

Кривая Филлипса и становление рынка труда в России¹

Гафаров Б.Н.

В работе сделана попытка проверить гипотезу о возникновении отрицательной связи между инфляцией и безработицей в России в период 2000–2010 гг. Анализ шести различных показателей инфляции позволяет говорить о появлении отрицательной зависимости между инфляцией и безработицей для всех индексов начиная со второй половины 2000-х годов. Получены оценки естественного уровня безработицы для России и оценки влияния отклонения безработицы от этого уровня на цены и заработную плату. Результаты, рассчитанные по различным мерам инфляции, согласуются как между собой, так и с результатами других исследований. Обнаруженная связь безработицы и цен может говорить о качественном изменении российского рынка труда и о его постепенном переходе к западной модели.

Ключевые слова: кривая Филлипса; модель Гордона; NAIRU; рынок труда.

1. Введение

С момента своего обнаружения (см. [20]) отрицательная взаимосвязь между темпом роста зарплаты и безработицей – так называемая кривая Филлипса – играла важную роль в макроэкономическом моделировании. Существование такой связи означает, что номинальные показатели, такие как цены, связаны, по крайней мере в краткосрочной перспективе, с реальными, например, ВВП или безработицей. Понимание взаимосвязи между ценами и показателями деловой активности крайне необходимо для выработки взвешенной монетарной политики, управления динамикой цен и стабилизации ВВП. В настоящее время существуют несколько теорий, объясняющих на микроэкономическом уровне кривую Филлипса. Некоторые из них используются при создании моделей общего равновесия в экономике для целей анализа политики, другие же варианты с успехом применяются для прогнозирования инфляции [24].

¹ Работа выполнена в рамках программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2009–2010 гг. Автор выражает признательность Р.М. Энтову, В.А. Бессонову, К.А. Стырину, О.А. Замулину, В.Е. Гимпельсону, Г.Г. Канторовичу, Р.Н. Капелюшникову и С.Ю. Рощину за плодотворные обсуждения и полезные замечания.

Гафаров Б.Н. – стажер-исследователь Лаборатории исследования проблем инфляции и экономического роста НИУ ВШЭ. E-mail: gafarovb@gmail.com

Статья поступила в Редакцию в мае 2011 г.

Микроэкономические обоснования кривой Филлипса в современной литературе [13] обычно связывают это явление с наличием так называемых «жесткостей» или «трений» в процессе ценообразования на рынках труда или товаров. Эти жесткости не позволяют продавцам держать в каждый момент времени цены на оптимальном уровне. Невозможность корректировки, в свою очередь, приводит к тому, что производители в ответ на изменения внешних условий подстраивают уровень своего предложения товаров или услуг вместо изменения цены на эти блага, что и приводит к появлению отрицательной связи между реальными и номинальными переменными.

Отрицательная статистическая связь уровня безработицы с темпом роста цен, будучи изначально обнаруженной на данных по Великобритании [20], впоследствии была выявлена и в других западных странах. Однако до последнего времени не было опубликовано эмпирических исследований по России, в которых была бы видна эта зависимость. Возможно, явление не удалось обнаружить из-за сильных шоков предложения в конце 1990-х годов, сопровождающихся высокими темпами инфляции. Возможно также, что это было связано с отсутствием ценовых жесткостей в российской экономике конца 1990-х. В пользу второго объяснения говорит работа [5] о специфике российской модели рынка труда. Согласно этой модели, подстройка рынка к новому равновесию в ответ на внешние изменения происходит не столько за счет сокращения работников, сколько за счет уменьшения реальной заработной платы, что нетипично для развитых рыночных экономик.

По ходу экономических преобразований и улучшения экономической ситуации рынок труда в России постепенно изменялся. В работе [6] высказывается гипотеза о переходе российского рынка труда к так называемой западной модели, характеризующейся стабильной реальной заработной платой и безработицей, чувствительной к спадам в экономике. Автор не дает однозначного ответа на вопрос, изменилась ли структура российского рынка труда, он лишь приводит доводы в пользу двух возможных альтернатив, оставляя ответ для будущих эмпирических исследований. Изменение структуры рынка должно привести к появлению ценовых жесткостей на рынке труда, которые и обуславливают кривую Филлипса. Обнаружение отрицательной связи между темпом роста заработной платы и безработицей должно свидетельствовать в пользу этой гипотезы.

Целью настоящей работы является проверка гипотезы о возникновении отрицательной связи между инфляцией и уровнем безработицы в России на этапе после завершения трансформационного спада. Обнаружение такой связи может помочь при создании структурной модели инфляции в российской экономике и при разработке методики прогнозирования инфляции с помощью переменных деловой активности.

В работе исследовалась модификация кривой Филлипса под названием «*triangle model*», предложенная Гордоном [16] и с успехом использовавшаяся впоследствии, например, в работе [24]. Была выбрана спецификация с адаптивными ожиданиями, которая затем оценивалась нелинейным методом наименьших квадратов на шести различных временных рядах инфляции: индекс потребительских цен (ИПЦ), базовый ИПЦ, индекс цен производителей промышленной продукции (ИЦП), индекс цен производителей обрабатывающей промышленности (ИЦП-D), дефлятор ВВП и удельные издержки на труд. В качестве показателя безработицы был выбран показатель, рассчитанный по методологии МОТ. Все использованные данные – квартальные. Исследование охватывало период с 1999 по 2010 гг.

Главным полученным в работе результатом является обнаружение значимой отрицательной зависимости между инфляцией и уровнем безработицы для пяти из

шести использованных показателей: ИЦП, дефлятор ВВП, ИПЦ, БИПЦ и удельных издержек на труд. Коэффициент, отражающий зависимость ИПЦ-D и безработицы, также оказался отрицательным, хотя и статистически незначимым. Было также обнаружено, что связь между инфляцией и безработицей оказалась не постоянной во времени, т.е. наблюдается структурный сдвиг в коэффициентах. При помощи теста Квандта – Эндрюса были получены оценки даты этого структурного перехода. Он произошёл в интервале 2003–2007 гг.

В работе получены оценки уровня безработицы, не ускоряющего инфляцию (NAIRU) для России, согласующиеся с результатами других исследователей [3], и оценки влияния безработицы на инфляцию. Структурный сдвиг в коэффициентах, по-видимому, связан с изменением естественного уровня безработицы в течение последних десяти лет.

Взгляд на данные по инфляции и безработице в России с точки зрения обнаруженной кривой Филлипса позволяет говорить о перегреве экономики в конце 2007 г. – начале 2008 г. Соображения о перегреве экономики согласуются с результатами исследований МВФ [7].

Работа состоит из пяти разделов. Во втором разделе обсуждается обзор литературы и выбор теоретической модели. В третьем описывается используемая эконометрическая модель и данные. В четвертом разделе приводятся результаты вычислений и их интерпретация. В заключении подводятся итоги проделанной работы.

2. Обзор литературы

2.1. История открытия кривой Филлипса, ее теоретические обоснования и современное состояние исследований

Как было упомянуто во введении, кривая Филлипса является важным составным блоком большинства макроэкономических моделей. В настоящий момент разработано множество теорий для микроэкономического обоснования этой статистической зависимости. В качестве хороших обзорных статей по данной тематике стоит отметить работы Фишера [13] и Фелпса [19]. По большей части материал раздела основан на этих двух статьях.

Кривая Филлипса была впервые обнаружена полвека назад. Элбан Уильям Филлипс в 1957 г. выявил отрицательную корреляцию между уровнем безработицы и темпами роста заработной платы на годовых данных по Великобритании за период 1861–1957 гг. [20]. Это явление привлекло внимание многих исследователей. Аналогичные взаимосвязи были обнаружены и в других странах.

На тот момент у найденной статистической зависимости не было твердой микроэкономической основы. Экономисты осознавали, что в модели общего равновесия в равновесном состоянии средний уровень цен во всей экономике должен определяться денежной массой. Однако динамика цен вне равновесия не была на тот момент хорошо исследована. Поэтому первые теории, объясняющие кривую Филлипса, носили феноменологический характер. Так, сам Филлипс просто постулировал, что цены изменяются тем быстрее, чем дальше экономика от равновесия. Это означает, например, что избыточное предложение товаров, с одной стороны, приведет к росту безработицы и, с другой стороны, к падению заработных плат. В условиях недостаточного предложения ситуация будет противоположной.

