



**Немецкая экономическая группа  
Исследовательский центр ИПМ**

Аналитические записки [PP/05/2015]

## **Деньги как опережающий индикатор инфляции в Беларуси и их роль в монетарной политике**

Игорь Пелипась, Роберт Кирхнер

Берлин/Минск, сентябрь 2015



**ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ  
ЦЕНТР ИПМ**  
исследования • прогнозы • мониторинг

## **Информация об Исследовательском центре ИПМ**

Исследовательский центр ИПМ был создан в 1999 г. в рамках совместного проекта Института приватизации и менеджмента (Минск, Беларусь) и CASE – Центра социальных и экономических исследований (Варшава, Польша). Центр входит в исследовательскую сеть фонда CASE. Исследовательский центр ИПМ активно сотрудничает с Немецкой экономической группой в Беларуси (GET Belarus). В рамках данного сотрудничества Центр осуществляет информационно-аналитическую поддержку Национального банка, Министерства экономики, Министерства финансов и других государственных и негосударственных организаций, вовлеченных в процесс формирования экономической политики в стране.

Миссия Исследовательского центра ИПМ – содействие повышению национальной конкурентоспособности через разработку рекомендаций для экономической политики на основе экономических исследований и продвижение профессионального диалога по актуальным проблемам экономического развития.

### **Исследовательский центр ИПМ**

220088 Минск, Беларусь, ул. Захарова 50 б

Тел.: +375 (17) 2 100 105

Факс: +375 (17) 2 100 105

E-Mail: [research@research.by](mailto:research@research.by)

<http://www.research.by>

## **Информация о Немецкой экономической группе в Беларуси (GET Belarus)**

Главной задачей Немецкой экономической группы в Беларуси является поддержание диалога по вопросам экономической политики с белорусским правительством, структурами гражданского общества и международными организациями. Эксперты Немецкой экономической группы имеют опыт консультирования по экономическим вопросам правительств ряда трансформационных стран, в том числе Украины, России и Молдавии. Исследовательский центр ИПМ и Немецкая экономическая группа предоставляют информационно-аналитическую поддержку Совету министров, Национальному банку, Министерству иностранных дел, Министерству экономики и другим учреждениям, вовлеченным в процесс формирования и реализации экономической политики в стране.

### **Немецкая экономическая группа**

c/o Berlin Economics

Schillerstr. 59

D-10627 Berlin

Tel: +49 30 / 20 61 34 64 0

Fax: +49 30 / 20 61 34 64 9

E-Mail: [info@get-belarus.de](mailto:info@get-belarus.de)

<http://www.get-belarus.de>

© 2015 Немецкая экономическая группа

© 2015 Исследовательский центр ИПМ

Все права защищены.

## Деньги как опережающий индикатор инфляции в Беларуси и их роль в монетарной политике

### Резюме

Высокая инфляция в последние годы является одной из наиболее острых проблем белорусской экономики. Она подрывает основы макроэкономической стабильности, вносит существенную неопределенность в деятельность предприятий и домашних хозяйств, создает проблемы для развития частного бизнеса. Поэтому в настоящий момент снижение инфляции – это ключевая проблема экономической политики в Беларуси. В 2015 г. для стабилизации инфляции и придания монетарной политике большей эффективности Национальный банк Республики Беларусь перешел к режиму монетарного таргетирования. Однако использование монетарного таргетирования требует наличия четких и стабильных связей между показателями, используемыми в качестве операционной, промежуточной и конечной цели. Отсутствие таких связей ведет к неэффективности режима монетарного таргетирования для снижения инфляции.

В данной работе мы оцениваем эмпирические основы монетарного таргетирования в Беларуси на основе подходящей для этих целей эконометрической методологии. В частности, используется эконометрический подход, основанный на коинтегрированной векторной авторегрессионной модели, позволяющий проанализировать связи между операционной и промежуточной целью, а также оценить функцию спроса на реальные денежные остатки. Полученная в итоге функция спроса на деньги позволила определить неравновесия на денежном рынке в форме реально денежного разрыва. Это расчетная ненаблюдаемая переменная наряду с краткосрочной динамикой денежного предложения использовались в качестве основных объясняющих переменных в  $P^*$ -модели инфляции, что дало возможность оценить влияние монетарных факторов на ее динамику. Такой подход позволяет дать последовательную эмпирическую оценку существования необходимых условий для осуществления монетарного таргетирования в Беларуси.

Эконометрический анализ показывает, что в Беларуси операционная, промежуточная и конечная цели связаны между собой должным образом. Эти связи наблюдаются на достаточно протяженном временном периоде: 1995q1–2014q4. Денежная база и денежный агрегат МЗ между собой коинтегрированы. При этом денежная база является сильно экзогенной переменной по отношению к МЗ. Это означает, что промежуточная цель поддается управлению при помощи операционной цели. Таким образом, выполняется первое условие монетарного таргетирования.

Между деньгами и ценами имеет место гомогенность, что делает использование при анализе реальных денег вполне оправданным выбором. Если используются деньги в номинальном выражении, то между ними и ценами существует взаимосвязь, что является хорошей предпосылкой для монетарного таргетирования и моделирования инфляции при помощи  $P^*$ -модели. В то же время существует стабильная функция спроса на реальные денежные остатки для МЗ. Следовательно, выполняется второе условие монетарного таргетирования. Хотя отсутствие в данном случае адекватных показателей доходности активов (за исключением показателя инфляции) делает функцию спроса на реальные денежные остатки по МЗ менее информативной относительно поведения экономических агентов.

Коинтеграционный вектор, полученный на основе функции спроса на деньги, использовался для расчета реально денежного разрыва, отражающего неравновесия на денежном рынке. Реальный денежный разрыв (с одним лагом) и прирост МЗ являются статистически значимыми в  $P^*$ -модели инфляции. Таким образом, выполняется третье условие монетарного таргетирования. Подводя итог, можно сделать вывод, что монетарное таргетирование в Беларуси вполне обоснованно с эконометрической точки зрения исходя из достаточно длинных временных рядов.

### Авторы

Игорь Пелипась	pelipas@research.by	+375 17 / 210 01 05
Роберт Кирхнер	kirchner@berlin-economics.com	+49 30 / 20 61 34 64 2

### Благодарность

Авторы выражают свою признательность Александру Чубрику (Исследовательский центр ИПМ) за плодотворную дискуссию и ценные предложения в ходе проведения исследования, а также Дмитрию Калечицу и Наталье Мирончик (Национальный банк Республики Беларусь) за полезные комментарии при обсуждении первоначального варианта данной работы. При этом вся ответственность за содержание работы лежит на авторах.

## Содержание

1. Введение и мотивация.....	5
2. Когда денежные агрегаты могут быть полезны для монетарной политики?.....	8
3. Стратегия исследования и основные гипотезы.....	10
4. Результаты эмпирического анализа .....	13
4.1. Используемые данные .....	13
4.2. Предложение денег: анализ связи между операционной и промежуточной целью.....	17
4.3. Оценка функции спроса на деньги для МЗ.....	20
4.4. Деньги как опережающий индикатор инфляции: анализ связи между промежуточной и конечной целью .....	23
5. Выводы и рекомендации для экономической политики.....	25
Литература.....	26
Приложения .....	28

## Список рисунков

Рис. 1. Монетарное таргетирование в Беларуси: общая схема.....	5
Рис. 2. Монетарная политика: зональный взгляд .....	9
Рис. 3. Эконометрические основы монетарного таргетирования .....	10
Рис. 4. Основные временные ряды: эндогенные переменные .....	14
Рис. 5. Дополнительные временные ряды: экзогенные переменные.....	15
Рис. 6. Динамика инфляции с изменяющимся средним .....	16
Рис. 7. Рекурсивные оценки стабильности $P^*$ -модели инфляции.....	25

## Список таблиц

Таблица 1. Корреляции между операционной, промежуточной и конечной целью.....	6
Таблица 2. Каузальность по Грэнджеру между операционной, промежуточной и конечной целью .....	7
Таблица 3. Тесты на единичный корень .....	15
Таблица 4. Предложение денег: результаты коинтеграционного анализа.....	18
Таблица 6. Предложение денег: анализ стабильности .....	19
Таблица 7. Каузальность по Грэнджеру между $mb$ и $m3$ .....	19
Таблица 8. С-матрица: долгосрочное кумулятивное влияния шоков .....	20
Таблица 9. Спрос на номинальные денежные остатки: результаты коинтеграционного анализа .....	21
Таблица 10. Спрос на реальные денежные остатки: результаты коинтеграционного анализа .....	22
Таблица 11. Спрос на реальные денежные остатки: анализ стабильности .....	23
Таблица 12. $P^*$ -модель инфляции (1996q1–2014q4).....	24
Таблица П1. Тесты спецификации: предложение денег .....	28
Таблица П2. Тесты спецификации: спрос на номинальные денежные остатки .....	28
Таблица П3. Тесты спецификации: спрос на реальные денежные остатки.....	28

## 1. Введение и мотивация

Высокая инфляция в последние годы является одной из наиболее острых проблем белорусской экономики. Она подрывает основы макроэкономической стабильности, вносит существенную неопределенность в деятельность предприятий и домашних хозяйств, создает проблемы для развития частного бизнеса. Поэтому в настоящий момент снижение инфляции – это ключевая проблема экономической политики в Беларуси.

В 2015 г. для стабилизации инфляции и придания монетарной политике большей эффективности Национальный банк Республики Беларусь (НББ) перешел к режиму монетарного таргетирования. Использование монетарного таргетирования требует наличия четких и стабильных связей между показателями, используемыми в качестве операционной, промежуточной и конечной цели. Отсутствие таких связей ведет к неэффективности режима монетарного таргетирования для снижения инфляции.

Основы монетарного таргетирования в Беларуси рассматриваются в работах, представленных в Мирончик и Безбородова (2015) и Калечиц (2015). Указанные авторы дают обоснование монетарного таргетирования и некоторые количественные подтверждения в пользу его эффективности при сдерживании инфляции. Мы использовали указанные материалы в качестве отправной точки анализа обоснованности монетарного таргетирования в Беларуси.

Следует выделить следующие ключевые пункты монетарного таргетирования в Беларуси:

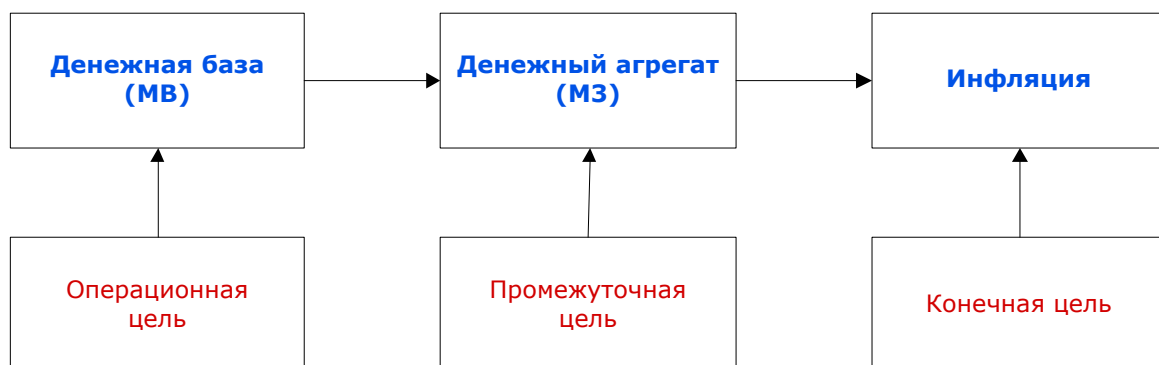
- НББ выбирает операционную и промежуточную цель для контроля за инфляцией;
- НББ должен быть в состоянии управлять операционной целью;
- НББ выбирает соответствующий денежный агрегат в качестве промежуточной цели.

Денежный агрегат, выбранный в качестве промежуточной цели, должен удовлетворять следующим трем критериям:

- (1) должна быть стабильная связь между операционной и промежуточной целью;
- (2) должна существовать стабильная функция спроса на (реальные) деньги для этого агрегата;
- (3) должна иметь место стабильная связь между этим денежным агрегатом и инфляцией.

В качестве промежуточной цели был выбран денежный агрегат М3 (широкая денежная масса), а если быть более точным, то темпы прироста М3. В свою очередь рублевая денежная база, предположительно контролируемая НББ, была взята в качестве операционной цели (точнее, месячные и квартальные темпы прироста денежной базы). В общем виде схема монетарного таргетирования в Беларуси представлена на рис. 1. Таким образом, рублевая денежная база выступает как операционная цель, денежный агрегат М3 играет роль промежуточной цели, а инфляция, оцениваемая на основе индекса потребительских цен, является конечной целью монетарной политики.

**Рис. 1. Монетарное таргетирование в Беларуси: общая схема**



Источник: составлено на основе Мирончик, Безбородова (2015) и Калечиц (2015).

Несомненно, необходимым условием для работоспособности указанной схемы является наличие четко выраженных связей между указанными показателями. Более того, направления этих связей является определяющим моментом: операционная цель должна обуславливать промежуточную цель, но не наоборот; промежуточная цель должна определять конечную цель, но не наоборот. Существование таких связей и каузальности между показателями – это, на наш взгляд, не чисто теоретическая проблема. Скорее, это эмпирический вопрос, ответ на который можно получить в результате эконометрического анализа.

