

Кредитный бум: марковские модели с переключением режимов

Александра БЕЗБОРОДОВА



Экономист,
магистр экономических наук

Анализ темпов роста кредита в экономике стран Центральной и Восточной Европы получил широкое распространение за последние несколько лет, особенно в период кредитной экспансии, которую можно было наблюдать в большинстве стран данного региона, перед тем, как они были затронуты мировым финансово-экономическим кризисом в конце 2008 г.

Согласно результатам исследования, представленным в работе [5], при таргетировании курса национальной валюты или значительной корректировке его динамики через проведение интервенций рост предложения кредитов, превышающий спрос на деньги, приводит к значительному и устойчивому снижению золотовалютных резервов и в итоге к спекулятивной атаке, выражающейся в высоком спросе на наличную иностранную валюту. Описанная ситуация приводит к атаке, так как экономические агенты понимают, что курс нацио-

Ключевые слова:
кредитный бум, валютный кризис, коинтеграция, вероятность события, марковские модели с переключением режимов.

нальной валюты при осуществляемой политике не сохранится на прежнем уровне, и формируют свое поведение, исходя из ожиданий, пытаясь сохранить покупательную способность финансовых активов, что вызывает еще большее давление на курс. Таким образом, представленная в работе [5] модель предполагает, что период, предшествующий валютному кризису, зачастую характеризуется значительным снижением золотовалютных резервов, а также резким ростом внутренних кредитов по отношению к спросу на деньги. При этом степень роста последнего относительного показателя может являться опережающим индикатором кризисного периода.

Ряд исследований посвящен расширению базовой модели, представленной в работе [5]. В части таких работ показано, что спекулятивной атаке предшествует укрепление реального курса национальной валюты и ухудшение сальдо торгового баланса. Данные результаты были получены на основе моделей, в которых фискальная экспансия и кредитная политика привели к более высокому уровню потребления, что, в свою очередь, выразилось в увеличении спроса на торгуемые товары и соответствующем ухудшении торгового сальдо, а также на неторгуемые товары, что обусловило рост относительных цен на такие товары и соответственно укрепление реального курса. Также в части работ была описана ситуация, когда ожидание наступления кризиса приводит к увеличению номинальных заработных плат, что в условиях жесткости цен выражается в росте реальных заработных плат и

соответствующем снижении уровня конкурентоспособности отечественных товаров.

При рассмотрении тенденций белорусской экономики за последние 13 лет можно увидеть, что компонентами, обеспечивающими экономический рост ВВП, являлись внутреннее потребление, в частности, потребление домашних хозяйств, валовое накопление, в частности, валовое накопление основного капитала (*таблица 1*). Обе компоненты вносили практически равный вклад в прирост, за исключением последних трех лет.

Следует отметить, что одним из основных источников финансирования указанных компонент валового продукта выступали кредиты. Так, при анализе динамики долей источников финансирования инвестиций в основной капитал, являющихся основной компонентой валового накопления основного капитала, за 2005–2014 гг. видно, что кредиты банков занимали в общей структуре источников порядка 25% (*рисунок 1*), чем обеспечивали значительную часть прироста показателя.

На фоне положительных темпов прироста валового продукта за последние 7 лет в белорусской экономике можно отметить 4 значительных одномоментных обесценения курса национальной валюты по отношению к доллару США (январь 2009 г. – 20%, май 2011 г. – 56%, октябрь 2011 г. – 52% (декабрь 2011 г. к декабрю 2010 г. – 180%), январь 2015 г. – 30%).

В целях установления периодов, когда рост кредитования экономики был чрезмерным и обуславливал наступление кри-

