3. ЭКОНОМИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

3.1. АКТУАЛЬНА ЛИ КРИВАЯ ФИЛЛИПСА С ИЗДЕРЖКАМИ НА ТРУД ДЛЯ РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКИ?

Егоров Д.А., м.н.с.,
кафедра Национальной экономики

Студенческий центр Института прикладных экономических исследований, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, г. Москва

В статье анализируется инфляционная динамика в Российской Федерации с 1999 по 2015 гг. с помощью кривой Филлипса. Используемая спецификация взята из работы Гали и Гертлера и базируется на неокейнсианской кривой Филлипса с жесткостью цен в краткосрочном периоде. Полученные результаты указывают на то, что, начиная с 2000-х гг., с помощью предельных издержек труда можно объяснить динамику потребительской инфляции. Также было установлено, что на инфляцию оказывают влияние ожидания, которые в РФ формируются как адаптивным, так и впередсмотрящим образом. Помимо них, значимое воздействие на российскую инфляцию оказывают колебания валютного курса национальной валюты.

ВВЕДЕНИЕ

Изучение факторов, влияющих на динамику инфляции, остается предметом многих серьезных экономических исследований. Проводить монетарную политику, направленную на снижение темпов инфляции, не имея четкого понимания того, чем обусловлен рост цен, затруднительно. Таким образом, эта задача имеет непосредственное практическое значение для органов денежного регулирования.

Анализ причин инфляции является важной задачей монетарных властей всех стран мира. Современными экономистами были предложены способы решения этой задачи. Исследователи сходятся во мнении, что темпы инфляции коррелированы с уровнем избыточного совокупного спроса в экономике, кроме того, влияют на них инфляционные ожидания экономических агентов и шоки совокупного предложения. Однако конкретные способы учета воздействия этих факторов на инфляцию могут существенным образом варьироваться.

Одним из методов моделирования и прогнозирования инфляции в краткосрочном периоде является построение кривой Филлипса. Во-первых, данный подход учитывает влияние уровня экономической активности (фазы бизнес-цикла) на рост цен. Во-вторых, принимаются во внимание способы формирования инфляционных ожиданий у населения, которые, также вносят существенный вклад в динамику роста цен. Моделирование инфляционной динамики посредством кривой Филлипса применяют центральные банки разных стран для оценки и прогнозирования инфляционных процессов. С 2000-х гг. по настоящее время существуют работы для развитых и развивающихся стран, например, зоны евро [9], США [8], Мексики [14], Испании [10], Чили [6] и Канады [7].

В данной статье будет сфокусировано внимание на неокейнсианской кривой Филлипса. Значимым ее преимуществом является то, что она получена при решении оптимизационной задачи фирмы, а не основывается на чисто эмпирических наблюдениях, как традиционная кривая Филлипса. Неокейнсианская кривая Филлипса показывает влияние на текущую инфляцию инфляционных ожиданий и уровня экономической активности. Инфляционные ожидания формируются рациональным образом, а жесткость цен приводит к тому, что они являются впередсмотрящими, т.е. на текущий уровень инфляции оказывает влияние ожидаемая в будущем инфляция. Ценовая жесткость моделируется с помощью микроэкономических моделей с временными ограничениями на изменение цены. Можно выделить три метода моделирования жесткости цен: 1) модель пересматриваемых договоров Кальво [5]; 2) модель трудовых контрактов Тейлора [18]; 3) модель квадратичных издержек Ротемберга [16]. Основная их идея заключается в том, что фирмы не могут менять цену мгновенно при изменении экономической конъюнктуры. Одна из таких моделей *временных ограничений* будет представлена ниже.

Вместе с тем, инфляция имеет инерционный характер, с чем не согласуется неокейнсианская кривая Филлипса. Чтобы преодолеть этот недостаток в моделях учитывается, что некоторые экономические агенты формируют инфляционные ожидания адаптивно. И это позволяет включить в кривую Филлипса в качестве фактора инфляцию в предыдущий момент времени.

Существует, как минимум, две проблемы при оценке неокейнсианской кривой Филлипса. Первая проблема заключается в моделировании инфляционных ожиданий. В современных исследованиях на эту тему часто используются опросные данные [12, 13]. Однако по Российской Федерации длинных рядов инфляционных ожиданий, составленных по опросным данным, нет, поэтому пока использование этого метода недоступно. Исследуя неокейнсианскую кривую Филлипса, будем предполагать, что инфляционные ожидания носят впередсмотрящий характер. Так как измерить непосредственно их на всем периоде оценивания невозможно, это будет сделано косвенно с помощью инструментальных переменных.

Вторая проблема – это поиск показателя для уровня экономической активности. В данной статье в качестве показателя экономической активности вслед за работой [7] будет использоваться показатель предельных издержек труда, что отличает данную работу от статьи [3], где за уровень экономической активности брался разрыв выпуска. Использование предельных издержек труда фирм позволяет получить оценки спецификаций уравнения кривой Филлипса для более поздних макроэкономических данных, на которых разрыв выпуска становится статистически незначимым. Более того, в рамках применяемого ниже подхода возможно получить оценки микроэкономического поведения российских фирм, которые характеризуют их правила ценообразования. На основе оценок этих параметров можно сделать вывод о степени инерционности инфляции в РФ.

Данная статья содержит три раздела. В разделе 1 будет описана неокейнсианская кривая Филлипса и представлены результаты ее оценки для РФ на реальных данных. В разделе 2 рассмотрена гибридная спецификация кривой Филлипса с учетом ретроспективного характера ценообразования в российской экономике. В третьем разделе будет оценена гибридная неокейнсианская кривая Филлипса с дополнительным показателем, отражающим экономические шоки – валютным курсом. Раздел 4 содержит основные выводы и результаты.

1. Неокейнсианская кривая Филлипса

1.1. *Теоретическая модель*. Отправной точкой при построении неокейнсианской кривой Филлипса является предположение о жесткости цен в краткосрочном периоде. Жесткость цен может моделироваться по-разному, но в любом случае ее наличие ведет к определенным ограничениям на ценовую политику фирмы в краткосрочном периоде.

Моделирование жесткости цен будет продемонстрировано на примере модели Кальво [4]. Ее идея заключается в том, что в произвольный момент

времени любая фирма может с вероятностью $1-\theta$ скорректировать свою цену на новую или с вероятностью θ не менять свою цену. Эта вероятность не зависит от того, как долго до наступления этого момента цены оставались постоянными.

В работе [9], используя механизм ценообразования, предложенный Кальво, Гали и Гертлер, построили экономическую модель, описывающую процесс изменения цен в экономике. Авторами были выдвинуты предположения об идентичности всех фирм, производимых продуктов и историй ценообразования. Также в модели предполагается, что эластичность спроса по цене на продукцию фирм постоянна и равна ε. Логарифм общего уровня цен p_t в момент времени t является средневзвешенной величиной из уровня цен прошлого периода p_{t-1}, взятым с весом θ, и новым оптимальным уровнем p_t^*, с весом $1-\theta$, (p_t^* - уровень цен, который выбирают те фирмы, которые пересматривают в данный момент ценовую политику):

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta) p_t^*. \qquad (1)$$

Обозначим за mc_t^n логарифм номинальных предельных издержек труда репрезентативной фирмы; β – ее субъективный параметр дисконтирования. Фирма при выборе оптимальной цены p_t^* максимизирует свою ожидаемую прибыль с учетом временных ограничений ценообразования, накладываемых моделью Кальво. Тогда можно показать, что оптимальная цена задается выражением:

$$p_t^* = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} + \log\mu, \qquad (2)$$

где $\mu = \varepsilon / \varepsilon - 1$.

