастические модели общего равновесия (DSGE-модели). На постсоветском пространстве и в Казахстане этот инструментарий является относительно новым и на сегодняшний день имеется не так много научных публикаций на эту тему (Ишуова, 2013; Mukhamediyev, 2013; 2014; Шульц, Ошакбаев, 2018).

Целью статьи является разработка динамической стохастической модели общего равновесия Казахстана и оценка её параметров байесовскими методами.

Предложенная ниже модель состоит из агрегированных секторов: «домашние хозяйства» и «реальный сектор», «внешний мир» и денежного регулятора. Государство явно не выделено. Домашние хозяйства осуществляют трудовую деятельность, сберегают часть дохода в активах, проносящих процентный доход, и в наличных деньгах. Предприятия реального сектора потребляют труд домашних хозяйств и производят продукцию для внутреннего потребления и на

экспорт. Для целей краткосрочного прогнозирования мы принимаем основные фонды заданными и явно не выделяем инвестиции в основной капитал. Внешний сектор предъявляет спрос на экспортируемые товары и формирует предложение в виде импортируемой продукции. Плюс мы предполагаем отсутствие ограничений на мобильность капитала. Национальный банк проводит политику инфляционного таргетирования, управляя базовой процентной ставкой.

Таким образом, в модели учитываются рынок труда, рынок товаров и услуг, которые описываются показателями занятости и заработной платы, цен и ВВП. Финансовые рынки представлены валютным рынком, равновесие на котором описывается обменным курсом тенге и денежным рынком, ключевой характеристикой которого является базовая процентная ставка.

Обзор литературы

Мы не можем и не преследуем цель дать полноценный и всесторонний анализ целой эпохи в макроэкономическом моделировании. Но попытаемся отметить наиболее яркие, на наш субъективный взгляд, эпизоды зарождения DSGE-подхода.

В середине XX в. в прикладных исследованиях господствовали эконометрические модели, а в научной и учебной литературе – кейнсианские макроэкономические и неоклассические микроэкономические модели. Противоречия между ними привели к поискам синтеза: возникли новая классическая макроэкономика и некейнсианский микроэкономический фундамент.

Так, «критика Лукаса» (Лукас, 1976) показала ограниченность использования эконометрических моделей с постоянными коэффициентами, не учитывающими ожидания и проводимую экономическую политику. Это открыло дорогу к использованию теории рациональных ожиданий.

Статья Кидланд, Прескотта (1986) ввела в научный оборот новую парадигму – калибровку параметров. Она предполагает, что параметры модели должны оцениваться не эконометрическими методами, а подбираться таким образом, чтобы модель воспроизводила стилизованные черты экономики (Дейонг, Дейв, 2011: 253-284). Позднее наметился определённый синтез – работа Сметса, Уотерса (2007) открыла дорогу к использованию байесовского оценивания DSGE-моделей.

Современные исследования, (Холл, Сарджент, 2018) и (Мэнкью, Райс, 2018), возводят к идеям М. Фридмана консенсус макроэкономистов в том, что монетарная политика оказывает влияние лишь на краткосрочные колебания вокруг равновесного экономического роста, но не на сам этот рост. Соответственно, DSGE-модели, как правило, сосредоточены на описании переменных-отклонений (gaps).

Несмотря на известные недостатки фильтра Ходрика-Прескотта (Хамильтон, 2017) и наличие более продвинутых подходов (фильтры Бакстера-Кинга, Калмана и др.), он остаётся, пожалуй, самым популярным инструментом для выделения долгосрочных тенденций и расчёта отклонений.

Кроме математических особенностей DSGE-подхода, отмеченных выше, необходимо хотя бы вкратце очертить его теоретический (некейнсианский) базис. Как известно, кейнсианское направление традиционно делало акцент на таких «провалах» рынка, как негибкие цены и заработные платы, несовершенная конкуренция, несовершенная и асимметричная информация.

В работе Кальво (1983) моделируется ценообразование в условиях долгосрочных кон-

трактов. В этих условиях фирмы не могут отклоняться от ранее установленных цен даже в том случае, если несут при этом потери. Ротемберг (1982) описывает эти потери в виде квадратичной функции.

Потребительский выбор в условиях монополистической конкуренции зачастую моделируется на основе агрегата Диксита-Стиглица (Диксти, Стиглиц, 1977), развитого в популярной модели общего равновесия (Бланшар, Киотаки, 1987). С помощью этого подхода описываются не только процессы потребления домашними хозяйствами, но и потребление ресурсов в производственном секторе, а также промежуточное потребление в условиях несовершенной конкуренции.

В практической деятельности DSGE-модели являются основой для прикладных квартальных прогностических моделей (QPM) (Чернявский, Муканов, 2017). Последние используются центробанками при выработке монетарной (процентной) политики в условиях инфляционного таргетирования.

Моделирование домашних хозяйств

Предполагаем, что домашние хозяйства получают доход в виде заработной платы W_t за единицу труда L_t . Кроме того, они получают процент R_t от активов в национальной валюте D_t . Активы в иностранной валюте, выраженные в национальной валюте, D_t^W имеют доходность R_t^W .

Объём D_t^W , конвертированный сегодня в иностранную валюту по обменному курсу S_t , трансформируется в следующем периоде в объём средств $\frac{D_t^W}{S_t} (1 + R_t^W) E_t[S_{t+1}]$, где $E_t[S_{t+1}]$ – ожидаемый обменный курс в периоде $t+1$.

Расходы домашних хозяйств на покупку товаров и услуг C_t осуществляются по уровню цен P_t . Непотребленная часть дохода (сбережения) направляется в активы, приносящие процентный доход и наличные деньги M_t .

Таким образом, бюджетное ограничение в номинальном выражении имеет вид:

$$\begin{aligned} P_t C_t + M_t + D_t + D_t^W &= \\ &= W_t L_t + M_{t-1} + (1 + R_{t-1}) D_{t-1} + \\ &+ D_{t-1}^W \frac{(1 + R_{t-1}^W) E_{t-1}[S_t]}{S_{t-1}} \end{aligned}$$

Мы не накладываем ограничения на возможности домашних хозяйств сберегать и кредитовать. Также не выделяем налоговые платежи и трансферты от государства.

Бюджетное ограничение домашних хозяйств может быть переписано через реальные (дефлированные) показатели, которые будут использованы далее:

$$\begin{aligned} (C_t + m_t + d_t + d_t^W - w_t L_t)(1 + \pi_t) = \\ = m_{t-1} + (1 + R_{t-1})d_{t-1} + \\ + d_{t-1}^W \frac{(1 + R_{t-1}^W)E_{t-1}[S_t]}{S_{t-1}} \end{aligned}$$

где $d_t = \frac{D_t}{P_t}$ и $d_t^W = \frac{D_t^W}{P_t}$ реальные активы, приносящие процентный доход в национальной и иностранной валютах; $w_t = \frac{W_t}{P_t}$ – реальная

заработная плата; $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ – уровень инфляции; $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ – реальные денежные остатки.

Далее предполагаем, что домашние хозяйства имеют функцию полезности с постоянной склонностью к риску (CRRA). Функция полезности положительно зависит от реального потребления и запаса денег¹, и отрицательно – от затрат труда. Таким образом, домашние хозяйства максимизируют ожидаемую суммарную дисконтированную полезность:

$$U = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \Phi \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \Psi \frac{m_t^{1-\psi}}{1-\psi} \right) \right] \rightarrow \max$$

где $\beta \in (0; 1)$ – норма дисконтирования.

Функция Лагранжа имеет вид:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ \beta^t E \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \Phi \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \Psi \frac{m_t^{1-\psi}}{1-\psi} \right] \right. \\ \left. - \lambda_t \left((C_t + m_t + d_t + d_t^W - w_t L_t)(1 + \pi_t) - m_{t-1} - (1 + R_{t-1})d_{t-1} - d_{t-1}^W \frac{(1 + R_{t-1}^W)S_t}{S_{t-1}} \right) \right\} \end{aligned}$$

Условия первого порядка для потребления C_t , реальных денежных остатков m_t , предложения труда L_t и активов d_t и d_t^W равны:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_t} = \beta^t C_t^{-\sigma} - \lambda_t(1 + \pi_t) = \\ = 0 \Rightarrow \frac{\beta^t C_t^{-\sigma}}{(1 + \pi_t)} = \lambda_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial m_t} = \beta^t \Psi m_t^{-\psi} - \lambda_t(1 + \pi_t) + \lambda_{t+1} = \\ = 0 \Rightarrow \beta^t \Psi m_t^{-\psi} = \lambda_t(1 + \pi_t) - \lambda_{t+1} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_t} = -\beta^t \Phi L_t^\varphi + \lambda_t(1 + \pi_t)w_t = \\ = 0 \Rightarrow \beta^t \Phi L_t^\varphi = \lambda_t(1 + \pi_t)w_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial d_t} = -\lambda_t(1 + \pi_t) + \lambda_{t+1}(1 + R_t) = \\ = 0 \Rightarrow \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = \frac{(1 + \pi_t)}{(1 + R_t)} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial d_t^W} = -\lambda_t(1 + \pi_t) + \\ + \lambda_{t+1} \frac{(1 + R_{t+1}^W)E[S_{t+1}]}{S_t} = 0 \Rightarrow \\ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = \frac{(1 + \pi_t)S_t}{(1 + R_{t+1}^W)E[S_{t+1}]} \end{aligned} \quad (5)$$

Из уравнений (1) и (4) получим уравнение Эйлера, определяющее динамику потребления:

¹ Следует сказать несколько слов о включении денег в функцию полезности. Если сбережения приносят процентный доход и благодаря этому увеличивают будущее потребление, то наличные деньги доход не приносят, а лишь обесцениваются инфляцией. Соответственно, невключение их в функцию полезности приводит к тому, что оптимальный запас наличности

должен быть равен 0, что противоречит реальной жизни. Чтобы этого избежать, зачастую деньги включают в функцию полезности. Против этого высказывается возражение, что деньги сами по себе не доставляют благосостояние, но лишь косвенно способствуют этому, экономя время на совершение сделок и снижая транзакционные издержки.

$$\beta \left(\frac{E[C_{t+1}]}{C_t} \right)^{-\sigma} = \frac{1 + E[\pi_{t+1}]}{1 + R_t} \quad (6)$$

Из уравнения (6) следует, что в долгосрочном равновесии реальная (за вычетом инфляции) ставка процента $r^n \approx -\ln \beta + \sigma \hat{c}$, где \hat{c} – устойчивой темп прироста потребления, а r^n – естественная ставка процента. Поскольку $\beta < 1$, то при $\sigma \geq 1$ ставка процента должна превышать темпы роста потребления $r^n > \hat{c}$.

Из выражений (1), (2) и (4) выводим функцию спроса на реальные кассовые остатки 0, которая положительно зависит от расходов и отрицательно от ставки процента:

$$\Psi m_t^{-\psi} = C_t^{-\sigma} \left(\frac{R_t}{1 + R_t} \right) \quad (7)$$

Из выражений (1) и (3) получаем функцию предложения труда (8), которая положительно зависит от реальной заработной платы w_t :

$$\Phi L_t^\varphi = C_t^{-\sigma} w_t \quad (8)$$

Моделирование структуры потребления

Выше мы получили выражение для потребления (6). Теперь определим оптимальную структуру потребления отечественных $C_{H,t}$ и импортных $C_{F,t}$ товаров, следуя (Хеййдра, Ван дер Плуэг: 362-364).

Максимизируем² композитное потребление:

$$C_t = \left((1 - \delta) C_{H,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \delta C_{F,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \rightarrow \max \quad (9)$$

при бюджетном ограничении:

$$P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t} = P_t C_t \quad (10)$$

Здесь P_t – стоимость потребительской корзины, состоящей из отечественных и импортных благ. $C_{H,t}$ и $C_{F,t}$ – потребление отечественных и

импортных благ по ценам $P_{H,t}$ и $P_{F,t}$ соответственно. $\delta \in (0; 1)$ – доля импортных товаров в потреблении, а $\theta > 1$ – параметр, отражающий склонность населения к диверсификации. Также, как будет показано ниже, параметр θ можно интерпретировать как эластичность спроса по относительной цене.

Функция Лагранжа для задачи максимизации (9) при ограничении (10) имеет вид:

$$\mathcal{L} = \left((1 - \delta) C_H^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \delta C_F^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \lambda (P_H C_H + P_F C_F - P C)$$

Условия первого порядка:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_H} = (1 - \delta) C_H^{\frac{1}{\theta-1}} C_F^{-\frac{1}{\theta}} - \lambda P_H = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_F} = \delta C_H^{\frac{1}{\theta-1}} C_F^{-\frac{1}{\theta}} - \lambda P_F = 0$$

Из этих условий находим оптимальные пропорции между потреблением отечественных и импортных благ в зависимости от соотношения их цен:

$$\frac{C_H}{C_F} = \left(\frac{1 - \delta}{\delta} \right)^\theta \left(\frac{P_H}{P_F} \right)^{-\theta}$$

Подставляя в уравнение для композитного потребления, получаем:

$$C = C_F \left((1 - \delta)^\theta \delta^{1-\theta} \left(\frac{P_H}{P_F} \right)^{1-\theta} + \delta \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

Обозначим композитный индекс цен как:

$$P = \left((1 - \delta) P_H^{1-\theta} + \delta P_F^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (11)$$

Тогда оптимальное потребление отечественных и импортных товаров задается выражениями (12) и (13):

² Решение двойственной задачи (минимизация бюджетных расходов $P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t}$ при заданном композитном потреблении C_t) позволяет получить тот же результат.

$$\frac{C_{H,t}}{C_t} = (1 - \delta)^\theta \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (12)$$

$$\frac{C_{F,t}}{C_t} = \delta^\theta \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (13)$$

Моделирование реального сектора

Вывод уравнения новокейнсианской кривой Филлипса (НКРС) для отечественных товаров основан на публикации (Шульц, Ошакбаев, 2018).

Как известно из микроэкономики, оптимальная цена $P_{H,t}^*$ (не путать с мировыми ценами $P_{W,t}$) на несовершенных рынках определяется по правилу $P_{H,t}^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} MC_t$, где ε – эластичность спроса по цене, а MC_t – предельные издержки. В логарифмах это означает $p_{H,t}^* = \mu + mc_t$, где $\mu = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ – наценка к издержкам. Далее через малые буквы p мы будем обозначать логарифм цен, например $p_{H,t}^* \equiv \ln(P_{H,t}^*)$.

Но в каждый период времени t определённая доля фирм $\omega \in (0; 1)$ вынуждена сохранять предписанную контрактами цену. И лишь оставшиеся могут установить оптимальную цену. Тогда каждая фирма, которая имеет возможность установить цену, выбирает не цену $p_{H,t}^*$, оптимальную в данный момент времени, но некоторую долгосрочную цену $\bar{p}_{H,t}$, которая будет минимизировать дисконтированную (с учётом вероятности неизменности цен ω) ожидаемую величину потерь

$$S(\bar{p}_{H,t}) = \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega)^s E \left[(\bar{p}_{H,t} - p_{H,t+s}^*)^2 \right] \quad (14)$$

→ min

Минимизация функции потерь (14) даёт выражение для установления оптимальной цены $\bar{p}_{H,t} \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega)^s = \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega)^s E[p_{H,t+s}^*]$. Откуда получаем:

$$\bar{p}_{H,t} = (1 - \beta\omega) \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega)^s E[\mu + mc_{t+s}] \quad (15)$$

Выражение (15) есть решение уравнения $\bar{p}_{H,t} = (1 - \beta\omega)(\mu + mc_t) + \beta\omega E[\bar{p}_{H,t+1}]$ при $|\beta\omega| < 1$.

В итоге уровень цен на отечественные товары определяется как средневзвешенное гибких и неизменных цен $p_{H,t} = \omega p_{H,t-1} + (1 - \omega)\bar{p}_{H,t}$. Напомним, что ω – мера негибкости (инерционности) цен, представляет собой долю фирм с жесткими ценами. С учетом этого получаем выражение для цен $\frac{p_{H,t} - \omega p_{H,t-1}}{(1-\omega)} = (1 - \beta\omega)(\mu + mc_t) + \beta\omega E \left[\frac{p_{H,t+1} - \omega p_{H,t}}{(1-\omega)} \right]$. Или в терминах инфляции отечественных товаров:

$$\pi_{H,t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1} = \kappa \cdot mc_t + \beta E[\pi_{H,t+1}], \quad (16)$$

где $mc_t = \mu + mc_t - p_{H,t}$ – реальные предельные издержки с надбавкой μ , а $\kappa = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}$ – параметр, отражающий негибкость цен.

Для получения явного выражения предельных издержек $MC = \frac{\partial(WL)}{\partial Y} = \frac{\partial WL}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial Y} = \frac{\frac{\partial WL}{\partial L}}{\frac{\partial Y}{\partial L}}$ нам необходимо задать производственную функцию. Для моделирования экономики в краткосрочном периоде будем использовать функцию Кобба-Дугласа без капитала:

$$Y = AL^\alpha \quad (17)$$

где Y – объём реального (дефлированного) ВВП, L – количество занятых, A – совокупная факторная производительность, а $\alpha \in (0; 1)$ – эластичность ВВП по труду.

В условиях несовершенной конкуренции на рынке труда ставка заработной платы не фиксирована для фирм. Тогда, задав эластичность заработной платы по труду $\varepsilon_L^W = \frac{\partial W}{\partial L} \frac{L}{W}$ и производственную функцию (17), получаем предельные издержки $MC_t = \frac{w_t(1+\varepsilon_L^W)}{\alpha Y_t/L_t}$ и реальные предельные издержки:

$$MCR_t = \frac{W_t(1 + \varepsilon_L^W)}{P_t \alpha Y_t/L_t} \quad (18)$$

Производственная функция (17) задаёт ВВП со стороны предложения. Со стороны спроса ВВП определяется через «основное макроэкономическое тождество» как совокупный спрос разных секторов экономики:

$$Y_t \equiv AC_t + C_{H,t} + E_t \quad (19)$$

где AC_t – автономное потребление, состоящее из государственных расходов и инвестиций; E_t – объём экспорта.

В известных нам DSGE-моделях малой открытой экономики предполагается так называемое международное распределение рисков (Гали, Моначелли, 2005). Оно опирается на предпосылку о полных рынках, существовании финансовых активов Эрроу и свободный доступ к ним. В представленной ниже модели экспорта мы будем использовать модель спроса в условиях монополистической конкуренции, а именно выражение (13). Тогда спрос на отечественный экспорт описывается уравнением:

$$E_t = \gamma \left(\frac{P_{H,t}}{S_t P_{W,t}} \right)^{-\vartheta} Y_{W,t} \quad (20)$$

где $Y_{W,t}$ – мировой ВВП; $P_{W,t}$ – мировые цены; ϑ – параметр предпочтений к диверсификации внешней потребительской корзины.

Финансовые рынки

Из условий (4) и (5) выводится уравнение непокрытого паритета процентных ставок (UIP), уравнивающее доходности активов в национальной и иностранных валютах:

$$\frac{1 + R_t}{1 + R_t^W} = \frac{E[S_{t+1}]}{S_t} \quad (21)$$

Уравнение (21) можно записать в логарифмах как $s_t = E[s_{t+1}] + (R_t^W - R_t)$, где $s_t = \ln S_t$. Таким образом, драйверами обменного курса могут выступать и девальвационные ожидания, и процентный арбитраж.

Закон единой цены предполагает, что внутренние цены на импортные товары $P_{F,t}$ устанавливаются на основе мировых цен $P_{W,t}$ как:

$$P_{F,t} = S_t P_{W,t} \quad (22)$$

Центральные банки проводят процентную политику в соответствии с так называемым правилом Тейлора (Тейлор, 1993):

$$R_t - \pi_t = r^n + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y \tilde{Y}_t, \quad (23)$$

где \tilde{Y}_t – разрыв выпуска, процентное отклонение ВВП от своего равновесного состояния; π^T – целевой уровень инфляции.

Правило Тейлора (23) указывает на то, что реальная (за вычетом инфляции) базовая ставка должна повышаться при превышении инфляцией своего целевого значения и при положительном разрыве выпуска. Принцип Тейлора утверждает, что для стабилизации экономики реакция ставки процента на отклонение инфляции от таргета должна быть больше 1 ($q_\pi > 1$).

Поскольку ставка процента не может изменяться слишком часто и резко в ответ на изменения экономической конъюнктуры, Центральные банки сглаживают изменения процентной ставки (Чернявский, Муканов, 2017):

$$R_t = (1 - \rho_R) \times (r^n + \pi_t + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y \tilde{Y}_t) + \rho_R R_{t-1}. \quad (24)$$

Такая стабилизационная процентная политика направлена на достижение равновесия $\tilde{Y}_t = 0$, $\pi_t = \pi^T$, $\bar{R} = r^n + \pi^T$.

