

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

Б.Н. Гафаров

**ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ
СВЯЗИ БЕЗРАБОТИЦЫ И ИНФЛЯЦИИ
В РОССИИ В РАМКАХ ТРЕХФАКТОРНОЙ
МОДЕЛИ С АДАПТИВНЫМИ ОЖИДАНИЯМИ**

Препринт WP2/2010/04
Серия WP2

Количественный анализ в экономике

Москва
2010

УДК 330/43
ББК 65в6
Г24

Редактор серии WP2
«Количественный анализ в экономике»
В.А. Бессонов

Оглавление

Г24

Гафаров, Б. Н.

Эконометрическое исследование связи безработицы и инфляции в России в рамках трехфакторной модели с адаптивными ожиданиями : Препринт WP2/2010/04 [Текст] / Б. Н. Гафаров ; Гос. ун-т – Высшая школа экономики. – М.: Изд. дом Гос. ун-та – Высшей школы экономики, 2010. – 32 с. – 150 экз.

Принято считать, что в России, вследствие специфики российского рынка труда, не проявляется отрицательная зависимость между безработицей и темпом роста цен, или так называемая кривая Филлипса. В данной работе сделана попытка проверить гипотезу о возникновении отрицательной связи между инфляцией и безработицей в России в период после окончания трансформационного спада. Анализ шести различных показателей инфляции (издержки на труд, индекс цен производителей промышленной продукции, индекс цен производителей обрабатывающей промышленности, ИПЦ, базовый ИПЦ и дефлятор ВВП) на основе трехфакторной модели Р. Гордона с адаптивными ожиданиями не позволяет отвергнуть наличие отрицательной зависимости между инфляцией и безработицей для всех индексов начиная со второй половины 2000-х годов. При помощи теста Quandt – Andrews в работе получены оценки периода времени, начиная с которого наблюдается эта отрицательная зависимость. Также в работе получены количественные оценки уровня безработицы, не ускоряющего инфляцию для России, и количественные оценки влияния отклонения безработицы от этого уровня на цены и заработную плату. Результаты, полученные по различным мерам инфляции, согласуются между собой. Обнаруженное влияние безработицы на цены может свидетельствовать о качественном изменении российского рынка труда и о его постепенном переходе к западной модели.

Классификация JEL: C22, E02, E 31.

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

УДК 330/43
ББК 65в6

Гафаров Булат Наилевич – стажер-исследователь Лаборатории исследования проблем инфляции и экономического роста Государственного университета – Высшей школы экономики. 101987, Москва, Покровский бульвар, 11, ж-414. E-mail: gafarovb@gmail.com.

Препринты Государственного университета – Высшей школы экономики
размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>

© Гафаров Б. Н., 2010
© Оформление. Издательский дом
Государственного университета –
Высшей школы экономики, 2010

1. Введение	4
2. Специфика российского рынка труда	6
3. Кривая Филлипса	9
4. Спецификация модели и выбор данных	12
4.1. Индексы цен и безработицы	12
4.2. Давление со стороны предложения	15
4.3. Моделирование инфляционных ожиданий	16
4.4. Спецификация и метод оценки	17
4.5. Структурный сдвиг	18
5. Результаты тестов на структурный сдвиг и оценки NAIRU для российских данных	19
6. Заключение	25
Литература	27

1. Введение¹

С момента своего обнаружения 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. Несмотря на обнаруженную в 1960-х годах нестабильность подобных функциональных связей и невозможность воздействия на инфляцию для стимулирования экономики, современные модификации кривой Филлипса с успехом применяются на практике, например, для прогнозирования роста цен (Stock, Watson, 2008a).

Кривая Филлипса, будучи изначально обнаруженной на статистических данных по Великобритании, впоследствии была выявлена и в других западных странах. До последнего времени было принято считать, что в российской экономике кривая Филлипса не проявляется в силу специфики российской модели рынка труда, обусловленной переходной природой российской экономики. Согласно этой модели, подстройка рынка труда к новому равновесию в ответ на внешние изменения происходит не столько за счет сокращения работников, сколько за счет уменьшения реальной заработной платы (Капелюшников, Гимпельсон, 2007). Специфика российского рынка труда обусловлена, прежде всего, высокой инфляцией 1990-х и начала 2000-х годов и российской переходной институциональной средой, сохранившей в себе черты формально-правовой советской системы с полным государственным регулированием при фактическом отсутствии контроля властей за соблюдением фирмами трудовых контрактов.

