

**Федеральное государственное бюджетное образовательное  
учреждение высшего профессионального образования  
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА  
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ  
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

**Егоров Д.А., Перевышина Е.А.**

**Моделирование инфляционных процессов в России**

**Москва 2016**

**Аннотация.** В данной работе проведён анализ двух эмпирических подходов к моделированию инфляционных процессов в России и за рубежом: подход издержек и кривая Филлипса. Рассмотрены примеры применения данных подходов для анализа факторов инфляции в разных странах, выделены их сильные и слабые стороны. Оба подхода использованы для анализа инфляционных процессов в России в 2000-е гг. В рамках подхода издержек построена модель для индекса потребительских цен. Кроме того, в работе оценены различные модификации кривой Филлипса для индекса потребительских цен и различных мер уровня экономической активности (разрыв выпуска, уровень безработицы, удельные затраты труда). Показано, что наилучшим образом описывает инфляционные процессы в России гибридная кривая Филлипса с разрывом выпуска.

**Abstract.** This study is devoted to the analysis of two empirical approaches to modeling inflationary processes in Russia and abroad: the cost approach, and the Phillips curve. The authors examine the application of these approaches for the analysis of inflation factors in different countries, highlighting their strengths and weaknesses. Both approaches are used for the analysis of inflation in Russia in the 2000s. As part of the cost approach, a model for the consumer price index is estimated. Besides, various Phillips curve modifications are estimated for the consumer price index and various measures of economic activity (output gap, unemployment, unit labor costs). It is shown that the inflationary process in Russia is better described by the hybrid Phillips curve with output gap.

Егоров Д.А., младший научный сотрудник Студенческого центра экономических исследований ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Перевышина Е.А., старший научный сотрудник центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2015 год.

# Содержание

<b>1</b>	<b>ВВЕДЕНИЕ</b> .....	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>ПОДХОДЫ К МОДЕЛИРОВАНИЮ ИНФЛЯЦИИ</b> .....	<b>5</b>
2.1	МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИИ В РАМКАХ ПОДХОДА ИЗДЕРЖЕК.....	8
2.2	МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИИ С ПОМОЩЬЮ КРИВОЙ ФИЛЛИПСА .....	19
2.3	ПОДХОДЫ К МОДЕЛИРОВАНИЮ ИНФЛЯЦИИ В РОССИИ .....	32
2.4	ВЫВОДЫ.....	40
<b>3</b>	<b>КРАТКОСРОЧНАЯ МОДЕЛЬ ИНФЛЯЦИИ В РОССИИ В РАМКАХ ПОДХОДА ИЗДЕРЖЕК</b> .....	<b>43</b>
3.1	ОПИСАНИЕ ДАННЫХ .....	44
3.2	ОЦЕНКА МОДЕЛИ ИНФЛЯЦИИ НА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ .....	46
3.3	МОДЕЛЬ ИНФЛЯЦИИ С СЕЗОННО СГЛАЖЕННЫМИ РЯДАМИ ДАННЫХ.....	52
3.4	УЧЁТ ВЛИЯНИЯ ТЕМПА РОСТА ДЕНЕЖНОЙ МАССЫ НА ИНФЛЯЦИЮ .....	53
3.5	ВЫВОДЫ.....	55
<b>4</b>	<b>ОЦЕНКА КРИВОЙ ФИЛЛИПСА ДЛЯ РОССИИ</b> .....	<b>57</b>
4.1	ОПИСАНИЕ ДАННЫХ .....	57
4.2	ОЦЕНКА ТРАДИЦИОННОЙ КРИВОЙ ФИЛЛИПСА.....	62
4.3	ОЦЕНИВАНИЕ НЕОКЕЙНСИАНСКОЙ КРИВОЙ ФИЛЛИПСА .....	68
4.4	ОЦЕНИВАНИЕ ГИБРИДНОЙ КРИВОЙ ФИЛЛИПСА .....	70
4.5	ОЦЕНКА КРИВОЙ ФИЛЛИПСА ДЛЯ ОТКРЫТОЙ ЭКОНОМИКИ .....	77
4.6	ВЫВОДЫ.....	82
<b>5</b>	<b>ЗАКЛЮЧЕНИЕ</b> .....	<b>85</b>
	<b>СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ</b> .....	<b>92</b>

# 1 Введение

Основной целью денежно-кредитной политики Банка России является поддержание ценовой стабильности, что выражается в его стремлении обеспечить темп инфляции в 4% к 2017 году [1]. Вместе с тем, в новой истории России еще не было продолжительных периодов столь низкой инфляции. Лишь дважды в апреле и мае 2012 года индекс потребительских цен, измеренный к аналогичному периоду предыдущего года, принимал значение в 3,6%.

В 2014 - начале 2015 года инфляция выросла до 15-17%. Достижение цели, заявленной Банком России, требует от него чёткого понимания причин, обуславливающих наблюдаемые темпы роста общего уровня цен. Кроме того, эффективность монетарной политики ЦБ РФ, перешедшего к режиму инфляционного таргетирования, в будущем будет во многом определяться доверием экономических агентов к его действиям. Основой этого доверия является, в том числе, соответствие действий и результатов заявленным целям. В случае несовпадения фактических и целевых темпов инфляции доверие к политике Банка России будет подрываться, что осложнит ему работу. Для того чтобы заслужить и сохранить это доверие, Банк России должен уметь объяснять экономическим агентам причины расхождения фактических и целевых показателей. Несовпадение фактических темпов инфляции целевым возможно даже при проведении грамотной монетарной политики в том случае, если причины роста цен находятся за пределами влияния политики центрального банка. Также эффективность монетарной политики зависит от умения центрального банка спрогнозировать будущую динамику общего уровня цен, так как сегодняшние действия регулятора скажутся на экономике с некоторым лагом. Знание причин инфляции является желательным для построения обоснованных осмысленных прогнозов. Таким образом, понимание источников изменения общего уровня цен в России является необходимым условием проведения результативной монетарной политики.

Выявление факторов инфляции в России эконометрическими методами является основной целью данной работы.

В связи с практической важностью понимания источников инфляции и её прогнозирования подходов к моделированию инфляции эконометрическими методами существует достаточно много. В рамках данной работы рассматриваются

только те из них, которые позволяют выделить факторы роста общего уровня цен и оценить их количественный вклад в ценовую динамику. Таким образом, из сферы внимания исключены «технические» подходы к анализу инфляционных процессов, например, методы выделения трендовой и временной составляющих на основе ненаблюдаемых компонент [2], прогнозирования инфляции на основе базовых индексов цен [3], опережающих показателей [4]<sup>1</sup>. Заметим, что некоторые экономисты [6] считают, что многофакторные модели инфляции проигрывают «техническим» моделям в способности предсказываться динамику общего уровня цен. Однако в задачи этой работы входит выявление факторов инфляции, а не подбор наилучшей модели для прогнозирования.

Для достижения поставленной цели в работе сначала проанализированы существующие подходы к моделированию инфляционных процессов за рубежом и в России. Далее описаны результаты применения двух методов – подхода издержек и кривой Филлипса – для количественной оценки влияния различных факторов на темпы роста потребительских цен в России. В заключении сформулированы основные выводы и результаты.

## **2 Подходы к моделированию инфляции**

Обзор зарубежной и отечественной научной литературы, посвященной теме эконометрического моделирования инфляции, позволил выделить три основных подхода, используемых в данной области. Это моделирование инфляции в рамках подхода издержек, в рамках монетарной теории и с помощью кривой Филлипса.

Первый подход – моделирование инфляции на основе подхода издержек – используется относительно редко ([7], [8], [9], [10], [11], [12]). Основной идеей этого подхода является то, что наибольший вклад в динамику цен вносят изменения в стоимости факторов производства, ключевым среди которых является труд.

Второй подход – оценка влияния денежной массы на инфляцию в рамках подхода спроса на деньги или P-star модели ([13], [14], [15], [16], [17], [18], [19]) – в настоящее время используется также достаточно редко из-за определенных проблем при оценке стабильной функции спроса на деньги и влияния денежного разрыва на инфляцию. Вместе с тем, экономисты по-прежнему пытаются использовать модели спроса на деньги или различные индикаторы, рассчитанные на основе показателей

---

<sup>1</sup> Хороший обзор методов прогнозирования инфляции представлен в работе [5]

денежных агрегатов, для того чтобы спрогнозировать риски резких колебаний общего уровня цен. Выделим, что в этом случае часто оценивается влияние только одного фактора на темпы инфляции – изменения денежной массы. Как правило, в работах по данным США делается вывод о нецелесообразности изучения динамики денежных агрегатов для объяснения поведения общего уровня цен ([20], [21]), по данным стран Европы – результаты противоречивы ([16], [17], [18], [19], [22], [23]). Также специалисты Европейского центрального банка [24], который ещё продолжает изучать влияние денежных агрегатов на цены, отмечают, что результаты «денежных моделей» в дальнейшем нуждаются в детальном анализе. Прогнозы таких моделей и реальные риски для изменения темпов инфляции зачастую не соответствуют друг другу в силу того, что в моделях не учитываются разнообразные аспекты функционирования финансовых рынков. В силу указанных особенностей данного метода он в дальнейшем в данной работе рассматриваться не будет.

Третий подход – наиболее распространенный в странах с развитой рыночной экономикой – моделирование инфляции на основе кривой Филлипса. Этот подход пытаются применять и в странах с развивающимися рынками, однако менее успешно. После финансового кризиса 2008-2009 гг. у некоторых экономистов могли возникнуть сомнения в жизнеспособности кривой Филлипса. В соответствии с ней, снижение экономической активности должно было привести к падению темпов инфляции и, возможно, дефляции в США. Прогнозные оценки темпов инфляции на основе различных модификаций кривой Филлипса, оцененных на квартальных данных за 1960-2007 гг. для разных ценовых индексов, показывали снижение цен, в то время как они росли [25]. Тем не менее, такие результаты не противоречат концепции кривой Филлипса, а лишь дополнительный раз указывают на определённые трудности, возникающие при её оценке. Эти сложности связаны с поиском корректного измерителя для общего уровня цен, инфляционных ожиданий и показателя экономической активности. Бернанке [26] объяснил расхождение прогнозов на основании кривой Филлипса с фактом тем, что центральные банки хорошо управляют инфляционными ожиданиями людей. Люди формируют ожидания, учитывая денежно-кредитную политику, одинаково при угрозе роста и падения цен. Daly, Nobijn и Lucking [27] предположили, что снижение цен было предотвращено жёсткостью заработных плат. Фирмы, не имея возможности понизить заработную плату, не шли на снижение цен на конечную продукцию. С

точки зрения Coibion и Gorodnichenko [28], проблема кроется в корректности учёта инфляционных ожиданий. Если показатели инфляционных ожиданий, рассчитанные на основании данных финансовых рынков или профессиональных прогнозистов, в 2009-2013 году колебались в районе 2%, то показатель инфляционных ожиданий домашних хозяйств, рассчитанный на основе Мичиганского опроса потребителей, указывал на всплеск инфляционных ожиданий с 2009 года до 4%. Разницу в характере инфляционных ожиданий профессионалов и населения Coibion и Gorodnichenko отчасти видят в их реакции на изменение нефтяных цен. Население очень быстро реагирует на рост нефтяных цен, так как чувствительно к цене на бензин. Кроме того, отсутствие дезинфляции в США также согласуется с тем, что наклон кривой Филлипса изменился – она стала более пологой [25], [28]. Ball и Mazumder [25] указали на то, что использование нестандартных ценовых индексов также позволяет отчасти нивелировать возникающую проблему.

Stock и Watson [6] показали, что прогноз цен на основании кривой Филлипса не противоречит фактическим данным по США, если использовать в качестве показателя экономической активности не отклонение фактического уровня безработицы от NAIRU, а разницу между разрывом безработицы и двенадцатимесячным скользящим средним разрыва безработицы. Последнее согласуется с гипотезой гистерезиса, которая заключается в том, что естественный уровень безработицы изменяется в зависимости от динамики фактического уровня безработицы. Еще одним аргументом в пользу жизнеспособности кривой Филлипса стала работа [29]. Автор оценил так называемую «треугольную версию» кривой Филлипса, предложенную им еще в 1982 году, которая наряду с инфляционной инерцией и показателем экономической активности включает в себя шоки совокупного предложения, которые обычно в явном виде в кривую Филлипса при оценке не включаются. Gordon для изменения шоков совокупного предложения использовал следующие показатели: относительные цены импорта, цены на продовольствие и энергию, изменения в производительности. Таким образом, кривая Филлипса продолжает активно использоваться при моделировании инфляционных процессов.

Ниже будут подробно рассмотрены различные аспекты применения обозначенных подходов для моделирования инфляции.

## 2.1 Моделирование инфляции в рамках подхода издержек

Моделирование инфляции в рамках подхода издержек основано на предположении о том, что в долгосрочном периоде рост общего уровня цен определяется изменением издержек производства товаров. К основным видам издержек относятся затраты на труд. Кроме того, общий уровень цен должен зависеть от динамики валютного курса, так как часть товаров внутреннего рынка поставляется из-за рубежа. И последним важным фактором общего уровня цен является величина наценки. В рамках подхода издержек оценивается долгосрочная зависимость между общим уровнем цен и названными факторами, как правило, с помощью коинтеграционного анализа. На следующем этапе строится модель коррекции ошибок, которая позволяет отразить влияние прочих факторов на динамику цен в краткосрочном периоде. Среди наиболее часто встречаемых факторов – разрыв выпуска, валютный курс, денежная масса, прошлые значения инфляции. Таким образом, построение модели инфляции в этом случае на втором шаге близко по своему содержанию к некоторым модификациям кривой Филлипса. С теоретической точки зрения, подход издержек является менее строгим подходом по сравнению с кривой Филлипса, так как допускает включение в итоговую модель инфляции различных факторов, способных оказать влияние на компоненты формирования цены товаров. Ниже будут рассмотрены различные модификации данного подхода на примере построения моделей инфляции для конкретных стран.

Моделирование инфляционных процессов с помощью модели наценки (подхода издержек) реализовано в работе [7] для зоны евро. Основная идея модели заключается в том, что цены устанавливаются с некоторой наценкой по отношению к издержкам производства. Однако особенностью данной работы является то, что в эмпирической части исследования авторы учитывают возможное изменение наценки во времени, в то время как в теоретических работах величина наценки часто полагается постоянной.

Bowdler, Jansen [7] предположили, что общий уровень цен (P) может быть описан процессом следующего вида:

$$P_t = aULC_t^{b1} \cdot PM_t^{b2} \cdot PCOM_t^{b3} \cdot TAX_t^{b4} \cdot e^{b5 \cdot trend}, \quad (2.1)$$

где ULC – удельные затраты труда (зарплата в расчёте на единицу выпуска), PM – уровень цен на импортные товары и услуги, PCOM – внутренние цены на топливо и прочие сырьевые товары, TAX – величина косвенных налогов, trend – временной тренд. При этом коэффициент  $a$  в формуле (2.1) фактически отражает величину наценки по отношению к себестоимости товара (с учетом налогов). Временной тренд включается для того, чтобы учесть возможные ошибки измерения или отсутствие в уравнении (2.1) существенных компонент затрат. Если мы прологарифмируем выражение (2.1), то получим уравнение в логарифмах, которое обычно и оценивают на практике:

$$p_t = \log(a) + b1 \cdot ulc_t + b2 \cdot pm_t + b3 \cdot pcom_t + b4 \cdot tax_t + b5 \cdot trend . \quad (2.2)$$

Маленькие буквы соответствуют логарифму исходных переменных.

Модель (2.2) хорошо согласуется с данными, если все переменные являются показателями первого порядка интегрируемости. В этом случае можно построить модель векторной авторегрессии либо модель инфляции из одного уравнения на основе модели коррекции ошибок. В модели (2.2) проверяются две гипотезы. Первая состоит в том, что  $b4 = 1$ , то есть изменение налогов полностью отражается в ценах. Вторая гипотеза заключается в том, что  $b1 + b2 + b3 = 1$ . Так как данные не противоречили обеим гипотезам, в дальнейшем эти ограничения используются как работающие, что, в том числе, позволяет записать выражение (2.3) для отклонения текущего уровня цен от своего долгосрочного уровня:

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \log(a) + b1 \cdot (ulc_t - p_t + tax_t + b5 \cdot trend) + \\ & + b2 \cdot (pm_t - p_t + tax_t + b5 \cdot trend) + \\ & + b3 \cdot (pcom_t - p_t + tax_t + b5 \cdot trend). \end{aligned} \quad (2.3)$$

В трёх скобках в модели (2.3) записаны коинтеграционные векторы.

В работе [7] для более детального анализа инфляционных процессов строилась модель коррекции ошибок из одного уравнения вида:

$$\begin{aligned}
\Delta p_t = & \log(a) + \sum_{q=1}^3 c_q gap_{t-q} + \sum_{i=1}^3 d_i \Delta p_{t-i} + \\
& + \sum_{j=1}^3 f_j ulc_{t-j} + \sum_{i=1}^3 g_i \Delta pm_{t-i} + \sum_{i=1}^3 k_i \Delta pcom_{t-i} + \sum_{i=1}^3 k_i \Delta tax_{t-i} + \\
& + b1^* \cdot (ulc - p + tax + b5 \cdot trend)_{t-4} + \\
& + b2^* \cdot (pm - p_t + tax + b5 \cdot trend)_{t-4} + \\
& + b3^* \cdot (pcom - p_t + tax + b5 \cdot trend)_{t-4}.
\end{aligned} \tag{2.4}$$

Модель (2.4) строится на базе выражения (2.3) и позволяет одновременно оценить долгосрочную и краткосрочную динамику цен. Выражение (2.4) отличается от (2.3) тем, что в него включены лаговые значения инфляции, что является традиционным способом учёта инерционности инфляционных процессов, и лаговые значения остальных объясняющих показателей. Появилась одна единственная новая переменная – разрыв выпуска (*gap*), который отражает влияние избыточного спроса на динамику цен в краткосрочном периоде. Отметим, что коэффициенты  $b1^*$ ,  $b2^*$  и  $b3^*$  отличаются от исходных на корректирующий множитель, который возникает при оценке модели коррекции ошибок (отражающий скорость возврата переменной после внешнего шока к долгосрочному тренду).

Недостатком модели (2.4) является то, что она предполагает постоянную величину наценки, в то время как наценка может меняться в периоды структурных изменений в экономике. Модель (2.4) оценивалась на данных по странам зоны евро с 4 квартала 1980 года по 4 квартал 2000 года. В рассматриваемый период времени в странах Еврозоны происходили существенные структурные изменения, прежде всего в законодательстве, регулирующем правила конкуренции на рынке, которые необходимо отразить в модели (2.4). Проведённые в рассматриваемый период реформы на товарных рынках способствовали увеличению конкуренции, что должно было снизить величину торговой наценки. Для того чтобы отразить данные изменения в выражении (2.4), вместо константы добавляется случайная величина  $\eta_t$ , представляющая собой авторегрессионный процесс:

$$\eta_t = \eta_{t-1} + e_t, \tag{2.5}$$

где  $e$  – белый шум. Для оценки модели (2.4) с учётом (2.5) использовались данные по индексу потребительских цен, удельным затратам труда (доля зарплат с учетом всех налогов в ВВП), динамике цен на импортные товары (темп роста номинальных расходов на импорт, отнесенный к реальному темпу роста расходов на импорт). Для оценки динамики цен на сырьевые товары использовался специальный индекс, учитывающий цены 29 сырьевых товаров. Величину налоговой нагрузки авторы оценивали как отношение ВВП в рыночных ценах к ВВП в основных ценах<sup>2</sup>. Разрыв выпуска оценивался с помощью фильтра Ходрика-Прескотта.

С помощью метода Йохансена авторы идентифицировали одно коинтеграционное соотношение вида (2.3). Однако при такой спецификации уравнения возникают проблемы. Изменение цен на сырьевые товары и цен на импортные товары коррелированы друг с другом, поэтому включение обеих переменных приводит к получению некорректных оценок. В итоге авторы оставили в уравнении только показатель изменения цен на сырьевые товары, посчитав его более существенным. В целом, коэффициенты при факторах, включенных в модель (2.4), получились статистически значимыми. Также удалось оценить скорость схождения общего уровня цен к долгосрочной траектории в случае реализации внешнего шока. Корректировочный процесс занимает от 6 до 9 месяцев в зависимости от вида шока. Приспособление к шоку заработных плат происходит быстрее, чем к шоку цен на сырьевые ресурсы.

В работе [8] рассмотрены модели инфляции, используемые Резервным банком Австралии. Несмотря на то, что Банк использует разнообразные модели, включая DSGE модели и факторные модели, в данном случае рассматриваются только модели, состоящие из одного уравнения: стандартная кривая Филлипса (с адаптивными ожиданиями), некейнсианская кривая Филлипса и модель наценки. Авторы отмечают, что первоначально широкое распространение при моделировании инфляции получила именно модель наценки. В моделях подобного рода инфляция моделируется как зависимость от текущих и предыдущих темпов роста удельных издержек труда, цен на импортные товары. В работе [8] была использована следующая спецификация модели наценки:

---

<sup>2</sup> Основная цена - цена, получаемая производителем за единицу товара или услуги, без налогов на продукты, но включая субсидии на продукты. При расчёте ВВП производственным методом в основных ценах считается валовая добавленная стоимость по видам деятельности. Добавление к сумме добавленных стоимостей чистых налогов на продукты позволяет получить ВВП в рыночных ценах.

$$\pi_t = \alpha + \beta E_{t-1} \pi_{t-1} + \sum_{j=0}^J \lambda_j \Delta ulc_{t-j} + \sum_{k=0}^K \gamma_k \Delta mp_{t-k} + \chi ugar_t + \delta \Delta \pi_{t-1} + e_t, \quad (2.6)$$

где  $\pi$  – темп инфляции,  $E$  – оператор ожидания,  $ulc$  – удельные издержки труда,  $mp$  – цены импортных товаров,  $ugar$  – разрыв выпуска,  $\Delta$  – обозначение для прироста показателя.

Интересным моментом данной работы является показатель инфляции, выбранный для моделирования. Обычно в подобных моделях используется ИПЦ или базовый ИПЦ. В данном случае был использован усеченный средний ИПЦ, для расчёта которого отбрасываются 15% индексов цен с наибольшим и наименьшим ростом за квартал после сезонного сглаживания. Авторы утверждают, что данный показатель содержит меньше шума, чем классический ИПЦ.

Удельные затраты на труд были оценены как отношение общих издержек на труд к реальному ВВП. Разрыв выпуска рассчитывался на основе подхода производственной функции, несмотря на то, что традиционно Резервный банк Австралии использует для этих целей фильтр Ходрика-Прескотта. Инфляционные ожидания оценены как разница между доходностью индексируемых и не индексируемых по инфляции десятилетних государственных облигаций. Несмотря на то, что Резервный Банк Австралии перешёл к инфляционному таргетированию в 1993 году, и до этого в Австралии наблюдался период дезинфляции, для оценки был выбран период с 1990 по 2009 год, в течение которого мог произойти структурный сдвиг в экономике.

Оцененная модель (2.6) по своим характеристикам корректности оценки близка к традиционной кривой Филлипса. Статистически значимыми оказались разрыв выпуска, рост цен импорта и удельных издержек, инфляционные ожидания. Модель позволила объяснить около 60% волатильности усеченного среднего ИПЦ. Оценка модели (2.6) для различных подгрупп товаров показала, что она хорошо подходит для описания изменения цен на промышленные товары.

Norman, Richards [8] попробовали включить в модель, объясняющую причины инфляции, цены на нефть, Данный показатель оказался статистически значимым в модели наценки.

Интересное замечание в работе [8] касается того, что с течением времени влияние одних факторов на инфляцию может изменяться – усиливаться или ослабевать. Поэтому после оценки модели на длинном временном интервале необходимо протестировать стабильность коэффициентов. И традиционная кривая Филлипса, и модель наценки гораздо лучше подходили для описания инфляции в Австралии в период 1982-1992 гг., нежели в период после 1993 года. Таким образом, при построении модели необходимо выбирать для оценки однородный период данных, без структурных сдвигов, к которым можно отнести переход к новому монетарному режиму.

Стоит отметить, что динамика цен на отдельные товарные группы определяется различными факторами, что делает целесообразным моделирование отдельных ценовых индексов. Примеры подобного подхода можно найти в работах [9], [10]. Рассмотрим некоторые из них подробнее.

В работе [9] анализ факторов инфляции в Норвегии проводится независимо для трёх категорий товаров и услуг, что обусловлено различием факторов, влияющих на динамику цен. Выделены три группы:

1. Импортные товары;
2. Арендные платежи;
3. Произведённые внутри страны товары и услуги, за исключением аренды.

Авторы предположили, что цены импортных товаров определяются преимущественно темпом инфляции за рубежом, валютным курсом и издержками торгового сектора в Норвегии. Величина арендных платежей зависит в первую очередь от общего уровня инфляции в стране, в соответствии с которым владельцы недвижимости индексируют цену, однако среди значимых факторов могут оказаться также стоимость кредитов и издержки на поддержание жилого фонда. В качестве основного фактора цен на произведённые внутри страны товары и услуги рассматриваются издержки производителей. Рассмотрим подробнее, каким образом осуществляется моделирование ценовой динамики по всем трём товарным группам.