Таблица 1

Вклад компонентов ВВП в прирост показателя, процентных пунктов

	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.	2011 г.	2012 г.	2013 г.	2014 г.
Прирост ВВП в постоянных ценах	5,0	7,0	11,4	9,4	10,0	8,6	10,2	0,2	7,7	5,5	1,7	1,0	1,6
Вклад каждого из компонентов													
Расходы на конечное потребление:	4,7	3,7	4,6	7,4	6,6	7,0	9,1	0,0	5,9	0,6	6,2	6,3	2,9
домашних хозяйств	5,3	3,6	4,7	7,2	6,6	7,1	9,1	0,1	5,4	1,2	6,4	6,6	3,1
государственных учреждений	-0,5	0,1	-0,1	0,1	0,0	-0,1	0,1	0,0	0,5	-0,5	-0,1	-0,3	-0,3
некоммерческих организаций	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Валовое накопление:	0,5	5,2	7,2	3,4	9,2	5,6	10,3	-1,2	7,0	4,4	-3,5	4,0	-5,1
основного капитала	1,3	4,1	4,8	4,5	8,4	5,2	8,1	1,9	6,4	6,7	-5,6	4,0	-4,0
изменение запасов материальных оборотных средств	-0,8	1,1	2,5	-1,1	0,8	0,4	2,3	-3,1	0,5	-2,3	2,2	0,0	-1,1
Чистый экспорт товаров и услуг	-0,4	-2,2	-2,6	-1,3	-7,9	-1,5	-9,4	2,1	-3,8	3,0	-2,6	-5,6	1,2
экспорт товаров и услуг	5,2	5,6	9,0	-1,9	4,9	3,3	1,2	-4,1	3,7	15,1	5,5	-9,7	3,0
импорт товаров и услуг	-5,6	-7,8	-11,6	0,6	-12,8	-4,8	-10,6	6,2	-7,5	-12,1	-8,1	4,1	-1,9
Статистические расхождения	0,2	0,3	2,2	0,0	2,1	-2,5	0,2	-0,7	-1,4	-2,5	1,5	-3,7	2,7

Примечание. Расчеты автора на основе статистических данных Национального статистического комитета Республики Беларусь.

зисных периодов, а когда, напротив, соответствовал наблюдаемым тенденциям в экономике, а именно ускоренному экономическому развитию, был проведен эконометрический анализ.

Методология

При проведении эконометрического анализа динамики кредитов наиболее часто применяют коинтеграционный подход, что обуславливается фактом, что временные ряды кредитов, а также их детерминантов – интегрированные первого порядка. При реализации такого подхода предполагается, что возврат динамики кредитов к равновесной траектории соответствует линейной функциональной зависимости, что в действительности может не выполняться. Во-первых, существуют периоды, в течение которых происходит ряд событий,

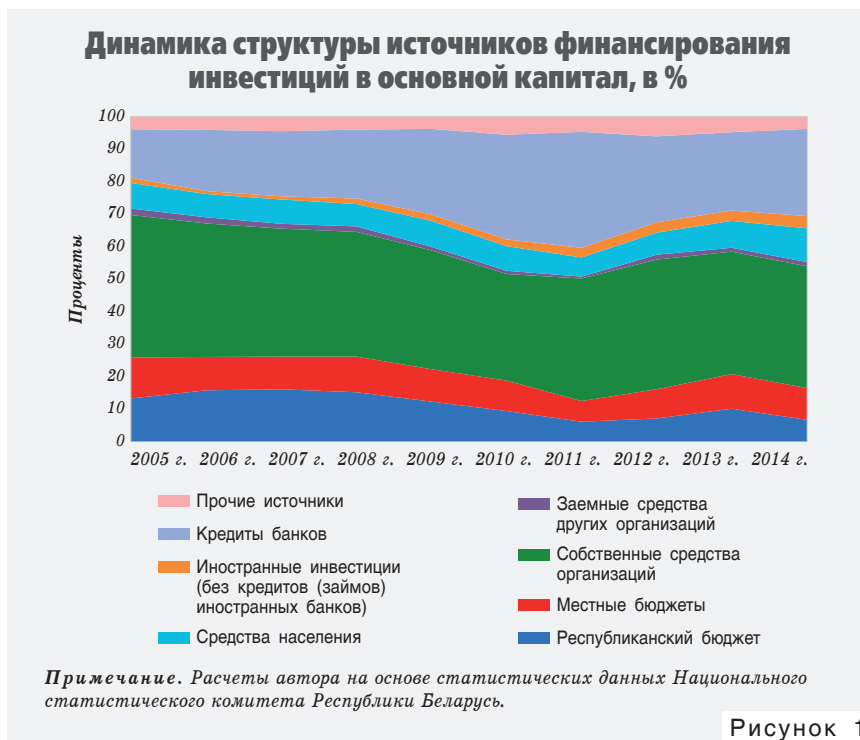


Рисунок 1

обуславливающих временное нахождение рынка кредитов вне равновесного состояния. Во-вторых, детерминанты темпов роста кредитов могут сами по себе стать причиной сдвигов, так как воздействие экономической переменной изменяется с течением времени. Таким образом, марковские модели коррекции ошибок с переключением режимов (*MS-ECM*), примененные в данном исследовании, позволяют коэффициентам регрессии меняться в зависимости от наблюдаемого экономического режима.