По мере экономических преобразований и улучшения экономической ситуации рынок труда в России постепенно менялся. Этому способствовали, в частности, изменение трудового законодательства, сохранившегося ещё со времён СССР, и ужесточение государст-

¹ Работа выполнена в рамках программы фундаментальных исследований Государственного университета — Высшей школы экономики (ГУ ВШЭ) в 2009–2010 гг. Автор выражает признательность Р.М. Энтову, В.А. Бессонову, В.Е. Гимпельсону, Г.Г. Канторовичу, Р.И. Капелюшникову и С.Ю. Рошину за плодотворные обсуждения и полезные замечания.

венного контроля над соблюдением трудовых контрактов. В работе (Капелюшников, 2009) проводится тщательный качественный анализ произошедших за последнее десятилетие изменений. В этом исследовании высказывается гипотеза о переходе российского рынка труда к так называемой западной модели, характеризующейся стабильной реальной заработной платой и безработицей, относительно 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 за будущими эмпирическими исследованиями. Обнаружение отрицательной связи между темпом роста заработной платы и безработицей могло бы послужить аргументом в пользу вывода о том, что на российском рынке труда произошли существенные изменения в направлении западной модели.

Зависимость безработицы и инфляции также может быть потенциально использована для прогнозирования инфляции. Например, в статье (Stock, Watson, 2008a) сопоставляются практически все известные эконометрические модели инфляции для США с точки зрения их прогностической силы. Авторы показывают, что с точки зрения величины среднеквадратической ошибки прогноза модифицированная модель кривой Филлипса позволяет лучше прогнозировать инфляцию, чем другие многомерные модели, особенно во время экономических кризисов. Высокая прогностическая способность модели, использующей связь инфляции и безработицы, для США стимулирует интерес к изучению данного явления и в России.

В данном исследовании автор ставил перед собой скромную цель — проверить гипотезу о возникновении отрицательной связи между инфляцией и уровнем безработицы в России на этапе после завершения трансформационного спада. Построение же эффективной методики прогнозирования инфляции может послужить темой дальнейших исследований.

В работе исследовалась модификация кривой Филлипса под названием «triangle model», предложенная ещё в (Gordon, 1982) и с успехом использовавшаяся впоследствии, например, в (Stock, Watson, 2008a). 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 производи-

телей 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. Период исследования с 1999 по 2010 г.

Главным результатом, полученным в данной работе, является обнаружение значимой зависимости между инфляцией и уровнем безработицы для пяти из шести использованных показателей: ИЦП, дефлятора ВВП, ИПЦ, БИПЦ и удельным издержкам 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, то есть наблюдается структурный сдвиг в коэффициентах. При помощи теста Quandt – Andrews были получены оценки даты структурного сдвига – 2003–2007 гг. В работе были получены оценки уровня безработицы, не ускоряющего инфляцию (NAIRU), для России и количественные оценки влияния безработицы на инфляцию.

Работа состоит из шести частей. Во втором разделе обсуждается специфика современного российского рынка труда. В третьей части приводится описание некоторых эмпирических результатов и моделей связи безработицы и темпов роста цен. В четвертой части приводится описание используемой модели и выбор данных. В пятой части приводятся результаты вычислений и их интерпретация. Шестая часть подводит итоги проделанной работы.

2. Специфика российского рынка труда

Как было отмечено во Введении, в настоящее время распространена точка зрения, согласно которой Россия на протяжении переходного периода после распада СССР имела специфическую модель рынка труда, при которой высокие темпы роста цен сосуществовали с высокой безработицей. Подробное исследование особенностей российской модели приведено в (Капелюшников, Гимпельсон, 2007). Среди характерных черт российского рынка труда конца 1990-х годов, освещенных в этой работе, стоит отметить, прежде всего, сла-

бый контроль государства за соблюдением трудовых контрактов, низкие пособия по безработице и задержки выплаты заработной платы. Ниже будут рассмотрены последствия, к которым привели рынок труда эти особенности.

Основной отличительной чертой России является сильно зарегулированное с формально-правовой точки зрения по мировым меркам трудовое законодательство, которое, тем не менее, фактически не было подкреплено достаточным контролем со стороны государства. Эта особенность имела глубокие последствия для наемных работников в России. Она зачастую приводила к отказу фирм от заключения формальных трудовых контрактов и к переходу отношений между работодателем и работником на неформальный уровень. Низкая защищенность работников со стороны государства в совокупности с отсутствием сильных профсоюзов, в свою очередь, привели к тому, что работники обладали малой переговорной силой в отношениях с работодателем. Вследствие этого реальная заработная плата работников во время кризиса конца 1990-х годов резко сократилась почти на треть. Причем поскольку цены во время кризиса быстро росли, работодателям для снижения реальной заработной платы даже не требовалось снижать номинальную зарплату. Достаточно было отказать от индексации, которая в России не закреплена ни на законодательном уровне, ни в рамках трудовых контрактов работников, как формальных, так неформальных.

