

## ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ДЛЯ ОЦЕНКИ СТИМУЛОВ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА

**И.А. ЯНКОВСКИЙ**

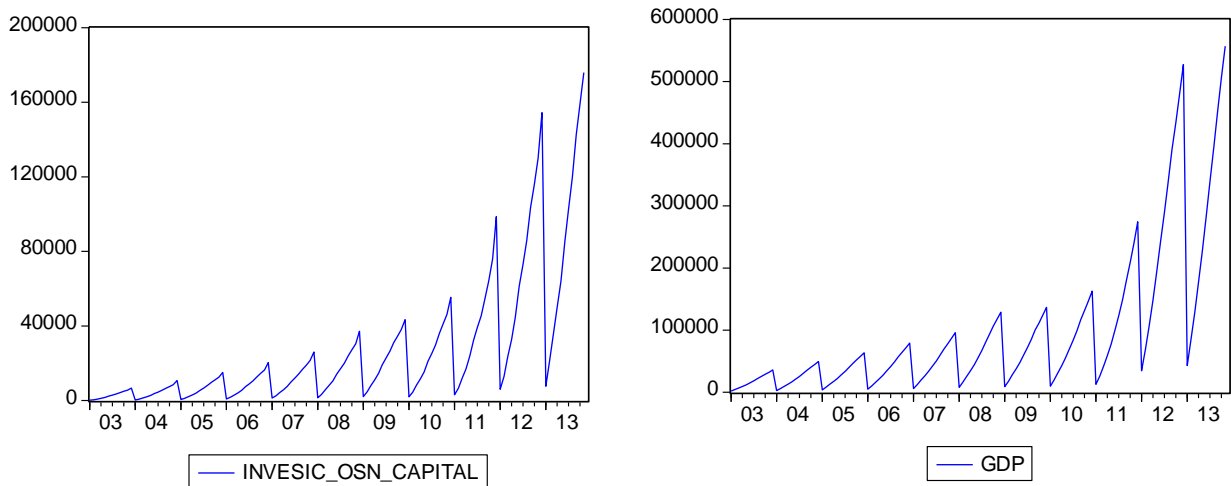
*Полесский государственный университет,  
г. Пинск, Республика Беларусь*

**Введение.** Банковский кредит и производство товаров. Анализ взаимосвязи между этими экономическими категориями проводился многими учеными. В Беларуси в последние годы публикуются результаты исследований, которые прямо или косвенно затрагивают проблему эффективного кредитования фирм. Причинами особого внимания можно считать двадцати процентную девальвацию национальной валюты 2009 года, затем две последовавшие друг за другом девальвации в мае (56%) и октябре (52%) 2011 года, которые были следствием, в том числе, и чрезмерного стимулирования экономического роста за счет эмиссионного кредитования. В отчете Национального банка Республики Беларусь о выполнении Основных направлений денежно-кредитной политики за январь-октябрь 2013 года отмечалось, что «первоочередной задачей до конца 2013 г. является проведение банками сдержанной кредитной политики с учетом имеющейся у них ресурсной базы. При этом важным условием должно стать не столько наращивание объемов кредитования, сколько повышение его эффективности» [1, с.2].

**Результаты и их обсуждение.** Ряд исследований, представленных белорусскими учеными, в основе которых лежат эконометрические модели влияния кредита на экономический рост, не учитывают эффективности кредитных вложений. В работе «Влияние директивного кредитования на долгосрочный экономический рост» [2] при построении векторной модели коррекции ошибок используются показатели общефакторной производительности, объема директивных кредитов, объема рыночных кредитов, валового накопления основного капитала, разрыва между процентными ставками директивных и рыночных кредитов. Исследование «Кредит экономике: новые ответы на стандартные вопросы» [3] представляет долгосрочное уравнение равновесия, включающее зависимость валового внутреннего продукта от денежной массы и иностранных пассивов банковской системы. Выводы о наилучшем соотношении прироста банковского кредита и прироста валового внутреннего продукта, сделанные в статье «Оптимизация кредитования экономики в Республике Беларусь» [4], основаны на экономической интерпретации предыдущей модели [3]. Автор работы «Инфляция, банки и экономический рост» [5] исследует связи между показателями инфляции, банковским кредитом и валовым внутренним продуктом.

