

*Секция «Эконометрическое моделирование»,
научный руководитель – Яценко Н.А.*

УДК 336.77:336.743:519.862

**АНАЛИЗ ЗАВИСИМОСТИ ОБЪЕМА ПРИВЛЕЧЕННЫХ КРЕДИТНЫМИ
ОРГАНИЗАЦИЯМИ СРЕДСТВ В ИНОСТРАННОЙ ВАЛЮТЕ
ОТ КУРСА РУБЛЯ**

Дусматова З.Ш.

*Финансовый университет при Правительстве РФ, Москва,
e-mail: Esmeralda_97@mail.ru*

Проведён анализ зависимости объема привлеченных средств кредитных организаций в иностранной валюте и курса рубля к доллару США. С использованием методов математического моделирования на основе статистической информации, предоставленной Банком России составлена эконометрическая модель, позволяющая объяснить данную зависимость. Первоначальный вид спецификации модели представлял собой полиномиальную функцию регрессии шестой степени, однако при проверке качества спецификации модели установлено, что наиболее полно объем привлеченных средств может объясняться от четырех регрессоров. Представленная спецификация модели учитывает влияние на показатель объема привлеченных средств кредитными организациями в иностранной валюте и случайных воздействий (степень доверия вкладчиков к банковским структурам, возможность использования иностранной валюты в условиях вводимых санкций и т.п.). Также в ходе исследования модель проверяется на адекватность и применимость ее на практике.

Ключевые слова: спецификация и адекватность модели, эндогенные и экзогенные переменные, t-критерий Стьюдента, F-тест, предпосылки теоремы Гаусса-Маркова

**ANALYSIS OF THE DEPENDENCE OF THE FUNDS IN FOREIGN CURRENCY
RAISED BY CREDIT INSTITUTIONS FROM RUBLE**

Dusmatova Z.S.

*Financial university under the Government of the Russian Federation, Moscow,
e-mail: Esmeralda_97@mail.ru*

The analysis of the dependence of the raised funds of credit organizations in foreign currency and the exchange rate of the ruble to the U.S. dollar is carried out. With use of methods of mathematical modeling based on statistical information provided by the Bank of Russia an econometric model that allows to explain this dependence is compiled. The initial form of the model specification was a polynomial regression function of the sixth degree, however, when testing its quality, it was established that more complete explanation to the model is given only by four repressors. The presented model specification also takes into account the impact of the random disturbances on the raised funds of credit organizations in foreign currency (the level of depositors' trust to the banking system, the possibility of using foreign currency in conditions of imposed sanctions, etc.). Moreover during the research, the model is checked for adequacy and its applicability in practice.

Keywords: model specification and its adequacy, endogenous and exogenous variables, student's t-test, F-test, Gauss-Markov's theorem preconditions

Кредитные организации (КО), как и другие субъекты хозяйственных отношений, для обеспечения своей коммерческой деятельности должны располагать определенной суммой денежных средств, т.е. ресурсами. В современных условиях развития экономики проблема формирования ресурсов имеет первостепенное значение.

Масштабы деятельности кредитных организаций зависят от совокупной суммы ресурсов, которыми они располагают, и особенно от суммы привлеченных ресурсов. Такое положение обостряет конкурентную борьбу между кредитными организациями за привлечение денежных средств.

Одновременно с рынком кредитных ресурсов начинает функционировать рынок ценных бумаг, на котором кредитные организации выступают продавцами собственных либо покупателям государственных и корпоративных ценных бумаг. Наличие страховых, финансовых и других кредитных учреждений активизирует и обостряет конкурентную борьбу на рынке кредитных ресурсов и обостряет проблему аккумуляции кредитными организациями временно свободных денежных средств.

Ресурсы кредитных организаций – это совокупность имеющихся в распоряже-

нии банков средств и используемых ими для осуществления активных операций. Частью ресурсов кредитных организаций выступают кредитные ресурсы.

