



НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

**МОДЕЛИРОВАНИЕ
ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В
КАЗАХСТАНЕ НА ОСНОВЕ
НОВОЙ КЕЙНСИАНСКОЙ
КРИВОЙ ФИЛЛИПСА**

**Департамент исследований и статистики
Экономическое исследование №2016-1**

Тулєуов О.А.

e-mail: olzhas.tuleuov@nationalbank.kz

Экономические исследования и аналитические записки Национального Банка Республики Казахстан (далее – НБРК) предназначены для распространения результатов исследований НБРК, а также другие научно-исследовательские работы сотрудников НБРК. Экономические исследования распространяются для стимулирования дискуссий. Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию автора и могут не совпадать с официальной позицией НБРК.

Моделирование инфляционных процессов в Казахстане на основе новой кейнсианской кривой Филлипса

Ноябрь 2016 года

NBRK – WP – 2016 – 1

Аннотация

В работе представлены результаты эмпирического оценивания различных видов новых кейнсианских кривых Филлипса для моделирования динамики инфляции в Казахстане. В частности, были оценены «стандартная» форма новой кейнсианской кривой Филлипса, ее модификация для малой открытой экономики, а также гибридная форма данной кривой, которая наряду с рациональными (впередсмотрящие (forward-looking)) инфляционными ожиданиями учитывает также и адаптивные (назадсмотрящие (backward-looking)) инфляционные ожидания.

По результатам оценивания новых кейнсианских кривых Филлипса были определены степень влияния впередсмотрящих инфляционных ожиданий и отклонения средних предельных издержек производства от равновесного уровня на инфляцию в Казахстане, выявлены дополнительные макроэкономические факторы инфляции, а также рассчитана степень релевантности назадсмотрящих инфляционных ожиданий по отношению к инфляции и произведено ее сопоставление со степенью влияния на инфляцию впередсмотрящих инфляционных ожиданий.

Результаты исследования могут быть применены для повышения эффективности разработки и реализации денежно-кредитной политики в Казахстане в рамках режима инфляционного таргетирования. Также данное исследование может послужить основанием для последующего моделирования экономических процессов в рамках подхода новой кейнсианской теории как в Казахстане, так и в других странах с переходной экономикой.

Ключевые слова: инфляционное таргетирование, новая кейнсианская кривая Филлипса, инфляция, факторы инфляции, адаптивные ожидания, рациональные ожидания, Казахстан, обобщенный метод моментов, инструментальные переменные.

Классификация JEL: C36, D84, E31, E52.

Содержание

Введение	3
Обзор литературы	4
Методология исследования	8
Используемые данные	11
Обсуждение полученных результатов	13
Заключение	17
Список литературы	20
Приложение	22

1. Введение

В настоящее время стабильность и ограничение инфляционных процессов является основной целью Национального Банка Республики Казахстан. Вместе с тем, с августа 2015 года Национальный Банк Республики Казахстан официально перешел на режим инфляционного таргетирования. В этой связи, большую актуальность приобретает задача анализа, моделирования и прогнозирования динамики инфляционных процессов в Казахстане в целях эффективной реализации денежно-кредитной политики Национального Банка, способствующей стабильному развитию экономики Казахстана.

Необходимо отметить, что при разработке денежно-кредитной политики в рамках режима инфляционного таргетирования особое место отводится количественной оценке и анализу взаимосвязи инфляционных ожиданий с текущим уровнем инфляции. Это позволяет регулятору создать и принять соответствующие меры по воздействию на инфляционные ожидания экономических агентов в целях достижения установленного среднесрочного таргета по инфляции. Наряду с этим, важно оценивать и анализировать дополнительные макроэкономические факторы инфляции. Так, своевременная локализация шоков верно оцененных факторов инфляции, в случае их возникновения, может препятствовать всплескам уровня цен в экономике.

В современной экономической науке одним из передовых направлений теоретического и прикладного моделирования динамики инфляционных процессов является новая кейнсианская кривая Филлипса (НКРС, the New Keynesian Phillips Curve). Так, оценка НКРС позволяет определить степень воздействия на инфляцию инфляционных ожиданий, отклонений предельных издержек производителей от равновесного уровня и других дополнительных факторных переменных, набор которых может различаться в зависимости от анализируемой страны.

В этой связи, в данной работе представлена реализация «классической» НКРС, а также различных ее модификаций для моделирования динамики инфляционных процессов в Казахстане. При этом конечной целью проведения данного исследования было получение ответов на следующие вопросы:

1. Каково влияние впередсмотрящих (forward-looking) инфляционных ожиданий на текущую инфляцию в Казахстане?
2. Как в краткосрочном периоде на текущую инфляцию в Казахстане воздействуют отклонения предельных издержек производства от равновесного уровня, аппроксимированных через разрыв промышленного производства?
3. Каковы дополнительные факторы инфляции в Казахстане?
4. Влияет ли на текущую инфляцию в Казахстане назадсмотрящие (backward-looking) инфляционные ожидания, и как они сопоставляются с впередсмотрящими (forward-looking) инфляционными ожиданиями?

Отметим, что ответы на перечисленные вопросы, полученные в ходе проведения данной работы, в дальнейшем могут быть применены для повышения эффективности разработки и реализации денежно-кредитной политики в Казахстане в рамках режима инфляционного таргетирования. Кроме того, данное исследование может послужить основанием для последующего моделирования экономических процессов в рамках подхода новой кейнсианской теории не только в Казахстане, но и в других странах с переходной экономикой.

Для оценки модели НКРС применительно к инфляции в Казахстане использовались месячные эмпирические данные с января 2012 года по июль 2016 года. При этом в качестве метода эконометрической оценки модели НКРС применялся обобщенный метод моментов (GMM, the Generalized Method of Moments). Применение GMM для оценки НКРС связано с возникновением проблемы эндогенности в модели вследствие включения в нее показателя впередсмотрящего (forward-looking) инфляционного ожидания, аппроксимируемого как фактическая будущая инфляция. Так, в случае применения к модели с эндогенностью классического метода наименьших квадратов (OLS, the Ordinary Least Squares) оценки параметров будут смещенными.

Дальнейшая структура данной работы представлена: 2. Обзором литературы; 3. Методологией исследования; 4. Используемыми данными; 5. Обсуждением полученных результатов; и 6. Заключением.

2. Обзор литературы

Возникновение традиционной версии модели кривой Филлипса связано с именем английского экономиста новозеландского происхождения А.Phillips, который в результате анализа взаимосвязи между уровнем безработицы и темпом роста заработной платы в Великобритании за период с 1861 по 1957 годы выявил устойчивую отрицательную связь между этими показателями, но при этом он не привел теоретического объяснения полученным результатам [1]. В дальнейшем представитель кейнсианской школы R.Lipsey в своей работе [2] продолжил начатое А.Phillips исследование и дополнил его в части теоретического объяснения отрицательной связи между уровнем безработицы и темпами роста заработной платы. Так, согласно R.Lipsey, низкий уровень безработицы, означающий большой спрос на труд, приводит к повышению цены за труд, то есть заработной платы. В обратном случае, когда безработица начинает расти, что характеризуется снижением спроса на труд, заработные платы снижаются. Впоследствии темп роста заработной платы был заменен на темп инфляции, в связи с чем была сформулирована окончательная версия традиционной кривой Филлипса, которая отражала отрицательную связь между инфляцией и безработицей:

$$\pi = -\lambda * U, \quad (1)$$

где π – темп инфляции, λ – коэффициент связи между инфляцией и безработицей, U – уровень безработицы.

