



### БАЗОВАЯ ИНФЛЯЦИЯ И ВЛИЯНИЕ ДЕНЕЖНЫХ ФАКТОРОВ НА ИНФЛЯЦИОННЫЕ ПРОЦЕССЫ

*В статье рассматривается проблема выбора индекса инфляции в качестве индикатора, характеризующего денежную политику. В этих целях предлагается использовать показатель базовой инфляции, который не учитывает влияния цен на платные услуги, зависящих от политики правительства, а также цен на сельскохозяйственную продукцию, имеющих ярко выраженную сезонность и зависящих от динамики цен на мировых рынках. Показано, что базовая инфляция в значительной мере определяется динамикой денежного предложения.*

Инфляция негативно сказывается на доходах предприятий, денежных сбережениях населения, долгосрочном инвестиционном планировании и в конечном счете на темпах экономического роста. Поэтому в последние годы множество центральных банков при выборе основной цели денежно-кредитной политики ориентируется на ограничение инфляции. Это и Европейский центральный банк, и центральные банки Канады, Великобритании, Новой Зеландии, Швеции, Австралии, Финляндии, Испании, Израиля. Элементы политики целевой инфляции используются в США [1]. С 2003 г. снижение инфляции определяется в качестве главной цели политики Банка России [2].

Политика целевой инфляции в отличие от политики управляемого валютного курса предполагает большее внимание со стороны центрального банка к динамике внутреннего спроса. В то же время такая политика предполагает наличие количественного параметра целевой инфляции, что делает ее более прозрачной по сравнению с политикой, ориентированной на ограничение денежного предложения. Оценка существующей инфляции и предоставление центральным банком информации об ожидаемой – важный шаг к переходу от адаптивных инфляционных ожиданий к рациональным, что создаст условия для планирования на долгосрочную перспективу.

При выборе целевого ориентира необходимо понимать, что официальные индексы инфляции в качестве индикатора общего повышения цен имеют недостатки. Значение индекса потребительских цен, как правило, завышено, поскольку традиционная система взвешивания на цены отдельных товаров, входящих в потребительскую корзину, не учитывает эффекта использования товаров-заменителей. Тем не менее обычно в качестве целевого ориентира используется именно индекс потребительских цен, поскольку он является наиболее распространенной и понятной для экономических агентов мерой изменения цен. Более существенна при проведении ориентированной на инфляцию денежно-кредитной политики проблема ограниченности влияния денежных факторов на инфляционные процессы. Задачей центрального банка является сдерживание инфляционного давления в долгосрочной перспективе, в то же время влияние на инфляцию реальных факторов, связанных с изменением предложения отдельных товаров и приводящих к временному скачкообразному движению цен, требует гибкости денежного предложения.

Для Банка России задача снижения инфляции осложняется тем, что он не контролирует повышения цен монополий и не может препятствовать адаптации цен к реальному изменению предложения товаров в чрезвычайной (шоковой) ситуации, в частности к

колебаниям внешней конъюнктуры. Поэтому его роль фактически сводится к сдерживанию остаточной, или базовой инфляции.

**Базовая инфляция.** В наиболее общем виде базовая инфляция определяет долгосрочный инфляционный тренд.

В современной экономической литературе рассматриваются три основных подхода к оценке базовой инфляции:

– выделение из индекса инфляции негибких цен, например, расчет взвешенной медианы цен, или «инфляции без выбросов» (trimmed CPI) [3, 4];

– выделение из индекса инфляции специфических цен, колебания которых связаны с изменением реального предложения или факторов, экзогенных по отношению к проводимой денежно-кредитной политике, например, расчет инфляции без учета цен на продукты питания и топливо [5, 6];

– макроэкономическое моделирование инфляции, не влияющей на темпы экономического роста в средне- и долгосрочной перспективе [7].

Первый подход предполагает, что существуют цены гибкие, позволяющие экономическим субъектам быстро адаптироваться к изменению денежного спроса, и негибкие, когда полагаются на редкий пересмотр цен и ожидания будущей инфляции. Считается, что негибкие цены в каждом отдельном периоде значительно отклоняются в ту или иную сторону от средней величины, в то время как динамика гибких цен является более плавной. Чтобы избавиться от возникающей в этом случае проблемы смещенности распределения цен, необходимо использовать среднюю взвешенную медиану цен по отдельным товарам или среднюю взвешенную по более широкому спектру часто встречающихся цен, т.е. «инфляцию без выбросов». Этот подход не только сложно реализуем технически, но и имеет существенный теоретический недостаток. Поскольку экономическое обоснование выделения цен из общего индекса инфляции в каждом конкретном случае отсутствует, полученный индекс инфляции есть в некоторой степени показатель случайного набора цен. В этом случае правомерно предположить, что долгосрочный инфляционный тренд, т.е. показатель базовой инфляции, определяется на основе технических, а не экономических предпосылок. Таким образом, по мнению автора, инфляция в значительной степени представляет собой процесс, не зависящий от макроэкономических параметров.

