

Анализ и прогнозирование срочных депозитов населения Беларуси*

Александра БЕЗБОРОВА



Главный экономист
управления исследований
Главного управления монетарной
политики и экономического анализа
Национального банка
аспирантка экономического
факультета БГУ

Для построения регрессионных моделей для депозитов населения в национальной и иностранной валютах Республики Беларусь использовались квартальные данные с I квартала 2001 г. по II квартал 2012 г. Факторы рассматривались в различных формах показателей. В качестве переменной, определяющей динамику финансовых сбережений, использовались доходы населения. Обменный курс национальной валюты, а также процентные ставки по депозитам, выраженным в национальной и иностранной валютах, выступали структурными факторами для финансовых сбережений домашних хозяйств Республики Беларусь.

При построении модели, с точки зрения статистической и экономической адекватности, наилуч-

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

Учитывая неправомочность применения стандартных методов оценивания модели в случае нестационарности используемых временных рядов, прежде чем перейти к описанию ее структуры, необходимо провести предварительный анализ переменных на стационарность и определить порядок их интегрированности. Для этого были использованы два наиболее распространенных теста: расширенный тест Дики — Фулера (ADF-тест) и тест Квятковского — Филлипса — Шмидта — Шина (KPSS-тест) [5] (*таблица 2*). Поскольку коэффициенты будут иметь смысл процентной эластичности, все переменные в модели, за исключением процентных ставок, будут представлены в логарифмической форме. Также временные ряды денежных доходов населения и инфляции будут очищены от сезонной составляющей.

Согласно данным тестов на стационарность по ряду переменных были получены противоречивые результаты, поэтому для более точного определения порядка интегрированности временных рядов был проведен дополнительный тест Филлипса — Перрона (PP-test). В отличие от теста Дики — Фулера, Филлипс и Перрон предложили непараметрический метод устранения автокорреляции остатков при проверке временных рядов на наличие единичного корня. По сравнению с ADF-тестом с помощью теста Филлипса — Перрона следует рассматривать более широкие классы временных рядов.

На основании проведенного анализа можно заключить, что все

временные ряды, за исключением временного ряда, характеризующего динамику ставки коммерческих банков по всем срочным депозитам физических лиц в национальной валюте, являются интегрированными I порядка (временной ряд x , являющийся интегрированным порядком d , будем обозначать $x-I(d)$) (*таблица 2*). Это предположение подтверждается визуальным графическим анализом исходных временных рядов (*рисунок 1*). Так, графики стационарных временных рядов имеют линию тренда, относительно которой происходят частые колебания ряда выше и ниже этой линии; в отличие от стационарных временных рядов графики нестационарных рядов кроме детерминированного тренда (если он есть) имеют еще и стохастический тренд, из-за которого значения ряда долго пребывают по одну сторону линии детерминированного тренда, удаляясь от нее на значительные расстояния.

Необходимо отметить, что результаты, полученные на этом этапе, играют большую роль для проведения дальнейшего исследования, так как в основе коинтеграционного анализа лежит определение долгосрочных взаимосвязей между нестационарными переменными с одинаковым порядком интегрированности. Кроме того, определение порядка интегрированности позволяет корректно произвести преобразование временных рядов (путем взятия соответствующих разностей), что обеспечивает их стационарность. Это имеет большое значение для корректного применения эконометрических методов и избежания так называемой ложной регрессии, которая

* Окончание. Начало в журнале «Банкаўскі веснік», 2012, № 31.

Таблица 1

Условные обозначения временных рядов

Обозначения	Показатели и единица измерения
$deposits_i^{rub}$	Срочные депозиты физических лиц в национальной валюте в ценах 2000 г., млрд. руб.
$deposits_i^f$	Срочные депозиты физических лиц в иностранной валюте в ценах 2000 г., млрд. руб.
$rate_i^{rub}$	Ставка коммерческих банков по всем срочным депозитам физических лиц в национальной валюте, %
$rate_i^f$	Ставка коммерческих банков по всем срочным депозитам физических лиц в иностранной валюте, %
$income_i$	Денежные доходы населения в ценах 2000 г., млрд. руб.
$exch_i$	Обменный курс национальной валюты к доллару США, обратная котировка, руб.
cpi_i	Индекс потребительских цен, I квартал 2000 г. = 100%, в процентах

может быть получена при использовании в регрессионном анализе нестационарных временных рядов [4, 5].