Такая феноменологическая трактовка не была удовлетворительной, поскольку не могла объяснить, в частности, почему цены и заработные платы не подстраиваются скачком в ответ на шоки агрегированного спроса или предложения. Это непонимание в дальнейшем привело к некоторым недоразумениям. В 1960–1970 гг. устойчивость статистической зависимости безработицы и инфляции, полученной из данных, вселила уверенность в разработчиков экономической политики, что, ускоряя инфляцию, можно стимулировать занятость и экономическую активность продолжительное время. В результате мягкой стимулирующей монетарной политики 1970-е годы вошли в историю западных стран как годы высокой инфляции. Однако долгосрочного эффекта снижения безработицы получить не удалось. Безработица вернулась на более высокий уровень, несмотря на большие темпы роста цен. В результате в этот период данные по инфляции и безработице перестали подчиняться прежней зависимости. Казалось, что кривая Филлипса перестала существовать. Однако вскоре после переосмысления это парадокс получил свое объяснение, и под кривой Филлипса стали понимать более сложную конструкцию.

В конце 1960-х годов Милтон Фридман и Эдмунд Фелпс практически одновременно высказали гипотезу о том, что в долгосрочной перспективе нет стабильной взаимосвязи между безработицей и инфляцией. Они заметили, что в долгосрочной перспективе агенты должны подстраивать свои контракты в соответствии с инфляционными ожиданиями, и рост цен не должен влиять на уровень безработицы. Эта гипотеза позволила объяснить наблюдаемую нестабильность кривой Филлипса. Таким образом, оказалось, что инфляция не описывается простой функцией от уровня безработицы – в модели следует учитывать инфляционные ожидания.

На данный момент существует несколько микроэкономических моделей, объясняющих кривую Филлипса. Общими для всех уравнений, получающихся в рамках различных микромоделей, являются следующие элементы.

Во-первых, уравнение для кривой Филлипса содержит в левой части номинальную переменную, отражающую рост цен, а в правой части стоят реальные переменные, отражающие экономическую активность. В качестве номинальной переменной обычно используют либо индекс цен, либо среднюю заработную плату, в качестве реальных переменных – уровень безработицы [16], уровень реальных издержек на единицу труда [14], либо агрегированный показатель деловой активности, полученный на основе факторного анализа [22].

Во-вторых, правая часть уравнения всегда содержит инфляционные ожидания агентов. Однако модели различаются по механизму и моменту формирования ожиданий. Так, некоторые модели предполагают адаптивность ожиданий [16], другие [11, 18] – полную рациональность, третьи предполагают, что часть агентов рациональна, а часть иррациональна [14]. Для моделей с рациональными ожиданиями моменты, в которые формируются инфляционные ожидания, и моменты, когда ожидания должны будут реализоваться, могут различаться.

В-третьих, во всех моделях кривая Филлипса возникает в результате так называемых номинальных жесткостей, т.е. причин, не позволяющих изменить цены до оптимального уровня. Обычно предполагают две причины жесткости – издержки меню (в том числе контрактные издержки) и информационные издержки. Первый тип соответствует школе «новых кейнсианцев» [11, 14], а второй тип соответствует «новым классикам» [18].

Упомянутые различия в предположениях о природе жесткости и природе инфляционных ожиданий приводят к разным прогнозам динамики цен. Выбор модели

обычно производится в соответствии с целями, которые ставит перед собой исследователь. Модели с рациональными ожиданиями в силу их устойчивости к критике Лукаса, как правило, используют для теоретического обоснования оптимальности монетарной политики [12]. Модели с адаптивными ожиданиями, в свою очередь, с успехом применяются для прогнозирования [24], поскольку данные скорее говорят в пользу адаптивных ожиданий.

2.2. Исследования по кривой Филлипса в России

Насколько нам известно, на данный момент не было опубликовано работ, посвященных России, в которых бы была обнаружена отрицательная корреляция между инфляцией и безработицей в 2000-е годы. Однако стоит отметить, что были сделаны определенные попытки ее обнаружить.

В 1990-е годы после распада СССР и либерализации цен Россия вошла в продолжительный кризис, сопровождающийся высокими темпами инфляции и безработицей. Из-за огромных дисбалансов в экономике в начале переходного периода скачок цен был особенно сильный, а занятость, в свою очередь, еще не успела среагировать на этот шок. Однако впоследствии по мере развития кризиса рост цен постепенно замедлялся, а безработица начинала расти. В результате можно было наблюдать отрицательную корреляцию между этими двумя показателями. Это явление было отмечено некоторыми исследователями, например, Сергушкиной [9], в работе которой стоит отметить два интересных момента.

Во-первых, наблюдаемая до 1996 г. корреляция, по-видимому, имеет природу, отличную от природы кривой Филлипса в западных экономиках, поскольку в них корреляция наблюдалась при гораздо меньших темпах инфляции. В отличие от типичных деловых циклов в развитых рыночных экономиках инфляция в российской экономике начала 1990-х годов была настолько интенсивной, что высокие темпы роста цен привели к «долларизации» экономики и переходу на бартер. Эти процессы должны были препятствовать стимулирующему влиянию инфляции в национальной валюте на безработицу через механизм кривой Филлипса. В этой связи кажется маловероятным, что процессы, происходящие в то время в России, имели природу, аналогичную природе ценовых жесткостей в стабильных западных странах.

Во-вторых, в работе [9] было отмечено, что в 2000-е годы отрицательная корреляция между инфляцией и безработицей уже не наблюдалась. Отсутствие видимой зависимости, похоже, и послужило причиной того, что до кризиса конца 2000-х годов в научной литературе так и не появилось, насколько нам известно, ни одной публикации со статистическими свидетельствами существования кривой Филлипса в России. Среди исследований по данной тематике с отрицательными результатами можно также отметить статью Мухина [8]. В своей публикации автор, используя квантифицированные данные опросов инфляционных ожиданий Росстата, оценивает три модификации кривой Филлипса: модель с адаптивными ожиданиями, модель жестких цен и модель с жесткой информацией. В данной работе не было обнаружено значимого влияния реальных переменных (отклонение реального ВВП от потенциального уровня, полученное фильтром Ходрика – Прескотта) на инфляцию, измеренную по дефлятору ВВП. Однако стоит отметить, что метод количественной оценки инфляционных ожиданий и процедура сбора статистических данных имеют некоторые спорные моменты, которые, возможно, и привели к отрицательным результатам. В частности, в исследовании использовано предположение о постоянстве соответствующих

количественных границ для качественных данных, что представляется малооправданным, поскольку количественные представления о том, что такое умеренный и сильный рост цен, в период очень высокой инфляции и в период умеренной инфляции должны различаться в силу относительности субъективных представлений. Обычно для оценки кривой Филлипса не применяют меры ожиданий, построенные по опросам. Вместо этого используются только данные по самой инфляции и специальные эконометрические методики. Выбор данных также мог послужить причиной отрицательных результатов. Например, это могло произойти из-за того, что в работе был выбран дефлятор ВВП, более волатильный и «зашумленный» показатель уровня цен, чем, например, ИПЦ и ИЦП. Поэтому представляет интерес повторить проделанные расчеты на других показателях инфляции и для других реальных переменных.

Отсутствие отрицательной корреляции между инфляцией и безработицей в конце 1990-х и начале 2000-х годов на сегодняшний день остается необъясненным фактом. На этот счет можно выдвинуть минимум две гипотезы, которые, впрочем, не исключают друг друга. Во-первых, в это время мог произойти сильный отрицательный шок предложения. Действительно, смещение кривой Филлипса вдоль кривой совокупного спроса под действием этого шока как раз должно было бы увеличить и цены, и безработицу, что и произошло на практике. Резкое изменение условий торговли в результате изменения цен на импортные товары могло послужить таким шоком. Во-вторых, из-за особой институциональной структуры рынка труда отрицательный шок спроса в России приводил не к сокращению численности занятых в экономике, а скорее к сокращению их заработных плат. Вследствие этого совокупное предложение в экономике находится всегда на потенциальном уровне. В пользу гибкого рынка труда говорят исследования [5], которые изучают структуру этого российского рынка в период конца 1990-х и начала 2000-х годов. Гибким рынок делали низкие пособия по безработице, слабый контроль государства за соблюдением трудовых контрактов и высокий скачок цен в результате падения курса рубля в 1998 г., который в отсутствие требований индексации зарплат позволил безболезненно для работодателей снизить реальные издержки на труд. В силу этих двух гипотез в то время могла наблюдаться положительная корреляция между инфляцией и безработицей.

