

МАТЕМАТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЭКОНОМИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

КРАТКОСРОЧНАЯ КРИВАЯ ФИЛЛИПСА И ИНФЛЯЦИОННЫЕ ПРОЦЕССЫ В РОССИИ

© 2010 г. Д.А. Мухин¹

(Москва)

Дается краткое описание трех популярных моделей, посвященных взаимосвязи реального выпуска и темпов инфляции в краткосрочном периоде. Проведена их верификация. Представлены результаты опроса респондентов на предмет формирования инфляционных ожиданий. Сделана оценка параметров кривой Филлипса в различных моделях эконометрическими методами и методом калибровки. Самостоятельную ценность может иметь предложенный метод оценки инфляционных ожиданий на основе данных Росстата.

Ключевые слова: реальный выпуск, темпы инфляции, инфляционные ожидания, оценка, Росстат.

1. ВЫВОД КРИВОЙ ФИЛЛИПСА В МОДЕЛЯХ¹

Одной из наиболее важных проблем российской экономики в новейшей истории страны была и остается проблема инфляции. После некоторого затишья в начале 2000-х годов вопрос о высоком темпе роста цен вновь вышел на первое место в конце третьего квартала 2007 г. С началом рецессии рост цен в России не только не прекратился, но даже ускорился, что породило серьезные волнения о надвигающейся стагфляции.

Свой вклад в высокие показатели инфляции в России вносят все три классические причины быстрого роста цен: превышение темпов роста денежной массы над темпами роста экономики, шоки предложения и инфляционные ожидания (Полтерович, 2006). Данное исследование посвящено анализу последнего из перечисленных факторов. О важности этого фактора в российской экономике свидетельствуют эконометрические исследования инфляционных процессов, наблюдавшихся в нашей стране в 1990-е годы (Шагас, Туманова, 2001; Дробышевский, Козловская, 2003), а также в последнем десятилетии (Кудрин, 2007). Цель данной работы состоит в проверке нескольких стандартных моделей, описывающих краткосрочную динамику цен и выпуска в ответ на шоки со стороны совокупного спроса, на их адекватность в описании российской действительности.

1.1. Модель адаптивных ожиданий. Предложенная изначально А. Филлипсом (Phillips, 1958) при описании ситуации на рынке труда одноименная кривая была позже дополнена М. Фридманом и Э. Фелпсом (Friedman, 1968; Phelps, 1968) адаптивными ожиданиями и стала классическим инструментом макроэкономической науки. Хотя позже данная модель была подвергнута серьезной критике (Sargent, Wallace, 1975) за отсутствие прочной основы на микроуровне и главное – за нерациональность формирования ожиданий. Она может оказаться достаточно полезной в российской действительности, учитывая отстающий характер рыночной экономики в России. Кривая Филлипса в таком случае задается уравнением

$$\pi_t = \beta y_t + \pi_{t-1}, \quad (1)$$

где $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ – инфляция за период t , рассчитанная как разность уровней цен на конец и начало периода, выраженных в логарифмах; y_t – логарифм валового выпуска в экономике, нормированный таким образом, что долгосрочный уровень выпуска $\bar{y} = 0$.

¹ Автор благодарен Е. Липник, М. Голубеву, А. Ярыгиной и С. Попсуеву за плодотворное сотрудничество над неопубликованной работой, которая оказала на него значительное влияние при написании данной статьи. Автор также благодарен Ф. Картаеву за то, что он взял на себя труд ознакомиться с черновым вариантом работы в кратчайшие сроки и высказал ряд ценных замечаний. Разумеется, вся ответственность лежит исключительно на авторе.

1.2. Модель жестких цен. Именно эта модель легла в основу неокейнсианской кривой Филлипса. Главная идея, воплощенная в этой модели, состоит в том, что каждый период времени t лишь часть фирм (их доля равна λ) меняет свои цены. На протяжении последних 30 лет были предложены разнообразные возможные причины жесткости цен на микроуровне: жесткость номинальной заработной платы (Fischer, 1977), “издержки меню” (Mankiw, 1985), неопределенность реакции спроса на изменение цены продукции (Barro, 1972) и др.

Основные предпосылки модели описываются в трех уравнениях. Предполагается, что желаемая фирмами цена p_t^* зависит от общего уровня цен и реального выпуска, а точнее, его отклонения от потенциального²:

$$p_t^* = p_t + \alpha y_t. \quad (2)$$

Не имея возможности достаточно часто корректировать цены, фирмы стремятся при изменении прейскуранта установить такую цену x_t , которая отражает ожидания желаемых цен в последующие периоды³:

$$x_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_t(p_{t+j}^*). \quad (3)$$

Третье уравнение задает уровень цен в экономике как средневзвешенное цен фирм, установленных в прошлом:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j x_{t-j}. \quad (4)$$

Решая модель (2)–(4), получаем следующее уравнение кривой Филлипса:

$$\pi_t = \alpha \lambda^2 y_t / (1-\lambda) + E_t(\pi_{t+1}). \quad (5)$$

В дальнейшем будет удобно воспользоваться обозначением $\gamma = \alpha \lambda^2 / (1-\lambda)$. Таким образом, в рамках модели жестких цен инфляция зависит от нынешних ожиданий будущей инфляции.

1.3. Модель жесткой информации. Альтернативная теория была предложена в (Mankiw, Reis, 2002). В ней преодолен ряд теоретических проблем, нерешенных в рамках модели жестких цен. Предполагается, что каждая фирма при установлении цен руководствуется всей имеющейся у нее информацией, а ожидания формируются рационально. Но так как информация распространяется неравномерно, то часть предприятий формирует свои цены на основе устаревших данных. То есть фирма, обновившая последний раз план j периодов назад, установит следующую цену:

$$x_t^j = E_{t-j}(p_t^*). \quad (6)$$

Условие для оптимальной цены то же, что и в предыдущей модели. Уровень цен в экономике представляет собой средневзвешенное цен всех фирм:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j x_t^j. \quad (7)$$

При предпосылках (2), (6), (7) получаем следующее выражение кривой Филлипса:

$$\pi_t = \frac{\alpha \lambda}{1-\lambda} y_t + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(\pi_t + \alpha g_t), \quad (8)$$

где $g_t = y_t - y_{t-1}$ – темп роста реального валового выпуска. Фактически эта запись указывает на то, что текущий рост цен зависит от ожиданий предшествующих периодов нынешней инфляции и нынешнего роста производства.

