

Прикладная эконометрика, 2024, т. 76, с. 29–50.

Applied Econometrics, 2024, v. 76, pp. 29–50.

DOI: 10.22394/1993-7601-2024-76-29-50

Д.А. Патласов¹

Оценка влияния волатильности фондового рынка РФ на кредитные спреды российских корпоративных облигаций

Настоящее исследование посвящено оценке влияния волатильности фондового рынка РФ на размер и динамику кредитных спредов российских корпоративных облигаций. Кредитные спреды по корпоративным облигациям представляют собой меру премии за риск на рынке публичных займов, а волатильность фондового рынка является показателем нестабильности рынка акций. Анализ взаимосвязи между премией за риск на рынке облигаций и нестабильностью фондовой площадки является актуальной задачей. Между данными процессами может наблюдаться как прямая, так и обратная корреляция, к тому же затруднительно выдвигать гипотезы о том, положительно или отрицательно воздействует волатильность фондового рынка на кредитные спреды корпоративных облигаций, и наоборот. В исследовании использованы данные по индексу Московской биржи (ММВБ), индексу волатильности России (RVI), доходности российских корпоративных облигаций и значений кривой бескупонной доходности (КБД) России. По результатам исследования выявляются паттерны динамики премии за риск на рынке облигаций в ответ на шоки волатильности ММВБ, характеризуются действия инвесторов и держателей российских корпоративных облигаций в период повышенной волатильности фондового рынка РФ.

Ключевые слова: кредитные спреды; волатильность; корпоративные облигации; кривая бескупонной доходности; вмененная волатильность; EGARCH; VAR.

JEL classification: C32; G11; G17.

1. Введение

Кредитные спреды (Gspread, G-спред) представляют собой разность между доходностью корпоративной облигации и доходностью государственной облигации с одинаковыми сроками погашения. Спреды по облигациям отражают премию за риск, которую инвестор требует за владение конкретной облигацией по сравнению с другой.

Следует отметить важность связи между волатильностью фондового рынка и премий за риск на рынке облигаций. В ряде исследований, например (Bansal et al., 2014), особое

¹ Патласов Дмитрий Александрович — ООО Ранкс; Пермский государственный национальный исследовательский университет (ПГНИУ), Пермь; dmitriypatlasov@gmail.com.

внимание уделяется оценке именно данного влияния, а не определению других детерминантов изменений кредитных спредов облигаций.

Цель настоящего исследования заключается в оценке влияния волатильности фондового рынка РФ на кредитные спреды корпоративных облигаций на примере российского рынка. В контексте поставленной цели в работе используется разбиение множества облигаций на группы в зависимости от кредитного качества заемщика эмитента и срока до погашения облигаций. Облигации распределяются по рейтингам, которые присваиваются им при выпуске, либо присваиваются эмитентам рейтинговыми агентствами, а также по срокам до погашения облигаций. Далее оценивается воздействие волатильности фондового рынка РФ на каждую группу кредитных спредов корпоративных облигаций России. Также оценивается влияние вмененной волатильности на кредитные спреды корпоративных облигаций, что, насколько известно автору, делается впервые применительно к российскому рынку. Помимо прочего, для более углубленного анализа влияния фактора волатильности фондового рынка РФ на премии за риск на рынке облигаций проводится процедура импульсного отклика, которая отражает колебания кредитных спредов облигаций в ответ на возмущения волатильности акций.

В рамках настоящей работы были использованы исследования, связанные с методами моделирования волатильности акций, спецификацией эконометрических моделей, спредом облигаций и их детерминантов, включая волатильность фондового рынка (Берзон, Сулицкий, 2016; Lee, Hyun, 2019; Li et al., 2020; Султанов, 2018 и др.).

2. Теоретическое обоснование

Спред по корпоративным облигациям представляет собой разность между доходностью по различным долговым инструментам с различными сроками погашения, кредитными рейтингами, различных эмитентов, рассчитываемая путем вычитания доходности одного инструмента из доходности другого. Эта разность чаще всего выражается в базисных пунктах или процентных пунктах. Разумно полагать, что спреды по облигациям отражают относительные риски сравниваемых облигаций. Чем выше спред, тем выше премия за риск инструмента при прочих равных условиях (Avramov et al., 2007).

Поскольку доходность облигаций часто меняется, меняются и спреды доходности. Направление изменения спреда может увеличиваться (расширяться), когда разность в доходности между двумя облигациями увеличивается, или сужаться, если разность в доходности уменьшается. При группировке облигаций допустимо рассмотрение кредитных спредов для различных отраслей экономики, что позволяет делать выводы об их привлекательности для инвесторов, а также о кредитном качестве заемщиков в этих отраслях.

В качестве доходности государственной облигации при расчете G-спреда может выступать кривая бескупонной доходности (КБД) как основополагающий индикатор рынка государственных займов, который в России рассчитывается Московской биржей. Следует отметить, что данный показатель оказывает серьезное воздействие на изменения G-спредов корпоративных облигаций, и можно строить много гипотез о причинах сдвигов кредитных спредов вслед за изменениями КБД, интерес также вызывают и сами структурные сдвиги КБД.

При изучении КБД интересной представляется динамика ее наклона (разность доходностей государственных облигаций со сроками до погашения 10 и 2 года). Следует отметить,

что наблюдались периоды, когда наклон был отрицательным, например кризис 2014–2015 гг. Отрицательное значение наклона свидетельствует о том, что доходность по краткосрочным гособлигациям превысила доходность по долгосрочным. Так происходит, когда инвесторы оценивают короткие займы большим риском, чем длинные, т. е. существуют риски неисполнения обязательств эмитентом, в данном случае государством, своих краткосрочных кредитов (Bansal et al., 2014). Тогда держатели продают облигации со сроком до погашения до года (повышая их доходность) и приобретают долгосрочные гособлигации (снижая их доходность). Данные процессы, несомненно, оказывают влияние на кредитные спреды корпоративных облигаций, т. к. являются их структурной составляющей.

Данные закономерности и детерминанты наблюдаются на многих рынках. Например, банкротство банка Silicon Valley Bank от 10 марта 2023 г. стало очень крупным негативным событием для банковского сектора США, которое отразилось на множестве других финансовых рынков, т. к. данное банкротство является крупнейшим со времен кризиса 2008 г. Индекс S&P 500 за ту неделю снизился на 4.55%, а за 10 марта — на 1.45%. Доходность 10-летних облигаций США (T-note) снизилась на 5.27% (с 3.90 до 3.69%) из-за резкого перетока капитала в эти облигации, аналогичные тенденции наблюдались и для 1- и 2-летних облигаций. Такие изменения, несомненно, оказали воздействие на размеры кредитных спредов на рынке корпоративных облигаций США. Можно заключить, что различного рода негативные события на рынке способны оказывать влияние на кредитные спреды облигаций.

С тех пор как были введены модели ценообразования опционов, разумно различать прогнозные модели, которые включают подразумеваемую (вмененную) волатильность, и ретроспективные модели, которые рассчитывают волатильность на основе исторической цены, а именно семейства моделей HAR-RV и GARCH.

Следует отметить, что для оценки влияния волатильности фондового рынка на кредитные спреды корпоративных облигаций исследователи использовали наборы данных по разным странам и временным диапазонам, также при моделировании волатильности были задействованы различные эконометрические модели. Так, например, в работе (Bewley et al., 2004) данные ASX Large Capitalisation Index с 1 июля 1998 г. по 16 марта 2001 г. в Австралии использовались для моделирования волатильности — применялись модели GARCH(1,1) и оценки вмененной волатильности. Результаты исследования показали, что волатильность, оцененная по модели GARCH(1,1), имеет отрицательное воздействие на кредитные спреды, в то время как показатели вмененной волатильности не оказывают значимого влияния.

Hibbert et al. (2011) в своем исследовании анализировали влияние индекса волатильности S&P 500 (VIX) на кредитные спреды в период с мая 2002 г. по октябрь 2008 г. в США. Результаты их работы указывают на положительное воздействие волатильности, измеренной по VIX, на кредитные спреды, особенно на облигации с низкими кредитными рейтингами.

