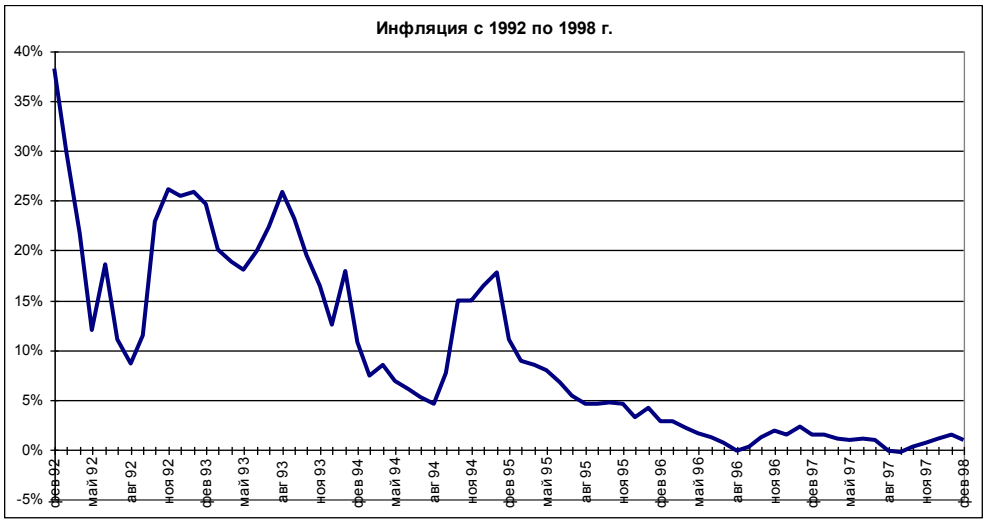
Моделирование динамики инфляции в 1992 – 1997 гг.

IV

Динамика изменения потребительских цен за период с 1992 по начало 1998 года, по данным Госкомстата РФ, показана на рисунке 1.

Рис. 1



На приведенном рисунке можно выделить два различных периода в характере инфляционных процессов. Первый период приходится на 1992 – 1994 гг., когда наблюдалась скачкообразная инфляция с широкой амплитудой колебаний (стандартное отклонение равно 7,93%). Во втором периоде, с начала 1995 г. до настоящего времени, преобладает тенденция к плавному снижению темпов роста потребительских цен практически до нулевых отметок с низкой дисперсией значений. Средний уровень составляет 2,8%, стандартное отклонение – 2,82%. Таким образом, при моделировании динамики инфляционных процессов мы должны учитывать как общий характер изменения инфляции на всем

рассматриваемом периоде, так и особенности каждого из подпериодов. Последнее особенно важно при прогнозировании изменения индекса цен на будущее, поскольку преобладание различных факторов на разных периодах может приводить к смещению оценок регрессионного уравнения и ухудшать его прогнозные свойства.

Учитывая вышесказанное, мы приняли ряд гипотез, проверка которых является необходимым условием для перехода к прогнозированию инфляции в краткосрочном периоде.

- Темпы приростов уровня цен обладают инерционностью, либо имеют очевидный временной тренд. Под инерционностью, в данном случае, понимается наличие устойчивой зависимости текущей инфляции от предыдущих значений ИПЦ. Временной тренд предполагает очевидную тенденцию к снижению или росту темпов инфляции со случайным характером колебаний.
- Экономические агенты при оценке будущей инфляции пользуются преимущественно адаптивными ожиданиями.
- Инфляционные процессы в российской экономике определяются динамикой изменения денежных агрегатов (M_0, M_2, широкие деньги) и колебаниями спроса на реальные кассовые остатки.
- На первом периоде (1992 – первая половина 1994 гг.) инфляция в большей степени определялась денежной эмиссией, в то время как в последующем – инерционностью.

Ниже приведены результаты проверки указанных гипотез.

Спецификация уравнения динамики темпов прироста индекса потребительских цен. Результаты моделирования динамики инфляции с использованием такого рода регрессий уже публиковались в работах ИЭППП[460]. Нами предприняты шаги по улучшению оценок коэффициентов и прогностических возможностей уравнения. Выбранную нами

[460] ИЭППП "Российская экономика. Тенденции и перспективы". Выпуски № 14, 1995 г., № 15, 16, 1996 г., № 17, 1997 г.; В. Мау, С. Синельников-Мурылев, Г. Трофимов – Макроэкономическая стабилизация и тенденции экономической политики России в 1995 – 1996 гг. «Вопросы экономики» 1996, №5,стр. 4.

