

НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ

ИССЛЕДОВАНИЯ БАНКА

1/2004

**МОДЕЛЬ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ
В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ**

Валерий Черноокый

Редакционный совет

П.В.Каллаур (председатель совета), Ю.П.Власкин, А.Ф.Дроздов (главный редактор), С.В.Дубков, Н.А.Ермакова, М.М. Ковалев, Г.И.Кравцова, Н.В.Лузгин, А.О.Тихонов

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 г. № 73

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

тел. 219 23 48, 227 76 25
e-mail: N.Mironchyk.nbrb.by

МОДЕЛЬ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ

Валерий Черноокий*

РЕЗЮМЕ

Представлена эконометрическая модель инфляционных процессов в Республике Беларусь, позволяющая объяснить основные факторы, определявшие динамику дефлятора ВВП, индекса потребительских цен и индекса цен производителей промышленной продукции в 1994–2003 гг. Для ее оценивания использован аппарат эконометрики нестационарных временных рядов: коинтеграционный анализ и модели корректировки ошибок. Модель обладает хорошими статистическими характеристиками, демонстрирует устойчивость и предоставляет возможность проведения анализа различных решений в области денежно-кредитного и валютного регулирования, политики в сфере оплаты труда, цен и тарифов.

Классификация JEL: E31, C32, P24

Ключевые слова: инфляция, дефлятор ВВП, индекс потребительских цен, индекс цен производителей промышленной продукции, Республика Беларусь, коинтеграция.

E-mail автора: chernookij@tut.by

* Младший научный сотрудник Государственного научного учреждения «Институт экономики Национальной академии наук Беларуси». Работа выполнена в рамках проекта по исследованию инфляционных процессов в Республике Беларусь (договор 307/Д).

Эконометрическое моделирование инфляционных процессов в Республике Беларусь

В условиях макроэкономической нестабильности, характерной для Республики Беларусь, субъекты хозяйствования и население регулярно сталкиваются с проблемой прогнозирования темпов инфляции в будущем. От точности оценок будущей инфляции зависят результаты принимаемых решений, а следовательно, и связанные с этим реальные убытки и прибыли. Прогнозирование инфляции имеет ключевое значение и для органов денежно-кредитного регулирования. Учитывая монетарную природу инфляции, центральный банк согласовывает свою краткосрочную денежно-кредитную и валютную политику, направленную на стабилизацию выпуска и безработицы, с долгосрочной целью достижения низкого уровня инфляции. Так как эти две цели часто вступают в противоречие друг с другом, возникает необходимость в построении количественных оценок воздействия основных инструментов денежно-кредитного регулирования на темпы инфляции.

Построение инфляционных прогнозов не является тривиальной задачей и, учитывая сложность механизмов развития инфляционных процессов, практически невозможно без использования специальных экономико-математических моделей. Такие модели должны отражать основные трансмиссионные каналы воздействия денежно-кредитной политики на цены; учитывать влияние ряда немонетарных факторов; носить динамический характер, что позволяет проследить развитие инфляционных процессов во времени; достаточно точно описывать реальную ситуацию и в то же время быть как можно более понятными и простыми при использовании.

Проблема моделирования инфляционных процессов в Республике Беларусь широко представлена в работах отечественных специалистов. Разработка моделей инфляции велась, в основном, в рамках двух ключевых направлений: на основе методологии эконометрического моделирования и на базе моделей межотраслевого баланса. Первое направление представлено эконометрическими моделями инфляции И.В. Пелипаса, А.О. Тихонова, М.В.

Прановича, В.И. Малюгина и других и основной упор делает на монетарные факторы инфляции. В то же время модели второго направления отражают структуру затрат отдельных отраслей, учитывают явным образом межотраслевые взаимосвязи индексов цен и тем самым позволяют провести анализ инфляционных процессов со стороны факторов издержек. Это направление представлено разработками В.Н. Комкова, В.В. Пинигина и др.

В рамках настоящего исследования приведена оригинальная эконометрическая модель инфляционных процессов в Республике Беларусь. Она имеет квартальную периодичность и основана на статистических данных Министерства статистики и анализа и Национального банка Республики Беларусь за временной период 1994–2003 гг. В отличие от имеющихся моделей инфляции данной модели присущ ряд специфических характеристик.

Во-первых, *она носит динамический характер*, что позволяет исследовать развитие инфляционных процессов в Республике Беларусь как в долгосрочной, так и краткосрочной перспективе.

Во-вторых, *настоящая модель отражает механизмы как инфляции спроса, так и инфляции издержек*. Для этого в модель введены два ключевых соотношения. Первое из них отображает долгосрочную взаимосвязь инфляции и денежного предложения, что позволяет количественно оценить монетарные факторы инфляции. Второе описывает долгосрочную связь между динамикой уровня цен и динамикой издержек производства. Таким образом, последнее соотношение дает возможность исследовать влияние факторов инфляции издержек, в частности девальвации национальной валюты или роста цен на импортируемые энергоносители.

В-третьих, *данная модель позволяет отразить динамику не только общего уровня цен, но и их структуры*. Действительно, высокая инфляция служит благоприятным фоном для существенных изменений относительных цен товаров и услуг в экономике. В частности, темпы роста цен на потребительские товары могут существенно отличаться от темпов роста цен на товары производственно-технического назначения. Различной может быть

динамика цен на потребительские товары и тарифов на потребляемые населением услуги, цен экспортируемых товаров и цен товаров для внутреннего потребления. Учитывая этот факт, прогноз инфляции на основе индекса потребительских цен может существенно отличаться от прогноза на основе других ценовых индексов, таких как индекс цен производителей промышленной продукции или дефлятор ВВП.

В четвертых, *приведенная модель позволяет учесть тот факт, что ряд цен, прежде всего тарифы на услуги ЖКХ, услуги пассажирского транспорта и связи, в Республике Беларусь находятся под государственным контролем.* Эти цены, как правило, значительно занижены по сравнению с себестоимостью услуг. Постепенное их повышение связано с необходимостью ликвидации прямого и перекрестного субсидирования. Тем не менее государственные органы контролируют их динамику, что позволяет считать такие цены экзогенно заданными. В качестве показателя регулируемых цен в модели был использован индекс тарифов на услуги ЖКХ, доля которых в потребительской корзине в 2003 г. составляла 8,7 %.

Для эмпирической оценки параметров данной модели применялся современный аппарат эконометрики временных рядов: коинтеграционный анализ и модели корректировки ошибок. Это связано с тем, что подавляющее большинство макроэкономических показателей белорусской экономики являются нестационарными переменными, что делает невозможным применение традиционной методологии в связи с опасностью получения феномена «ложной регрессии».

Список переменных модели, их наименование и источник данных приведены в табл. 1. Ценовые переменные и показатели реального производства представлены в виде индексов, построенных нарастающим итогом к базе декабря 1993 г. или IV квартала 1993 г. Все переменные в модели представлены в логарифмической форме, что связано с необходимостью линеаризации их динамики.

В качестве показателей инфляции были использованы три переменные: Δcpi – логарифм индекса потребительских цен, Δipr – логарифм индекса цен производителей промышленной продукции и Δpy – логарифм дефлятора ВВП.

Таблица 1

Переменные модели

Код	Наименование переменной	Источник данных
CPI	Индекс потребительских цен – ИПЦ, рассчитанный к базе декабря 1993 г.	МСиА РБ ¹ , Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
IPR	Индекс цен производителей промышленной продукции – ИЦППП, рассчитанный к базе декабря 1993 г.	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
PY	Дефлятор ВВП, рассчитанный к базе IV квартала 1993 г.	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
CPI^G	Индекс цен на потребительские товары, рассчитанный к базе декабря 1993 г.	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
CPI^S	Индекс цен и тарифов на потребительские услуги, рассчитанный к базе декабря 1993 г.	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
IPR^F	Индекс цен в топливной промышленности, рассчитанный к базе декабря 1993 г.	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
IPR^{USA}	Индекс цен производителей промышленной продукции в США, рассчитанный к базе декабря 1993 г.	Bureau of Labor Statistics, USA, www.freelunch.com
$M1$	Денежный агрегат M1, млн руб., в среднем за квартал	НБ РБ ² , Денежный обзор за 1994–2002 гг.
Y	Реальный ВВП, млрд руб., в постоянных ценах 2000 г.	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
Y^{IND}	Индекс роста реальных объемов промышленного производства, рассчитанный к базе декабря 1993 г.	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
E^{MAR}	Рыночный номинальный обменный курс BYB/USD, в среднем за квартал	НБ РБ
E^{OF}	Официальный номинальный обменный курс BYB/USD, в среднем за квартал	НБ РБ
I	Номинальная ставка рефинансирования НБ, % годовых, в среднем за квартал	НБ РБ
W	Среднемесячная заработная плата в народном хозяйстве РБ, тыс. руб., в среднем за период	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.
W^{IND}	Среднемесячная заработная плата в промышленности, тыс. руб., в среднем за период	МСиА РБ, Статистический бюллетень за 1994–2002 гг.

¹ МСиА РБ – Министерство статистики и анализа Республики Беларусь.

² НБ РБ – Национальный банк Республики Беларусь.

Учитывая неправомочность применения стандартных методов оценивания модели в случае нестационарности используемых временных рядов, прежде чем перейти к описанию ее структуры, необходимо провести предварительный анализ переменных на стационарность и определить порядок их интегрированности. Для этого был использован расширенный тест Дики–Фуллера ADF. Его результаты (табл. 2) показали, что все переменные модели являются нестационарными и интегрированными первого порядка – I(1).

Таблица 2

Результаты проверки переменных модели на стационарность:
расширенный тест Дики–Фуллера ADF

Переменная	t_{ADF}	Критерий	Переменная	t_{ADF}	Критерий
cri	-1,178	ADF(1) с сезонными переменными	Δcri	-3,832**	ADF(2) с сезонными переменными
ipp	-0,720	ADF(1) с сезонными переменными	Δipp	-3,737**	ADF(1) с сезонными переменными
py	-1,055	ADF(1) с сезонными переменными	Δpy	-2,112**	DF с сезонными переменными
cri^G	-1,196	ADF(1) с сезонными переменными	Δcri^G	-2,284**	DF с сезонными переменными
cri^S	0,628	ADF(1)	Δcri^S	-1,691*	DF
ipp^F	1,353	ADF(1)	Δipp^F	-3,262**	DF
ipp^{USA}	-1,764	ADF(1) с сезонными переменными	Δipp^{USA}	-3,666**	DF с сезонными переменными
$m1$	-1,153	ADF(1) с сезонными переменными	$\Delta m1$	-3,921**	ADF(2) с сезонными переменными
y	-2,378	DF с трендом и сезонными переменными	Δy	-5,448**	DF с сезонными переменными
y^{IND}	-2,638	DF с трендом и сезонными переменными	Δy^{IND}	-6,575**	DF с сезонными переменными
e^{MAR}	0,887	ADF(1)	Δe^{MAR}	-2,558**	DF
e^{OF}	0,979	ADF(1)	Δe^{OF}	-2,420**	DF
i	-1,184	ADF(2)	Δi	-3,776**	DF
w	0,807	ADF(1)	Δw	-2,504**	DF
w^{IND}	0,739	ADF(1)	Δw^{IND}	-2,544**	DF

** и * означают значимость на уровне 5% и 10% соответственно.

При построении настоящей модели использован следующий подход. На первом этапе на основе коинтеграционного анализа Йохансена были оценены долгосрочные соотношения, отражающие теоретически обоснованные взаимосвязи отдельных показателей инфляции и их факторов со стороны спроса или со стороны издержек. Далее, на втором этапе для каждого показателя инфляции были построены краткосрочные модели корректировки ошибок, позволяющие динамически описать влияние всех рассматриваемых факторов инфляции. Эти модели структурно включают механизм корректировки отклонений ценовых показателей от своих долгосрочных уровней.