Важность, а, следовательно, и актуальность, проблемы рассмотрения привлеченных средств КО и факторов, на них влияющих, обоснована тем, что основным источником ресурсов кредитной организации являются привлеченные и заемные средства, составляющие около 70—80% всех ресурсов кредитных организаций, которые по характеру образования можно классифицировать на средства, полученные от клиентов банка, и заимствованные в банковском секторе; в рублях и иностранной валюте.

Учитывая тот факт, что на данный момент национальная валюта имеет плавающий курс, особое внимание стоит уделить привлеченным средствам кредитных организаций именно в иностранной валюте. Данный показатель был выбран в качестве эндогенной переменной для модели. Как уже становится понятно, в качестве экзогенной или predetermined переменной здесь будет выступать курс рубля к иностранной валюте. Ввиду того, что большинство валютных вкладов обычно делается в долларах США, рассмотрим курс именно по данной валюте. Во многом еще и этим обосновывается актуальность выбранной для рассмотрения проблематики.

Целями данной работы являются составление эконометрической модели зависимости объема привлеченных кредитными организациями средств в иностранной валюте от курса рубля и анализ данной модели относительно применимости ее на практике.

Для достижения цели, выделим следующие задачи:

1. Определить, как курс рубля к доллару США коррелирует с объемом привлеченных средств кредитными организациями;
2. Проанализируем связь между переменными и составим спецификацию модели;
3. Проверим выполнимость предпосылок теоремы Гаусса-Маркова;
4. Проверим модель на адекватность и качество спецификации;
5. По полученным результатам сделать выводы относительно применения модели на практике.

Таким образом, в рамках данной работы будет проведен теоретический и практический анализ проблемы взаимосвязи объема привлеченных средств кредитных организаций в иностранной

валюте и курса рубля к доллару на основе статистической информации, предоставленной Банком России.

Перед тем как построить саму эконометрическую модель, необходимо обозначить переменные, которые будут в ней использованы.

Итак, объем привлеченных кредитными организациями средств физических и юридических лиц в иностранной валюте, то есть статистические данные по ним, отражает уровень доверия населения к банковской системе России. Более того, вследствие укрепления курса рубля и умеренно высоких ставок процента по рублевым вкладам удельный вес валютной составляющей вкладов за период с 2013–2017 гг. увеличился в более чем 2 раза. Но при перечислении средств во вклады субъекты хозяйствования опираются еще и на ряд других факторов, принимая решения, которые с наибольшей долей вероятности будут отвечать главной цели вложения средств – получение доходов, в том числе и от валютной переоценки. Поскольку сегодня курс рубля плавающий, можно получить значительную прибыль на курсовой разнице. Именно поэтому в последнее время количество валютных вкладов значительно возросло. Большинство валютных вкладов наши соотечественники предпочитают делать в долларах США (60%). [2] Именно поэтому в качестве регрессора данной модели будет взят курс рубля к доллару США.

Итак, как видно из выбранных нами переменных в данной работе будет рассмотрена модель линейной парной регрессии, которая в общем виде выглядит следующим образом [1]:

$$Y = a_0 + a_1X + u_t$$

Представленный на рисунке 1 график показывает, что наиболее точно описывает зависимость между Y и X полиномиальная функция регрессии 6-й степени. Проверив уравнения наблюдений с помощью t -критерия Стьюдента приходим к выводу, что скорректированный коэффициент детерминации $\tilde{R}^2 = 0,985$ будет наибольшим при оценивании модели по 4 регрессорам. F -тест для обучающей выборки также подтвердил качество данной спецификации. Следовательно, после линеаризации полиномиальной функции, уравнение регрессии для нашей модели зависимости объема привлеченных средств кредитными организациями в иностранной валюте от курса рубля будет выглядеть следующим образом:

$$\begin{cases} y_t = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + a_3 x_{3t} + a_4 x_{4t} + u_t \\ a_1 > 0 \\ E(u_t) = 0; E(u_t^2) = \sigma_u^2 \\ t = 1, 2, 3, \dots, 57 \\ t = 1 \text{ соответствует 1 мес. 2013 г.} \end{cases} \quad (1)$$

