

# Оценка эконометрических моделей кредитной задолженности населения<sup>1</sup>

Александра БЕЗБОРОВОДА



ЭКОНОМИСТ

Андрей ПЛЕШКУН



ЭКОНОМИСТ

При построении регрессионных моделей для анализа кредитной задолженности населения Беларуси использовались квартальные данные с I квартала 2003 г. по I квартал 2013 г. Факторы рассматривались в различных формах показателей. При построении моделей с учетом статистической и экономической адекватности

наилучшие результаты были получены для форм показателей, приведенных в *таблице 1*.

Все переменные модели, за исключением показателей, отражающих процентные ставки, представлены в логарифмиче-

ской форме. Данная операция линеаризует временные ряды, что упрощает работу с ними и дает возможность интерпретировать коэффициенты модели как процентную эластичность по анализируемому фактору. Так-

Таблица 1

## Условные обозначения временных рядов

Обозначения	Показатели и единицы измерения
$cred_t^{rub}$	Кредитная задолженность физических лиц в национальной валюте за вычетом льготных рублевых кредитов, в ценах I квартала 2000 г., млрд. руб.
$cred\_p_t^{rub}$	Кредиты физических лиц в национальной валюте, предоставленные на льготных условиях, в ценах I квартала 2000 г., млрд. руб.
$cred_t^f$	Кредитная задолженность физических лиц в иностранной валюте, млн. долл. США
$i\_c_t^{rub}$	Номинальная процентная ставка по рублевым кредитам физических лиц, выданным на рыночных условиях, в процентах годовых
$r\_c_t^{rub}$	Реальная процентная ставка по рублевым кредитам физических лиц, выданным на рыночных условиях, в процентах годовых
$i\_c_t^f$	Номинальная процентная ставка по валютным кредитам физических лиц, в процентах годовых
$e_t$	Номинальный обменный курс белорусского рубля по отношению к доллару США
$income_t$	Денежные доходы населения, в ценах I квартала 2000 г., млрд. руб.*
$hp_t$	Средняя рыночная цена за 1 м <sup>2</sup> жилой площади по Республике Беларусь, в ценах I квартала 2000 г., тыс. бел. руб.
$constr_t^{2009\_3}$	Фиктивная переменная, характеризующая период действия ограничений на выдачу валютных кредитов физическим лицам (с III квартала 2009 г. по текущий момент)
$constr_t^{2011\_4}$	Фиктивная переменная, характеризующая период действия ограничений на выдачу льготных кредитов (с IV квартала 2011 г. по текущий момент)

\* В модели для валютной кредитной задолженности физических лиц денежные доходы населения представлены в долларовом эквиваленте.

<sup>1</sup> Окончание. Начало см.: Банкаўскі веснік, 2013. № 22 (603), № 23 (604).

же временные ряды, в динамике которых наблюдается сезонность, были очищены от нее.

Учитывая неправомочность применения стандартных методов оценивания моделей в случае нестационарности используемых временных рядов, прежде чем перейти к спецификации моделей, необходимо предварительно определить порядок интегрированности переменных. Наиболее часто для определения порядка интегрированности временных рядов используется расширенный тест Дики – Фуллера (ADF-тест) и тест Квятковского – Филлипса – Шмидта – Шина (KPSS-тест) (таблица 2).

На основании проведенного анализа можно заключить, что большинство временных рядов

являются интегрированными первого порядка. Временной ряд, отражающий динамику рыночной реальной процентной ставки по рублевым кредитам физических лиц, стационарен.

Для рядов типа I(1), представленных в таблице 2, возможно наличие коинтеграционных взаимосвязей. С целью определения количества существующих коинтеграционных соотношений между переменными будет использоваться тест Йохансена. Для того чтобы результаты теста были качественными, важно, чтобы спецификация векторных авторегрессионных моделей, используемых в тесте, имела корректную лаговую структуру и строго определенную совокупность детерми-

нистических компонент. Данный вопрос может быть решен путем выбора соответствующих компонент на основе информационных критериев, однако принимаемые решения могут быть неверными, так как статистические характеристики теста чувствительны к коррелированности ошибок модели и их распределению [2].

Таким образом, для верной спецификации векторных авторегрессионных моделей использовались два критерия: анализ детерминистических компонент, включенных в спецификацию тестов на единичный корень временных рядов, и проверка уровня значимости компонент в оцениваемой векторной авторегрессионной модели. Так, в соответствии с

Таблица 2

## Результаты анализа временных рядов на стационарность

Переменная	ADF-тест			KPSS-тест			Результат
	Спецификация*	ADF-статистика	Критическое значение	Спецификация	LM-статистика	Критическое значение	
$\ln(\text{cred}^{\text{rub}})_t$	C, 2	-3,783	-2,941	C	0,659	0,463	I(1)**
$\ln(\text{cred}_p^{\text{rub}})_t$	C, 2	-1,683	-2,941	C	0,761	0,463	I(1)
$\ln(\text{cred}^f)_t$	C, 1	-1,009	-2,938	C	0,330	0,463	I(1)**
$i_c^{\text{rub}}$	N, 3	-0,442	-1,949	C	0,198	0,463	I(1)**
$r_c^{\text{rub}}$	C, 1	-3,569	-2,939	C	0,227	0,463	I(0)
$i_c^f$	C, 1	-3,176	-2,976	C	0,504	0,463	I(1)**
$\ln(e)_t$	N, 1	1,359	-1,949	C	0,599	0,463	I(1)
$\ln(\text{income})_t$	C, 0	-0,543	-2,935	C	0,787	0,463	I(1)
$\ln(\text{hp})_t$	C, 0	-2,226	-2,936	C	0,526	0,463	I(1)