В работе [6] процедура оценивания такой модели была разделена на два основных шага: спецификация коинтеграционного соотношения и проверка наличия равновесия в долгосрочном периоде, а также изучение динамики показателей в краткосрочном периоде на основе моделей с переключением режимов. Для реализации описываемой процедуры оценивания в качестве долгосрочного соотношения использовалось уравнение спроса на кредиты, которое в соответствии с рядом эмпирических исследований [1; 2] имеет общую спецификацию:

$$\ln(c_t) = a_0 + \overset{+}{a_1} \ln(gdp_t) + \overset{-}{a_2} r_t + \overset{-}{a_3} \pi_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где зависимая переменная $\ln(c_t)$ – логарифм кредитов, представленный в реальном выражении (скорректированных на уровень цен);

a_0 – константа;

gdp_t – валовой внутренний продукт, отражающий уровень экономической активности;

r_t – номинальная процентная ставка по кредитам;

π_t – уровень инфляции в экономике.

Более подробное описание экономических показателей макропеременных представлено в таблице 2.

Знаки коэффициентов модели (1) характеризуют направление взаимосвязи макропеременных в соответствии с экономической теорией. Ожидается, что более высокий уровень экономической активности приводит к увеличению спроса на кредиты, что вызывает рост объемов анализируемого показателя ($a_1 > 0$). Повышение процентной ставки сокращает

спрос на кредиты, что объясняется увеличением стоимости обслуживания долга ($a_2 < 0$). Отрицательная корреляция инфляции и спроса на кредиты ($a_3 < 0$) может быть обусловлена двумя причинами. Превышение инфляцией определенного порогового значения означает более высокий уровень ее волатильности, что, в свою очередь, оказывает негативное воздействие на финансовый рынок через рост неопределенности. Также в условиях высокого уровня номинальных процентных ставок, несмотря на низкие реальные процентные ставки из-за инфляции, экономические агенты могут получить кредит только на более короткие сроки, что сокращает общий объем заимствований.

При условии, что переменные уравнения (1) коинтегрированы, существует возможность специфицировать модель коррекции ошибок, отражающую краткосрочные взаимосвязи экономических показателей:

$$\Delta \ln(c_t) = b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2' \Delta Z_t + b_3 \Delta(c_{t-1}) + u_t, \quad (2)$$

где $\Delta \ln(c_t)$ – темп роста кредита в реальном выражении;

ε_{t-1} – остатки долгосрочного соотношения (1), взятые с лагом;

b_1 – коэффициент при механизме корректировки ошибок, отражающий скорость возврата анализируемого показателя к долгосрочной траектории;

Z_t – вектор объясняющих переменных.

Также в модель в качестве объясняющей переменной может быть включена эндогенная переменная, взятая с лагом, в целях отражения степени инерционности описываемого процесса.

Оценивание модели (2) на основе классического подхода предполагает, что процесс возвращения анализируемого показателя к равновесному состоянию независим от времени. С помощью *MS-ECM*-модели существует возможность снять данное ограничение, что позволяет коэффициентам изменяться в соответствии с состоянием экономики. Результат оценивания *MS-ECM*, предполагающей наличие двух режимов, – две регрессии:

$$\Delta \ln(c_t) = b_{01} + b_{11} \varepsilon_{t-1} + b_{21}' \Delta Z_t + b_{31} \Delta(c_{t-1}) + u_t, \quad (3)$$

если $s_t = 1$;

$$\Delta \ln(c_t) = b_{02} + b_{12} \varepsilon_{t-1} + b_{22}' \Delta Z_t + b_{32} \Delta(c_{t-1}) + u_t, \quad (4)$$