В то же время необходимо отметить, что переход к стационарным временным рядам при помощи взятия первых разностей и дальнейшее использование трансформированных рядов в регрессионном анализе может не дать желаемого результата, так как при этом возможна потеря информации долгосрочного характера, которая содержится в уровнях изучаемых переменных. Решение данного вопроса заключается в применении коинтеграционного

анализа, благодаря которому решается проблема нестационарности экономических показателей при эконометрическом моделировании и осуществляется установление коинтеграционной зависимости между исследуемыми показателями. Данная коинтеграционная зависимость представляет собой линейную комбинацию временных рядов, являющуюся стационарным процессом. Для рядов типа I (1), представленных в таблице 2, возможно наличие коинтеграционной взаимосвязи.

Для установления коинтеграционных соотношений между временными рядами использовался

тест Йохансена. В основе данного теста лежит модель векторной авторегрессии. Векторная авторегрессионная модель (vector autoregressive models, VAR) — это динамическая линейная модель, в которой текущие значения переменных зависят от собственных лагов и лагов других переменных.

Заметим, что в настоящее время тест Йохансена широко используется в прикладных исследованиях, так как, являясь по своей сути многомерным, он может использоваться для анализа долгосрочных зависимостей между исследуемыми переменными.

В рамках данного исследования исходным пунктом коинтеграционного анализа при проведении теста Йохансена является VAR (3) для моделирования срочных депозитов населения, выраженных в национальной валюте, включающая в себя три переменные ($Ln(deposits_i^{rub})$, $Ln(income)_i$, $Ln(exch)_i$), а также VAR (4) для моделирования срочных депозитов населения, выраженных в иностранной валюте, включающая в себя четыре переменные ($Ln(deposits_i^f)$, $Ln(income)_i$, $Ln(exch)_i$, $rate_i^f$).

В результате проведения теста Йохансена было установлено, что существует как минимум одно коинтеграционное соотношение между переменными, входящими в модель срочных депозитов физических лиц в иностранной валюте, а

Таблица 2

Результаты анализа временных рядов на стационарность

Переменная	ADF-тест			KPSS-тест			Результат
	Спецификация	ADF-статистика	Критическое значение	Спецификация	LM-статистика	Критическое значение	
$Ln(deposits_i^{rub})_t$	C, 1	-2,024	-2,931	T	0,225	0,146	I(1)
$Ln(deposits_i^f)_t$	T, 0	-2,422	-3,515	T	0,161	0,146	I(1)
$rate_i^{rub}$	T, 9	-5,835	-3,544	T	0,219	0,146	I(0)
$rate_i^f$	C, 2	-2,283	-2,933	C	0,143	0,463	I(1)
$Ln(income)_t$	T, 1	-3,390	-3,518	T	0,106	0,146	I(1)
$Ln(exch)_t$	N, 1	1,508	-1,948	T	0,169	0,146	I(1)
$Ln(cpi)_t$	T, 1	-3,117	-3,518	T	0,116	0,146	I(1)

Примечание. 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.