\* Для ADF-теста спецификация T означает, что тестируемая модель содержит тренд и константу, C – только константу, N – модель без тренда и константы. Различные спецификации тестируемых моделей имеют свои собственные критические значения, используемые при тестировании нулевых гипотез. Для ADF-теста в спецификации после типа модели приведено количество запаздывающих разностей. Для KPSS-теста спецификация T означает, что нулевая гипотеза – ряд стационарный относительно тренда, а альтернативная – нестационарный с константой, C означает, что нулевая гипотеза – ряд стационарный с константой, а альтернативная – нестационарный без константы.

\*\* При противоречивых результатах тестов на стационарность для более точного определения порядка интегрированности временных рядов был проведен дополнительный тест Филлипса – Перрона (PP-test). В отличие от теста Дики – Фуллера непараметрический метод, предложенный Филлипсом и Перроном, устраняет автокорреляцию остатков при проверке временных рядов на наличие единичного корня. По сравнению с ADF-тестом с помощью теста Филлипса – Перрона можно рассматривать более широкие классы временных рядов.

представленными критериями в спецификации теста на коинтегрированность переменных должна присутствовать константа без детерминистического тренда.

При определении корректной лаговой структуры векторных авторегрессионных моделей первоначально необходимо проанализировать информационные критерии Акаике и Шварца, при этом наилучшей является спецификация с наименьшими значениями критериев. При проведении анализа важным аспектом становится тестирование модели на нормальность распределения остатков, а также их коррелированность. Так, в случае отсутствия нормального распределения остатков лаговая структура моде-

лей должна быть откорректирована. С учетом описанных аспектов коинтеграционного анализа были получены результаты тестов на наличие долгосрочных взаимосвязей отобранных показателей (таблица 3).

В соответствии со статистическими данными, представленными в таблице 3, можно сделать вывод, что для всех комбинаций отобранных переменных, за исключением комбинации переменных, отражающих динамику валютной кредитной задолженности, номинального обменного курса и цен на недвижимость, существует одно коинтеграционное соотношение. Так, на основе  $\lambda_{trace}$ -статистики для долгосрочных взаимосвязей отклоняется

нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграционных соотношений в пользу альтернативной о наличии одного или более таких соотношений, при этом нулевая гипотеза о наличии одного коинтеграционного соотношения не может быть отвергнута. По результатам анализа  $\lambda_{max}$ -статистики отклоняется гипотеза об отсутствии коинтеграции в пользу альтернативной о наличии одной долгосрочной взаимосвязи, при этом нулевая гипотеза о существовании только одного долгосрочного соотношения не может быть отвергнута.

Как было отмечено при описании методологических подходов, если в соответствии с тестом Йохансена было установлено,

Таблица 3

**Тест Йохансена на наличие коинтеграционных векторов**

Модель долгосрочного соотношения	Экзогенные переменные, включенные в долгосрочное соотношение	Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	$\lambda_{trace}$	5-процентное критическое значение	$\lambda_{max}$	5-процентное критическое значение
Модель для рыночных рублевых кредитов физических лиц	$\ln(income)_t, i - c_t^{rub}$	Нет	0,567	56,110	47,856	31,000	27,584
	$\ln(hp)_t$	Не более одного	0,400	25,109	29,797	18,931	21,132
	$\ln(income)_t,$	Нет	0,427	30,075	29,797	21,205	21,132
	$\ln(cred - p^{rub})_t$	Не более одного	0,143	8,870	15,495	5,868	14,265
	$\ln(income)_t,$	Нет	0,534	50,147	47,856	29,003	27,584
	$\ln(e)_t,$ $\ln(hp)_t$	Не более одного	0,302	21,144	29,797	13,665	21,132
Модель для льготных рублевых кредитов физических лиц	$\ln(income)_t,$	Нет	0,679	64,266	47,856	40,912	27,584
	$\ln(e)_t,$ $\ln(hp)_t$	Не более одного	0,412	23,354	29,797	19,125	21,132
	$\ln(income)_t,$	Нет	0,662	44,262	29,797	36,846	21,132
	$\ln(e)_t$	Не более одного	0,195	7,416	15,495	7,382	14,265
Модель для валютных кредитов физических лиц	$\ln(income)_t,$	Нет	0,408	47,386	47,856	20,417	27,584
	$\ln(e)_t,$ $\ln(hp)_t$	Не более одного	0,345	26,968	29,797	16,485	21,132
	$\ln(income)_t,$	Нет	0,535	38,321	29,797	27,592	21,132
	$\ln(e)_t$	Не более одного	0,237	10,729	15,495	9,724	14,265
	$\ln(income)_t,$	Нет	0,908	100,169	47,857	57,250	27,584
	$\ln(e)_t,$ $i - c_t^{rub}$	Не более одного	0,583	42,919	29,797	21,041	21,132