В качестве отправного пункта анализа, мы рассчитали простые парные корреляции между темпами приростов денежной базы ( $\Delta mb$ ), денежного агрегата М3 ( $\Delta m3$ ) и инфляции ( $\Delta cpi$ ), представив переменные в натуральных логарифмах без корректировки на сезонность. Были использованы две выборки: первая (полная выборка) включала период 1995q1–2014q4; вторая выборка (усеченная) включала период 2002q1–2014q4, который использовался в работе Мирончик, Безбородова (2015) и обычно используется в исследованиях НББ. Как можно видеть из табл. 1, корреляции между операционной и промежуточной целью, а также промежуточной и конечной целью являются статистически значимыми для двух выборок, однако за период 2002q1–2014q4 они становятся значительно ниже. На первый взгляд, это не очень хороший знак для монетарного таргетирования.

**Таблица 1. Корреляции между операционной, промежуточной и конечной целью**

	1995q1–2014q4			2002q1–2014q4		
	$\Delta mb$	$\Delta m3$	$\Delta cpi$	$\Delta mb$	$\Delta m3$	$\Delta cpi$
$\Delta mb$	1.00	-	-	1.00	-	-
$\Delta m3$	0.74 (9.64)	1.00	-	0.51 (4.17)	1.00	-
$\Delta cpi$	0.56 (5.89)	0.83 (13.4)	1.00	0.23 (1.67)	0.76 (8.18)	1.00

*Примечание:* переменные представлены в натуральных логарифмах без корректировки на сезонность. Подвыборка 2002q1–2014q4 соответствует временному периоду, используемому в статье Мирончик, Безбородова (2015); в скобках представлены  $t$ -статистики.

*Источник:* расчеты авторов.

Немного усложняя анализ, мы рассчитали тесты Грэнджера между операционной и промежуточной целью, а также между промежуточной и конечной целью. В целом переменная  $x$  является каузальной по Грэнджеру относительно переменной  $y$ , если  $y$  может быть лучше предсказана при помощи учета динамики как  $x$ , так и  $y$ , чем только при помощи динамики переменной  $y$ . Поскольку интересующие нас переменные потенциально могут быть коинтегрированы, были использованы их логарифмические уровни и процедура, предложенная в Toda, Yamamoto (1995). В отмеченной работе показано, что векторная авторегрессия (VAR), представленная в уровнях, может быть оценена и протестирована, даже если включенные переменные являются произвольного порядка интегрированными или коинтегрированными. При этом предлагается использовать обычные процедуры выбора длины лага для возможно интегрированной или коинтегрированной VAR, так как стандартная асимптотическая теория является действенной, пока порядок интегрированности переменных не превышает действительную длину лага в модели. После определения длины лага, скажем  $k$ , оценивается модель VAR с длиной лага  $k+d_{\max}$ , где  $d_{\max}$  – максимальный предполагаемый порядок интегрированности переменных. Затем коэффициенты при последних лаговых переменных  $d_{\max}$  рассматриваются, как равные нулю, и игнорируются. В результате можно осуществлять тестирование линейных или нелинейных ограничений на первые  $k$  коэффициентов, используя стандартную асимптотическую теорию.

Результаты тестов Грэнджера представлены в табл. 2. Как можно видеть, простой анализ каузальности не свидетельствует в пользу монетарного таргетирования. Рублевая денежная база не оказывает каузального влияния на денежный агрегат М3, напротив, имеет место обратная связь: денежный агрегат М3 является каузальной переменной по отношению к денежной базе. Более того, для полной выборки деньги не оказывают каузального влияния на цены, а наоборот, наблюдается обратная зависимость по Грэнджеру. Что касается усеченной выборки, то эти переменные взаимосвязаны. И в этом случае, на первый взгляд, полученные результаты также не очень благоприятны для монетарного таргетирования.

Таким образом, суммируя результаты такого простого анализа, можно сделать следующие выводы:

- операционная, промежуточная и конечная цель умеренно коррелированы между собой, однако в последние годы это корреляции стали существенно слабее;
- операционная цель не является каузально переменной по Грэнджеру относительно промежуточной цели, напротив, наблюдается обратная каузальность;
- за период 1995q1–2014q4 денежный агрегат М3 не являлся каузальной переменной по Грэнджеру относительно индекса потребительских цен (CPI), а наоборот, цены обуславливали деньги по Грэнджеру. За период 2002q1–2014q4 имела место двухсторонняя каузальность между этими переменными. Однако согласно дополнительным расчетам сумма коэффициентов при лаговых значениях  $m3$  статистически не отличается от нуля;
- очевидно, что простой корреляционный и каузальный анализ, представленный выше, не может служить основанием для отрицания или поддержки монетарного таргетирования в Беларуси;
- следовательно, необходим более продвинутый анализ предпосылок монетарного таргетирования в Беларуси.

**Таблица 2. Каузальность по Грэнджеру между операционной, промежуточной и конечной целью**

Тест Грэнджера	1995q1–2014q4		2002q1–2014q4	
	Тест Вальда ( $\chi^2$ )	$p$ -значение	Тест Вальда ( $\chi^2$ )	$p$ -значение
$mb \nrightarrow m3$	3.58	0.1669	0.14	0.9328
$m3 \nrightarrow mb$	13.72	0.0011	9.32	0.0095
$m3 \nrightarrow cpi$	2.33	0.6753	26.42	0.0000
$cpi \nrightarrow m3$	26.20	0.0000	46.60	0.0000

*Примечание:* переменные представлены в натуральных логарифмах без корректировки на сезонность. Подвыборка 2002q1–2014q4 соответствует временному периоду, используемому в статье Мирончик, Безбородова (2015);  $x \nrightarrow y$  соответствует нулевой гипотезе ( $H_0$ ), что переменная  $x$  не является каузальной по Грэнджеру относительно переменной  $y$ . Длина лага для каждого теста выбиралась на основе процедуры, предложенной в Toda, Yamamoto (1995). Для ( $mb$ ,  $m3$ ) и ( $m3$ ,  $cpi$ ) она равна 2 и 4 соответственно. В регрессии были также включены сезонные фиктивные переменные. Все регрессии тестировались на наличие автокорреляции остатков ( $H_0$  об отсутствии автокорреляции не отвергается).

*Источник:* расчеты авторов.

Цель данного исследования – оценка эмпирических основ монетарного таргетирования в Беларуси при помощи соответствующих методов эконометрического анализа. Здесь необходимо сделать ряд важных замечаний. Прежде всего, реально работающий механизм монетарного таргетирования подразумевает наличие стабильной долгосрочной связи между операционной и промежуточной целью монетарной политики. Более того, эта связь должна быть однонаправленной: от операционной цели к промежуточной цели, но не наоборот. Только в таком случае возможен эффективный контроль за предложением денег в экономике. Во-вторых, важным элементом монетарного таргетирования является наличие стабильной функции спроса на деньги. И стабильность здесь выступает ключевым условием. Наконец, денежный агрегат, выбранный в качестве промежуточной цели, должен оказывать значимое влияние на динамику инфляции как в долгосрочном, так и краткосрочном периоде. Все предпосылки монетарного таргетирования, отмеченные выше, являются тестируемыми гипотезами, и могут быть верифицированы при помощи соответствующих эконометрических методов.

В данной работе для анализа связей между операционной и промежуточной целью и оценки функции спроса на реальные денежные остатки мы используем эконометрические подходы, основанные на коинтегрированной векторной авторегрессионной модели (коинтегрированная VAR). Функция спроса на деньги позволяет определить неравновесия на денежном рынке в форме реального денежного разрыва. Эта непосредственно ненаблюдаемая переменная наряду с краткосрочной динамикой денежного предложения выступают основными объясняющими переменными  $P^*$ -модели инфляции при оценке влияния монетарных факторов на ее динамику. Такой подход позволяет осуществить последовательное тестирование наличия необходимых условий для монетарного таргетирования в Беларуси.

В следующем разделе мы кратко рассмотрим полезность денежных агрегатов для осуществления монетарной политики, основываясь на соответствующей экономической литературе. Затем в третьем разделе будет сформулирована стратегия исследования, и обозначены основные рабочие гипотезы. Основной четвертый раздел будет посвящен результатам эконометрического анализа. В частности, будут представлены оценки долгосрочных функций денежного предложения и спроса на деньги, и исследована возможность использования монетарных переменных в качестве опережающих индикаторов инфляции в Беларуси. В пятом разделе будут подведены итоги исследования.

## **2. Когда денежные агрегаты могут быть полезны для монетарной политики?**

Хотя широко известно утверждение о том, что инфляция всегда и везде является денежным феноменом, в целом разделяется экономическим сообществом, в последние десятилетия академические исследователи часто игнорировали денежные агрегаты при анализе монетарной политики. Особенно рельефно это проявилось в эпоху таргетирования инфляции. Тем не менее, ряд практиков и исследователей продолжают рассматривать денежные агрегаты в качестве важных индикаторов монетарной политики. Наиболее яркий пример из реальной практики – Европейский Центробанк (ЕЦБ) и его двухпорный подход к анализу рисков ценовой стабильности, при котором монетарные тренды принимаются во внимание явным образом<sup>1</sup>. Среди академических работ следует отметить недавнюю статью Thornton (2014) с броским названием «Денежная политика: почему деньги имеют значение (а процентные ставки нет)», где автор показывает, что деньги важны для монетарной политики, поскольку они важны для контроля над уровнем цен, а способность денежных властей контролировать процентные ставки чрезмерно преувеличиваются.

В контексте нашего исследования основной интерес представляют эмпирические связи между деньгами и ценами. Поэтому далее мы сфокусируемся на некоторых характерных работах, анализирующих спрос на деньги и влияние денежных индикаторов на инфляцию.

Очень часто анализ влияния денег на инфляцию осуществляется в рамках функции спроса на деньги. Однако в стабильной функции спроса на деньги, где объясняющие переменные являются экзогенными (слабо экзогенными или супер экзогенными), невозможно инвертировать уравнение спроса на деньги в уравнение цен или инфляции (Ericsson, 1998). Для анализа инфляции в контексте спроса на деньги необходимо, чтобы цены (инфляция) были эндогенными в системе исследуемых переменных.

Существует ряд интересных исследований, демонстрирующих существование взаимосвязи между деньгами и инфляцией. Например, в Baltensperger, Jordan, Savioz (2001) исследуются проблемы спроса на деньги и инфляции в Швейцарии. Авторы показывают, что деньги продолжают играть важную роль в монетарной политике, даже если Центробанк придерживается стратегии, основанной на прогнозе инфляции. В рамках модели с механизмом корректировки равновесия указанная работа демонстрирует эмпирические результаты в пользу того, что и темпы прироста денежного агрегата М3, и соответствующий денежный навес содержат полезную информацию относительно будущей инфляции. Эти факты явно предполагают важную роль денег как индикаторов монетарной политики.

В Trecroci, Vega (2002) рассматривается информационное содержание денежного агрегата М3 для прогнозирования инфляции в еврозоне. Полученные результаты указывают на значимую положительную связь между реальным денежным разрывом и будущей инфляцией от пяти до шести кварталов вперед. В Nielsen (2007) анализируется спрос на деньги в Великобритании за период более 130 лет. Автор, используя многомерный коинтеграционный анализ, показывает, как анализ долгосрочных временных рядов может быть осуществлен на данных, характеризующихся турбулентными периодами и институциональными изменениями. Интересно отметить, что результаты эмпирического анализа показывают единственную равновесную зависимость, связывающую скорость обращения денег с альтернативными издержками хранения ликвидности и существенную связь между излишком денег и инфляцией. В Dreger, Wolters (2014) показывается наличие стабильной функции спроса на реальный М3, несмотря на финансовый кризис. При этом имеют место два долгосрочных соотношения: первое – соответствует функции спроса на деньги; второе – инфляции. Таким образом, деньги и цены оказываются взаимосвязанными. Неравновесие

---

<sup>1</sup> <https://www.ecb.europa.eu/mopo/strategy/html/index.en.html>.



на денежном рынке оказывает влияние на динамику инфляции, и его учет улучшает прогноз инфляции по сравнению с базовой моделью.

В статье Berger, Harjes (2009) монетарная политика еврозоны рассматривается в контексте глобальной ликвидности с использованием  $P^*$ -модели инфляции. При этом показывается, что избыток ликвидности в США ведет к изменению ликвидности в Европе. Кроме того, избыток ликвидности в США также выступает фактором роста инфляции в еврозоне. Авторы указывают, что данный вывод, возможно, объясняет ослабление эффективности монетарной политики в еврозоне в периоды избыточной ликвидности в США.

Для экономики США денежный навес оказывает значимое влияние на прирост инфляции, как отмечается в Hossfeld (2010), где автор использует коинтегрированную VAR при анализе спроса на деньги, денежного навеса и инфляции. В El-Shagi, Giesen (2013) авторы показывают влияние роста денег на инфляцию в США без прямого использования функции спроса на деньги, применяя многомерную модель пространства состояний.

Как можно заметить, эмпирические факты о взаимосвязи денег и инфляции достаточно обширны для различных стран и регионов. Получаемые результаты, на наш взгляд, сильно зависят от используемой методологии. Применение методологии, основанной на коинтегрированной VAR, позволяет эмпирически подтвердить или отвергнуть гипотезу о такой взаимосвязи, позволяя данным говорить самим за себя.

Подводя итог краткому обзору релевантной литературы, хотелось бы отметить некоторые общие соображения, касающиеся полезности денежных агрегатов для проведения монетарной политики. В статье Bordo, Filardo (2007) представлен интересный и прагматичный зональный взгляд на относительную важность различных инструментов монетарной политики. Авторы подчеркивают, что многие монетарные экономисты стали рассматривать денежные агрегаты как устаревшую меру состояния монетарной политики, и говорят тем, кто выступает за исключение денег из монетарной политики: не так быстро. Чтобы лучше понимать потенциальную роль денег, они разработали зональный подход к монетарной политике, который отражает исторические закономерности для относительной информативности количественных мер монетарной политики, таких как денежные агрегаты и реальные процентные ставки, в зависимости от инфляционной зоны, в которой находится Центробанк (рис. 2).