Динамики временных рядов, используемых в моделях

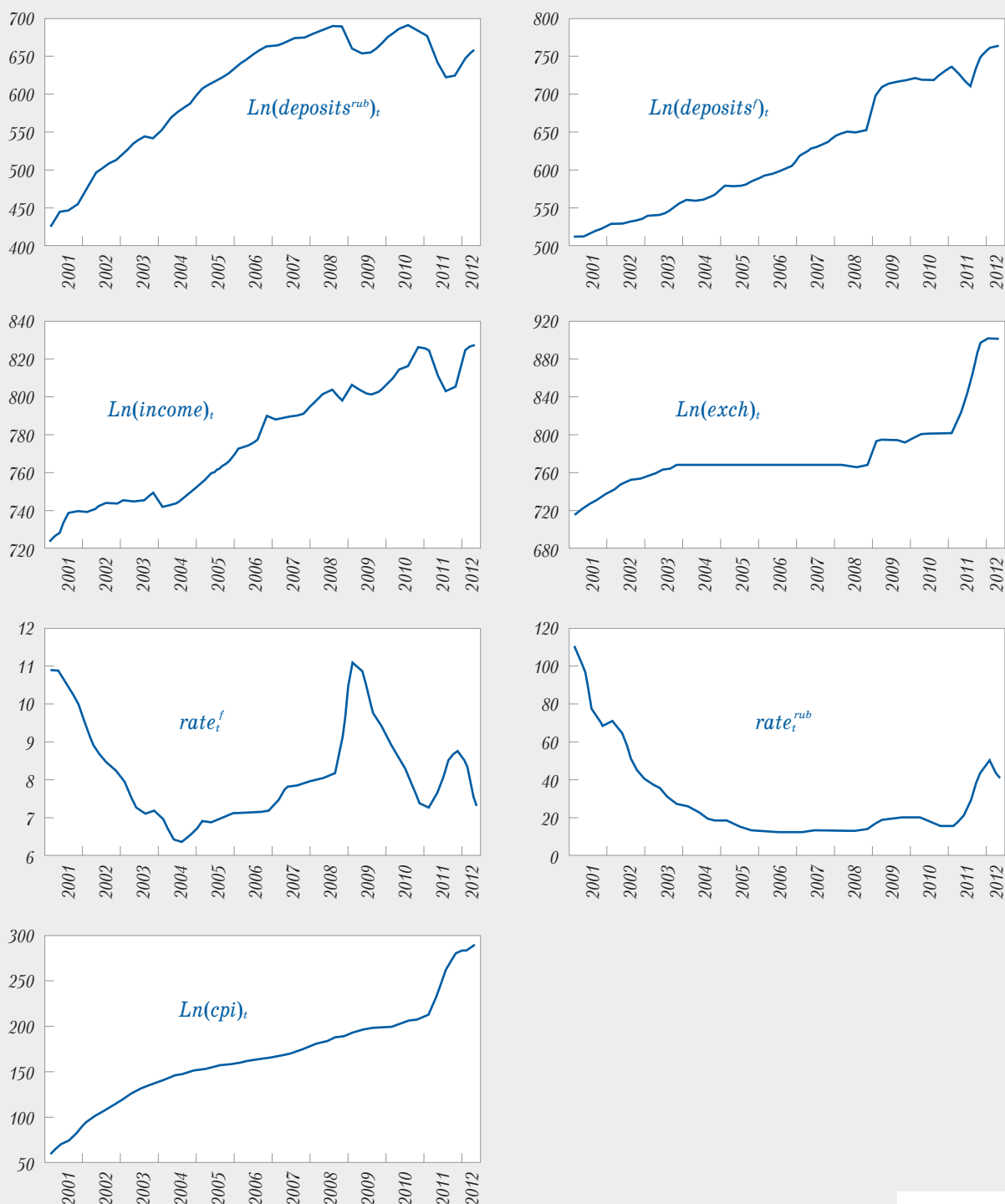


Рисунок 1

для переменных, моделирующих динамику срочных депозитов в национальной валюте, коинтеграционное соотношение отсутствует (таблица 3).

Установление факта наличия коинтеграции между переменными

является недостаточным для того, чтобы использовать определенные зависимости в качестве долгосрочных функций в соответствующих моделях. Необходимо, чтобы параметры в найденных коинтеграционных векторах соответствовали

положениям экономической теории как с точки зрения направления влияния на зависимую переменную (положительное или отрицательное), так и с количественной характеристики этого влияния (величины коэффициентов) [8].

Таблица 3

Результаты теста Йохансена

Модель	Количество коинтеграционных соотношений	Собственное значение	λ_{trace}	5%-ное критическое значение	λ_{max}	5%-ное критическое значение
Модель для срочных депозитов в национальной валюте	Нет	0,344	44,759	47,856	17,736	27,584
	Не менее одного	0,287	27,023	29,797	14,234	21,131
Модель для срочных депозитов в иностранной валюте	Нет	0,617	55,750	35,192	41,240	22,299
	Не менее одного	0,252	14,594	20,261	12,502	15,892

Эконометрические модели для срочных депозитов

Одним из наиболее широко используемых методов моделирования финансовых сбережений домашних хозяйств является модель коррекции ошибок, в которой разграничивается долгосрочное и краткосрочное поведение. Долгосрочное поведение описывается равновесным статистическим соотношением между эндогенным фактором и множеством других переменных, которое поддерживалось бы при отсутствии случайных колебаний переменных. Краткосрочное поведение аппроксимируется динамическими отношениями, отражающими реакцию эндогенного фактора на случайные ошибки и скорость возврата к стационарному состоянию.

Анализ эмпирических исследований, посвященных моделированию сбережений домашних хозяйств на основе моделей коррекции ошибок, показал, что:

- данные модели обладают хорошими описательными и прогностическими свойствами, соответствуют действительному экономическому поведению [3];
- данный метод компенсирует слабость подхода, когда модель формулируется лишь на основе теоретического анализа, при этом статистические данные плохо согласуются с теорией [1];
- в рамках модели коррекции ошибок были разработаны процедуры статистического оценивания и прогнозирования в условиях неопределенности [2].