Другая особенность, выражающаяся в том, что работодатели в кризисное время повсеместно прибегали к задержкам заработной платы, также приводила к фактическому уменьшению покупательной способности зарплат. Стоит отметить, что задержка зарплат на сроки больше года была обычным явлением и не приводила ни к банкротству предприятий, ни к вмешательству прокуратуры.

Третьей особенностью были низкие пособия по безработице, что сдерживало стимулы оставаться безработными в России. Размеры пособий едва достигали официального прожиточного минимума, который был скорее условным показателем, так как едва ли отражал реальную стоимость жизни в России. При этом для того, чтобы их получать, нужно было регулярно проходить через бюрократическую процедуру в службе занятости, отнимающую значительное время. Это также способствовало сдерживанию роста безработицы, поскольку увеличивала издержки людей быть безработными.

Все описанные выше процессы привели к тому, что в России в конце 1990-х и начале 2000-х годов наблюдалась весьма специфическая картина. Безработица оставалась достаточно высокой по меркам стабильных экономик, хотя и относительно умеренной по сравнению с масштабами спада выпуска. При этом скачок цен, спровоцированный резким снижением курса рубля в 1998 г., был настолько большим, что в описанных условиях перекрыл любое возможное сдерживающее влияние падения спроса и роста безработицы на цены. В то же время из-за специфической институциональной среды в России номинальная заработная плата значительно отстала от роста цен, то есть реальная заработная плата упала. В результате возникла не характерная для стабильных рыночных экономик ситуация, при которой высокая инфляция сосуществовала с высокой безработицей. Происходило это за счет того, что безработица не выполняла традиционной для западных стран роли балансира спроса и предложения на рынке труда. Эту роль в России взяла на себя реальная заработная плата. По-видимому, большая часть влияния экономического спада на рынок труда пришлась на реальные зарплаты, смягчив тем самым рост безработицы. Возможно, если бы рынок труда не характеризовался высокой гибкостью реальной заработной платы, то в тот период безработица в России была бы гораздо выше из-за спада ВВП. В пользу этого говорят межстрановые сопоставления (Гимпельсон, Капелюшников, 2007).

По мере затухания кризисных явлений 1990-х годов ситуация на рынке труда в России стала меняться. В стране продолжались трансформационные процессы, происходило становление рыночных институтов и утрата переходной специфики. В (Капелюшников, 2009) описан ряд изменений в функционировании российского рынка труда, способствующих переходу к западной модели экономики, которые произошли в России во время стабильного роста 2000-х годов.

Теперь, из-за повышенного контроля со стороны прокуратуры РФ, у работодателей пропала возможность значительно задерживать выплату заработной платы, а сравнительно умеренная инфляция и номинальная жесткость заработной платы, подкрепленные контролем со стороны государства, не позволяли уменьшать реальные заработки, как это происходило в 1998–2002 гг. Это означает, что подстройка на рынке труда может перейти на механизм регулирования путем сокращения числа работников. Также среди важных изменений, способствующих переходу рынка к западной модели, стоит отметить по-

вышение пособий по безработице и изменение трудового законодательства (Капелюшников, 2009).

Влияние большинства изменений на рынок труда, однако, не является однозначным. Так, например, относительно ужесточения контроля за соблюдением трудовых отношений со стороны государства Р.И. Капелюшников отмечает: «... государство явно настроено на то, чтобы пресекать любые попытки предприятий действовать в обход закона, что должно делать сохранение ими избыточной рабочей силы более дорогостоящим и, следовательно, ускорять темпы сокращения занятости. С другой стороны, оно стало намного более жестко контролировать планы предприятий по высвобождению работников, что должно, напротив, замедлять темпы этого процесса». В частности поэтому Р.И. Капелюшников выражает сомнение в том, что произошедших изменений было достаточно для кардинальной перестройки рынка труда. Ответ на вопрос, сохранил ли российский рынок труда свою специфику или же стал функционировать по западной модели, он оставляет для дальнейших исследований, а именно для количественного анализа и эмпирических работ. Обнаружение отрицательной зависимости между инфляцией и безработицей могло бы послужить примером такого рода анализа.