По мере затухания кризисных явлений 1990-х годов ситуация на российском рынке труда стала меняться. В России продолжались трансформационные процессы, происходили становление рыночных институтов и утрата переходной специфики. Капелюшников [6] описал ряд изменений в функционировании российского рынка труда, способствующих переходу к западной модели «стабильная реальная заработная плата – чувствительная безработица», которые произошли в России во время стабильного роста 2000-х годов. Если же модель рынка действительно изменилась, то вырастают шансы обнаружить отрицательную связь между инфляцией и безработицей во второй половине 2000-х годов.

О первом возможном проявлении кривой Филлипса в России можно было прочесть в докладе МВФ за предкризисный 2008 г. [7]. Из него следует, что анализ данных по России указывает на то, что российская экономика производит больше своего потенциального уровня ВВП из-за возросшего спроса, и этот избыточный спрос ведет к увеличению цен. Фактически это и означает, что в России, так же как и в стабильных экономиках, поддержание занятости на завышенном уровне неминуемо привело к повышающему давлению на цены. Получается, что сотрудники МВФ первыми зафиксировали еще в 2007 г. эффекты, возникающие в результате существования наклон-

ной, а не вертикальной кривой Филлипса. Однако в их отчете не было приведено никаких количественных оценок влияния завышенной занятости на инфляцию.

Следует здесь также упомянуть неопубликованную работу сотрудницы Лаборатории исследования проблем инфляции и экономического роста Высшей школы экономики [4], являющуюся, по-видимому, первой успешной попыткой оценить на российских данных новокейнсианскую и гибридную кривые Филлипса. За основу автором были взяты модели из статьи [14]. В качестве движущих переменных инфляции рассмотрены затраты на труд на единицу продукции. В работе в рамках указанных моделей оцениваются характеристики инфляционных ожиданий и, в частности, предполагаемая доля фирм с адаптивными ожиданиями. Стоит также отметить, что в данном рабочем варианте статьи было получены количественные оценки доли влияния адаптивных и рациональных ожиданий в процессе формирования цен. Было обнаружено, что производители с адаптивными ожиданиями составляют существенную часть – 30–40% от общего числа фирм. В исследовании не приведены критерии качества соответствия модели данным. Также стоит отметить, что использованные в работе данные обрываются в 2007 г. В то же время в свете отчета МВФ период после 2007 г., в течение которого российская экономика сменила две фазы делового цикла, представляет наибольший интерес для исследования.

Стоит отметить также неопубликованную работу [15], в которой авторы предлагают для российской экономики новый взгляд на кривую Филлипса. В работе рассмотрена модель открытой экономики, демонстрирующая, что для малой открытой экономики с улучшающимися условиями торговли в краткосрочной перспективе появляется необходимость выбора между низким реальным обменным курсом и низкой инфляцией. Таким образом, было показано, что реальный обменный курс также может выступать в качестве переменной в правой части уравнения для кривой Филлипса. В исследовании также произведена эконометрическая оценка модели, аналогичной рассмотренной в работе [14]. Было обнаружено, что данные по России лучше описываются моделью с адаптивными ожиданиями, чем моделью с полностью рациональными ожиданиями.

В завершение раздела стоит упомянуть о работе Шилова и Меллера [10], посвященной оценке кривой заработной платы в России, понятия близкого понятию кривой Филлипса, но, тем не менее, имеющего совершенно иную природу. Кривая заработных плат связывает уровень безработицы со средним уровнем заработной платы, а не с инфляцией, как кривая Филлипса. Принципиальным отличием является то, что кривая Филлипса отражает краткосрочную циклическую зависимость между переменными, а кривая заработных плат выражает, в свою очередь, долгосрочную структурную зависимость. Расчеты, произведенные в данной работе, говорят о том, что годовые данные по России за 1995–2006 гг. хорошо вписываются в общие модели данной теории. Степень жесткости заработной платы соответствует, согласно расчетам авторов, общеевропейскому уровню. Возможно, поскольку кривая заработной платы объясняет связь между *равновесной* безработицей и заработной платой, а реальная заработная плата во время кризиса 1998–1999 гг. упала, полученные результаты могут говорить о том, что равновесный уровень безработицы вырос. Это соответствует динамике оценок естественного уровня безработицы, зафиксированных в работе [3]. В ней были рассчитаны оценки естественного уровня безработицы в 1994–1997 гг. в пределах 12–12,4%, а к 2003 г. этот показатель снизился до 8,1%. Поэтому наблюдаемые в период 1998–2001 гг. высокие значения безработицы могли соответствовать отрицательному, а не положительному отклонению безработицы от уровня безра-

ботицы, не ускоряющего инфляцию. Это как раз и могло бы послужить тем отрицательным шоком предложения, вызванным падением курса рубля, являющегося гипотетической причиной отсутствия положительной корреляции между инфляцией и безработицей.

Резюмируя данный раздел, можно сказать, что хотя до сих пор нам не известно ни одной работы по оценке кривой Филлипса в России с положительным результатом, на сегодняшний день накопилась масса наблюдений данного явления. Общим наблюдением для упомянутых статей по России является то, что модели с адаптивными ожиданиями лучше объясняют данные. Также все исследования не включают данные начиная с 2007 г., в то время как после этого года в России произошел кризис.

2.3. Выбор модели для оценки кривой Филлипса в России

Как было упомянуто выше, модели с адаптивными инфляционными ожиданиями лучше объясняют данные как в стабильных рыночных экономиках, так и в России. Поэтому для целей эконометрической проверки гипотезы о существовании отрицательной связи между инфляцией и безработицей была выбрана именно модель с адаптивными ожиданиями. Одной из модификаций кривой Филлипса с адаптивными ожиданиями является модель «triangle model», предложенная Гордоном еще в 1982 г. [16], но не потерявшая своей актуальности по сей день ввиду хороших прогностических качеств. Согласно этой модели темпы инфляции определяются тремя факторами: давлением со стороны спроса (demand-pull), индикатором которого является безработица, давлением со стороны издержек (cost-push), инерцией инфляции (вследствие адаптивности инфляционных ожиданий). Такая модель имеет общий вид

$$(1) \quad \pi_{t+1} = \mu + \alpha(L)\pi_t + \beta(L)u_{t+1} + \gamma(L)z_t + v_t,$$

где π_t – уровень инфляции; u_t – уровень безработицы; z_t – наблюдаемые шоки со стороны издержек (например, изменение цены на нефть); v_t – случайный фактор (ненаблюдаемые шоки инфляционных ожиданий и ненаблюдаемые шоки издержек); μ – константа; $\alpha(L), \beta(L), \gamma(L)$ – лаговые многочлены.

Взвешенную сумму запаздывающих значений инфляции можно рассматривать как некоторую базовую инфляцию, т.е. уровень инфляции, соответствующий потенциальной безработице в отсутствие шоков издержек. Модель в таком общем виде используется только для прогнозирования инфляции, поскольку ее коэффициенты сложно содержательно интерпретировать. Однако при дополнительных ограничениях интерпретация становится осмысленной. Так, чтобы в правой части уравнения запаздывающие значения инфляции соответствовали инфляционным ожиданиям, необходимо наложить ограничение $\sum_i \alpha_i = 1$ на коэффициенты многочлена $\alpha(L)$.