Поясним экономический смысл выражения (2). Так как фирма понимает, что в течение неопределенного времени она не сможет изменить цену, то при назначении оптимальной цены учитывает дисконтированный поток будущих предельных издержек производства и вероятность сохранения цены неизменной на протяжении нескольких периодов времени. В случае, если бы фирма имела возможность ежепериодно менять цену на оптимальную ($\theta = 0$), она назначала бы ее на уровне текущих предельных издержек с некоторой наценкой, $\log\mu$. Будущие издержки оказывают влияние на оптимальную цену, только когда $\theta > 0$.

Используя выражения (1) и (2) и считая темп инфляции как $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, можно получить выражение неокейнсианской кривой Филлипса в виде:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t\{\pi_{t+1}\}, \qquad (3)$$

где mc_t – это процентное отклонение реальных предельных издержек фирмы от их значения в устойчивом состоянии (равновесное состояние экономики при нулевом темпе инфляции), а коэффициент λ выражается через параметры модели.

$$\lambda = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}, \qquad (4)$$

и определяется жесткостью цен θ и субъективным фактором дисконтирования β. Чем ниже β, тем меньше фирмы ценят то, что произойдет в будущем, поэтому вес текущих издержек повышается. Чем ниже жесткость цен, тем раньше фирмы получат шанс пересмотреть цены, а значит, будут в большей степени ориентироваться на текущие издержки.

Коэффициент β положительный, так как это дисконт-фактор, и его значение не должно превышать 1; значение параметра λ тоже положительно, см. (4). Поэтому уравнение кривой Филлипса (3) показывает положительную зависимость инфляции от текущих предельных издержек фирм и ожидаемой будущей инфляции. Это можно проинтерпретировать следующим образом: если текущий уровень зарплат превышает свое равновесное значение, то у фирм возникают дополнительные затраты (на зарплату работникам). Фирмы переложат эти издержки в цены своих товаров, что приведет к росту общего уровня цен в экономике. Также ожидаемая инфляция вызывает рост текущей инфляции из-за невозможности фирм свободно корректировать цены в краткосрочном периоде (1).

При верификации модели (3) на реальных данных возникает проблема с оценкой величины предельных издержек.

Для описания и измерения предельных издержек в работе [9] вводят некоторые дополнительные теоретические предположения. Предполагается, что выпуск, Y_t, описывается производственной функцией Кобба-Дугласа вида:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} N_t^{\beta}, \qquad (5)$$

где A_t – уровень технологий;

K_t – капитал;

N_t – труд.

Совокупные издержки фирмы, TC_t, можно разделить на постоянные, FC_t, и переменные издержки, VC_t. Постоянные издержки связаны с фиксированным фактором производства – капиталом, K_t. Они равны: $FC_t = rK_t$, где r – доходность капитала. Переменные издержки относятся к нефиксированному фактору производства, каковым является уровень трудовых ресурсов, N_t. Переменные издержки зависят от реальной заработной платы: $VC_t = \frac{W_t}{P_t} N_t$.

По определению, предельные издержки фирмы равны изменению совокупных издержек при увеличении выпуска на одну единицу; так, для непрерывного случая: $MC_t = \partial TC_t / \partial Y_t$. В краткосрочном периоде объем используемого капитала можно считать постоянным, изменяется только количество рабочей силы. Тогда изменение совокупных издержек в

краткосрочном периоде будет происходить только благодаря изменению показателя переменных издержек. Поэтому $MC_t = \frac{W_t}{P_t} \partial N_t / \partial Y_t = \frac{W_t}{P_t} \frac{1}{\partial Y_t / \partial N_t}$.

Учитывая явный вид производственной функции (5), предельные издержки равны:

$$MC_t = \frac{\frac{W_t N_t}{P_t Y_t}}{\beta} = \frac{F_t}{\beta}, \qquad (6)$$

где $F_t = \frac{W_t N_t}{P_t Y_t}$ – доля труда в общем доходе (иногда его называют показателем уровня реальных издержек на труд). Этот показатель можно найти в статистических данных.

При этом значение предельных издержек, MC_t, зависит от коэффициента β, см. (6). В кривой Филлипса учитывается процентное отклонение текущего значения показателя MC_t от его устойчивого состояния MC_t^{Trend}. Так как коэффициент β содержится и в исходном ряде, и в ряде устойчивого состояния, то в ряде процентных отклонений mc_t (представленных строчными буквами) он фигурировать не будет:

$$mc_t = \frac{MC_t - MC_t^{Trend}}{MC_t^{Trend}} = f_t. \qquad (7)$$

В последующих частях работы при оценке спецификаций кривой Филлипса для России за показатель экономической активности будут браться предельные издержки труда. Окажется, что включение предельных издержек вместо разрыва выпуска дает статистически значимые и теоретически обоснованные результаты.

Однако существует критика такого подхода, описанная Руддом и Веланом в работе [17]. Авторы критикуют использование показателя «доля расходов на труд в совокупном выпуске» в качестве прокси-переменной для реальных издержек производства. Так, реальные издержки производства в теории являются величиной проциклической. Вместе с тем, в периоды рецессии для США доля затрат на труд в совокупном выпуске достигает своего пикового значения, т.е. является величиной контрциклической. Также Рудд и Велан в [17] оценили уравнение неокейнсианской кривой Филлипса (3) на квартальных данных для США с 1960 г. и показали, что коэффициент при доле издержек на труд хотя и является положительным, но статистически незначимым. Кроме того, такая модель, исходя из их расчетов, обладает слабой прогнозной силой по сравнению с простой авторегрессионной моделью. Несмотря на высказанную критику, этот показатель продолжает использоваться для оценки предельных издержек (например, в работах [11, 14], в которых получены удовлетворительные результаты).

В данной работе, несмотря на возможные проблемы, связанные с предложенным методом оценки предельных издержек, будет использоваться подход Гали и Гертлера. Во-первых, для этого случая представлено микроэкономическое обоснование и точный аналитический вывод модели (3). Во-вторых, оценка модели (3) позволит получить оценки микроэкономических параметров, таких как частоту изменения цены и дисконт-фактор. В-третьих, использование других показателей уровня экономической активности в кривой Филлипса (уровня безработицы, разрыва выпуска), также не лишено недостатков, что неоднократно указывалось в работах [3, 8, 9, 17].

1.2. *Оценивание неокейнсианской кривой Филлипса для России*. Для оценки кривой Филлипса вида (3) для РФ нами были взяты квартальные данные с I квартала 1999 г. по II квартал 2015 г.: инфляция оценивалась двумя методами: с помощью индекса потребительских цен (ИПЦ) и дефлятора ВВП (источник – Федеральная служба государственной статистики, Росстат). Использовались базисные индексы (за базу взят I квартал 1999 г.), затем они были прологарифмированы и рассчитаны их первые разности.

В качестве предельных издержек труда использовался ряд процентного отклонения доли трудовых доходов в валового внутреннего продукта (ВВП) от тренда (тренд определялся с помощью фильтра Ходрика-Прескотта). Графики показателя предельных издержек труда совместно с ИПЦ и с дефлятором ВВП представлены на рис. 1 и 2 соответственно.