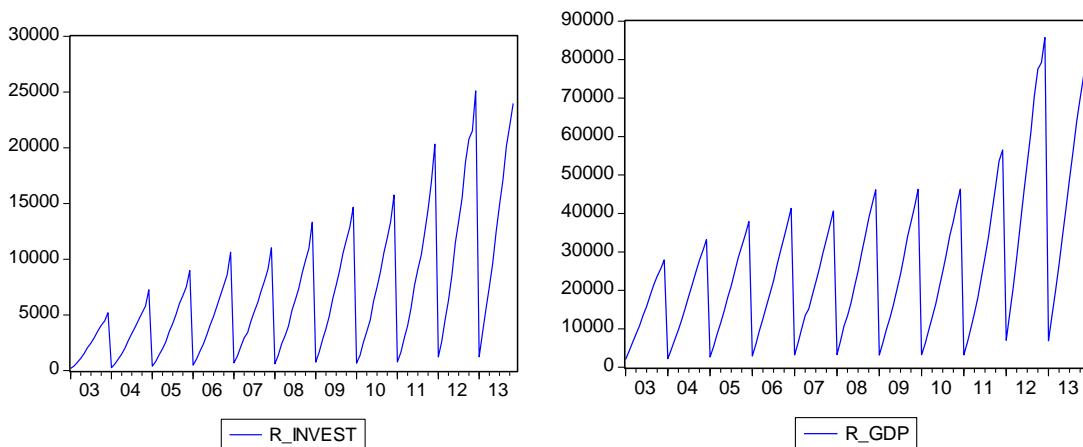
Для оценки взаимосвязи объемов банковского кредитования и экономическим ростом в Республике Беларусь нами на статистических данных с первого квартала 2004 года по третий квартал 2011 года была построена модель долгосрочного равновесного состояния и краткосрочная модель коррекции ошибок на основе подхода Энгла-Грэйнджера [6]. На рассматриваемом временном интервале модель адекватно описывала экономические процессы. Однако при переоценке на расширенном диапазоне статистических данных по третий квартал 2013 года модель оказалась неадекватной, что заставило пересмотреть подходы к построению моделей экономического роста.

Альтернативный подход предполагает построение системы взаимосвязанных моделей. Первая модель построена на основе предположения о наличии долгосрочной зависимости между инвестициями в основной капитал субъектов хозяйствования и ВВП на статистических данных с интервалом в 1 месяц с января 2003 по декабрь 2013 года (рисунок 1).



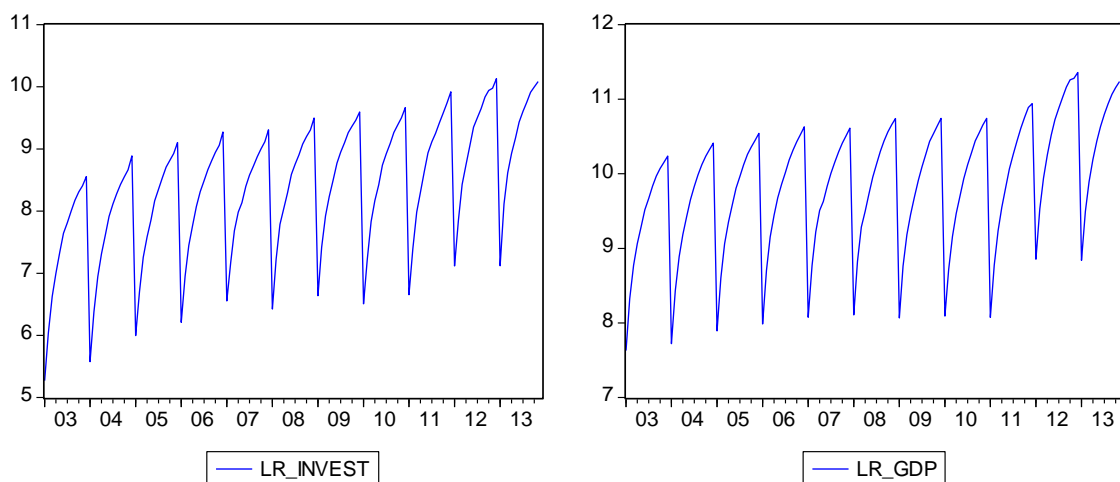
**Рисунок 1 – Динамика инвестиций в основной капитал (*INVESIC\_OSN\_CAPITAL*) и ВВП Беларуси (*GDP*)**

На первом этапе номинальные значения были преобразованы в реальные за счет корректировки на индекс потребительских цен (рисунок 2).