спецификацию уравнения, описывающего динамику инфляционных процессов, можно записать в следующем виде:

$p_t = c + a_1 \cdot f(t) + a_2 \cdot g(m) + \varepsilon_t$,

где p_t – темп прироста индекса потребительских цен в месяце *t*;

c – свободный член;

$f(t)$ – функция от времени или смещенных во времени показателей инфляции;

$g(m)$ – функция от прошлых темпов прироста денежного агрегата;

ε_t – случайная ошибка;

a_1, a_2 – коэффициенты регрессии.

Таким образом, первое слагаемое показывает инерционность инфляционных процессов, наличие временного тренда, или адаптивный характер инфляционных ожиданий экономических агентов. Второе слагаемое отражает монетарную природу инфляции, влияние темпов прироста номинальных денежных агрегатов на уровень цен в экономике.

Оценка уравнений проводилась на временном интервале с февраля 1992 г. по август 1997 г. Перейдем теперь к проверке выдвинутых гипотез.

1) Инерционность цен. Данная гипотеза предполагает, что динамика инфляционных процессов в значительной степени определяется инфляцией в прошлом, либо объясняется наличием устойчивого временного тренда на всем периоде.

Проверка гипотезы включает в себя анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций ряда темпов прироста ИПЦ, тест ряда темпов прироста ИПЦ на единичные корни, оценка регрессий вида $p_t = c + a_1 \cdot f(t) + \varepsilon_t$.

Анализ автокорреляционной и частной корреляционной функций ряда темпов прироста ИПЦ. Автокорреляционная и частная автокорреляционная функции для исходного ряда темпов прироста ИПЦ показаны на рисунках 2 и 3.

Рис. 2

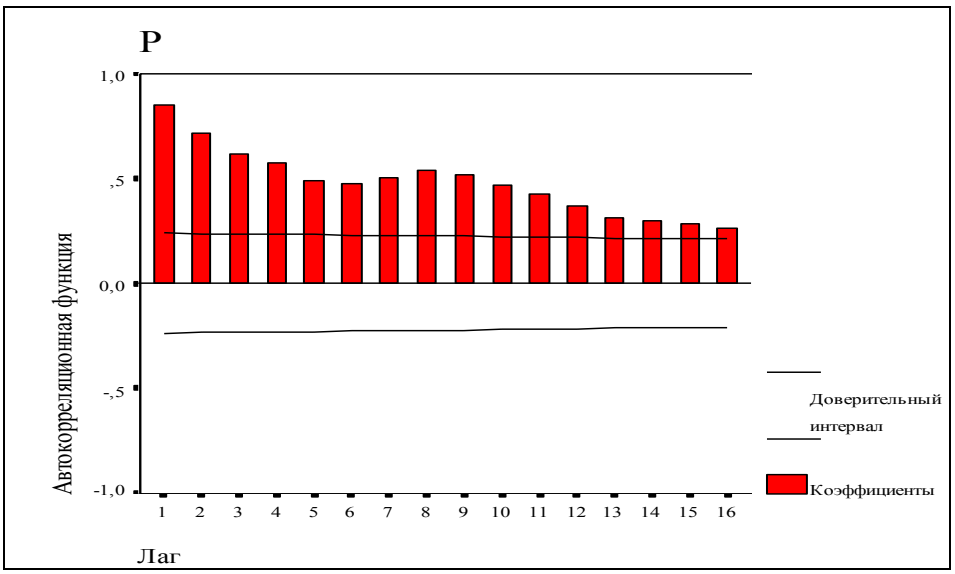
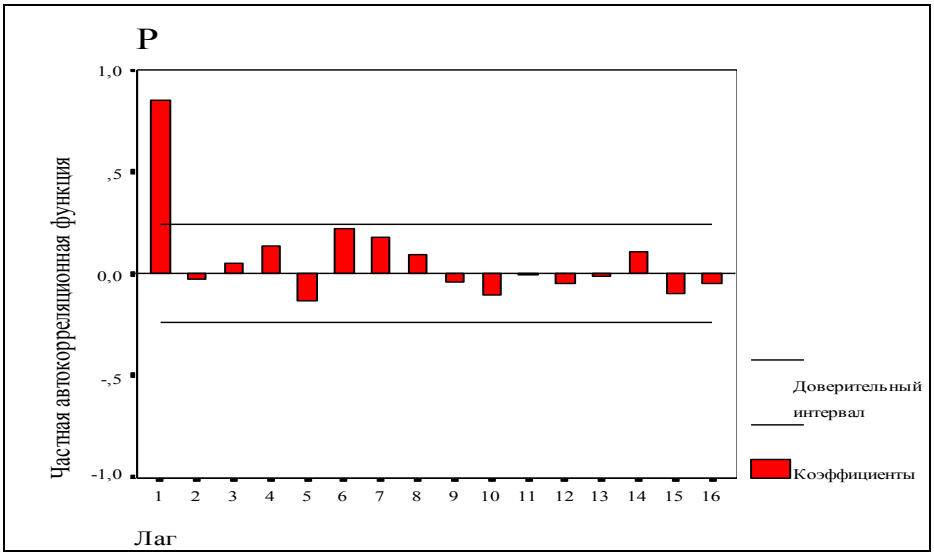