Эконометрическая модель дефлятора ВВП

В рамках модели дефлятора ВВП построены и оценены два ключевых долгосрочных соотношения.

Первое соотношение, которое подвергнуто эмпирической проверке на фактических данных для Республики Беларусь, отражает тот широко признанный факт, что в долгосрочной перспективе развитие инфляционных процессов в экономике определяется исключительно монетарными факторами. Это соотношение описывает долгосрочное равновесие на денежном рынке, т. е. такое его состояние, когда спрос на деньги со стороны домашних хозяйств и фирм равен денежному предложению, находящемуся под контролем органов денежно-кредитного регулирования.

Учитывая то, что предложение денег можно считать экзогенной величиной, определяемой денежно-кредитной политикой центрального банка, анализ был сконцентрирован на оценке долгосрочной функции спроса на деньги. Как известно, спрос на деньги в экономике со стороны домашних хозяйств и фирм определяется тем, что они стремятся хранить определенную часть своего дохода (или богатства) в ликвидных денежных средствах для обслуживания текущих расходов (транзакционный мотив). Поскольку доходы поступают неравномерно, в то время как расходы осуществляются регулярно,

субъекты хозяйствования и население вынуждены держать часть своего дохода в форме денег, чтобы в любой момент времени иметь возможность оплатить такие расходы. Однако денежные активы имеют нулевую или очень низкую номинальную доходность, поэтому обладание ими несет с собой издержки, связанные с упущенным доходом по альтернативным, более доходным, но имеющим меньшую ликвидность реальным или финансовым активам. С другой стороны, такие альтернативные активы не могут непосредственно быть использованы для оплаты товаров и услуг, а их перевод в денежные средства также сопряжен с определенными издержками (оплата комиссионных, затраты времени и т. д.). Таким образом, домашние хозяйства и фирмы формируют спрос на денежные активы в результате минимизации суммарных издержек обладания денежными и альтернативными финансовыми активами. Объем реального спроса на деньги при этом определяется величиной реального дохода, полученного экономическими субъектами в течение рассматриваемого периода, а также номинальной доходностью денежных и альтернативных активов.

В настоящей модели была использована следующая спецификация функции спроса на деньги:

$$m1 = \alpha_0 + \alpha_1 py + \alpha_2 y + \alpha_3 i + \varepsilon, \quad \alpha_1 > 0, \quad \alpha_2 > 0, \quad \alpha_3 < 0, \quad (1)$$

где $m1$ – логарифм среднеквартального объема денежного агрегата $M1$;

py – логарифм дефлятора ВВП;

y – логарифм ВВП в постоянных ценах 2000 г. (показатель уровня реального дохода);

i – логарифм среднеквартальной годовой номинальной ставки рефинансирования (показатель доходности альтернативных активов, таких как срочные рублевые вклады, ГКО);

ε – случайная ошибка, характеризующая временное отклонение от долгосрочного равновесия на денежном рынке.

Динамика показателей модели (1) изображена на рис. 1. Как видим, развитие инфляционных процессов в Республике Беларусь в 1994–2002 гг. в основном определялось ростом денежного предложения сверх потребностей реальной экономики.

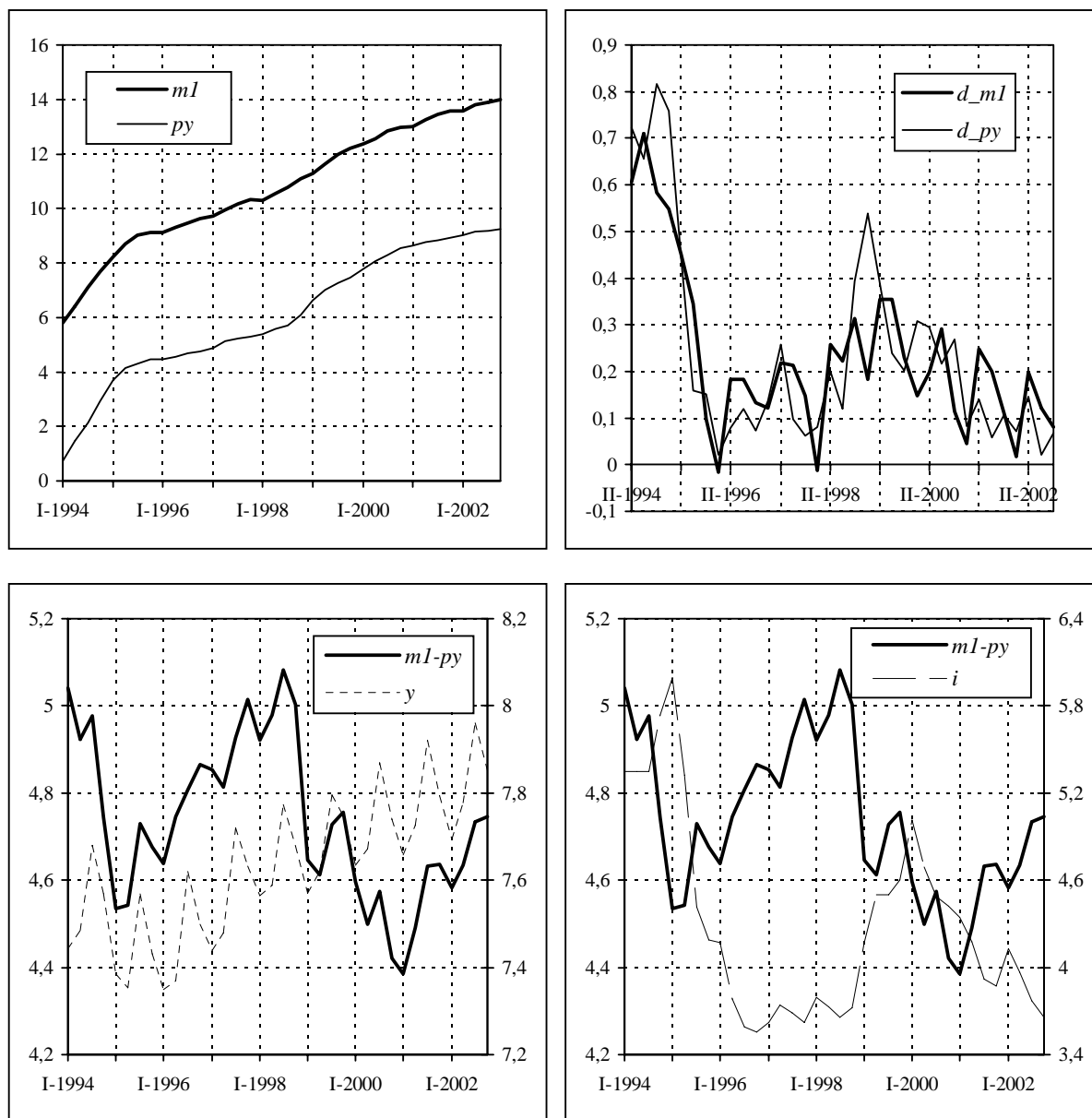


Рис. 1. Динамика показателей модели (1)

Выбор денежного агрегата М1 обоснован тем, что он включает наиболее ликвидную часть денежной массы: наличность в обращении и депозиты до востребования, т. е. деньги, которые непосредственно участвуют в обслуживании оборота товаров и услуг и в большей степени, чем другие, менее ликвидные денежные активы, отражают транзакционный мотив населения и

субъектов хозяйствования. Безусловно, возможно возражение, что срочные рублевые депозиты образуют ресурсную базу коммерческих банков, а последние используют эти средства для кредитования экономики. Таким образом, срочные депозиты косвенно выполняют функцию денег как средства обращения. Однако использование полученных кредитов населением или предприятиями для оплаты товаров и услуг находит свое отражение в увеличении наличности в обращении либо депозитов до востребования, т. е. в росте денежного агрегата М1.

Для оценки функции спроса на деньги в Республике Беларусь (1) в настоящей работе использован коинтеграционный анализ Йохансена³. Для этого была оценена модель векторной авторегрессии VAR, состоящая из переменных $m1$, py , y , i и включающая сезонные переменные. Анализ лаговой структуры VAR-модели на основе проведения ряда последовательных тестов множителей Лагранжа (LMF), использования информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (SIC) выявил, что автокорреляция в остатках отсутствует для VAR(3)-модели.

Результаты проведения тестов Йохансена λ_{\max} и λ_{trace} на коинтеграцию (табл. 3) подтверждают существование двух коинтеграционных векторов, при этом теоретически верными параметрами обладает только первое коинтеграционное соотношение. Функция спроса на деньги имеет следующий вид:

$$m1 = -5,188 + 0,833py + 1,534y - 0,177i + error. \quad (2)$$

Однако для уравнения (2) не выполняется предположение однородности функции спроса на деньги по уровню цен, так как коэффициент эластичности α_1 равен 0,833, что значительно меньше чем 1. Таким образом, рост уровня цен на 1 % в долгосрочной перспективе сопряжен с увеличением на 0,83 % объема денежного агрегата М1, т. е. инфляция опережает увеличение ликвидности.

³ Анализ был проведен в пакете Ox Professional 3.1.

Отсутствие однородности может быть объяснено ликвидацией множественности валютных курсов в 2000 г., что вызвало резкую девальвацию официального обменного курса, рост цен на критический импорт и, соответственно, опережающий рост дефлятора ВВП. Для подтверждения данного предположения был проведен коинтеграционный анализ модификации соотношения (1):

$$m1 = \beta_0 + \beta_1 py + \beta_2 y + \beta_3 i + \beta_4 e^{OF} + \varepsilon, \quad \beta_4 < 0, \quad (3)$$

где e^{OF} – логарифм среднеквартального официального номинального обменного курса белорусского рубля к доллару США.