Данная модель доказывала свою состоятельность в течение 1960-х гг., когда рыночная экономика в капиталистических странах переживала пик своего развития. Но с наступлением 1970-х гг. кривая Филлипса перестала демонстрировать соответствие с реальностью. В этот период на фоне нефтяного эмбарго со стороны стран ОПЕК в США существенно увеличился уровень инфляции, который сопровождался высокой безработицей, что противоречило теории в рамках кривой Филлипса.

Объяснение причин сложившейся неспособности традиционной кривой Филлипса описывать ситуацию стагфляции нашло отражение в работах представителей школы новых классиков и монетаризма. В первую очередь монетаристы в лице M.Friedman [3] и E.Phelps [4] отметили необходимость строгого разграничения экономического анализа на длительный период и короткий период. Так, при экономическом анализе на длительный период необходимо учитывать, что безработица, как и совокупное предложение, является жестким показателем и равна своему естественному уровню, который также можно назвать потенциальным или равновесным уровнем. Вместе с тем, возникновение макроэкономических шоков может приводить к структурным сдвигам в экономике и, как следствие, к формированию нового потенциального уровня безработицы и совокупного предложения. В случае экономического анализа на короткий период показатели безработицы и совокупного предложения более гибкие и вследствие действий правительства или кратковременных макроэкономических шоков отклоняются вверх или вниз от своего потенциального уровня. При этом, в коротком периоде времени превышение текущего уровня безработицы над его естественным уровнем приводит к ускорению инфляцию, тогда как снижение текущего уровня безработицы от естественного уровня будет являться дезинфляционным фактором. В качестве дополнительной причины неработоспособности традиционной кейнсианской кривой Филлипса в условиях стагфляции новые классики и монетаристы называли отсутствие микроэкономических основ у взглядов кейнсианцев на причины инфляционных процессов. Так, новый классик R.Lucas в своей работе [5] привел доводы, что все макроэкономические модели, преимущественно кейнсианской школы, описывающие взаимосвязи агрегированных показателей, ошибочны, так как не учитывают микроэкономических причин и связей, которые являются по своей природе первичными. Впоследствии данное утверждение в экономической теории получило название «критики Лукаса» (Lucas critique).

Таким образом, новые классики и монетаристы пересмотрели традиционную кейнсианскую кривую Филлипса, включив туда отклонение текущего уровня безработицы от его потенциального уровня, а также в

качестве микроэкономического обоснования инфляционных процессов включили инфляционные ожидания экономических агентов:

$$\pi_t = E\{\pi_t\} + \lambda * (U_t - U^N), \quad (2)$$

где π_t – уровень инфляции в момент времени t , $E\{\pi_t\}$ – инфляционные ожидания в момент времени t , λ – коэффициент связи между инфляцией и разрывом безработицы, U_t – уровень безработицы в момент времени t , U^N – естественный (потенциальный или равновесный) уровень безработицы.

Дальнейшие дискуссии и споры в рамках преобразованной новыми классиками и монетаристами кривой Филлипса заключались в определении природы и вида инфляционных ожиданий. Так, монетаристы придерживались гипотезы адаптивных, или назадсмотрящих (backward-looking) ожиданий и утверждали, что ожидаемая инфляция – это функция прошлых темпов инфляции, или «предыдущего опыта»:

$$\begin{aligned} \pi_t &= E\{\pi_t\} + \lambda * (U_t - U^N), \\ E\{\pi_t\} &= E\{\pi_{t-1}\} + \nu * (\pi_{t-1} - E\{\pi_{t-1}\}), \end{aligned} \quad (3)$$

где π_t – уровень инфляции в момент времени t , $E\{\pi_t\}$ – адаптивные (назадсмотрящие) инфляционные ожидания в момент времени t , λ – коэффициент связи между инфляцией и разрывом безработицы, U_t – уровень безработицы в момент времени t , U^N – естественный (потенциальный или равновесный) уровень безработицы, $E\{\pi_{t-1}\}$ – адаптивные (назадсмотрящие) инфляционные ожидания в момент времени $t-1$, π_{t-1} – уровень инфляции в момент времени $t-1$, ν – коэффициент адаптации.

По мнению же новых классиков поведение хозяйствующих субъектов полностью рациональны, или впередсмотрящие (forward-looking) в связи с тем, что они принимают решения, используя всю имеющуюся информацию и зная все параметры релевантных экономических функций. Вследствие этого хозяйствующие субъекты не совершают систематических ошибок при формировании своих ожиданий, которые являются рациональными. Математически кривая Филлипса согласно новым классикам выражается следующим образом:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \lambda * (U_t - U^N), \quad (4)$$

где π_t – уровень инфляции в момент времени t , $E\{\pi_{t+1}\}$ – рациональные (впередсмотрящие) инфляционные ожидания в момент времени t , λ – коэффициент связи между инфляцией и разрывом безработицы, U_t – уровень безработицы в момент времени t , U^N – естественный (потенциальный или равновесный) уровень безработицы.

Сформулированная монетаристами и новыми классиками кривая Филлипса теоретически хорошо объясняла сложившуюся в экономике США

ситуацию стагфляции в 1970-х гг. Но в дальнейшем данные взгляды не нашли эмпирического подтверждения на основе эконометрических оценок.

Начиная с 1980-х гг., последующее развитие теории инфляционных процессов на основе кривой Филлипса стало основной темой в работах представителей школы нового кейнсианства. При этом отправной точкой их исследований стали работы новых классиков. Так, новые кейнсианцы сохранили в теории кривой Филлипса рациональные (впередсмотрящие) инфляционные ожидания, как фактор микроэкономического обоснования, но при этом утверждали о разнородности хозяйствующих субъектов, вследствие чего был сделан вывод, что разные хозяйствующие субъекты корректируют цены и формируют ожидания в разный момент времени. В целом, согласно «стандартной» новой кейнсианской кривой Филлипса, которая впервые полноценно была сформулирована G.Calvo [6], а в последующем развита J.Roberts [7], N.Mankiw, R.Reis [8], текущая инфляция является функцией от ожидаемой впередсмотрящей инфляции и отклонения средних предельных издержек производства от равновесного уровня:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \tau * \overline{mc}_t, \quad (5)$$

где π_t – уровень инфляции в момент времени t , $E\{\pi_{t+1}\}$ – рациональные (впередсмотрящие) инфляционные ожидания в момент времени t , τ – коэффициент связи между инфляцией и отклонением средних предельных издержек от равновесного уровня, \overline{mc}_t – отклонение средних предельных издержек от равновесного уровня в момент времени t .