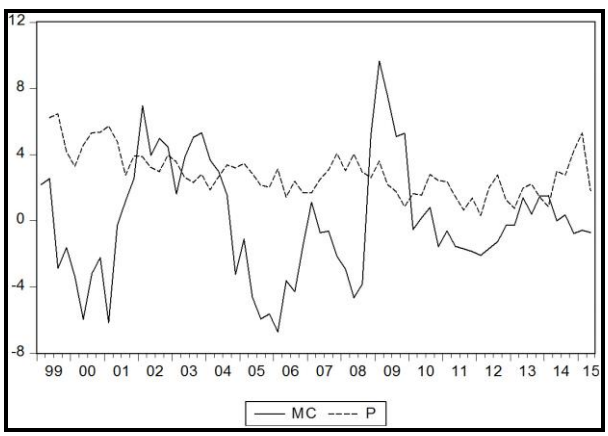

Рис. 1. Динамика предельных издержек труда и ИПЦ, % к предыдущему кварталу (сплошная линия – предельные издержки; пунктирная линия – прирост ИПЦ)

Из рис. 2 видно наличие положительной связи между дефлятором ВВП и предельными издержками: так, с 2003 по 2008 гг. отклонение предельных издержек от тренда снижалось и выходило в область отрицательных значений, инфляция, оцененная через дефлятор ВВП, также снижалась. Кроме того, на последнем интервале с 2012 г. сравнительно небольшое отклонение удельных издержек от тренда сопровождалось невысокой инфляцией.

Соответствие динамики предельных издержек и инфляции, рассчитанной на основе ИПЦ (см. рис. 1), менее очевидно, в основном из-за низкой волатильности ИПЦ по сравнению с издержками. На рис. 3 изображены для сравнения графики разрыва выпуска, ***y***: (отклонения текущего уровня выпуска от его потенциального значения) и предельных издержек труда, ***mc***. В обоих случаях устойчивое состоя-

ние определялось фильтром Ходрика-Прескотта для квартальных данных.

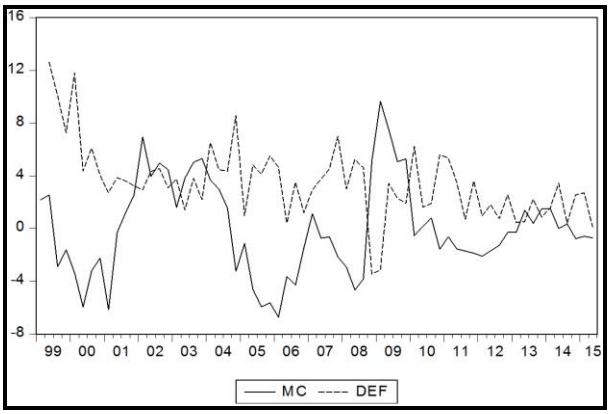

Рис. 2. Динамика предельных издержек труда и дефлятора ВВП, % к предыдущему кварталу (сплошная линия – предельные издержки; пунктирная линия – дефлятор ВВП)

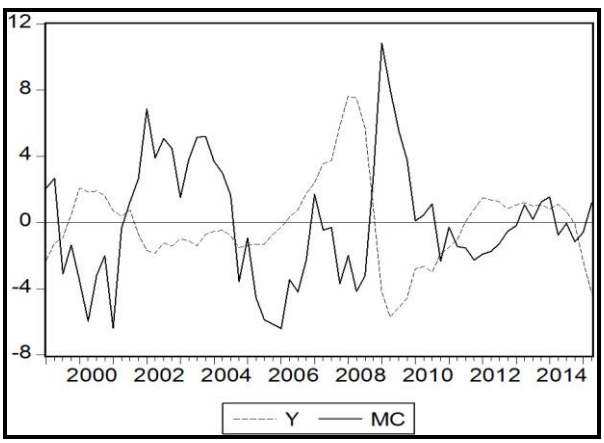

Рис. 3. Динамика разрыва выпуска и предельных издержек труда, % (сплошная линия – предельные издержки; пунктирная линия – разрыв выпуска)

Оказалось, что в периоды спада производства в РФ, когда уровень выпуска находился ниже потенциального (соответственно, разрыв выпуска был меньше нуля), показатель предельных издержек имел большие положительные значения. И наоборот, в периоды превышения выпуска своего потенциального уровня предельные издержки обычно имели отрицательные значения. Поэтому в случае нашей страны критика Рудда и Велана о том, что контрциклическое поведение издержек противоречит его процикличному характеру в теории, кажется обоснованной.

Однако, как утверждают Рудд и Велан в [17], и сама оценка разрыва выпуска с помощью фильтра Ходрика–Прескотта также является грубой и не может дать объективную картину экономической ситуации в стране. Поэтому говорить об однозначном выполнении критических замечаний в адрес показателя предельных издержек как индикатора экономической активности на основе его несоответствия с поведением разрыва выпуска затруднительно. При проверке временных рядов показателей инфляции и предельных издержек на стационарность гипотеза о наличии единичного корня была отвергнута на 5%-м уровне значимости (для этого применялись тесты Дики–Фуллера и ***KPSS***). Это позволяет говорить о том, что исследуемые ряды стационарные.

Перейдем непосредственно к оцениванию неокейнсианской кривой Филлипса для России (3) с впередсмотрящей компонентой инфляционных ожиданий $\boldsymbol{E_t}\{\pi_{t+1}\}$. Так как точно опередить эту величину невозможно, а длинный ряд инфляционных ожиданий домашних хозяйств в РФ отсутствует, то в качестве прокси-переменной для данного показателя будет взято фактическое значение инфляции в последующий момент времени π_{t+1}. Этот подход ранее применялся в работах [8-10, 14].

Для исключения эндогенности, возникающей при использовании такой оценки впередсмотрящей компоненты инфляции, как и в других работах [6-8], будет применен обобщенный метод моментов (***GMM***). Этот метод может работать с нелинейными моментными условиями, что позволит в будущем получить оценку структурных параметров жесткости цен, θ, и коэффициента дисконтирования, β, для российской экономики.

Если при оценивании с помощью ***GMM*** использовать предпосылку о формировании рациональных ожиданий агентов, то отклонения фактического уровня инфляции от ожидаемого являются случайной величиной с нулевым математическим ожиданием: $\boldsymbol{E_t}\left(\pi_{t+1}-\boldsymbol{E_t}\left(\pi_{t+1}\right)\right)=\boldsymbol{0}$. То есть ошибка прогноза будущей инфляции π_{t+1} не коррелирует с переменными в момент времени ***t*** и более ранними. Тогда соответствующее моментное условие – основное уравнение, оцениваемое ***GMM***, представимо в виде:

$$\boldsymbol{E_t}\left\{\left(\pi_t-\lambda \boldsymbol{mc_t}-\beta\pi_{t+1}\right)\boldsymbol{z_t}\right\}=\boldsymbol{0}, \qquad (8)$$

где $\boldsymbol{z_t}$ – вектор инструментов: переменных, коррелирующих с эндогенным регрессором π_{t+1}. В качестве инструментов использовались следующие ряды данных: пять лагов инфляции, два лага показателя предельных издержек, лаг инфляция заработной платы и два лага прироста денежной массы ***M2***. Такой выбор инструментальных переменных основан на том, что данный набор значимо коррелирует с переменной π_{t+1} (подтверждает ***F***-тест при регрессии). Кроме того, из содержательных соображений эти переменные должны быть связаны с будущим значением инфляции. Инфляция – довольно инерционный процесс, поэтому целесообразно использовать при прогнозировании инфляции предшествующие значения. Из экономической теории мы знаем, что рост денежной массы и рост издержек предприятий также должны приводить к росту общего уровня цен.