**Рис. 2. Монетарная политика: зональный взгляд**



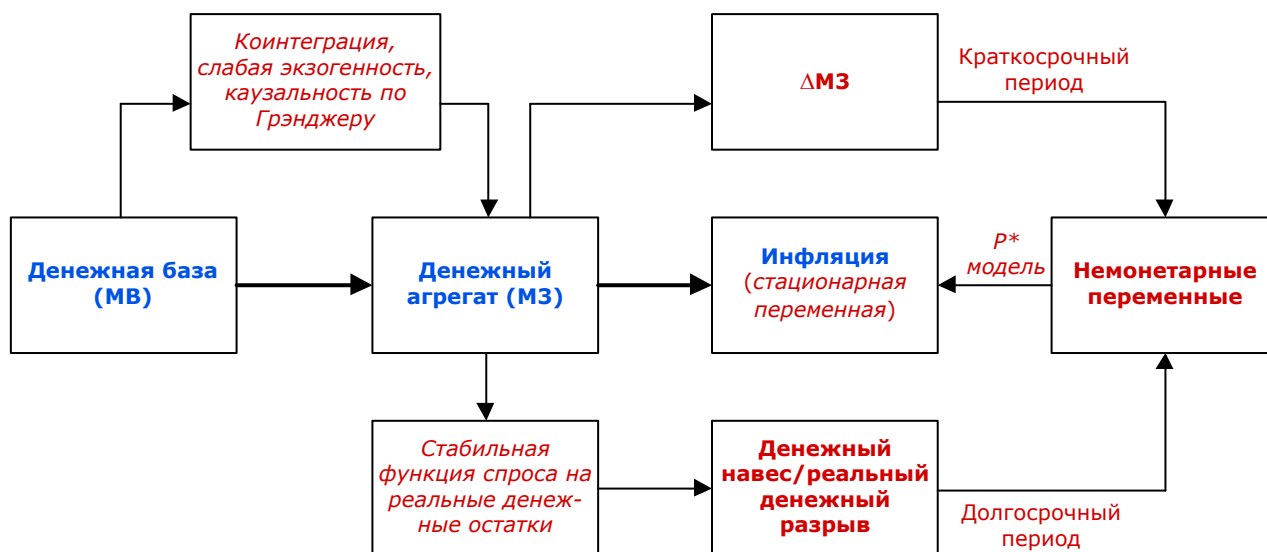
Источник: Bordo, Filardo (2007).

Согласно Bordo, Filardo (2007) существует  $U$ -образная зависимость между различными зонами инфляции и полезностью денежных агрегатов относительно реальных краткосрочных процентных ставок как мер состояния монетарной политики. Такая  $U$ -образная зависимость подтверждается эмпирически. Следовательно, денежные агрегаты являются полезными для монетарной политики, в первую очередь, при высокой инфляции (случай Беларуси) и глубокой дефляции. В конечном счете, степень полезности различных инструментов является эмпирическим вопросом.

### 3. Стратегия исследования и основные гипотезы

Чтобы обозначить стратегию нашего эмпирического анализа, удобно дополнить общую схему монетарного таргетирования, представленную на рис. 1, некоторыми важными элементами (рис. 3). Как уже отмечалось ранее, эффективное монетарное таргетирование предполагает одностороннюю долгосрочную связь между операционной и промежуточной целью. В эконометрических терминах это означает, что денежная база и денежный агрегат МЗ должны быть коинтегрированы. Кроме того, денежная база должна быть, по меньшей мере, слабо экзогенной переменной в системе. Именно в этом случае будет иметь место однонаправленная долгосрочная связь между уровнями операционной и промежуточной цели. Другое условие монетарного таргетирования – это однонаправленная краткосрочная связь между денежной базой и МЗ. Эконометрически это означает, что между денежной базой и денежным агрегатом МЗ существует односторонняя каузальность по Грэнджеру. Таки образом, операционная цель должна быть сильно экзогенной по отношению к промежуточной цели. Это обеспечивает контролируемость денежного предложения как в краткосрочном, так и в долгосрочном периодах.

**Рис. 3. Эконометрические основы монетарного таргетирования**



Источник: составлено авторами.

Следующим принципиально важным условием монетарного таргетирования является наличие стабильной функции спроса на деньги. Поскольку НББ использует денежный агрегат МЗ (широкая денежная масса) в качестве промежуточной цели, то оценка функции спроса на деньги – это нетривиальное занятие. Теоретически спрос на деньги может существовать, по меньшей мере, по двум причинам: необходимость в запасах, сглаживающих различия между потоками доходов и расходов и использование денег как одного из активов их портфеле (Ericsson, 1998). Таким образом, долгосрочная функция спроса на деньги может быть представлена как

$$M^d/P = f(I, \mathbf{R}), \quad (1)$$

где  $M^d$  – номинальный спрос на деньги;  $P$  – уровень цен;  $I$  – переменная масштаба;  $\mathbf{R}$  – вектор доходностей на различные активы. Функция  $f(\cdot)$  возрастает по  $I$ , уменьшается по тем элементам  $\mathbf{R}$ , которые связаны с активами, не входящими в  $M$  и увеличивается по тем элементам  $\mathbf{R}$ , которые включаются в  $M$ . Поскольку финансовые рынки в Беларуси крайне неразвиты, то практически невозможно найти подходящие временные ряды, представля-

ющие ставки доходов по активам, находящимся за рамками денежного агрегата МЗ. Единственным прагматическим решением здесь, на наш взгляд, является использование каких-либо показателей сглаженной (трендовой) инфляции в качестве аппроксимации альтернативных издержек нахождения денег в форме широкой денежной массы. В высоко инфляционной среде такой выбор представляется вполне оправданным. Реальный ВВП является естественным кандидатом на роль переменной масштаба в функции спроса на реальный МЗ. Индекс потребительских цен (CPI) используется в качестве дефлятора для получения реальных денежных остатков.

Во многих эмпирических исследованиях функция спроса на реальные денежные остатки оценивается непосредственно без предварительного тестирования на наличие ценовой гомогенности, которая предполагает, что 1% увеличению номинальных денег соответствует 1% увеличение цен, то есть отсутствует денежная иллюзия. Такой подход представляет неоправданным с эмпирической точки зрения. Поэтому сначала мы оцениваем номинальную функцию спроса на деньги, затем тестируем ее на наличие ценовой гомогенности и (если гипотеза о ценовой гомогенности не отвергается) лишь тогда переходим к использованию функции спроса на реальные денежные остатки. Кроме того, в рамках номинальной функции спроса на деньги возможен прямой анализ взаимосвязи между деньгами и ценами и проверка гипотезы об экзогенности (эндогенности) цен. Эндогенность цен в номинальной функции спроса на деньги является важной предпосылкой монетарного таргетирования и использования  $P^*$ - модели инфляции.

При оценке функции спроса на реальные денежные остатки не достаточно получить долгосрочную связь (коинтеграционный вектор) с переменными, имеющими содержательные значения коэффициентов и теоретически ожидаемые знаки. Чтобы быть полезной для монетарной политики, функция спроса на реальные деньги должна быть стабильной в смысле наличия коинтеграции, долгосрочных и краткосрочных параметров на протяжении исследуемого периода. Стабильность функции спроса на реальные денежные остатки – это тестируемая гипотеза (точнее, набор гипотез), которая может быть проверена в рамках коинтегрированной VAR.

Стабильность функции спроса на реальные денежные остатки – один из ключевых пунктов монетарного таргетирования. Более того, он является основой для оценки важных ненаблюдаемых переменных – денежного навеса и реального денежного разрыва. Эти расчетные переменные отражают неравновесия на денежном рынке, и могут рассматриваться как мера инфляционного давления в долгосрочном периоде за счет монетарных факторов. Денежный навес определяется как разность между фактически предложением реальных денег и равновесной величиной, определяемой на основе функции спроса на деньги. Реальный денежный разрыв представляет собой близкую концепцию, и также может быть получен на основе функции спроса на деньги, в которой фактические значения объясняющих переменных заменяются на их потенциальные (трендовые) аналоги (Belke, Polleit, 2009). Реальный денежный разрыв является ключевым показателем в  $P^*$ -модели инфляции.

$P^*$ -модели инфляции предполагает, что инфляция является стационарной переменной. Если это не так, то модель инфляции будет несбалансированной (смесь стационарных и нестационарных переменных). Динамика инфляция в Беларуси за последние десятилетия характеризовалась различными структурными сдвигами, которые могут вуалировать стационарность этой переменной. Поэтому эти структурные сдвиги (сдвиги среднего) должны быть учтены при тестировании инфляции на единичный корень.

Связь между промежуточной и конечной целью анализируется при помощи  $P^*$ -модели с реальным денежным разрывом в качестве основной объясняющей переменной, характеризующей долгосрочное влияние роста (уменьшения) денег на инфляцию. Краткосрочное влияние денежного роста учитывается посредством включения в модель инфляции темпов прироста денег в номинальном выражении. В целом  $P^*$ -модель инфляции является монетарной моделью. Однако немонетарные переменные также могут быть включены в модель, и протестированы на значимость. Среди очевидных кандидатов на роль таких переменных находятся номинальный обменный курс и индекс цен на сырьевые товары на мировых рынках.

Подводя итог изложению стратегии эконометрического анализа монетарного таргетирования в Беларуси, представленной на рис. 3, мы можем выделить три этапа эмпирического анализа, и выдвинуть основные рабочие гипотезы.

(1) Анализ предложения денег (тестирование на коинтеграцию, экзогенность, каузальность по Грэнджеру) посредством коинтегрированной VAR (Johansen, 1998; 1991; 1995; Johansen, Juselius, 1990; Juselius, 2006). Анализируя долгосрочное предложение денег, мы принимаем во внимание необходимость включения соответствующих процентных ставок в уравнение предложения денег (Baghestani, Mott, 1997). В нашем случае, вероятно, номинальная ставка рефинансирования является наиболее очевидным выбором, однако, в конечном счете, мы использовали ставку рефинансирования в реальном выражении, поскольку эта переменная более согласуется с показателем широкой денежной массы, в котором депозиты в иностранной валюте выражаются в белорусский рубль, и содержат инфляционный компонент.

*Основные рабочие гипотезы на первом этапе анализа:*

- $H_{11}$ : Операционная цель (рублевая денежная база) и промежуточная цель (денежный агрегат МЗ) являются коинтегрированными;
- $H_{12}$ : Имеет место однонаправленная долгосрочная связь между денежной базой и денежным агрегатом МЗ, то есть денежная база является слабо экзогенной переменной, в то время как МЗ – эндогенная переменная;
- $H_{13}$ : Увеличение денежной базы ведет к росту МЗ, а рост реальной ставки рефинансирования уменьшает денежный агрегат МЗ;
- $H_{14}$ : Функция предложения денег является стабильной на всем исследуемом промежутке времени, то есть стабильность теста на коинтеграцию, долгосрочных и краткосрочных параметров не может быть отвергнута;
- $H_{15}$ : Существует односторонняя краткосрочная каузальность по Грэнджеру между операционной и промежуточной целью, то есть денежная база является сильно экзогенной переменной;
- $H_{16}$ : Денежный агрегат МЗ контролируется НББ путем манипуляций с операционной целью. В экономических терминах контролируемость означает, что шоки денежной базы имеют перманентное влияние на денежный агрегат МЗ, но не наоборот.

(2) Анализ функции спроса на деньги в номинальном и реальном выражении при помощи коинтегрированной VAR. При этом мы исходили из общих подходов к моделированию спроса на деньги, изложенных в Ericsson (1998), и методологии коинтегрированной VAR, представленной в Juselius (2006).

*Основные рабочие гипотезы на втором этапе анализа:*

- $H_{21}$ : В Беларуси существует номинальная функция спроса на деньги, то есть номинальный МЗ, CPI и RGDP коинтегрированы с содержательными значениями коэффициентов и ожидаемыми знаками;
- $H_{22}$ : Имеет место ценовая гомогенность в долгосрочном периоде, то есть коэффициент при CPI в коинтеграционном векторе равен 1. Следовательно, мы можем анализировать спрос на реальные денежные остатки без потери информации;
- $H_{23}$ : Между деньгами и ценами существует взаимосвязь в рамках номинальной функции спроса на деньги, то есть денежный агрегат МЗ и CPI являются слабо эндогенными переменными, в то время как RGDP – слабо экзогенная переменная;
- $H_{24}$ : В Беларуси существует функция спроса на реальные денежные остатки, то есть реальный МЗ, RGDP и сглаженная (трендовая) инфляция коинтегрированы с содержательными значениями коэффициентов и ожидаемыми знаками;
- $H_{25}$ : Функция спроса на реальные денежные остатки является стабильной на всем исследуемом промежутке времени, то есть стабильность теста на коинтеграцию, долгосрочных и краткосрочных параметров не может быть отвергнута.

(3) Определение роли денег в динамике инфляции при помощи  $P^*$ -модели. Мы использовали  $P^*$ -модель инфляции с реальным денежным разрывом, предложенным в Gerlach,

Svensson (2003) и дополнительно включили в модель прироста номинального МЗ. Немонетарные переменные также тестировались в рамках  $P^*$ -модели инфляции.