Рис. 3



Анализ функций показывает, что рассматриваемый ряд является авторегрессией первого порядка (только первый коэффициент частной автокорреляционной функции значим), или AR(1).

Результаты теста Дикки-Фуллера на единичные корни. Статистика расширенного теста Дикки-Фуллера (ADF Test Statistic) для ряда p_t составляет -3,6404 при критическом значении для непринятия нулевой гипотезы о наличии единичного корня на уровне 95%, равном -3,4779. Таким образом, результаты приведенных тестов показывают, что исходный ряд месячных темпов прироста индекса потребительских цен является стационарным и может быть включен при оценке регрессионного уравнения без дополнительных преобразований.

Оценка регрессий. Для определения наилучшего показателя инерционности инфляции были оценены три вида зависимостей:

$p_t = c + a_1 \cdot p_{t-1} + \varepsilon_t$ – уравнение авторегрессии первого порядка;

$p_t = c + a_1 \cdot t + \varepsilon_t$ – линейный временной тренд;

$p_t = c + a_1 \cdot \ln t + \varepsilon_t$ – логарифмический временной тренд.

Результаты оценки приведены в таблице 1.

Таблица 1.

	R^2	***t*-статистика для a_1**
$p_t = c + a_1 \cdot p_{t-1} + \varepsilon_t$	0,387	6,694
$p_t = c + a_1 \cdot t + \varepsilon_t$	0,194*	-3,935*
$p_t = c + a_1 \cdot \ln t + \varepsilon_t$	0,356*	-5,721*

*После устранения автокорреляции в остатках методом Прайса-Уинстена (Prais-Winsten).

Таким образом, инерционность инфляционных процессов наилучшим образом описывается включением в уравнение цен предыдущего месяца. Это означает, что динамика инфляции в 1992 – 1998 гг. скорее соответствовала процессу типа авторегрессии первого порядка, чем процессу, имеющему выраженный временной тренд.

2) Ожидания экономических агентов. Если ожидания агентов являются адаптивными, то текущая инфляция будет в значительной степени определяться прошлыми значениями темпов прироста цен. Результаты исследования исходного ряда ИПЦ с помощью частной автокорреляционной функции показали наличие сильной зависимости текущего значения прироста потребительских цен от значений предыдущего месяца. Однако по нашему предположению ожидания опираются на динамику инфляции за несколько прошлых месяцев. Поэтому

моделирование ожиданий проводилось с использованием распределенных лагов различного вида:

а) Полиноминомиальный распределенный лаг

Уравнения 1 и 2:

$$p_t = c + \sum_{i=0}^{n} a_1 w_i p_{t-i-1} + \varepsilon_t ,$$

где n – глубина лага, 12 месяцев для уравнения 1 и 6 месяцев для уравнения 2;

$$w_i = b_0 + b_1 i + b_2 i^2 + b_3 i^3 + b_4 i^4 ,$$

где i – номер лага, степень полинома 4 выбрана с учетом количества наблюдений и необходимого числа степеней свободы.