Резюмируя, можно сказать, что российский рынок труда во время переходного периода работал согласно специфической модели «относительно стабильная занятость — чувствительная реальная заработная плата». Но есть основания полагать, что в результате ряда изменений, произошедших в России в течение второй половины 2000-х годов, модель рынка труда могла измениться по направлению к западной модели «стабильная реальная заработная плата — чувствительная безработица». Если же модель рынка действительно изменилась, то в качестве индикатора этого изменения можно рассматривать возникновение отрицательной связи между инфляцией и безработицей.

3. Кривая Филлипса

Кривая Филлипса была впервые обнаружена полвека назад. Элбан Уильям Филипс в 1957 г. обнаружил отрицательную корреляцию между уровнем безработицы и темпами роста заработной платы

на годовых данных по Великобритании за период 1861–1957 гг. (Phillips, 1958). Обнаруженное явление привлекло внимание многих исследователей. Аналогичные взаимосвязи были обнаружены и в других странах. Позднее экономисты Милтон Фридман и Эдмунд Фелпс в конце 1960-х годов высказали мнение о том, что в долгосрочной перспективе нет стабильной взаимосвязи между безработицей и инфляцией. Дело в том, что в долгосрочной перспективе агенты подстраивают свои контракты в соответствии с инфляционными ожиданиями, и рост цен не влияет на уровень безработицы. Впоследствии гипотеза Фридмана и Фелпса подтвердилась. Таким образом, оказалось, что инфляция не описывается простой функцией от уровня безработицы – в модели следует учитывать инфляционные ожидания. В такой форме кривая Филлипса представлена практически в любом современном учебнике по макроэкономике.

Одной из современных модификаций кривой Филлипса является «triangle model», предложенная Робертом Гордоном в 1982 г. (Gordon, 1982). Согласно этой модели, темпы инфляции определяются тремя факторами: безработицей (давление со стороны спроса, demand-pull), давлением со стороны издержек (cost-push), инерцией инфляции (вследствие адаптивности инфляционных ожиданий или спирали инфляция – заработная плата). Общий вид такой модели:

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

где π_t – уровень инфляции, u_t – уровень безработицы, v_t – случайный фактор, z_t – шоки со стороны издержек (например, изменение курса валют), μ_t – константа, $\alpha(L)$, $\beta(L)$, $\gamma(L)$, – лаговые многочлены.

Взвешенную сумму запаздывающих значений инфляции можно рассматривать как некоторую базовую инфляцию, то есть уровень инфляции, соответствующий потенциальной безработице в отсутствие шоков издержек. Модель в таком общем виде используется только для прогнозирования инфляции, поскольку коэффициенты в такой форме сложно интерпретировать в рамках содержательных теоретических моделей. 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 $\alpha(L)$.

Если также принять гипотезу о существовании некоторого постоянного уровня безработицы, который не ускоряет инфляцию (NAIRU, Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment), то уравнение (1) можно преобразовать к виду

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

где \bar{u} соответствует NAIRU. Именно это уравнение в несколько упрощенной форме и будет использоваться в данной работе.

Среди современных статей по проблематике моделирования инфляции стоит отметить работу (Stock, Watson, 2008a), в которой различные спецификации кривой Филлипса, в том числе (1), используются для прогнозирования инфляции в США. Сток и Ватсон обнаруживают, что наилучшие прогнозы среди всевозможных многомерных моделей инфляции дает именно модификация модели (1). При этом было обнаружено, что хотя инфляция в стабильное время так же хорошо прогнозируется при помощи одномерной модели UC-SV (Stock, Watson, 2008a), во время экономических кризисов именно модель Гордона кривой Филлипса дает наилучшие прогнозы для США.

Однако для того, чтобы говорить о связи безработицы и инфляции, не достаточно получить значимые коэффициенты при безработице в уравнении (2). Нужно обнаружить также связь безработицы с темпами роста номинальной заработной платы. Действительно, кейнсианский взгляд на кривую Филлипса гласит, что влияние безработицы на рост цен происходит через удорожание рабочей силы, то есть через рост заработной платы. Фирмам во время экономических подъемов приходится повышать зарплаты в борьбе за сотрудников. Во время кризисов, наоборот, фирмы сокращают издержки, уменьшая зарплаты, а работники готовы работать и за меньшую компенсацию, чтобы не оказаться безработными, и, таким образом, темпы роста заработной платы падают.

Одним из примеров статей, в которых была оценена зависимость темпов роста средней заработной платы от уровня безработицы, является работа (Gordon, Stock, 1998). Авторы 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). Это позволяет учесть тот факт, что рост заработной платы, вызванный

ростом производительности труда, не должен сопровождаться уменьшением безработицы.