Таблица 4

**Анализ коинтегрированности временных рядов на основе динамического метода наименьших квадратов**

Модель долгосрочного соотношения	Экзогенные переменные, включенные в долгосрочное соотношение	Статистическая значимость коэффициентов и их соответствие экономической теории	Статистические характеристики модели*			Результаты теста Энгла – Грейнджера на коинтегрированность (р-вероятность z-статистики)**
			JB	Q-статистика	Q-статистика для квадратов остатков	
Модель для рыночных рублевых кредитов физических лиц	$\ln(\text{income})_t$ , $i_{-c}_t^{\text{rub}}$ , $\ln(\text{hp})_t$	Коэффициенты при экзогенных переменных статистически значимы, соответствуют экономической теории	0,522	>0,04 для каждого из 10 включенных лагов	>0,05 для каждого из 10 включенных лагов	0,000
	$\ln(\text{income})_t$ , $\ln(\text{cred}_{-p}^{\text{rub}})_t$	Коэффициенты при экзогенных переменных статистически значимы, соответствуют экономической теории	0,562	>0,02 для каждого из 10 включенных лагов	>0,05 для каждого из 10 включенных лагов	0,790
	$\ln(\text{income})_t$ , $\ln(e)_t$ , $\ln(\text{hp})_t$	Коэффициент при переменной $\ln(\text{hp})_t$ статистически незначим, при переменной $\ln(e)_t$ не соответствует экономической теории (предполагается, что при обесценивании национальной валюты спрос на рублевые кредиты будет возрастать)	0,001	<0,01 для большинства из 10 включенных лагов	>0,05 для каждого из 10 включенных лагов	0,233
Модель для льготных рублевых кредитов физических лиц	$\ln(\text{income})_t$ , $\ln(e)_t$ , $\ln(\text{hp})_t$	Коэффициенты при экзогенных переменных статистически значимы, соответствуют экономической теории	0,007	>0,04 для каждого из 10 включенных лагов	>0,05 для каждого из 10 включенных лагов	0,004
	$\ln(\text{income})_t$ , $\ln(e)_t$	Коэффициенты при экзогенных переменных статистически значимы, соответствуют экономической теории	0,889	>0,05 для каждого из 10 включенных лагов	>0,05 для каждого из 10 включенных лагов	0,001
Модель для инвалютных кредитов физических лиц	$\ln(\text{income})_t$ , $\ln(e)_t$	Коэффициенты при экзогенных переменных статистически значимы, соответствуют экономической теории	0,845	>0,01 для каждого из 10 включенных лагов	>0,05 для каждого из 10 включенных лагов	0,000
	$\ln(\text{income})_t$ , $\ln(e)_t$ , $i_{-c}_t^{\text{rub}}$	Коэффициент при переменной $i_{-c}_t^{\text{rub}}$ статистически незначим, а также не соответствует экономической теории (предполагается, что при повышении номинальной процентной ставки по рублевым кредитам их доступность сокращается, и население вынуждено заимствовать в иностранной валюте***)	0,686	>0,03 для каждого из 10 включенных лагов	>0,03 для каждого из 10 включенных лагов	0,046

\* Статистические характеристики модели приводятся для проверки того, что ошибки регрессии, оцененной динамическим методом наименьших квадратов, являются независимыми, нормально распределенными случайными величинами, имеющими одинаковую дисперсию. К таким критериям относятся критерий Жака – Бера на нормальность распределения, Q-статистика Бокса – Пирса – статистический критерий, предназначенный для нахождения автокорреляции временных рядов, и Q-статистика для квадратов остатков на наличие гетероскедастичности. В таблице указаны не сами статистики, а соответственно, р-значение статистики Жака – Бера (JB) и р-значения Q-статистики для каждого из лагов, включенных в спецификацию теста на автокорреляцию и гетероскедастичность.

\*\* Нулевая гипотеза: отобранные временные ряды не являются коинтегрированными.

\*\*\* Пояснение приводится для периода, характеризующегося отсутствием ограничений на валютное кредитование физических лиц.

что между отобранными макроэкономическими показателями существует только одно коинтеграционное соотношение, то анализ долгосрочной взаимосвязи возможно проводить в рамках одного регрессионного уравнения. Однако в данном случае применение обычного метода наименьших квадратов может привести к получению смещенных и неэффективных оценок, что обуславливается возможным наличием в долгосрочном соотношении проблемы эндогенности переменных и коррелированности ошибок регрессии [1].

Во избежание данных проблем долгосрочные соотношения отобранных макропоказателей будут анализироваться на основе динамического метода наименьших квадратов (таблица 4).

С учетом информации, представленной в таблице 4, обобщающей статистические и экономические характеристики долгосрочных взаимоотношений, были построены следующие модели коинтеграций:

$$\ln(cred^{rub})_t = 1,892 \ln(income)_t + \underset{(0,000)}{+ 0,465 \ln(hp)_t} - 4,717 i_{-1}^{rub} + \underset{(0,046)}{+ 42,189 constr_t^{2009-3}} - 1073,238; \quad (1)$$

$$\ln(cred\_p^{rub})_t = 2,288 \ln(income)_t + \underset{(0,000)}{+ 1,277 \ln(e)_t} - 191,560 constr_t^{2011-4} - \underset{(0,000)}{2173,080}; \quad (2)$$

$$\ln(cred^f)_t = 2,018 \ln(income)_t - \underset{(0,000)}{- 1,434 \ln(e)_t} - 27,176 constr_t^{2009-3}. \quad (3)$$

Представленные модели – качественные со статистической точки зрения, а знаки при коэффициентах соответствуют экономической теории. Так, ошибки регрессий (1)–(3), оцененных на основе динамического метода наименьших квадратов, являются независимыми, нормально распределенными некоррелированными случайными величинами, имеющими одинаковую дисперсию.

