

Прогнозирование скорости обращения денег: одномерная структурная модель Харви против векторной модели коррекции ошибок

Александра БЕЗБОРОВОДА



Заместитель начальника
Управления исследований
Национального банка

Александр НОВОПОЛЬЦЕВ



Ведущий специалист
Управления исследований
Национального банка

Ключевые слова:

скорость обращения денежной массы, прогнозирование, отклонение от долгосрочного уровня, векторная модель коррекции ошибок, одномерная структурная модель.

Скорость обращения денег – переменная, которая важна как с теоретической, так и с политической точки зрения. Она играет решающую роль в экономике [2].

Точное прогнозирование скорости обращения денежной массы, определяемой как отношение номинального выпуска к денежному предложению, – необходимая информация для корректировки реализации монетарной политики. Так, одним из наиболее важных вопросов в процессе принятия решений остается предсказуемость взаимосвязи между денежным агрегатом и номинальным ВВП, где скорость обращения является связующим звеном. При заданном предложении денег успех достижения определенного уровня ВВП зависит от точности прогноза скорости обращения денежной массы. Более того, стабильность скорости обращения денег имеет решающее значение в монетаристской модели инфляции, что и отражено в количественной теории денег. Условием стабильной взаимосвязи общего уровня цен и денежной массы на единицу реального выпуска является стабильность скорости обращения денег. Точное прогнозирование данного показателя необходимо для понимания оказываемого влияния со стороны денежной экспансии на инфляцию.

Еще в 80-х гг. XX в. был предпринят ряд попыток по разработке моделей прогнозирования скорости обращения денег на основании статистических данных по экономике США. Так, в работе [8] в целях прогнозирования скорости обращения денежной массы были рассмотрены методы, основанные на детальном анализе временных рядов. В соответствии с полученными результатами было установлено, что динамика скорости обращения денежной массы представляет собой случайные отклонения от определенного фиксированного среднего значения. Таким образом, авторы работы пришли к выводу, что прогнозирование скорости обращения денег на определенный период времени с помощью подходов, заключающихся в построении прогноза среднего значения показателя, также эффективно, как и применение иной более сложной методики. Авторами также было отмечено, что точность прогноза показателя повышается при расширении временного горизонта прогноза.

Полученные выводы относительно подходов к прогнозированию скорости обращения денежной массы легли в основу ряда более поздних эмпирических работ [9; 10], где одномерные модели использовались при анализе

статистических данных различных стран. При этом среди применяемых одномерных моделей наибольший интерес вызывает модель Харви, позволяющая разложить наблюдаемый временной ряд на ненаблюдаемые компоненты, т. е. выделить долгосрочную и циклическую компоненты, где уравнение для каждой из ненаблюдаемых компонент ряда имеет строго заданную спецификацию.

Как альтернатива одномерным моделям для прогнозирования и анализа скорости обращения денежной массы разрабатывались и внедрялись модели, основанные на экономической теории, включающие в свою структуру ряд факторов, формирующих динамику итогового показателя [3; 4; 11]. Значительную часть таких моделей составляли векторные модели коррекции ошибок (далее – *VECM*), основанные на количественной теории денег.

Векторная модель коррекции ошибок была реализована и на данных Республики Беларусь [13]. Однако предложенный подход не сопоставлялся с иными. Также произошедшая смена режима монетарной политики и ряд реализовавшихся макроэкономических шоков требуют пересмотра не только факторов модели, но и, возможно, подхода к прогнозированию скорости обращения денежной массы в целом. При этом не менее важным вопросом для поддержки принятия решений остается оценка равновесного уровня и разрыва скорости обращения денежной массы, которые можно оценить с помощью описанного подхода.

Таким образом, в представленной работе на статистических данных Республики Беларусь проводилось сопоставление подходов к анализу и прогнозированию скорости обращения денежной массы в целях выявления наиболее оптимального, а также оценка долгосрочного уровня показателя и его разрыва (отклонение фактического уровня от долгосрочного) на определенном временном горизонте. Другими словами, сопоставлялся подход, характеризующийся экономической составляющей и основанный на построении векторной модели коррекции ошибок, с

подходом, в большей степени представляющим собой статистическую процедуру, заключающуюся в разложении наблюдаемого ряда на ненаблюдаемые компоненты (модель Харви).

Одномерная структурная модель: методология

Одномерная структурная модель Харви [7] используется для разложения наблюдаемых временных рядов на ненаблюдаемые компоненты. Оцененные компоненты могут быть спрогнозированы отдельно и объединены для получения прогноза анализируемого показателя. Модель такого типа может быть записана следующим образом:

$$y_t = \mu_t + \varphi_t + \gamma_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где y_t – наблюдаемый временной ряд; μ_t – тренд, φ_t – циклическая компонента, γ_t – сезонная компонента и ε_t – случайная компонента.

В соответствии с представленной моделью процессы, генерирующие динамику компонент, имеют спецификацию общего характера, что позволяет учесть наличие стохастического тренда и сезонности. Предполагается, что тренд, цикл и сезонность временного ряда не коррелированы, а компонента ε_t – белый шум.

Тренд, представляющий собой долгосрочную динамику рассматриваемого показателя, может быть представлен как:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad (2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad (3)$$

где $\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2)$, $\zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2)$, μ_t – случайное блуждание со сносом (дрейфом) β_t , который соответствует авторегрессионному процессу первого порядка, представленному уравнением (3). Процесс (2) приводится к простому случайному блужданию со сносом, если $\sigma_\zeta^2 = 0$, и к детерминированному линейному тренду, если $\sigma_\eta^2 = 0$. При условии $\sigma_\eta^2 = 0$, $\sigma_\zeta^2 \neq 0$ процесс будет иметь тренд, который изменяется относительно плавно.

Циклическая компонента, которая является стационарным линейным процессом, может быть описана как:

$$\varphi_t = a \cos(\theta t) + b \sin(\theta t), \quad (4)$$

где t – время, амплитуда цикла определяется выражением $(a^2 + b^2)^{0.5}$.

В целях спецификации цикла как стохастического процесса допускается, что параметры a и b могут изменяться с течением времени. Непрерывность процесса достигается через определение рекурсии для φ_t перед введением стохастических элементов. С учетом введенных факторов возмущения и затухания процесс приобретает вид:

$$\varphi_t = \rho (\varphi_{t-1} \cos \theta + \varphi_{t-1}^* \sin \theta) + \omega_t, \quad (5)$$

$$\varphi_t^* = \rho (-\varphi_{t-1} \sin \theta + \varphi_{t-1}^* \cos \theta) + \omega_t^*, \quad (6)$$

где φ_t^* определяется при предположении, что ω_t и ω_t^* – некоррелированные возмущения, представляющие собой процесс белого шума, с дисперсиями σ_ω^2 и $\sigma_{\omega^*}^2$ соответственно. Параметры $0 \leq \theta \leq \pi$ и $0 \leq \rho \leq 1$ отражают частоту цикла и коэффициент затухания амплитуды соответственно. Период цикла составляет $2\pi/\theta$ [7]. Стохастический цикл в уравнениях (5) и (6) преобразуется в AR(1)-процесс, если $\theta = 0$ или π . В целях упрощения численной оптимизации накладывается ограничение $\sigma_\omega^2 = \sigma_{\omega^*}^2$.

