

НАЦИОНАЛЬНАЯ АКАДЕМИЯ НАУК БЕЛАРУСИ  
Совет молодых ученых НАН Беларуси

# **МОЛОДЕЖЬ В НАУКЕ – 2011**

---

Приложение к журналу  
“Весті Нацыянальнай акадэміі  
навук Беларусі”

*В пяти частях*

## **ЧАСТЬ 2**

---

Серия гуманитарных наук



Минск  
«Беларуская навука»  
2012

УДК 082  
ББК 94  
М75

Редакционная коллегия

А. А. Коваленя (*главный редактор*), В. В. Гниломедов (*заместитель главного редактора*),  
П. Г. Никитенко (*заместитель главного редактора*), Е. М. Бабосов, В. А. Бобков, А. Н. Булыко,  
Г. А. Василевич, В. В. Данилович, А. И. Жук, А. И. Зеленков, В. П. Изотко, М. П. Костюк,  
И. В. Котляров, А. А. Лазаревич, А. И. Локотко, А. А. Лукашанец, А. В. Марков,  
В. И. Семенков, Р. Б. Смольский, В. Н. Шимов, Д. И. Широканов

М75 **Молодежь** в науке – 2011: прил. к журн. «Весці Нацыянальнай акадэміі навук Беларусі». В 5 ч.  
Ч. 2. Серия гуманитарных наук / Нац. акад. наук Беларуси. Совет молодых ученых НАН Беларуси ;  
редкол.: А. А. Коваленя (гл. ред.), В. В. Гниломедов [и др.]. – Минск : Беларус. навука, 2012. – 418 с.  
ISBN 978-985-08-1399-2.

В данное издание вошли работы молодых ученых по истории, праву, философии, социологии, языкознанию, экономике и другим гуманитарным наукам, представленные на Международной научной конференции молодых ученых «Молодежь в науке – 2011», проходившей в Минске 25–29 апреля 2011 г.

УДК 082  
ББК 94

ISBN 978-985-08-1399-2(ч. 2)  
ISBN 978-985-08-1381-7

© Оформление. РУП «Издательский дом  
«Беларуская навука», 2012

12. Directive 2004/25/EC of the European Parliament and of the Council of 21 April 2004 on takeover bids, OL L 142, 2004 4 30, p. 12–23.

13. Commission 2005/162/EC Recommendation of 15 February 2005 on the role of non-executive or supervisory directors of listed companies and on the committees of the (supervisory) board, OJ L 52, 2005 02 25, p. 51–63.

14. Commission 2004/913/EC Recommendation of 14 December 2004 fostering an appropriate regime for the remuneration of directors of listed companies, OJ L 385, 2004 12 29, p. 55–59.

15. Directive 2006/46/EC of the European Parliament and of the Council of 14 June 2006 amending Council Directives 78/660/EEC on the annual accounts of certain types of companies, 83/349/EEC on consolidated accounts, 86/635/EEC on the annual accounts and consolidated accounts of banks and other financial institutions and 91/674/EEC on the annual accounts and consolidated accounts of insurance undertakings OJ L 224, 2006 8 16, p. 1–7.

*SIUZANA ŠČERBINA – DALIBAGIENĖ*

## **CORPORATE GOVERNANCE: DO THE SCIENTIST AND POLICYMAKERS LOOK THE SAME WAY?**

### **Summary**

This paper analyzes the issue concerning corporate governance framework in the European Union which is very topical at present. The wave of financial scandals at the turn of 21<sup>st</sup> century raised serious concerns regarding corporate governance issues and the countries responded to this by passing laws dealing with corporate accountability, reliability of public financial information and corporate structure problems. In order to strengthen corporate governance level in the Member States the European Union also took prompt action.

This paper addresses a novel question whether the decisions in field of corporate governance at the European Union level correspond to the scientific researches results assessing which individual corporate governance elements are most closely linked to better companies' performance.

In order to answer this question the author analyzes the studies that assess the significance of individual corporate governance elements to the companies' performance and compare them with the scope of legal acts taken at the European Union level in the field of corporate governance.

