

НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ

ИССЛЕДОВАНИЯ БАНКА

2[3] ДЕКАБРЬ 2005

**АНАЛИЗ И КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА СТЕПЕНИ ВЛИЯНИЯ
ФАКТОРОВ НА ИНФЛЯЦИЮ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ**

А.В. Муха, Д.А. Езепов

Редакционный совет

П.В.Каллаур (председатель совета), А.О.Тихонов (главный редактор), А.Ф.Дроздов (зам. главного редактора), Н.И.Борисенко (ответственный секретарь), Ю.П.Власкин, С.Г.Голубев, С.В.Дубков, М.М.Ковалев, В.Н.Комков, Н.В.Лузгин, В.И.Тарасов, Г.А.Хацкевич, Ю.М.Ясинский

Цель издания

Научное экономическое издание Национального банка Республики Беларусь «Исследования банка» издается в целях расширения, совершенствования и распространения результатов своей научно-исследовательской деятельности. В издании публикуются теоретические и/или эмпирические экономические исследования сотрудников банка, специалистов других банков, финансовых и научных институтов на различные темы по актуальным вопросам монетарной политики, банковского надзора, функционирования платежной системы и др. Точка зрения Национального банка Республики Беларусь может не совпадать с мнением авторов.

Издается в соответствии с постановлением Совета директоров Национального банка Республики Беларусь от 29.03.2004 № 73.

Выпуск подготовлен Главным управлением монетарной политики и экономического анализа Национального банка Республики Беларусь.

тел. (017) 219 23 48, (017) 227 76 25

e-mail: ib@nbrb.by

**АНАЛИЗ И КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА СТЕПЕНИ ВЛИЯНИЯ
ФАКТОРОВ НА ИНФЛЯЦИЮ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ¹**А.В. Муха², Д.А. Езепов³**РЕЗЮМЕ**

В данной работе исследуется воздействие различных факторов на динамику инфляции в Республике Беларусь. На основе эконометрического моделирования получена количественная оценка влияния инфляционной инерции, денежных агрегатов, валютного курса, заработной платы, объема промышленного производства, цен производителей, а также “системного эффекта” на уровень инфляции в экономике. В рамках факторного анализа (метод главных компонент) выделено четыре латентных (скрытых) фактора инфляции: монетарный фактор краткосрочного характера, монетарный фактор долгосрочного характера, ценовой фактор производителей, фактор экономической активности. При помощи варианта *X-11* метода сезонной декомпозиции *Census II* проанализирована структура динамического ряда инфляции, выделены тренд-циклическая, сезонная и случайная компоненты инфляции.

Классификация JEL: C22, C53, E31, E37

Ключевые слова: эконометрическая модель, факторный анализ, метод главных компонент, вариант *X-11* метода сезонной декомпозиции *Census II*, анализ и прогнозирование, инфляция, базовая инфляция.

Е-mail авторов: fly1980@mail.ru; dizappa@mail.ru

¹ Работа была представлена на конкурс научно-исследовательских работ по актуальным аспектам денежно-кредитной политики Республики Беларусь, проводимый Национальным банком в 2004 году.

² Ассистент кафедры статистики Белорусского государственного экономического университета.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ.....	5
1. КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА СТЕПЕНИ ВЛИЯНИЯ МОНЕТАРНЫХ И НЕМОНЕТАРНЫХ ФАКТОРОВ НА ИНФЛЯЦИЮ.....	8
2. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ ФАКТОРНОГО АНАЛИЗА В ИССЛЕДОВАНИИ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ.....	17
3. АНАЛИЗ СТРУКТУРЫ ДИНАМИЧЕСКОГО РЯДА ИНФЛЯЦИИ И ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ СЕЗОННОГО ФАКТОРА.....	25
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	34
ПРИЛОЖЕНИЕ.....	36
ИСТОЧНИКИ.....	37

³ Аспирант кафедры статистики Белорусского государственного экономического университета.

ВВЕДЕНИЕ

Основной задачей института центрального банка, максимально отвечающей интересам экономики и возможностям самих денежных властей, является достижение и поддержание *низкого* уровня инфляции. Предлагаемая статья посвящена эконометрическому моделированию динамики инфляции в экономике Республики Беларусь на современном этапе.

Как известно, эконометрика занимается анализом экономических данных и прогнозированием возможностей, существующих в области экономики. Она позволяет объяснить закономерности развития экономики и показать, какой она могла бы стать при тех или иных условиях. Кроме того, цель эконометрического анализа состоит не только в объяснении экономических явлений, но и в усовершенствовании экономической политики.

Кредитно-денежные и бюджетно-налоговые методы государственного регулирования оказывают серьезное воздействие на экономику – как в положительную, так и в отрицательную сторону, и эконометрика помогает органам государственного регулирования, осуществляющим экономическую политику, дать оценку ее различным курсам.

Стоит заметить, что проблемы эконометрического моделирования инфляционных процессов широко представлены исследованиями отечественных и зарубежных авторов.

К их числу следует отнести работы А.О. Тихонова (2000), В.В. Пинигина, А.А. Матяса, Л.В. Демидова, Н.С. Левенкова (2000), И.В. Пелипаса (2000, 2001), М.В. Прановича, В.И. Малюгина (2000), С.А. Бородича (2001), Л.М. Тимошенко (2001). Среди российских авторов можно выделить исследования В. Мау, С. Синельникова-Мурылева, Г. Трофимова (1995), А. Илларионова (1995), А.Е. Варшавского (1997), Н. Райской (1996, 1997), Е.Т. Гурвича (1996, 2001), А.Г. Вдовиченко, В.Г. Котовой (2001), А.Г. Вдовиченко, В.Г. Ворониной (2001), С.Р. Моисеева (2002). Для этих исследований характерно использование пре-

имущественно методов корреляционно-регрессионного анализа инфляционных процессов.

Среди последних работ заслуживают внимания исследования И.В. Пелипаса (2003), В. Черноокого (2004), П. Швайко (2002), А.Г. Вдовиченко, В.Г. Ворониной (2004), В.И. Малюгина, М.В. Прановича, Д.Л. Мурина, Д.Л. Калечица (2005). В отличие от более ранних исследований в указанных работах используется современный аппарат эконометрики нестационарных временных рядов: коинтеграционный анализ, векторные модели с механизмом корректировки ошибок, ARMA-модели и др.

Дальнейшее изучение инфляционных процессов предполагает использование таких современных и эффективных исследовательских инструментов, как, например, искусственные нейронные сети (Paul McNelis, Peter McAdam (2004), Г.А. Хацкевич (2000)).

Научно-исследовательская работа структурно состоит из введения, трех глав и заключения. В первой главе на основе эконометрического моделирования получена количественная оценка степени влияния инфляционной инерции, денежных агрегатов, валютного курса, заработной платы, объема промышленного производства, цен производителей, а также “системного эффекта” на уровень инфляции в экономике.

Во второй главе в рамках факторного анализа (метод главных компонент) выделено четыре латентных (скрытых) фактора инфляции: монетарный фактор краткосрочного характера, монетарный фактор долгосрочного характера, ценовой фактор производителей, фактор экономической активности.

В третьей главе при помощи варианта *X-II* метода сезонной декомпозиции *Census II* проанализирована структура динамического ряда инфляции, выделены тренд-циклическая, сезонная и случайная компоненты инфляции. В заключении представлены основные выводы исследования.

Авторы оценивали модели на цепных помесечных темпах прироста инфляции и ее факторов за период 2000-го – 1-я пол. 2004 года, который характеризовался, с одной стороны, относительной макроэкономической стабилизацией и

последовательным снижением инфляции, а с другой – наличием в нашем распоряжении необходимых статистических рядов.

Более ранние периоды намеренно опущены по нескольким причинам: а) возникает проблема качества и надежности статистических данных, полученных за 1990–1997 гг.; б) в начале 2000-х гг. произошло изменение принципов и макроэкономических условий проведения денежно-кредитной политики (устойчивый экономический рост, последовательное снижение инфляции, переход на единый обменный курс и обеспечение его плавной и предсказуемой динамики, положительные процентные ставки, деноминация национальной денежной единицы и т.д.).

В третьей главе временные ряды обновлены с учетом поступления новых статистических данных – январь 2000 г. – май 2005 г.

Все расчеты в научно-исследовательской работе осуществлены в современных пакетах STATISTICA 6.0 и Eviews 3.1.

1. КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА СТЕПЕНИ ВЛИЯНИЯ МОНЕТАРНЫХ И НЕМОНЕТАРНЫХ ФАКТОРОВ НА ИНФЛЯЦИЮ

Опираясь на существующий отечественный и зарубежный опыт в изучении инфляции [5, 6, 8–18, 20, 23, 26–38, 40–47] и априорные представления, для эконометрического моделирования влияния монетарных и немонетарных факторов на динамику инфляции в Республике Беларусь были отобраны 14 следующих показателей (*таблица 1.1*).

Таблица 1.1. Условные обозначения исходных показателей

Показатель	Условное обозначение	Источник данных
<i>Результативный признак:</i> индекс потребительских цен	ИНФ	МСиА РБ ⁴ , Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
<i>Факторные признаки:</i> фактор инфляционной инерции	ИПЦ_1	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
средневзвешенный валютный курс белорусского рубля по отношению к доллару США	ВК	НБ РБ ⁵ , Бюллетень банковской статистики за 2000-2005 гг.
средняя объявленная ставка рефинансирования Национального банка	РЕФ	НБ РБ, Бюллетень банковской статистики за 2000-2005 гг.
наличные деньги в обороте	М0	НБ РБ, Бюллетень банковской статистики за 2000-2005 гг.
переводные рублевые депозиты	(М1-М0)	НБ РБ, Бюллетень банковской статистики за 2000-2005 гг.
срочные рублевые депозиты и ценные бумаги, выпущенные банками вне банковского оборота	(М2-М1)	НБ РБ, Бюллетень банковской статистики за 2000-2005 гг.
валютные депозиты	(М3-М2)	НБ РБ, Бюллетень банковской статистики за 2000-2005 гг.
индекс цен производителей промышленной продукции	ИЦППП	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
индекс цен производителей в электроэнергетике	ИЦПЭ	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
индекс цен производителей в топливной промышленности	ИЦТП	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
индекс цен производителей в черной металлургии	ИЦЧМ	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
индекс цен на строительные-монтажные работы	ИЦСМР	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
объем промышленного производства в сопоставимых ценах	ОПП	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.
номинальная среднемесячная заработная плата	СЗП	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 2000-2005 гг.

⁴ МСиА РБ – Министерство статистики и анализа Республики Беларусь.

⁵ НБ РБ – Национальный банк Республики Беларусь.

Информационной основой являются статистические данные Министерства статистики и анализа и Национального банка Республики Беларусь. Все показатели представлены в виде цепных месячных темпов прироста. Это позволяет, по мнению авторов, решить важную проблему, связанную со стационарностью временных рядов. Результаты ADF -теста по исходным динамическим рядам (таблица 1.2) свидетельствуют о том, что они являются рядами вида $I(0)$, то есть стационарными в уровнях.

Таблица 1.2. Результаты расширенного теста Дики-Фуллера по исходным динамическим рядам

Показатель	Спецификация модели	t_{ADF}	DW	SC
ИНФ	С константой и трендом	-3,495(2)***	1,999	2,967
ИЦППП	С константой и трендом	-3,259(8)***	2,036	4,280
ИЦПЭ	С константой	-3,307(6)**	2,031	6,093
ИЦТП	С константой и трендом	-3,274(4)***	1,990	6,269
ИЦЧМ	С константой и трендом	-4,250(4)*	1,800	5,151
ИЦСМР	С константой	-2,808(5)***	1,980	3,596
ОПП	С константой	-6,630(3)*	2,031	5,931
СЗП	С константой и трендом	-5,957(1)*	1,976	6,201
ВК	С константой и трендом	-3,354(3)***	1,982	2,482
РЕФ	С константой и трендом	-3,973(5)**	2,052	6,168
М0	С константой и трендом	-4,471(6)*	1,928	6,529
М1-М0	С константой	-5,489(1)*	1,927	6,138
М2-М1	С константой и трендом	-5,389(1)*	1,932	5,835
М3-М2	С константой и трендом	-3,497(6)***	2,124	4,951

Примечание: здесь и далее *, ** и *** означают отклонение нулевой гипотезы о наличии единичного корня на 1, 5 и 10%-ном уровнях значимости соответственно.