Поскольку сезонная безработица не имеет отношения к колебаниям занятости, связанным с бизнес-циклами, в обеих работах, упомянутых выше, используется сезонно скорректированный уровень безработицы. Это необходимо для того, чтобы избежать смещения в оценках из-за сезонной компоненты.

Итак, в качестве отправной точки для создания модели инфляции и темпов роста заработной платы в России ниже будет использовано модифицированное уравнение (2).

4. 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.

4.1. Индексы цен и безработицы

Как уже было отмечено выше, Элбан 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 данной работы. Поскольку в работе анализируется завершающая фаза переходного процесса, данные за 1990-е годы имеют малое значение для данного исследования. С другой стороны, в распоряжении исследователя России нет 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 первого квартала 1999 г. по первый квартал 2010 г. и данные по ценам и заработной плате с 1997 г. по первый

квартал 2010 г. Квартальная периодичность была выбрана ввиду малого количества годовых данных и отсутствия в России помесечной статистики по безработице.

Все данные в темпах прироста, следуя (Gordon, Stock, 1998) и ряду других работ, были преобразованы к виду

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

где p_t исходный индекс в базисном виде, например, ИПЦ, для удобства сопоставления результатов с работами других авторов. Например, если цены выросли за квартал на 1%, то $\frac{p_t}{p_{t-1}} = 1,01$. В этом случае π_t примерно равен 4, то есть годовому темпу инфляции в процентах.

В качестве показателя средней заработной платы был взят одноименный индекс, публикуемый Росстатом. Индекс был преобразован в логарифмы квартальных темпов роста по формуле (3). Также был использован индекс безработицы, рассчитанный Росстатом по методологии МОТ. Именно этот индекс задает временной диапазон для исследования. Оба индекса были подвергнуты сезонной корректровке алгоритмом X12-ARIMA.

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 в квартальном выражении в работе было использовано отношение квартального ВВП в ценах 2003 г. к количеству занятых в экономике (оба ряда рассчитаны Росстатом). После преобразования (3) к показателю производительности была применена процедура X12-ARIMA для выделения тренда. Полученные таким образом оценки 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 за этот год показывают стабильный рост. Для расчета темпов роста удельных издержек на труд, точнее, логарифмического аналога, полученные оценки тренда производительности были вычтены из преобразованного при помощи (3) ряда заработной платы.

В качестве индексов цен в работе были исследованы три наиболее широко известных официальных показателя инфляции Росстата: индекс потребительских цен, индекс цен производителей промышленных товаров и дефлятор ВВП. Каждый индекс обладает определенными свойствами, которые необходимо учитывать в исследовании.

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 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 конечные цены. Тем не менее цены производителей и потребителей, очевидно, связаны между собой, и ИПЦ также должен улавливать влияние издержек на труд.

ИПЦ имеет ещё одно свойство – сезонный фактор. Учесть этот момент можно двумя способами. Первый способ – использовать алгоритм сезонной корректировки X_{12} -ARIMA, второй – исключить из корзины сезонные товары, то есть 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 есть 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.

Два других индекса, 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

² Используются оценки БИПЦ, полученные А.В. Дементьевым и И.О. Бесоновым в Лаборатории исследования проблем инфляции и экономического роста ГУ ВШЭ.

получения статистически значимых оценок, при прочих равных, 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 рассмотреть индекс цен производителей в обрабатывающих производствах в соответствии с классификацией ОКВЭД (ниже ИПЦ-D), поскольку добывающие производства, по-видимому, сильнее монополизированы и в большей степени 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.

4.2. Давление со стороны предложения

Для корректного исследования влияния давления спроса на цены, то есть 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 (Gordon, Stock, 1998) 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, высокая инфляция 1998 г. была вызвана 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. Причем влияние это происходит по двум каналам: прямому – через цены на топливо в потребительской корзине, и косвенному – через удешевление импортных товаров в результате увеличения профицита торгового баланса России и укрепления 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 ценам на нефть марки URALS агентства «U.S. Energy Information Administration» за конец квартала по отношению к концу предыдущего квартала. Затем рубля по отношению к доллару ЦБ РФ (рублей за доллар), подвергнутый аналогичному преобразованию.

4.3. Моделирование инфляционных ожиданий

При моделировании инфляционных ожиданий обычно используют один из двух подходов. Первый подход заключается в использовании рациональных ожиданий. Оценка моделей с рациональными ожиданиями производится при помощи условий ортогональности и обобщенного метода моментов. Такой подход с точки зрения неокейнсианской теории является самым обоснованным. Однако на практике данный подход плохо согласуется с наблюдаемой инерцией инфляции.