Forasmuch as the results show that the actions of policymakers do not correspond to the results of scientific research, the findings of this research should generate interest of academics as well as of policymakers. The results of this research bring to the discussion about the ways which should be taken in order to create sound environment for business activity.

The results are presented appropriately. There are given the limitations on the research forwarding to further deeper studies in this field.

*УДК 330.43*

*Ю. Г. АБАКУМОВА*

## **ИСПОЛЬЗОВАНИЕ VAR-МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ИССЛЕДОВАНИЯ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ТРАНСМИССИИ В ЭКОНОМИКЕ РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ**

*Белорусский государственный университет, Минск*

При совершенствовании системы государственного макроэкономического регулирования большое значение имеет оценка эффективности использования его инструментов, не последнее место среди которых занимают инструменты денежно-кредитной политики. Для этого необходимо выявить и исследовать взаимосвязи между показателями денежного и реального секторов экономики и в первую очередь между денежными агрегатами, инфляцией и реальными объемами производства, учитывая при этом особенности конкретной экономики [1].

Теоретическая концепция воздействия денежного предложения на важнейшие макроэкономические показатели была впервые сформулирована в работах Дж. Кейнса и получила название денежной трансмиссии. В настоящее время трансмиссия денежно-кредитной политики определяется как механизм, посредством которого финансовые инструменты, используемые центральными банками, влияют на экономические процессы и, прежде всего, на инфляцию и экономическую активность.

Исследование механизма денежной трансмиссии белорусской экономики имеет высокую практическую значимость, поскольку актуальными остаются проблемы, связанные с достаточно высоким темпом

инфляции и ростом отрицательного сальдо платежного баланса. Использование же зарубежного опыта затруднительно в силу особенностей белорусской экономической модели. В отечественных публикациях по данной тематике нашли свое отражение такие основные подходы к исследованию функционирования механизма денежной трансмиссии и его отдельных каналов, как дескриптивный и векторных авторегрессий. На основе подхода векторных авторегрессий проведенные ранее исследования позволили выявить и обосновать функционирование в экономике Беларуси таких каналов трансмиссионного механизма, как процентный и кредитный каналы, а также канал обменного курса [1]. Однако статистические данные, образовавшие информационную базу этих исследований, являются устаревшими, т. к. результаты были получены достаточно давно и в относительно стабильный для денежно-кредитной сферы период, до возникновения и развития глобального мирового финансового экономического кризиса. Поэтому основной целью проведенного исследования являлось изучение механизма денежной трансмиссии в текущих условиях белорусской экономики для подтверждения значимости соответствующих взаимосвязей.

Основной отличительной особенностью подхода векторных авторегрессий является то, что он направлен не на получение выводов относительно оптимальной экономической политики, необходимой для достижения заявленных экономических целей, а на поиск эмпирических свидетельств относительно реакции макроэкономических переменных на шоки экономической политики и выявление адекватной теоретической модели экономики.

Модель векторной авторегрессии (VAR-модель) представляет собой систему уравнений, в которой значение каждой последующей переменной определяется предыдущими значениями не только этой, но и других переменных. Фактически модель описывает математическое ожидание будущих значений переменной как линейную функцию от текущих и прошлых значений ряда переменных.

В соответствии с общепринятой методикой при анализе импульсных функций отклика под шоком понималось одномоментное изменение экзогенной переменной (по умолчанию положительное), равное ее одному стандартному отклонению колебаний за весь период наблюдений. Другими словами, на основе VAR-модели осуществляется динамическая имитация внешнего шока (импульса) в отношении каждой из эндогенных переменных, а затем анализируется реакция системы на этот импульс. Для оценки эффекта денежного импульса на разрыв реального выпуска предполагаем, что в период времени  $t = 0$  все переменные равны 0, после чего исследуемый денежный агрегат возрастает, например, на одну единицу. После этого единичного импульса (шока, инновации) анализируется реакция всех переменных модели за определенный период времени (функции отклика). Функции импульсного отклика характеризуют время возвращения эндогенной переменной на равновесную траекторию при единичном шоке экзогенной переменной [2].