*Основные рабочие гипотезы на третьем этапе анализа:*

- $H_{31}$ : Инфляция является стационарной переменной, возможно, с учетом множественных сдвигов среднего;
- $H_{32}$ : Монетарные переменные могут рассматриваться как опережающие индикаторы инфляции в Беларуси, то есть и реальный денежный разрыв, полученный на основе функции спроса на реальные денежные остатки, и прироста номинального МЗ являются статистически значимыми и имеют ожидаемые знаки в соответствующей  $P^*$ -модели инфляции наряду с дополнительными немонетарными переменными;
- $H_{33}$ :  $P^*$ -модель инфляции является рекурсивно стабильной на всем исследуемом промежутке времени.

В заключение необходимо сделать одно важное замечание. При применении коинтегрированной VAR часто используются как данные, скорректированные на сезонность, так и временные ряды без корректировки на сезонность. Согласно Ericsson, Hendry, (1994) коинтеграционный вектор инвариантен к широкому набору процедур корректировки на сезонность. Это означает, что число коинтеграционных векторов и значения долгосрочных параметров фактически будут сходными в независимости от использования скорректированных на сезонность временных рядов или же данных без такой корректировки. Однако корректировка на сезонность может влиять на экзогенность переменных. Поскольку экзогенность переменных – это один из центральных вопросов нашего исследования, было решено использовать временные ряды без корректировки на сезонность<sup>2</sup>.

В данном исследовании использовалось следующее эконометрическое программное обеспечение: CATS 2 in RATS (Dennis, 2006) и Structural VAR, версия 0.45, (разработчик – Anders Warne<sup>3</sup>) для применения методологии, основанной на коинтегрированной VAR; Ox-Metrics 7.1 (Doornik, Hendry, 2013) для оценки и тестирования  $P^*$ -модели инфляции.

## 4. Результаты эмпирического анализа

### 4.1. Используемые данные

Для эконометрического анализа были использованы следующие исходные данные:

- денежная база (МВ) в белорусских рублях;
- денежный агрегат МЗ (широкая денежная масса) в белорусских рублях;<sup>4</sup>
- номинальная ставка рефинансирования (NIRR);
- индекс потребительских цен (CPI);
- реальный валовой внутренний продукт (RGDP).

Были использованы временные ряды без корректировки на сезонность за период 1995q–2014q4 (20 лет, 80 кварталов). Выборка является достаточной для использования коинтеграционного анализа. Использовались квартальные данные реального ВВП в средних ценах 2009 г. Поскольку официальная статистика не дает данных в средних ценах 2009 г., для рассматриваемого периода времени, данные о реальном ВВП за годы в ценах 1995, 2000 и 2005 гг. пересчитывались в цены 2009 г. посредством имеющихся квартальных темпов роста реального ВВП. Квартальные данные для CPI, МЗ и МВ были получены путем усреднения месячных данных. Квартальные данные для NIRR также были рассчитаны посредством усреднения имеющихся точечных данных.

Такие переменные как МВ, МЗ, CPI, и RGDP были трансформированы в натуральные логарифмы:  $mb_t = \ln MB_t$ ,  $m3_t = \ln M3_t$ ,  $cpi_t = \ln CPI_t$ ,  $rgdp_t = \ln RGDP_t$ . Реальная денежная мас-

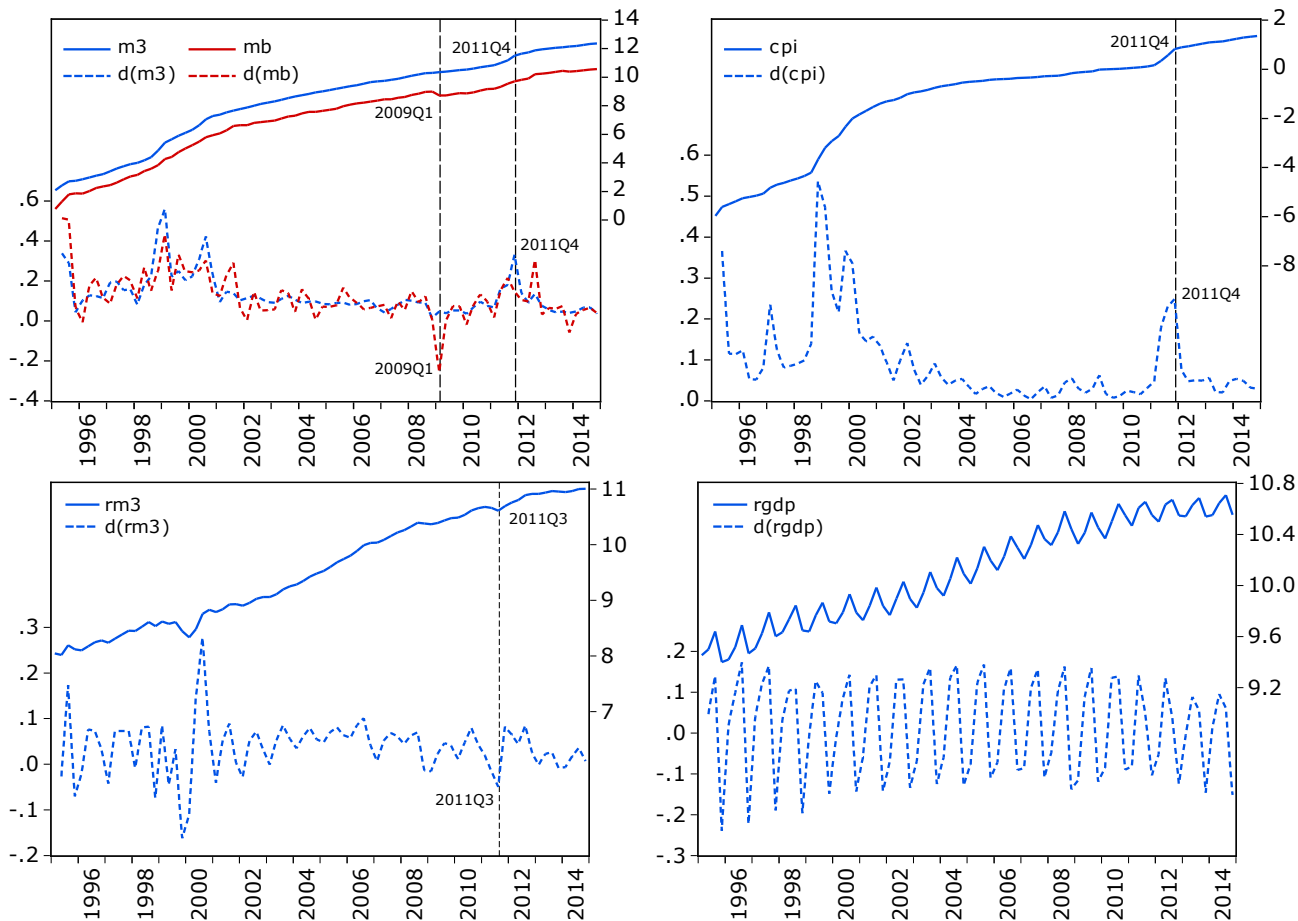
<sup>2</sup> Следует отметить, что использование временных рядов, скорректированных на сезонность, приводит практически к таким же результатам, как и при анализе данных без корректировки на сезонность.

<sup>3</sup> <http://texlips.hypermart.net/svar/index.html>.

<sup>4</sup> Определение денежной базы и широкой денежной массы представлено на <http://www.nbrb.by>.

са (RM3) в логарифмах рассчитывалась, как  $rm3_t = m3_t - cpi_t$ . Первые разности этих переменных использовались в качестве аппроксимаций соответствующих темпов прироста:  $\Delta mb_t = mb_t - mb_{t-1}$ ,  $\Delta m3_t = m3_t - m3_{t-1}$ ,  $\Delta cpi_t = cpi_t - cpi_{t-1}$ ,  $\Delta rgdp_t = rgdp_t - rgdp_{t-1}$ ,  $\Delta rm3_t = rm3_t - rm3_{t-1}$ . Логарифмические уровни и их первые разности представлены на рис. 4. Эти показатели использовались далее как эндогенные и экзогенные переменные в коинтеграционном анализе.

**Рис. 4. Основные временные ряды: эндогенные переменные**



*Примечание:* все переменные представлены в натуральных логарифмах без корректировки на сезонность. d – оператор разности  $\Delta$ .

*Источник:* расчеты авторов на основе данных НББ и Белстата.

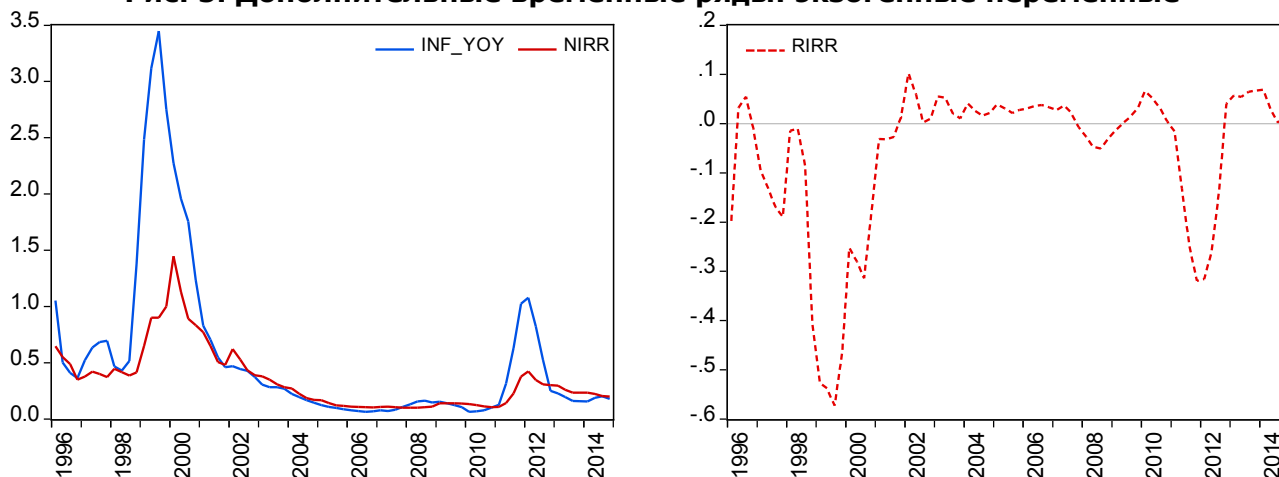
Из графиков видно, что денежная база и широкая денежная масса имеют похожий возрастающий тренд, и могут потенциально быть коинтегрированными. В динамике этих показателей в последние годы имеются выраженные сдвиги уровней: 2009q1 для денежной базы и 2011q4 для денежного агрегата М3. Все отмеченные структурные сдвиги имеют отношение к финансовым кризисам 2009 г. и 2011 г. Цены также демонстрируют сдвиг уровня в 2011q4. Примерно в это же время наблюдается сдвиг уровня и в динамике реального М3 (2011q3). Таким образом, основные переменные за последние годы имеют фактически сходные структурные сдвиги. Реальный ВВП характеризуется выраженным сезонным паттерном. Мы также протестировали другие временные ряды, представленные на рис. 4, на наличие идентифицируемой сезонности, используя процедуру TRAMO-SEATS в автоматическом режиме<sup>5</sup>. В результате оказывается, что все временные ряды имеют сезонную составляющую согласно комбинированному тесту на наличие идентифицируемой сезонности. Таким образом, эти характеристика данных должны быть приняты во внимание в эконометрическом анализе путем включения в модели сезонных фиктивных переменных и тестирования их статистической значимости.

На рис. 5 представлены три дополнительные переменные: номинальная ставка рефинансирования (NIRR), уровень инфляции, рассчитанный год к году (INF\_YOY), и реальная

<sup>5</sup> Для проверки наличия сезонности была использована программа JDemetra+ 2.0.

ставка рефинансирования. В отличие от ранее рассмотренных временных рядов, эти переменные были рассчитаны как темпы прироста или представляют собой исходные данные, выраженные в форме коэффициентов. Реальная ставка рефинансирования получена на основе номинальной ставки и уровня инфляции год к году. Следует отметить, что для этих переменных мы использовали более короткий временной период 1996q1–2014q4 в связи с особенностями их расчетов. Данные переменные были проверены на наличие сезонности и ее наличие не получило подтверждения. Указанные показатели (а именно, RIRR и INF\_YOY) использовались в дальнейшем как экзогенные в коинтеграционном анализе.

**Рис. 5. Дополнительные временные ряды: экзогенные переменные**



*Примечание:* все переменные представляют собой темпы прироста или исходные данные, выраженные в форме коэффициентов.

*Источник:* расчеты авторов на основе данных НББ и Белстата.

Все логарифмические уровни переменных явно являются нестационарными, поэтому мы провели тестирование на единичный корень только для первых разностей переменных, представленных на рис. 4, и для уровней переменных, изображенных на рис. 5. Использовался обычный расширенный тест Дики-Фуллера на единичный корень (ADF-тест). Для переменных с выявленным сезонным паттерном этот ADF-тест включал сезонные фиктивные переменные. Все тесты включали константу в качестве детерминистической переменной. Длина лага в тестах выбиралась таким образом, чтобы обеспечить отсутствие автокорреляции остатков. Полученные результаты представлены в табл. 3.