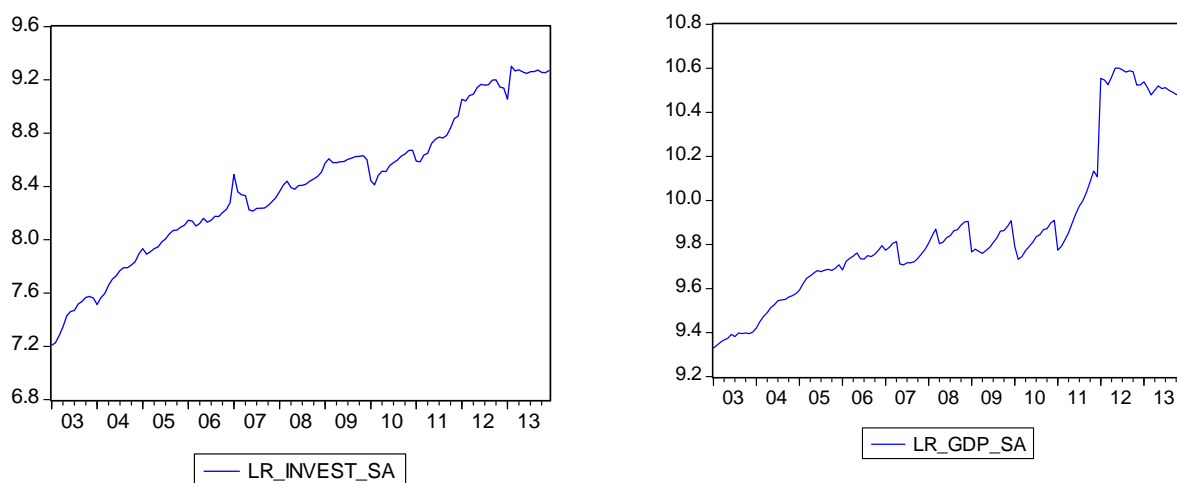
**Рисунок 2 – Динамика инвестиций в основной капитал (*R\_INVEST*) и ВВП Беларуси в реальных ценах (*R\_GDP*)**

С целью преодоления гетероскедастичности показатели реального ВВП и инвестиций в основной капитал были прологарифмированы (рисунок 3).



**Рисунок 3 – Динамика логарифма реальных инвестиций в основной капитал (*LR\_INVEST*) и логарифма реального ВВП Беларуси (*LR\_GDP*)**

Временные ряды имеют ярко выраженные сезонные колебания, поэтому было проведено их сезонное сглаживание с помощью процедуры Tramo/Seats (рисунок 4). Полученные временные ряды являются нестационарными интегрированными рядами первого порядка, что подтверждается расширенным тестом Dickey–Fuller.



**Рисунок 4 – Динамика сезонно сглаженных логарифмов реальных инвестиций в основной капитал ( $LR\_INVEST\_SA$ ) и реального ВВП Беларуси ( $LR\_GDP\_SA$ )**

Проведенный коинтеграционный тест подтвердил наличие коинтеграционного соотношения с константой без тренда (применялся подход Йохансена). Таким образом, между сезонно сглаженными показателями логарифмов реальных инвестиций в основной капитал и реального ВВП Беларуси имеет место долгосрочная равновесная зависимость и возможно построение модели коррекции ошибок.

Долгосрочная равновесная зависимость (в круглых скобках под коэффициентами указана соответствующая стандартная ошибка) имеет вид:

$$LR\_GDP\_SA = 0.87*LR\_INVEST\_SA + 2.28 \quad (1)$$

(0.15)                      (1.25)

Полученное уравнение равновесия подтверждает выводы о снижении отдачи инвестиций в основной капитал [8]. Рост ВВП составляет только 0,87% при росте инвестиций в основной капитал на 1% на рассматриваемом временном интервале.