Jubinski и Lipton (2012) также обратились к индексу VIX и к данным S&P 500 с 31 сентября 2002 г. по 31 декабря 2008 г. Авторы использовали модель GARCH(1,1) с остатками, распределенными по Стюденту, и заключили, что волатильность (по VIX) имеет положительное влияние на кредитные спреды облигаций низкого качества, в то время как для облигаций высокого качества наблюдается отрицательное влияние. При этом, однако, авторы отмечают низкую статистическую значимость фактора VIX при использовании данного показателя в качестве детерминанта кредитных спредов облигаций.

В исследовании (Bansal et al., 2014) были рассмотрены как индекс VIX, так и волатильность фьючерсов на 10-летние T-note США (TIV). Анализ, проведенный на месячных данных за период 1997–2011 гг. в США, подтвердил положительное влияние волатильности по VIX на кредитные спреды при невысокой статистической значимости, в то время как волатильность по TIV имела отрицательное воздействие и обладала достаточно высоким уровнем статистической значимости фактора.

Можно заключить, что на рынках имеется существенный качественный эффект для кредитных спредов от возрастания волатильности акций. Доходность облигаций с самым коротким сроком погашения и самым высоким качеством падает, в то время как доходности облигаций с самым длительным сроком погашения и самым низким качеством растут. В то же время растут спреды по самым рискованным корпоративным облигациям. Масштабы изменений в отношении непредвиденной волатильности свидетельствуют о чрезмерной реакции, поскольку инвесторы учитывают информацию об общерыночном риске, которую они ранее упустили (Jubinski, Lipton, 2012). Отметим, что доходность казначейских облигаций и высококачественных корпоративных облигаций падает, а спреды доходности по низкокачественным облигациям растут при росте волатильности на рынке акций, что эмпирически подтверждается в исследовании (Jubinski, Lipton, 2012) на данных по индексу S&P 500 и «индексу страха» VIX. Также авторы замечают, что реакция спредов доходности облигаций оказалась более резкой на изменения VIX, чем на S&P 500. Возможно, данная тенденция вызвана восприятием инвесторов данных индексов. «Индекс страха» VIX имеет более резкие движения из-за особенностей расчета на основе цен опционов, вследствие чего более резкие изменения котировок провоцируют инвесторов на действия по более структурному и значительному изменению своих портфелей. Поэтому резкие изменения VIX вызывают бо́льшую реакцию на спреды доходности облигаций в сравнении с волатильностью S&P 500.

При формулировании выводов настоящего исследования важно учесть вышеупомянутые работы, так как некоторые исследования подтверждают положительную, а некоторые — отрицательную взаимосвязь между волатильностью акций как фактора рыночного риска и динамикой показателя кредитного спреда облигаций. Увеличение кредитных спредов по корпоративным облигациям (или премий за риск) обусловлено повышенной неопределенностью и давлением на доходы корпораций, что отражает возросший риск понижения рейтинга и дефолта публичных компаний — такой вывод встречается в ряде работ. Можно резюмировать, что для инвесторов в корпоративные облигации одним из наиболее важных вопросов обсуждения являются спреды доходности облигаций. Если спреды сужаются, это положительный фактор для инвесторов, поскольку цена корпоративных облигаций будет расти. Аналогичным образом, расширение приводит к снижению цены облигаций. Данная концепция проста в понимании, однако в ходе анализа прикладной литературы по оценке факторов кредитных спредов облигаций оказывается, что инвесторы используют разные определения безрисковой ставки и разные методы расчета кредитных спредов, и это приводит к множественности мнений в отношении интерпретации показателя кредитного спреда.

3. Методология исследования

3.1. Расчет кредитных спредов облигаций

В рамках данного исследования показатель кредитного спреда по корпоративным облигациям ($Gspread$) будет рассчитываться по следующей формуле (Collin-Dufresne et al., 2001):

$$Gspread_{i,j} = Y_{c_{i,j}} - Y_{g_i}, \quad (1)$$

где $Gspread_{i,j}$ — размер кредитного спреда по j -й корпоративной облигации в момент времени (день) i ; $Y_{c_{i,j}}$ — доходность j -й корпоративной облигации в момент времени (день) i ; Y_{g_i} — значение показателя кривой бескупонной доходности государственных облигаций с аналогичным сроком до погашения в момент времени (день) i .

В качестве показателя доходности государственных долговых ценных бумаг будет выступать параметр кривой бескупонной доходности с аналогичным сроком до погашения. Более подробно этот параметр описан в разделе 4.2.

Для каждой группы рейтингов и срочности сформирована отдельная выборка из некоторого числа облигаций. Отражать динамику доходности по облигациям какого-либо рейтинга, соответствующего определенному сроку до погашения, будет их среднее арифметическое значение.

При моделировании кредитных спредов по корпоративным облигациям будут использоваться их приросты, подсчитываемые по следующей формуле (Collin-Dufresne et al., 2001):

$$\Delta Gspread_{i,j} = \frac{Gspread_{i,j} - Gspread_{i-1,j}}{Gspread_{i-1,j}}, \quad (2)$$

где $\Delta Gspread_{i,j}$ — прирост кредитного спреда по j -й корпоративной облигации в момент времени i .

Отметим, что логарифмические приросты в данном случае использовать невозможно из-за наличия отрицательных значений по некоторым наблюдениям кредитных спредов. Такая ситуация возникает, когда в какой-то момент времени доходность государственных облигаций превышает доходность по корпоративным долговым бумагам.

3.2. Модель EGARCH(p, q)

Экспоненциальная обобщенная авторегрессионная условная гетероскедастичность (EGARCH) является формой модели GARCH. Модель EGARCH была предложена для преодоления недостатков в модели GARCH при моделировании финансовых временных рядов, в частности, для того, чтобы учесть асимметричные эффекты между положительной и отрицательной доходностью активов.

Модель EGARCH выбрана по аналогии с работой (Берзон, Сулицкий, 2016) как наилучшая аппроксимирующая историческую волатильность модель для специфики российского рынка акций. Следует отметить, что выбор EGARCH модели дополнительно основан

на эмпирическом тестировании ряда эконометрических моделей: GARCH, EGARCH, FIGARCH, APARCH и HAR-RV. Сравнение моделей производилось по информационному критерию Акаике (AIC).

Представим модель EGARCH(p, q) в следующем виде:

$$r_t = \mu + \sigma_t Z_t, \quad \ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \alpha_j (|Z_{t-j}| - E|Z_{t-j}|) + \sum_{j=1}^q \gamma_j Z_{t-j}, \quad (3)$$

где r_t — доходность актива в момент времени t ; μ — среднее значение доходности r_t ; σ_t — выборочное условное стандартное отклонение (условная волатильность) в момент времени t ; Z_t — случайная величина (стандартизированные остатки) с заданной функцией распределения; $\omega, \alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ — параметры модели; p — порядок (число лагов) модели компонентов GARCH с параметрами β_j ; q — порядок (число лагов) модели компонентов GARCH с параметрами α_i, γ_i .

Параметры p и q в модели (3) определены по критерию качества Акаике (AIC). Способ задания гипотетического распределения остатков также выбран с помощью AIC. Перечень тестируемых распределений остатков: Normal, Gaussian, Student's t, Skew Student, Generalized Error.

3.3. Индекс волатильности России (RVI)

Индекс волатильности российского рынка (RVI) является индикатором срочного рынка, который рассчитывается на основе волатильности фактических цен опционов на Индекс РТС. Индекс рассчитывается для получения значений 30-дневной волатильности.

В расчете индекса участвуют две серии опционов на фьючерсный контракт на индекс РТС, а именно: опционы ближайшей и следующей серий со сроком до исполнения более 30 дней, входящие в квартальную или месячную серии, но не входящие в недельную серию, срок до исполнения которых составляет 7 дней и более.

Отметим, что при включении в эконометрические модели показателя RVI будут использоваться логарифмические приросты значений индекса.