Позднее в работе A. Razin, C. Yuen [9] была показана модификация «стандартной» новой кейнсианской кривой Филлипса для малой открытой экономики. Теперь для стран с открытой экономикой текущая инфляция в рамках новокейнсианского подхода объяснялась дополнительно показателями обменного курса, инфляцией в странах-торговых партнерах и другими макроэкономическими факторами, имеющими объясняющую силу для инфляционных процессов:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \tau * \overline{mc}_t + \eta' * X_t, \quad (6)$$

где π_t – уровень инфляции в момент времени t , $E\{\pi_{t+1}\}$ – рациональные (впередсмотрящие) инфляционные ожидания в момент времени t , τ – коэффициент связи между инфляцией и отклонением средних предельных издержек от равновесного уровня, \overline{mc}_t – отклонение средних предельных издержек от равновесного уровня в момент времени t , X_t – вектор-столбец дополнительных объясняющих факторов для малой открытой экономики (обменный курс, импортируемая инфляция, денежная масса и др.), η – вектор-строка коэффициентов при дополнительных объясняющих факторах.

С момент формирования «стандартной» новой кейнсианской кривой Филлипса предположение о наличии у хозяйствующих субъектов определенных инфляционных ожиданий подвергалось сомнению. Так

делался вывод, что экономическая категория «инфляционных ожиданий» значительно сложный процесс, который некорректно объяснять с точки зрения лишь одной спецификации [10], как это представлено в «стандартной» новой кейнсианской кривой Филлипса. В этой связи возникла гибридная новая кейнсианская кривая Филлипса, которая наряду с впередсмотрящими инфляционными ожиданиями также учитывает назадсмотрящие инфляционные ожидания:

$$\pi_t = E\{\pi_{t+1}\} + \pi_{t-1} + \tau * \overline{mc}_t, \quad (7)$$

где π_t – уровень инфляции в момент времени t , $E\{\pi_{t+1}\}$ – рациональные (впередсмотрящие) инфляционные ожидания в момент времени t , π_{t-1} – адаптивные (назадсмотрящие) инфляционные ожидания в момент времени t , τ – коэффициент связи между инфляцией и отклонением средних предельных издержек от равновесного уровня, \overline{mc}_t – отклонение средних предельных издержек от равновесного уровня в момент времени t .

Согласно данной кривой Филлипса, сформулированной и апробированной в работах J.Roberts [11, 12], J.Galí, M.Gertler, D.López-Salido [13], часть хозяйствующих субъектов, в частности фирм, формируют инфляционные ожидания адаптивным образом, а другая их часть ориентируется на рациональные ожидания.

В настоящее время помимо новой кейнсианской кривой Филлипса существует также посткейнсианская кривая Филлипса, анализ и описание которой выходит за рамки данного исследования.

В современных научно-прикладных исследованиях, касающихся изучения факторов и динамики инфляционных процессов, новая кейнсианская кривая Филлипса стала одним из активно используемых подходов для моделирования инфляции как в развитых странах, так и в развивающихся странах. Так, эмпирическая оценка новой кейнсианской кривой Филлипса для США представлена в работе J.Rudd, K.Whelan [14], для Великобритании – в работе N.Batini, B. Jackson, S.Nickell [15], для стран еврозоны – в работе F.Rumler [16], для Индии – в работе J.Sahu [17], для Китая – в работе Ch.Zhang, Y.Murasawa [18], для России – в работе А.Соколовой [19]. Вместе с тем, публикации результатов эмпирических исследований в рамках подхода новой кейнсианской кривой Филлипса применительно к Казахстану в настоящее время отсутствуют.

3. Методология исследования

Одной из важных задач при эмпирической оценке НКРС является выбор показателя, который будет отражать динамику инфляции в оцениваемой модели. В большинстве случаев в качестве такого показателя применяется прирост индекса потребительских цен [14, 15, 16, 17, 18, 19]. Наряду с этим, используются дефлятор ВВП и индекс цен производителей

промышленной продукции [13, 17, 20]. Другой методологический вопрос при оценивании НКРС заключается в определении эмпирических показателей для впередсмотрящих (forward-looking) инфляционных ожиданий и отклонения средних предельных издержек от равновесного уровня. В качестве показателей впередсмотрящих инфляционных ожиданий чаще используется фактически сложившаяся историческая инфляция в момент времени $t+n$ [17, 19], где t – «текущий» момент времени, для которого оценивается НКРС, n – количество будущих периодов времени (месяцев, кварталов), опережающих «текущий» момент времени t . Помимо этого, если имеется достаточно длинная выборка по результатам опросов экономических агентов касательно инфляционных ожиданий, то в качестве показателя впередсмотрящих инфляционных ожиданий в модели НКРС можно применить квантифицированные значения результатов данных опросов. В свою очередь, в уравнении НКРС для эмпирического отражения отклонения средних предельных издержек от равновесного уровня используются оценки разрыва ВВП для квартальных моделей [13, 14, 16, 18, 22] или оценки разрыва выпуска промышленного производства для месячных моделей [19, 21].

В работе, проведенной в рамках данного исследования, в качестве показателей инфляции были использованы продовольственная и непродовольственная инфляция в Казахстане. Данный выбор основан на попытке смоделировать динамику изменения цен исключительно на торгуемые товары, с целью определения не только внутриэкономических, но и внешнеэкономических факторов инфляции в Казахстане. Показателем впередсмотрящих инфляционных ожиданий по аналогии с работами [17, 19] выступили фактические значения продовольственной и непродовольственной инфляции в Казахстане в следующем периоде времени. В качестве прокси-показателя отклонения средних предельных издержек от равновесного уровня был использован разрыв реального объема промышленного производства в Казахстане.

Для достижения целей данного исследования в работе оценивались три различных вида моделей НКРС.

Для начала рассматривалась оценка эмпирической НКРС в «стандартном» виде для двух видов инфляции в Казахстане:

$$\begin{aligned}\pi_t^f &= C_1 + \beta_1 E\{\pi_{t+1}^f\} + \lambda_1 y_t^{gap} + \varepsilon_{1t}, \\ \pi_t^{nf} &= C_2 + \beta_2 E\{\pi_{t+1}^{nf}\} + \lambda_2 y_t^{gap} + \varepsilon_{2t},\end{aligned}\tag{8}$$

где π_t^f – уровень продовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; π_t^{nf} – уровень непродовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; $E\{\pi_{t+1}^f\}$ – впередсмотрящие ожидания продовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; $E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$ – впередсмотрящие ожидания непродовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ;

y_t^{gap} – отклонение средних предельных издержек от равновесного уровня в момент времени t ; C_1, C_2 – константы уравнений; $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ – ошибки уравнений.