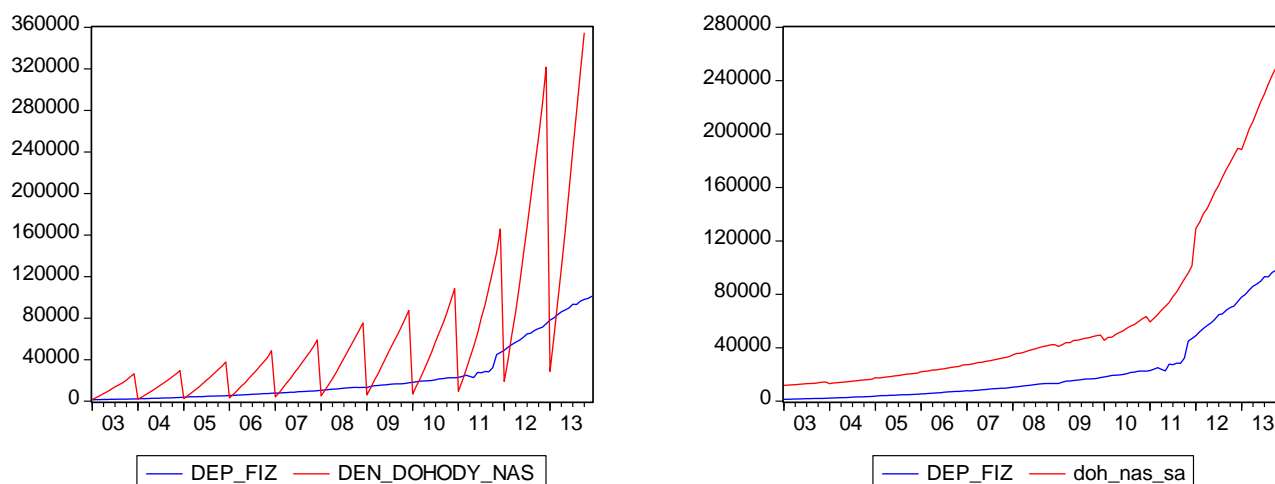
Уравнения краткосрочных зависимостей свидетельствуют о достаточно медленном возвращении системы к состоянию равновесия при отклонении системы от равновесия (корректировка на 5% каждый последующий месяц):

$$\begin{cases} D(LR\_GDP\_SA) = 0.015*(LR\_GDP\_SA(-1) - 0.87*LR\_INVEST\_SA(-1) - 2.28) \\ \quad (0.01) \\ D(LR\_INVEST\_SA) = 0.05*(LR\_GDP\_SA(-1) - 0.87*LR\_INVEST\_SA(-1) - 2.28) \\ \quad (0.01) \end{cases} \quad (2)$$

Причем, работает только один из двух возможных механизмов коррекции ошибок, который описан вторым уравнением из системы (2). Три различных теста на проверку отсутствия автокорреляции в ошибках (VEC Residual Serial Correlation LM Tests, VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations, Correlograms) не отклонили нулевую гипотезу о взаимной независимости остатков на уровне значимости 5%, тест Уайта на том же уровне значимости не отклоняет гипотезу о постоянстве дисперсии ошибок. Однако можно говорить только лишь об асимптотически нормальном распределении остатков. Следовательно, модель может быть признана адекватной.

Вторая модель была построена исходя из предположения о зависимости величины инвестиций в основной капитал от потребления населения на том же временном интервале. Величина потребления населения была определена, как разность между доходами населения ( $DEN\_DOHODY\_NAS$ ) и депозитами физических лиц ( $DEP\_FIZ$ ). Причем временной ряд денежные доходы населения,

имеющий явно выраженные сезонные колебания, предварительно был сглажен с помощью процедуры Тгамо/Seats (рисунок 5)



**Рисунок 5 – Динамика пары наблюдаемых значений депозитов физических лиц и денежных доходов населения и пары наблюдаемых значений депозитов физических лиц и сезонно сглаженных денежных доходов населения (*doh\_nas\_sa*)**

Таким образом, значения временного ряда потребления (*potrebl*) вычислены по формуле:

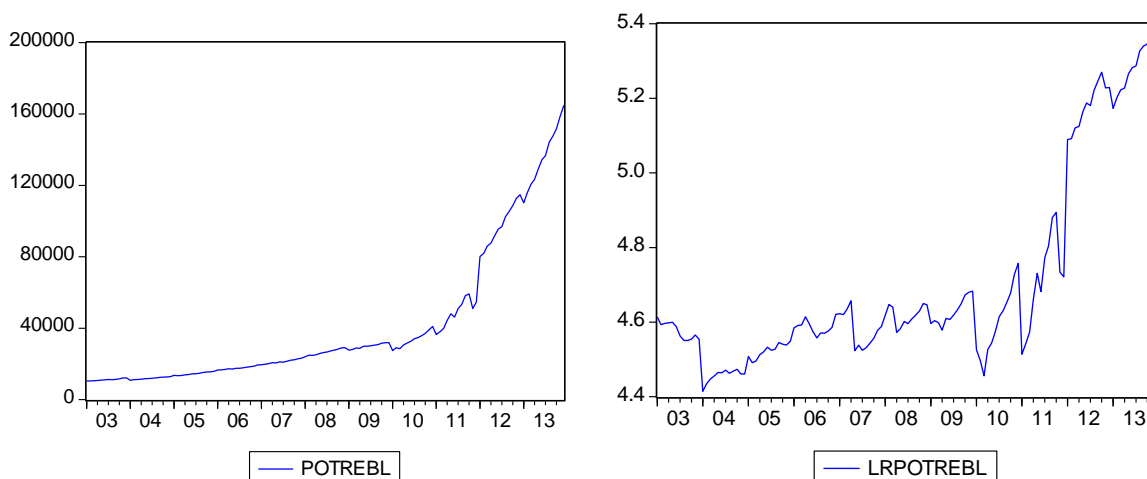
$$potrebl = doh\_nas\_sa - dep\_fiz \quad (3)$$

