

**ДЕТЕРМИНАНТЫ СИСТЕМАТИЧЕСКОГО РИСКА:
АНАЛИЗ НА ОСНОВЕ РОССИЙСКОГО ФОНДОВОГО РЫНКА****Константин Гарриевич АСАТУРОВ**аспирант департамента финансов,
Национальный исследовательский университет Высшая школа экономики, Москва, Российская Федерация
kgasaturov@gmail.com**История статьи:**Получена 18.04.2017
Получена в доработанном
виде 11.05.2017
Одобрена 25.05.2017
Доступна онлайн 28.06.2017**УДК** 336.767.017.2**JEL:** C14, C23, C58, G10,
G11<https://doi.org/10.24891/fc.23.23.1343>**Ключевые слова:**детерминанты
систематического риска,
фондовый рынок,
DCC-GARCH**Аннотация****Предмет.** Динамика и факторы систематического риска или бета российского фондового рынка.**Цели.** Оценить систематический риск общего и секторальных индексов российского фондового рынка относительно мирового, найти их детерминанты и определить вклад глобальной, страновой и секторальной составляющей в эти риски.**Методология.** С помощью многомерной DCC-GARCH модели оценены ряды динамических бета, которые затем были использованы для выявления детерминантов систематического риска.**Результаты.** Было обнаружено, что локальные, глобальные и секторальные факторы в целом значимо влияют на бета российских индексов. Из локальных факторов потребительская инфляция, темп роста предложения денег и изменение индекса промышленного производства оказались значимыми в большинстве случаев, а среди глобальных факторов – долларова инфляция и индекс доллара. Согласно результатам, локальные факторы имеют большую объяснительную силу, нежели глобальные факторы для бета всех индексов. Кроме того, анализ показал, что секторальные факторы слабо объясняют динамику бета.**Область применения.** Основные выводы могут быть полезны потенциальным инвесторам, международным банкам и хедж-фондам для эффективного построения инвестиционных портфелей, их диверсификации и минимизации рисков, связанных с инвестированием в российские активы. Понимание факторов, определяющих систематический риск, может помочь регуляторам в проведении грамотной фискальной и монетарной политики в целях снижения уровня странового риска.**Выводы и значимость.** Работа вносит вклад в изучение взаимосвязей систематического риска в глобальной экономике, в частности, для российского фондового рынка и его секторов.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2017

Введение

Взаимосвязи финансовых рынков и макроэкономических индикаторов было посвящено много исследований в научной литературе (N. Chen [1], K. Bracker и P. Koch [2], E. Pretorius [3]), однако в редких работах анализировались взаимозависимости последних с показателем систематического риска или бета, который отражает чувствительность некоего актива к рыночному портфелю. В большинстве работ, изучающих связи между бета и макроэкономическими показателями, исследуется страновой систематический риск. Данные работы основываются на моделях международной оценки активов (R. Stulz [4], M. Adler и B. Dumas [5]). В своих работах V. Errunza и E. Losq [6] и C. Harvey [7]

использовали такую ее форму, которая предполагает регрессию с доходностью рыночного портфеля анализируемой страны в качестве объясняемой переменной и мировой рыночный портфель в качестве объясняющей переменной. Так, коэффициент бета в этой модели будет отражать страновой риск. К трудам, оценивающим таким образом страновой риск, относятся работы C.B. Erb et al. [8] и J.M. Oetzel et al. [9].

Помимо просто оценки бета, исследователи проанализировали зависимость рассчитанного таким образом странового риска от макроэкономических показателей. J.D. Abell и T.M. Krueger [10] одними из первых применили эту технику для анализа влияния различных макроэкономических метрик.

Исследуя страновой риск США, они пришли к выводу о том, что его детерминантами являются процентная ставка, бюджетный и торговый дефицит, инфляция и цена на нефть. М.А. Gangemi et al. [11] продолжили эту тенденцию и в своей работе обнаружили, что валютный курс является единственным фактором, значимо влияющим на бета австралийского рынка. D.K. Patro et al. [12] использовали схожую методику применительно к 16 странам, входящим в Организацию экономического сотрудничества и развития (ОЭСР). Авторы заключили, что показатели импорта, экспорта, инфляции, рыночной капитализации, дивидендной доходности и мультипликатора Р/В (отношение рыночной стоимости капитала к балансовой) значимо влияют на уровень чувствительности страновых фондовых индексов к мировому рынку.