*Произведённые внутри страны товары и услуги, за исключением аренды.* В качестве основной компоненты издержек внутреннего производства авторы [9] называют трудовые затраты. Трудовые затраты оцениваются с помощью показателя ULC (unit labour costs) – удельных издержек на труд, что представляет собой фактически долю затрат на труд в выручке компании. Если удельные издержки

растут, то норма прибыли производителей сокращается, и чтобы её восстановить, они вынуждены поднять цены. Анализ Nyborg и др. показал, что в рассматриваемый период цены росли медленнее, чем удельные издержки на труд в целом в экономике. Однако Банк Норвегии рассчитывает удельные издержки на труд в секторах экономики, ориентированных на производство товаров и услуг для домашних хозяйств. Динамика этого индекса и индекса потребительских цен весьма близки. В итоге авторы построили эконометрическую модель для цен на товары и услуги, произведённые внутри страны за период с 2002 по 2012 г., вида:

$$p_t = a_0 + a_1 \cdot ulc + a_2 \cdot pf , \quad (2.7)$$

где  $p$  – индекс цен на произведённые внутри страны товары и услуги,  $ulc$  – удельные затраты на труд в секторах, ориентированных на производство товаров и услуг для домашних хозяйств,  $pf$  – цены на нефть. Все показатели взяты в логарифмах.  $a_0$  представляет собой логарифм наценки. Так как величина наценки может со временем меняться, Nyborg и др. [9] использовали третью переменную – разрыв выпуска – в качестве индикатора, изменение которого может быть связано с изменением наценки (считается, что наценка является проциклическим показателем, то есть растёт в периоды роста ВВП и снижается с периоды его спада). Уравнение (2.7) оценивалось в рамках модели коррекции ошибок, что позволило выявить долгосрочные и краткосрочные факторы цен на произведённые внутри страны товары и услуги. Среди долгосрочных факторов оказались только удельные затраты на труд, взятые с лагом в один квартал. Среди краткосрочных факторов фигурировали все вышеперечисленные. Данные не были сезонно сглажены, поэтому в итоговую модель были включены фиктивные переменные для отражения квартальной сезонности.

*Арендные платежи.* В краткосрочном периоде в качестве факторов выступали общий уровень цен и удельные трудовые издержки в строительстве. Единственным долгосрочным фактором оказался общий уровень цен.

*Цены на импортируемые товары.* Модель цен на импортируемые товары и услуги в работе [9] имела вид:

$$fp_t = b_0 + b_1 \cdot ulcw + b_2 \cdot oil + b_3 \cdot (neer + pfg) , \quad (2.8)$$

где  $f_p$  – индекс цен импортируемых товаров,  $ulcw$  – удельные затраты труда в торговле,  $peer$  – номинальный валютный курс, взвешенный по объемам торговли,  $prg$  – индекс цен на отдельные товары за рубежом (в иностранной валюте). Индекс цен на импортируемые товары сконструирован специалистами Центрального банка Норвегии по товарным подгруппам, импортируемым из разных стран. Модель (2.8) также была оценена с помощью модели коррекции ошибок. Все указанные долгосрочные факторы подтвердились, эти же факторы оказывают и краткосрочное влияние на динамику цен на импортируемые товары в Норвегии. Наряду с названными переменными учитывалась фиктивная переменная, отразившая момент изменения налога на добавленную стоимость. Стоит отметить, что при оценке уравнения (2.8) было оценено три коинтеграционных соотношения: между ценами и ценами на нефть, ценами и номинальным эффективным курсом кроны, ценами и удельными затратами труда. Модель оценивалась на квартальных данных.

Идея отдельного моделирования нескольких ценовых индексов реализована и в работе экспертов Банка Польши [10]. Модель инфляции является частью большой макроструктурной модели экономики Польши, которую Банк Польши использует при разработке денежно-кредитной политики. В работе построены отдельные блоки для моделирования цен в краткосрочном и долгосрочном периодах на квартальных данных за 1997-2008 годы. Общий уровень цен моделируется через оценку трёх индексов: базовый ИПЦ, ИПЦ на продукты питания и ИПЦ на энергию. При построении модели авторы опирались на теорию издержек, поэтому в качестве основных факторов фигурируют удельные трудовые затраты и валютный курс. Рассмотрим полученные модели для каждого из ценовых индексов.

*Базовый ИПЦ.* В долгосрочном периоде в качестве факторов выделены тренд (trend), цены импортных товаров, за исключением газа и нефти ( $pim_t$ ), эффективные ставки НДС ( $vat_t$ ), акцизов ( $ex_t$ ), налогов на нетрудовые доходы<sup>3</sup> ( $gam_t$ ) и импортной пошлины ( $tarif_t$ ), удельные трудовые затраты в секторе организаций ( $ulcna_t$ ). Таким образом, в модели цены в долгосрочном периоде формируются под воздействием затрат и деятельности государства, которое взимает пошлины и

---

<sup>3</sup> Gambling taxes – налоги на такие доходы, как выигрыш в лотерею, на скачках, в казино и пр. К сожалению, в тексте работы отсутствует содержательное объяснение значимости данного налога для динамики общего уровня потребительских цен.

налоги. В итоге уравнение базового ИПЦ ( $corecpi$ ) в долгосрочном периоде принимает такой вид:

$$corecpi_t = -3.19 + 0.53 \cdot ulcna_t + (1 - 0.53) \cdot (pim_t + tarif_t) + \quad (2.9) \\ + vat_t + ex_t + gam_t + 0.6 \cdot trend .$$

В краткосрочном периоде выявлены следующие ценовые факторы: цель по инфляции, объявленная Центральным банком Польши, лаг базового ИПЦ, значение ИПЦ в следующий момент времени, удельные издержки на труд, цены импорта. Таким образом, в краткосрочном периоде среди факторов фигурируют денежно-кредитная политика (цель по инфляции) и ценовые ожидания (лаговое и опережающее значение инфляции). Итоговая модель имеет вид:

$$\Delta corecpi_t = (1 - 0.34 - 0.52 - 0.03) \cdot ((1 + target_{t+2})^{0.25} - 1) + \quad (2.10) \\ + 0.34 \cdot \Delta corecpi_{t-1} + 0.52 \cdot \Delta corecpi_{t+1} + 0.03 \cdot 0.53 \cdot \Delta ulcna_{t-1} + \\ + 0.03 \cdot (1 - 0.53) \cdot \Delta (pim_{t-1} + tarif_{t-1}) - 0.02 \cdot ecm_{t-1} ,$$

где  $ecm$  – это остаток от оценки уравнения (2.9).

Уравнение (2.10) показывает, что в краткосрочном периоде на динамику цен оказывают влияние, как адаптивные ожидания, так и вперёдсмотрящие, причем роль вперёдсмотрящих ожиданий даже сильнее.

*ИПЦ на продовольствие.* В соответствии с предложенной моделью, в долгосрочном периоде цены на продовольствие ( $food$ ) формируются под воздействием цен на продовольствие на мировом рынке ( $worldfood_t$ ), номинального курса злотого к доллару США ( $usd_t$ ), реального эффективного курса злотого ( $reer_t$ ), ставки НДС ( $vat_t$ ) и динамики цен на внутреннем рынке ( $corecpi_t$ ). То есть значительную роль в формировании цен на продовольствие в Польше играют внешние по отношению к экономике Польши факторы и налоговая политика. Оцененное уравнение имеет вид:

$$food_t = 1.32 + 0.41 \cdot (worldfood_t + usd_t - reer_t) + 0.41 \cdot vat_t + \quad (2.11) \\ +(1 - 0.41) \cdot corecpi_t .$$

В краткосрочном периоде факторы остаются теми же самыми, только усиливается инерционность инфляционных процессов – в уравнение добавляется лаговое значение цен:

$$\Delta food_t = 0,58 \cdot \Delta food_{t-1} + 0,39 \cdot \Delta corecpi_{t-1} - 0,13 \cdot ecm_{t-1} + (2.12) \\ + (1 - 0,58 - 0,39) \cdot \Delta(worldfood_t + usd_t - reer_t).$$

*ИПЦ на энергию.* В долгосрочном периоде цены на энергию определяются внешними факторами (ценами на энергию на мировом рынке, курсом золотого по отношению к доллару США и реальным эффективным курсом золотого), ставкой НДС, пошлинами на энергетические товары, базовым ИПЦ. В краткосрочном периоде факторы аналогичны, но добавляется инерционность за счёт включения лаговых значения ИПЦ на энергию. Модель в целом выглядит аналогично модели (2.15)-(2.16).

В работе [11] описана большая макроэкономическая модель экономики Канады. Среди прочих макроэкономических переменных моделируется и общий уровень цен. Оцененная модель выглядит следующим образом:

$$\pi_t = 0,65 \cdot (0,24\pi_{t-1} + (1 - 0,24)\pi^*) + (1 - 0,65)\pi_{t+1} + (2.13), \\ + 0,028Y_t^{gap} + 0,007\Delta PM_t^{PY} + 0,031(\pi_t^{ulc} - \pi^*) + e_t.$$

где  $\pi$  – темп инфляции,  $\pi^*$  – таргетируемая Банком Канады величина инфляции,  $Y_t^{gap}$  – разрыв выпуска,  $\Delta PM_t^{PY}$  – темп роста реальных импортных цен,  $\pi_t^{ulc}$  – темп роста удельных затрат труда. Фактически уравнение (2.13) очень близко к гибридной кривой Филлипса, оно учитывает адаптивные и рациональные инфляционные ожидания. Отличие заключается во включении в уравнение (2.13) в качестве независимых переменных темпа роста импортных цен и динамики удельных издержек на труд одновременно с разрывом выпуска. Таким образом, данная модель представляет собой синтез подхода издержек и кривой Филлипса.

В работе [12] для анализа факторов инфляции в Хорватии в долгосрочном и краткосрочном периоде строится модель коррекции ошибок. При этом теоретической базой модели выступает модель издержек. Предполагается, что инфляция описывается процессом вида:

$$lcri_t = \delta lulc_t^\gamma lp\_imp_t^{1-\gamma}, \quad (2.14)$$

где  $lcri$  – логарифм индекса потребительских цен,  $lulc$  - логарифм удельных затрат труда,  $lp\_imp_t$  - логарифм цен импорта,  $\delta$  - наценка. Удельные затраты на труд рассчитаны как отношение фонда оплаты труда к реальному ВВП. Цены импорта измерены с помощью дефлятора импорта.

Сначала авторы оценили коинтеграционный вектор на основе модели (2.18) на квартальных данных за 1995-2006 гг., причем с помощью этого вектора оценивалась наценка (это остаток уравнения (2.14))<sup>4</sup>. Коэффициент при логарифме ИПЦ равен единице,  $\gamma=0,54$ .

На втором этапе авторам необходимо было выявить, какие факторы оказывают влияние на инфляцию в краткосрочном периоде. В качестве потенциальных факторов рассматривались номинальный эффективный валютный курс, избыточная денежная масса, разрыв выпуска, динамика цен производителей, ставка процента по валютным депозитам, темп инфляции в странах – основных торговых партнёрах Хорватии, цены импорта, денежная масса. Для определения показателя избыточной денежной массы была оценена долгосрочная зависимость между ИПЦ, ВВП, денежной массой (агрегат M1), относительной ценой недвижимости, процентной ставкой с помощью методов коинтеграционного анализа. Остаток данной модели принят авторами за избыточное денежное предложение. Разрыв выпуска оценен с помощью фильтра Ходрика-Прескотта. Для краткосрочной модели инфляции строилось одно уравнение, где в качестве зависимой переменной выступал прирост логарифма ИПЦ, а независимыми переменными стали все перечисленные ранее показатели.

Таким образом, подход издержек используется для моделирования динамики общего уровня цен или отдельных ценовых индексов в долгосрочном и краткосрочном периоде. Определяющими факторами в долгосрочном периоде выступают затраты производства (как правило, удельные затраты труда), цены на импортные товары и налоги. В краткосрочном периоде часто используют разрыв выпуска и прочие показатели. Данный подход является достаточно гибким, так как позволяет включить в модель любые специфические для страны факторы, которые

---

<sup>4</sup> Полученная таким образом наценка оказалась проциклическим показателем.

могут влиять на издержки производства и прочие составляющие цены (наценку, налоги).

## **2.2 Моделирование инфляции с помощью кривой Филлипса**

В эмпирической литературе можно встретить много разных версий кривой Филлипса. Это разнообразие, в первую очередь, связано с существованием нескольких подходов к моделированию инфляционных ожиданий и оценке избыточного спроса.

Инфляционные ожидания в кривой Филлипса могут учитываться адаптивно, в этом случае кроме показателя экономической активности используется один или несколько лагов темпа инфляции ([29], [6], [30]). При оценке типичной неокейнсианской модели предполагают, что инфляционные ожидания являются впередсмотрящими ([31], [32]), в этом случае параметр при ненаблюдаемом показателе впередсмотрящих инфляционных ожиданий оценивается специфическими методами, например, методом моментов. Гибридная неокейнсианская кривая Филлипса предполагает, что инфляционные ожидания могут формироваться у разных групп экономических агентов адаптивным и впередсмотрящим образом ([31], [33], [34]). В некоторых работах для моделирования влияния инфляционных ожиданий на фактический темп инфляции используются данные опросов населения об их прогнозах роста общего уровня цен в будущем ([28], [35], [34]).

Уровень избыточного спроса чаще всего оценивается с помощью одного из трех показателей: уровня безработицы или его разрыва ([29], [36]), разрыва выпуска ([35], [5], [34]), удельных издержек на труд ([31], [32], [33]). В работе [37] проведен обзор 17 работ, написанных до 2008 года, посвященных оценке кривой Филлипса для Европейского союза. В 4-х из них для оценки уровня избыточного спроса использовался показатель разрыва безработицы, в 8-ми – разрыва выпуска и в 6-и – показатель удельных затрат на труд. При этом только в 6-и работах оценивается традиционная кривая Филлипса – с адаптивными ожиданиями. В остальных случаях построены гибридные модели.

Рассмотрим на примере ряда работ результаты оценки различных модификаций кривой Филлипса, выделяя наиболее интересные моменты, связанные с подбором данных, выбором метода верификации модели, её интерпретацией.

В качестве хорошего примера оценки традиционной кривой Филлипса можно назвать работы [38] и [5]. Так как в последней из них использована методология первой, то остановимся подробнее на ней.

На квартальных данных США с 1-го квартала 1953 г. по 1-й квартал 2008 г. оценивалась кривая Филлипса в следующей модификации:

$$\pi_t = \gamma + a(L)\pi_{t-1} + b(L)u_t + c(L)z_{t-1} + e_t, \quad (2.15)$$

где  $(L)$  – оператор лага,  $u$  – уровень безработицы,  $z$  – показатели, отражающие шоки предложения. В [5] были использованы 24 лага инфляции, текущий уровень общей безработицы и его четыре лага. В качестве показателей шока предложения фигурировали темп роста цен на продовольствие и энергетические товары (до 4-х лагов), цены импорта (до 4-х лагов), две фиктивные переменные, отражающие ввод контроля над заработными платами в период президентства Никсона. Данная спецификация кривой Филлипса получила название «треугольной» (triangle model), за счёт включения в неё не только показателя избыточного спроса (уровня безработицы), но и показателей шоков предложения. В работе [5] также была оценена простая версия кривой Филлипса, без показателей  $z$ .

Обе модели показали себя хорошо относительно других моделей (с точки зрения качества прогноза) в начале 1980-х гг, 1990-х гг, около 1999 года, плохо – около 1985 и в середине 1990-х гг. Авторы акцентировали внимание на том, что обе модели хорошо описывают ценовую динамику в периоды относительно высокой по модулю разности между фактическим уровнем безработицы и NAIRU (более 1.5 п.п.).

В работе [29] показано, что «треугольная» модификация кривой Филлипса хорошо справляется с описанием инфляционных процессов в США и после мирового финансового кризиса. Однако для получения таких результатов автору пришлось заменить показатель общего уровня безработицы на показатель краткосрочной безработицы (длящейся до 26 недель). На рисунке 2.3 видно, что модель (2.19) с использованием уровня краткосрочной безработицы позволяла получить довольно точный прогноз инфляции после 2007 года в США.



Рисунок 2.1 – Фактические и расчётные темпы инфляции (коэффициенты оценены на данных с 1987 по 2006 год)

Источник: [29]

На базе треугольной модификации кривой Филлипса моделируется инфляция и в странах Восточной Европы. В работе [30] исследуются причины роста цен в странах Прибалтики. В качестве базового метода моделирования инфляционных процессов выбрано уравнение традиционной кривой Филлипса с адаптивными инфляционными ожиданиями. Для оценки используются месячные и квартальные данные с 1996 по 2008 г. Выбор кривой Филлипса обусловлен тем, что предварительный анализ данных по инфляции позволил выделить предполагаемые факторы инфляции, как на стороне совокупного спроса, так и на стороне совокупного предложения. Кривая Филлипса позволяет учесть обе группы факторов, одновременно учитывая инерционность инфляции. В качестве зависимой переменной используется базовый ИПЦ (не включающий цены на такие товары, как энергия, табак, некоторые продукты питания). Объясняющей переменной на стороне спроса стал разрыв выпуска, оцененный как отклонения от линейного тренда для ряда реального ВВП. В качестве показателей, аппроксимирующих шоки предложения, выступили:

- Изменение цен на нефть в национальной валюте;
- Изменение цен на продовольствие;

– Изменение цен на электроэнергию, газ и другие энергетические товары (данный индекс призван отражать изменение в административно регулируемых ценах в странах Балтии);

– Дефлятор импортных цен;

– Изменение номинального эффективного курса национальной валюты.

Полученные в работе [30] результаты говорят о том, что наибольший вклад в динамику общего уровня цен в странах Балтии оказывает избыточный спрос – разрыв выпуска. Вместе с тем, оцененные модели объясняют не более 50% колебаний инфляции, кроме того, многие из объясняющих переменных не оказывают статистически значимого воздействия на инфляцию.

Оценку неокейнсианской кривой Филлипса рассмотрим на примере известной и широко цитируемой работы [31].

Авторы оценили неокейнсианскую кривую Филлипса с показателем реальных предельных издержек ( $mc_t$ ) в качестве аппроксимации уровня избыточного спроса:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t \{\pi_{t+1}\}, \quad (2.16)$$

$$\lambda = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}. \quad (2.17)$$

При этом коэффициент  $\lambda$  выражается через структурные параметры теоретической модели.

Так как в статистике отсутствует показатель реальных предельных издержек (измеренных в единицах товара или постоянных ценах), то для его расчёта, авторы использовали некоторые дополнительные предположения. Для простоты они предположили, что выпуск,  $Y_t$ , описывается производственной функцией Кобба-Дугласа:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^\beta, \quad (2.18)$$

где  $A_t$  – уровень технологий,  $K_t$  – капитал,  $N_t$  – труд. Реальные предельные издержки по определению задаются как отношение реального уровня зарплаты к предельному продукту труда:  $MC_t = \frac{w_t}{P_t} \frac{1}{\partial Y_t / \partial N_t}$ . Учитывая явный вид

производственной функции (2.18), можно получить следующее выражение для расчёта предельных издержек:

$$MC_t = \frac{\frac{W_t N_t}{P_t Y_t}}{\beta} = \frac{mc_t}{\beta}. \quad (2.19)$$

В (2.19)  $mc_t = \frac{W_t N_t}{P_t Y_t}$  – это доля дохода на труд в общем доходе. Кроме того, если этот показатель переписать в следующей форме  $mc_t = \frac{W_t}{P_t} \Big/ \frac{Y_t}{N_t}$ , то его уже можно

назвать реальными удельными затратами на труд. Если  $\beta$  – константа (что соответствует предположениям модели), то показатель реальных предельных издержек пропорционален доле дохода на труд в совокупном доходе и их динамика должна соответствовать друг другу. Таким образом, предельные издержки могут быть легко измерены с помощью доступного в статистике показателя. Galí, Gertler [31] использовали показатель доли дохода на труд в совокупном доходе при оценке всех модификаций кривой Филлипса. В кривой Филлипса, учитывается отклонение текущих предельных издержек от их равновесного значения, по аналогии с разрывом выпуска. В дальнейшем через  $mc$  будет обозначено процентное отклонение текущего уровня предельных издержек от соответствующего значения в устойчивом состоянии.

Кроме того, при оценке уравнения (2.20) авторы использовали ограничения на коэффициенты, соответствующие теоретической модели.

Неокейнсианская кривая Филлипса строится в предположении о рациональности инфляционных ожиданий экономических агентов. Это означает, что экономические агенты строят эффективные прогнозы инфляции  $E_t(\pi_t - E_t(\pi_{t+1})) = 0$ . Ошибка прогноза будущего уровня инфляции  $\pi_{t+1}$  при рациональных ожиданиях не коррелирует с данными на момент времени  $t$  и ранее:

$$E_t\{(\pi_t - \lambda mc_t - \beta \pi_{t+1})z_t\} = 0, \quad (2.20)$$

где  $z_t$  – вектор переменных для момента времени  $t$  и более ранних, ортогональный вектору неожиданной инфляции в момент  $t+1$ . Условие ортогональности (2.20)

позволяет оценивать модель (2.16) с помощью обобщенного метода моментов (GMM). В качестве инструментов в работе были взяты четыре лага темпа инфляции, доля трудовых доходов в совокупном доходе, разрыв выпуска, разница между краткосрочными и долгосрочными процентными ставками (по депозитам), темп роста заработной платы и изменение цен сырьевых ресурсов.

Gali, Gertler [31] использовали ежеквартальные данные для США с 1-го квартала 1960 г. по 4-й квартал 1996 г. В качестве  $mc_t$  был использован показатель доли трудовых доходов в выпуске для несельскохозяйственного сектора экономики. Инфляция  $\pi_t$  оценена с помощью дефлятора ВВП.

Оцененное уравнение (2.16) имеет вид:

$$\pi_t = 0.023 mc_t + 0.942 E_t\{\pi_{t+1}\}. \quad (2.21)$$

(0,012)      (0,045)

В целом, оценки коэффициентов в уравнении стандартной неокейнсианской кривой Филлипса оказались приемлемыми. Коэффициент при переменной реальных предельных издержек положителен и статистически значим, что согласуется с теоретическим положением об ускорении роста цен при увеличении затрат на производство. Значение субъективного фактора дисконтирования при ожидаемой инфляции также является разумным, несмотря на некоторые ошибки, связанные с погрешностью оценивания стандартных отклонений (так, оценка  $\beta$  находится в пределах двух стандартных отклонений от среднего значения этого параметра).

Чтобы продемонстрировать преимущества подхода с использованием реальных предельных издержек на труд, авторами для сравнения приведена оценка уравнения кривой Филлипса с использованием ряда разрыва выпуска (логарифм прироста ВВП, очищенного от тренда),  $x_t$ :

$$\pi_t = -0.016 x_t + 0.988 E_t\{\pi_{t+1}\}. \quad (2.22)$$

(0.005)      (0.030)

В этом случае модель не подтверждает априорных предположений о положительности коэффициента при разрыве выпуска.

Для оценки структурных параметров  $\beta$  и  $\theta$  из выражения (2.17) авторам потребовалось заменить  $\lambda$  в моментном условии (2.20) на выражение (2.17). При этом необходимо было учесть, что на малых выборках нелинейные GMM-оценки иногда чувствительны к тому, каким образом условия ортогональности нормализуются. Поэтому авторы предлагают использовать две альтернативные спецификации условий ортогональности в качестве основы для проведения GMM-оценивания.

В первой спецификации перед показателем текущей инфляции имеется отличный от единицы коэффициент:

$$E_t\{(\theta\pi_t - (1 - \theta)(1 - \beta\theta)mc_t - \theta\beta\pi_{t+1})z_t\} = 0. \quad (2.23)$$

Во второй спецификации коэффициент при инфляции отсутствует:

$$E_t\left\{\left(\pi_t - \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}mc_t - \beta\pi_{t+1}\right)z_t\right\} = 0. \quad (2.24)$$

Оценивание структурных параметров  $\beta$  и  $\theta$  Gali, Gertler проводили с применением нелинейного метода инструментальных переменных. Для обеих спецификаций в качестве инструментов использовались четыре лага инфляции, четыре лага удельных издержек труда, один лаг разрыва выпуска и темпа роста номинальной заработной платы.

В целом полученные оценки коэффициентов в кривой Филлипса не сильно отличаются от тех, которые были получены при оценивании сокращённой формы (2.16). Коэффициент при показателе издержек,  $\lambda$ , всегда положителен и статистически значим во всех случаях, кроме одного: при ограничении на параметр дисконтирования с моментным условием (2.24).

Оценка структурного параметра  $\theta$  достаточно велика и к тому же сильно зависит от вида условия нормализации при GMM-оценивании. Так, при использовании условия (2.23) оценка  $\theta$  получилась равной 0,83 с небольшой стандартной ошибкой. Это означает, что цены остаются постоянными примерно на протяжении 5-6 кварталов. Такая оценка близка к средней величине, публикуемой в альтернативных американских исследованиях. При оценке  $\theta$  с условием (2.24) получено значение 0,88. Так как рост  $\theta$  уменьшает значение  $\lambda$  (при большей

жесткости цен инфляция менее чувствительна к изменению реальных предельных издержек), то более высокая оценка  $\theta$  означают более низкую оценку  $\lambda$  для условия (2.24).

Однако, оценки уровня жесткости цен, скорее всего, получились завышенными. Во-первых, вероятнее всего то, что доля труда в выпуске не является точным показателем реальных предельных издержек. Если это справедливо, то корректная оценка параметра  $\lambda$  должна быть ближе к нулю. А это, в свою очередь, приведет к увеличению параметра  $\theta$ . Во-вторых, теория, лежащая в основе данной модели, предполагает постоянную наценку над предельными издержками при отсутствии жесткости цен.