Диаграмма рассеивания

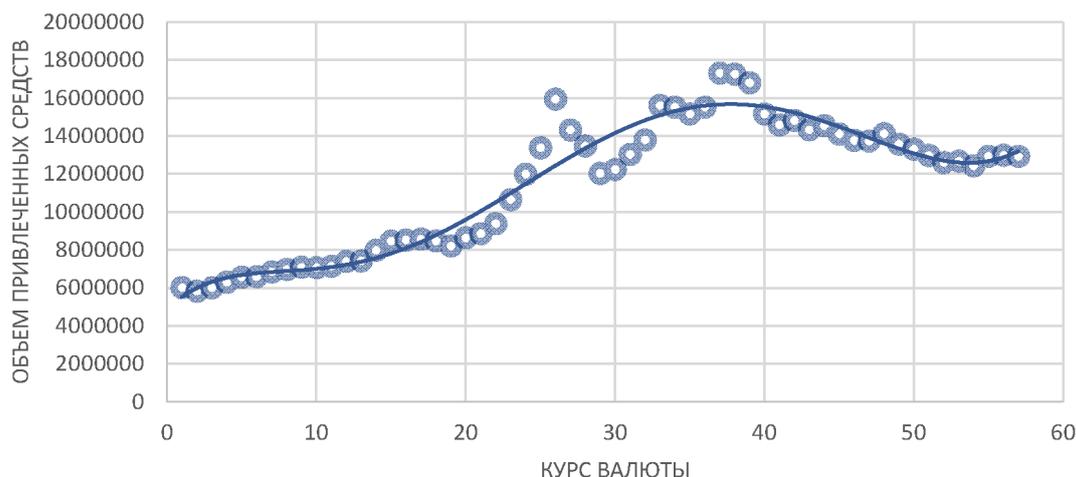


Рис. 1. Диаграмма рассеивания по статистике [3, 4] с добавленной линией тренда

Оцененная модель:

$$\begin{cases} y_t = -66809680,88 + 5261479,08 x_{1t} - 136613,93 x_{2t} + 1597,46 x_{3t} + 6,83 x_{4t} + u_t \\ (15999163,03) (1299027,144) (3839 \ 5,805) (490,799) (2,293) (4288 \ 39,45) \\ a_1 > 0 \\ E(u_t) = 0; E(u_t^2) = \sigma_u^2 \\ R^2 = 0,985 \\ t = 1, 2, 3, \dots, 57 \\ t = 1 \text{ соответствует 1 мес. 2013 г.} \end{cases}$$

Проверим выполнимость для модели четырех предпосылок теоремы Гаусса-Маркова [1].

Первая предпосылка теоремы Гаусса-Маркова гласит, что математическое ожидание случайных возмущений во всех наблюдениях равно нулю: $E(u_t) = 0$. Ввиду сделанных ранее выводов о качестве спецификации модели, она адекватна.

Вторая предпосылка теоремы гласит, что дисперсия случайных возмущений во всех наблюдениях постоянна, то есть:

$$\text{Var}(u_t) = \sigma_u^2.$$

Так как

$$F_{кр} < \frac{1}{GQ} \text{ и } F_{кр} > GQ,$$

то вторая предпосылка теоремы не выполняется. Значит, проявляется гетероскедастичность случайных остатков. Для избавления от гетероскедастичности случайных остатков воспользуемся процедурой ВМНК.

