

# ДЕНЬГИ И ЦЕНЫ В БЕЛАРУСИ: ИНФОРМАЦИОННОЕ СОДЕРЖАНИЕ РАЗЛИЧНЫХ ДЕНЕЖНЫХ АГРЕГАТОВ

Игорь Пелипась\*

## *Резюме*

В данной работе на основе квартальных данных за 1992–2002 гг. рассматривается влияние различных денежных агрегатов (M0, M1 и M2) на индекс потребительских цен в Беларуси. При помощи коинтеграционного анализа и векторной модели с механизмом корректировки равновесия исследуются долгосрочные и краткосрочные аспекты связи между ростом денежного предложения и повышением уровня цен. Дается оценка информационного содержания отдельных денежных агрегатов и возможностей их использования при прогнозировании уровня инфляции и осуществлении монетарной политики.

*Классификация JEL:* C22, C32, E31, E51, E52

*Ключевые слова:* денежные агрегаты, инфляция, единичный корень, коинтеграция, стабильность параметров, векторная модель с механизмом корректировки равновесия, причинность по Грэйнджеру, индикаторная модель инфляции

## 1. ВВЕДЕНИЕ

Прошло уже 40 лет с момента знаменитого высказывания М. Фридмана о том, что инфляция всегда и везде является денежным феноменом (Friedman (1963)), однако до сих пор данная проблема не теряет своей дискуссионности среди экономистов. В области прикладного экономического анализа она зачастую сводится к попытке ответа на вопрос: «Всегда и везде ли инфляция является денежным феноменом?». Эмпирические исследования здесь можно свести к двум группам: 1) использование пространственной выборки, включающей большое количество стран, и длительного промежутка времени (обычно берутся средние данные за исследуемый период); 2) использование временных рядов для отдельно взятой страны. В первом случае обычно рассчитываются коэффициенты корреляции между темпами роста предложения денег и темпами инфляции, во втором случае акцент, как правило, делается на анализе долгосрочной связи между предложением денег и уровнем цен. Среди многочисленных исследований связи между ростом денежного предложения и инфляцией можно встретить работы как подтверждающие точку зрения о монетарной природе инфляции, так и ставящие ее под сомнение.

---

\* Кандидат экономических наук, директор Исследовательского центра Института приватизации и менеджмента (ИЦ ИПМ), e-mail: igor@ipm.by.

Например, некоторые авторы отмечают, что тесная положительная связь между ростом денежной массы и инфляцией имеет место лишь в странах с достаточно высоким уровнем инфляции, однако в странах, где уровень инфляции относительно низок (в среднем – менее 10% в год), такая связь практически отсутствует (De Grauwe, Polan (2001)). Весьма популярен среди прикладных исследователей взгляд, что инфляция – это сложное многофакторное явление. В результате предлагаются так называемые эклектические модели инфляции, учитывающие все возможные факторы (Hendry (2001)). Во многих случаях модели инфляции строятся таким образом, что деньги в явном виде в них отсутствуют вообще. Это может создавать иллюзию о немонетарной природе инфляции (см. Кинг (2002)).

В одной из последних публикаций о роли денежных агрегатов в монетарной политике Эдвард Нельсон (Nelson (2003)) представляет аргументацию в пользу монетарной трактовки инфляции и показывает, что, во-первых, выводы об отсутствии связи между ростом предложения денег и инфляцией – это следствие методологических просчетов, в частности использования средних величин за весь период анализа и игнорирования эффекта запаздывающего влияния роста денежной массы на инфляцию, а также применения несопоставимых во времени показателей; во-вторых, включение денежных агрегатов в модели, где деньги уже учтены косвенно (например через величину разрыва выпуска), методологически ошибочно и приводит к неверным выводам об отсутствии влияния предложения денег на инфляцию (см., например, Estrella, Mishkin (1997)). Последнее замечание, на наш взгляд, относится и к эклектическим моделям инфляции, где монетарные факторы, уже учтенные косвенно, при их прямой оценке могут оказаться незначимыми (в противном случае, очевидно, имела бы место неверная спецификация модели).

Часто в понятие инфляции различные авторы вкладывают разный смысл (очевидно, отсюда возникают термины «инфляция заработной платы», «инфляция издержек» и т. п.). Это вносит путаницу в эмпирический анализ – не всякая динамика цен является инфляцией в традиционном смысле этого слова. Поэтому отметим, что инфляция – это процесс устойчивого роста общего уровня цен (или процесс снижения покупательной способности денежной единицы). Одномоментное повышение цен на отдельные товары и услуги или даже одномоментный рост общего уровня цен инфляцией в классическом понимании не являются.

Механизм, лежащий в основе инфляции, в самом общем виде сводится к следующему. В монетарной экономике, где любая транзакция оценивается в денежных единицах, предложение денег играет определяющую роль в динамике общего уровня цен. При фиксированном выпуске общий уровень цен будет обуславливаться главным образом уровнем совокупного спроса, который в свою очередь зависит от спроса на реальные денежные остатки и их предложения. Если предложение превысит спрос на реальные денежные остатки, то увеличится совокупный спрос на товары и услуги. В результате возрастет общий уровень цен. Сказанное не отрицает возможности воздействия различных внешних и внутренних шоков на динамику структуры затрат пред-

приятый, изменение относительных цен и даже возможное повышение общего уровня цен. Однако инфляция как процесс роста общего уровня цен во всех этих случаях будет невозможна без увеличения предложения денег. Именно в этом смысле инфляция является денежным феноменом.

Связь между ростом денежной массы и инфляцией проявляется, как правило, в долгосрочном периоде, в краткосрочном периоде такая связь может быть не столь очевидной или вовсе отсутствовать. Данное обстоятельство логически ведет к использованию в эмпирических исследованиях коинтеграционного анализа (см., например, Shirvani, Wilbratte (1994); Hansen, Kim (1996); Masih, Masih (1997; 1998); Crowder (1998); Hasan (1999); Baltensperger, Jordan, and Savioz (2000)). В последние годы серьезное внимание уделялось анализу связи между денежными агрегатами и инфляцией в странах Европейского союза в контексте проводимой монетарной политики (Trecroci, Vega (2000); Altimari (2001)). В ряде исследований коинтеграционный анализ использовался и при рассмотрении влияния роста денежной массы на инфляцию в странах с переходной экономикой (Kalra (1998); Choudhry (1998); Nikolic (2000); Rother (2002); Lissovolik (2003)).

Указанные работы различаются по своим целям и задачам, а также методологии анализа, поэтому простое сравнение полученных результатов с точки зрения подтверждения монетарной природы инфляции вряд ли возможно. Однако здесь надо сделать одно важное замечание: в эмпирических исследованиях мы имеем дело с более или менее удачными аппроксимациями. Следовательно, речь идет не об абстрактной связи между предложением денег и инфляцией, а о конкретных денежных агрегатах и индексах цен. Поэтому отсутствие эмпирической связи между ними – еще не повод для теоретических выводов об исчезновении монетарных причин инфляции. Кроме того, отсутствие влияния денежных агрегатов на динамику уровня цен в рамках эконометрического анализа в принципе может означать, что эти показатели уже используются денежными властями, и используются они приблизительно правильным образом (Trecroci, Vega (2000)).

В данной работе мы попытались решить чисто эмпирическую задачу – определить наличие связи между различными денежными агрегатами и индексом потребительских цен в долго- и краткосрочном периодах и на этой основе оценить информационное содержание отдельных денежных агрегатов и возможностей их использования при прогнозировании уровня инфляции и осуществлении монетарной политики в Беларуси. В основу нашего эмпирического анализа положена теоретическая посылка о монетарной природе инфляции, однако это не предполагает какой-либо предопределенности в получении конечных результатов. Использование коинтеграционной техники и векторной модели с механизмом корректировки равновесия позволило выявить наличие и направленность связи между денежной массой и ценами. Далее при помощи индикаторных моделей инфляции было определено информационное содержание каждого из используемых денежных агрегатов при прогнозировании инфляции и, следовательно, использовании при проведении денежной политики. Данная работа является продолжени-

ем исследований автора связи между ростом денежной массы и повышением цен (см. Пелипась (2000)) и дает дополнительный эмпирический материал по данной проблематике применительно к странам с переходной экономикой.

Статья имеет следующую структуру. Во втором разделе представлены методологические основы анализа, рассмотрена исходная модель и эконометрические подходы к ее оценке. Третий раздел посвящен описанию используемых данных и анализу динамических свойств изучаемых временных рядов. В четвертом разделе исследуется связь между различными денежными агрегатами и индексом потребительских цен в долгосрочном периоде. Особое внимание здесь уделено оценке устойчивости полученных результатов и стабильности параметров соответствующих моделей. В пятом разделе анализируются каузальные связи между денежными агрегатами и индексом потребительских цен при помощи тестов Грэйнджера, функции импульсного отклика и разложения вариации ошибки прогноза. Шестой раздел посвящен оценке прогностических возможностей индикаторных моделей инфляции и оценки информационного содержания различных денежных агрегатов. В заключении представлены основные выводы исследования.

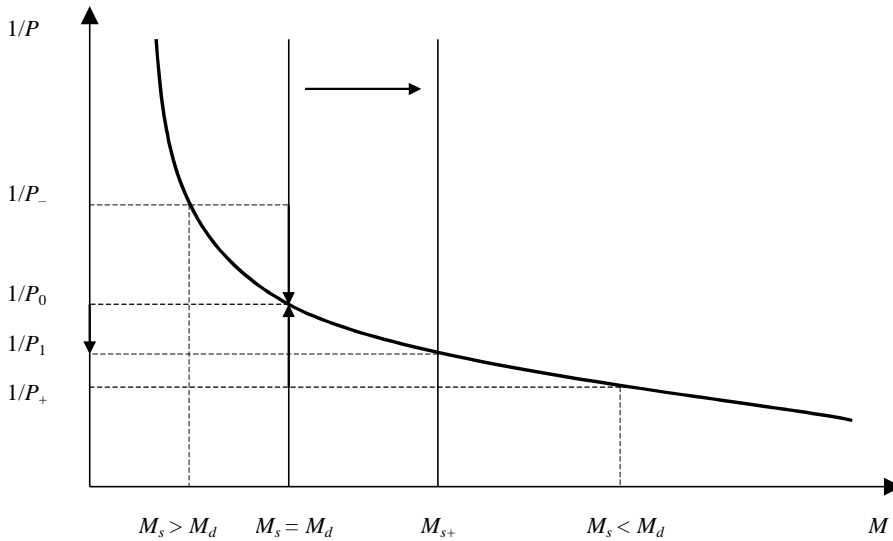
## 2. ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ, МЕТОДОЛОГИЯ АНАЛИЗА И ОСНОВНЫЕ ГИПОТЕЗЫ

В основу эмпирического анализа положено следующее теоретическое соображение: существует равновесный уровень цен, при котором спрос на деньги и их предложение равны. Из сказанного следует, что, во-первых, динамика предложения денег оказывает влияние на изменение уровня цен, и, во-вторых, существует механизм восстановления равновесного уровня цен.

Проиллюстрируем сказанное при помощи простой графической модели. Пусть  $1/P$  – это относительная цена денег в терминах товаров и услуг, где  $P$  – уровень цен. Тогда  $1/P$  является монотонно убывающей функцией от величины денежного предложения  $M_s$  (рис. 1). Точке  $M_s = M_d$  соответствует величина  $1/P_0$  и равновесный уровень цен  $P_0$ . Если происходит рост предложения денег, то при прочих равных условиях увеличивается уровень цен. В частности, точке  $M_{s+}$ , отражающей рост предложения денег, соответствует более низкое значение относительной цены денежной единицы ( $1/P_1$ ) и, соответственно, более высокий уровень цен  $P_1$ . При изменении спроса на деньги происходит сдвиг кривой на рис. 1 и изменение равновесного уровня цен.

Представим теперь, что уровень цен ниже равновесного; следовательно, относительная цена денег выше своего равновесного уровня ( $1/P_-$ ). В этом случае предложение денег превышает спрос (точка  $M_s > M_d$ ), что ведет к росту спроса на рынках товаров и услуг. В результате происходит рост уровня цен, и равновесие восстанавливается. Если уровень цен окажется выше равновесного ( $1/P_+$ ), то спрос на деньги будет выше предложения (точка  $M_s < M_d$ ). Как следствие, спрос на рынках товаров и услуг сократится, уровень цен снизится и равновесие восстановится. Сказанное характеризует колебания уровня цен

в краткосрочном периоде. В долгосрочном периоде изменение уровня цен обусловливается динамикой денежного предложения.