если $s_t = 2$,

где описываемое краткосрочное соотношение обусловлено ненаблюдаемой переменной s_t , характеризующей текущий режим. Коэффициенты b_{k, s_t} , где $k=1, \dots, 3$ (три группы объясняющих переменных), $s_t=1, 2$ (два состояния экономики) принимают различные значения в зависимости от наблюдаемого режима s_t . Переменная s_t отражает два режима в марковской цепи и характеризуется следующими вероятностями перехода p_{ij} от состояния i к состоянию j :

$$\begin{aligned} p_{11} &= P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1), \\ p_{12} &= 1 - p_{11} = P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1), \\ p_{22} &= P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2), \\ p_{21} &= 1 - p_{22} = P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2). \end{aligned} \quad (5)$$

Таким образом, представленная модель расширяет стандартную (линейную) модель коррекции ошибок путем допущения наличия зависимости параметров от значений переменной s_t ненаблюдаемого марковского процесса. Главное преимущество данного подхода – возможность зафиксировать различные механизмы корректировки равновесия, включая временно нестационарные, а также вероятность переключения режимов на протяжении анализируемого временного горизонта. Следовательно, отсутствует необходимость внесения априорных предположений о возникновении изменений режима в конкретном периоде наблюдений.

В целях определения режима, характеризующегося стабильностью процесса возврата системы к равновесному состоянию, и, соответственно, режима, отражающего неработоспособность механизма корректировки ошибок, необходимо принимать во внимание следующее: стабильное состояние (режим, в котором происходит возврат системы к равновесной

траектории) определяется параметром $b_{1i} < 0$ (значимый отрицательный коэффициент при механизме корректировки ошибок), в данном случае отклонение кредита от долгосрочного тренда корректируется. Режим бума устанавливается через параметр $b_{1i} \geq 0$, где $b_{1i} > 0$ отражает взрывной (непрерывно увеличивающийся) процесс отклонения, $b_{1i} = 0$ сигнализирует о медленном или не изменяющемся во времени (постоянном) и устойчивом отклонении от равновесного состояния.

MS-ECM-модель для Беларуси оценивалась на основе метода максимального правдоподобия, подробности оценивания описаны в работе [4]. Одним из результатов проведенных расчетов является получение ожидаемых вероятностей $P(s_t = i | \Phi_{t-1})$ и вероятностей, полученных на основе фильтрации $P(s_t = i | \Phi_t)$. Данные показатели отражают вероятность нахождения системы в определенном режиме в момент времени t . Однако наиболее часто проводятся анализ на основе сглаженных вероятностей $P(s_t = i | \Phi_T)$, где Φ_T – совокупность всей информации, доступной до периода времени T включительно. Получение сглаженных вероятностей требует дополнительного алгоритма фильтрации для проведения процедуры оценивания [4].

Оценка моделей на эмпирических данных

В таблице 2 представлено описание экономических показателей, являющихся оценкой макропеременных модели (1).

Необходимо отметить, что временные ряды показателей предварительно очищены от сезонной компоненты, если такая процедура необходима.

По результатам проведения ADF-теста и KPSS-теста в целях определения порядка интегрированности временных рядов установлено, что временные ряды, отражающие динамику валового внутреннего продукта, требований к экономике, обменного курса национальной валюты и ставки в номинальном выражении, являются интегрированными первого порядка, а индекс потребительских цен (уровень инфляции) и ставка в реальном выражении – нулевого. Последний факт не отвергает возможность учета ir_{-r_t} и Δcpi_t в долгосрочном соотношении. Согласно работе [3], необходимо условие для спецификации долгосрочного соотношения – наличие двух коинтегрированных временных рядов, линейная комбинация которых является стационарным процессом. При этом включение в данную линейную зависимость дополнительного показателя, ди-

намика которого – стационарный процесс, не будет нарушением долгосрочного соотношения.

Таким образом, для установления наличия коинтеграции между описываемыми показателями, а также в целях оценки параметров взаимосвязи был проведен тест Йохансена для пяти различных спецификаций (таблица 3).