В то же время второй и третий подходы базируются именно на взаимосвязи инфляции с макроэкономическими параметрами. С экономической точки зрения отклонение текущей инфляции от базовой должно отражать общее изменение реального предложения товаров и их воздействие на динамику будущего выпуска. Это означает, что базовая инфляция не влияет на будущий рост денежного предложения, а наоборот, зависит от него. Во втором подходе акцент сделан на выявление цен на отдельные товары, связанных с реальными шоками и независимых от денежного предложения, и на исключение их из общего индекса инфляции. Согласно третьему подходу показатель базовой инфляции рассчитывается на основе макроэкономической модели. Недостаток этого подхода состоит в том, что такой показатель непрозрачен и трудноинтерпретируем. Поэтому второй подход наиболее приемлем для оценки базовой инфляции, используемой при проведении денежно-кредитной политики.

Выделение факторов, отражающих временные скачкообразные отклонения инфляции от постоянного тренда, требует учета специфики экономики и структуры потребления. В частности, в России после финансового кризиса 1998 г. зависимость цен на бензин от динамики цен на внешних рынках достаточно велика. Однако исключение динамики цен на бензин из общей динамики инфляции в силу низкой доли расходов на него населения не приведет к существенным изменениям показателя инфляции. Вместе с тем исключение цен на продукты питания, наоборот, может его исказить, по

сколькx расходы на эти товары составляют существенную долю общих расходов населения на потребление. Поэтому обычно предлагается исключать лишь цены плодово-овощной продукции, которые зависят от сезонных колебаний.

Особенностью российской действительности является также обособленная динамика цен естественных монополий и их значительное влияние на общее изменение стоимости платных услуг. В этой связи Банк России определил базовую инфляцию на 2002 г. как «инфляцию с исключением влияния структурных факторов (изменения регулируемых цен и тарифов на платные услуги населению) и цен на плодовоовощную продукцию» [8, с. 15]. Правда, такое определение не было подкреплено соответствующими аргументами, которые позволили бы оценить, насколько показатель базовой инфляции, рассчитанный таким образом, удовлетворяет предъявляемым к нему требованиям.

Выбор показателя базовой инфляции в качестве индикатора денежно-кредитной политики предполагает, во-первых, оценку возможности исключения цен платных услуг из базовой инфляции, во-вторых, выявление наличия (отсутствия) зависимости исключаемых категорий от денежного предложения и денежной политики.

Исключение из индекса инфляции цен всех платных услуг населению основано, прежде всего, на упрощении расчетов. В России, в отличие от развитых стран, цены на платные услуги в значительной степени зависят от изменения цен естественных монополий. Влияние стоимости их услуг на общее изменение цен на платные услуги населению определяется структурой потребления платных услуг домашними хозяйствами. В 1994-2000 гг. около 64% всех расходов населения на платные услуги приходилось на услуги монополий (жилье, коммунальные услуги, пассажирский транспорт и связь). При этом, как правило, осуществляется одновременное и одномасштабное увеличение тарифов монополий и для населения, и для предприятий. В этих условиях изменение цен на платные услуги населению может служить индикатором прямого эффекта изменения цен естественных монополий (рис. 1)<sup>1</sup>. В дальнейшем, по мере осуществления структурных реформ в расчете базовой инфляции целесообразно использовать только регулируемые цены на платные услуги населению и не учитывать нерегулируемые.

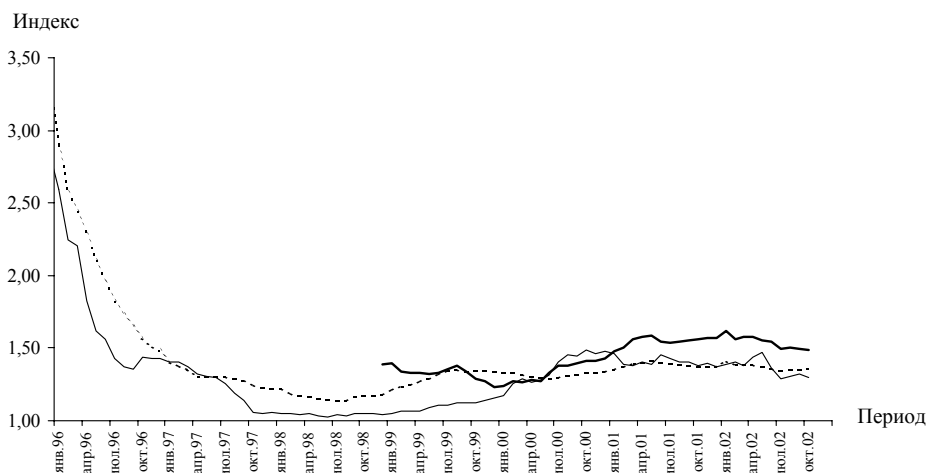


Рис. 1. Динамика индекса цен естественных монополий на платные услуги:

— для производителей; ---- для населения; —•— для ЖКХ

<sup>1</sup> Индекс цен естественных монополий рассчитан как среднее геометрическое значение цен на электроэнергию, газ и тарифов на грузовые перевозки, взвешенные по их доле в материальных затратах.