3.4. Оценка влияния волатильности фондового рынка на кредитные спреды корпоративных облигаций, модель VAR(p)

Основной вопрос настоящей работы сосредоточен на оценке влияния показателя волатильности фондового рынка России на кредитные спреды по корпоративным облигациям. Решение данного вопроса предполагается осуществить с помощью эконометрических моделей векторной авторегрессии (VAR).

В качестве первой переменной в модели использованы кредитные спреды корпоративных облигаций с разными сроками до погашения и различными кредитными рейтингами, второй переменной являются модельные значения оцененной волатильности фондового рынка РФ. Подчеркнем, что обе переменные в рамках описываемых моделей являются эндогенными, поэтому модель VAR представляет собой систему уравнений.

Перед построением моделей векторной авторегрессии необходимо протестировать переменные волатильности и G-спредов на наличие причинно-следственных связей. Поэтому первым этапом моделирования является проведение теста Грэнджера (Granger causality test), основанного на анализе причинно-следственной связи между временными рядами. В рамках настоящего исследования с помощью теста Грэнджера на уровне значимости 5% будет определено, влияет ли волатильность фондового рынка РФ на кредитные спреды российских корпоративных облигаций, и наоборот. Также данный тест позволит исключить либо идентифицировать наличие обратного влияния между переменными.

Поскольку в модели VAR(p) необходимо определить число лагов p , это будет произведено путем оценки моделей на лагах от 1 до 15, и будет определен лаг по информационным критериям AIC, BIC, HQIC, FPE. А именно, будут выбраны лаги, на которых сочетается больше всего минимальных значений среди информационных критериев по всем моделям VAR(p).

Поскольку модели VAR(p) на входе требуют данные стационарного вида, т.е. со стабильным уровнем дисперсии и математического ожидания, то в данных должны отсутствовать тренды и сезонность. Поэтому все подаваемые в модели векторной авторегрессии данные (модельный ряд волатильности, оцененный по EGARCH, индекс RVI и ряды кредитных спредов облигаций) приводятся к первым разностям путем взятия логарифмических приростов.

Представим систему уравнений для модели VAR(p):

$$\begin{cases} Gspread_t^q = \delta_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} Gspread_{1,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{1,i} \sigma_{1,t-i}^{EGARCH} + \varepsilon_{1,t}, \\ \sigma_t^{EGARCH} = \delta_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} Gspread_{2,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{2,i} \sigma_{2,t-i}^{EGARCH} + \varepsilon_{2,t}, \end{cases} \quad (4)$$

где $Gspread_t^q$ — кредитный спред облигаций группы q в момент времени t ; δ_1, δ_2 — свободные параметры (константы); $\phi_{1,i}, \phi_{2,i}, \psi_{1,i}, \psi_{2,i}$ — параметры авторегрессии (подлежат оцениванию) для переменных $Gspread_{1,t-i}^q, Gspread_{2,t-i}^q$ и $\sigma_{1,t-i}^{EGARCH}, \sigma_{2,t-i}^{EGARCH}$ соответственно; σ_t^{EGARCH} — волатильность ММББ в период t , оцененная по модели EGARCH; $\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}$ — возмущения типа белого шума; p — порядок модели VAR(p), определяющий количество лагов для переменных $Gspread_{1,t-i}^q, Gspread_{2,t-i}^q$ и $\sigma_{1,t-i}^{EGARCH}, \sigma_{2,t-i}^{EGARCH}$.

Индекс волатильности России (RVI) как потенциальный детерминант кредитных спредов будет оцениваться отдельно. Это даст возможность выяснить, изменения какого параметра волатильности (исторической или вмененной) в большей степени воздействуют на премии за риск на рынке облигаций. В случае с волатильностью RVI система уравнений VAR будет выглядеть следующим образом:

$$\begin{cases} Gspread_t^q = \delta_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} Gspread_{1,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{1,i} RVI_{1,t-i} + \varepsilon_{1,t}, \\ RVI_t = \delta_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} Gspread_{2,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{2,i} RVI_{2,t-i} + \varepsilon_{2,t}, \end{cases} \quad (5)$$

где RVI_t — индекс RVI в момент времени t ; $\psi_{1,i}, \psi_{2,i}$ — параметры авторегрессии (подлежат оцениванию) для переменных $RVI_{1,t}, RVI_{2,t}$ соответственно.

Поскольку предполагается, что волатильность фондового рынка РФ является одним из ключевых параметров воздействия на кредитные спреды на рынке облигаций России, необходимо проверить оцениваемые модели на устойчивость (или робастность). В описываемые системы уравнений дополнительно в рамках процедуры проверки робастности будет введена экзогенная переменная, а именно наклон ($Slope$), отражающий изменения в степени риска и доверия инвесторов к рынку. Наклон кривой доходности является фактором, который может существенно повлиять на дисперсию кредитных спредов (Bansal et al., 2014). Включение данной переменной в рассматриваемую модель позволит проверить, насколько волатильность фондового рынка устойчива в роли детерминанта кредитных спредов облигаций. Следует отметить, что к экзогенным факторам в модели VAR(p) лаговая структура не применяется, оценивается лишь текущее (в момент t) значение переменной. Тогда описываемые системы уравнений VAR(p) примут следующий вид.

С оцениваемой условной волатильностью (σ_t):

$$\begin{cases} Gspread_t^q = \delta_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} Gspread_{1,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{1,i} \sigma_{1,t-i}^{EGARCH} + \zeta_1 Slope_{1,t} + \varepsilon_{1,t}, \\ \sigma_t^{EGARCH} = \delta_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} Gspread_{2,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{2,i} \sigma_{2,t-i}^{EGARCH} + \zeta_2 Slope_{2,t} + \varepsilon_{2,t}, \end{cases} \quad (6)$$

где ζ_1, ζ_2 — оценки коэффициента при $Slope_{1,t}, Slope_{2,t}$ (показатель наклона, определяемый как разность доходностей 10- и 1-летней КБД России в момент времени t).

С вмененной волатильностью RVI_t :

$$\begin{cases} Gspread_t^q = \delta_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} Gspread_{1,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{1,i} RVI_{1,t-i} + \zeta_1 Slope_{1,t} + \varepsilon_{1,t}, \\ RVI_t = \delta_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} Gspread_{2,t-i}^q + \sum_{i=1}^p \psi_{2,i} RVI_{2,t-i} + \zeta_2 Slope_{2,t} + \varepsilon_{2,t}. \end{cases} \quad (7)$$

Если после введения в модель VAR(p) экзогенной переменной $Slope$ значимость оценок параметра волатильности фондового рынка РФ исчезнет, то можно будет сделать вывод, что влияние не является устойчивым и отобранный параметр волатильности не есть самый главный из детерминантов кредитных спредов корпоративных облигаций.

Также обратим внимание на то, что оценки VAR-моделей не интерпретируемы. Можно описывать лишь статистическую значимость оценок коэффициентов и их знак. Следовательно, необходимо использовать инструменты для определения направления и «силы» влияния. Такими качествами обладает функция импульсного отклика. Модель векторной авторегрессии позволяет оценивать колебания эндогенной переменной в ответ на изменение экзогенного фактора на одно стандартное отклонение. Данная функция называется импульсным откликом (impulse responses function) (Lin, 2006). Эта функция характеризует время возвращения эндогенной переменной на равновесную траекторию при единичном шоке экзогенной переменной в каком-либо уравнении системы. Количество периодов для расчета функции импульсного отклика выберем 10 (в данном исследовании это равно 10 дням) (Widad, Hadjer, 2018).

4. Данные

4.1. Корпоративные облигации

Для расчета кредитных спредов по корпоративным облигациям используется показатель доходности корпоративных облигаций. Период исследования — с 1 января 2014 г. по 31 января 2021 г. Частота данных задана однодневными историческими котировками, доходности облигаций рассчитываются в конце каждого торгового дня. Облигации в рамках исследования отобраны только с российского рынка и котируются на Московской бирже. Ресурс для загрузки данных по доходности облигаций — RusBonds (<https://rusbonds.ru/>). Отбор облигаций происходит по принципам соответствия сроку до погашения, достаточности данных и ликвидности по ним (Bewley et al., 2004).