Проведения статистического анализа коинтеграционного соотношения недостаточно для утверждения возможности его включения в модель коррекции ошибок. Полный анализ должен также включать в себя и экономическую часть: анализ коэффициентов эластичностей, расчет долгосрочного равновесного уровня эндогенного показателя и отклонений фактических значений анализируемого показателя от данного долгосрочного равновесия. Так, общим макроэкономическим фактором, оказывающим значительное положительное влияние на каждый вид анализируемой кредитной задолженности и отражающим способность заимствовать, является доход населения (при 1-процентном росте доходов населения прирост рыночных рублевых кредитов составит 1,9%, льготных кредитов – 2,3%, валютных кредитов – 2,0%). Однако наибольшее влияние на динамику рыночных рублевых кредитов оказывает номинальная процентная ставка по данному виду кредитов, которая характеризует способность заимствовать денежные средства (при росте номинальной процентной ставки на 1 процентный пункт кредитная задолженность населения, выраженная в рублях и предоставляемая на рыночных условиях, снижается на 4,7%). К факторам, отражающим желание заимствовать денежные средства, может быть отнесена переменная, характеризующая динамику цен на недвижимость. Влияние данного показателя на динамику рыночной рублевой задолженности населения значимо, но менее значительно, чем рассматриваемых выше (1-процентный рост цен на недвижимость обусловит прирост заемных средств на 0,5%). Значимым фактором, формирующим спрос на валютные и льготные кредиты, становится номинальный обменный курс национальной валюты, характеризующий желание заимствовать. Однако направление оказываемого влияния данного фактора на эндогенные показатели противоположно (при обесценивании национальной валюты на 1% уровень валютных кредитов населения снижается на 1,4%, а льготных – возрастает на 1,3%).

Следует также отметить значительное положительное влияние на динамику рыночных рублевых кредитов со стороны фиктивной переменной, характеризующей период введения ограничений на выдачу валютных кредитов. Это свидетельствует о том, что после введения запрета на выдачу населению валютных кредитов их частично заместили рублевые рыночные кредиты (если бы запрет не был введен, объемы рублевого рыночного кредитования были бы ниже). Примечательно, что тестирование гипотезы о замещении валютного кредитования льготным рублевым кредитом, осуществленное путем введения в модель соответствующей фиктивной переменной, дало отрицательный результат. Следовательно, динамика льготного кредитования определялась иными факторами.

Построенные долгосрочные соотношения позволяют рассчитать текущий равновесный уровень кредитной задолженности [3], а также отклонение фактических значений анализируемых показателей от равновесных (разрыв кредитной задолженности) как остатки коинтеграционных соотношений.

Динамика разрыва рыночных рублевых кредитов физических лиц (рисунок 1) свидетельствует о том, что уровень анализируемого показателя был выше своего равновесного в следующие периоды: III квартал 2004 г. – I квартал 2005 г., III квартал 2006 г. – IV квартал 2007 г., III квартал 2008 г. – I квартал 2009 г., а также с I квартала 2010 г. по III квартал 2010 г. Наиболее значительный и продолжительный отрицательный разрыв анализируемого показателя наблюдался с I квартала 2005 г. по III квартал 2006 г., а также начиная с I квартала 2012 г.

Отрицательный разрыв анализируемого эндогенного показателя в период с I квартала 2005 г. по III квартал 2006 г. обусловлен тем, что в данный период наблюдались наиболее низкие номинальные ставки по рыночным рублевым кредитам (рисунок 2), однако в начале 2005 г. произошел резкий рост объемов льготных кредитов (рисунок 3), что стало причиной отклонения

### Отклонение фактических значений рыночных рублевых кредитов физических лиц от текущего равновесного состояния, %



Рисунок 1

### Динамика номинальной процентной ставки по рыночным рублевым кредитам физических лиц, %



Рисунок 2

### Динамика прироста льготных кредитов в реальном выражении

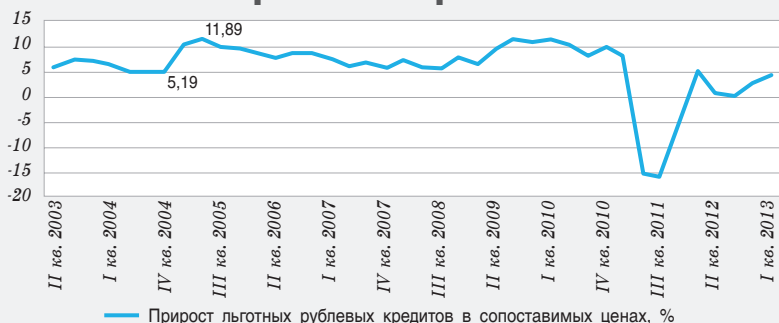


Рисунок 3

### Динамика реальной процентной ставки по рыночным рублевым кредитам физических лиц, %



Рисунок 4

фактических значений рыночных рублевых кредитов от их равновесного уровня.