Оценка уравнения (3) с показателем ИПЦ для РФ принимает вид:

$$\pi_t = 0{,}001 + 0{,}053^* mc_t + 0{,}977^* E_t\{\pi_{t+1}\}. \qquad (9)$$

Знаком (*) отмечены статистически значимые коэффициенты на 5%-м уровне. Для переменной дефлятор ВВП оценки не сильно отличаются, но их значимость падает из-за высокой волатильности дефлятора ВВП в РФ или из-за того, что выбранные показатели является плохими факторами для дефлятора ВВП. Статистика критерия Хансена (***J***-статистика) равна 8,362 с соответствующим ***P***-значением 0,30, что говорит в пользу адекватности выбора всех инструментов.

Коэффициент β имеет приемлемое значение (положительные и меньше единицы) при своей статистической значимости. Параметр λ при предельных издержках также статистически значимый и положительный, что согласуется с теорией.

Коэффициент детерминации в уравнении (9) составляет около 70%. Это означает, что 70% вариации инфляции объясняют предельные издержки и рациональные инфляционные ожидания. При такой значительной объясняющей способности модели трактовать численные значения коэффициентов можно следующим образом. Превышение уровня предельных издержек фирм на 1 п.п. над устойчивым состоянием при прочих равных приводит к росту инфляции на 0,05 п.п. Ожидаемая в следующем квартале инфляция положительно влияет на текущий ее уровень, при этом будущий рост инфляции почти полностью перекладывается на ее текущее значение. Аналогично интерпретируются и значения коэффициентов в последующих уравнениях (18) и (23).

Оценка неокейнсианской кривой Филлипса интересна тем, что позволяет получить значения для структурных параметров теоретической модели, в частности, значения коэффициента дисконтирования и частоты изменения фирмами своих цен. Далее будут оцениваться две спецификации для оценки структурных параметров θ и β. Это связано с тем, что на малых периодах наблюдения оценивание спецификаций методом моментов (***GMM***) чувствительно к виду нелинейного моментного условия.

Подставляя выражение (4) для коэффициента наклона λ при предельных издержках в моментное условие (8) получим моментные условия:

$$E_t\left\{\left(\theta\pi_t - (1-\theta)(1-\beta\theta)mc_t - \theta\beta\pi_{t+1}\right)z_t\right\} = 0, \qquad (10)$$

$$E_t\left\{\left(\pi_t - \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}mc_t - \beta\pi_{t+1}\right)z_t\right\} = 0. \qquad (11)$$

В (11) коэффициент при текущей инфляции, π_t, нормализован к единице. В дальнейшем будут использоваться оба условия. Для краткости они будут обозначаться ***a*** и ***b*** соответственно. Табл. 1 содержит результаты оценки структурных параметров неокейнсианской кривой Филлипса для РФ. Для проверки устойчивости оценок автор, помимо прироста ИПЦ как основного показателя инфляции исследовал еще два случая. В первом использовался ИПЦ с ограничением: β = 1 как предельный случай: при этом 5%-й доверительный интервал для параметра β покрывает его единичное значение (уравнение (9)). Во втором случае используется дефлятор ВВП вместо прироста ИПЦ.

Для каждого из этих случаев были оценены оба вида нелинейных моментных условий: ***a*** и ***b***. В скобках указаны стандартные ошибки. Значения коэффициента при предельных издержках λ и его стандартная ошибка были рассчитаны по оцененным значениям θ и β с использованием выражения (4). Также найден средний период постоянства цен: $D = \frac{1}{1-\theta}$. В шестом столбце приведена статистика критерия Хансена, в скобках соответствующее ***p***-значение.

Таблица 1

НЕОКЕЙНСИАНСКАЯ КРИВАЯ ФИЛЛИПСА ДЛЯ РФ

ИПЦ	θ	β	λ	*D*	*J*-stat.
(a)	**0,801 (0,038)**	**0,984 (0,032)**	**0,053 (0,015)**	**5,025 (0,157)**	**7,488 (0,379)**
(b)	0,762 (0,142)	0,999 (0,021)	0,075 (0,105)	4,202 (0,295)	6,958 (0,324)
ИПЦ, β = 1					
(a)	0,775 (0,010)	1,00	0,065 (0,023)	4,444 (0,078)	7,523 (0,481)
(b)	0,787 (0,032)	1,00	0,058 (0,039)	4,695 (0,141)	6,742 (0,345)
Дефлятор ВВП					
(a)	0,763 (0,035)	1,045 (0,023)	0,063 (0,031)	4,219 (0,143)	9,687 (0,207)
(b)	0,638 (0,055)	0,980 (0,030)	0,213 (0,098)	2,762 (0,153)	9,161 (0,423)

В половине случаев структурные оценки коэффициента λ близки к значению, полученному в уравнении (9).

Так, оценки λ всегда положительны и статистически значимы (кроме случаев с ИПЦ, ИПЦ и ограничением для ***b***). В дальнейшем будем придерживаться и акцентировать внимание на оценках, полученных при использовании ряда ИПЦ без ограничений. Это объясняется тем, что ИПЦ является основным показателем потребительских цен в РФ, а также тем, что ограничение β = 1 кажется не вполне правдоподобным.

Структурные оценки параметра θ оказались чувствительны к виду моментных условий. Доля фирм, не меняющих свою цену в произвольный период времени, составляет 80% для спецификации ***a***, т.е. в среднем репрезентативная фирма не меняет свою цену на протяжении пяти кварталов. Для субъективного фактора дисконтирования β оценки для ИПЦ дают значение в 0,98, что соответствует средней реальной ставке процента в 2% (средняя ex-post реальная ставка на всем периоде оценивания,

$r = 1 - 1/\beta$). При оценивании с помощью дефлятора ВВП получены аналогичные оценки. В целом это согласуется с оценками Департамента исследований и прогнозирования Центрального банка РФ [2]. В исследовании департамента была рассчитана фактическая реальная процентная ставка для РФ на квартальных данных с I квартала 2003-го по I квартал 2016 г. В расчетах реальной процентной ставки использовалась номинальная ставка (по кредитам нефинансовым организациям на срок до одного года), а также инфляционные ожидания в каждый квартал.

При формировании инфляционных ожиданий больший вес назначался адаптивной компоненте (75%) и меньший вес назначался будущей инфляции (25% – компонента рациональных ожиданий). По результатам такого расчета оказалось, что значения фактической ставки достигали отрицательных значений в основном в 2008-го и 2011 гг. – в эпизодах роста инфляции. На большей части остального периода изучения значение реальной ставки процента в РФ было положительным и в среднем составляло 2%. Это согласуется с полученными нами результатами.

Доля фирм, не меняющих свою цену, для российской экономики составляет 80%. Это является достаточно странным, так как при нестабильной экономической ситуации в начале 2000-х гг., и в 2008-2009 гг. фирмы были вынуждены часто пересматривать цены. Это должно быть отражено в намного более низком значении параметра жесткости цен θ по сравнению с западными странами. Так, для стран зоны евро θ = 0,9; а для США это значение 0,84, см., например, [8, 9]. Такой результат наводит на мысль о неполноте оцененной выше модели.