Константе в уравнении (1) можно также придать интерпретацию, следуя статье [21]. Для этого нужно принять гипотезу Фридмана о существовании некоторого постоянного уровня безработицы, который не ускоряет инфляцию (NAIRU, Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment), тогда уравнение (1) можно преобразовать к виду

$$(2) \quad \pi_{t+1} = \alpha(L)\pi_t + \beta(L)(u_{t+1} - \bar{u}) + \gamma(L)z_t + v_t,$$

где \bar{u} соответствует NAIRU. Этот уровень можно ассоциировать с потенциальным или естественным уровнем безработицы, т.е. гипотетическим уровнем безработицы при гибких ценах. Хотя это и не тождественные понятия, подобную аналогию может быть полезным использовать для наглядного представления. Уравнение (2) в несколько упрощенной форме и будет использоваться в данной работе.

Среди современных статей по проблематике моделирования инфляции стоит отметить работу Стока и Ватсона [24], в которой различные спецификации кривой Филлипса, в том числе (1), используются для прогнозирования инфляции в США. Авторы обнаруживают, что наилучшие прогнозы среди всевозможных многомерных моделей инфляции дает именно модификация модели (1). При этом было выявлено, что хотя инфляция в стабильное время так же хорошо прогнозируется при помощи одномерной модели UC-SV [24], во время экономических кризисов именно модель Гордона кривой Филлипса дает наилучшие прогнозы для США.

Стоит упомянуть также пример исследования [17], в котором была оценена зависимость темпов роста средней заработной платы от уровня безработицы. Данные по инфляции заработной платы имеют отличия от данных по инфляции товаров и услуг, поскольку в ожидания роста заработной платы входит рост производительности труда. Авторы учли это следующим образом. Они исследовали темпы роста средней заработной платы в США, скорректированные на тренд роста производительности труда. Такой показатель иногда называется трендом удельных издержек на труд (trend unit labor costs).

Также надо заметить, что во всех работах по исследованию инфляции и безработицы используются только сезонно скорректированные данные. Это необходимо, чтобы избежать смещения в оценках коэффициентов при безработице, так как сезонные всплески влияют и на зависимую переменную, и на регрессор. В то же время очевидно, что сезонные колебания не имеют отношения к деловым циклам и, следовательно, к кривой Филлипса.

3. Спецификация модели и выбор данных

Прежде чем оценивать модель по данным для российской экономики, необходимо ответить на несколько вопросов. Сначала нужно определиться с частотой данных, выбрать временные ряды, учесть сезонность инфляции и выбрать факторы давления со стороны издержек.

3.1. Индексы цен и безработицы

Как уже было отмечено выше, Филлипс использовал в своей работе ряды для Англии за сто лет с годовой периодичностью. Это имело смысл, поскольку экономическая система Великобритании была устоявшейся и рыночной. Россия же после распада СССР, в отличие от Англии, долгое время находилась в переходном состоянии. Один из этих институтов – структура рынка труда – и является объектом настоящего исследования. Поскольку в работе анализируется завершающаяся фаза переходного процесса, данные за 1990-е годы имеют малое значение. Вместе с тем российские исследователи не имеют статистики за 1990-е годы по некоторым ключевым

показателям. Так, например, статистика по безработице по методологии МОТ с квартальной периодичностью ведется только с 1999 г. Поэтому в данной работе были использованы квартальные данные по безработице с I квартала 1999 г. по I квартал 2010 г. и данные по ценам и заработной плате с 1997 г. по I квартал 2010 г. Квартальная периодичность была выбрана ввиду малого количества годовых данных и отсутствия в России ежемесячной статистики по безработице.

Все данные в темпах прироста, следуя работе [17] и ряду других работ, для удобства сопоставления результатов с работами других авторов были преобразованы к виду

$$(3) \quad \pi_t = 400 \ln \frac{p_t}{p_{t-1}},$$

где p_t исходный индекс в базисном виде, например, ИПЦ. Тогда, если цены выросли за квартал на 1%, то $\frac{p_t}{p_{t-1}} = 1,01$. В этом случае π_t примерно равен 4, т.е. годовому темпу инфляции в процентах.

В качестве показателя уровня средней заработной платы в текущих ценах был взят одноименный индекс, публикуемый Росстатом. Индекс был преобразован в логарифмы квартальных темпов роста по формуле (3), где вместо индекса цен p_t была использована средняя заработная плата. Также использовался уровень безработицы, рассчитанный Росстатом по методологии МОТ. Именно этот индекс обуславливает временной диапазон для исследования. Оба индекса были подвергнуты сезонной корректировке алгоритмом X12-ARIMA.

Согласно работе [17], для расчета тренда единичных издержек на труд необходимо сначала получить оценку тренда производительности труда. Но официальные оценки производительности труда рассчитываются Росстатом только в годовом выражении. При этом оценки доступны только за пять лет (2003–2008 гг.). В связи с этим возникает необходимость использовать альтернативные оценки. В качестве оценки производительности a_t в квартальном выражении в работе было использовано отношение квартального ВВП в ценах 2003 г. Y_t к численности занятых в экономике N_t (оба ряда рассчитаны Росстатом):

$$A_t = \frac{Y_t}{N_t}.$$

Затем к ряду A_t было применено преобразование (3):

$$a_t = 400 \ln \frac{A_t}{A_{t-1}}.$$

Для выделения тренда \bar{a}_t к показателю производительности a_t была применена процедура X12-ARIMA. Полученные таким образом оценки производительности труда \bar{a}_t согласуются с официальными показателями за все годы кроме кризисного 2008 г. В этом году из-за спада производства оценки, полученные как отношение ВВП

к занятому населению, значительно упали. В то же время официальные оценки производительности не чувствительны к краткосрочным тенденциям и за этот год показывают стабильный рост. Для расчета темпов роста удельных издержек на труд ω_t , точнее их логарифмического преобразования, полученные оценки тренда производительности \bar{a}_t были вычтены из преобразованного при помощи (3) ряда темпов роста заработной платы в текущих ценах w_t :

$$\omega_t = w_t - \bar{a}_t.$$

В качестве индексов цен в работе были исследованы три наиболее широко известных официальных показателя инфляции: индекс потребительских цен, индекс цен производителей промышленных товаров и дефлятор ВВП.

Характерным свойством ИПЦ является зависимость потребительских цен от цен на импортные товары, составляющих значительную долю потребительской корзины. Таким образом, ИПЦ зависит не только от внутренней экономической обстановки, но и от динамики курса валют, и от цен на международных рынках. Это затрудняет анализ влияния безработицы на инфляцию, требуя учета дополнительных внешних факторов. К тому же безработица, согласно кейнсианским представлениям, сначала влияет на цены производителей, а потом уже цены производителей влияют на потребительские цены. Тем не менее цены производителей и потребителей, очевидно, связаны между собой, и ИПЦ также должен улавливать влияние издержек на труд.

ИПЦ имеет еще одно свойство – сезонный фактор. Учесть этот момент можно двумя способами. Первый способ – использовать алгоритм сезонной корректировки X12-ARIMA, второй – исключить из корзины сезонные товары, а именно, товары плодовоовощной группы и регулируемые тарифы естественных монополий. Второй подход реализован Росстатом в виде индекса, называемого базовым ИПЦ (БИПЦ). Несмотря на то, что официальные оценки БИПЦ существуют только лишь с 2003 г., на основе индивидуальных индексов цен по методологии Росстата можно построить альтернативные оценки вплоть до 1997 г.² В текущем исследовании были использованы оба подхода.

Индекс цен производителей (ИЦП) и дефлятор ВВП также имеют характерные свойства. Во-первых, оба индекса зависят от цен на энергоносители через издержки производства. Так, резкое падение ИЦП и дефлятора ВВП в 2008 г. было обусловлено резким снижением мировых цен на энергоносители и сырье. Во-вторых, оба индекса волатильные. При этом, в отличие от влияния сезонности, колебания этих факторов тяжело интерпретировать в рамках простых моделей. Поэтому следует ожидать, что для получения статистически значимых оценок, при прочих равных условиях, для более волатильных индексов может потребоваться больше точек. Поскольку временная база для исследования невелика, это может стать серьезной проблемой при интерпретации результатов.