При построении эконометрической модели инфляции из всего набора перечисленных выше факторов при помощи тестов на значимость последовательно исключены следующие: М2-М1, (М3-М2)₂, РЕФ, ИЦППП₂, ИЦПЭ₂, ИЦТП₂, ИЦЧМ₁, ИЦСМР₁.

Лаг, при котором факторный признак оказывает наибольшее воздействие на инфляцию, обозначается, как $_1$, $_2$ и т.д. В итоге модель приобретает следующий вид:

$$\text{ИНФ} = 0,144 + 0,450 \cdot \text{ИПЦ}_1 + 0,065 \cdot \text{M0}_6 + 0,050 \cdot (\text{M1} - \text{M0})_6 + 0,263 \cdot \text{ВК} + 0,041 \cdot \text{ОПП}_1 + 0,045 \cdot \text{СЗП}_7, \quad (1.1)$$

$$t\text{-stat} \quad (0,67) \quad (4,37) \quad (3,48) \quad (2,07) \quad (2,73) \quad (2,05) \quad (2,08)$$

$$R^2 = 0,831, F\text{-критерий} = 32,7, h\text{-критерий Дарбина} = 0,169$$

Следует обратить внимание, что коэффициент детерминации R^2 составил 0,831, то есть отобранные факторы на 83,1% объясняют вариацию инфляции. Значение h -критерия Дарбина, а также результаты тестов Бокса-Льюнга и LM -тестов Бреуша-Годфрея (рисунки 1.1, таблица 1.3) однозначно говорят об отсутствии автокорреляции в остатках модели.

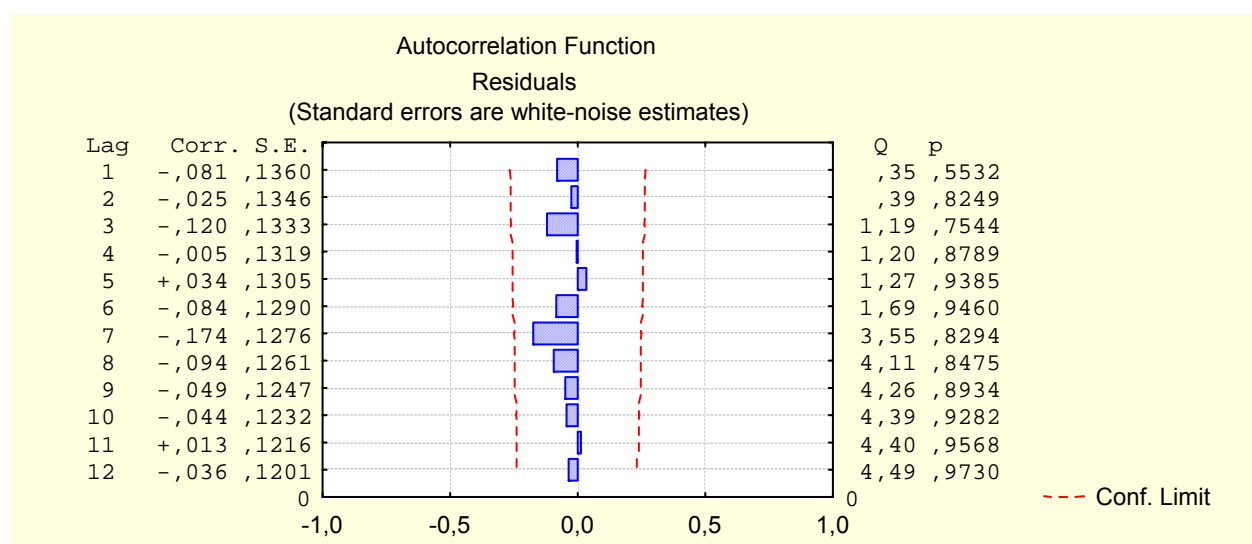


Рисунок 1.1. Автокорреляционная функция динамического ряда остатков

Таблица 1.3. Результаты LM -теста Бреуша-Годфрея

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.490605	Probability	0.903046
Obs*R-squared	8.165340	Probability	0.772080

Результаты теста Уайта подтверждают отсутствие гетероскедастичности (F -статистика равна 0,726, а соответствующее ей p -значение вероятности – 0,782). Статистика Жарки-Беры (2,094) и соответствующее ей p -значение вероятности (0,351) свидетельствуют о нормальности остатков модели.

Таким образом, модель инфляции (1.1) является статистически адекватной и вполне удовлетворяет условиям построения эконометрических моделей (на рисунке 1.2 приведены наблюдаемые и предсказанные по модели темпы прироста потребительских цен). В результате следует ряд важных выводов.

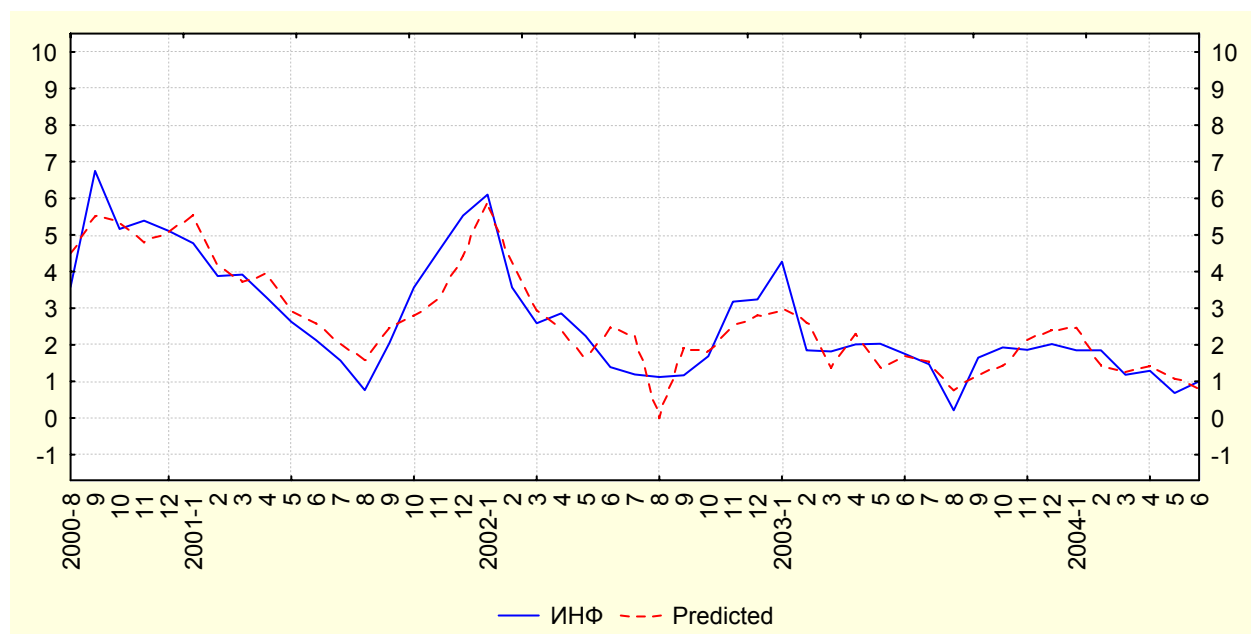


Рисунок 1.2. Наблюдаемые и предсказанные по модели (1.1) темпы прироста потребительских цен

Во-первых, инфляция в белорусской экономике имеет четко выраженную инерционность, то есть рост цен является инерционным процессом. Значительная часть ценовой динамики обуславливается инфляционной инерцией. Так, каждый процент прироста цен за определенный месяц примерно на 45,0% переносится на последующий (причем коэффициент регрессии при ИПЦ_1 самый большой).

Во-вторых, важным фактором инфляции является динамика средневзвешенного курса белорусского рубля по отношению к доллару США. Так, девальвация белорусского рубля в текущем месяце на 1 процент приводит к росту потребительских цен в этом же месяце на 0,263 процента. Значительное влияние валютного курса на уровень инфляции обусловлено высокой степенью открытости и долларизации белорусской экономики. Воздействие валютного курса передается по трем основным каналам: 1) прямое воздействие через цены

импортных товаров, входящих в потребительскую корзину, используемую для расчета ИПЦ; 2) косвенное воздействие через цены импортных промежуточных товаров (услуг); 3) воздействие через ожидания, включая также предполагаемую реакцию денежно-кредитной политики. Стоит отметить, что в 2004–2005 годах действие валютного курса практически полностью нивелировано центральным банком страны.

В-третьих, увеличение денежной массы (в частности, $M0_6$ и $(M1-M0)_6$) с течением времени приводит к росту цен. Так, увеличение наличных денег в обороте в текущем месяце на 1 процент оказывает максимальное влияние на рост потребительских цен через 6 месяцев и приводит к их увеличению на 0,065 процента. Аналогично увеличение переводных депозитов в текущем месяце на 1 процент через 6 месяцев стимулирует рост цен на 0,050 процента.

В-четвертых, рост номинальной начисленной среднемесячной заработной платы в текущем месяце на 1 процент с лагом в 7 месяцев приводит к росту потребительских цен на 0,045 процента. Заметим, что рост доходов населения неизбежно приводит к увеличению потребления. А растущий платежеспособный потребительский спрос, в свою очередь, оказывает давление на цены в сторону повышения (при этом величина повышения во многом зависит от степени насыщения рынка товарами и услугами). К тому же рост заработной платы приводит к увеличению издержек производства, что также способствует росту цен.

В анализе взаимовлияния факторных признаков существует еще одна важная проблема. Известно, что в экономике все взаимосвязано и почти все макроэкономические показатели, являясь обобщающими показателями состояния экономики, также чаще всего взаимозависимы. К примеру, инфляция тесным образом связана с динамикой валютного курса и денежной массы. В свою очередь, динамика валютного курса и денежной массы определяется колебаниями друг друга и предшествующей динамикой инфляции и т.д.

Инфляция является *системным* явлением, то есть существует также определенный “*системный эффект*”, связанный с совместным влиянием указанных факторов на динамику инфляции. Методом, полностью отвечающим системно-

му подходу, является метод разложения коэффициента множественной детерминации на сумму чистых влияний каждого фактора, выражаемых величинами β^2 , и показатель влияния системного воздействия факторов η_s . Он рассчитывается как разность между общим влиянием системы факторов и суммой чистых влияний каждого фактора [21]:

$$\eta_s = R^2 - \sum_{j=1}^k \beta_j^2, \quad (1.2)$$

где η_s – эффект влияния всей системы, или “системный эффект”;

R^2 – общая объясненная доля вариации результативного признака;

$\sum_{j=1}^k \beta_j^2$ – сумма долей вариации за счет чистых влияний всех факторов;

j – текущий номер фактора, $j = \overline{1, k}$;

k – общее число факторов в модели ($k=6$).

В нашем случае суммарное значение квадратов β -коэффициентов составляет 40,4%, что в два раза меньше, чем значение коэффициента R^2 (83,1%), который показывает общее влияние факторов на результат. Разница составляет $(83,1\% - 40,4\%) = 42,7\%$. Это говорит о том, что 42,7% вариации результативного признака приходится на системный эффект, то есть на то, что все факторные признаки оказывают совместное перекрестное влияние на величину инфляции.

В результате можно выделить своеобразный фактор “системности”, порождающий инфляционные процессы, который обладает большей объясняющей силой (42,7% вариации инфляции), чем все факторы по отдельности (40,4%). Для того чтобы рассчитать влияние фактора с учетом сопутствующего влияния остальных факторов, необходимо β -коэффициент умножить на парный коэффициент корреляции. При этом системный эффект распределяется между всеми остальными факторами.

В итоге следует вывод о том, что основным фактором (с учетом сопутствующего влияния остальных факторных признаков) является инфляционная инерция. Этот фактор на 36,2% объясняет инфляцию в белорусской экономике.

Вторым по значимости фактором инфляции является динамика средневзвешенного курса белорусского рубля по отношению к доллару США (19,0%), третьим – динамика денежной массы ($M0_6$ – 13,9%, $(M1-M0)_6$ – 5,0%). Отметим, что в сумме монетарные факторы (инфляционная инерция⁶, динамика валютного курса и денежной массы) объясняют 74,1% вариации исследуемого признака. Среди немонетарных факторов выделим номинальную среднемесячную заработную плату (7,5%). И, наконец, самым незначительным инфляционным фактором, учтенным в модели, является объем промышленного производства (1,5%).