Вместе с тем, реальные данные по инфляции носят инерционный характер. По оценкам других авторов [3], для РФ, как и для других стран [6, 14] характерна зависимость текущей инфляции от предыдущего ее значения. Это может объясняться тем, что часть экономических агентов формирует инфляционные ожидания адаптивным образом. То есть хотя бы часть экономических агентов формирует свои ожидания адаптивным образом. Мы ожидаем, что включение в рассматриваемую модель адаптивных инфляционных ожиданий позволит улучшить качество оцененной модели.

2. Гибридная кривая Филлипса

2.1. *Теоретическая модель*. В отличие от предыдущей модели авторы Гали и Гертлер [9] предположили, что существует два типа фирм. Ожидания одних фирм рациональны, а других – адаптивны. Пусть доля фирм 1 – ω при установлении цен, как в обычной модели Кальво, назначает оптимальную цену из решения задачи максимизации своей ожидаемой прибыли с учетом зависящих от времени правил ценообразования, сформулированных в (2). Другие, ω, устанавливают цены ретроспективно, основываясь на истории недавнего поведения уровня цен. Различие в поведении фирм можно объяснить, например, различиями в доступе к информации.

Общий уровень цен p_t в экономике представляет собой среднее взвешенное значение из уровня цен фирм, которые не получили права пересмотреть цену и цены фирм ($\bar{p}_t^*$:), которые цену изменили. При большом общем количестве фирм доля фирм группы 1 принимается равной θ. Доля фирм группы 2 на рынке равна $1-\theta$ – доля фирм, изменивших свою цену на новую:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta)\bar{p}_t^* . \qquad (12)$$

Новый уровень цен $\bar{p}_t^*$ формулируется как среднее взвешенное из цен фирм с ретроспективным ценообразованием p_t^b (backward looking) и цен фирм с впередсмотрящими ожиданиями p_t^f (forward looking), причем:

$$\bar{p}_t^* = (1-\omega)p_t^f + \omega p_t^b . \qquad (13)$$

Оптимальный уровень цен фирм с впередсмотрящими ожиданиями, как и в базовой версии модели, можно рассчитать следующим образом:

$$p_t^f = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\left\{mc_{t+k}^n\right\} + \log\mu . \qquad (14)$$

Фирмы с ретроспективным ценообразованием при назначении цен в момент t руководствуются только информацией, доступной на момент $t-1$ и более ранней. Также считается, что отдельная фирма не знает типа ценообразования у ее конкурента: впер- или назадсмотрящий. Поэтому эти фирмы назначают цену по правилу:

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} . \qquad (15)$$

То есть фирмы с ретроспективным ценообразованием устанавливают цену, равную предыдущему оптимальному с точки зрения максимизации прибыли уровню цен, и корректируют ее на прошлую инфляцию.

Комбинируя выражения (12-15), можно получить гибридную кривую Филлипса, в которой на текущую инфляцию оказывают как ее предшествующие значения, так и ожидаемый в будущем темп инфляции:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t\left\{\pi_{t+1}\right\} + \gamma_b \pi_{t-1} ; \qquad (16)$$

где $\lambda = (1-\omega)(1-\theta)(1-\beta\theta)\phi^{-1}$;

$$\gamma_f = \beta\theta\phi^{-1} ; \qquad (17)$$

$$\gamma_b = \omega\phi^{-1} ;$$

$$\phi = \theta + \omega\left[1-\theta(1-\beta)\right] .$$

Коэффициенты λ, γ_f и γ_b зависят от трех параметров теоретической модели: степени жесткости цен θ, доли фирм с ретроспективным ценообразованием ω и дисконтирующего множителя β. Этот вид кривой Филлипса является более реалистичным, так как позволяет отразить инерционность инфляции, наблюдаемую в данных.

2.2. *Оценка гибридной кривой Филлипса для РФ*.

Для учета не только впередсмотрящей компоненты инфляции, но и инерционной составляющей, произведем оценку уравнения (16) обобщенным методом моментов. Аналогично предыдущему разделу

использовался показатель доли трудовых доходов в ВВП в качестве предельных издержек труда, за инфляцию брался прирост логарифмированного ИПЦ. Результаты оценки выражения (16) следующие:

$$\pi_t = \mathbf{0,003} + \mathbf{0,020}^{*}\, \mathbf{mc}_t + \\ +\mathbf{0,512}^{*}\, \mathbf{E}_t\{\pi_{t+1}\} + \mathbf{0,491}^{*}\, \pi_{t-1}. \qquad \textbf{(18)}$$

Знаком (*) помечены коэффициенты, значимые на 5%-м уровне. В качестве инструментов были выбраны два лага прироста денежной массы ***M2***, два лага предельных издержек, четыре лага инфляции (ИПЦ) и запаздывающее значение прироста начисленной заработной платы (среднее значение по РФ), ***J***-статистика 9,23; ***P***-значение 0,34.

Коэффициенты при впередсмотрящей $\mathbf{E}_t\{\pi_{t+1}\}$ и инерционной π_{t-1} компонентах инфляционных ожиданий значимы и имеют близкие численные значения.

Для оценки структурных параметров гибридной кривой Филлипса использовались уравнения (16) и (17), позволяющие выразить уравнение кривой Филлипса через структурные параметры модели.

Из этих выражений были получены альтернативные моментные условия:

$$\mathbf{E}_t\left\{\begin{pmatrix} \phi\pi_t - \phi\omega\pi_{t-1} - \phi\theta\beta\pi_{t+1} - \\ -(\mathbf{1}-\theta)(\mathbf{1}-\omega)(\mathbf{1}-\beta\theta)\mathbf{mc}_t \end{pmatrix}\mathbf{z}_t\right\} = \mathbf{0}, \qquad \textbf{(19)}$$

$$\mathbf{E}_t\left\{\begin{pmatrix} \pi_t - \omega\pi_{t-1} - \theta\beta\pi_{t+1} - \\ -\dfrac{(\mathbf{1}-\theta)(\mathbf{1}-\omega)(\mathbf{1}-\beta\theta)}{\phi}\mathbf{mc}_t \end{pmatrix}\mathbf{z}_t\right\} = \mathbf{0}, \qquad \textbf{(20)}$$

где $\phi = \theta + \omega\left[\mathbf{1} - \theta(\mathbf{1}-\beta)\right]$.

В дальнейшем для краткости обозначим условия (19) и (20) как ***** и ****** соответственно. Список инструментов включал пять лагов инфляции (10 для дефлятора ВВП), три лага предельных издержек и прироста денежной массы, два первых лага прироста средней по стране зарплаты.

Результаты оценивания представлены в табл. 2. Как в предыдущем разделе, при оценке спецификаций ***** и ****** рассматривались три случая. Использование в качестве российской инфляции прироста ИПЦ; случай с ИПЦ и коэффициентом β, равным единице; применение дефлятора ВВП за альтернативный показатель роста цен в РФ. Сначала в табл. 2 представлены оценки трех структурных параметров, затем рассчитаны значения первичных коэффициентов λ, γ_b и γ_f. В предпоследнем столбце показана средняя продолжительность постоянства цен ***D*** в кварталах. Далее значение статистики критерия Хансена. В скобках показаны стандартные ошибки и ***p***-значение для статистики Хансена.