² Вывод данного уравнения из задачи максимизации прибыли фирм был предложен в работе (Blanchard, Kiyotaki, 1985).

³ Здесь и далее запись $E_t(a_T)$ обозначает ожидания, сформированные в момент t , относительно значения переменной a в момент времени T .

2. ПЕРВЫЙ ЭТАП ВЕРИФИКАЦИИ: ОПРОС РЕСПОНДЕНТОВ

Большую пользу при верификации предпосылок моделей может оказать опрос населения. В проведенном анкетировании респондентам предлагалось ответить на два основных вопроса: какие, на их взгляд, факторы служат предвестниками изменения темпов инфляции и какие действия они предпринимают, чтобы защитить свои доходы и сбережения от роста цен. На каждый вопрос было предложено несколько вариантов ответа, кроме того, респондент мог добавить собственный вариант. На каждый вопрос можно было дать более одного ответа. При опросе респондентов было соблюдено соотношение между трудоспособными гражданами и нетрудоспособными (студенты⁴ и пенсионеры). Всего в анкетировании приняло участие более 250 человек. И хотя данный опрос не учитывает половую структуру общества, пропорции между городским и сельским населением и многие другие показатели, некоторые любопытные выводы на его основе сделать все же можно.

Полученные результаты (рис. 1) свидетельствуют в пользу следующих утверждений.

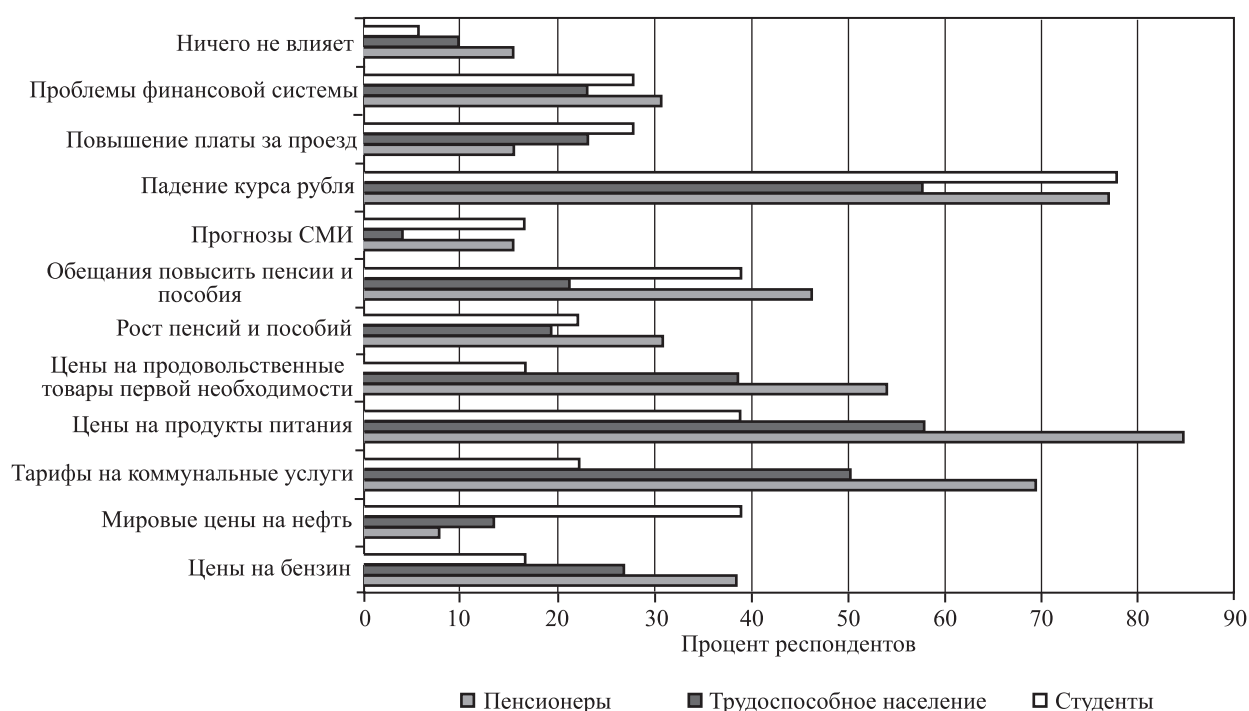


Рис. 1. Результаты опроса: факторы инфляционных ожиданий

1. Основным фактором инфляционных ожиданий выступает курс рубля по отношению к доллару и евро, которые являются главными альтернативными активами в "портфеле" населения. Около 65% респондентов назвало падение курса рубля среди предвестников инфляции⁵. Логично, что при этом большинство респондентов (54%) предпочитают в преддверии роста инфляции переводить свои сбережения в иностранную валюту.

2. Рост цен, по мнению респондентов, проявляется в первую очередь в удорожании наиболее употребительных товаров и услуг естественных монополий. Большинство опрошенных назвало среди предвестников инфляции рост цен на продукты питания (58%), непродовольственные

⁴ Хотя официально многие студенты относятся к трудоспособному возрасту, мы выделили их в отдельную категорию, что кажется оправданным в силу различий в источнике доходов и потребностях этих социальных групп.

⁵ Здесь, правда, наблюдается некоторая асимметрия: укрепление рубля в качестве дефляционного фактора рассматривают менее четверти опрошенных.

товары первой необходимости (36%), повышение платы за проезд в общественном транспорте (23%), рост тарифов на коммунальные услуги (47%).

3. Среди важнейших факторов для пенсионеров – обещания правительства повысить пенсии и непосредственно само повышение. Многие респонденты старших возрастов отмечали, что повышение пенсии часто совпадает со скачком цен на продовольственных рынках. Вполне возможно, что на формировании такой причинно-следственной связи сказалась позиция самого правительства, которое неоднократно на протяжении последних лет указывало на инфляцию как следствие роста пенсионных выплат, пытаясь тем самым оправдать низкий уровень последних.

4. Уровень доверия населения к антиинфляционной политике правительства и Центробанка весьма низок. В анкете респондентам предлагалось указать, следят ли они за заявлениями представителей ЦБ и Минфина и как они к ним относятся. В результате выяснилось, что власти злоупотребляют кредитом доверия населения: если среди молодежи лишь 6% категорически не доверяет заявлениям властей, то среди трудоспособных людей таких уже 10%, а среди пенсионеров – 54%⁶. Лишь 8% респондентов принимают всерьез прогнозы СМИ. Многие респонденты со злой иронией указали на отрицание со стороны властей возможности девальвации рубля в 1998 г. и 2008–2009 гг.