Лог-линейная аппроксимация

Далее процентное отклонение переменных от своих равновесных значений будем обозначать «волной». Например, $\tilde{C}_t = \ln \frac{C_t}{\bar{C}}$ – процентное отклонение потребления домашних хозяйств от равновесия \bar{C} .

При линеаризации будем пользоваться аппроксимациями:

- 1) $\ln(1 + \tilde{x}_t) \approx \tilde{x}_t$ или $e^{\tilde{x}_t} \approx 1 + \tilde{x}_t$;
- 2) $x_t \approx \bar{x}(1 + \tilde{x}_t)$;
- 3) $x_t^a \approx \bar{x}^a(1 + a\tilde{x}_t)$ и $E[ae^{b\tilde{x}_t}] \approx a + bE[\tilde{x}_t]$;
- 4) для малых \tilde{x}_t, \tilde{y}_t их произведение $\tilde{x}_t \cdot \tilde{y}_t \approx 0$.

Перепишав уравнение (6) как $\beta \left(E \left[\frac{C_{t+1}}{\bar{C}} \right] \frac{\bar{C}}{C_t} \right)^{-\sigma} = \frac{(1+E[\pi_{t+1}])}{(1+R_t)}$ и прологарифмировав его, получаем динамический вариант уравнения IS:

$$\ln \beta - \sigma(E[\tilde{C}_{t+1}] - \tilde{C}_t) = E[\pi_{t+1}] - R_t \quad (25)$$

Таким образом, в стационарном состоянии ($\pi_t = \pi^T$ и $\tilde{Y}_t = \tilde{C}_t = 0$) естественная ставка процента r^n должна удовлетворять условию $r^n = -\ln \beta$.

Выражение для занятости (8) аппроксимируем следующим образом $\Phi(\bar{L}(1 + \tilde{L}_t))^\varphi = (\bar{C}(1 + \tilde{C}_t))^{-\sigma} \bar{w}(1 + \tilde{w}_t)$. С учётом условия равновесия $\Phi\bar{L}^\varphi = \bar{C}^{-\sigma}\bar{w}$ получаем $(1 + \tilde{L}_t)^\varphi = (1 + \tilde{C}_t)^{-\sigma}(1 + \tilde{w}_t)$. Наконец, после логарифмирования получаем запись функции предложения труда через переменные отклонения:

$$\varphi\tilde{L}_t = -\sigma\tilde{C}_t + \tilde{w}_t \quad (26)$$

Спрос на деньги в равновесии определяется равенством $\Psi\bar{m}^{-\psi}\bar{C}^\sigma = \frac{\bar{R}}{1+\bar{R}}$. Тогда выражение 0 можно свести к $-\psi\tilde{m}_t + \sigma\tilde{C}_t = \left(\frac{R_t}{1+R_t}\right) / \left(\frac{\bar{R}}{1+\bar{R}}\right)$. А поскольку при низких ставках процента $R_t\bar{R} \approx 0$, $\left(\frac{R_t}{1+R_t}\right) / \left(\frac{\bar{R}}{1+\bar{R}}\right) \approx \frac{R_t}{\bar{R}}$. Тогда итоговая лог-линейная запись для функции спроса на деньги имеет вид:

$$\tilde{m}_t = \frac{1}{\psi} + \frac{\sigma}{\psi}\tilde{C}_t - \eta R_t \quad (27)$$

где $\eta = \frac{1}{\psi\bar{R}}$.

Можно отметить, что динамика переменных отклонений не зависит от параметров функции полезности Ψ и Φ . Кроме того, обращает внимание, что потребление оказывается независимым от денежного спроса и предложения труда, а они оба зависят от потребления.

Производственная функция (17) аппроксимируется как:

$$\tilde{Y}_t = \tilde{A}_t + \alpha\tilde{L}_t \quad (28)$$

Линеаризацию основного макроэкономического тождества (19) проведём следующим образом:

$$\frac{Y_t}{\bar{Y}} = \frac{A_t}{\bar{A}} \frac{\bar{C}}{\bar{C}} + \frac{C_{H,t}}{\bar{Y}} \frac{\bar{C}_H}{\bar{C}_H} + \frac{E_t}{\bar{Y}} \frac{\bar{E}}{\bar{E}}$$

Принимая во внимание, что $\frac{z_t}{\bar{z}} = 1 + \tilde{z}_t$, получаем:

$$\tilde{Y}_t = (1 - w_{CH} - w_E)\tilde{A}\tilde{C}_t + w_{CH}\tilde{C}_{H,t} + w_E\tilde{E}_t \quad (29)$$

где w_{CH} , w_E – доли потребления домашними хозяйствами отечественных товаров и экспорта в ВВП.

Для вывода следующих выражений удобно ввести две новые переменные: реальный обменный курс $RER = \frac{P_F}{P}$ и условия торговли $Q = \frac{P_{F,H}}{P_H}$ ³. Далее мы будем использовать их логарифмы:

$$rer_t = p_{W,t} + s_t - p_t \quad (30)$$

$$q_t = p_{W,t} + s_t - p_{H,t} \quad (31)$$

Закон единой цены (22) в линейном виде: $p_{F,t} = s_t + p_{W,t}$. А для динамики цен - $\pi_{F,t} = \Delta s_t + \pi_{W,t}$. Из (30) можно выразить темп девальвации валюты $\Delta s_t = \Delta rer_t + \pi_t - \pi_{W,t}$. Тогда динамика инфляции на импортируемые товары задается уравнением:

$$\pi_{F,t} = \Delta rer_t + \pi_t \quad (32)$$

Лог-линейное приближение⁴ для индекса потребительских цен (10) есть:

$$p_t \approx (1 - \delta)p_{H,t} + \delta p_{F,t} \quad (33)$$

Потребительская инфляция может быть записана как:

$$\pi_t = (1 - \delta)\pi_{H,t} + \delta \cdot \pi_{F,t} \quad (34)$$

Из приближения (33) и определения реального обменного курса следует $p_t = p_{H,t} + \delta q_t$. Кроме того, из (30) и (31) следует $rer_t = q_t + p_{H,t} - p_t$. Тогда окончательно запишем связь между реальным обменным курсом и условиями торговли:

$$rer_t = (1 - \delta)q_t \quad (35)$$

³ Обычно в макроэкономике под условиями торговли понимают соотношение экспортных и импортных цен. Но в DSGE-моделях для удобства принята терминология, использованная нами (Galí, 2008: 155).

⁴ Данное выражение легко получить для частного случая $\theta = 1$. Тогда ценовой агрегат $P = \left((1 - \delta)P_H^{1-\theta} + \delta P_F^{1-\theta}\right)^{\frac{1}{1-\theta}}$ сводится к $P = P_H^{1-\delta} P_F^\delta$.

Аппроксимация для экспорта (20) (вблизи состояния $q_t = 0$) с учетом (31) равна:

$$\tilde{E}_t = \vartheta q_t + \tilde{Y}_{W,t} \quad (36)$$

Процентные отклонения для потребления отечественных 0 и импортных (12) и импортных (13) товаров рассчитаем относительно состояния $\frac{P_{H,t}}{P_t} = \frac{P_{F,t}}{P_t} = 1$. Тогда с учетом (30) и (33) получаем:

$$\tilde{C}_{H,t} = \tilde{C}_t + \theta \delta q_t \quad (37)$$

$$\tilde{C}_{F,t} = \tilde{C}_t - \theta r e r_t \quad (38)$$

Из (30) следует $\Delta s_t = \Delta r e r_t - \pi_{F,t} + \pi_t$. Тогда из уравнения UIP (21) получаем:

$$\begin{aligned} r e r_t &= E[r e r_{t+1}] + \\ &+ (R_t^W - E[\pi_{t+1}^W]) - \\ &- (R_t - E[\pi_{t+1}]) + \rho^* \end{aligned} \quad (39)$$

где ρ^* – страновая премия за риск.

Итоговая модель

Получившаяся DSGE-модель включает 15 уравнений.

Совокупный спрос (29):

$$\tilde{Y}_t = w_{CH} \tilde{C}_{H,t} + w_E \tilde{E}_t + e_{Y,t}$$

где $e_{Y,t} = (1 - w_{CH} - w_E) \tilde{A} \tilde{C}_t$ – экзогенный шок автономного потребления (государственных расходов и/или инвестиций).

Совокупное предложение (28):

$$\tilde{Y}_t = \tilde{A}_t + \alpha \tilde{L}_t$$

В уравнении (25) учтём стремление домашних хозяйств сглаживать потребление и получим динамический вариант уравнения IS:

$$\begin{aligned} \tilde{C}_t &= \rho_C \tilde{C}_{t-1} + \\ &+ (1 - \rho_C) E[\tilde{C}_{t+1}] + \\ &+ \frac{1}{\sigma} (E[\pi_{t+1}] - R_t + \rho) + e_{C,t} \end{aligned} \quad (40)$$

где $\rho = -\ln \beta$.

Внешний спрос (экспорт) (36):

$$\tilde{E}_t = \vartheta q_t + \tilde{Y}_{W,t}$$

Внутреннее потребление отечественных товаров (37):

$$\tilde{C}_{H,t} = \tilde{C}_t + \theta \delta q_t$$

Импорт (38):

$$\tilde{C}_{F,t} = \tilde{C}_t - \theta r e r_t$$

Функция спроса на деньги (27):

$$\tilde{m}_t = \eta(r^n + \pi^T) + \frac{\sigma}{\psi} \tilde{C}_t - \eta R_t$$

Предложение труда (26):

$$\tilde{L}_t = \frac{1}{\varphi} (\tilde{w}_t - \sigma \tilde{C}_t)$$

Гибридный вариант НКРС (Гали, Гертлер, 1999) учитывает инерционность формирования инфляционных ожиданий:

$$\begin{aligned} \pi_{H,t} &= \kappa \cdot \tilde{m} \tilde{c} r_t + \\ &+ \beta E[\pi_{H,t+1}] + \rho_{\pi H} \pi_{H,t-1} \end{aligned} \quad (41)$$

В уравнение импортируемой инфляции (32) также добавим инерционность:

$$\begin{aligned} \pi_{F,t} &= \rho_{\pi F} \pi_{F,t-1} + \\ &+ (1 - \rho_{\pi F})(r e r_t - r e r_{t-1} + \pi_t) \end{aligned}$$

Уравнение для индекса потребительских цен (34):

$$\pi_t = (1 - \delta) \pi_{H,t} + \delta \cdot \pi_{F,t} + e_{\pi,t}$$

Реальные предельные издержки (18) в терминах отклонений:

$$\tilde{m} \tilde{c} r_t = \tilde{w}_t - \tilde{Y}_t + \tilde{L}_t \quad (42)$$

Уравнение Тейлора (24) для номинальной процентной ставки:

$$\begin{aligned} R_t &= (1 - \rho_R)(r^n + \pi_t + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y \tilde{Y}_t) + \\ &+ \rho_R R_{t-1} + e_{R,t} \end{aligned}$$

Уравнение UIP в терминах реального обменного курса (39):

$$rer_t = E[rer_{t+1}] + (R_t^W - E[\pi_{t+1}^W]) - (R_t - E[\pi_{t+1}]) + \rho^*$$

Связь реального обменного курса и условий торговли (35):

$$rer_t = (1 - \delta)q_t$$

В выражениях выше мы ввели следующие источники шоков для модели:

- шок автономного спроса $e_{Y,t}$
- шок потребительского спроса $e_{C,t}$
- шок совокупной факторной производительности \tilde{A}_t
- шок мировых цен $\pi_{W,t}$
- шок внешнего спроса $\tilde{Y}_{W,t}$
- шок базовой ставки НБК $e_{R,t}$
- шок мировой процентной ставки R_t^W
- шок в премии за риск ρ^*
- ценовой шок $e_{\pi,t}$

Перечисленные шоки моделируются уравнениями авторегрессии 1-го порядка.

Байесовское оценивание

Как было сказано в начале статьи, байесовские методы (ДеЙонг, Дэйв, 2011) и (Микушева, 2017) становятся всё более распространённым способом оценивания параметров DSGE-моделей. На наш взгляд, подход становится всё более популярным отчасти потому, что может быть использован в условиях коротких временных рядов и/или структурных сдвигов. Это достигается за счет того, что для оценивания используются не только статистические данные, но и априорные суждения: положения экономической теории, экспертные суждения, результаты предыдущих исследований, в том числе зарубежных.

Априорные знания задаются в виде функций плотности распределения $f(\theta)$ неизвестных

параметров θ . Далее на основе имеющихся наблюдений по формуле Байеса рассчитывается функция апостериорного распределения:

$$f(\theta|y) = \frac{f(y|\theta)f(\theta)}{f(y)} \propto L(y|\theta)f(\theta),$$

где $f(y)$ – функция плотности распределения наблюдений; $f(\theta)$ – функция априорного распределения параметров; $f(y|\theta) = L(y|\theta)$ – функция правдоподобия. Для получения точечных оценок рассчитывают математическое ожидание, медиану или моду апостериорного распределения $f(\theta|y)$.

В качестве априорных распределений принято использовать следующие функции (рисунок 1):

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

При этом априорные значения дисперсии задаются обычно максимально возможными, чтобы не сужать диапазон оценивания.

Для определения параметров были использованы статистические данные Комитета по статистике и Национального банка. Для оценки параметров внешнего сектора в качестве проху-переменных использовались ставка ФРС США, темпы роста ВВП и ИПЦ США (данные International financial statistics МВФ).

Сезонность устранялась методом Census X-12 в пакете EViews 8. Тренд-циклическая составляющая исключалась там же фильтром Ходрика-Прескотта со стандартным для квартальных данных параметром $\lambda = 1600$.

Доля экспорта в ВВП w_E откалибрована на уровне среднего значения за период 1995-2018 гг.

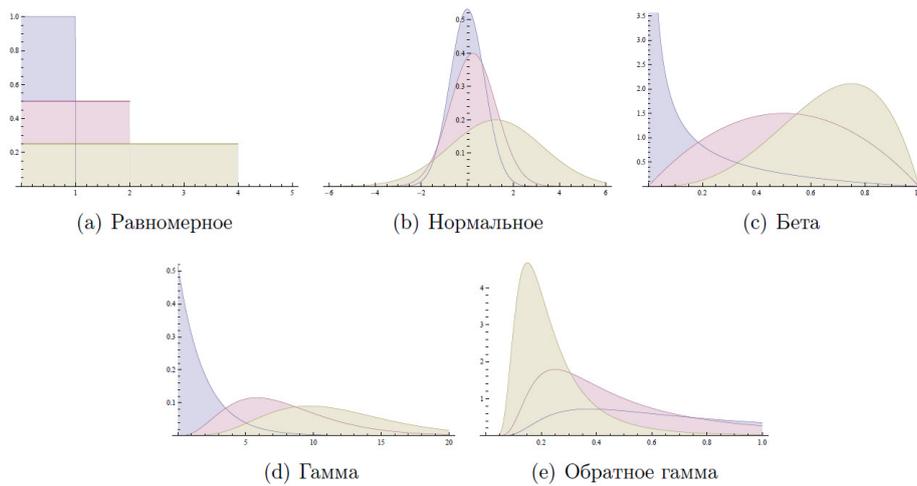


Рисунок 1 – Вид функций распределения, используемых при байесовском оценивании
Источник: Джонс, Кулиш, 2014: 38

Доля импорта в потреблении домашних хозяйств δ была оценена в 12.8% на основе таблиц «ресурсы-использования». Исходя из структуры ВВП по использованию, средняя доля потребления домашними хозяйствами отечественных товаров в ВВП составила 41%.

Цель по инфляции π^T примем 1.25% в квартал. Естественную ставку процента $r^n - 1\%$ в квартал. Исходя из условия $r^n = -\ln\beta$, получаем $\beta = 0.99$ (в литературе он оценивается от 0.97 до 0.98) и $\rho = 0.01$.

Эластичность выпуска по труду ранее мы оценивали на уровне 0.185. Эластичности внутреннего и внешнего спросов по ценам мы зададим на уровне 1.

В литературе (Зарецкий, 2012; Mukhamediyev, 2013; Mukhamediyev, 2014) параметр σ обычно калибруется близко к 1. Наши предыдущие байесовские оценки показывали большой разброс – от 0.9 до 6. Примем априорное значение параметра 1 с широким коридором оценивания.

Параметр φ , как правило, калибруется от 1 до 3 (Зарецкий, 2012). Для Казахстана, в виду значительной инерционности рынка труда, он калибровался на уровне 2.5 – 3 (Mukhamediyev, 2013; Mukhamediyev, 2014). Оценки в (Ишуова, 2013: 95) оказались выше 7. Априорное значение мы зададим 3 с большим среднеквадратичным отклонением.

В исследовании Кучеренко (2009) эластичность спроса на деньги (агрегат М3) по доходу оценена на уровне 2.82, по проценту – -0.04. Соответственно, мы зададим $\psi = 1/3$, $\eta = 0,04$.

Параметр Кальво $\kappa = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}$ зависит от доли фирм с инерционными ценами ω . Для США этот параметр калибруется на уровне 2/3 (Гали, 2008: 52). Это означает, что в среднем цены остаются фиксированными на протяжении 3 кварталов ($\kappa = 0,17$). Для Казахстана можно ожидать, что цены более гибкие, по крайней мере в сторону повышения. Например, $\omega = 0,7$ в (Mukhamediyev, 2014) и $\kappa = 0,12$ (Mukhamediyev, 2013). Исходя из оценки $\omega = 0,7$ и $\beta = 0,99$, мы установим параметр $\kappa = 0,132$.

Ранее мы уже оценивали степень инерционности индекса потребительских цен на уровне 0.06. Это значение мы будем использовать для априорного среднего инфляции импортируемых товаров $\rho_{\pi F}$, а параметр $\rho_{\pi H}$ зададим на уровне $1 - \beta$. Параметры денежно-кредитной политики НБК зададим на основе (Чернявский, Муканов, 2017): приверженности цели по инфляции $q_\pi - 2.5$, приверженности цели по разрыву выпуска $q_y - 0.5$, степени инерционности базовой ставки $\rho_R - 0.75$.

Страновой риск откалибруем как среднее значение на периоде с 2010 по 2018 гг. для выражения $(R_t - [\pi_{t+1}]) - (R_t^W - \pi_{t+1}^W)$.

Таблица 1 – Параметры априорных распределений и апостериорная оценка коэффициентов модели

Параметр	Экономический смысл	Распределение	Априорное		Апостериорное среднее
			Среднее	СКО	
w_{CH}	Доля потребления домохозяйствами отечественных товаров в ВВП	Бета	0.41	0.03	0.4059
w_E	Доля экспорта в ВВП	Бета	0.38	0.08	0.3648
α	Эластичность ВВП по труду	Бета	0.185	0.1	0.1014
σ	Величина, обратная межвременному замещению потребления	Гамма	1	0.9	10.1981
ρ	Норма дисконтирования	Бета	0.01	0.005	0.0101
ϑ	Эластичность внешнего спроса по ценам	Гамма	1	0.9	1.2293
θ	Эластичность внутреннего спроса по ценам	Гамма	1	0.9	1.0845
ψ	Эластичность полезности по денежному запасу	Гамма	1/3	0.3	0.2991
η	Эластичность спроса на деньги по ставке процента	Гамма	0.04	0.03	0.0394
φ	Величина обратная эластичности предложения труда по заработной плате	Гамма	3	2.9	17.8772
κ	Параметр Кальво для отечественных товаров	Гамма	0.132	0.13	2.0609
$\rho_{\pi F}$	Мера инерционности инфляции на импортируемые товары	Бета	0.06	0.05	0.0203
$\rho_{\pi H}$	Мера инерционности инфляции на отечественные товары	Бета	0.01	0.005	0.0090
q_{π}	Мера приверженности Нацбанка борьбе с инфляцией	Гамма	2.5	1	4.0241
q_{γ}	Мера приверженности Нацбанка задаче стабилизации выпуска	Гамма	0.5	0.2	0.4683
ρ_R	Мера инерционности базовой ставки НБК	Бета	0.75	0.1	0.2813
ρ^*	Страновой риск	Нормальное	0.0193	0.01	0.0202
δ	Доля импортных товаров в потребительской корзине	Бета	0.128	0.1	0.2967

Для оценки степени инерционности переменных и инерционности шоков оценивались модели ARMA(1;1). Коэффициент при AR(1) использовался в качестве априорной средней параметра (например, для задания априорного среднего параметра ρ_C), стандартная ошибка при AR(1) – для априорного среднеквадратичного

отклонения. Аналогично оценки при MA(1) – для задания интенсивности шоков (например, для параметра ρ_{eC}).

Для параметров отечественной экономики оценивание проводилось на периоде с 2015 по 2018 гг., для внешнего сектора – с 2010 по 2018 гг.