Таблица 3

Результаты коинтеграционного анализа модели (2)

(A) Определение ранга коинтеграции				
Собственное значение	0,720	0,456	0,304	0,072
Гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
λ_{\max}	42,062**	20,074*	11,961	2,479
λ_{trace}	76,577**	34,514**	14,440*	2,479
(B) Стандартизированные коинтеграционные векторы β'				
$m1$	py	y	i	const
1	-0,833	-1,534	0,177	5,188
-0,734	1	-3,705	-0,661	32,880
(C) Стандартизированные коэффициенты корректировки α				
$m1$	-0,498	-0,129		
py	0,139	-0,213		
y	-0,013	0,037		
i	0,202	0,042		

Анализ лаговой структуры VAR-модели для (3) выявил, что автокорреляция в остатках отсутствует для VAR(3)-модели. Результаты проведения тестов на коинтеграцию для данной модели приведены в табл. 4.

Результаты теста Йохансена подтверждают наличие двух коинтеграционных векторов. При этом экономически обоснованные параметры имеет только первое коинтеграционное соотношение:

$$m1 = -6,205 + 1,021py + 1,620y - 0,187i - 0,168e^{OF} + error. \quad (4)$$

Как и предполагалось, для функции вида (4) выполняется предположение однородности по уровню цен. Действительно, коэффициент β_1 оказался равным 1,021, что практически совпадает с 1. Эластичность спроса на деньги по реальному ВВП y составила 1,62. Следовательно, увеличение реального выпуска на 1 % в условиях Республики Беларусь приводит к увеличению спроса на деньги на 1,62 %. В то же время оценка долгосрочной эластичности по ставке рефинансирования i равна -0,187. Таким образом, увеличение ставки рефинансирования вызывает рост номинальной доходности альтернативных финансовых активов, таких как срочные депозиты и ГКО, и делает менее привлекательным владение ликвидными денежными средствами, т. е. снижает спрос на деньги со стороны субъектов хозяйствования и населения.

Таблица 4

Результаты коинтеграционного анализа модели (3)

(A) Определение ранга коинтеграции					
Собственное значение	0,898	0,576	0,425	0,205	0,129
Гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
λ_{\max}	75,173**	28,327**	18,271	7,582	4,539
λ_{trace}	133,890**	58,719**	30,392**	12,121	4,539
(B) Стандартизированные коинтеграционные векторы β'					
$m1$	py	y	i	e^{OF}	const
1	-1,021	-1,620	0,187	0,168	6,205
-0,399	1	-2,823	-0,721	-0,319	24,201
(C) Стандартизированные коэффициенты корректировки α					
$m1$	-0,672	-0,156			
py	0,640	-0,189			
y	-0,055	0,029			
i	0,391	0,077			
e^{OF}	1,165	-0,138			

Учитывая однородность функции спроса на деньги по уровню цен, был также построен частный вариант модели (3) при ограничении $\beta_1 = 1$, который имеет следующий вид:

$$m1 - py = \beta_0 + \beta_2 y + \beta_3 i + \beta_4 e^{OF} + \varepsilon. \quad (5)$$

Проведение коинтеграционного анализа Йохансена в этом случае (табл. 5) подтвердило наличие единственного коинтеграционного вектора с оценками параметров, близкими к значениям параметров модели (4).

Таким образом, с целью отражения монетарной природы инфляции в долгосрочной перспективе в настоящей модели было использовано следующее соотношение для реального спроса на деньги:

$$m1 - py = -6,596 + 1,671y - 0,169i - 0,156e^{OF} + error. \quad (6)$$

Таблица 5

Результаты коинтеграционного анализа модели (5)

(A) Определение ранга коинтеграции				
Собственное значение	0,723	0,396	0,269	0,020
Гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
λ_{\max}	42,389**	16,657	10,348	0,668
λ_{trace}	70,063**	27,674*	11,016	0,668
(B) Стандартизированные коинтеграционные векторы β'				
$m1 - py$	y	i	e^{OF}	const
1	-1,671	0,169	0,156	6,596
(C) Стандартизированные коэффициенты корректировки α				
$m1 - py$	-1,139			
y	-0,143			
i	0,016			
e^{OF}	0,474			

Второе важное долгосрочное соотношение для дефлятора ВВП характеризует инфляционные факторы со стороны издержек и рассматривает уровень цен как функцию затрат на единицу реального выпуска с учетом наценки, отражающей рентабельность производства. Рост издержек производства в целом по экономике делает необходимым увеличение цен на отдельные товары и услуги, а следовательно, и увеличение общего уровня цен. Действительно, предприятия часто вынуждены поднимать цены для сохранения рентабельности, необходимой для их простого воспроизводства. Однако рост уровня цен может сдерживаться как проводимой денежно-кредитной политикой, так и ценами на продукцию зарубежных конкурентов. В этом случае величина наценки может сократиться. И наоборот, снижение общего уровня издержек при неизменных условиях денежно-кредитной политики и внешней торговли отразится в росте рентабельности производства. Таким образом, величина наценки колеблется относительно некоторого долгосрочного ее уровня.

На общий уровень издержек в условиях Республики Беларусь основное влияние оказывают следующие факторы.

Во-первых, рост номинальной заработной платы сверх увеличения производительности труда. Этот фактор сыграл определяющую роль в резком падении рентабельности производства в народном хозяйстве в 2001 г., когда в условиях ужесточения денежно-кредитной политики наблюдалось значительное административное повышение заработной платы, а ее реальный эквивалент увеличился на 29,5 %.

Во-вторых, девальвация национальной валюты, в результате которой резко растут цены на промежуточный импорт, а следовательно, и общий уровень издержек. Аналогичный эффект при прочих равных условиях имеет и рост уровня цен за рубежом.

В-третьих, нестабильность цен на энергоресурсы.

Таким образом, в настоящей модели была использована следующая спецификация долгосрочного уравнения уровня цен со стороны издержек:

$$py = \alpha_0 + \alpha_1 w + \alpha_2 y + \alpha_3 ipp^{FUEL} + \alpha_4 (e^{MAR} + ipp^{USA}) + \varepsilon, \quad \alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0, \alpha_3 > 0 \text{ и } \alpha_4 > 0, \quad (7)$$

где py – логарифм дефлятора ВВП;

w – логарифм среднемесячной заработной платы в народном хозяйстве Республики Беларусь;

y – логарифм ВВП в постоянных ценах 2000 г. (характеризует производительность труда в народном хозяйстве);

ipp^{FUEL} – логарифм уровня цен в топливной промышленности;

e^{MAR} – логарифм среднеквартального номинального рыночного обменного курса белорусского рубля к доллару США;

ipp^{USA} – логарифм индекса цен производителей промышленной продукции в США;

ε – случайная ошибка, характеризующая временное отклонение величины наценки от ее долгосрочного уровня.

Динамика показателей модели (7) показана на рис. 2, который свидетельствует, что на развитие инфляционных процессов в Республике Беларусь в 1994–2002 гг. оказывали влияние все приведенные факторы со стороны издержек.

Для оценки долгосрочного соотношения (7) также был использован коинтеграционный анализ Йохансена. Анализ лаговой структуры VAR-модели на основе проведения ряда последовательных тестов множителей Лагранжа (LMF), использования информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (SIC) выявил, что автокорреляция в остатках отсутствует для VAR(3)-модели.

Результаты проведения тестов Йохансена λ_{\max} и λ_{trace} на коинтеграцию (табл. 6) подтверждают существование двух коинтеграционных векторов. При этом теоретически верные параметры после соответствующей нормализации (отрицательный коэффициент α_2) имеет только второе коинтеграционное

соотношение. Таким образом, долгосрочное соотношение, отражающее развитие инфляционных процессов со стороны издержек, приобретает вид:

$$py = 9,077 + 0,745w - 1,433y + 0,195ipp^{FUEL} + 0,082(e^{MAR} + ipp^{USA}) + error. \quad (8)$$

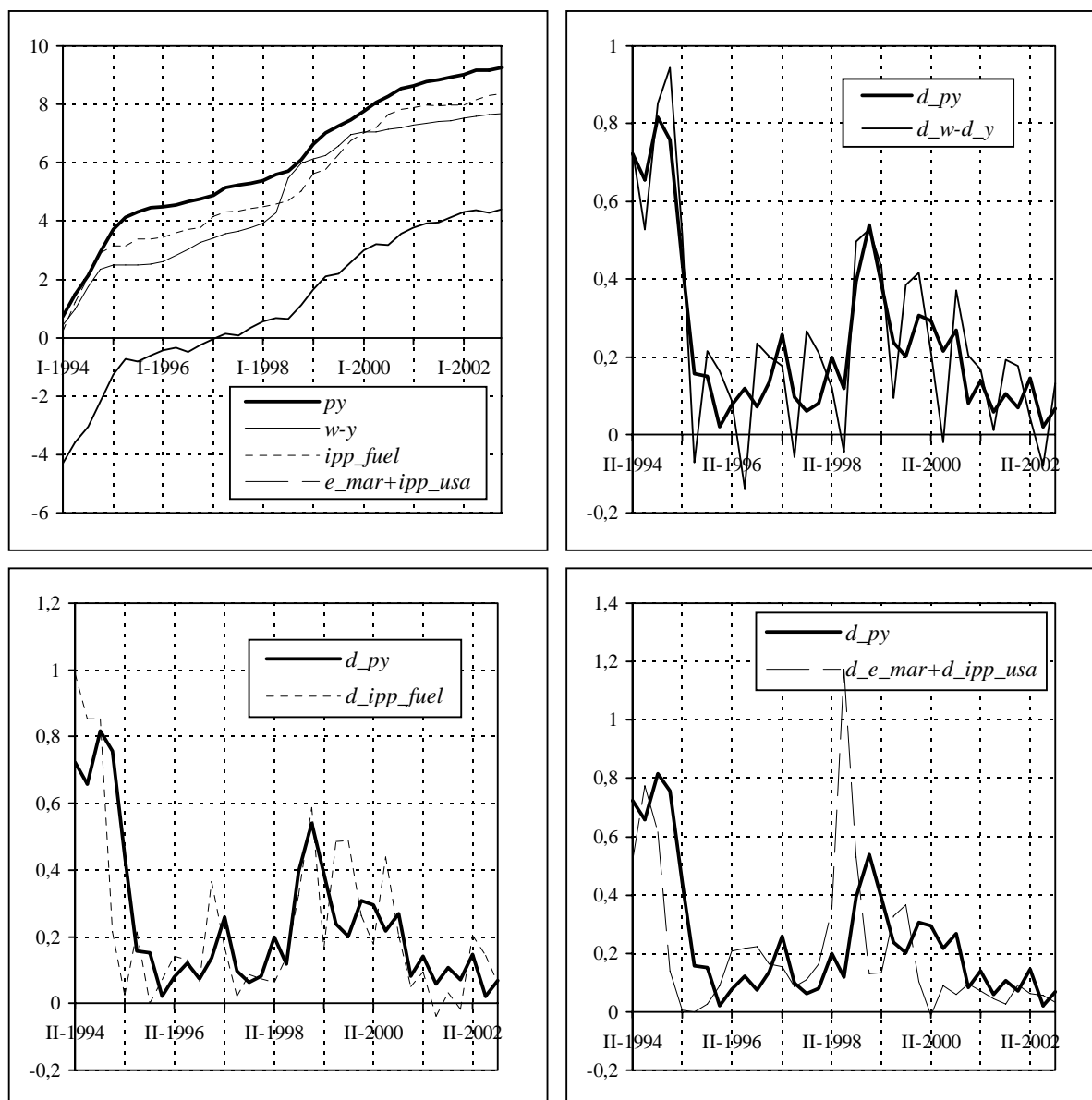


Рис. 2. Динамика показателей модели (7)