**Таблица 3. Тесты на единичный корень**

Переменные	Спецификация	Длина лага	$t$ -ADF	$p$ -значение	AR 1-5 ( $p$ -значение)
$\Delta cpi$	C, S	0	-3.75	0.005	0.071
$\Delta m3$	C, S	0	-3.87	0.004	0.922
$\Delta mb$	C, S	2	-2.91	0.044	0.250
$\Delta rm3$	C, S	0	-7.22	0.000	0.223
$\Delta rgdp$	C, S	3	-3.28	0.016	0.543
INF_YOY	C	3	-2.77	0.062	0.180
RIRR	C	1	-5.31	0.000	0.290

*Примечание:* C – константа, S – сезонные фиктивные переменные. Длина лага в ADF-тестах на единичный корень выбиралась таким образом, чтобы обеспечить отсутствие автокорреляции остатков в соответствующих регрессиях. AR 1-5 –  $F$ -тест на автокорреляцию остатков 1-5-го порядков,  $H_0$  – автокорреляция остатков отсутствует.

*Источник:* расчеты авторов.

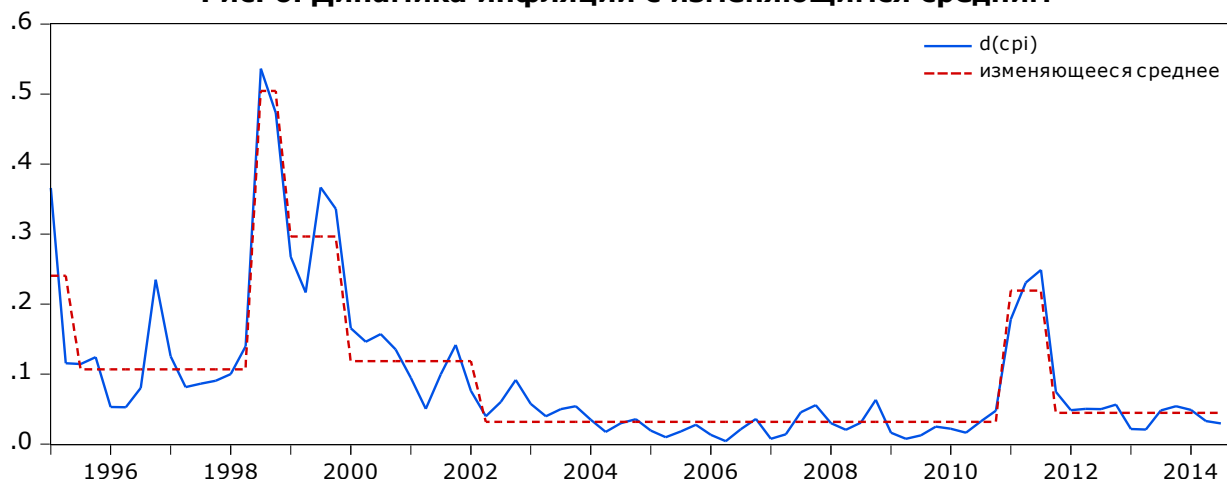
Важно, что  $H_0$  об отсутствии автокорреляции остатков в соответствующих регрессиях не отвергается для всех переменных. Нулевая гипотеза о единичном корне отвергается для  $\Delta cpi$ ,  $\Delta m3$ ,  $\Delta rm3$  и RIRR на 1% уровне значимости, для  $\Delta mb$  и  $\Delta rgdp$  – на 5% уровне. Единичный корень для INF\_YOY не может быть отвергнут на общепринятом 5% уровне значимости. Таким образом, эта переменная с некоторыми оговорками может рассматриваться как нестационарная (уровень инфляции год к году выглядит весьма сглаженным, и характеризует краткосрочный тренд в динамике инфляции).

Стационарность инфляции ( $\Delta cpi$ ) – очень важное условие для дальнейшего анализа. На первый взгляд, согласно тесту Дики-Фуллера инфляция является стационарной переменной. Однако тест на отсутствие автокорреляции для инфляции лишь предельно подтверждает нулевую гипотезу. Кроме того, график инфляции на рис. 4 демонстрирует весьма сложную динамику, возможно, с множественными структурными сдвигами. Поэтому необходим более детальный анализ этой переменной.

В Пелипась (2011, 2012) показывается, что расширенный тест Дики-Фуллера по своей сути является одномерным случаем векторной авторегрессионной модели с механизмом корректировки равновесия. Если интересующая нас переменная является стационарной, тогда она коинтегрирована сама с собой. Это означает, что любое отклонение переменной от ее равновесного уровня после соответствующего шока будет скорректировано. Фактически это аналогично коэффициентам обратной связи в многомерной коинтегрированной модели Йохансена, которые характеризуют скорость корректировки равновесия в системе уравнений.

В таком контексте представляется возможным переформулировать тест на единичный корень Дики-Фуллера, рассматривая множественные структурные сдвиги среднего, определенные эндогенно, так же, как и в векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия в случае, когда константа включена в коинтеграционное пространство. Соответствующий коэффициент в тесте Дики-Фуллера может трактоваться, как механизм корректировки равновесия, и его значимость может быть определена при помощи критических значений для теста на коинтеграцию в рамках условной модели с корректировкой равновесия (Ericsson, MacKinnon, 2002). Ступенчатые фиктивные переменные в модели могут рассматриваться как дополнительные переменные в коинтеграционном векторе, а критические значения могут использоваться в соответствии с числом таких переменных.

**Рис. 6. Динамика инфляции с изменяющимся средним**



Примечание: Для  $\Delta cpi$  с фиксированной константой использовалась процедура сатурации ступенчатыми фиктивными переменными при уровне значимости  $\alpha = 0.001$ .

Источник: расчеты авторов.

Применив процедуру сатурации ступенчатыми индикаторными переменными (Castle, Doornik, Hendry, Pretis, 2015) с достаточно низким уровнем значимости  $\alpha = 0.001$  для модели, содержащей  $\Delta cpi$  и фиксированную константу, мы обнаружили множественные сдвиги среднего в динамике инфляции (рис. 6). Затем эти сдвиги в виде полученных ступенчатых фиктивных переменных были учтены в тесте Дики-Фуллера на единичный корень, реализованном в эконометрическом пакете OxMetrics, с двумя лагами для устранения автокорреляции остатков. Полученный результат явно свидетельствует в пользу отвержения нулевой гипотезы о единичном корне в  $\Delta cpi$ :  $t\text{-ADF} = -10.689$ , что существенно превышает критическое значение на 1% уровне значимости. Таким образом, гипотеза  $H_{31}$  о том, что инфляция является стационарной переменной с множественными сдвигами среднего, находит подтверждение.



#### 4.2. Предложение денег: анализ связи между операционной и промежуточной целью

Анализируя возможность контролируемости промежуточной цели ( $m3$ ) посредством операционной цели ( $mb$ ) мы тестировали следующее:<sup>6</sup>

- существование коинтеграции между  $m3$  и  $mb$ ;
- слабая экзогенность  $mb$  относительно  $m3$ ;
- краткосрочная каузальность по Грэнджеру от  $\Delta mb$  к  $\Delta m3$ , но не наоборот, то есть сильная экзогенность  $mb$ ;
- положительное значимое долгосрочное влияние шока  $mb$  на  $m3$  в  $C$ -матрице долгосрочного влияния, но не наоборот.

Первоначально мы экспериментировали с парной коинтеграцией между  $m3$  и  $mb$ , однако, это не привело к положительным результатам с точки зрения слабой экзогенности и каузальности по Грэнджеру. Тогда в анализ была введена дополнительная переменная – реальная ставка рефинансирования. Здесь важно подчеркнуть, что согласно данным табл. 3, RIRR является стационарной переменной. Это обстоятельство следует учитывать при использовании коинтегрированной VAR. Для включения стационарной переменной в коинтегрированную VAR был использован подход, предложенный в Rahbek, Mosconi (1999), согласно которому стационарная переменная в долгосрочную часть модели включается в аккумулярированном виде, а в краткосрочную часть – в ее исходном виде с соответствующими лагами.

В результате была использована система переменных ( $m3$ ,  $mb$ ) с лагом 2, константой в VAR, трендом в коинтеграционном пространстве и сезонными фиктивными переменными. Ступенчатая фиктивная переменная для 2009q1 (St2009q1) включается в коинтеграционный вектор в соответствии с подходом, предложенным в Johansen, Mosconi, Nielsen (2000), с целью учесть явно выраженный сдвиг уровня  $mb$  во время финансового кризиса. Переменная RIRR включается в краткосрочную часть коинтегрированной VAR только с текущим лагом, а в коинтеграционный вектор – в аккумулярированном виде, Cum(RIRR). Модель также включала две импульсные фиктивные переменные для 2009q1 и 2009q2, отражающие эффект сдвига уровня в краткосрочной части модели, и одну фиктивную переменную краткосрочного шока, равную 1 в 1999q1 и –1 в 1999q2. Указанные фиктивные переменные учитывают большие остатки, и необходимы для улучшения спецификации модели.

Такая спецификация тестировалась на наличие автокорреляции остатков, нормальность и гетероскедастичность (см. табл. П1 в Приложении). Многомерные тесты на автокорреляцию остатков показывают, что нулевая гипотеза об отсутствии автокорреляции первого и четвертого порядков соответственно не отвергается в пользу альтернативной гипотезы о наличии автокорреляции остатков. Многомерная нормальность остатков отвергается, но это происходит из-за эксцесса, а не за счет асимметрии. Однако, как показывают симуляционные исследования, статистические выводы в коинтегрированной VAR чувствительны к автокорреляции остатков, асимметрии и нестабильности параметров, в то время как эксцесс и гетероскедастичность не являются слишком серьезной проблемой (Juselius, 2006). Учитывая сказанное, можно сделать вывод, что рассматриваемая исходная модель достаточно хорошо специфицирована, и может быть использована для дальнейшего анализа.

Результаты теста на коинтеграцию представлены в табл. 5. Поскольку коинтегрированная VAR в данном случае включает стационарную экзогенную переменную и ступенчатую фиктивную переменную в коинтеграционном векторе, соответствующие критические значения были симулированы при 10000 повторений и длине процессов случайного блуждания, равной 500. Кроме того, также были рассчитаны бутстрэповские критические значения. Нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции между  $m3$  и  $mb$  явно отвергается. Таким образом, существует долгосрочная связь между операционной и промежуточной целью. Кроме того,  $mb$  является слабо экзогенной переменной согласно соответствующему тесту.

Так как тренд статистически незначим в коинтеграционном векторе, он может быть исключен из дальнейшего анализа. После этого переменная Cum(RIRR) становится стати-

<sup>6</sup> Тестирование контролируемости целевой переменной посредством соответствующего инструмента в рамках коинтегрированной VAR модели рассматривается в Hendry, Mizon (1998) и Johansen, Juselius (2003).

стически значимой в коинтеграционном векторе с теоретически ожидаемым отрицательным знаком<sup>7</sup>. Коэффициент при  $mb$  является положительным и сильно значимым. Его точечная оценка составляет 1.044 с 95% бутстрэповскими доверительными интервалами, равными [1.026 1.064]. Это свидетельствует о достаточно точной оценке основного параметра долгосрочной связи.

**Таблица 4. Предложение денег: результаты коинтеграционного анализа**

(1) Тест на наличие коинтеграции					
Нулевая гипотеза, $H_0$	Собственное значение	LR(trace)	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрэп	
$r = 0$	0.5436	74.4467	0.0000	0.0005	
$r \leq 1$	0.1564	13.2691	0.2221	0.4037	
(2) Нормализованный коинтеграционный вектор, $\beta'$ и $\alpha$ -коэффициенты					
Переменные	$m3$	$mb$	Cum(RIRR)	St2009q1	trend
Кoineгpaциoнный вектор, $\beta'$	1.0000	-1.0898	0.0227	-0.3198	0.0049
$\alpha$ -коэффициенты	-0.4620	0.1102			
(3) Тесты на значимость $\beta$ -параметров и слабую экзогенность ( $p$ -значения в скобках)					
Переменные	$m3$	$mb$	Cum(RIRR)	St2009q1	trend
Значимость $\beta$ -параметров, $\chi^2(1)$	47.5252 (0.0000)	45.6331 (0.0000)	0.8250 (0.2637)	22.7983 (0.0000)	0.9957 (0.3183)
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	42.3803 (0.0000)	1.2940 (0.2553)			
(4) Тестирование ограничений ( $p$ -значения в скобках)					
$\beta_{trend} = 0$	$\chi^2(1) = 0.9957 (0.3183)$				
$\alpha_{mb} = 0$	$\chi^2(1) = 0.8562 (0.3548)$				
$\beta_{trend} = 0 \cap \alpha_{mb} = 0$	$\chi^2(2) = 1.8519 (0.3962)$				
(5) Коинтеграционный вектор с ограничениями					
Переменные	$m3$	$mb$	Cum(RIRR)	St2009q1	trend
Кoineгpaциoнный вектор, $\beta'$	1.0000	-1.0440	0.0434	-0.2692	-
Стандартные ошибки $\alpha$ -коэффициенты	-	0.0092	0.0125	0.0253	-
Стандартные ошибки	-0.5176	-			
Стандартные ошибки	0.0546	-			

*Примечание:* все расчеты были выполнены при помощи программного обеспечения Structural VAR 0.45. Асимптотические  $p$ -значения для коинтеграционного теста получены путем симуляций при помощи программы CATS in RATS 2.

*Источник:* расчеты авторов.

Исходя из результатов коинтеграционного анализа, функция предложения денег принимает следующий вид:

$$m3 = 1.044mb - 0.043Cum(RIRR) + 0.269St2009q1. \quad (2)$$

Корректировка неравновесия при этом происходит достаточно быстро: для восстановления равновесия после неожиданного шока требуется примерно 2 квартала ( $1/0.5176$ ).