Так, в соответствии с таблицей 3 видно, что наилучшим образом динамику эндогенного показателя объясняет модель, включающая в качестве экзогенных переменных валовой внутренний продукт, инфляцию и реальную процентную ставку (LR(2)). Однако анализ статистических характеристик данного долгосрочного соотношения показывает, что коэффициент при инфляции статистически незначим и может быть приравнен к нулю. При исключении такой объясняющей переменной было получено долгосрочное соотношение, учитывающее в своей спецификации в качестве независимых переменных ВВП и реальную процентную ставку (LR(4)). В данном случае при сопоставлении полученной коинтеграции с коинтеграцией, включающей только одну объясняющую переменную, – ВВП (LR(5)), видно, что последняя обладает лучшими статистическими характеристиками и более точно отражает динамику эндогенной переменной, о чем свидетельствует более высокое значение коэффициента детерминации. Также в таблице 3 представлено долгосрочное соотношение, включающее ВВП, инфляцию и номинальную процентную ставку (LR(1)), но знак коэффициента при инфляции не соответствует экономической теории.

Таким образом, для построения краткосрочного соотношения использовались остатки коинтеграции LR(5), учитывающей в качестве объясняющей переменной ВВП, отражающий уровень экономической активности. Анализ коэффициентов данного долгосрочного соотношения свидетельствует, что возрастание уровня валового продукта на 1% обуславливает увеличение объемов кредитов на 1,78%.

По итогу проведенных оценок остатки описываемого коинтеграционного соотношения включены в модель коррекции ошибок. В

Таблица 2

Экономические показатели модели спроса на кредиты

Обозначение	Описание и единица измерения
c_t	требования банковской системы к экономике, в долларовом эквиваленте, млн. долл. США
gdp_t	валовой внутренний продукт, в долларовом эквиваленте, млн. долл. США
Δcpi_t	индекс потребительских цен, квартал к предыдущему кварталу в годовом выражении, %
ir_t	ставка по вновь выданным кредитам юридическим лицам коммерческими банками в национальной валюте без учета выданных за счет ресурсов Национального банка и Правительства Республики Беларусь, в номинальном выражении, %
ir_{-r_t}	ставка по вновь выданным кредитам юридическим лицам коммерческими банками в национальной валюте без учета выданных за счет ресурсов Национального банка и Правительства Республики Беларусь, в реальном выражении, %
e_t	обменный курс белорусского рубля к доллару США, средний за квартал, прямая котировка

Таблица 3

Коинтеграционные соотношения

Модель	Эндогенная переменная	Экзогенные переменные	Оценка и значимость коэффициентов*	Скорректированный R^2	Количество коинтеграционных соотношений
LR(1)	$\ln(c_t)$	gdp_t	2,087 [24,240]	0,216	1**
		Δcpi_t	3,985 [2,388]		
		ir_t	-2,118 [-5,607]		
LR(2)		gdp_t	1,917 [22,396]	0,392	1**
		Δcpi_t	-0,770 [-0,409]		
LR(3)	ir_{-r_t}	-1,855 [-3,940]	0,096	1	
	gdp_t	2,032 [29,811]			
LR(4)	ir_t	-1,769 [-5,295]	0,123	1**	
	gdp_t	1,761 [25,042]			
LR(5)	ir_{-r_t}	-0,528 [-1,493]	0,188	1	
		gdp_t	1,780 [18,493]		

* В квадратных скобках приведена t-статистика, отражающая статистическую значимость коэффициента.

** Одно коинтеграционное соотношение определяется на 5-процентном уровне значимости, на 10-процентном могут быть установлены два долгосрочных соотношения.

Примечание. Разработка автора.

Таблица 4

Линейные модели коррекции ошибок

Модель	Эндогенная переменная	Экзогенные переменные*	Оценка и значимость коэффициентов**	p-вероятность LM-теста***	p-вероятность White-теста****	p-вероятность JB-теста
L-ECM(1)	$\Delta \ln(c_t)$	ε_{t-1}	-0,063 (0,012)	0,018	0,046	0,554
		$\Delta \ln(gdp_t)$	0,162 (0,040)			
		$\Delta \ln(e_t)$	-0,679 (0,000)			
L-ECM(2)		ε_{t-1}	-0,098 (0,002)	0,633	0,130	0,279
		$\Delta \ln(gdp_t)$	0,533 (0,000)			
		$ir_{-r_{t+1}}$	-0,106 (0,014)			
	Δcpi_t	-0,749 (0,000)				

* ε_t – остатки долгосрочного соотношения в момент времени t.