Исходя из уравнения (8), можно сделать следующие выводы. Рост заработной платы на 1 % при неизменной производительности труда приводит к увеличению на 0,745 % дефлятора ВВП. С другой стороны, 1%-й рост производительности труда при неизменной заработной плате сопряжен с

падением уровня цен на 1,433 %. Увеличение на 1 % цен на продукцию топливной промышленности, связанное либо с ростом мировых цен на энергоресурсы, либо с девальвацией официального обменного курса белорусского рубля, вызовет рост уровня цен на 0,195 %. В то же время 1%-я девальвация рыночного обменного курса или инфляция за рубежом приведет к росту дефлятора ВВП на 0,082 %.

Таким образом, знаки оценок параметров соотношения (8) совпадают с теоретически предполагаемыми. Кроме того, практически выполняется и условие однородности $\alpha_1 + \alpha_3 + \alpha_4 = 1$, так как фактическая сумма эластичностей уровня цен по основным факторам затрат составила 1,022. Однако для данного уравнения не соблюдается условие $\alpha_1 = -\alpha_2$, т. е. предположение, что рост заработной платы, вызванный ростом производительности труда, не должен оказывать воздействие на уровень цен. Действительно, эластичность по заработной плате (0,745) оказалась практически в два раза меньше по абсолютной величине, чем эластичность по реальному ВВП (-1,433).

Таблица 6

Результаты коинтеграционного анализа модели (7)

(A) Определение ранга коинтеграции					
Собственное значение	0,729	0,609	0,393	0,173	0,030
Гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
λ_{\max}	43,033**	30,947**	16,481	6,249	0,989
λ_{trace}	97,698**	54,665**	23,718	7,238	0,989
(B) Стандартизированные коинтеграционные векторы β'					
py	w	y	ipp^{FUEL}	$e^{MAR} + ipp^{USA}$	const
1	-0,546	-0,929	-0,030	-0,265	7,206
-1,343	1	-1,925	0,262	0,110	12,190
(C) Стандартизированные коэффициенты корректировки α					
py	-0,447	0,708			
w	0,188	0,053			
y	0,039	-0,250			
ipp^{FUEL}	-1,044	0,026			
$e^{MAR} + ipp^{USA}$	-1,387	-2,653			

Тем не менее соотношение (8) в целом подтверждает влияние указанных ранее факторов на развитие инфляции издержек в Республике Беларусь и позволяет оценить долгосрочные тенденции в динамике затрат производства.

Полученные коинтеграционные соотношения (6) и (8), характеризующие долгосрочные факторы развития инфляции со стороны спроса и стороны издержек соответственно, были использованы для построения краткосрочной модели дефлятора ВВП. Для этого рассмотрена следующая модель корректировки ошибок:

$$\Delta py = \pi_0 + \sum_{s=1}^3 \pi_s seas_s + \alpha_1 ect_py_{-1}^{MONEY} + \alpha_2 ect_py_{-1}^{MARKUP} + \sum_i \beta_i \Delta py_{-i} + \sum_j \Gamma_j^T \Delta X_{-j} + \nu, \quad (9)$$

где $X = (m1, y, i, e^{OF}, w, ipp^{FUEL}, e^{MAR} + ipp^{USA})^T$;

$$ect_py_{-1}^{MONEY} = py - m1 + 1,671y - 0,169i - 0,156e^{of} - 6,596;$$

$$ect_py_{-1}^{MARKUP} = py - 0,745w + 1,433y - 0,195ipp^{FUEL} - 0,082(e^{MAR} + ipp^{USA}) - 9,077;$$

$seas_s$ – сезонная квартальная переменная, равная 1 для квартала s и 0 для остальных кварталов;

ν – случайная ошибка.

Учитывая обнаруженный ранее факт, что переменные модели имеют порядок интегрированности, равный единице, и, следовательно, их первые разности стационарны, что соотношения (6) и (8) являются коинтеграционными и, таким образом, переменные $ect_py_{-1}^{MONEY}$ и $ect_py_{-1}^{MARKUP}$ также стационарны, применение метода наименьших квадратов обосновано и позволяет получить состоятельные оценки коэффициентов модели. Проведение ряда тестов на параметры позволило отбросить незначимые факторы и получить модель краткосрочной динамики дефлятора ВВП. Оценки параметров модели, статистические характеристики и результаты тестов на ее остатки приведены в табл. 7.

Данные таблицы показывают, что построенная модель имеет хорошие статистические характеристики и удовлетворяет ряду критериев на ее остатки.

Так, тесты множителей Лагранжа LM свидетельствуют об отсутствии автокорреляции, условной автогетероскедастичности и гетероскедастичности по Уайту в остатках модели, тест Жарки–Бера подтверждает их нормальность. Коэффициент детерминации R^2 равен 0,982, в то время как $\overline{R^2}$ составляет 0,978, что характеризует высокую объясняющую способность модели. Параметры модели имеют теоретически верные знаки. Фактор est_py^{MONEY} оказался незначимым, в то время как скорость корректировки дефлятора ВВП к долгосрочному уровню издержек производства составила -0,444.

Таблица 7
Результаты оценивания модели (9)

Переменная	Оценка	t-статистика
$est_py_{-1}^{MARKUP}$	-0,444	-7,423**
$\Delta m1$	0,393	5,296**
$\Delta m1_{-1}$	0,331	6,297**
Δy	-0,541	-10,002**
Δe^{OF}	0,116	3,265**
Δe_{-1}^{OF}	0,245	6,998**
Δe_{-1}^{MAR}	0,112	3,365**
<i>const</i>	-0,034	3,549**
R^2		0,982
$\overline{R^2}$		0,978
<i>s.e.</i>		0,025
<i>DW</i>		2,438
<i>AR</i> : $\chi^2(4)$		4,398
<i>ARCH</i> : $\chi^2(4)$		1,165
<i>Jarque – Bera</i> : $\chi^2(2)$		1,922
<i>White</i> : $\chi^2(7)$		10,885

Построенная модель позволяет делать достаточно точные прогнозы изменений дефлятора ВВП. Так, на рис. 3 изображены динамика фактической инфляции в 1994–2002 гг., ее прогноз на основе настоящей модели, а также ошибки прогноза. При этом, если прогнозы на левом графике построены на основе модели, оцененной на выборке 1994–2002 гг., т. е. являются ретроспективными, график справа изображает динамику прогноза модели,

оцененной на данных за 1994–2000 гг. Таким образом, для периода 2001–2002 гг. правая диаграмма дает перспективный прогноз при известных объясняющих переменных. Оба графика подтверждают, что фактическая инфляция не выходит за границы 95 % доверительного интервала для центрального прогнозного значения.

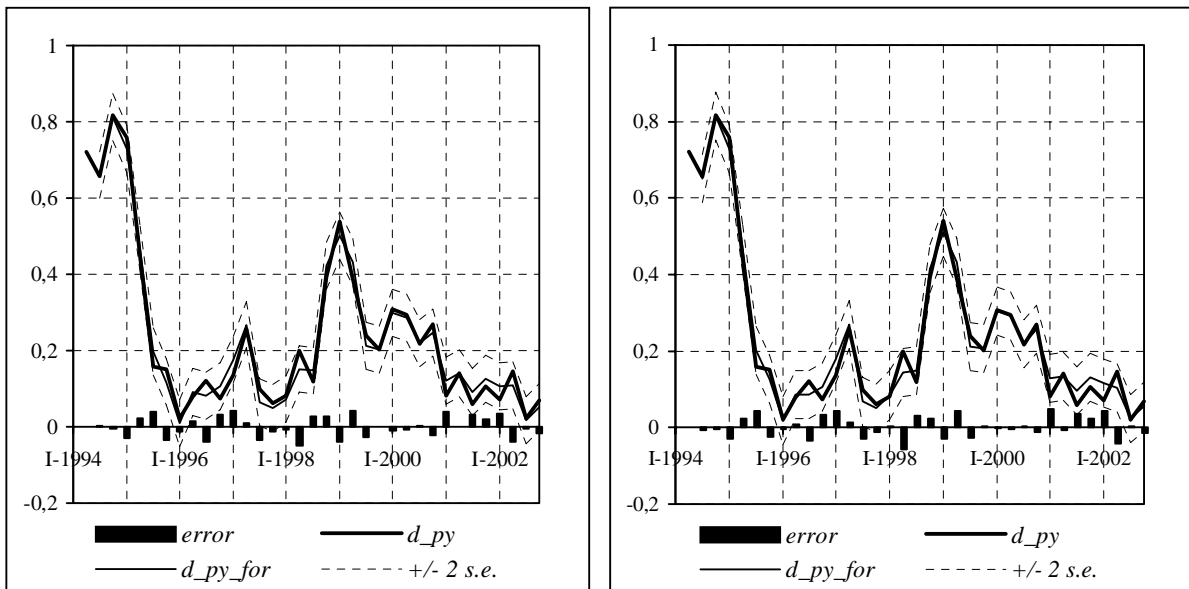
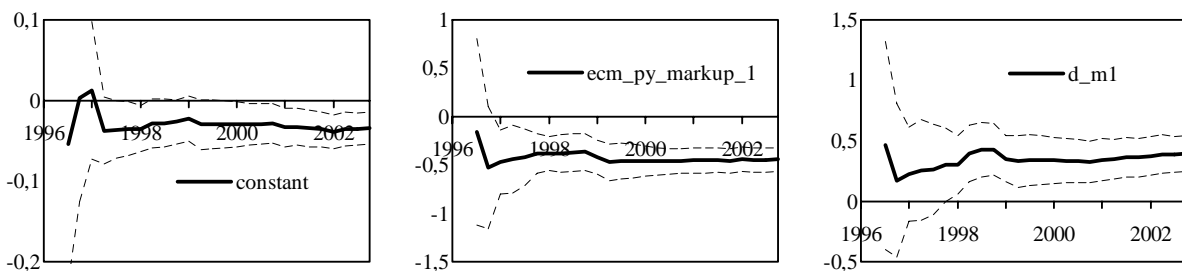


Рис. 3. Прогнозы изменений дефлятора ВВП на основе модели (9)

На рис. 4 изображена динамика рекурсивных оценок коэффициентов модели (9). Как видно из данных графиков, коэффициенты модели устойчивы к изменениям длины выборки для ее оценивания, что позволяет сделать вывод об устойчивости модели. Это же подтверждают и результаты проведения различных тестов Чоу на устойчивость модели.