Наряду с тем, что существует ряд различных спецификаций для сезонности [7], тригонометрическая спецификация наиболее предпочтительна. Для параметра s , где s – количество сезонов в год (четыре для ежеквартальных данных), сезонная компонента описывается следующим образом:

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} \gamma_{j,t}, \quad (7)$$

где $\gamma_{j,t}$ задается как:

$$\gamma_{j,t} = \gamma_{j,t-1} \cos \lambda_j + \gamma_{j,t-1}^* \sin \lambda_j + \kappa_{j,t}, \quad (8)$$

$$\gamma_{j,t}^* = -\gamma_{j,t-1} \sin \lambda_j + \gamma_{j,t-1}^* \cos \lambda_j + \kappa_{j,t}^* \quad (9)$$

для $j = 1, \dots, (s/2) - 1$, $\lambda_j = 2\pi j/s$ и

$$\gamma_{j,t} = -\gamma_{j,t} + \kappa_{j,t} \quad (10)$$

для $j = s/2$, где $\kappa_{j,t} \sim NID(0, \sigma_\kappa^2)$, $\kappa_{j,t}^* \sim NID(0, \sigma_\kappa^2)$.

Предполагается, что $\sigma_\omega^2 = \sigma_{\omega^*}^2$. Одно из преимуществ представлен-

ной спецификации заключается в том, что она обеспечивает более плавные сезонные изменения.

Степень изменения трендовых, сезонных и циклических компонент на рассматриваемом горизонте времени зависит от значений гиперпараметров $\sigma_\eta^2, \sigma_\epsilon^2, \sigma_\kappa^2, \sigma_\omega^2, \theta, \rho$. Данные параметры могут быть оценены с помощью метода максимального правдоподобия во временной или частотной области после того, как модель будет представлена в форме пространства состояний [7].

Спецификация векторной модели коррекции ошибок

Функцию скорости обращения денег можно определить как:

$$v_t = f(y_t, r_t, e_t, \pi_t^e, \theta_t, \epsilon_t), \quad (11)$$

где v_t – скорость обращения денег, y_t – реальный доход, r_t – процентная ставка, e_t – обменный курс национальной валюты, π_t^e – инфляционные ожидания, θ_t – оценка финансового развития и ϵ_t – ошибка; при этом предполагается, что $f_y, f_\theta < 0$; $f_r, f_e, f_\pi > 0$.

Вывести представленное уравнение можно через уравнение спроса на деньги и количественную теорию денег. Так, спрос на деньги определяется рядом факторов:

$$\left(\frac{m_t^d}{p_t} \right) = f(y_t, r_t, e_t, \pi_t^e, \theta_t, \mu_t), \quad (12)$$

где m_t^d – спрос на деньги, p_t – уровень цен, μ_t – ошибка.

При этом функцию спроса на деньги можно представить следующим образом:

$$\left(\frac{m_t^d}{p_t} \right) = \kappa y_t^{\beta_1} r_t^{\beta_2} e_t^{\beta_3} (\pi_t^e)^{\beta_4} \theta_t^{\beta_5} \mu_t. \quad (13)$$

Если на денежном рынке сохраняется равновесие, то:

$$m_t^d = m_t^s, \quad (14)$$

где m_t^s – денежное предложение.

В соответствии с количественной теорией денег:

$$m_t^s v_t = p_t y_t. \quad (15)$$

На основании соотношений (13) и (14) получаем:

$$m_t^d = p_t (\kappa y_t^{\beta_1} r_t^{\beta_2} e_t^{\beta_3} (\pi_t^e)^{\beta_4} \theta_t^{\beta_5} \mu_t) = m_t^s. \quad (16)$$

Выражая скорость обращения денежной массы из соотношения (15) и подставляя в него выражение (16), получаем:

$$v_t = \frac{p_t y_t}{m_t^s}, \quad (17)$$

$$v_t = \frac{p_t y_t}{p_t (\kappa y_t^{\beta_1} r_t^{\beta_2} e_t^{\beta_3} (\pi_t^e)^{\beta_4} \theta_t^{\beta_5} \mu_t)}, \quad (18)$$

$$v_t = \kappa^{-1} y_t^{1-\beta_1} r_t^{-\beta_2} e_t^{-\beta_3} (\pi_t^e)^{-\beta_4} \theta_t^{-\beta_5} \mu_t^{-1}. \quad (19)$$

Логарифмическая линейная форма соотношения (19) задается следующим образом:

$$\ln(v_t) = -\ln(\kappa) + (1 - \beta_1) \ln(y_t) - \beta_2 \ln(r_t) - \beta_3 \ln(e_t) - \beta_4 \ln(\pi_t^e) - \beta_5 \ln(\theta_t) - \ln(\mu_t). \quad (20)$$

Пусть $\psi_0 = -\ln(\kappa)$, $\psi_1 = (1 - \beta_1)$, $\psi_2 = -\beta_2$, $\psi_3 = -\beta_3$, $\psi_4 = -\beta_4$, $\psi_5 = -\beta_5$, $\epsilon_t = -\ln(\mu_t)$, тогда выражение (20) преобразуется следующим образом:

$$\ln(v_t) = \psi_0 + \psi_1 \ln(y_t) + \psi_2 \ln(r_t) + \psi_3 \ln(e_t) + \psi_4 \ln(\pi_t^e) + \psi_5 \ln(\theta_t) + \epsilon_t. \quad (21)$$

Модель (21) отражает общую спецификацию долгосрочного соотношения векторной модели коррекции ошибок, используемую для анализа и прогнозирования скорости обращения денежной массы.

Переменная дохода может оказывать как положительное, так и отрицательное влияние на скорость обращения денежной массы. В соответствии с гипотезой Фридмана (*luxury good hypothesis* [5]) существуют две возможные причины отрицательной зависимости между доходом и скоростью обращения денег. Первая заключается в том, что отношение денежной массы к доходам возрастает в ответ на увеличение соотношения сбережений и доходов в процессе экономического развития. Вторая причина основывается на эмпирических исследованиях, согласно результатам которых эластичность спроса на деньги по доходу превышает 1 [11]. Однако, как было отмечено в работе [6], связь между скоростью обращения денег и доходом может быть положительной для развитых стран. В процессе оценки векторной модели коррекции ошибок на ста-

тистических данных Республики Беларусь следует ожидать отрицательную зависимость скорости обращения денег от ВВП. Так, в соответствии с оценками уравнения спроса на деньги на разных временных горизонтах [12; 14; 15] эластичность каждого из рассматриваемых денежных агрегатов ($M1, M2, M3$) по доходу (коэффициент β_1 соотношения (16)) превышала 1. Следовательно, при переходе к соотношениям (20) и (21), предназначенным для оценки скорости обращения денежной массы, видно, что в данном случае коэффициент ψ_1 будет отрицательным. При сопоставлении для большинства развитых стран эластичность спроса на деньги по доходу меньше 1 [12].