Таблица 2 – Параметры априорных распределений и апостериорная оценка характеристик шоковых воздействий

Параметр	Экономический смысл	Распределение	Априорное		Апостериорное среднее
			Среднее	СКО	
ρ_C	Инерционность потребления	Бета	0.81	0.1	0.9368
ρ_{eY}	Инерционность шока автономного спроса $e_{Y,t}$	Бета	0.62	0.2	0.5969
ρ_{eC}	Инерционность шока потребительского спроса $e_{C,t}$	Бета	0.08	0.05	0.0777
ρ_A	Инерционность шока совокупной факторной производительности \tilde{A}_t	Бета	0.87	0.07	0.8248
$\rho_{\pi W}$	Инерционность шока мировых цен $\pi_{W,t}$	Бета	0.61	0.14	0.6494
ρ_{YW}	Инерционность шока внешнего спроса $\tilde{Y}_{W,t}$	Бета	0.1	0.05	0.1068
ρ_{eR}	Инерционность шока базовой ставки НБК $e_{R,t}$	Бета	0.95	0.02	0.9565
ρ_{RW}	Инерционность шока мировой процентной ставки R_t^W	Бета	0.93	0.05	0.8983
$\rho_{e\pi}$	Инерционность ценового шока $e_{\pi,t}$	Бета	0.65	0.19	0.9881

Параметр	Экономический смысл	Распределение	Априорное		Апостериорное среднее
			Среднее	СКО	
σ_{eY}	Среднеквадратичное отклонение шока автономного спроса $e_{Y,t}$	Обратное Гамма	0.02	Inf	0.0437
σ_{eC}	Среднеквадратичное отклонение шока потребительского спроса $e_{C,t}$	Обратное Гамма	0.02	Inf	0.0141
σ_A	Среднеквадратичное отклонение шока совокупной факторной производительности \tilde{A}_t	Обратное Гамма	0.06	Inf	0.0126
$\sigma_{\pi W}$	Среднеквадратичное отклонение шока мировых цен $\pi_{W,t}$	Обратное Гамма	0.43	Inf	0.3348
σ_{YW}	Среднеквадратичное отклонение шока внешнего спроса $\tilde{Y}_{W,t}$	Обратное Гамма	0.39	Inf	0.1932
σ_{eR}	Среднеквадратичное отклонение шока базовой ставки НБК $e_{R,t}$	Обратное Гамма	0.1	Inf	0.6579
σ_{RW}	Среднеквадратичное отклонение шока мировой процентной ставки R_t^W	Обратное Гамма	1.6	Inf	0.3657
$\sigma_{e\pi}$	Среднеквадратичное отклонение ценового шока $e_{\pi,t}$	Обратное Гамма	0.46	Inf	1.0896

Результаты и обсуждения

Байесовское оценивание проводилось в пакете Dynare для Matlab на квартальных данных с 2010 по 2018 гг. Оценки приведены в Таблицах 1 и 2, в столбце «апостериорное среднее».

В целом апостериорные оценки параметров не сильно отличаются от априорных средних. В полученных оценках обращает на себя внимание следующее.

Эластичность внешнего спроса оказывается большей, чем внутреннего, что кажется разумным.

Эластичность выпуска по труду α оказалась практически в 2 раза ниже заданного априорного значения. А параметр φ , обратный эластичности предложения труда по реальной заработной плате, оказался гораздо выше известных оценок. Оба результата свидетельствуют о значительной инерционности рынка труда в Казахстане. По сути, из полученных результатов следует, что рынок труда «оторван» от реального сектора.

Параметр Кальво k свидетельствует о гораздо большей гибкости цен, чем мы предполагали до исследования. Возможно, это связано с монополизацией экономики и/или отсутствием практики долгосрочных контрактов и, соответственно, высокой возможностью производителей перекладывать издержки в

цены. Этот вопрос требует отдельного исследования.

Из полученных оценок параметров денежно-кредитной политики можно сделать вывод о значительной приверженности НБК целям стабилизации инфляции (4 против 2.5). Низкое значение (0.29 против 0.75) инерционности базовой ставки НБК отчасти компенсируется высокой устойчивостью шоков процентной политики (0.96).

Полученные оценки могут быть уточнены в будущем по мере накопления статистики на периоде после перехода к инфляционному таргетированию.

Оценённая доля импортных товаров оказалась в несколько раз больше оценок, полученных на основе национальных счетов (почти 30% против 12.8%). Для сравнения: в России Центральный банк оценивает долю импортных товаров в потребительской корзине на уровне 44%.

Полученные точечные оценки параметров использовались для проведения сценарных расчетов. Как это принято в практике DSGE-моделирования, результаты расчетов приведём в виде «функций отклика» (IRF – impulse response function). Функции отклика показывают отклонение моделируемых переменных от своих равновесных значений при внешнем (по отношению к модели) шоке.

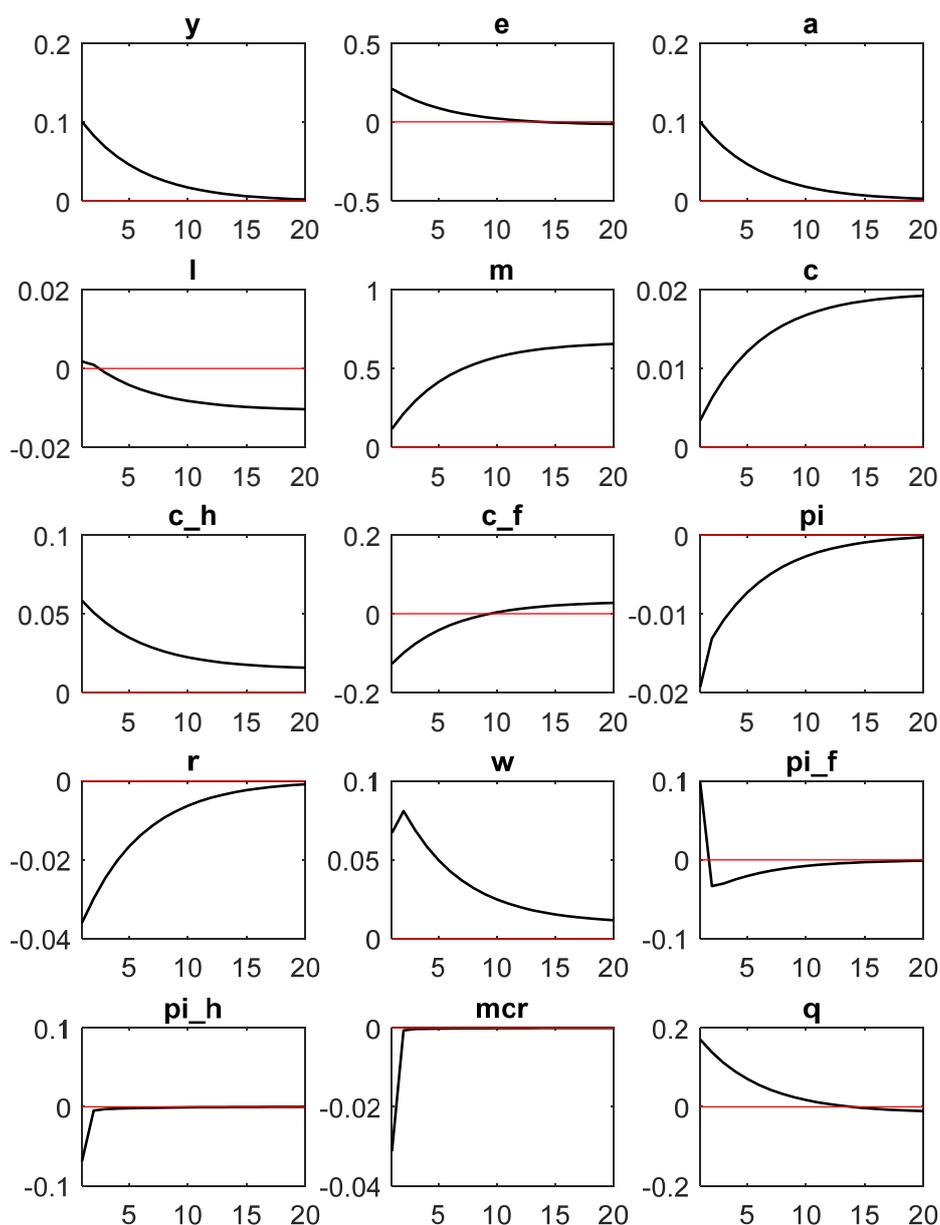


Рисунок 2 – Функция отклика для шока совокупной факторной производительности

Так, при временном росте совокупной факторной производительности (Рисунок 2) увеличивается национальный доход и его компоненты (экспорт и потребление отечественных товаров). Потребительский импорт временно снижается. Росту экспорта и снижению импорта способствует также обесценение тенге.

За счет повышения производительности снижаются предельные издержки производства, что влечет снижение индекса потребительских цен (и индекса цен на отечественные товары). Как следствие, Национальный банк понижает

номинальную ставку процента. Последнее вызывает временное ослабление национальной валюты и рост импортных цен.

На фоне роста потребительских цен увеличивается реальная заработная плата. Следствием роста заработной платы и национального дохода повышается занятость.

При росте совокупного спроса, например, увеличении госзакупок, в краткосрочном периоде происходит рост цен и вытеснение потребительских расходов. Нацбанк повышает базовую ставку, что приводит к реальному

укреплению тенге, временному снижению экспорта и росту импорта.

Также были проведены следующие сценарные расчеты.

Рост цен, например, вследствие повышения налогов или тарифов, вызывает скачок инфляции, что вынуждает НБК поднять процентную ставку. Эти два фактора вызывают сокращение потребления, ВВП, экспорта и увеличивают импорт.

Рост внешнего спроса стимулирует экспорт и укрепляет национальную валюту, что вначале повышает импорт. Однако затем рост инфляции на фоне увеличения совокупного спроса заставляет денежный регулятор повысить базовую ставку. Следствием становится снижение потребления домашних хозяйств.

Ужесточение процентной политики Нацбанка вызывает снижение ВВП и потребительских расходов. Снижение инфляции и укрепление национальной валюты приводит к снижению экспорта и временному росту импорта. Результатом является то, что в итоге денежному регулятору необходимо будет понижать базовую ставку – результат, который был получен нами в более простой версии модели (Шульц, Ошакбаев, 2018). Повышение ставки процента за рубежом вызывает девальвацию национальной валюты, что ведёт к росту цен внутри страны. Как следствие, НБК поднимает процент. Расходы населения снижаются, а экспорт увеличивается. В целом ВВП и занятость немного вырастают.

Заключение

В статье представлена DSGE-модель Казахстана. Особенностью подхода является использование неокейнсианского микроэкономического фундамента, учитывающего провалы рынка. Это обстоятельно, на наш взгляд, обосновывает

его привлекательность для моделирования постпереходных экономик.

Параметры модели были оценены с помощью байесовских методов. Преимуществом подхода является возможность получения не только точечных оценок параметров, но и функций распределения параметров. При этом функции распределения, как правило, отличаются от классического нормального распределения.

Основные выводы из полученных байесовских оценок касаются рынка труда – он характеризуется значительной инерционностью. А цены, наоборот, – гибкостью. Оба обстоятельства отличают постпереходные экономики от развитых рыночных стран, в которых занятость и выпуск сильно связаны, а цены – негибки.

Проведенные сценарные расчеты соответствуют основным положениям экономической теории.

Важным прикладным результатом является следующий. Из проведённых сценарных расчетов следует, что для оценённых параметров ужесточение процентной политики приводит к ограничению экономической активности и снижению инфляции, а в итоге – к необходимости снижения ставки процента. Альтернативой может быть государственная политика, направленная на инновации и рост производительности. Она не только стимулирует социально-экономическое развитие, но и сдерживает рост цен.

Среди направлений дальнейших исследований можно выделить следующие:

- включение в модель инвестиций в основной капитал и параметров бюджетно-налоговой политики;
- учёт иррационального поведения и моделирование формирования инфляционных и девальвационных ожиданий;
- оптимизация параметров денежно-кредитной политики

Литература

- 1 Blanchard O., Kiyotaki N. Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand // *The American Economic Review*. – 1987. – vol. 77. – no. 4, pp. 647-666.
- 2 Calvo G. Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework // *Journal of Monetary Economics*. – 1983. - №12, pp. 383-398.
- 3 DeJong D., Dave C. *Structural Macroeconometrics*. 2nd edition. – Princeton: Princeton University Press. – 2011, 418 p.
- 4 Dixit A., Stiglitz J. Monopolistic competition and optimum product diversity // *American Economic Review*. – 1977. – vol. 67, pp. 297-308.
- 5 Gali J. *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework*. – Princeton University Press. – 2008, 203 p.
- 6 Gali J., Gertler M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis // *Journal of Monetary Economics*. – 1999. – vol. 44, pp. 195-222.

- 7 Gali J., Monacelli T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy // Review of Economic Studies. – 2005. - №72, pp. 707–734.
- 8 Hall R., Sargent T. Short-run and long-run effects of Milton Friedman's presidential address, <http://www.nber.org/papers/w24148>
- 9 Hamilton J. Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter, <http://www.nber.org/papers/w23429>
- 10 Heijdra B.J., Van Der Ploeg F. The Foundations of Modern Macroeconomics. – Oxford University Press. – 2002, 751 p.
- 11 Kydland F., Prescott E. Time to Build and Aggregate Fluctuations // Econometrica. – 1982. – vol. 50, pp. 1345-1370.
- 12 Lucas R.E. Econometric policy evaluation: a critique / Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. – 1976. – vol. 1, pp. 19-46.
- 13 Mankiw G., Reis R. Friedman's presidential address in the evolution of macroeconomic thought, <http://www.nber.org/papers/w24043>
- 14 Mukhamediyev B. A Small Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Economy of Kazakhstan // EcoMod. – 2013. – no. 5330.
- 15 Mukhamediyev B. Estimated DSGE Model for oil producing Economy of Kazakhstan // The Macrotheme Review. – 2014. – vol. 3. – no.3, pp. 1-13.
- 16 Rotemberg J. Sticky Prices in the United States // The Journal of Political Economy. – 1982. – vol. 90. – no. 6, pp. 1187-1211.
- 17 Smets F., Wouters R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // American Economic Review. – 2007. – vol. 97(3), pp. 586-606.
- 18 Taylor J. Staggered Wage Setting in a Macro Model // The American Economic Review. – 1979. – vol. 69. – no. 2, pp. 108-113.
- 19 Taylor J. Discretion versus policy rules in practice, <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>
- 20 Джонс К., Кулиш М. DSGE-моделирование в пакете Dynare: практическое введение // Квантиль. – 2014. – №12. – С. 23-44.
- 21 Зарецкий А. Поиск оптимального варианта монетарной политики в Беларуси: результаты простой DSGE-модели, <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2012r06.pdf>
- 22 Ишуова Ж.Ш. Моделирование динамического стохастического общего равновесия и оценка влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан: дисс. д-ра философии (PhD): 6D050600. – Алматы. – 2013. – 162 с.
- 23 Кучеренко Е.Б. Моделирование спроса на деньги в Республики Казахстан // Экономическое обозрение. – 2009. – №2-3. – С. 15-19, http://www.nationalbank.kz/content/publish849202_6270.pdf
- 24 Микушева А. Оценивание динамических стохастических моделей общего равновесия // Квантиль. – 2014. – №12. – С. 1-22.
- 25 Чернявский Д.О., Муканов Н.С. Внедрение правила денежно-кредитной политики в квартальную прогностическую модель Казахстана // Деньги и кредит. – 2017. – № 5. – С. 40-46.
- 26 Шульц Д.Н., Ошакбаев Р.С. Динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана // Вестник Евразийской науки. – 2018. - №4, <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf>

References

- 1 Blanchard O., Kiyotaki N. (1987) Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. The American Economic Review, vol. 77, no. 4, pp. 647-666.
- 2 Calvo G. (1983) Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework. Journal of Monetary Economics, №12. pp. 383-398.
- 3 Cherniavskii D.O., Mukanov N.S. (2017) Vnedrenie pravila denezhno-kreditnoi politiki v kvartalnuu prognosticheskuiu model Kazakhstana [Implementation of the monetary policy rules in the quarterly forecast model of Kazakhstan]. Dengi i kredit, № 5, pp. 40-46.
- 4 DeJong D., Dave C. (2011) Structural Macroeconometrics, 2nd edition. Princeton: Princeton University Press, 418 p.
- 5 Dixit A., Stiglitz J. (1977) Monopolistic competition and optimum product diversity. American Economic Review, vol. 67, pp. 297-308.
- 6 Gali J. (2008) Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework. Princeton University Press, 203 p.
- 7 Gali J., Gertler M. (1999) Inflation dynamics: A structural econometric analysis. Journal of Monetary Economics, vol. 44, pp. 195-222.
- 8 Gali J., Monacelli T. (2005) Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. Review of Economic Studies, №72, pp. 707-734.
- 9 Hall R., Sargent T. Short-run and long-run effects of Milton Friedman's presidential address, <http://www.nber.org/papers/w24148>
- 10 Hamilton J. (2017) Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter, <http://www.nber.org/papers/w23429>
- 11 Heijdra B.J., Van Der Ploeg F. (2002) The Foundations of Modern Macroeconomics. Oxford University Press, 751 p.
- 12 Ishuova Zh.Sh. (2013) Modelirovanie dinamicheskogo stohasticheskogo obshchego ravnovesiia i ochenka vliianiia denezhno-kreditnoi politiki na ekonomicheskii rost v Respublike Kazakhstan: diss. d-ra filosofii (PhD): 6D050600 [Modeling dynamic stochastic general equilibrium and assessing the impact of monetary policy on economic growth in the Republic of Kazakhstan: diss. Doctor of Philosophy (PhD): 6D050600]. Almaty, 162 p.

- 13 Johns K., Kulish M. (2014) DSGE-modelirovanie v pakete Dynare: prakticheskoe vvedenie [DSGE Modeling in Dynare: A Practical Introduction]. Kvantil, №12, pp. 23–44.
- 14 Kucherenko E.B. (2009) Modelirovanie sprosa na dengi v Respubliki Kazakhstan [Modeling the demand for money in the Republic of Kazakhstan]. Ekonomicheskoe obozrenie, №2-3, pp. 15-19, http://www.nationalbank.kz/cont/publish849202_6270.pdf
- 15 Kydland F., Prescott E. (1982) Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, vol. 50, pp. 1345-1370.
- 16 Lucas R.E. (1976) Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, pp. 19-46.
- 17 Mankiw G., Reis R. (2018) Friedman’s presidential address in the evolution of macroeconomic thought, <http://www.nber.org/papers/w24043>
- 18 Mikusheva A. (2014) Ocenivanie dinamicheskikh stohasticheskikh modelei obshchego ravnovesiia [Estimation of dynamic stochastic general equilibrium models]. Kvantil, №12, pp. 1-22.
- 19 Mukhamediyev B. (2013) A Small Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Economy of Kazakhstan. *EcoMod*, no. 5330.
- 20 Mukhamediyev B. (2014) Estimated DSGE Model for oil producing Economy of Kazakhstan. *The Macrotheme Review*, vol. 3, no.3, pp. 1-13.
- 21 Rotemberg J. (1982) Sticky Prices in the United States. *The Journal of Political Economy*, vol. 90, no. 6, pp.1187-1211.
- 22 Shults D.N., Oshakbaev R.S. (2018) Dinamicheskaiia stohasticheskaiia model obshchego ravnovesiia Kazakhstana [Dynamic stochastic general equilibrium model of Kazakhstan]. *Vestneyk Evraziiskoi nauki*. - №4, <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf>
- 23 Smets F., Wouters R. (2007) Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, vol. 97(3), pp. 586-606.
- 24 Taylor J. (1979) Staggered Wage Setting in a Macro Model. *The American Economic Review*, vol. 69, no. 2, pp. 108-113.
- 25 Taylor J. (1993) Discretion versus policy rules in practice, <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>
- 26 Zaretckii A. (2012) Poisk optimalnogo varianta monetarnoi politiki v Belarusi: rezultaty prostoi DSGE-modeli [The search for the optimal variant of monetary policy in Belarus: the results of a simple DSGE model], <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2012r06.pdf>

Экономическое обозрение

Национального Банка Республики Казахстан

Специальный выпуск посвященный 2-й научно-практической конференции Национального Банка по вопросам макроэкономического моделирования, 2019

Содержание

<i>Жузбаев А.М., Орлов К.В. Использование квартальной прогностической модели и сателлитных моделей в системе анализа и прогнозирования НБ РК.....</i>	<i>3</i>
<i>Самат М.Н., Мекебаева К.Б. Инфляция и экономический рост: в поисках баланса.....</i>	<i>15</i>
<i>Кузнецов А., Харитончик А., Бердигулова А., Федоров К. Оценка влияния внешних шоков на экономики государств-участниц ЕАЭС.....</i>	<i>22</i>
<i>Шульц Д.Н., Кысыков А.Б. Оптимизация денежно-кредитной политики на основе DSGE-модели экономики Казахстана.....</i>	<i>39</i>
<i>Мирончик Н.Л. Оценка равновесного обменного курса: простой подход к непростому вопросу.....</i>	<i>57</i>
<i>Бауыржан А. Анализ казахстанского рынка труда на основе микроданных.....</i>	<i>78</i>
<i>Адамбекова А.А., Ешпанова Д.Д. Тенденции и среднесрочные перспективы развития человеческого капитала на рынке труда.....</i>	<i>95</i>

Мнение авторов статей могут не совпадать с позицией Национального Банка Республики Казахстан

Оптимизация денежно-кредитной политики на основе DSGE-модели экономики Казахстана

Шульц Д.Н. - научный сотрудник Всероссийской академии внешней торговли, кандидат экономических наук.