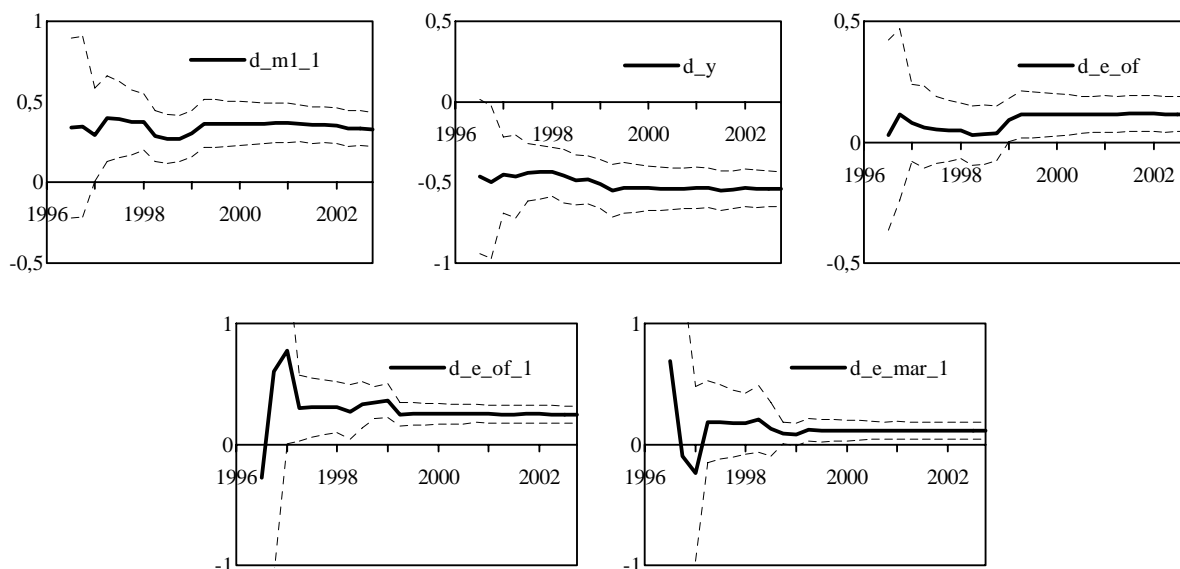


Рис. 4. Рекурсивные коэффициенты для модели (9)

Эконометрическая модель индекса цен производителей промышленной продукции

Для построения модели индекса цен производителей промышленной продукции в рамках настоящего исследования были также получены два коинтеграционных соотношения, отражающие долгосрочные факторы формирования уровня цен на промышленную продукцию.

Первое соотношение по аналогии с уравнением (8) для дефлятора ВВП характеризует долгосрочный уровень издержек в промышленности с учетом наценки. Основными факторами издержек являются опережающий рост среднемесячной номинальной заработной платы в промышленности над ростом реального промышленного производства, рост цен в топливной промышленности, девальвация рыночного номинального обменного курса белорусского рубля к доллару США и рост цен на продукцию промышленности за рубежом. Таким образом, для ИЦППП данное соотношение будет иметь следующий вид:

$$ipp = \alpha_0 + \alpha_1 w^{IND} + \alpha_2 y^{IND} + \alpha_3 ipp^{FUEL} + \alpha_4 (e^{MAR} + ipp^{USA}) + \varepsilon, \quad (10)$$

где ipp – логарифм индекса цен производителей промышленной продукции, рассчитанного к базе декабря 1993 г.;

w^{IND} – логарифм среднемесячной заработной платы в промышленности;

y^{IND} – логарифм реальных объемов промышленного производства;

ipp^{FUEL} – логарифм уровня цен в топливной промышленности;

e^{MAR} – логарифм среднеквартального номинального рыночного обменного курса белорусского рубля к доллару США;

ipp^{USA} – логарифм индекса цен производителей промышленной продукции в США;

ε – случайная ошибка, характеризующая временное отклонение величины наценки в промышленности от ее долгосрочного уровня.

Динамика показателей модели (10) изображена на рис. 5.

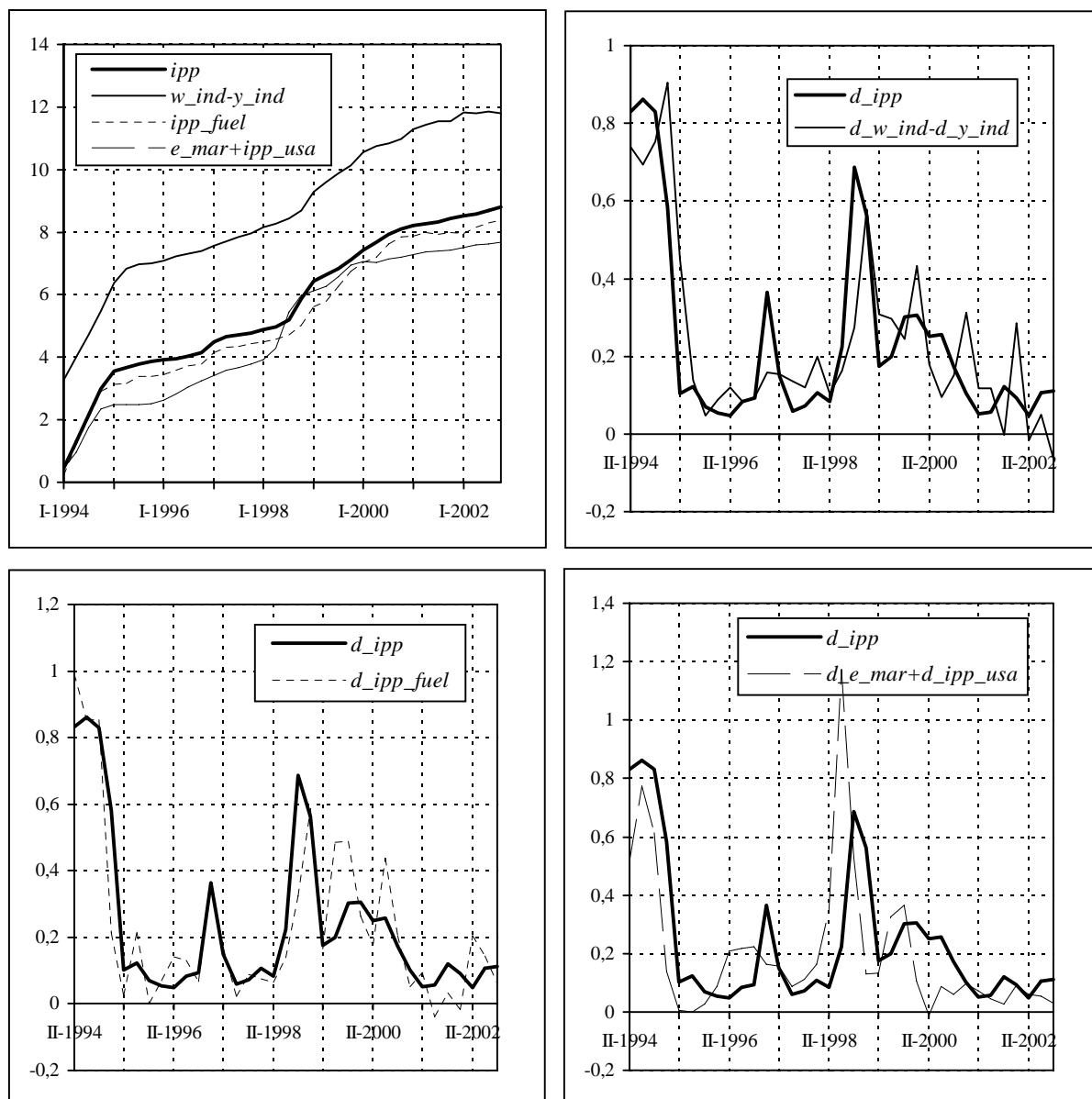


Рис. 5. Динамика показателей модели (10)

Для оценки долгосрочного соотношения (10) был использован коинтеграционный анализ Йохансена. Анализ лаговой структуры VAR-модели на основе проведения ряда последовательных тестов множителей Лагранжа (LMF), использования информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (SIC) выявил, что автокорреляция в остатках отсутствует для VAR(4)-модели.

Результаты проведения тестов Йохансена λ_{\max} и λ_{trace} на коинтеграцию приведены в табл. 8, данные которой подтверждают существование трех коинтеграционных векторов. Теоретически верные параметры при соответствующей нормализации имеет только первое коинтеграционное соотношение:

$$ipp = -1,645 + 0,601w^{IND} - 0,479y^{IND} + 0,297ipp^{FUEL} + 0,096(e^{MAR} + ipp^{USA}) + error. \quad (11)$$

Таблица 8

Результаты коинтеграционного анализа модели (10)

(A) Определение ранга коинтеграции					
Собственное значение	0,918	0,832	0,540	0,200	0,061
Гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
λ_{\max}	79,947**	57,132**	24,815**	7,144	2,018
λ_{trace}	171,056**	91,109**	33,977**	9,162	2,018
(B) Стандартизированные коинтеграционные векторы β'					
ipp	w^{IND}	y^{IND}	ipp^{FUEL}	$e^{MAR} + ipp^{USA}$	const
1	-0,601	0,479	-0,297	-0,096	1,645
-1,100	1	-1,504	-0,126	0,263	-3,043
0,188	-0,225	1	-0,144	0,077	1,136
(C) Стандартизированные коэффициенты корректировки α					
ipp	-0,968	0,651	-0,310		
w^{IND}	0,084	0,207	0,076		
y^{IND}	-0,229	0,295	0,190		
ipp^{FUEL}	0,237	1,858	0,310		
$e^{MAR} + ipp^{USA}$	-0,933	-0,029	4,165		

На основе результатов коинтеграционного анализа можно сделать следующие выводы. Уровень цен в промышленности в меньшей степени, чем дефлятор ВВП, зависит от роста номинальной заработной платы: эластичность по переменной w^{IND} оказалась равной 0,601 против 0,745 для эластичности по w в уравнении (8). Действительно, доля оплаты труда в затратах производства ниже в отраслях промышленности, чем в сельском хозяйстве, строительстве и сфере услуг, цены на продукцию которых охватывает дефлятор ВВП. В то же время на уровень цен в промышленности большее влияние оказывают динамика цен на энергоресурсы и промежуточный импорт: долгосрочный коэффициент эластичности по переменной ipp^{FUEL} составил 0,297, а по переменной $e^{MAR} + ipp^{USA}$ 0,096 (0,195 и 0,082 соответственно в уравнении для дефлятора ВВП).