Процентная ставка включается в модель (21) как оценка альтернативных издержек хранения денег. Ожидается, что взаимосвязь показателей будет положительной. По причине того, что деньги могут замещаться альтернативными финансовыми активами, повышение процентной ставки приведет к более высоким издержкам хранения денег, вследствие чего скорость обращения денежной массы будет увеличиваться.

Обменный курс национальной валюты и инфляционные ожидания также представляют собой альтернативные издержки хранения денег. Предполагается, что переменная обменного курса оказывает положительное влияние на скорость обращения рублевой денежной массы. Если ожидается, что национальная валюта будет обесцениваться, резиденты будут отдавать предпочтение иностранным активам. Обесценивание повышает стоимость хранения национальной валюты, следовательно, скорость обращения должна увеличиваться. Влияние, оказываемое со стороны ожидаемой инфляции, также положительно. При высоких инфляционных ожиданиях на фоне макроэкономической дестабилизации экономические агенты могут начать формировать сбережения в виде товаров длительного пользования, что явится причиной ускорения обращения не только рублевой денежной массы, но и широкой денежной массы.

Быстрый рост институтов банковской системы влияет на то, как люди проводят свои экономические операции. Данный факт обуславливает важность включения оценки финансового развития в модель (21). Влияние финансового развития на скорость обращения денег не определено, оно может быть как положительным, так и отрицательным. Несколько показателей могут рассматриваться как оценка финансового развития: рост финансовых институтов (увеличение количества банковских отделений), финансовые инновации, отношение депозитов до востребования и наличных денег, отношение срочных депозитов и наличных денег, отношение депозитов до востребования и срочных депозитов, а также прочие переменные [1; 3].

Несмотря на тот факт, что количество отделений банков часто имеет положительную связь с банковскими депозитами, данный показатель не всегда может быть хорошей оценкой финансового развития. Банки участвуют в экономическом развитии, перераспределяя средства между домохозяйствами, у которых наблюдается излишек средств, и домохозяйствами с их дефицитом. В соответствии с данным подходом банки выступают институтом, аккумулирующим средства, которые затем перераспределяются через кредиты и прочие активы. Таким образом, предполагается, что с развитием банковской системы объем срочных депозитов и депозитов до востребования растет. Следовательно, объем депозитов должен быть подходящей оценкой финансового развития.

При отсутствии финансовых активов, альтернативных деньгам, в развивающихся странах по мере роста дохода люди стремятся заменять депозиты до востребования на срочные депозиты. Финансовое развитие, в свою очередь, сокращает транзакционные издержки, связанные с переводом средств между разными видами депозитов. Более низкие транзакционные издержки, как правило, увеличивают объем сбережений, находящихся на срочных депозитных счетах. Следовательно, по мере финансового развития объем срочных депозитов будет увеличи-

ваться более быстрыми темпами, чем депозитов до востребования. Размещение большего объема денег на срочных депозитах будет снижать скорость обращения денежной массы. Следовательно, скорость обращения и отношение срочных депозитов к депозитам до востребования, а также отношение срочных депозитов к наличным деньгам имеют обратную зависимость.

В работе [13] в качестве финансового развития рассматривались такие переменные, как отношение кредитов частному сектору к ВВП, являющееся прокси для оценки финансового развития страны, а также отношение всех депозитов к денежной базе, отражающее эффективность финансового посредничества. Однако по итогу оценок на данных белорусской экономики влияние перечисленных переменных на скорость обращения агрегатов $M2$ и $M3$ было статистически незначимым. Данный факт обуславливает целесообразность рассмотрения иного показателя как прокси финансового развития, в частности отношения срочных депозитов к наличным деньгам.

Эмпирические результаты

В данном разделе представлено описание эмпирических

результатов оценки одномерной структурной модели Харви и векторной модели коррекции ошибок скорости обращения денежной массы на данных Республики Беларусь. В разделе отражены качество полученных оценок, экономическая интерпретация параметров, а также оценки отклонения фактического уровня скорости обращения денег от долгосрочной динамики.

Описание и анализ статистических данных

В целях осуществления оценок на статистических данных и построения прогнозов скорости обращения денежной массы были отобраны экономические показатели, приведенные в *таблице 1*.

Так, для оценки уровня финансового развития использовалось отношение срочных депозитов к денежному агрегату $M0$. Следует отметить, что в целях аппроксимации финансового развития также тестировался показатель отношения срочных депозитов к депозитам до востребования. Однако было принято решение не использовать данный показатель при дальнейшем анализе в связи с произошедшими изменениями в методологии оценки депозитов до востребования на рассматриваемом горизонте времени.

В качестве скорости обращения денежной массы рассма-

Таблица 1

Экономические показатели, используемые для построения модели

Обозначение	Описание
v_t^{m1}	Скорость обращения денежного агрегата $M1$, количество оборотов в квартал
v_t^{m2}	Скорость обращения рублевой денежной массы, количество оборотов в квартал
v_t^{m3}	Скорость обращения широкой денежной массы, количество оборотов в квартал
gdp_t	Валовой внутренний продукт в постоянных ценах, млн. руб.
ner_t	Номинальный обменный курс белорусского рубля к доллару США, белорусских рублей за 1 доллар США
td_{m0}_t	Отношение срочных депозитов к денежному агрегату $M0$, отражающее уровень финансового развития, в %
r_t	Процентная ставка по всем срочным рублевым депозитам, в %
cpi_t	Индекс потребительских цен, 2000 г. = 1

Примечание. Составлено авторами.

тривались три показателя, что дало возможность проследить за изменением структуры широкой денежной массы и выявить соответствующие причины изменения скорости обращения как денежного агрегата $M3$, так и рублевой денежной массы.

Аппроксимацией инфляционных ожиданий в модели выступал индекс потребительских цен. В более ранней работе, посвященной установлению факторов, формирующих динамику скорости обращения денежной массы в Республике Беларусь, в качестве прокси инфляционных ожиданий рассматривался дефлятор ВВП [13].

В процессе дальнейшего анализа, в частности при реализации эконометрических оценок, временные ряды экономических показателей логарифмировались, за исключением процентной ставки и отношения срочных депозитов к денежному агрегату $M0$, а также очищались от сезонной компоненты, если данное преобразование было необходимо.

Следующим шагом в проводимом анализе было определение порядка интегрированности временных рядов. Использовались наиболее популярные тесты на единичный корень: ADF -тест и $KPSS$ -тест. По результатам тестов было установлено, что все рассматриваемые временные ряды яв-

ляются нестационарными (интегрированными первого порядка), что дало основание предполагать наличие коинтеграции.

В целях определения количества долгосрочных соотношений реализовывался тест Йохансена. Результаты представлены в таблице 2.

Из таблицы 2 видно, что для каждой из рассматриваемых комбинаций временных рядов было установлено, по крайней мере, одно долгосрочное соотношение, при этом для комбинаций, учитывающих скорость обращения денежного агрегата $M2$ и $M3$, было определено два долгосрочных соотношения. Однако для дальнейшего анализа рассматривалось только одно коинтеграционное соотношение, в большей степени соответствующее экономической теории.