Кысыков А.Б. - заместитель директора Центра прикладных исследований «Талап».

Ключевые слова: динамические стохастические модели общего равновесия, байесовское оценивание, инфляционное таргетирование

Классификация JEL: D58, E17, E52

Введение

Важным преимуществом динамических стохастических моделей общего равновесия (DSGE-моделей) по сравнению с аппаратом эконометрического моделирования является наличие неокейнсианского микрофундамента, т.е. поведенческих моделей, описывающих принятие решений фирмами и домашними хозяйствами в условиях рациональных ожиданий и провалов рынка. К последним обычно относят несовершенную конкуренцию, негибкость цен и асимметричность информации. Опора на микрофундамент делает DSGE-модели свободными от «критики Лукаса» [9].

Как правило, неокейнсианские DSGE-модели описывают ситуацию монополистической конкуренции, используя агрегат Диксита-Стиглица [4] и модификации модели общего равновесия Бланшара-Киотаки [1]. С помощью этих моделей описываются и процессы потребления домашними хозяйствами, и потребление ресурсов в производственном секторе в условиях несовершенной конкуренции. Ценообразование в условиях негибких цен зачастую в DSGE-литературе моделируется с помощью схемы Кальво [2], предполагающей, что не все фирмы имеют возможность устанавливать цены в соответствии с оптимальными. При этом вслед за Ротембергом [12] потери от неоптимального ценообразования описываются квадратичными функциями.

Другой важной особенностью является возможность оценить общественное благосостояние (или общественные потери). Именно на этой черте DSGE-моделей делается акцент в представленной статье – мы попытаемся из функции полезности домашних хозяйств вывести аппроксимированную функцию общественных потерь (ФОП) в условиях провалов рынка. А затем на основе ФОП – оптимизировать параметры процентной политики в условиях инфляционного таргетирования.

Нам известны два подхода к оптимизации денежно-кредитной политики на основе максимизации функции полезности общества (минимизации общественных потерь). Одна сводится к расчету рекурсивной функции полезности $U_t = u_t + \beta U_{t+1}$, где U – приведённая суммарная функция полезности на бесконечном горизонте планирования, u_t – моментная функция полезности сектора домашних хозяйств, β – дисконтирующий множитель. Проблема использования этого подхода заключается в том, что u_t – нелинейная функция, зависящая от переменных-уровней (см. например (1)). Большинство DSGE-моделей являются линейными относительно переменных-отклонений. Соответственно, мы будем опираться на альтернативный подход, восходящий к М. Вудфорду [15] и основанный на квадратичной аппроксимации функции полезности.

Дробышевский с соавторами [16] отмечают, что недостаточная ёмкость финансовых рынков вынуждает развивающиеся страны заимствовать из-за рубежа. Соответственно, высокая зависимость от кредитов в иностранной валюте, а особенно в условиях экспорто-ориентированного характера экономики, приводит к необходимости сглаживания колебаний на валютном рынке. Эмпирические исследования Ф. Картаева [19] подтверждают эту гипотезу – страны, проводящие политику «гибридного» инфляционного таргетирования (т.е. совмещают инфляционное таргетирование со сглаживанием волатильности валютного рынка), оказываются более эффективными в плане стимулирования выпуска.

Для DSGE-моделирования сказанное только что означает необходимость включения в ФОП компоненты с обменным курсом и переменной обменного курса – в уравнение Тейлора.

Целью статьи является оптимизация параметров денежно-кредитной политики Национального банка Казахстан на основе байесовской DSGE-модели экономики Казахстана.

Используемая нами DSGE-модель была подробно описана в работе [22]. Модель состоит из агрегированных секторов: «домашние хозяйства» и «реальный сектор», «внешний мир» и денежного регулятора. Государство явно не выделено. Домашние хозяйства осуществляют трудовую деятельность, сберегают часть дохода в активах, приносящих процентный доход, и в наличных деньгах. Предприятия реального сектора потребляют труд домашних хозяйств и производят продукцию для внутреннего потребления и на экспорт. Для целей краткосрочного прогнозирования мы принимаем основные фонды заданными и явно не выделяем инвестиции в основной капитал. Внешний сектор предъявляет спрос на экспортируемые товары и формирует предложение в виде импортируемой продукции. Плюс мы предполагаем отсутствие ограничений на мобильность капитала. Национальный банк проводит политику инфляционного таргетирования, управляя базовой процентной ставкой.

Таким образом, в модели учитываются рынок труда, рынок товаров и услуг, которые описываются показателями занятости и заработной платы, цен и ВВП. Финансовые рынки представлены валютным рынком, равновесие на котором описывается обменным курсом тенге, и денежным рынком, ключевой характеристикой которого является базовая процентная ставка.

Моделирование сектора домашних хозяйств

Для моделирования поведения домашних хозяйств используется функция полезности с постоянной склонностью к риску (CRRA). Домашние хозяйства максимизируют ожидаемую суммарную дисконтированную полезность:

$$U = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \Phi \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \Psi \frac{m_t^{1-\psi}}{1-\psi} \right) \right] \rightarrow \max \quad (1)$$

при бюджетном ограничении в дефлированных показателях:

$$(C_t + m_t + d_t + d_t^W - w_t L_t)(1 + \pi_t) = m_{t-1} + (1 + R_{t-1})d_{t-1} + d_{t-1}^W \frac{(1 + R_{t-1}^W)E_{t-1}[S_t]}{S_{t-1}}$$

где $\beta \in (0; 1)$ – норма дисконтирования; C_t – потребление домашних хозяйств; L_t – предложение труда; w_t – реальная заработная плата; d_t и d_t^W – реальные активы, приносящие процентный доход в национальной и иностранной валютах; R_t и R_t^W – доходность активов в национальной и иностранной валютах; $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ – уровень инфляции, а P_t – уровень потребительских цен; m_t – реальные денежные остатки; S_t – номинальный обменный курс (в единицах национальной валюты за единицу иностранной валюты).

Условия первого порядка имеют следующий вид. Функция спроса на реальные кассовые остатки:

$$\Psi m_t^{-\psi} = C_t^{-\sigma} \left(\frac{R_t}{1 + R_t} \right) \quad (2)$$

Функция предложения труда (3):

$$\Phi L_t^\varphi = C_t^{-\sigma} w_t \quad (3)$$

Уравнение Эйлера для потребления:

$$\beta \left(\frac{E[C_{t+1}]}{C_t} \right)^{-\sigma} = \frac{1 + E[\pi_{t+1}]}{1 + R_t} \quad (4)$$

Оптимальная структура потребления отечественных $C_{H,t}$ и импортных $C_{F,t}$ товаров определяется на основе решения следующей задачи [8, с. 362-364]. Максимизируем²⁵ композитное потребление:

$$C_t = \left((1 - \delta)^{\frac{1}{\theta}} C_{H,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \delta^{\frac{1}{\theta}} C_{F,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \rightarrow \max \quad (5)$$

при бюджетном ограничении:

$$P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t} = P_t C_t \quad (6)$$

Здесь P_t – стоимость потребительской корзины, состоящей из отечественных и импортных благ. $C_{H,t}$ и $C_{F,t}$ – потребление отечественных и импортных благ по ценам $P_{H,t}$ и $P_{F,t}$ соответственно. $\delta \in (0; 1)$ – доля импортных товаров в потреблении, а $\theta > 1$ – параметр, отражающий склонность населения к диверсификации. Также, как будет показано ниже, параметр θ можно интерпретировать как эластичность спроса по относительной цене.

Обозначим композитный индекс потребительских цен как:

$$P = \left((1 - \delta) P_H^{1-\theta} + \delta P_F^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (7)$$

Тогда оптимальное потребление отечественных и импортных товаров задается выражениями:

$$\frac{C_{H,t}}{C_t} = (1 - \delta) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (8)$$

$$\frac{C_{F,t}}{C_t} = \delta \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (9)$$

В свою очередь, потребление отечественных благ аналогичным образом декомпозируется далее. Предполагается, что домашние хозяйства потребляют континуум товаров, производимых в условиях монополистической конкуренции:

$$C_{H,t} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(i)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (10)$$

Тогда оптимальная потребительская корзина формируется аналогично (8), т.е. спрос на i -ый товар: $C_{H,t}(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t}$.

Моделирование реального сектора

Вывод уравнения новокейнсианской кривой Филлипса (НКПС) для отечественных товаров основан на публикации [23].

В условиях монополистической конкуренции оптимальная цена устанавливается с наценкой μ относительно предельных издержек: $p_{H,t}^* = \mu + mc_t$, где $p_{H,t}^* \equiv \ln(P_{H,t}^*)$, mc_t – логарифм предельных издержек.

Но в каждый период времени t определённая доля фирм $\omega \in (0; 1)$ вынуждена сохранять предписанную контрактами цену. Тогда каждая фирма, имеющая возможность установить цену, выбирает не цену $p_{H,t}^*$, оптимальную в данный момент времени, а некоторую долгосрочную цену $\bar{p}_{H,t}$, которая будет минимизировать дисконтированную (с учётом вероятности неизменности цен ω) ожидаемую величину потерь

$$S(\bar{p}_{H,t}) = \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \omega)^s E \left[(\bar{p}_{H,t} - p_{H,t+s}^*)^2 \right] \rightarrow \min \quad (11)$$

²⁵ Решение двойственной задачи (минимизация бюджетных расходов $P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t}$ при заданном композитном потреблении C_t) позволяет получить тот же результат.

В результате динамика цен на отечественные товары описывается уравнением:

$$\pi_{H,t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1} = \kappa \cdot mcr_t + \beta E[\pi_{H,t+1}], \quad (12)$$

где $mcr_t = \mu + mc_t - p_{H,t}$ – реальные предельные издержки с надбавкой μ , а $\kappa = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}$ – параметр Кальво, отражающий негибкость цен.

Для моделирования производственных процессов в краткосрочном периоде будем использовать функцию Кобба-Дугласа:

$$Y = AL^\alpha \quad (13)$$

где Y – объём реального (дефлированного) ВВП, L – количество занятых, A – совокупная факторная производительность, а $\alpha \in (0; 1)$ – эластичность ВВП по труду.

Производственная функция (13) задаёт ВВП со стороны предложения. Со стороны спроса ВВП определяется через «основное макроэкономическое тождество» как совокупный спрос разных секторов экономики:

$$Y_t \equiv AC_t + C_{H,t} + E_t \quad (14)$$

где AC_t – автономное потребление, состоящее из государственных расходов и инвестиций; E_t – объём экспорта.

В известных нам DSGE-моделях малой открытой экономики предполагается так называемое международное распределение рисков [7]. Оно опирается на предпосылку о полных рынках, существовании финансовых активов Эрроу и свободный доступ к ним. В представленной ниже модели экспорта мы будем использовать модель спроса в условиях монополистической конкуренции, а именно выражение (9). Тогда спрос на отечественный экспорт описывается уравнением:

$$E_t = \gamma \left(\frac{P_{H,t}}{S_t P_{W,t}} \right)^{-\vartheta} Y_{W,t} \quad (15)$$

где $Y_{W,t}$ – мировой ВВП; $P_{W,t}$ – мировые цены, выраженные в иностранной валюте; ϑ – параметр предпочтений к диверсификации внешней потребительской корзины; γ – масштабирующий множитель.

Финансовые рынки

Из модели поведения домашних хозяйств выводится уравнение непокрытого паритета процентных ставок (UIP), уравнивающее доходности активов в национальной и иностранной валютах:

$$\frac{1 + R_t}{1 + R_t^W} = \frac{E[S_{t+1}]}{S_t} \quad (16)$$

Уравнение (16) можно записать в логарифмах как $s_t = E[s_{t+1}] + (R_t^W - R_t)$, где $s_t = \ln S_t$. Таким образом, драйверами обменного курса могут выступать и девальвационные ожидания, и процентный арбитраж.

Закон единой цены предполагает, что внутренние цены на импортные товары $P_{F,t}$ устанавливаются на основе мировых цен $P_{W,t}$ как:

$$P_{F,t} = S_t P_{W,t} \quad (17)$$

Центральные банки проводят процентную политику в соответствии с так называемым правилом Тейлора [14]:

$$R_t - \pi_t = r^n + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y \tilde{Y}_t, \quad (18)$$

где \tilde{Y}_t – разрыв выпуска, процентное отклонение ВВП от своего равновесного состояния; π^T – целевой уровень инфляции.

Правило Тейлора (18) указывает на то, что реальная (за вычетом инфляции), базовая ставка должна повышаться при превышении инфляцией своего целевого значения и при положительном разрыве выпуска. Принцип Тейлора утверждает, что для стабилизации

экономики реакция ставки процента на отклонение инфляции от таргета должна быть больше 1 ($q_\pi > 1$).

Поскольку ставка процента не может изменяться слишком часто и резко в ответ на изменения экономической конъюнктуры, центральные банки сглаживают изменения процентной ставки [21]. Кроме того, денежный регулятор может вмешиваться в курсообразование на валютном рынке:

$$R_t = (1 - \rho_R)(r^n + \pi_t + q_\pi(\pi_t - \pi^T) + q_y\tilde{Y}_t + q_{rer}\Delta rer_t) + \rho_R R_{t-1}. \quad (19)$$

Такая стабилизационная процентная политика направлена на достижение равновесия $\tilde{Y}_t = 0$, $\pi_t = \pi^T$, $\bar{R} = r^n + \pi^T$.

Лог-линейная аппроксимация

Вывод лог-линейных приближений представлен в [22]. Далее процентное отклонение переменных от своих равновесных значений будем обозначать «волной». Например, $\tilde{C}_t = \ln \frac{C_t}{\bar{C}}$ – процентное отклонение потребления домашних хозяйств от равновесия \bar{C} .

Из уравнения (4) получаем динамический вариант уравнения IS:

$$\ln \beta - \sigma(E[\tilde{C}_{t+1}] - \tilde{C}_t) = E[\pi_{t+1}] - R_t \quad (20)$$

Таким образом, в стационарном состоянии ($\pi_t = \pi^T$ и $\tilde{C}_t = 0$) естественная ставка процента r^n должна удовлетворять условию $r^n = \bar{R} - \pi^T = -\ln \beta$.

Выражение для занятости (3) аппроксимируем через отклонения:

$$\varphi \tilde{L}_t = -\sigma \tilde{C}_t + \tilde{w}_t \quad (21)$$

Спрос на деньги (2) можно свести к виду:

$$\tilde{m}_t = \frac{1}{\psi} + \frac{\sigma}{\psi} \tilde{C}_t - \eta R_t \quad (22)$$

где $\eta = \frac{1}{\psi \bar{R}}$.

Производственная функция (13) аппроксимируется как:

$$\tilde{Y}_t = \tilde{A}_t + \alpha \tilde{L}_t \quad (23)$$

Линеаризация основного макроэкономического тождества (14) даёт:

$$\tilde{Y}_t = (1 - w_{CH} - w_E)\tilde{A}\tilde{C}_t + w_{CH}\tilde{C}_{H,t} + w_E\tilde{E}_t \quad (24)$$

где w_{CH} , w_E – доли потребления домашними хозяйствами отечественных товаров и экспорта в ВВП.

Реальный обменный курс $RER = \frac{P_F}{P}$ и условия торговли $Q = \frac{P_F}{P_H}$, записанные через логарифмы, принимают вид $rer_t = p_{W,t} + s_t - p_t$ и $q_t = p_{W,t} + s_t - p_{H,t}$.

Динамика инфляции на импортируемые товары задается уравнением:

$$\pi_{F,t} = \Delta rer_t + \pi_t \quad (25)$$

Лог-линейное приближение для индекса потребительских цен (6) есть:

$$p_t \approx (1 - \delta)p_{H,t} + \delta p_{F,t} \quad (26)$$

Потребительская инфляция может быть записана как:

$$\pi_t = (1 - \delta)\pi_{H,t} + \delta \cdot \pi_{F,t} \quad (27)$$

Связь между реальным обменным курсом и условиями торговли можно аппроксимировать выражением:

$$rer_t = (1 - \delta)q_t \quad (28)$$

Аппроксимация для экспорта (15):

$$\tilde{E}_t = \vartheta q_t + \tilde{Y}_{W,t} \quad (29)$$

Процентные отклонения для потребления отечественных (8) и импортных (9) товаров:

$$\tilde{C}_{H,t} = \tilde{C}_t + \theta \delta q_t \quad (30)$$

$$\tilde{C}_{F,t} = \tilde{C}_t - \theta rer_t \quad (31)$$

Уравнения UIP (16), записанное для реального обменного курса:

$$rer_t = E[rer_{t+1}] + (R_t^W - E[\pi_{t+1}^W]) - (R_t - E[\pi_{t+1}]) \quad (32)$$

Реальные предельные издержки в терминах отклонений:

$$\tilde{m}cr_t = \tilde{w}_t - \tilde{Y}_t + \tilde{L}_t \quad (33)$$

Также в модель входит уравнение Филлипса (12) и уравнение Тейлора (19)

Функция общественных потерь

М. Вудфорд [15] обосновал и вывел квадратичную аппроксимацию функции полезности для закрытой экономики. В его модели функция полезности является несепарабельной. Также [15] содержит расширения для случаев наличия денежных запасов, инерционности потребления и цен. Данный аппарат вошёл в популярную неокейнсианскую модель Гали [5].

В базовой неокейнсианской DSGE-модели [5] используется моментная функция полезности $u_t = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$ и производственная функция Кобба-Дугласа, аналогичная (13). Потребление представляет собой потребительскую корзину из континуума товаров (10). Ценообразование фирм в условиях монополистической конкуренции происходит по схеме Кальво. Тогда квадратичная аппроксимация суммарной ожидаемой дисконтированной функции полезности даёт следующую функцию:

$$\mathbb{W} = -\frac{1}{2}E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \left(\sigma + \frac{\varphi + 1 - \alpha}{2 - \alpha} \right) \tilde{Y}_t^2 + \frac{\varepsilon}{\lambda} \pi_t^2 \right\} \right]$$

где $\lambda = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega} \frac{\alpha}{\alpha+(1-\alpha)\varepsilon}$. То есть денежно-кредитная политика в закрытой экономике направлена на минимизацию средних общественных потерь (ФОП):

$$\mathbb{L} = \frac{1}{2} \left[\left(\sigma + \frac{\varphi + 1 - \alpha}{2 - \alpha} \right) D[\tilde{Y}_t] + \frac{\varepsilon}{\lambda} D[\pi_t] \right]$$

где оператор $D[\cdot]$ - дисперсия.

Таким образом, потери благосостояния связаны с монополизацией экономики и инерционностью цен. Первое приводит к недovyпуску и завышенным ценам. Негибкость цен – к неоптимальной структуре цен и снижению эффективности аллокации ресурсов.

Гали и Моначелли [7] указывают, что в открытой экономике у денежного регулятора есть стимул влиять на условия торговли, что также влияет на общественное благосостояние. В частном случае ($\sigma = \theta = \alpha = 1$) и некоторых других ограничениях квадратично аппроксимированная функция общественных потерь равна:

$$\mathbb{L}_{open} = \frac{1 - \delta}{2} \left[(1 + \varphi) D[\tilde{Y}_t] + \frac{\varepsilon}{\lambda} D[\pi_{H,t}] \right]$$

здесь $\lambda = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}$.

Функция `osg` в пакете `Dynare` предназначена для минимизации квадратичных функций общественных потерь путём оптимизации параметров правила Тейлора. Для её использования необходимо задать коэффициенты перед дисперсиями и ковариациями ключевых переменных.

Вывод линейно-квадратичной аппроксимации функции полезности для нашей модели представлен в Приложении. Функция общественных потерь для нашей модели имеет вид:

$$\mathbb{L} = \frac{\varepsilon}{\lambda w_C} \pi_{H,t}^2 - a_Y x_t^2 - a_{RER} e_t^2 - a_{RR} r_t^2 + \frac{\chi_2 \chi_4}{w_{CH}^2} \tilde{Y}_t r e r_t + \chi_3 \tilde{Y}_t \frac{R_t}{\bar{R}} - \chi_3 \chi_4 r e r_t \frac{R_t}{\bar{R}} \quad (34)$$

где x_t , e_t , r_t – линейные преобразования над разрывом выпуска, реальным обменным курсом и процентной ставкой соответственно.