** В скобках приведена p-вероятность t-статистики.

*** Длина лага равнялась шести.

**** Не включая слагаемые с перекрестным произведением объясняющих переменных.

Примечание. Разработка автора.

таблицах 4 и 5 представлены результаты оценок как линейной модели коррекции ошибок (L-ECM), так и MS-ECM. По результатам анализа статистических характеристик L-ECM(1) и L-ECM(2) видно, что

в остатках модели, включающей обменный курс национальной валюты, присутствует проблема автокорреляции и гетероскедастичности, в то время как в L-ECM(2) данных проблем не наблюдается.

Модель коррекции ошибок, включающая в качестве объясняющих переменных, помимо остатков долгосрочного соотношения, ВВП, ставку и инфляцию (L-ECM(2)), обладает качественными характеристиками со стати-

стической точки зрения. Анализ коэффициентов на соответствие экономической теории также подтверждает ее высокое качество. Так, при возрастании ставки по вновь выданным кредитам юридическим лицам на 1 процентный пункт динамика темпов роста требований к экономике снижается на 0,11 процентного пункта. Ускорение инфляционных процессов (рост инфляции на 1 процентный пункт) обуславливает снижение темпов роста кредитов (прирост требований к экономике сокращается на 0,75 процентного пункта). Положительное влияние на

динамику эндогенного показателя оказывает рост экономической активности. Так, ускорение темпов роста ВВП на 1 процентный пункт обуславливает увеличение прироста требований к экономике на 0,53 процентного пункта. Отрицательный коэффициент при долгосрочном соотношении свидетельствует о том, что система возвращается к своему долгосрочному равновесию. Однако следует отметить низкую величину описываемого параметра – 0,10 в абсолютном выражении. Данный факт означает, что возврат динамики требований к экономике

при отклонении от долгосрочного тренда происходит более чем за 10 кварталов, то есть более чем за два года, что для переходной экономики достаточно долгий период.

Таким образом, можно предположить, что на протяжении анализируемого временного горизонта существуют периоды, когда динамика эндогенного показателя значительно отклонялась от равновесия и механизм корректировки ошибок не работал. В целях дальнейшего анализа и проверки данной гипотезы были специфицированы MS-ECM (таблица 5).

Таблица 5

Марковские модели коррекции ошибок с переключением режимов

Модель	Режим	Эндогенная переменная	Экзогенные переменные	Оценка и значимость коэффициентов*	Вероятность перехода	p-вероятность Q-статистики остатков модели	p-вероятность Q-статистики квадратов остатков модели
MS-ECM(1)	1**	$\Delta \ln(c_t)$	ε_{t-1}	-0,070 (0,032)	0,85	0,545 > для шести включенных лагов	0,246 > для шести включенных лагов
			$\Delta \ln(gdp_t)$	0,278 (0,037)			
	ir_{t+1}		0,015 (0,745)				
	Δcpi_t		-0,602 (0,000)				
	2***		ε_{t-1}	-0,100 (0,447)	0,70		
			$\Delta \ln(gdp_t)$	0,604 (0,000)			
		ir_{t+1}	-0,358 (0,001)				
		Δcpi_t	-0,903 (0,000)				
MS-ECM(2)	1	ε_{t-1}	-0,259 (0,000)	0,97	0,365 > для шести включенных лагов	0,604 > для шести включенных лагов	
		Δcpi_t	0,416 (0,018)				
	$\Delta \ln(gdp_t)$	0,587 (0,000)					
	$\Delta \ln(c_{t-1})$	0,205 (0,038)					
2	ε_{t-1}	0,106 (0,077)	0,90				
	Δcpi_t	-0,474 (0,002)					
		$\Delta \ln(gdp_t)$	0,587 (0,000)				
		$\Delta \ln(c_{t-1})$	0,205 (0,038)				
MS-ECM(3)	1	ε_{t-1}	-0,370 (0,000)	0,95	0,269 > для шести включенных лагов	0,912 > для шести включенных лагов	
		$\Delta \ln(gdp_t)$	0,633 (0,000)				
	$\Delta \ln(c_{t-1})$	0,168 (0,066)					
	ε_{t-1}	0,073 (0,077)	0,81				
2	$\Delta \ln(gdp_t)$	0,633 (0,000)					
		$\Delta \ln(c_{t-1})$	0,168 (0,066)				

* В скобках приведена p-вероятность z-статистики.