Итоговый набор исходных данных включает 12 групп корпоративных облигаций, каждая из которых соответствует своему сроку обращения и своему кредитному рейтингу. Также следует отметить, что кредитный рейтинг отбираемых корпоративных облигаций считается неизменным с момента эмиссии.

Представим число корпоративных облигаций, соответствующих своим группам с указанием рейтингов (AAA, AA, A, BBB).

Краткосрочные (short-term): AAA — 73; AA — 191; A — 163; BBB — 107.

Среднесрочные (mid-term): AAA — 130; AA — 110; A — 110; BBB — 47.

Долгосрочные (long-term): AAA — 244; AA — 145; A — 64; BBB — 47.

Таким образом, были отобраны, выгружены и сформированы временные ряды по доходностям исследуемых облигаций, которые необходимы для расчета кредитных спредов.

4.2. Кривая бескупонной доходности

Кривая бескупонной доходности (КБД) Московской биржи представляет собой общепринятый способ описания временной структуры процентных ставок для однородных финансовых инструментов (долговых ценных бумаг) с одинаковыми качественными характеристиками, в том числе схожего кредитного качества. КБД Московской биржи (MOEX GCURVE) является одним из ключевых индикаторов состояния финансового рынка и базовым эталоном для оценки различных облигаций.

Временной диапазон и частота набора данных по КБД выбраны аналогично показателям доходности корпоративных облигаций: с 1 января 2014 г. по 31 января 2021 г. с дневной частотой. Для расчетов кредитных спредов по краткосрочным корпоративным облигациям выбрана КБД с 1-летним сроком, для среднесрочных — с 3-летним, а для долгосрочных — с 10-летним. Длительности КБД соответствуют среднему сроку погашения корпоративных облигаций в каждой группе по срочности.

4.3. Индекс Московской биржи (IMOEX) и индекс волатильности России (RVI)

Показателем для оценки волатильности фондового рынка РФ является индекс Московской биржи (IMOEX) или индекс ММВБ. Данные по индексу Московской биржи собраны

для построения модели EGARCH с 1-дневной частотой. Период сбора данных: с 1 января 2014 г. по 31 декабря 2021 г. В качестве показателя вмененной волатильности в исследовании используется индекс волатильности России RVI. Данный показатель оценивается Московской биржей, его значения взяты с сайта MOEX. Частота набора данных по RVI равняется одному дню. Период сбора данных — с 1 января 2014 г. по 31 декабря 2021 г.

5. Результаты исследования

Моделью для оценки волатильности в настоящем исследовании является EGARCH(p, q). Диапазон подбора параметров: $1 \leq p, q \leq 3$. EGARCH(p, q) относится к классу моделей с краткосрочной памятью, и более далекие прошлые значения имеют меньшее влияние на текущую дисперсию. Был произведен подбор параметров p и q , а также типа распределения остатков путем сравнения по информационному критерию Акаике.

Выбор модели EGARCH(1,1) основан на эмпирическом тестировании ряда моделей оценки условного стандартного отклонения и их сравнении по критерию AIC. Представим значения информационного критерия AIC для каждой их тестируемых моделей оценки волатильности ММББ:

GARCH(2,2):	-12798;
EGARCH(1,1):	-12824;
FIGARCH(1,0.28,1):	-12798;
APARCH(1,1):	-11370;
HAR-RV:	-12308.

Наименьшее значение AIC было зафиксировано в модели EGARCH(1,1). Также отметим, что для моделирования остатков EGARCH(1,1) использовалась функция распределения вида Skew Student (скошенное распределение Стьюдента).

Для предварительной проверки статистически значимого воздействия и определения наличия обратного влияния между показателями волатильности и кредитными спредами корпоративных облигаций было проведено тестирование по Грэнджеру на наличие причинно-следственных связей между факторами (табл. 1), уровень значимости равен 5%.

Исходя из анализа табл. 1, можно сделать вывод, что волатильность ММББ, оцененная по модели EGARCH(1,1), обладает статистически значимым воздействием (на уровне 5%) на кредитные спреды краткосрочных корпоративных облигаций России. Данное утверждение верно в случае облигаций с рейтингами AAA и BBB при прочих равных условиях, и при оценке этих данных принимается гипотеза о наличии воздействия волатильности на G-спреды. Отметим также, что обратное влияние кредитных спредов краткосрочных облигаций на волатильность фондового рынка РФ отсутствует.

Статистически значимым воздействием обладает волатильность ММББ по EGARCH(1,1) на кредитные спреды среднесрочных корпоративных облигаций рейтинга AA на уровне значимости 5%. В остальных случаях причинно-следственной связи между переменными не наблюдается, также отметим, что обратного влияния среднесрочных кредитных спредов на волатильность фондового рынка не обнаружено.

Обратим внимание на то, что значимое воздействие (на 5%-ном уровне) волатильности ММББ по EGARCH(1,1) имеет место при оценке на G-спреды долгосрочных облигаций рейтинга AAA. В остальных случаях значимой причинно-следственной связи не наблюдается.

Таблица 1. Результаты теста Грэнджера на наличие причинно-следственных связей между волатильностью EGARCH(1,1) и G-спредами облигаций

Нулевая гипотеза для теста Грэнджера	Статистика теста
Волатильность ММВБ, оцененная по EGARCH(1,1)	
<i>Краткосрочные G-спреды</i>	
Волатильность не вызывает изменений G-спредов AAA	7.41***
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности	1.78
Волатильность не вызывает изменений G-спредов AA	0.56
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности	0.86
Волатильность не вызывает изменений G-спредов A	0.08
G-спреды A не вызывают изменений волатильности	1.55
Волатильность не вызывает изменений G-спредов BBB	3.40***
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности	0.96
<i>Среднесрочные G-спреды</i>	
Волатильность не вызывает изменений G-спредов AAA	0.96
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности	0.15
Волатильность не вызывает изменений G-спредов AA	3.19**
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности	0.48
Волатильность не вызывает изменений G-спредов A	0.52
G-спреды A не вызывают изменений волатильности	0.07
Волатильность не вызывает изменений G-спредов BBB	1.58
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности	1.35
<i>Долгосрочные G-спреды</i>	
Волатильность не вызывает изменений G-спредов AAA	3.45**
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности	0.01
Волатильность не вызывает изменений G-спредов AA	1.38
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности	1.11
Волатильность не вызывает изменений G-спредов A	0.03
G-спреды A не вызывают изменений волатильности	0.12
Волатильность не вызывает изменений G-спредов BBB	0.71
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности	0.14
Волатильность RVI	
<i>Краткосрочные G-спреды</i>	
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов AAA	3.66***
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности RVI	15.94***
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов AA	0.14
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности RVI	0.04
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов A	0.86
G-спреды A не вызывают изменений волатильности RVI	1.82
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов BBB	2.23
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности RVI	1.43
<i>Среднесрочные G-спреды</i>	
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов AAA	0.40

Окончание табл. 1

Нулевая гипотеза для теста Грэнджера	Статистика теста
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности RVI	0.27
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов AA	0.07
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности RVI	1.67
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов A	1.07
G-спреды A не вызывают изменений волатильности RVI	0.05
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов BBB	2.57
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности RVI	0.91
<i>Долгосрочные G-спреды</i>	
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов AAA	1.04
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности RVI	11.68***
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов AA	1.65
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности RVI	1.00
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов A	1.04
G-спреды A не вызывают изменений волатильности RVI	0.60
Волатильность RVI не вызывает изменений G-спредов BBB	0.76
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности RVI	1.90

Примечание. ** соответствует $p\text{-value} < 0.05$; *** — $p\text{-value} < 0.01$.

Также отсутствует обратное влияние долгосрочных кредитных спредов облигаций на волатильность фондового рынка. В целом, наблюдается наличие статистически значимого воздействия волатильности ММББ, оцененной по модели EGARCH(1,1), на кредитные спреды российских корпоративных облигаций. В случае краткосрочных бумаг такое влияние является положительным, а в случае средне- и долгосрочных — отрицательным.

По результатам определения причинно-следственных связей между вмененной волатильностью RVI и G-спредами корпоративных облигаций России можно сделать следующие выводы.