Основываясь на результатах аналогичных исследований на реальных данных Республики Беларусь [1], для построения моделей векторных авторегрессий использовались логарифмы экономических показателей. Для переменной реального выпуска в модель вводились отклонения от тренда. Все это было сделано с целью повышения статистических характеристик моделей. Поскольку в данном исследовании использовались месячные данные, то проводилась также очистка рядов от сезонных и циклических составляющих. Полная процедура предварительной обработки исходных данных заключалась в следующем: временной ряд логарифмировался, далее отчищался от сезонной компоненты с помощью процедуры TRAMO/SEATS, а затем из прологарифмированного и очищенного от сезонности ряда вычиталась его трендовая составляющая, которая выделялась из него с помощью фильтра Ходрика-Прескота [2–3]. Различные приемы очистки временных рядов от сезонных и циклических составляющих с помощью специальных фильтров и включения в соответствующие модели показателей разрыва реального выпуска традиционно используются при исследовании трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики. Это объясняется тем, что номинальные переменные, в том числе и денежно-кредитная политика центрального банка, могут оказывать лишь краткосрочное влияние на реальный выпуск, а в долгосрочной перспективе поведение реальных переменных определяется исключительно реальными факторами.

Использование подхода векторных авторегрессий сопряжено с рядом ограничений, и его результаты не всегда позволяют адекватно оценить взаимосвязь между рассматриваемыми показателями. Исходя из этого дополнительно проводилось тестирование на причинно-следственную связь по Грейнджеру, что позволяет более полно обосновать выводы о влиянии денежно-кредитной политики на реальный сектор, сделанные на основе анализа импульсных функций отклика.

**Оценка VAR-моделей.** Оценка всех авторегрессионных моделей осуществлялась на различных информационных периодах наблюдений с целью сопоставления результатов и выявления происходящих трансформаций в механизме денежно-кредитной трансмиссии белорусской экономики. В качестве основного базового интервала для отбора статистических данных был выбран период с января 2001 г. по декабрь

2010 г. (120 помесечных данных). Помесечные данные о денежных агрегатах и номинальном обменном курсе взяты из статистических сборников Национального банка Республики Беларусь, а о реальном индексе ВВП и индексе потребительских цен – из сборников Национального статистического комитета Республики Беларусь. Все расчеты и эмпирический анализ проводились в стандартном программном пакете EViews 6.0.

Для эмпирической проверки гипотезы относительно статистической значимости воздействия денежно-кредитной политики на основные макроэкономические показатели строились различные варианты модели векторной авторегрессии, содержащие в составе своих эндогенных переменных целевой показатель реального выпуска (разрыва ВВП) или инфляции (логарифмы базовых индексов инфляции, уровень цен на конец января 2001 г. был принят равным единице), а также показатель денежного предложения (логарифм изменения агрегата денежной массы). Для повышения качества построенных моделей в них также экзогенно вводились: показатель разрыва ВВП России, чтобы учесть фактор довольно существенного влияния спроса на белорусские товары со стороны нашего основного внешнеторгового партнера; индекс номинального обменного курса рубля к доллару США как инфлятогенный фактор; номинальная ставка рефинансирования. Относительно включения в модели ставки рефинансирования отметим, что при фактическом отсутствии кредитования по ставке рефинансирования она является показателем «жесткости» денежно-кредитной политики Национального банка и выполняет роль важного индикатора для коммерческих банков при установлении процентных ставок.

Заключение о наличии статистически значимого влияния промежуточных переменных на важнейшие макроэкономические показатели принималось на основе анализа графиков импульсных функций отклика и статистических критериев качества уравнений модели векторной авторегрессии. На основе сравнительного анализа альтернативных вариантов моделей векторной авторегрессии и их функций отклика выбиралась наилучшая спецификация.