5. Действия населения, направленные на спасение сбережений и доходов от инфляции, разнообразны и даже противоречивы (рис. 2). Помимо указанного выше перевода средств в иностранную валюту в преддверии скачка цен респонденты склонны увеличивать запасы товаров (27%) и чаще делать крупные и мелкие покупки (12%). Несколько парадоксально на этом фоне выглядит высокая доля респондентов, стремящихся экономить и увеличивать накопления в период высокой инфляции (29%). Часть опрошенных используют для спасения накоплений инвестиции в драгоценные металлы (18%) и недвижимость (24%). Около 17% респондентов бездействуют в условиях роста цен, жалуясь на то, что им нечего сберечь.

Таким образом, опрос населения свидетельствует о преимущественно адаптивном характере инфляционных ожиданий. При этом экономические агенты не доверяют политике ЦБ и пра-

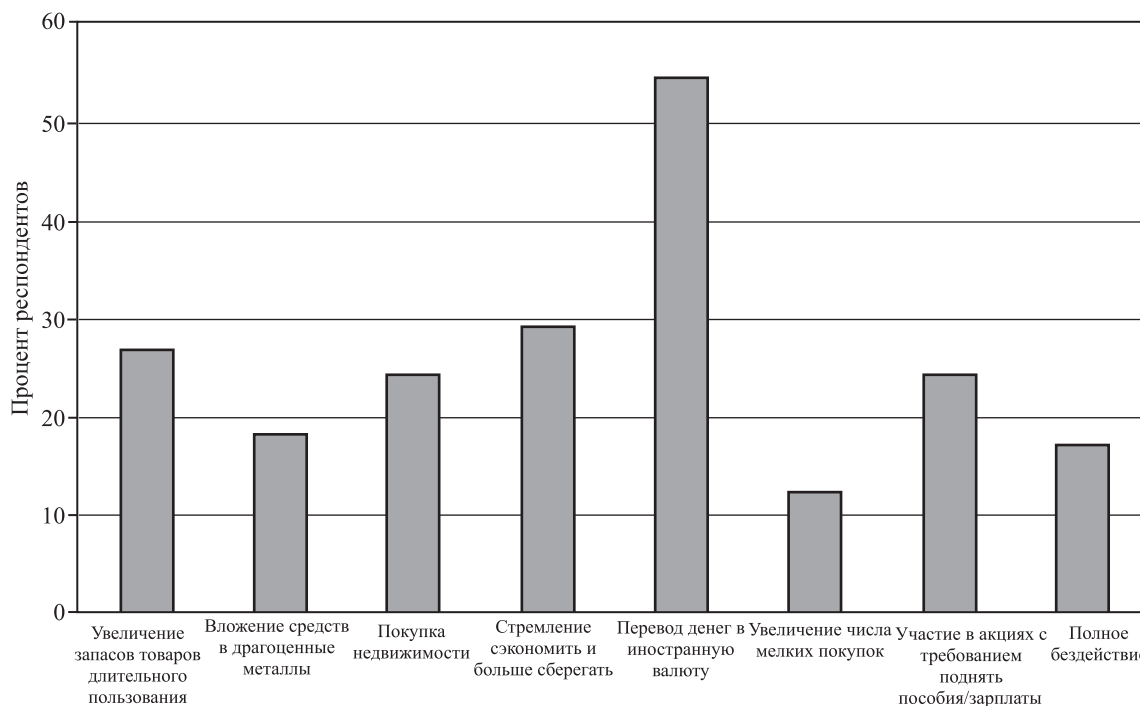


Рис. 2. Результаты опроса: действия населения в преддверии роста цен

⁶ Заметим, что в оставшиеся проценты входят как те, кто доверяет ЦБ, так и те, кто вовсе не следит за заявлениями его представителей.

вительства, ориентируясь на те экономические показатели, которые согласно их жизненному опыту могут служить опережающими индикаторами. Большинство опрошенных снижают спрос на деньги уже в преддверии роста темпов инфляции.

3. ВТОРОЙ ЭТАП ВЕРИФИКАЦИИ: МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОВЕДЕНИЯ ИНФЛЯЦИИ И ВЫПУСКА

Перейдем теперь к верификации моделей с помощью макроэкономических временных рядов. Однако перед этим необходимо обсудить вопрос оценивания инфляционных ожиданий.

3.1. Моделирование инфляционных ожиданий. Серьезной трудностью в верификации моделей является оценка ожидаемой инфляции. К сожалению, в отличие от западных агентств, которые спрашивают респондентов об их прогнозе динамики цен на ближайший год, Росстат предлагает респондентам выбрать один из нескольких вариантов дальнейшего изменения цен (от “значительно вырастут” до “значительно упадут”). На основе полученных ответов агентство рассчитывает индекс ожидаемого изменения цен⁷. Как указывает Росстат, абсолютное значение этого индекса сложно интерпретировать. Поэтому в ходе данного исследования была разработана следующая процедура оценивания ожидаемой инфляции.

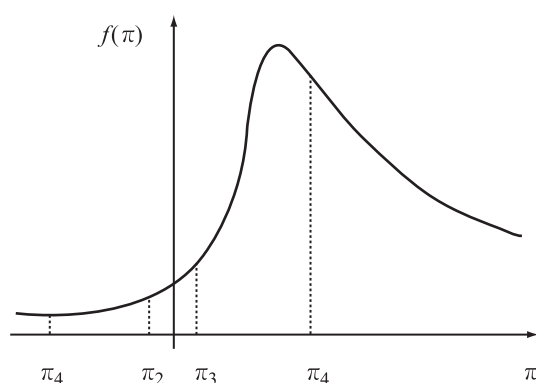


Рис. 3. Функция плотности распределения инфляционных ожиданий в России

Предположим, что агрегированные инфляционные ожидания общества имеют непрерывную и дифференцируемую функцию распределения⁸. Можно предположить, что функция плотности будет выглядеть так, как показано на рис. 3: незначительное число людей ожидает дефляцию, некоторые прогнозируют умеренную инфляцию, значительная часть — галопирующую инфляцию, а небольшая часть — гиперинфляцию. Еще одна предпосылка состоит в том, что существуют такие средние значения $\pi_1, \dots, \pi_4$ ⁹, что падение цен более чем на $|\pi_1|$ рассматривается обществом как “значительное снижение цен”, от $|\pi_2|$ до $|\pi_1|$ — как “незначительное снижение цен”, изменение цен в диапазоне от π_3 до π_4 воспринимается как “неизменность цен”, повышение цен на величину от π_3 до π_4 — как “незначительный рост цен”, а инфляция, превышающая π_4 , — как “значительный