Знаки оценок параметров соотношения (11) совпадают с теоретически предполагаемыми. Выполняется и условие однородности $\alpha_1 + \alpha_3 + \alpha_4 = 1$, фактическая сумма эластичностей уровня цен в промышленности по основным факторам затрат составила 0,994. В отличие от аналогичного соотношения для дефлятора ВВП для данного уравнения приемлемо и ограничение $\alpha_1 = -\alpha_2$. Действительно, эластичность по заработной плате (0,601) близка по абсолютной величине к значению эластичности по реальному производству в промышленности (-0,479).

Интересно отметить, что динамика отклонений фактического уровня цен в промышленности от долгосрочного уровня, определяемого соотношением (11), практически воспроизводит динамику рентабельности в промышленности (в логарифмической форме). Об этом свидетельствует рис. 6. Таким образом, данный факт подтверждает экономическое содержание коинтеграционного соотношения (11).

Второе соотношение, которое было построено в модели ИЦППП, основано на широко известной концепции относительного паритета покупательской способности (ППС). Так как промышленные товары являются объектом международной торговли (торгуемые товары), то динамика цен на

отечественные и зарубежные товары должна быть близкой. В обратном случае будет включен механизм международного арбитража и, в конечном счете, произойдет выравнивание цен. Для проверки относительного закона ППС была введена следующая переменная:

$$rer = ipp - e^{MAR} - ipp^{USA}, \quad (12)$$

где rer – реальный обменный курс;

ipp – ИЦППП в Беларуси, рассчитанный к базе декабря 1993 г.;

ipp^{USA} – ИЦППП в США, рассчитанный к базе декабря 1993 г.;

e^{MAR} – рыночный номинальный обменный курс белорусского рубля к доллару США.



Рис. 6. Рентабельность в промышленности и остатки уравнения (11)

Для того чтобы закон ППС для Республики Беларусь выполнялся, переменная rer должна быть стационарной величиной. Таким образом, односторонние отклонения реального обменного курса от своего долгосрочного постоянного уровня могут носить только временный характер. Фактическая динамика данной переменной отражена на рис. 7.

Проверка переменной rer на стационарность была осуществлена на основе расширенного критерия Дики–Фуллера ADF. Ее результаты приведены в табл. 9. Как показал анализ, реальный обменный курс не является стационарной переменной и имеет порядок интегрированности 1. В то же время, учитывая низкую мощность данного критерия и относительно короткий период анализа, мы будем считать, что долгосрочное коинтеграционное соотношение для переменных ipp , e^{MAR} и ipp^{USA} существует. Более того, два примера резкой девальвации номинального обменного курса белорусского рубля в 1994 и 1998 гг. свидетельствуют, что вслед за существенным обесценением реального обменного курса наблюдается его последующее удорожание вплоть до уровня, предшествующего валютному кризису, т. е. наблюдается выравнивание цен на отечественную и импортную промышленную продукцию.

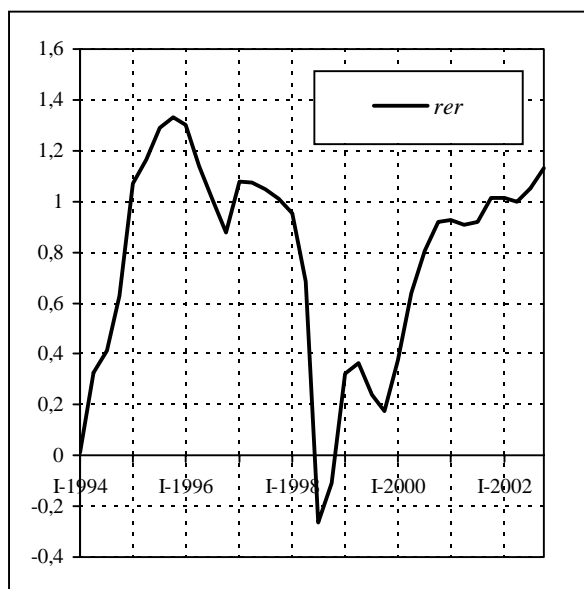


Рис. 7. Динамика реального обменного курса в Республике Беларусь

По аналогии с моделью дефлятора ВВП полученные коинтеграционные соотношения (11) и (12) были использованы для построения краткосрочной модели ИЦППП. Для этого рассмотрена следующая модель корректировки ошибок:

$$\Delta ipp = \pi_0 + \sum_{s=1}^3 \pi_s seas_s + \alpha_1 ect_ipp_{-1}^{MARKUP} + \alpha_2 ect_ipp_{-1}^{PPP} + \sum_i \beta_i \Delta ipp_{-i} + \sum_j \Gamma_j^T \Delta X_{-j} + \nu, \quad (13)$$

где $X = (w^{IND}, y^{IND}, ipp^{FUEL}, e^{OF}, e^{MAR} + ipp^{USA})^T$;

$ect_ipp^{MARKUP} = ipp - 0,601w^{IND} + 0,479y^{IND} - 0,297ipp^{FUEL} - 0,096(e^{MAR} + ipp^{USA}) + 1,645$;

$ect_ipp^{PPP} = ipp - e^{MAR} - ipp^{USA}$;

$seas_s$ – сезонная квартальная переменная, равная 1 для квартала s и 0 – для остальных кварталов;

ν – случайная ошибка.

Таблица 9

Результаты проверки реального обменного курса на стационарность:
расширенный тест Дики–Фуллера ADF

Переменная	t_{ADF}	Критерий	Переменная	t_{ADF}	Критерий
rer	-2,346	ADF(1) с константой	Δrer	-4,385**	DF

Уравнение (13) было оценено на основе статистических данных за период I квартал 1994 г. – IV квартал 2002 г. с помощью метода наименьших квадратов. Проведение ряда тестов на параметры позволило отбросить незначимые факторы и получить краткосрочную модель ИЦППП. Оценки параметров модели, статистические характеристики и результаты тестов на ее остатки приведены в табл. 10.

Построенная модель имеет хорошие статистические характеристики и удовлетворяет ряду критериев на свойства остатков. Тесты множителей Лагранжа LM свидетельствуют об отсутствии автокорреляции и гетероскедастичности по Уайту, тест Жарки–Бера подтверждает нормальность остатков. В то же время гипотеза об отсутствии условной автогетероскедастичности опровергается, а более глубокий анализ подтверждает незначительное присутствие ARCH(1)-эффекта. Коэффициент детерминации R^2 при включении в модель незначимой константы равен 0,972, в то время как $\overline{R^2}$ составляет 0,966, что характеризует высокую объясняющую способность модели. Фактор $ect_ipp_{-1}^{PPP}$ оказался незначимым, а скорость

корректировки ИЦППП к долгосрочному уровню издержек производства составила -0,49.

Таблица 10
Результаты оценивания модели (13)

Переменная	Оценка	t-статистика
$est_ipp_{-1}^{MARKUP}$	-0,490	-4,446**
Δip_{-1}	0,485	7,534**
Δip_{-1}^{FUEL}	0,344	7,610**
Δe_{-1}^{MAR}	0,283	6,437**
$seas_2$	-0,081	-4,750**
R^2		0,970
$\overline{R^2}$		0,966
<i>s.e.</i>		0,041
<i>DW</i>		2,339
<i>AR</i> : $\chi^2(4)$		4,180
<i>ARCH</i> : $\chi^2(4)$		12,334**
<i>Jarque – Bera</i> : $\chi^2(2)$		0,633
<i>White</i> : $\chi^2(4)$		12,908

Построенная модель позволяет делать достаточно точные прогнозы динамики цен в промышленности. Так, на рис. 8 изображены динамика фактического ИЦППП в 1994–2002 гг., его прогноз на основе настоящей модели, а также ошибки прогноза. При этом график справа изображает динамику прогноза модели, оцененной на данных за 1994–2000 гг. Таким образом, для периода 2001–2002 гг. правая диаграмма иллюстрирует перспективный прогноз при известных объясняющих переменных. Оба графика подтверждают, что фактическая инфляция, измеренная ИЦППП, не выходит за границы 95 % доверительного интервала для центрального прогнозного значения.

На рис. 9 изображена динамика рекурсивных оценок коэффициентов модели (13). Как видим, коэффициенты модели устойчивы к изменениям длины выборки для ее оценивания, и это позволяет сделать вывод об устойчивости модели.

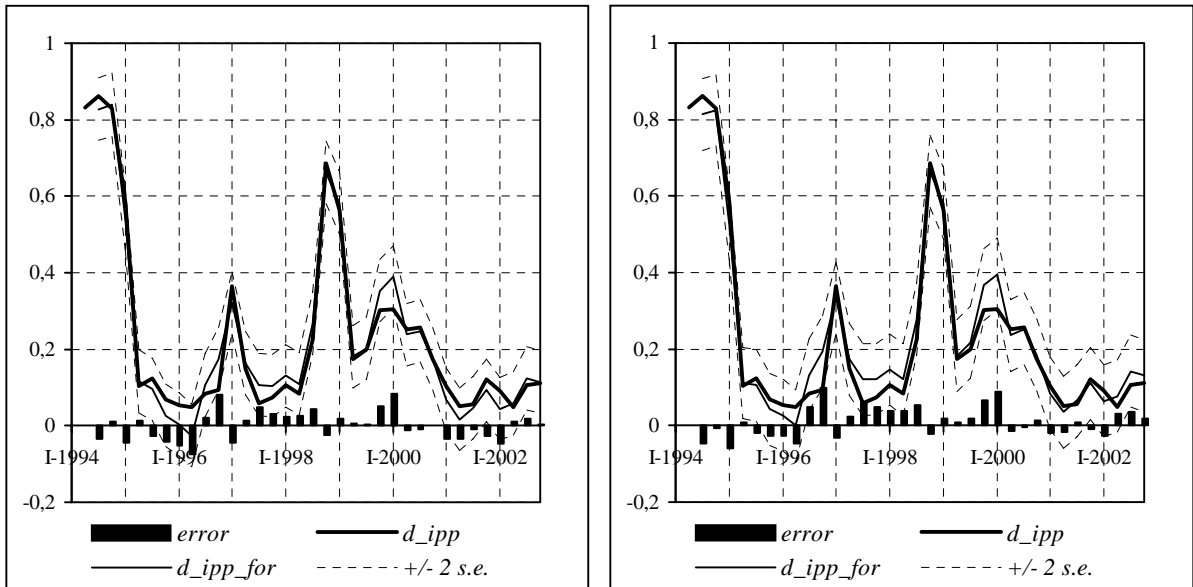


Рис. 8. Прогнозы изменений ИЦПП на основе модели (13)