Вместе с тем, уравнение (2.16) не предполагает зависимости текущих темпов инфляции от предыдущих значений, что противоречит реальным данным, поэтому чаще на практике оценивается гибридная кривая Филлипса. Однако, как и в рассмотренном выше случае, параллельно можно оценить структурные характеристики поведения экономических агентов.

Galí и Gertler [31] также оценили гибридную кривую Филлипса. Напомним вид соответствующего уравнения:

$$\pi_t = \lambda m c_t + \gamma_f E_t \{ \pi_{t+1} \} + \gamma_b \pi_{t-1}. \quad (2.25)$$

Для восстановления структурных параметров  $\beta$ ,  $\theta$  и  $\omega$  использовался аналогичный предыдущему случаю алгоритм и инструменты. Для устранения проблемы чувствительности GMM-оценок к условиям нормализации применялись две альтернативные спецификации условий ортогональности (моментных условий). В одном из них - (2.26) коэффициент при показателе текущей инфляции произволен, в другой он равен единице (2.27):

$$E_t \{ (\phi \pi_t - (1 - \theta)(1 - \omega)(1 - \beta \theta) m c_t - \theta \beta \pi_{t+1}) z_t \} = 0, \quad (2.26)$$

$$E_t \left\{ \left( \pi_t - \frac{(1 - \theta)(1 - \omega)(1 - \beta \theta)}{\phi} m c_t - \frac{\theta \beta}{\phi} \pi_{t+1} \right) z_t \right\} = 0. \quad (2.27)$$

$$\text{В (2.26) и (2.27) } \phi = \theta + \omega [1 - \theta(1 - \beta)].$$

Сначала производились оценки структурных параметров  $\beta$ ,  $\theta$  и  $\omega$ , а затем восстанавливались значения других коэффициентов:  $\gamma_f$ ,  $\gamma_b$  и  $\lambda$ .

В целом, полученные авторами результаты согласуются с теорией. Кроме того, оценки для разных спецификаций различны, при этом оценка параметра «доли фирм с ретроспективным ценообразованием» более чувствительна к оцениванию с условием (2.26), чем с условием (2.27).

При оценивании модели со стандартным дефлятором ВВП в качестве темпа инфляции и условием (2.26) значение параметра инерционности цен на рынке ( $\theta$ ) оказалось равным 0,808, то есть цены остаются фиксированными в течение пяти кварталов. Такой временной период может показаться большим, но он не сильно отличается от результатов других исследований [39], согласно которым среднее время постоянства цен оценивается в три-четыре квартала.

Значение доли фирм с ретроспективным ценообразованием  $\omega$  с условием (2.26) равно 0,265, что можно интерпретировать как то, что только четверть всех фирм в процессе ценообразования ориентируется на цены в прошлый момент времени. Таким образом, подтвердилось предположение о существовании двух типов фирм: с вперёдсмотрящим и ретроспективным ценообразованием. Однако количественная оценка доли фирм с ретроспективным поведением получилась невысокой. Рассчитанные значения коэффициентов при прошлой инфляции  $\gamma_b = 0,252$ , а при компоненте будущей инфляции  $\gamma_f = 0,682$ . Оценка с условием (2.27) даёт более высокие значения доли фирм с ретроспективным ценообразованием:  $\omega = 0,486$ ; то есть около половины фирм ориентируются на цены прошлого периода в своей ценовой политике. Однако, коэффициент перед вперёдсмотрящей компонентой инфляционных ожиданий всё равно больше, чем при инерционной:  $\gamma_f = 0,591$  против  $\gamma_b = 0,378$ .

Таким образом, несмотря на то, что результаты свидетельствуют о некоторой неопределённости при оценке степени инерционности инфляции, основные выводы не изменяются при использовании различных моментных условий: большее воздействие на текущий темп инфляции оказывают ожидаемые в будущем темпы инфляции. Во всех случаях оценка коэффициента при ожидаемой в будущем инфляции выше, чем перед лагированной инфляцией.

Кроме того, авторы выявили устойчивое положительное влияние предельных издержек на инфляцию.

Sophocles, Magginas [40] показали, что оценка некейнсианской и кейнсианской кривой Филлипса на квартальных данных США в периоды 1968-2000

и 1968-2006 с показателем доли доходов на труд в ВВП в качестве оценки предельных издержек даёт положительные результаты. Причем в данном случае инфляционные ожидания оценивались как с помощью фактических данных, так и с помощью прогнозов, которые дают профессиональные прогнозисты или власти.

В работе [41] оценивались гибридные версии неокейнсианской кривой Филлипса для США и зоны евро на квартальных данных с 1970 по 1998 г. В этом случае положительные результаты также были получены при использовании показателя удельных затрат труда в качестве индикатора уровня экономической активности. Авторы пришли к выводу, что смоделированный ряд инфляции для зоны евро достаточно хорошо соответствует реальной ценовой динамике. В частности, восстановленный ряд отражает ускорение инфляции в начале 1970-х, а также последующий спад на протяжении 1980-х гг.

Гибридную кривую Филлипса в похожей спецификации использует в своей деятельности Европейский центральный банк. Для поддержки принятия решений в области монетарной политики ЕЦБ разработал Новую модель еврозоны для нескольких стран (New Multi-Country Model For The Euro Area). Это среднего размера структурная модель, в основе которой лежат теоретические обоснования поведения экономических агентов. В рамках модели выделено пять блоков для крупнейших стран еврозоны: Германии, Франции, Испании, Италии и Нидерландов. В работе [42] представлено описание раздела модели, посвященного построению уравнений, задающих динамику общего уровня цен. За основу взята модель из [31], допускающая жёсткость цен и наличие двух механизмов принятия решения об изменении цены: с ориентацией на прошлую динамику цен и исходя из максимизации прибыли фирмы. Отличием данной модели является только то, что вероятность поступления сигнала о том, что фирма может изменить цену в текущем периоде не является константой, а зависит от темпа инфляции.

Оценка гибридной неокейнсианской кривой Филлипса для дефлятора ВВП на данных с 1980 по 2008 гг. по пяти странам позволила получить следующие оценки структурных параметров модели (см. таблицу 2.1).

Таблица 2.1 – Оценка структурных параметров неокейнсианской кривой Филлипса в NMCM-модели

	Франция	Германия	Италия	Испания	Нидерланды
Вероятность изменения цены в периоде $t$	0,75	0,76	0,72	0,67	0,69

Доля фирм с назадсмотрящим ценообразованием	0,35	0,38	0,32	0,25	0,28
Период жёсткости цен, в кварталах	3,9	4,3	3,6	3,0	3,25

Источник: [42]

Из таблицы видно, что структурные параметры варьируются по странам. Крупнейшие экономики – Франция, Германия и Италия – по значениям параметров близки друг к другу. Для них характерен относительно высокий процент фирм с ретроспективным ценообразованием (32-38%) и относительно высокая длительность периода постоянства цен (3,6-4,3 квартала). В Испании и Нидерландах рынки более гибкие: цены остаются неизменными меньше (3-3,2 квартала), более низкая доля фирм устанавливает цены ретроспективным образом (25-28%).

В работе [43] показано, что использование показателя удельных затрат труда для оценки неокейнсианской кривой Филлипса даёт положительные результаты в таких странах, как Франция, Финляндия, Испания, Австрия, Германия, Нидерланды. Для Португалии и Ирландии связи между темпами инфляции и долей оплаты труда в ВВП обнаружено не было.

Аналогичная форма кривой Филлипса использовалась и для моделирования инфляции в странах с развивающимися рынками. Например, в работе [33] оценено три модификации кривой Филлипса для экономики Мексики. Были оценены традиционная кривая Филлипса, неокейнсианская кривая и гибридная модификация кривой Филлипса. Авторы использовали для анализа данные с 1992 года, потому что в более ранние периоды динамика цен в Мексике отличалась высокой нестабильностью.

Традиционная кривая Филлипса с адаптивными инфляционными ожиданиями и показателем разрыва выпуска не подошла для описания инфляционных процессов в Мексике, так как знак коэффициента перед разрывом выпуска не соответствовал логике. А вот оценить гибридную неокейнсианскую кривую с предельными издержками, как в работе [31] удалось.

Удовлетворительные результаты по оценке неокейнсианской кривой Филлипса с показателем удельных затрат труда, измеренных как доля фонда оплаты труда в ВВП, получены для США в работах [31], [41], [44], [45], [32], для Европы в работах [41], [43], [46].

Вместе с тем, неокейнсианская кривая Филлипса была подвергнута критике в эмпирической литературе. Рассмотрим основные положения критики на примере работ [35], [47], [48].

Первый пункт критики состоит в следующем. При оценке неокейнсианской кривой Филлипса с разрывом выпуска в некоторых работах получают отрицательный знак перед показателем разрыва выпуска (например, [31]), оцененным как разность между фактическим выпуском и его трендовым значением по фильтру Ходрика-Прескотта. В этом случае авторы начинают ссылаться на то, что оценка разрыва выпуска с помощью фильтра Ходрика-Прескотта является грубой, что приводит к получению неудовлетворительных результатов. Rudd и Whelan [35] выражают свое несогласие с такой позицией, мотивируя это тем, что, во-первых, на данных США оцененный таким образом разрыв выпуска принимает отрицательные значения ровно в периоды рецессии, выделяемые Национальным бюро экономических исследований. Во-вторых, при оценке традиционной кривой Филлипса с лаговыми значениями инфляции и разрывом выпуска, коэффициент при последнем получается статистически значимым и имеет ожидаемый знак. Таким образом, проблема при оценке неокейнсианской кривой Филлипса кроется не в неадекватном показателе избыточного спроса, а в неверном моделировании инфляционных ожиданий.

Также авторы [35] критикуют использование показателя «доля расходов на труд в совокупном выпуске» в качестве прокси-переменной для реальных издержек производства. Реальные издержки производства в теории являются величиной проциклической. Вместе с тем, в периоды рецессии доля затрат на труд в совокупном выпуске достигает своего пикового значения, то есть является величиной контрциклической.

Dennis [47] обращает внимание на то, что опасно использовать модель неокейнсианской кривой Филлипса для разработки монетарной политики, так как эта модель не соответствует реальным данным (не учитывает фактическую инерционность инфляции). Также он отмечает, что получаемые на основании неокейнсианской кривой Филлипса оценки жёсткости цен не соответствуют данным. Например, Bils и Klenow [49], анализируя данные Бюро статистики труда в США показали, что цены меняются в США в среднем раз в 6 месяцев, в то время как при оценке неокейнсианской кривой Филлипса обычно получают результат в 20 месяцев.

King, Watson [48] показали, что из гибридной неокейнсианской кривой Филлипса, оцененной в работе [31], следует, что инфляция в 1960-1999 гг. в США объяснялась преимущественно инфляционными ожиданиями, в то время как вклад изменения доли доходов на труд в совокупном доходе в инфляцию незначителен. Кроме того, если расширить выборку (до 2010 года), видно, что показатель удельных издержек на современном этапе плохо связан с динамикой цен. В 2000-е гг. показатель издержек снизился на 15 п.п., в то время как инфляция практически не изменилась. В это же время наблюдались существенные изменения в разрыве выпуска. Таким образом, показатель удельных издержек не связан с инфляцией и не подходит для объяснения того, каким образом меняется уровень экономической активности.

Ответом на критику, связанную с некорректностью оценки роли инфляционных ожиданий в качестве инфляционного фактора, стали статьи, в которых инфляционные ожидания измеряются с помощью данных опросов населения и представителей бизнеса. Примером могут выступать работы [34] и [36].

Например, в работе [36] оценена кривая Филлипса для зоны евро на квартальных данных с 1971 года по 2013 год с использованием результатов опросных данных. В качестве зависимой переменной используется гармонизированный ИПЦ. Уровень экономической активности измеряется с помощью отклонения фактического уровня безработицы от трендового значения, полученного после применения фильтра Ходрика-Прескотта. Учитывается инерционность инфляции через включение её лагового значения в модель. Инфляционные ожидания измерены с помощью показателя долгосрочной инфляции. С 1990-го года для этого используется результат опроса населения об ожидаемых темпах инфляции в ближайшие пять лет. До этого получены оценки путём применения фильтра Ходрика-Прескотта к фактическому ряду инфляции. Кроме того, оценивается влияние динамики цен импортных товаров на внутренние цены в зоне евро с помощью относительного индекса импортных цен из Area Wide Model Database. Автор предполагает, что в течение исследуемого временного периода параметры модели могли изменяться, поэтому использует процедуру оценки кривой Филлипса с помощью байесовских процедур и фильтра Калмана (state-space model). Полученные оценки указывают на то, что уровень инерционности инфляции в течение всего периода был высоким (коэффициент при лаге инфляции не опускался

ниже значения в 0,7), более того, к концу исследуемого интервала он несколько повысился. Одновременно с этим повысилось влияние цен импортных товаров на темпы инфляции. Коэффициент при разрыве безработицы существенно снизился, что указывает на «уплощение» кривой Филлипса в зоне евро, однако полученные результаты указывают на некоторый рост этого коэффициента в последние годы.

Oinonen, Paloviita, Vilmi [34] оценили гибридную неокейнсианскую кривую Филлипса с изменяемыми с переменными коэффициентами для зоны евро и США на квартальных данных с 1990 года по 2-й квартал 2012 года. Коэффициенты оценивались двумя методами – регрессией со скользящим окном (rolling regression) и с помощью фильтра Калмана (state-space model). В качестве переменной ожидаемой инфляции авторы использовали данные опросов населения. Уровень избыточного спроса был оценен с помощью разрыва выпуска, полученного фильтром Ходрика-Прескотта. Для сравнения использовались оценки разрыва выпуска ОЭСР, рассчитываемые на основе производственного метода. Oinonen, Paloviita, Vilmi [34] получили, что кривая Филлипса удовлетворительно описывает инфляцию как в США, так и в зоне евро. При этом коэффициент при ожидаемой инфляции получился для обоих регионов более 0,5, а для США выше, чем для зоны евро. Кроме того, проведённый анализ показал, что на рассматриваемом интервале наблюдались изменения в процессе роста общего уровня цен. После мирового финансового кризиса увеличился коэффициент при ожидаемой инфляции и при разрыве выпуска в обоих регионах.

Разнообразие подходов к моделированию инфляции на основе кривой Филлипса свидетельствует в пользу того, что не существует универсальной модели, позволяющей описать динамику общего уровня цен в любой стране в любой временной период. Однако заметим, что исходную неокейнсианскую кривую Филлипса в настоящее время практически не используют, так как по статистическим свойствам она обычно уступает гибридной неокейнсианской или традиционной кривой Филлипса и не учитывает инерционность цен ([31], [46]).

### **2.3 Подходы к моделированию инфляции в России**

Рассмотрим, какие причины инфляции в России выделяют российские экономисты. Акцент в данном анализе будет сделан в большей степени на методах оценки влияния различных факторов на инфляционные процессы в России.

В статье Кудрина [50] используется два подхода к выделению факторов инфляции в России. Первый подход представляет собой построение многофакторной модели инфляции, в которой факторы и вид уравнения выбраны, исходя из общих представлений о том, что может оказывать влияние на рост цен в России. Оцениваемое уравнение имеет вид:

$$\ln P_t = a_1 + a_2 \ln M_t + a_3 \ln Y_t + a_4 \ln E_t + a_5 \ln P_{t-1} + u_t, \quad (2.28)$$

где  $P$  – общий уровень цен,  $M$  – денежный агрегат  $M2$ ,  $Y$  – показатель уровня экономической активности (в работе не указано, какой именно показатель использовался),  $E$  – номинальный курс рубля к доллару.

На основе оценки уравнения (2.28) на разных временных интервалах авторы сделали выводы о том, в 1995 – 1998 гг. основной вклад в инфляцию вносила динамика обменного курса рубля к доллару США. Также делаются выводы о том, что с 1992 по 2007 гг. влияние роста денежной массы на инфляцию ослабевало, а инерционность инфляции нарастала. К сожалению, в статье не освещены основные характеристики используемых данных, методы оценки уравнения (2.28) и не приведены статистические свойства полученных моделей, что делает невозможным анализ качества и достоверности полученных выводов.

Также в работе Кудрина проведено моделирование инфляционных процессов в России на основе подхода издержек. Оценивается модель вида:

$$\ln P_t = a_1 + a_2 \ln ULC_t + a_3 \ln Pim_t + a_4 \ln Pu_t + u_t, \quad (2.29)$$

где  $ULC$  – это удельные затраты труда,  $Pim$  – цены импорта,  $Pu$  – цены коммунальных услуг. В качестве последнего показателя использовались четыре различных индекса: темп роста тарифа на электроэнергию для конечных потребителей, темп роста оптовой цены на газ, темп роста тарифов на услуги железнодорожного транспорта и их интегральный показатель, для расчёта которого использовались данные о структуре затрат предприятий промышленности. Цены импорта оценены через показатель номинального эффективного обменного курса рубля. Адекватной модели с показателем удельных затрат труда авторам получить

не удалось, поэтому в итоге использовался показатель оплаты труда из системы национальных счетов.

Авторы говорят о том, что они построили коинтеграционное отношение вида (2.29), на основании которого подтвердилось долгосрочное влияние номинального эффективного обменного курса, индекса тарифов естественных монополий и роста заработных плат на темп инфляции в России. Вместе с тем, как и в предыдущем случае, авторы не указали никаких характеристик полученной модели, поэтому судить о достоверности и обоснованности полученных результатов невозможно.

Более обоснованными с эконометрической точки зрения выглядят результаты статьи Ивановой, Юдаевой [51]. В качестве факторов инфляции в работе выделены расширенная денежная масса<sup>5</sup> (влияет на инфляцию с лагом в 7, 11-12 месяцев), рост мировых цен на сельскохозяйственную продукцию (лаг в 5 месяцев), инерционность цен, изменение валютного курса. Результаты были получены на основе оценки уравнения вида:

$$\begin{aligned} \Delta CPI_t = & a_2 \Delta CPI_{t-1} + a_3 D1 + a_4 D8 + a_5 GRM2X_{t-7} + \\ & + a_6 GRM2X_{t-11} + a_7 GRM2X_{t-12} + a_8 GREA_{t-7} + a_9 AGRIL_{t-1} + \\ & + a_{10} AGRIL_{t-5} + a_{11} PPI_{t-5}, \end{aligned} \quad (2.30)$$

где CPI – логарифм индекса потребительских цен, D1, D8 – сезонные фиктивные переменные января и августа, GRM2X – темп роста расширенной денежной массы (в % к предыдущему месяцу), GREA – темпы изменения среднего за месяц курса рубля к доллару (в % к предыдущему месяцу), AGRIL – логарифм индекса мировых цен на сельскохозяйственное сырье, Goldman Sachs, PPI – индекс цен производителей (в % к предыдущему месяцу).

Модель (2.30) оценена на месячных данных за январь 2004 г. – март 2008 г. Все коэффициенты являются статистически значимыми и имеют ожидаемый знак. Вместе с тем, модель оценена на достаточно коротком интервале данных с учётом того, что включает в себя 10 объясняющих переменных.

Также в этой работе построена модель для индекса цен производителей, которая имеет вид:

---

<sup>5</sup> Денежная масса плюс депозиты в иностранной валюте.

$$\begin{aligned} \Delta PPI_t = & a_1 \Delta PPI_{t-1} + a_2 \Delta PPI_{t-11} + a_3 Poil_{t-1} + \\ & + a_4 Poil_{t-2} + a_5 Pnm_{t-2} + a_6 EE_{t-12} + a_7 (PPI_{t-1} - b_1 ULC_{t-1}) + \\ & + a_8 GRM2X_{t-11} + a_9 GRM2X_{t-12}, \end{aligned} \quad (2.31)$$

где  $Poil$  – темпы изменения мировых цен на нефть марки Юралс (в % к предыдущему месяцу),  $Pnm$  – темпы изменения тарифов естественных монополий (индекса цен производства и распределения электроэнергии, газа и воды),  $ULC$  – издержки на рабочую силу в единице продукции,  $EE$  – темпы изменения среднего за месяц курса рубля к евро. Удельные затраты труда рассчитаны как отношение произведения средней начисленной номинальной заработной платы и численности занятых в экономике к индексу промышленного производства.

Таким образом, на цены производителей влияют нефтяные цены, курс рубля к евро, темп роста денежной массы и тарифы естественных монополий.

Модель оценена на данных за 2003-2007 гг. Все коэффициенты, кроме первого лага индекса цен производителей и темпов изменения тарифов естественных монополий, являются статистически значимыми. Однако коэффициент при остатке коинтеграционного соотношения равен (-12.23) при том, что должен принимать значения в интервале от минус единицы до нуля. Таким образом, данная модель выглядит менее убедительно, чем модель для потребительской инфляции.

Эконометрические методы анализа факторов инфляции применяются и в статье Баранова, Сомовой [52]. Авторы анализировали особенности инфляционных процессов в России на двух временных промежутках: 1994-1999 гг. и 1999-2006 гг.

$$\Delta \pi_t = a + \sum b_i \Delta M_{t-i} + \sum c_i \Delta EX_{t-i} + \sum d_i \Delta i_{t-i} + u_t, \quad (2.32)$$

где  $M$  – денежная масса  $M2$ ,  $EX$  – курс рубля по отношению к доллару,  $i$  – ставка процента МИБОР.

Авторы оценивали уравнение (2.32) на временном интервале 1994-1999 гг. на квартальных данных для индекса потребительских цен. Они получили, что рост денежной массы  $M2$  оказывал положительное влияние на инфляцию с лагом в 2 квартала, а ослабление курса рубля к доллару – в текущем квартале. Оценка той же модели для периода 1999-2006 гг. дала неудовлетворительные результаты, поэтому в итоге было оценено уравнение вида:

$$\Delta\pi_t = a_1 + a_2\Delta\pi_{t-i} + a_3\Delta M_{t-4} + a_4GDP_{t-4} + a_5EX_{t-4} + a_6i_{t-4} + u_t, \quad (2.33)$$

где GDP – темп роста реального ВВП,  $\Delta\pi_{t-i}$  – средняя инфляция за 2 предыдущих квартала.

Все коэффициенты оказались статистически значимыми и имеют экономически интерпретируемый знак. Знак коэффициента перед темпом роста ВВП оказался отрицательным, что можно трактовать, как рост предложения, приводящий к снижению инфляции.

Существенным недостатком данной работы является отсутствие описания работы с данными, что не позволяет сделать выводы об уровне обоснованности полученных результатов. Приводимые результаты указывают на то, что использовались не очищенные от сезонности данные, что также может приводить к получению некорректных оценок.

В работе [53] моделируется инфляция в России на основе подхода количественной теории денег, из которой предполагается, что

$$\ln P_t = a_1 + a_2 \ln M_t + a_3 \ln Y_t + a_4 \ln P_{t-1} + a_5 \Delta e_t + u_t, \quad (2.34)$$

где P – уровень цен, M – денежное предложение (агрегат M1), Y – реальный ВВП (аппроксимирован индексом базовых видов деятельности),  $\Delta e$  – темп прироста обменного курса рубля к доллару. Модель (2.34) отличается от основного уравнения количественной теории за счёт добавления в неё лагового значения инфляции и валютного курса. Модель (2.34) была оценена на данных за 1999-2007 гг. Оценивалась модель коррекции ошибок, в которой коинтеграция предполагалась между уровнем цен и денежным агрегатом M1. В модели получены статистически значимые коэффициенты с ожидаемыми знаками. Непонятно только включение в модель лага инфляции в 13 месяцев с отрицательным коэффициентом. Коэффициент при остатке от коинтеграционного соотношения очень мал, что указывает на крайне медленную сходимость к долгосрочному тренду.

Подход спроса на деньги используется и в работе экспертов Банка России [54]. Авторы оценивают различные модификации кривой спроса на деньги (для разных денежных агрегатов и факторов) на квартальных данных с 1-го квартала 1999

года по 2-й квартал 2010 года и на её основе строят величину денежного разрыва – разницы между фактическим и долгосрочным уровнем спроса на деньги, которая, в свою очередь, применяется для прогнозирования индекса потребительских цен в России.

После оценки функции спроса на деньги в [54] прогнозируют динамику потребительских цен с помощью модели авторегрессии вида:

$$\pi_{t+h} = \beta_0 + \beta_1(L)\pi_t + \beta_2(L)x_t + e_{t+h}, \quad (2.35)$$

где  $\pi_{t+h}$  - темп инфляции в годовом выражении через  $h$  кварталов,  $x$  – факторы, влияющие на темп инфляции. В частности, среди таких факторов рассматривались монетарные разрывы для денежных агрегатов M1, M2, M2X и скорректированного на изменение валютного курса агрегата M2X. Модели сравнивались между собой на основе отношения среднеквадратичной ошибки прогноза по модели (2.35) к среднеквадратичной ошибке модели случайного блуждания. Чем ближе это отношение к единице, тем хуже прогнозные свойства модели. Самыми хорошими прогнозными свойствами, по расчётам авторов, обладают монетарные разрывы, полученные по денежным агрегатам M1 и M2X.