Далее для условий Казахстана была произведена эмпирическая оценка НКРС для малой открытой экономики:

$$\begin{aligned}\pi_t^f &= C_1 + \beta_1 E\{\pi_{t+1}^f\} + \lambda_1 y_t^{gap} + \nu_1(L)\Delta m_t + \rho_1 \pi_t^{imp-f} + \eta_1(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{1t}, \\ \pi_t^{nf} &= C_2 + \beta_2 E\{\pi_{t+1}^{nf}\} + \lambda_2 y_t^{gap} + \nu_2(L)\Delta m_t + \rho_2 \pi_t^{imp-nf} + \eta_2(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{2t},\end{aligned}\quad (9)$$

где π_t^f – уровень продовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; π_t^{nf} – уровень непродовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; $E\{\pi_{t+1}^f\}$ – впередсмотрящие ожидания продовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; $E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$ – впередсмотрящие ожидания непродовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; y_t^{gap} – отклонение средних предельных издержек от равновесного уровня в момент времени t ; $(L)\Delta m_t$ – лаги изменения объемов денежной массы в Казахстане; $\pi_t^{imp-f}, \pi_t^{imp-nf}$ – импорт продовольственной и непродовольственной инфляции в момент времени t ; $(L)\Delta e_t^{nom}$ – лаги изменения номинального обменного курса тенге; C_1, C_2 – константы уравнений; $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ – ошибки уравнений.

Третьей спецификацией эмпирической оценки модели инфляции в Казахстане послужила гибридная форма НКРС:

$$\begin{aligned}\pi_t^f &= C_1 + \beta_1 E\{\pi_{t+1}^f\} + \tau_1 \pi_{t-1}^f + \lambda_1 y_t^{gap} + \nu_1(L)\Delta m_t + \rho_1 \pi_t^{imp-f} + \eta_1(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{1t}, \\ \pi_t^{nf} &= C_2 + \beta_2 E\{\pi_{t+1}^{nf}\} + \tau_2 \pi_{t-1}^{nf} + \lambda_2 y_t^{gap} + \nu_2(L)\Delta m_t + \rho_2 \pi_t^{imp-nf} + \eta_2(L)\Delta e_t^{nom} + \varepsilon_{2t},\end{aligned}\quad (10)$$

где π_t^f – уровень продовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; π_t^{nf} – уровень непродовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; $E\{\pi_{t+1}^f\}$ – впередсмотрящие ожидания продовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; $E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$ – впередсмотрящие ожидания непродовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; π_{t-1}^f – назадсмотрящие ожидания продовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; π_{t-1}^{nf} – назадсмотрящие ожидания непродовольственной инфляции в Казахстане в момент времени t ; y_t^{gap} – отклонение средних предельных издержек от равновесного уровня в момент времени t ; $(L)\Delta m_t$ – лаги изменения объемов денежной массы в Казахстане; $\pi_t^{imp-f}, \pi_t^{imp-nf}$ – импорт продовольственной и непродовольственной инфляции в момент времени t ; $(L)\Delta e_t^{nom}$ – лаги изменения номинального обменного курса тенге; C_1, C_2 – константы уравнений; $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ – ошибки уравнений.

В связи с тем, что в уравнениях (8-10) в качестве прокси-показателя вперёдсмотрящих инфляционных ожиданий используются фактические значения инфляции в следующем периоде, возникает проблема эндогенности, что выражается в сильной коррелированности ошибок уравнений и прокси-показателя вперёдсмотрящих инфляционных ожиданий. Поэтому в рамках данной работы для получения несмещенных оценок параметров уравнений (8-10) был применен обобщенный метод моментов (GMM), позволяющий справиться с проблемой эндогенности. При этом реализация GMM требует наличия набора инструментальных переменных, которые будут иметь сильную корреляцию с прокси-показателем вперёдсмотрящих инфляционных ожиданий и слабую корреляцию с ошибками уравнений (8-10). Исходя из теоретических суждений, в качестве инструментальных переменных для оцениваемых уравнений применялись лаги изменения номинального обменного курса тенге ($(L)\Delta e_t^{nom}$), лаги импортируемой в Казахстан продовольственной и непродовольственной инфляции ($(L)\pi_t^{imp-f}$, $(L)\pi_t^{imp-nf}$), лаги изменения объемов денежной массы в Казахстане ($(L)\Delta m_t$), лаги изменения цен в промышленности в Казахстане ($(L)\Delta ppi_t$) и лаги изменения мировых цен на нефть ($(L)\Delta oil_t$). Данные инструментальные переменные подбирались как факторы, формирующие вперёдсмотрящие инфляционные ожидания хозяйствующих субъектов в Казахстане.

4. Используемые данные

Для оценки уравнений (8-10) в работе использовались месячные эмпирические данные по макроэкономическим переменным (таблица 1 Приложения) с января 2012 года по июль 2016 года (всего 55 наблюдений по каждой переменной).

В качестве показателей продовольственной (π_t^f) и непродовольственной инфляции (π_t^{nf}) в Казахстане использовались первые разности логарифмов месячных сезонно-скорректированных индексов цен на продовольственные и непродовольственные товары в Казахстане (к базе января 2012 года). Показатель разрыва реального объема промышленного производства в Казахстане использовался в качестве прокси-показателя отклонения средних предельных издержек от равновесного уровня (y_t^{gap}). При этом разрыв реального объема промышленного производства рассчитывался, как отношение сезонно-скорректированного индекса физического объема промышленной продукции (y_t) в Казахстане (в %, месяц к предыдущему месяцу) к его потенциальному уровню, который в свою очередь оценивался с помощью одномерного фильтра Hodrick-Prescott. Первые разности логарифмов среднемесячных номинальных обменных курсов российского рубля к тенге ($\Delta e_t^{nom-RUB}$) и доллара США к тенге

($\Delta e_t^{nom_USD}$) использовались как прокси-показатели модельной переменной Δe_t^{nom} . Эмпирическими показателями импортируемой в Казахстан продовольственной и непродовольственной инфляции были выбраны, соответственно, первые разности логарифмов сезонно-скорректированных индексов цен на продовольственные ($\pi_t^{imp_f}$) и непродовольственные товары ($\pi_t^{imp_nf}$) в России (к базе января 2012 года). Также, первые разности логарифмов сезонно-скорректированных значений индекса цен предприятий-производителей промышленной продукции в Казахстане (к базе января 2012 года), объемов широкой денежной массы в Казахстане (в млрд. тенге, на конец месяца) и биржевых цен на нефть марки Brent (в долл. США, в среднем за месяц) применялись как эмпирические показатели, соответственно, для объясняющих и инструментальных переменных Δppi_t , Δm_t , $\Delta poil_t$. Необходимо отметить, что в качестве метода устранения сезонности временных рядов применялась процедура Census X-12-ARIMA.

Для проверки перечисленных эмпирических переменных на наличие единичного корня был проведен расширенный тест Дики-Фуллера (ADF). По результатам данного теста было выяснено, что все переменные являются стационарными (таблица 1), что не противоречит условию применения GMM для оценки уравнений (8-10).

Таблица 1. Результаты расширенного теста Дики-Фуллера (ADF)

Условное обозначение переменной	t-statistic
π_t^f	-4.428***
π_t^{nf}	-2.798*
$\pi_t^{imp_f}$	-4.146***
$\pi_t^{imp_nf}$	-3.831***
Δm_t	-5.942***
Δppi_t	-3.625***
$\Delta e_t^{nom_USD}$	-4.079***
$\Delta e_t^{nom_RUB}$	-3.917***
y_t	-5.661***
$\Delta poil_t$	-5.294***

Примечание: знаки ***, ** и * означают стационарность временных рядов, соответственно, при 1%, 5% и 10% уровнях значимости

Также дополнительно были произведены расчеты показателей описательной статистики названных эмпирических переменных. Результаты данных расчетов представлены в таблице 2.