рост цен”. Тогда в соответствии с методологией Росстата индекс ожидаемого изменения цен вычисляется по формуле¹⁰

$$I = \left(\int_{-\infty}^{\pi_1} f(\pi) d\pi + 0.5 \int_{\pi_1}^{\pi_2} f(\pi) d\pi - 0.5 \int_{\pi_3}^{\pi_4} f(\pi) d\pi - \int_{\pi_4}^{+\infty} f(\pi) d\pi \right) \times 100. \quad (9)$$

⁷ Такая методика связана, по-видимому, с тем, что Росстат интересуется не столько инфляционными ожиданиями, сколько индексом потребительской уверенности, который агрегирует ряд других индексов, в том числе индекс ожидаемого изменения цен. К сожалению, этим недостатком страдают также аналогичные показатели “Левада-центра” (см., например, ежегодник “Общественное мнение 2007”) и обследования Независимого института социальной политики, которые к тому же проводятся не ежеквартально, а шесть раз в год. Что касается исследований ФОМ и ВЦИОМ, то они носят эпизодический, а не регулярный характер.

⁸ То есть предполагается, что, во-первых, у каждого члена общества есть своя функция распределения инфляционных ожиданий, а во-вторых, можно агрегировать эти индивидуальные функции и в результате получить функцию распределения инфляционных ожиданий общества в целом.

⁹ В этом разделе под π_i будем подразумевать абсолютную величину ожидаемой инфляции, а не ее логарифм.

¹⁰ В расчетах частных индексов используется процентный баланс (процентное сальдо), т.е. разница между процентом положительных ответов и процентом отрицательных ответов, вычисленных после взвешивания ответов респондентов. Определенно положительным и определенно отрицательным ответам присваивается вес “1”, скорее положительным и скорее отрицательным ответам — вес “0.5”, нейтральным — вес “0” (постановление Государственного комитета РФ по статистике № 62).

Зная величину этого индекса, можно оценить ожидаемую инфляцию:

$$E(\pi) = \int_{-\infty}^{+\infty} \pi f(\pi) d\pi. \quad (10)$$

Для решения этой задачи необходимо определить вид распределения и значения π_i .

Второй вопрос решался с помощью опроса: респондентам было предложено оценить пороговые значения инфляции. Как и следовало ожидать, эти значения оказались несимметричными относительно нуля: $\pi_1, \dots, \pi_4$ равны соответственно -10.5 ; -2 ; 3 и 12.5% .

Сложнее обстоит дело с выбором функции распределения¹¹. Опрос показал, что дефляционные настроения у респондентов полностью отсутствуют, неизменность цен прогнозирует около 1% опрошенных, а основная часть опрошенных ожидает незначительную или значительную инфляцию¹². Поэтому будем считать функцию плотности распределения равной нулю при отрицательных значениях π . Из стандартных законов распределения в таком случае в наибольшей степени подходят распределения Фишера, Вейбула, логарифмически нормальное распределение, распределение хи-квадрат. Последнее имеет то важное в нашем случае преимущество, что является однопараметрическим. Однако поскольку математическое ожидание хи-квадрат равно числу степеней свободы, а следовательно, всегда целое число, что, вообще говоря, неверно для инфляционных ожиданий, удобнее в дальнейшем использовать гамма-распределение с параметром масштаба, равным 0.5. Оно, по сути, представляет закон Пирсона с произвольным положительным числом степеней свободы. Критерий согласия хи-квадрат Фишера подтверждает гипотезу на уровне значимости 5%. Наблюдаемые отклонения от данного закона распределения связаны в основном с притягательностью для респондентов “круглых” цифр (10, 15, 20, 25 и 50). Таким образом, для нахождения ожидаемой инфляции осталось оценить для каждого периода второй параметр гамма-распределения с помощью индекса I и рассчитать показатель (10). Поскольку полученные оценки ожидаемой инфляции могут уже сами по себе представлять некоторый интерес, ниже приведен график полученных значений (рис. 4).

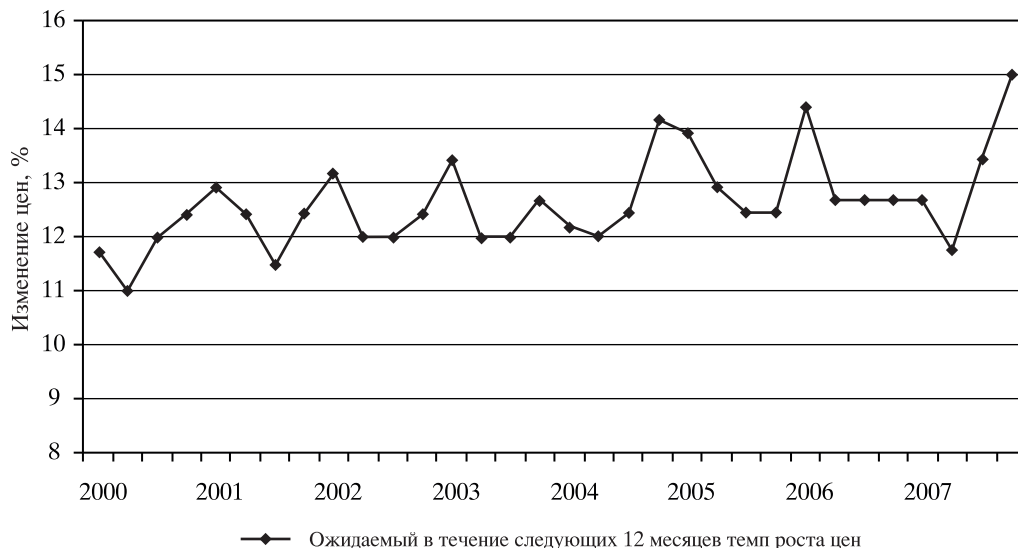


Рис. 4. Инфляционные ожидания в России

¹¹ Предполагается, что инфляционные ожидания описываются одним и тем же законом распределения в любой момент времени, но, возможно, с разными параметрами.