Проведенный анализ необходим для последующего построения векторной модели коррекции ошибок и сопоставления полученных на ее основе результатов с расчетами, реализованными на основе одномерной структурной модели.

Качество оценок одномерной структурной модели

Показатели скорости обращения денежной массы с помощью структурной одномерной модели Харви были разложены на ненаблюдаемые компоненты: тренд,

цикл, сезонную и случайную компоненты². Каждая из составляющих в соответствии с данной методологией описывалась определенной моделью (2) – (10).

Реализация комплекса уравнений (2) – (10) позволяет получать прогноз каждой из ненаблюдаемых переменных, на основе которого через итоговое уравнение (1) осуществляется прогноз анализируемого показателя.

В целях оценки качества реализуемой декомпозиции и осуществляемого процесса моделирования скорости обращения каждого из рассматриваемых денежных агрегатов рассчитывался ряд статистик (таблица 3).

Были рассмотрены следующие статистические характеристики: σ – стандартная ошибка оценки; p -значение F -статистики теста Голдфелда – Квандта, направленного на установление наличия проблемы гетероскедастичности в остатках модели, реализация которого заключается в расчете отношения суммы квадратов последних h остатков к сумме квадратов первых h остатков, где h представляет собой целое число, равное трети размера всей выборки (количества наблюдений); p -значение статистики теста Дарбина – Уотсона, предназначенного для анализа наличия автокорреляции первого порядка; p – значение

Таблица 2

Тест на наличие коинтеграционных соотношений¹

Эндогенные переменные	Спецификация долгосрочного соотношения	Учтенные лаги	Гипотеза		p -значение $trace$ -статистики	p -значение λ - max -статистики
			H_0	H_1		
$v_t^{m1}, gdp_t, ner_t, r_t, td_{m0}_t$	Константа в долгосрочном соотношении и VAR	1, 2	0	1	0,003	0,024
			1	2	0,069	0,237
$v_t^{m2}, gdp_t, ner_t, td_{m0}_t$	Константа в долгосрочном соотношении и VAR	1, 2, 4, 6, 8	0	1	0,000	0,001
			1	2	0,009	0,014
			2	3	0,215	0,331
$v_t^{m3}, gdp_t, cpi_t, td_{m0}_t$	Константа и тренд в долгосрочном соотношении	1, 2, 4	0	1	0,003	0,048
			1	2	0,039	0,049
			2	3	0,341	0,208

Примечание. Расчеты авторов.

¹ Выбор спецификации и количества учтенных лагов основывался на недопущении проблем автокорреляции и отсутствия нормального распределения остатков в модели.

² При реализации декомпозиции временного ряда учет в спецификации уравнений единичных выбросов и структурных сдвигов в его динамике не ведет к значимому улучшению статистических и прогнозных характеристик модели.

Таблица 3

Статистические характеристики результатов расчетов, реализованных на основе модели Харви

Моделируемый показатель	σ	p -значение теста Голдфелда – Квандта	p -значение DW -статистики	p -значение статистики Q -теста ³	p -значение теста Жака – Бера
v_t^{m1}	0,33	0,53	0,50	0,01	0,00
v_t^{m2}	0,17	0,76	0,76	0,01	0,02
v_t^{m3}	0,06	0,78	0,66	0,02	0,12

Примечание. Расчеты авторов.

статистики Q -теста Льюнг – Бокса, являющегося статистическим критерием, предназначенным для нахождения серийной корреляции; p -значение статистики теста Жака – Бера на нормальное распределение остатков.

По результатам рассмотрения таблицы 3 был сделан вывод, что в остатках реализованных моделей для каждого из анализируемых денежных агрегатов проблема гетероскедастичности отсутствует на 5%-м уровне значимости, серийной корреляции – на 1%-м уровне значимости. Остатки модели скорости обращения широкой денежной массы характеризуются нормальным распределением на 5%-м уровне значимости, рублевой денежной массы – на 1%-м уровне значимости. По результатам построения одномерной структурной модели для денежного агрегата $M1$ были получены остатки, которые не имеют нормального распределения.

Таким образом, в целом представленную декомпозицию каждого из рассматриваемых временных рядов можно считать приемлемой для получения прогноза показателей.

Оценка VECM

Оценка векторных моделей коррекции ошибок позволила получить долгосрочные соотношения⁴:

$$\ln(v_t^{m1}) = -0,406 \ln(gdp_t) - [-4,822] - 0,039td_m0_t + 1,148r_t + [-2,204] [4,978] + 0,270 \ln(ner_t) + 419,079, (22) [2,745]$$

$$\ln(v_t^{m2}) = -1,339 \ln(gdp_t) - [-9,885] - 0,074td_m0_t + 0,363 \ln(ner_t) + [-2,611] [2,848] + 969,429, (23)$$

$$\ln(v_t^{m3}) = -0,597 \ln(gdp_t) - [-2,830] - 0,037td_m0_t + 0,415 \ln(cpi_t) - [-2,811] [9,049] - 1,823t + 360,417, (24) [3,134]$$

где t – линейный тренд; в квадратных скобках под коэффициентами указаны значения t -статистик, позволяющих определить статистическую значимость коэффициентов регрессии.

На первом этапе построенные VECM анализировались со статистической точки зрения, а именно, проводилось тестирование данных моделей на наличие ошибок спецификации (таблица 4).

Со статистической точки зрения построенная модель является адекватной. Так, по результатам проведенных тестов (таблица 4) можно сделать следующие выводы:

- в остатках моделей отсутствует проблема автокорреляции, о чем свидетельствует p -значение статистики LM -теста, реализованного для каждой из представленных моделей (p -значение статистики теста выше критического 1%-го уровня значимости для 10 учетных лагов, что позволяет не отклонить нулевую гипотезу о том, что в каждой из моделей отсутствует проблема серийной корреляции);
- остатки модели гомоскедастичны, т. е. дисперсия остатков модели постоянна во времени, о чем свидетельствует p -значение χ^2 -статистики, оцененной для каждой модели (p -значение статистики теста значительно выше критического

Таблица 4

Статистические характеристики результатов расчетов, реализованных на основе VECM

Моделируемый показатель	p -значение статистики теста Уайта	p -значение статистики LM -теста ⁵	p -значение теста Жака – Бера
v_t^{m1}	0,170	> 0,01 для каждого из учетных лагов	0,512
v_t^{m2}	0,326	> 0,02 для каждого из учетных лагов	0,958
v_t^{m3}	0,151	> 0,05 для каждого из учетных лагов	0,253

Примечание. Расчеты авторов.

³ При реализации теста учитывалось четыре лага.

⁴ Перечень учетных детерминистических компонент, а также количество включенных лагов соответствуют указанным в таблице 2.

⁵ При реализации теста учитывалось десять лагов.