Таблица 2. Описательная статистика используемых переменных

Условное обозначение переменной	Среднее	Медиана	Максимум	Минимум	Стандартное отклонение
π_t^f	0.60	0.44	4.21	-0.25	0.69
π_t^{nf}	0.76	0.41	8.85	-0.23	1.40
π_t^{imp-f}	0.82	0.69	4.41	-0.10	0.78
π_t^{imp-nf}	0.63	0.54	2.88	0.09	0.47
Δm_t	1.19	0.70	12.57	-1.99	2.50
Δppi_t	0.09	0.62	5.63	-8.08	2.99
$\Delta e_t^{nom_USD}$	1.54	0.18	22.43	-3.80	4.28
$\Delta e_t^{nom_RUB}$	0.21	0.19	20.74	-19.09	6.03
y_t	-0.06	0.00	3.21	-3.12	1.43
$\Delta poil_t$	-1.67	-0.09	19.60	-26.64	9.16

Примечание: все переменные представлены в процентных пунктах

5. Обсуждение полученных результатов

В таблице 2 Приложения приведены результаты оценки «стандартной» формы НКРС (уравнения (8)) с использованием четырнадцати инструментальных переменных для продовольственной инфляции и тринадцати инструментальных переменных для непродовольственной инфляции. При этом в наборы инструментальных переменных включены лаги продовольственной инфляции в России, непродовольственная инфляция в России и ее лаги, номинальный обменный курс доллара США к тенге и его лаги, номинальный обменный курс рубля к тенге и его лаги, цены в промышленности в Казахстане и его лаги, мировые цены на нефть, а также денежная масса в Казахстане и ее лаги.

Оценка эластичности продовольственной и непродовольственной инфляции к впередсмотрящим ожиданиям составили, соответственно 0.44 и 0.38, также они являются статистически значимыми. Из этого можно сделать вывод, что впередсмотрящие ожидания в различной степени влияют на продовольственную и непродовольственную инфляцию в Казахстане. При этом продовольственная инфляция в большей степени подвержена влиянию впередсмотрящих ожиданий, чем непродовольственная инфляция. Также оценка уравнений (8) (таблица 2 Приложения) показала, что количественная оценка влияния разрыва средних предельных издержек производства на продовольственную инфляцию в Казахстане составляет 0.16, тогда как для непродовольственной инфляции данная величина составляет 0.65. Таким

образом, выясняется, что разрыв средних предельных издержек производства в большей степени воздействует на непродовольственную инфляцию, чем на продовольственную. Но фактические данные КС МНЭ, согласно которым по итогам 2015 года доли внутреннего производства в потреблении продовольственных и непродовольственных товаров в Казахстане составили, соответственно, 79% и 37% (таблица 3), противоречат результатам данной оценки. Так, исходя из фактических данных структуры потребления продовольственных и непродовольственных товаров, влияние разрыва средних предельных издержек производства на продовольственную инфляцию должно быть выше, чем влияние на непродовольственную инфляцию. Вероятно, что причинами результатов оценки является низкое качество оцененных уравнений (8) (таблица 2 Приложения). Так, коэффициенты детерминации (*R-squared*) для уравнений продовольственной и непродовольственной инфляции составили, соответственно, лишь 0.17 и 0.12, а значения показателей *J-statistic* для обоих уравнений оказались статистически незначимыми. В этой связи, было принято решение, что для дальнейшего оценивания модели инфляции Казахстана в рамках НКРС необходимо учитывать дополнительные объясняющие макроэкономические факторы. Для этого была выбрана спецификация НКРС в виде уравнения для малой открытой экономики (уравнения (9)), эмпирическая оценка которой показана в таблице 3 Приложения.

Таблица 3. Структура потребления товаров в Казахстане

Вид товаров	Продовольственные товары		Непродовольственные товары	
	2014	2015	2014	2015
Доля внутреннего производства, %	78.4	78.8	35.6	36.5
Доля импорта, %	21.6	21.2	64.4	63.5

Источник: КС МНЭ

При оценивании НКРС для малой открытой экономики (таблица 3 Приложения) согласно теоретическому уравнению (9) к предыдущим объясняющим факторам были добавлены показатели динамики денежной массы в Казахстане (монетарный фактор инфляции), продовольственной и непродовольственной инфляции в России (фактор импорта инфляции), номинальный обменный курс российского рубля к тенге (фактор курсовой политики). При этом количество инструментальных переменных как для уравнения продовольственной инфляции, так для уравнения непродовольственной инфляции сократилось до 9 (таблица 3 Приложения). Набор инструментальных переменных сохранился таким же, как при оценивании уравнений (8), за исключением изменения порядка и количества лагов, соответствующих максимизации значений показателей *R-squared* и *J-statistic*.