Другой подход заключается в моделировании инфляционных ожиданий как адаптивных в виде взвешенной суммы запаздывающих значений инфляции. Этот подход, хотя он и подвержен критике Лукаса, иногда применяется на практике. В частности, он использовался для определения уровня NAIRU (Gordon, Stock, 1998) и в моделях для прогнозирования инфляции (Stock, Watson, 2008a). Адаптивные ожидания, в отличие от рациональных ожиданий, позволяют моделировать инфляционную инерцию.

В данной работе выбор сделан в пользу адаптивных ожиданий в силу двух причин. Во-первых, в литературе по оценке трехфакторной модели Гордона используются именно ожидания в форме лагового полинома. Такая спецификация, в частности, дает наилучшие вневыборочные прогнозы инфляции в США (Stock, Watson, 2008a). Во-вторых, использование адаптивных ожиданий в форме геометрически распределенных лагов позволяет обойтись меньшим числом параметров, что существенно в условиях коротких временных рядов.

Адаптивные ожидания можно выразить формулой

$$\pi_{t+1}^e = (1 - \alpha)\pi_t + \alpha\pi_t^e$$

или же, если выразить 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 ограниченных временных рядов нужно выбирать компромиссный вариант. В данном исследовании были использованы 16 лагов. Фактически это означает, что инфляция более чем за четыре года назад не оказывает прямого влияния на текущие ожидания. Такое приближение оправдано, 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 лучшим приближением будет моделировать ожидания константой.

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.

4.4. Спецификация и метод оценки

После завершения подготовительной работы можно выписать уравнения для инфляции и для темпов роста средней заработной платы. Итак, уравнение для темпов роста цен и заработной платы примет вид

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

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

Уравнение (4) можно эффективно оценить методом концентрации (Анатольев, 2002), поскольку его можно разбить на линейную часть $\beta_0 + \beta_1 \hat{u}_t + \beta_2 \Delta \text{exr}_t + \beta_3 \Delta \text{oil}_t$ 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 линейных МНК, каждый из которых проводится при фиксированной нелинейной части. Поскольку в данном случае нелинейная часть параметризуется одной переменной, а пространство значений этой переменной — отрезок от 0 до 1, 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, свойственную для других методов минимизации суммы квадратов отклонений, аналогичных 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 (Staiger, Stock, Watson, 1996) 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.

4.5. Структурный сдвиг

Поскольку ожидается, что отрицательная взаимосвязь инфляции и безработицы может проявляться не на всем исследуемом интервале, представляется интересным найти период времени, начиная с которого можно говорить о наличии отрицательной корреляции меж-

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

ду ростом цен и безработицей. Дата структурного сдвига определяется при помощи теста Quandt — Andrews (Stock, Watson, 20086). Для этого необходимо, задавшись некоторой датой излома, добавить в уравнения фиктивную переменную d_t , равную 1 на промежутке времени до структурных изменений и равную 0 после структурного излома. Уравнение (4) примет вид

$$\pi_t = \beta_0^1 d_t + \beta_1^1 \hat{u}_t d_t + \beta_0^2 (1 - d_t) + \beta_1^2 \hat{u}_t (1 - d_t) + \beta_2 \Delta exr_t + \beta_3 \Delta oil_t + (1 - \alpha) \sum_{n=1}^{16} \alpha^n \pi_{t-n} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Последовательно изменяя дату обнуления d_t , 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.

Следует 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, урезающее временные ряды на 15% с обоих краев.

5. 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 первого квартала 1997 г. и заканчивается в первом квартале 2010 г. Выборка для ИЦП-D — только с первого квартала 1999 г. по четвертый квартал 2009 г. (все доступные на сегодняшний день официальные данные). Все шесть индексов цен были подвергнуты тесту Quandt — Andrews, описанному в разде-

ле 4.5. Оценка уравнения (5) производилась нелинейным методом наименьших квадратов при помощи метода концентрации с поиском параметра α на сетке на отрезке $[0, 1]$ (Анатольев, 2002). Результаты тестов и оценки параметров регрессии (5) приведены в табл. 1. Оказалось, что для трех индексов – ИЦП, ИЦП-D и дефлятора ВВП – параметр ожиданий α в результате поиска на сетке выходит на правую границу области значений, то есть $\alpha = 1$. 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. Это равносильно полному отсутствию влияния предыстории на инфляционные ожидания, то есть 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 котором 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 – 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.