Помимо сводного ИЦП интересно также использовать индекс цен производителей в обрабатывающих производствах, соответствующих разделу D классификации ОКВЭД (ниже ИПЦ-D), поскольку добывающие производства сильнее монополи-

² Использованы оценки БИПЦ, полученные А.В. Дементьевым и И.О. Бессоновым в Лаборатории исследования проблем инфляции и экономического роста НИУ ВШЭ.

зированы и сильнее зависят от мировой конъюнктуры, чем обрабатывающие производства.

Итак, в качестве зависимой переменной в работе были исследованы шесть показателей – ИПЦ, БИПЦ, ИЦП, ИЦП-D, дефлятор ВВП и темпы роста удельных издержек на труд, с корректировкой на тренд производительности. В качестве независимой переменной – безработица по методологии МОТ.

3.2. Давление со стороны предложения

Для корректного исследования влияния давления спроса на цены, т.е. циклических переменных, таких как безработица, необходимо учесть и давление со стороны предложения, или давление издержек (cost-push). В качестве переменных, соответствующих шокам со стороны издержек, обычно [17] рассматриваются цены на импортные товары и цены на энергоносители.

Цены в России как в малой открытой экономике с высокой зависимостью от экспорта энергоносителей и от импорта товаров сильно подвержены влиянию мировой экономической конъюнктуры. Так, резкий всплеск инфляции 1998 г. был вызван резким ростом курса доллара и, следовательно, цен на импортные товары. Ослабление курса рубля в 2008 г. также послужило причиной роста цен.

Динамика цен на нефть также оказывает влияние на динамику цен в России при пассивной денежной политике. Причем влияние это происходит по двум каналам: напрямую – через цены на топливо на внутреннем рынке, и косвенному – через удешевление импортных товаров и укрепление курса рубля к доллару.

В свете приведенных выше доводов представляется логичным выделить как минимум два фактора издержек – темпы роста цен на нефть и темпы роста курса доллара к рублю. В качестве первого показателя были взяты данные по приращению цен на нефть марки URALS агентства «U.S. Energy Information Administration» на конец квартала по отношению к концу предыдущего квартала. В качестве второго был выбран обменный курс рубля по отношению к доллару ЦБ РФ (рублей за доллар), подвергнутый аналогичному преобразованию.

3.3. Моделирование инфляционных ожиданий

Как было отмечено в обзоре литературы, модели с адаптивными ожиданиями обычно лучше согласуются с данными. Однако механизмы формирования адаптивных ожиданий могут различаться. Так, в уравнении (2) лаговый многочлен $\alpha(L)$ задает форму связи ожиданий инфляции с предыдущими реализациями этого процесса. В большинстве работ, в частности в [24], инфляционные ожидания сильно зависят от отдаленной предыстории. На практике используется полином $\alpha(L)$, содержащий до 24 лагов. Поскольку временные ряды для России достаточно короткие, кажется целесообразным выбрать параметризацию полинома с малым числом параметров. Для этого воспользуемся определением адаптивных ожиданий из стандартных учебников по макроэкономике. Такие адаптивные ожидания можно выразить формулой $\pi_{t+1}^e = (1 - \alpha)\pi_t + \alpha\pi_t^e$, где $\alpha \in [0,1]$. Представим эту рекуррентную зависимость в явном виде:

$$\pi_t^e = (1 - \alpha) \sum_{n=1}^{\infty} \alpha^n \pi_{t-n} .$$

Для конечных выборок можно использовать конечное число слагаемых этой бесконечной суммы. При этом, чем больше членов добавлено в модель, тем точнее будут оценки. Однако поскольку добавление дополнительного члена приводит к уменьшению количества используемых периодов времени на единицу, то в условиях временных рядов ограниченной длины нужно выбирать компромиссный вариант. В данном исследовании были выбраны шестнадцать лагов. Фактически это означает, что инфляция более чем за четыре года назад не оказывает прямого влияния на текущие ожидания. Такое приближение оправданно, когда сумма коэффициентов в остаточной сумме $f(\alpha) = (1-\alpha) \sum_{k=17}^{\infty} \alpha^k = \alpha^{16}$ мала. При близких к единице значениях α будет моделирование ожиданий константой.

Следует обратить внимание на то, что после наложения ограничения на сумму коэффициентов $\sum_i \alpha_i = 1$ инфляция становится нестационарным процессом. Эта спецификация выглядит оправданной в силу нестационарности процессов инфляции в России в 2000-е годы. На интервале в 10 лет присутствие продолжительных периодов с инфляцией более 50% в годовом выражении (1998–1999 гг.) и сравнительно низкой инфляции в период перед 2007 г. и после 2009 г. делает очевидной нестационарность инфляции. Поэтому не удивительно, что формальные тесты Дики – Фуллера не отвергают гипотезу о наличии единичного корня для всех шести показателей инфляции.

Использование 16 лагов также предполагает, что данные за первые четыре года выборки выпадают из анализа. Таким образом, размер выборки сокращается до периода 2001–2010 гг., если использовать доступные данные по инфляции с 1997 г.

3.4. Спецификация и метод оценки

После того как сделана вся подготовительная работа, можно выписать уравнения для инфляции и для темпов роста средней заработной платы. Итак, уравнение для темпов роста цен и заработной платы примет вид

$$(4) \quad \pi_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{u}_t + \beta_2 \Delta \text{exr}_t + \beta_3 \Delta \text{oil}_t + (1-\alpha) \sum_{n=1}^{16} \alpha^n \pi_{t-n} + \varepsilon_t,$$

где π_t – уровень инфляции; \hat{u}_t – скорректированный на сезонность уровень безработицы; Δexr_t – прирост логарифма обменного курса рубля (руб./долл.) в соответствии с (3); Δoil_t – прирост логарифма цен на нефть URALS в соответствии с (3); ε_t – шум, вообще говоря, с переменной дисперсией. Это уравнение можно представить в виде

$$(5) \quad \pi_t - (1-\alpha) \sum_{n=1}^{16} \alpha^n \pi_{t-n} = \beta_0 + \beta_1 \hat{u}_t + \beta_2 \Delta \text{exr}_t + \beta_3 \Delta \text{oil}_t + \varepsilon_t.$$

В таком виде и слева, и справа стоят стационарные ряды. В некотором смысле эта процедура аналогична взятию первых разностей для устранения нестационарности ряда приростов цен.

Уравнение (4) можно эффективно оценить методом концентрации [1], поскольку его можно разбить на линейную часть $\beta_0 + \beta_1 \hat{u}_t + \beta_2 \Delta exr_t + \beta_3 \Delta oil_t$ и нелинейную часть $(1 - \alpha) \sum_{n=1}^{16} \alpha^n \pi_{t-n}$, являющуюся в данном случае функцией всего одного параметра α . Суть этого метода заключается в том, что нелинейный МНК сводится к последовательности процедур линейных МНК, каждая из которых проводится при фиксированной нелинейной части. Поскольку в данном случае нелинейная часть параметризуется одной переменной, а множество значений этой переменной – отрезок от нуля до единицы, вместо сложной нелинейной оптимизационной задачи с большой размерностью пространства поиска можно использовать перебор на сетке по одному параметру. Такой подход в данном случае обеспечивает быструю сходимость алгоритма и решает проблему зависимости результата оптимизации от начальных условий, свойственных другим методам минимизации, например методу Ньютона. В связи с этим все расчеты ниже проведены методом концентрации³.

В качестве асимптотической оценки матрицы ковариаций коэффициентов была выбрана форма Уайта, поскольку ожидается, что все шесть рядов инфляции обладают переменной волатильностью, обусловленной кризисными явлениями.

Константа в спецификации (4) имеет содержательный смысл $\beta_0 = -\beta_1 \bar{u}$, где \bar{u} – уровень безработицы, не ускоряющий инфляцию (NAIRU). Это позволяет оценить сам уровень NAIRU как $\hat{u} = -\hat{\beta}_0 / \hat{\beta}_1$. Эта оценка будет иметь асимптотически нормальное распределение с дисперсией, которую можно оценить при помощи асимптотической теории. Вообще говоря, некоторые исследователи [21] указывают на неточность подобных оценок дисперсии и предлагают использовать более точные методы. Однако точная оценка доверительного интервала для NAIRU не является основной целью данного исследования, поэтому автор оставляет этот вопрос для дальнейших изысканий.