Таблица 2

ГИБРИДНАЯ КРИВАЯ ФИЛЛИПСА ДЛЯ РОССИИ

ИПЦ	θ	β	ω	λ	γ_b	γ_f	D	J-stat
*	**0,428 (0,049)**	**0,970 (0,014)**	**0,342 (0,042)**	**0,288 (0,067)**	**0,447 (0,041)**	**0,542 (0,048)**	**1,748 (0,315)**	**0,216 (0,464)**
**	0,535 (0,064)	0,995 (0,024)	0,445 (0,059)	0,123 (0,084)	0,455 (0,075)	0,544 (0,084)	2,151 (0,266)	0,202 (0,67)
ИПЦ, β = 1								
*	0,842 (0,024)	1,00	0,011 (0,008)	0,028 (0,012)	0,013 (0,001)	0,987 (0,03)	6,329 (0,136)	0,184 (0,781)
**	0,884 (0,05)	1,00	0,137 (0,051)	0,012 (0,086)	0,134 (0,054)	0,866 (0,099)	8,621 (0,207)	0,106 (0,58)
Дефлятор ВВП								
*	0,788 (0,031)	0,924 (0,051)	0,088 (0,023)	0,065 (0,007)	0,01 (0,021)	0,837 (0,058)	3,717 (0,162)	0,209 (0,585)
**	0,675 (0,165)	0,958 (0,288)	0,230 (0,072)	0,099 (0,028)	0,256 (0,082)	0,719 (0,270)	3,077 (0,375)	0,238 (0,702)

Основываясь на результатах табл. 2, можно утверждать, что все оценки соответствуют теории: параметры, отражающие доли репрезентативных фирм с определенными свойствами, неотрицательны и не превышают единицу. При этом доля фирм с ретроспективным ценообразованием зависит от спецификации модели. Как и в случае неокейнсианской кривой Филлипса, основными результатами будут оценки, полученные для показателя ИПЦ без ограничений. Это объясняется тем, что ИПЦ является основным показателем потребительских цен в РФ, а также тем, что оценка (18) не подтверждает выполнения ограничения: ***β = 1***. Рассмотрим их более подробно. Оценки жесткости цен θ составляют примерно 50% (в зависимости от спецификаций этот показатель варьируется от 0,43 до 0,54 для ***** и ****** соответственно). Получается, что половина фирм в любой период времени не меняет свою цену на оптимальную, из-за чего средняя продолжительность постоянства цен ***D*** составляет примерно два квартала. Этот результат кажется более реалистичным, чем тот, который получен при оценке неокейнсианской кривой Филлипса с учетом только рациональных инфляционных ожиданий: там жесткость цен составила пять кварталов. При этом оценка российской ценовой инерции в два квартала намного ниже европейской или американской: 10 и 6 кварталов соответственно [9]. Это более соответствует реальности.

Оценка доли фирм с ретроспективным ценообразованием ω составляет примерно 0,4 (значение этого параметра равно 0,34 и 0,45 для спецификаций ***** и ****** соответственно). Это означает, что около 40% фирм, изменивших цену, устанавливают ее, ориентируясь на ретроспективные правила ценообразования, записанные в уравнении (15). Для стран Европы и США оценки доли ретроспективных фирм в экономике варьируются: для Европы это значение на уровне 30% [9, с. 2157] и 20% в США [8, с. 25]. Высокая доля ретроспективных фирм в РФ по сравнению с западными странами может быть объяснена низким уровнем доступа к рыночной информации у российских фирм. Помимо этого, ретроспективное ценообразование российских фирм может быть обусловлено менее устойчивой экономической ситуацией в нашей стране и большей неопределенностью на рынке.

Из-за этого фирмы не рискуют определять свою цену через будущий поток издержек, а больше руководствуются рыночной ценой и уровнем инфляции в стране. Отчасти поэтому инфляционным процессам в РФ присуща сильная инерционность. Остальные 60% фирм пересматривают свои цены, устанавливая их на оптимальном уровне (14). При этом чувствительность текущего темпа инфляции, π_t, к инерционной, π_{t-1}, и к впередсмотрящей, $\boldsymbol{E}_t\{\pi_{t+1}\}$, компонентам инфляции примерно одинакова. Оценки коэффициентов γ_b и γ_f статистически значимы и равны 0,45 и 0,54 соответственно.

Оценки фактора дисконтирования $\boldsymbol{\beta}$ достаточно похожи для двух альтернативных спецификаций; нижнее значение составляет 0,97. Если обратиться к случаю ограничения дисконт-фактора единичным значением ($\boldsymbol{\beta}$ = 1), то это оказывает влияние на значения других структурных параметров модели: жесткость цен превышает 80%, а доля фирм с ретроспективным ценообразованием снижается до 14%. Таким образом, ограничение, накладываемое на $\boldsymbol{\beta}$, существенно изменяет оценки других структурных параметров для экономики РФ, что приводит к неправдоподобным результатам.

Суммируя вышесказанное, получается, что две альтернативные спецификации: ***** и ****** – первые две строки табл. 2 – дают отличные друг от друга оценки структурных микроэкономических параметров модели (16-17). Однако, в случае ****** оценка коэффициента λ незначимо отлична от нуля. Поэтому автор ориентируется на оценки, полученные при использовании показателя ИПЦ и спецификации вида *****. Итак, основываясь на оценках для этого случая, установлено, что доля фирм θ, сохраняющих свою цену в произвольный момент времени, равна 43%. А из тех фирм, что решили изменить свою цену на новую, 34% фирм руководствуются ретроспективными правилами ценообразования. Цены в РФ остаются постоянными в среднем на протяжении 1,7 квартала.

3. Оценка кривой Филлипса для открытой экономики

Значительную часть товаров на потребительском рынке в РФ составляют импортные товары. Кроме того, многие производители используют импортное сырье и комплектующие в своем производстве. Для учета влияния изменения цен импортных продуктов на темпы инфляции в РФ следует оценивать модификацию кривой Филлипса для малой открытой экономики, включающую валютный курс в качестве дополнительного фактора. В этом случае уравнение гибридной кривой Филлипса модифицируется следующим образом:

$$\pi_t = \lambda \boldsymbol{mc}_t + \gamma_f \boldsymbol{E}_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum_i \delta_i \boldsymbol{ex}_{t-i}, \qquad (21)$$

где $\boldsymbol{ex}_t$ – номинальный обменный курс рубля к доллару.

Метод расчета этого показателя был заимствован из работы [3, с. 14]. В качестве альтернативного показателя влияния на внутреннюю инфляцию внешнего сектора может выступать дефлятор ВВП основных торговых партнеров, такой метод был применен в работе [4, с. 11]. В связи с тем, что в РФ не рассчитывается индекс цен на импортируемую продукцию, влиянием этого фактора мы пренебрегли. Использование дефлятора стран – основных торговых партнеров кажется нам необоснованным, так как структура ВВП и экспорта могут существенным образом различаться. Сначала ряд курса рубля был экспоненциально сглажен. Вес текущего обменного курса в сглаженном ряде: $\alpha = \boldsymbol{0.46}$ – подбирался автоматически в пакете ***EViews*** как результат минимизации суммы квадратов отклонений значений фактического и сглаженного рядов курса рубля. В результате применение этого метода дало сглаженный ряд обменного курса, очищенный от случайных колебаний, а также учитывающий изменения в текущей динамике валютного курса.