б) Лаг с линейно убывающими весами

Уравнение 3:

$$p_t = c + a_1 p_{t-1} + 0{,}8 a_2 p_{t-2} + 0{,}6 a_2 p_{t-3} + 0{,}4 a_4 p_{t-4} + 0{,}2 a_5 p_{t-5} + 0{,}01 a_6 p_{t-6} + \varepsilon_t$$

в) Лаг с гиперболически убывающими весами

Уравнение 4:

$$p_t = c + a_1 p_{t-1} + 0{,}5 a_2 p_{t-2} + 0{,}33 a_2 p_{t-3} + 0{,}25 a_4 p_{t-4} + 0{,}2 a_5 p_{t-5} + 0{,}17 a_6 p_{t-6} + \varepsilon_t$$

Лаг с весами для отдельных месяцев.

Номера месяцев выбраны по результатам оценки уравнений 1 и 2.

Уравнение 5:

$$p_t = c + a_1 p_{t-1} + 0{,}5 a_2 p_{t-3} + \varepsilon_t$$

Результаты оценки уравнений приведены в таблице 2. Для сравнения в таблице 2 также приведены результаты оценки для авторегрессии первого порядка.

Таблица 2

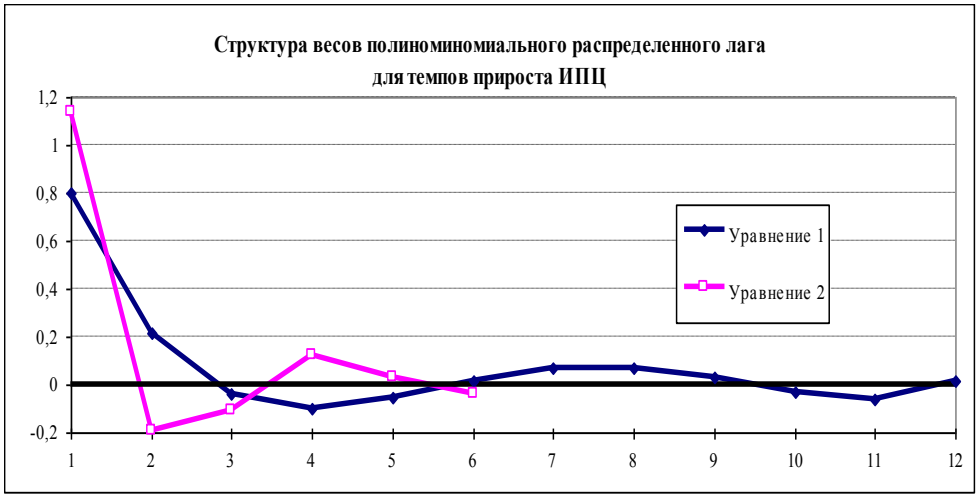
Уравнение	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**AR(1)**
Лаги (месяцев):	**Коэффициент ($a_i w_i$ – для полиномиальных распределенных лагов, a_i –для остальных уравнений). В скобках – *t*-статистика.**					
1	0,7290 (9,9945)	1,14159 (9,86154)	1,1946 (9,4152)	1,1946 (9,4152)	0,94764 (17,5509)	0,1900 (6,3690)
2	0,21705 (9,27302)	-0,0197 (-1,37749)	-0,4275 (-1,8499)	-0,6840 (-1,8850)		
3	-0,39079 (-1,07068)	-0,16601 (-2,8565)	0,1414 (0,5207)	0,2571 (0,5207)	-0,0615 (-2,0220)	
4	-0,09962 (-3,0108)	0,0488 (0,9452)	-0,1628 (-0,4050)	-0,2605 (-0,4050)		
5	-0,05244 (-2,39346)	0,1019 (2,0795)	0,6051 (1,0572)	0,6051 (1,0572)		
6	0,01872 (0,08213)	-0,0399 (-2,4126)	-4,5360 (-2,6588)	-0,2668 (-2,6588)		
7	0,06779 (2,69992)					
8	0,07072 (3,52141)					
9	0,02848 (1,69557)					
10	-0,03334 (-1,28251)					
11	-0,06360 (-2,35904)					
12	0,01343 (-1,09725)					
Нормированный R^2	0,917	0,893	0,888	0,887	0,865	0,387

Как ожидалось, влияние переменной ИПЦ, взятой с полиноминомиальным распределенным лагом, наиболее близко соответствует модели поведения экономических агентов с адаптивными ожиданиями и лучше описывает динамику текущей инфляции, чем другие виды зависимостей. Экономические агенты, как видно из рисунка 4, формируют свои ожидания на основе данных об инфляции за предыдущие два-три месяца, а веса более далеких в прошлом месяцев стремятся к нулю.