Построение модели коррекции ошибок возможно при условии коинтегрированности временных рядов. На основе вышеприведенного эконометрического анализа вре-

менных рядов было установлено, что подход модели коррекции ошибок применим в случае моделирования динамики срочных депозитов физических лиц, выраженных в иностранной валюте. Для моделирования же динамики срочных депозитов населения в национальной валюте будет использована линейная регрессия на основе временных рядов, приведенных к стационарному виду путем взятия первых разностей.

Таким образом, коинтеграционное соотношение, отражающее долгосрочную зависимость депозитов физических лиц в иностранной валюте от перечисленных выше макроэкономических факторов, имеет вид:

$$\ln(\text{deposits}'_t) = 1,935\ln(\text{income})_t + (0,000) + 6,366\text{rate}_t^f + 0,568\ln(\text{exch})_t - (0,001) - 1\,375,533. \quad (1)$$

Коэффициенты полученного коинтеграционного соотношения, отражающего влияние независимых переменных на эндогенный фактор, можно проинтерпретировать следующим образом: при росте денежных доходов населения на 1% происходит рост срочных депозитов физических лиц, выраженных в иностранной валюте, на 1,9%, рост ставки коммерческих банков по всем срочным депозитам физических лиц в иностранной валюте на 1 процентный пункт приводит к увеличению депозитов на 6,4%, девальвация белорусского рубля по отношению к доллару США на 1% обуславливает рост срочных валютных депозитов физических лиц на 0,6%.

На основании коинтеграционного соотношения была получена

следующая модель коррекции ошибок для срочных валютных вкладов физических лиц:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{deposits}'_t) = & -0,111(\ln(\text{deposits}'_{t-1}) - (0,028) \\ & - 1,935\ln(\text{income})_{t-1} - 6,366\text{rate}_{t-1}^f - \\ & - 0,568\ln(\text{exch})_{t-1} + 1\,375,533) + \\ & + 0,619\Delta \ln(\text{cpi})_t + 39,673D2009_1 - (0,000) \quad (0,000) \\ & - 27,608D2011_2_3 + (0,000) \\ & + 24,245D2011_4, \quad (2) \\ & (0,000) \end{aligned}$$

где $D2009_1$, $D2011_4$ — фиктивные переменные, отражающие девальвацию национальной валюты в I квартале 2009 г. и в IV квартале 2011 г. соответственно;

$D2011_2_3$ — фиктивная переменная, характеризующая период наличия “теневого валютного рынка” в Республике Беларусь во II и III кварталах 2011 г.

По всем статистическим характеристикам модель (2) может быть признана удовлетворительной:

- оценки коэффициентов модели являются статистически значимыми, что подтверждает p -вероятность t -статистики коэффициентов регрессий (приведена в скобках при коэффициентах модели);
- остатки моделей имеют нормальное распределение, о чем свидетельствует тест Харки — Бера (JB-тест) (p -вероятность статистики JB больше 0,05);
- модели отсутствует проблема автокорреляции, то есть проблема зависимости остатков регрессии модели. Данное утверждение подтверждает тест Бройша — Годфри (LM-тест) при 5%-ном уровне значимости;

● проведенный тест White свидетельствует об отсутствии в модели гетероскедастичности.

Таким образом, все проведенные тесты свидетельствуют о том, что остатки модели являются гауссовским белым шумом.

Согласно полученной модели срочных валютных депозитов физических лиц коэффициент при показателе инфляции равен 0,62, это означает, что при 1% -ном росте индекса потребительских цен уровень эндогенного показателя возрастет на 0,62%. С точки зрения экономической теории направление влияния описываемого экзогенного фактора верно. Так, рост инфляции в экономике, выражающейся в снижении покупательной способности национальной валюты, является одной из причин, по которой экономические агенты формируют сбережения в иностранной валюте, часть из которых представлена в виде срочных валютных вкладов.

Коэффициент обратной связи при коинтеграционном соотношении характеризует скорость корректировки уровня срочных валютных вкладов физических лиц при его отклонении от своей долгосрочной траектории, обусловленной динамикой процентной ставки, денежными доходами населения, а также курсом национальной валюты. Величина данного коэффициента равна -0,111. Это означает, что для возвращения уровня срочных депозитов, выраженных в иностранной валюте, на свою равновесную траекторию при соответствующем отклонении требуется около девяти кварталов.

Значительное положительное влияние на динамику эндогенного фактора со стороны фиктивных переменных, характеризующих периоды единовременной значительной девальвации национальной валюты, можно объяснить эффектом переоценки валютных вкладов населения Беларуси в национальную валюту по девальвированному курсу национальной валюты. Отрицательное влияние фиктивной переменной, отражающей период существования ограничений на покупку иностранной валюты физическими лицами и множественности валютных курсов, явившийся причиной возникновения “теневого рынка”, обус-

ловливается отсутствием возможности официального приобретения населением иностранной валюты и перевода рублевых вкладов в валютные.