Для такого сглаженного ряда были вычислены процентное изменение значения курса за квартал по формуле:

$$\boldsymbol{ex}_t = \frac{\boldsymbol{ex}_t^{last} - \boldsymbol{ex}_t^{first}}{\boldsymbol{ex}_t^{first}}, \qquad (22)$$

где $\boldsymbol{ex}_t^{first}$ – сглаженное значение валютного курса на первый день исследуемого квартала;

$\boldsymbol{ex}_t^{last}$ – сглаженное значение курса на последний день квартала.

Наконец, получившийся ряд приростов валютного курса был очищен от сезонных колебаний методом ***TRAMO/SEATS***. Гипотеза наличия единичного корня для данного ряда отвергается при применении тестов Дики-Фуллера и ***KPSS***, что свидетельствует о его стационарности.

График квартального темпа прироста номинального валютного курса рубля представлен на рис. 4. Напомним, что положительное значение свидетельствует об ослаблении рубля, тогда как отрицательное – о его укреплении. Из графика видно, что до 2008 г. рубль укреплялся, а после кризиса 2008-2009 гг. начался период высокой волатильности курса рубля и его ослабления.

Итоговая оценка уравнения кривой Филлипса для открытой экономики представлена уравнением (23).

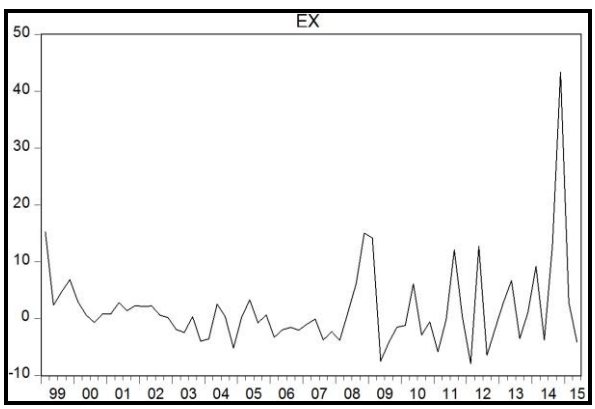

Рис. 4. Динамика темпов прироста номинального курса рубля, % к предыдущему кварталу

$$\pi_t = 0{,}001 + 0{,}024^* mc_{t-2} + 0{,}379^* E_t\{\pi_{t+1}\} + \\ +0{,}586^* \pi_{t-1} + 0{,}108^* ex_{t-1}. \quad (23)$$

В этом уравнении подстрочные индексы обозначают то количество лагов, с каким брались переменные для оценки. Константа оказалась статистически незначимой, остальные коэффициенты значимы на 1%-м уровне, отмечены знаком (*).

За инструменты принимались четыре первых лага показателя ИПЦ, два лага предельных издержек, первый лаг инфляции зарплаты и валютного курса, второй лаг прироста денежной массы. ***J***-статистика равна 0,1 (***P***-значение – 0,5).

Все оцененные коэффициенты в уравнении (23) положительные, что соответствует экономическим предпосылкам. Так, коэффициенты при двух компонентах инфляции отражают вклад ожидаемой и инерционной составляющей в текущий показатель инфляции; при этом коэффициент при инерционной составляющей численно превосходит коэффициент при ожидаемой инфляции. Оказалось, что в данном случае на инфляцию оказывает значимое положительное влияние уровень предельных издержек труда, взятый с запаздыванием в два квартала. Текущий и запаздывающий на один период уровни предельных издержек оцениваются с положительными, но статистически незначимыми коэффициентами. Оценка коэффициента при первом лаге прироста валютного курса положительна, что соответствует экономической теории: ускорение темпа прироста курса рубля к доллару (относительное падение цены национальной валюты) приводит к ускорению инфляции из-за эффекта переноса курса в цены импортных товаров.

Похожие исследования по оценке кривой Филлипса (23), для России представлены в [3, с. 18]. В данной работе за показатель экономической активности брался разрыв выпуска, сглаженный фильтрами Ходрика–Прескотта и Бакстера–Кинга. Методика расчета прироста валютного курса аналогична. Однако оценки коэффициента при впередсмотрящей компоненте инфляции не были статистически значимыми: впередсмотрящая компонента не оказывала значимого влияния на инфляцию на периоде с 1999 по 2009 гг. на месячных данных.

При этом вклад прироста валютного курса имел большое положительное влияние: оценка коэффициента δ в (23) при двухмесячном запаздывании составила 0,9. Такое расхождение результатов может объясняться использованием разрыва выпуска вместо показателя удельных издержек, а также использованием месячных данных, а не квартальных как в настоящей статье, и укороченным периодом оценивания (только до 2009 г. включительно). В работе [3] квартальные данные по российскому ВВП «трансформируются в помесячные с помощью метода “quadratic-match-average”».

Тем не менее, численное влияние валютного курса на инфляцию, полученное в работе [1] не является вполне реалистичным. В другой работе для РФ [1] на аналогичном периоде наблюдений его значение намного меньше и составляет 0,14.

По итогам проведенных оценок было установлено, что спецификация кривой Филлипса для открытой экономики (23) лучше описывает динамику российской инфляции, по сравнению с гибридной версией (18), так как учитывает эффекты, связанные с открытостью экономики: наличием валютных бирж и мировых рынков капитала. Этот вывод подтверждает показатель стандартной ошибки (*S.E. of regression*), который корректирует суммы квадратов остатков (***RSS***) на число переменных: наименьшей стандартной ошибкой обладает уравнение (23). В табл. 3 приведены значения этих характеристик для основных сравниваемых спецификаций кривой Филлипса. В скобках указан номер конкретной спецификации, под каким она упоминается в настоящей работе. Стандартная ошибка регрессии рассчитывается по формуле: *S.E. of regression* = $\sqrt{\frac{RSS}{T-k}}$, (***T*** – число наблюдений, ***k*** – число оцениваемых коэффициентов в модели).

Таблица 3

СРАВНЕНИЕ ОПИСАТЕЛЬНЫХ СВОЙСТВ ИССЛЕДУЕМЫХ СПЕЦИФИКАЦИЙ

Спецификация	New Keynesian PC (9)	Hybrid PC (18)	Open Economy PC (23)
RSS	63,79	42,301	25,7
S.E. of regression	1,006	0,826	0,649

Но при всем при этом спецификация гибридной кривой Филипса (18) имеет также большое значение, благодаря тому, что при ее рассмотрении были получены оценки структурных микроэкономических параметров для экономики РФ в отличие от спецификации кривой Филлипса для открытой экономики (23). Спецификация (23) не имеет под собой строгого микроэкономического обоснования, а представлена для того, чтобы отразить эффект переноса валютного курса в цены.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В представленной статье были получены оценки неокейнсианской и гибридной кривой Филлипса на основе показателя предельных издержек фирм на труд.

Эти оценки позволяют говорить о применимости использования доли дохода на труд в совокупном доходе в качестве показателя предельных издержек труда для оценки кривой Филлипса. Использование предельных издержек труда позволяет получить приемлемые, с точки зрения экономической теории, оценки вкладов в инфляцию ее основных составляющих, а также структурные микроэкономические параметры фирм. Значения структурных параметров могут быть использованы для создания динамической стохастической модели общего равновесия для описания и прогнозирования инфляции в РФ.