**Рис. 1. Равновесие между уровнем цен и номинальной денежной массой**

Эмпирическая проверка гипотезы о монетарной природе инфляции в нашем случае сводится к тесту на наличие и направленность долгосрочной связи между используемыми денежными агрегатами и индексом потребительских цен. Если уровень цен ( $P_t$ ) является функцией предложения денег ( $M_t$ ), то данная зависимость может быть представлена как  $P_t - f(M_t) = \varepsilon_t$ . Когда переменные  $P_t$  и  $M_t$  являются нестационарными, а остаток  $\varepsilon_t$  — стационарной величиной, тогда эти переменные коинтегрированы. В данном случае коинтеграция — это статистическое выражение экономической концепции равновесия и долгосрочной связи между уровнем цен и денежной массой. Величина  $\varepsilon_t$  отражает отклонения уровня цен от равновесной траектории, а ее стационарность указывает на то, что существует корректировочный механизм, возвращающий уровень цен в равновесное состояние.

Коинтеграция между  $P_t$  и  $M_t$  предполагает наличие каузальности, по крайней мере в одном направлении, и существование соответствующей модели с механизмом корректировки равновесия (Engle, Granger (1987)). Это позволяет в рамках коинтеграционного анализа выявить направленность долгосрочной связи между денежными агрегатами и индексом потребительских цен. Таким образом, представленная выше модель может быть описана при помощи коинтегрированной векторной авторегрессии, которая позволяет учесть наличие долгосрочной связи между денежными агрегатами и индексом потребительских цен, отразить краткосрочную динамику между ними и меха-

низм корректировки равновесия. Отметим, что первоначально  $P_t$  и  $M_t$  рассматриваются как стохастические и эндогенные переменные, следовательно, изложенные выше теоретические соображения являются предметом эмпирической проверки на основе соответствующих данных.

Использование коинтеграционного анализа позволяет получить ответ на основной вопрос данного исследования – существует ли долгосрочная связь между ценами и деньгами в Беларуси, и если да, то какова направленность этой связи. Денежные агрегаты будут полезны при проведении монетарной политики, если, во-первых, денежные власти способны контролировать их динамику, и, во-вторых, они содержат информацию, позволяющую в значительной мере объяснить изменение цен. В этом контексте большое значение имеет концепция экзогенности денег. Рассмотрим следующую систему для двух переменных  $P_t$  и  $M_t$ :

$$\begin{aligned} P_t &= a_{11}M_t + a_{12}P_{t-1} + a_{13}M_{t-1} + \varepsilon_{1t}; \\ M_t &= a_{21}P_t + a_{22}M_{t-1} + a_{23}P_{t-1} + \varepsilon_{2t}. \end{aligned}$$

Если  $a_{21} = 0$ , а  $a_{23} \neq 0$ , то переменная  $M_t$  является слабо экзогенной по отношению к переменной  $P_t$ . Иными словами, денежная масса не зависит от текущих значений уровня цен, но может зависеть от его лаговых значений. Если  $a_{21} = 0$ , а  $a_{23} = 0$ , то переменная  $M_t$  будет сильно экзогенной по отношению к  $P_t$ . В этом случае денежная масса не зависит ни от текущих значений уровня цен, ни от его лаговых значений.

Данные определения экзогенности важны как при моделировании инфляции, так и при практическом использовании денежных агрегатов. В частности, наличие слабой экзогенности дает возможность моделировать динамику цен и проверять соответствующие гипотезы в рамках одного уравнения регрессии. Кроме того, наличие слабой экзогенности – это необходимое условие для использования того или иного денежного агрегата при проведении монетарной политики. Чтобы денежный агрегат действительно обладал информационным содержанием при объяснении динамики цен, должно выполняться следующее условие:  $a_{11} \neq 0$ , а  $a_{13} \neq 0$ . Наличие сильной экзогенности позволяет прогнозировать динамику цен в рамках одного уравнения регрессии. В противном случае для получения несмещенных оценок соответствующих коэффициентов может потребоваться система уравнений. Отсутствие сильной экзогенности денег (влияние лаговых значений  $P_t$  на  $M_t$ ) может быть следствием аккомодационной монетарной политики, когда рост уровня цен сопровождается увеличением денежной массы. Если денежные власти при проведении монетарной политики не принимают во внимание динамику  $P_t$ , тогда деньги будут сильно экзогенной переменной. Как видим, связи между переменными  $P_t$  на  $M_t$  в значительной степени будут обусловлены проводимой денежной политикой.

Сказанное выше имеет значение при анализе каузальных связей между  $P_t$  и  $M_t$ . Если  $a_{11} \neq 0$ ,  $a_{21} = 0$ , то деньги обуславливают цены в долгосрочном периоде (долгосрочная каузальность по Грэйнджеру). В принципе эмпирическая проверка гипотезы о монетарной природе инфляции сводится к тестирова-

нию указанных ограничений. В случае, когда  $a_{13} \neq 0$ , имеет место краткосрочная каузальность по Грэйнджеру. Если  $a_{11} \neq 0$  и  $a_{13} \neq 0$ , то деньги влияют на цены и в долгосрочном, и в краткосрочном периодах. При указанных условиях вполне возможно, что  $a_{23} \neq 0$ , и между денежной массой и уровнем цен в краткосрочном периоде наблюдается взаимосвязь. Это, на наш взгляд, ни в коей мере не ставит под сомнение вывод о монетарной природе инфляции, а лишь отражает результаты аккомодационной денежной политики.

В процессе исследования осуществлялась проверка следующих основных гипотез:

1) натуральные логарифмы индекса потребительских цен и денежных агрегатов являются нестационарными переменными с порядком интегрированности  $I(1)$ , следовательно, их первые разности, характеризующие уровень инфляции и темпы прироста соответствующих денежных агрегатов, – это стационарные переменные;

2) натуральные логарифмы индекса потребительских цен и отдельных денежных агрегатов коинтегрированы, то есть между ценами и деньгами в долгосрочном периоде существует связь. Данная связь характеризуется устойчивостью на всем изучаемом временном интервале;

3) денежные агрегаты являются слабо экзогенными переменными, и, следовательно, изменение денежной массы оказывает влияние на динамику цен в долгосрочном периоде, но не наоборот;

4) изменение денежных агрегатов влияет на динамику цен и в краткосрочном периоде. Между ценами и деньгами в краткосрочном периоде имеет место взаимосвязь, обусловленная проводимой аккомодационной монетарной политикой;

5) все денежные агрегаты обладают определенным информационным содержанием относительно динамики цен, однако наибольшими прогностическими возможностями обладают те, которые характеризуют наиболее активную часть денежной массы.

Проверка указанных гипотез направлена, прежде всего, на оценку информационного содержания тех или иных денежных агрегатов при проведении монетарной политики и прогнозировании уровня инфляции. В то же время, это – в определенной степени тест более общей гипотезы о монетарной природе инфляции в Беларуси на основе доступной для анализа информации.

### 3. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ВРЕМЕННЫЕ РЯДЫ И ИХ ДИНАМИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА

#### 3.1. Данные

В данном исследовании использовались следующие показатели (без корректировки на сезонность)<sup>1</sup>:

<sup>1</sup> Были использованы данные Министерства статистики и анализа и Национального банка Республики Беларусь. Соответствующие временные ряды представлены в базе данных ИЦ ИПМ, <http://research.by>.

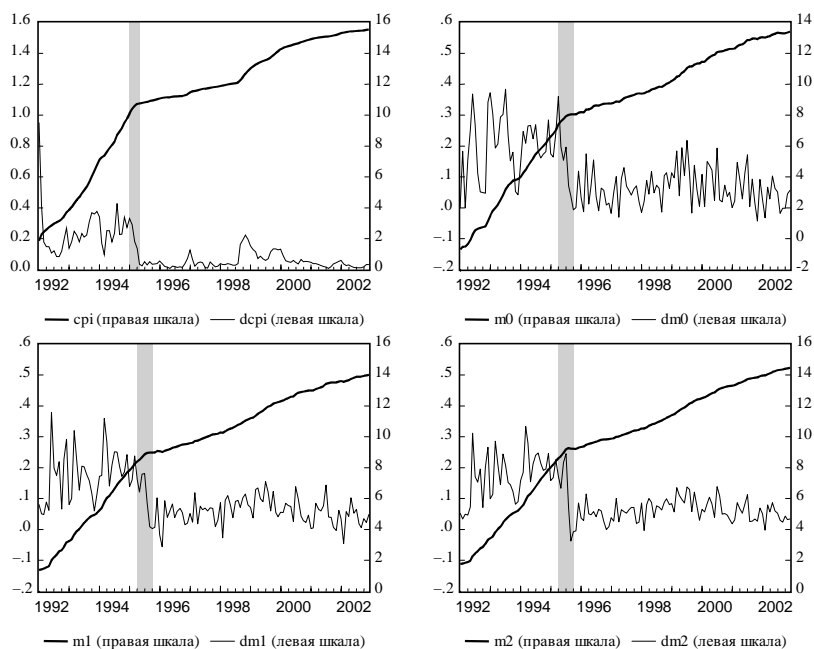
- индекс потребительских цен (CPI);
- денежный агрегат M0 (наличные деньги в обращении);
- денежный агрегат M1 (M0 + депозиты до востребования в белорусских рублях);
- денежный агрегат M2 (M1 + срочные депозиты и средства в ценных бумагах (кроме акций) в белорусских рублях).

Анализ осуществлялся за одиннадцатилетний период (1992–2002 гг.). При этом за основу были взяты месячные данные (132 месяца), однако в основной части исследования использовались квартальные данные (44 квартала), полученные из первых методом усреднения при помощи эконометрической программы Eviews 4.1. Аналогичный подход к трансформации месячных данных в квартальные был применен, например, в работе Golinelli, Pastorello (2001). Использование квартальных данных было мотивировано следующими двумя обстоятельствами. Во-первых, получить хорошо специфицированные модели на основе месячных данных достаточно сложно, поэтому, как правило, приходится использовать большое количество фиктивных переменных. Это может вносить элемент неопределенности в полученные результаты. Квартальные данные являются более сглаженными и в нашем случае требуют использования минимального количества фиктивных переменных. Во-вторых, одна из основных задач исследования – это анализ связи между различными денежными агрегатами и индексом потребительских цен в долгосрочном периоде посредством коинтеграционного анализа, но в данном случае общая длина выборки более важна, чем частота наблюдений (Otero, Smith (2000)).

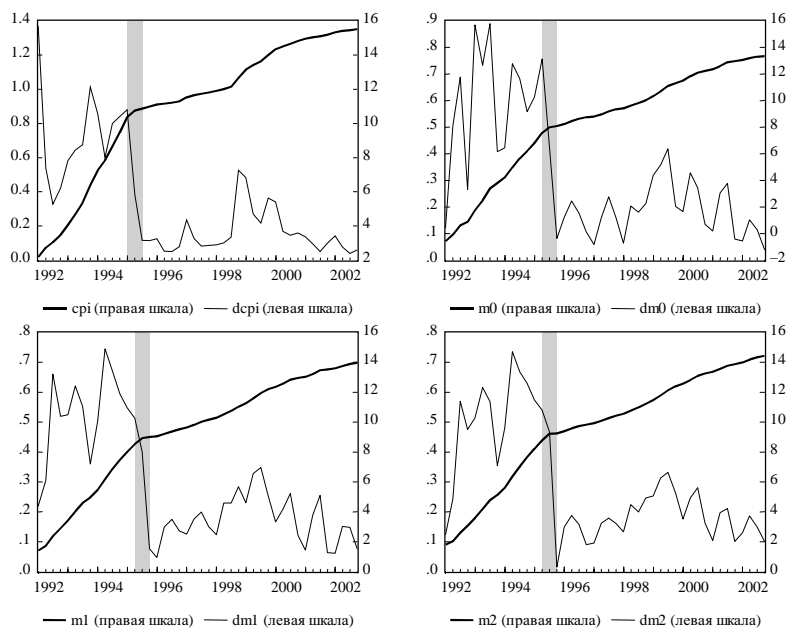
В коинтеграционном анализе достаточно часто используются короткие временные ряды (более подробно об этом см. в Пелипась (2001)). Здесь лишь отметим, что они могут быть весьма информативными, если на изучаемом временном интервале имеют место существенные изменения переменных. Более того, данные временные ряды по своему информационному содержанию могут превосходить более длинные ряды, где изменения переменных относительно невелики (Campos, Ericsson (1999)). Именно такая ситуация характерна для стран с переходной экономикой в целом и Беларуси в частности: временные ряды здесь весьма коротки, но информационное содержание каждого наблюдения относительно высоко.

Следует также сделать несколько предварительных замечаний по поводу используемых данных. Все исходные (месячные) временные ряды, характеризующие динамику денежных агрегатов, представляют собой средние за период значения соответствующих показателей. При анализе порядка интегрированности переменных использовались временные ряды с 1992 по 2002 гг. включительно. Во всех других случаях анализ осуществлялся за этот же период, однако фактическая выборка начиналась с 1991 г., что позволило при ограниченном количестве наблюдений максимально сохранить число степеней свободы.