Значение величины реального потребления (*rpotrebl*) получено путем преобразования по формуле:

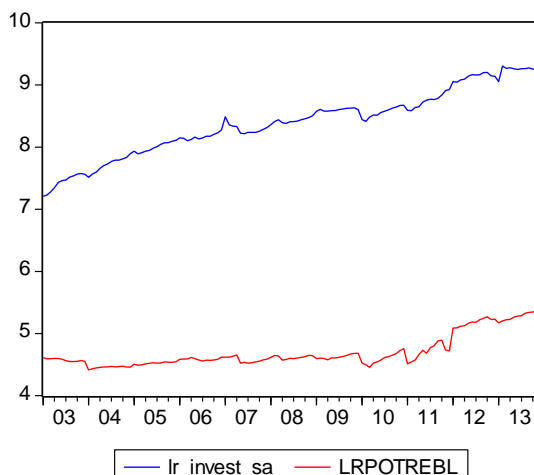
$$rpotrebl = potrebl / ipc \quad (4)$$

где *ipc* – индекс потребительских цен.

Дополнительно значения временного ряда реального потребления населения были прологарифмированы (рисунок 6). Расширенный тест на стационарность полученного временного ряда (Augmented Dickey–Fuller test statistic) позволил классифицировать его как нестационарный интегрированный временной ряд первого порядка. Следовательно, имеются основания предполагать наличие коинтеграционных связей между логарифмом реального потребления населения и логарифмом инвестиций в основной капитал в реальном исчислении (рисунок 7).



**Рисунок 6 – Динамика показателя потребления населения и логарифма реального потребления населения (*LRPOTREBL*)**



**Рисунок 7 – Соотношение логарифма реальных сезонно сглаженных инвестиций в основной капитал ( $lr\_invest\_sa$ ) и логарифма реального потребления населения ( $LRPOTREBL$ )**

Проведенный коинтеграционный тест Йохансена подтвердил наличие коинтеграционного соотношения с константой и трендом ( $@TREND(03M01)$ ), то есть имеет место долгосрочная равновесная зависимость:

$$LR\_INVEST\_SA = 0.503*LRPOTREBL + 0.007*@TREND(03M01) + 5.585 \quad (5)$$

(0.22)                      (0.002)

Механизм коррекции ошибок (отклонение от равновесной траектории  $coint1$ ) представлен одним значимым уравнением:

$$D(LRPOTREBL) = 0.09*(coint1) + 0.1*D(LR\_INVEST\_SA(-1)) + 0.28*D(LR\_INVEST\_SA(-2)) + 0.27*D(LR\_INVEST\_SA(-3)) - 0.17*D(LRPOTREBL(-1)) - 0.32*D(LRPOTREBL(-2)) - 0.23*D(LRPOTREBL(-3)) - 0.0002 \quad (6)$$

где  $D(LRPOTREBL)$  – прирост логарифма реального потребления;  
 $D(LR\_INVEST\_SA(-1))$ ,  $D(LR\_INVEST\_SA(-2))$ ,  $D(LR\_INVEST\_SA(-3))$  – приросты логарифмов сезонно сглаженных инвестиций в основной капитал в реальном исчислении с лагом 1, 2 и 3 соответственно;  
 $D(LRPOTREBL(-1))$ ,  $D(LRPOTREBL(-2))$ ,  $D(LRPOTREBL(-3))$  – приросты логарифма реального потребления с лагом 1, 2 и 3 соответственно.