Построенное долгосрочное соотношение позволяет рассчитать равновесный уровень срочных валютных вкладов населения (*рисунок 2*), а также отклонение фактических значений анализируемого показателя от данного долгосрочного равновесия (разрыв срочных депозитов в иностранной валюте) как остатки коинтеграционного соотношения (*рисунок 3*).

При анализе равновесного уровня срочных валютных депозитов физических лиц (*рисунок 2*) можно отметить повышающий

тренд в его динамике на всем анализируемом промежутке. Согласно выявленной коинтеграционной зависимости данный факт объясняется повышением доходов населения в реальном выражении, а также обесценением национальной валюты за период 2001—2011 гг.

Динамика разрыва депозитов физических лиц в иностранной валюте (*рисунок 3*) свидетельствует о том, что уровень анализируемого показателя был выше своего равновесного в следующие периоды:

- 2004—2005 гг.;
- 2009— I квартал 2011 г.

Уровень срочных валютных вкладов населения находился ниже своего равновесного в период с



2006 г. по 2008 г., а также в течение I квартала 2012 г.

Одним из основных факторов, обуславливающих положительные разрывы анализируемого показателя, были высокие темпы роста реальных доходов населения относительно их среднего темпа роста за анализируемый период, обесценивание национальной валюты, а также повышение ставки коммерческих банков по всем срочным депозитам физических лиц в иностранной валюте.

Так, если средний темп роста реальных денежных доходов населения за период 2001—2011 гг. составил 111%, то за 2005 г. темп роста доходов в реальном выражении — 118,4%, за 2010 г. — 115,1%. Наиболее значительный рост ставки коммерческих банков по всем срочным депозитам физических лиц в иностранной валюте (на 3 процентных пункта) наблюдался в начале 2009 г. (с 8% в начале 2008 г. до 11% в I квартале 2009 г.) и был направлен на предотвращение оттока денежных средств со срочных валютных вкладов населения, связанного с падением доверия к банковской системе, явившимся результатом проведенной единовременной 20-процентной девальвации национальной валюты.

Снижение анализируемого эндогенного показателя относительно его равновесного уровня в период 2006—2008 гг. обусловлено перетоком части денежных средств в наличную иностранную валюту, что было связано с повышением цен на недвижимость и возникновением макроэкономической нестабильности, объясняемой ростом цен на нефть.

Значительное падение срочных валютных вкладов населения относительно их равновесного уровня в I квартале 2012 г. обуславливается, как уже было ранее отмечено, спекулятивным мотивом формирования финансовых сбережений в данный период, объясняемым высокими положительными процентными ставками в реальном выражении по рублевым депозитам на фоне начавшейся стабилизации девальвационных процессов и последующего укрепления национальной валюты.

Для анализа основных факторов, воздействующих на динамику срочных рублевых вкладов насе-

ния, была построена линейная регрессия следующего вида:

$$\Delta \ln(\text{deposits}^{\text{rub}})_t = -0,548 \Delta \ln(\text{exch})_t + (0,001) + 0,643 \Delta \ln(\text{income})_t + 0,236 \text{rate}^{\text{rub}}_t - (0,005) (0,003) - 27,222 D2009_1. (3) (0,000)$$

Аналогично представленной выше модели срочных валютных вкладов физических лиц (2) модель (3) удовлетворяет всем статистическим критериям: характеризуется нормальным распределением остатков, отсутствием автокорреляции и гетероскедастичности остатков. Все коэффициенты в представленной модели срочных рублевых вкладов физических лиц являются статистически значимыми, о чем свидетельствует *p*-вероятность *t*-статистики, приведенная в скобках под каждым коэффициентом модели. Графики остатков модели (3), исходного временного ряда $\Delta \ln(\text{deposits}^{\text{rub}})_t$ и его оценки приведены на рисунке 4.

С экономической точки зрения полученные результаты можно интерпретировать следующим образом: 1-процентное повышение денежных доходов населения приводит к росту срочных рублевых депозитов населения на 0,6%, повышение ставки коммерческих банков по срочным депозитам физических лиц в национальной валюте на 1 процентный пункт обуславливает рост эндогенного показателя на 0,2%. Негативным образом на

уровень рублевых вкладов населения влияет девальвация национальной валюты. Так, 1-процентное снижение стоимости национальной валюты по отношению к доллару США выразится в снижении уровня анализируемого результирующего показателя на 0,5%. Особо негативное влияние оказывает единовременная значительная девальвация национальной валюты, что отражается в уравнении с помощью фиктивной переменной.