**Рис. 2. Динамика индекса потребительских цен и денежных агрегатов: месячные данные (логарифмическая шкала, d – оператор разности  $\Delta$ )**



**Рис. 3. Динамика индекса потребительских цен и денежных агрегатов: квартальные данные (логарифмическая шкала, d – оператор разности  $\Delta$ )**

В данной работе все используемые временные ряды представлены в логарифмическом виде, где  $cpi = \ln CPI$ ,  $m0 = \ln M0$ ,  $m1 = \ln M1$ ,  $m2 = \ln M2$  – это логарифмические уровни рассматриваемых переменных, а  $\Delta cpi_t = cpi_t - cpi_{t-1}$ ,  $\Delta m0_t = m0_t - m0_{t-1}$ ,  $\Delta m1_t = m1_t - m1_{t-1}$ ,  $\Delta m2_t = m2_t - m2_{t-1}$  – первые логарифмические разности переменных, являющиеся аппроксимациями темпов прироста.

Изучаемые временные ряды представлены на рис. 2 и 3. Их характерная особенность – ярко выраженные структурные сдвиги, приходящиеся на первую половину 1995 г. (на соответствующих графиках предполагаемые периоды структурных сдвигов обозначены серой полосой). Такие структурные сдвиги необходимо учитывать при анализе порядка интегрированности временных рядов, используя подходящие для данного случая тесты на единичный корень.

## 3.2. Порядок интегрированности переменных

Определение порядка интегрированности изучаемых переменных – один из важнейших этапов данного исследования. Как показывают рис. 2 и 3, уровни переменных, безусловно, являются нестационарными, однако для первых разностей картина не столь очевидна. От порядка интегрированности переменных зависит весь ход дальнейшего анализа, поскольку исследование долгосрочных связей в рамках коинтеграционного анализа предполагает, что изучаемые переменные имеют одинаковый порядок интегрированности.

Можно предположить, что в нашем случае первые разности переменных являются стационарными и имеют порядок интегрированности  $I(0)$ , следовательно, уровни переменных будут иметь порядок интегрированности  $I(1)$ . Часто для формального анализа порядка интегрированности используется тест на единичный корень Дики–Фуллера. Как известно, данный тест имеет низкую мощность. Это означает, что высока вероятность ошибки II рода, когда принимается ложная нулевая гипотеза. Сказанное особенно актуально при определении порядка интегрированности первых разностей изучаемых переменных: существует опасность принятия нулевой гипотезы о наличии единичного корня, тогда как в действительности они могут быть стационарными.

Поэтому сначала мы использовали более мощный  $ADF_{GLS}$ -тест, который является модификацией теста Дики–Фуллера, где из анализируемых данных предварительно устраняется тренд при помощи обобщенного метода наименьших квадратов (GLS). Затем новые данные с устраненным трендом используются в обычном тесте Дики–Фуллера и проверяется нулевая гипотеза о наличии единичного корня. Если  $t-ADF_{GLS}$  является отрицательной величиной и превышает по модулю критическое значение на определенном уровне значимости, то нулевая гипотеза отвергается (более подробно см. Elliot, Rothenberg, and Stock (1996)). Результаты тестов представлены в табл. 1.

Полученные результаты дают некоторые основания полагать, что первые разности денежных агрегатов являются стационарными, по крайней мере при рассмотрении месячных данных. Что касается квартальных данных, то здесь ситуация более неопределенная: для первых разностей отдельных денежных агрегатов нулевая гипотеза о единичном корне не отвергается. Характерно, что и в том, и в другом случаях  $ADF_{GLS}$ -тесты свидетельствуют о нестационарности первых разностей индекса потребительских цен. Однако данный тест, хотя и имеет более высокую мощность, чем стандартный тест Дики–Фуллера, не учитывает возможных структурных сдвигов в динамике исследуемых переменных.

Существует несколько типов структурных сдвигов, однако, как видно из рис. 2 и 3, во всех случаях в первой половине 1995 г. мы наблюдаем изменение угла наклона кривых, отражающих динамику уровней переменных (излом тренда). В свою очередь, излом тренда означает изменение среднего для первых разностей переменных. Наличие структурного сдвига такого типа может приводить к принятию нулевой гипотезы о единичном корне, в то время как в действительности первые разности являются стационарными величинами при изменении их среднего уровня.

Таблица 1

## Тест на единичный корень без учета структурного сдвига

Переменные	Месячные данные		Квартальные данные	
	$t\text{-}ADF_{GLS}$		$t\text{-}ADF_{GLS}$	
	константа и тренд	константа	константа и тренд	константа
$cr1$	-1.003(4)	0.197(4)	-1.781(1)	-0.504(1)
$m0$	-0.211(1)	0.663(3)	-1.103(1)	-0.138(2)
$m1$	-0.970(3)	0.186(3)	-1.727(1)	-0.633(1)
$m2$	-1.113(3)	0.055(3)	-1.791(1)	-0.631(1)
$\Delta cr1$	-2.180(3)	-0.185(3)	-2.731(0)	-1.248(0)
$\Delta m0$	-2.260(2)*	-2.505(2)**	-3.645(0)**	-2.611(0)**
$\Delta m1$	-2.961(2)*	-2.534(2)**	-2.734(0)	-1.505(2)
$\Delta m2$	-2.505(2)	-2.209(2)**	-2.647(0)	-1.937(0)*

*Примечание:* здесь и далее \* и \*\* означают отклонение нулевой гипотезы на 10 и 5% уровнях значимости соответственно.  $ADF_{GLS}$ -тесты и соответствующие критические значения получены при помощи эконометрической программы Eviews 4.1. В скобках около значений тестов приведена оптимальная длина лага, выбранная при помощи информационного критерия Шварца (см. QMS (2002)). Максимальная длина лага для месячных данных составляла 6 месяцев, а для квартальных – 2 квартала.

Перрон (Perron (1990; 1992; 1997)) предложил соответствующие тесты на единичный корень, позволяющие учесть влияние данного структурного сдвига. Следует отметить, что такие тесты обычно используются применительно к уровням изучаемых показателей. Поскольку нас в первую очередь интересуют первые разности переменных, то предложенный Перроном подход к тестированию на единичный корень в условиях изменения среднего был несколько модифицирован применительно к поставленной задаче.

Суть используемого в данной работе подхода заключается в следующем. Сначала осуществляется тест на единичный корень для уровней изучаемых переменных с учетом излома тренда. При этом строится следующая регрессия:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \tilde{y}_t, \quad (1)$$

где  $y_t$  – уровень (логарифмический) переменной;  $\mu$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  – параметры регрессии; фиктивная переменная  $DT_t = 1(t > T_b)(t - T_b)$ , позволяющая учесть излом тренда;  $t$  – тренд;  $\tilde{y}_t$  – остатки регрессии. Точка структурного сдвига (излом тренда)  $T_b$  выбирается *эндогенно* таким образом, чтобы минимизировать значение  $t$ -статистики для  $\gamma$  в (1). При помощи регрессии (1) из временного ряда устраняется тренд, а полученные остатки затем используются в следующем тесте на единичный корень:

$$\Delta \tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где  $\Delta \tilde{y}_t = \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$ ;  $a$ ,  $c_i$  – параметры регрессии;  $k$  – количество лагов, включаемых в регрессию;  $\varepsilon_t$  – остатки регрессии. На основе регрессии (2) проверяется нулевая гипотеза о наличии единичного корня. Если  $t$ -ADF при коэффициенте  $\alpha$  является отрицательной величиной и превышает по модулю критическое значение на определенном уровне значимости, то нулевая гипотеза отвергается.

Поскольку излому тренда в уровне переменной соответствует изменение среднего ее первой разности, то определенная эндогенно точка структурного сдвига  $T_b$  может быть использована *экзогенно* в тесте на единичный корень для первой разности:

$$\Delta \Delta y_t = \mu + \gamma DU_t + \varphi D(TB)_t + \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где  $\Delta \Delta y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}$ ;  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ;  $\mu$ ,  $\gamma$ ,  $\varphi$ ,  $\alpha$ ,  $c_i$  – параметры регрессии; фиктивные переменные  $DU_t = 1(t > T_b)$  и  $D(TB)_t = 1(t = T_b + 1)$ ;  $k$  – количество лагов, включаемых в регрессию;  $T_b$  – точка структурного сдвига;  $\varepsilon_t$  – остатки регрессии. Данная регрессия посредством фиктивных переменных позволяет учесть изменение среднего и представляет собой так называемую модель с инновационным выбросом. Такая модель используется, когда структурный сдвиг происходит не моментально, что характерно для нашего случая. Проверка нулевой гипотезы осуществляется, как и в первом случае.

Такой подход представляется нам вполне логичным при тестировании на единичный корень первых разностей при наличии структурного сдвига, так как изменение среднего является производным от структурного сдвига (излома тренда) в уровнях переменных. Кроме того, определенная эндогенно на первом этапе анализа точка структурного сдвига позволяет на втором этапе использовать критические значения для экзогенно заданного структурного сдвига (их величины по модулю существенно ниже, чем для структурного сдвига, определяемого эндогенно), что при прочих равных условиях уменьшает

вероятность принятия ложной нулевой гипотезы и повышает мощность теста. Для проверки устойчивости результатов мы также использовали подход, предложенный Перроном (Perron (1992)), где в регрессии вида (3) точка структурного сдвига определяется эндогенно (выбор  $T_b$  осуществлялся путем минимизации  $t$ -статистики при коэффициенте  $\alpha$  в (3)).

Тесты на единичный корень, используемые в данной статье, весьма чувствительны к выбору длины лага в соответствующих регрессиях (Weber (2001)). В прикладных исследованиях используются различные методы определения длины лага в тестах на единичный корень: «от общего к частному» и «от частного к общему», а также информационные критерии (например, Акайка и Шварца). Различные подходы могут приводить к противоположным результатам, что вносит существенную неопределенность в процесс тестирования на единичный корень.

Однако следует отметить, что первоначальная мотивация включения дополнительных лагов в тест на единичный корень – это устранение автокорреляции остатков в соответствующей регрессии. В данной работе мы руководствовались именно этим критерием: длина лага в тестах на единичный корень выбиралась таким образом, чтобы обеспечить отсутствие автокорреляции остатков в регрессии. Формально это может быть представлено следующим образом:  $k_{opt} \equiv \{k \in K: J_i > J^* \forall i \in K, i < k \text{ и } J_k < J^*\}$ , где  $k_{opt}$  – оптимальная длина лага в тесте на единичный корень, обеспечивающая отсутствие автокорреляции остатков;  $k$  выбирается из некоторого набора целых чисел  $K$ ;  $J$  – статистика для нулевой гипотезы об отсутствии автокорреляции остатков;  $J^*$  – критические значения данной статистики при определенном уровне значимости. В результате выбирается минимальная длина лага, устраняющая автокорреляцию остатков.

Результаты тестов на единичный корень с учетом структурных сдвигов представлены в табл. 2. В первой части таблицы приведены результаты тестов, полученных на основе описанного выше подхода, когда точка структурного сдвига  $T_b$  выбирается эндогенно для уровней и экзогенно для первых разностей изучаемых переменных. Как видим, нулевая гипотеза о наличии единичного корня в уровнях переменных не может быть отвергнута. В то же время нулевая гипотеза о наличии единичного корня в первых разностях рассматриваемых переменных отвергается на 1% уровне значимости и для месячных, и для квартальных данных. Во второй части таблицы приведены результаты тестов при эндогенном выборе точки структурного сдвига для первых разностей. Несмотря на небольшие различия в выборе  $T_b$ , тесты дают аналогичные результаты. Таким образом, можно сделать вывод, что первые разности денежных агрегатов  $m_0$ ,  $m_1$  и  $m_2$ , а также индекса потребительских цен, характеризующие уровень инфляции, являются стационарными величинами с изменяющимся средним и имеют порядок интегрированности  $I(0)$ . Следовательно, уровни всех исследуемых переменных имеют порядок интегрированности  $I(1)$ , что позволяет использовать коинтеграционный анализ при исследовании долгосрочной связи между различными денежными агрегатами и индексом потребительских цен.