Кроме того, оценки кривой Филлипса позволяют говорить о наличии существенной инерционности инфляционного процесса в РФ. Вклад адаптивный инфляционных ожиданий в текущую инфляцию выше, чем рациональных. С одной стороны, это должно затруднять достижение цели Центрального банка РФ по снижению инфляции в РФ. Процесс будет идти медленнее, чем в случае наличия у экономических агентов полного доверия к Центральному банку и формирования инфляционных ожиданий преимущественно рациональным образом. С другой стороны,

часть экономических агентов формирует инфляционные ожидания рациональным образом. Это означает, что большое значение для эффективности денежно-кредитной политики в РФ имеет корректная работа Центрального банка РФ с экономическими агентами с точки зрения обеспечения их необходимой информацией, которая сделает действия регулятора понятными, прозрачными и вызывающими доверие.

Со снижением инерционности инфляционных процессов дела в целом обстоят сложнее. Однако, если обратиться к модели, представленной Гали и Гертлером [9], – уравнения (16-17), то она дает интуитивный ответ на такой вопрос. Снижая частоту пересмотра фирмами своих цен и одновременно снижая долю фирм с ретроспективным ценообразованием, можно добиться в рамках модели снижения влияния прошлой инфляции на текущий рост цен. Уменьшение доли ретроспективных фирм возможно при помощи расширения их доступа к информации: в первую очередь о текущей экономической ситуации в стране. Для снижения частоты пересмотра цен необходимы стабильные условия работы на рынке и, возможно, усиление конкуренции на рынках. В последнем случае при высокой конкуренции у фирм не будет стимула неоправданно завышать цены из-за риска утери конкурентоспособности. Также низкие темпы инфляции сами по себе ведут к снижению частоты пересмотра цен.

Литература

1. Гафаров Б.Н. Кривая Филлипса и становление рынка труда в России [Текст] / Б.Н. Гафаров, // Экономический журнал ВШЭ. – 2011. – №2. – С. 155-176.
2. Крепцев Д.А. и др. Равновесная процентная ставка: оценка для России [Текст] / Д.А. Крепцев, А.С. Поршаков, С.М. Селезнев, А.А. Синяков // Серия докладов Банка России об экономических исследованиях. – 2016. – №13. – С. 1-57.
3. Соколова А.В. Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных [Текст] / А.В. Соколова // Деньги и кредит. – 2014. – №11. – С. 61-67.
4. Boug P. et al. The new Keynesian Phillips curve for a small open economy [Text] / P. Boug, A. Cappelen, A. Swensen // Statistics Norway, research department. – 2005. – Pp. 1-65.
5. Calvo G. Staggered contracts in a utility-maximizing framework [Text] / G. Calvo, A. Guillermo // J. of monetary economics. – 1983. – No. 12. – Pp. 383-98.
6. Céspedes L.F. et al. An estimated new Keynesian Phillips curve for Chile [Text] / L.F. Céspedes, M. Ochoa, C. Soto // Mimeo, Central Bank of Chile, – 2005. – Pp. 1-35.
7. Gagnon E. New Phillips curve with alternative marginal cost measures for Canada, the United States, and the euro area [Text] / E. Gagnon, H. Khan // Bank of Canada, Working paper. – 2001. – No. 25. – Pp. 1-50.
8. Galí J. Inflation dynamics: a structural econometric analysis [Text] / J. Galí, M. Gertler // J. of monetary economics. – 1999. – No. 44. – Pp. 195-222.
9. Galí J. et al. European inflation dynamics [Text] / J. Galí, M. Gertler, D. Lopez-Salido // European economic review. – 2001. – No. 45. – Pp. 1237-1270.
10. Galí J. A new Phillips Curve for Spain: empirical studies of structural changes and inflation [Text] / J. Galí, D. Lopez-Salido // BIS Paper. – 2000. – No. 3. – Pp. 174-203.
11. Gali J. et al. Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve [Text] / J. Gali, M. Gertler, D. Lopez-Salido // J. of monetary economics. – 2005. – Vol. 52 ; no. 6. – Pp. 1107-1118.
12. Luoma A. Modelling the general public's inflation expectations using the Michigan survey data [Text] / A. Luoma, J. Luoto // Applied economics. – 2009. – No. 10. – Pp. 1311-1320.
13. Masahiro H. Inflation expectations of Japanese house-holds: micro evidence from monthly consumer confidence survey covering all of Japan [Text] / H. Masahiro, K. Masaaki // Economic review. – 2011. – No. 87. – Pp. 933-1008.
14. Ramos-Francia M. Inflation dynamic in Mexico: a characterization using the New Phillips Curve [Text] / M. Ramos-Francia, A. Garcia // The North American j. of economics and finance. – 2008. –Vol. 19; no. 3. – Pp. 274-289.
15. Rotemberg J. Sticky prices in the United States [Text] / J. Rotemberg // J. of political economy. – 1982. – No. 60. – Pp. 1187-1211.
16. Roberts J. New Keynesian economics and the Phillips curve [Text] / J. Roberts // J. of money, credit, and banking. – 1995. – No. 27. – Pp. 975-984.
17. Rudd J. Modeling inflation dynamics: a critical review of recent research [Text] / J. Rudd, K. Whelan // J. of money, credit and banking. – 2007. – No. 39. – Pp. 155-170.
18. Taylor J. Staggered contracts in a macro model [Text] / J. Taylor // American economic review. – 1979. – No. 69. – Pp. 108-113.

Ключевые слова

Инфляция; инфляция в России; кривая Филлипса; Неокейнсианская кривая Филлипса; гибридная кривая Филлипса; подход издержек; обобщенный метод моментов; малая открытая экономика; ценовая жесткость; инфляционные ожидания.

Егоров Дмитрий Александрович
E-mail: egordima93@mail.ru

РЕЦЕНЗИЯ

Актуальность. Моделированию инфляции с помощью кривой Филлипса уделяется незаслуженно мало внимания в российской научной литературе, несмотря на то, что эта тема продолжает обсуждаться на страницах известных зарубежных журналов по экономике, например, в работах (Gordon, 2013), (Coibion и Gorodnichenko, 2015), а различные версии кривой Филлипса применяются при построении динамических стохастических моделей общего равновесия, используемых как в научной среде, так и центральными банками разных стран для сценарного анализа и прогнозирования. Представленная работа может рассматриваться в качестве попытки привлечения внимания к этой представляющей теоретический и практический интерес теме в Российской Федерации.

Научная новизна и практическая значимость работы. В работе Д.А. Егорова приведены результаты оценки статистическими методами различных модификаций кривой Филлипса на российских данных. В качестве индикатора совокупного спроса автор использовал долю издержек на труд в совокупном доходе. Конечно, хорошо было бы сравнить полученные результаты с оценками кривой Филлипса с применением других показателей уровня экономической активности (разрыв выпуска, уровень безработицы), однако и из полученных результатов уже можно сделать ряд интересных выводов. Во-первых, они указывают на то, что хотя бы отчасти инфляционные ожидания в РФ формируются рациональным впередсмотрящим образом, из чего следует, что Центральному банку РФ необходимо продолжать начатую работу по увеличению открытости и понятности проводимой денежно-кредитной политики. Во-вторых, использованный в работе подход и результаты можно учитывать при разработке стохастических моделей общего равновесия российской экономики.

Заключение: статья Егорова Д.А написана на актуальную тему, в ней содержатся обоснованные результаты, представляющие практический интерес, поэтому ее можно рекомендовать к публикации.

Перевышина Е.А., к.э.н., доцент кафедры макроэкономики Экономического факультета Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ, г. Москва.