Одна из последних работ по моделированию инфляции опубликована Центром макроэкономических исследований Сбербанка [55]. Авторы построили регрессионное уравнение для квартальных темпов роста потребительских цен за период с 1-го квартала 2001 по 1-й квартал 2014 г. Было показано, что темп инфляции в текущем квартале зависит от его значения в предыдущем квартале, то есть подтвердился адаптивный характер инфляционных ожиданий. Кроме того, рост цен обусловлен ослаблением курса рубля по отношению к доллару, ростом тарифов ЖКХ, увеличением денежной массы (агрегат M2 с лагом в 4 квартала). Также авторы получили, что увеличение ставки на рынке межбанковского кредитования (МИАКР) с лагом в один квартал приводит к падению инфляции. Данный результат, с одной стороны, согласуется с теоретическими выводами о влиянии денежно-кредитной политики на цены. С другой стороны, лаг получился очень маленьким, ведь изменение цен обычно следует за реакцией спроса на изменение ставок, а этот процесс требует значительного времени. Для отражения шоков цен на мировых продовольственных рынках авторы включили в регрессионную модель индекс цен

на глобальных рынках продовольствия (FAO UN). Кроме того, положительный вклад в рост цен вносит увеличение объемов розничных продаж. В таблице 2.2 представлены оценки полученных эластичностей, которые показывают, на сколько процентов изменяется темп инфляции при изменении значения фактора на 1%.

Таблица 2.2 – Количественный вклад факторов инфляции в России в рост общего уровня цен в работе [55])

Фактор	Эластичность
Темп инфляции с лагом в 1 квартал	0,448
Тарифы ЖКХ	0,044
M2 с лагом в 4 квартала	0,042
Курс рубля по отношению к доллару	0,074
МИАКР с лагом в 1 квартал	-0,02
Розничные продажи	0,118
Цена на продовольствие на мировых рынках	0,03

Источник: [55]

Для моделирования инфляционных процессов в России в последнее время также применяется кривая Филлипа [56], [57], [58].

Рассмотрим основные результаты и проблемы, возникающие при применении данного метода анализа к российским данным.

В работе Гафарова [56] оценена традиционная кривая Филлипа для России на квартальных данных с 1999 по 2010 год. В качестве зависимой переменной автор использовал различные ценовые индексы – ИПЦ, базовый ИПЦ, индекс цен производителей промышленных товаров, дефлятор ВВП и др. В качестве показателя экономической активности выступал уровень безработицы по методологии МОТ. Для оценки шоков предложения Гафаров использовал два показателя – темп роста цен на нефть марки Urals и темп роста курса рубля к доллару. Инфляционные ожидания предполагались адаптивными, поэтому в уравнение кривой Филлипа были включены лаговые значения инфляции. Итоговое уравнение было оценено методом концентрации. Кроме того, в уравнении с помощью фиктивных переменных была предусмотрена возможность структурного сдвига, время которого было идентифицировано в процессе оценивания.

Среди основных полученных результатов можно выделить следующие.

Во-первых, до 2003 года выявить отрицательную зависимость между показателем безработицы и ценовыми индексами не удалось, что автор объясняет спецификой российского рынка труда. В периоды экономических спадов российский рынок труда подстраивается к фазе экономического цикла не за счет изменения уровня занятости, а за счет изменения заработных плат, включая задержки в выплатах, и использовании механизмов частичной занятости, которые не находят отражения в официальных данных по уровню безработицы.

Во-вторых, подтвердилось влияние шоков нефтяных цен и валютного курса на динамику цен. Ослабление рубля к доллару и рост цен на нефть приводят к росту цен в России для большинства ценовых индексов.

В-третьих, для ИПЦ и базового ИПЦ подтвердилась высокая инерционная составляющая.

Единственный вопрос, который возникает при анализе результатов этой работы, касается включения динамики цен на нефть в качестве показателя шока совокупного предложения. Во-первых, изменение цен на нефть ведёт к соответствующему изменению валютного курса, который уже включен в модель. Соответственно, эти показатели должны быть коллинеарны. Во-вторых, изменение цен на нефть также влечёт за собой изменение спроса и предложения, которые по логике вещей должны отражаться в уровне безработицы, уже учтённой в модели в качестве независимой переменной. Таким образом, возникает опасение, что полученные результаты (в частности нужный характер зависимости между динамикой уровня цен и уровнем безработицы) обусловлены исключительно включением в модель показателя цен на нефть.

Неокейнсианская гибридная кривая Филлипса оценена для России в работе Пономаревой [57] на квартальных данных с 1995 по 2009 г. Модель была построена для индекса цен производителей промышленных товаров. Результаты оценки показали, что для России в рассматриваемый период характерна высокая трендовая инфляция (на уровне 8-13% в год). В качестве показателя уровня экономической активности использовался показатель «доля издержек на труд в ВВП». Положительное влияние этого показателя на темп роста цен производителей подтвердилось. Одновременно было показано, что на фактический темп инфляции влияет как предыдущее, так и будущее значение инфляции, то есть инфляционные

ожидания являются смешанными: часть экономических агентов смотрит на прошлое, а часть ориентирована в будущее.

В работе Соколовой [58] произведена оценка нескольких модификаций кривой Филлипса для России: с адаптивными ожиданиями, рациональными ожиданиями и гибридная кривая, которая включает в себя оба типа инфляционных ожиданий. В качестве показателя экономической активности использовался разрыв выпуска, оцененный с помощью фильтра Ходрика-Прескотта для ряда реального ВВП<sup>6</sup>. Для учета шоков предложения использовался показатель темпа роста курса рубля к доллару. Модели оценивались на ежемесячных данных с 1999 по 2010 г. На российских данных удалось корректно оценить только кривую Филлипса с адаптивными инфляционными ожиданиями. В этом случае получились разумные знаки при всех показателях модели. В других спецификациях возникали проблемы со статистической значимостью и знаком при показателе «разрыв выпуска». Таким образом, можно сделать вывод о том, что стандартные оценки разрыва выпуска (с помощью встроенных в эконометрические пакеты фильтров) мало подходят для оценки кривой Филлипса в России. Вместе с тем, модель была оценена на достаточно разнородном промежутке, что могло послужить причиной получения подобных результатов.

## 2.4 Выводы

Проведённый обзор работ, посвященных построению многофакторных моделей инфляции, позволяет сделать следующие выводы:

1. Моделирование инфляционных процессов является сложной эконометрической задачей в силу многообразия факторов, оказывающих воздействие на динамику общего уровня цен. Реализация данной задачи затрудняется тем, что вклад различных факторов в изменение темпов инфляции может существенным образом меняться даже в краткосрочном периоде.

2. Выделено два подхода по моделированию инфляционных процессов за рубежом, которые позволяют оценить вклад различных факторов в инфляцию: построение различных модификаций кривой Филлипса и моделирование инфляции на базе подхода издержек.

---

<sup>6</sup> Существуют только квартальные оценки, поэтому месячные данные были восстановлены их квартальных методом «quadratic-match-average».

3. Наиболее широко в литературе освещён вопрос построения кривой Филлипса для описания динамики общего уровня цен. Он используется для моделирования инфляции как в странах с развитыми, так и развивающимися рынками. Уравнение кривой Филлипса имеет строгое микроэкономическое обоснование, что позволяет включать его в качестве составного элемента в средние и большие структурные экономические модели и использовать в дальнейшем для поддержки принятия решений в области экономической политики. Вместе с тем, использование данного модельного аппарата связано с рядом сложностей:

- Многообразие модификаций кривой Филлипса приводит к необходимости подбора корректной спецификации кривой Филлипса, подходящей для описания инфляционных процессов в данной стране.
- При оценке кривой Филлипса используются ненаблюдаемые показатели, которые приходится оценивать (разрыв выпуска, разрыв издержек, уровень циклической безработицы, инфляционные ожидания), что само по себе является сложной исследовательской задачей, решению которой посвящены многочисленные научные работы. Корректность оценки данных показателей влияет на результаты оценки кривой Филлипса.
- Учёт рациональности инфляционных ожиданий, который осуществляется либо путем включения в кривую Филлипса вперёдсмотрящих инфляционных ожиданий, что ведет к проблеме поиска адекватных инструментов для эконометрической оценки коэффициентов в кривой Филлипса, либо путём включения опросных данных, данные по которым в некоторых странах ограничены.

Наиболее часто встречаемые спецификации кривой Филлипса включают в себя один из трёх показателей уровня экономической активности (разрыв выпуска, уровень безработицы, предельные издержки) и один из следующих способов учёта инфляционных ожиданий: только адаптивная компонента (один или несколько лагов темпа инфляции), адаптивная компонента наряду с вперёдсмотрящими инфляционными ожиданиями или совместно с инфляционными ожиданиями, измеренными на основе опросов населения. В предпоследнем случае возникает проблема корректности оценки влияния вперёдсмотрящих инфляционных ожиданий на текущий темп инфляции, для чего используется обобщенный метод моментов, фильтр Калмана и другие статистические методы.

Несмотря на сложности, связанные с реализацией данного подхода, его продолжают использовать во многих странах мира, как экономисты, так и представители центральных банков. Статьи, посвященные оценкам кривой Филлипса, по-прежнему регулярно публикуются в лучших англоязычных научных изданиях.

4. Относительно редко встречаемый подход, однако также реализуемых как в исследовательских, так и в государственных кругах, оценка факторов инфляции в рамках подхода издержек – является более гибким по сравнению с кривой Филлипса, но при этом не имеет столь строго теоретического обоснования. Задача исследователя в данном случае сводится к подбору показателей, которые наилучшим образом отражают динамику издержек производства в конкретной стране. Чаще всего индикатором издержек производства выступает показатель удельных затрат труда. Всегда в модель входит валютный курс. Основная идея подхода заключается в том, что издержки производства определяют долгосрочный тренд в изменении общего уровня цен. Эмпирически это оценивается с помощью методов коинтеграционного анализа данных. Заметим, что для получения хороших моделей в этом случае требуются длинные временные ряды данных. Кроме того, здесь неявным образом фигурирует предпосылка о том, что в экономике не происходит серьезных преобразований или потрясений. В краткосрочном периоде на динамику цен могут влиять и прочие факторы, например, совокупный спрос.

5. Для моделирования инфляционных процессов в России экономистами применяются несколько подходов (см. таблицу 2.3).

Таблица 2.3 – Подходы к моделированию инфляции в России

На основе модели спроса на деньги	Подход издержек	Модель временных рядов	Кривая Филлипса
Кудрин (2007) [50] ИЭПП (2010) [53]	Кудрин (2007) [50]	Иванова, Юдаева (2008) [51] Баранов, Сомова (2008) [52] Цепляева и др. (2014) [55]	Гафаров (2011) [56] Пономарева (2012) [57] Соколова (2014) [58]

Источник: составлено авторами

Во-первых, инфляция моделируется на основе подхода спроса на деньги. Полученные результаты указывают на то, что возвращение темпов инфляции к долгосрочному тренду, обусловленному изменением спроса на деньги, происходит

крайне медленно, что снижает ценность этих моделей для прогнозирования темпов инфляции. Кроме того, в этом случае не выделяются прочие факторы.

Во-вторых, в одной из работ использовался подход издержек. Однако результаты, полученные в работе, недостаточно обоснованы. Кроме того, они явно нуждаются в обновлении, так как оценки производились на данных до 2008 года.

В-третьих, строятся модели временных рядов из одного уравнения, в которые авторы включают разнообразные факторы инфляции. Такие модели не имеют теоретического обоснования, но позволяют оценить влияние различных показателей на динамику общего уровня цен в России. Это является одновременно их преимуществом и недостатком. С одной стороны, авторы произвольно задают спецификацию модели, что вызывает большое количество вопросов к обоснованию итогового вида модели. С другой стороны, отбор факторов производится по результатам обзора теоретических работ и анализа реальных данных, а подход позволяет учесть разнообразие взглядов на причины инфляции. Применение такого подхода может быть обусловлено также тем, что в России трудно обнаружить долгосрочные зависимости между макроэкономическими показателями, на которых базируется подход спроса на деньги и издержек.

В-четвертых, получены некоторые оценки кривой Филлипса в России. Вместе с тем, таких работ достаточно мало, поэтому вопрос выбора наилучшей спецификации кривой Филлипса для России остаётся по-прежнему актуальным.

### **3 Краткосрочная модель инфляции в России в рамках подхода издержек**

Обзор российских работ, посвященных выявлению причин инфляции в России, позволил выделить следующий перечень факторов:

1. Изменение валютного курса (вследствие значительной величины эффекта переноса валютного курса во внутренние цены) [59], [51], [53], [55], [60];
2. Изменение регулируемых тарифов (из-за значительного вклада в состав потребительской корзины и, возможного косвенного воздействия на цены других товаров) [55], [61], [62], [63];
3. Изменение цен на продовольственные товары на мировом рынке и на внутреннем рынке (как отражение негативных шоков предложения, обусловленных

неурожаем или повышением мирового спроса на отдельные категории товаров) [51], [55], [62];

4. Изменение совокупного спроса, на динамику которого оказывает влияние большое количество факторов, что порождает проблему адекватной оценки этого показателя. В качестве таких показателей в России используют темпы роста денежной массы, заработной платы, спроса населения на товары и услуги, процентные ставки. Влияние темпа роста денежной массы на темп инфляции в России проверялось в нескольких работах, в которых подтверждается его наличие и отложенный характер (наличие лага) [51], [53], [55].

Построить модель инфляции в соответствии с каноническим методом издержек (одновременная оценка долгосрочной и краткосрочной модели инфляции) с учётом выявленных ранее факторов и различным образом измеренных удельных затрат на труд не удалось в связи с невозможностью выявить наличие коинтеграционного вектора. Поэтому метод издержек был адаптирован. Мы отказались от выявления долгосрочных зависимостей. Опираясь на выделенные ранее факторы инфляции, которые согласуются с идеей подхода издержек, и используя методы анализа стационарных временных рядов, построим модель инфляции краткосрочного типа.

### **3.1 Описание данных**

Существенный вклад в инфляцию в России вносят такие факторы, как изменение валютного курса, тарифов естественных монополий и инерционность инфляционных процессов (ожиданий). В связи с этим, для собственного анализа были отобраны следующие показатели:

- Индекс потребительских цен (и базовый индекс потребительских цен), публикуемый Росстатом, измеренный как темп роста в % к предыдущему кварталу;
- Индекс цен на жилищно-коммунальные услуги, также публикуемый Росстатом, измеренный как темп роста в % к предыдущему кварталу;
- Номинальный курс рубля к доллару, измеренный как темп роста среднего за квартал официального курса рубля к доллару к аналогичному значению предыдущего квартала. Увеличение данного показателя означает ослабление курса рубля;

- Индекс цен производителей сельскохозяйственной продукции, оцениваемый Росстатом, темп роста в % к предыдущему кварталу.

Взяты квартальные данные с 1-го квартала 2001 года по 2-й квартал 2015 года, так как индекс цен на жилищно-коммунальные услуги доступен в базе данных Росстата только с 2001 года<sup>7</sup>.

В соответствии с расширенным тестом Дики-Фуллера, все рассматриваемые ряды данных являются стационарными, поэтому можно применять стандартные методы анализа временных рядов. В таблице 3.1 представлены обозначения, описание и характеристика используемых рядов данных.

---

<sup>7</sup> Как и в других частях работы, для сопоставимости результатов используются квартальные данные.

Таблица 3.1 - Описание данных

Показатель	Обозначение	Измерение	Порядок интегрируемости
ИПЦ	срi	в % к прошлому кварталу	I(0)
БИПЦ	срiв	в % к прошлому кварталу	
Курс рубля к доллару	usd	Средний за квартал курс рубля к доллару, в % к прошлому кварталу	I(0)
Тарифы на жилищно-коммунальные услуги	zkh	в % к прошлому кварталу	I(0)
Темп роста цен на сельскохозяйственную продукцию	sh	в % к прошлому кварталу	I(0)
Фиктивная переменная 3-го квартала	d3	1 в 3-м квартале каждого года, 0 – во всех остальных случаях	

Источник: составлено авторами

### 3.2 Оценка модели инфляции на исходных данных

Индекс потребительских цен имеет выраженный сезонный характер. В первом квартале года ИПЦ, как правило, выше, чем в следующие кварталы года, что связано с индексацией тарифов естественных монополий. В третьем квартале года ИПЦ как правило ниже, что связано с сезонным снижением цен на сельскохозяйственную продукцию. Отметим, что с 2012 года время индексации тарифов естественных монополий перенесено на середину года.

Для временных рядов, имеющих выраженный сезонный характер, можно строить два типа моделей. Первый – использовать исходные ряды данных и включать в качестве регрессоров фиктивные переменные, позволяющие учесть сезонность. Второй – использовать сезонно сглаженные ряды данных. Ниже будет показано, что выбор метода существенным образом не влияет на полученные результаты.

В таблице 3.2 приведены результаты оценки линейной регрессии темпа роста индекса потребительских цен на вышеуказанные переменные, к которым добавлена переменная d3 для учёта сезонного изменения темпов инфляции в 3-м квартале. Исходно в модель была включена переменная d1, принимающая значение 1 в первом квартале года и 0 во всех остальных случаях, однако она становится статистически

незначимой при включении в модель темпов роста индекса цен на жилищно-коммунальные услуги.

Таблица 3.2 – Характеристика регрессионного уравнения для ИПЦ с включением фиктивной сезонной переменной

Зависимая переменная: $cpi$			
Метод оценки: метод наименьших квадратов			
Выборка: 2001Q1 : 2015Q2			
Количество наблюдений: 58			
Переменная	Коэффициент	t-статистика	P-значение
константа	39.31	5.48	0.00
usd	0.08	7.14	0.00
sh	0.12	6.24	0.00
zkh	0.12	7.97	0.00
d3	-1.33	-5.99	0.00
$cpi(-1)$	0.29	4.83	0.00

Источник: составлено авторами

В таблице 3.2 все коэффициенты имеют ожидаемый знак. Ослабление рубля на 1 п.п. приводит к росту темпа инфляции на 0,08 п.п. Увеличение цен сельскохозяйственных производителей и цен на жилищно-коммунальные услуги на 1 п.п. ведёт к росту индекса потребительских цен на 0,12 п.п. Потребительская инфляция в достаточной степени инерционна: получен положительный коэффициент при первом лаге. Кроме того, коэффициент при фиктивной переменной оказался отрицательным, что соответствует наблюдаемому в данных снижению темпов инфляции в 3-м квартале года. Сезонное снижение темпов инфляции в 3-м квартале связывают с падением или замедлением роста цен на сельскохозяйственную продукцию на фоне появления нового урожая. То, что сезонная составляющая остаётся значимой при включении в качестве факторов инфляции изменения цен сельскохозяйственных производителей, может быть обусловлено прочими факторами – например, снижением спроса и экономической активности в период отпусков.

Скорректированный R-квадрат равен 0,83. График остатков регрессии показан на рисунке 3.1.

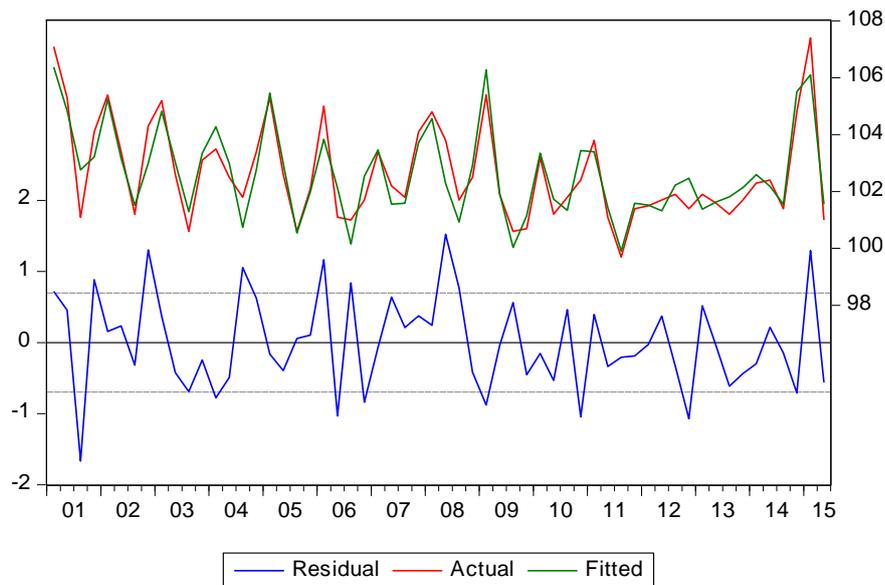


Рисунок 3.1 - Исходный и расчётный ряд ИПЦ, остатки регрессии

Источник: составлено авторами

Для диагностики качества модели были проведены разнообразные тесты.

Статистика Харке-Бера, равная 0,32 с Р-значением 0,85 не позволяет отклонить гипотезу о нормальности остатков регрессии.

Наличие автокорреляции до 4-го порядка было проверено с помощью LM-теста. На основании теста был сделан вывод об отсутствии автокорреляции с первого по 4-й порядок. Отсутствие гетероскедастичности остатков модели подтверждается тестом Бреуша-Годфри.

Рекурсивный тест на стабильность коэффициентов модели также даёт удовлетворительные результаты. Из рисунка 3.2 видно, что все коэффициенты, кроме коэффициента при лаге ИПЦ, стабилизируются достаточно быстро.

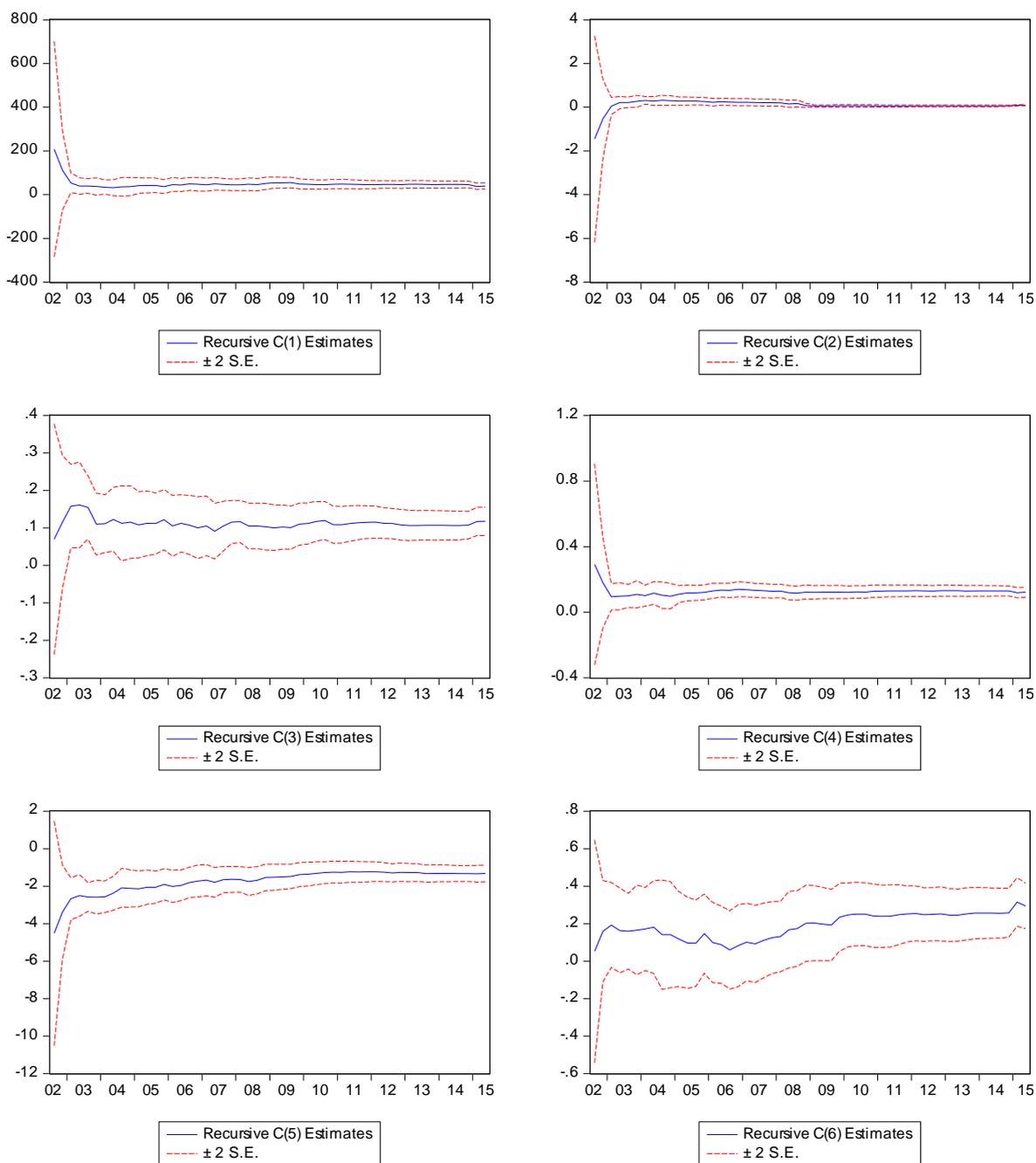


Рисунок 3.2 – Тест на стабильность коэффициентов регрессионной модели для исходного ряда ИПЦ

Источник: составлено авторами

С помощью полученных коэффициентов в регрессионной модели можно оценить вклад каждого фактора в квартальные темпы инфляции. Для наглядности исходная модель была переоценена для темпов прироста индекса потребительских цен, что привело только к изменению значения константы в регрессионной модели. После этого фактическое значение темпа квартальной инфляции было разложено на отдельные компоненты. Результаты разложения представлены на рисунке 3.3. Из

него видно, что вклад различных факторов в темпы инфляции на рассматриваемом временном промежутке существенным образом менялся.