Из результатов, приведенных в табл. 1, видно, что во второй половине выборки наблюдается отрицательная зависимость безрабо-

Таблица 1. Оценки даты структурного перехода и коэффициентов в уравнениях для шести показателей инфляции

Коэффициент	ULC		ИПЦ		БИПЦ		Дефлятор ВВП		ИПЦ		ИЦП-D	
	2001:1–2002:3	2002:4–2010:1	2001:1–2002:4	2003:1–2010:1	2001:1–2002:4	2003:1–2010:1	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	-67,14 (56,10)	38,05*** (9,97)	-21,94 (16,94)	16,81*** (3,71)	-29,88** (14,00)	17,22*** (4,65)	-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	9,52 (6,42)	-4,49** (1,93)	1,74 (2,10)	-2,25*** (0,55)	2,43 (1,57)	-2,12*** (0,67)	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	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)		0,127 (0,097)		-0,148* (0,088)		-0,021 (0,035)	
Цены на нефть, β_3	0,015 (0,011)		0,009** (0,004)		0,004 (0,003)		0,061*** (0,019)		0,150*** (0,039)		0,033*** (0,012)	
NAIRU, %	8,47*** (1,93)		7,47*** (0,63)		8,12*** (0,65)		8,51*** (0,58)		8,18*** (0,79)		13,22* (7,26)	
R ²	0,49		0,60		0,48		0,58		0,65		0,67	
Дата перехода	2002:3		2002:4		2002:4		2007:4		2007:2		2002:2	
W-статистика	8,13***		6,30**		9,74***		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 даты 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.

тицы с показателями инфляции. Причем для всех индексов, кроме ИЦП-D, коэффициенты, отражающие это влияние, значимы на 5%-м уровне. Для всех индексов тест Quandt – Andrews отвергает гипотезу о стабильности коэффициентов при безработице и константы на 5%-м уровне. При этом, несмотря на то что дата структурного излома 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 – ИЦП и дефлятор ВВП.

В то время как совпадение даты для ИПЦ и БИПЦ было вполне ожидаемо ввиду того, что корзина БИПЦ входит в более обширную корзину ИПЦ, различие момента перехода для ИЦП и ИЦП-D кажется несколько неожиданным. Возможной причиной различий между группами может быть то, что ИЦП и дефлятор ВВП более волатильные индексы, чем индексы из первой группы, и все различие вызвано статистической ошибкой. Вообще говоря, моделирование структурного перехода при помощи одномоментного скачка в коэффициентах, безусловно, является упрощением. Скорее следует ожидать некоторого постепенного изменения в параметрах. Поэтому 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-таки 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 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 исследо-

вателями до последнего времени. 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 свидетельствовать 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.

Поскольку на второй части выборки коэффициент при безработице принимает отрицательное значение, имеет смысл говорить о существовании уровня безработицы, не ускоряющего инфляцию (NAIRU). 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 (Staiger, Stock, Watson, 1996), доверительный интервал, построенный таким методом недостаточно точен, для целей данной работы 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 1%.

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. При этом изменение безработицы на один процентный пункт влияет на различные показатели инфляции с разной силой. Так, например, падение занятости на один процентный пункт приводит к падению темпов роста заработной платы на 4,5 п.п. при постоянной производи-

тельности труда. На потребительские цены влияние подобных изменений занятости слабее в 2 раза (на 2,25 п.п.), а на цены производителей и на дефлятор ВВП – в 2 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. Дело в том, что во время спада 1998–1999 гг. фирмы использовали как сокращение работников, так и уменьшение реальной заработной платы. В результате того, что фирмы использовали обе меры, одновременно наблюдалась и повышенная безработица, и повышенная инфляция. Этому способствовало, прежде всего, сильное влияние роста цен на импортные товары, вызванное падением курса рубля.

В то время как первая мера – сокращение числа работников – характерна для стабильных рыночных экономик, вторая – сокращение реальной заработной платы – была возможна только в условиях переходного рынка труда и высокой инфляции. Этому также способствовали формально-правовая среда и ослабленный контроль государства за фирмами, описанные в разд. 2.

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, 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-Д.

Также смещение коэффициента при безработице в положительную сторону могло быть обусловлено тем, что NAIRU был выше в 1998–2001 гг. Фактически это означает, что, несмотря на высокий уровень безработицы, он был не выше NAIRU. В некотором смысле это согласуется с тем мнением, что если бы фирмы не уменьшали реальную заработную плату в тот период, то безработица была бы

ещё выше. Это любопытное наблюдение можно исследовать количественно в рамках модели с переменным уровнем инфляции (Gordon, Stock, 1998).