¹² Стоит отметить, что эти результаты косвенно подкрепляются данными Росстата: в его обследовании за IV квартал 2007 г. сказано, что “на опасения, связанные со значительным ростом цен, указали 66% опрошенных (против 49% в IV квартале 2006 г.)”. Если предположить, что все остальные респонденты прогнозировали незначительный рост цен, то индекс ожидаемого изменения цен составил бы в IV квартале 2006 и 2007 гг. -74.5 и -83 соответственно, что очень близко к официальным показателям (-73 и -82 соответственно).

3.2. Эконометрическое оценивание кривой Филлипса. Наиболее простым способом верификации трех описанных моделей может быть оценивание параметров различных вариантов кривой Филлипса. Для этого были использованы данные по реальному ВВП, уровню инфляции и денежной массе (M2). Кроме того, для оценки инфляционных ожиданий мы пользовались данными Росстата, содержащимися в ежегодниках “Социальное положение и уровень жизни населения России”¹³. Это вынудило нас ограничиться квартальными данными, так как месячные опросы ими не проводятся. В открытом доступе имеются результаты опросов только за 2000–2007 гг., что также сузило выборку. Подробное описание предварительной обработки временных рядов вынесено в приложение. В результате оценивание регрессий дало следующие результаты (табл. 1). Таким образом, связь между инфляцией и выпуском оказывается незначимой во всех трех моделях даже на 10%-ном уровне¹⁴.

Таблица 1

Модель	Коэффициент при переменной выпуска	t-статистика	Значимость коэффициента
Модель адаптивных ожиданий	0.201222	1.001832	0.3253
Модель жестких цен	0.337245	1.104797	0.2802
Модель жесткой информации	–0.246364	–1.102608	0.2796

Существенный недостаток данного способа верификации моделей – неявная предпосылка о детерминированном характере выпуска. Между тем все три модели рассматривают отклонение реального выпуска от потенциального значения как эндогенную величину, динамика которой в краткосрочном периоде наравне с уровнем цен испытывает на себе влияние проводимой экономической политики. Следующий раздел посвящен решению этой проблемы.

3.3. Метод калибровки. Излюбленный метод верификации моделей в работах, посвященных теории реального делового цикла, – метод калибровки – не получил большого распространения в моделях жестких цен (в качестве исключения можно упомянуть (Mankiw, Reis, 2001)). Между тем данный метод может оказаться полезным для верификации вышеописанных моделей.

Для моделирования динамики инфляции и выпуска введем общее для всех моделей уравнение

$$m_t = p_t + y_t, \quad (11)$$

где m_t может рассматриваться либо узко как логарифм предложения денег, либо более широко как совокупный спрос¹⁵. Данная величина предполагается экзогенной и зависит от политики правительства и ЦБ. В результате каждую теорию можно свести к системе из соотношения (11) и уравнения, характеризующего соответствующую модель. Эндогенными переменными в этих системах выступают y_t и p_t , которые однозначно определяются при заданных параметрах моделей (λ , α , β), начальных значениях выпуска и уровня цен и динамике экзогенной переменной m_t (подробнее см. приложение).

Рассмотрим сначала ситуацию, когда m_t трактуется как объем денежной массы. Выбор коэффициентов осуществлялся с целью минимизации суммы квадратов отклонений от реальных зна-

¹³ Данные взяты с сайтов: www.gks.ru, stat.hse.ru, www.cbr.ru.

¹⁴ Несколько лучшие результаты (хотя по-прежнему незначимые) можно получить, если предположить существование лага в один-два квартала между изменением цен и выпуска, однако это сомнительно с точки зрения моделей.

¹⁵ Если трактовать m_t как величину совокупного спроса, то в общем случае равенство (11) следовало бы изменить, добавив коэффициент при переменной y_t , который бы отражал наклон кривой совокупного спроса. Это обобщение мы оставляем для будущих работ.

чений уровня цен итеративным путем¹⁶. Во всех случаях минимум достигался при единственном значении параметров.

Полученные результаты (табл. 2) говорят о том, что модели жестких цен и жесткой информации практически не объясняют наблюдаемую инфляцию и входят в явное противоречие с динамикой цен (коэффициенты корреляции близки к нулю). Кроме того, надо учесть малую реалистичность параметров, при которых были получены такие коэффициенты корреляции: $\gamma = 0.086$, $\lambda = 0$. Так, последнее равенство означает, что фирмы вообще не пересматривают цены. Что касается адаптивной модели, то, не будучи способной полностью объяснить изменения макроэкономических показателей, она тем не менее выглядит вполне достойно на фоне двух других моделей.

Таблица 2

Модель	Коэффициенты корреляции реальных и смоделированных показателей		
	цены	выпуск	инфляция
Модель адаптивных ожиданий	0.326	0.550	0.358
Модель жестких цен	-0.055	0.731	0.040
Модель жесткой информации	0.000	0.602	0.000

Подойдем теперь к проблеме с другой стороны: будем трактовать m_t широко, т.е. как совокупный спрос. Поскольку мы рассматриваем не такой уж большой отрезок времени, скорость обращения денег может сильно колебаться во времени. Поэтому проведем новое моделирование, рассчитав значения m_t как сумму фактических p_t и y_t , т.е. как номинальный ВВП¹⁷ (табл. 3).

Таблица 3

Модель	Коэффициенты корреляции реальных и смоделированных показателей		
	цены	выпуск	инфляция
Модель адаптивных ожиданий	0.738	0.439	0.861
Модель жестких цен	0.721	0.491	0.810
Модель жесткой информации	0.662	0.427	0.796

В целом новые результаты кажутся более удачными. На рис. 5 представлены графики фактической инфляции (после статистической обработки) и смоделированных рядов. Хотя все модели показывают достаточно близкие результаты, некоторое преимущество в объяснении динамики выпуска имеется у модели жестких цен, а в объяснении динамики цен и инфляции – у модели адаптивных ожиданий. Коэффициенты, при которых достигается минимальное значение суммы

¹⁶ Хотя, как и в случае эконометрического оценивания параметров, здесь минимизируется сумма квадратов остатков, принципиальное отличие состоит в том, что при оценивании регрессий (15)–(17) эконометрическими методами принимаются во внимание только наблюдаемые значения переменных, а при использовании метода калибровки в качестве запаздывающих эндогенных переменных берутся оцененные их значения, т.е. значения, полученные при моделировании.