Таблица 2

**Тест на единичный корень с учетом структурного сдвига**

Переменные	Месячные данные			Квартальные данные		
	$T_b$	$t$ -ADF	AR 1-7 ( $p$ -значение)	$T_b$	$t$ -ADF	AR 1-3 ( $p$ -значение)
(1) $T_b$ выбирается эндогенно для уровней и экзогенно для первых разностей						
$срi$	1995:03	-2.327(4)	0.3016	1995:1	-3.329(1)	0.0739
$m0$	1995:05	-2.838(1)	0.3070	1995:2	-2.179(0)	0.7193
$m1$	1995:05	-1.920(3)	0.3025	1995:2	-1.703(0)	0.0557
$m2$	1995:05	-2.119(3)	0.3761	1995:2	-1.948(1)	0.5007
$\Delta срi$	1995:03	-4.795(3)***	0.6441	1995:1	-4.341(1)***	0.1638
$\Delta m0$	1995:05	-8.897(0)***	0.5126	1995:2	-6.870(0)***	0.6636
$\Delta m1$	1995:05	-6.222(4)***	0.1112	1995:2	-5.523(0)***	0.3027
$\Delta m2$	1995:05	-6.480(4)***	0.2429	1995:2	-6.122(0)***	0.6573
(2) $T_b$ выбирается эндогенно для первых разностей						
$\Delta срi$	1994:12	-5.717(3)***	0.2864	1994:4	-6.230(1)***	0.3312
$\Delta m0$	1995:02	-8.215(0)***	0.1002	1995:1	-7.099(0)***	0.3458
$\Delta m1$	1995:06	-6.254(1)***	0.1962	1995:2	-5.523(0)***	0.3027
$\Delta m2$	1995:06	-7.730(3)***	0.1231	1995:2	-6.122(0)***	0.6573

*Примечание:* здесь и далее \*\*\* означает отклонение нулевой гипотезы на 1% уровне значимости.  $T_b$  – точка структурного сдвига. Критические значения для первой части таблицы: для уровней переменных они равны -4.44 и -5.26 на 5 и 1% уровнях значимости соответственно (Petron (1997)), для первых разностей переменных в случае месячных (квартальных) данных при  $\lambda = T_b/T = 0.3$  они равны -3.33 (-3.39) и -4.05 (-4.14) на 5 и 1% уровнях значимости соответственно (Petron (1990)). Критические значения для второй части таблицы: в случае месячных (квартальных) данных они равны -5.33 (-5.51) и -4.58 (-4.76) на 5 и 1% уровнях значимости соответственно (Petron (1992)). В скобках около значений тестов приведена оптимальная длина лага, выбранная таким образом, чтобы устранить автокорреляцию остатков в соответствующих тестах. AR 1-7 (1-3) – F-тест на автокорреляцию остатков 1- $n$ -го порядков,  $H_0$  – автокорреляция остатков отсутствует (см. Hendry, Doornik (2001)).

## 4. СВЯЗЬ «ДЕНЬГИ–ЦЕНЫ» В ДОЛГОСРОЧНОМ ПЕРИОДЕ: КОИНТЕГРАЦИОННЫЙ АНАЛИЗ

### 4.1. Выбор длины лага

Выбор длины лага имеет критическое значение для последующего анализа долгосрочных связей. В прикладных исследованиях для этих целей обычно используются различные информационные критерии или метод «от общего к частному». Однако проблема в нашем случае заключается в том, что при аккомодационной денежной политике сложно анализировать направленность связей как в долгосрочном, так и в краткосрочном периодах, основываясь лишь на формальных тестах при выборе длины лага в модели. Представим себе следующую ситуацию: рост денежного предложения ведет к повышению общего уровня цен, после чего денежные власти, приспосабливаясь к росту цен, увеличивают предложение денег. В результате мы можем оказаться в замкнутом круге. Рост денежной массы ведет к повышению цен, рост общего уровня цен сопровождается денежной экспансией и т. д. Понятно, что все это отразится в динамике соответствующих показателей при построении эконометрической модели. При этом вполне можно столкнуться с тем, что длина лага в модели,

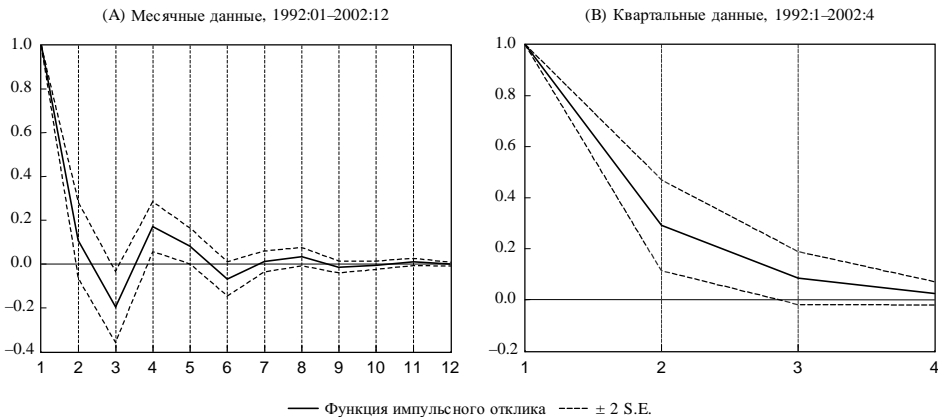
выбранная, скажем, методом «от общего к частному», превысит реальный лаг влияния одной переменной на другую.

В данном исследовании использован иной подход к выбору длины лага. Как было установлено ранее, инфляция в нашем случае является стационарной величиной с ненулевым средним (при этом имеет место его изменение). Это означает, что при некотором шоке (предположим, что он отражает влияние роста денежной массы) уровень инфляции всегда будет стремиться к некому среднему (равновесному) уровню. Время возвращения к этому уровню, очевидно, и есть тот временной период, в рамках которого следует проводить анализ связи между различными денежными агрегатами и индексом потребительских цен в долгосрочном периоде.

Для определения длины лага был использован тест на единичный корень (3), который применительно к  $\Delta cpi$  приобретает следующий вид:

$$\Delta cpi_t = \mu + \gamma DU_t + \varphi D(TB)_t - \alpha \Delta cpi_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta cpi_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Данное уравнение представляет собой своеобразную модель с механизмом корректировки равновесия для одной переменной. Такая корректировка будет иметь место, если коэффициент  $\alpha$  является отрицательной и статистически значимой величиной. Это было подтверждено в ходе тестирования на единичный корень. На основе (4) для месячных и квартальных данных рассчитывались функции импульсного отклика, характеризующие время возвращения переменной на равновесную траекторию при единичном шоке (спецификации моделей в точности соответствует тем, что использовались в тестах на единичный корень). Полученные функции импульсного отклика и соответствующие доверительные интервалы ( $\pm 2$  S.E. (стандартных ошибки)) представлены на рис. 3.



**Рис. 4.** Время восстановления равновесного уровня инфляции при единичном шоке

Как видим, для месячных данных последняя статистически значимая величина функции импульсного отклика соответствует пятому месяцу, для квар-

тальных данных она находится между вторым и третьим кварталами. Таким образом, равновесие восстанавливается примерно за два квартала. Учитывая, что в данном случае речь идет об уровне инфляции, при моделировании уровня цен необходимо прибавить еще один лаг. Следовательно, при моделировании долгосрочных связей между различными денежными агрегатами и индексом потребительских цен на основе квартальных данных целесообразно ограничиться длиной лага, равной трем. Такая длина лага, на наш взгляд, является оптимальной с точки зрения целей дальнейшего анализа.

#### 4.2. Тест Йохансена

Для анализа долгосрочных связей между индексом потребительских цен и отдельными денежными агрегатами был использован метод Йохансена (Johansen (1988; 1991; 1994); Johansen, Juselius (1990)). Тест Йохансена является многомерным и позволяет учесть взаимосвязи между исследуемыми переменными в рамках системы уравнений. При этом соответствующая векторная модель с механизмом корректировки равновесия имеет следующий вид:

$$\Delta X_t = \Phi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (5)$$

где  $X_t$  – вектор эндогенных переменных;  $D_t$  – детерминистический вектор (константа, тренд, сезонные фиктивные переменные и др.);  $\Phi$  – матрица коэффициентов для  $D_t$ ;  $\Delta$  – оператор разности;  $\Gamma_i$  – матрица коэффициентов, характеризующих краткосрочную динамику переменных;  $\varepsilon_t$  – вектор серийно некоррелированных стохастических ошибок. Количество коинтеграционных векторов равно рангу матрицы  $\alpha \beta'$ , при этом  $\beta'$  – матрица коинтеграционных векторов, характеризующих долгосрочные связи между переменными,  $\alpha$  – матрица коэффициентов обратной связи, характеризующих скорость восстановления равновесного состояния системы. Ранг матрицы и, соответственно, количество коинтеграционных векторов определяются при помощи статистики следа  $LR(\text{trace}) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i)$ , где  $\lambda_i$  – собственное значение ( $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_k$ ),  $T$  – количество наблюдений. Нулевая гипотеза  $H_0$ :  $r$  – существует максимум  $r$  коинтеграционных векторов; альтернативная гипотеза  $H_1$ :  $\geq r + 1$ . Если величина  $LR(\text{trace})$  статистически значима, нулевая гипотеза отвергается.

Модель (5) использовалась для всех изучаемых денежных агрегатов ( $m0$ ,  $m1$ ,  $m2$ ). Как уже было сказано ранее, длина лага  $k$  в векторной авторегрессии (VAR) для уровней переменных была равна 3. В моделях для  $m1$  и  $m2$  константа была включена в VAR, а тренд – в коинтеграционное пространство. Такая спецификация обусловлена тем, что изучаемые переменные имеют тренд, а гипотеза о равенстве нулю коэффициентов при тренде в коинтеграционных векторах отвергается на 1% уровне значимости ( $\chi^2(1) = 13.839[0.0002]$  для модели с  $m1$  и  $\chi^2(1) = 17.851[0.0000]$  для модели с  $m2$ ). Напротив, для модели с  $m0$  коэффициент при тренде оказывается статистически незначимым на 5% уровне ( $\chi^2(1) = 3.328[0.0681]$ ). При использовании бутстрап-метода соответствующее  $p$ -значение равно 0.162, то есть гипотеза о равенстве нулю



коэффициента при тренде не отвергается. Учитывая, что данные имеют тренд, для модели с  $m0$  выбрана спецификация с константой, включенной в VAR.

В верхней части табл. 3 представлены результаты тестов на наличие коинтеграции между индексом потребительских цен и денежными агрегатами. Поскольку мы имеем дело с малой выборкой (44 наблюдения), наряду с асимптотическими  $p$ -значениями использовались значения, полученные при помощи бутстрап-метода для исследуемой выборки. Для простоты количество псевдо-выборок при бутстрапировании было ограничено 1000 (более подробно об этом см. Bruggeman, Donati, and Warne (2003)). Кроме того, при расчете статистики следа применялась корректировка Бартлетта для малых выборок (Johansen (2002)). Все это должно было повысить надежность статистических выводов при использовании малой выборки.

Как показывают результаты анализа, гипотеза о наличии коинтеграции между индексом потребительских цен и всеми изучаемыми денежными агрегатами не может быть отвергнута, причем использование корректировки Бартлетта и бутстрапирования дает аналогичные результаты: в частности,  $H_0: r = 0$  при использовании корректировки Бартлетта и  $p$ -значениях, полученных посредством бутстрапирования, отклоняется на 1% уровне значимости для моделей с  $m1$  и  $m2$ , а для модели с  $m0$  – на 5% уровне. Таким образом, между индексом потребительских цен и денежными агрегатами  $m0$ ,  $m1$  и  $m2$  существует долгосрочная связь.

Таблица 3

## Результаты коинтеграционного анализа

(1) Тест на наличие коинтеграции							
Нулевая гипотеза, $H_0$	Собственное значение	$LR(trace)$	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап	$LR(trace)$ с корректировкой Бартлетта	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап
<i>срi</i> , $m0$ (лаг = 3, константа в VAR)							
$r = 0$	0.4348	28.06	0.0004	0.0040	17.06	0.0289	0.0210
$r \leq 1$	0.0649	2.95	0.0859	0.3330	1.96	0.1616	0.3350
<i>срi</i> , $m1$ (лаг = 3, константа в VAR, тренд в коинтеграционном пространстве)							
$r = 0$	0.6131	47.60	0.0000	0.0010	28.42	0.0236	0.0080
$r \leq 1$	0.1239	5.82	0.4833	0.7070	2.99	0.8780	0.7840
<i>срi</i> , $m2$ (лаг = 3, константа в VAR, тренд в коинтеграционном пространстве)							
$r = 0$	0.6739	60.05	0.0000	0.0010	33.80	0.0042	0.0060
$r \leq 1$	0.2166	10.74	0.0974	0.2260	5.39	0.5415	0.3380
(2) Коинтеграционные векторы, тесты на значимость $\beta$ и $\alpha$ -параметров							
Переменные	Нормализованный коинтеграционный вектор, $\beta$	Тест на значимость $\beta$ -параметров, $p$ -значение в скобках		Коэффициенты обратной связи, $\alpha$		Тест на слабую экзогенность, $p$ -значение в скобках	
<i>срi</i>	1.0000	10.502 [0.0012]		-0.358		21.781 [0.0000]	
$m0$	-0.9335	8.665 [0.0032]		-0.035		0.481 [0.4880]	
<i>срi</i>	1.0000	23.161 [0.0000]		-0.949		35.799 [0.0000]	
$m1$	-1.3400	20.474 [0.0000]		-0.070		1.173 [0.2788]	
<i>trend</i>	0.0762	13.839 [0.0002]					
<i>срi</i>	1.0000	26.889 [0.0000]		-0.991		30.740 [0.0000]	
$m2$	-1.3991	24.114 [0.0000]		0.079		1.190 [0.2754]	
<i>trend</i>	0.0894	17.851 [0.0000]					

Примечание: в первой части таблицы расчеты выполнены при помощи эконометрических программ Structural VAR, версия 0.20 (<http://texlips.hypermart.net/warne/code.html>), во второй – при помощи PcGive 10.3 (Doornik, Hendry (2001)).