1. Вмененная волатильность RVI оказывает значимое (на уровне 5%) воздействие на G-спреды краткосрочных облигаций России с рейтингом AAA. Однако в данном случае имеет место и процесс обратного влияния краткосрочных кредитных спредов рейтинга AAA на RVI (подтверждено тестом Грэнджера на уровне значимости 5%). Исходя из полученных статистик, отвергается гипотеза об устойчивом воздействии волатильности RVI на кредитные спреды данного типа, т.к. наблюдаются процессы обратного влияния.

2. Долгосрочные G-спреды рейтинга AAA оказывают статистически значимое воздействие на вмененную волатильность RVI на уровне 5%. Обратного процесса не происходит.

В табл. 2 отражены результаты построения моделей VAR(p) для оценки влияния волатильности, оцененной по EGARCH(1,1), на кредитные спреды корпоративных облигаций для всех рейтингов (AAA, AA, A, BBB).

Исходя из анализа табл. 2, можно сделать вывод, что статистически значимое воздействие волатильности ММББ по EGARCH(1,1) на кредитные спреды российских корпоративных облигаций имеет место лишь для определенных групп облигаций.

Поскольку было выявлено статистически значимое воздействие волатильности фондового рынка РФ на кредитные спреды краткосрочных облигаций, то необходимо установить направление этого влияния. Это будет произведено при помощи функций импульсного

Таблица 2. Результаты оценки VAR(p) моделей (волатильность оценена по EGARCH(1,1))

	Краткосрочные G-спреды				Среднесрочные G-спреды				Долгосрочные G-спреды			
	AAA p = 5	AA p = 1	A p = 2	BBB p = 1	AAA p = 1	AA p = 1	A p = 1	BBB p = 1	AAA p = 1	AA p = 1	A p = 1	BBB p = 1
Const	0.56	-0.03	0.06**	-0.03	0.07	-0.06	0.01	0.03	-0.07	-0.18*	-0.11	0.03
Gspread _{t-1}	-0.01	0.01	-0.06***	0.00	-0.04*	0.00	0.00	-0.03	0.01	0.00	-0.01	0.01
Gspread _{t-2}	0.00		-0.22***									
Gspread _{t-3}	-0.01											
Gspread _{t-4}	0.00											
Gspread _{t-5}	0.00											
σ_{t-1}^{EGARCH}	19.88	-0.72	0.24	-0.35*	-0.18	1.14*	0.47	0.06	-1.08*	1.81	-0.53	-0.75
σ_{t-2}^{EGARCH}	-7.98*		0.10									
σ_{t-3}^{EGARCH}	-8.00											
σ_{t-4}^{EGARCH}	37.42***											
σ_{t-5}^{EGARCH}	59.19***											
AIC	1.33	-3.39	-5.25	-4.75	-4.11	-2.81	-2.46	-5.92	-3.85	-2.77	-1.52	-3.87
FPE	3.80	0.03	0.00	0.01	0.02	0.06	0.09	0.00	0.02	0.06	0.22	0.02

Примечание. * соответствует p-value < 0.10; ** — p-value < 0.05; *** — p-value < 0.01.

отклика, оценивающих изменения G-спредов краткосрочных облигаций в ответ на единичные шоки волатильности ММББ по EGARCH(1,1). На рисунках 1 и 2 представим функции импульсного отклика для рейтингов AAA и BBB, т. к. здесь имеет место значимое воздействие показателя волатильности ММББ на уровне 1 и 10% соответственно.

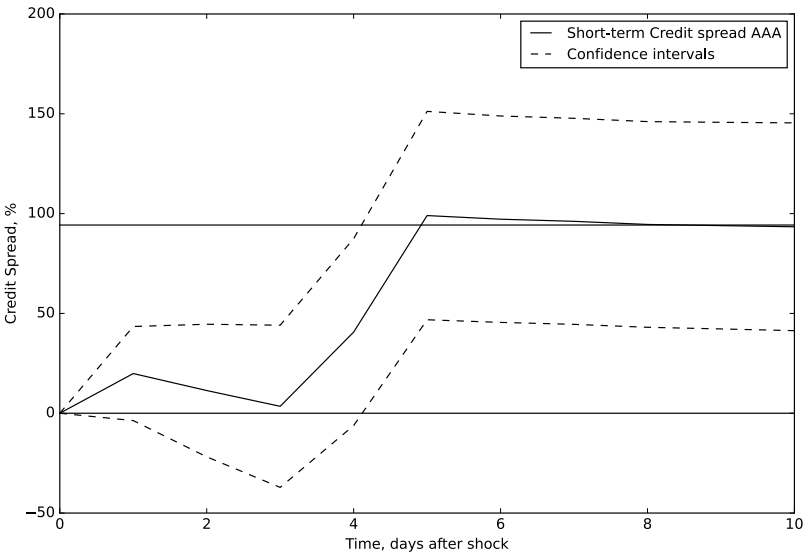


Рис. 1. Шок волатильности EGARCH(1,1) и его влияние на краткосрочный G-спред рейтинга AAA (кумулятивная сумма)

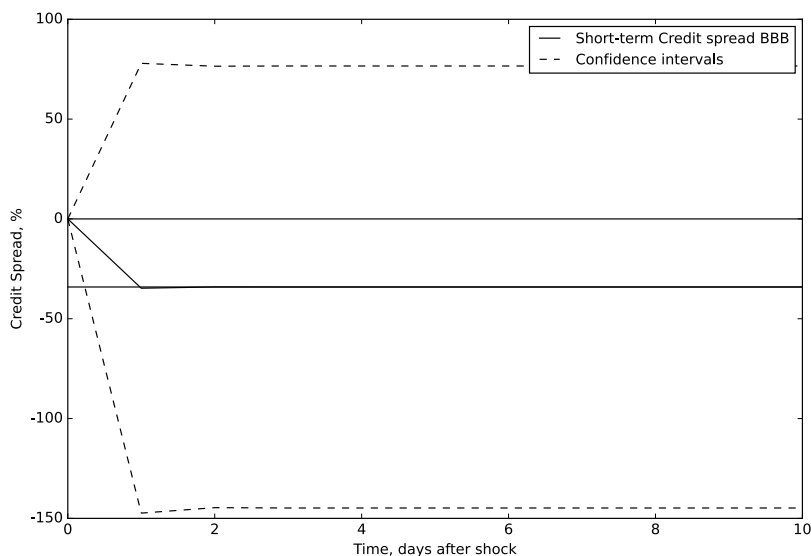


Рис. 2. Шок волатильности EGARCH(1,1) и его влияние на краткосрочный G-спред рейтинга BBB (кумулятивная сумма)

По результатам анализа функций импульсного отклика на рис. 1 и 2 наблюдается, что воздействие волатильности ММВБ по EGARCH(1,1) на G-спреды краткосрочных облигаций является положительным. То есть имеют место процессы увеличения (или расширения) кредитных спредов на рынке краткосрочных облигаций в ответ на увеличение волатильности на фондовой площадке России.