Сценарный прогноз

Прежде чем перейти к построению сценарных прогнозов на основе представленных моделей, необходимо оценить их прогностические характеристики.

Для оценки точности краткосрочного прогноза моделей проводился ретроспективный прогноз анализируемых эндогенных показателей. Для этого для каждой из построенных моделей исходный временной ряд разбивался на два интервала: с I квартала 2001 г. по II квартал 2011 г. и с III квартала 2011 г. по II квартал 2012 г. Оценка параметров модели производилась на первом интервале. Второй используется для верификации прогнозов, полученных по моделям [7].

Прогнозы уровня срочных вкладов населения в иностранной и национальной валютах, построенные по моделям (2) и (3) соответственно на периоде с III квартала 2011 г. по II квартал 2012 г., представлены в таблице 4.

Графики остатков модели (3), исходного временного ряда и его оценки

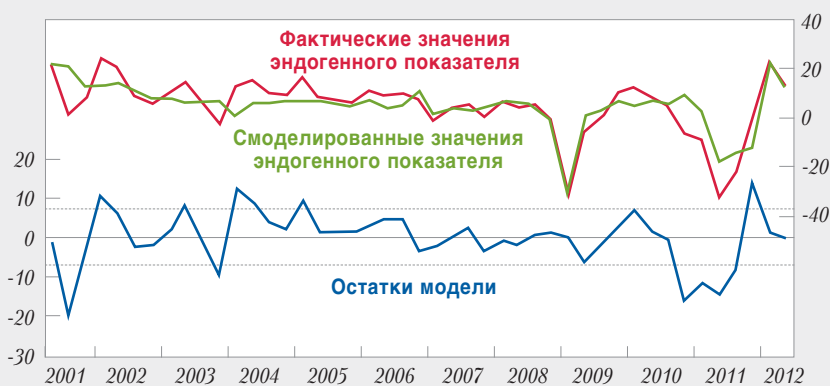


Рисунок 4

Таблица 4

**Результаты ретроспективного прогноза
эндогенных факторов, полученные на основе моделей (2), (3)**

Период	Модель (2) для срочных валютных вкладов населения		Модель (3) для срочных рублевых вкладов населения	
	факт, млрд. руб.	прогноз, млрд. руб.	факт, млрд. руб.	прогноз, млрд. руб.
III кв. 2011 г.	17 155,22	19 941,63	7 118,81	7 714,48
IV кв. 2011 г.	29 823,83	25 079,45	8 591,07	8 072,27
I кв. 2012 г.	35 002,53	28 581,94	11 164,98	10 359,31
II кв. 2012 г.	38 189,88	33 090,16	13 483,92	12 465,45

Проанализировать точность прогноза каждой из моделей можно путем сравнения значений средней абсолютной процентной ошибки прогноза (mean abs. percent error). Так, для модели (2) МAPE на год составляет 2,2%, а для модели (3) — 1,15%. Следует отметить, что, несмотря на то, что для ретроспективного прогноза был взят наиболее неблагоприятный период, когда белорусская экономика характеризовалась наибольшей нестабильностью, модели показали достаточно хорошие прогнозные характеристики и отразили развитие тенденций в динамике анализируемых эндогенных показателей. На *рисунке 5* приведены результаты прогноза, основанного на моделях (2) и (3) соответственно.

Таким образом, исходя из статистических характеристик моделей (2) и (3) и значений среднеаб-

солютных процентных ошибок построенных прогнозов, можно сделать вывод о возможности оценки будущей динамики срочных депозитов физических лиц, выраженных в иностранной и национальной валютах, в зависимости от развития динамики основных макроэкономических факторов, учтенных в исследуемых моделях.

Результаты прогнозов основных макроэкономических факторов были получены на основе модели среднесрочного прогнозирования и проектирования монетарной политики (МСП) [6].

МСП позволяет делать прогноз на период, охватывающий время наиболее эффективного воздействия монетарных импульсов, генерируемых Национальным банком посредством регулирования процентных ставок и обменного курса, на экономику. На основе данной модели были получены про-

гнозы экзогенных факторов в рамках двух сценариев. Второй сценарий подразумевает проведение более жесткой курсовой политики и более мягкой процентной по отношению к первому, результатом чего является более низкий уровень инфляции.

На *рисунке 6* представлены прогнозы срочных валютных и рублевых депозитов физических лиц соответственно на период с III квартала 2012 г. по I квартал 2014 г. по двум сценариям, полученные на основе моделей (2) и (3).