Благодаря своим качественным характеристикам модель (1.1) гипотетически должна давать надежные результаты при прогнозировании инфляции. Проведем ряд диагностических тестов на проверку стабильности модели и устойчивости ее прогностических возможностей. На *рисунке 1.3* изображены рекурсивные оценки коэффициентов регрессии и остатки модели с 95% расчетными доверительными интервалами.

Как видим, коэффициенты модели устойчивы к изменениям длины выборки для ее оценивания, а остатки существенно не выходят за пределы 95%-го доверительного интервала, что позволяет сделать вывод о стабильности модели.

Для оценки прогностических возможностей модели проведем прогнозный тест Чоу на 12 месяцев [58]. Процедура прогнозного теста Чоу выглядит следующим образом. В начале в рамках исследуемой выборочной совокупности резервируется 12 месяцев, после чего модель рассчитывается заново и осуществляется прогноз на зарезервированные месяцы. Результаты прогнозного теста Чоу (*таблица 1.4*) подтверждают достаточно высокие прогностические возможности модели.

Таблица 1.4. Результаты прогнозного теста Чоу

Chow Forecast Test: Forecast from 2003:06 to 2004:06			
F-statistic	0.233887	Probability	0.995821
Log likelihood ratio	5.015400	Probability	0.974853

⁶ Инфляционная инерция может быть отнесена к монетарным факторам условно по причине преобладающего влияния факторных признаков $M0_6$, $(M1-M0)_6$ и ВК.

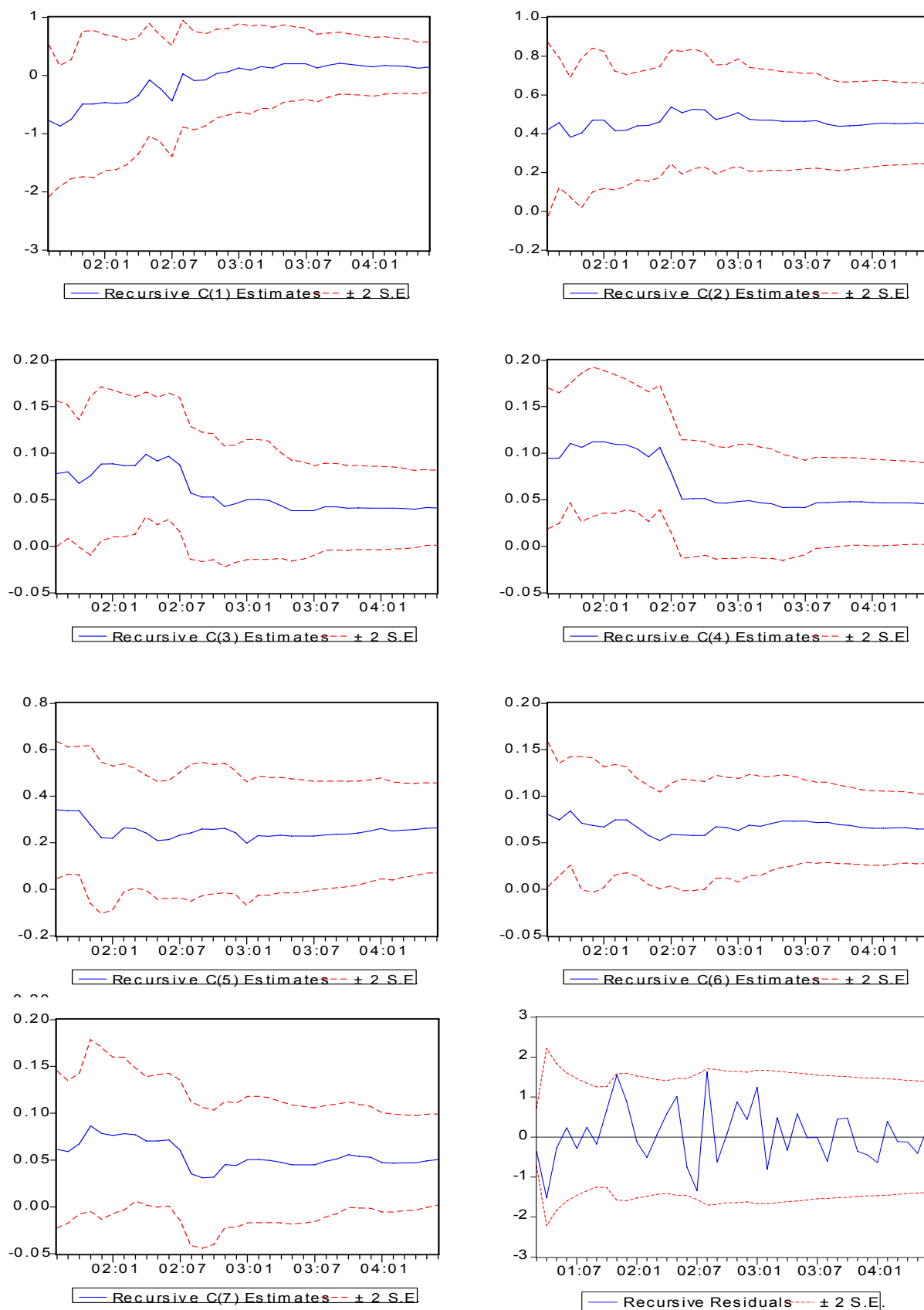


Рисунок 1.3. Рекурсивные оценки коэффициентов регрессии и остатков модели (1.1)

Проанализируем другие прогностические характеристики модели на основе тестов *CUSUM*. На *рисунке 1.4* изображены кумулятивные суммы рекурсивных остатков и кумулятивные суммы квадратов рекурсивных остатков. Так как рекурсивные оценки остатков и квадраты рекурсивных оценок остатков существенно не выходят за 95%-ные доверительные интервалы, то следует вывод о стабильности модели и ее высоких прогностических свойствах.

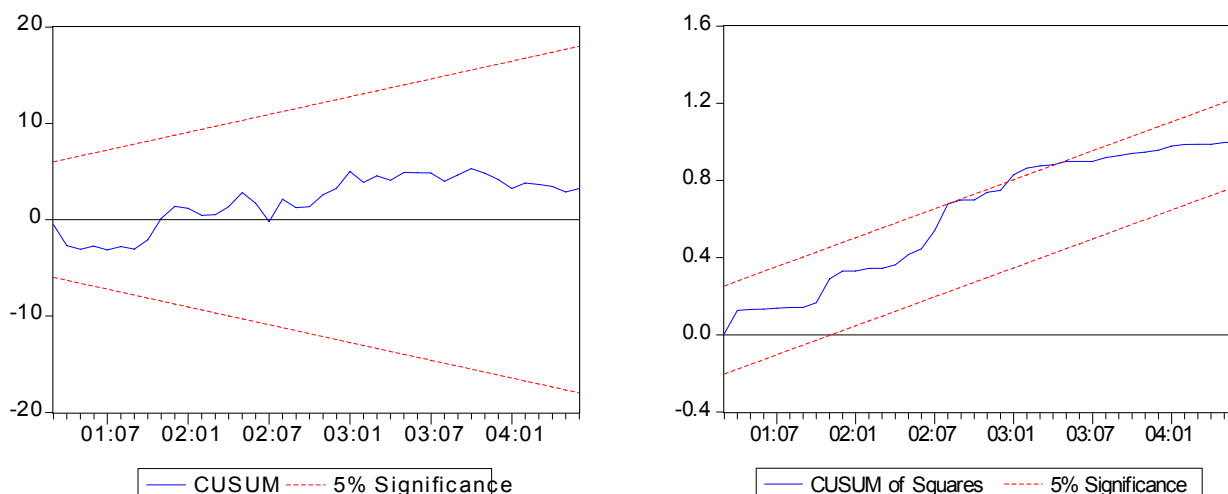


Рисунок 1.4. Прогностические возможности модели (1.1): тесты *CUSUM* и *CUSUMsq*

Учитывая, что все факторные признаки (за исключением ВК) являются лаговыми переменными, то, подставляя их значения для следующих лагов, логично спрогнозировать величину результативного признака. Это позволяет выявить первые признаки наступающего подъема инфляции, чтобы перевести опасный процесс в более спокойное русло.

Результаты прогноза инфляции на июль 2005 г. представлены в следующей *таблице 1.5*. Согласно прогнозу инфляция в июле 2005 г. предположительно составит 0,8%. Кроме того, в *таблице 1.5* рассчитаны доверительные интервалы для данного прогноза – с вероятностью 95% уровень инфляции в июле 2005 г. будет находиться в пределах от 0,1% до 1,4%. Вероятность выхода за указанные границы составляет 5%.

В действительности прогнозное значение инфляции в июле 2005 г. (0,8%) практически совпало с ее фактической величиной (0,85%).

Таблица 1.5. Прогноз по модели (1.1) уровня инфляции на июль 2005 г.

Variable	Predicting Values for variable: ИНФ		
	B-Weight	Value	B-Weight * Value
ИПЦ_1	0,450	0,2	0,1
M0_6	0,065	6,9	0,4
M1-M0_6	0,050	6,0	0,3
ВК	0,263	0,0	0,0
ОПП_1	0,041	3,6	0,1
СЗП_7	0,045	-8,4	-0,4
Intercept			0,1
Predicted			0,8
-95,0%CL			0,1
+95,0%CL			1,4

В заключение отметим, что достоинством эконометрической модели (1.1) является то, что она достаточно полно отражает природу белорусской инфляции, учитывая при этом не только инфляцию спроса, инфляцию издержек и инфляционные ожидания, но и их взаимодействие в рамках действующей экономической модели развития страны.

2. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ ФАКТОРНОГО АНАЛИЗА В ИССЛЕДОВАНИИ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ

Управление инфляцией предполагает идентификацию ее глубинных причин и важнейших стимулов. Методы факторного анализа позволяют обнаружить глубинные процессы, происходящие в экономике, которые не поддаются непосредственному измерению, то есть являются скрытыми, или латентными. Суть факторного анализа заключается в том, чтобы максимально сжать исходный объем данных и при этом сохранить их информативность [1, 22, 39, 60].

В ходе проведения факторного анализа для исходных переменных получены следующие результаты. Обнаружена взаимосвязь между ценовыми и монетарными признаками. Поэтому для четкой интерпретации выделяемых латентных факторов метод главных компонент проведен отдельно для монетарных и немонетарных признаков.

Важно отметить, что корректное решение задач при помощи методов факторного анализа предполагает подтверждение значимости исходной матрицы парных корреляций. Наблюденное значение критерия Уилкса для матрицы парных корреляций первой группы исходных монетарных признаков составляет $\chi_n^2=101,3$, что значительно превышает табличное значение при $\alpha=5\%$ и числе степеней свободы $\nu=15$ - $\chi_{0,05,15}^2=24,9958$. Следовательно, значимость корреляционной матрицы исходных монетарных признаков подтверждается, что, в свою очередь, предоставляет возможность осуществления факторного анализа [39].

Стоит заметить, что при проведении факторного анализа важным вопросом всегда является определение количества выделяемых латентных факторов. Априори (*a priori criterion*) предположим, что из первой группы монетарных элементарных признаков можно выделить не более 2–3 латентных факторов. В противном случае задача снижения размерности исходной совокупности данных теряет свою внутреннюю логику.

Согласно критерию Кайзера (Kaiser, 1960) значимыми являются только первые две главные компоненты, так как их собственное значение (*eigenvalue*) превышает 1 (*рисунок 2.1, таблица 2.1*). Все остальные факторы с собственным значением меньше 1 признаются незначимыми и нежелательными с точки зрения дальнейшей интерпретации полученных результатов.