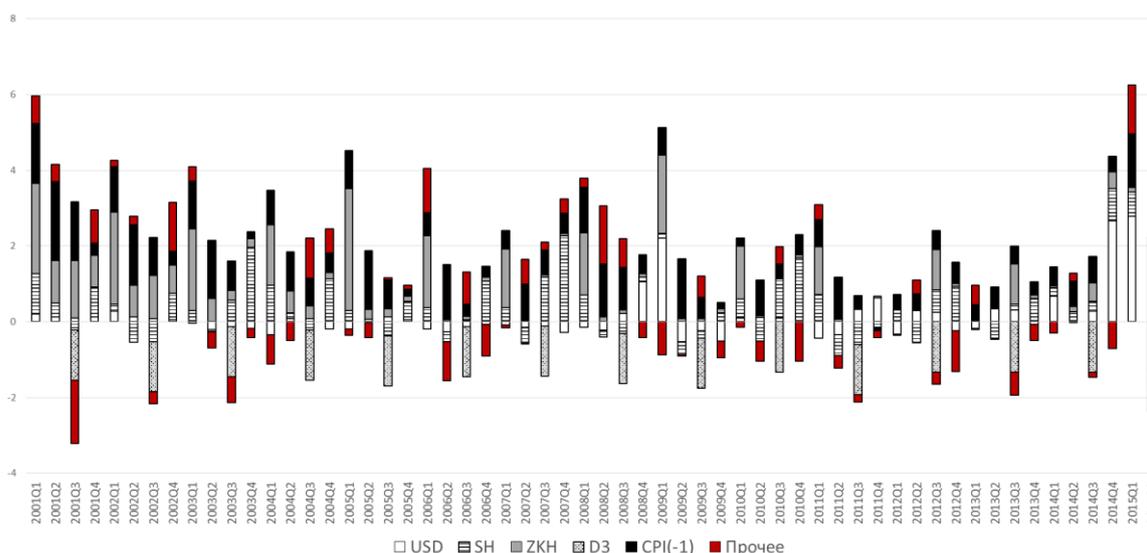


Рисунок 3.3 – Вклад различных факторов в квартальную инфляцию

Источник: составлено авторами

Влияние изменения курса рубля к доллару на инфляцию практически незаметно до 2008 года. Это связано со стабильностью курса рубля и его укреплением к доллару. Про эффект переноса в России известно, что он несимметричен – цены реагируют на ослабление рубля больше, чем на его укрепление [59]. В 4-м квартале 2008 года и 1-м квартале 2009 года вклад изменения курса рубля к доллару в инфляцию был существенен, что связано с ослаблением рубля на 13% и 26%, соответственно. Значителен вклад этого фактора в инфляцию и в период последнего всплеска инфляции. В 4-м квартале 2014 года средний курс рубля упал на 31,5%, в 1-м квартале 2015 года – еще на 32%, что объясняет 56% и 38% темпа инфляции в указанные периоды времени соответственно.

Также в отдельные периоды существенный вклад в инфляцию вносило изменение цен на сельскохозяйственную продукцию. Например, во втором полугодии 2007 г. – первом квартале 2008 года, второй половине 2010 года, что соответствует периоду роста цен на сельскохозяйственную продукцию на мировом рынке (см. рисунок 3.4). Однако рост цен производителей сельскохозяйственной продукции может быть обусловлен и внутренними причинами. Например, в конце 2014 года – начале 2015 года рост цен производителей сельскохозяйственной продукции был обусловлен падением урожая некоторых сельскохозяйственных

культур (семена подсолнечника, гречиха, сахарная свёкла), введением санкций. В [64] также отмечается, что «рост внутренних цен производителей на зерновые и масличные культуры», вызванный ростом доходности экспортных операций из-за ослабления рубля привёл в этот период к удорожанию муки, хлеба, хлебобулочных изделий и подсолнечного масла.

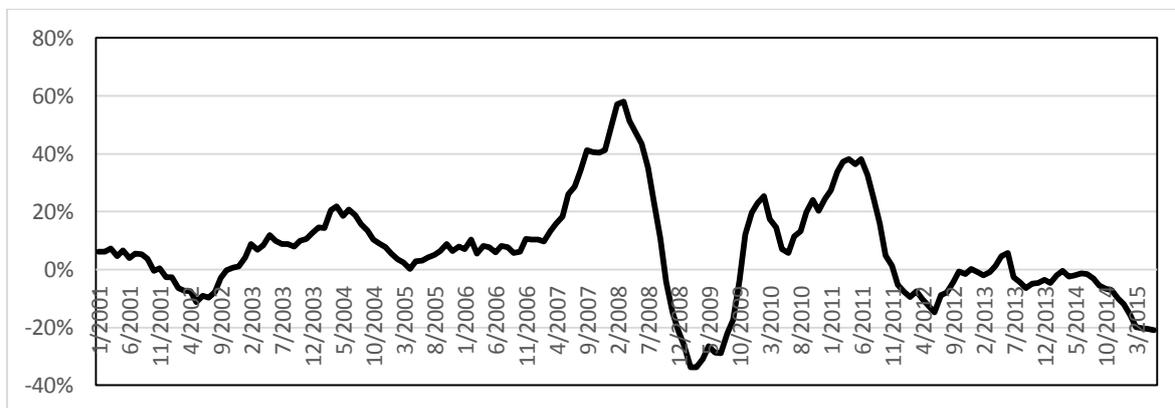


Рисунок 3.4 - Темп прироста цен на сельскохозяйственную продукцию на мировом рынке<sup>8</sup>, в % к аналогичному периоду предыдущего года

Источник: расчеты авторов по данным Продовольственной и сельскохозяйственной организации ООН

До 2005 года рост цен на жилищно-коммунальные услуги ежеквартально вносил положительный вклад в темпы инфляции. Однако с 2006 года этот фактор сказывался на инфляции преимущественно в первом квартале года. И только в 2012 году он начинает существенно влиять на инфляцию в 3-м квартале.

Роль инерционной составляющей (лага инфляции) возрастает после всплеска инфляции, обусловленной прочими факторами. Это хорошо видно в первом полугодии 2015 года. После всплеска инфляции в 4-м квартале 2014 года, значительная часть высокой инфляции в первом полугодии 2015 года обусловленная именно инерционностью процесса роста общего уровня цен.

<sup>8</sup> Темп прироста цен к аналогичному периоду предыдущего года. Для расчёта использован индекс Продовольственной и сельскохозяйственной организации ООН (FAO food price index), отражающий динамику цен на мировом рынке на 5 категорий товаров: мясо, сахар, молоко, зерновые, овощи.

### 3.3 Модель инфляции с сезонно сглаженными рядами

#### данных

Аналогичное уравнение регрессии оценивалось для рядов данных, сглаженных с помощью программы X-13 в пакете EViews. Все ряды, кроме валютного курса, оказались сезонными. Включение фиктивных переменных в модель в этом случае не требуется. В таблице 3.3 приведены результаты оценки линейной регрессии темпа роста индекса потребительских цен на тот же самый набор факторов для сезонно сглаженных рядов данных. Как видно из таблицы, значения коэффициентов при переменных близки к предыдущим оценкам.

Таблица 3.3 – Характеристика регрессионного уравнения для ИПЦ с сезонно сглаженными временными рядами

Зависимая переменная: $cpi\_sa$			
Метод оценки: метод наименьших квадратов			
Выборка: 2001Q2 : 2015Q2			
Количество наблюдений: 57 <sup>9</sup>			
Переменная	Коэффициент	t-статистика	P-значение
константа	39.46	5.49	0.00
usd	0.086	8.09	0.00
sh_sa	0.116	5.15	0.00
zkh_sa	0.126	5.03	0.00
$cpi\_sa(-1)$	0.30	3.92	0.00

Источник: составлено авторами

Скорректированный R-квадрат равен 0,74. Как и в предыдущем случае тесты показали нормальность остатков (значение Харке-Бера 3,6 с P-значением 0,16), отсутствие автокорреляции, гетероскедастичности. Графики остатков модели, фактических и расчётных значений представлены на рисунке 3.5.

<sup>9</sup> В этом случае использовано 57 наблюдений, так как сезонное сглаживание всех рядов данных проводилось строго на интервале с 1-го квартала 2001 года по 2-й квартал 2015 года.

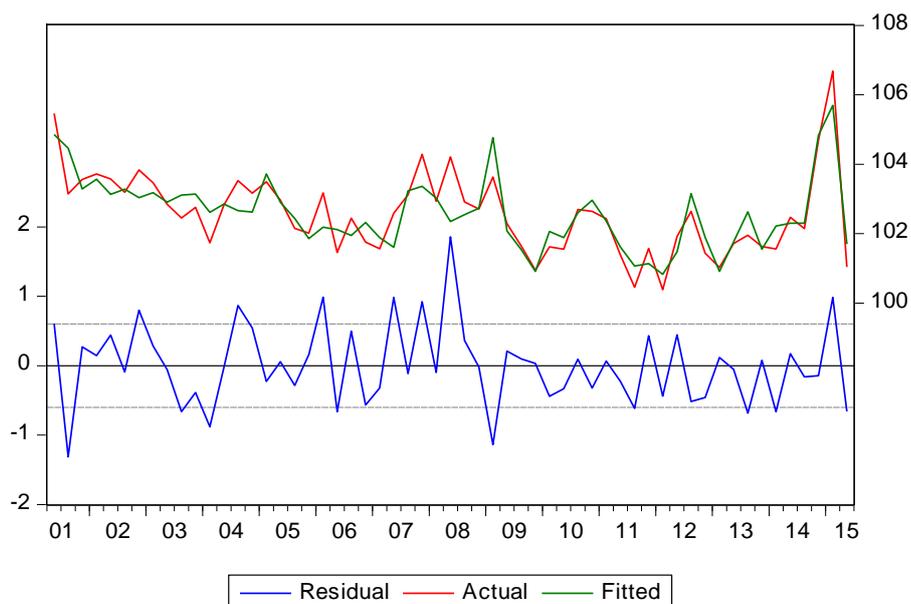


Рисунок 3.5 - Исходный и расчётный ряд ИПЦ, остатки регрессии на сезонно сглаженных данных

Источник: составлено авторами

### 3.4 Учёт влияния темпа роста денежной массы на инфляцию

Влияние темпов роста денежной массы на инфляцию, в соответствии с теорией, проявляется в долгосрочном периоде, тогда как в краткосрочном периоде приоритет имеют другие факторы.

Для оценки влияния темпа роста денежной массы на ИПЦ, в полученную ранее модель в качестве дополнительного фактора мы добавили новую переменную  $m_2$  – темп роста средней за квартал величины М2 к предыдущему кварталу. Так как графический анализ показал, что воздействие это, с большой долей вероятности, отложено во времени, то использовались различные лаги (вплоть до шестого). Показатель  $m_2$ , в соответствии с расширенным тестом Дики-Фуллера, является стационарным. Результаты оценки представлены в таблице 3.4. Из таблицы видно, что рост денежной массы оказывает положительное влияние на темпы роста потребительских цен: увеличение темпов роста денежной массы с лагом в 4 квартала на 1 п.п. приводит к росту ИПЦ на 0,04 п.п. Однако коэффициент значим только на 10% уровне значимости. Объяснительная способность уравнения регрессии изменилась незначительно: скорректированный R-квадрат вырос с 83% до 84%.

Таблица 3.4 – Характеристика регрессионного уравнения для ИПЦ с учётом влияния роста денежной массы на инфляцию

Зависимая переменная: cpi				
Метод оценки: метод наименьших квадратов				
Выборка: 2001Q1 : 2015Q2				
Количество наблюдений: 58				
Переменная	Коэффициент	P-значение	Коэффициент	P-значение
константа	39.31	0.00	38.64	0.00
usd	0.08	0.00	0.09	0.00
sh	0.12	0.00	0.10	0.00
zkh	0.12	0.00	0.12	0.00
d3	-1.33	0.00	-1.20	0.00
cpi(-1)	0.29	0.00	0.28	0.00
m2(-4)			0.04	0.06
скорректир. R-квадрат	83,2%		83,8%	

Источник: составлено авторами

На основе полученной модели рассчитан вклад каждого фактора в квартальные темпы инфляции. Результаты представлены на рисунке 3.6. Из него видно, что рост денежной оказывал влияние на темпы инфляции на протяжении всего рассматриваемого промежутка времени. Наименее заметно влияние этого фактора в последние несколько кварталов.

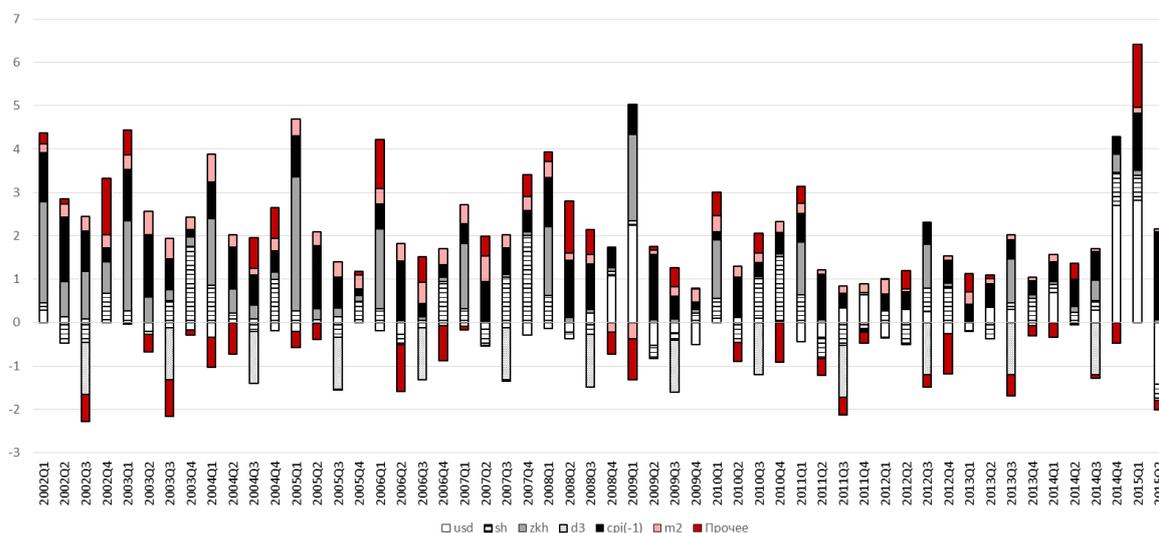


Рисунок 3.6 – Вклад различных факторов, включая темпы роста денежной массы, в квартальную инфляцию

Источник: составлено авторами

Кроме того, предпринимались попытки учесть влияние совокупного спроса на темпы потребительской инфляции. Для этого в регрессионное уравнение

добавлялись показатели разрыва выпуска (отклонение фактического ВВП в постоянных ценах от тренда, рассчитанного по фильтру Ходрика-Прескотта), темпов роста государственных закупок. Однако влияние этих факторов на инфляцию оказалось статистически незначимым.

### **3.5 Выводы**

Применение метода издержек в каноническом виде, то есть с одновременным построением модели инфляции в долгосрочном и краткосрочном периодах, не принесло результатов. Выбранные нами показатели издержек (различные меры удельных затрат труда, цены производителей сельскохозяйственной продукции, цены на услуги жилищно-коммунального хозяйства, курс рубля к доллару) не коинтегрированы с индексом потребительских цен, что не позволяет оценить долгосрочную модель инфляции. Единственным исключением в данном случае стал индекс цен производителей сельскохозяйственной продукции, для которого была построена полная модель. Однако, так как она обладает достаточно низкой объясняющей способностью, то есть позволила выявить только один фактор инфляции, который объясняет лишь небольшую часть динамики потребительских цен, этот результат можно считать неудовлетворительным. С одной стороны, причина нашей неудачи может крыться в неверной идентификации возможных факторов инфляции или некорректном подборе показателей. В защиту проделанной работы скажем, что факторы были выявлены с учётом выводов теории, по результатам анализа работ других авторов и исследования российских данных. С другой стороны, неудачная попытка может быть обусловлена действием ряда объективных факторов:

- Небольшая длина временных рядов;
- Изменение характера экономических процессов в России, что не позволяет выявить долгосрочные зависимости

Косвенным подтверждением закономерности нашей неудачи может служить то, что в подавляющем большинстве рассмотренных работ российских авторов также отсутствовали модели долгосрочной динамики общего уровня цен.

Идеи подхода издержек были применены для построения модели инфляции в России в краткосрочном периоде с помощью методов анализа стационарных временных рядов. Построенная нами итоговая модель инфляции позволяет объяснить почти 84% изменений в индексе потребительских цен.

Нами показано, что статистически значимый вклад в изменение темпов инфляции оказывают такие факторы, как изменение курса рубля к доллару США, цены производителей сельскохозяйственной продукции, цены на жилищно-коммунальные услуги, денежная масса и адаптивные инфляционные ожидания. Кроме того, в 3-м квартале действует сезонный фактор, снижающий инфляцию, несмотря на то, что цены производителей сельскохозяйственной продукции также оказывают в это время понижательное давление. Возможно это связано с традиционным замедлением экономической активности в 3-м квартале в связи с сезоном отпусков.

По нашим оценкам, увеличение темпа роста курса рубля к доллару США (ослабление рубля) приводит к росту ИПЦ на 0,09 п. п. Это согласуется с оценками других российских исследователей. Например, эксперты Центра развития [65] оценили, что эластичность индекса потребительских цен по курсу рубля находится в диапазоне от 0,09 до 0,12, в работе. Хотя в работе [59] трехмесячный эффект переноса курса рубля к доллару оценивается в большую величину 15,5%.

Увеличение темпа роста цен на жилищно-коммунальные услуги ведёт к росту ИПЦ на 0,12 п. п. Согласно расчётам экспертов Центра развития [63], «совокупное влияние тарифов [ЖКХ] на рост ИПЦ можно оценить в 0,15-0,19% на каждый 1 п. п. увеличения тарифов». Наши оценки чуть меньше, однако они учитывают период замедления индексации тарифов естественных монополий с 2012 года, что могло привести к снижению степени влияния этого фактора на темпы роста потребительских цен.

Увеличение темпа роста цен производителей сельскохозяйственной продукции на 1 п. п. влечёт рост ИПЦ на 0,1 п. п. Таким образом, изменение цен на сырье для продовольственных товаров является важным фактором инфляции.

Рост денежной массы оказывает влияние на цены отложено. Увеличение темпа роста денежного агрегата М2 на 1 п. п. ведёт к росту ИПЦ на 0,4 п. п. через четыре квартала.

Подтвердилось, что инфляция в России достаточно инерционный процесс. Увеличение инфляции на 1 п. п. в текущем квартале ведет к росту инфляции в следующем квартале на 0,28 п. п. Это означает, что разовый всплеск инфляции, обусловленный внешним шоком, будет ощущаться в экономике в течение некоторого времени.

Нам не удалось оценить влияние избыточного спроса на темп роста потребительских цен. Показатель разрыва выпуска, измеренный с помощью фильтра Ходрика-Прескотта, во всех случаях оказывался статистически не значимым.

## 4 Оценка кривой Филлипса для России

Кривая Филлипса является распространённым способом моделирования инфляции в развитых и развивающихся странах. Для России существуют оценки некоторых модификаций кривой Филлипса на данных до 2010 года, однако расчётов, затрагивающих более поздний период, характеризующийся изменением режимов валютного курса и денежно-кредитной политики, нет. В этом разделе будут представлены результаты оценки различных модификаций кривой Филлипса на расширенной выборке данных.

### 4.1 Описание данных

Различные версии кривой Филлипса будут оценены на квартальных данных с первого квартала 1999 года по второй квартал 2015 года (1999Q1 – 2015Q2).

В таблице 4.1 кратко представлена характеристика всех используемых в расчётах показателей. Из таблицы видно, что все показатели темпов роста были пересчитаны в базисные индексы с базой в виде 1-го квартала 1999 года. Ниже каждый показатель рассмотрен более подробно.

Таблица 4.1 - Описание используемых показателей

Показатель	Обозначение	Источник данных	Способ измерения исходного ряда	Преобразование
Дефлятор ВВП	<i>def</i>	Росстат	В % к предыдущему кварталу	Расчет базисного индекса*, логарифмирование, удаление сезонности, взятие первых разностей
ИПЦ	<i>p</i>	Росстат	В % к предыдущему кварталу	
Доля трудовых доходов в ВВП	<i>mc</i>	Росстат	В % к ВВП	Удаление сезонности, удаление тренда
ВВП в постоянных ценах 2008 года	<i>y</i>	Росстат	В млрд. руб.	Логарифмирование, удаление сезонности, удаление тренда

Продолжение таблицы 4.1

Показатель	Обозначение	Источник данных	Способ измерения исходного ряда	Преобразование
Удельные затраты на труд	<i>costs</i>	Рассчитан на основе данных Росстата	Ряды индекса прироста ФОТ <sup>10</sup> и ВВП измерены в % к предыдущему кварталу	Рассчитано отношение базисных** индексов ФОТ и ВВП, удалена сезонная компонента и тренд
Валютный курс	ex	Банк России	Официальный курс рубля к доллару	Дневные данные сглажены экспоненциально, рассчитан процентный прирост за квартал по крайним датам периода, удалена сезонность
Денежная масса	m2	Банк России	Прирост денежного агрегата M2X сезонно сглаженного	Расчет базисного индекса, логарифмирование, взятие первых разностей
Уровень безработицы	u	Росстат	Общая численность безработных	Расчет базисного индекса, логарифмирование, взятие первых разностей

\* - За единицу бралось значение на I квартал 1999 года.

\*\* - За базу бралось значение на I квартал 2012 года.

Источник: составлено авторами

Так как в рядах индексов цен, издержек труда и валютного курса присутствует сезонность, то из рядов была удалена сезонная составляющая с помощью процедуры TRAMO/SEATS.

Любая модификация кривой Филлипса включает в себя темп инфляции. В качестве ценовых индексов будут использоваться два: индекс потребительских цен (ИПЦ) и дефлятор ВВП, рассчитываемые на регулярной основе Росстатом. Первая разность логарифма базисного индекса цен характеризует темп инфляции, так как  $\ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \approx 1 + \pi_t$ , где P – базисный индекс цен. Дефлятор ВВП был использован как ценовой показатель в большей степени отвечающий логике теоретической модели, лежащей в основе кривой Филлипса. ИПЦ как основной показатель, с помощью которого измеряют темп инфляции в России.

Одним из обязательных аргументов в кривой Филлипса выступает показатель экономической активности. Как правило, используется один из трёх наиболее распространённых показателей: разрыв выпуска ( $y$ ), издержки на труд ( $mc$  и  $costs$ ) и

<sup>10</sup> ФОТ – фонд оплаты труда

уровень безработицы (*un*). Для оценки кривой Филлипса в России мы будем использовать все вышеперечисленные индикаторы реального сектора. Это связано с тем, что в настоящее время непонятно, какой из индикаторов наилучшим образом отражает величину избыточного спроса в экономике. Разрыв выпуска чаще всего оценивается с помощью фильтра Ходрика-Прескотта. Вместе с тем, использование этой процедуры на относительно коротких рядах данных в меняющихся экономических условиях в России, которые, вполне возможно, сопровождаются структурными сдвигами в экономике, может приводить к получению некорректных результатов. Использование показателя уровня безработицы для отражения уровня экономической активности также может быть проблематичным. Во-первых, официальный показатель уровня безработицы в России не отражает всех приспособлений на рынке труда к изменению экономической конъюнктуры. В России широко распространены другие механизмы приспособления, такие как неполный рабочий день или вынужденные отпуска (см. [66]). Во-вторых, на рассматриваемом временном интервале естественный уровень безработицы мог измениться в силу социально-демографических и экономических изменений, происходивших в рассматриваемый период на рынке труда. Оценка естественного уровня безработицы является самостоятельной сложной задачей. Использование показателя издержек также связано с рядом сложностей в связи с неоднозначностью расчёта этого индикатора.

Разрыв выпуска ( $y$ ) был рассчитан как логарифм отношения реального выпуска в ценах 2008 года и его трендового значения:  $y = \ln\left(\frac{Y_t^{SA}}{Y_t^{SAHP}}\right)$ . Тренд определялся с помощью фильтра Ходрика-Прескотта.

Уровень экономической активности также можно оценивать с помощью показателя предельных издержек труда. В эмпирической литературе принято оценивать предельные издержки труда с помощью показателя «удельные затраты на труд». Показатель «удельные затраты на труд» (*unit labour costs*) является индикатором, характеризующим затраты предприятий. Существует, как минимум, два подхода к измерению удельных затрат труда.

Первый определяет издержки труда как отношение номинального фонда оплаты труда ( $w_t * L_t =$  заработная плата \* количество занятых), включающего все составные части вознаграждения работников за труд, к реальному ВВП ( $Y_t$ ):

$$ulc_t = \frac{w_t * L_t}{Y_t}. \quad (4.1)$$

Как альтернатива (если разделить числитель и знаменатель в выражении (4.1) на количество занятых) – это частное вознаграждения одного работника и его производительности труда. Можно сказать, что в этом случае удельные затраты на труд измеряются как некоторое количество денежных единиц на единицу продукции. Увеличение этого показателя указывает на рост издержек в номинальном выражении. Такой показатель рассчитывается Организацией экономического развития и сотрудничества, Бюро статистики труда в США и Евростатом.