Гипотеза о нестационарности рядов проверялась с использованием ADF и KPSS тестов [4]. Поскольку большинство рядов оказалось стационарными, оценивание моделей векторной авторегрессии осуществлялось без учета коррекции ошибок, а нестационарные переменные рассматривались в соответствующих разностях (результаты оценивания на основе ADF-теста, а также условные обозначения переменных VAR-модели представлены в табл. 1).

Таблица 1. Результаты ADF-теста на единичный корень

Переменная	Показатель	ADF-тест		
		Спецификация	Критическое значение $\tau$ -5%	AD-статистика
<i>GDP_GAP</i>	Отклонение от тренда ВВП	N,0	-1,944	-8,004
<i>RUSGDP_GAP</i>	Отклонение от тренда ВВП России	N,0	-1,944	-2,254
<i>M0</i>	Денежный агрегат <i>M0</i>	C,0	-2,886	-4,235
<i>DM0</i>	Прирост денежного агрегата <i>M0</i>	T,2	-3,449	-5,226
<i>M3</i>	Денежный агрегат <i>M3</i>	C,0	-2,886	-5,501
<i>DM3</i>	Прирост денежного агрегата <i>M3</i>	T,0	-3,448	-11,033
<i>EM</i>	Номинальный обменный курс	C,1	-2,886	-2,319
<i>DEM</i>	Прирост номинального обменного курса	C,0	-2,886	-7,041
<i>RFN</i>	Номинальная ставка рефинансирования	N,6	-1,944	-4,321
<i>CPI</i>	Индекс потребительских цен	T,1	-3,448	-4,336
<i>DCPI</i>	Прирост индекса потребительских цен	T,1	-3,449	-3,812

Примечание. Спецификация T означает, что тестируемая модель в ADF-тесте содержит тренд и константу, C – модель содержит только константу, N – модель без тренда и константы. В спецификации после типа модели приведено количество запаздывающих разностей. Количество включаемых в тестовую модель запаздывающих разностей может определяться по коррелограмме частичной автокорреляционной функции.

Для временных рядов *M0*, *M3* и *CPI* результаты тестирования «единичного корня» с помощью ADF-теста не согласовывались с результатами тестирования на основе KPSS-теста (табл. 2), а также анализом автокорреляционной и частичной автокорреляционной функций (коррелограмм), согласно которым указанные временные ряды не являются стационарными. На основании проведенного анализа уже имеющихся результатов, а также дополнительного тестирования с помощью теста Нг-Перрона (NP-тест), указанные временные ряды были отнесены к нестационарным временным рядам.

Таблица 2. Результаты KPSS-теста на единичный корень

Переменная	Показатель	KPSS-тест		
		Спецификация	Критическое значение 5%	LM-статистика
<i>M0</i>	Денежный агрегат <i>M0</i>	T	0,146	0,306
<i>DM0</i>	Прирост денежного агрегата <i>M0</i>	T	0,146	0,070
<i>M3</i>	Денежный агрегат <i>M3</i>	T	0,146	0,314
<i>DM3</i>	Прирост денежного агрегата <i>M3</i>	T	0,146	0,051
<i>CPI</i>	Индекс потребительских цен	T	0,146	0,257
<i>DCPI</i>	Прирост индекса потребительских цен	T	0,146	0,085

Примечание. Спецификация T означает, что тестируемая модель в KPSS-тесте содержит тренд.

Использование рядов в первых разностях может осложнить в последующем интерпретацию функций импульсных откликов, однако нестационарность временных рядов показателей *M0*, *M3*, *EM* и *CPI* обуславливает необходимость такого преобразования.

В процессе проведенного исследования удалось подтвердить статистически значимое влияние денежной трансмиссии на изменение реального ВВП. Наиболее заметно это демонстрирует VAR-модель, которая содержит в составе своих переменных в качестве показателя денежного предложения – логарифм изменения денежного агрегата *M3*. Матрица коэффициентов и результаты оценки качества итоговой VAR-модели представлены в табл. 3 (модель (1)).