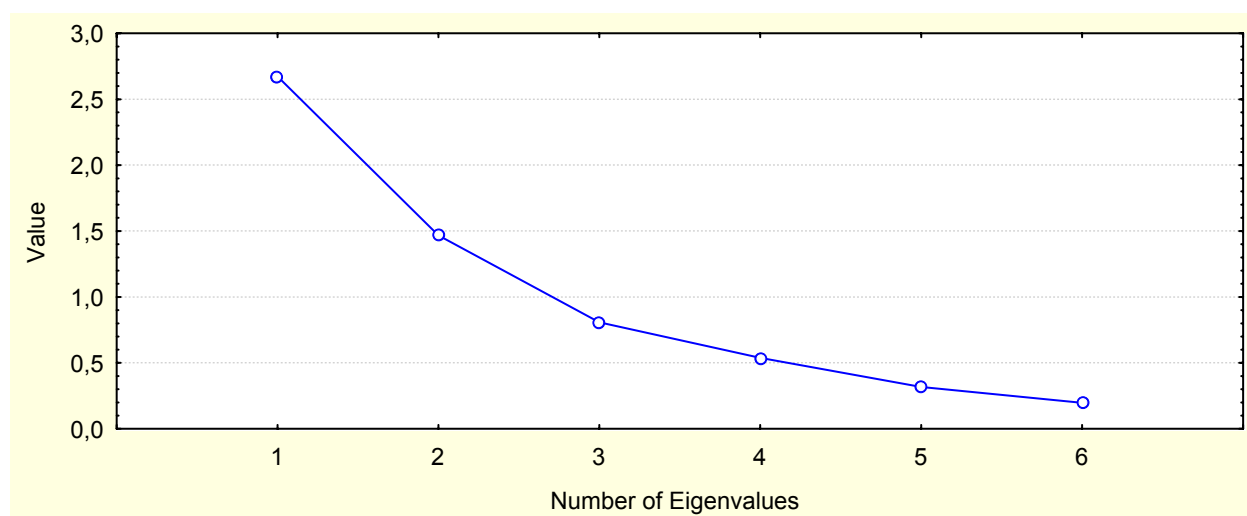


Рисунок 2.1. График собственных значений выделенных главных компонент

Третьим достаточно часто используемым критерием является скри-критерий (*scree test criterion*), или критерий Каттелла (Cattell, 1966). Исходя из этого критерия (*рисунок 2.1*), отметим, что начиная с первого фактора кривая собственных значений в начальной стадии достаточно резко опускается вниз, а затем постепенно становится практически полой после пункта 3. Справа от данного пункта предположительно можно обнаружить только “факториальную осыпь” (*factorial scree*)⁷. Следовательно, максимально возможное число выделяемых факторов по данному критерию равняется трем.

По причине того, что первые две главные компоненты объясняют 69% вариации исходных монетарных признаков (*таблица 2.1*), основываясь на критерии доли объясненной вариации (*percentage of variance criterion*), логично предположить, что выделенное число латентных признаков (два) является удовлетворительным.

Проверим это предположение при помощи критерия Бартлетта. Наблюденное значение данного критерия составляет $\chi_n^2=25,4$, что меньше, чем табличное значение при $\alpha=1\%$ и числе степеней свободы $\nu=18$ - $\chi_{0,01,18}^2=34,8053$, то есть выделенное число латентных факторов (два) для первой группы исходных монетарных признаков является достаточным, и остальные главные компоненты в анализе могут не рассматриваться ввиду незначительного уровня их информативности [39].

В итоге после экспериментов с вращением факторного пространства (использовался критерий варимакс) получена матрица факторных нагрузок, рассчитанная по монетарным признакам (*таблица 2.1*). Полученную матрицу можно достаточно четко интерпретировать. Так, на основе того, что на первый фактор приходится большая нагрузка таких признаков, как ИПЦ_1, М3-М2_3, М0_6 и ВК, обозначим его как монетарный фактор долгосрочного характера (МФДХ). На второй фактор наблюдается большая нагрузка признаков

⁷ Термин “scree” (в пер. с англ. – щебень, каменистая осыпь) заимствован из геологии и обозначает обломки пустых отработанных пород, лежащих на дне рудника.

M1-M0_6 и РЕФ, что позволяет дать ему название монетарного фактора краткосрочного характера (МФКХ).

Таблица 2.1. Матрица факторных нагрузок, рассчитанная по монетарным признакам

Variable	Factor Loadings (Varimax normalized Extraction: Principal components (Marked loadings are > ,500000))	
	Factor 1	Factor 2
ИПЦ_1	0,778	0,373
M0_6	0,543	0,262
M1-M0_6	-0,014	0,799
M3-M2_3	0,870	-0,194
БК	0,915	0,008
РЕФ	0,163	0,857
Expl.Var	2,521	1,618
Prp.Totl	0,420	0,270

Для наглядности разделение факторов покажем на *рисунке 2.2*, который является графическим эквивалентом матрицы факторных нагрузок.

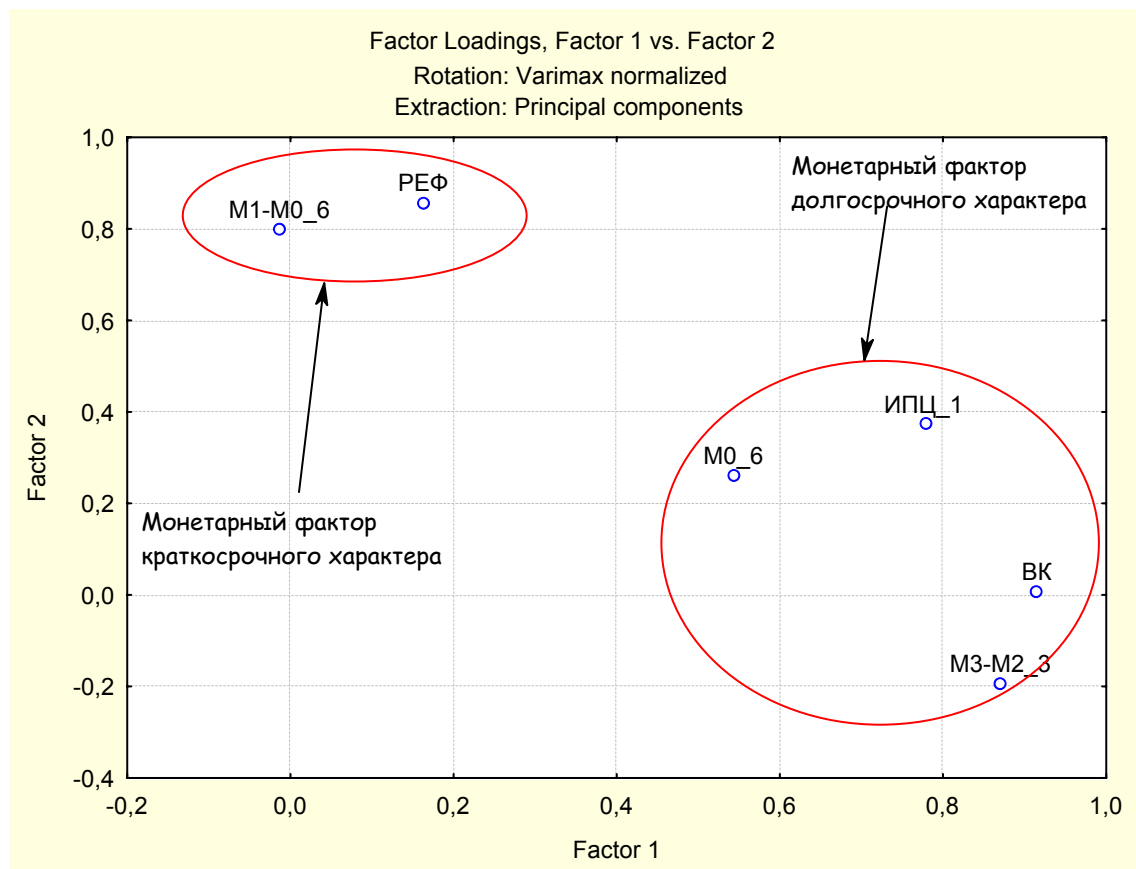


Рисунок 2.2. Разделение исходных монетарных признаков на два класса: МФДХ и МФКХ

На *рисунке 2.2* видно, что факторные признаки (M1-M0)₆ и РЕФ объединяются в общий монетарный фактор краткосрочного характера (краткосрочная природа переводных депозитов (M1-M0)₆ исходит уже из их названия, а ставка рефинансирования является краткосрочным инструментом в силу того, что рефинансирование коммерческих банков на срок свыше одного года законодательно запрещено).

Остальные факторные признаки (ИПЦ_1, МЗ-М2_3, М0_6 и ВК) имеют ярко выраженную долгосрочную природу, что дает основание объединить их в общий монетарный фактор долгосрочного характера.

Аналогичная процедура метода главных компонент была проведена для второй группы немонетарных элементарных признаков. В целях экономии приведем только матрицу факторных нагрузок (*таблица 2.2*).

На ее основе можно также достаточно четко обозначить две выделенные главные компоненты: ценовой фактор производителей (ЦФП), включающий в себя факторные признаки ИЦППП_2, ИЦПЭ_2, ИЦСМР_1, и фактор экономической активности (ФЭА), содержащий факторные признаки ОПП_1 и СЗП_7. *Рисунок 2.3* наглядно демонстрирует классификацию исходных немонетарных признаков на ЦФП и ФЭА.

Таблица 2.2. Матрица факторных нагрузок, рассчитанная по немонетарным признакам

Variable	Factor Loadings (Varimax normalized Extraction: Principal components (Marked loadings are > ,700000))	
	Factor 1	Factor 2
ИЦППП_2	0,947	0,071
ИЦПЭ_2	0,870	-0,055
ИЦСМР_1	0,896	0,075
ОПП_1	0,173	-0,792
СЗП_7	0,244	0,752
Expl.Var	2,547	1,207
Prp.Totl	0,509	0,241

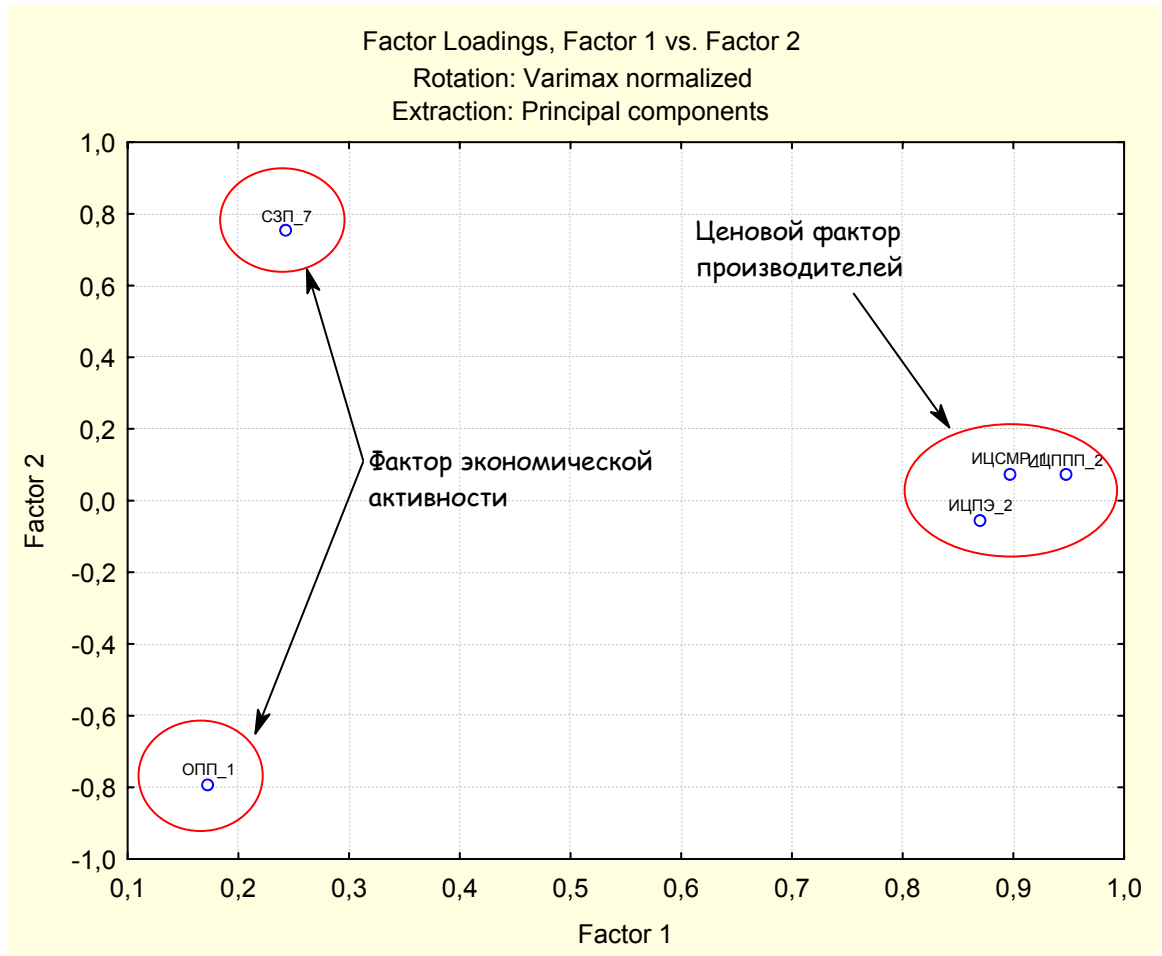


Рисунок 2.3. Разделение исходных немонетарных признаков на два класса: ЦФП и ФЭА

Кроме того, на *рисунке 2.3* видно, что фактор экономической активности включает два разнополярных факторных признака СЗП_7 и ОПП_1, что объясняется различным характером воздействия указанных факторных признаков на инфляцию. В то время как рост заработной платы оказывает повышательное давление на цены, рост объемов производства постепенно приводит к насыщению рынка и тем самым – к снижению цен.