В конце раздела 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 это влияние экономически незначимо. 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 5%-м 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.

6. Заключение

Главным результатом, полученным в данной работе, является подтверждение гипотезы о возникновении 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 оно было статистически незначимым, 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. Оценки даты

структурного перехода 2003–2007 гг. позволяют высказать предположения о том, почему в более ранних работах это влияние не было обнаружено.

В работе получены некоторые количественные оценки влияния уровня безработицы на цены (и возможного уровня NAIRU). Широкая информационная база показателей инфляции в виде шести временных рядов, по-видимому, позволяет говорить о наличии этого влияния. С другой стороны, содержательный анализ изменений в институциональной среде также может свидетельствовать в пользу моделей, предполагающих существование кривой Филлипса. Например, такие изменения, как усиление инфорсmenta контрактов и увеличение пособий по безработице, в условиях умеренной инфляции должны способствовать увеличению жесткости заработной платы, а значит, и изменению механизма уравнивания спроса и предложения на рынке труда.

Литература

Анатольев С.А. (2002) Эконометрика для продолжающих: курс лекций. М.: Российская экономическая школа, 2002.

Бессонов В.А. (2005) Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: Институт экономики переходного периода, 2005.

Капелюшников Р.И. (2009) Конец российской модели рынка труда: Препринт WP3/2009/06. – М.: Изд. дом Государственного университета – Высшей школы экономики, 2009.

Капелюшников Р.И., Гимпельсон В.Е. (ред.) (2007) Заработная плата в России. Эволюция и дифференциация. М.: Изд. дом Государственного университета – Высшей школы экономики, 2007.

Phillips A. W. (1958) The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957 // *Economica*. New Series. Vol. 25. No. 100 (Nov., 1958). P. 283–299.

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.

Gordon R.J., Stock J.H. (1998) Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU // *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 1998. No. 2 (1998) P. 297–346.

Staiger D., Stock J.H., Watson M.W. (1996) How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment? // NBER Working Paper No. 5477.

Stock J.H., Watson M.W. (2008a) Phillips Curve Inflation Forecasts // NBER Working Paper No. 14322 September 2008.

Stock J.H., Watson M.W. (2008b) Introduction to Econometrics. – Pearson Addison Wesley, 2008.

Gafarov, B.

Econometric study of the correlation between the unemployment and inflation in Russia in the framework of the model with three factors and adaptive expectations distributions : Working paper WP2/2010/04 [Text] / B. Gafarov ; The University – Higher School of Economics. – Moscow : Publishing House of the University – Higher School of Economics, 2010. – 32 p. – 150 copies.

It is a common belief that the unemployment and inflation in Russia do not exhibit any negative correlation referred to as “Phillips curve” due to the peculiar labor market. The attempt to verify the hypothesis about the emergence of the correlation in the period after the transitory recession was made in this paper. The study of six different inflation measures (unit labor cost, CPI, core CPI, PPI, PPI for the manufacturing industry and GDP deflator) based on R. Gordon’s “triangle” model with adaptive expectations does not reject the hypothesis about the negative correlation between the unemployment and inflation for all 6 indices in the late 2000-s. Quandt-Andrews test provides estimates for the date of the structural break in the correlation. Also tentative estimates of the NAIRU and influence of unemployment gap on inflation and labor costs were obtained in this study. The estimates for different inflation measures are consistent with each other. The results suggest that there was gradual qualitative transition in the Russian labor market toward the western contemporary model.

JEL Classification: C22, E02, E 31.

Key phrases: labor market, Phillips curve, Gordon’s triangle model, NAIRU.

*Препринт WP2/2010/04
Серия WP2
Количественный анализ в экономике*

Гафаров Булат Наилевич

**Эконометрическое исследование связи безработицы
и инфляции в России в рамках трехфакторной модели
с адаптивными ожиданиями**

Зав. редакцией оперативного выпуска *А.В. Заиченко*
Технический редактор *Ю.А. Самолетова*

Отпечатано в типографии Государственного университета –
Высшей школы экономики с представленного оригинал-макета
Формат 60×84 1/16. Бумага офсетная. Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 1,9
Усл. печ. л. 1,86. Заказ № . Изд. № 1198

Государственный университет – Высшая школа экономики.
125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография Государственного университета – Высшей школы экономики.
Тел.: (495) 772-95-71; 772-95-73

Для заметок

Для заметок

Для заметок