Стабильность полученного долгосрочного соотношения на всей выборке является чрезвычайно важным. Обычно для анализа стабильности на ограниченном временном периоде используются различные рекурсивные тесты Чоу. Такие диагностики, полезные для предварительного анализа, не дают оценку относительно всей выборки, поскольку являются тестами для отдельных моментов времени.

В данном исследовании, следуя Bruggeman, Donati, Warne (2003), мы использовали следующий набор тестов на стабильность: (1) ненулевых собственных значений; (2) параметров долгосрочной связи; (3) параметров краткосрочной связи. В первом случае ис-

<sup>7</sup> Следует отметить, что во всех таблицах с результатами коинтеграционного анализа знаки при переменных инвертированы: минус означает положительное, а плюс – отрицательное влияние. Это общепринятое представление результатов, используемое в дальнейшем для расчета механизма корректировки равновесия.

пользовался флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений (Hansen, Johansen, 1999); во втором случае – супремум и средний тест на стабильность параметров долгосрочной связи соответственно (Nyblom, 1989); в третьем случае – флуктуационный тест на стабильность параметров краткосрочной связи (Ploberger, Kramer, Kontrus, 1989). Данные тесты дают общую оценку стабильности для выборки в целом и не требуют резервирования некоторой части выборки для их расчета. Таким образом, для анализа стабильности может быть использована полная выборка.

**Таблица 6. Предложение денег: анализ стабильности**

Флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений	$\sup_{t \in T} \tau_{t T}(\lambda_1) = 0.4151 (0.8214)$
Тест на стабильность параметров долгосрочной связи:	
супремум	$\sup_{t \in T} Q_T^t = 0.4710 (0.9010)$
средний	$\text{mean}_{t \in T} Q_T^t = 0.1400 (0.7659)$
Флуктуационный тест на стабильность краткосрочных параметров	
<i>m3</i>	$S(11) = 0.8022 (0.6648)$
<i>mb</i>	$S(11) = 0.8672 (0.5368)$

*Примечание:* Краткосрочные параметры при расчете флуктуационного теста на стабильность ненулевых собственных значений и тестов на стабильность параметров долгосрочной связи были фиксированы на среднем для выборки уровне. Тесты на стабильность параметров долгосрочной связи рассчитаны для модели с ограничением  $\beta_{trend} = 0$ , остальные тесты – для модели без ограничений. В скобках приведены бутстрэповские *p*-значения.

*Источник:* расчеты авторов.

Результаты анализа стабильности представлены в табл. 6. Согласно проведенным тестам и соответствующим бутстрэповским *p*-значениям можно сделать вывод, что функция предложения денег не демонстрирует какой-либо нестабильности ненулевых собственных значений, а также долгосрочных и краткосрочных параметров. Следовательно, результаты коинтеграционного анализа являются стабильными на всей выборке.

Следующим шагом было тестирование каузальности по Грэнджеру на основе полученной коинтегрированной VAR, результаты которого представлены в табл. 7. Как видим, отсутствие каузальности по Грэнджеру для *mb* относительно *m3* убедительно отвергается. При этом переменная *m3* не является каузальной по Грэнджеру относительно переменной *mb* согласно как асимптотическим, так и бутстрэповским *p*-значениям. Таким образом, принимая во внимание результаты тестирования на слабую экзогенность, можно сделать вывод, что денежная база является сильно экзогенной переменной по отношению к денежному агрегату М3. Полученные результаты кардинальным образом отличаются от предварительных оценок каузальности, представленных ранее в табл 2.

**Таблица 7. Каузальность по Грэнджеру между *mb* и *m3***

Тест Грэнджера	Тест Вальда ( $\chi^2$ )	<i>p</i> -значение	<i>p</i> -значение, бутстрэп
<i>mb</i> $\nrightarrow$ <i>m3</i>	48.8059	0.0000	0.0000
<i>m3</i> $\nrightarrow$ <i>mb</i>	3.3944	0.1357	0.1896

*Примечание:*  $x \nrightarrow y$  соответствует нулевой гипотезе ( $H_0$ ), что переменная *x* не является каузальной по Грэнджеру относительно переменной *y*. При расчетах использовалась коинтегрированная VAR с ограничением  $\beta_{trend} = 0$ .

*Источник:* расчеты авторов.

Коэффициенты *S*-матрицы, представленные в табл. 8, интерпретируются как долгосрочное влияние шоков (инноваций)  $\varepsilon_{m3}$  и  $\varepsilon_{mb}$  на переменные *m3* и *mb*. В данном случае контролируемость *m3* посредством *mb* подразумевает положительное статистически значимое долгосрочное влияние шока *mb* на *m3*, но не наоборот. Результаты табл. 8 подтверждают гипотезу о контролируемости: шок монетарной базы оказывает перманентное влияние на денежный агрегат М3. Влияние в противоположном направлении может быть только краткосрочным.

**Таблица 8. С-матрица: долгосрочное кумулятивное влияния шоков**

Переменная	Шоки	
	$\varepsilon_{m3}$	$\varepsilon_{mb}$
$m3$	0.2595 (0.2452)	1.2377 (0.2982)
$mb$	0.2486 (0.2348)	1.1856 (0.2856)

Примечание: в скобках представлены стандартные ошибки коэффициентов. При расчетах использовалась коинтегрированная VAR с ограничением  $\beta_{trend} = 0$ .

Источник: расчеты авторов.

Практически мы нашли эмпирическое подтверждение всем сформулированным гипотезам относительно функции предложения денег ( $H_{11}$ – $H_{16}$ ). Суммируя полученные результаты, можно отметить следующее:

- проведенный анализ явно свидетельствуют в пользу наличия коинтеграции (долгосрочной связи) между операционной ( $mb$ ) и промежуточной ( $m3$ ) целью;
- операционная цель ( $mb$ ) является сильно экзогенной по отношению промежуточной цели ( $m3$ ), то есть имеет место слабая экзогенность  $mb$  и отсутствие каузальности по Грэнджеру от  $\Delta m3$  к  $\Delta mb$  при условии, что реальная ставка рефинансирования включается в долгосрочную зависимость;
- шок операционной цели ( $mb$ ) оказывает значимое положительное влияние на промежуточную цель ( $m3$ ), но не наоборот.

Таким образом, белорусские данные за длительный период времени говорят в пользу контролируемости промежуточной цели посредством операционной цели.

#### 4.3. Оценка функции спроса на деньги для МЗ

Исходным пунктом анализа спроса на деньги в данном исследовании является оценка функции спроса на номинальные денежные остатки, главным образом для тестирования гипотезы о ценовой гомогенности и взаимосвязи между деньгами и ценами. Таким образом, номинальная функция спроса на деньги в нашем анализе выступает в качестве вспомогательного средства.

Для анализа номинальной функции спроса на деньги использовалась система переменных ( $m3$ ,  $cpi$ ,  $rgdp$ ) с 4 лагами, константой в VAR, трендом в коинтеграционном пространстве и сезонными фиктивными переменными. Ступенчатая фиктивная переменная для 2011q4 ( $St2011q4$ ) была включена в коинтеграционный вектор для учета сдвига уровня  $m3$  в результате финансового кризиса. Как и ранее, это делается на основе подхода, предложенного в Johansen, Mosconi, Nielsen (2000). Несколько импульсных фиктивных переменных включаются в краткосрочную часть модели, а именно D1997q1, D1998q4 и D2000q1. Фиктивные переменные необходимы для улучшения спецификации модели. Здесь надо отметить, что модель для номинальных денежных остатков оказывается в результате плохо специфицированной (см. табл. П2 в Приложении). Однако мы используем ее лишь в качестве промежуточного этапа для тестирования некоторых важных гипотез и, если они не отвергаются, то переходим к анализу спроса на реальные денежные остатки<sup>8</sup>.

Из табл. 9 следует ряд важных выводов. Во-первых, нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции между  $m3$ ,  $cpi$  и  $rgdp$  отвергается согласно как асимптотическим, так и бутстрэповским  $p$ -значениям<sup>9</sup>. Нулевая гипотеза о двух коинтеграционных векторах отвергается. Следовательно, существует долгосрочная связь между  $m3$ ,  $cpi$  и  $rgdp$ , характеризующая функцию спроса на номинальные денежные остатки.

<sup>8</sup> Спецификация модели может быть улучшена, если рассматривать переменную  $rgdp$  как слабо экзогенную и перейти к в коинтеграционном анализе использованию частичной системы с большим количеством фиктивных переменных для корректировки выбросов.

<sup>9</sup> Поскольку данная коинтегрированная VAR включает ступенчатую фиктивную переменную в коинтеграционном пространстве, соответствующие критические значения были симулированы при 10000 повторений и длине процессов случайного блуждания, равной 500.

**Таблица 9. Спрос на номинальные денежные остатки:  
результаты коинтеграционного анализа**

(1) Тест на наличие коинтеграции					
Нулевая гипотеза, $H_0$	Собственное значение	LR(trace)	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрэп	
$r = 0$	0.4048	66.2652	0.0005	0.0100	
$r \leq 1$	0.2232	26.8337	0.1248	0.2171	
$r \leq 2$	0.0956	7.6343	0.5156	0.1786	
(2) Нормализованный коинтеграционный вектор, $\beta'$ и $\alpha$ -коэффициенты					
Переменные	$m3$	$cpi$	$rgdp$	St2011q4	trend
Кoineгpaционный вектор, $\beta'$	1.0000	-0.9803	-2.5277	-0.1498	0.0012
$\alpha$ -коэффициенты	-0.3990	0.1392	-0.0344		
(3) Тесты на значимость $\beta$ -параметров и слабую экзогенность ( $p$ -значения в скобках)					
Переменные	$m3$	$cpi$	$rgdp$	St2011q4	trend
Значимость $\beta$ -параметров, $\chi^2(1)$	17.2684 (0.0000)	17.6896 (0.0000)	17.3347 (0.0000)	6.0063 (0.0143)	0.0316 (0.8590)
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	30.5518 (0.0000)	4.1227 (0.0423)	0.3233 (0.5696)		
(4) Тестирование ограничений ( $p$ -значения в скобках)					
$\beta_{trend} = 0$	$\chi^2(1) = 0.0316 (0.8590)$				
$\beta_{cpi} = -1$	$\chi^2(1) = 1.0039 (0.3164)$				
$\beta_{cpi} = -1 \cap \beta_{trend} = 0$	$\chi^2(2) = 4.0808 (0.1300)$				
$\alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(1) = 0.3402 (0.5597)$				
$\alpha_{cpi} = 0$	$\chi^2(1) = 4.4652 (0.0346)$				
$\beta_{cpi} = -1 \cap \beta_{trend} = 0 \cap \alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(3) = 4.4210 (0.2194)$				
(5) Коинтеграционный вектор с ограничениями					
Переменные	$m3$	$cpi$	$rgdp$	St2011q4	trend
Кoineгpaционный вектор, $\beta'$	1.0000	-1.0000	-2.3481	-0.1366	-
Стандартные ошибки	-	-	0.0377	0.0329	-
$\alpha$ -коэффициенты	-0.2932	0.1328	-		
Стандартные ошибки	0.0574	0.0569	-		

*Примечание:* все расчеты были выполнены при помощи программного обеспечения Structural VAR 0.45. Асимптотические  $p$ -значения для коинтеграционного теста получены путем симуляций при помощи программы CATS in RATS 2.

*Источник:* расчеты авторов.

Во-вторых, все переменные за исключение временного тренда статистически значимы в коинтеграционном векторе. В-третьих, деньги и цены являются взаимосвязанными переменными, согласно тесту на слабую экзогенность (хотя для цен слабая экзогенность отвергается только на 5% уровне значимости). Напротив,  $rgdp$  – это слабо экзогенная переменная. В-четвертых, гипотеза о ценовой гомогенности не может быть отвергнута (как для модели с трендом, так и без него). Коэффициенты обратной связи ( $\alpha$ -коэффициенты) для денег (-0.2932) и для цен (0.1328) имеют «правильные» знаки: когда денежный рынок находится в неравновесном состоянии, номинальные денежные остатки сокращаются, а цены увеличиваются, что возвращает систему в равновесие.

Полученные результаты имеют большое значение для последующего моделирования. Поскольку деньги и цены взаимосвязаны, становится возможным анализ инфляции в контексте функции спроса на деньги и корректное использование  $P^*$ -модели инфляции. Кроме того, ценовая гомогенность позволяет использовать в дальнейшем анализе реальные денежные остатки без потери информации.

Согласно результатам коинтеграционного анализа функция спроса на номинальные денежные остатки выглядит следующим образом:

$$m3 = cpi + 2.348rgdp + 0.137St2011q4. \quad (3)$$

Корректировка неравновесия после неожиданных шоков занимает около 3.4 квартала для  $m3$  и около 7.5 квартала для  $cpi$ . На наш взгляд, такое достаточно медленное приспособление цен может быть обусловлено практикой административного регулирования цен в Беларуси.