¹⁷ Надлежащим образом была также переоценена динамика ожидаемого совокупного спроса.

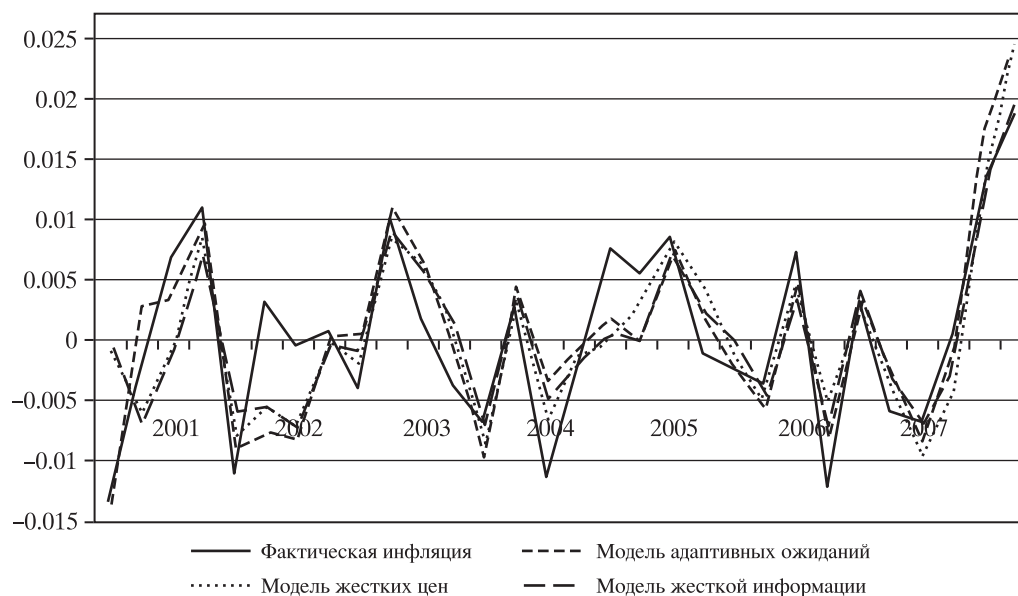


Рис. 5. Смоделированная и фактическая инфляция

квадратов отклонений, кажутся вполне правдоподобными: $\beta = 7.2$, $\gamma = 2.5$, $\lambda = 0.85$, $\alpha = 0.47$. В частности, согласно модели жесткой информации в России в данный период фирмы обновляли цены в среднем 3.4 раза в год. Для сравнения: в США и Европе этот показатель близок к единице (Fabiani et al., 2006). Столь большое различие, очевидно, связано с высоким инфляционным фоном в российской экономике.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Важнейшим теоретическим выводом, который можно сделать на основании данного исследования, является значимое различие в описательной способности трех моделей в зависимости от трактовки экзогенной переменной. Модели жестких цен и жесткой информации оказываются абсолютно бесполезными при моделировании инфляции в среднесрочной перспективе на основании динамики денежных агрегатов, более интересные результаты дает модель адаптивных ожиданий. Однако, если в качестве экзогенной переменной использовать номинальный ВВП (совокупный спрос), возможности моделей оказываются впечатляющими, особенно при моделировании инфляции. В этом случае модель адаптивных ожиданий также имеет некоторые преимущества. Несмотря на то что данные модели строились, в частности, с целью обосновать влияние монетарной политики на микроуровне¹⁸, рано утверждать, что эта задача полностью решена. Как показывает верификация этих моделей на примере России, они скорее служат одним звеном в длинной цепочке моделей, описывающей механизм кредитно-денежной трансмиссии.

Небезынтересным оказывается сравнение результатов верификации для трех моделей. Как уже было отмечено выше, определенные преимущества в моделировании инфляции имеет модель адаптивных ожиданий. Правдоподобность данной модели подтверждают также результаты опроса. Наименее удовлетворительные результаты дает модель жесткой информации. Возможно, это связано с незначительной ролью ожиданий населения относительно роста совокупного спроса (см. уравнение (17)), о чем явно свидетельствуют результаты опроса – население не доверяет заявлениям представителей ЦБ и Минфина и предпочитает “опережающие” индикаторы инфляции рациональным оценкам будущей конъюнктуры.

¹⁸ Например, важным преимуществом модели жесткой информации, по мнению Г. Мэнкью (Mankiw, Reis, 2002), является то, что согласно ей выпуск и темп инфляции не мгновенно реагируют на колебания денежных агрегатов. Однако постепенное изменение этих показателей может быть также обусловлено лагом между динамикой денежной массы и совокупного спроса.

Любопытно, что в координатах (y, π) (рис. 6) кривая краткосрочного совокупного предложения согласно модели адаптивных ожиданий ($SRAS_{adapt}$) получилась более крутой, чем в других моделях ($SRAS_{s/p}$). Это как будто означает, что наименьшее изменение реального выпуска в ответ на увеличение совокупного спроса произойдет в рамках адаптивной модели. На самом деле правда, по-видимому, заключается в том, что меньшая восприимчивость к изменениям совокупного спроса более “рациональных” моделей (жестких цен и информации) обеспечивается не наклоном кривой совокупного предложения, а ее своевременными сдвигами. Таким образом, в модели адаптивных ожиданий агенты часто ошибаются, но потому привычны к ошибкам и несклонны менять реальные показатели, а в модели жестких цен (жесткой информации) ошибаются редко, но плохо осознают свои промахи и меняют реальные величины. Практическим выводом отсюда, в частности, является то, что проведение антикризисной политики в России неизбежно столкнется с серьезными проблемами, а за стимулирование экономики, скорее всего, придется расплачиваться высокой инфляцией. Это верно как для крутой кривой Филлипса, на которую указывает модель адаптивных ожиданий, так и для модели жестких цен, поскольку согласно опросу для 47% респондентов начало кризиса служит предвестником роста темпов инфляции.