Тесты на слабую экзогенность, представленные в нижней части табл. 3, показывают, что во всех моделях с высокой степенью статистической достоверности денежные агрегаты являются слабо экзогенными переменными. Это четко указывает на направленность связи между изучаемыми переменными в долгосрочном периоде: денежные агрегаты оказывают влияние на индекс потребительских цен. Гипотеза о наличии влияния в противоположном направлении в рамках нашего анализа не подтверждается.

Параметры долгосрочной связи статистически значимы во всех коинтеграционных векторах. На основе коинтеграционных векторов, представленных в табл. 3, получаем следующие механизмы корректировки равновесия:

$$\begin{aligned} EqCM0_i &= cpi_i - 0.9335m0; \\ EqCM1_i &= cpi_i - 1.34m1 + 0.0762trend; \\ EqCM2_i &= cpi_i - 1.3991m2 + 0.0894trend. \end{aligned}$$

Данные механизмы корректировки равновесия в последующем будут использованы в каузальном анализе и при построении индикаторных моделей инфляции.

Большое значение имеет стабильность выявленных долгосрочных связей на всем изучаемом временном интервале. Обычно для оценки стабильности используются неформальные тесты в виде графиков соответствующих рекурсивных тестов. Данные графики являются важным диагностическим средством, однако следует учитывать, что они представляют собой лишь отдельные точечные оценки. В данном исследовании для оценки стабильности результатов коинтеграционного анализа был использован набор формальных тестов, предложенных Хансеном и Йохансеном (Hansen, Johansen (1999)). В частности, применялись следующие тесты: 1)  $\sup_{i \in T} \tau_{i|T}(\lambda_i)$  – флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений; 2)  $\sup_{i \in T} Q_T^i(i)$  и  $\text{mean}_{i \in T} Q_T^i(i)$  – супремум и средний тест на стабильность параметров долгосрочной связи  $\beta$  соответственно; 3) флуктуационный тест на стабильность параметров  $\Phi$ ,  $\Gamma_1$ ,  $\alpha$  в модели (5) – S(6). Тесты 1) и 2) рассчитывались в двух вариантах: при фиксированных параметрах  $\Phi$  и  $\Gamma_1$  в (5) и при рекурсивной переоценке этих параметров (см. Brüggeman, Donati, and Warne (2003)). При расчетах резервировалось 40% первоначальных значений выборки. Результаты тестирования с асимптотическими и бутстраповскими  $p$ -значениями приведены в табл. 4.

Как видим, гипотеза о стабильности ненулевых собственных значений не отвергается ни для одной из моделей. Это означает, что вывод о наличии коинтеграции между индексом потребительских цен и денежными агрегатами подтверждается в рамках всей выборки. Параметры долгосрочной связи согласно двум используемым тестам (супремум и средний) также являются стабильными. Кроме того, не отвергается гипотеза о стабильности параметров  $\Phi$ ,  $\Gamma_1$  и  $\alpha$  в модели (5). Следовательно, полученные результаты о наличии долгосрочной связи между индексом потребительских цен и денежными агрегатами  $m0$ ,  $m1$  и  $m2$ , а также направленности этой связи от денежной массы к уровню цен характеризуются стабильностью в рамках исследуемого периода и являются вполне надежными.

Таблица 4

Тесты на стабильность результатов коинтеграционного анализа

(1) Флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений						
Модель (собственное значение, $\lambda$ )	Параметры $\Phi$ и $\Gamma_1$ фиксированы для выборки в целом			Параметры $\Phi$ и $\Gamma_1$ рекурсивно переоцениваются		
	$\sup_{t \in T} \tau_{nr}(\lambda_i)$	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап	$\sup_{t \in T} \tau_{nr}(\lambda_i)$	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап
модель 1 ( $\lambda_1$ )	0.0724	1.000	0.945	0.0811	1.000	0.947
модель 2 ( $\lambda_1$ )	0.1243	1.000	0.956	0.1859	1.000	0.910
модель 3 ( $\lambda_1$ )	0.1159	1.000	0.971	0.1096	1.000	0.981

(2a) Тест (супремум) на стабильность параметров долгосрочной связи ( $\beta$ )						
Модель	Параметры $\Phi$ и $\Gamma_1$ фиксированы для выборки в целом			Параметры $\Phi$ и $\Gamma_1$ рекурсивно переоцениваются		
	$\sup_{t \in T} Q_T^l(i)$	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап	$\sup_{t \in T} Q_T^l(i)$	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап
модель 1	0.1427	0.991	0.777	0.3058	0.842	0.766
модель 2	0.3374	0.961	0.775	0.5488	0.821	0.712
модель 3	0.4714	0.878	0.593	0.7753	0.561	0.515

(2b) Тест (средний) на стабильность параметров долгосрочной связи ( $\beta$ )						
Модель	Параметры $\Phi$ и $\Gamma_1$ фиксированы для выборки в целом			Параметры $\Phi$ и $\Gamma_1$ рекурсивно переоцениваются		
	$\text{mean}_{t \in T} Q_T^l(i)$	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап	$\text{mean}_{t \in T} Q_T^l(i)$	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап
модель 1	0.0425	0.893	0.659	0.0944	0.604	0.596
модель 2	0.1207	0.842	0.650	0.2172	0.559	0.450
модель 3	0.2049	0.596	0.325	0.2625	0.447	0.339

(3) Флуктуационный тест на стабильность параметров $\Phi, \Gamma_1, \alpha$				
Модель	Уравнение	S(6)	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрап
модель 1	$cr1$	0.4926	1.000	1.000
	$m0$	0.5247	1.000	0.996
модель 2	$cr1$	0.4641	1.000	1.000
	$m1$	0.6465	1.000	0.973
модель 3	$cr1$	0.3965	1.000	1.000
	$m2$	0.5877	1.000	0.980

Примечание: все расчеты выполнены при помощи эконометрической программы Structural VAR, версия 0.20.

4.3. Тест Песарана–Смита–Шина

Для дальнейшей проверки гипотезы о наличии долгосрочной связи между индексом потребительских цен и отдельными денежными агрегатами и влиянии денежной массы на уровень цен в долгосрочном периоде был использован интервальный тест Песарана–Смита–Шина (Pesaran, Pesaran (1997); Pesaran, Shin, and Smith (2001)). В основу данного теста положены следующие регрессии:

$$\Delta y_t = \mu_y + \beta_y t + \gamma_{1y} y_{t-1} + \gamma_{2y} x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \psi_{iy} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_{iy} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{ty}; \quad (6)$$

$$\Delta x_t = \mu_x + \beta_x t + \gamma_{1x} y_{t-1} + \gamma_{2x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \psi_{ix} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_{ix} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{tx}. \quad (7)$$

Тест на наличие долгосрочной связи между переменными состоит в проверке совместной гипотезы о равенстве нулю коэффициентов при переменных  $y_{t-1}$  и  $x_{t-1}$  в (6) и (7) при помощи  $F$ -теста. Если нулевая гипотеза отвергается, между переменными существует долгосрочная связь. Кроме того, такое тестирование для всех потенциально эндогенных переменных позволяет в результате определить так называемые влияющие переменные и, следовательно, выявить направленность долгосрочной связи (отметим, что такой подход особенно удобен в нашем случае с двумя переменными и одной долгосрочной зависимостью).

Таблица 5

**Тест на наличие и направленность долгосрочной связи**

Модель	$F_y(y x)$		$F_x(x y)$	
	$H_0 : \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = 0$	$H_0 : \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = 0, \beta_y = 0$	$H_0 : \gamma_{1x} = \gamma_{2x} = 0$	$H_0 : \gamma_{1x} = \gamma_{2x} = 0, \beta_x = 0$
$cri \leftrightarrow m0$	13.955	–	1.501	–
$cri \leftrightarrow m1$	–	18.902	–	2.068
$cri \leftrightarrow m2$	–	18.803	–	3.737
$F_c(0.05)$	[4.94, 5.73]	[4.68, 5.15]	[4.94, 5.73]	[4.68, 5.15]
$F_c(0.01)$	[6.84, 7.84]	[6.10, 6.73]	[6.84, 7.84]	[6.10, 6.73]

*Примечание:* критические значения взяты из Pesaran, Shin, and Smith (2001).

Пусть  $y_t$  – это индекс потребительских цен, а  $x_t$  – используется для обозначения  $m0$ ,  $m1$  и  $m2$  соответственно. Тогда тест  $F_y(y|x)$  на отсутствие долгосрочной связи между денежной массой и уровнем цен в уравнении цен сводится к проверке следующей совместной нулевой гипотезы:  $\gamma_{1y} = \gamma_{2y} = 0$ . Аналогичный тест в уравнении денег  $F_x(x|y)$  имеет вид  $\gamma_{1x} = \gamma_{2x} = 0$ . Чтобы обеспечить сопоставимость с результатами теста Йохансена, лаг для первых разностей в регрессиях (6) и (7) был равен 2. Кроме того, для модели с  $m1$  и  $m2$  при тестировании учитывалось ограничение на тренд (по аналогии с тестом Йохансена он включен в долгосрочную зависимость), и совместные гипотезы расширялись за счет тестов  $\beta_y = 0$  в (6) и  $\beta_x = 0$  в (7). Гипотеза об отсутствии долгосрочной связи между переменными отвергается, если фактические значения  $F$ -теста превышают наибольшее значение критического диапазона.

Полученные результаты приведены в табл. 5. Тесты Песарана–Смита–Шина полностью согласуются с полученными ранее результатами. Между индексом потребительских цен и денежными агрегатами  $m0$ ,  $m1$  и  $m2$  имеет место долгосрочная связь. Во всех трех случаях эта связь однонаправленная: денежные агрегаты влияют на уровень цен в долгосрочном периоде, то есть являются влияющей переменной. Обратной связи в рамках данного теста установлено не было.

Таким образом, коинтеграционный тест Йохансена и тест на наличие долгосрочной связи Песарана–Смита–Шина с высокой степенью статистической достоверности подтверждают гипотезу о монетарной природе инфляции в Беларуси: в долгосрочном периоде изменение цен обуславливается динамикой денежной массы.

## 5. КАУЗАЛЬНЫЕ ТЕСТЫ

### 5.1. Тест Грэйнджера

В данном разделе исследуются каузальные связи между переменными при помощи теста Грэйнджера. Поскольку ранее было установлено, что индекс цен и различные денежные агрегаты коинтегрированы, то соответствующий каузальный тест приобретает вид векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega'_1 \\ \omega'_2 \end{bmatrix} \mathbf{D}_t + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (EqCM)_{t-1} + \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^k \phi_{11j} \sum_{j=1}^k \phi_{12j} \\ \sum_{j=1}^k \phi_{21j} \sum_{j=1}^k \phi_{22j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-j} \\ \Delta x_{t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

В (8) помимо константы и лаговых значений первых разностей переменных включены механизм корректировки равновесия  $EqCM$ , взятый с лагом 1, и вектор фиктивных переменных  $\mathbf{D}$ .

В рамках данной модели открывается возможность анализа двух каналов каузальности по Грэйнджеру: во-первых, краткосрочной каузальности через лаговые значения первых разностей переменных, во-вторых, долгосрочной каузальности через механизм корректировки равновесия. В частности, с помощью стандартного  $F$  или  $\chi^2$ -теста проверяются совместные гипотезы:  $H_0^1: \phi_{12j} = 0, (j = 1, 2, \dots, k)$  и  $H_0^2: \phi_{21j} = 0, (j = 1, 2, \dots, k)$ . Если  $H_0^1$  отвергается, то  $\Delta x_{t-y}$  является каузальной переменной по отношению к  $\Delta y_t$ , то есть между  $x$  и  $y$  в краткосрочном периоде существует связь вида  $x \rightarrow y$ . В случае, когда  $H_0^2$  отвергается, в краткосрочном периоде имеет место связь вида  $y \rightarrow x$ . Если обе гипотезы не могут быть отвергнуты, то между рассматриваемыми переменными в краткосрочном периоде существует взаимосвязь, то есть  $x \leftrightarrow y$ . Когда нулевые гипотезы не отвергаются, краткосрочная каузальная связь между переменными отсутствует. Долгосрочный аспект связи анализируется при помощи стандартной  $t$ -статистики при коэффициенте  $\alpha$ . При этом отрицательный и значимый коэффициент при переменной, характеризующей механизм корректировки ошибки, свидетельствует о наличии долгосрочной связи между переменными.