3) ***Влияние различных денежных агрегатов.*** Исследование влияния темпов прироста денежной массы на темпы прироста цен включает в себя два момента. Во-первых, необходимо определить, какой из денежных агрегатов (денежная масса M_0, денежная масса M_2, широкая денежная масса как сумма М2 и валютных депозитов) наиболее значим с точки зрения влияния на темпы инфляции в условиях экономики Рос-

сии. Во-вторых, требуется выявить глубину влияния изменения объема номинальной денежной массы на текущий уровень цен.

Рис. 4



Решение этих задач проводилось на основе корреляционного анализа динамики ИПЦ и средних темпов прироста денежных агрегатов за 2 – 10 месяцев. Расчет средних темпов прироста денежной массы был произведен по следующей формуле:

$$M_n = \left(\frac{M_t}{M_{t-n}} \right)^{1/n} - 1,$$

где: n – число месяцев.

Для обозначения денежных агрегатов в таблицах 3—8 приняты следующие условные обозначения:

денежная масса M_0 – M0

денежная масса M_2 – M2

широкие деньги – BM2.

Значения парных корреляций темпов прироста потребительских цен и денежных агрегатов приведены в таблицах 3 – 5, результаты оценки

регрессионных уравнений вида $p_t = c + a_1 \cdot p_{t-1} + a_2 \cdot M_{t,t-n} + \varepsilon_t$ даны в таблицах 6 – 8.

Таблица 3

		M0_10	M0_2	M0_3	M0_4	M0_5	M0_6	M0_7	M0_8	M0_9	P
Корреляция Пирсона	M0_10	1,000	,791**	,840**	,886**	,918**	,947**	,968**	,984**	,993**	,875**
	M0_2	,791**	1,000	,951**	,927**	,897**	,867**	,837**	,818**	,802**	,585**
	M0_3	,840**	,951**	1,000	,969**	,951**	,922**	,896**	,871**	,855**	,649**
	M0_4	,886**	,927**	,969**	1,000	,980**	,963**	,941**	,919**	,900**	,703**
	M0_5	,918**	,897**	,951**	,980**	1,000	,984**	,971**	,952**	,934**	,746**
	M0_6	,947**	,867**	,922**	,963**	,984**	1,000	,988**	,976**	,962**	,777**
	M0_7	,968**	,837**	,896**	,941**	,971**	,988**	1,000	,990**	,981**	,819**
	M0_8	,984**	,818**	,871**	,919**	,952**	,976**	,990**	1,000	,992**	,864**
	M0_9	,993**	,802**	,855**	,900**	,934**	,962**	,981**	,992**	1,000	,881**
	P	,875**	,585**	,649**	,703**	,746**	,777**	,819**	,864**	,881**	1,000
Уровень значимости	M0_10	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	M0_2	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	M0_3	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	M0_4	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	M0_5	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000
	M0_6	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000
	M0_7	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000
	M0_8	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000
	M0_9	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000
	P	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.
Число наблюдений	M0_10	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56
	M0_2	56	64	63	62	61	60	59	58	57	64
	M0_3	56	63	63	62	61	60	59	58	57	63
	M0_4	56	62	62	62	61	60	59	58	57	62
	M0_5	56	61	61	61	61	60	59	58	57	61
	M0_6	56	60	60	60	60	60	59	58	57	60
	M0_7	56	59	59	59	59	59	59	58	57	59
	M0_8	56	58	58	58	58	58	58	58	57	58
	M0_9	56	57	57	57	57	57	57	57	57	57
	P	56	64	63	62	61	60	59	58	57	69