Интересной иллюстрацией приложения описанных теоретических моделей является антиинфляционная политика правительства, проводимая с сентября 2007 г. до мая 2008 г. Тогда для сдерживания инфляции, вызванной общемировым повышением цен, были заключены так называемые добровольные соглашения между правительством и предприятиями. Последние обязались в течение нескольких кварталов практически не менять цены. Однако эффект этих соглашений был весьма ограниченным. Несколько месяцев после их заключения, а затем несколько месяцев до истечения их действия инфляция была аномально высокой¹⁹. Это явление легко объяснимо в рамках рассмотренных моделей. Все они (и особенно адаптивная модель) предполагают значительную инерционность инфляционных процессов, что объясняет сложности борьбы с инфляцией осенью 2007 г. Что касается скачка цен в апреле, то он, по-видимому, связан с ожиданием окончания действия добровольных соглашений в мае 2008 г. Зная о возможности скорого роста цен, потребители постарались заблаговременно обзавестись товарами. И хотя цены на некоторые продукты еще регулировались государством, ожидание скорого роста общего уровня цен подтолкнуло потребителей увеличить спрос на те товары, цена которых определялась на рынке, и именно они послужили источником инфляции. Такую картину описывает модель жестких цен.

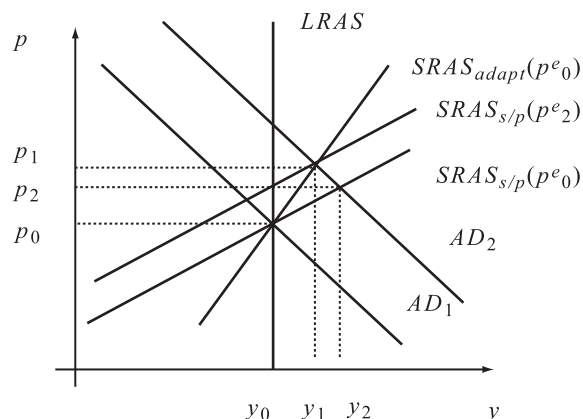


Рис. 6. Краткосрочное равновесие в моделях адаптивных ожиданий и жестких цен

ПРИЛОЖЕНИЕ

1. Обработка временных рядов. Для всех этапов верификации были использованы одни и те же временные ряды, полученные из макроэкономических показателей после статистической обработки. Стоит отметить, что переменные выпуска, уровня цен и денежной массы изначально были взяты в логарифмическом виде.

Поскольку все модели подразумевают применение переменной выпуска y_t как отклонение реального ВВП от потенциального значения, ее удобно получить с помощью фильтра Ходрика–Прескотта. Конечно, такой подход имеет свои недостатки, связанные с тем, что имеющиеся в нашем распоряжении данные за восемь лет не образуют даже одного полного экономического цикла, а потому фильтр может исказить реальные значения потенциального ВВП. Однако другие

¹⁹ Темп роста цен с сентября по октябрь 2007 г. и с марта по июнь 2008 г. был выше, чем средние значения инфляции для этих месяцев за последние 10 лет.

способы нахождения потенциального выпуска, не отличаясь большей точностью, непропорционально более громоздкие.

Для получения стационарного ряда цен, рассчитанных как логарифм дефлятора ВВП²⁰, была оценена регрессия с включением тренда в различных видах, а также фиктивные переменные для исключения сезонности. Значимыми на 1%-ном уровне оказались тренд и фиктивные переменные первого и второго кварталов. Согласно тесту Дикки–Фуллера полученный ряд стационарен на 1%-м уровне значимости. Его мы в дальнейшем и рассматривали в качестве переменной p_t . Аналогичная процедура была проделана и с ожидаемой инфляцией.

Для ряда M2 на 1%-ном уровне значимы переменные тренда и фиктивная переменная четвертого квартала. Полученные остатки регрессии формируют временной ряд m_t , который стационарен согласно тесту Дикки–Фуллера на 1%-ном уровне значимости.

2. Оценивание моделей с помощью МНК. Для оценивания параметров регрессий с коррелированными остатками была применена процедура Кохрейна–Оркатта²¹. При этом по остаткам оцененной модели строилась регрессия для нахождения коэффициентов авторегрессии, которые затем использовались для нахождения параметров преобразованной исходной регрессии.

В случае адаптивной модели (уравнение (1)) коррелограмма свидетельствует в пользу наличия автокорреляции вида:

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2).$$

Преобразуем исходное выражение следующим образом:

$$\begin{aligned} \pi_t - \pi_{t-1} &= \beta y_t + \varepsilon_t, \\ \rho(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) &= \rho \beta y_{t-1} + \rho \varepsilon_{t-1}, \\ \pi_t - \pi_{t-1} - \rho(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) &= \beta(y_t - \rho y_{t-1}) + u_t. \end{aligned} \quad (12)$$

После нескольких итераций получаем значение коэффициента автокорреляции $\rho = -0.44$, после чего можно окончательно оценить регрессию (12).

В случае модели жестких цен авторегрессия остатков носит более сложный характер:

$$\varepsilon_t - \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-5} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2).$$

Преобразуем уравнение (5) следующим образом:

$$\begin{aligned} \pi_t - E_t(\pi_{t+1}) &= \gamma y_t + \varepsilon_t, \\ \rho_1(\pi_{t-1} - E_{t-1}(\pi_t)) &= \rho_1 \gamma y_{t-1} + \rho_1 \varepsilon_{t-1}, \\ \rho_2(\pi_{t-5} - E_{t-5}(\pi_{t-4})) &= \rho_2 \gamma y_{t-5} + \rho_2 \varepsilon_{t-5}, \\ \pi_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho_1(\pi_{t-1} - E_{t-1}(\pi_t)) - \rho_2(\pi_{t-5} - E_{t-5}(\pi_{t-4})) &= \\ &= \gamma(y_t - \rho_1 y_{t-1} - \rho_2 y_{t-5}) + u_t. \end{aligned} \quad (13)$$

Оценив коэффициенты авторегрессии $\rho_1 = 0.35$, $\rho_2 = -0.48$, находим значение параметра кривой Филлипса.

Наиболее сложный случай представляет собой модель жесткой информации. Для оценивания коэффициентов уравнения (8) необходимо ввести некоторые упрощающие предпосылки:

1) в ожиданиях ограничимся только одним лагом;

²⁰ Хотя для данного исследования удобнее было воспользоваться дефляторами ВВП при оценке динамики цен, конечные результаты практически не зависят от того, используется ли ИПЦ или дефляторы ВВП, так как коэффициент корреляции между данными показателями равен 0.97.