Из выражения (34) следует, что денежно-кредитная политика должна быть направлена не только на стабилизацию инфляции, но и на стабилизацию экономической активности и

валютного рынка. При этом, в функцию общественных потерь входит не вся потребительская инфляция, а только индекс цен отечественных производителей.

Кроме того, как следует из Приложения, на уровень благосостояния оказывают влияние стохастические шоки совокупной факторной производительности, автономного внутреннего спроса и потребления, внешнего спроса, инфляции и ставки процента. И оптимальная денежно-кредитная политика (параметры уравнения Тейлора) должна зависеть от интенсивности этих шоков.

Для оптимизации коэффициентов правила Тейлора необходимо оценить на статистических данных коэффициенты модели. К этому мы и переходим.

Байесовское оценивание

Байесовские методы [3, 20] становятся всё более распространённым способом оценивания параметров DSGE-моделей. Отчасти это можно объяснить тем, что для оценивания используются не только статистические данные, но и априорные суждения: положения экономической теории, экспертные суждения, результаты предыдущих исследований, в том числе зарубежных. Как результат, осмысленные результаты могут быть получены даже на коротких временных рядах – априорная информация восполняет недостаток статистических наблюдений.

Априорные знания задаются в виде функций плотности распределения $f(\theta)$ неизвестных параметров θ . Далее на основе имеющихся наблюдений по формуле Байеса рассчитывается функция апостериорного распределения:

$$f(\theta|y) = \frac{f(y|\theta)f(\theta)}{f(y)} \propto L(y|\theta)f(\theta),$$

где $f(y)$ – функция плотности распределения наблюдений; $f(\theta)$ – функция априорного распределения параметров; $f(y|\theta) = L(y|\theta)$ – функция правдоподобия. Для получения точечных оценок рассчитывают математическое ожидание, медиану или моду апостериорного распределения $f(\theta|y)$.

Для оценивания параметров модели, для большей адекватности реальной экономике мы введём в модель (12), (19)-(32) несколько модификаций.

В уравнении (20) учтём стремление домашних хозяйств сглаживать потребление и добавим лаговую переменную:

$$\tilde{C}_t = \rho_c \tilde{C}_{t-1} + (1 - \rho_c)E[\tilde{C}_{t+1}] + \frac{1}{\sigma}(E[\pi_{t+1}] - R_t + r^n) + e_{c,t} \quad (35)$$

Аналогично вместо (12) будем использовать гибридный вариант НКРС [6], учитывающий инерционность формирования инфляционных ожиданий:

$$\pi_{H,t} = \kappa \cdot \tilde{m} \tilde{c} r_t + \beta E[\pi_{H,t+1}] + (1 - \beta)\pi_{H,t-1} \quad (36)$$

В уравнение импортируемой инфляции (25) также добавим инерционность:

$$\pi_{F,t} = \rho_{\pi F} \pi_{F,t-1} + (1 - \rho_{\pi F})(rer_t - rer_{t-1} + \pi_t) \quad (37)$$

Для того, чтобы учесть возможность отклонения от режима плавающего обменного курса, регулирование валютного рынка, добавим инерционность в уравнение UIP (32):

$$rer_t = (1 - \rho_{RER})E[rer_{t+1}] + \rho_{RER}(rer_{t-1} + (R_t^W - E[\pi_{t+1}^W]) - (R_t - E[\pi_{t+1}])) \quad (38)$$

Для определения параметров были использованы следующие статистические данные Комитета по статистике и Национального банка, Международного валютного фонда (база данных International financial statistics): ВВП, потребление домашних хозяйств, экспорт, индекс потребительских цен, индекс цен производителей, денежный агрегат M0, индекс потребительских цен в США.

Сезонность устранялась методом Census X-12 в пакете EViews 8. Тренд-циклическая составляющая исключалась там же фильтром Ходрика-Прескотта со стандартным для квартальных данных параметром $\lambda = 1600$.

Параметры априорных распределений были взяты из результатов оценивания в предыдущем исследовании [22] (Таблица 1). Мы отклонились в следующих случаях: $\sigma = 1$; $\varphi = 3$; $\kappa = 0.132$ $\rho_R = 0.75$.

Таблица 1

Параметры априорных распределений и апостериорная оценка коэффициентов модели

Параметр	Экономический смысл	Распределение	Априорное		Апостериорное среднее	
			Среднее	СКО	2010-2018	2015-2018
r^n	Естественная ставка процента	Гамма	0.005	0.002	0.0049	0.0049
w_{CH}	Доля потребления домохозяйствами отечественных товаров в ВВП	Бета	0.4059	0.03	0.4423	0.4253
w_E	Доля экспорта в ВВП	Бета	0.3648	0.08	0.0800	0.1445
α	Эластичность ВВП по труду	Бета	0.1014	0.08	0.0067	0.0049
σ	Величина обратная межвременному замещению потребления	Гамма	1	0.9	0.5545	0.1016
β	Норма дисконтирования	Бета	0.99	0.008	0.9909	0.9890
ϑ	Эластичность внешнего спроса по ценам	Гамма	1.2293	0.9	0.0772	0.0240
θ	Эластичность внутреннего спроса по ценам	Гамма	1.0845	0.9	0.0465	0.0150
ψ	Эластичность полезности по денежному запасу	Гамма	0.2991	0.25	0.7766	0.5014
η	Эластичность спроса на деньги по ставке процента	Гамма	0.0394	0.03	0.0953	0.1965
φ	Величина обратная эластичности предложения труда по заработной плате	Гамма	3	2.9	4.5347	4.2610
κ	Параметр Кальво для отечественных товаров	Гамма	0.132	0.13	0.2209	0.2293
$\rho_{\pi F}$	Мера инерционности инфляции на импортируемые товары	Бета	0.0203	0.015	0.0006	0.0202
q_{π}	Мера приверженности Нацбанка борьбе с инфляцией	Гамма	4.0241	1	5.1424	3.5379
q_y	Мера приверженности Нацбанка задаче стабилизации выпуска	Гамма	0.4683	0.2	0.4972	0.4623
q_{rer}	Мера приверженности Нацбанка задаче стабилизации реального обменного курса	Нормальное	0.1	1	-2.4759	-2.3921
ρ_R	Мера инерционности базовой ставки НБК	Бета	0.75	0.15	0.4441	0.5360
ρ_C	Инерционность потребления	Бета	0.9368	0.05	0.9325	0.9395
ρ_{RER}	Инерционность реального обменного курса	Бета	0.1	0.05	0.1003	0.1003
δ	Доля импортных товаров в потребительской корзине	Бета	0.2967	0.2	0.1662	0.1878

В выражениях выше мы ввели следующие источники шоков для модели:

- шок автономного спроса $e_{Y,t}$
- шок потребительского спроса $e_{C,t}$
- шок совокупной факторной производительности \tilde{A}_t
- шок мировых цен $\pi_{W,t}$
- шок внешнего спроса $\tilde{Y}_{W,t}$
- шок базовой ставки НБК $e_{R,t}$

–шок мировой процентной ставки R_t^W

–ценовой шок $e_{\pi,t}$

Перечисленные шоки моделируются уравнениями авторегрессии 1-го порядка. В отдельную таблицу сведём параметры шоков модели.

Таблица 2

Параметры априорных распределений и апостериорная оценка характеристик шоковых воздействий

Параметр	Экономический смысл	Распределение	Априорное		Апостериорное среднее	
			Среднее	СКО	2010-2018	2015-2018
ρ_{eY}	Инерционность шока автономного спроса $e_{Y,t}$	Бета	0.5969	0.2	0.7691	0.8354
ρ_{eC}	Инерционность шока потребительского спроса $e_{C,t}$	Бета	0.0777	0.05	0.4653	0.0795
ρ_A	Инерционность шока совокупной факторной производительности \tilde{A}_t	Бета	0.8248	0.07	0.7931	0.8194
$\rho_{\pi W}$	Инерционность шока мировых цен $\pi_{W,t}$	Бета	0.6494	0.14	0.7557	0.7272
ρ_{YW}	Инерционность шока внешнего спроса $\tilde{Y}_{W,t}$	Бета	0.1068	0.05	0.1195	0.1128
ρ_{eR}	Инерционность шока базовой ставки НБК $e_{R,t}$	Бета	0.9565	0.02	0.9587	0.9574
ρ_{RW}	Инерционность шока мировой процентной ставки R_t^W	Бета	0.8983	0.05	0.8867	0.9335
$\rho_{e\pi}$	Инерционность ценового шока $e_{\pi,t}$	Бета	0.9	0.04	0.8847	0.8980
σ_{eY}	Среднеквадратичное отклонение шока автономного спроса $e_{Y,t}$	Обратное Гамма	0.0437	Inf	0.0289	0.0332
σ_{eC}	Среднеквадратичное отклонение шока потребительского спроса $e_{C,t}$	Обратное Гамма	0.0141	Inf	2.0271	0.0099
σ_A	Среднеквадратичное отклонение шока совокупной факторной производительности \tilde{A}_t	Обратное Гамма	0.0126	Inf	0.0093	0.0074
$\sigma_{\pi W}$	Среднеквадратичное отклонение шока мировых цен $\pi_{W,t}$	Обратное Гамма	0.3348	Inf	0.3136	0.3392
σ_{YW}	Среднеквадратичное отклонение шока внешнего спроса $\tilde{Y}_{W,t}$	Обратное Гамма	0.1932	Inf	0.0757	0.0684
σ_{eR}	Среднеквадратичное отклонение шока базовой ставки НБК $e_{R,t}$	Обратное Гамма	0.6579	Inf	0.3683	0.3024
σ_{RW}	Среднеквадратичное отклонение шока мировой процентной ставки R_t^W	Обратное Гамма	0.3657	Inf	0.5958	0.6889
$\sigma_{e\pi}$	Среднеквадратичное отклонение ценового шока $e_{\pi,t}$	Обратное Гамма	1.0896	Inf	1.2363	1.2927

Оценивание проводилось в пакете Dynare для Matlab на квартальных данных на двух периодах: с 2010 по 2018 гг. и с 2015 по 2018 гг. Использовался численный метод по умолчанию – алгоритм Симса. Количество итераций для численных методов – 100 000. Настройки численных методов подбирались таким образом, что коэффициент acceptance ratio находился в интервале от 0.2 до 0.3 (оптимальным считается 0.234). Оценки приведены в Таблицах 1 и 2 в столбце «апостериорное среднее».

Обращает на себя внимание низкое значение параметра α (эластичность выпуска по труду) из производственной функции. Что говорит о том, что в краткосрочном периоде динамика ВВП и занятости слабо связаны, и косвенно указывает на инерционность рынка

труда в постпереходных экономиках. На это же указывает и низкое значение эластичности предложение труда по заработной плате (высокое значение φ).

Оценки параметров уравнения Тейлора несколько отличаются от эталонных параметров, приведённых в [21]. Оценки для эластичности ставки процента по инфляции оказываются выше 2.5, при этом после 2015 они снизились. А вот эластичность ставки процента по разрыву выпуска находится на «эталонном» уровне 0.5. Инерционность базовой ставки оказывается ниже значения 0.75 из [21].

В целом полученные оценки для модифицированной модели кажутся более адекватными по сравнению с предыдущими результатами [22] и относительно стабильными на обоих оцениваемых периодах.

Оптимизация параметров денежно-кредитной политики

Параметр ε оказывает значительное влияние на цели монетарной политики, но при этом его сложно оценить [17] и он отсутствует в уравнениях динамики. В работе [11] в качестве его значения выбрано 6. Отношение наличности к потреблению $\frac{\bar{m}}{C}$ откалибруем на основе данных за 2017-2018 гг. на уровне 70%. Доля потребления w_C откалибрована на уровне 80%.

При таких параметрах функция общественных потерь имеет следующие веса: 19 943 – для инфляции, 669 – для разрыва выпуска, около 0 – для реального обменного курса и ставки процента. Таким образом, полученная функция общественных потерь практически не отличается от формы используемой в DSGE-литературе только с инфляцией и разрывом выпуска.

Мы проводили оптимизацию при разных ограничениях, оставляя неизменной инерционность ставки процента ρ_R . Результаты сведены в таблицу 3.

Таблица 3

Результаты оптимизации параметров уравнения Тейлора

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
q_π	38.8641	5	3.5	39.2839	5	3.5
q_y	28.3621	2	0.5	28.0918	2	2
q_{rer}	-28.0295	-2.9	-2.3			
Общественные потери \mathbb{L}	260 875	264 933	269 187	260 877	264 933	269 095
Потери относительно (A)		1.6%	3.2%	0.0%	1.6%	3.2%

Столбец (A). Оптимизация параметров уравнения Тейлора без каких-либо ограничений на значения параметров даёт слишком большие значения коэффициентов, что означает, что процентная политика будет очень волатильной. Но обращает на себя внимание следующее – коэффициент при инфляции только в 1.37 раза больше, чем коэффициент при разрыве выпуска, а не в 5 раз, как в текущей процентной политике [21], или в 7 раз, как в оценённом уравнении Тейлора.

Столбец (B). Мы задали ограничения на диапазон возможных параметров: q_π от 1 до 5, q_y от 0 до 2, q_{rer} от -3 до 0. Очевидно, что условный оптимум установился на границах диапазонов. Потери общества, процентное отклонение от глобального оптимума из случая (A), составили при этом «реализуемом» наборе параметров 1.6%. Полученные проценты можно интерпретировать как потери в реальном потреблении домашних хозяйств относительно равновесного уровня.

Столбец (C). При оценённых параметрах уравнения Тейлора потери общества возрастают до 3.2% относительно глобального оптимума и до 1.6% по сравнению с «реализуемым» вариантом (B).

Против включения в правило Тейлора обменного курса можно привести аргумент, что для монетарных властей является сложной задачей прогнозирование валютного рынка. Поэтому далее мы провели ряд экспериментов с классическим правилом Тейлора (без валютного курса).

Столбец (D). Поскольку вес для реального обменного курса в функции общественных потерь незначительный, то результаты практически не изменились по сравнению с результатом (A). Только лишь коэффициент при инфляции несколько вырос, а при разрыве выпуска снизился. Это кажется разумным, т.к. потребительские цены через эффект переноса содержат курсовую составляющую.

В столбце (E) приведены результаты оптимизации «реализуемого» правила Тейлора (случай (B)) без валютного курса. Если бы НБК применял уравнение Тейлора с коэффициентами 5 и 2, а не 2.5 и 0.5 [21], то благосостояние общества повысилось бы на 4.4% (относительно уровня ФОП при параметрах 2.5 и 0.5). Поскольку вес обменного курса в ФОП незначителен, значение ФОП практически не изменилось относительно случая (B).

Столбец (F) отвечает на следующий вопрос: если НБК явным образом в уравнении Тейлора не учитывает валютный фактор, то, может быть, следует реализовать политику двойного мандата? Иными словами, следует ли денежному регулятору преследовать в качестве цели не только стабилизацию инфляцию, но и сглаживание разрывов выпуска? Ответ на этот вопрос уже содержится в столбце (D) – коэффициент уравнения Тейлора для инфляции должен быть только в 1.4 раза больше коэффициента для разрыва выпуска, а не в 5-7 раз, как сейчас.

Дополнительно мы провели следующие эксперименты. Если в правиле Тейлора использовать не ИПЦ, а ИЦП, то потери общества сокращаются многократно. И если в правиле Тейлора использовать не текущие значения переменных, а их опережения, то потери наоборот вырастают почти на 3%.

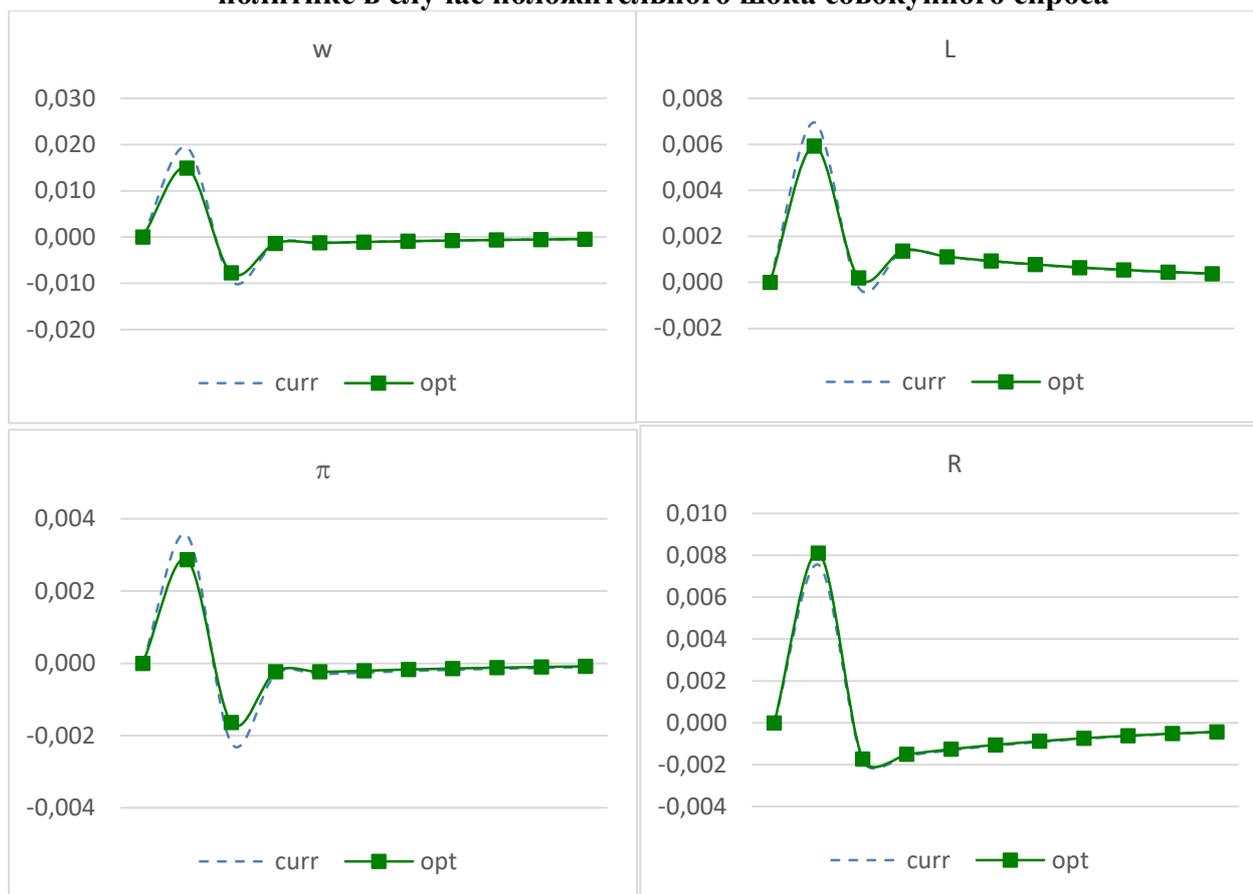
Сценарные расчеты

Для того чтобы проиллюстрировать результаты оптимизации правила Тейлора, рассмотрим несколько сценарных расчетов. Функции отклика (impulse response function), представленные ниже, показывают реакцию переменных модель в ответ на те или иные возмущения (шоки) в экономике. Мы будем отслеживать эффекты на ключевые для благосостояния переменные: реальная (за вычетом инфляции) заработная плата, занятость, инфляция.

Сравним эффекты от увеличения совокупного спроса, например вследствие увеличения бюджетных расходов, при текущей (оценки 2015-2018 гг. из таблицы 1) и оптимизированной (столбец (B) из таблицы 3) процентной политике (

Рисунок 1). В случае роста совокупного спроса растёт занятость, оплата труда и инфляция. В ответ на это Нацбанк повышает базовую ставку процента, что стабилизирует экономику около равновесного состояния. Но в случае оптимизированного уравнения Тейлора, ставка процента растёт сильнее. В результате колебания переменных, прежде всего инфляции, вокруг равновесного состояния оказываются меньше. Иными словами, более активная денежно-кредитная политика приводит к более быстрому стабилизации экономики, к меньшей дисперсии переменных, формирующих общественные потери.