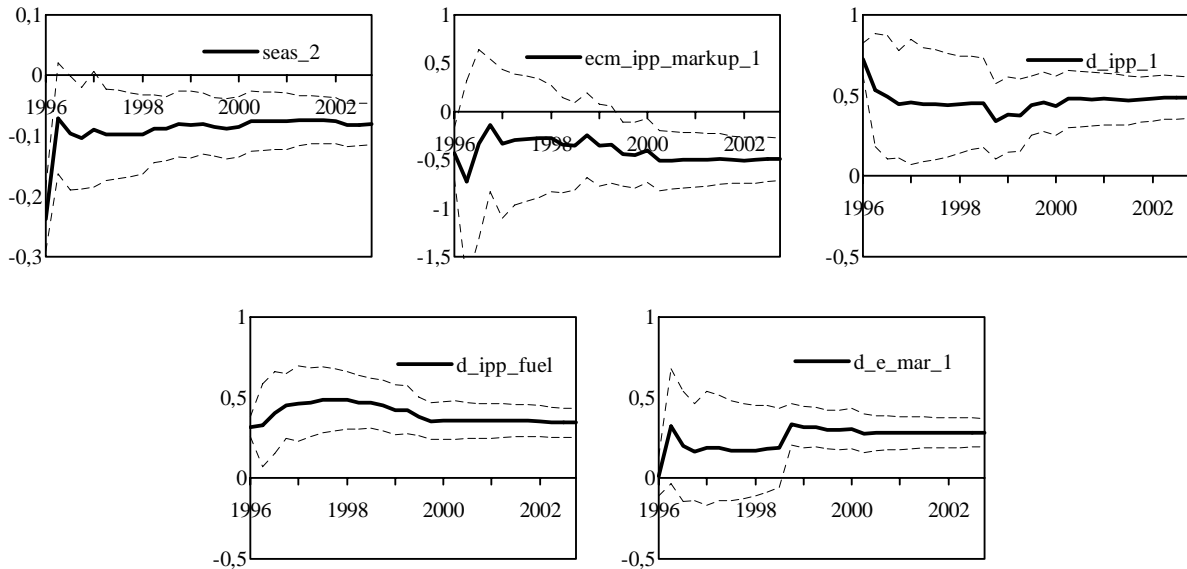


Рис. 9. Рекурсивные коэффициенты для модели (13)

Эконометрическая модель индекса потребительских цен

В отличие от моделей дефлятора ВВП и индекса цен производителей промышленной продукции, рассмотренных в предыдущих разделах, долгосрочные соотношения, включенные в модель индекса потребительских цен, не отражают теоретические взаимосвязи инфляции и ее основных факторов со стороны спроса или издержек. Динамика потребительских цен

определяется изменениями других ценовых показателей, взятых с определенными весами.

Первое соотношение отражает структуру потребительской корзины, используемой для расчета индекса потребительских цен. Как было сказано ранее, динамика тарифов на потребительские услуги в настоящей модели считается экзогенно заданной, поскольку государство в значительной степени контролирует тарифы на услуги ЖКХ, пассажирского транспорта и связи. В то же время цены на товары народного потребления, выступающие объектом международной торговли, в меньшей степени поддаются административному контролю и в целом формируются под воздействием рыночных сил. В силу этого динамика уровня цен на потребительские товары в настоящей модели определяется эндогенно. Таким образом, общий уровень потребительских цен в модели определяется следующим соотношением:

$$cpi = \alpha_1 cpi^G + \alpha_2 cpi^S, \quad \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (14)$$

где cpi , cpi^G и cpi^S – логарифмы, соответственно, индексов потребительских цен, цен на товары народного потребления и тарифов на потребительские услуги, рассчитанных к базе декабря 1993 г.

Показатели модели (14) изображены на рис. 10, который свидетельствует, что динамика уровня потребительских цен в 1994–2002 гг. в основном определялась изменениями цен на потребительские товары, что отражает их преобладающий вес в потребительской корзине.

Для оценки структурного соотношения (14), как и ранее, был применен коинтеграционный анализ Йохансена. Проведение ряда тестов множителей Лагранжа (LMF) и использование информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (SIC) позволили выявить, что максимальная длина лага в VAR-модели должна составлять 1.

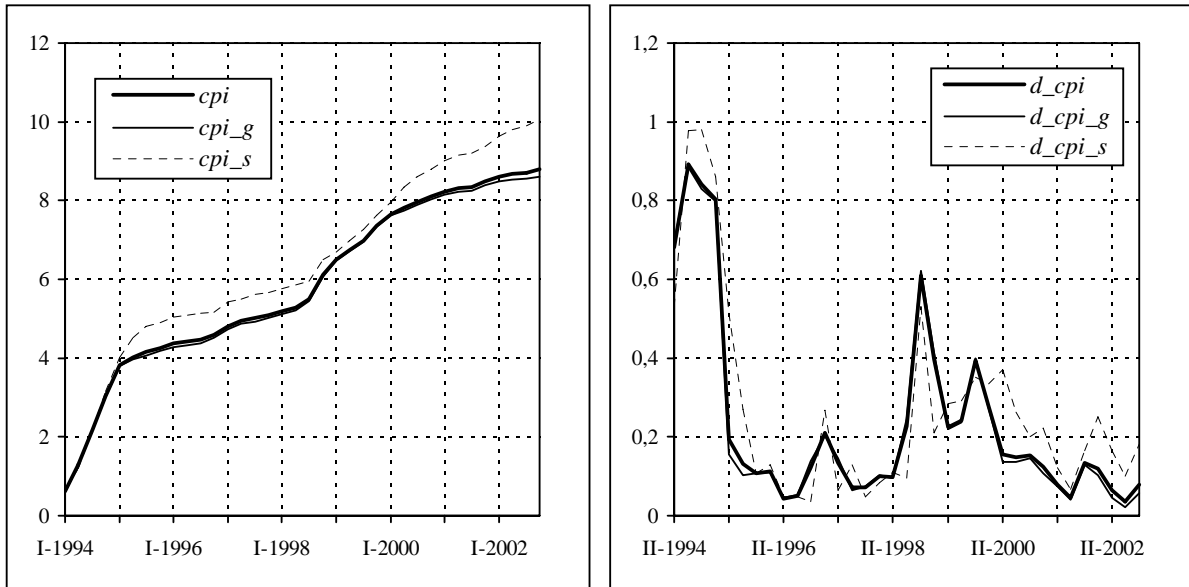


Рис. 10. Динамика показателей модели (14)

Результаты проведения λ_{\max} и λ_{trace} тестов Йохансена представлены в табл. 11 и подтверждают наличие двух коинтеграционных векторов. Условие однородности $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ выполняется только для второго коинтеграционного соотношения (после соответствующей нормализации), и, таким образом, уравнение (14) приобретает вид:

$$cpi = 0,850cpi^G + 0,147cpi^S + error. \quad (15)$$

Как показывает анализ, доля потребительских услуг в потребительской корзине незначительна и в среднем составляет 15 %, в то время как подавляющая часть динамики ИПЦ определяется изменениями цен на потребительские товары – 85 %.

Для выявления динамики цен на товары народного потребления было построено еще одно структурное соотношение, которое учитывает изменения цен как на товары отечественного производства, так и на импорт. Это соотношение имеет вид:

$$cpi^G = \beta_0 + \beta_1 py + \beta_2 (e^{MAR} + ipp^{USA}) + \varepsilon, \quad (16)$$

где py – логарифм дефлятора ВВП, который характеризует уровень цен на отечественные товары;

$e^{MAR} + ipp^{USA}$ – логарифм уровня цен на импортные товары, который определяется уровнем цен за рубежом ipp^{USA} и величиной рыночного номинального обменного курса e^{MAR} .

Таблица 11

Результаты коинтеграционного анализа модели (14)

(A) Определение ранга коинтеграции			
Собственное значение	0,484	0,285	0,021
Гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
λ_{\max}	23,187**	11,742**	0,743
λ_{trace}	35,673**	12,486**	0,743
(B) Стандартизированные коинтеграционные векторы β'			
cpi	cpi^G	cpi^S	
1	-0,740	-0,238	
-1,176	1	0,172	
(C) Стандартизированные коэффициенты корректировки α			
cpi	3,443	-0,708	
cpi^G	3,357	-0,957	
cpi^S	4,181	0,012	

Динамика переменных модели проиллюстрирована на рис. 11.

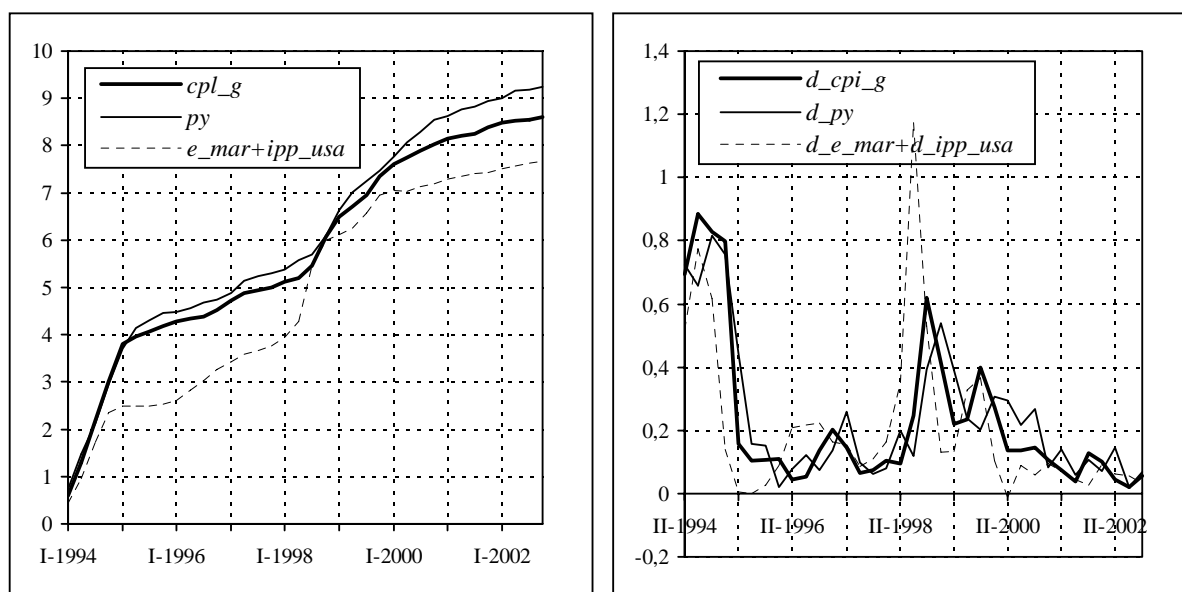


Рис. 11. Динамика показателей модели (16)