5%-го уровня значимости, что позволяет не отклонить нулевую гипотезу о том, что в каждой из представленных моделей отсутствует проблема гетероскедастичности);

- остатки моделей характеризуются нормальным распределением (p -значение статистики теста Жака – Бера, проведенного для каждой из представленных моделей, выше критического 5%-го уровня значимости, что позволяет не отклонять нулевую гипотезу о нормальном распределении остатков).

Далее рассматривалась экономическая содержательность моделей (22) – (24), построенных на данных по Республике Беларусь. По итогу оценки долгосрочных соотношений можно сделать вывод, что на каждый из показателей, характеризующих скорость обращения денежной массы, ВВП оказывает отрицательное влияние (при возрастании ВВП на 1% скорость обращения денежного агрегата $M1$ снижается на 0,41%, денежного агрегата $M2$ – на 1,34%, широкой денежной массы – на 0,60%). Установленный факт отвечает теоретическому предположению, что экономическое развитие замедляет скорость обращения денег. Также в соответствии с оцененными уравнениями (22) – (24) отрицательное влияние на скорость обращения денежных агрегатов оказывает уровень финансового развития, что также согласуется с первоначально внесенными теоретическими предположениями (при возрастании уровня финансового развития, оцененного как отношение всех срочных депозитов к денежному агрегату $M0$, на 1 п. п. скорость обращения денежного агрегата $M1$ замедляется на 0,04%, рублевой денежной массы – на 0,07%, денежного агрегата $M3$ – на 0,04%). Переменные, представляющие собой альтернативные издержки хранения денег, положительно влияют на скорость обращения денежной массы. Так, для денежного агрегата $M1$ такими переменными выступают процентная ставка и обменный курс белорусского рубля к доллару США. Рост каждого из перечисленных регрессоров приводит к ускорению обращения $M1$ (повышение процентной ставки на 1 п. п. обуславливает рост скорости

обращения денежного агрегата на 1,15%, а обесценение белорусского рубля по отношению к доллару США на 1% – на 0,27%), что объясняется в данном случае предпочтениями экономических агентов осуществлять свои сбережения в организованной форме в виде срочных вкладов в национальной или иностранной валюте. Для рублевой денежной массы переменной, отражающей альтернативные издержки хранения денег, выступает обменный курс национальной валюты, а для денежного агрегата $M3$ – инфляционные ожидания (девальвация национальной валюты на 1% является причиной ускорения обращения денежного агрегата $M2$ на 0,36%, а рост инфляционных ожиданий на 1% влияет на увеличение скорости обращения $M3$ на 0,42%). В периоды наибольшей макроэкономической дестабилизации экономические агенты начинают формировать сбережения в виде товаров, что увеличивает скорость обращения широкой денежной массы. В Республике Беларусь такая ситуация наблюдалась в 2011 г., когда на фоне валютного кризиса экономические агенты не имели возможности формировать сбережения в валюте и пытались осуществлять сбережения в виде товаров длительного пользования.

Результаты оценки долгосрочных соотношений сопоставлялись с ранее реализованными [13], нацеленными на решение задач, схожих с поставленными в данном исследовании (таблица 5).

Из таблицы 5 можно сделать вывод, что в целом оценки моделей, полученные на разных временных горизонтах, схожи и соответствуют теоретическим предположениям. Однако следует отметить несколько отличий. Так, абсолютные значения коэффициента при ВВП в соответствии с оценками, произведенными на обновленных статистических данных, представляют собой меньшую величину. Установленный факт может объясняться тем, что наблюдаемое ранее интенсивное экономическое развитие, характеризующееся увеличением монетизации экономики и подразумевающее относительно быстрое расширение финансовых инструментов и проводимых финансовых операций, в целом за рассматриваемый период времени

замедлилось. Отмеченная тенденция, в свою очередь, повлияла на снижение спроса на деньги, приводя к более низкой эластичности спроса на деньги по доходу и, соответственно, к меньшему понижательному воздействию на скорость обращения денежной массы со стороны роста ВВП.

Как уже отмечалось выше, для оценки моделей скорости обращения каждого из рассматриваемых денежных агрегатов в качестве прокси уровня финансового развития было учтено отношение всех срочных депозитов к денежному агрегату $M0$. Включение такой переменной в каждое из уравнений оказало статистически значимое влияние на анализируемые показатели. Для сравнения, при рассмотрении $VECM$ для широкой денежной массы, оцененной на интервале 2003–2013 гг., можно увидеть, что в перечень ее регрессоров уровень финансового развития не был включен. Также при анализе уравнений скорости обращения денежных агрегатов $M1$ и $M2$, оцененных на разных интервалах времени, отмечается разнонаправленное влияние финансового развития на итоговый показатель. Приведенные факты объясняются выбором переменной, характеризующей финансовое развитие. Так, в ранее представленной работе для отражения уровня финансового развития была выбрана переменная, рассчитанная как отношение объема кредитов, предоставленных частному сектору, к ВВП. Предполагалось, что финансовые системы, предоставляющие значительную часть кредитов частному сектору, занимаются подробным анализом фирм-заемщиков, осуществляют корпоративный контроль, управляют кредитными рисками, осуществляют широкий перечень трансакций и формируют сбережения, что требует более высокого финансового развития. При этом ожидалось, что на определенном этапе финансовое развитие оказывает положительное влияние на скорость обращения денежной массы. Данный этап характеризуется финансовыми инновациями, технологическим прогрессом, который предполагает наличие заменителей денег, что сокращало бы спрос на денежные остатки и повышало скорость обращения денежной массы. Однако ввиду

Таблица 5

Сопоставление результатов оценок *VECM*, реализованных на статистических данных по Беларуси за различные периоды

Анализируемый показатель	Период оценивания модели, г.г.	Спецификация долгосрочного соотношения	Учетные лаги	Регрессоры	Коэффициенты
V_t^{m1}	2003–2013	Константа в коинтеграционном соотношении и VAR	1–3	gdp_t	-5,344
				r_t	2,166
				p_t^*	1,844
				$dcps_t^{**}$	3,214
				$tdmb_t^{***}$	-0,823
	2003–2017		1, 2	gdp_t	-0,406
				r_t	1,148
				ner_t	0,270
td_m0_t		-0,039			
V_t^{m2}	2003–2013	Константа в коинтеграционном соотношении и VAR	1-3	gdp_t	-2,407
				p_t	0,531
				$dcps_t$	0,616
	2003–2017		1, 2, 4, 6, 8	gdp_t	-1,339
				ner_t	0,363
				td_m0_t	-0,074
V_t^{m3}	2003–2013	Константа в коинтеграционном соотношении и VAR	1-4	gdp_t	-1,510
				p_t	0,267
				ner_t	-0,175
	2003–2017		1, 2, 4	gdp_t	-0,597
				cpi_t	0,415
				td_m0_t	-0,037

* p_t – дефлятор ВВП, выступающий прокси для оценки инфляционных ожиданий в экономике.

** $dcps_t$ – отношение кредитов частному сектору к ВВП, являющееся прокси для оценки финансового развития страны.

*** $tdmb_t$ – отношение всех депозитов к денежной базе, отражающее эффективность финансового посредничества.

Примечание. Расчеты авторов.