Таблица 3. Результаты оценивания параметров моделей векторной авторегрессии

Эндогенные переменные	Модель (1)		Модель (2)	
	<i>GDP_GAP</i>		<i>DLCPPI</i>	
Экзогенные переменные	Коэффициент	<i>P</i> -значение	Коэффициент	<i>P</i> -значение
<i>GDP_GAP(-1)</i>	0,4383	(0,0000)	–	–
<i>DCPI(-1)</i>	–	–	0,6652	(0,0000)
<i>DM0(-1)</i>	–	–	0,0360	(0,0065)
<i>DM3(-1)</i>	0,2738	(0,0149)	–	–
<i>C</i>	–0,0005	(0,9126)	0,0021	(0,0186)
<i>RUSGDP_GAP(-1)</i>	0,1539	(0,0182)	0,0311	(0,0722)
<i>RFN(-1)</i>	–0,0048	(0,0916)	–	–
<i>DEM</i>	–0,1144	(0,1403)	0,1567	(0,0000)
<i>Статистические характеристики моделей</i>				
$R^2$	0,5776		0,7059	
$P_{R^2}$	0,0000		0,0000	
<i>AIC</i>	–5,4746		–7,5379	
$P_{BG(1)}$	0,2508		0,1325	
$P_{BG(2)}$	0,3013		0,2011	
$P_{BG(3)}$	0,4423		0,2827	

Оценка статистической значимости коэффициентов осуществлялась на основе *P*-значений соответствующих *t*-статистик. *P*-значения были рассчитаны с помощью пакета Gretl на основе полученных при оценке модели в Eviews 6.0 значений *t*-статистик.

В табл. 3 также приведены основные статистические оценки, характеризующие качество моделей:  $R^2$  – коэффициент детерминации;  $P_{R^2}$  – статистика Фишера на значимость коэффициента детерминации; *AIC* – значение информационного критерия Акайке;  $P_{BG(1)}$ ,  $P_{BG(2)}$ ,  $P_{BG(3)}$  – тест Бреуша–Годфри на отсутствие автокорреляции, при  $l = 1, 2, 3$  (приводятся *P*-значения или доверительные вероятности). Оптимальная длина лага, равная единице, определялась на основе полученных в результате тестирования значений: *LR* – последовательно модифицированного теста отношения правдоподобия; *FPE* – финальной, или итоговой, ошибки прогноза; *AIC* – значения информационного критерия Акайке, *SIC* – значения информационного

Таблица 4. Результаты оценивания оптимальной длины лага для модели (1)

Порядок лага	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	NA	4,04e-14	-19,48795	-19,38110	-19,44476
1	207,5377	5,77e-15	-21,43525	<b>-20,90101</b>	<b>-21,21930</b>
2	18,94697	6,49e-15	-21,31970	-20,35807	-20,93099
3	<b>55,12073</b>	<b>4,68e-15</b>	<b>-21,65047</b>	-20,26145	-21,08901

Примечание. Жирным курсивом выделены оптимальные значения для каждого критерия.

критерия Шварца, *HQ* – значения информационного критерия Хеннана-Куинна (табл. 4, на примере модели (1)). Выбор делался на основании значений информационных критериев Акайке и Шварца.

На рис. 1 представлены полученные на основе VAR-модели (1) графики импульсных функций отклика с временным горизонтом, равным 36 месяцам, и соответствующие доверительные интервалы ( $\pm 2$  стандартных ошибки, что соответствует 95% доверительному интервалу). Приведенные графики функций отклика подтверждают вывод о наличии положительной статистически значимой связи между объемом ВВП и динамикой денежного агрегата *М3* (о вневыборочной каузальности). Реальный выпуск положительно реагирует на рост предложения денег. Единичный шок *DM3* имеет краткосрочный эффект для динамики разрыва реального выпуска: статистически значимое влияние наблюдается в течение 5-6 месяцев, последняя статистически значимая величина функции импульсного отклика соответствует шестому месяцу (рис. 1, а). Таким образом, равновесие восстанавливается примерно за два квартала. Как и в предыдущих исследованиях, построенная модель отчетливо продемонстрировала зависимость белорусской экономики от изменения валового внутреннего продукта в России. Представленный график на рис. 1, б свидетельствует о наличии положительной реакции реального выпуска на рост ВВП России, достигающей своего максимума с лагом в четыре месяца и постепенно полностью исчезающей в течение года.