Полученное уравнение краткосрочной зависимости (6) определяет скорость возврата экономической системы в состояние равновесия, которое составляет примерно 11 месяцев (9% коррективы отклонения в месяц).

Модель коррекции ошибок адекватна, поскольку три различных проведенных теста подтверждают отсутствие автокорреляции остатков (Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations, тест множителей Лагранжа, тест Льюнга–Бокса).

Тест на проверку постоянства дисперсии остатков (*Residual Heteroskedasticity Tests*) не отклоняет нулевую гипотезу о постоянстве дисперсии. Кроме того, остатки являются асимптотически нормально распределенными.

Таким образом, построена система моделей для оценки влияния потребления на валовой внутренний продукт, которая может быть использована в дальнейшем для подготовки сценарных прогнозов и анализа национальной экономической политики.

Для поиска взаимосвязей между объемами и структурой высвобождаемых в экономике страны ресурсов, привлекаемых на внешних рынках, и объемом кредитных операций банков с реальным сектором экономики была сформирована группа матриц парной корреляции. С помощью первой матрицы (таблица 1) выявлена сильная взаимосвязь депозитов резидентов и нерезидентов с краткосрочными (*COURTCREDIT*) и долгосрочными (*LONG\_CREDIT*) кредитами банков, причем связь депозитов резидентов со всеми видами кредитов выше, чем связь депозитов нерезидентов.

Таблица 1 – Матрица парных корреляций кратко- и долгосрочных кредитов и депозитов резидентов и нерезидентов.

	<i>NORESIDENT</i>	<i>RESIDENT</i>	<i>COURTCREDIT</i>	<i>LONG_CREDIT</i>
<i>NORESIDENT</i>	1.000			
<i>RESIDENT</i>	0.985	1.000		
<i>COURTCREDIT</i>	0.976	0.993	1.000	
<i>LONG_CREDIT</i>	0.982	0.997	0.994	1.000

Аналогичный вывод можно сделать исходя из анализа второй матрицы (таблица 2). Депозиты резидентов имеют более сильную связь и с объемами кредитования частных и государственных организаций, физических лиц, небанковских организаций, кредитов экономике в целом.

Таблица 2 – Матрица парных корреляций кредитов частных и государственных организаций, физических лиц, небанковских организаций, кредитов экономике и депозитов резидентов и нерезидентов

	<i>NORESIDENT</i>	<i>RESIDENT</i>
<i>NORESIDENT</i>	1.000000	
<i>RESIDENT</i>	0.984847	1.000000
<i>CRECITNOBANKORG</i>	0.958613	0.976207
<i>CREDITCHASTN</i>	0.946825	0.963172
<i>CREDITFIZLICAM</i>	0.966929	0.986638
<i>CREDITGOSORG</i>	0.952620	0.963739
<i>CREDITECONOMIKE</i>	0.981776	0.996890

Сильная корреляционная зависимость имеет место при анализе взаимосвязей объемов банковского кредитования различных секторов экономики и банковских депозитов (таблица 3).

Таблица 3 – Матрица парных корреляций объемов банковского кредитования различных секторов экономики и банковских депозитов

	<i>CRECIT NOBANKORG</i>	<i>CREDIT CHASTN</i>	<i>CREDIT FIZLICAM</i>	<i>CREDIT GOSORG</i>
<i>CRECITNOBANKORG</i>	1			
<i>CREDITCHASTN</i>	0.968	1		
<i>CREDITFIZLICAM</i>	0.959	0.978	1	
<i>CREDITGOSORG</i>	0.899	0.865	0.939	1
<i>DEP_CHASTN</i>	0.970	0.948	0.969	0.960
<i>DEP_FIZ</i>	0.919	0.902	0.962	0.995
<i>DEP_GOS_PREDPR</i>	0.913	0.875	0.930	0.980
<i>DEP_NFINORG</i>	0.943	0.890	0.928	0.962

Имеет место сильная положительная зависимость между кредитами различной срочности и депозитами различных категорий вкладчиков (таблица 4). Однако регрессионные модели зависимости долгосрочных кредитов от объемов депозитов физических лиц, государственных и частных организаций, нефинансовых организаций оказываются неадекватными: имеет место автокорреляция остатков, гетероскедастичность.