После избавления от гетероскедастичности мы получим следующий вид уравнений наблюдений:

$$\left\{ \begin{array}{l} 192574,03 = 0,033a_0 + 0,991a_1 + 29,763a_2 + 893,367a_3 + 26815,382a_4 + v_1 \\ 196464,12 = 0,0326a_0 + 0,992a_1 + 30,119a_2 + 914,812a_3 + 27785,315a_4 + v_1 \\ \dots\dots\dots \\ 223095,99 = 0,0129a_0 + 0,997a_1 + 76,881a_2 + 5930,060a_3 + 457400,974a_4 + v_{57} \end{array} \right. \quad (2)$$

По тесту Голдфелда-Квандта, так как $GQ \leq F_{кр}$ и $1/GQ \leq F_{кр}$, вторая предпосылка теоремы Гаусса-Маркова выполняется. Это значит, что теперь случайные остатки являются гомоскедастичными.

Оцененная ВМНК модель зависимости привлеченных средств КО в иностранной валюте от курса рубля:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = -228555592,2 + 233174834,7x_{1t} - 118858,45x_{2t} + 1377,43x_{3t} - 5,82x_{4t} + u_t \\ (49679782,8) \quad (50766364) \quad (34019,37) \quad (455,006) \quad (2,2098) \left(7994,83 \sqrt{\frac{1}{p}} \right) \\ p = \frac{1}{\left(\sum_{j=0}^k |x_j| \right)^{0,5}} = \frac{1}{(1 + |x_{it}|)^{0,5}} \end{array} \right. \quad (3)$$

Третья предпосылка теоремы гласит, что ковариация между парами случайных возмущений в наблюдениях равны нулю, то есть случайные возмущения в наблюдениях независимы: $Cov(u_i; u_j) = 0$ ($i \neq j$).

Для подтверждения данной предпосылки проведем тест Дарбина-Уотсона. Оцененная модель (3) будет иметь $ESS = 3004111375$. Значение статистики DW:

$$DW = \frac{\sum_{i=1}^n (u_i - u_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n u_i^2} = 1,213926893.$$

По параметрам $n = 52$ и $k=4$ определяем (d_L ; d_U) по таблице критических значений для статистики Дарбина-Уотсона ([1], с. 460): $d_L = 1,38$; $d_U = 1,72$.

Значение статистики DW ниже нижней границы d_L , что говорит о наличии положительной автокорреляции случайных остатков, то есть $Cov(u_i; u_j) > 0$ ($i \neq j$). Третья предпосылка теоремы не выполняется.

Для устранения в нашей модели (3) положительной автокорреляции обратимся к авторегрессионной модели первого порядка, AR(1).

$$\left\{ \begin{array}{l} u_t = \rho \cdot u_{t-1} + \xi_t, \\ Var(u_t) \equiv \sigma_u^2, \\ |\rho| < 1, \\ Var(\xi_t) \equiv \sigma_\xi^2 \end{array} \right.$$

Трансформируем нашу модель следующим образом:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = a_0 + \vec{a}^T \cdot \vec{x}_t + u_t \\ E(u_t) = 0; E(u_t^2) = \sigma_u^2 = \frac{\sigma_\xi^2}{1 - \rho^2} \\ u_t = \rho \cdot u_{t-1} + \xi_t. \end{array} \right.$$

Проведение повторной проверки условия автокорреляции для модели (4) показывает отсутствие связи между случайными остатками, то есть $\text{Cov}(u_i; u_j) = 0$ ($i \neq j$). Теперь третья предпосылка теоремы выполняется.

Четвертая предпосылка теоремы заключается в том, что ковариация между вектором регрессоров и вектором случайных переменных равна нулю, то есть регрессоры и случайные возмущения независимы: $\text{Cov}(u_i; x_{ki}) = 0$. Так как x_{ki} – константа, то это априори справедливо.