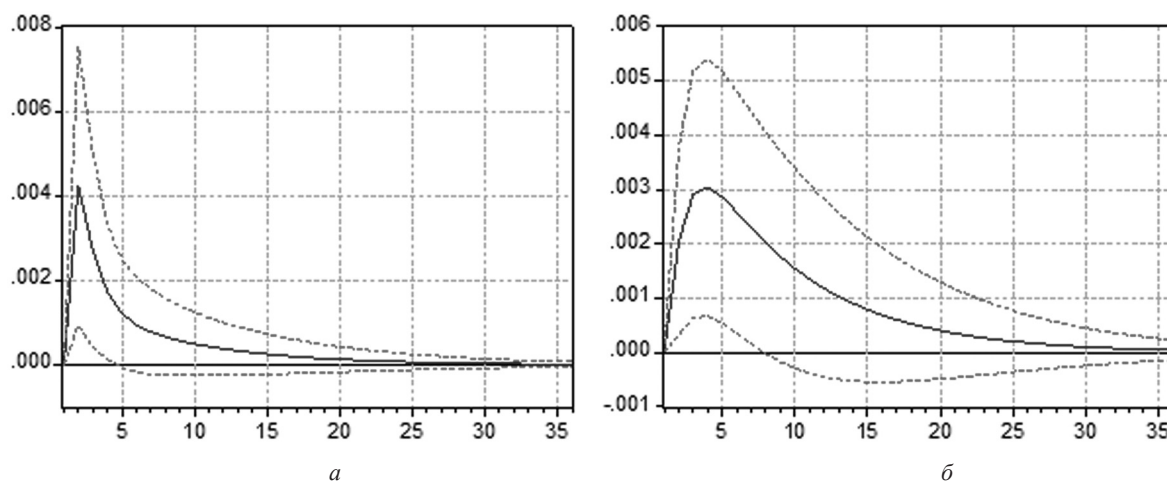


Рис. 1. Графики импульсных функций отклика разрыва реального выпуска: а – на шок денежного агрегата *М3*; б – на шок разрыва реального ВВП России

Единичное импульсное воздействие разрыва реального выпуска на совокупную денежную массу отсутствует в модели, что подтверждает односторонний характер связи между денежными показателями и реальным выпуском.

Для анализа воздействия денежного предложения на темпы инфляции был построен вариант векторной авторегрессии с показателем логарифмов базовых индексов инфляции в качестве эндогенной переменной и без включения номинальной ставки рефинансирования в качестве экзогенной переменной. Матрица коэффициентов и результаты оценки качества представлены в табл. 3 (модель (2)). В результате экспериментов с моделью удалось установить, что наиболее статистически значимый отклик темпов инфляции на шок денежного предложения демонстрирует VAR-модель, которая содержит в составе своих переменных логарифм изменения денежного агрегата *М0*.

Приведенные на рис. 2 графики функций отклика подтверждают вывод о наличии положительной статистически значимой связи между динамикой инфляции и динамикой денежного агрегата *М0*. Единичный шок *DM0* имеет краткосрочный эффект для динамики разрыва реального выпуска: статистически