**Таблица 10. Спрос на реальные денежные остатки:  
результаты коинтеграционного анализа**

(1) Тест на наличие коинтеграции					
Нулевая гипотеза, $H_0$	Собственное значение	LR(trace)	$p$ -значение, асимптотическое	$p$ -значение, бутстрэп	
$r = 0$	0.6161	85.1805	0.0000	0.0005	
$r \leq 1$	0.1890	15.2971	0.1377	0.1791	
(2) Нормализованный коинтеграционный вектор, $\beta'$ и $\alpha$ -коэффициенты					
Переменные	<i>rm3</i>	<i>rgdp</i>	INF_YOY	St2011q3	trend
Коинтеграционный вектор, $\beta'$	1.0000	-2.4613	0.0884	-0.1458	0.0005
$\alpha$ -коэффициенты	-0.4752	0.0901			
(3) Тесты на значимость $\beta$ -параметров и слабую экзогенность ( $p$ -значения в скобках)					
Переменные	<i>rm3</i>	<i>rgdp</i>	INF_YOY	St2011q3	trend
Значимость $\beta$ -параметров, $\chi^2(1)$	50.8643 (0.0000)	50.3172 (0.0000)	37.2171 (0.0000)	22.0099 (0.0000)	0.0327 (0.8566)
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	101.1923 (0.0000)	2.6831 (0.1014)			
(4) Тестирование ограничений ( $p$ -значения в скобках)					
$\beta_{trend} = 0$	$\chi^2(1) = 0.0327 (0.8566)$				
$\alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(1) = 2.6610 (0.1028)$				
$\beta_{trend} = 0 \cap \alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(2) = 2.6937 (0.2601)$				
(5) Коинтеграционный вектор с ограничениями					
Переменные	<i>rm3</i>	<i>rgdp</i>	INF_YOY	St2011q3	trend
Коинтеграционный вектор, $\beta'$	1.0000	-2.4331	0.0874	-0.1422	-
Стандартные ошибки	-	0.0254	0.0101	0.0201	-
$\alpha$ -коэффициенты	-0.4952	-			
Стандартные ошибки	0.0463	-			

*Примечание:* все расчеты были выполнены при помощи программного обеспечения Structural VAR 0.45. Асимптотические  $p$ -значения для коинтеграционного теста получены путем симуляций при помощи программы CATS in RATS 2.

*Источник:* расчеты авторов.

В табл. 10 содержатся результаты коинтеграционного анализа для функции спроса на реальные денежные остатки. Использовалась система переменных (*rm3*, *rgdp*) с 3 лагами, константой в VAR, трендом в коинтеграционном пространстве и сезонными фиктивными переменными. Ступенчатая фиктивная переменная для 2011q3 (St2011q3) была включена в коинтеграционный вектор, чтобы учесть сдвиг уровня *rm3* в результате финансового кризиса. Кроме того, для учета альтернативных издержек нахождения денег в форме широкой денежной массы показатель инфляции, рассчитанный год к году (INF\_YOY), включался в модель как нестационарная экзогенная переменная с нулевым лагом. Важно отметить, что без этого невозможно идентифицировать коинтеграцию между *rm3* и *rgdp*. Модель также включала в краткосрочной ее части три импульсные фиктивные переменные, а именно D1997q1, D1998q4 и D2000q1. В отличие от номинальной системы, данная модель является хорошо специфицированной (см. табл. ПЗ в Приложении). Она успешно проходит практически все тесты спецификации. Единственная проблема – автокорреляция остатков четвертого порядка. Мы провели тестирования на автокорреляцию с лагом 3 и 5, и не обнаружили никаких аномалий. Вероятно, автокорреляция остатков четвертого порядка обусловлена сезонными свойствами используемых данных.

Существует явно выраженный коинтеграционный вектор, характеризующий долгосрочную функцию спроса на реальные деньги. Все его коэффициенты имеют теоретически ожидаемые знаки и величины, корректные для экономики Беларуси. После исключения статистически незначимого временного тренда из коинтеграционного вектора, функция спроса на реальные денежные остатки принимает следующий вид:

$$rm3 = 2.433rgdp - 0.087INF\_YOY + 0.142St2011q3. \quad (4)$$

Точечная оценка коэффициента при *rgdp* составляет 2.433 с 95% бутстрэповскими доверительными интервалами, равными [2.50 2.37], то есть основной параметр долгосрочного соотношения оценен достаточно точно. Аналогичная ситуация и с переменной INF\_YOY: 95% доверительный интервал равен [-0.066 -0.110], что весьма

близко к точечной оценке, равной  $-0.087$ . Корректировка неравновесия осуществляется достаточно быстро, и занимает примерно 2 квартала.

В табл. 11 представлены результаты анализа стабильности. Согласно проведенным тестам и соответствующим бутстрэповским  $p$ -значениям, можно сделать вывод, что функция спроса на реальные денежные остатки не показывает каких-либо признаков нестабильности ненулевых собственных значений, а также долгосрочных и краткосрочных параметров. Таким образом, результаты коинтеграционного анализа являются стабильными на протяжении всей выборке.

**Таблица 11. Спрос на реальные денежные остатки: анализ стабильности**

Флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений	$\sup_{t \in T} \tau_{t T}(\lambda_1) = 0.5464 (0.1171)$
Тест на стабильность параметров долгосрочной связи:	
супремум	$\sup_{t \in T} Q_T^t = 0.5780 (0.6683)$
средний	$\text{mean}_{t \in T} Q_T^t = 0.2033 (0.4297)$
Флуктуационный тест на стабильность краткосрочных параметров	
<i>m3</i>	$S(14) = 0.9286 (0.3552)$
<i>mb</i>	$S(14) = 1.3683 (0.0525)$

*Примечание:* Краткосрочные параметры при расчете флуктуационного теста на стабильность ненулевых собственных значений и тестов на стабильность параметров долгосрочной связи были фиксированы на среднем для выборки уровне. Тесты на стабильность параметров долгосрочной связи рассчитаны для модели с ограничением  $\beta_{trend} = 0$ , остальные тесты – для модели без ограничений. В скобках приведены бутстрэповские  $p$ -значения.

*Источник:* расчеты авторов.

Анализируя спрос на деньги, фактически мы нашли эмпирическое подтверждение всем сформулированным гипотезам касательно функций спроса для номинальных и реальных денежных остатков ( $H_{21}-H_{25}$ ). Подводя итоги проведенному анализу, можно заключить следующее:

- в Беларуси существует стабильная и хорошо специфицированная функция спроса на реальные денежные остатки для денежного агрегата МЗ с ожидаемыми знаками параметров долгосрочной связи и приемлемыми величинами их коэффициентов;
- коинтеграционный вектор, характеризующий спрос на реальные денежные остатки, может быть использован для расчета реального денежного разрыва;
- реальный денежный разрыв, рассчитывается на основе коинтеграционного вектора с ограничениями из табл. 10 путем замены фактической величины *rgdp* на ее потенциальную или трендовую величину – *rgdp\**;
- реальный денежный разрыв может быть использован в качестве переменной, характеризующей неравновесие на денежном рынке в рамках  $P^*$ -модели инфляции.

#### 4.4. Деньги как опережающий индикатор инфляции: анализ связи между промежуточной и конечной целью

Для оценки денег как опережающего индикатора инфляции мы использовали  $P^*$ -модель инфляции с реальным денежным разрывом в качестве основной объясняющей переменной (см. Gerlach, Svensson, 2003). Реальный денежный разрыв (*rm3gap*) рассчитывался следующим образом:

$$rm3gap = rm3 - 2.433rgdp^* + 0.087INF\_YOY - 0.142St2011q3, \quad (5)$$

где *rgdp\** – потенциальный (трендовый) реальный ВВП. Потенциальный реальный ВВП был оценен на основе одномерной модели с ненаблюдаемыми компонентами. Мы использовали так называемую модель со сглаженным трендом, где уровень (тренд) фиксируется, а угол наклона (темпы роста тренда) является стохастическим. Кроме того, модель включала сезонный компонент, стохастический цикл и случайный компонент. Модель корректировалась на возможные структурные сдвиги при помощи автоматической процедуры, реализованной в STAMP 8.3 (OxMetrics 7.1). Более детальное описание методологии оцен-

ки потенциального ВВП в Беларуси при помощи модели с ненаблюдаемыми компонентами представлено в Пелипась, Кирхнер, Вебер (2014).

Наряду с реальным денежным разрывом,  $P^*$ -модель включала показатели инфляции с лагами, темпы прироста номинального денежного агрегата МЗ и немонетарные переменные, такие как номинальный обменный курс (BYR/USD) и индекс цен на сырьевые товары на мировых рынках. Формально  $P^*$ -модель инфляции может быть представлено следующим образом:

$$\Delta cpi_t = E(\Delta cpi_t | \Theta_{t-1}) + \alpha_{gap}(rm3 - rm3^*)_{t-1} + \beta_z z_{t-n} . \quad (6)$$

Таким образом, в указанной модели инфляция обуславливается инерционностью (инфляционные ожидания,  $E(\Delta cpi_t | \Theta_{t-1})$ ); реальным денежным разрывом с лагом, равным 1,  $rm3gap_{t-1} = rm3_{t-1} - rm3^*_{t-1}$ ; другими монетарными и немонетарными переменными, входящими в вектор  $\mathbf{z}$ . Первоначально мы строили модель с лагом, равным 2, для всех краткосрочных переменных, реальным денежным разрывом с лагом, равным 1, константой и центрированными сезонными фиктивными переменными. Затем производилось редуцирование модели методом «от общего к частному» с использованием автоматического выбора конечной модели наряду с применением сатурации ступенчатыми и импульсными фиктивными переменными при уровне значимости  $\alpha = 0.001$ . Полученная модель вместе с тестами ошибки спецификации представлена в табл. 12.

**Таблица 12.  $P^*$ -модель инфляции (1996q1–2014q4)**

Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
Constant	0.5160	0.0317	16.30	0.0000
$\Delta cpi_{t-1}$	-0.1594	0.0313	-5.09	0.0000
$\Delta cpi_{t-2}$	1.7405	0.3966	4.39	0.0000
$\Delta m3_t$	0.3489	0.0334	10.40	0.0000
$\Delta m3_{t-2}$	0.1412	0.0279	5.07	0.0000
$\Delta ner_t$	0.2334	0.0158	14.80	0.0000
$rm3gap_{t-1}$	0.1170	0.0265	4.42	0.0000
Seasonal(1)	-0.0239	0.0035	-6.90	0.0000
Seasonal(2)	-0.0163	0.0036	-4.46	0.0000

*Тесты ошибки спецификации*

AR 1-5:  $F(5,52) = 1.1869 (0.3284)$  ARCH 1-4:  $F(4,68) = 0.16694 (0.9545)$   
 Normality:  $\chi^2(2) = 6.0797 (0.0478)$  Hetero:  $F(18,51) = 1.0959 (0.3828)$   
 RESET23:  $F(2,55) = 1.5251 (0.2266)$

*Примечание:* модель также включает статистически значимые импульсные (I) и ступенчатые (S) фиктивные переменные I1997q1, I1998q3, I1998q4, I1999Q4 и S1999q4, S2000q1, S2001q1, S2002q2, S2011q4, S2012q1 соответственно. AR 1-5 – тест на наличие автокорреляции остатков 1-5-го порядков,  $H_0$ : автокорреляция остатков отсутствует; ARCH 1-4 – тест на наличие ARCH-эффекта 1-4-го порядков,  $H_0$ : ARCH-эффект отсутствует; Normality – тест на нормальность распределения остатков,  $H_0$ : остатки имеют нормальное распределение; Hetero – тест на наличие гетероскедастичности,  $H_0$ : гетероскедастичность отсутствует; RESET23 – тест на линейность третьего порядка,  $H_0$ : модель имеет линейную спецификацию. Рядом с условным обозначением теста в скобках указано его распределение с числом степеней свободы, p-значения приведены в скобках после тестов.

*Источник:* расчеты авторов.

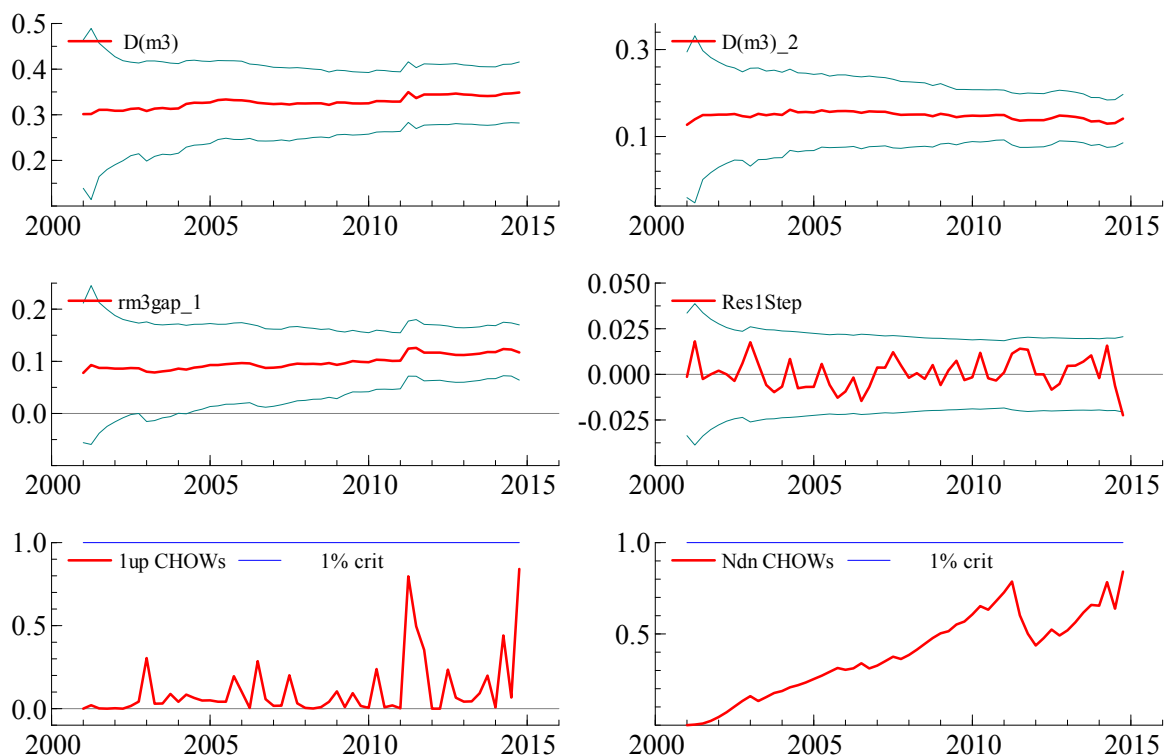
Как следует из табл. 12, мы получили хорошо специфицированную модель инфляции со статистически значимыми монетарными переменными. Реальный денежный разрыв, как и ожидалось, оказывает положительное влияние на динамику инфляции, то есть увеличение неравновесия на денежном рынке ведет к росту инфляции. Темпы прироста номинальной денежной массы также положительно связаны с инфляцией: прирост денежной массы влияет на увеличение инфляции с лагом 0 и 2. Кроме того, рост номинального обменного курса в текущем периоде также ведет к повышению инфляции. Согласно полученной модели инерционность инфляции является весьма умеренной.