Таблица 4 – Корреляционная матрица краткосрочных, долгосрочных кредитов и депозитов различных категорий вкладчиков

	<i>COURTCREDIT</i>	<i>LONG_CREDIT</i>
<i>COURTCREDIT</i>	1.000000	0.993554
<i>LONG_CREDIT</i>	0.993554	1.000000
<i>DEP_CHASTN</i>	0.983884	0.985088
<i>DEP_FIZ</i>	0.990761	0.980039
<i>DEP_GOS_PREDPR</i>	0.967519	0.957218
<i>DEP_NFINORG</i>	0.964465	0.954390

Поскольку для временных рядов логарифма сезонно сглаженного реального ВВП и логарифма кредитов секторам экономики в реальном исчислении выполняется только необходимое условие коинтеграции (оба ряда представляют собой нестационарные интегрированные ряды первого порядка), то возможно построение регрессионного уравнения между их приростами:

$$DLR\_GDP\_SA = 0.335*DLRCRED\_E + 0.003 \quad (7)$$

(0.14)                      (0.005)

где *DLR\_GDP\_SA* – прирост логарифма сезонно сглаженного реального ВВП;  
*DLRCRED\_E* – прирост логарифма кредитов секторам экономики в реальном исчислении.

Модель является адекватной, так как математическое ожидание остатков примерно равно нулю, остатки homoskedастичны и взаимно независимые, асимптотически нормально распределенные. Коэффициент детерминации зависимости 4%. Следовательно, только 4% полной суммы квадратов объясняется включенными в модель факторами. Оставшиеся 96% влияния оказываются факторами, не включенными в модель. Именно поэтому исследование было продолжено с целью поиска этих факторов среди элементов структуры кредитов, выданных субъектам хозяйствования. Такими элементами являются кредиты, выданные физическим лицам, государственным коммерческим предприятиям, частному сектору и небанковским финансовым организациям. Отмеченные временные ряды на интервале январь 2003 года декабрь 2013 года были преобразованы из номинальных в реальные путем корректировки на индекс потребительских цен, то есть преобразованы к ценам января 2003 года. На следующем шаге показатели в реальных ценах были прологарифмированы с целью преодоления возможной гетероскедастичности. Логарифмы выделенных временных рядов по результатам расширенного теста на стационарность (*Augmented Dickey–Fuller test statistic*) позволили классифицировать их на уровне значимости 10%, как нестационарные интегрированные временные ряды первого порядка.

Между приростами логарифма сезонно сглаженного реального ВВП и приростами логарифмов кредитов, выданных физическим лицам (*DLR\_CRFIZ*), государственным коммерческим предприятиям (*DLR\_CRGOS*), частному сектору (*DLR\_CRCH*) и небанковским финансовым организациям (*DLR\_CRNOBANK*) в реальных ценах, была построена модель множественной регрессии, в которой только приросты кредитов физическим лицам оказывают статистически значимое влияние на приросты ВВП. Исключение статистически незначимых факторов приводит к модели:

$$DLR\_GDP\_SA = 0.378*DLR\_CRFIZ + 0.001 \quad (8)$$

(0.15)                      (0.005)

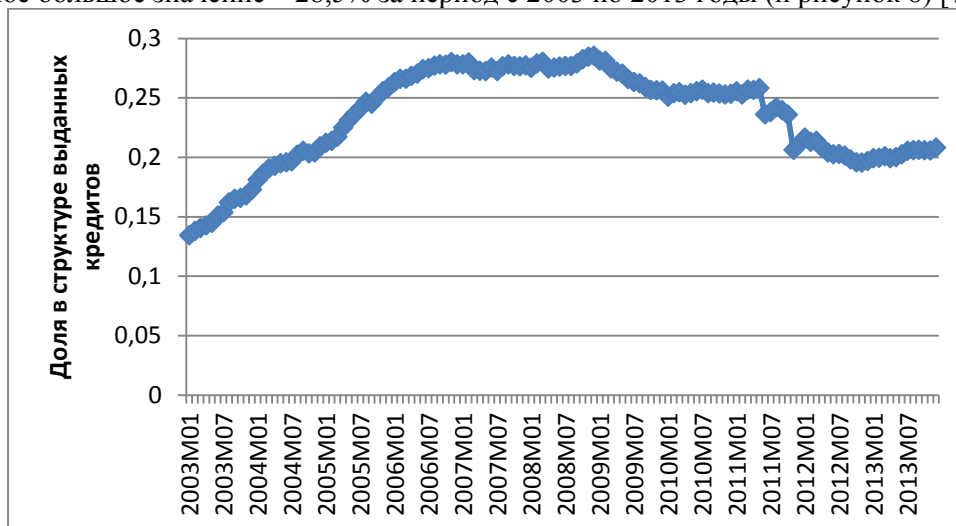
Скорректированный коэффициент детерминации полученной модели 4,1%, что выше, чем в модели (7). Модель является адекватной, так как математическое ожидание остатков примерно равно нулю, остатки homoskedастичны и взаимно независимые, асимптотически нормально распределенные.