При построении модели инфляции из четырех выделенных латентных факторов при помощи тестов на значимость последовательно исключены ФЭА и ЦФП. В итоге модель приобретает следующий вид:

$$ИНФ = 102,7 + 1,3 \cdot МФДХ + 0,6 \cdot МФКХ \quad (2.1)$$

t-stat (1014) (13) (6)

$$R^2=0,812, F\text{-критерий}=97,1, DW=1,94$$

Стоит отметить, что рассчитанные два фактора (по методу главных компонент) МФДХ и МФКХ являются независимыми друг от друга (в статистическом смысле), поэтому, интерпретируя модель (2.1), можно в точности разграничить влияние каждого из этих факторов. Следовательно, системный эффект совместного влияния МФДХ и МФКХ отсутствует, что, в свою очередь, позволяет анализировать отдельное влияние каждого из этих факторов на инфляцию.

В итоге следует вывод о том, что вместе монетарные факторы объясняют 81,2% вариации исследуемого признака инфляции, из них на долю монетарного фактора долгосрочного характера приходится 66,3%, а краткосрочного характера – 14,9% вариации инфляции.

К сожалению, возможность интерпретации абсолютных значений коэффициентов модели (2.1) отсутствует, так как численные значения МФДХ и МФКХ являются стандартизованными (их средние равны 0, а дисперсии – 1). Так как в модель входит два фактора и один результат, то рассмотрим графическую интерпретацию (рисунок 2.4) влияния указанных факторов на инфляцию.

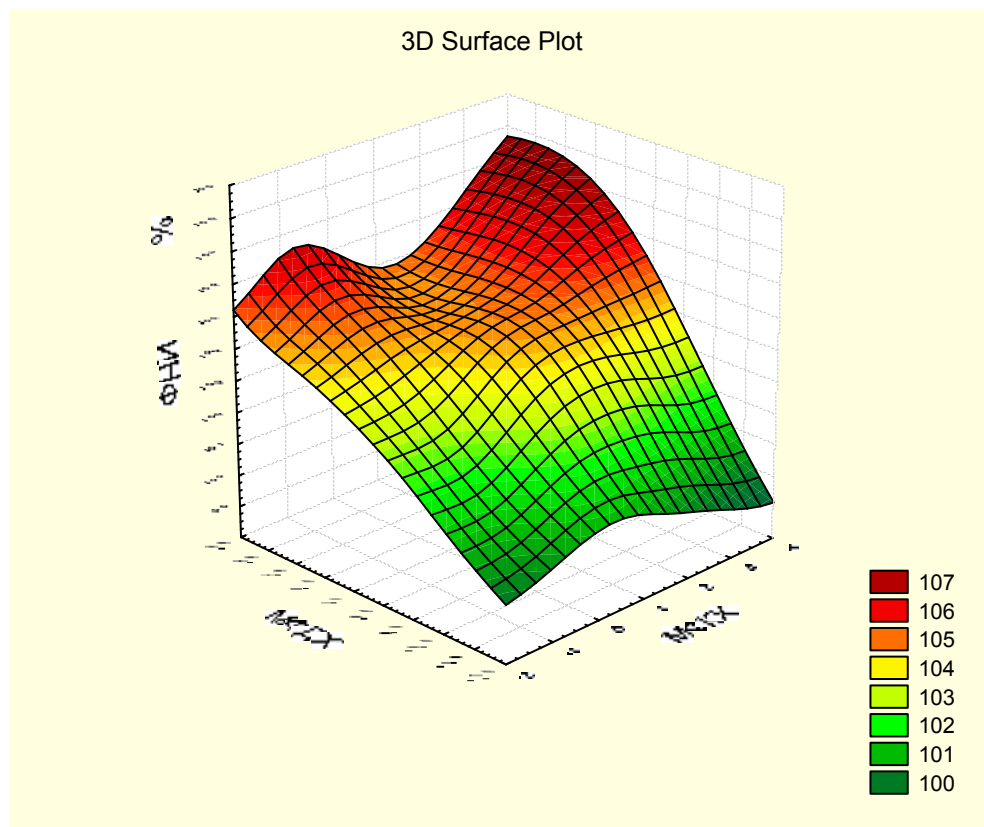


Рисунок 2.4. Графическая интерпретация влияния МФДХ и МФКХ на инфляцию

А то, что полученные с помощью метода главных компонент два фактора являются ортогональными (независимыми), будет способствовать реальному, а не схематичному, отражению расположения наблюдений в факторном пространстве. Представленный трехмерный график наглядно демонстрирует существенность влияния МФДХ и значительно менее существенное влияние МФКХ.

Кроме того, на *рисунке 2.4* ярко видно, что связь между темпами инфляции и МФДХ является почти линейной, в то время как с МФКХ она не является линейной.

Построение модели (2.1) основывается на предположении о линейности взаимосвязей, поэтому рассчитанные параметры модели не в полной мере соответствуют *рисунку 2.4*. Однако, в соответствии с предположением о линейности связи между инфляцией и факторами, воспроизведем в точности графический дубликат модели (*рисунок 2.5*). На представленном рисунке легко заметить, что линейная зависимость инфляции от МФДХ намного больше, чем от МФКХ.

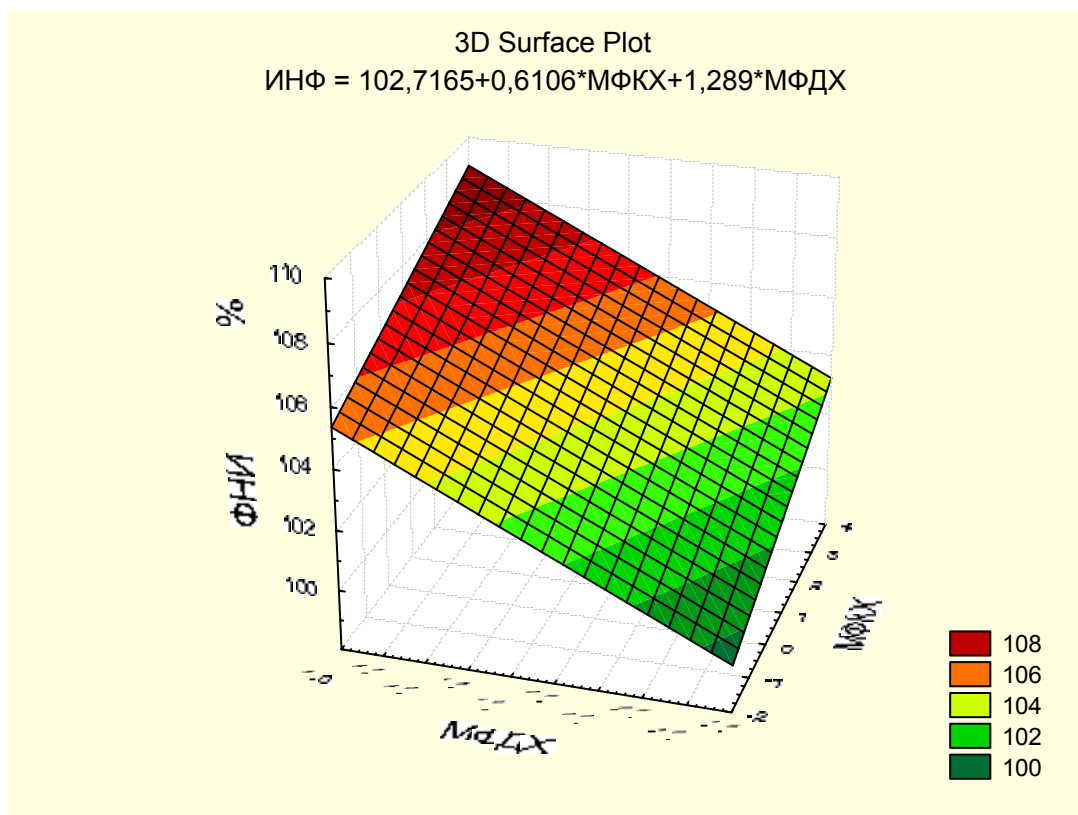


Рисунок 2.5. Графическая интерпретация модели (2.1)

Таким образом, полученная в ходе факторного анализа оценка вклада монетарных факторов в инфляцию (81,2%) несколько превышает полученную ранее на основе эконометрического моделирования аналогичную оценку (74,1%). В результате разделения исходных монетарных признаков на два класса, МФДХ и МФКХ, констатируем, что улучшение общего монетарного фактора долгосрочного характера однозначно приводит к затуханию инфляционных процессов, чего не скажешь об общем монетарном факторе краткосрочного характера, который имеет нелинейную связь с инфляцией.

3. АНАЛИЗ СТРУКТУРЫ ДИНАМИЧЕСКОГО РЯДА ИНФЛЯЦИИ И ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ СЕЗОННОГО ФАКТОРА

Известно, что любой динамический ряд формируется под воздействием самых разнообразных факторов. При этом всю совокупность факторов, в конечном счете, можно разбить на три ключевые класса: 1) факторы долгосрочного и среднесрочного характера; 2) сезонные факторы; 3) случайные (нерегулярные) факторы [51, 54].

Факторы долгосрочного и среднесрочного характера объясняются посредством тренда, или тренд-циклической компоненты. Сезонные факторы включаются в единую сезонную компоненту. В случайную компоненту включается действие различных случайных факторов (к примеру, рост цен на энергоносители или изменение административно регулируемых цен).

В результате общий вид мультипликативной модели динамического ряда инфляции приобретает следующий вид:

$$Y = TC \cdot S \cdot E \quad (3.1)$$

Эта модель предполагает, что каждый уровень временного ряда может быть представлен как произведение тренд-циклической (TC), сезонной (S) и случайной (E) компонент.

На современном этапе важнейшими задачами в области исследования инфляционных процессов являются определение сезонного фактора инфляции и изучение базовой инфляции (*core inflation* – “инфляционное ядро”), которую определяют путем элиминирования фактора сезонности, а также случайных факторов.

В результате базовая инфляция находит свое отражение в тренд-циклической компоненте инфляции, формирование которой происходит под воздействием факторов долгосрочного и среднесрочного характера.

Для изучения структуры динамического ряда инфляции за период с января 2000 г. по май 2005 г. (в качестве показателя инфляции выступает исходный индекс потребительских цен – всего 65 наблюдений) логично использовать вариант *X-11* сезонной декомпозиции *Census II* [59, 70–72], который представляет собой развитие классической сезонной декомпозиции. Этот метод был развит в Бюро переписи США и получил широкую известность [64, 65].

В *таблице 3.2* содержится анализ структуры динамического ряда инфляции. В первом столбце приведены фактические данные об инфляции, во втором – рассчитана оценка сезонной компоненты для каждого конкретного месяца, в третьем – рассчитаны значения динамического ряда, скорректированные на сезонность (или, иначе, очищенные от сезонности). В четвертом столбце при помощи кривой Хендерсона рассчитаны значения тренд-циклической компоненты. И, наконец, пятый столбец содержит значения случайной компоненты.

Присутствие сезонности в динамическом ряде инфляции является статистически значимым (*таблица 3.1*).

Таблица 3.1. Тест на присутствие сезонности в динамическом ряде инфляции

Effect	D 8. Stable seasonality test Stable seasonality present at the 1 per cent level				
	Sum of Squares	Degrs.of Freedom	Mean Square	F	p
Between months	57,1	11,0	5,2	8,5	0,0000
Residual	32,3	53,0	0,6		
Total	89,3	64,0			

Таблица 3.2. Сезонная декомпозиция динамического ряда инфляции за 2000–2005 гг.