Отрицательное отклонение рыночных рублевых кредитов от равновесного уровня с начала 2012 г. можно объяснить тем, что в данный период началось сокращение номинальных ставок по данному виду кредитов, что повышало возможность населения осуществлять заимствования, однако реальные ставки находились на высоком уровне (рисунок 4), что делало данные кредиты менее привлекательными.

Положительный разрыв рыночных рублевых кредитов населения, наблюдаемый с III квартала 2006 г. по IV квартал 2007 г., объясняется тем, что в этот период при незначительном росте номинальной процентной ставки по данному виду кредитов реальное ее значение уходило в отрицательную область (рисунок 4), что положительно сказывалось на желании населения осуществлять заимствования на таких условиях. Аналогичная картина складывалась в 2010 г., когда на фоне достаточно высоких значений номинальных ставок по рыночным рублевым кредитам реальное их значение достигало практически нулевой отметки, что обусловило положительное отклонение описываемого эндогенного показателя от равновесного.

Непродолжительные положительные разрывы в динамике рыночных рублевых кредитов физических лиц, наблюдаемые в III квартале 2008 г. – I квартале 2009 г., а также в I квартале 2011 г., могут объясняться девальвационными ожиданиями населения, что делало рублевые заемные средства привлекательными при возможной их конвертации в валюту.

Динамику разрыва спроса на льготные кредиты (рисунок 5) в значительной мере можно объяснить динамикой цен на недвижимость. Так, наиболее продолжительные положительные отклонения анализируемого эндогенного показателя наблюдались в периоды: III квартал 2005 г. – IV квартал 2006 г., III квартал 2007 г. – I квартал 2008 г., III квартал 2009 г. – III квартал 2010 г., когда цены на недвижимость возрастали.

**Отклонение фактических значений льготных рублевых кредитов физических лиц от текущего равновесного состояния, %**



Рисунок 5

**Отклонение фактических значений валютных кредитов физических лиц от текущего равновесного состояния, %**



Рисунок 6

**Сопоставление динамики ставки по валютным кредитам с рыночной реальной процентной ставкой по рублевым кредитам физических лиц, %**

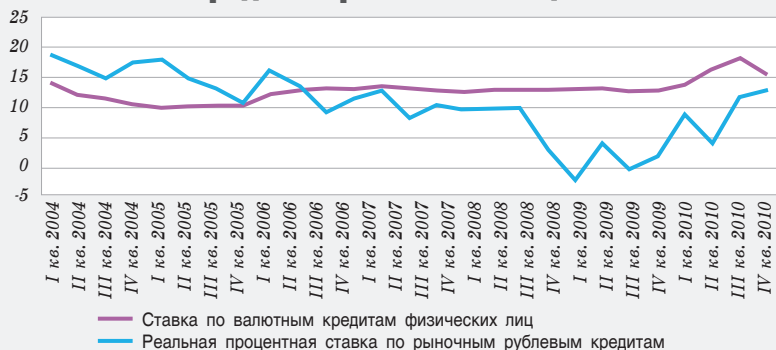


Рисунок 7

Графический анализ разрыва спроса на валютные кредиты (рисунок 6) с I квартала 2003 г. по III квартал 2009 г. (период предоставления валютных кредитных средств населению) выявляет значительные положительные отклонения анализируемого показателя в периоды: II квартал 2004 г., I квартал 2006 г., II квартал 2008 г., II квартал 2009 г. Положительное отклонение фактического спроса на

валютные кредиты населения от его равновесного уровня в первом периоде может объясняться более низкими процентными ставками по валютным кредитам в сравнении с реальной процентной ставкой по рыночным рублевым кредитам (рисунок 7), а также начавшимся ростом цен на недвижимость (рисунок 8).

Положительный разрыв анализируемого показателя во втором периоде может быть связан с

тем, что на фоне макроэкономической дестабилизации в данный период наблюдался рост ставок по рублевым рыночным кредитам как в номинальном, так и в реальном выражении, что негативно сказывалось на способности и желании осуществлять заимствования данного вида кредитов. Отрицательный разрыв спроса на валютные кредиты наблюдается в стабильный период белорусской экономики (II квартал 2006 г. – II квартал 2008 г.), этот факт может обуславливаться тем, что именно в данный период наиболее интенсивно начинает развиваться кредитование населения на льготных условиях.