Функции отклика при текущей (curr) и оптимизированной (opt) процентной политике в случае положительного шока совокупного спроса

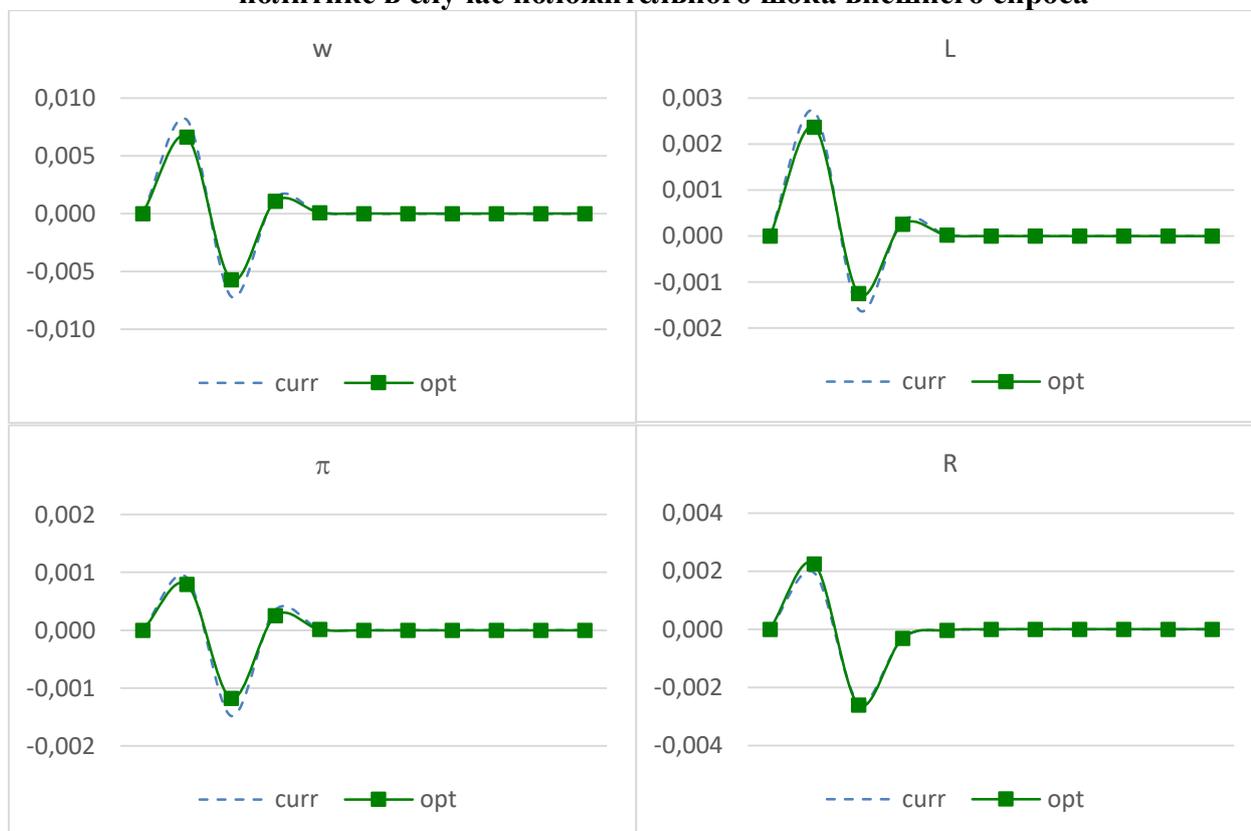


Аналогичный механизм работает в случае положительного шока внешнего спроса (

Рисунок 2). Рост экспорта приводит к увеличению занятости выше естественного уровня и к последующему росту безработицы. Аналогично ведут себя реальная заработная плата и инфляция. Соответственно, денежный регулятор вынужден вначале повышать ставку процента, а потом её сокращать. При текущих параметрах уравнения Тейлора амплитуда колебаний оказывается выше, соответственно и выше общественные потери. Как было сказано выше, при больших значениях коэффициентов уравнения Тейлора последствия шоков для экономики оказываются меньше.

Рисунок 2

Функции отклика при текущей (curr) и оптимизированной (opt) процентной политике в случае положительного шока внешнего спроса



Заключение

В работе представлена DSGE-модель Казахстана. Параметры модели оценены на основе байесовского подхода для периода 2010-2018 гг. и для подпериода 2015-2018 гг. Полученные оценки уточняют параметры денежно-кредитной политики НБК, опубликованные в работе [21]. В частности, следует, что НБК даже после формального перехода к политике инфляционного таргетирования сглаживал колебания валютного рынка.

Также, по всей видимости, НБК при выработке денежно-кредитной политики обращает внимание не только на инфляцию, но и на деловую активность (политика двойного мандата). При этом стремление к стабилизации инфляции снизилось после 2015 г. (до 3.5 / 0.5), хотя и оказывается выше значений, обозначенных в публикации [21] (2.5 к 0.5).

Как известно, потери благосостояния могут возникать прежде всего по причине монополизации экономики и негибкости цен. Кроме того, как показано в модели, в результате инфляции происходит обесценивание доходов и денежных запасов. А денежные запасы теряют в стоимости из-за роста ставки процента, которая выступает альтернативной стоимостью хранения денег в наличной форме. Также снижение занятости и потребления приводит к потерям благосостояния. Эти потери во многом связаны с волатильностью валютного рынка.

В итоге потери благосостояния общества, выраженные в единицах равновесного потребления, составляют 3.2% от ситуации оптимальной денежно-кредитной политики.

При этом полученные оценки для потерь благосостояния от колебаний валютного рынка являются оценками «снизу», т.к. наша простая модель не учитывает множества функций, которые выполняет иностранная валюта в современной экономике, во внешней торговле и финансовой системе. Например, неопределённость на валютном рынке порождает финансовые риски, вынуждая экспортеров и импортеров, а также население и банки, держать определённый запас валюты для сглаживания последствий от колебания курса. Эти буферные запасы валюты представляют собой омертвлённый капитал. И наоборот, оборотный капитал, хранимый в национальной валюте, может обесцениться в случае неожиданной девальвации. Наконец, конвертация средств в валюту и обратно сопряжена с потерями в случае резких изменений обменного курса. Таким образом, можно заключить, что колебания на валютном рынке увеличивают транзакционные издержки, что понижает конкурентоспособность экономики, ограничивает экономический рост и занятость, и, как следствие, снижает общественное благосостояние.

Таким образом, на основе построенной модели и проведенной оптимизации можно сделать следующие выводы и рекомендации:

– политика двойного мандата и включение в уравнение Тейлора обменного курса могут повысить общественное благосостояние;

– коэффициенты чувствительности текущей процентной политики могут быть пересмотрены в сторону повышения, за счет чего можно сократить потери общества в два раза;

– при проведении денежно-кредитной политики следует ориентироваться не на ИПЦ, а на индикаторы внутренней инфляции, может быть, на показатель базовой инфляции.

Список литературы:

1. Blanchard O., Kiyotaki N. Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand // The American Economic Review, Vol. 77, No. 4 (Sep., 1987), pp. 647-666
2. Calvo G. Staggered Contracts in a Utility-Maximizing Framework // Journal of Monetary Economics 1983, №12. pp.383-398
3. DeJong D., Dave C. Structural Macroeconometrics. 2nd edition. Princeton: Princeton University Press, 2011. 418 p.
4. Dixit A., Stiglitz J. Monopolistic competition and optimum product diversity / American Economic Review 1977, vol. 67, pp.297-308

5. *Gali J.* Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework. Princeton University Press, 2008. 203 p.
6. *Gali J., Gertler M.* Inflation dynamics: A structural econometric analysis // *Journal of Monetary Economics*, 1999 Vol. 44. pp.195-222
7. *Gali J., Monacelli T.* Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy // *Review of Economic Studies*, 2005 №72. pp.707–734
8. *Heijdra Ben J., Van Der Ploeg F.* The Foundations of Modern Macroeconomics. – Oxford University Press, 2002. P.751
9. *Lucas R.E.* Econometric policy evaluation: a critique // *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 1976. Vol. 1. P. 19–46.
10. *Mukhamediyev B.* A Small Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Economy of Kazakhstan // *EcoMod*. 2013. No. 5330.
11. *Mukhamediyev B.* Estimated DSGE Model for oil producing Economy of Kazakhstan // *The Macrotheme Review*. 2014. Vol. 3. No.3. P. 1-13.
12. *Rotemberg J.* Sticky Prices in the United States// *The Journal of Political Economy*. 1982 Volume 90, No.6. P.1187-1211
13. *Smets F., Wouters R.* Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach // *American Economic Review* 2007, 97(3). pp. 586-606
14. *Taylor J.* Discretion versus policy rules in practice // <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>
15. *Woodford M.* Interest and Prices. Foundations of a Theory of Monetary Policy. – Princeton University Press, 2003. 804 p.
16. *Дробышевский С.М., Евдокимова Т.В., Трунин П.В.* Влияние выбора целей и инструментов политики денежных властей на уязвимость экономик. – М.: Дело, 2012. 204 с.
17. *Зарецкий А.* Поиск оптимального варианта монетарной политики в Беларуси: результаты простой DSGE-модели. URL: <http://www.research.by/webroot/delivery/files/wp2012r06.pdf> (дата обращения: 03.02.2016).
18. *Ишуова Ж.Ш.* Моделирование динамического стохастического общего равновесия и оценка влияния денежно-кредитной политики на экономический рост в Республике Казахстан: дисс. д-ра философии (PhD): 6D050600. Алматы, 2013. 162 с.
19. *Картаев Ф.* Увеличивает ли управление валютным курсом эффективность инфляционного таргетирования // *Деньги и кредит*, 2017 № 2. С.63-68
20. *Микушева А.* Оценивание динамических стохастических моделей общего равновесия // *Квантиль*, 2014 №12. С. 1–22.
21. *Чернявский Д.О., Муканов Н.С.* Внедрение правила денежно-кредитной политики в квартальную прогностическую модель Казахстана // *Деньги и кредит*, 2017 № 5. С. 40 – 46.
22. *Шульц Д.Н.* Байесовская динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана // *Вестник КазНУ. Серия экономическая*, 2019 №2. С.64-79.
23. *Шульц Д.Н., Ошакбаев Р.С.* Динамическая стохастическая модель общего равновесия Казахстана // *Вестник Евразийской науки*. 2018. №4. URL: <https://esj.today/PDF/25ECVN418.pdf> (дата обращения: 13.02.2019).

Приложение 1
Квадратичная аппроксимация функции полезности

Выпишем функцию полезности домашних хозяйств (1):

$$U = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \Phi \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \Psi \frac{m_t^{1-\psi}}{1-\psi} \right) \right]$$

Рассчитаем квадратичную аппроксимацию функции полезности $U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u_t$ относительно равновесия при гибких ценах:

$$u_t - \bar{u} \approx \bar{u}_c \bar{C} \left(\frac{C_t - \bar{C}}{\bar{C}} \right) + \bar{u}_L \bar{L} \left(\frac{L_t - \bar{L}}{\bar{L}} \right) + \bar{u}_m \bar{m} \left(\frac{m_t - \bar{m}}{\bar{m}} \right) + \frac{1}{2} \bar{u}_{cc} \bar{C}^2 \left(\frac{C_t - \bar{C}}{\bar{C}} \right)^2 + \\ + \frac{1}{2} \bar{u}_{LL} \bar{L}^2 \left(\frac{L_t - \bar{L}}{\bar{L}} \right)^2 + \frac{1}{2} \bar{u}_{mm} \bar{m}^2 \left(\frac{m_t - \bar{m}}{\bar{m}} \right)^2$$

При аппроксимации мы учитывали сепарабельность функции полезности $\bar{u}_{cL} = 0$, $\bar{u}_{cm} = 0$, $\bar{u}_{mL} = 0$.

Далее мы воспользуемся свойством $Z_t - \bar{Z} \approx \bar{Z} \left(\hat{z}_t + \frac{1}{2} \hat{z}_t^2 \right)$. Тогда:

$$u_t - \bar{u} \approx \bar{u}_c \bar{C} \left(\hat{C}_t + \frac{1}{2} \hat{C}_t^2 \right) + \bar{u}_L \bar{L} \left(\hat{L}_t + \frac{1}{2} \hat{L}_t^2 \right) + \bar{u}_m \bar{m} \left(\hat{m}_t + \frac{1}{2} \hat{m}_t^2 \right) + \frac{1}{2} \bar{u}_{cc} \bar{C}^2 \left(\hat{C}_t + \frac{1}{2} \hat{C}_t^2 \right)^2 + \\ + \frac{1}{2} \bar{u}_{LL} \bar{L}^2 \left(\hat{L}_t + \frac{1}{2} \hat{L}_t^2 \right)^2 + \frac{1}{2} \bar{u}_{mm} \bar{m}^2 \left(\hat{m}_t + \frac{1}{2} \hat{m}_t^2 \right)^2$$

Для функции полезности CRRA выполняются свойства: $\sigma = -\frac{\bar{u}_{cc}}{\bar{u}_c} \bar{C}$, $\varphi = \frac{\bar{u}_{LL}}{\bar{u}_L} \bar{L}$, $\psi = -\frac{\bar{u}_{mm}}{\bar{u}_m} \bar{m}$. Отбрасывая члены старше 2-го порядка, получаем:

$$u_t - \bar{u} \approx \bar{u}_c \bar{C} \left(\hat{C}_t + \frac{1-\sigma}{2} \hat{C}_t^2 \right) + \bar{u}_L \bar{L} \left(\hat{L}_t + \frac{1+\varphi}{2} \hat{L}_t^2 \right) + \bar{u}_m \bar{m} \left(\hat{m}_t + \frac{1-\psi}{2} \hat{m}_t^2 \right)$$

В условиях монополистической конкуренции процентное отклонение занятости от равновесия при гибких ценах задаётся выражением $\alpha \hat{L}_t = \hat{Y}_t - a_t + d_t$. Здесь новой является переменная d_t – относительная ценовая дисперсия (кросс-секционная). В состоянии гибких цен $\bar{d}_t = 0$. Как доказывает Гали [5], $d_t \approx \frac{\varepsilon}{2\Theta} D[p_{H,t}]$, где $\Theta = \frac{\alpha}{\alpha+(1-\alpha)\varepsilon}$. Параметр $\varepsilon > 0$ отражает норму замещения между товарами в потребительской корзине (10).

С учётом сказанного, пренебрегая членами старше 2-го порядка и не зависящими от денежно-кредитной политики, получаем:

$$u_t - \bar{u} \approx \bar{u}_c \bar{C} \left(\hat{C}_t + \frac{1-\sigma}{2} \hat{C}_t^2 \right) + \frac{\bar{u}_L \bar{L}}{\alpha} \left(\hat{Y}_t + d_t + \frac{1+\varphi}{2\alpha} (\hat{Y}_t - a_t)^2 \right) + \\ + \bar{u}_m \bar{m} \left(\hat{m}_t + \frac{1-\psi}{2} \hat{m}_t^2 \right)$$

На следующем шаге отметим, что в состоянии равновесия выполняются условия оптимума потребителя (3) $\bar{w} = -\frac{\bar{u}_L}{\bar{u}_c}$ и фирм $\bar{w} = \alpha \frac{\bar{Y}}{\bar{L}}$. Соответственно, $-\frac{\bar{u}_L}{\bar{u}_c} = \alpha \frac{\bar{Y}}{\bar{L}}$ и $\frac{\bar{u}_L \bar{L}}{\alpha} = -\bar{u}_c \bar{Y} = -\frac{\bar{u}_c \bar{C}}{w_c}$, где w_c – доля потребления в ВВП в состоянии равновесия.

Кроме того, из условия (2): $\bar{u}_m = \bar{u}_c \left(\frac{\bar{R}}{1+\bar{R}} \right)$. Тогда потери благосостояния, выраженные в процентах от равновесного потребления, равны:

$$\frac{u_t - \bar{u}}{\bar{u}_c \bar{C}} \approx \hat{C}_t + \frac{1-\sigma}{2} \hat{C}_t^2 - \frac{1}{w_c} \left(\hat{Y}_t + d_t + \frac{1+\varphi}{2\alpha} (\hat{Y}_t - a_t)^2 \right) + \left(\frac{\bar{R}}{1+\bar{R}} \right) \frac{\bar{m}}{\bar{C}} \left(\hat{m}_t + \frac{1-\psi}{2} \hat{m}_t^2 \right)$$

Отклонения для спроса на деньги (22): $\hat{m}_t = \frac{1}{\psi} + \frac{\sigma}{\psi} \hat{C}_t - \frac{R_t}{\psi \bar{R}}$. Тогда получаем, опуская постоянные члены:

$$\hat{m}_t + \frac{1-\psi}{2} \hat{m}_t^2 \approx \frac{\sigma}{\psi^2} \hat{C}_t + \frac{1-\psi}{2} \frac{\sigma^2}{\psi^2} \hat{C}_t^2 - \frac{R_t}{\psi^2 \bar{R}} + \frac{1-\psi}{2} \frac{R_t^2}{\psi^2 \bar{R}^2} - \frac{1-\psi}{\psi^2} \sigma \hat{C}_t \frac{R_t}{\bar{R}}$$

Подставляя в выражение для потерь благосостояния, получаем:

$$\frac{u_t - \bar{u}}{u_c \bar{C}} \approx \chi_1 \hat{C}_t + \frac{1}{2} \chi_2 \hat{C}_t^2 - \frac{1}{w_C} \left(\hat{Y}_t + d_t + \frac{1+\varphi}{2\alpha} (\hat{Y}_t - a_t)^2 \right) - \chi_m \frac{R_t}{\bar{R}} + \chi_m \frac{1-\psi}{2} \frac{R_t^2}{\bar{R}^2} - \chi_3 \frac{\hat{C}_t R_t}{\bar{R}}$$

$$\text{где } \chi_m = \frac{1}{\psi^2} \left(\frac{\bar{R}}{1+\bar{R}} \right) \frac{\bar{m}}{\bar{C}}, \chi_1 = 1 + \chi_m \sigma, \chi_2 = 1 - \sigma + \chi_m \sigma^2 (1 - \psi), \chi_3 = \chi_m (1 - \psi) \sigma$$

Сейчас у нас присутствуют и разрыв выпуска, и разрыв потребления. На следующем шаге перейдём от потребления к выпуску. С учётом (24) и (28)-(30), они связаны между собой следующим соотношением:

$$\hat{Y}_t = w_{CH} \hat{C}_t + rer_t \frac{w_{CH} \theta \delta + w_E \vartheta}{1 - \delta} + e'_{Y,t}$$

Тогда, избавляясь от переменной потребления, выводим:

$$\begin{aligned} \frac{u_t - \bar{u}}{u_c \bar{C}} \approx & \hat{Y}_t \left(\frac{\chi_1}{w_{CH}} - \frac{1}{w_C} \right) + \hat{Y}_t^2 \left(\frac{\chi_2}{2w_{CH}^2} - \frac{1+\varphi}{2\alpha w_C} \right) - \frac{d_t}{w_C} - \frac{\chi_1 \chi_4}{w_{CH}} rer_t + \frac{\chi_2 \chi_4^2}{2w_{CH}^2} rer_t^2 - \chi_m \frac{R_t}{\bar{R}} \\ & + \chi_m \frac{1-\psi}{2} \frac{R_t^2}{\bar{R}^2} - \frac{\chi_2 \chi_4}{w_{CH}^2} \hat{Y}_t rer_t - \chi_3 \hat{Y}_t \frac{R_t}{\bar{R}} + \chi_3 \chi_4 rer_t \frac{R_t}{\bar{R}} + \frac{1+\varphi}{w_C \alpha} \hat{Y}_t a_t - \frac{\chi_2}{w_{CH}^2} \hat{Y}_t e'_{Y,t} \\ & + \frac{\chi_2 \chi_4}{w_{CH}^2} rer_t e'_{Y,t} + \chi_3 e'_{Y,t} \frac{R_t}{\bar{R}} \end{aligned}$$

$$\text{где } \chi_4 = \frac{w_{CH} \theta \delta + w_E \vartheta}{w_{CH} (1 - \delta)}$$

Далее мы перейдём к переменным-отклонениям от стационарного состояния. Для этого нам нужно связать отклонения от стационарного состояния \tilde{z}_t с отклонениями от равновесия при гибких ценах \hat{z}_t . Как показано в [5], при шоке производительности $\tilde{Y}_t = \hat{Y}_t - \frac{1+\varphi}{\sigma\alpha+\varphi+1-\alpha} a_t$. Тогда после преобразований получаем (снова отбрасываем компоненты, не зависящие от денежно-кредитной политики):

$$\begin{aligned} \frac{u_t - \bar{u}}{u_c \bar{C}} \approx & \tilde{Y}_t \left(\frac{\chi_1}{w_{CH}} - \frac{1}{w_C} \right) + \tilde{Y}_t^2 \left(\frac{\chi_2}{2w_{CH}^2} - \frac{1+\varphi}{2\alpha w_C} \right) - \frac{d_t}{w_C} - \frac{\chi_1 \chi_4}{w_{CH}} rer_t + \frac{\chi_2 \chi_4^2}{2w_{CH}^2} rer_t^2 - \chi_m \frac{R_t}{\bar{R}} \\ & + \chi_m \frac{1-\psi}{2} \frac{R_t^2}{\bar{R}^2} - \frac{\chi_2 \chi_4}{w_{CH}^2} \tilde{Y}_t rer_t - \chi_3 \tilde{Y}_t \frac{R_t}{\bar{R}} + \chi_3 \chi_4 rer_t \frac{R_t}{\bar{R}} \\ & + \left(\frac{1+\varphi}{w_C \alpha} + \chi_5 \left(\frac{\chi_2}{w_{CH}^2} - \frac{1+\varphi}{\alpha w_C} \right) \right) \tilde{Y}_t a_t - \frac{\chi_2}{w_{CH}^2} \tilde{Y}_t e'_{Y,t} + \frac{\chi_2 \chi_4}{w_{CH}^2} rer_t e'_{Y,t} + \chi_3 e'_{Y,t} \frac{R_t}{\bar{R}} \\ & - \chi_3 \chi_5 a_t \frac{R_t}{\bar{R}} - \frac{\chi_2 \chi_4 \chi_5}{w_{CH}^2} a_t rer_t \end{aligned}$$

$$\text{Здесь } \chi_5 = \frac{1+\varphi}{\sigma\alpha+\varphi+1-\alpha}$$

Далее мы должны свернуть получившееся громоздкое выражение в форму, пригодную для использования в Dynare. Для этого обратим внимание, что выражение вида $a z_t^2 - 2z_t e_t - 2z_t z^* = a(x_t - \varepsilon_t)^2 + tip$, где $\varepsilon_t = \frac{e_t}{a}$; $x_t = z_t - \frac{z^*}{a}$; tip – компоненты, не зависящие от z_t .