Исключение цен на платные услуги населению из общего индекса инфляции устраняет различия в их динамике. Если инфляция без учета платных услуг населению замедлилась с 31% в 1999 г. до 8,7% в 2002 г., то цены на платные услуги населению выросли с 33% в 1999 г. до 36% в 2002 г.

Отсутствие явной зависимости цен на платные услуги от денежной политики – один из существенных аргументов для исключения их из расчета индекса инфляции. Теоретически повышение цен на услуги должно сопровождаться ростом доходов населения, что отражается на динамике денежных показателей. Однако эмпирический анализ показывает, что при любых (до одного года) лагах кросс-корреляция между различными денежными показателями и ценами на платные услуги остается довольно низкой. Альтернативная оценка на основе теста Гренжера показывает, что в долгосрочном периоде (1996-2002 гг.) при лаге до 6 мес гипотеза об отсутствии влияния изменения денежного предложения на изменение цен на платные услуги населению отвергается в пользу противоположной гипотезы (Приложение 1)<sup>2</sup>. Это означает, что повышение цен монополий в долгосрочной перспективе может способствовать увеличению транзакционного спроса на деньги и являться одной из причин смягчения денежной политики. В то же время это означает, что изменение денежного предложения не определяет изменения цен на платные услуги населению.

Исключение из расчета индекса инфляции цен плодоовощной продукции обычно объясняется их значительными сезонными колебаниями. Таким колебаниям подвержены и другие виды сельскохозяйственной продукции – мясо, молочная продукция, яйца (рис. 2). По данным Госкомстата России, в 1994-2000 г. расходы населения на продукты питания составляли в среднем около 50%, в том числе примерно треть из них на продукцию сельского хозяйства. Высокая доля расходов населения на сельскохозяйственные продукты влияет на сезонные колебания инфляции в целом. Повышение предложения на них в летний период приводит к снижению цен, в то время как в зимний – к повышению. Поэтому для исключения эффекта сезонных колебаний предлагается исключить из общего индекса инфляции цены на все виды сельскохозяйственной продукции, а не только плодоовощной.

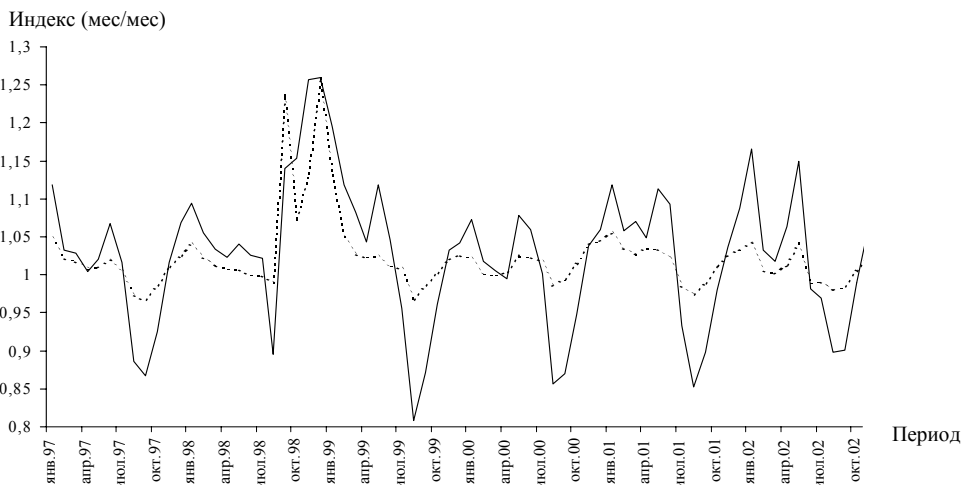


Рис. 2. Индекс изменения цен на продукцию сельского хозяйства:  
— плодоовощную; ---- в целом

<sup>2</sup> Такой же результат был получен и для 1999-2001 гг. при оценке влияния цен на платные услуги населению на изменение резервных денег с лагом 3 мес.

Отсутствие зависимости изменения цен на сельскохозяйственную продукцию от проводимой денежно-кредитной политики обусловлено высокой конкуренцией со стороны импорта в данном секторе экономики. В этих условиях динамика цен на эту продукцию имеет устойчивую зависимость от изменения мировых цен на аграрном рынке (рис. 3)<sup>3</sup>. Поэтому исключение из индекса инфляции цен на продукцию сельского хозяйства позволяет нейтрализовать влияние колебаний цен не только сезонных, но и циклических, характерных для мирового рынка. В условиях высоких колебаний валютного курса исключение из индекса инфляции цен на сельскохозяйственную продукцию означает также снижение влияния валютного курса. В данном случае это влияние оказывается заниженным в период валютного кризиса, в то время как в остальные периоды оно незначительно.