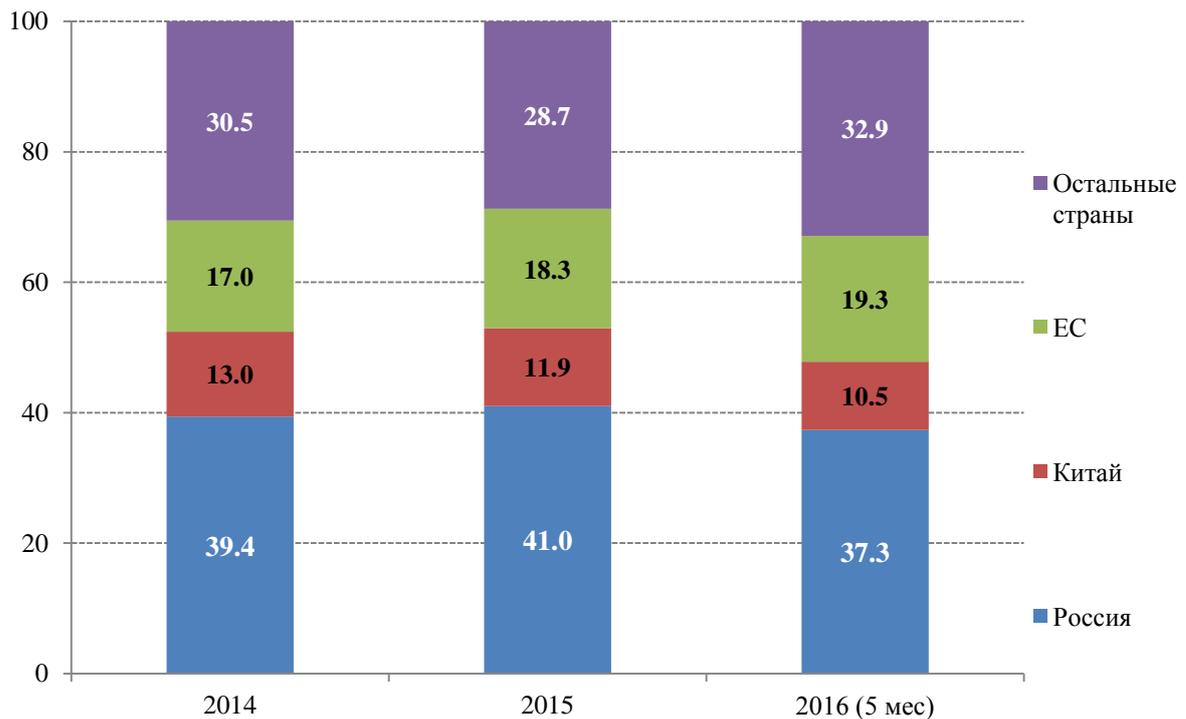
С включением в эмпирические уравнения дополнительных макроэкономических факторов степень влияния предыдущих факторов заметно изменилась. Так, эластичность продовольственной инфляции к впередсмотрящим ожиданиям снизилась с 0.44 до 0.19, непродовольственной инфляции – с 0.38 до 0.34. При этом коэффициенты при переменных впередсмотрящих ожиданий статистически значимы. Наряду с этим, влияние разрыва средних предельных издержек на оба вида инфляции в Казахстане в новой спецификации оказались статистически незначимыми, вследствие чего делается вывод об отсутствии существенных связей между показателями деловой активности и инфляцией. В свою очередь, по итогам оценки новой спецификации НКРС была обнаружена статистически значимая сильная зависимость инфляции в Казахстане от таких факторов, как импортируемая инфляция, лагированное изменение внутренней денежной массы и лагированные значения динамики обменного курса тенге. Так, эластичность продовольственной инфляции в Казахстане к импортируемой инфляции, аппроксимируемой через продовольственную инфляцию в России, составляет 0.51, а эластичность непродовольственной инфляции к импортируемой инфляции, также аппроксимируемой через непродовольственную инфляцию в России, равна 0.52. Эластичность изменения уровня цен в Казахстане к изменению денежной массы с лагом 2 месяца равна 0.14 для продовольственных товаров и 0.25 для непродовольственных товаров. Степени влияния динамики номинального обменного курса рубля к тенге с лагом 1 месяц на продовольственную и непродовольственную инфляцию в Казахстане оцениваются, соответственно, как 0.07 и 0.05. С теоретической точки зрения высокие значения чувствительности инфляции в Казахстане к инфляции в России (импортируемая инфляция), а также статистическая значимость влияния номинального обменного курса рубля к тенге на казахстанские потребительские цены объясняется двумя факторами. Во-первых, внутренний потребительский рынок Казахстана в значительной степени зависим от импорта (таблица 3), во-вторых, в структуре потребительского импорта Казахстана в разрезе стран наибольшая доля (от 37% до 41%) приходится на Россию (рисунок 2).

Касательно качества оцененных уравнений стоит отметить, что по сравнению с оценкой предыдущей спецификации заметно увеличился показатель *R-squared* (для уравнения продовольственной инфляции – с 0.17 до 0.77, для уравнения непродовольственной инфляции – с 0.12 до 0.73). При этом, значения *Prob(J-statistic)* тоже снизились, но все еще остаются высокими, вследствие чего на 10%-ом уровне значимости принимается нулевая гипотеза об одновременном равенстве нулю всех оцененных в уравнениях коэффициентов. Другими словами, оцененные уравнения обладают слабым статистическим качеством. Также согласно анализируемой оценке (таблица 3 Приложения) зависимость инфляции в Казахстане от показателя импортируемой инфляции выше, чем от показателя

впередсмотрящих ожиданий. Но теоретически предполагается, что эластичность внутренней инфляции в Казахстане к впередсмотрящим инфляционным ожиданиям и импортируемой инфляции должны быть примерно равны. Такое предположение исходит из того, что показатель импортируемой инфляции включен в перечень инструментальных переменных, которые, в свою очередь, влияют на формирование впередсмотрящих ожиданий. Другими словами, величина инфляционных ожиданий не может быть меньше, чем величина факторов, которые влияют на их формирование. В этой связи, было сделано предположение, что на инфляцию в Казахстане помимо впередсмотрящих ожиданий имеют воздействие и назадсмотрящие ожидания, при этом суммарное их влияние на инфляцию должно быть приблизительно равно или больше влияния показателя импортируемой инфляции.

Рисунок 2

Структура потребительского импорта Казахстана
в разрезе стран, %



Источник: КС МНЭ РК, НБРК

Таким образом, вследствие причин, описанных выше, было принято решение произвести дополнительную эмпирическую оценку НКРС в соответствии с теоретическими уравнениями (10), которые представлены в виде гибридной НКРС для малой открытой экономики, где наряду с рациональными ожиданиями учитываются и адаптивные ожидания.

В таблице 4 Приложения показаны результаты оценивания гибридной НКРС для малой открытой экономики (уравнения (10)). В данной оценке показатель разрыва средних предельных издержек был исключен из уравнений по причине статистической незначимости в предыдущей оценке (таблица 3 Приложения). Но при этом для учета адаптивных (назадсмотрящих) инфляционных ожиданий в уравнения были включены фактические значения продовольственной и непродовольственной инфляции с лагом в 1 месяц. Количество инструментальных переменных осталось неизменным для уравнения продовольственной инфляции и снизилось до 7 для уравнения непродовольственной инфляции. При этом сам перечень инструментальных переменных не изменился и также включает лаги продовольственной и непродовольственной инфляции в России, номинальных обменных курсов доллара США и рубля к тенге, цен в промышленности в Казахстане, мировых цен на нефть и денежной массы в Казахстане.

Окончательные результаты оценки гибридной НКРС для малой открытой экономики применительно к инфляции в Казахстане показывают, что влияние назадсмотрящих инфляционных ожиданий статистически значимо, но незначительно слабее влияния впередсмотрящих ожиданий (таблица 4 Приложения), при этом их суммарное значение сопоставимо с влиянием импортируемой инфляции. Наличие в Казахстане, как впередсмотрящих, так и назадсмотрящих инфляционных ожиданий объясняется асимметричностью и несовершенством информации, которой обладают хозяйствующие субъекты. Но при этом, тот факт, что впередсмотрящие ожидания все же преобладают над назадсмотрящими ожиданиями, говорит о том, что в Казахстане большая часть хозяйствующих субъектов может принимать более рациональные решения, обладая и анализируя информацию касательно цен на нефть, инфляции в России, обменного курса тенге и т.д. В свою очередь, наличие значительной зависимости инфляции в Казахстане от импортируемой из России инфляции и динамики обменного курса рубля к тенге в новой оценке вновь подтвердилось, что также соответствует статистическим данным (таблица 3, рисунок 2). Наряду с этим, статистически подтвердилось, что немаловажным инфляционным фактором в Казахстане является также двухмесячный лаг изменения широкой денежной массы, влияние которой на инфляцию соизмеримо с влиянием назадсмотрящих инфляционных ожиданий. В завершении необходимо отметить, что оценка гибридной НКРС для малой открытой экономики применительно к условиям Казахстана оказалась наиболее качественной по сравнению с предыдущими двумя оценками, как с точки зрения показателя *R-squared*, так и со стороны значений *Prob(J-statistic)*. В этой связи был сделан вывод, что моделирование динамики инфляции в Казахстане согласно оценке, представленной в таблице 4 Приложения, являются максимально приближенными к действительности.