²¹ Хотя автокорреляция остатков не влияет на смещенность и состоятельность оценок параметров, она имеет значение, так как нас интересует значимость коэффициентов. Что касается гетероскедастичности, то на 10%-ном уровне значимости тест Уайта отклонял гипотезу о ее наличии во всех моделях.

2) будем считать, что ожидаемое изменение выпуска прямо пропорционально индексу ожидаемого изменения числа безработных $\bar{I}$, рассчитываемому Росстатом: $E_t(g_{t+1}) = k\bar{I}$. Тогда задача сводится к оцениванию регрессии вида:

$$\pi_t = \frac{\alpha\lambda}{1-\lambda}y_t + \lambda E_{t-1}(\pi_t) + \lambda\alpha k\bar{I}. \quad (14)$$

3. Зависимость уровня цен и выпуска от величины совокупного спроса. Выпишем для каждой модели систему определяющих ее уравнений и выразим из нее уровень цен. В таком случае динамику выпуска можно будет всегда найти из соотношения $y_t = m_t - p_t$, а потому отдельно выписывать явное решение для него нет необходимости. Модель адаптивных ожиданий задается следующей системой:

$$\begin{cases} m_t = p_t + y_t, \\ \pi_t = \beta y_t + \pi_{t-1}. \end{cases}$$

Выражая из первого уравнения уровень выпуска и подставляя его во второе уравнение, получаем решение для уровня цен:

$$p_t = \frac{2}{1+\beta}p_{t-1} - \frac{1}{1+\beta}p_{t-2} + \frac{\beta}{1+\beta}m_t. \quad (15)$$

Модель жестких цен описывается системой из уравнений (5) и (11). Выражаем выпуск через цены и совокупный спрос, после чего имеем:

$$p_t = \frac{1}{1+\gamma}p_{t-1} + \frac{\gamma}{1+\gamma}m_t + \frac{1}{1+\gamma}E_t(\pi_{t+1}). \quad (16)$$

В модели жесткой информации вновь ограничимся одним лагом:

$$\begin{cases} m_t = p_t + y_t, \\ \pi_t = \frac{\alpha\lambda}{1-\lambda}y_t + \lambda E_{t-1}(\pi_t) + \lambda\alpha E_{t-1}(g_t). \end{cases}$$

После аналогичных преобразований получаем:

$$\begin{aligned} p_t = & \frac{1-\lambda}{1-\lambda(1-\alpha)}p_{t-1} + \frac{\alpha\lambda}{1-\lambda(1-\alpha)}m_t - \frac{\alpha\lambda(1-\lambda)}{1-\lambda(1-\alpha)}m_{t-1} + \\ & + \frac{\alpha\lambda(1-\lambda)}{1-\lambda(1-\alpha)}E_{t-1}(m_t) + \frac{\lambda(1-\lambda)(1-\alpha)}{1-\lambda(1-\alpha)}E_{t-1}(\pi_t). \end{aligned} \quad (17)$$

Оценить способ формирования ожиданий относительно значения совокупного спроса с помощью опросов представляется малореалистичным. Поэтому приходится делать эвристический выбор между адаптивным и рациональным способами формирования ожиданий. Относительно приемлемым, на наш взгляд, является эконометрический подход: каждый период t население формирует ожидаемое значение денежного агрегата в следующий период так, как если бы оно рассчитывалось по формуле

$$m_t = \delta_1 m_{t-1} + \delta_2 m_{t-5}, \quad (18)$$

где параметры δ_1 и δ_2 оцениваются методом наименьших квадратов на основании показателей за период с 1999 г. до t . Важно сделать несколько замечаний по поводу данного подхода:

1) параметры регрессии (18) оказываются значимыми на 1%-ном уровне в любой момент времени;

2) качество оценок возрастает во времени, что кажется правдоподобным, учитывая кризис 1998 г.;

3) под m_t подразумевается отклонение денежного агрегата от тренда с учетом сезонных явлений.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Дробышевский С.М., Козловская А.М.** (2003): Анализ инфляционных процессов в российской экономике. Экономика переходного периода: Сборник избранных работ. 1999–2002. М.: Дело.
- Кудрин А.Л.** (2007): Инфляция: российские и мировые тенденции // *Вопр. экономики*. № 10.
- Полтерович В.М.** (2006): Снижение инфляции не должно быть главной целью экономической политики правительства России // *Экономическая наука современной России*. Т. 2. № 33.
- Шагас Н.Л., Туманова Е.А.** (2001): Макроэкономическая теория и проблемы современной России. М.: ТЕИС.
- Barro R.J** (1972): A Theory of Monopolistic Price Adjustment // *Rev. of Econ. Studies*. № 39.
- Blanchard O.J., Kiyotaki N.** (1985): Monopolistic Competition, Aggregate Externalities and real Effects of Nominal Money. NBER Working Paper № 1770.
- Fabiani S., Druant M., Hernando I.** et al. (2006): What Firms' Surveys Tell Us about Price-Setting Behavior in the Euro Area // *International Journal of Central Banking*. Vol. 2 (3).
- Fischer S.** (1977): Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule // *J. of Polit. Econ.* № 85.
- Friedman M.** (1968): The Role of Monetary Policy // *American Econ. Rev.* № 58.
- Mankiw N.G.** (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model // *Quarterly Journal of Econ.* № 100.
- Mankiw N.G., Reis R.** (2001): Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps. NBER Working Paper № 1941.
- Mankiw N.G., Reis R.** (2002): Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve // *Quarterly Journal of Econ.* № 117.
- Phelps E.S.** (1968): Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium // *J. of Polit. Econ.* № 76.
- Phillips A.** (1958): The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rate in the United Kingdom, 1862–1957 // *Economica*. № 100.
- Sargent T., Wallace N.** (1975): Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule // *J. of Polit. Econ.* № 83.

Поступила в редакцию
02.03.2009 г.

Short-term Phillips Curve and the Inflation Processes in Russia

D.A. Mukhin

Given a short description of three popular models of real output and the rates of inflation in the short period. Their verification is produced. Given the results of questioning concerning the inflation expectations. The estimation of Phillips' curve parameters made for different models using econometric and calibration methods. The special value has the proposed method of evaluating the inflation expectations using the data of the Russian Statistics Agency.

Key words: real output, rates of inflation, inflation expectations, estimation, Russian Statistics Agency.