Далее перейдем к оценке влияния волатильности ММВБ по EGARCH(1,1) на кредитные спреды среднесрочных корпоративных облигаций России. Отметим, что для всех моделей

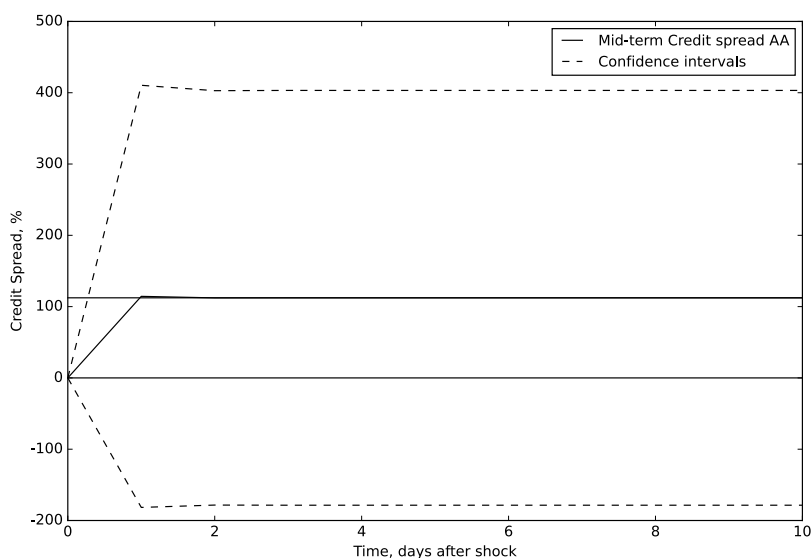


Рис. 3. Шок волатильности EGARCH(1,1) и его влияние на среднесрочный G-спред рейтинга AA (кумулятивная сумма)

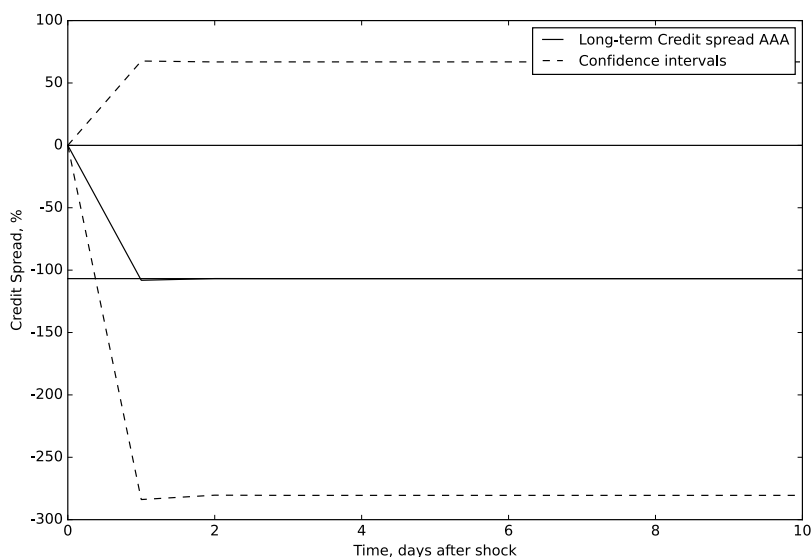


Рис. 4. Шок волатильности EGARCH(1,1) и его влияние на долгосрочный G-спред рейтинга AAA (кумулятивная сумма)

с G-спредами среднесрочных облигаций лаг равен единице, статистически значимое воздействие волатильности ММББ на 1-м лаге отсутствует.

Функция импульсного отклика для воздействия шока волатильности ММББ на G-спреды среднесрочных облигаций для рейтинга AA представлена на рис. 3.

Проведенный анализ данных показывает снижение кредитного спреда среднесрочных корпоративных облигаций рейтинга AA в ответ на шок волатильности ММББ. Уменьшение G-спредов может происходить тогда, когда снижается доходность корпоративных облигаций либо растет доходность государственных долговых бумаг.

Далее перейдем к оценке зависимости кредитных спредов долгосрочных корпоративных облигаций рейтинга AAA от волатильности ММББ по EGARCH(1,1). Лаг в оцениваемых моделях равен единице (табл. 2). Стоит отметить, что также наблюдаются значимые оценки волатильности ММББ.

По результатам оценки функции импульсного отклика, на рис. 4 представлена функция импульсного отклика для реакции G-спредов долгосрочных облигаций рейтинга AAA на единичный шок волатильности.

Из анализа рис. 4 можно сделать вывод о том, что воздействие волатильности ММББ на кредитные спреды долгосрочных облигаций с рейтингом AAA является отрицательным. То есть при шоке волатильности на рынке акций происходит сужение G-спредов за счет снижения доходности корпоративных облигаций рейтинга AAA либо увеличения доходности долгосрочных ОФЗ.

Перейдем к рассмотрению воздействия волатильности по RVI на G-спреды. В табл. 3 представлены результаты по VAR(p) моделям, где в качестве параметра волатильности выступают лог-приросты RVI. Представлены результаты сразу для всех 12 групп кредитных спредов. Стоит отметить, что наблюдается тенденция к увеличению лагов (параметра p) в моделях VAR(p) по сравнению с теми, что были оценены ранее.

Таблица 3. Результаты оценки VAR(p) моделей (мерой волатильности выступает RVI)

	Краткосрочные G-спреды				Среднесрочные G-спреды				Долгосрочные G-спреды			
	AAA $p = 5$	AA $p = 2$	A $p = 2$	BBB $p = 3$	AAA $p = 2$	AA $p = 1$	A $p = 1$	BBB $p = 2$	AAA $p = 7$	AA $p = 2$	A $p = 10$	BBB $p = 3$
Const	0.88	-0.03	0.06**	-0.03	0.07	-0.06	0.10	0.03	-0.07	-0.18*	-0.15	0.03
Gspread _{$t-1$}	0.00	0.01	-0.06***	0.00	-0.04*	0.00	0.00	-0.03	0.01	0.00	0.00	0.01
Gspread _{$t-2$}	-0.01	-0.03	-0.22***	0.02	-0.04*			0.01	0.00	-0.01	0.00	0.01
Gspread _{$t-3$}	-0.01			0.04					0.00		-0.14***	0.00
Gspread _{$t-4$}	0.00								0.03		0.00	
Gspread _{$t-5$}	-0.01								0.00		0.02	
Gspread _{$t-6$}									0.01**		-0.02	
Gspread _{$t-7$}									-0.05		0.01	
Gspread _{$t-8$}											-0.03	
Gspread _{$t-9$}											0.00	
Gspread _{$t-10$}											-0.15***	
RVI _{$t-1$}	20.95	0.21	-0.54	1.29	0.52	-0.38	1.77	0.52	-0.18	-1.63	7.67	-0.73
RVI _{$t-2$}	7.09	0.56	0.08	0.02	0.48			0.82	-0.22	1.89	-0.09	-1.09
RVI _{$t-3$}	-11.10			-0.07					-0.26		-0.32	-0.60
RVI _{$t-4$}	41.94								-1.95		2.49	
RVI _{$t-5$}	8.38								-0.59		-1.04	
RVI _{$t-6$}									-1.19		-0.66	
RVI _{$t-7$}									-0.99		1.39	
RVI _{$t-8$}											-0.62	
RVI _{$t-9$}											1.42	
RVI _{$t-10$}											-1.59	
AIC	1.38	-3.30	-5.16		-4.03	-2.72	-2.36	-5.84	-3.80	-2.69	-1.45	-3.78
FPE	3.98	0.04	0.01		0.02	0.07	0.09	0.00	0.02	0.07	0.23	0.02

Примечание. * соответствует p -value < 0.10; ** — p -value < 0.05; *** — p -value < 0.01.

По результатам, представленным в табл. 3, можно отметить, что показатель вмененной волатильности RVI не обладает статистически значимым воздействием на G-спреды российских корпоративных облигаций для большинства кредитных рейтингов и сроков до погашения. Поскольку статистически обоснованного воздействия RVI на кредитные спреды выявлено не было, то в анализе импульсного отклика нет необходимости. По сравнению с показателем исторической волатильности ММББ, оцененной по модели EGARCH(1,1), вмененная волатильность RVI не является статистически сильным и устойчивым детерминантом изменений кредитных спредов облигаций. Обратим внимание, что при проведении теста Грэнджера причинно-следственные связи между волатильностью RVI и G-спредами прослеживались. Однако в случае VAR моделей и разложения переменных по лаговой структуре эти взаимосвязи пропали.

Перейдем к проверке устойчивости (робастности) моделей с показателем волатильности ММББ по EGARCH(1,1). В качестве внедряемой экзогенной переменной будет выступать наклон (Slope) (табл. 4).