3.5. Структурный сдвиг

Поскольку ожидается, что отрицательная взаимосвязь инфляции и безработицы может проявляться не на всем исследуемом интервале, представляет интерес найти период времени, начиная с которого можно говорить о наличии отрицательной корреляции между ростом цен и безработицей. Как было упомянуто в разделе 2, положительная корреляция в конце 1990-х годов могла быть вызвана шоками предложения, которые приводят к положительному смещению в коэффициенте при безработице в силу специфики одновременных уравнений совокупного спроса и предложения. Если бы были доступны инструментальные переменные, соответствующие экзогенным шокам спроса, можно было бы решить эту проблему при помощи оценок с инструментальными переменными. Но поскольку не очевидно, как выбрать такие переменные, приходится делать упрощающие предположения. Можно на данном этапе ограничиться упрощающим предположением, что во второй половине 2000-х годов не было никаких шоков предложения. Это означает, что на этом периоде МНК-оценки будут оценивать кривую предложения (т.е. кривую Филлипса), в то время как на предшествующем периоде, вообще говоря, МНК-оценки будут давать взвешенную сумму ко-

³ Автор готов предоставить по запросу программу расчетов, написанную на языке GAUSS.

эффицентов при безработице из уравнений спроса и предложения. Сделав такое предположение, можно ввести в модель структурный сдвиг в константе и в коэффициенте при уровне безработицы и оценивать коэффициенты, соответствующие кривой Филлипса, только на второй части выборки.

Дата структурного сдвига определяется при помощи теста Квандта – Эндрюса [23]. Для этого необходимо, задавшись некоторой датой излома, добавить в уравнения фиктивную переменную d , равную единице на промежутке времени до структурных изменений и равную нулю после структурного излома. Уравнение (4) примет вид

$$(6) \quad \pi_t = \beta_0^1 d_{st} + \beta_1^1 \hat{u}_t d_{st} + \beta_0^2 (1-d) + \beta_1^2 \hat{u}_t (1-d) + \beta_2 \Delta exr_t + \\ + \beta_3 \Delta oil_t + (1-\alpha) \sum_{n=1}^{16} \alpha^n \pi_{t-n} + \varepsilon_t.$$

Последовательно изменяя дату обнуления d , можно определить наиболее правдоподобную дату структурного перехода при помощи соответствующей статистики, выбрав дату с максимальным значением статистики Вальда. В данном случае статистика Вальда рассчитывается для проверки гипотезы о выполнении двух ограничений, $\beta_0^1 - \beta_0^2 = 0$ и $\beta_1^1 - \beta_1^2 = 0$. Первое ограничение соответствует наличию смещения в константе, а второе – в коэффициенте при безработице.

Стоит отметить, что в оригинальной версии теста гипотеза о наличии структурного сдвига тестируется при помощи F -статистики. Однако в более общем случае нелинейной регрессии с гетероскедастичными остатками следует использовать статистику Вальда, которая имеет распределение, асимптотически совпадающее с распределением максимальной F -статистики с точностью до множителя. В данной работе для поиска даты структурного перехода было использовано стандартное окно, отсекающее по 15% точек от временных рядов с обоих краев.

4. Результаты тестов на структурный сдвиг и оценки NAIRU для российских данных

Выборка для ИПЦ, БИПЦ, ИЦП, дефлятора ВВП и тренда удельных издержек на труд начинается с I квартала 1997 г. и заканчивается в I квартале 2010 г., выборка для ИЦП-D – только с I квартала 1999 г. по IV квартал 2009 г. (все доступные на данный момент официальные данные). Все шесть индексов цен были подвергнуты тесту Квандта – Эндрюса, описанному в подразделе 3.5. Оценка уравнения (5) производилась нелинейным методом наименьших квадратов при помощи метода концентрации с поиском параметра α на сетке на отрезке $[0,1]$ (см. [1]). Результаты тестов и оценки параметров регрессии (5) приведены в сводной табл. 1. Оказалось, что для трех индексов – ИЦП, ИЦП-D и дефлятора ВВП – параметр ожиданий α в результате поиска по сетке выходит на правую границу области значений, т.е. $\alpha = 1$. При таком высоком значении α замена бесконечного ряда запаздывающих значений инфляции конечной суммой дает заведомо слишком грубое приближение. Фактически это означает, что слагаемое $(1-\alpha) \sum_{n=1}^{16} \alpha^n \pi_{t-n}$ равно нулю, что равносильно полному отсутствию влияния предьстории на инфляционные ожидания, т.е. моделированию ожидания для трех индексов ИЦП, ИЦП-D и дефлятора ВВП константой. В работе в целях экономии места приведен только вариант регрессии для ИЦП, ИЦП-D и дефлятора ВВП, в ко-

тором априори опущен член $(1-\alpha)\sum_{n=1}^{16}\alpha^n\pi_{t-n}$. Поэтому в табл. 1 для этих трех показателей параметр ожиданий не приведен.

Как было отмечено выше, индексы разбиваются по форме ожиданий на две группы. Первая группа состоит из удельных издержек на труд, ИПЦ и БИПЦ, вторая – из ИЦП, ИЦП-D и дефлятора ВВП. Внутри первой группы ожидания являются достаточно инерционными с α от 0,88 до 0,95. Внутри второй группы инфляция, наоборот, не зависит от предыдущей истории. С технической точки зрения различия в результатах обусловлены большой волатильностью индексов из второй группы. С содержательной точки зрения эта избыточная волатильность вызвана отсутствием механизма стабилизации цен из второй группы индексов через укрепление рубля и замещение импортом. Например, рост цен на нефть приводит к повышению внутренних цен производителей через возросшие издержки. В то же время он приводит к укреплению рубля и, соответственно, удешевлению потребительских цен благодаря удешевлению импортных товаров. Этот эффект усиливается замещением отечественных потребительских товаров относительно дешевеющими импортными аналогами. В результате импортные товары делают инфляцию на потребительском рынке стабильной при том, что темпы роста цен производителей сильно колеблются.

Таблица 1.

**Оценки даты структурного перехода и коэффициентов
в уравнениях для шести показателей инфляции**

Коэффициент	ULC		ИПЦ		БИПЦ	
	2001:1– 2002:3	2002:4– 2010:1	2001:1– 2002:4	2003:1– 2010:1	2001:1– 2002:4	2003:1– 2010:1
Константа, β_0, β_0^2	-67,14 (56,10)	38,05*** (9,97)	-21,94 (16,94)	16,81*** (3,72)	-29,88** (14,00)	17,22*** (4,65)
Безработица, β_1, β_1^2	9,52 (6,42)	-4,49** (1,93)	1,74 (2,10)	-2,25*** (0,55)	2,43 (1,57)	-2,12*** (0,67)
Ожидания, α	0,95*** (0,004)		0,88*** (0,003)		0,91*** (0,002)	
Обменный курс, β_2	0,031 (0,028)		0,042*** (0,012)		0,070*** (0,015)	
Цены на нефть, β_3	0,015 (0,011)		0,009** (0,004)		0,004 (0,003)	
NAIRU, %	8,47*** (1,93)		7,47*** (0,63)		8,12*** (0,65)	
R ²	0,49		0,60		0,48	
Дата перехода	2002:3		2002:4		2002:4	
W-статистика	8,13***		6,30**		9,74***	

Окончание табл. 1.

Коэффициент	Дефлятор ВВП		ИЦП		ИЦП D	
	1999:1– 2007:4	2008:1– 2009:4	1999:1– 2007:2	2007:3– 2010:1	1999:1– 2002:2	2002:3– 2009:4
Константа, β_0, β_0^2	-21,83** (9,74)	60,07*** (13,74)	-40,75*** (12,54)	60,75** (25,49)	-27,37*** (4,39)	7,88 (5,85)
Безработица, β_1, β_1^2	4,54*** (1,16)	-7,06*** (1,97)	6,50*** (1,38)	-7,42** (3,51)	3,30*** (0,46)	-0,60 (0,76)
Ожидания, α	–		–		–	
Обменный курс, β_2	0,127 (0,097)		-0,148* (0,088)		-0,021 (0,035)	
Цены на нефть, β_3	0,061*** (0,019)		0,150*** (0,039)		0,033*** (0,012)	
NAIRU, %	8,51*** (0,58)		8,18*** (0,79)		13,22* (7,26)	
R ²	0,58		0,65		0,67	
Дата перехода	2007:4		2007:2		2002:2	
W-статистика	12,30***		7,50**		13,06***	

* – уровень значимости 10%, ** – 5%, *** – 1%. В скобках приведены асимптотические стандартные отклонения оценок.