6. Заключение

По итогам проведенного исследования была получена модель инфляции в Казахстане на основе новой кейнсианской кривой Филлипса (НКРС). При этом были оценены различные модификации данной кривой, включая «стандартную» НКРС, НКРС для малой открытой экономики и гибридную форму НКРС для малой открытой экономики, где наряду с рациональными ожиданиями учитываются и адаптивные ожидания. Эмпирическая оценка осуществлялась на стационарных временных рядах с января 2012 года по июль 2016 года путем применения обобщенного метода моментов (GMM).

Результаты оценок НКРС применительно к динамике инфляционных процессов в Казахстане продемонстрировали, как воздействуют на инфляцию в Казахстане впередсмотрящие и назадсмотрящие ожидания хозяйствующих субъектов. Так, впередсмотрящие и назадсмотрящие ожидания в значительной степени влияют на текущую инфляцию, при этом степень влияния впередсмотрящих ожиданий чуть выше влияния назадсмотрящих ожиданий. Наличие в Казахстане, как впередсмотрящих, так и назадсмотрящих инфляционных ожиданий объясняется асимметричностью и несовершенством информации, которой обладают хозяйствующие субъекты. Но при этом, тот факт, что впередсмотрящие ожидания все же преобладают над назадсмотрящими ожиданиями, говорит о том, что в Казахстане большая часть хозяйствующих субъектов может принимать более рациональные решения, обладая и анализируя информацию касательно цен на нефть, инфляции в России, обменного курса тенге к доллару США, заявлений и реализуемых мер Национального Банка Казахстана и т.д. Также результаты эмпирических оценок показали, что в настоящее время влияние на инфляцию в Казахстане такого «классического» компонента новой кейнсианской кривой Филлипса, как отклонение средних предельных издержек от равновесного уровня, отсутствует. Объяснением этого может являться тот факт, что большая часть товаров из потребительской корзины в Казахстане является импортной, вследствие чего на их цены не воздействуют внутренние издержки производства. При этом преобладание в структуре казахстанского потребления импортной составляющей, преимущественно из России, объясняет эмпирический результат оценивания НКРС, согласно которому в качестве значимых факторов инфляции в Казахстане определены инфляция в России и изменение номинального обменного курса рубля к тенге. Наряду с этим, в качестве «внутреннего» макроэкономического фактора инфляции в Казахстане определена лагированная динамика широкой денежной массы.

Таким образом, по результатам проведенного исследования можно сделать вывод, что большую роль в достижении цели по инфляции в рамках режима инфляционного таргетирования, проводимого Национальным Банком Казахстана, могут сыграть меры регулятора направленные на формирование

соответствующих вперёдсмотрящих инфляционных ожиданий хозяйствующих субъектов. При этом для эффективного таргетирования инфляции в Казахстане также необходимо принимать меры по локализации шоков номинального обменного курса рубля к тенге и российской инфляции, в случае их возникновения, а также повышать контроль и степень воздействия на объём широкой денежной массы.

Список литературы

1. Phillips, A. W. (1958). The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*. 25 (100): 283–299.
2. Lipsey R.G. The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the U. K. 1862–1957: A Further Analysis. *Economica*. 1960. Vol. 27. P. 1–31.
3. Friedman M. The Role of Monetary Policy // *American Economic Review*. 1968. Vol. 58. P. 1–17.
4. Phelps E.S. Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium // *Journal of Political Economy*. 1968. Vol. 76. P. 678–711.
5. Lucas R. "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in Brunner, K. & Meltzer, A., *The Phillips Curve and Labor Markets*, vol. 1, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. New York: American Elsevier. 1976.p. 19–46.
6. Calvo G.A. Staggered Prices in A Utility Maximizing Framework // *Journal of Monetary Economics*. 1983. Vol. 12. P. 383–398.
7. Roberts J.M. New Keynesian economics and the Phillips curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1995. № 27. P. 975–984.
8. Mankiw N.G., Reis R. Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal To Replace The New Keynesian Phillipse Curve // *Quarterly Journal of Economics*. November. 2002. P. 1295–1328.
9. Razin A, Yuen C-W (2002) The ‘New Keynesian’ Phillips Curve: closed economy versus open economy. *Econ Lett* 75:1–9
10. Розмаинский И.В. «Конвенциональная теория ожиданий»: вызов теории рациональных ожиданий // *Вестник СПбГУ. Сер. 5, Экономика*. 1995. Вып. 3 (№ 12). С. 114-118.
11. Roberts J.M. Is inflation sticky? *Journal of Monetary Economics*. 1997. № 39. P. 173–196.
12. Roberts J.M. Inflation expectations and the transmission of monetary policy. 1998. Federal Reserve Board, mimeo.
13. Galí J, Gertler M, López-Salido D. Robustness of estimates of the hybrid New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*. 2005. 52. P. 1107–1118.
14. Rudd J., Whelan K. New tests of the new-Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*. 2005. № 52. P. 1167–1181.
15. Batini N., Jackson B., Nickell S. An open-economy new Keynesian Phillips curve for the U.K. *Journal of Monetary Economics*. 2005. № 52. P. 1061–1071.
16. Rumler F. Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries. *Open Econ Rev*. 2007. 18: 427.
17. Sahu J. Inflation dynamics in India: A hybrid New Keynesian Phillips Curve approach. *Economics Bulletin*. 2013. Vol. 33, No. 4. P. 2634-2647.

18. Zhang Ch., Murasawa Y. Output gap measurement and the New Keynesian Phillips curve for China. *Economic Modelling*. 2011. Volume 28, Issue 6. P. 2462–2468.

19. Соколова А.В. Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных. *Деньги и кредит*. 2014/11. Стр. 61-67.

20. Rudd J., Whelan K. New tests of the new-Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*. 2005. № 52. P. 1167–1181.

21. Hayashi T., Wickremasinghe N., Jayakody S. Application of the New Keynesian Phillips Curve Inflation Model in Sri Lanka. *ADB South Asia Working Paper Series*. 2015. № 36.

22. Шульгин А., Ларин А. Эконометрическое тестирование новой кейнсианской кривой Филлипса в России. *Новый университет*. 2011. №9.