По результатам расчетов можно сделать вывод, что при проведении более жесткой курсовой политики приток срочных рублевых депозитов со стороны населения в банковскую систему будет более интенсивным, при этом не будет наблюдаться изменения структуры финансовых сбережений в пользу увеличения валютных сбережений за счет сокращения рублевых (*таблица 5*). Однако данный эффект является нестабильным. Так, в среднесрочной перспективе значительное влияние на динамику депозитов населения оказывает процентная ставка, более высокое значение которой в первом сценарии приводит к существенному притоку объемов рублевых депозитов (*таблица 5*).

Заключение

Для целей анализа и прогнозирования срочных вкладов населения Республики Беларусь, выраженных как в национальной, так

Динамика спрогнозированных и фактических значений анализируемых эндогенных показателей, полученных на основе моделей (2), (3), млрд. руб.

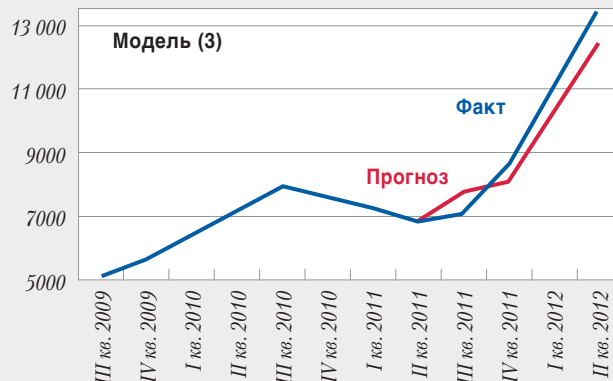


Рисунок 5

Динамика спрогнозированных значений срочных депозитов физических лиц, полученных на основе моделей (2), (3), млрд. руб.

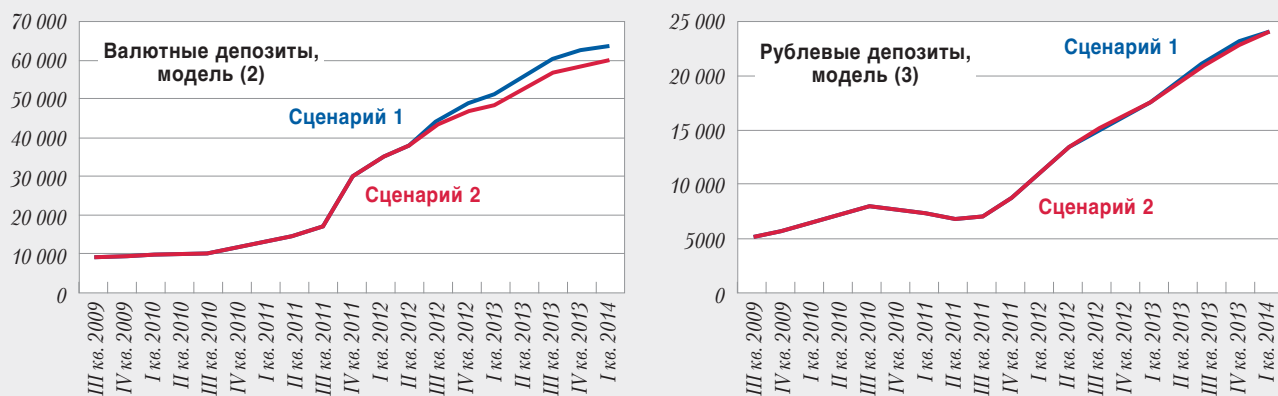


Рисунок 6

Таблица 5

Прогноз приростов срочных рублевых и валютных депозитов физических лиц в реальном выражении, квартал к предыдущему кварталу в %

	Срочные валютные депозиты			Срочные рублевые депозиты		
	факт	сценарий 1	сценарий 2	факт	сценарий 1	сценарий 2
I кв. 2012 г.	13,74	13,74	13,74	25,95	25,95	25,95
II кв. 2012 г.	2,31	2,31	2,31	13,44	13,87	13,87
III кв. 2012 г.		7,60	6,32		2,23	4,76
IV кв. 2012 г.		3,60	2,64		2,43	3,82
I кв. 2013 г.		2,46	2,04		6,67	6,26
II кв. 2013 г.		3,74	3,59		6,17	5,78
III кв. 2013 г.		3,45	3,41		4,25	4,14
IV кв. 2013 г.		1,59	1,61		5,73	5,63
I кв. 2014 г.		1,18	1,24		4,10	4,13

и в иностранной валютах, было проведено исследование на основе эконометрических моделей. По результатам анализа выявлены основные факторы, влияющие на срочные рублевые и валютные депозиты физических лиц, а также количественно оценены направление и степень влияния данных факторов на анализируемые показатели.