Коинтеграционный анализ способен объяснить развитие долгосрочной динамики показателей кредитной задолженности населения, однако не менее важным аспектом исследования является изучение краткосрочных отклонений рассматриваемых эндогенных переменных от их равновесного уровня. С целью изучения таких колебаний в динамике показателей кредитной задолженности населения необходимо построить модели коррекции ошибок:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{cred}^{rub})_t &= -0,164 \ln(\text{cred}^{rub})_{t-1} - \\ &- 1,892 \ln(\text{income})_{t-1} - 0,465 \ln(\text{hp})_{t-1} + \\ &+ 4,717 i_{t-1} - c_{t-1}^{rub} - 42,189 \text{constr}_{t-1}^{2009-3} - \\ &- 1073,238 + 0,406 \Delta \ln(\text{income})_t + \\ &+ 0,571 \Delta \ln(\text{cred}^{rub})_{t-1} + \\ &+ 5,181 D_{2003\_1\_2004\_4} - \\ &- 12,230 D_{2011\_2\_3} + 2,118, \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{cred} - p^{rub})_t &= \\ &= -0,051 \ln(\text{cred} - p^{rub})_{t-1} - \\ &- 2,288 \ln(\text{income})_{t-1} - 1,277 \ln(e)_{t-1} + \\ &+ 191,560 \text{constr}_{t-1}^{2011-4} + 2173,080 + \\ &+ 0,437 r_{t-1} - c_{t-1}^{rub} + 0,073 \Delta \ln(e)_{t+3} - \\ &- 4,710 D_{2003\_1\_2004\_4} - \\ &- 5,799 \text{constr}_t^{2011-4} + 4,287, \end{aligned} \quad (5)$$

**Динамика цен на недвижимость, долл. США**



Рисунок 8

было решено принять представленную спецификацию моделей для анализа спроса на рыночные рублевые и валютные кредиты без изменений в связи с тем, что на 1-процентном критическом уровне данная проблема не была выявлена. Графики фактических значений временных рядов и их оценки приведены на рисунке 9.

С экономической точки зрения полученные результаты по моделям кредитной задолженности следует интерпретировать следующим образом. Краткосрочные колебания в динамике рыночных рублевых кредитов могут быть объяснены изменениями в уровне кредитной задолженности, происходящими в прошлом периоде, и колебаниями в получаемых текущих доходах. Так, 1-процентный прирост рыночных рублевых кредитов, имеющий место периодом ранее, обусловит прирост текущей кредитной задолженности на 0,57%, прирост денежных доходов – на 0,41%. Следует отметить, что в первоначальную модель коррекции ошибок, предназначенную для анализа рыночных рублевых кредитов, также включена реальная процентная ставка по данному виду кредитов, однако по результатам тестов на значимость коэффициентов было невозможно отклонить нулевую гипотезу о равенстве коэффициента при данной переменной нулю. Таким образом, на основе эмпирического анализа можно сделать вывод, что на спрос на рублевые кредиты, предоставляемые на рыночных условиях, в первую очередь влияют факторы, относящиеся к категории показателей, характеризующих способность и возможность осуществлять заимствования.

$$\Delta \ln(cred^f)_t = -0,068 \ln(cred^f)_{t-1} - 2,018 \ln(income)_{t-1} + 1,434 \ln(e)_{t-1} + 27,176 constr_{t-1}^{2009-3} + 0,758 \Delta \ln(cred^f)_{t-1} - 0,262 \Delta \ln(e)_{t+1} - 14,940 D_{2009-1}_t, \quad (6)$$

где  $D_{2003-1-2004-4}_t$  – фиктивная переменная, характеризующая период развития кредитования,  $D_{2009-1}_t$  – фиктивная переменная, отражающая девальвацию национальной валюты в I квартале 2009 г.,  $D_{2011-2-3}_t$  – фиктивная переменная, характеризующая период наличия «теневого валютного рынка» в Республике Беларусь во II и III кварталах 2011 г.

Оценка коэффициентов уравнений для анализа кредитной задолженности населения статистически значима, что подтверждает  $p$ -вероятность  $t$ -статистики коэффициентов регрессий (приведена в скобках при коэффициентах регрессий).

В целом для анализа представленных регрессионных уравнений, прежде всего, необходимо оценить их качество со статистической точки зрения. Оценка системы производится по каждому ее уравнению в отдельности. Качество построенных моделей оценивалось на основании следующих критериев. Во-первых, это классические критерии: коэффициент детерминации ( $R^2$ ,  $R_a^2$ ), сумма ошибок регрессии ( $SER$ ) и статистика Дарбина – Уотсона ( $DW$ ). Во-вторых, это статистические критерии проверки того, что ошибки регрессии, оцененной методом наименьших квадратов, являются независимыми

ми нормально распределенными случайными величинами, имеющими одинаковую дисперсию. К таким критериям относятся критерий Жака – Бера на нормальность распределения, критерий Бройша – Годфри на наличие авторегрессии в остатках и критерий Уайта на наличие гетероскедастичности. В таблице 5 приведены не сами статистики, а соответственно  $p$ -значение статистики Жака – Бера ( $JB$ ),  $p$ -значение статистики Бройша – Годфри ( $BG$ ) и  $p$ -значение статистики Уайта ( $White$ ).

На основе таблицы 5 можно сделать вывод, что представленные уравнения для анализа спроса на кредиты населения обладают хорошими статистическими характеристиками: оценки коэффициентов моделей являются статистически значимыми, остатки моделей имеют нормальное распределение, в моделях отсутствует проблема автокорреляции и гетероскедастичности. Следует отметить, что на основе статистических характеристик регрессий (4) и (6) можно отклонить гипотезу об отсутствии гетероскедастичности в остатках данной эконометрической модели на 5-процентном критическом уровне. Однако

Таблица 5

**Статистические характеристики моделей анализа кредитной задолженности**

Модель	$R^2$	$R_a^2$	$SER$	$JB$	$DW^*$	$BG^{**}$	$White$
(4)	0,927	0,916	3,356	0,907	2,708	0,109	0,019
(5)	0,951	0,943	1,507	0,672	1,919	0,452	0,444
(6)	0,960	0,957	4,048	0,833	-	0,853	0,010

\*Среди статистических характеристик модели (6) не приведена  $DW$ -статистика, так как в указанной регрессии отсутствует свободный член.