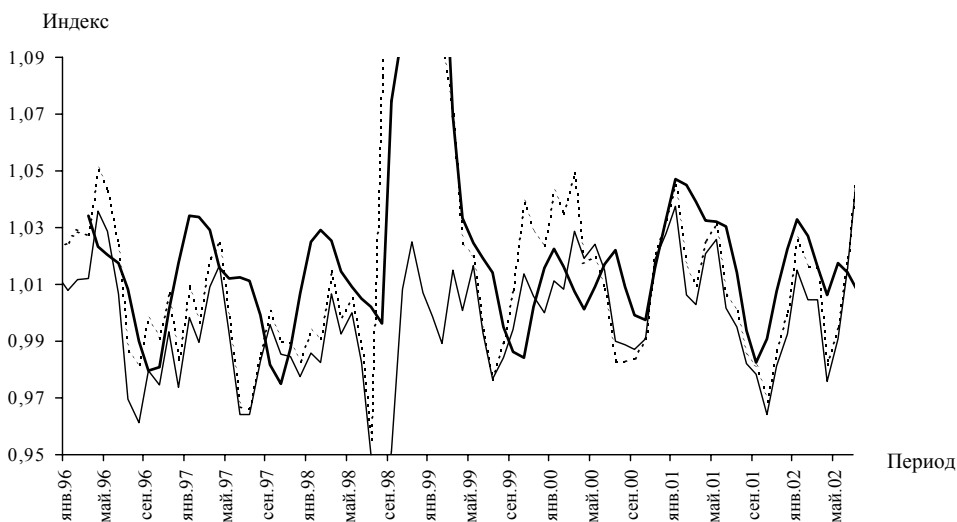


Рис. 3. Индексы цен на аграрную продукцию:  
— в долларах; ---- в рублях; — в составе потребительской корзины

Таким образом формула расчета индекса базовой инфляции имеет вид:

$$I_{base} = 1 - (w_1 + w_2) \sqrt{\frac{I}{I_{agro}^{w_1} I_{serv}^{w_2}}},$$

где  $I_{base}$ ,  $I_{agro}$ ,  $I_{serv}$  – индексы соответственно базовой инфляции, цен на сельскохозяйственные продукты (мясо, молоко и молочные продукты, яйца), цен на услуги населению;  $w_1$ ,  $w_2$  – доля расходов населения на сельскохозяйственную продукцию и платные услуги соответственно<sup>4</sup>.

В последние годы влияние факторов, не связанных с денежным предложением, усилилось. В силу опережающего роста цен естественных монополий доля расходов населения на платные услуги к концу 2001 г., по оценке, повысилась до 17% (табл. 1). В целом за 2002 г. влияние на инфляцию повышения стоимости платных услуг возросло с 4,4 до 6 проц. п., а вклад изменения стоимости платных услуг на фоне снижающейся инфляции увеличился до 40,8% и достиг самого высокого уровня за последние пять лет. Вместе с тем, вследствие резкого снижения цен в условиях рекордного урожая, вклад в инфляцию изменения цен на сельхозпродукцию снизился с 34,4% в

<sup>3</sup> В данном случае для оценки мировых цен рассматривалось изменение индекса CIBCAF (источник Рейтер).

<sup>4</sup> По данным выборочных бюджетных обследований расходов домашних хозяйств Госкомстата РФ за предыдущий год.

2001 г. до 21,0 в 2002 г. Таким образом, снижение темпов роста цен на сельхозпродукцию не только компенсирует их увеличения на платные услуги в 2002 г., но и обеспечивает значительное (2,7 из 3,5 проц. п.) снижение общего индекса инфляции.

Таблица 1

Влияние на инфляцию изменения цен на платные услуги и сельхозпродукцию

Показатель	1996 г.	1997 г.	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.
Инфляция	21,8	11,0	84,4	36,5	20,2	18,6	15,1
<i>Платные услуги населению</i>							
Прирост цен к предыдущему году, %	48,3	22,5	18,3	34,0	33,7	36,9	36,3
Доля расходов населения*, %	13,7	16,0	14,9	13,9	13,05	13,8	17,0
Вклад в инфляцию**							
проц.п.	5,5	3,3	2,6	4,1	3,9	4,4	6,2
%	35,1	33,4	5,4	14,1	22,2	27,1	40,8
<i>Сельскохозяйственная продукция</i>							
Прирост цен к предыдущему году, %	15,2	8,8	104,1	29,7	18,4	23,4	11,0
Доля расходов населения*, %	28,8	26,5	24,4	28,9	29,8	27,5	28,9
Вклад в инфляцию**							
проц.п.	4,2	2,5	19,0	7,8	5,2	6,0	3,2
%	22,2	22,4	34,9	27	28,4	34,4	21,0

\* Доля расходов населения за 1996-2000 гг. по материалам выборочных обследований домашних хозяйств Госкомстата за предыдущий год, в 2001-2002 гг. – оценка по регрессионной модели.  
 \*\* Расчет в соответствии с Приложением 2.

**Оценка влияния денежных факторов на инфляцию.** Для оценки влияния денежных факторов на базовую инфляцию построена регрессионная модель, в которой выделены:

- денежные факторы;
- валютный курс и цены на импортные товары<sup>5</sup>;
- цены производителей.