Примечания: W-статистика соответствует максимальному значению W-статистик, полученных в результате перебора дат структурных изменений. Для расчета W-статистики была использована ковариационная матрица в форме White. Критические значения соответствуют статистике F_{max} с двумя ограничениями и стандартным окном.

Из результатов, приведенных в табл. 1, видно, что во второй половине выборки наблюдается отрицательная зависимость безработицы и показателей инфляции. Причем для всех индексов, кроме ИЦП-D, коэффициенты, отражающие это влияние, значимы на пятипроцентном уровне. Для всех индексов тест Квандта – Эндрюса отвергает гипотезу о стабильности коэффициентов при безработице и константы на пятипроцентном уровне. При этом, несмотря на то, что дата излома в коэффициентах различна для различных индексов, вновь можно выделить две группы индексов, для которых эти даты примерно совпадают. К первой группе относятся удельные издержки на труд, ИПЦ, БИПЦ и ИЦП-D, ко второй относятся ИЦП и дефлятор ВВП.

Поскольку моделирование структурного перехода при помощи одномоментного скачка в коэффициентах, безусловно, является упрощением, процедура поиска даты изменения коэффициентов и приводит к различным результатам для разных индексов. К тому же, период между наблюдаемыми датами переходов, 2002–2007 гг., характеризуется стабильной инфляцией и безработицей, что делает процедуру менее точной. Ситуация несколько усугубляется асимптотическим характером проводимых тестов при том, что исследуемая выборка имеет малый размер.

Несмотря на недостатки данной процедуры, все же она позволяет говорить о том, что произошли изменения во взаимосвязи инфляции и безработицы за период с 2002 по 2007 г. Так, для всех шести индексов значение коэффициента при безработице на выборках до даты структурного перехода положительно, а после перехода оно становится отрицательным. При этом необходимо помнить, что высокий уровень значимости положительных коэффициентов при безработице для дефлятора ВВП, ИЦП и ИЦП-D может быть обусловлен смещением коэффициентов из-за исключения ожиданий из модели.

Полученные результаты согласуются с тем фактом, что отрицательная связь инфляции и безработицы не была отмечена исследователями до последнего времени. Возможно, это объясняется функционированием особой переходной модели российского рынка труда в 1990-х – начале 2000-х годов. Отрицательное же значение коэффициента при безработице на выборке после 2002 г. (2007 г. для дефлятора ВВП и ИЦП) может говорить об изменении на рынке труда и переходе к западной модели, при которой фирмы прибегают к сокращению рабочих мест во время кризиса вместо сокращения заработной платы. Здесь ключевым наблюдением является отрицательная зависимость удельных издержек на труд и безработицы. Именно она позволяет говорить о том, что в России начал действовать механизм влияния безработицы на цены через заработную плату и рост издержек производителей, лежащий в основе неокейнсианской модели кривой Филлипса. Полученные в данной работе результаты могут означать, что совокупное влияние изменений в институциональной среде привело к изменениям в макроэкономических взаимосвязях. Это можно интерпретировать как переход к западной модели рынка труда по мере трансформации российской экономики.

Другое соображение по поводу изменения знаков в коэффициентах может быть связано с тем, что во время кризиса 1998–1999 гг. вместе с шоком спроса произошел и шок предложения, который и привел к положительному смещению в коэффициентах на первой части выборки. Природа этого шока не ясна. По всей видимости, шок предложения связан с изменением естественного уровня безработицы. В поддержку этого утверждения можно упомянуть еще раз работы [3, 10], в которых было обнаружено, что в период с конца 1990-х до середины 2000-х годов произошло существенное сокращение естественного уровня безработицы. Опять же, это изменение может быть связано, в частности, с изменением рынка труда.

Поскольку на второй части выборки коэффициент при безработице принимает свое несмещенное значение, имеет смысл говорить о его интерпретации как произведения уровня безработицы, не ускоряющего инфляцию (NAIRU), на коэффициент при безработице. На основе оценки коэффициента при безработице и константы в регрессии была получена оценка NAIRU как частное этих оценок. Стандартное отклонение такой оценки получено на основе асимптотической теории. Хотя, как показано в работе [21], доверительный интервал, построенный таким методом недостаточно точен, для целей данного исследования такая оценка представляется достаточной. Оценки NAIRU для периодов с отрицательным коэффициентом при безработице приведены в табл. 1. Оценки по всем индексам совпадают с точностью до стандартного отклонения, причем для первых пяти индексов различия составляют не более одного процента.

В рамках представлений о существовании уровня NAIRU можно говорить о том, что при безработице выше 8% инфляция в России замедляется, а при безработице ниже этого уровня – ускоряется. Эти оценки полностью согласуются с оценкой в 8,1%, полученной в статье [3], что подчеркивает хорошее согласование данных

с теорией. При этом изменение безработицы на 1 п.п. влияет на различные показатели инфляции с разной силой. Так, например, падение занятости на 1 п.п. приводит к падению темпов роста заработной платы на 4,5 п.п. при постоянной производительности труда. На потребительские цены влияние подобных изменений занятости будет слабее в два раза (на 2,25 п.п.), а на цены производителей и на дефлятор ВВП – в два раза сильнее (на 7,06 п.п.). Различия во влиянии, по-видимому, можно отнести к тому, что в потребительских ценах присутствует большая доля цен на импортные товары. Так, рост цен на отечественные товары сдерживается возможностью их замещения на импортные аналоги. Поэтому и влияние безработицы на рост потребительских цен слабее, чем изначальное влияние на издержки на труд.

Наблюдаемое положительное значение коэффициента при безработице в начале 2000-х годов связано с особой переходной спецификой российского рынка труда. В то время как меры по сокращению числа работников являются характерными для стабильных рыночных экономик, меры по сокращению реальной заработной платы были возможны только в условиях переходного рынка труда и высокой инфляции. Этому также способствовали формально-правовая среда и ослабленный контроль государства за фирмами, описанные в разделе 2. Во время спада 1998–1999 гг. фирмы в России производили как сокращение работников, так и уменьшение реальной заработной платы, что в итоге приводило к росту естественного уровня безработицы. В результате того, что фирмы использовали обе меры, одновременно наблюдались и повышенная безработица, и повышенная инфляция. Фактически это означает, что, несмотря на то, что безработица была высокой, она находилась не выше NAIRU. Это согласуется с тем мнением, что если бы фирмы не уменьшали реальную заработную плату в тот период, то безработица была бы еще выше. Это любопытное наблюдение можно исследовать количественно в рамках модели с переменным уровнем безработицы, не ускоряющей инфляцию [17].

На знак коэффициента при безработице, возможно, также повлияла упрощенная форма инфляционных ожиданий в виде геометрически распределенных лагов. В дальнейших исследованиях для уточнения оценок имеет смысл попробовать оценить спецификацию ожиданий в более общей форме. Так, возможно, что в начале 2000-х годов инфляционные ожидания были больше, чем предполагается в рамках используемой модели. Этот аргумент в особенности относится ко второй группе индексов: дефлятор ВВП, ИЦП, ИЦП-D. Возможно, для этих индексов правильнее использовать при моделировании рациональные ожидания вместо адаптивных ожиданий.