\*\*Наличие автокорреляции в остатках моделей проверялось на основе теста Бройша – Годфри, количество учтенных лагов – семь.



Краткосрочные колебания в динамике спроса на льготные кредиты объясняются девальвационными ожиданиями<sup>2</sup> и рыночной реальной процентной ставкой по рублевым кредитам. Так, ожидаемое снижение обменного курса белорусского рубля к доллару США повышает спрос на льготные кредиты на 0,07%, а возрастание реальной стоимости рублевых кредитов, предоставляемых на рыночных условиях, приводит к росту спроса на льготное кредитование на 0,4%. Таким образом, спрос на данный вид кредитов формируется в основном под влиянием факторов, входящих в категорию показателей, характеризующих желание осуществлять заимствование денежных средств и отражающих стоимость кредитов, альтернативных льготному кредитованию. Отмеченный факт свидетельствует о присутствии спекулятивного мотива заимствования денежных средств, предоставляемых на льготных условиях.

Изменения в краткосрочной динамике валютных кредитов были отражены через изменения уровня кредитной задолженности, наблюдаемые в прошлом периоде, и колебания номинального обменного курса белорусского рубля к доллару США. Так, рост валютной кредитной задолженности в прошлом периоде на 1% приведет к возрастанию текущего уровня заемных средств на 0,76%, а девальвация номинального обменного курса на 1% обусловит сокращение спроса на валютное кредитование на 0,26%.

Коэффициенты при коинтеграционных соотношениях моделей коррекции ошибок характеризуют скорость корректировки уровня эндогенных показателей при их отклонении от долгосрочной траектории. Для регрессионного уравнения, моделирующего динамику спроса на рыночные рублевые кредиты, величина данного показателя составляет -0,16. Это означает, что для возвращения уровня спроса на заемные средства, предоставляемые в рублях на рыночных условиях, на равновесную траекторию при соответствующем отклонении требуется

### Динамика фактических значений эндогенных переменных регрессии и значений данных переменных, смоделированных на их основе