Финальная оцененная модель зависимости объема привлеченных средств кредитными организациями в иностранной валюте от курса рубля к доллару США:

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_t = 39312,59 - 264690,43x_{1t} + 25016,2x_{2t} - 457,51x_{3t} + 2,66x_{4t} + u_t; \\ (S_{\tilde{a}_0} = 32016,808)(S_{\tilde{a}_1} = 111976,060)(S_{\tilde{a}_2} = 7062,479)(S_{\tilde{a}_3} = 133,909)(S_{\tilde{a}_4} = 0,815) \\ (\tilde{\sigma}_u = 8350,499); \\ E(u_t | x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t}) = 0; D(u_t | x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t}) = \sigma_u = \frac{\sigma_\xi}{\sqrt{1-\rho^2}}; \\ \tilde{\sigma}_\xi = 7874,31; \\ u_t = 0,385 \cdot u_{t-1} + \xi_t. \end{array} \right. \quad (5)$$

В нашем случае в качестве переменной Y выступает объем привлеченных средств кредитными организациями РФ в иностранной валюте – RM (raised money), а в качестве X – курс рубля к доллару США – RE (rate of exchange).

Так как рассматриваемая регрессионная модель удовлетворяет всем четырем предпосылкам теоремы Гаусса-Маркова, то оценки параметров $\tilde{a}_0, \tilde{a}_1, \tilde{a}_2, \tilde{a}_3, \tilde{a}_4, \tilde{\sigma}_u$ полученные по МНК, являются несмещенными, состоятельными и эффективными.

Проверим адекватность построенной модели при помощи метода интервального прогнозирования. В качестве контролирующей выборки были взяты 5 наборов данных в период с 01.01.13–01.09.2017 [3, 4]:

Дата	t	y_t	x_{1t}	x_{2t}	x_{3t}	x_{4t}
01.04.2013	4	6301731	31,1093	967,7885	=30107,22	936614,7
01.05.2013	5	6570182	31,0433	963,6865	29916,01	928691,6
01.08.2016	44	14554429	64,8139	4200,842	272272,9	17647070
01.12.2016	48	14125587	61,6368	3799,095	234164,1	14433124
01.03.2017	51	12979491	58,2437	3392,329	197581,8	11507893

Метод интервального прогнозирования заключается в сравнении показателя Y_t из контрольного набора с интервалом, граничными значениями, которого являются \tilde{Y}_0^- и \tilde{Y}_0^+ . Данные значения определяются по следующим формулам [1]:

$$\left\{ \begin{array}{l} \tilde{Y}_0^- = \tilde{Y}_0 - S_{\tilde{y}_0} t_{кр} \\ \tilde{Y}_0^+ = \tilde{Y}_0 + S_{\tilde{y}_0} t_{кр} \end{array} \right.,$$

где \tilde{Y}_0 – прогнозное значение эндогенной переменной для контролирующей выборки; $t_{кр}$ – критическое значение функции, распре-

делённой по закону Стьюдента с 95% вероятностью; $S_{\tilde{y}_0}$ – средняя квадратическая ошибка прогноза, рассчитываемая по формуле

$$S_{\tilde{y}_0} = \tilde{\sigma}_0 \sqrt{q_0 + 1}.$$

Все статистические значения эндогенной переменной попадают в соответствующие им доверительные интервалы, следовательно, оцененная модель адекватна и может быть применима на практике.

Поставленная в работе цель достигнута, а задачи выполнены, то есть в ходе ее реализации усвоены и закреплены полу-

ченые знания. Модель была разработана, оценена и проверена по критериям качества и адекватности, также проверены предпосылки теоремы Гаусса-Маркова.

Список литературы

1. Бывшев В.А. Эконометрика: учебное пособие. – М.: Финансы и статистика, 2008. – 480 с.
2. Верников А.В. Доля иностранного капитала в банковском секторе: вопросы методологии. – М.: Деньги и кредит. – 2014. – №11. – 9 с.
3. Официальный сайт Банка России: Объем привлеченных средств кредитными организациями за 2013–2017 гг. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: http://www.cbr.ru/currency_base/.
4. Официальный сайт Московской Биржи: Курс доллара онлайн, биржевые котировки [Электронный ресурс] / Режим доступа: <https://quote.rbc.ru/exchanges/info/selt.0/59109/delay>.