невысокого развития финансового рынка в Республике Беларусь целесообразно предположить, что по мере его постепенного расширения и общей финансовой стабилизации люди будут размещать больше денег на срочных депозитах. Это и повлияло на выбор показателя финансового развития для его включения в модели скорости обращения денежной массы в данном исследовании. При этом в соответствии с теорией ожидалось, что увеличение данного показателя будет снижать скорость обращения денег, что и подтвердилось оценками, реализованными на статистических данных.

Таким образом, в соответствии с представленным анализом векторные модели коррекции ошибок скорости обращения каждого из рассматриваемых денежных агрегатов обладают качественными статистическими характеристиками, оценки коэффициентов, полученные на их основе, соответствуют экономической теории. Отмеченные факты являются основанием для использования представленного инструментария для дальнейшего анализа, в том числе для построения прогноза показателей.

Долгосрочный уровень и разрыв скорости обращения денежной массы

Оценка одномерной структурной модели позволила получить динамику цикла каждого из рассматриваемых показателей скорости обращения денежной массы (рисунки 1, 3, 5). Аналогично на основе векторной модели коррекции ошибок были оценены разрывы скорости обращения денег (рисунки 1, 3, 5), представляющие собой отклонение фактического уровня скорости обращения денежной массы от долгосрочного (рисунки 2, 4, 6), рассчитанного через коинтеграционные соотношения (22) – (24).

По результатам рассмотрения динамик разрывов и циклов по-

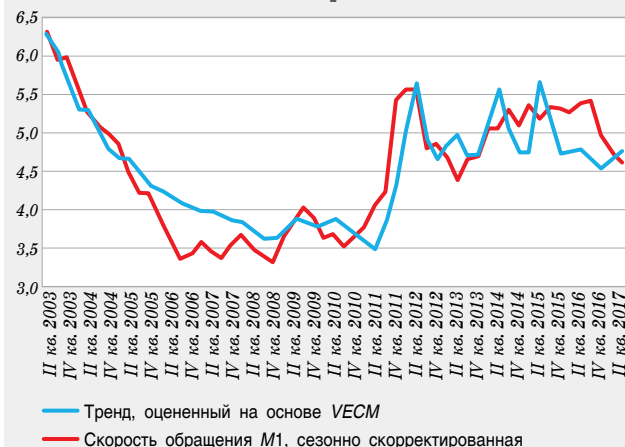
Разрыв скорости обращения денежного агрегата M1, в %



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 1

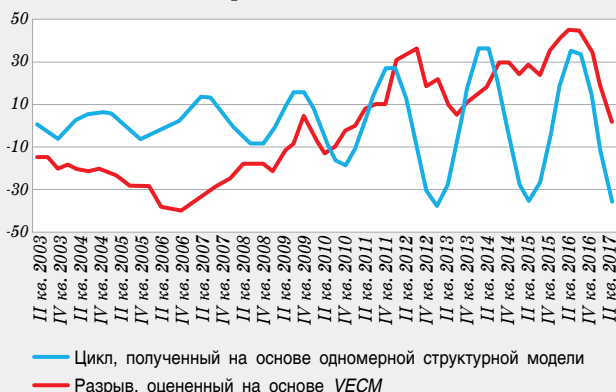
Динамика скорости обращения денежного агрегата M1 и ее тренд, количество оборотов в квартал



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 2

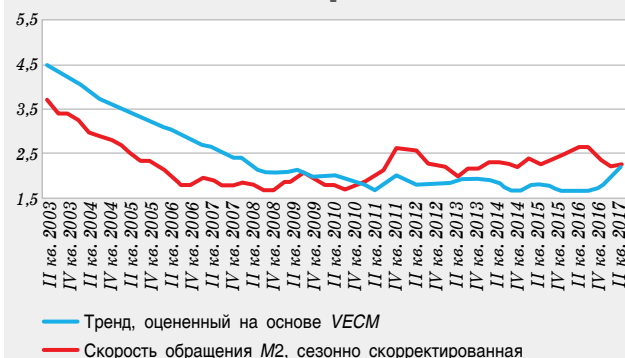
Разрыв скорости обращения денежного агрегата M2, в %



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 3

Динамика скорости обращения денежного агрегата M2 и ее тренд, количество оборотов в квартал



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 4

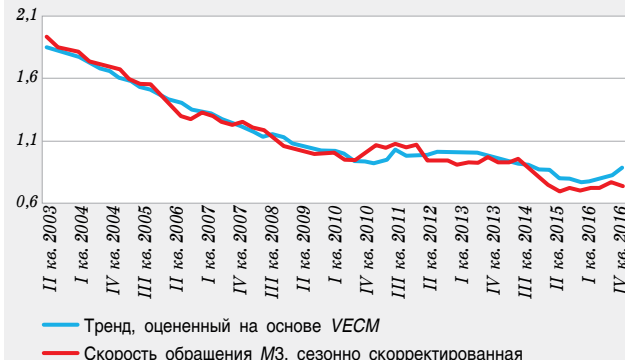
Разрыв скорости обращения денежного агрегата M3, в %



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 5

Динамика скорости обращения денежного агрегата M3 и ее тренд, количество оборотов в квартал



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 6

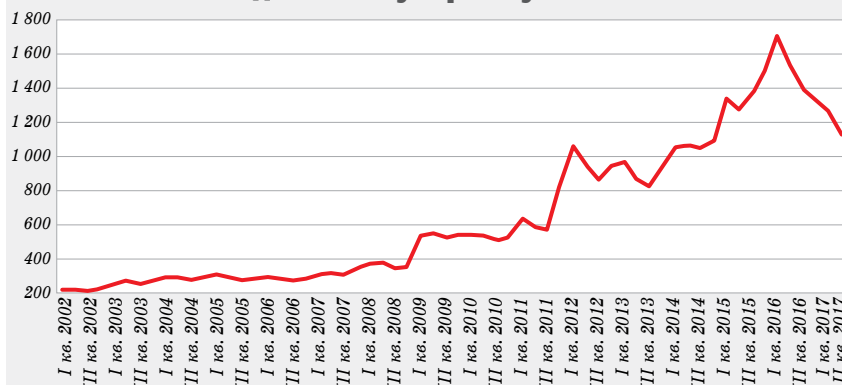
казателей видно, что в целом их тенденции сонаправлены, однако в краткосрочные периоды присутствуют отклонения. Наличие последних объясняется отличием используемых методологий, а также волатильностью макроэкономических переменных, используемых при расчетах *VECM*. Для сравнения: как отмечалось выше, для оценки цикла показателя в соответствии с одномерной моделью используется тригонометрическая форма спецификации, что и дает возможность выделить строго определенные фазы цикла показателя.

Анализ текущей ситуации позволяет сделать заключение, что в краткосрочной перспективе отрицательный разрыв скорости обращения *M3*, полученный по оценкам *VECM*, будет сокращен, что объясняется макроэкономической стабилизацией и начавшимся процессом дедолларизации финансовых активов на фоне того факта, что доля иностранной валюты в широкой денежной массе превышает 65%. Внесенное заключение подтверждает динамика цикла показателя, находящегося в фазе роста.