	1	2	3	4	5
	ИНФ	Seasonal factors	Seasonally adjusted	Trend cycle	Irregular
2000-1	114,1	102,3	111,6	108,5	102,9
2	109,3	100,5	108,8	108,0	100,7
3	105,8	99,8	106,0	107,4	98,7
4	105,1	99,9	105,2	106,9	98,4
5	104,7	99,3	105,4	106,4	99,1
6	106,1	99,3	106,8	106,0	100,8
7	104,7	98,9	105,8	105,7	100,1
8	103,6	98,2	105,5	105,5	99,9
9	106,8	99,3	107,5	105,2	102,2
10	105,2	100,1	105,0	104,8	100,2
11	105,4	101,0	104,4	104,4	100,0
12	105,1	101,3	103,8	104,0	99,8
2001-1	104,8	102,3	102,5	103,7	98,8
2	103,9	100,5	103,4	103,5	99,9
3	103,9	99,8	104,1	103,4	100,6
4	103,3	99,9	103,4	103,3	100,1
5	102,6	99,3	103,3	103,1	100,2
6	102,1	99,3	102,8	102,9	99,9
7	101,6	99,0	102,6	102,8	99,8
8	100,8	98,3	102,6	102,8	99,8
9	102,1	99,3	102,8	103,0	99,8
10	103,6	100,1	103,4	103,3	100,1
11	104,6	100,9	103,6	103,6	100,0
12	105,5	101,3	104,2	103,7	100,5
2002-1	106,1	102,2	103,8	103,6	100,2
2	103,6	100,4	103,2	103,4	99,8
3	102,6	99,9	102,7	103,1	99,6
4	102,9	99,9	102,9	102,8	100,1
5	102,2	99,5	102,8	102,5	100,2
6	101,4	99,4	102,1	102,4	99,7
7	101,2	99,1	102,1	102,2	99,9
8	101,1	98,3	102,9	102,1	100,7
9	101,2	99,2	101,9	102,1	99,9
10	101,7	100,1	101,6	102,0	99,5
11	103,2	100,8	102,3	102,0	100,3
12	103,2	101,2	102,0	101,9	100,1
2003-1	104,3	102,1	102,1	101,9	100,2
2	101,9	100,3	101,5	101,9	99,6
3	101,8	99,9	101,9	102,0	99,9
4	102,0	99,9	102,1	102,1	100,0
5	102,0	99,6	102,4	102,2	100,2
6	101,8	99,3	102,4	102,3	100,1
7	101,5	99,1	102,3	102,3	100,0
8	100,2	98,4	101,9	102,2	99,7
9	101,7	99,3	102,4	101,9	100,5
10	101,9	100,1	101,8	101,6	100,2
11	101,9	100,8	101,0	101,3	99,7
12	102,0	101,2	100,8	101,1	99,6

Продолжение таблицы 3.2

	1 ИНФ	2 Seasonal factors	3 Seasonally adjusted	4 Trend cycle	5 Irregular
2004-1	101,9	102,0	99,9	101,1	98,8
2	101,9	100,2	101,6	101,1	100,5
3	101,2	99,9	101,3	101,2	100,1
4	101,3	99,9	101,4	101,4	100,0
5	100,7	99,7	101,0	101,4	99,6
6	101,0	99,3	101,7	101,5	100,2
7	100,9	99,2	101,7	101,4	100,3
8	99,8	98,4	101,4	101,3	100,1
9	100,1	99,3	100,8	101,2	99,7
10	101,2	100,1	101,1	101,0	100,1
11	101,6	100,8	100,8	100,9	99,9
12	102,1	101,2	100,9	100,8	100,1
2005-1	100,7	101,9	98,8	100,79	98,0
2	100,9	100,2	100,7	100,8	99,9
3	101,0	99,9	101,1	100,8	100,3
4	100,5	99,9	100,6	100,8	99,8
5	100,60	99,65	100,95	100,87	100,08

В целом влияние сезонного фактора выражено достаточно четко (рисунк 3.1, таблица 3.3), что позволяет сделать следующие выводы.

Во-первых, на рисунке 3.1 видно, что с течением времени размах сезонных колебаний затухает. Так, если в январе 2000 г. за счет сезонного фактора инфляция выросла на 2,3%, то в январе 2005 г. – уже на 1,9% (таблица 3.3).

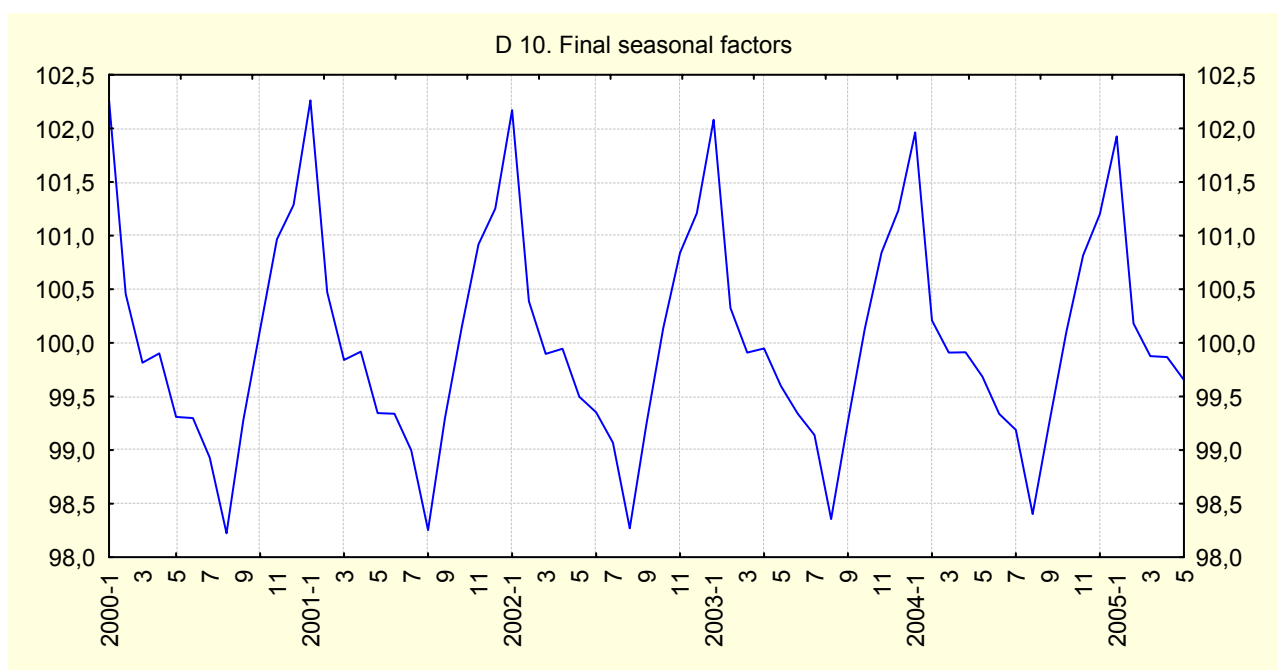


Рисунок 3.1. Сезонная волна инфляции в экономике Республики Беларусь в 2000–2005 гг.

Таблица 3.3. Оценка сезонной компоненты инфляции для каждого месяца за 2000–2005 гг.

D 10. Final seasonal factors Table total: 6501,58 Mean: 100,024 Std.Dev.: ,9983661													
Year	January	February	March	April	May	June	July	August	Septembr	October	November	December	Avge
2000	102,3	100,5	99,8	99,9	99,3	99,3	98,9	98,2	99,3	100,1	101,0	101,3	100,0
2001	102,3	100,5	99,8	99,9	99,3	99,3	99,0	98,3	99,3	100,1	100,9	101,3	100,0
2002	102,2	100,4	99,9	99,9	99,5	99,4	99,1	98,3	99,2	100,1	100,8	101,2	100,0
2003	102,1	100,3	99,9	99,9	99,6	99,3	99,1	98,4	99,3	100,1	100,8	101,2	100,0
2004	102,0	100,2	99,9	99,9	99,7	99,3	99,2	98,4	99,3	100,1	100,8	101,2	100,0
2005	101,9	100,2	99,9	99,9	99,7								100,3

Во-вторых, инфляция традиционно возрастает в осенне-зимний период, а снижается – в весенне-летний. В качестве примера рассмотрим сезонную волну в 2004 г. (таблица 3.3, рисунок 3.2). Так, наиболее инфляциеопасными месяцами являются январь (за счет сезонного фактора в этом месяце инфляция возросла на 2,0%), декабрь (1,2%) и ноябрь (0,8%).

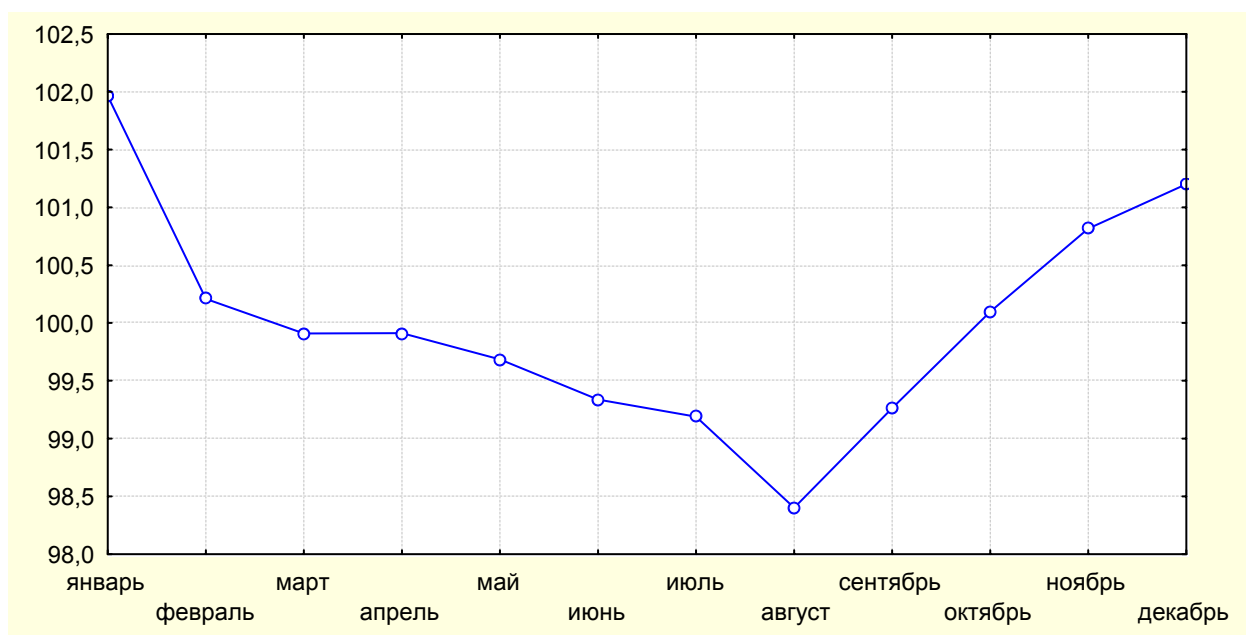


Рисунок 3.2. Сезонная волна инфляции в экономике Республики Беларусь в 2004 г.

Кроме этого, за счет фактора сезонности инфляция возрастает в октябре (0,1%) и в феврале (0,2%). Во всех остальных месяцах, начиная с марта, за счет сезонного фактора происходит последовательное снижение инфляции. Этот положительный процесс достигает своей глубины в июле (-0,8%) и, особенно, в августе (-1,6%).

Как показывает анализ, замедление инфляционных процессов в весенне-летний период обусловлено в основном сезонной динамикой цен на плодово-овощную продукцию, а также снижением интенсивности роста издержек производства (обращения) в этот период года.

В *таблице 3.4* приведен прогноз фактора сезонности инфляции на один год. Полагаем, что в целом динамика сезонного фактора в будущем году не претерпит серьезных изменений и будет во многом схожа с динамикой предыдущего года.

Таблица 3.4. Прогноз сезонной компоненты инфляции на 2005–2006 гг.

Year	D 10a. Seasonal factors, one year ahead											
	January	February	March	April	May	June	July	August	Septembr	October	November	December
2005						99,3	99,2	98,4	99,3	100,1	100,8	101,2
2006	101,9	100,2	99,9	99,8	99,6							

В-третьих, обращает на себя внимание тот факт, что в январе 2004 г. значение индекса потребительских цен, очищенного от влияния сезонности, составило 99,9% (*таблица 3.2, рисунок 3.3*), то есть цены впервые за период исследования *снизились (!)* на 0,1%.