$$\frac{u_t - \bar{u}}{u_c \bar{C}} \approx a_Y x_t^2 + a_{RER} e_t^2 + a_R r_t^2 - \frac{d_t}{w_C} - \frac{\chi_2 \chi_4}{w_{CH}^2} \hat{Y}_t rer_t - \chi_3 \tilde{Y}_t \frac{R_t}{\bar{R}} + \chi_3 \chi_4 rer_t \frac{R_t}{\bar{R}}$$

где:

$$\begin{aligned} a_Y &= \left(\frac{\chi_2}{2w_{CH}^2} - \frac{1+\varphi}{2\alpha w_C} \right), y^* = \frac{1}{2} \left(\frac{\chi_1}{w_{CH}} - \frac{1}{w_C} \right), \varepsilon_{Y,t} = \frac{\left(\frac{1+\varphi}{w_C \alpha} + 2\chi_5 a_Y \right) a_t - \frac{\chi_2}{w_{CH}^2} e'_{Y,t}}{a_Y}, x_t = \tilde{Y}_t - \frac{y^*}{a_Y} - \varepsilon_{Y,t} \\ a_{RER} &= \frac{\chi_2 \chi_4^2}{2w_{CH}^2}, rer^* = \frac{\chi_1 \chi_4}{2w_{CH}}, \varepsilon_{RER,t} = \frac{2}{\chi_4} e'_{Y,t} - \frac{\chi_2 \chi_4 \chi_5}{w_{CH}^2} a_t, e_t = rer_t - \frac{w_{CH}}{\chi_4} - \varepsilon_{RER,t} \end{aligned}$$

$$a_R = \chi_m \frac{1-\psi}{2}, r^* = \frac{\chi_m}{2}, \varepsilon_{R,t} = \chi_3 e'_{Y,t} - \chi_3 \chi_5 a_t, r_t = \frac{R_t}{\bar{R}} - \frac{1}{1-\psi} - \varepsilon_{R,t}$$

Наконец, как показано в [15], $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t D[p_{H,t}] = \frac{\omega}{(1-\omega)(1-\beta\omega)} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_{H,t}^2$. Тогда

$$\begin{aligned} \mathbb{W} &= E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{u_t - \bar{u}}{u_C \bar{C}} \right) \right] = \\ &= E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ -\frac{\varepsilon}{\lambda w_C} \pi_{H,t}^2 + a_Y x_t^2 + a_{RER} e_t^2 + a_R r_t^2 - \frac{\chi_2 \chi_4}{w_{CH}^2} \hat{Y}_t r e r_t - \chi_3 \tilde{Y}_t \frac{R_t}{\bar{R}} \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \chi_3 \chi_4 r e r_t \frac{R_t}{\bar{R}} \right\} \right] \end{aligned}$$

$$\text{где } \lambda = 2 \frac{\alpha}{\alpha+(1-\alpha)\varepsilon} \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}.$$

Ошакбаев высказался о заявлении Акишева про причины инфляции

Главная > Процесс > Экспертиза

04 октября 2017

И поделился своим взглядом на проблему

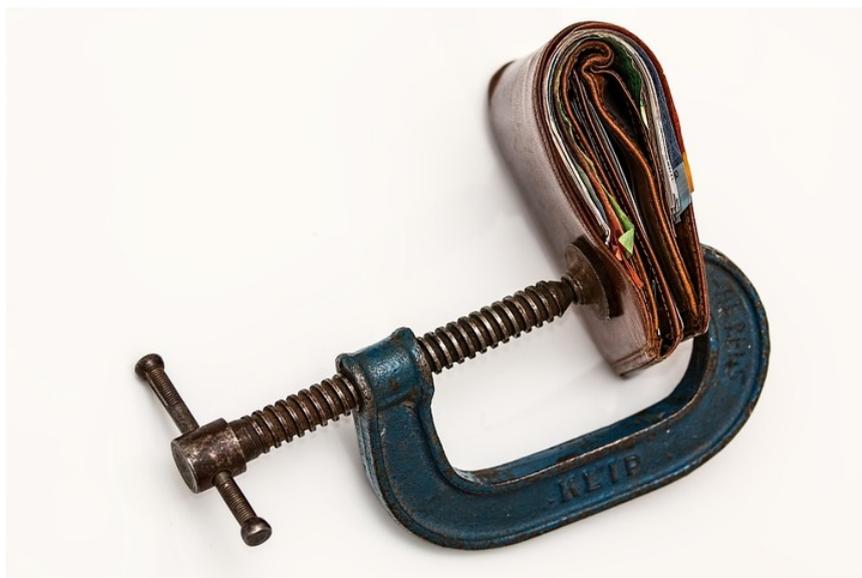


Фото: pixabay.com

Напомним, накануне, 3 октября, глава Национального банка Казахстана **Данияр Акишев**, выступая на заседании правительства, **отметил** снижение инфляционных процессов в стране, но увидел инфляционные риски в увеличении импорта и в ожиданиях отечественных производителей и продавцов. «Ожидание населения и предприятий в отношении роста цен становятся причинами инфляции», — заявил Акишев.

Директор Центра прикладных исследований «Талап» **Рахим Ошакбаев** на своей **странице** в Facebook высказался по этому поводу. Вот что он написал.



Нефть в Норвегии закончится, а благосостояние останется

Одно из самых богатых нефтью государств мира, Норвегия, последовательно гот... →

Какие факторы и в какой степени влияют на инфляцию в Казахстане в текущий момент?

Важно отметить тот факт, что та монетарная политика, которую уже два года проводит Нацбанк и которую он почему-то называет «инфляционное таргетирование», как-раз направлена на агрессивное подавление инфляции монетарными инструментами в ущерб благосостоянию населения, занятости и инклюзивному экономическому росту. И эта тотальная антиинфляционная политика эти два года не дает ощутимых результатов, что в том числе нашло отражение в серьезном снижении рейтинга Казахстана в Глобальном индексе конкурентоспособности по причинам высокой инфляции и низкой доступности кредита.

На все вопросы по поводу дисфункции инфляционного таргетирования мы получали практически один ответ: «нужно еще подождать», «слишком мало времени прошло, чтобы инфляционное таргетирование заработало» и так далее. И вот, наконец-то, мы получили внятный ответ от Нацбанка по поводу главной причины инфляции (по сути, главной причины, почему наше казахстанское исполнение «инфляционного таргетирования» не работает). Во всем, по мнению Нацбанка, виноваты высокие инфляционные ожидания населения и предприятий.

Мы же пришли к абсолютно другим выводам по данному вопросу.

АТАМЕКЕН

Какие вопросы будет решать нацпалата «Атамекен» после пандемии коронавируса. 2234

Все материалы →

ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ

Архив → В продаже №1 (10) →

3 НОЯБРЯ РОДИЛИСЬ
Именинников сегодня нет

ВЫБОР РЕДАКТОРА
Анастасии Новиковой

50 богатейших бизнесменов Казахстана - 2020. 25991

Все материалы →

30 моложе 30

Ёнгун Ким: киберспорт в Казахстане, новый состав AVANGAR, сделка с Virtus.Pro

Все видео →

Обсуждаемые в **СОЦСЕТЯХ**

Сутки Неделя Месяц Год



Изменчивые цели центральных банков

Руководители центральных банков, конечно, хотят, чтобы мировая экономика бы... →

Ключевой вывод исследования Центра «Талап» об основных факторах инфляции: **инфляция не носит исключительно монетарный характер.**

Важными факторами инфляции являются волатильность обменного курса тенге, налогово-бюджетная политика, ставки по кредитам, цены на нефть и т.д. Серьезное влияние на темпы инфляции оказывает ее инерционность, то есть устоявшиеся инфляционные ожидания, высокая монополизация экономики, ее долларизация.

Справедливости ради нужно отметить, что на заседании правительства председатель Национального банка также говорил о немонетарных причинах инфляции:

- «...фундаментально инфляционное давление возникает в результате стимулирующей фискальной политики»;

- «одним из драйверов повышения непродовольственных цен является рост потребительского кредитования»;

- «...одной из причин роста цен является повышение цен на импорт»;

- «...причиной инфляции становятся ожидания населения и предприятий в отношении роста цен»;

- «На уровень инфляции продолжают оказывать влияние структурные особенности экономики, в том числе недостаточная глубина рынка товаров длительного пользования, слабая конкуренция, наличие торговых наценок и посредников».

Выходит, вся денежно-кредитная политика направлена на достижение коридора инфляции в 6-8%, которая определяется немонетарными факторами. То есть не до конца понятно в какой мере Национальный банк сдерживает инфляцию. Нацбанк установил себе комфортную цель 6-8%. Выше этого коридора инфляция никогда и не выходила, за исключением двух кризисных периодов.



По сути, Нацбанк устанавливает коридор инфляции, точно не зная какая будет инфляция и как на неё влияет проводимая им монетарная политика. Если инфляция удержится в этом коридоре (а она, по большому счету, иной и не была), Нацбанк «припишет» победу себе. Если не удержится, виновниками назначат неподконтрольные Нацбанку факторы: население, которые неправильные инфляционные ожидания формируют; бизнес, который зарабатывают на плавающем валютном курсе и т.д.

Получается, очень выгодная позиция - можно особо ничего не делать, только рапортовать, что инфляция укладывается в коридор. Задача сводится только к выбору правильного коридора, чтобы инфляция наиболее вероятно в нем оказалась...

Другой вопрос какой ценой достигаются цели по инфляции в рамках режима так называемого «инфляционного таргетирования»?

Хотя по мнению Нацбанка базовая ставка в 10,25% «стимулирует переток свободных ресурсов банков в реальный сектор экономики», очевидно, что кредитование существенно не растет. Если сравнивать январь-август 2017 к аналогичному периоду 2016, то объем выданных кредитов вырос всего на 5,7%.

- 1 Почему основатель Santufei решил продать бизнес Kaspi.kz
f: 17 | t: 0 | v: 0 | @: 0
- 2 Black Lives Matter и Казахстан: межрасовая солидарность и как её обрести?
f: 12 | t: 0 | v: 0 | @: 0
- 3 Задержан Елжан Биртанов – официальное заявление
f: 9 | t: 0 | v: 0 | @: 0
- 4 S&P обнаружило новичка в лидерах казахстанского страхования жизни
f: 7 | t: 0 | v: 0 | @: 0
- 5 Как Ёнгун Ким провернул самую крупную в истории казахстанского киберспорта сделку
f: 6 | t: 0 | v: 0 | @: 0
- 6 Борьба со свободой слова. Как расправляются с неугодными журналистами
f: 3 | t: 0 | v: 0 | @: 0
- 7 В Нацбанке рассказали, что вскоре повлияет на обменный курс тенге
f: 2 | t: 0 | v: 0 | @: 0

Самые ЧИТАЕМЫЕ

Сутки | Неделя | Месяц | Год

- 1 Задержан Елжан Биртанов – официальное заявление
6д 49 сек. | 3380
- 2 Сколько банков нужно Казахстану?
6д 5 мин. | 2524
- 3 В Нацбанке рассказали, что вскоре повлияет на обменный курс тенге
6д 2 мин. | 2102
- 4 Курс доллара пошёл на спад
6д 25 сек. | 1853
- 5 S&P обнаружило новичка в лидерах казахстанского страхования жизни
6д 4 мин. | 1828
- 6 Почему основатель Santufei решил продать бизнес Kaspi.kz
6д 10 мин. | 1711
- 7 Как Ёнгун Ким провернул самую крупную в истории казахстанского киберспорта сделку
6д 3 мин. | 1364

Из всего этого, можно сделать вывод о том, что абсолютная приверженность инфляционному таргетированию при полном игнорировании вопросов экономического роста, немонетарного характера инфляции, стагнации кредитования, волатильности курса тенге может являться серьезной ошибкой.

Факторы, влияющие на инфляцию

- Денежная эмиссия с лагом 2 квартала (+0,04*)
- Темпы девальвации (+0,05)
- Инфляционные и дефляционные ожидания (+)
- Реальная ставка по кредитам (-0,06)
- Рост налоговой нагрузки (+0,06)
- Мировые цены на нефть (+ 0,02)
- Бюджетные расходы (+ 0,07)
- Тарифы естественных монополий (+)

По оценкам самого НБК, вклад монетарных факторов - менее 50%

Инфляционные процессы в значительной мере инерционны (+ 0,27)

Инфляция **не находится** под полным контролем НБК, но НБК проводит решительную антиинфляционную политику, ограничивая экономический рост и занятость

* в скобках указаны коэффициенты влияния. Например, увеличение темпов роста агрегата М0 на 1 пп. приводит к росту ИПЦ на 0,04 пп.

Центр прикладных исследований «ТАЛАП»

22

По нашему мнению, на текущий момент реальная политика инфляционного таргетирования не может быть реализована в Казахстане, поскольку полноценно нет следующих важнейших факторов для эффективного поведения подобной монетарной политики:

- а) нет работающего процентного трансмиссионного механизма (в Казахстане, по общему признанию всех участников дискуссии, он не работает);
- б) у участников рынка и населения серьезно подорвано доверие к Нацбанку;
- в) наконец, дедолларизация экономики, до которой тоже еще далеко.

Повторимся: от монетарной политики прямо зависит благосостояние казахстанцев, и, значит, тема эффективности монетарной политики настолько серьезная, чтобы позволять только Нацбанку самостоятельно ее оценивать в формате своих односторонних пресс-релизов. Нужна реальная, инклюзивная, открытая дискуссия с участием экономического блока правительства, представителей бизнес-сообщества и экспертного гражданского сектора.

Презентация исследования Центра прикладных исследований «Талап» на тему «Экономическое моделирование инфляционных процессов» на круглом столе в Институте экономических исследований 13 сентября 2017.

Научная статья Центра прикладных исследований «Талап» на тему «Эконометрическое моделирование инфляционных процессов в Казахстане».

Информационное сообщение касательно доклада председателя Национального банка РК Данияра Акишева на заседании правительства РК.



Подписывайтесь на наш канал в **Яндекс.Дзен**

Forbes

: Если вы обнаружили ошибку или опечатку, выделите фрагмент текста с ошибкой и нажмите **CTRL+Enter**

16706 просмотров

Поделиться этой публикацией в соцсетях:



Об авторе:



Рахим Ошакбаев

директор Центра прикладных исследований «Талап»

Есть ли альтернатива плавающему курсу тенге и инфляционному таргетированию

Главная > Процесс > Экспертиза

12 сентября 2018

Известный казахстанский экономист в своем материале для Forbes.kz поделился своим мнением о денежно-кредитной политике Нацбанка



Фото: Архив пресс-службы Рахим Ошакбаев

Введение

Сразу скажу, что цель этой статьи – не дать ответ на вопрос, хорошо или плохо инфляционное таргетирование (ИТ). Но важным аспектом политики ИТ является доверие денежным властям. Если же Нацбанк ещё до введения режима ИТ манипулирует фактами, подменяет понятия и иным образом подрывает к себе доверие, сложно верить в то, что политика инфляционного таргетирования себя оправдает. То есть мы попытаемся разобрать некоторые мифы об ИТ, которые на протяжении последних лет в общественное сознание вбивал НБ РК.

Вторым поводом для подготовки этого материала стало наблюдение того, что даже в экспертном сообществе нет ясного представления, что такое инфляционное



Рахим Ошакбаев:
Переход на свободное плавание тенге был ошибкой

Мнение экономиста о том, почему режим плавающего валютного курса неэффективен... →

таргетирование. А, как известно, не было бы 99% споров, если бы перед дискуссией все стороны определились с терминологией. Так вот, нам кажется, что прежде чем обсуждать, нужно ИТ в Казахстане или нет, готова страна к ИТ или нет, какой вид ИТ выбрать, нужно чётко разобрать, чем инфляционное таргетирование является, а чем не является.

Осознавал ли Нацбанк ограничения и риски, выбирая политику ИТ? Действительно ли НБ РК выбрал наиболее адекватную и оптимальную форму денежно-кредитной политики для условий

Казахстана или просто взял первую попавшуюся идею? Мы постоянно просим привести хоть какое-то обоснование, хоть какую-то аргументацию, но ответы, которые мы получаем, только усиливают наши сомнения, только укореняют нас во мнении, что Нацбанк просто сделал страну заложником новомодной идеи, до конца не осознанной и не проработанной.

Таким образом, в данном материале мы не оспариваем эффективность денежно-

АТАМЕКЕН

Какие вопросы будет решать нацпалата «Атамекен» после пандемии коронавируса

Все материалы →

ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ

Forbes

50 КАЗАХСТАНДАҒЫ ЕҢ ДӘУЛЕТТІ БИЗНЕСМЕНДЕР

Архив → В продаже №1 (10) →

3 НОЯБРЯ РОДИЛИСЬ
Именинников сегодня нет

ВЫБОР РЕДАКТОРА

Анастасии Новиковой

50 БОГАТЕЙШИХ БИЗНЕСМЕНОВ Казахстана - 2020

Все материалы →

Инвестировать в криптовалюту нет смысла

Евгений Питолин и Ельдар Абдразаков обсудили культуру инвестиций в завтрашний день, цифровые инструменты для продажи и маркетинга в новом м...

Все видео →

Обсуждаемые в **СОЦСЕТЯХ**

Сутки Неделя Месяц

кредитной политики в Казахстане. Мы пытаемся очистить экспертные дискуссии от мифов, чтобы дальше перейти уже к более предметному разговору.

Итак.

Миф №1

«Инфляционное таргетирование – передовой международный опыт. Все страны им пользуются»

По классификации МВФ за 2016 приверженцами ИТ являются **38 стран**: Австралия, Албания, Армения, Бразилия, Великобритания, Венгрия, Гана, Гватемала, Грузия, Доминикана, Израиль, Исландия, Индия, Индонезия, Казахстан, Канада, Колумбия, Мексика, Молдавия, Новая Зеландия, Норвегия, Парагвай, Перу, Польша, Россия, Румыния, Сербия, Таиланд, Турция, Уганда, Уругвай, Филиппины, Чехия, Чили, Швеция, ЮАР, Южная Корея, Япония.



Мурат Темирханов:
Нацбанк боится
укрепления тенге к
рублю

Известный
казахстанский
экономист, и.о.
председателя
правления АО «Halyk
Fi... →

Глядя на этот список, возникает множество вопросов.

Прежде всего, в мире **около 200 стран**, а **38 стран**, использующих ИТ – это явно не большинство. Возникает вопрос: а чем же пользуются остальные **160 стран**? Почему нам не рассказывают про то, какие ещё виды монетарной политики существуют? В чём их достоинства и недостатки? Действительно ли инфляционное таргетирование – наиболее оптимальный режим для Казахстана?

Далее. Глядя на эти 38 стран, возникают сомнения, что это самые передовые страны мира. В список приверженцев инфляционного таргетирования, оказывается, входят Гватемала, Парагвай, Уганда, Чили, Гана, Молдавия, Уругвай, Перу, Колумбия и т.д. На их опыт предлагает ориентироваться НБ РК? А почему не на опыт Швейцарии,

США, Европы? Нас не интересуют опыт Китая?

В этом списке из развитых стран – только 8 (да и то с большой натяжкой): Япония, Южная Корея (?), Швеция, Норвегия, Канада, Израиль (?), Великобритания, Австралия, ЮАР (?). При этом, как обращает внимание **Яков Миркин** (заведующий отделом международных рынков капитала Института мировой экономики и международных отношений (ИМЭМО) РАН), из этих развитых стран, применяющих политику инфляционного таргетирования, по итогам 2016 года никто (!) так и не достиг цели по инфляции. И это поражает. Из развитых стран никто не добился успеха в политике ИТ, но у нас-то получится.