Курс и импортные цены выделены в модели в силу того, что базовая инфляция, по определению, не полностью изолирована от влияния колебаний внешних цен, так как включает в себя динамику цен на товары – предметы импорта. Включение в анализ цен производителей обусловлено необходимостью учесть изменения цен на промежуточные товары, используемые для производства конечной продукции, динамика которых существенно для ценообразования в секторе непродовольственных товаров. Цены производителей позволяют также оценить косвенный эффект повышения цен на услуги естественных монополий для предприятий. Независимость изменения цен производителей на готовую продукцию от импортных цен связана с тем, что товары предназначены исключительно для внутреннего рынка. При этом отсутствие зависимости изменения цен производителей от денежного предложения в известной степени условно, но допущение основано на том, что доля расходов на сырье в материальных затратах является значимой, а рост внутренних сырьевых цен в значительной мере определяется мировой конъюнктурой (рис. 4).

Выбор денежных факторов осуществлялся эмпирически из возможных денежных агрегатов (M1, M2, M3) и показателей денежного предложения (резервных денег в целом с учетом средств бюджета). При прочих равных условиях предпочтительным ока

<sup>5</sup> Использование одновременно изменения импортных цен и валютного курса обусловлено, кроме всего прочего, высокой корреляцией курса с ценами производителей (0,62) в период с 1999 по 2001 г.

зался выбор резервных денег, включая счета бюджета и внебюджетных фондов, отражающих политику денежного предложения Банка России<sup>6</sup>.

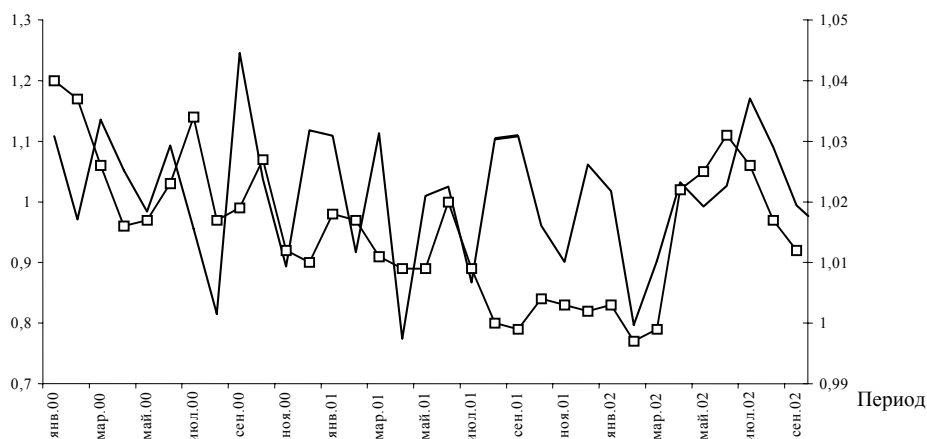


Рис. 4. Индекс цен производителей (правая шкала) и цены на нефть:  
 — цены на нефть, лаг+6; —□— цены производителей

Для оценки влияния импортных цен использовался индекс выборочных цен на импортные продукты питания (без учета сельскохозяйственных), а также на основные непродовольственные товары (обувь, автомобили).

Влияние факторов оценивалось за период с января 1999 по январь 2001 г., который является более однородным по сравнению с периодом доавгустовского (1998 г.) кризиса. Оценка вклада факторов выполнялась на основе следующей модели<sup>7</sup>:

$$CPI\ BASE = C(1)\ RESMO + C(2)\ ER\ IM\ PR + C(3)\ PPI,$$

где RESMO – логарифм среднего прироста резервных денег с лагом 3 и 4 мес; ER – логарифм изменения курса с лагом 4 мес; IM PR – логарифм изменения индекса импортных цен, соответствующих базовой инфляции с лагом 4 мес; PPI – логарифм роста цен производителей с лагом 1 мес.

Оценки качества модели и коэффициентов парной корреляции факторов приведены в Приложении 3.

Влияние колебаний валютного курса и импортных цен оказалось минимальным в 2000 г.<sup>8</sup> (табл. 2), когда номинальная девальвация замедлилась до самых низких за последние три года значений (4,3%). К 2001 г. их влияние возросло, превышая средние значения, характерные для 1996-2001 г. в целом. В то же время вклад валютного курса и импортных цен в базовую инфляцию остается достаточно низким.

Таблица 2

### Вклад факторов в базовую инфляцию

<sup>6</sup> Резервные деньги с учетом средств бюджета и внебюджетных фондов в Банке России отражают масштабы операций ЦБ, а не поведение банковского сектора бюджета и внебюджетных фондов в отношении использования денежных фондов.

<sup>7</sup> Как показал анализ, существует и долгосрочная модель базовой инфляции с тем же набором факторов, в которой не наблюдается отставания влияния факторов на инфляцию. Тем не менее анализ влияния факторов рассматривается далее на примере краткосрочной модели, поскольку все рассмотренные варианты моделей в последние три года оказывались неустойчивыми.