Таблица 4

		M2	M2_10	M2_3	M2_4	M2_5	M2_6	M2_7	M2_8	M2_9	P
Корреляция Пирсона	M2	1,000	,660**	,834**	,769**	,726**	,659**	,661**	,660**	,663**	-,021
	M2_10	,660**	1,000	,818**	,854**	,880**	,918**	,950**	,974**	,991**	,891**
	M2_3	,834**	,818**	1,000	,965**	,926**	,876**	,836**	,807**	,809**	,559**
	M2_4	,769**	,854**	,965**	1,000	,975**	,939**	,901**	,870**	,848**	,655**
	M2_5	,726**	,880**	,926**	,975**	1,000	,979**	,951**	,921**	,896**	,742**
	M2_6	,659**	,918**	,876**	,939**	,979**	1,000	,984**	,961**	,937**	,799**
	M2_7	,661**	,950**	,836**	,901**	,951**	,984**	1,000	,987**	,969**	,840**
	M2_8	,660**	,974**	,807**	,870**	,921**	,961**	,987**	1,000	,989**	,866**
	M2_9	,663**	,991**	,809**	,848**	,896**	,937**	,969**	,989**	1,000	,884**
	P	-,021	,891**	,559**	,655**	,742**	,799**	,840**	,866**	,884**	1,000
Уровень значимости	M2	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,433
	M2_10	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	M2_3	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	M2_4	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	M2_5	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000
	M2_6	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000
	M2_7	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000
	M2_8	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000
	M2_9	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000
	P	,433	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.
Число наблюдений	M2	65	56	63	62	61	60	59	58	57	65
	M2_10	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56
	M2_3	63	56	63	62	61	60	59	58	57	63
	M2_4	62	56	62	62	61	60	59	58	57	62
	M2_5	61	56	61	61	61	60	59	58	57	61
	M2_6	60	56	60	60	60	60	59	58	57	60
	M2_7	59	56	59	59	59	59	59	58	57	59
	M2_8	58	56	58	58	58	58	58	58	57	58
	M2_9	57	56	57	57	57	57	57	57	57	57
	P	65	56	63	62	61	60	59	58	57	69

Таблица 5

		BM2	BM2_10	BM2_2	BM2_3	BM2_4	BM2_5	BM2_6	BM2_7	BM2_8	BM2_9	P
Корреляция Пирсона	BM2	1,000	-,846**	-,667**	-,702**	-,729**	-,757**	-,784**	-,803**	-,818**	-,832**	-,369**
	BM2_10	-,846**	1,000	,796**	,852**	,886**	,902**	,929**	,958**	,978**	,993**	,890**
	BM2_2	-,667**	,796**	1,000	,960**	,921**	,879**	,825**	,793**	,787**	,779**	,480**
	BM2_3	-,702**	,852**	,960**	1,000	,975**	,942**	,901**	,860**	,837**	,837**	,550**
	BM2_4	-,729**	,886**	,921**	,975**	1,000	,981**	,951**	,918**	,887**	,870**	,628**
	BM2_5	-,757**	,902**	,879**	,942**	,981**	1,000	,984**	,960**	,934**	,908**	,703**
	BM2_6	-,784**	,929**	,825**	,901**	,951**	,984**	1,000	,988**	,968**	,947**	,760**
	BM2_7	-,803**	,958**	,793**	,860**	,918**	,960**	,988**	1,000	,990**	,974**	,809**
	BM2_8	-,818**	,978**	,787**	,837**	,887**	,934**	,968**	,990**	1,000	,992**	,856**
	BM2_9	-,832**	,993**	,779**	,837**	,870**	,908**	,947**	,974**	,992**	1,000	,890**
	P	-,369**	,890**	,480**	,550**	,628**	,703**	,760**	,809**	,856**	,890**	1,000
Уровень значимости	BM2	,	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,001
	BM2_10	,000	,	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	BM2_2	,000	,000	,	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	BM2_3	,000	,000	,000	,	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	BM2_4	,000	,000	,000	,000	,	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	BM2_5	,000	,000	,000	,000	,000	,	,000	,000	,000	,000	,000
	BM2_6	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,	,000	,000	,000	,000
	BM2_7	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,	,000	,000	,000
	BM2_8	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,	,000	,000
	BM2_9	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,	,000
	P	,001	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,
Число наблюдений	BM2	66	56	64	63	62	61	60	59	58	57	66
	BM2_10	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56
	BM2_2	64	56	64	63	62	61	60	59	58	57	64
	BM2_3	63	56	63	63	62	61	60	59	58	57	63
	BM2_4	62	56	62	62	62	61	60	59	58	57	62
	BM2_5	61	56	61	61	61	61	60	59	58	57	61
	BM2_6	60	56	60	60	60	60	60	59	58	57	60
	BM2_7	59	56	59	59	59	59	59	59	58	57	59
	BM2_8	58	56	58	58	58	58	58	58	58	57	58
	BM2_9	57	56	57	57	57	57	57	57	57	57	57
	P	66	56	64	63	62	61	60	59	58	57	69