Второй способ оценки предельных издержек на единицу труда – это отношение номинального фонда оплаты труда, включающего все виды вознаграждения за труд, к номинальному объему ВВП. То есть в формуле (4.1) в знаменателе в этом случае должен стоять номинальный, а не реальный ВВП. Фактически это показатель доли фонда оплаты труда в ВВП. Такой показатель рассчитывается большинством статистических служб, например, Росстатом и Евростатом.

Оба метода расчёта издержек используются при оценке кривой Филлипса. Например, в [41] удельные издержки рассчитаны первым методом. В статьях [31], [33] используется второй показатель.

В данном исследовании удельные издержки на труд будут рассчитаны обоими вышеперечисленными методами.

Рассчитаем для РФ индекс удельных затрат труда по формуле (4.1). За показатель фонда оплаты труда,  $w_t * L_t$ , взята величина оплаты труда наёмных работников (включая скрытые оплаты труда и смешанные доходы) в текущих ценах из раздела «ВВП по источникам доходов» (Росстат), начиная с I квартала 1999 года. ВВП,  $Y_t$ , измерялся в ценах I квартала 1999 года.

По формуле (4.2) можно рассчитать процентное отклонение этого показателя от своего трендового значения, рассчитанного с использованием фильтра Ходрика-Прескотта, с предварительно убранной сезонностью:

$$costs_t = \frac{ulc_t^{season\_adjusted}}{ulc_t^{season\_adjusted+HP}}. \quad (4.2)$$

Доля фонда оплаты труда в ВВП ( $m_1$ ) была рассчитана на основе данных системы национальных счетов. Итоговый показатель также взят как процентное отклонение фактического значения от тренда.

Для оценки уровня безработицы брался официальный показатель Росстата, рассчитываемый по методологии Международной организации труда. Так как этот показатель имеет выраженную сезонность, то с помощью метода TRAMO/SEATS сезонная компонента была извлечена из ряда.

В качестве инструмента и дополнительной объясняющей переменной в работе используется показатель прироста денежной массы  $m_2$ . Денежная масса измерялась как сезонно скорректированный ряд широкой денежной массы (M2X), рассчитываемый Банком России<sup>11</sup>, как показатель наиболее полно учитывающий все денежные средства в экономике. На его основе построен базисный индекс, за единицу принят I квартал 1999 года; далее ряд прологарифмирован. Ряд первых разностей логарифмированного ряда является стационарным процессом и будет использоваться при оценивании. Именно этот ряд в дальнейшем фигурирует под обозначением  $m_2$ .

Значимое влияние на динамику цен в России оказывает изменение валютного курса, поэтому для учёта влияния внешнего сектора в этой работе используется переменная валютного курса  $ex_t$  – номинальный обменный курс рубля. Метод расчета этого показателя был заимствован из работы [58]. Сначала ряд курса рубля был экспоненциально сглажен ( $\alpha = 0.46$ ), тем самым были получены значения, отражающие как текущее, так и предыдущие значения номинального курса рубля с экспоненциально убывающими весами. Для такого сглаженного ряда были вычислены процентное изменение значения курса за квартал по формуле:

$$ex_t = \frac{ex_t^{last} - ex_t^{first}}{ex_t^{first}}, \quad (4.3)$$

где  $ex_t^{first}$  – сглаженное значение валютного курса на первый день исследуемого квартала;  $ex_t^{last}$  – сглаженное значение курса на последний день квартала.

Также в качестве инструмента при оценивании кривой Филлипса будет использоваться показатель темпов роста номинальной заработной платы. Для этого

---

<sup>11</sup> [http://www.cbr.ru/statistics/print.aspx?file=credit\\_statistics/M2x.htm&pid=dkfs&sid=itm\\_61600](http://www.cbr.ru/statistics/print.aspx?file=credit_statistics/M2x.htm&pid=dkfs&sid=itm_61600)

был рассчитан прирост средней номинальной начисленной зарплаты работникам в % к предыдущему кварталу. Впоследствии из ряда удалена сезонная компонента.

Все используемые для оценки кривой Филлипса ряды данных очищены от сезонности и являются стационарными рядами, что подтверждается формальными тестами.

## 4.2 Оценка традиционной кривой Филлипса

Оценку кривой Филлипса для российской экономики мы начали с традиционной кривой с адаптивными инфляционными ожиданиями, имеющей вид:

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + \lambda z_t, \quad (4.4)$$

где  $\pi$  – темп инфляции,  $z$  – один из возможных показателей уровня экономической активности (избыточного совокупного спроса).

Было сделано предположение, что экономические агенты в России ведут себя адаптивно, поэтому наилучшей аппроксимацией инфляционных ожиданий является темп инфляции предыдущего периода ( $\pi_{t-1}$ ).

Последовательно уравнение (4.4) было оценено для разных показателей избыточного спроса: разрыва выпуска, удельных издержек и уровня безработицы.

Традиционная кривая Филлипса с разрывом выпуска

Оцененное уравнение (4.4) на временном интервале 1999Q1-2015Q2<sup>12</sup> для инфляции, рассчитанной на основе дефлятора ВВП, обычным методом наименьших квадратов имеет вид:

$$\pi_t = 1,997^* + 0,380^* \pi_{t-1} - 0,066u_t. \quad (4.5)$$

(0,129)                      (0,106)

Здесь и далее в скобках под коэффициентами указаны стандартные ошибки, скорректированные на наличие гетероскедастичности. Знаком «\*» обозначаются статистически значимые переменные на 5%-м уровне значимости.

Коэффициент при разрыве выпуска получился статистически незначимым. Скорректированный R-квадрат равен всего 0,16.

Аналогично была оценена зависимость с показателем инфляции на основе ИПЦ:

$$\pi_t = 0,907^* + 0,658^* \pi_{t-1} + 0,064u_t. \quad (4.6)$$

(0,080)                      (0,034)

Коэффициент при разрыве выпуска также получился статистически незначимым, хотя и имеет положительный знак. Скорректированный R-квадрат равен в этом случае 0,48, что указывают на высокую инерционность индекса потребительских цен.

Вместе с тем, даже теория кривой Филлипса предполагает, что на динамику цен в краткосрочном периоде может оказывать изменение валютного курса. В виду особой значимости этого фактора для инфляции в России, переоценим кривую Филлипса для показателя разрыва выпуска с учетом изменения курса рубля к доллару США ( $ex$ ), то есть оценим модель вида:

$$\pi_t = \theta \pi_{t-1} + \gamma z_t + \delta ex_t \quad . \quad (4.7)$$

---

<sup>12</sup> Данную запись XXXXQY нужно читать следующим образом: XXXX – год, Q – квартал, Y – номер квартала. Таким образом, 1999Q1 означает «1-й квартал 1999 года».

Полученные для России оценки представлены в Таблице 4.2. Здесь и в последующих таблицах символы \*\* и \* означают значимость коэффициентов на 5 и 10 %-м уровне соответственно.

Таблица 4.2 – Оценка традиционной кривой Филлипса с разрывом выпуска и валютным курсом

	Константа	$\theta$	$\gamma$	$\delta$	Adj. $R^2$
ИПЦ	0,870**	0,658**	0,062*	0,026**	0,49
Дефлятор ВВП	2,151**	0,363**	0,077	-0,066	0,18

Источник: составлено авторами

Из таблицы 4.2 можно сделать вывод о том, что динамика ИПЦ в целом может быть описана традиционной кривой Филлипса со стандартной оценкой разрыва выпуска фильтром Ходрика-Прескотта. Коэффициент при разрыве выпуска положителен и статистически значим. Коэффициент при показателе курса статистически значим: ослабление курса рубля к доллару приводит к росту потребительских цен. Вместе с тем, из-за относительно невысокого скорректированного R-квадрата нельзя говорить о точности полученных оценок коэффициентов. В таком случае лучше давать только качественные характеристики, нежели количественные.

Оценки традиционной кривой Филлипса с разрывом выпуска и валютным курсом для инфляции, измеренной с помощью дефлятора ВВП, неудовлетворительны.

#### Традиционная кривая Филлипса с уровнем безработицы

Уравнение кривой Филлипса при использовании фактического уровня безработицы ( $un$ ) в качестве показателя уровня экономической активности для потребительской инфляции принимает вид:

$$\pi_t = 0,308 + 0,567^* \pi_{t-1} + 0,118 un_t. \quad (4.8)$$

(0,536) (0,099) (0,087)

Для дефлятора ВВП оценки следующие:

$$\pi_t = -1,479 + 0,205 \pi_{t-1} + 0,560^* un_t. \quad (4.9)$$

(0,123) (0,135) (0,217)

Оценка коэффициента при уровне безработицы оказалась статистически значимой только при использовании дефлятора ВВП (уравнение (4,9), и при этом её значение положительно, что не соответствует выводам экономической теории. Полученные результаты согласуются с выводами графического анализа о том, что эти показатели изменяются однонаправленно.

Вместе с тем, эти результаты могут являться следствием отсутствия в модели третьего фактора, оказывающего существенное влияние на динамику цен. В работе Гафарова [56] положительные результаты были получены при включении в модель двух дополнительных регрессоров (темп роста курса рубля и темп роста цен на нефть) для отражения шоков предложения. Добавление обоих показателей в модель нам кажется необоснованным, так как они должны быть коррелированы между собой, поэтому в модель была добавлена только одна переменная – темп роста курса рубля к доллару США. Полученные результаты оценки уравнения (4.7) для уровня безработицы представлены в таблице 4.3.

Таблица 4.3 – Оценка традиционной кривой Филлипса с уровнем безработицы и валютным курсом

	Константа	$\theta$	$\gamma$	$\delta$	$Adj. R^2$
ИПЦ	0,181	0,553**	0,135*	0,030**	0,499
Дефлятор ВВП	-1,268	0,196	0,547**	-0,059	0,277

Источник: составлено авторами

Из таблицы 4.3 видно, что учёт дополнительного фактора – курса рубля – не позволил получить приемлемую с экономической точки зрения модель с отрицательным коэффициентом при уровне безработицы.

Таким образом, традиционная кривая Филлипса с уровнем безработицы не позволяет описать инфляционные процессы в России.

Традиционная кривая Филлипса с удельными издержками

Далее была оценена традиционная кривая Филлипса с использованием предельных издержек *costs* в качестве показателя уровня экономической активности:

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + k \text{ costs}_t. \quad (4.10)$$

Оцененное методом наименьших квадратов для инфляции, измеренной с помощью ИПЦ, уравнение (4.10) принимает вид:

$$\pi_t = 0,927^{***} + 0,652^{***}\pi_{t-1} - 0,03 \text{ costs}_t. \quad (4.11)$$

(0,079)                      (0,029)

Оценка выражения (4.10) для инфляции, измеренной через дефлятор ВВП, выглядит так:

$$\pi_t = 2,264^{***} + 0,301^{**}\pi_{t-1} - 0,178^* \text{ costs}_t. \quad (4.12)$$

(0,145)                      (0,095)

В этом случае применение традиционной кривой Филлипса для описания динамики инфляции даёт плохие результаты: коэффициент при показателе удельных затрат должен быть положительным, так как с ростом издержек цены должны расти. Здесь же в одном случае коэффициент получается статистически незначимым, а во втором случае – значимым, но с отрицательным знаком.

Добавление в уравнение (4.10) переменной валютного курса не исправляет ситуацию, что видно из таблицы 4.4: коэффициент при показателе издержек статистически незначим.

Таблица 4.4 – Оценка традиционной кривой Филлипса с издержками costs и валютным курсом

	Константа	$\theta$	$\gamma$	$\delta$	$Adj. R^2$
ИПЦ	0,863**	0,661**	-0,004	0,027**	0,48
Дефлятор ВВП	2,173**	0,365**	-0,098	-0,064	0,181

Источник: составлено авторами

Использование альтернативного показателя издержек – доли фонда оплаты труда в ВВП (mc) – также не позволило оценить приемлемое с экономической точки зрения уравнение кривой Филлипса. Оценки для модификации с валютным курсом приведены в таблице 4.5.

Таблица 4.5 – Оценка традиционной кривой Филлипса с издержками mc и валютным курсом

	Константа	$\theta$	$\gamma$	$\delta$	$Adj. R^2$
ИПЦ	0,887**	0,651**	-0,039	0,028	0,49
Дефлятор ВВП	2,407**	0,280*	-0,175**	-0,064	0,23

Источник: составлено авторами

Таким образом, наилучшей спецификацией традиционной кривой Филлипса (и единственной!) из рассмотренных, оказалась модель с разрывом выпуска и валютным курсом. Рассчитанный на основании модели ряд инфляции и остатки представлены на рисунке 4.1.

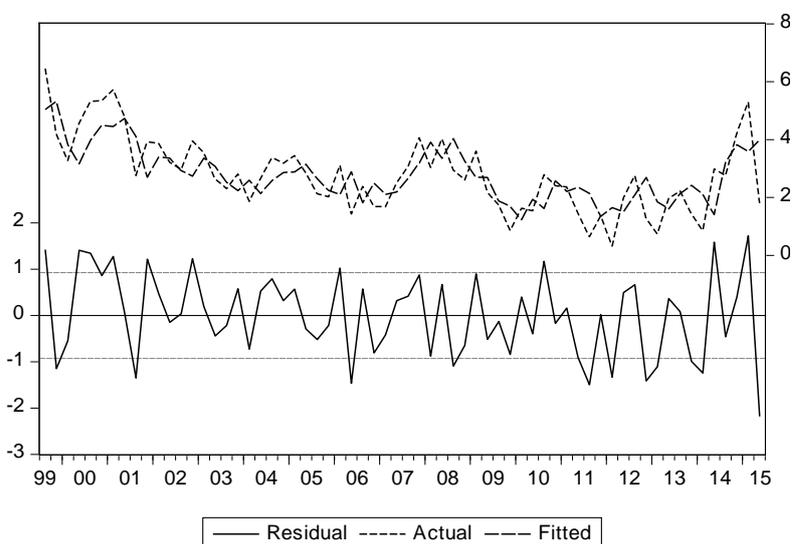


Рисунок 4.1 – Фактические и модельные значения темпа потребительской инфляции на основе традиционной кривой Филлипса

Источник: составлено авторами

Однако скорректированный R-квадрат для этой модели равен 0,49, что говорит о среднем качестве построенной модели.

### 4.3 Оценивание неокейнсианской кривой Филлипса

Теперь оценим неокейнсианскую кривую Филлипса для России с опереждающей компонентой инфляционных ожиданий  $E_t\{\pi_{t+1}\}$ . Так как точно опередить эту величину невозможно, а длинный ряд инфляционных ожиданий домашних хозяйств в России отсутствует, то в качестве прокси-переменной для данного показателя будет взято фактическое значение инфляции в последующий момент времени  $\pi_{t+1}$ . Этот подход ранее применялся в работах [41], [42].

Для исключения эндогенности, возникающей при использовании такой оценки опережающей компоненты инфляции, как и в других работах, будет применен обобщенный метод моментов (GMM). Кроме того, этот метод позволяет работать с нелинейными моментными условиями, что позволит в будущем получить оценку структурных параметров жесткости цен,  $\theta$ , и коэффициента дисконтирования,  $\beta$ , для российской экономики.

Запишем вид неокейнсианской версии кривой Филлипса, который будет использован в дальнейшем:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \lambda z_t, \quad (4.13)$$

где

$$\lambda = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}. \quad (4.14)$$

Как и выше,  $z$  – это один из показателей уровня экономической активности.

Рациональные агенты используют всю доступную им информацию и формируют эффективные прогнозы будущей инфляции  $\pi_{t+1}^e = E_t(\pi_{t+1}|\Omega_t)$ , где  $\Omega_t$  – вся доступная агентам информация в момент  $t$ , в том числе оценка действий государственных органов. При таком способе формирования инфляционных ожиданий отсутствует систематическая ошибка  $E_t(\pi_t - E_t(\pi_{t+1})) = 0$ , то есть отклонения фактического уровня инфляции от ожидаемого являются случайной величиной с нулевым математическим ожиданием. Другими словами, при использовании предположения о рациональных ожиданиях ошибка прогноза будущей инфляции  $\pi_{t+1}$  не коррелирует с переменными в момент времени  $t$  и более ранними. Поэтому, моментное условие для оценки выражения (4.14) имеет вид:

$$E_t\{(\pi_t - \lambda mc_t - \beta \pi_{t+1})d_t\} = 0, \quad (4.15)$$

где  $d_t$  – вектор инструментов, переменных в  $t$  и более ранние моменты времени, ортогональных отклонениям инфляции (ошибкам уравнения (4.13) в период  $t+1$ ). Для оценки неокеевской кривой Филлипса в данной работе в качестве инструментов будут использоваться переменные, относящиеся к предыдущему или более ранним моментам времени и при этом коррелирующие с эндогенным регрессором ( $\pi_{t+1}$ ). Инструменты, отобранные по вышеуказанному правилу, тестируются критерием Хансена. Статистика этого критерия ( $J$ -статистика) позволяет судить о гипотезе правильности выбора переопределенных ограничений (в нашем случае инструментов), когда число инструментов больше числа оцениваемых параметров.

За показатель динамики уровня экономической активности брались все используемые ранее переменные: разрыв выпуска  $y$ , реальные и номинальные издержки труда,  $mc$  и  $costs$ , а также изменение среднего уровня безработицы  $un$ . Сначала модель была оценена для показателя инфляции, измеренной с помощью ИПЦ, затем – с помощью дефлятора ВВП. Инструменты для оценки выражения (4.15) включают в себя шесть лагов темпа инфляции; три лага показателя экономической активности; три лага прироста денежной массы  $M2X$ , лаг темпа роста номинальной заработной платы, три лага темпа роста валютного курса. При оценивании (4.15) для показателя  $costs$  включался дополнительно 4-й лаг прироста валютного курса. Результаты оценивания представлены в таблице 4.6.

Неудовлетворительные коэффициенты получены для спецификаций с разрывом выпуска и уровнем безработицы. В первом случае показатель при разрыве выпуска статистически незначим для инфляции и имеет противоположный знак для потребительской инфляции. Во втором случае – для обоих показателей ценовой динамики коэффициент положителен, хотя, в соответствии с теорией, он должен быть отрицательным.

Однако, данные результаты получены в предположении, что все агенты рациональны, инфляционные ожидания являются вперёдсмотрящими, что не согласуется с ранее полученными оценками влияния прошлых темпов инфляции на его текущие значения в России, поэтому следующим логичным шагом стало оценивание гибридной кривой Филлипса

Таблица 4.6 – Неокейнсианская кривая Филлипса

Разрыв выпуска, $y$				
Показатель инфляции	$\lambda$	$\beta$	RSS	J-statistic (Prob.)
ИПЦ	-0,063**	1,150**	56,54	13,12 (0,22)
Дефлятор ВВП	0,062	0,962**	411,45	12,52 (0,64)
Реальные предельные издержки, $mc$				
ИПЦ	0,025*	1,037**	63,79	8,66 (0,89)
Дефлятор ВВП	-0,059*	1,007**	414,67	13,02 (0,60)
Номинальные предельные издержки, $costs$				
ИПЦ	0,049*	0,990**	60,52	12,0 (0,74)
Дефлятор ВВП	0,127**	0,949**	415,66	11,81 (0,76)
Уровень безработицы, $un$				
ИПЦ	0,120**	0,692**	49,09	10,78 (0,77)
Дефлятор ВВП	0,299**	0,360**	263,76	11,73 (0,70)

Источник: составлено авторами

#### 4.4 Оценивание гибридной кривой Филлипса

Для учёта не только вперёдсмотрящей компоненты инфляционных ожиданий, но и инерционной составляющей, вместо уравнения (4.13) произведём оценку следующего уравнения:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1}. \quad (4.16)$$

Причем, в выражении (4.16) коэффициент  $\gamma_f$  уже не является субъективным фактором дисконтирования, это лишь коэффициент при вперёдсмотрящей компоненте инфляции, что следует из её теоретического обоснования.

Выражение (4.16) было оценено и для показателя  $costs$ , однако в связи с неудовлетворительными результатами, оценки не приводятся.

Как и при оценке стандартной неокейнсианской кривой будем использовать обобщённый метод моментов. Для оценки уравнения (4.12) для ИПЦ в качестве инструментов нужно выбрать показатели, коррелирующие с эндогенной переменной ( $\pi_{t+1}$ ) и не коррелирующие с остатками. Для этой цели подходящим является ряд приростов денежной массы  $M2X$  и его лаги. Для проверки годности такого показателя в качестве инструмента проводилась регрессия будущей инфляции  $\pi_{t+1}$  на все предполагаемые инструменты. Значимость такой регрессии в целом (First stage F-test) свидетельствует о том, что предполагаемые переменные имеют

объясняющую силу, а лаги прироста денежной массы значимо влияют на  $\pi_{t+1}$ . Корреляция же между остатками и рядами лагов денежной массы  $M2X$  также довольно низкая: порядка  $-0,01$ . В ряд инструментов были включены девять запаздывающих значений инфляции (ИПЦ), три лага предельных издержек, два лага темпа роста номинальной заработной платы, четыре лага прироста широкой денежной массы и один лаг прироста валютного курса.

Оценивание уравнения (4.16) методом моментов с указанными инструментами даёт следующие результаты:

$$\pi_t = 0,462 * + 0,027 * mc_t + 0,538 * E_t\{\pi_{t+1}\} + 0,266 * \pi_{t-1}. \quad (4.17)$$

(0,100)    (0,011)    (0,050)    (0,040)

Статистика Хансена равняется 9,4, чему соответствует р-значение 0,89. Это подтверждает, что все инструменты выбраны правильно.

Согласно результатам оценивания, обе компоненты инфляционных ожиданий для российской экономики значимы. Коэффициент ретроспективной составляющей на всём периоде оценивания превышал коэффициент перед вперёдсмотрящей компонентой ожидаемой инфляции. Это говорит о том, что в России часть экономических агентов ведёт себя адаптивным образом, причем таких экономических агентов, видимо, больше, чем рациональных.

На рисунке 4.2 показан ряд фактической инфляции (ИПЦ)  $p$ , ряд, составленный по оцененному уравнению (4.17),  $ipc\_est$ , и остатков оценивания  $err$ .

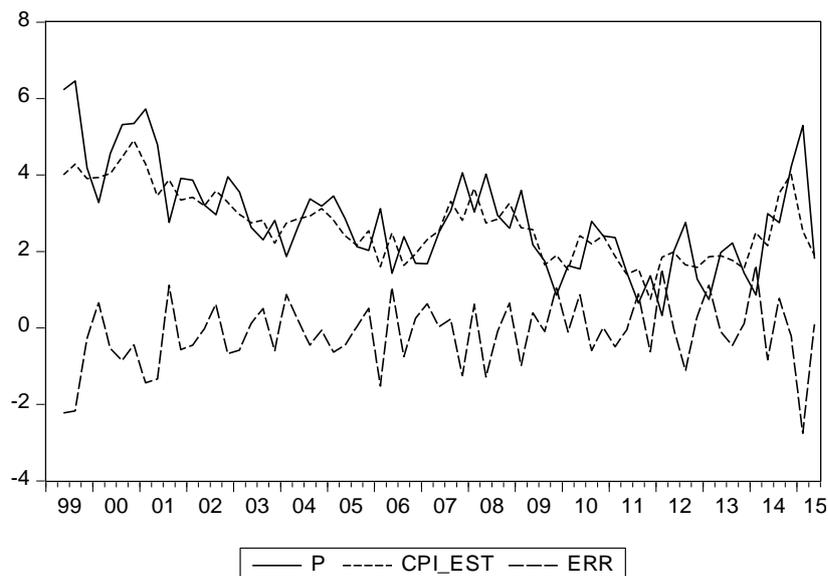


Рисунок 4.2 – Динамика фактической  $p$ , оцененной инфляции  $ipc\_est$  и остатков  $err$

Источник: составлено авторами

Исходя из рисунка можно заключить, что уравнение (4.12) неплохо описывает динамику ИПЦ на всем периоде наблюдений из-за близкого расположения кривых фактической и оцененной по модели инфляции.

Оценим уравнение (4.17) на двух подвыборках: до кризиса 2008-2009 гг. и после.

До кризиса (I квартал 1999 – II квартал 2008 гг.) динамика инфляции описывалась следующим уравнением:

$$\pi_t = -0,045 + 0,011 * mc_t + 0,626 * E_t \{ \pi_{t+1} \} + 0,395 * \pi_{t-1} . \quad (4.18)$$

(0,109)    (0,005)            (0,032)                    (0,043)

Оценивание уравнения (4.18) на подвыборке из-за небольшого количества данных проводилось с меньшим количеством инструментов: число лаговых значений ИПЦ в инструментах составляет пять. Остальные инструменты те же. Значение статистики Хансена равняется 6,3 с соответствующим  $p$ -значением на уровне 0,9.

Знак коэффициента перед переменной издержек в данном случае оказался положительным, но вдвое меньшим, чем на всем периоде (4.17).

После кризиса (I квартал 2010 – II 2015 гг.) оценка того же уравнения принимает вид:

$$\pi_t = -0,172 - 0,083 * mc_t + 0,593 * E_t \{ \pi_{t+1} \} + 0,507 * \pi_{t-1} . \quad (4.19)$$

(0,125)    (0,001)            (0,004)                    (0,193)

$J$ -stat = 7,4;  $p$ -значение = 0,8. Инструменты те же, что и в (4.18).

На второй подвыборке (после кризиса) коэффициент при переменной предельных издержек оказался отрицательным. Что интересно, в этом случае коэффициент при запаздывающей инфляции оказался ниже, чем при вперёдсмотрящей компоненте. Возможно, это связано с тем, что на втором интервале инфляция стала более нестабильной и подверженной действию других

факторов, например, валютного курса. Однако напомним, что из-за небольшой длины временного ряда после кризиса к полученным оценкам стоит относиться с определённой долей скепсиса.