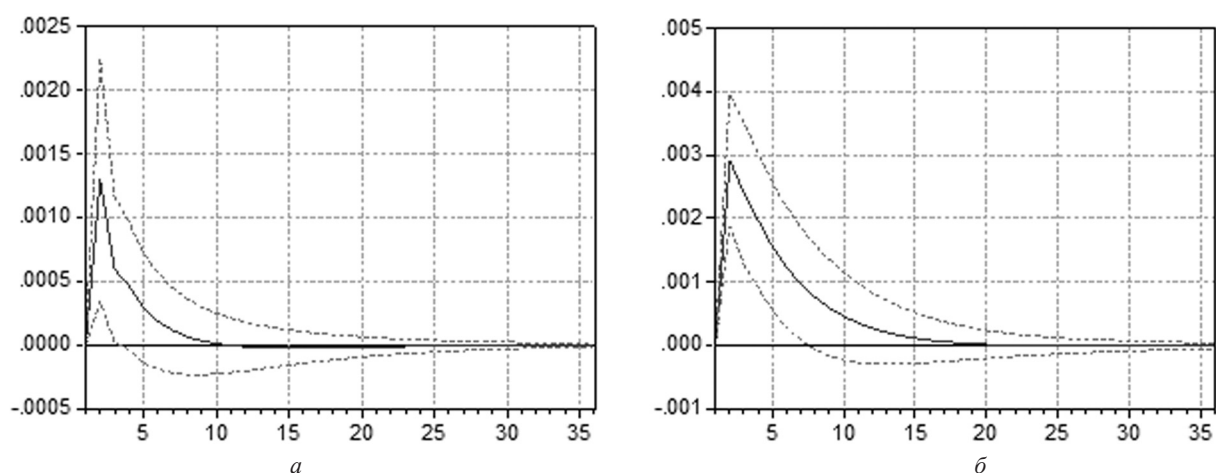


Рис. 2. Графики импульсных функций отклика инфляции: *а* – на шок денежного агрегата *М0*; *б* – на шок номинального обменного курса

значимое влияние наблюдается в течение полугода, последняя статистически значимая величина функции импульсного отклика соответствует пятому месяцу (рис. 2, *а*). Таким образом, равновесие восстанавливается примерно за два квартала.

Кроме того, модель демонстрирует наличие статистически значимой взаимосвязи между темпами инфляции и номинальным обменным курсом белорусского рубля к доллару США. Представленный график на рис. 1, *б* свидетельствует о наличии положительной реакции индекса потребительских цен на шок обменного курса, достигающей своего максимума с лагом в два месяца и полностью исчезающей постепенно через год. Отклик инфляции на валютный шок может считаться статистически значимым.

**Тестирование каузальности (причинной связи по Грейнджеру).** Для тестирования внутривыборочной каузальности, а также подтверждения оптимальности выбора первого лага для построения VAR-моделей использовался тест Грейнджера. Внутривыборочная каузальность характеризует уже сложившиеся связи между переменными и не дает информации о поведении этих переменных за пределами рассмотренной выборки. В табл. 5 приведены результаты теста Грейнджера для временных рядов, а также построенных моделей векторной авторегрессии (1) и (2).

Таблица 5. Тест Грейнджера на каузальность

Нулевая гипотеза	<i>h</i> = 1		<i>h</i> = 2		VAR-модель	
	<i>F</i>	<i>P</i> -значение	<i>F</i>	<i>P</i> -значение	<i>Chi-sq</i>	<i>P</i> -значение
<i>М3</i> не причина для ВВП	11,234	0,0012	6,129	0,0032	6,499	0,0108
<i>М0</i> не причина для ИПЦ	6,1272	0,0148	3,075	0,0501	7,941	0,0048

Примечание. *h* – количество тестируемых лагов.

Таким образом, проведенный эмпирический анализ на основе новых отчетных данных белорусской экономики за период 2001–2010 гг. подтвердил выявленное ранее в [1] статистически значимое влияние денежного предложения на инфляцию. В результате исследования подтверждено также наличие статистически значимых откликов на денежные шоки реального промышленного производства, которые были обнаружены в предыдущем исследовании. Вместе с тем, эмпирический анализ на новом временном интервале, в отличие от более раннего исследования, позволил выявить статистически значимый отклик разрыва реального ВВП на единичный шок предложения широкой денежной массы. Результаты исследования в части выбора денежного агрегата *М3* в качестве показателя денежного предложения не противоречат правилам монетарной политики в целом и результатам, полученным зарубежными исследователями, в частности, а среди основных причин такого расхождения можно назвать изменения в структуре СДМ в течение последних двух лет.