Рассмотрение отклонения скорости обращения денежного агрегата *M2* от долгосрочного уровня, как и отклонения *M1*, выявляет значительные положительные разрывы показателя в периоде II квартал 2011 г. – II квартал 2016 г., когда отмечались нестабильность на валютном рынке и рост долларизации финансовых активов. Однако на текущий момент уровень рассматриваемых показателей находится на равновесной траектории (разрыв скорости обращения рублевой денежной массы во II квартале 2017 г. оценивается на уровне 1,9%, а денежного агрегата *M1* – минус 0,8%).

При этом следует отметить, что сокращение положительного разрыва скорости обращения денежного агрегата *M2* произошло за счет изменения долгосрочного уровня показателя (рисунок 4). Повышение уровня тренда можно объяснить через снижение отношения срочных депозитов к денежному агрегату *M0* (рисунок 7), являющегося аппроксимацией финансового развития, оказывающего отрицательное влияние на скорость обращения денег. Влияние изменения

Динамика отношения всех срочных депозитов к денежному агрегату *M0*, в %



Примечание. Составлено по расчетам авторов.

Рисунок 7

данного показателя на скорость обращения *M2* сильнее, чем на скорость обращения иных рассматриваемых денежных агрегатов, о чем свидетельствует значение коэффициента долгосрочного соотношения (модель (23)). Данный факт объясняет столь значимый отклик со стороны долгосрочного уровня скорости обращения *M2* на изменение регрессора.

Снижение отношения срочных депозитов к *M0*, в свою очередь, обуславливалось более быстрыми темпами роста наличных денег при сопоставлении с темпами роста срочных вкладов. Причиной установленного факта явились макроэкономическая стабилизация и снижение на ее фоне процентных ставок.

Ускорение роста *M0* также оказало влияние на скорость обращения *M1*. Существующий положительный разрыв скорости обращения *M1* был закрыт за счет снижения фактического уровня показателя (рисунок 1) (а не роста долгосрочного уровня, как в случае со скоростью обращения рублевой денежной массы) и его приближения к долгосрочной динамике.

Прогнозные характеристики моделей

Одной из основных задач данной работы было построение инструментария, позволяющего получить наиболее точный прогноз скорости обращения как широкой денежной массы, так и скорости обращения ее компонент (рубле-

вой денежной массы, денежного агрегата *M1*).

В целях установления прогнозных характеристик моделей, описанных выше, был проведен ретроспективный прогноз. Временной горизонт наблюдений разбивался на два периода: 1) I квартал 2003 г. – II квартал 2016 г.; 2) III квартал 2016 г. – II квартал 2017 г. Все представленные в работе модели переоценивались на первом интервале времени, второй использовался для проверки качества прогноза, в частности расчета ошибок прогноза (средней абсолютной процентной ошибки и средней абсолютной ошибки).

Средняя абсолютная процентная ошибка (*MAPE*) оценивается как:

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| 100\%, \quad (25)$$

где Y_t – фактическое значение показателя в период времени t , \hat{Y}_t – прогнозное значение показателя в период времени t .

MAPE применяется для временных рядов, фактические значения которых значительно больше 1. Если же фактические значения временного ряда близки к 0, то в знаменателе окажется малое число, что сделает значение *MAPE* близким к бесконечности, что не в полной мере корректно. В связи с отмеченным выше наряду с данным критерием качества прогноза целесообразно рассмотреть среднюю абсолютную ошибку (*MAE*). *MAE* рассчитывается следующим образом:

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N |Y_t - \hat{Y}_t| \quad (26)$$

В таблице 6 представлены оценки *MAPE* и *MAE* для реализованного прогноза скорости обращения денежной массы каждого из рассматриваемых денежных агрегатов на период времени III квартал 2016 г. – II квартал 2017 г. (1 год) на основе *VECM* и одномерной структурной модели. На рисунках 8–10 приведены соответствующие графики прогнозов.

По результатам рассмотрения таблицы 6 и рисунков 8–10 можно сделать вывод, что с помощью векторных моделей коррекции ошибок можно получить более точный прогноз скорости обращения денежной массы. Так, в соответствии с полученными значениями ошибок прогноза *MAPE* и *MAE* прогноза, построенного на основании *VECM*, более чем в два раза ниже соответствующих оценок ошибок прогноза скорости обращения денег, полученного на основании одномерной структурной модели. При этом следует отметить, что ретроспективный прогноз проводился на одном интервале времени. Таким образом, нельзя однозначно утверждать, что в каждый период времени векторная модель коррекции ошибок будет демонстрировать лучшие прогнозные характеристики, что является основанием рассматривать одномерную структурную модель как вспомогательный инструмент при анализе и прогнозе скорости обращения как широкой денежной массы, так и ее компонент.

* * *

В условиях реализации монетарного таргетирования прогнозирование и анализ скорости обращения денежной массы остаются наиболее приоритетными задачами в области моделирования экономического развития.

В целях совершенствования и расширения инструментария, направленного на решение данной задачи, были построены векторные модели коррекции ошибок (*VECM*), а также одномерные структурные модели Харви.

Каждый из представленных инструментов был проанализиро-

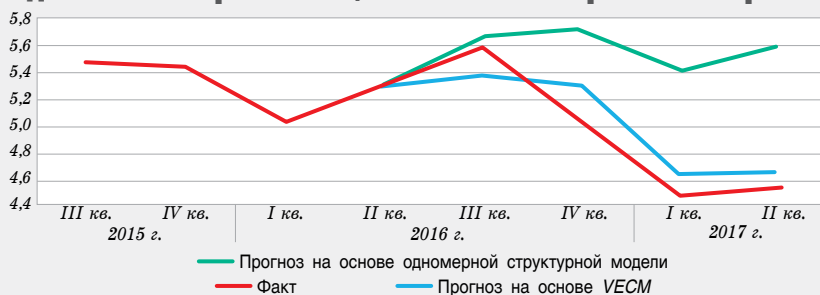
Таблица 6

Значения ошибок прогноза скорости обращения денежной массы, полученного на основе *VECM* и одномерной структурной модели

Показатель	<i>VECM</i>		Одномерная структурная модель	
	<i>MAPE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>MAE</i>
v_t^{m1}	3,79	0,19	14,74	0,69
v_t^{m2}	2,94	0,06	18,48	0,41
v_t^{m3}	2,59	0,02	5,85	0,04

Примечание. Расчеты авторов.