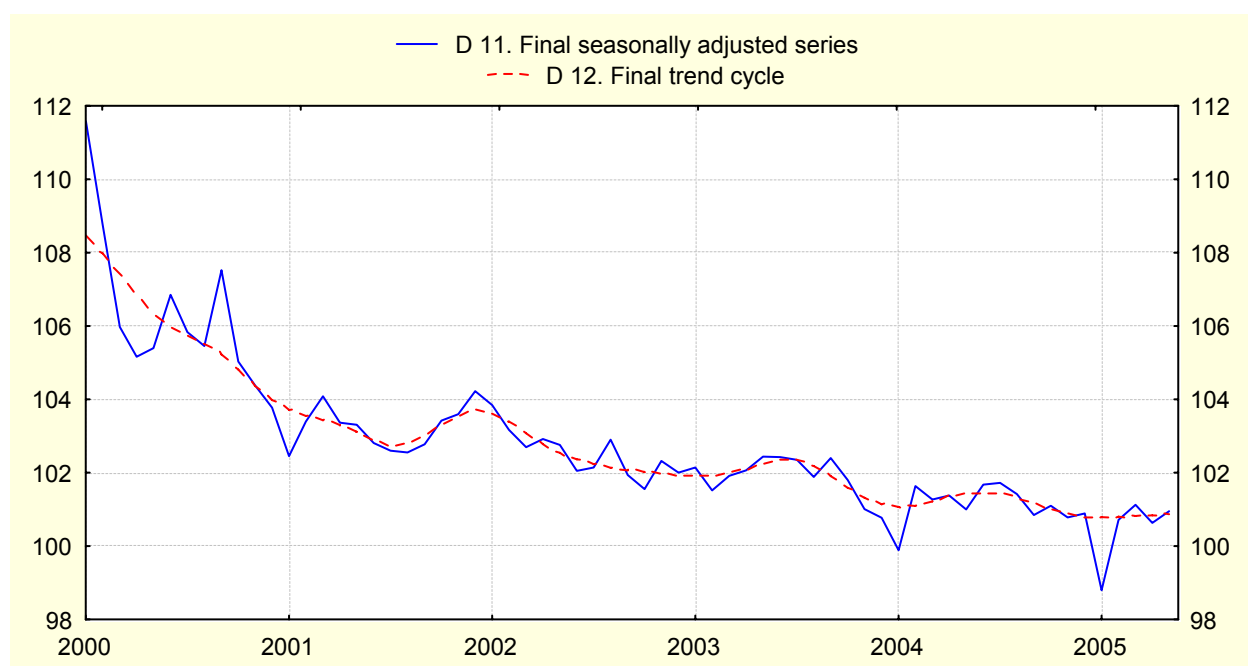


Рисунок 3.3. Динамический ряд инфляции, очищенный от сезонности, и тренд-циклическая компонента инфляции

Еще более отчетливо ситуация проявилась в январе 2005 г. – цены снизились сразу на 1,2%, а величина базовой инфляции (тренд-циклической компоненты) оказалась минимальной за весь период исследования – 100,79%. В дальнейшем, однако, ситуация несколько ухудшилась. В феврале–апреле базовая инфляция застыла на отметке 100,8%, а в мае составила 100,9% (рисунок 3.3, таблица 3.2). На рисунке 3.4 изображена случайная компонента инфляции.

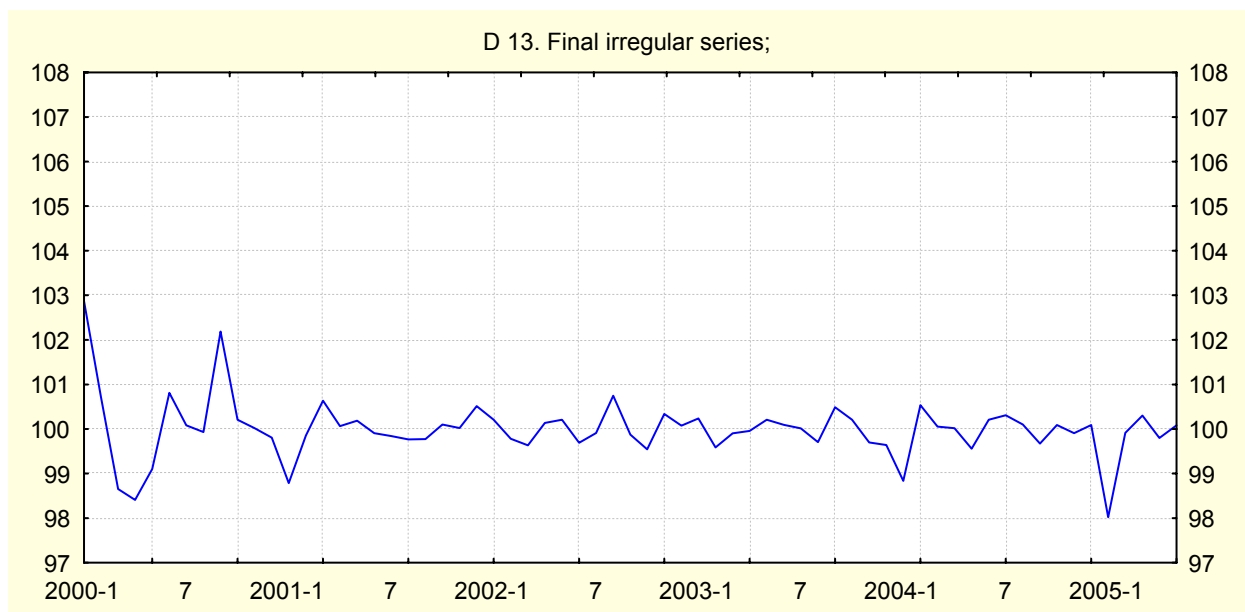


Рисунок 3.4. Случайная компонента инфляции

Начиная с 2003 года Министерство статистики и анализа Республики Беларусь осуществляет официальную оценку базовой инфляции. При расчете базового индекса потребительских цен из перечня продовольственных товаров исключается плодоовощная продукция, цены на которую подвержены сезонному фактору, а также товары, цены на которые административно регулируются органами государственного управления, из перечня непродовольственных товаров исключается товарная группа “топливо”, из перечня платных услуг населению исключаются услуги жилищно-коммунального хозяйства, городского транспорта, связи и др.

Всего в 2003 году при расчете базовой инфляции были исключены 52 позиции (см. приложение) из 377 позиций, входящих в состав потребительской корзины. Доля потребительских товаров и услуг, исключаемых из расчета базового индекса потребительских цен, составила 27,8%.

В результате показатель базовой инфляции отражает во многом величину монетарной инфляции, то есть представляет собой оценку вклада монетарных факторов в величину общей инфляции.

По данным Министерства статистики и анализа Республики Беларусь, в 2003 году базовая инфляция составила 19,0% из 25,4% общей инфляции. Это означает, что 74,8% общей инфляции приходится на монетарную инфляцию. Примечательно, что эта оценка вклада монетарных факторов в инфляцию практически *совпадает* с полученной ранее в ходе эконометрического анализа аналогичной оценкой (74,1% в среднем за период 2000 года – I пол. 2004 года) и немного меньше оценки, полученной в ходе факторного анализа (81,2%).

Таким образом, различные подходы (использование эконометрических методов, применение факторного анализа, расчет базовой инфляции) не противоречат друг другу, более того, дают практически одинаковые результаты (в частности, оценку вклада монетарных факторов в инфляцию – около $\frac{3}{4}$). По данным Экономической экспертной группы, в первой половине 2004 г. в Российской Федерации монетарные факторы также дали 75% инфляции, что свидетельствует о схожей природе инфляции в обеих странах [3].

Отметим также, что поведение официально рассчитываемого Министерством статистики и анализа показателя базовой инфляции в 2004 – 2005 гг. (*таблица 3.5*) напоминает ранее осуществленную в ходе сезонной декомпозиции аналогичную оценку базовой инфляции (тренд-циклической компоненты). Так, по данным Министерства статистики и анализа, в апреле базовая инфляция (0,7%), так же, как и выделенная тренд-циклическая компонента (0,8%), превысила общую инфляцию (0,5%).

Стоит также обратить внимание, что в 2004 году обе полученные оценки “инфляционного ядра” практически совпали (базовая инфляция – 14,9%, а тренд-циклическая компонента – 15,2%) и несколько превысили величину общей инфляции (14,4%).

Таблица 3.5. Динамика общей инфляции, базовой инфляции и тренд-циклической компоненты инфляции, %

Период	Общая инфляция	Базовая инфляция	Тренд-циклическая компонента
2004г.	14,4	14,9	15,2
2005г. - январь	0,7	0,7	0,8
февраль	0,9	0,7	0,8
март	1,0	0,8	0,8
апрель	0,5	0,7	0,8
Итого за январь-апрель 2005г.	3,1	2,9	3,3

Превышение базовой инфляции над общей в значительной мере обусловлено усилением в 2004 году административного контроля за ценообразованием, а также меньшим уровнем роста цен на плодоовощную продукцию, которая исключается при расчете базового индекса потребительских цен. Так, из общего прироста индекса потребительских цен (14,4%) 5,2% обусловлено административным регулированием. Его роль в общем росте цен составила 36,1% (в 2003 году – 42,5%). Цены на плодоовощную продукцию в 2004 году возросли на 11,5% против 18,2% в 2003 году.

В результате следует вывод о том, что основной задачей антиинфляционной экономической политики на современном этапе является ограничение темпов роста монетарной (базовой) инфляции, вызванной действием долгосрочных и среднесрочных факторов. Вместе с тем приобретает особую актуальность проблема методологии расчета базового индекса потребительских цен и альтернативных способов его оценки (невариационные и мультивариационные методы [68], метод усеченного среднего [53], программа сезонной корректировки *XII-ARIMA* [62, 63, 66] и др.). Указанная проблема является темой отдельного статистического и эконометрического исследования.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В ходе проведенного исследования инфляционных процессов в экономике Республики Беларусь можно отметить следующее.

Во-первых, инфляция имеет четко выраженную *инерционность*, то есть значительная часть динамики инфляции обуславливается инфляционной инерцией. С учетом сопутствующего влияния остальных факторных признаков этот фактор на 36,2% объясняет инфляцию в белорусской экономике. Вторым по значимости фактором инфляции является динамика средневзвешенного курса белорусского рубля по отношению к доллару США (19,0%), третьим – динамика денежной массы ($M0_6$ – 13,9%, $(M1-M0)_6$ – 5,0%).

Во-вторых, инфляция является сложным *системным* явлением, поэтому существует “*системный эффект*”, связанный с совместным перекрестным влиянием факторов на ее динамику. В нашем случае инфляция в среднем за период 2000 г. – I пол. 2004 г. на 42,7% объясняется присутствием “системного эффекта”. В результате выделен своеобразный фактор “*системности*”, порождающий инфляционные процессы, который обладает большей объясняющей силой (42,7% вариации инфляции), чем все факторы по отдельности (40,4%).

В-третьих, в ходе факторного анализа обнаружено четыре латентных фактора инфляции: монетарный фактор долгосрочного характера (МФДХ), монетарный фактор краткосрочного характера (МФКХ), ценовой фактор производителей (ЦФП) и фактор экономической активности (ФЭА). Из них статистически значимыми являются только монетарные факторы, которые объясняют 81,2% вариации исследуемого признака. При этом на долю общего монетарного фактора долгосрочного характера приходится 66,3% вариации инфляции, а краткосрочного характера – 14,9%.

В-четвертых, инфляция в белорусской экономике имеет ярко выраженную *сезонность*: традиционно возрастает в осенне-зимний период, а снижается – в весенне-летний. На основании сезонной волны инфляции в 2004 году отметим, что наиболее инфляциеопасными месяцами являются январь (за счет се-

зонного фактора в этом месяце инфляция возросла на 2,0%), декабрь (1,2%) и ноябрь (0,8%). Кроме этого, за счет фактора сезонности инфляция возрастает в октябре (0,1%) и в феврале (0,2%). Во всех остальных месяцах, начиная с марта, за счет сезонного фактора происходит последовательное снижение инфляции. Этот положительный процесс достигает своей глубины в июле (-0,8%) и, особенно, в августе (-1,6%).

Как показывает анализ, замедление инфляционных процессов в весенне-летний период обусловлено в основном сезонной динамикой цен на плодово-овощную продукцию, а также снижением интенсивности роста издержек производства (обращения) в этот период года. Комплексный учет сезонного фактора создает предпосылки для разработки мер по смягчению негативных последствий сезонных колебаний цен на отдельные товары и услуги.