При осуществлении тестов Грэйнджера использовался механизм корректировки равновесия, полученный в рамках коинтеграционного теста Йохансена. Кроме того, данный тест представлял собой векторную авторегрессию с асимметричными лагами (такой подход используется, например, в Masih, Masih (1998)). На первом этапе в модель (8) были включены первые разности переменных с лагом 2, что согласуется с тремя лагами для уровней переменных, механизм корректировки равновесия  $EqCM$ , взятый с лагом 1, константа, а также одна импульсная фиктивная переменная, учитывающая влияние либерализации цен в первом квартале 1992 г. Затем исходная модель усека-

лась таким образом, чтобы минимизировать конечную ошибку предсказания Акайка, при этом механизм корректировки равновесия оставался в обоих уравнениях системы. Полученная в результате система уравнений использовалась для осуществления тестов Грэйнджера. Результаты представлены в табл. 6.

Таблица 6

**Тесты Грэйнджера на основе векторной модели с механизмом корректировки равновесия**

Зависимая переменная	Краткосрочная каузальность, тест Вальда $\chi^2(2)$		Долгосрочная каузальность, <i>t</i> -статистика
	$\Delta cpi$	$\Delta m0$	$EqCM0_{t-1}$
$\Delta cpi$	–	17.201[0.000]	–2.720[0.010]
$\Delta m0$	32.577[0.000]	–	–0.592[0.557]
	$\Delta cpi$	$\Delta m1$	$EqCM1_{t-1}$
$\Delta cpi$	–	19.730[0.000]	–4.200[0.000]
$\Delta m1$	31.295[0.000]	–	–0.950[0.348]
	$\Delta cpi$	$\Delta m2$	$EqCM2_{t-1}$
$\Delta cpi$	–	25.489[0.000]	–3.280[0.002]
$\Delta m2$	11.530[0.000]	–	1.490[0.144]

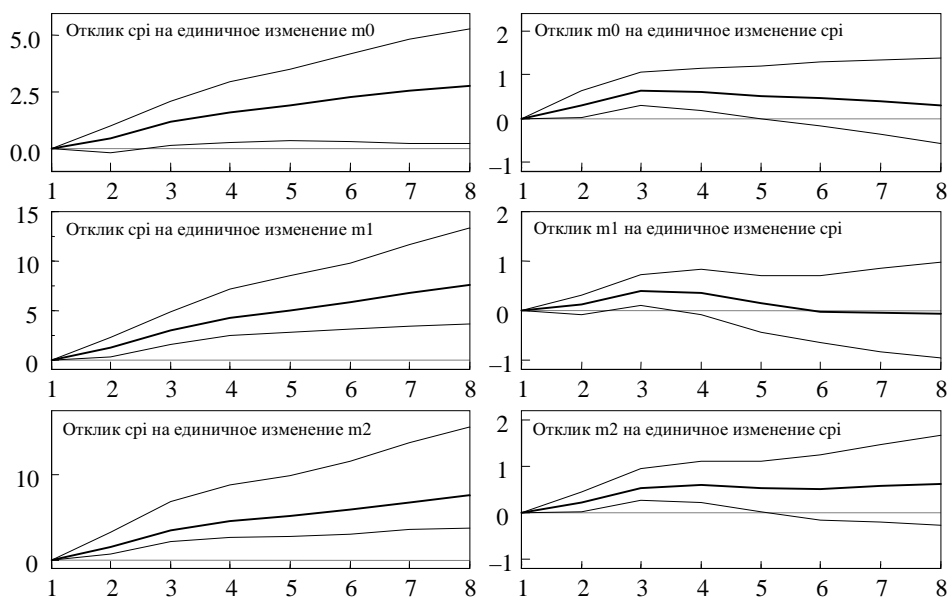
*Примечание:* в квадратных скобках приведены соответствующие *p*-значения.

Тесты Грэйнджера согласуются с результатами тестов на слабую экзогенность в рамках коинтеграционного анализа. Коэффициенты при механизмах корректировки равновесия значимы на 1% уровне во всех уравнениях для  $\Delta cpi$ . Как уже отмечалось ранее, это свидетельствует о влиянии изменения денежной массы на динамику цен в долгосрочном периоде и о существовании корректировочного механизма, возвращающего цены на равновесную траекторию при соответствующих отклонениях. В свою очередь, коэффициенты при механизмах корректировки равновесия статистически незначимы в уравнениях для денежных агрегатов. Что касается краткосрочного периода, то между индексом цен и денежными агрегатами имеет место двусторонняя связь: с одной стороны, прирост денежной массы ведет к росту уровня инфляции, с другой стороны, повышение инфляции сопровождается ростом денежного предложения. Такая взаимосвязанная динамика является, на наш взгляд, следствием аккомодационной монетарной политики и не означает, что повышение цен само по себе является фактором роста денежного предложения. Таким образом, гипотеза о сильной экзогенности денег не нашла своего подтверждения. Следовательно, при прогнозировании инфляции, возможно, потребуется использование системы уравнений, позволяющих учесть взаимосвязь между ценами и деньгами в краткосрочном периоде.

**5.2. Функция импульсного отклика и разложение вариации**

Тесты Грэйнджера являются внутривыборочными. Они характеризуют уже сложившиеся связи между переменными и не дают информации о поведении этих переменных за пределами выборки. Оценка каузальных связей за преде-

лами выборки может быть осуществлена при помощи функции импульсного отклика и разложения вариации ошибки прогноза. И в том, и в другом случаях в основе анализа лежит векторная авторегрессия с механизмом корректировки равновесия вида (5). На ее основе осуществляется динамическая имитация внешнего шока (импульса) в отношении каждой из эндогенных переменных, а затем анализируется реакция системы на этот импульс. Допустим, исследуется эффект денежного импульса на индекс потребительских цен. Предположим при этом, что в период времени  $t = 0$  все переменные равны 0, после чего исследуемый денежный агрегат возрастает, например, на одну единицу. После этого единичного импульса мы можем проследить реакцию всех переменных модели за определенный период времени. Соответствующие расчеты были выполнены при помощи эконометрических программ JMulTi, 2.65 beta (Benkwitz, Kratzig, <http://www.jmulti.de>) и Gauss 3.2. Полученные результаты отражены на рис. 5, где наряду с функциями импульсного отклика представлены 99%-е доверительные интервалы, полученные при помощи бутстрап-метода (использовались процентиля Холла, количество псевдо-выборок при бутстрапировании было равно 2000).



**Рис. 5. Функции импульсного отклика**

Как следует из рис. 5, единичный шок всех трех денежных агрегатов оказывает статистически значимое долгосрочное влияние на индекс потребительских цен. В то же время единичный шок индекса потребительских цен имеет краткосрочный эффект для динамики денежных агрегатов: статистически значимое влияние наблюдается между 2 и 4 кварталами для различных денеж-

ных агрегатов. Следует отметить, что для  $m1$  такое влияние практически отсутствует.

Аналогичные результаты дает и разложение вариации ошибки прогноза (табл. 7). Через восемь кварталов после единичного шока соответствующих денежных агрегатов подавляющая часть вариации индекса потребительских цен объясняется монетарным фактором (77% для  $m0$ , 97% для  $m1$  и 95% для  $m2$ ). Причем влияние денежных агрегатов на индекс потребительских цен со временем возрастает. В то же время вариация ошибки прогноза отдельных денежных агрегатов обусловлена, главным образом, вариацией самих денежных агрегатов. Влияние индекса потребительских цен в этом случае незначительно.

Таблица 7

**Разложение вариации ошибки прогноза**

Кварталы	% вариации ошибки прогноза, объясняемый шоком следующего переменных					
	<i>m0</i>		<i>m1</i>		<i>m2</i>	
	<i>срi</i>	<i>m0</i>	<i>срi</i>	<i>m1</i>	<i>срi</i>	<i>m2</i>
	разложение вариации <i>m0</i>		разложение вариации <i>m1</i>		разложение вариации <i>m2</i>	
1	0	100	0	100	0	100
2	6	94	1	99	4	96
3	16	84	6	94	11	89
4	16	84	6	94	11	89
5	14	86	6	97	8	92
6	11	89	2	98	6	94
7	9	91	1	99	5	95
8	7	93	1	99	5	95
	разложение вариации <i>срi</i>		разложение вариации <i>срi</i>		разложение вариации <i>срi</i>	
1	100	0	95	5	78	22
2	96	4	66	34	44	56
3	77	23	30	70	21	79
4	60	40	15	85	12	88
5	48	52	9	90	9	91
6	38	62	6	94	8	92
7	30	70	4	96	6	94
8	23	77	3	97	5	95

Результаты вневыборочных каузальных тестов на основе функции импульсного отклика и разложения вариации ошибки прогноза дают еще более четкую картину, чем внутривыборочные тесты Грэйнджера. За пределами выборки динамика индекса цен определяется денежными шоками. Влияние изменения цен на динамику денежных агрегатов крайне незначительно и имеет место лишь в краткосрочном периоде. Таким образом, каузальные тесты также подтверждают гипотезу о монетарной природе инфляции в Беларуси и свидетельствуют о том, что изучаемые денежные агрегаты обладают существенным информационным содержанием относительно динамики индекса потребительских цен.

**6. ПРОГНОСТИЧЕСКИЕ ВОЗМОЖНОСТИ ИНДИКАТОРНЫХ МОДЕЛЕЙ ИНФЛЯЦИИ**

Как было показано выше, все изучаемые денежные агрегаты оказывают влияние на индекс потребительских цен в долгосрочном и краткосрочном пе-



риодах. В данном разделе мы попытаемся сравнить информационное содержание различных денежных агрегатов и оценить их прогностические возможности. Для этой цели рассмотрим так называемые индикаторные модели инфляции для каждого из денежных агрегатов. Отметим, в данном случае индикаторная модель инфляции представляет собой регрессию, где ее динамика объясняется лишь двумя переменными – одним из денежных агрегатов (лаговые значения и механизм корректировки равновесия) и лаговыми значениями самой зависимой переменной, которые характеризуют инерционность инфляции (инфляционные ожидания). Кроме того, такая модель при необходимости может включать в себя различные фиктивные переменные.

Исходным пунктом при построении индикаторных моделей инфляции была следующая спецификация:  $\Delta cpi_t$  с лагом 1 и 2,  $\Delta m0$  ( $\Delta m1$  или  $\Delta m2$ ), а также их значения с лагом 1 и 2,  $EqCM0$  ( $EqCM1$  или  $EqCM2$ ) с лагом 1, константа и фиктивная переменная  $D921$ , позволяющая учесть либерализацию цен в начале 1992 г. Затем при помощи метода «от общего к частному» при помощи эконометрической программы PcGets (Hendry, Krolzig (2001)), автоматизирующей процесс поиска конечной модели, были получены индикаторные модели инфляции, представленные в табл. 8.