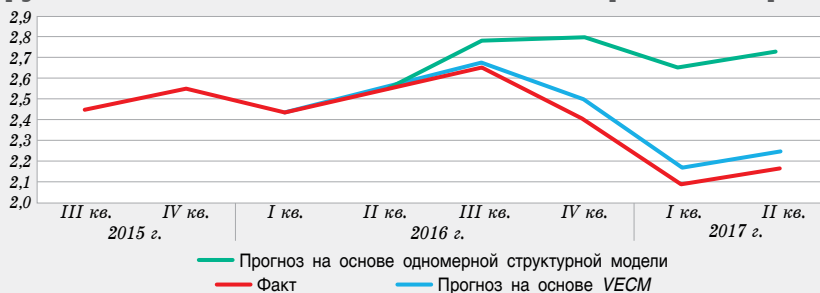
Фактическая и прогнозная динамика скорости обращения денежного агрегата *M1*, количество оборотов в квартал



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 8

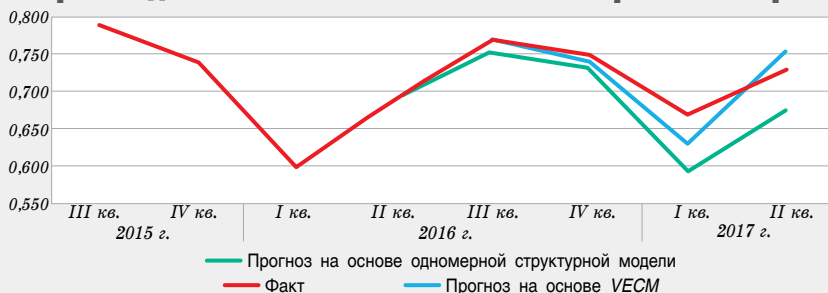
Фактическая и прогнозная динамика скорости обращения рублевой денежной массы, количество оборотов в квартал



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 9

Фактическая и прогнозная динамика скорости обращения широкой денежной массы, количество оборотов в квартал



Примечание. Расчеты авторов.

Рисунок 10

ван с помощью статистических тестов и расчета соответствующих статистик. В целом по результатам реализованных тестов было доказано достаточно высокое качество построенных экономико-математических моделей. При этом одним из преимуществ реализации *VECM* является возможность установления причины изменений динамики скорости обращения каждого из рассматриваемых денежных агрегатов (денежного агрегата *M1*, рублевой денежной массы, широкой денежной массы), а также количественной оценки влияния ряда факторов на итоговый показатель.

Оба подхода (*VECM* и одномерная структурная модель Харви) позволили определить циклическую составляющую скорости обращения каждого из денежных агрегатов (*M1*, *M2*, *M3*). При этом если цикл, оцененный на основе одномерной структурной модели имеет строго определяемые фазы, что связано со способом спецификации данного процесса в рамках рассматриваемого подхода (тригонометрическая

форма спецификации), то разрыв показателей скорости обращения денежной массы, рассчитанный на основе *VECM*, характеризуется частыми колебаниями. Однако в целом динамика рассчитанных показателей совпадают. Оцененные разрывы свидетельствуют о том, что в краткосрочной перспективе фактический уровень скорости обращения денежного агрегата *M3* возрастет и приблизится к долгосрочному уровню, что связано с процессом дедолларизации финансовых активов. Проведенный анализ также показал, что положительные разрывы скорости обращения *M1* и *M2* были закрыты. При этом разрыв скорости обращения денежного агрегата *M1* был сокращен за счет снижения фактического уровня показателя и его приближения к долгосрочному тренду, а скорости обращения рублевой денежной массы – за счет повышения долгосрочного уровня показателя. Установленные факты свидетельствуют о необходимости дополнительного стимулирования наращивания срочных рублевых вкладов, что повлияет на за-

медление обращения денежного агрегата *M2* и улучшение структуры широкой денежной массы в долгосрочном периоде.

По результатам оценки прогнозной точности представленных инструментариев было установлено, что векторная модель коррекции позволяет получить более точный прогноз скорости обращения денежной массы при сопоставлении с одномерной структурной моделью Харви. При этом тестирование прогнозной точности реализовывалось лишь на одном временном интервале, что не означает, что в иной период времени одномерная модель может продемонстрировать лучшие прогнозные свойства. Более того, представленные инструменты следует рассматривать не как альтернативные подходы для решения поставленной задачи, а как дополняющие, позволяющие сформировать более точную картину в процессе прогнозирования и анализа скорости обращения денежной массы.

* * *

Материал поступил 25.07.2017.

Источники:

1. Aghevli, B. *Effects of Banking Development on the Demand for Money* / B. Aghevli, Jr. Coats, D.R. Khathkate // *Money and Monetary Policy in Less Developed Countries*. Pergamon Press, Oxford. – 2003. – P. 241–254.
2. Bordo, M. *Equation of Exchange* / M. Bordo, J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman // *The New Palgrave: Money*, Macmillan: London. – 1989. – Vol. 2. – P. 151–156.
3. Bordo, M. *The Long-run Behavior of the Income Velocity of Money in Five Advanced Countries, 1870–1975: An Institutional Approach* / M. Bordo, L. Jonung // *Economic Inquiry*. – 1981. – № 19. – P. 96–116.
4. Driscoll, M. *Income Velocity of Money Demand in Agricultural Developing Economies* / M. Driscoll, A. Lahiri // *Review of Economics and Statistics*. – 1983. – № 65. – P. 393–401.
5. Friedman, M. *The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results* / M. Friedman // *Journal of Political Economy*. – 1959. – Vol. 67. – № 4. – P. 327–351.
6. Fry, M. *Money, Interest and Banking in Economic Development* / M. Fry // *John Hopkins University Press, Baltimore*. – 1988. – 522 p.
7. Harvey, A.C. *Forecasting: Structural Time Series Models and the Kalman Filter* / A.C. Harvey // *Cambridge University Press*. – 1989. – 572 p.
8. Hein, S.E. *Predicting Velocity Growth: A Time Series Perspective* / S.E. Hein, T. Veugelers // *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. – 1983. – P. 34–43.
9. Moosa, I.A. *Direct and Indirect Forecasting of the Money Multiplier and Velocity of Circulation in the United Kingdom* / I.A. Moosa, H.J. Kim // *International Economic Journal*. – 2004. – № 1 (18). – P. 103–118.
10. Moosa, I.A. *Forecasting the Velocity of Circulation in the Japanese economy* / I.A. Moosa, H.J. Kim // *Hitotsubashi Journal of Economics*. – 2004. – № 45. – P. 1–14.
11. Short, B.K. *The Velocity of Money and Per Capita Income in Developing Economies: Malaysia and Singapore* / B.K. Short // *Journal of Development Studies*. – 1973. – № 12. – P. 291–300.
12. Безбородова, А.В. Анализ спроса на деньги: система эконометрических моделей / А.В. Безбородова // *Банкаўскі веснік*. – 2014. – № 7 (612). – С. 33–41.
13. Безбородова, А.В. Скорость обращения денег в Республике Беларусь: векторный авторегрессионный анализ / А.В. Безбородова // *Банкаўскі веснік*. – 2014. – № 11 (616). – С. 14–22.
14. Мирончик, Н.Л. Возможности применения монетарного таргетирования в Республике Беларусь / Н.Л. Мирончик, А.В. Безбородова // *Банкаўскі веснік*. – 2015. – № 1 (618). – С. 3–9.
15. Пелипась, И.В. Эмпирические основы монетарного таргетирования / И.В. Пелипась, Р. Кирхнер // *Банкаўскі веснік*. – 2015. – № 12 (629). – С. 10–20.