**Справляется ли
Нацбанк РК с
инфляционным
таргетированием?**

Аналитик Шухрат
Садыров
рассказывает, как
регулятору
использовать опыт
разн... →

Вообще из 38 стран, применяющих ИТ, по итогам 2016 только **семь** достигли поставленных целей по инфляции. Среди них Гватемала, Парагвай, Уганда, Чили... С них нам предлагает брать пример НБ РК? Даже если к списку добавить Россию и Казахстан, получится, что только **9 из 38 стран** достигли результатов, применяя ИТ. Это **меньше 25%**. Возникает вопрос: а насколько эффективно ИТ с точки зрения достижения заданных уровней инфляции, если даже страны, использующие его давно, так и не смогли достигнуть поставленных целей?

Давайте чуть подробнее взглянем на некоторые известные кейсы.

Россия установила цель по инфляции **4%**. Этого уровня страна достигла к лету 2017. Странники ИТ были рады. Казалось бы, нужно

держат инфляцию на этом уровне. Но инфляция дальше снижалась и снижалась. Всё чаще стали задавать вопрос: нужно ли дальше удушать экономику дорогими кредитами? Действительно ли Банк России способен контролировать инфляцию и держать её около таргета или низкая инфляция – это просто результат кризиса в экономике? По итогам 2017 инфляция в РФ составила **2,5%**, а в 2018 после новых санкций, оттока капитала, девальвации, предвыборных повышений зарплат и послевыборных повышений налогов цены начали расти. И вот уже эксперты ожидают, что в 2019 инфляция снова превысит **4%**. На этом фоне возникает неизбежный вопрос: Банк России способен контролировать инфляцию?



**Прикрытие Нацбанка
для ухода от**

Даже если признать опыт России успешным, надо отметить, что северный сосед двигался к ИТ на протяжении многих и многих лет, пытаясь сделать процентный канал работающим. При этом уровень долларизации в РФ несравненно ниже, чем в Казахстане. Но вопрос, может быть, даже не в этом. Никто в России не ждёт в обозримом

Год	
1	Jysan Bank покупает АТФБанк f: 70 t: 0 k: 0 @: 0
2	Black Lives Matter и Казахстан: междисциплинарная солидарность и как её обрести? f: 5 t: 0 k: 0 @: 0
3	Задержан Елжан Биртанов – официальное заявление f: 4 t: 0 k: 0 @: 0
4	S&P обнаружило новичка в лидерах казахстанского страхования жизни f: 4 t: 0 k: 0 @: 0
5	Борьба со свободой слова. Как справляются с неудобными журналистами f: 3 t: 0 k: 0 @: 0
6	Как Ёнгун Ким провернул самую крупную в истории казахстанского киберспорта сделку f: 3 t: 0 k: 0 @: 0
7	Какая зима ожидается в Казахстане - прогноз синоптиков f: 2 t: 0 k: 0 @: 0

Самые ЧИТАЕМЫЕ

Сутки Неделя Месяц

Год	
1	Jysan Bank покупает АТФБанк 6д 2 мин. 9131
2	Задержан Елжан Биртанов – официальное заявление 6д 49 сек. 2673
3	Сколько банков нужно Казахстану? 6д 5 мин. 2011
4	В Нацбанке рассказали, что вскоре повлияет на обменный курс тенге 6д 2 мин. 1711
5	Какая зима ожидается в Казахстане - прогноз синоптиков 6д 0 1415
6	S&P обнаружило новичка в лидерах казахстанского страхования жизни 6д 4 мин. 1340
7	Директор бюро ВОЗ - о самой большой проблеме COVID-19. И это не повторное заражение 6д 6 мин. 1289

фиксированного курса тенге
Инфляционное таргетирование, недавно провозглашенное Нацбанком основой дене... →

Самые **ИНТЕРЕСНЫЕ**

будущем выхода из стагнации - в начале сентября Минэкономразвития РФ в очередной раз снизило прогноз по экономическому росту **до 1,8%**, а по инфляции – повысило. Притом что руководство страны ставит задачу обеспечить темпы экономического роста выше мировых (**т.е. более 3%**). Мы хотим ориентироваться на опыт России? Нас больше не интересует задача вхождения в топ-30 и темпы роста 5-6%? Мы готовы остаться на текущем уровне развития ради фетиша инфляционного таргетирования, ради того, чтобы Нацбанк получил похвалу от МВФ?

Польша проводит политику инфляционного таргетирования и далеко продвинулась на этом пути. Но, как прозвучало в докладе профессора **Мухаметдиева** на конференции Нацбанка в 2017, Польша, проводя политику ИТ, преследует цель не только по инфляции, но и по экономическому росту. Также поступают и многие другие страны мира. При этом, как **утверждает Марек Белька**, руководивший Нацбанком Польши с 2010 по 2016, «ключевым фактором в снижении инфляции является независимость Центрального банка. Иначе люди не поверят, что инфляцию можно удержать на низком уровне». Фактор инфляционных ожиданий и доверие денежному регулятору – условия эффективности любой денежно-кредитной политики. Выполняются ли эти условия в Казахстане?

Резюме. В мире немного стран используют политику инфляционного таргетирования. Ещё меньше – добиваются успеха.

Миф №2

«Инфляционному таргетированию нет альтернативы, т.к. при фиксированном валютном курсе золотовалютные резервы быстро исчерпываются»

Этот аргумент мы часто слышим даже от очень уважаемых и компетентных экономистов. И он кажется абсолютно убийственным. Действительно, в случае спекулятивных атак, если обменный курс зафиксирован, центральные банки быстро теряют золотовалютные резервы ради поддержания национальной валюты. Мало того что ЗВР исчерпываются, а валюту всё равно приходится девальвировать, так ещё и приходится залезать в кредиты МВФ. Казахстан перешёл на инфляционное таргетирование как раз после очередного валютного кризиса, чтобы спасти золотовалютные резервы и обеспечить макроэкономическую стабильность в будущем.



Масимов: Изменение монетарной политики РФ застало нас врасплох

Такое заявление премьер-министр РК Карим Масимов сделал в среду, 11 ноября,... →

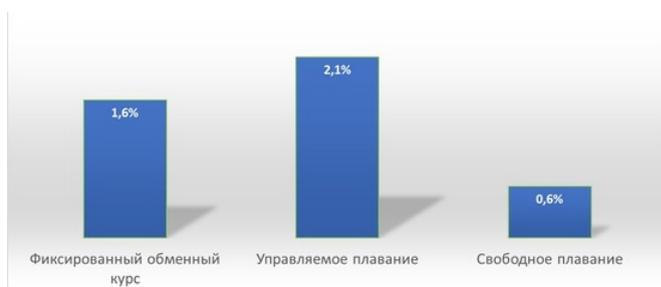
В чём здесь подвох? В том, что инфляционное таргетирование и плавающий обменный курс – не синонимы. Замечательный пример – опыт Чехии, которую часто приводят в качестве иллюстрации (одной из немногих) успешного применения политики ИТ. Но Чехия не является нефтедобывающей страной, не зависит от колебаний цены на нефть, геополитики. Как раз Чехия до прошлого года совмещала ИТ с отказом от свободного плавания, не позволяя кроне укрепиться слишком сильно. Такая денежно-кредитная политика позволила накопить гигантские золотовалютные резервы (порядка **\$150 млрд**) и только в 2017 ревальвировать крону.

Что это означает? Это означает, что Чехия как раз долгое время проводила и проводит валютную политику, рекомендуемую

исследовательским центром «Талап» – удерживает обменный курс на завышенном уровне, т.е. стимулирует экономический рост и накапливает золотовалютные резервы, периодически переходя от одного курса к другому, когда это выгодно. Почему бы нам не использовать этот опыт?

Действительно, многие страны, запускающие ИТ, переходят и к свободному плаванию. Но если ваш аргумент – спасти золотовалютные резервы и поэтому не регулировать валютный рынок, то причём здесь инфляционное таргетирование? Можно проводить политику ИТ и сглаживать колебания на валютном рынке.

Этот вопрос требует подробного изучения, но можно сослаться на два исследования. Первое – **исследование** сотрудников МВФ и Национального бюро экономических исследований США. Их вывод: страны, применяющие фиксированный обменный курс, имеют дополнительный **1%** экономического роста (при прочих равных). А управляемое плавание добавляет к экономическому росту **ещё 0,5%**.



Другое исследование – работа **Филиппа Картаева** (завкафедрой МГУ) «Увеличивает ли управление валютным курсом эффективность инфляционного таргетирования?». На основе анализа данных **176 стран** автор приходит к выводу, что «использование гибридной версии данного режима (=ИТ) денежно-кредитной политики, в рамках которой денежные власти осуществляют управление валютным курсом, оказывается более эффективным (для стимулирования выпуска), чем чистое инфляционное таргетирование».

Про «гибкое инфляционное таргетирование» известно с 1999, когда Резервный банк Новой Зеландии обосновал необходимость учитывать изменения обменного курса и выпуска.

Резюме. Инфляционное таргетирование не тождественно свободно плавающему обменному курсу. Даже если НБ РК обоснует эффективность ИТ, вполне возможно совмещать его с такими валютными режимами, как управляемое плавание.

Миф №3

«Инфляционное таргетирование позволяет быстро стабилизировать инфляцию и стимулировать экономический рост»

Интересный опыт описывает главный экономист Центробанка Турции **Х.Кара**: «В 2001 мы запустили имплицитное инфляционное таргетирование. Оно не было похоже на традиционное таргетирование, но это был самый успешный период. Инфляция опустилась с 70% до 8% к 2006, что соответствовало таргету. Инфляционные ожидания снизились, их диапазон уменьшился. На волне успеха мы решили сделать шаг вперед и перейти в 2006–2011 к традиционному инфляционному таргетированию, которое принято в развитых экономиках. Но после глобального кризиса ситуация ухудшилась, Турция столкнулась с сильной валютной волатильностью и ростом долга. (...) 2011–2015 годы – третий этап: мы решили включить меры по обеспечению финансовой стабильности в инфляционное таргетирование. Но удержать инфляцию не удалось – она стабильно оставалась на высоком уровне. (...) В прошлом году во время трагических событий в Турции экономическая активность обрушилась. Ставки ЦБ были высокими. Мы ужесточили макропруденциальное регулирование и с помощью фискальных инструментов создали механизм поддержки кредитования малого и среднего бизнеса. Нам удалось стабилизировать инфляцию, и экономическая активность восстановилась».



Почему инфляция волнует казахстанцев меньше, чем курс доллара

Об этом рассуждает экономист Нурлан Сакуов →

Это звучит просто как откровение. Следование инфляционному таргетированию как догме без учёта местных реалий может не дать эффекта. А одновременно снизить инфляцию и ускорить экономический рост можно за счёт структурных реформ, а не механического повышения кредитных ставок.

Япония – одна из немногих развитых стран в списке государств, применяющих ИТ. В отличие от многих других, Страна восходящего солнца пытается не снизить, а повысить инфляцию. Но, как известно, без особого успеха. Только в 2014 инфляция ненамного превысила 2%. В остальном она ниже или около 0%. В 2018 ожидается очередная дефляция.

Опыт Японии и Турции ставит вопрос: могут ли центральные банки эффективно влиять на инфляцию? И насколько эффективна политика инфляционного таргетирования? От чего зависит эффективность ИТ?

Нужно сказать, что ИТ подразумевает не просто борьбу с инфляцией. Центробанки всех стран мира на протяжении всей истории проводили антиинфляционную политику ещё задолго до появления ИТ. ИТ не означает и плавающего обменного курса, как мы постарались показать выше. По сути, инфляционное таргетирование – это очень специфичный вид денежно-кредитной политики, подразумевающий выход на желаемый уровень инфляции путем манипулирования процентной ставкой.

Для эффективности ИТ необходимы:

- **Работающий процентный трансмиссионный механизм**

В Казахстане, по общему признанию всех участников дискуссии, он не работает. Для запуска работающего процентного канала могут потребоваться многие годы.

По признанию самого НБ РК, он практически не влияет на инфляцию: *«инфляционный фон в основном определяется факторами предложения, которые формально не зависят от характера денежно-кредитной политики Национального банка».*



(Напомним, что при инфляции спроса рост цен является следствием возросшего совокупного спроса. В этом случае центральные банки проводят антиинфляционную политику, ограничивая совокупные расходы. Но если инфляция есть инфляция предложения, то цены растут не по причине больших трат, а вследствие высокой себестоимости производства и низкого предложения. В этом случае ограничение спроса вгоняет экономику в ещё больший спад, а рост процентной ставки только увеличивает себестоимость производства. Что это означает? Что НБ, ограничивая экономическую активность, только ухудшает ситуацию. Бороться с инфляцией нужно с другой стороны.)

Такие откровения вызывают недоумение: как же регулятор таргетирует инфляцию, если на неё влиять не может?

Для себя мы нашли ответ в следующем графике индекса потребительских цен. Мы взяли официальные данные по инфляции с сайта НБ РК, исключили периоды кризисов 2008 и 2016 годов и наложили тренд (пунктирная линия). Получается, что независимо от ИТ или его отсутствия, инфляция в стране медленно, но затухает. НБ особо ни на что не влияет, о чём председатель откровенно говорит в вышеприведённой цитате. Но постепенное естественное замедление инфляции регулятор приписывает своим усилиям по торможению кредитных процессов и экономической активности.



- **Независимость денежных властей и доверие Нацбанку**

Этого важнейшего элемента тоже нет. У населения нет доверия в силу исторической памяти о валютных кризисах. У бизнеса доверия нет потому, что все видят, как НБ РК вливает деньги в проблемные банки, несмотря на красивые заявления про стабильность, успехи и т.д. А эксперты отлично знают, что является истинной причиной инфляции в Казахстане: бюджетные вливания, наращивание денежной массы, монополизация экономики, инфляционные и девальвационные ожидания, колебания валютного курса (эффект перелёта). Наверное, если бы НБ честно и открыто общался с экспертным сообществом, ему удалось бы вернуть к себе доверие.

- **Дедолларизация экономики, до которой тоже ещё далеко**

- **Знание того, как процентная политика влияет на макроэкономические переменные. По всей видимости, этого не знает никто в мире, в т.ч. и экономисты Нацбанка**

Таким образом, условия для эффективного применения инфляционного таргетирования в стране ещё не сложились. А при текущем поведении НБ РК и не сложатся.

Наконец, аргумент, к которому прибегают, когда все остальные доводы исчерпаны:

«Нельзя менять денежно-кредитную политику слишком часто. Пусть ИТ – это плохо, но раз уж встали на этот путь, будем ему следовать»

Этот аргумент, наверное, самый циничный. Он говорит о том, что стабильность, даже стабильность неэффективная, выгоднее обществу, чем переход к эффективной монетарной политике.



Возврат к рынку: серьёзный настрой или декларация?

В конце минувшей недели прошло расширенное заседание правительства с участи... →

Во-первых, кто измерял издержки того и другого? Ведь известно, что денежно-кредитная политика (ДКП) очень важна. А значит, ошибки в ДКП стоят очень дорого. Но именно поэтому выбор денежно-кредитной политики должен быть стратегическим и долгосрочным, а потому – взвешенным, аргументированным, обсуждённым в экспертных и научных кругах, донесённым до общества. Можно сказать, что в обществе должен сложиться консенсус относительно проводимой монетарной политики. Это есть условие доверия к НБ.

В-вторых, как долго общество должно нести потери, потери благосостояния населения от неэффективной ДКП? Когда накопленные общественные потери превысят издержки от разового перехода к эффективной политике?

Мы опасаемся, что политика инфляционного таргетирования была выбрана спонтанно, через год-два докажет свою несостоятельность, и Нацбанк снова шатнётся в сторону какой-нибудь другой рекомендации МВФ, а нам будет сказано, что это передовой мировой опыт (сошлутся на какой-нибудь Гондурас или Мадагаскар).

Нам как раз нужна стабильность на денежном рынке, а не бесконечные шатания. Мы не против идеи ИТ как таковой. Мы хотим спокойно и взвешенно обсудить, подходит ли эта политика Казахстану сегодня. Является ли этот вариант монетарной политики оптимальным для текущего уровня развития страны, способствует ли он решению задач, поставленных руководством.



Плавающего или тонущего курса тенге будет придерживаться Нацбанк?

Последние три года главным предметом обсуждения в бытовой (и не только) мак... →

Наконец, предположим, что апологеты ИТ уже всё измерили и рассчитали, как долго общество должно мириться с неэффективной монетарной политикой. Но почему нельзя даже обсуждать вопрос об эффективности политики инфляционного таргетирования? И как без обсуждения ИТ мы сможем в будущем выработать более эффективную модель, когда население и бизнес устанут терпеть эксперименты над собой? Нам предлагается после очередного валютного кризиса снова «наобум» взять первую попавшуюся рекомендацию заезжего эксперта МВФ?

Пол Ромер (один из виднейших макроэкономистов XX века и один из основателей современной теории экономического роста) в статье «Проблемы с макроэкономической теорией» описывает ситуацию вокруг моделей, легших в основу инфляционного таргетирования,

следующими эпитетами: «три десятилетия интеллектуального регресса», религиозная вера или политическая идеология, увлечение математическими моделями в ущерб экономическому смыслу. А в следующих характеристиках Ромер, согласитесь, очень точно описал ситуацию, которая происходит в экспертном сообществе вокруг вопроса об инфляционном таргетировании в Казахстане: огромная самоуверенность (апологетов ИТ); апелляция к авторитетам (например, к мнению МВФ), а не фактам; строгие границы между группой сторонников и другими экспертами; невнимание и отсутствие интереса к альтернативной точке зрения; стремление интерпретировать доказательства излишне оптимистично, пренебрегать возможностью того, что теория может быть неправильной. При этом в случае, если находится несогласный или даже просто вопрошающий, то на него наваливается вся сплочённая группа защитников ИТ. Ситуация очень напоминает догматизацию экономики наподобие того, что было в советские годы. Чем это закончилось, все хорошо помнят.

Если кто-то скажет, что мнение одного учёного, пусть и уважаемого, не есть показатель, ответим: по поводу идей, лежащих в основании политики инфляционного таргетирования, давно бьют тревогу такие корифеи, как нобелевские лауреаты **Пол Кругман** и **Джозеф Стиглиц**.

Резюмируем:

- инфляционное таргетирование использует небольшое количество стран мира. Требуется широкое обсуждение достоинств и недостатков различных вариантов ДКП;
- ИТ не означает автоматически плавающего обменного курса;
- требуется дополнительное исследование, но, видимо, опыт стран, давно проводящих ИТ, не подтверждает миф, что ИТ – это панацея;
- для внедрения ИТ требуется выполнение многих условий, которых пока нет в

Казахстане и неизвестно, когда будут выполнены;

- в интересах самого НБ, чтобы не дискредитировать саму идею ИТ, говорить не о политике таргетирования инфляция, а о движении в этом направлении.

И самое главное – нужен нормальный, спокойный, уважительный диалог. Диалог внутри экспертного сообщества, диалог НБ с экспертным сообществом, НБ – с обществом.

Дополнительно приведу ряд тезисов, которые не вытекают из сказанного выше, но которые стали результатом других исследований. Эти утверждения должны, на наш взгляд, оказать влияние на выбор оптимальной для Казахстана денежно-кредитной политики:

1. антиинфляционная политика должна быть комплексной и всесторонней, не сводящейся только к остановке кредитования реального сектора путём установления высокого уровня базовой ставки;
2. тогда и НБ сможет эффективнее проводить антиинфляционную политику, с меньшими издержками для экономического роста;
3. необходимо вернуться к политике сглаживания валютных колебаний: это позволит и сбить дефляционные ожидания, и снизить издержки бизнеса, связанные с валютными рисками. Как результат, это повысит монетарную стабильность и будет способствовать экономическому росту;
4. речь не идёт о простой фиксации без оглядки на фундаментальные факторы. Речь идёт о том, чтобы обменный курс был зафиксирован чуть выше среднесрочного равновесного курса и задан коридор предельных отклонений от него.

Это позволит:

- a. поддерживать экспорт и производство, стимулировать экономический рост;
- b. накапливать ЗВР, что повысит финансовую устойчивость государства и улучшит инвестиционный климат;
- c. снизить транзакционные издержки бизнеса, т.к. предприятия избавятся от необходимости хранить запасы валюты;
- d. снизить спрос на валюту, что также будет способствовать дедолларизации.



Подписывайтесь на нас в **Google News**

Forbes

: Если вы обнаружили ошибку или опечатку, выделите фрагмент текста с ошибкой и нажмите **CTRL+Enter**

20011 просмотров

Поделиться этой публикацией в соцсетях:



218



0



0

Об авторе:



Рахим Ошакбаев

директор Центра прикладных исследований
«Талап»

СТАТЬИ ПО ТЕМЕ



Акимат Алматы открыл льготное кредитование через квазиМФО. Несмотря на критику госпрограмм



Нужно ли поддерживать бизнес сейчас?



О ситуации на рынках и роли надежности в условиях глобального кризиса



Почему плохой валютный союз и в Африке плох