<sup>8</sup> Влияние колебаний курса на базовую инфляцию остается более значительным, чем импортных цен.

Показатель	Среднее за 1999-2002 гг.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.
Базовая инфляция (прирост)	21,0	40,9	18,3	11,8	11,1
Базовая инфляция	100	100	100	100	100
Цены производителей	27	35	14	23	38
Валютный курс и импортные цены	6	12	1	7	5
Денежные факторы	66	53	85	70	57

В 2002 г. снижение базовой инфляции практически прекратилось. Это связано с усилением влияния на инфляцию изменения цен производителей. В 2002 г. тенденция к замедлению их роста сменилась противоположной, т.е. к ускорению преимущественно под воздействием изменения внутренних цен на сырье, обусловленного ростом сырьевых цен на мировых рынках (рис. 5).

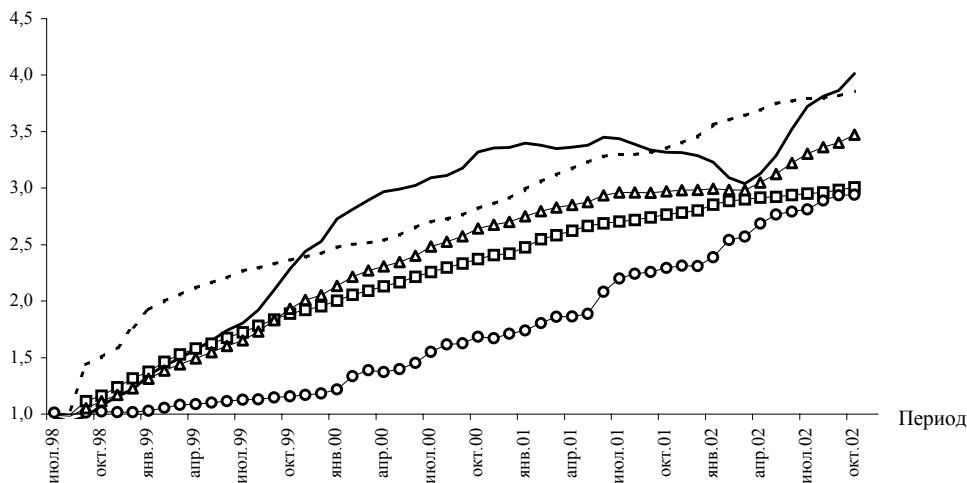


Рис. 5. Индексы цен (июль 1998 г.=1):

— производители сырья; --- производителей готовой продукции;  
 ····· естественных монополий; -Δ- оптовых цен; -□- потребительских цен

Несмотря на то, что вклад денежного предложения в рост цен в 2002 г. снизился, влияние монетарных факторов на базовую инфляцию остается более значительным (57%) по сравнению с другими факторами. Это соответствует определению базовой инфляции как зависимой преимущественно от проводимой денежной политики. В этих условиях высокий уровень покупок валюты и замедление темпов роста денежного предложения (до 30% за 2002 г. по сравнению с 27% за 2001 г.), является одним из существенных факторов торможения процесса снижения базовой инфляции. Показатель базовой инфляции без учета цен платных услуг населению и плодоовощной продукции, который предложен Банком России в качестве индикатора монетарной инфляции, демонстрирует снижение даже большее, чем замедление инфляции в целом. Инфляция без учета изменения цен на платные услуги и плодоовощную продукцию снизилась в 2002 г. до 9,6% по сравнению с 14,8% в 2001 г. Такое замедление темпов роста цен соответствует сокращению темпов роста элементов денежной массы (M0 и M2), а не изменению денежного предложения со стороны денежных властей. Между тем в среднесрочном периоде динамика денежных показателей в большей степени объясняла динамику базовой инфляции без учета услуг и сельскохозяйственной продукции, чем без учета услуг и плодоовощной продукции. Для оценки влияния денежного предложения на инфляцию использовалась регрессионная модель зависимости инфляции в период



1999-2002 г. от различных показателей денежного предложения с лагом от 1 до 12 мес с последующей корректировкой на незначимые лаги.

В табл. 3 приведены коэффициенты детерминации, характеризующие долю вариации инфляции, обусловленную изменением вариации денежных показателей. Результаты оценок показывают, во-первых, что наивысшей объясняющей силой обладает показатель резервных денег, который учитывает объем бюджетных средств, накапливаемых в Банке России. Во-вторых, что в рассматриваемый период базовая инфляция без учета цен на сельскохозяйственную продукцию и услуги, особенно при исключении незначимых лаговых переменных, в большей степени объяснялась изменением денежных параметров, чем инфляция без учета услуг и плодоовощной продукции или инфляция в целом.

Таблица 3

Доля вариации инфляции, обусловленная изменением денежного предложения в 1999-2002 гг.