Результаты коинтеграционного анализа данного соотношения приведены в табл. 12. Для этого была выбрана VAR-модель с максимальной длиной лага, равной трем. Как показывают данные таблицы, λ_{\max} и λ_{trace} тесты Йохансена выявили наличие единственного коинтеграционного соотношения, имеющего экономически обоснованные значения параметров:

$$cpi^G = 0,883 + 0,495py + 0,395(e^{MAR} + ipp^{USA}) + error. \quad (17)$$

Таблица 12

Результаты коинтеграционного анализа модели (16)

(A) Определение ранга коинтеграции			
Собственное значение	0,523	0,162	0,091
Гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
λ_{\max}	24,440**	5,834	3,140
λ_{trace}	33,414**	8,974	3,140
(B) Стандартизированные коинтеграционные векторы β'			
cpi^G	py	$e^{MAR} + ipp^{USA}$	const
1	-0,495	-0,395	-0,883
(C) Стандартизированные коэффициенты корректировки α			
cpi^G	-0,658		
py	-0,301		
$e^{MAR} + ipp^{USA}$	-1,698		

Согласно данному уравнению, долгосрочная динамика индекса цен на потребительские товары на 50 % определяется изменениями цен на отечественные товары и на 40 % – изменениями цен на потребительский импорт. В то же время сумма этих эластичностей меньше единицы, что свидетельствует об отставании в условиях Республики Беларусь темпа роста потребительских цен от темпов роста дефлятора ВВП и номинального обменного курса. Вероятно, это вызвано тем, что цены на отечественные потребительские товары в гораздо большей степени подвергаются административному регулированию, чем цены

на товары производственного назначения и экспорт (отражены в дефляторе ВВП) и цены импорта (зависят от динамики обменного курса).

Для оценки краткосрочной динамики индекса цен потребительских товаров была рассмотрена следующая модель корректировки ошибок:

$$\Delta cpi^G = \pi_0 + \sum_{s=1}^3 \pi_s seas_s + \alpha ect_cpi_{-1}^G + \sum_i \beta_i \Delta cpi_{-i}^G + \sum_j \Gamma_j^T \Delta X_{-j} + \nu, \quad (18)$$

где $X = (py, e^{MAR} + ipp^{USA})^T$;

$ect_cpi^G = cpi^G - 0,495py - 0,395(e^{MAR} + ipp^{USA}) - 0,883$;

$seas_s$ – сезонная квартальная переменная, равная 1 для квартала s и 0 для остальных кварталов;

ν – случайная ошибка.

Модель (18) была оценена на квартальных статистических данных за период 1994–2002 гг. с помощью метода наименьших квадратов. На основе проведения ряда тестов на параметры отброшены незначимые факторы и получена модель ИПЦ. Оценки параметров модели, статистические характеристики и результаты тестов на ее остатки приведены в табл. 13.

Таблица 13
Результаты оценивания модели (18)

Переменная	Оценка	t-статистика
$ect_cpi_{-1}^G$	-0,632	-5,118**
Δpy	0,622	7,755**
Δe_{-1}^{MAR}	0,127	1,850*
Δe_{-2}^{MAR}	-0,189	-3,510**
$seas_1$	0,073	3,726**
$const$	0,092	3,651**
$\overline{R^2}$		0,958
R^2		0,950
$s.e.$		0,045
DW		2,042
$AR: \chi^2(4)$		1,572
$ARCH: \chi^2(4)$		1,324
$Jarque - Bera: \chi^2(2)$		3,277
$White: \chi^2(4)$		13,616

Как свидетельствуют данные таблицы, построенная модель имеет хорошие статистические характеристики и удовлетворяет ряду критериев на свойства остатков. Тесты множителей Лагранжа LM подтверждают отсутствие автокорреляции, условной автогетероскедастичности и гетероскедастичности по Уайту в остатках, а тест Жарки–Бера доказывает их нормальность. Коэффициенты R^2 и \bar{R}^2 равны 0,958 и 0,950, что хотя и несколько ниже, чем в моделях для дефлятора ВВП и ИЦППП, тем не менее высоко характеризует объясняющую способность модели. Коэффициент корректировки отклонений уровня цен на потребительские товары от своего долгосрочного уровня составил -0,632.

Прогностические способности построенной модели также достаточно хороши. На рис. 12 изображены динамика фактического индекса цен на потребительские товары в 1994–2002 гг., его прогноз на основе настоящей модели, а также ошибки прогноза. При этом, как и ранее, график справа показывает динамику прогноза на основе модели, оцененной на более коротком периоде данных (1994–2000 гг.) Оба графика подтверждают, что фактический индекс цен не выходит за границы 95 % доверительного интервала для центрального прогнозного значения.

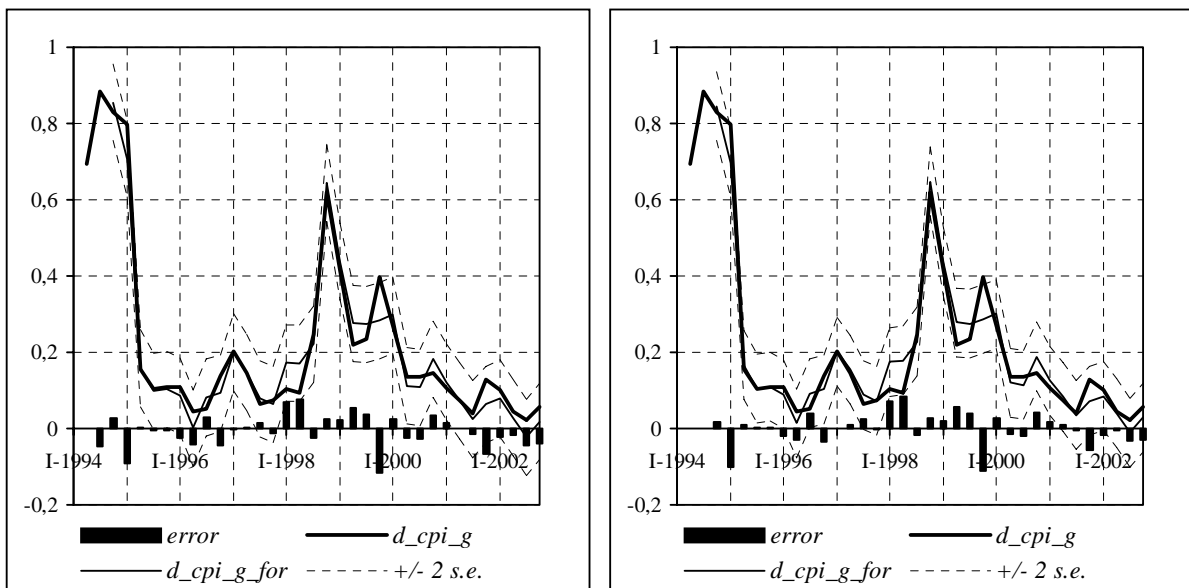


Рис. 12. Прогнозы на основе модели (1.18)

На рис. 13 представлена динамика рекурсивных оценок коэффициентов модели (18). Как видно из данных графиков, коэффициенты модели устойчивы к изменениям длины выборки для ее оценивания. Устойчивость модели подтверждают и результаты проведения различных вариантов тестов Чоу.

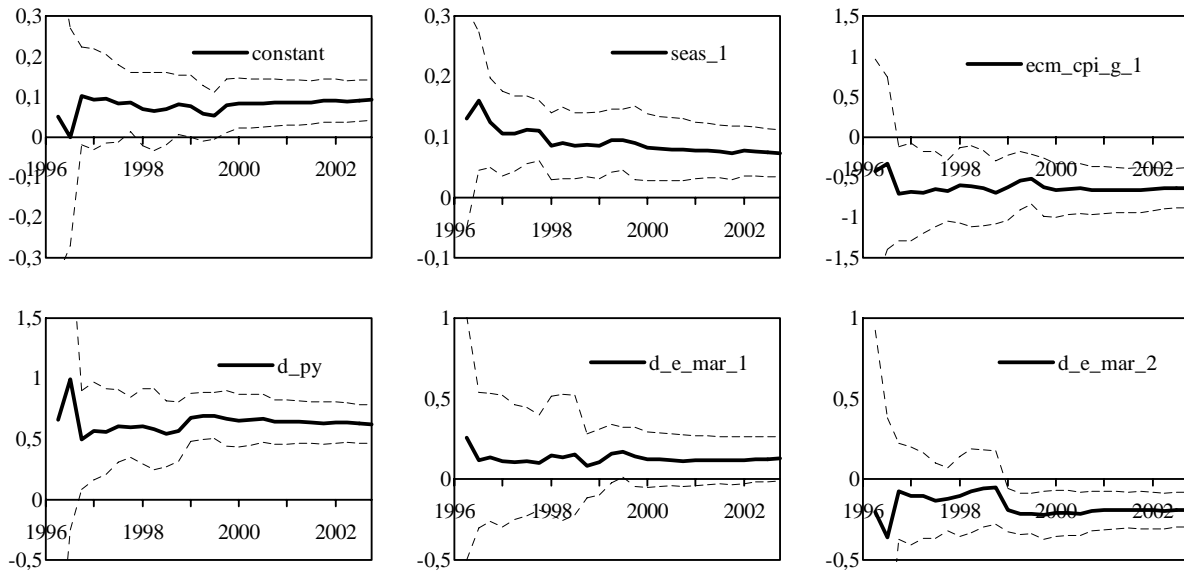


Рис. 13. Рекурсивные коэффициенты для модели (18)

* * *

Таким образом, была построена модель инфляционных процессов в Республике Беларусь в составе уравнений (9), (13), (15) и (18), позволяющая делать прогнозы дефлятора ВВП, индекса цен производителей промышленной продукции и индекса потребительских цен. При этом данная модель обладает хорошими статистическими характеристиками, демонстрирует устойчивость и дает возможность провести анализ различных решений в области денежно-кредитного и валютного регулирования, политики в сфере оплаты труда, цен и тарифов.