Представляет интерес модель (8) по сокращенным временным рядам на интервале январь 2003 года – декабрь 2008 года:

$$DLR\_GDP\_SA = 0.227 * DLR\_CRFIZ + 0.004 \quad (9)$$

(0.09)                      (0.003)

Модель (9) по сокращенным временным рядам также является адекватной. Математическое ожидание остатков примерно равно нулю, остатки имеют постоянную дисперсию, являются взаимно независимыми, асимптотически нормально распределенными. Скорректированный коэффициент детерминации 7,6%. Следует заметить, что отличие коэффициента детерминации может объясняться структурой задолженности секторов экономики банкам. В январе 2003 года доля кредитов физических лиц составляла 13,4% и неуклонно увеличивалась до декабря 2008 года, когда приняла самое большое значение – 28,5% за период с 2003 по 2013 годы (и рисунок 8) [7].



**Рисунок 8 – Доля кредитов, выданных физическим лицам, в структуре кредитной задолженности субъектов хозяйствования банкам**

Кризисные процессы, связанные с негативным влиянием отрицательного сальдо во внешней торговле на устойчивость национальной валюты, привели к корректировке структуры кредитной задолженности. На 1 января 2014 года соотношение кредитов, выданных физическим и юридическим лицам, составило 21% на 79% [7].

**Выводы.** В работе были выявлены два стимула экономического роста: потребление и кредитование физических лиц. Представленная система моделей (1–6) может быть использована для анализа влияния конечного потребления на валовый внутренний продукт, а модели (8–9) для построения сценарных прогнозов оценки влияния различной структуры кредитной задолженности (соотношение кредитования юридических и физических лиц) на валовый внутренний продукт.

Исследования выполняются при поддержке Белорусского фонда фундаментальных исследований по договору от 16 апреля 2013 года № Г13–029.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Об итогах выполнения Основных направлений денежно–кредитной политики за январь–октябрь 2013 г. и задачах по их дальнейшей реализации // Банкаўскі веснік. – 2013. – № 23 (604) ноябрь. – С. 2.
2. Крук, Д.Э. Влияние директивного кредитования на долгосрочный экономический рост / Д.Э. Крук // Банкаўскі веснік. – 2012. – № 4 (549) февраль. – С. 22–31.
3. Мирончик, Н.Л. Кредит экономике: новые ответы на стандартные вопросы / Н.Л. Мирончик, М.В. Демиденко // Банкаўскі веснік. – 2012. – Специальный выпуск № 20 (565). – 47 с.
4. Калечиц, Д.Л. Оптимизация кредитования экономики в Республике Беларусь / Д.Л. Калечиц // Банкаўскі веснік. – 2013. – № 23 (604) ноябрь. – С. 15–21.
5. Авдонин, А. Инфляция, банки и экономический рост / А. Авдонин // Банкаўскі веснік. – 2013. – № 7 (588) март. – С. 40–42.
6. Янковский, И.А. Модель влияния банковского кредитования на экономический рост Беларуси / И.А. Янковский, О.А. Теляк // Банковская система: устойчивость и перспективы развития : тез. Докл. Третьей



международ. конф. По вопросам банковской экономики, Пинск, 17–18 мая 2012 г. / Полесский государственный университет. – Пинск: ПолесГУ, 2012. – С.56–58.

7. Бюллетень банковской статистики: 2003–2013 годы / Нац. банк Республики Беларусь. – Минск, 2003—2013.

8. Комков, В.Н. Проблемы экономического роста в Республике Беларусь / В.Н. Комков // Банкаўскі веснік. – 2013. – № 16 (597) июнь . – С. 3–7.

## **ECONOMETRIC MODELS FOR STIMULUS EVALUATION OF ECONOMIC GROWTH**

***I.A. JANKOWSKI***

### ***Summary***

Econometric modeling has allowed revealing the two factors which stimulate economic growth: consumption and crediting individuals. The developed models can be used to forecast how the volume and structure of credit influence the dynamics of certain macro indicators (fundamentals).

© Янковский И.А.

*Поступила в редакцию 18 сентября 2014г.*