В целом, проведенный анализ демонстрирует возможность применения моделей векторных авторегрессий для исследования денежно-кредитной трансмиссии в экономике Республики Беларусь и формирования на основе таких исследований конкретных механизмов достижения основных стратегических целей макроэкономической политики.



## Литература

1. К о м к о в, В. Н. Анализ влияния денежно-кредитной и валютной политики на реальный сектор экономики / В. Н. Комков В. Н., М. В. Демиденко, В. А. Черноокый // Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование. – 2005. – №3. – С. 23–34.
2. S t o c k, J. H. Vector Autoregressions / J. H. Stock, M. W. Watson // Journal of Economic Perspectives. – 2001. – Vol. 15(4). – P. 101–115.
3. A r n o s t o v a, K. The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis) / K. Arnostova, J. Hurnik // Czech National Bank, Working Paper. –2005. – N 4. – 22 p.
4. G r e e n, W. H. Econometric analysis / W. H. Green. – 5<sup>th</sup> edition. – Bearson education, 2003. – 1056 p.

*U. G. ABAKUMOVA*

### RESEARCH OF TRANSMISSION MECHANISM OF MONEY AND CURRENCY POLICY IN REPUBLIC OF BELARUS

#### Summary

The object of research is transmission mechanism of Belarus' economy. To investigate the character of interrelations between indicators of monetary and real sectors of economy, in particular between monetary aggregates, inflation and real output, was used the vector autoregression approach.

УДК 338.4:007:004:330.342.146(476)

*А. М. БАРАНОВ*

### СТРАТЕГИЯ РАЗВИТИЯ ИНФОРМАЦИОННОЙ ЭКОНОМИКИ БЕЛАРУСИ В УСЛОВИЯХ ГЛОБАЛЬНЫХ ТЕХНОГЕНИЧЕСКИХ ИЗМЕНЕНИЙ

*Гомельский государственный университет им. Ф. Скорины, Гомель*

**Введение.** Процесс становления информационной экономики – это сложное комплексное явление, связанное с изменениями в системе производительных сил и общественных отношений. Вследствие поиска перспективных вариантов дальнейшего развития государства актуальными становятся исследования в области информационной экономики. Особое значение подобные исследования имеют для Беларуси, где в последнее время стали наблюдаться инфраструктурные изменения в направлении информатизации, увеличивается количество пользователей Интернета, усиливаются позиции страны в области применения информационных технологий (ИТ), растёт число инновационно активных предприятий. Более того, Республика Беларусь обладает значительным интеллектуальным потенциалом. Всё это будет способствовать обеспечению стабильного экономического роста и занятию достойного места в мировой экономике. Таким образом, *цель исследования* – разработать стратегию становления информационной экономики Беларуси с учётом глобальных техногенических факторов развития.

**Основная часть.** Предлагаемый нами комплементарный метод информационно-антропогенного анализа в исследовании сложных систем [1–4], к которым относится и совокупность институтов информационной экономики, позволяет установить единое проявление субстанциональной природы компонентов модели информационной системы. Единое общее основание информации на субстанциональном уровне, то есть информационное взаимодействие, делает различные элементы модели информационной экономики качественно однородными и сопоставимыми друг с другом. Все внешние формы выражения и характеристики, присущие различным формам интеллектуального потенциала, могут быть сведены к его информационным составляющим. В информационной экономике, где доминируют высокоинтеллектуальные социально-экономические структуры, формируется технологическая база социального интеллекта, которая характеризуется: а) сетевой структурой; б) высокоразвитыми средствами коммуникации; в) социальной памятью; г) существованием слоя высокоинтеллектуальной элиты; д) высококвалифицированными специалистами; е) наличием интеллектуального рынка обмена идеями и информацией.

Не случайно многие специалисты (например, Е. В. Титова) [5], рассматривая переход государства к информационному обществу, помещают субъект рынка труда в центр информационной среды. Мы полностью