Таблица 8

## Индикаторные модели инфляции

	$\Delta cpi_t = 0.500\Delta cpi_{t-1} + 0.388\Delta m0_{t-2} - 0.182EqCM0_{t-1} + 0.915D921 + 0.589$					
	(6.32)	(3.65)	(-3.13)	(5.30)	(3.05)	
<b>(A)</b>	<b>Диагностика:</b>					
	AR1–3: $F(3, 36) = 2.0976[0.1177]$ , ARCH1–3: $F(3, 33) = 0.6592[0.5830]$ ;					
	Normality: $\chi^2(2) = 5.9108[0.0521]$ ; Hetero: $F(7, 31) = 1.8580[0.1112]$ ;					
	Reset: $F(1, 38) = 2.6640[0.1109]$					
	$\Delta cpi_t = 0.482\Delta cpi_{t-1} + 0.434\Delta m1 + 0.332\Delta m1_{t-2} - 0.471EqCM1_{t-1} + 0.805D921 + 0.141$					
	(5.71) [3.88]	(3.36) [3.12]	(2.69) [2.03]	(-5.12) [-3.28]	(5.83) [5.88]	(2.73) [1.94]
<b>(B)</b>	<b>Диагностика:</b>					
	AR1–3: $F(3, 35) = 2.1587[0.1104]$ , ARCH1–3: $F(3, 32) = 3.7597[0.0203]$ ;					
	Normality: $\chi^2(2) = 0.9517[0.6214]$ ; Hetero: $F(9, 28) = 4.3749[0.0012]$ ;					
	Reset: $F(1, 37) = 0.5644[0.4572]$					
	$\Delta cpi_t = 0.569\Delta cpi_{t-1} + 0.751\Delta m2 + 0.292\Delta m2_{t-2} - 0.572EqCM2_{t-1} + 0.727D921 - 0.250$					
	(6.18) [4.21]	(4.47) [3.75]	(2.28) [1.91]	(-4.61) [-3.07]	(4.48) [4.27]	(-4.58) [-3.91]
<b>(C)</b>	<b>Диагностика:</b>					
	AR1–3: $F(3, 35) = 1.7147[0.1818]$ , ARCH1–3: $F(3, 32) = 2.2009[0.1071]$ ;					
	Normality: $\chi^2(2) = 4.3212[0.1153]$ ; Hetero: $F(9, 28) = 2.5807[0.0264]$ ;					
	Reset: $F(1, 37) = 0.0934[0.7616]$					

*Примечание:* здесь и далее в статье AR – тест на наличие автокорреляции остатков 1– $n$ -го порядков,  $H_0$ : автокорреляция остатков отсутствует; ARCH – тест на наличие ARCH-эффекта,  $H_0$ : ARCH-эффект отсутствует; Normality – тест на нормальность распределения остатков,  $H_0$ : остатки имеют нормальное распределение; Hetero – тест на наличие гетероскедастичности,  $H_0$ : гетероскедастичность отсутствует; Reset – тест на линейность,  $H_0$ : модель имеет линейную спецификацию (Hendry, Doornik (2001)). Рядом с условным обозначением теста указано его распределение с числом степеней свободы в скобках,  $p$ -значения приведены в квадратных скобках. В регрессиях в круглых скобках приведены стандартные  $t$ -статистики, в квадратных –  $t$ -статистики, состоятельные при гетероскедастичности.

Полученные модели, несмотря на свою простоту, неплохо специфицированы. Во всех случаях отсутствует автокорреляция остатков. В тех случаях, когда имела место гетероскедастичность остатков, использовались *t*-статистики, состоятельные при гетероскедастичности. Их использование не внесло принципиальных изменений в полученные результаты: все коэффициенты оказались статистически значимыми (в отдельных случаях на 10% уровне). Данные индикаторные модели инфляции были использованы для определения информационного содержания различных денежных агрегатов и их прогностических возможностей.

Информационное содержание денежных агрегатов оценивалось при помощи следующей формулы (Atta-Mensah (1995)):

$$I(cpi|m) = -0.5 \ln[(1 - R_*^2)/(1 - R^2)], \tag{9}$$

где  $I(cpi|m)$  – показатель информационного содержания денежного агрегата;  $R_*^2$  и  $R^2$  – соответственно коэффициенты детерминации в регрессии с денежными агрегатами (включая механизм корректировки равновесия) и без них.

При этом из полученных индикаторных моделей инфляции исключались монетарные переменные (денежные агрегаты и механизм корректировки равновесия), полученные в результате коэффициенты детерминации использовались для расчетов по формуле (9). Полученные показатели приведены в табл. 9. Как видим, наибольшим информационным содержанием в данном случае обладает денежный агрегат  $m1$ , а наименьшим –  $m0$ .

Таблица 9

**Информационное содержание и прогностические характеристики различных денежных агрегатов**

Денежные агрегаты	Показатель информационного содержания	Тест на устойчивость прогноза	Прогнозный тест Чоу	Среднеквадратическая ошибка прогноза
<i>m0</i>	0.253	0.702[0.9510]	0.144[0.9645]	0.0600
<i>m1</i>	0.518	0.450[0.9782]	0.094[0.9840]	0.0375
<i>m2</i>	0.430	1.350[0.8529]	0.293[0.8805]	0.0700

*Примечание:* в квадратных скобках приведены соответствующие *p*-значения.

Для оценки прогностических возможностей различных денежных агрегатов был осуществлен вневыборочный ретроспективный прогноз на 4 квартала. Его результаты также представлены в табл. 9. В принципе все индикаторные модели приемлемы с точки зрения тестов на устойчивость прогноза и прогнозного теста Чоу. Однако в модели с денежным агрегатом  $m1$  значения этих тестов существенно меньше, чем для  $m0$  и  $m2$ . Кроме того, среднеквадратическая ошибка прогноза в модели с  $m1$  на 42.5% ниже, чем в модели с  $m0$ , и на 46.4% ниже, чем в модели с  $m2$ . Следовательно, с точки зрения приведенных тестов денежный агрегат  $m1$  обладает наибольшим информационным содержанием и наилучшими прогностическими возможностями.

Дополнительную информацию дают так называемые охватывающие тесты, которые позволяют сравнить конкурирующие индикаторные модели инфляции с точки зрения их информативности. Если одна из моделей включает в себя информацию, содержащуюся в других, то считается, что она охватывает эти модели. В табл. 10. приведены результаты охватывающих тестов, позволяющих осуществить отбор между рассматриваемыми моделями по критерию информативности. Как следует из полученных результатов, индикаторная модель инфляции с денежным агрегатом  $m1$  по всем тестам охватывает соответствующую модель с  $m0$ . При этом индикаторная модель с  $m0$  не охватывает модель с  $m1$ . Аналогичным образом модель с  $m1$  охватывает модель с  $m2$ . Что касается индикаторной модели инфляции с  $m2$ , то согласно приведенным тестам она охватывает модель с  $m1$  только в двух случаях на 10% уровне значимости (практически можно сделать вывод, что модель с  $m1$  не охватывается моделью с  $m2$ ). В то же время модель с  $m2$  охватывает модель с  $m0$ , но не наоборот. Таким образом, можно сделать вывод, что наиболее информативной является индикаторная модель инфляции с денежным агрегатом  $m1$  и соответствующим механизмом корректировки равновесия. На втором месте по информативности стоит модель с  $m2$ , а замыкает ряд индикаторная модель с наиболее узким денежным агрегатом  $m0$ . Полученные результаты вполне логичны – наибольшим информационным содержанием обладает денежный агрегат  $m1$ , характеризующий наиболее активную часть денежной массы.

Поскольку в результате тестов Грэйнджера было установлено, что денежные агрегаты не являются сильно экзогенными переменными и в краткосрочном периоде между ними и индексом потребительских цен существует взаимосвязь, то при прогнозировании использование индикаторной модели инфляции на основе одного уравнения регрессии может приводить к ошибочным результатам (такая взаимосвязь должна найти свое отражение в системе уравнений).

Учитывая вышесказанное, для наиболее информативного денежного агрегата  $m1$  была построена система уравнений, учитывающая взаимосвязь между деньгами и ценами в краткосрочном периоде (табл. 11). Исходная модель была редуцирована при помощи метода «от общего к частному» с использованием эконометрической программы PcGets. При этом в модели учитывалось влияние как лаговых, так и текущих значений переменных. Тест максимального правдоподобия ( $LR$ -тест) ограничений сверхидентификации модели не отвергает гипотезу о приемлемости ее редуцирования. Полученная модель содержит информацию исходной модели, но является при этом более простой. Все коэффициенты имеют теоретически ожидаемые знаки. Проблема автокорреляции и гетероскедастичности решается путем использования состоятельных в данном случае  $t$ -статистик, что не оказывает принципиального влияния на результаты. Корреляции остатков регрессионных уравнений практически отсутствуют. Все это говорит в пользу того, что спецификация данной модели вполне удовлетворительна.

Таблица 10

**Охватывающие тесты**

Тесты	Нулевая гипотеза			
	Модель с $\Delta m_0$ охватывает модель с $\Delta m_1$		Модель с $\Delta m_1$ охватывает модель с $\Delta m_0$	
	распределение	тест	распределение	тест
Cox	$N(0,1)$	-7.859[0.0000]	$N(0,1)$	-0.118[0.9062]
Ericsson IV	$N(0,1)$	5.228[0.0000]	$N(0,1)$	0.109[0.9134]
Sargan	$\chi^2(3)$	16.056[0.0011]	$\chi^2(2)$	0.019[0.9907]
Joint model	$F(3,36)$	8.397[0.0002]	$F(3,36)$	0.009[0.9912]
Тесты	Модель с $\Delta m_1$ охватывает модель с $\Delta m_2$		Модель с $\Delta m_2$ охватывает модель с $\Delta m_1$	
	распределение	тест	распределение	тест
	Cox	$N(0,1)$	-0.130[0.8969]	$N(0,1)$
Ericsson IV	$N(0,1)$	0.120[0.9048]	$N(0,1)$	2.660[0.0078]
Sargan	$\chi^2(3)$	0.323[0.9556]	$\chi^2(3)$	6.382[0.0944]
Joint model	$F(3,35)$	0.100[0.9595]	$F(3,35)$	2.355[0.0887]
Тесты	Модель с $\Delta m_0$ охватывает модель с $\Delta m_2$		Модель с $\Delta m_2$ охватывает модель с $\Delta m_0$	
	распределение	тест	распределение	тест
	Cox	$N(0,1)$	-6.536[0.0000]	$N(0,1)$
Ericsson IV	$N(0,1)$	4.622[0.0000]	$N(0,1)$	1.297[0.1946]
Sargan	$\chi^2(3)$	12.988[0.0047]	$\chi^2(2)$	1.865[0.3936]
Joint model	$F(3,36)$	5.992[0.0020]	$F(3,36)$	0.929[0.4043]

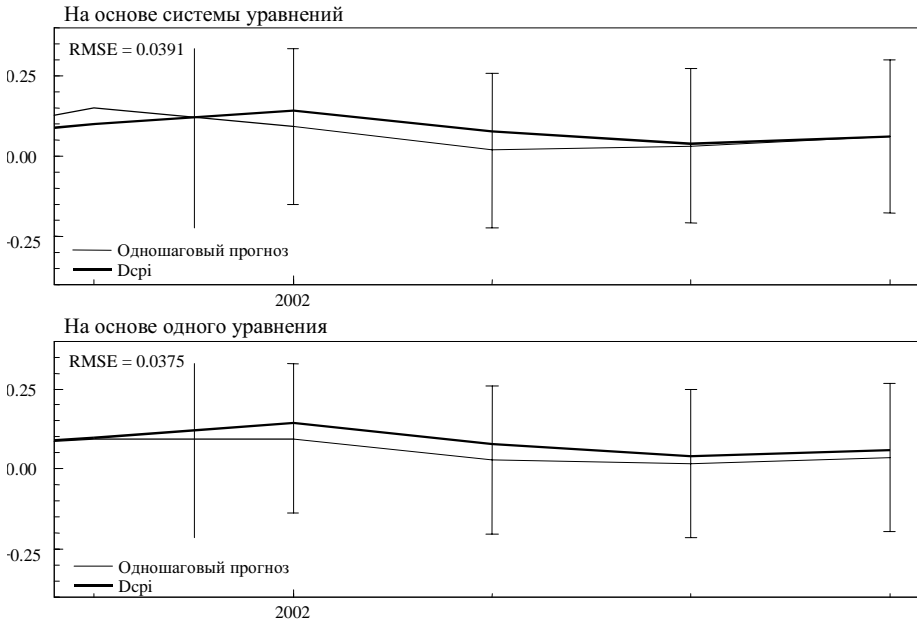
*Примечание:* Cox – тест Кокса для нескладывающихся гипотез, оценивающий совместимость скорректированных функций правдоподобия в конкурирующих моделях; Ericsson – тест Эрикссона, основанный на инструментальных переменных; Sargan – тест усеченной формы с ограничениями/без ограничений Сарджана, оценивающий, охватывает ли усеченная форма структурной модели с ограничениями усеченную форму модели без ограничений, включающую экзогенные регрессоры конкурирующей модели; Joint model – общий F-тест модели, оценивающий, охватывает ли каждая модель линейную вкладывающуюся модель. Этот тест, в отличие от тестов Кокса и Эрикссона, инвариантен к общим переменным в конкурирующих моделях (Hendry, Doornik (2001)). В квадратных скобках приведены соответствующие *p*-значения.