Таблица 1. Эмпирические переменные, используемые в работе

Название переменной	Условное обозначение переменной	Способ расчета и единица измерения переменной	Источник
Продовольственная инфляция в Казахстане	π_t^f	Первая разность логарифма сезонно-скорректированного индекса цен на продовольственные товары в Казахстане, в %, месяц к предыдущему месяцу	КС МНЭ РК
Непродовольственная инфляция в Казахстане	π_t^{nf}	Первая разность логарифма сезонно-скорректированного индекса цен на непродовольственные товары в Казахстане, в %, месяц к предыдущему месяцу	КС МНЭ РК
Продовольственная инфляция в России	$\pi_t^{imp_f}$	Первая разность логарифма сезонно-скорректированного индекса цен на продовольственные товары в России, в %, месяц к предыдущему месяцу	Росстат
Непродовольственная инфляция в России	$\pi_t^{imp_nf}$	Первая разность логарифма сезонно-скорректированного индекса цен на непродовольственные товары в России, в %, месяц к предыдущему месяцу	Росстат
Денежная масса в Казахстане	Δm_t	Первая разность логарифма сезонно-скорректированных объемов широкой денежной массы в Казахстане, в %, месяц к предыдущему месяцу	НБРК
Цены в промышленности в Казахстане	Δppi_t	Первая разность логарифма сезонно-скорректированного индекса цен предприятий-производителей промышленной продукции в Казахстане, в %, месяц к предыдущему месяцу	КС МНЭ РК
Номинальный обменный курс доллара США к тенге	$\Delta e_t^{nom_USD}$	Первая разность логарифма среднемесячного номинального обменного курса доллара США к тенге, в %, месяц к предыдущему месяцу	НБРК
Номинальный обменный курс российского рубля к тенге	$\Delta e_t^{nom_RUB}$	Первая разность логарифма среднемесячного номинального обменного курса российского рубля к тенге, в %, месяц к предыдущему месяцу	НБРК
Промышленное производство в Казахстане	y_t	Сезонно-скорректированный индекс физического объема промышленной продукции в Казахстане, в %, месяц к предыдущему месяцу	КС МНЭ РК
Потенциальный уровень промышленного производства в Казахстане	y_t^{pot}	Рассчитывается через применения одномерного фильтра Ходрика-Прескота к показателю y_t , в %, месяц к предыдущему месяцу	Расчеты автора
Разрыв промышленного производства в Казахстане	y_t^{gap}	Рассчитывается как отношение y_t/y_t^{pot}	Расчеты автора
Цена на нефть	Δp_{oil}_t	Первая разность логарифма среднемесячной цены за баррель нефти марки Brent, в %, месяц к предыдущему месяцу	Терминал Reuters

Примечание: КС МНЭ РК – Комитет по статистике Министерства Национальной экономики Республики Казахстан, НБРК - Национальный Банк Республики Казахстан, Росстат – Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации.

Таблица 2. Результаты оценивания «стандартной» новой кейнсианской кривой Филлипса (уравнения (8))

Объясняющие переменные	Зависимые переменные	
	π_t^f	π_t^{nf}
C	-0.156 (-2.282**)	-0.649 (-4.101***)
$E\{\pi_{t+1}^f\}$	0.438 (2.809***)	
$E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$		0.375 (2.128**)
y_t^{gap}	0.159 (2.318**)	0.651 (4.131***)
$R\text{-squared}$	0.17	0.12
$J\text{-statistic}$	6.54	4.62
$Prob(J\text{-statistic})$	0.68	0.92
Инструментальные переменные (Z)	$C, \pi_{t-1}^{imp-f}, \pi_{t-2}^{imp-f}, \Delta e_t^{nom_USD}, \Delta e_{t-1}^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_USD}, \Delta e_t^{nom_RUB}, \Delta e_{t-1}^{nom_RUB}, \Delta e_{t-2}^{nom_RUB}, \Delta ppi_t, \Delta ppi_{t-1}, \Delta ppi_{t-2}, \Delta poil_t, \Delta m_t, \Delta m_{t-1}$	$C, \pi_t^{imp-nf}, \pi_{t-1}^{imp-nf}, \pi_{t-2}^{imp-nf}, \Delta e_t^{nom_USD}, \Delta e_{t-1}^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_USD}, \Delta e_t^{nom_RUB}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta ppi_{t-2}, \Delta poil_t, \Delta m_t, \Delta m_{t-2}$

Примечание: в скобка () указаны значения t-statistic; знаки ***, ** и * означают статистическую значимость оцененного коэффициента, соответственно, при 1%, 5% и 10% уровнях значимости

Таблица 3. Результаты оценивания кейнсианской кривой Филлипса для малой открытой экономики (уравнения (9))

Объясняющие переменные	Зависимые переменные	
	π_t^f	π_t^{nf}
C	-0.053 (-0.358)	-0.248 (-0.939)
$E\{\pi_{t+1}^f\}$	0.185 (2.570**)	
$E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$		0.343 (3.976***)
y_t^{gap}	0.052 (0.351)	0.246 (0.932)
Δm_{t-2}	0.138 6.019***	0.253 3.198***
$\pi_t^{imp_f}$	0.506 5.925***	
$\pi_t^{imp_nf}$		0.515 1.704*
Δe_{t-1}^{RUB}	0.075 4.031***	0.052 1.695*
$R\text{-squared}$	0.77	0.73
$J\text{-statistic}$	4.63	3.08
$Prob(J\text{-statistic})$	0.21	0.38
Инструментальные переменные (Z)	$C, \pi_t^{imp_f}, \pi_{t-2}^{imp_f}, \Delta e_t^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_RUB}, \Delta ppi_t, \Delta poil_t, \Delta m_{t-2}$	$C, \pi_t^{imp_nf}, \pi_{t-2}^{imp_nf}, \Delta e_{t-1}^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_USD}, \Delta e_{t-1}^{nom_RUB}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta poil_{t-1}, \Delta m_{t-1}$

Примечание: в скобка () указаны значения t-statistic; знаки ***, ** и * означают статистическую значимость оцененного коэффициента, соответственно, при 1%, 5% и 10% уровнях значимости

Таблица 4. Результаты оценивания гибридной новой кейнсианской кривой Филлипса для малой открытой экономики (уравнения (10))

Объясняющие переменные	Зависимые переменные	
	π_t^f	π_t^{nf}
C	-0.001 (-1.334)	-0.003 (-1.215)
$E\{\pi_{t+1}^f\}$	0.221 (4.298***)	
$E\{\pi_{t+1}^{nf}\}$		0.338 (4.904***)
π_{t-1}^f	0.162 (2.241**)	
π_{t-1}^{nf}		0.243 (2.541**)
Δm_{t-2}	0.151 (3.669***)	0.195 (2.615**)
π_t^{imp-f}	0.332 (3.296***)	
π_t^{imp-nf}		0.549 (1.849*)
Δe_{t-1}^{RUB}	0.038 (2.065***)	0.067 (2.347**)
$R-squared$	0.81	0.80
$J-statistic$	6.34	2.42
$Prob(J-statistic)$	0.09	0.11
Инструментальные переменные (Z)	$C, \pi_{t-1}^{imp-f}, \Delta e_t^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_RUB}, \Delta ppi_t, \Delta ppi_t, \Delta m_t, \Delta m_{t-1}$	$C, \pi_{t-2}^{imp-nf}, \Delta e_{t-1}^{nom_USD}, \Delta e_{t-2}^{nom_USD}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta ppi_{t-1}, \Delta m_{t-1}$

Примечание: в скобка () указаны значения t-statistic; знаки ***, ** и * означают статистическую значимость оцененного коэффициента, соответственно, при 1%, 5% и 10% уровнях значимости