** Режим 1 – стабильное экономическое состояние.

*** Режим 2 – режим кредитного бума.

Примечание. Разработка автора.

Первая из предложенных спецификаций $MS-ECM(1)$ соответствует спецификации $L-ECM(2)$. Результаты оценивания такой модели показали, что в рамках предложенного подхода коэффициент при реальной процентной ставке для 1-го режима, соответствующего стабильной экономической ситуации, статистически незначим и может быть приравнен к нулю. Последующее исключение незначимой переменной, отнесение переменной $\Delta \ln(gdp_t)$ к регрессорам, влияние которых одинаково, вне зависимости от наблюдаемого режима, а также учет в модели инерционности зависимой переменной позволили получить вторую марковскую модель с переключением режимов ($MS-ECM(2)$). Описываемая модель обладает качественными статистическими характеристиками: в ней отсутствуют проблемы автокорреляции и гетероскедастичности остатков. Однако анализ коэффициентов $MS-ECM(2)$ показывает, что знак параметра при инфляции для режима 1 не соответствует экономической теории: более высокий уровень инфляции обуславливает рост спроса на кредиты. Путем исключения инфляции была получена $MS-ECM(3)$. Последняя модель также обладает качественными статистическими характеристиками, при этом коэффициенты модели соответствуют теоретическим предположениям. Так, при ускорении

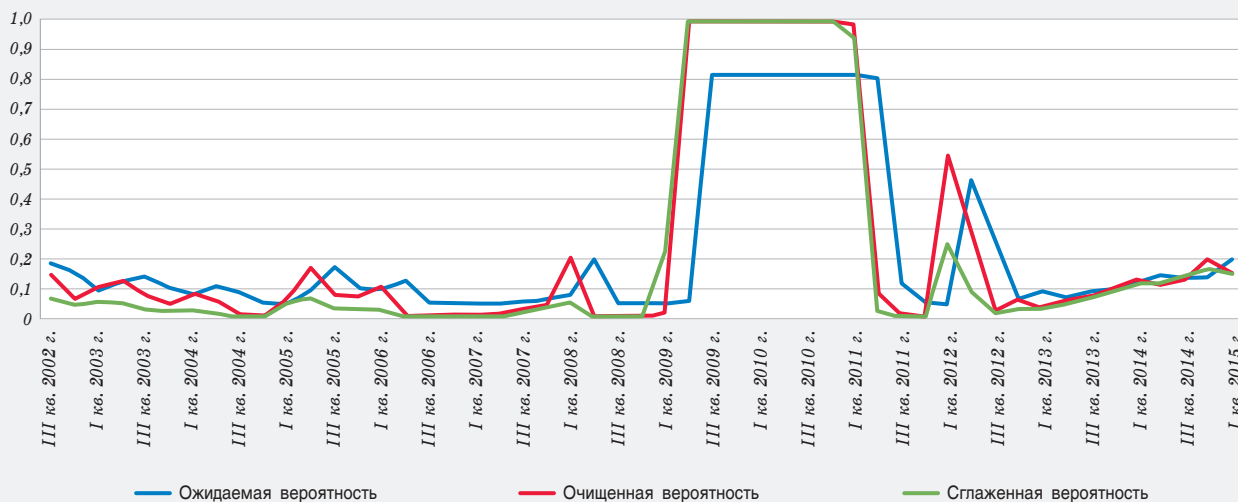
темпов роста ВВП на 1 процентный пункт прирост требований банковской системы к экономике увеличивается на 0,63 процентного пункта, что соответствует оценке, полученной на основе $L-ECM(2)$. Необходимо отметить значения коэффициента при долгосрочном соотношении. Так, для режима 1 параметр при ϵ_{t-1} статистически значим и отрицателен, а также составляет большую величину (0,370 в абсолютном выражении) при сопоставлении с полученной на основе $L-ECM(2)$. Установленный факт свидетельствует о том, что возвращение системы к равновесному состоянию осуществляется за 2,5 квартала. Для 2-го режима коэффициент значим на 10-процентном уровне и положителен, что говорит о наличии периодов в рамках анализируемого временного горизонта, когда механизм корректировки не работал, при этом отклонение динамики эндогенного показателя от долгосрочного тренда соответствовало взрывному (непрерывно увеличивающемуся) процессу.