Таблица 11

**Векторная модель с механизмом корректировки равновесия для  $M_1$**

Переменные	$\Delta cpi_t$			$\Delta m_1_t$		
	коэффициент	<i>t</i> -статистика	<i>t</i> -HACSE	коэффициент	<i>t</i> -статистика	<i>t</i> -HACSE
Constant	0.141	2.77[0.009]	2.06[0.046]	0.058	2.56[0.015]	3.28[0.002]
$\Delta cpi_{t-1}$	0.484	5.59[0.000]	3.80[0.001]	0.178	3.36[0.002]	2.33[0.026]
$\Delta cpi_{t-2}$	–	–	–	0.2558	4.43[0.000]	4.19[0.000]
$\Delta m_1$	0.426	2.65[0.012]	3.14[0.003]	–	–	–
$\Delta m_{1,t-1}$	–	–	–	0.583	4.72[0.000]	9.75[0.000]
$\Delta m_{1,t-2}$	0.335	2.63[0.012]	2.15[0.038]	-0.284	-2.50[0.017]	-1.92[0.063]
D921	0.806	5.90[0.000]	7.12[0.000]	–	–	–
$EqCM1_{t-1}$	-0.470	-5.05[0.000]	-3.83[0.000]	–	–	–
Диагностика уравнений						
AR 1–3 $F(3, 34)$	4.1103[0.0136]			2.6671[0.0633]		
ARCH 1–3 $F(3, 33)$	3.9439[0.0165]			0.4663[0.7077]		
Normality $\chi^2(2)$	2.6263[0.2690]			5.4028[0.0671]		
Hetero $F(11, 27)$	2.0676[0.0609]			1.9257[0.0809]		
Диагностика системы			Матрица корреляции остатков (на диагонали – стандартное отклонение)			
AR 1–3 $F(12, 64)$	1.7752 [0.0716]			$\Delta cpi_t$		$\Delta m_1_t$
Normality $\chi^2(4)$	8.8363 [0.0653]			$\Delta cpi_t$	0.10490	0.01567
Hetero $F(33, 74)$	2.1216 [0.0039]			$\Delta m_1_t$	0.01567	0.07824
LR-тест ограничений сверхидентификации: $\chi^2(3) = 1.3271 [0.7227]$						

*Примечание:* в квадратных скобках приведены соответствующие *p*-значения. *t*-HACSE – *t*-статистика, состоятельная при автокорреляции и гетероскедастичности (Andrews (1991)).



**Рис. 6. Вневыборочный прогноз для индикаторной модели инфляции с денежным агрегатом  $m1$**

На основе данной системы уравнений был сделан вневыборочный ретроспективный прогноз на 4 квартала. Результаты такого прогноза представлены на рис. 6 вместе с аналогичным прогнозом, сделанным на основе одного уравнения регрессии. На рис. 6 также приведены 95%-е доверительные интервалы и среднеквадратические ошибки прогноза. Как видим, прогностические возможности двух моделей различаются незначительно. Практически совпадают и среднеквадратические ошибки прогноза. Более того, индикаторная модель инфляции в рамках системы уравнений и на основе одного уравнения имеет близкие по своим значениям и статистической значимости коэффициенты. Следовательно, отсутствие сильной экзогенности денег не оказывает существенного влияния на прогностические возможности индикаторной модели инфляции на основе одного уравнения регрессии.

Данная модель характеризует влияние денежного агрегата  $m1$  на динамику цен в краткосрочном и долгосрочном периодах. Статистически значимый коэффициент при механизме корректировки равновесия показывает, что скорость восстановления равновесного уровня цен составляет примерно 2 квартала ( $1/0.471$ ). Кроме того, данная модель показывает, что инфляция имеет определенную инерционность, обусловленную инфляционными ожиданиями. Полученная индикаторная модель, несмотря на свою простоту, обладает хорошими прогностическими свойствами и включает только одну импульсную фиктивную переменную. Следует также отметить, что данная модель вполне согласуется с изложенными выше теоретическими

соображениями о механизме влияния денежного предложения на динамику цен.

## 7. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Использование коинтеграционного анализа и модели с механизмом корректировки равновесия позволило исследовать долгосрочные и краткосрочные связи между различными денежными агрегатами и индексом потребительских цен в Беларуси за достаточно длительный отрезок времени (1992–2002 гг.). Полученные результаты позволили построить индикаторные модели инфляции и оценить информационное содержание различных денежных агрегатов ( $m_0$ ,  $m_1$  и  $m_2$ ), а также их прогностические возможности.

Основные выводы исследования заключаются в следующем.

1. Уровень потребительских цен, а также денежные агрегаты  $m_0$ ,  $m_1$  и  $m_2$  являются нестационарными переменными и имеют порядок интегрированности  $I(1)$ . Следовательно, их первые разности, то есть уровень инфляции и темпы приростов денежных агрегатов, стационарны. Это позволяет использовать коинтеграционный анализ при исследовании связи между динамикой денежной массы и изменением уровня цен в долгосрочном периоде.

2. Как показал анализ, уровень потребительских цен и все исследуемые денежные агрегаты коинтегрированы. Это означает, что между ними существуют долгосрочные связи. При этом денежные агрегаты являются слабо экзогенными переменными, следовательно, в долгосрочном периоде имеет место однонаправленная связь «деньги – цены». Слабая экзогенность денежных агрегатов является необходимым условием их эффективного использования при осуществлении монетарной политики.

3. Параметры долгосрочной связи являются стабильными на всем изучаемом временном интервале, что свидетельствует о стабильности установленных коинтеграционных связей и механизма восстановления равновесного уровня цен.

4. Каузальный анализ на основе векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия показал, что денежные агрегаты оказывают влияние на динамику индекса потребительских цен и в краткосрочном периоде. Кроме того, в краткосрочном периоде наблюдается взаимосвязь динамики денежной массы и цен. Такая взаимосвязь является следствием аккомодационной монетарной политики, когда денежные власти по мере роста цен увеличивают предложение денег. Как показывают вневыборочные каузальные тесты на основе функции импульсного отклика и разложения вариации ошибки прогноза, влияние роста цен на динамику денежной массы не превышает нескольких кварталов.

5. Все денежные агрегаты обладают определенным информационным содержанием и прогностическими возможностями относительно индекса потребительских цен. Однако формальные тесты показывают, что наиболее адекватным показателем является денежный агрегат  $m_1$ , характеризующий наиболее активную часть денежной массы. Индикаторная модель инфляции,

построенная на его основе, имеет наименьшую среднеквадратическую ошибку прогноза. Более того, данная модель охватывает аналогичные модели с другими денежными агрегатами и, следовательно, является наиболее информативной при использовании в монетарной политике.

6. Проведенный анализ показал, что, хотя денежные агрегаты не являются сильно экзогенными переменными, вполне возможно использование индикаторной модели инфляции на основе одного регрессионного уравнения вместо системы уравнений, учитывающих взаимосвязь между деньгами и ценами в краткосрочном периоде. В частности, индикаторная модель инфляции с использованием денежного агрегата  $m1$  обладает такими же прогностическими возможностями, что и модель, полученная в рамках системы уравнений. Данное обстоятельство существенно упрощает моделирование и прогнозирование инфляции.

Полученные индикаторные модели инфляции вполне согласуются с теоретическими соображениями относительно влияния предложения денег на динамику цен. В целом же данное исследование, основанное на современных методах эконометрического анализа, дает достаточно убедительные доказательства того, что инфляция в Беларуси является денежным феноменом и на основе эмпирических данных за 1992–2002 гг. еще раз подтверждает известный тезис о том, что деньги имеют значение.

## ЛИТЕРАТУРА

Кинг М. (2002) Нет денег – нет инфляции: роль денег в экономике, *ЭКОБЕСТ*, 2, 2, 172–194.

Пелипась И. (2000) Денежная масса и цены в Беларуси: результаты эконометрического анализа, *Квартальный бюллетень Клуба экономистов*, 3, 5–38.

Пелипась И. (2001) Спрос на деньги и инфляция в Беларуси, *ЭКОБЕСТ*, 1, 1, 6–63.

Фишер С., Сахай Р., Вег К. (2002) Современные случаи гиперинфляции и высокой инфляции, *ЭКОБЕСТ*, 2, 2, 195–251.

Altimari, S.N. (2001) Does Money Lead Inflation in the Euro Area? *ECB Working Paper*, 63.

Andrews, D.W.K. (1991) Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation, *Econometrica*, 59, 817–858.

Atta-Mensah, J. (1995) The Empirical Performance of Alternative Monetary and Liquidity Aggregates, *Bank of Canada Working Paper*, 12.

Baltensperger, E., Jordan, T.J., and Savioz, M. (2000) The Demand for M3 and Inflation Forecasts: An Empirical Analysis for Switzerland, *University of St. Gallen Discussion Paper*, 7.

Bruggeman, A., Donati, P., and Warne, A. (2003) Is the Demand for Euro Area M3 Stable? *ECB Working Paper*, 255.

Campos, J., Ericsson, N. (1999) Constructive Data Mining: Modeling Consumers' Expenditure in Venezuela, *Econometrics Journal*, 2, 226–240.

Choudhry, T. (1998) Another Visit to the Cagan Model of Money Demand: The Latest Russian Experience, *Journal of International Money and Finance*, 17, 355–376.

Crowder, W. (1998) The Long-Run Link Between Money Growth and Inflation, *Economic Inquiry*, 36, 229–243.

- De Grauwe, P., Polan, M. (2001) Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon? *CEPR Discussion Paper*, 2841.
- Doornik, J.A., Hendry, D.F. (2001) *GiveWin Version 2, An Interface to Empirical Modelling*, London, Timberlake Consultants.
- Doornik, J.A., Hendry, D.F. (2001) *Modelling Dynamic Systems Using PcGive 10*, Vol. II, London, Timberlake Consultants.
- Elliot, G., Rothenberg, T.J., and Stock, J.H. (1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 813–836.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
- Estrella, A., Mishkin, F.S. (1997) Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy? *Journal of Monetary Economics*, 40, 279–304.
- Friedman, M. (1963) *Inflation: Causes and Consequences*, Asia Publishing House.
- Golinelli, R., Pastorello, S. (2001) Modeling the Demand for M3 in the Euro Area, mimeo, <http://www.dse.unibo.it/golinelli/>.
- Hansen, G., Kim, J.-R. (1996) Money and Inflation in Germany: A Cointegration Analysis, *Empirical Economics*, 21, 601–616.
- Hansen, M., Johansen, S. (1999) Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models, *Econometrics Journal*, 2, 306–333.
- Hasan, M.S. (1999) Monetary Growth and Inflation in China: A Reexamination, *Journal of Comparative Economics*, 27, 669–685.
- Hendry, D.F. (2001) Modelling UK Inflation, 1875–1991, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 255–275.
- Hendry, D.F., Doornik, J.A. (2001) *Empirical Econometric Modelling Using PcGive 10*, Vol. I, London, Timberlake Consultants.
- Hendry, D.F., Krolzig, H.-M. (2001) *Automatic Econometric Model Selection Using PcGets 1.0*, London, Timberlake Consultants.
- Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Johansen, S. (1994) The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables, *Econometric Reviews*, 13, 205–229.
- Johansen, S. (2002) A Small Sample Correction of the Test for the Cointegration Rank in the Vector Autoregressive Model, *Econometrica*, 70, 1929–1962.
- Johansen, S., Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Kalra, S. (1998) Inflation and Money Demand in Albania, *IMF Working Paper*, WP/98/101.
- Lissovnikov, B. (2003) Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine, *IMF Working Paper*, WP/03/126.
- Masih, A.M.M., Masih, R. (1997) Bivariate and Multivariate Tests of Money-Price Causality: Robust Evidence From a Small Developing Country, *Journal of International Development*, 9, 803–825.
- Masih, A.M.M., Masih, R. (1998) Does Money Cause Prices, or the Other Way Around? *Journal of Economic Studies*, 25, 138–160.
- Nelson, E. (2003) The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1029–1059.



- Nikolic, M. (2000) Money Growth-Inflation Relationship in Postcommunist Russia, *Journal of Comparative Economics*, 28, 108–133.
- Otero, J., Smith, J. (2000) Testing for Cointegration: Power vs. Frequency of Observation – Further Monte Carlo Results, *Economic Letters*, 67, 5–9.
- Perron, P. (1990) Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153–162.
- Perron, P. (1992) Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301–320.
- Perron, P. (1997) Further Evidence on Breaking Trend Function in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355–385.
- Pesaran, M.H., Pesaran, B. (1997) *Working With Microfit 4.0. Interactive Econometric Analysis*, Oxford, Oxford University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., and Smith, R.J. (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- QMS (2002) *EvIEWS 4.1 Update*, Quantitative Micro Software.
- Rother, P.C. (2002) Inflation in Albania, *Post-Communist Economies*, 14, 85–107.
- Shirvani, H., Wilbratte, B. (1994) Money and Inflation: International Evidence Based on Cointegration Theory, *International Economic Journal*, 8, 11–21.
- Trecroci, C., Vega, J.L. (2000) The Information Content of M3 for Future Inflation, *ECB Working Paper*, 33.
- Weber, C.E. (2001) Alternative Lag Length Selection Criteria and the Split-Trend Stationarity Hypothesis, *Applied Economics*, 33, 237–247.