В-пятых, при помощи варианта *X-11* метода сезонной декомпозиции *Census II* выделена тренд-циклическая компонента инфляции, отражающая влияние базовых факторов на развитие инфляционных процессов. Полученное значение тренд-циклической компоненты за январь–апрель 2005 г. (3,3%) немного больше официальной оценки базовой инфляции (2,9%), осуществляемой Министерством статистики и анализа Республики Беларусь. Тем не менее обе полученные оценки “инфляционного ядра” практически совпадают с величиной общей инфляции за январь–апрель (3,1%). Таким образом, основной задачей антиинфляционной политики на современном этапе является ограничение темпов роста базовой инфляции.

В итоге следует отметить, что последовательное снижение инфляции до однозначных цифр является обязательным условием для роста монетизации, повышения инвестиционной привлекательности и в целом устойчивого и динамичного развития белорусской экономики, ее интеграции в мировое экономическое сообщество.

**Перечень товаров (услуг) - представителей, исключаемых
при расчете базового индекса потребительских цен в 2003 году**

Наименование товаров (услуг) - представителей:

Сезонная продукция – яблоки, виноград, цитрусовые, арбузы и дыни, сливы, персики, бананы, ягоды, капуста свежая белокочанная, лук репчатый, свекла, морковь, огурцы свежие, лук зеленый, помидоры свежие, редис, чеснок, перец сладкий, картофель (кг).

Административно регулируемые цены – сахар, мясные консервы для детского и диетического питания (350 г), сухие молочные смеси для детского и диетического питания, консервы фруктовые для детского и диетического питания, водка, сигареты отечественные с фильтром, сигареты отечественные без фильтра, сигареты импортные, плата за пользование (техническое обслуживание) жилыми помещениями (за 1 кв.м), плата за электричество (100 кВт·ч), плата за газоснабжение (с 1 человека), плата за отопление (за 1 кв.м), плата за горячее водоснабжение (с 1 человека), плата за холодное водоснабжение и канализацию (с 1 человека), антибиотики (10 таблеток), аспирин и анальгин (10 таблеток), бензин (за 1 литр), городской транспорт (включая метро), автобус пригородного сообщения (1 км), автобус междугородного сообщения (1 км), поезд пригородного сообщения (одна зона), поезд республиканского сообщения (в один конец), почтовые марки (1 шт.), абонентная плата за телефон (за месяц), телефонный разговор в пределах города (за 1 минуту), междугородный звонок (за 1 минуту), абонентная плата за радиоточку (за месяц), плата за детский сад ведомственный (1 день), плата за детский сад муниципальный (1 день), дрова (за 1 м³), торф (за 1 тонну), уголь (за 1 тонну), правовые услуги нотариальных контор и юридических консультаций.

ЛИТЕРАТУРА

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. (2001) *Прикладная статистика и основы эконометрики*, том. 1 *Теория вероятностей и прикладная статистика*, Москва, ЮНИТИ.
2. Айвазян С.А., (2001) *Прикладная статистика и основы эконометрики*, том. 2 *Основы эконометрики*, Москва, ЮНИТИ.
3. Беккер А. (2004) Инфляции дадут отсрочку, *Ведомости*, 140.
4. Бельзецкий А. (2004) Моделирование поведения рынка государственных облигаций, *Белорусский фондовый рынок*, 4, 5.
5. Белоусов Д., Клепач А. (1995) Монетарные и немонетарные факторы инфляции в российской экономике в 1992–1994 гг., *Вопросы экономики*, 3.
6. Белоусов Д.Р. (1998) Механизм инфляции в современной экономике России (финансово-воспроизводственный аспект), *Рукопись диссертации* на соискание ученой степени кандидата экономических наук, Москва.
7. Боровиков В.П., Ивченко Г.И. (1999) *Прогнозирование в системе Statistica в среде Windows*, Москва, Финансы и статистика.
8. Бородич С.А. (2001) *Эконометрика*, Минск, Новое знание.
9. Варшавский А.Е. (1997) Анализ и моделирование инфляции в России, *Экономика и математические методы*, Вып.3. – Т.33.
10. Вдовиченко А.Г., Воронина В.Г. (2001) Инфляционные процессы в российской экономике до и после кризиса 1998г.: монетарные и немонетарные факторы, *доклад* на Круглом столе “Реальный валютный курс и экономический рост”, организованном Московским общественным научным фондом при поддержке USAID.
11. Вдовиченко А.Г., Котова В.Г. (2001) Анализ развития инфляционных процессов в 1995–2001 гг., http://www.eeg.ru/publications_a.html.
12. Вдовиченко А.Г., Воронина В.Г. (2004) Правила денежно-кредитной политики Банка России, *научный доклад №04/09*, Москва, EERC.
13. Гнездовский Ю.Ю. (2003) Денежная масса и цены в Беларуси, *Вестник Белорусского государственного экономического университета*, 4.
14. Гриханова Е.В. (2005) Статистические методы выявления устойчивых компонентов инфляции, *Материалы респ. науч. конф. студентов, магистрантов, аспирантов*, Минск, БГЭУ, 16 дек. 2004 г.
15. Гурвич Е.Т. (1996) Специфические источники инфляции в российской экономике, *Политэконом*, 2.
16. Гурвич Е.Т. (2001) Механизмы инфляции в 2000–2001 гг., *Банковское дело*, 10.
17. Делягин М. (1995) Учет изменчивости временного лага при прогнозировании инфляции на основе динамики денежной массы, *Вопросы экономики*, 8.
18. Демидов К.В. (2000) Применение регрессионных моделей при анализе инфляционных процессов, *Проблемы экономико-математического моделирования*, Минск, НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь.

19. Доугерти К. (2004) *Введение в эконометрику*, Москва, ИНФРА-М.
20. Елисеева И.И. (2005) *Эконометрика*, Москва, Финансы и статистика.
21. Елисеева И.И., Юзбашев М.М. (2004) *Общая теория статистики*, Москва, Финансы и статистика.
22. Иберла К. (1980) *Факторный анализ*, Москва, Статистика.
23. Илларионов А. (1995) Природа российской инфляции, *Вопросы экономики*, 3.
24. Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. (2004) *Эконометрика*, Москва, Дело.
25. Малюгин В.И., Пранович М.В., Мурин Д.Л., Калечиц Д.Л. (2005) Система эконометрических моделей для анализа, прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики, *Исследования банка*, 2.
26. Мау В., Синельников-Мурылев С., Трофимов Г. (1995) Альтернативы экономической политики и проблемы инфляции, *Вопросы экономики*, 12.
27. Моисеев С.Р. (2002) Трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики, *Бизнес и банки*, 45.
28. Моисеев С.Р. (2002) Стационарные процедуры пассивной денежно-кредитной политики, *Бизнес и банки*, 42.
29. Морозова Е.В. (2002) Эконометрическое моделирование динамики индекса потребительских цен с учетом лагов: методика построения и результаты расчетов, *Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование*, 1.
30. Пелипась И.В. (2000) Денежная масса и цены в Беларуси: результаты эконометрического анализа, *Квартальный бюллетень Клуба экономистов*, 3.
31. Пелипась И.В. (2001) Спрос на деньги и инфляция в Беларуси, *ЭКОВЕСТ*, 1, 1.
32. Пелипась И.В. (2003) Деньги и цены в Беларуси: информационное содержание различных денежных агрегатов, *ЭКОВЕСТ*, 3, 2.
33. Пинигин В.В., Матяс А.А., Демидов Л.В., Левенков Н.С. (2000) Методические подходы к анализу и прогнозированию инфляции в РБ, *Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование*, 3.
34. Пранович М.В., Малюгин В.И. (2000) Эконометрическое моделирование процессов инфляции в условиях переходной экономики, *Математические методы в финансах и эконометрика*, Минск, БГУ.
35. Райская Н. (1996) Временные лаги в динамике инфляции, *Вопросы экономики*, 8.
36. Райская Н. (1997) Анализ временных лагов инфляционных процессов, *Вопросы статистики*, 4.
37. Райская Н., Сергиенко Я., Френкель Я. (1998) Модели инфляции переходного периода, *Вопросы статистики*, 9.
38. Ракова Е.Ю. (2000) Анализ факторов роста потребительских цен в Республике Беларусь, *Проблемы экономико-математического моделирования*, Минск, НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь.
39. Тамашевич В.Н. (1999) *Многомерный статистический анализ в экономике*, Москва, ЮНИТИ.

40. Тимошенко Л.М. (2001) О применении эконометрических моделей и методов при факторном анализе инфляции в условиях переходной экономики, *Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование*, 9.
41. Тихонов А. (2000) Эконометрическое исследование инфляции: методология и анализ, *Банковский вестник*, 9.
42. Фишер С., Дорнбуш Р., Шмалензи Р. (2001) *Экономика*, Москва, Дело.
43. Фридмен М. (1998) *Если бы деньги заговорили...*, Москва, Дело.
44. Харин Ю.С., Малюгин В.И., Пранович М.В., Мурин Д.Л. (2003) Система эконометрических моделей для прогнозирования и оценки вариантов денежно-кредитной политики, *БЭЖ*, 3.
45. Хацкевич Г.А. (2000) *Эконометрическое моделирование и анализ неустойчивых экономических процессов*, Минск, Негосударственный институт управления и предпринимательства.
46. Цыплаков А.А. (1998) Эконометрический анализ процессов высокой инфляции (на примере России) / *Рукопись диссертации* на соискание ученой степени кандидата экономических наук. – Новосибирск.
47. Черноокий В. (2004) Модель инфляционных процессов в Республике Беларусь, Национальный банк, *Исследования банка*, 1.
48. Швайко П. (2002) Эконометрические модели анализа и прогнозирования емкости первичного рынка ГКО, *ЭКОБЕСТ*, 2, 1.
49. Электронный учебник, <http://www.statsoft.ru>
50. Akaike, H. (1983) Information measures and model selection, *Bulletin of the International Statistical Institute: Proceedings of the 44th Session*, Volume 1.
51. Austin, J. S. (1981) How to Use and Interpret Seasonal Factors, *Business Economics*, 16, no. 4.
52. Bryan, M., Cecchetti, S. (1999) The Monthly Measurement of Core Inflation in Japan, *Bank of Japan IMES Discussion Paper Series*, No 99-E-4.
53. Bryan, M., Cecchetti, S. (1993) Measuring Core Inflation, *NBER Working Paper No. W5793*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
54. Burman, J. P. (1979) Seasonal adjustment - a survey, *Forecasting, Studies in Management Science*, 12.
55. Cattell, R.B. (1966) The scree test for the number of factors, *Multivariate Behavioral Research*, 1.
56. Dickey, D.A., Fuller W.A. (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74.
57. Durbin, J. (1970). Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. *Econometrica*, 38, 410-421
58. Greene, W.H. (2003) *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
59. Findley, D. F., Monsell, B. C., Shulman, H. B., Pugh, M. G. (1988) Sliding Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments, *Statistical Research Division Report No. CENSUS/SRD/RR-86/18*, Bureau of the Census.

60. Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L. (1987) *Multivariate Data Analysis*, New York: Macmillan Publishing Company.
61. Kaiser, H.F. (1960) The application of electronic computers to factor analysis, *Educational and Psychological Measurement*, 20.
62. Lothian, J. (1984) The Identification and Treatment of Moving Seasonality in the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method, *Research Paper*, Business Finance Division, Statistics Canada.
63. Lothian, J. and Morry, M. (1978) A Set of Quality Control Statistics for the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method, *Research Paper*, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
64. Makridakis, S.G., Wheelwright, S.C. (1989) *Forecasting methods for management*, New York: Wiley.
65. Makridakis, S.G., Wheelwright, S.C., McGee, V. E. (1983) *Forecasting: Methods and applications*, New York: Wiley.
66. Morry, M. and Lothian, J. (1978) A Test for the Presence of Identifiable Seasonality When Using the X-11-ARIMA Program, *Research Paper*, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
67. Paul McNelis, Peter McAdam (2004) Forecasting inflation with thick models and neural networks, *ECB working paper* №352.
68. Roger S., (1998) Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series* G98/9.
69. Schwarz, G. (1978) Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, 6.
70. Shiskin, J., Young, A.H., Musgrave, J.C. (1967) The X-11 variant of the census method II seasonal adjustment program, *Technical paper no. 15*, Bureau of the Census.
71. Wallis, K.F. (1974) Seasonal adjustment and relations between variables, *Journal of the American Statistical Association*, 69.
72. Zellner, A., ed. (1978) *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.