В заключение стоит сказать несколько слов о влиянии фактора издержек на инфляцию. Оценки коэффициентов при темпах роста обменного курса и темпах роста цен на нефть приведены в табл. 1. В целом, результаты согласуются с предположениями. Как и следовало ожидать, два выделенных фактора не влияют на удельные издержки на труд. Обменный курс оказывает статистически значимое влияние на потребительские цены, что объясняется ростом цен на импортные товары. Тем не менее влияние это экономически не значимо. Статистическая же значимость обусловлена сильным влиянием падения курса рубля, сосредоточенным внутри небольшого периода времени в 1998–1999 гг., при практическом отсутствии влияния на последующих периодах. Влияние курса на три других индекса незначимо на пятипроцентном уровне.

Цены на нефть влияют на четыре индекса цен из пяти, на все кроме БИПЦ. На рост удельных издержек на труд цена на нефть также не влияет. Влияние цен на нефть на индексы было описано выше в соответствующем разделе работы. Как видно

из табл. 1, цены на нефть в большей степени влияют на цены производителей: рост цен на нефть на 1 п.п. приводит к росту цен производителей на 0,15 п.п., что превышает аналогичные показатели влияния для других индексов цен.

На базе полученных результатов можно говорить, что в России действует механизм кривой Филлипса. Ее наглядным проявлением является ускорение инфляции в 2007 г., когда безработица в России упала ниже уровня в 8%. Замедление темпов роста цен во время кризиса 2008–2009 гг. также говорит о влиянии падения спроса на цены.

Получается, что в 2007 г. экономика России, действительно, была перегрета, как на это указывал отчет МВФ [7]. Это означает, что попытки стимулировать рост ВВП и занятость населения неминуемо приведут в определенный момент к ускорению инфляции. По-видимому, промышленность России начиная с середины 2000-х годов стала функционировать с таким высоким уровнем занятости, что дальнейшее ее стимулирование за счет сдерживания укрепления номинального курса рубля по отношению к бивалютной корзине путем монетизации валютных поступлений от экспорта энергоносителей могло привести только к временному положительному результату. Долгосрочных положительных эффектов монетарной политики на реальную экономику достичь не удастся, как это показывает опыт стимулирующей политики в США 1970-х годов. Денежные вливания в экономику приведут только к ускоренному росту цен в долгосрочной перспективе. Более предпочтительной является политика таргетирования стабильной умеренной инфляции, поскольку такая политика уменьшает негативное перераспределительное влияние инфляции и уменьшает риски, связанные с волатильностью процентной ставки, оказывая тем самым положительное влияние на долгосрочные инвестиции. Обсуждение этих идей можно найти в работе [15].

Обнаруженная зависимость также может помочь при прогнозировании цен. Опыт США говорит об этом [24]. Чтобы утверждать это же для России, необходимо провести сравнение вневыборочных прогнозов инфляции для конкурирующих моделей. Но для этого необходимо иметь большую выборку данных. Ее можно получить, используя данные из первой половины 2000-х годов, если отказаться от структурного сдвига в коэффициенте при безработице, но использовать взамен инструментальные переменные для корректировки эндогенности. Или можно попробовать применить сторонние оценки уровня NAIRU для расширения выборки, используемой для оценки коэффициента при безработице. С текущим набором данных сделать убедительное сравнение прогнозов не представляется возможным. Использование безработицы для прогнозирования цен остается темой для дальнейших исследований.

5. Заключение

Главным результатом, полученным в данной работе, является подтверждение гипотезы о формировании отрицательной зависимости между инфляцией, выраженной шестью различными индексами цен, в том числе и по номинальной заработной плате, и уровнем безработицы. Так, в начале 2000-х годов она была статистически незначимой, но уже после 2002 г. можно говорить о наличии статистически существенного сдерживающего влияния безработицы как переменной спроса на инфляцию. Полученный результат может говорить о появлении качественных изменений на рынке труда и стабилизации естественного уровня безработицы. Оценки даты изменения в коэффициентах, 2003–2007 гг., объясняют, почему в более ранних работах это влияние не было обнаружено.

В работе получены некоторые количественные оценки влияния уровня безработицы на цены. Широкая информационная база показателей инфляции в виде шести временных рядов, по-видимому, позволяет говорить о наличии этого влияния. Оценка NAIRU в 8% хорошо согласуется с оценкой естественного уровня занятости, полученного в других исследованиях [3].

Содержательный анализ изменений в институциональной среде также может свидетельствовать в пользу моделей, предполагающих существование кривой Филлипса. Например, такие изменения, как усиление контроля над соблюдением контрактов и увеличение пособий по безработице, в условиях умеренной инфляции должны способствовать увеличению жесткости заработной платы, а значит, и изменению механизма уравновешивания спроса и предложения на рынке труда. Это означает, что естественный уровень безработицы должен оставаться стабильным в силу стабильной реальной заработной платы, а безработица должна реагировать на шоки спроса, отклоняясь от этого уровня и влияя на темпы роста цен.

Сам факт существования кривой Филлипса в России имеет важные последствия для монетарных властей, поскольку подчеркивает необходимость выбора между инфляцией и безработицей в краткосрочной перспективе.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Анатольев С.А.* Эконометрика для продолжающих: курс лекций. М.: Российская экономическая школа, 2002.
2. *Бессонов В.А.* Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: Институт экономики переходного периода, 2005.
3. *Брагин В., Осаковский В.* Оценка естественного уровня безработицы в России в 1994–2003 гг.: эмпирический анализ // Вопросы экономики. 2004. № 3. С. 95–104.
4. *Буданова С.И.* Инфляционная динамика. 2009. Неопубликованная работа. (<http://www.hse.ru/data/295/127/1237/Budanova.pdf>)
5. Заработная плата в России. Эволюция и дифференциация / под ред. Капелюшников Р.И., Гимпельсона В.Е. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007.
6. Капелюшников Р.И. Конец российской модели рынка труда?: препринт WP3/2009/06. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2009.
7. *Кинкейд Г.Р., Лейпольд А.* (ред.) Российская Федерация. Консультации 2008 года в соответствии со Статьей IV – Доклад персонала. – Доклад МВФ по стране № 08/309. МВФ, 2008.
8. *Мухин Д.А.* Краткосрочная кривая Филлипса и инфляционные процессы в России // Экономика и математические методы. 2010. Т. 46. № 2. С. 118–130.
9. *Сергушкина Л.Г.* Кривая А. Филлипса в переходной экономике России // Научная сессия МИФИ. 2006. Т. 6.
10. *Шилов А., Меллер И.* Кривая заработных плат: теория и эмпирика // Квантиль. 2008. № 4. С. 93–100.
11. *Calvo G.* Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework // Journal of Monetary Economics. 1983. № 12. P. 383–398.
12. *Clarida R., Gali J., Gertler M.* The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective // Journal of Economic Literature. 1999. Vol. 37. December. P. 1661–1707.

13. *Fisher J.* Phillips Curve (New Views) // The New Palgrave Dictionary of Economics. 2nd ed. / Durlauf S.E., Blume L.E. (ed.). Palgrave Macmillan, 2008.
14. *Gali J., Gertler M.* Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis // Journal of Monetary Economics. 1999. 44. P. 195–222.
15. *Golovan S., Zamulin O.* A Real Exchange Rate Based Phillips Curve. Manuscript. 2007.
16. *Gordon R.J.* 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.
17. *Gordon R.J., Stock J.H.* Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU // Brookings Papers on Economic Activity. 1998. Vol. 1998. № 2. P. 297–346.
18. *Lucas R.E.* Expectations and the Neutrality of Money // Journal of Economic Theory. 1972. 4. P. 103–124.
19. *Phelps E.* Phillips Curve // The New Palgrave Dictionary of Economics. 2nd ed. / Durlauf S.E., Blume L.E. (ed.) Palgrave Macmillan, 2008.
20. *Phillips A.W.* The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957 // Economica. New Series. 1958. Vol. 25. № 100. P. 283–299.
21. *Staiger D., Stock J.H., Watson M.W.* How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?: NBER Working Paper № 5477. 1996.
22. *Stock J.H., Watson M.W.* Forecasting Inflation // Journal of Monetary Economics. 1999. 44. P. 293–335.
23. *Stock J.H., Watson M.W.* Introduction to Econometrics. Pearson Addison Wesley, 2008.
24. *Stock J.H., Watson M.W.* Phillips Curve Inflation Forecasts: NBER Working Paper № 14322. September 2008.