** Корреляция значима на уровне 5%.

Таблица 6

	Глубина усреднения темпов прироста M_0 (месяцев)								
	2	**3**	**4**	**5**	**6**	**7***	**8***	**9**	**10**
***t*-статистика для коэффициента a_1**	1,269	1,812	2,376	2,636	2,454	3,164	3,889	3,101	1,588
R^2	0,855	0,850	0,859	0,878	0,885	0,857	0,842	0,905	0,922

* После устранения автокорреляции в остатках методом Прайса-Уинстена (Prais-Winsten).

Таблица 7

	Глубина усреднения темпов прироста M_2 (месяцев)							
	3	**4**	**5**	**6**	**7***	**8**	**9***	**10**
***t*-статистика для коэффициента a_1**	3,209	3,892	4,484	4,140	4,302	4,289	4,220	3,454
R^2	0,870	0,872	0,883	0,893	0,810	0,912	0,841	0,906

После устранения автокорреляции в остатках методом Прайса-Уинстена (Prais-Winsten).

Таблица 8

	Глубина усреднения темпов прироста BM_2 (месяцев)							
	3	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**
***t*-статистика для коэффициента a_1**	2,825	3,748	4,371	4,237	4,776	5,247	4,765	2,452
R^2	0,860	0,875	0,887	0,893	0,898	0,904	0,901	0,907

Таблица 9

	1992 – 1994	**1995 – 1997**
R^2	0,807	0,868
Коэффициент a_1 (в скобках – *t*-статистика)	0,6413 (6,0251)	0,8114 (9,8654)
Коэффициент a_2 (в скобках – *t*-статистика)	0,6524 (3,1382)	0,2963 (2,2772)

Из приведенных таблиц видно, что наилучшей является связь между темпами инфляции и средним темпом прироста денежной массы M_2 за восемь месяцев.

4) Различия влияния денежной массы М2 и инерционности цен на подпериодах. Оценка регрессионного уравнения вида $p_t = c + a_1 \cdot p_{t-1} + a_2 \cdot M2_{t,t-n} + \varepsilon_t$ на выделенных подпериодах (1992 – 1994 и 1995 – 1997 гг.) дает следующие результаты (таблица 9). Глубина усреднения темпов прироста М2 равна 6 месяцев на первом периоде и 8 месяцев – на втором.

Из результатов видно, что на первом подпериоде вклад темпов изменения денежной массы в динамику инфляционных процессов был значительно выше, что характерно для ситуации с высокой средней инфляцией. Эластичность изменения ИПЦ по темпам прироста денежной массы в 1992 – 1994 гг. составляла 1,19, а в 1995 – 1997 гг. – 0,73. Таким образом, можно сделать вывод о том, что по мере снижения средних темпов инфляции на ее уровень в большей степени оказывают влияние факторы, связанные с инерционностью цен и спросом на реальные кассовые остатки со стороны экономических агентов.

* * *

Мы показали, что значительное снижение темпов инфляции, произошедшее в 1996 – 1997 годах, существенно изменило характер зависимости между текущим ИПЦ и предыдущим ростом денежной массы. Прогноз инфляции по результатам оценки регрессии на основе месячных данных дает устойчивое завышение уровня ИПЦ. На наш взгляд, это объясняется, в первую очередь, изменением веса авторегрессионного члена в уравнении на протяжении всего периода. Как видно из таблицы 9, значение коэффициента при лаговой переменной инфляции выросло при оценке на втором периоде с 0,64 до 0,81. Это отражает тот факт, что в 1992 – 1994 гг. скорость снижения темпов прироста цен была значительно выше, чем в 1995 – 1997. Такое положение не позволяет построить реалистичный прогноз будущей динамики инфляции, основываясь на месячных данных. При оценке уравнения сразу на двух периодах вес лаговой переменной за счет воздействия второго подпериода увеличивается. Таким образом, при симуляции динамики ИПЦ в начале периода, когда уровень ИПЦ был высок, модельные значения не успевают снизиться до среднего уровня второго подпериода, что дает систематическое завышение прогноза.