Модель проходит все тесты спецификации (только нулевая гипотеза о нормальности распределения остатков отвергается примерно на 5% уровне, но не отвергается на 1% уровне значимости). Также важно отметить, что  $P^*$ -модель инфляции является рекурсивно стабильной, как следует из рис. 7. Это означает, что действие рассмотренных монетарных факторов имеет место на протяжении практически всего исследуемого периода. В ходе



построения модели инфляции было установлено, что индекс цен на сырьевые товары на мировых рынках оказывается статистически незначимой переменной.

**Рис. 7. Рекурсивные оценки стабильности  $P^*$ -модели инфляции**



*Примечание:* Res1Step – одношаговые рекурсивные остатки регрессии с доверительными интервалами, равными  $0 \pm 2\sigma$ ; 1up CHOWs – одношаговый рекурсивный тест Чоу; Ndn CHOWs – убывающий рекурсивный тест Чоу; 1% crit – линия, нормализующая тесты Чоу на 1% уровне значимости. Значения тестов, находящиеся выше синей линии, свидетельствуют о нестабильности модели или наличии выбросов.  $D(m3)$ ,  $D(m3)_2$  и  $rm3gap_1$  – рекурсивные оценки соответствующих параметров регрессии с расчетными доверительными интервалами, равными  $\pm 2\sigma$ .

*Источник:* расчеты авторов.

Таким образом, в результате проведенного анализа нашли подтверждения сформулированные гипотезы относительно связи между монетарными факторами и инфляцией ( $H_{31}$ – $H_{33}$ ). В итоге мы можем сделать следующие выводы:

- согласно полученной  $P^*$ -модели инфляции деньги являются статистически значимыми переменными как в долгосрочном периоде, так и в краткосрочном периоде;
- реальный денежный разрыв и номинальный прирост широкой денежной массы можно рассматривать как опережающие индикаторы;
- такая связь является достаточно стабильной на протяжении исследуемого периода;
- инерционность инфляции не является очень серьезной проблемой в Беларуси;
- корректировка инфляции при неравновесии на денежном рынке происходит достаточно медленно, вероятно, из-за активного административного регулирования цен.

## **5. Выводы и рекомендации для экономической политики**

В данной работе мы представили эконометрические результаты, свидетельствующие в пользу того, что операционная, промежуточная и конечная цель монетарной политики связаны должным образом для осуществления монетарного таргетирования в Беларуси. Такие связи эмпирически наблюдаются на протяжении достаточно долго периода времени: 1995q–2014q4.

Денежная база и денежный агрегат М3 между собой коинтегрированы. Денежная база является сильно экзогенной переменной по отношению к денежному агрегату М3. Промежуточная цель контролируется посредством операционной цели. Таким образом, **первое условие для монетарного таргетирования выполняется.**

Имеем место ценовая гомогенность, следовательно, использование реальных денежных остатков является обоснованным выбором. В номинальной системе деньги и цены взаимосвязаны, что является хорошей предпосылкой для монетарного таргетирования и использования  $P^*$ - модели инфляции.

В Беларуси существует достаточно стабильная функция на реальные денежные остатки для М3. Таким образом, **выполняется второе условие для монетарного таргетирования.** Однако отсутствие подходящих показателей ставок доходов на активы, альтернативные широкой денежной массе (кроме показателя инфляции), делает функцию спроса на реальные денежные остатки, рассчитанную по М3, менее информативной относительно поведения экономических агентов.

Коинтеграционный вектор, полученный на основе функции спроса на реальные денежные остатки, был использован для расчета реального денежного разрыва, характеризующего неравновесие на денежном рынке. Реальный денежный разрыв (с одним лагом) и проросты денежного агрегата М3 в номинальном выражении (в текущем периоде и с лагом 2) являются статистически значимыми в  $P^*$ -модели инфляции. Таким образом, **выполняется третье условие для монетарного таргетирования.**

Подводя итог, можно сделать вывод, что монетарное таргетирование в Беларуси имеет эконометрическое обоснование исходя из достаточно длинных временных рядов. Однако полученные нами связи весьма чувствительно к спецификации моделей. Кроме того, функция спроса на реальные денежные остатки для М3 далека от общепринятой, где имеется необходимый набор соответствующих процентных ставок. Учитывая сказанное, монетарное таргетирование следует рассматривать как переходный режим монетарной политики в Беларуси.

## Литература

- Калечиц, Д. (2015). О ключевых аспектах проведения денежно-кредитной политики в 2015 году, Национальный банк Республики Беларусь, Главное управление монетарной политики и экономического анализа, презентация.
- Мирончик, Н., Безбородова, А. (2015). Возможности применения режимам монетарного таргетирования в Республике Беларусь, *Банковский вестник*, 1, 3–9.
- Пелипась, И., Кирхнер, Р. Вебер, Э. (2014). Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси, *Банковский вестник*, 11, 1–13
- Baghestani, H., Mott, T. (1997). A Cointegration Analysis of the U.S. Money Supply Process, *Journal of Macroeconomics*, 19, 269–283.
- Baltensperger, E., Jordan, T.J., Savioz, M.R. (2001). The demand for M3 and inflation forecasts: An empirical analysis for Switzerland, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137, 244–272.
- Belke, A., Polleit, T. (2009). *Monetary economics in globalised financial Markets*. Springer: Verlag Berlin Heidelberg.
- Berger, H., Harjes, T. (2009). Does global liquidity matter for monetary policy in the euro area? *IMF Working Paper*, WP/09/17.
- Bordo, M. D., Filardo, A. (2007). Money still makes the world go round: The zonal view, *Journal of the European Economic Association*, 5, 509–523.
- Bruggeman, A., Donati, P., and Warne, A. (2003) Is the Demand for Euro Area M3 Stable? *ECB Working Paper*, 255.
- Castle, J. L., Doornik, J. A., Hendry, D. F., Pretis, F. (2015). Detecting location shifts during model selection by step-indicator saturation, *Econometrics*, 3, 240–264.
- Dennis, J. G. (2006). CATS in RATS. *Cointegration analysis of time series, version 2*. Evanston, Illinois, USA: Estima.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F. (2013). *Empirical Econometric modelling – PcGive 14*, Vol. 1. Timberlake Consultants Ltd.

- Dreger, C., J Wolters, J. (2014). Money demand and the role of monetary indicators in forecasting euro area inflation, *International Journal of Forecasting*, 30, 303–312.
- El-Shagi, M., Giesen, S. (2013). Money and inflation: Consequences of the recent monetary policy, *Journal of Policy Modeling*, 35, 520–537.
- Ericsson, N. R., Hendry, D.F., Tran, H.A. (1994). Cointegration, seasonality, encompassing, and the demand for money in the United Kingdom. In Hargreaves, C.P. (ed.) *Nonstationary time series analysis and cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 179–224.
- Ericsson, N., MacKinnon, J. (2002) Distributions of Error Correction Tests for Cointegration, *Econometrics Journal*, 5, 285–318.
- Ericsson, N.R. (1998). Empirical modeling of money demand, *Empirical Economics*, 23, 295–315.
- Gerlach, S., Svensson, L.E.O, (2003). Money and inflation in the euro area: A case for monetary indicators? *Journal of Monetary Economics*, 50, 1649–1672.
- Hansen, M., Johansen, S. (1999) Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models, *Econometrics Journal*, 2, 306–333.
- Hendry, D. F., Mizon, G. E. (1998). Exogeneity, causality, and co-breaking in economic policy analysis of small econometric model of money in the UK, *Empirical Economics*, 23, 267–294.
- Hossfeld, O. (2010). US Money demand, monetary overhang, and inflation, *INFER Working Paper* 2010.4.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of a 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., 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.
- Johansen, S., Juselius, K. (2003). Controlling inflation in a cointegrated vector autoregressive model with an application to US data, Discussion paper 01–03, University of Copenhagen Department of Economics.
- Johansen, S., Mosconi, R. Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend, *Econometrics Journal*, 3, 216–249.
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: Econometric methodology and applications*. Oxford: Oxford University Press.
- Nielsen, H.B. (2007). UK money demand 1873–2001: A long-run time series analysis and event study, *Clometrica*, 1, 45–61.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the constancy of parameters over time, *Journal of the American Statistical Association*, 84, 223–230.
- Pelipas, I. (2011). Structural Breaks and Dynamic Characteristics of Inflation and Growth Rates of Monetary Aggregates, *BEROC Working paper* 015.
- Pelipas, I. (2012). Multiple Structural Breaks and Inflation Persistence in Belarus, *BEROC Working paper* 021.
- Ploberger, W., Kramer, W. Kontrus, K. (1989), A new test for structural stability in the linear regression model, *Journal of Econometrics*, 40, 307–318.
- Rahbek, A. Mosconi, R. (1999). Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models, *Econometrics Journal*, 2, 76–91.
- Thornton, D. L. (2014). Monetary policy: Why money matters (and interest rates don't), *Journal of Macroeconomics*, 40, 202–213.
- Toda, H. Y., Yamamoto, T. (1995). Statistical inferences in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.
- Trecroci, C., Vega, J.L. (2002). The information content of M3 for future inflation in the euro area, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 138, 22–53.

## Приложения

**Таблица П1. Тесты спецификации: предложение денег**

Тесты	Модель без ограничений (r=2)	Модель с ограничениями (r=1)
Автокорреляция остатков		
LM(1)	$\chi^2(4) = 2.1373 (0.7105)$	$\chi^2(4) = 1.1774 (0.8818)$
LM(4)	$\chi^2(4) = 2.2082 (0.6975)$	$\chi^2(4) = 2.4861 (0.6471)$
Нормальность	$\chi^2(4) = 38.7840 (0.0000)$	$\chi^2(4) = 22.7971 (0.0001)$
асимметрия	$\chi^2(2) = 1.5647 (0.4573)$	$\chi^2(2) = 1.6642 (0.4351)$
эксцесс	$\chi^2(2) = 37.2143 (0.0000)$	$\chi^2(2) = 21.1329 (0.0000)$
ARCH-эффект		
LM(1)	$\chi^2(9) = 24.1087 (0.0041)$	$\chi^2(9) = 7.7559 (0.5589)$
LM(4)	$\chi^2(36) = 102.5533 (0.0000)$	$\chi^2(36) = 84.0163 (0.0000)$

**Таблица П2. Тесты спецификации: спрос на номинальные денежные остатки**

Тесты	Модель без ограничений (r=3)	Модель с ограничениями (r=1)
Автокорреляция остатков		
LM(1)	$\chi^2(9) = 29.1213 (0.0006)$	$\chi^2(9) = 27.8393 (0.0010)$
LM(4)	$\chi^2(9) = 13.7865 (0.1301)$	$\chi^2(9) = 15.8085 (0.0710)$
Нормальность	$\chi^2(6) = 73.3172 (0.0000)$	$\chi^2(6) = 150.8711 (0.0000)$
асимметрия	$\chi^2(3) = 31.1897 (0.0000)$	$\chi^2(3) = 50.7870 (0.0000)$
эксцесс	$\chi^2(3) = 42.1276 (0.0000)$	$\chi^2(3) = 100.0904 (0.0000)$
ARCH-эффект		
LM(1)	$\chi^2(36) = 60.4899 (0.0065)$	$\chi^2(36) = 67.0740 (0.0013)$
LM(4)	$\chi^2(144) = 226.8560 (0.0000)$	$\chi^2(144) = 227.4860 (0.0000)$

**Таблица П3. Тесты спецификации: спрос на реальные денежные остатки**

Тесты	Модель без ограничений (r=2)	Модель с ограничениями (r=1)
Автокорреляция остатков		
LM(1)	$\chi^2(4) = 3.2179 (0.5221)$	$\chi^2(4) = 2.7329 (0.6035)$
LM(4)	$\chi^2(4) = 19.3078 (0.0007)$	$\chi^2(4) = 23.2693 (0.0001)$
Нормальность	$\chi^2(4) = 2.2326 (0.6931)$	$\chi^2(4) = 2.7414 (0.6020)$
асимметрия	$\chi^2(2) = 0.8503 (0.6537)$	$\chi^2(2) = 1.4577 (0.4825)$
эксцесс	$\chi^2(2) = 1.3823 (0.5010)$	$\chi^2(2) = 1.2837 (0.5263)$
ARCH-эффект		
LM(1)	$\chi^2(9) = 12.2552 (0.1993)$	$\chi^2(9) = 11.4403 (0.2467)$
LM(4)	$\chi^2(36) = 45.4545 (0.1343)$	$\chi^2(36) = 48.6908 (0.0770)$

*Примечание:* во всех таблицах в скобках после тестов приведены *p*-значения.

*Источник:* расчеты авторов.