Таблица 4. Результаты оценки VAR(p) моделей (волатильность оценена по EGARCH(1,1); экзогенный фактор Slope (наклон))

	Краткосрочные G-спреды				Среднесрочные G-спреды				Долгосрочные G-спреды			
	AAA	AA	A	BBB	AAA	AA	A	BBB	AAA	AA	A	BBB
	$p = 5$	$p = 1$	$p = 2$	$p = 1$	$p = 1$	$p = 1$	$p = 1$	$p = 1$	$p = 1$	$p = 1$	$p = 1$	$p = 1$
Const	0.85	-0.03	0.06**	-0.03	0.07	-0.06	0.10	0.03	-0.08	-0.18*	-0.11	0.03
Slope	-0.25	-0.02	0.01	0.15***	-0.25	0.01	-0.04	0.06	0.76***	-0.04	0.17	-0.01
Gspread _{$t-1$}	0.00	0.01	-0.06***	0.01	-0.03*	0.00	0.00	-0.03	0.00	0.00	-0.01	0.01
Gspread _{$t-2$}	0.00		-0.22***									
Gspread _{$t-3$}	-0.01											
Gspread _{$t-4$}	0.00											
Gspread _{$t-5$}	0.00											
σ_{t-1}^{EGARCH}	19.84*	-0.73	0.24	-0.28*	-0.17	1.15*	0.46	0.08	-0.76*	1.79	-0.45	-0.75
σ_{t-2}^{EGARCH}	-7.93		0.09									
σ_{t-3}^{EGARCH}	-8.19											
σ_{t-4}^{EGARCH}	37.36***											
σ_{t-5}^{EGARCH}	59.09***											
AIC	1.33	-3.38	-5.24	-4.77	-4.11	-2.81	-2.45	-5.93	-4.04	-2.77	-1.52	-3.86
FPE	3.80	0.03	0.00	0.01	0.02	0.06	0.09	0.00	0.02	0.06	0.22	0.02

Примечание. * соответствует $p\text{-value} < 0.10$; ** — $p\text{-value} < 0.05$; *** — $p\text{-value} < 0.01$.

Заметим, что оценки коэффициента волатильности не потеряли свою статистическую значимость там, где она присутствовала. Для окончательного подтверждения наличия причинно-следственных связей между волатильностью ММББ по EGARCH(1,1) и кредитных спредов представим результаты теста Грэнджера в табл. 5.

Из анализа табл. 5 можно сделать вывод о том, что статистическая значимость волатильности ММББ остается на том же уровне при оценке ее воздействия на кредитные спреды и в случае добавления наклона как экзогенного фактора.

Волатильность индекса ММББ, оцененная по модели EGARCH(1,1), обладает значимым влиянием на кредитные спреды следующих групп корпоративных облигаций: рейтинг AAA (краткосрочные) — влияние положительное, рейтинг AA (среднесрочные) — влияние отрицательное, рейтинг AAA (долгосрочные) — влияние отрицательное, рейтинг BBB (краткосрочные) — влияние положительное.

В таблице 6 представлены результаты оценки влияния волатильности фондового рынка России на кредитные спреды корпоративных облигаций различных уровней рейтингов для всех построенных регрессий.

Анализ представленных данных показывает превосходство показателей оцененной исторической волатильности с помощью различного рода моделей авторегрессии над показателем вмененной волатильности на эмпирических данных по России в случае оценки их влияния на кредитные спреды корпоративных облигаций.

По результатам анализа были получены статистически значимые оценки влияния волатильности фондового рынка РФ на кредитные спреды доходности облигаций при помощи

Таблица 5. Результаты теста Грэнджера на наличие причинно-следственных связей между волатильностью EGARCH(1,1) и G-спредами облигаций в модели со Slope с учетом проверки на робастность

Нулевая гипотеза для теста Грэнджера	Статистика теста
<i>Краткосрочные</i>	
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов AAA	7.38***
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	1.76
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов AA	0.42
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.51
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов A	0.16
G-спреды A не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	2.06
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов BBB	3.24**
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	2.23
<i>Среднесрочные</i>	
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов AAA	0.05
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.19
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов AA	3.57**
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.51
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов A	0.06
G-спреды A не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.02
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов BBB	0.07
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.88
<i>Долгосрочные</i>	
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов AAA	3.86**
G-спреды AAA не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.00
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов AA	1.35
G-спреды AA не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	1.11
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов A	0.02
G-спреды A не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.11
Волатильность EGARCH(1,1) не вызывает изменений G-спредов BBB	0.71
G-спреды BBB не вызывают изменений волатильности EGARCH(1,1)	0.14

Примечание. ** соответствует $p\text{-value} < 0.05$; *** — $p\text{-value} < 0.01$.

моделей VAR(p), а также определено направления влияния с использованием функций импульсного отклика.

Можно заключить, что волатильность фондового рынка России отличается статистически значимым влиянием на кредитные спреды по корпоративным облигациям уровня дефолтности AAA (долгосрочные и краткосрочные), AA (среднесрочные) и BBB (краткосрочные). Для долгосрочных облигаций влияние отрицательное, а для краткосрочных — положительное.

На кредитные спреды облигаций с рейтингом A всех сроков обращения оказывают влияние факторы, не учтенные в рамках настоящего исследования. Волатильность фондового рынка не продемонстрировала статистически значимого эффекта на кредитные спреды облигаций данной категории. Результаты анализа функции импульсного отклика также

Таблица 6. Сводная таблица по результатам оценки влияния волатильности фондового рынка РФ на G-спреды в VAR моделях

	Волатильность MMBB по EGARCH(1,1) с учетом проверки на робастность	Волатильность RVI	Обратное влияние G-спредов на волатильность MMBB по EGARCH(1,1) с учетом проверки на робастность	Обратное влияние G-спредов на волатильность RVI
<i>Краткосрочные</i>				
AAA G-спред	Влияет (положительно)	Влияет	Не влияет	Влияет
AA G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет
A G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет
BBB G-спред	Влияет (положительно)	Не влияет	Не влияет	Не влияет
<i>Среднесрочные</i>				
AAA G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет
AA G-спред	Влияет (отрицательно)	Не влияет	Не влияет	Не влияет
A G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет
BBB G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет
<i>Долгосрочные</i>				
AAA G-спред	Влияет (отрицательно)	Не влияет	Не влияет	Влияет
AA G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет
A G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет
BBB G-спред	Не влияет	Не влияет	Не влияет	Не влияет

не выявили значимого воздействия шоков волатильности на динамику кредитных спредов облигаций с рейтингом А.

Следует обратить внимание, что при проверке моделей на робастность с добавлением экзогенного фактора Slope (наклон) значимость оценок параметра волатильности и сила причинно-следственной связи по тесту Грэнджера не изменились. Поэтому можно утверждать, что волатильность фондового рынка действительно является одним из ключевых факторов и детерминантов изменений кредитных спредов корпоративных облигаций.

6. Заключение

В настоящей статье установлено, что волатильность фондового рынка России обладает статистически значимым влиянием на кредитные спреды по облигациям разного уровня дефолтности и срочности. Среди всех рассмотренных групп облигаций по уровню дефолтности и срокам до погашения наибольшее значимое влияние волатильности обнаружено на следующие группы: AAA (долгосрочные и краткосрочные) и BBB (краткосрочные).

Выявлено, что на российском рынке облигаций наблюдаются процессы «бегство в качество». Для долгосрочных облигаций влияние волатильности оказывается отрицательным, а для краткосрочных — положительным. Результаты получены исходя из оцененной функции импульсного отклика, которая отражает изменения G-спредов в ответ на шок (импульс)

волатильности. На основе данных результатов можно резюмировать, что имеет место процесс под названием «бегство в качество» в периоды повышенной волатильности на фондовой площадке. Инвесторы ребалансируют портфели в период нестабильности, продавая краткосрочные облигации (за счет этого повышается их доходность и увеличивается размер кредитного спреда) и покупая долгосрочные облигации надежных эмитентов (в нашем случае, рейтинга AAA, так их кредитный спред сужается, потому что снижается доходность). В период повышенной волатильности на фондовом рынке РФ инвесторы ожидают повышенного риска дефолта эмитентов облигаций в ближайший год и, соответственно, продают краткосрочные облигации (тогда их G-спред увеличивается), далее формируются портфели из долгосрочных высоконадежных облигаций рейтинга AAA (их G-спред снижается), что именуется процессом «бегство в качество» в период нестабильности. Стоит обратить внимание на то, что данная гипотеза была также подтверждена после процедуры проверки моделей на робастность с добавлением наклона (разности доходностей 10- и 1-летней КБД) в качестве экзогенного фактора. Значимость влияния волатильности фондового рынка России на кредитные спреды российских корпоративных облигаций подтвердилась.