По итогам проведенного исследования можно сделать следующие выводы:

1. Основными факторами, определяющими динамику финансовых сбережений населения, являются денежные доходы и уровень инфляции. К наиболее значимым

из них, влияющим на структуру финансовых сбережений, можно отнести ставки по депозитам в национальной и иностранной валютах и курс белорусского рубля к доллару США. Следует отметить, что для модели срочных валютных депозитов денежные доходы, ставка и курс определяют динамику эндогенного фактора в долгосрочном периоде, корректировка же на краткосрочные колебания результирующего показателя осуществляется в зависимости от фактического уровня инфляции, а также степени отклонения фактической динамики валютных депозитов от своего долгосрочного тренда.

2. Представленные модели могут использоваться для целей не только анализа влияния ряда макроэкономических факторов на динамику срочных вкладов населения, но и краткосрочного прогноза эндогенных показателей (средняя абсолютная ошибка прогноза составляет около 1% за год).

Было установлено, что объем депозитов населения Республики Беларусь в национальной валюте положительно зависит от денежных доходов, процентных ставок по депозитам и отрицательно — от девальвации национальной валюты. Вместе с тем чрезмерное стимулирование денежных доходов населения, не обусловленное ростом производительности, или значительное повышение реальных процентных ставок может привести к противоположному результату.

Так, стимулирование денежных доходов населения, формирующих динамику финансовых сбережений, приведет не только к росту вкладов в организованной форме, но также и к увеличению потребительского спроса и давлению на обменный курс ввиду возрастающего потребительского импорта и спроса на иностранную валюту, вызванного высокими девальвационными ожиданиями.

Слишком высокие процентные ставки в экономике могут привести к многочисленным банкротствам, особенно в тех случаях, когда экономическая деятельность финансируется в значительной мере

за счет заемного капитала. Высокие и непредсказуемые процентные ставки снижают эффективность рынков капитала, в результате чего происходит замедление темпов экономического роста и, как следствие, денежных доходов населения.

Одним из способов повышения объемов сбережений в национальной валюте является ее укрепление. Это ведет к снижению совокупного спроса и ценового давления на внутреннем рынке и в то же время обуславливает снижение цен в национальной валюте на им-

портные товары. При этом чрезмерно завышенный курс национальной валюты может отрицательно сказаться на экспорте, секторах, конкурирующих с импортом, и создании новых рабочих мест. Вследствие этого может возникнуть внешнеторговый дефицит, ведущий к отрицательному салдо платежного баланса, что обусловит значительные негативные последствия для всей экономики.

Следовательно, одним из основных выводов проведенного исследования является утверждение,

согласно которому для увеличения объемов и улучшения структуры финансовых сбережений населения, представленных в организованной форме и являющихся инвестиционными ресурсами экономики страны, необходимо проведение сбалансированной как макроэкономической, так и денежно-кредитной политики.

* * *

Материал поступил 27.09.2012.

Источники:

1. Davidson, J., Srba, F., Yeo, S., *Econometric modeling of the Aggregate Time Series Relation between Consumption and Income in the U.K.* // *Econometric Journal*. — 1980. — № 12. — P. 661—692.
2. Davies, J. *Uncertain lifetimes, consumption and dissaving in retirement* // *Journal of Political Economy*. — 1981. — № 12. — P. 561—578.
3. Davis, E. P. *The consumption function in Macroeconomic Models: A Comparative Study* // *Applied Economics*. — 1984. — № 10. — P. 799—838.
4. Granger, C.W. *Some properties of time series data and their use in econometric model specification* // *Journal of Econometrics*. — 1981. — № 16. — P. 121—130.
5. Maddala, G.S., Kim, I.-M. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge, 1998. — 505 p.
6. Демиденко, М.В. *Модель среднесрочного прогнозирования и проектирования монетарной политики* // *Банкаўскі веснік*. — 2008. — № 11. — С. 41—48.
7. Кравцов, М.К., Пашкевич, А.В., Бурдыко, Н.М. *Эконометрический анализ временных рядов основных макроэкономических показателей* // *Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование*. 2005. — № 3. — С. 3—22.
8. Пелипась, И.В. *Спрос на деньги и инфляция в Беларуси* // *Экономический вестник (ЭКОВЕСТ)*. — 2001. — № 1. — С. 6—63.