Теперь оценим структурные параметры гибридной кривой Филлипса, оцененной на всём интервале, для модели, описанной в [31] и [33]. Для этого оценим (4.20) и (4.21), позволяющее выразить через первичные коэффициенты уравнения (4.20) основные структурные параметры этой модели:

$$\pi_t = \lambda m c_t + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1}, \quad (4.20)$$

где

$$\begin{aligned} \lambda &= (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1} \\ \gamma_f &= \beta\theta\phi^{-1} \\ \gamma_b &= \omega\phi^{-1} \\ \phi &= \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]. \end{aligned} \quad (4.21)$$

Напомним, что  $\theta$  – доля фирм, не меняющих свою цену в произвольный момент времени  $t$ ,  $\beta$  – субъективный фактор дисконтирования фирм;  $\omega$  – доля фирм, которые пересмотрели свои цены в момент времени  $t$  и выбрали ретроспективный способ образования новой цены.

Для оценивания обобщенным методом моментов использовались два альтернативных моментных условия:

$$E_t \{(\phi\pi_t - \phi\omega\pi_{t-1} - \phi\theta\beta\pi_{t+1} - (1 - \theta)(1 - \omega)(1 - \beta\theta)m c_t)\mathbf{z}_t\} = 0, \quad (4.22)$$

$$E_t \left\{ \left( \pi_t - \omega\pi_{t-1} - \theta\beta\pi_{t+1} - \frac{(1-\theta)(1-\omega)(1-\beta\theta)}{\phi} m c_t \right) \mathbf{z}_t \right\} = 0, \quad (4.23)$$

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

В дальнейшем для краткости переобозначим условия (4.22) и (4.23) как (\*) и (\*\*) соответственно. Набор инструментов, используемый при оценке спецификации (\*) следующий: пять лагов инфляции (10 для инфляции, рассчитанной на базе дефлятора ВВП), три лага предельных издержек и прироста денежной массы, два первых лага темпа роста номинальной заработной платы. Инструменты для

оценивания спецификации (\*\*): пять первых лагов инфляции, два лага прироста денежной массы, лаг темпа роста номинальной зарплаты и три лага разрыва выпуска.

Результаты оценивания структурных параметров представлены в таблице 6.7. Исследуемые спецификации оценивались для трёх различных случаев:

1. Инфляция рассчитана на основе ИПЦ.
2. Инфляция рассчитана на основе ИПЦ с ограничением на коэффициент дисконтирования:  $\beta=1$ .
3. Инфляция рассчитана на основе дефлятора ВВП.

Таблица 4.7 – Оценка структурных параметров на основе гибридной кривой Филлипса для России

Спецификация	$\theta$	$\beta$	$\omega$	$\lambda$	$\gamma_b$	$\gamma_f$	$D$	$J$ -stat
ИПЦ								
*	0,428** (0,049)	0,970** (0,014)	0,342** (0,042)	0,288** (0,067)	0,447** (0,041)	0,542** (0,048)	0,747 (0,315)	8,216 (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)	1,15 (0,266)	7,202 (0,67)
ИПЦ, ограничение на $\beta$ ( $\beta=1$ )								
*	0,842** (0,024)	1.00	0,011** (0,008)	0,028* (0,012)	0,013** (0,001)	0,987** (0,03)	5,341 (0,136)	8,184 (0,781)
**	0,884** (0,051)	1.00	0,137** (0,051)	0,012 (0,086)	0,134** (0,054)	0,866** (0,099)	7,647 (0,207)	7,106 (0,58)
Дефлятор ВВП								
*	0,788** (0,036)	0,924** (0,051)	0,088** (0,023)	0,065** (0,007)	0,01 (0,021)	0,837** (0,058)	3,71 (0,162)	9,209 (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)	2,073 (0,375)	8,238 (0,702)

Источник: составлено авторами

Сначала в таблице представлены оценки трёх структурных параметров, затем по ним рассчитаны значения первичных коэффициентов уравнения (4.20). В предпоследнем столбце показана средняя продолжительность времени (в кварталах), в течение которого фирмы сохраняют свои цены на неизменном уровне. На основании оценки параметра  $\theta$  (вероятность того, что фирма в данный момент времени не изменит цену на свой товар), найден период, в течение которого цены остаются неизменными,  $D=1/(1-\theta)$  (в кварталах, так как один период в нашей интерпретации соответствует одному кварталу). В последнем столбце приведено значение статистики критерия Хансена на определение правильности подобранных инструментов. В скобках показаны стандартные ошибки и  $p$ -значение для статистики Хансена.

По результатам оценивания структурных и первичных параметров можно сделать следующие выводы.

В первом случае (с использованием ИПЦ для расчёта инфляции) значение параметра  $\theta$  равно 0,4 и 0,5 для условий (\*) и (\*\*). Это означает, что в среднем в течение 1 квартала цены у фирм остаются неизменными. Это меньше, чем в странах Европы и США [42]. При этом значения параметра  $\omega$  равны 0,34 и 0,44, для условий (\*) и (\*\*). Это означает, что примерно 40% фирм при пересмотре своей ценовой политики руководствуются ретроспективным способом ценообразования, то есть смотрят на то, каким образом цены изменялись в прошлом.

При оценке выражения (4.20) с ограничением на коэффициент дисконтирования значения  $\theta$  резко увеличились: до 0,8. Из-за этого возросла средняя продолжительность постоянства цен в экономике до 5 и 7,5 кварталов, соответственно. При этом значения параметра  $\omega$  уменьшились до 0,01 и 0,1 для моментных условий (\*) и (\*\*). Результат, говорящий, что лишь 1% (10%) фирм при назначении цен учитывают инфляцию в прошлом, кажется странным, с учётом степени инерционности инфляции в России, поэтому данная спецификация кажется нам не подходящей для России.

В пользу неправдоподобности второй спецификации указывают и коэффициенты при показателе будущей и прошлой инфляции. В этом случае практически все экономические агенты ведут себя рационально, вглядываясь в будущее (коэффициент перед будущей инфляцией равен 0,87 или 0,99), что противоречит инерционному характеру индекса потребительских цен в России.

При оценке модели без дополнительных ограничений коэффициенты при вперёдсмотрящих и адаптивных инфляционных ожиданиях сопоставимы (0,55 и 0,45, соответственно), с незначительным перевесом в пользу вперёдсмотрящих ожиданий.

Статистически значимый и положительный коэффициент при показателе реальных издержек получился только при одном из способов идентификации параметров (\*). Однако он существенно больше, чем при неструктурном оценивании (то есть при оценке модели (4.17)).

Для случая оценивания уравнения (4.20) с инфляцией, рассчитанной на базе дефлятора ВВП, значения показателя жесткости цен  $\theta$  принимают достаточно большие значения: 0,78 и 0,67 для условий (\*) и (\*\*), поэтому и средняя продолжительность сохранения цен неизменными в экономике равняется 3,7 и 2 кварталам, соответственно. Значения доли фирм с ретроспективным

ценообразованием сильно различается между двумя спецификациями 0,08 для (\*) и 0,23 для (\*\*). В целом, первая спецификация (\*) во всех случаях даёт более низкие значения параметра  $\omega$ , чем (\*).

Чувствительность дефлятора ВВП к изменению реальных издержек более стабильна к изменению спецификации, чем для ИПЦ. В обоих случаях получаются статистически значимые положительные коэффициенты.

Роль адаптивных ожиданий для динамики инфляции, измеренной с помощью дефлятора ВВП, меньше, чем для ИПЦ. Это согласуется с результатами, полученными в [56], в которой инерционная составляющая для дефлятора ВВП при построении кривой Филлипса вообще не была обнаружена.

Доля фирм, не меняющих свою цену в момент времени  $t$ , различается в зависимости от используемого ценового показателя. В качестве одного из возможных объяснений может выступать предположение, что при расчёте ИПЦ учитываются цены на импортные товары. Продавцы импортных товаров чувствительны к изменению валютного курса, поэтому при его колебаниях чаще меняют цены.

Доля фирм с ретроспективным ценообразованием ниже при оценке выражения (4.20) для дефлятора ВВП. Это также можно объяснить различием в поведении фирм-производителей и фирм-продавцов. Фирмы производители, видимо, вынуждены закладывать при назначении цены ожидаемые изменения в спросе и издержках, чтобы в дальнейшем реже менять цену и не отпугивать клиентов. Возможно, что долгосрочное планирование деятельности на таких фирмах более развито. А фирмы-продавцы (работающие с потребительскими отечественными и иностранными товарами) в меньшей степени могут себе позволить расходы на планирование деятельности и поиск/получение прогнозов, поэтому ориентируются на свой прошлый опыт.

Оценка структурных и первоначальных параметров модели (4.20) на подынтервалах не представляется возможной в связи с несоответствием длины временного ряда и количеством оцениваемых параметров.

## 4.5 Оценка кривой Филлипса для открытой экономики

Значительную часть товаров на потребительском рынке в России составляют импортные товары. Кроме того, многие производители используют импортное сырье и комплектующие в своём производстве. Для учета влияния изменения цен импортных продуктов на темпы инфляции в России 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:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum \delta_i ex_{t-i}, \quad (4.24)$$

где  $ex$  – номинальный обменный курс рубля к доллару.

Итоговое оцененное уравнение кривой Филлипса для России для всех выше использованных показателей уровня экономической активности представлено в таблице 4.8. Для его оценки использовались следующие инструменты: 9 лагов показателя инфляции, 4 лага уровня экономической активности, 4 лага инфляции заработной платы, денежной массы и 3 лага прироста валютного курса. Показатель валютного курса брался с запаздыванием в 1 квартал, так как предполагалось, что эффект переноса курса в цены не мгновенный<sup>13</sup>.

Таблица 4.8 - Оценка гибридной версии кривой Филлипса для открытой экономики

	Константа	$\lambda$	$\gamma_f$	$\gamma_b$	$\delta$	J-stat (Prob.)	RSS
Разрыв выпуска, $y$							
ИПЦ	0,328**	0,013*	0,511**	0,324**	0,048**	14,5 (0,75)	25,4
Дефлятор ВВП	1,099**	0,088**	0,487**	0,131**	0,006	13,4 (0,81)	268,9
Реальные предельные издержки, $mc$							
ИПЦ	0,344**	-0,011**	0,549**	0,299**	0,053**	13,1 (0,83)	25,7
Дефлятор	0,989**	-0,049**	0,454**	0,184**	0,004	13,4	256,6

<sup>13</sup> Эффект переноса валютного курса в цены осуществляется в течение длительного периода времени. Например, в работе [7] показано, что эффект переноса для индекса потребительских цен в первые три месяца составляет порядка 15,5%, за полгода – 35,7%. За год изменения в ИПЦ, вызванные изменением курса рубля к доллару составляют 76,5%. Таким образом, нами были исследованы различные спецификации модели с курсом рубля к доллару и модель с одним лагом выбрана в качестве наилучшей. Кроме того, выше обозначенная работа также указывает на то, что цены активнее реагируют на измерение курса рубля к доллару и практически не реагируют на измерение курса евро (за год эффект переноса курса евро в ИПЦ составляет всего 4%).

ВВП						(0,81)	
Номинальные предельные издержки, <i>costs</i>							
ИПЦ	0,413**	0,003	0,516**	0,294**	0,044**	14,7 (0,74)	25,6
Дефлятор ВВП	1,437**	-0,032	0,220**	0,257**	0,008	14,4 (0,76)	251,3
Уровень безработицы, <i>un</i>							
ИПЦ	-0,158	0,099**	0,476**	0,260**	0,063**	14,4 (0,76)	25,7
Дефлятор ВВП	-0,276	0,194**	0,387**	0,213**	0,038	13,7 (0,80)	266,3

Источник: составлено авторами

Сопоставление различных версий гибридной кривой Филлипса для открытой экономики позволяет сделать итоговый вывод о непригодности показателя *costs* для моделирования инфляционных процессов в России.

Коэффициент при показателе безработицы хотя и статистически значим, но с противоположным знаком, что говорит о плохом качестве данной модели.

Удивительным образом при включении валютного курса в модель меняется знак коэффициента при предельных издержках *mc*. Таким образом, модель с этим показателем теперь противоречит экономической логике.

Единственной приемлемой версией кривой Филлипса остаётся спецификация с разрывом выпуска. Коэффициент при этом показателе статистически значим и положителен. Вперёдсмотрящие инфляционные ожидания по-прежнему оказывают большее воздействие на текущую инфляцию, чем адаптивные. Ослабление курса рубля приводит к росту потребительских цен. График фактических и расчётных значений темпов инфляции представлен на рисунке 4.3

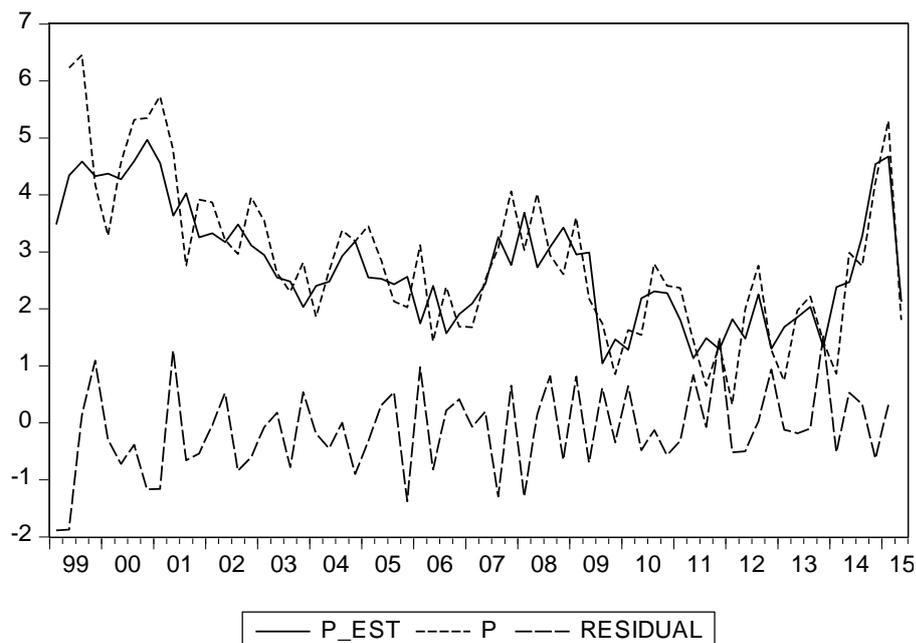


Рисунок 4.3 – Фактические и расчётные значения темпа ИПЦ для гибридной кривой с разрывом выпуска и валютным курсом

Источник: составлено авторами

Для инфляции, рассчитанной на основе дефлятора ВВП, единственной экономически обоснованной спецификацией также остаётся модель с разрывом выпуска. Основное отличие от модели для ИПЦ заключается в том, что курс рубля к доллару не оказывает воздействия на инфляцию.

Оценим уравнение для ИПЦ с переменной разрыва выпуска,  $y$  на двух подвыборках. На интервале с I квартала 1999 г. по II квартал 2008 г. уравнение принимает вид (использовалось только 5 лагов ИПЦ в качестве инструментов из-за укороченности выборки):

$$\pi_t = 1,732^{**} + 0,061^{**}y_t + 0,759^{**}E_t\{\pi_{t+1}\} + 0,135^{**}\pi_{t-1} + 0,075^{**}ex_{t-1}. \quad (4.25)$$

(0,002)            (0,013)    (0,004)            (0,003)

На втором промежутке с I квартала 2010 г. по IV 2014 г.:

$$\pi_t = 0,439^{**} - 0,131^{**}y_t + 0,403^{**}E_t\{\pi_{t+1}\} + 0,335^{**}\pi_{t-1} + 0,056^{**}ex_{t-1}. \quad (4.26)$$

(0,002)    (0,070)            (0,124)            (0,005)

Можно увидеть, что на первом периоде оценивания, коэффициенты сохранили положительные знаки, в подтверждении приемлемости модели.

Соотношение между разными компонентами инфляционных ожиданий изменилось: на периоде до кризиса влияние впередсмотрящих ожиданий было существеннее, чем адаптивных. Можно предположить, что это связано со снижением темпов инфляции на предкризисном интервале.

После кризиса влияние впередсмотрящей составляющей снизилось одновременно с возрастанием роли инерционности инфляции. Стоит отметить, что на втором подпериоде коэффициент при разрыве выпуска оказался отрицательным, что противоречит теории. Вместе с тем, это может быть вызвано недостаточностью длины ряда для получения надежных оценок.

И напоследок была получена оценка спецификации кривой Филлипса для открытой экономики с учётом динамики расширенной денежной массы (M2X), представленная уравнением:

$$\pi_t = \lambda y_t + \gamma_f E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \delta ex_{t-1} + \eta m2_t. \quad (4.27)$$

Оценивание уравнения (4.17) обобщенным методом моментов (GMM) имеет вид:

$$\begin{aligned} \pi_t = & 0,150 + 0,017^* y_t + 0,429^{**} E_t \{\pi_{t+1}\} + 0,296^{**} \pi_{t-1} + \\ & (0,008) \quad (0,049) \quad (0,046) \quad (4.28) \\ & + 0,062^{**} ex_{t-1} + 0,075^* m2_{t-1}. \\ & (0,006) \quad (0,011) \end{aligned}$$

Инструменты для оценивания брались такими же, как и при оценке (6.24).  $J$ -stat=0.078 ( $P$ -value=0,42).  $DW=2,4$ .

Константа в данном оценивании не имеет статистической значимости. Остальные коэффициенты значимы на 5%-м уровне ( $\lambda$  на 10%-м). Значения всех коэффициентов и их знаки остались приемлемыми. Положительный коэффициент при приросте денежной массы говорит о подтверждении предпосылки о положительном влиянии роста денег в обращении на инфляцию. Так, основываясь на результатах, полученных в (4.28), можно сказать, что при увеличении темпа

роста денежной массы на 1 п.п. при прочих равных инфляция увеличится примерно на 0,08 п.п. с лагом в один квартал.

Расчётные и фактические значения темпа инфляции представлены на рисунке 4.4.

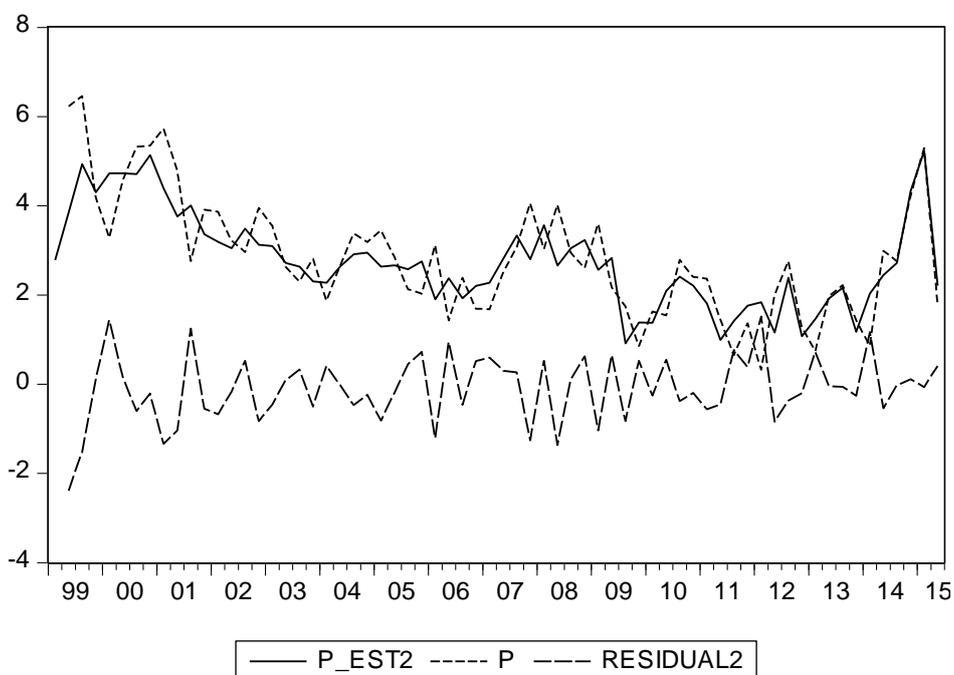


Рисунок 4.4 – Фактические и расчётные значения темпа ИПЦ для гибридной кривой с разрывом выпуска, валютным курсом и денежной массой (4.28)

Источник: составлено авторами

Таким образом, было получено 4 спецификации кривой Филлипса, из которых предстоит выбрать ту, которая наилучшим образом описывает инфляционные процессы в России:

- традиционная кривая с разрывом выпуска и валютным курсом (6.7) - I,
- гибридная кривая с разрывом предельных издержек (6.17) - II,
- гибридная кривая с разрывом выпуска и валютным курсом (1 строка таблицы 6.8) - III,
- гибридная кривая с разрывом выпуска, валютным курсом и денежной массой - IV.

Стоит отметить, что все выше названные спецификации оценены для ИПЦ, приемлемой модели для дефлятора ВВП фактически найдено не было.

Для сравнения описательных свойств данных моделей нельзя использовать сумму квадратов остатков регрессии RSS, так как уравнения отличаются по числу независимых переменных. Для их сравнения в контексте описания реальных данных

можно отталкиваться от значения показателя стандартной ошибки регрессии: S.E. of regression =  $\sqrt{\frac{RSS}{T-k}}$ , который корректирует значение суммы квадратов остатков на число переменных ( $T$  – число наблюдений,  $k$  – число переменных в модели).

Значения стандартной ошибки регрессии для каждой из отобранных выше моделей приведены в таблице 4.9.

Таблица 4.9 – Стандартная ошибка регрессии для исследуемых спецификаций кривой Филлипса

Уравнение	Стандартная ошибка регрессии
I	0,926
III	0,706
IV	0,681
II	0,826

Источник: составлено авторами

Из таблицы видно, что наименьшей стандартной ошибкой обладает модель IV с включенными в гибридную кривую Филлипса разрывом выпуска, валютным курсом и денежной массой, что свидетельствует в пользу ее наибольшей способности описывать поведение потребительской инфляции в России.

## 4.6 Выводы

В разделе 4 представлены результаты оценки различных модификаций кривой Филлипса на российских данных с 1-го квартала 1999 года по 2-й квартал 2015 года. Оценки проводились параллельно для двух показателей изменения общего уровня цен – индекса потребительских цен и дефлятора ВВП. На основе первого показателя рассчитывают официальный темп инфляции, снижение которого является целью ЦБ РФ. Использование второго показателя казалось обоснованным, так как по своему смыслу он в большей степени отвечает показателю инфляции, который используется в теоретических моделях, выводящих кривую Филлипса. Так как для второго показателя приемлемых оценок получено не было, в дальнейшем все выводы сформулированы в отношении уравнений с инфляцией, рассчитанной на основе индекса потребительских цен.

При построении традиционной кривой Филлипса с адаптивными инфляционными ожиданиями было получено, что наилучшие результаты

характерны для модели с разрывом выпуска и валютным курсом в качестве объясняющих переменных. При этом коэффициент при темпе инфляции в предыдущий момент времени оказался очень высоким (0,66) и достаточно низким – при валютном курсе (0,026). Это противоречит результатам работ других российских авторов и оценкам, полученным нами в разделе 3. Коэффициент при разрыве выпуска составил 0,062, то есть с увеличением разрыва выпуска на 1 п.п. темп инфляции увеличивается на 0,06 п.п. При описании данной спецификации можно опираться на значение скорректированного R-квадрата, который равен 0,49. Таким образом, данная модель позволяет учесть лишь половину наблюдаемых колебаний в темпе инфляции.

Спецификации традиционной кривой Филлипса с уровнем безработицы и удельными затратами труда оказались неудовлетворительными. Знаки коэффициентов при соответствующих переменных имели противоречащий теории знак или коэффициенты были статистически не значимы.

Удовлетворительной, на первый взгляд, получилась оценка гибридной кривой Филлипса с удельными затратами труда. При оценке этой версии кривой Филлипса резко снизилась степень инерционности инфляции в России (коэффициент при лаге инфляции составил 0,27, что близко к полученным в разделе 3 результатам). Также оказалось, что при формировании инфляционных ожиданий часть экономических агентов принимает во внимание будущие прогнозы. Коэффициент при ожидаемой будущей инфляции равен 0,54. Подтвердилась и положительная зависимость инфляции от удельных затрат труда.

Данная спецификация представляла для нас интерес, так как именно для неё имеются теоретические выкладки, позволяющие оценить для российской экономики такой структурный параметр как жёсткость цен. Полученные результаты, указывают на большую гибкость цен в России по сравнению с другими странами. В России фирмы сохраняют цены неизменными в среднем в течение 1 квартала, тогда как в странах Европы – в течение 3-4 кварталов. Также было показано, что примерно 40% российских фирм при пересмотре своей ценовой политики руководствуются тем, как изменялись цен в прошлом, в то время как 60% принимают во внимание всю доступную им информацию.

Однако впоследствии мы были вынуждены признать, что данная спецификация не является устойчивой. Коэффициент при показателе предельных издержек изменил знак при включении в модель переменной валютного курса.