Денежный показатель	Базовая инфляция без учета изменения цен		Инфляция
	сельскохозяйственной продукции и платных услуг населению	плодоовощной продукции и платных услуг населению	
M0	0,331507	0,459034	0,337935
значимые лаги	0,270063	0,174863	0,222686
M2	0,551764	0,476512	0,357802
значимые лаги	0,489118	0,424068	0,276996
Резервные деньги	0,614702	0,540473	0,407473
значимые лаги	0,569163	0,455366	0,299384
Резервные деньги*	0,481473	0,301140	0,175376
значимые лаги	0,407839	0,239242	0,136838

\* Резервные деньги с учетом средств бюджета в Банке России.

Для достижения намеченного (10-12%) уровня целевой инфляции в 2003 г. Банку России необходимо добиться существенного снижения показателя базовой инфляции. Это продиктовано проблемой устойчивой инфляции [9], которая связана с реакцией монопольного сектора. Повышение вклада в инфляцию изменения цен на платные услуги означает, по нашим оценкам, что даже при благоприятном развитии событий планируемое увеличение цен монополий приведет к постоянной 3-4-процентной инфляции. Учитывая тот факт, что в монопольных секторах рост реальных цен опережает ожидаемые, этот уровень может оказаться на 1-2 проц. п. выше. Причем, негибкость цен и привязка их роста к уровню расходов приводит к тому, что давление монополистов, как это было в конце 2001 г. – начале 2002 г., не прекращается даже в условиях снижения мировых цен на топливо.

Необходимость ускорения темпа снижения базовой инфляции неизбежно столкнется с проблемой перехода к более жесткой денежно-кредитной политике, прежде всего, за счет расширения операций Банка России на открытом рынке. Пока же экономика и ее денежная сфера продолжают функционировать в рамках традиционной экспортно-ориентированной парадигмы, когда денежное предложение целиком определяется внешними факторами. Активизация внутреннеориентированной денежной политики повысит роль процентных ставок, при этом цена избыточного денежного предложения для денежных властей увеличится. В этих условиях неизбежно возрастет потребность в оценке не только осуществимости цели или перспектив инфляции, но и конечного результата проводимой денежно-кредитной политики – а именно влияния антиинфляционной политики на стабилизацию тенденций экономического роста.

Литература

1. Bernanke Ben B., Mishkin Frederic S. Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy // Journal of Economic Perspective. Vol. 11, issue 2. 1997.
2. Основные направления денежно-кредитной политики Банка России на 2003 г. // Вестник Банка России. 2002. № 68.
3. Laurence Ball, Mankiw N. Gregory. Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks // NBER Working Paper. 1992. № 4168.
4. Bryan Michael F., Cecchetti Stephen G., Wiggings II Rodney L. Efficient Inflation Estimation // NBER Working Paper. 1997. № 6183.
5. Bryan Michael F., Pike Christopher I. Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation. Economic Commentary // Federal Reserve Bank of Cleveland. 1991. December 1.
6. Economic Report of the President, 1997.
7. Bryan Michael F., Cecchetti Stephen G. «Measuring Core Inflation» // NBER Working Paper. 1993. № 4303
8. Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2002 г. // Вестник Банка России. 2002. № 1.
9. Эптов Р., Радыгин А., Мау В. Развитие российского финансового рынка и новые инструменты привлечения инвестиций. Гл. 3. Инфляционные процессы в России // Internet <http://www.iet.ru/publics/finans/titul.htm>.

Приложение 1

Оценка связи между денежными показателями и изменением цен на платные услуги населению

Тест Гренжера  
 Выборка: 1996:01 2001:12  
 Лаги: 6

Нулевая гипотеза	Количество наблюдений	F-статистика	Вероятность
DLOG(M0) does not Granger Cause LOG(CPI S)		0,72223	0,63338
LOG(CPI S) does not Granger Cause DLOG(M0)	70	2,15948	0,06036
DLOG(M2) does not Granger Cause LOG(CPI S)		1,44723	0,21403
LOG(CPI S) does not Granger Cause DLOG(M2)	67	2,68380	0,02363
DLOG(RESMO) does not Granger Cause LOG(CPI S)		1,58842	0,16655
LOG(CPI S) does not Granger Cause DLOG(RESMO)	72	2,72862	0,02086

где  
 DLOG(M0) – логарифм прироста наличных денег;  
 DLOG(M2) – логарифм прироста денежной массы;  
 DLOG(RESMO) – логарифм прироста резервных денег с учетом счетов бюджета;  
 LOG(CPI S) – логарифм темпа роста цен на платные услуги населению.