Прогноз инфляции в 1998 году

Исходя из вышесказанных соображений мы построили ретропрогноз динамики инфляции в 1997 году и прогноз динамики цен в 1998 году на основе недельных наблюдений инфляции. Оценка коэффициентов регрессии производилась на периоде с 1996 по 1997 гг. (96 наблюдений). Данный прогноз основан на следующих предпосылках. Во-первых, будут сохранены заданные в «Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики на 1998 год» ориентиры темпов роста денежной массы M_2, составляющие, соответственно, 1,7% и 2,2% прироста в месяц (22% и 30% в год). Во-вторых, в 1998 году предполагается прирост реального ВВП на 1%.

Зависимость можно выразить с помощью следующей формулы:

$$p_t = c + a_0 p_{t-2} + a_1 \sum_{i=0}^{n} w_i m_{t-i} + a_2 Y_t + \varepsilon_t ,$$

где $w_i = b_0 + b_1 i + b_2 i^2 + b_3 i^3$ – веса полинома,

p_t – изменение потребительских цен за неделю *t*,

m_t – десятичный логарифм месячного темпа изменения денежной массы M_2,

равномерно распределенного по неделям соответствующего месяца,

Y_t – месячный темп изменения реального ВВП, равномерно

распределенного по неделям соответствующего месяца,

c – свободный член, ε_t – остатки регрессии,

n – глубина лага, равная 47 неделям, *i* – номер лага.

Статистические оценки данного регрессионного уравнения приведены в таблице 10. Распределение весов темпов прироста денежной массы по 47 неделям показаны на рисунке 5.

Таблица 10

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	*t*-статистика	Уровень значимости
Свободный член	0,000728	0,000431	1,688416	0,0948
p_{t-2}	0,220639	0,085855	2,569899	0,0118
Y_t	-0,011744	0,002789	-4,210157	0,0001
Нулевая степень полинома	-0,003735	0,001479	-2,524706	0,0134
Первая степень полинома	0,000741	0,000194	3,811825	0,0003
Вторая степень полинома	0,0000302	0,00000751	4,026371	0,0001
Третья степень полинома	-0,00000203	0,000000512	-3,966668	0,0001

Число наблюдений	96	Число степеней свободы	89
R^2	0,742873	*F*-статистика	42,85534
Нормированный R^2	0,725538	Уровень значимости *F*-статистики	0,000000
Стандартная ошибка	0,001460	Сумма квадратов остатков	0,000190

В соответствии с прогнозом, выполненным с помощью данной модели, потребительские цены вырастут в 1998 году на 9,8% – 10,3%. Как видно из рисунка 6, первые шесть месяцев 1998 года ожидались более инфляционными. Так, по первому варианту прирост потребительских цен за первую половину года прогнозировался 8%, а по второму – 7,6%.

Рис. 5

Структура и значимость весов распределенного полиномиального лага денежной массы
t-статистика
Значение веса (правая шкала)
6
5
4
3
2
1
0
-1
-2
-3
-4
0,02
0,015
0,01
0,005
0
-0,005
-0,01
0
3
6
9
12
15
18
21
24
27
30
33
36
39
42
45

Рис. 6

Прогноз инфляции в 1998 г.
Фактический ИПЦ
Прогноз ИПЦ по варианту 1
Прогноз ИПЦ по варианту 2
% в неделю
1,2%
1,0%
0,8%
0,6%
0,4%
0,2%
0,0%
-0,2%
1-7.1.96
12-18.2.96
25-31.3.96
6-12.5.96
17-23.6.96
29.7-4.8.96
9-15.9.96
21-27.10.96
2-8.12.96
13-19.1.97
24.2-2.3.97
7-13.4.97
19-25.5.97
30.6-6.7.97
11-17.8.97
22-28.9.97
3-9.11.97
15-21.12.97
5
11
17
23
29
35
41
47
недели 1998 г.