Также отметим, что показатель RVI, как отражение ожиданий участников рынка относительно будущей волатильности, не оказывает статистически значимого воздействия на кредитные спреды. К тому же по тесту Грэнджера не наблюдается явного прямого влияния RVI на G-спреды, т.к. имеют место процессы обратного влияния G-спредов на RVI. Можно резюмировать, что инвесторы при принятии решений о формировании или ребалансировке портфелей руководствуются волатильностью ММВБ (по моделям) на основе прошлых событий и прошлых данных, а не показателем, который отражает количественную оценку волатильности, ожидаемую всеми участниками рынка на будущие несколько месяцев.

Список литературы

- Берзон Н. И., Сулицкий Е. А. (2016). Применение EGARCH моделей для анализа спредов Российских корпоративных еврооблигаций. *Облигационный рынок: анализ тенденций и перспектив*, 1, 171–178. Москва: НИУ ВШЭ.
- Султанов И. Р. (2018). Анализ влияния различных экономических показателей на спреды доходности российских рублевых корпоративных облигаций. *Финансы и кредит*, 24 (7), 1669–1688. DOI: 10.24891/fc.24.7.1669.
- Avramov D., Jostova G., Philipov A. (2007). Understanding changes in corporate credit spreads. *Financial Analysts Journal*, 63 (2), 90–105. DOI: 10.2469/faj.v63.n2.4525.
- Bansal N., Connolly R. A., Stivers C. (2014). The stock-bond return relation, the term structure's slope, and asset-class risk dynamics. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49 (3), 699–724. DOI: 10.1017/S0022109014000258.
- Bewley R., Rees D., Berg P. (2004). The impact of stock market volatility on corporate bond credit spreads. *Mathematics and Computers in Simulation*, 64 (3–4), 363–372. DOI: 10.1016/S0378-4754(03)00102-2.
- Collin-Dufresne P., Goldstein R. S., Martin J. S. (2001). The determinants of credit spread changes. *The Journal of Finance*, 56 (6), 2177–2207. DOI: 10.1111/0022-1082.00402.
- Hibbert A. M., Pavlova I., Barber J., Dandapani K. (2011). Credit spread changes and equity volatility: Evidence from daily data. *Financial Review*, 46 (3), 357–383. DOI: 10.1111/j.1540-6288.2011.00304.x.

- Jubinski D., Lipton A. F. (2012). Equity volatility, bond yields, and yield spreads. *Journal of Futures Markets*, 32 (5), 480–503. DOI: 10.1002/fut.20521.
- Lee H. H., Hyun J. S. (2019). The asymmetric effect of equity volatility on credit default swap spreads. *Journal of Banking and Finance*, 98, 125–136. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2018.11.001.
- Li X. L., Li X., Si D. K. (2020). Asymmetric determinants of corporate bond credit spreads in China: Evidence from a nonlinear ARDL model. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52, 101109. DOI: 10.1016/j.najef.2019.101109.
- Lin J. L. (2006). Teaching notes on impulse response function and structural VAR. *Institute of Economics, Academia Sinica, Department of Economics, National Chengchi University*, 1–9.
- Widad M., Hadjer B. (2018). Causal relationship between Islamic bonds, oil price and precious metals: Evidence from Asia pacific. *Al-Iqtishad Journal of Islamic Economics*, 10 (2), 285–298. DOI: 10.15408/aiq.v10i2.7171.

Поступила в редакцию 18.12.2023;
принята в печать 29.02.2024

Patlasov D. A. Assessment of the Russian stock market volatility impact on credit spreads of Russian corporate bonds. *Applied Econometrics*, 2024, v. 76, pp. 29–50.
DOI: 10.22394/1993-7601-2024-76-29-50

Dmitry Patlasov

Perm State University, Perm, Russian Federation;
dmitriypatlasov@gmail.com

Assessment of the Russian stock market volatility impact on credit spreads of Russian corporate bonds

This study evaluates the impact of stock market volatility in the Russian Federation on the size and dynamics of credit spreads for Russian corporate bonds. Credit spreads on corporate bonds represent a measure of the risk premium in the public lending market, while stock market indicates stock market instability. Analyzing the relationship between the bond market risk premium and the instability of the stock market is a pertinent task today because these processes may exhibit both direct and inverse correlations. Additionally, formulating hypotheses about whether stock market volatility positively or negatively affects credit spreads of corporate bonds, and vice versa, poses challenges. The study utilizes data on the Moscow Exchange index (MOEX), Russia's volatility index (RVI), yields of Russian corporate bonds, and values of Russia's zero-coupon yield curve (KBD). The research aims to identify patterns in the dynamics of the risk premium in the bond market in response to shocks in MOEX volatility. It also seeks to characterize the actions of investors and holders of Russian corporate bonds during periods of heightened volatility in the Russian stock market.

Keywords: credit spreads; volatility; corporate bonds; coupon-free yield curve; imputed volatility; EGARCH; VAR.

JEL classification: C32; G11; G17.

References

- Berzon N. I., Sulickij E. A. (2016). Primenenie EGARCH modelej dlya analiza spredov Rossijskih korporativnyh evroobligacij. *Obligacionnyj rynek: analiz tendencij i perspektiv*, 1, 171–178. Moscow: HSE (in Russian).
- Sultanov I. R. (2018). Analiz vliyaniya razlichnyh ekonomicheskikh pokazatelej na spredy dohodnosti rossijskih rublevykh korporativnyh obligacij. *Finansy i kredit*, 24 (7), 1669–1688 (in Russian). DOI: 10.24891/fc.24.7.1669.
- Avramov D., Jostova G., Philipov A. (2007). Understanding changes in corporate credit spreads. *Financial Analysts Journal*, 63 (2), 90–105. DOI: 10.2469/faj.v63.n2.4525.
- Bansal N., Connolly R. A., Stivers C. (2014). The stock-bond return relation, the term structure's slope, and asset-class risk dynamics. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49 (3), 699–724. DOI: 10.1017/S0022109014000258.
- Bewley R., Rees D., Berg P. (2004). The impact of stock market volatility on corporate bond credit spreads. *Mathematics and Computers in Simulation*, 64 (3–4), 363–372. DOI: 10.1016/S0378-4754(03)00102-2.
- Collin-Dufresne P., Goldstein R. S., Martin J. S. (2001). The determinants of credit spread changes. *The Journal of Finance*, 56 (6), 2177–2207. DOI: 10.1111/0022-1082.00402.
- Hibbert A. M., Pavlova I., Barber J., Dandapani K. (2011). Credit spread changes and equity volatility: Evidence from daily data. *Financial Review*, 46 (3), 357–383. DOI: 10.1111/j.1540-6288.2011.00304.x.
- Jubinski D., Lipton A. F. (2012). Equity volatility, bond yields, and yield spreads. *Journal of Futures Markets*, 32 (5), 480–503. DOI: 10.1002/fut.20521.
- Lee H. H., Hyun J. S. (2019). The asymmetric effect of equity volatility on credit default swap spreads. *Journal of Banking and Finance*, 98, 125–136. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2018.11.001.
- Li X. L., Li X., Si D. K. (2020). Asymmetric determinants of corporate bond credit spreads in China: Evidence from a nonlinear ARDL model. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52, 101109. DOI: 10.1016/j.najef.2019.101109.
- Lin J. L. (2006). Teaching notes on impulse response function and structural VAR. *Institute of Economics, Academia Sinica, Department of Economics, National Chengchi University*, 1–9.
- Widad M., Hadjer B. (2018). Causal relationship between Islamic bonds, oil price and precious metals: Evidence from Asia pacific. *Al-Iqtishad Journal of Islamic Economics*, 10 (2), 285–298. DOI: 10.15408/aiq.v10i2.7171.

Received 18.12.2023; accepted 29.02.2024