На основе $MS-ECM(3)$ были получены вероятности изменения экономических режимов. На рисунке 2 представлена динамика вероятности нахождения экономики в режиме 1 или в режиме 2 в период времени t . По результатам анализа представленного графика можно сказать, что экономика Республики Беларусь характеризу-

валась достаточно длительным и хорошо определяемым периодом, описываемым как режим кредитного бума. Этот факт также отражает и вероятности переходов (таблица 5) p_{ii} нахождения экономики в режиме i при условии, что она уже находится в данном режиме. Так, уровень данной величины для стабильного периода составляет 0,95, а для периода, характеризующегося завышенным уровнем кредитования экономики, – 0,81.

Оценка вероятностей нахождения экономики в режиме кредитного бума, произведенная на основе модели $MS-ECM(3)$, позволила специфицировать бинарную переменную, принимающую значение 1, если оцененная вероятность нахождения в данном периоде более чем 0,55, и 0 в ином случае. На рисунке 3 представлено графическое отображение данных периодов (II квартал 2009 г. – I квартал 2011 г.). Также на описываемом рисунке отражены периоды валютного и банковского кризисов, определенные в [7]. Так, в соответствии с критериями, приведенными в работе [7], валютный кризис проявился трижды: в I квартале 2009 г., в течение II–IV кварталов 2011 г., а также в I квартале 2015 г. Значимая дестабилизация банковской системы Республики Беларусь была зафиксирована во II квартале 2011 г.

Динамика вероятности нахождения экономики в режиме кредитного бума



Примечание. Разработка автора.

Рисунок 2

Периоды кредитного бума, банковского и валютного кризисов



Примечание. Разработка автора.

Рисунок 3

По результатам анализа представленного рисунка можно сделать вывод, что дестабилизация на валютном рынке Беларуси в I квартале 2009 г. и в I квартале 2015 г. была обусловлена причинами, отличными от высокого уровня кредитования экономики. Прежде всего, к ним можно отнести ухудшение внешних макроэкономических условий, а именно последствия мирового финансово-экономического кризиса 2007–

2008 гг., а также значительное обесценение российского рубля к мировым валютам во втором полугодии 2014 г.

Одной из наиболее важных причин кризисных явлений 2011 г. явилось чрезмерное стимулирование белорусской экономики в конце 2009–2010 гг. Политика, проводимая в данном периоде на фоне неблагоприятных внешних макроэкономических условий, связанных с глобальной

рецессией, обусловила не только наступление дестабилизации на валютном рынке, но и привела к банковскому кризису (рисунок 3).

Вторая часть исследования будет посвящена определению индикаторов раннего предупреждения уязвимости экономики, связанной с кредитной экспансией, на основе сигнального подхода.

Материал поступил 06.07.2015.

Источники:

1. Barajas, A. Why don't they Lend? Credit Stagnation in Latin America / A. Barajas, R. Steiner // IMF Staff Papers. – 2002. – № 49. – P. 156–184.
2. Calza, A. Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area / A. Calza, C. Gartner, J. Sousa // Applied Economics. – 2003. – № 35 (3). – P. 107–117.
3. Hualde, J. Unbalanced Cointegration / J. Hualde // University of Navarra, Faculty Working Papers. – 2005. – № 6 (5). – 40 p.
4. Kim, C.-J. State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications / C.-J. Kim, C. Nelson. – Cambridge: MIT Press, 1999. – 311 p.
5. Krugman, P. A Model of Balance-of-Payments Crises / P. Krugman // Journal of Money, Credit and Banking. – 1979. – № 11. – P. 311–325.
6. Psaradakis, Z. On Markov Error Correction Models, with an Application to Stock Prices and Dividends / Z. Psaradakis, M. Sola, F. Spagnolo // Journal of Applied Econometrics. – 2004. – № 19 (1). – P. 69–88.
7. Цукарев, Т. Разработка агрегированного индекса финансовой стабильности (макроэкономический подход) / Т. Цукарев, Д. Дмитриев // Банкаўскі веснік. – Тэматычны выпуск «Исследования банка № 7». – Март, 2014. – 42 с.