Приложение 2

Расчет роста инфляции под влиянием роста цен платных услуг населению и сельскохозяйственной продукции

Влияние роста цен платных услуг населению и сельскохозяйственных продуктов рассчитывалось на основе разложения абсолютного прироста инфляции, исходя из трехфакторной мультипликативной модели, инфляции:

$$I = I_{agro}^{w_1} I_{serv}^{w_2} I_{base}^{1-(w_1+w_2)},$$

где  $I$  – индекс инфляции,  $I_{agro}$  – индекс изменения цен на платные услуги населению,  $I_{serv}$  – индекс цен на сельскохозяйственную продукцию,  $I_{base}$  – остаточная (базовая) инфляция,  $w_1, w_2$  – доля расходов населения соответственно на сельскохозяйственную продукцию и платные услуги соответственно. Поскольку учитывается совокупный вклад в инфляцию как за счет изменения стоимости платных услуг и сельскохозяйственной продукции, так и за счет изменения их доли, то модель инфляции может быть представлена следующим образом:  $I = asb$ , где  $a = I_{agro}^{w_1}$  – индекс

цен на сельскохозяйственную продукцию в составе инфляции,  $s = I_{serv}^{w_2}$  – индекс цен на платные услуги населению в составе инфляции,  $b = I_{base}^{1-(w_1+w_2)}$  – индекс прочих цен в составе инфляции.

Влияние каждого фактора рассматривается к базисному периоду, при этом влияние каждого из уже исследованных факторов рассматривается на уровне базисного периода. Тогда изменение индекса цен может быть представлено в виде:

$$I_1/I_0 = a_1 b_1 c_1 / a_0 b_0 c_0 = a_1 b_1 c_1 / a_0 b_1 c_1 \times a_0 b_1 c_1 / a_0 b_0 c_1 \times a_0 b_0 c_1 / a_0 b_0 c_0$$

Абсолютный прирост инфляции можно разложить следующим образом:

$$I_1 - 1 = (a_1 b_1 c_1 - a_0 b_1 c_1) + (a_0 b_1 c_1 - a_0 b_0 c_1) + (a_0 b_0 c_1 - a_0 b_0 c_0)$$

где  $\Delta_a = (a_1 b_1 c_1 - a_0 b_1 c_1)$  – рост цен за счет сельхозпродуктов,  $\Delta_s = (a_0 b_1 c_1 - a_0 b_0 c_1)$  – рост цен за счет услуг,  $\Delta_b = (a_0 b_0 c_1 - a_0 b_0 c_0)$  – рост цен за счет прочих факторов.

Относительные приросты рассчитывались как отношение абсолютных приростов за счет каждого фактора к общему приросту инфляции.

### Приложение 3

#### Оценка регрессионной модели базовой инфляции

Зависимая переменная: CPI BASE

Метод: наименьших квадратов

Выборка: 1999:01 2001:12

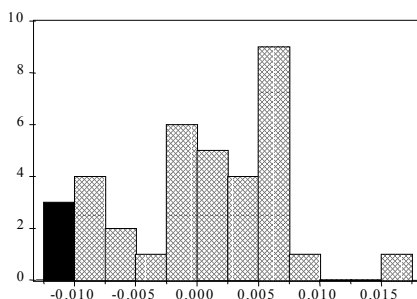
Число наблюдений: 36

Переменная	Кoeff.	Ст. ошибка	t-статистика	Вероятность
RESMO	0,228762	0,030710	7,449133	0,000000
ER IM PR	0,049319	0,012925	3,815718	0,000600
PPI	0,200760	0,060618	3,311875	0,002300
R-squared	0,717780	Mean dependent var		0,017160
Adjusted R-squared	0,700675	S.D. dependent var		0,012733
S.E. of regression	0,006966	Akaike info criterion		-7,015810
Sum squared resid	0,001601	Schwarz criterion		-6,883850
Log likelihood	129,2846	Durbin-Watson stat		1,742997

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1,503055	Probability	0,212224
Obs R-squared	8,539560	Probability	0,201176

Частота

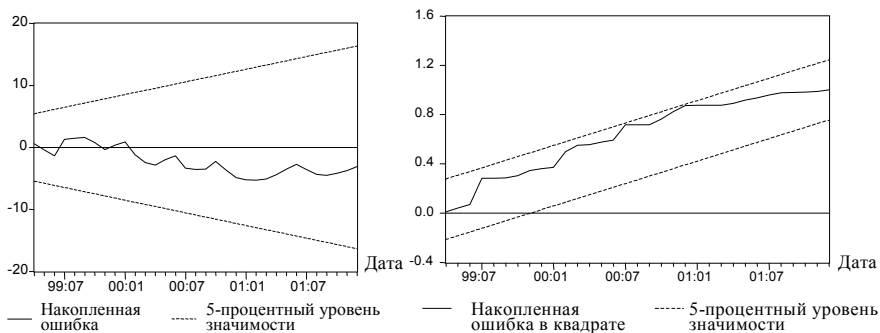


Series: Residuals	
Sample 1999:01 2001:12	
Observations 36	
Mean	0,000344
Median	0,001181
Maximum	0,016875
Minimum	-0,012026
Std. Dev.	0,006755
Skewness	-0,130329
Kurtosis	2,621895
Jarque-Bera	0,316360
Probability	0,853696

Значение ошибки

Значение ошибки

Значение ошибки



Коэффициенты корреляции

	RESMO	ER IM PR	PPI
RESMO	1,00	0,32	0,29
ER IM PR	0,32	1,00	0,27
PPI	0,29	0,27	1,00