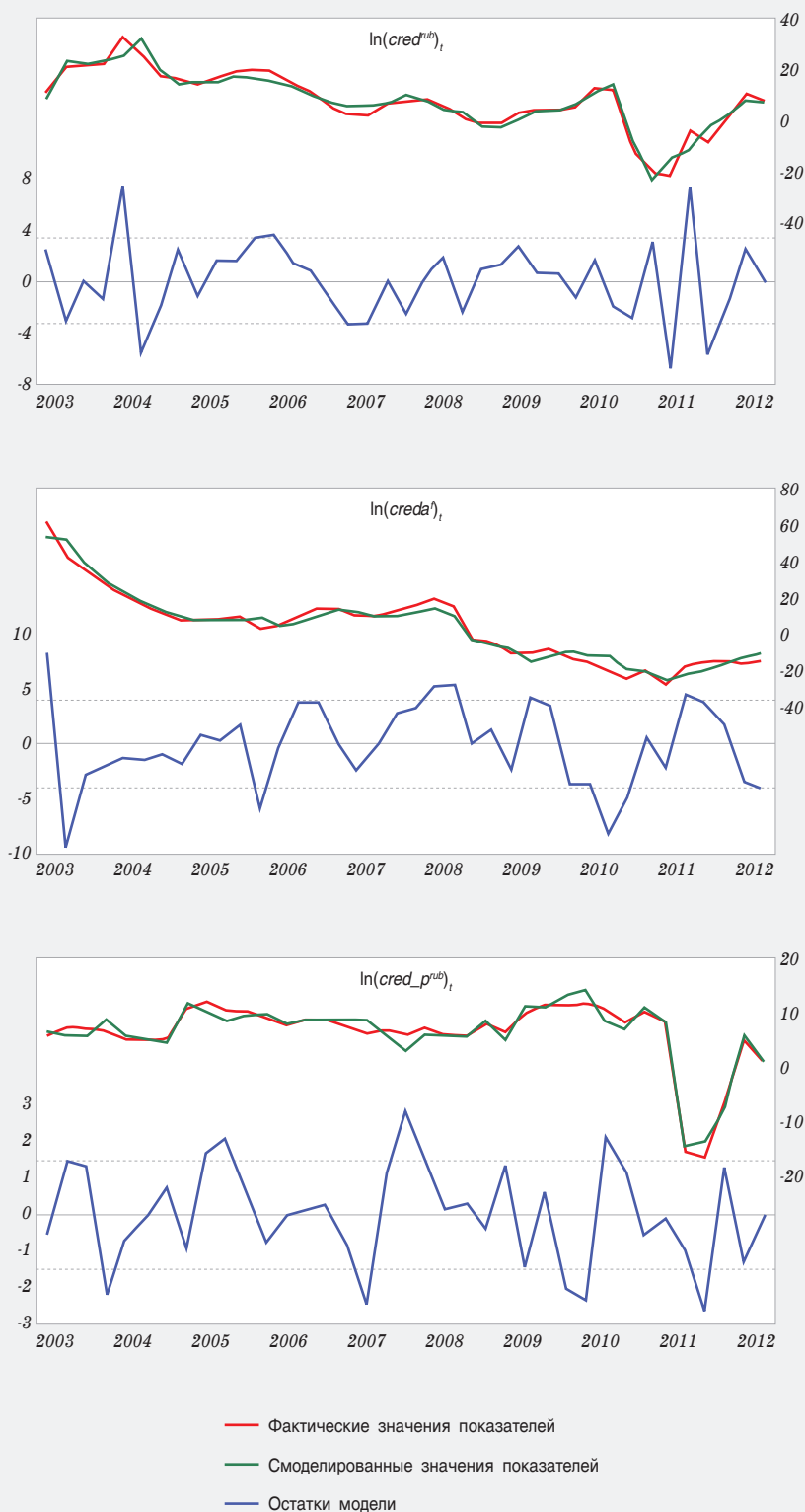


Рисунок 9

<sup>2</sup> Для оценки девальвационных ожиданий были приняты фактические значения номинального обменного курса белорусского рубля к доллару США, взятые с опережением на три периода.

около шести кварталов. Коэффициенты скорости корректировки уровня эндогенных показателей при их отклонении от долгосрочного тренда моделей коррекции ошибок для льготных рублевых и валютных кредитов составляют в абсолютном выражении значительно меньшую величину, чем коэффициент модели рыночных рублевых кредитов:  $-0,05$  и  $-0,07$  соответственно. Это означает, что для возвращения описываемых эндогенных показателей моделей к равновесному уровню необходимо более десяти кварталов. Однако данные результаты могли быть получены по причине того, что в течение анализируемого периода времени были введены ограничения на предоставление валютных и льготных кредитов населению, что отразилось на статистике кредитных остатков и снизило скорость реакции системы на макроэкономические шоки.

\* \* \*

Итак, по результатам моделирования динамики кредитной задолженности населения Республики Беларусь на основе применения концепции Вая было выявлено, что денежные доходы домашних хозяйств (характеризуют способность осуществлять заимствования) оказывают наибольшее влияние на динамику компонент кредитной задолженности населения. В группу показателей, отражающих желание осуществлять заимствования, вошли такие переменные, как реальные процентные ставки по кредиту, цена

недвижимости и обменный курс национальной валюты. К показателям, отражающим возможность заимствовать денежные средства, были отнесены номинальные процентные ставки по каждому виду кредита и фиктивная переменная, характеризующая наличие ограничений на выдачу кредитов физическим лицам.

На основе эмпирического анализа было установлено, что спрос на рублевые кредиты, предоставляемые на рыночных условиях, формируется в первую очередь под влиянием факторов, характеризующих способность и возможность осуществлять заимствования. При этом в итоговую модель коррекции ошибок, предназначенную для анализа рыночных рублевых кредитов, не вошла реальная процентная ставка по данному виду кредитов, поскольку статистически подтвердить ее значимость не удалось.

По результатам анализа спроса населения на льготные кредиты можно сделать вывод о высоком значении спекулятивного мотива в займах этого вида. Спрос на валютные кредиты в значительной степени формируется под воздействием динамики обменного курса национальной валюты. Таким образом, спрос на льготные и валютные кредиты, прежде всего, обусловлен действием факторов, характеризующих желание осуществлять заимствования.

На основе проведенного исследования видится важным выделить следующий проблемный аспект рынка кредитов. Белорусская экономика характеризуется

достаточно высокими номинальными процентными ставками при умеренном или низком их значении в реальном выражении. В условиях сегментированного рынка это приводит к снижению возможности населения заимствовать рублевые денежные средства на рыночных условиях, однако повышает желание получить льготные кредиты, что обусловлено в том числе и спекулятивным мотивом. Факт наличия высоких номинальных процентных ставок по рублевым кредитам на анализируемом промежутке времени также способствовал росту спроса населения на валютные кредиты, что негативно сказывалось на платежеспособности населения, повышало кредитный риск коммерческих банков в периоды наибольшей нестабильности на валютном рынке и привело к необходимости введения ограничений на выдачу кредитов в иностранной валюте.

Перечисленные проблемы свидетельствуют о высоком значении и актуальности мер экономической политики, направленных на достижение стабильно низкой инфляции. Это позволит уменьшить влияние номинальной процентной ставки на спрос на рублевые кредиты, повысит роль реальной процентной ставки. Одновременно усиление макроэкономической стабильности окажет благоприятное воздействие на уменьшение масштабов развития льготного кредитования.

\* \* \*

Материал поступил 28.08.2013.

#### Источники:

1. Hargreaves, C.A. *Review of Methods of Estimating Cointegrating Relationships* // In Hargreaves, C. (Ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. – New York: Oxford University Press. – 2003.
2. Johansen, S., Juselius, K. *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money* // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. – 1990. – № 52 (2). – P. 169–210.
3. Левкович, А.П., Вечерский, А.А. *Оценка равновесного реального валютного курса для стран с переходной экономикой* // *Белорусский экономический журнал*. – 2007. – № 4. – С. 28–38.