При включении изменения курса рубля к доллару США (возможная модификация кривой Филлипса для открытой экономики) хорошие результаты показала гибридная кривая с разрывом выпуска. Все коэффициенты оказались статистически значимыми с правильными знаками. Так коэффициент при темпе инфляции в предыдущий момент времени оказался равным 0,32, что является вполне правдоподобной оценкой. Коэффициент при вперёдсмотрящих ожиданиях равен 0,5. Изменение темпа роста курса рубля к доллару на 1 п. п. (ослабление) приводит к росту ИПЦ на 0,05 п. п. (это несколько ниже, чем получаемые другими исследователями оценки эффекта переноса валютного курса в цены). Рост разрыва выпуска на 1 п. п. влечёт повышение темпа инфляции на 0,016 п. п.

Оценка этой версии кривой Филлипса на подынтервалах (до кризиса 2008-2009 гг. и после кризиса) указывает на её нестабильность во времени. На первой подвыборке значимость и знаки всех коэффициентов сохраняются. На второй – не значимым становится коэффициент при разрыве выпуска. Однако нестабильность оценок может являться следствием недостаточного количества наблюдений для оценки кривой Филлипса на подынтервалах.

Несколько лучше получается оценка гибридной кривой Филлипса с разрывом выпуска, валютным курсом и денежной массой. Коэффициенты ранее фигурировавших показателей получаются приблизительно такими же. Однако дополнительный вклад в темпы инфляции оказывает рост денежной массы с лагом в 1 квартал. Впрочем, величина лага выбрана исходя из формальных статистических критериев, хотя ранее проведённый анализ и результаты работ других авторов указывают на более длинный лаг.

Таким образом, вопреки нашим ожиданиям, оказалось, что разрыв выпуска, оцененный с помощью фильтра Ходрика-Прескотта, может применяться для построения кривой Филлипса в России и сопровождаться получением приемлемых результатов. В то время, как два прочих показателя – уровень безработицы и рассмотренные показатели удельных издержек труда, не отражают избыточного совокупного спроса в России. Первое можно объяснить тем, что уровень безработицы в настоящее время подвержен влиянию демографического фактора

(старение населения) и достаточно жёсток в связи с существованием специфических методов подстройки рынка труда к изменению уровня экономической активности (неполная занятость, отпуска). Наш результат отличается от результата работы Гафаров, что объясняется, на наш взгляд, не включением в уравнение кривой Филлипса цен на нефть. Однако, как говорилось выше, включение темпа роста цен на нефть должно приводить к проблеме мультиколлинеарности независимых переменных. Также динамика цен на нефть должна влиять как на валютный курс, так и на уровень безработицы, уже учтённые в модели.

## **5 Заключение**

В заключении еще раз обозначим основные результаты и выводы, полученные в работе.

Многообразие факторов, способных оказать влияние на темпы роста потребительских цен, порождает проблему отбора ключевых факторов и выбора метода эмпирического моделирования, обзору которых посвящён второй раздел работы.

Были проанализированы и рассмотрены на конкретных примерах два подхода к моделированию инфляционных процессов за рубежом: построение различных модификаций кривой Филлипса и моделирование инфляции на базе подхода издержек.

Значительная часть зарубежной экономической литературы посвящена объяснению инфляционных процессов с помощью кривой Филлипса. Несмотря на отдельные неудачи в применении этого метода, он продолжает широко применяться в США ([28], [29], [5]) и странах Европы ([34], [37], [36], [42], [43]). Во втором разделе выделены проблемы, связанные с применением этого метода. Многообразие спецификаций ведёт к необходимости подбора одной, наилучшим образом подходящей для данной страны на рассматриваемом временном промежутке. Включение в модель ненаблюдаемых переменных (разрыв выпуска и безработицы, вперёдсмотрящие инфляционные ожидания) сопровождается необходимостью поиска способа их корректной оценки. Инфляционные ожидания приходится оценивать либо искусственным образом (предполагая полную рациональность экономических агентов и используя инструментальные переменные для оценки соответствующих коэффициентов), либо используя данные опросов населения,

которые в некоторых странах имеют сравнительно короткую историю. Все эти проблемы затрудняют использование этого метода в странах с переходной экономикой (из-за относительно коротких рядов данных и происходящих структурных изменений), к которым можно отнести и Россию.

Реализация подхода издержек состоит в одновременном моделировании долгосрочной и краткосрочной динамики общего уровня цен. Предполагается, что в долгосрочном периоде цены определяются издержками производства, валютным курсом и налогами. В качестве показателя издержек, как правило, используется индикатор удельных затрат на труд. Поиск коинтеграционного соотношения между указанными показателями позволяет задать долгосрочный тренд общего уровня цен. Для оценки изменений в темпе инфляции в краткосрочном периоде строится модель коррекции ошибок, в которую наряду с уже указанными факторами включаются другие, например, разрыв выпуска.

Для моделирования инфляционных процессов в России экономистами применялись оба рассмотренных выше подхода и модели, основанные на построении спроса на деньги: денежные модели ([50], [53]), подход издержек и похожие на него методы ([50], [51], [55]), кривая Филлипса ([56], [57], [58]).

Денежные модели позволяют преимущественно оценить долгосрочный тренд в поведении общего уровня цен. Полученные результаты указывают на низкую скорость приспособления цен к нему в случае возникновения внешнего шока [53]. Кроме того, опыт применения таких моделей за рубежом указывает на определённые проблемы и необходимость проведения дополнительного анализа, чтобы объяснить фактическую динамику цен ([24], [23]). Таким образом, мы считаем, что применение этого метода в данной работе нецелесообразно, так как он не позволяет выделить причины текущей инфляции.

Подход издержек в канонической форме реализован только в одной работе [50]. В остальных работах [51], [55] строятся только краткосрочные модели. Так как данный подход позволяет оценить вклад различных факторов инфляции, в том числе, в него укладываются выявленные потенциальные причины инфляции в России, мы попытались далее его применить для моделирования инфляции в России на современном этапе (раздел 3).

Известные нам оценки кривой Филлипса на российских данных сделаны для различных ценовых показателей и показателей экономической активности. Таким

образом, интерес представляет оценка различных спецификаций кривой Филлипса в рамках одной работы, что обеспечит возможность проведения сравнения моделей и выбора наилучшей (раздел 4).

В следующем разделе представлены результаты применения подхода издержек для моделирования инфляционных процессов в России. В качестве показателей издержек нами были выбраны различные меры удельных затрат труда (в связи с многообразием способов их расчёта), цены производителей сельскохозяйственной продукции, цены на услуги жилищно-коммунального хозяйства, курс рубля к доллару. Однако нам не удалось обнаружить коинтеграционную связь между обозначенными показателями и индексом потребительских цен. Единственным исключением стала модель с ИПЦ и индексом цен производителей сельскохозяйственной продукции. Но так как она обладает достаточно низкой объясняющей способностью, этот результат был признан неудовлетворительным. Причина нашей неудачи может крыться в неверной идентификации возможных факторов инфляции или некорректном подборе показателей. Однако выбор факторов был сделан на основании выводов множества эмпирических работ. Более вероятным нам кажется, что небольшая длина временных рядов и структурные изменения в экономике России не позволяют в настоящее время построить адекватную долгосрочную модель.

Идея подхода издержек была применена для построения модели инфляции в России в краткосрочном периоде с помощью методов анализа стационарных временных рядов.

Нами показано, что статистически значимый вклад в изменение темпов инфляции оказывают такие факторы, как изменение курса рубля к доллару США, цены производителей сельскохозяйственной продукции, цены на жилищно-коммунальные услуги, денежная масса и адаптивные инфляционные ожидания. Кроме того, в 3-м квартале действует сезонный фактор, снижающий инфляцию. Возможно, это связано с традиционным замедлением экономической активности в 3-м квартале в связи с сезоном отпусков. Построенная нами итоговая модель инфляции позволяет объяснить почти 84% изменений в индексе потребительских цен.

По нашим оценкам, увеличение темпа роста курса рубля к доллару США (ослабление рубля) приводит к росту ИПЦ на 0,09 п.п. Это согласуется с оценками

других российских исследователей. Например, эксперты Центра развития [65] оценили эластичность ИПЦ по курсу рубля в диапазоне от 0,09 до 0,12.

Увеличение темпа роста цен на жилищно-коммунальные услуги ведёт к росту ИПЦ на 0,12 п.п., что соответствует расчётам экспертов Центра развития [62], «совокупное влияние тарифов [ЖКХ] на рост ИПЦ можно оценить в 0,15-0,19% на каждый 1 п.п. увеличения тарифов». Наши оценки чуть меньше, что может быть связано с изменением способа индексации тарифов естественных монополий с 2012 года.

Увеличение темпа роста цен производителей сельскохозяйственной продукции на 1 п.п. влечёт рост ИПЦ на 0,1 п.п. Таким образом, изменение цен на сырье для продовольственных товаров является важным фактором инфляции. В работе [55] оценивалось воздействие роста цен на сельскохозяйственную продукцию за рубежом на ИПЦ в России. Эластичность составила 0,03. Однако внутренние шоки на сельскохозяйственных рынках также могут оказывать влияние на цены на продовольственные товары в России, поэтому эластичность ИПЦ по индикатору, который интегрирует в себя влияние как событий внутрироссийских, так и зарубежных, должна быть выше.

Рост денежной массы оказывает влияние на цены отложено. Увеличение темпа роста денежного агрегата М2 на 1 п.п. ведёт к росту ИПЦ на 0,4 п.п. через четыре квартала. Длина лага подтверждается как результатами предварительного анализа данных, так и выводами других работ [55].

Подтвердилось, что инфляция в России является достаточно инерционным процессом. Увеличение инфляции на 1 п.п. в текущем квартале ведет к росту инфляции в следующем квартале на 0,28 п.п. Это означает, что разовый всплеск инфляции, обусловленный внешним шоком, будет ощущаться в экономике в течение некоторого времени.

В разделе 4 представлены результаты оценки различных модификаций кривой Филлипса на российских данных с 1-го квартала 1999 года по 2-й квартал 2015 года.

При построении традиционной кривой Филлипса с адаптивными инфляционными ожиданиями было получено, что наилучшие результаты характерны для модели с разрывом выпуска и валютным курсом в качестве объясняющих переменных. Однако при этом были получены не очень адекватные

оценки коэффициентов при лаге инфляции и валютном курсе. R-квадрат составил всего 50%.

Спецификации традиционной кривой Филлипса с уровнем безработицы и удельными затратами труда оказались неудовлетворительными. Знаки коэффициентов при соответствующих переменных имели противоречащий теории знак или коэффициенты были статистически не значимы.

Удалось оценить гибридную кривую Филлипса с показателем удельных издержек труда, в которой все коэффициенты были статистически значимы и имели ожидаемые знаки. Эта спецификация представляла для нас интерес, так как именно для неё имеются теоретические выкладки, позволяющие оценить для российской экономики такой структурный параметр как жёсткость цен. Оказалось, что для России характерна большая гибкость цен по сравнению с другими странами. В России фирмы сохраняют цены неизменными в среднем в течение 1 квартала, тогда как в странах Европы – в течение 3-4 кварталов. Также было показано, что примерно 40% российских фирм при пересмотре своей ценовой политики руководствуются тем, как изменялись цен в прошлом, в то время как 60% принимают во внимание всю доступную им информацию.

Однако впоследствии мы были вынуждены признать, что данная спецификация не является устойчивой к включению в модель других существенных показателей.

Наилучшей нами признана оценка кривой Филлипса с разрывом выпуска, валютным курсом и темпом роста денежной массы. Все коэффициенты оказались статистически значимыми с ожидаемыми знаками. Так коэффициент при темпе инфляции в предыдущий момент времени оказался равным 0,30, что является вполне правдоподобной оценкой и согласуется с полученным ранее результатом. Коэффициент при вперёдсмотрящих ожиданиях равен 0,43. Изменение темпа роста курса рубля к доллару на 1 п. п. (ослабление) приводит к росту ИПЦ на 0,06 п. п. (это несколько ниже, чем получаемые другими исследователями оценки эффекта переноса валютного курса в цены). Рост разрыва выпуска на 1 п. п. влечёт повышение темпа инфляции на 0,017 п. п. Увеличение денежной массы на 1 п. п. приводит к росту ИПЦ на 0,075 п. п. с лагом в 1 квартал. Заметим, что в данном случае лаг денежной массы выглядит несколько неправдоподобным, однако это технически наилучший из доступных вариантов оценок (оценивать модель с

большим количеством лагов затруднительно в связи с несоответствием длины временных рядов, количеством инструментов и оцениваемых коэффициентов).

Таким образом, для описания инфляционных процессов в России можно использовать отдельные спецификации кривой Филлипса. Обязательной, на наш взгляд, переменной и в этой модели является валютный курс рубля, который в данном случае выступает в роли индикатора шоков совокупного спроса (по модели Гордона [29], [38]). Вопреки нашим ожиданиям, оказалось, что разрыв выпуска, оцененный с помощью фильтра Ходрика-Прескотта, может применяться для построения кривой Филлипса в России и сопровождаться получением приемлемых результатов. В то время, как два прочих показателя – уровень безработицы и рассмотренные показатели удельных издержек труда, не отражают избыточного совокупного спроса в России. Первый из-за особенностей механизмов приспособления на российском рынке труда и демографических факторов [66]. Второй показатель – удельные затраты на труд – в конечном итоге, не подошёл, и проблемы, связанные с его использованием, соответствуют обозначенным в критикующих такую спецификацию работах [35], [47], [48].

Выявленные факторы инфляции позволяют нам сформулировать рекомендации в отношении государственной экономической политики. Во-первых, требуется координация усилий органов власти по борьбе с инфляцией, так как рост потребительских цен в России, в том числе, обусловлен ростом тарифов на жилищно-коммунальные услуги и ростом издержек производителей сельскохозяйственной продукции. Для снижения действия выявленных факторов требуется экономическая политика, направленная на расширение конкуренции, повышение эффективности производства в отдельных отраслях (особенно ЖКХ), снижение транспортных затрат, повышение транспортной доступности отдельных регионов РФ, структурную перестройку с целью снижения зависимости экономики России от колебаний курса нефти. Во-вторых, одним из способов повышения контроля над инфляцией может выступать увеличение способности Банка России по воздействию на формирование инфляционных ожиданий населения. В этой связи ЦБ РФ нужно особенное внимание уделить вопросам зарабатывания доверия экономических агентов. В первую очередь, необходимо повысить качество коммуникаций и степень соответствия заявленных целей факту.

Результаты эмпирических исследований указывают на то, что проводимая ЦБ РФ политика, которая включает в себя такие элементы как инфляционное таргетирование, низкое целевое значение инфляции, возможность сглаживания колебаний валютных курсов, не обусловленных действием фундаментальных факторов, согласуется с факторами, которые позволяют снизить степень зависимости инфляции от выявленных причин. Таким образом, наша рекомендация в данном случае заключается в том, чтобы ЦБ РФ сохранил выбранный политический курс.

## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

- 1 Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2015 год и период 2016 и 2017 годов. Центральный банк Российской Федерации, 2014
- 2 Stock J. H., Watson M. W. (2015) Core Inflation and Trend Inflation // NBER Working Paper No. 21282, June 2015
- 3 Crone T. M., Khettry N. N. K., Mester L. J., Novak J. A. (2013) Core Measures of Inflation as Predictors of Total Inflation // Journal of Money, Credit and Banking, Volume 45, Issue 2-3, pages 505–519, March-April 2013
- 4 Webb R. H., Rowe T. S. (1995) An Index of Leading Indicators for Inflation // Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 81/2 Spring 1995
- 5 Stock J. H., Watson M. W. (2008) Phillips Curve Inflation Forecasts // NBER Working Paper No. 14322
- 6 Stock J. H., Watson M. W. (2010) Modeling Inflation After the Crisis // NBER Working Paper No. 16488, October 2010
- 7 Bowdler, Jansen (2004) A Markup Model Of Inflation For The Euro Area// ECB Working Paper Series No. 306, February 2004
- 8 Norman D., Richards A. (2010) Modelling Inflation in Australia // Economic Analysis Department Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, 2010-03, June 2010
- 9 Nyborg M. H., Naug B., Stensland N. (2013) Factors driving consumer price inflation // Norges Bank Staff Memo, No. 6, 2013
- 10 Budnik K., Greszta M., Hulej M., Krzesicki O., Lewińska R., Murawski K., Rot M., Rybaczyk B. (2009) An Update of the Macroeconometric Model of the Polish economy NECMOD //National Bank Of Poland Working Paper No . 64, 2009
- 11 Gervais O. and Gosselin M.-A. (2014) Analyzing and Forecasting the Canadian Economy through the LENS Model // Bank of Canada Technical Report No. 102
- 12 Vizek M., Broz T. (2009) Modeling Inflation in Croatia // Emerging Markets Finance and Trade, Volume 45, Issue 6, 2009
- 13 Benati, L. (2009) Long Run Evidence On Money Growth And Inflation // European Central Bank Working Paper no. 1027., March 2009

- 14 Hoeller P., Poret P. (1991) Is P-Star Model a Good Indicator of Inflationary Pressure in OECD Countries? // OECD Economic Studies №17, Autumn, 1991
- 15 Todter K.-H. (2002) Monetary Indicators and Policy rules in P-Star Model // Economic Research Center of Deutsche Bundesbank Discussion Paper 18-02, June 2002
- 16 Bruggeman A., Camba-Méndez G., Fischer B., Sousa J. (2005) Structural Filters For Monetary Analysis The Inflationary Movements Of Money In The Euro Area // Working Paper Series No. 470, April 2005
- 17 Roffia B., Zaghini A. (2007) Excess Money Growth And Inflation Dynamics // Working Paper Series No 749 , May 2007
- 18 Kaufmann S., Kugler P. (2008) Does Money Matter for Inflation in The Euro Area? // Contemporary Economic Policy, Volume 26, Issue 4, October 2008, pp. 590–606
- 19 Amisano G., Pagan G. (2010) Money Growth And Inflation: A Regime Switching Approach // Working Paper Series No 1207, June 2010
- 20 Bernanke, B. (2006) Monetary aggregates and monetary policy at the Federal Reserve: A historical perspective // Remarks at the fourth ECB central banking conference, Frankfurt, Germany, November 10, 2006. Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C.
- 21 Binner J.M. , Tino P., Tepper J., Anderson R., Jones B., Kendall G. (2010) Does Money Matter in Inflation Forecasting? // Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2009-030B, Revised May 2010
- 22 Papademos L.D., Stark J. (2010) Enhancing Monetary analysis // European central Bank, 2010
- 23 Bardsen G., Eitrheim O., Jansen E.S., Nymoer R. (2005) The Econometrics of Macroeconomic Modelling. Oxford University Press. 2005
- 24 The monetary policy of the ECB / European Central Bank, 2011
- 25 Ball L., Mazumder S. (2011) Inflation Dynamics and the Great Recession // Brookings Papers on Economic Activity 42(1), 2011, pp. 337-405.
- 26 Bernanke, Ben, 2010. “The Economic Outlook and Monetary Policy,” speech delivered at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, August 27, 2010.
- 27 Daly, M., Hobijn B., Lucking B. (2012) Why Has Wage Growth Stayed Strong? // FRBSF Economic Letter 2012-10, April 2, 2012.

- 28 Coibion, O. and Gorodnichenko, Y. (2015) Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation // *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7(1): 197-232.
- 29 Gordon R.J. (2013) The Phillips Curve Is Alive And Well: Inflation And The NAIRU During The Slow Recovery // NBER Working Paper, 19390
- 30 Benkovskis K., Kulikov D., Paula D., Ruud L. (2009) Inflation In The Baltic Countries // *Kroon & Economy* 1/2 2009
- 31 Galí, J., Gertler M. (1999) Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis // *Journal of Monetary Economics*, 44, 1999, pp. 195-222.
- 32 Sbordone A. M. (2002) Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness // *Journal of Monetary Economics* 49 (2002), pp. 265–292
- 33 Ramos-Francia M., Garcia A. (2006) «Inflation dynamic in Mexico: A Characterization using the New Phillips Curve» // Banco de Mexico Working Papers, December 2006
- 34 Oinonen S., Paloviita M., and Vilmi L. (2013) How have inflation dynamics changed over time? Evidence from the euro area and USA // Bank of Finland Research Discussion Papers, 6, 2013
- 35 Rudd J., Whelan K. (2007) Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research // *Journal of Money, Credit and Banking*, February 2007, №39, pp.155-170
- 36 Stevens A. (2013) What inflation developments reveal about the Phillips curve: implications for monetary policy // *Economic Review of National Bank of Belgium*, of December 2013
- 37 Benkovskis K., Caivano M., D’Agostino A., Dieppe A., Hurtado S., Karlsson T., Ortega E. and Várnai T. (2011) Assessing The Sensitivity Of Inflation To Economic Activity // Working Paper Series No 1357, June 2011
- 38 Gordon R.J. (1982) Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment // *Workers, Jobs and Inflation* / M. N. Baily (ed.). Washington, D.C.: The Brookings Institution, (1982). P. 89–158.
- 39 Rotemberg J., Woodford M. (1997) Interest Rate Rules in a Estimated Sticky Price Model // Princeton University. 1997. Nov.
- 40 Sophocles N. B. and Magginas N. S. (2008) Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve // *International Journal of Central Banking*, June 2008

- 41 Galí, J., Gertler M. and Lopez-Salido D. (2001) European Inflation Dynamics // *European Economic Review*. 2001. Vol. 45. P. 1237 – 1270
- 42 Dieppe, A., González Pandiella, A., Willman, A. (2011) The ECB's New Multi-Country Model for the euro area: NMCM - simulated with rational expectations // Working Paper Series 1315, European Central Bank.
- 43 Tatiorská S. (2010) Do Unit Labor Cost Drive Inflation In The Euro Area? // National Bank of Slovakia Working paper 2/2010
- 44 Galí, J., Gertler, M., López-Salido, J.D. (2005) Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve // *Journal of Monetary Economics* 52, pp. 1107-1118
- 45 Kurmann, A. (2005) Quantifying the Uncertainty about the Fit of a New Keynesian Pricing Model // *Journal of Monetary Economics* 52, pp. 1119-1134
- 46 Paloviita M. (2005) Comparing alternative Phillips curve specifications: European results with survey-based expectations // *Bank of Finland Research Discussion Papers* 2, 2005
- 47 Dennis R. (2007) Fixing the New Keynesian Phillips Curve // *FRBSF Economic Letter* Number 2007-35, November 30, 2007
- 48 King R. G., Watson M. W. (2012) Inflation and Unit Labor Cost // *Journal of Money, Credit and Banking*, Volume 44, Issue Supplement s2, pages 111–149, December 2012
- 49 Bils, M., and P. Klenow (2004) Some Evidence on the Importance of Sticky Prices // *Journal of Political Economy* 112(5) pp. 947–985.
- 50 Кудрин А. (2007) Инфляция: российские и мировые тенденции // *Вопросы экономики*, №10, 2007
- 51 Иванова Н.С., Юдаева К.В. (2008) Инфляция // *Экономическая политика*, №3, 2008, с. 144 – 157
- 52 Баранов А.О. Сомова И.А. (2009) Анализ факторов инфляции в России в годы экономических реформ // *Проблемы прогнозирования*, №1 2009, стр. 111-124
- 53 Моделирование спроса на деньги в российской экономике в 1999–2008 гг./ С. Дробышевский [и др.]; под ред. С. Г. Синельникова-Мурылева. – М.: ИЭПП, 2010. – 144 с. (Научные труды / Ин-т экономики переходного периода; № 136Р). – ISBN 978-5-93255-287-2.

54 Ponomarenko A., Vasilieva E., Schobert F. Feedback to the ECB's Monetary analysis. The Bank of Russia Experience with Some Key Tools (2012) // ECB Working Paper Series № 1471, September 2012

55 Цепляева Ю., Каменских М., Сони́на Ю. (2014) Россия: обуздать инфляцию издержек // Обзор Центра макроэкономических исследований Сбербанка России, 10 июля 2014 г.  
<http://www.sberbank.ru/ru/about/analytics/macroeconomics/article?newsID=200003196-1-1&blockID=11004089&regionID=77&lang=ru&type=NEWS>

56 Гафаров Б. Н. (2011) Кривая Филлипса и становление рынка труда в России // Экономический журнал ВШЭ, №2, 2011, с. 155-176

57 Пономарева Е.А. (2012) Об источниках инфляционной инерции в России. WP2/2012/02. –М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2012.

58 Соколова А.В. (2014) Инфляционные ожидания и кривая Филлипса: оценка на российских данных // Деньги и кредит, № 11, ноябрь, 2014, с. 61-67

59 Пономарев Ю., Трунин П., Улюкаев А. Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России // Вопросы экономики №3, 2014

60 Катаринова М. (2010) Связь между обменным курсом и инфляцией в России // Вопросы экономики. 2010. № 1. С. 44-62

61 Дмитриева О., Ушаков Д. (2011) Инфляция спроса и инфляция издержек: причины формирования и формы распространения // Вопросы экономики, № 3, 2011 г

62 Давыдова Е. (2011) Три причины ускорения инфляции в России // Forbes, 15 марта 2011 г.

63 Новый курс // Центр развития, №20, 29 мая – 4 июня 2010 г. (раздел М. Петроневича «О влиянии роста тарифов на инфляцию»)

64 Доклад о денежно-кредитной политике № 01 (9), Банк России, март 2015

65 Комментарии о государстве и бизнесе // Центр развития, №63, 25 января – 7 февраля 2014 г (раздел Н. Кондрашова, «Инфляция как функция от курса»).

66 Капелюшников Р., Ощепков А. (2014) Российский рынок труда: парадоксы посткризисного развития // Вопросы экономики, №7, 2014