Известны также работы, где анализировались локальные бета развивающихся стран. R. Verma и G. Soydemir [13] изучили динамику странового риска четырех стран Латинской Америки (Мексики, Бразилии, Аргентины, Чили). Они сделали вывод о том, что среди глобальных факторов средняя процентная ставка и инфляция стран G7 значимо влияют на бета латиноамериканских стран, в то время как среди национальных факторов предложение денег (M1) и валютный курс являются наиболее значимыми показателями. J. Andrade и V.C. Teles [14] тоже анализировали бразильский рынок и выявили, что ее страновой риск подвержен влиянию процентной ставки и уровню золотовалютных резервов. В другой своей работе по данной тематике V.C. Teles и J. Andrade [15] исследовали уже шесть развивающихся стран: Аргентину, Мексику, Россию, Тайланд, Корею и Индонезию. Их основной вывод заключается в том, что номинальная процентная ставка имеет нестабильное влияние на страновой риск в периоды кризиса, но является значимым детерминантом его поведения в другие периоды. A. Marshall et al. [16] использовали выборку из 20 развивающихся стран. Они пришли к выводу о том, что локальная

процентная ставка, процентная ставка США, инфляция и курс валюты являются значимыми факторами странового риска исследуемых государств. M. Verbenik et al. [17] посвятили свою работу изучению рынков новых членов ЕС: Латвии, Венгрии и Румынии. Они выявили, что бета стран растет в кризисные периоды и что страны с фиксированным валютным курсом имеют меньшие страновые бета. Применительно к странам Центральной и Восточной Европы (Чехии, Венгрии, Эстонии, Литве, Польше, России, Румынии и Латвии) S.G. Anton и M. Ochem [18] провели схожий анализ и тоже обнаружили, что страны с фиксированным валютным курсом имеют более низкие показатели бета.

Исследователи N. Ülku и S. Baker [19] развили эту тематику и оценили не только страновые бета, но и макроэкономические бета – чувствительность национальных макропоказателей к глобальным. После соответствующих расчетов для 39 развитых и развивающихся стран авторы изучили взаимосвязи этих бета и пришли к выводу о том, что чувствительность национального ВВП к мировому (или бета ВВП, следуя авторской терминологии) объясняет 20–26% отклонений страновых бета, в то время как инфляционные бета, торговая открытость (financial openness) и волатильность мирового фондового рынка являются незначимыми детерминантами. Также интересное исследование провели L. Long et al. [20] для валютных бета (ковариация рыночной доходности страны и изменения ее валютного курса к дисперсии изменений ее валютного курса) и страновых бета. Анализ этих бета для пяти развитых и шести развивающихся стран позволил сделать вывод о том, что валютные бета куда более волатильны, чем страновые бета, а также что валютные бета развивающихся стран волатильнее валютных бета развитых стран.

По мнению автора данной статьи, пробелом в существующей литературе является то, что анализ страновых систематических рисков проводился без какого-либо учета секторальной составляющей национальных

фондовых индексов. В первую очередь это касается развивающихся стран, не обладающих широкой диверсификацией экономики и, как правило, имеющих высокую концентрацию в определенных отраслях. Анализ бета различных секторов, как и отдельных компаний, довольно часто встречается в литературе (R.W. Faff et al. [21], L. Baele и J.M. Londono [22]), однако такого рода работы анализируют бета компаний и секторов в рамках одной страны, где в качестве рыночного портфеля используются страновые рыночные индексы (таким образом, в этих бета отсутствует страновая составляющая). В одной из немногих работ M.D. McKenzie et al. [23] бета отраслей Австралии оценивались не только относительно австралийского, но и мирового индексов, что позволило авторам измерить систематический риск отраслей относительно глобального рынка (в работе использовался MSCI World). F. Lie и R. Faff [24] также рассчитали глобальные секторальные бета, используя в качестве анализируемых индексов мировые индексы 34 секторов от MSCI, а в качестве рыночного индекса – MSCI World. Однако их анализ был сфокусирован на отраслевых различиях бета без учета какой-либо страновой и географической специфики индексов. Более того, в указанных работах не определялись детерминанты бета, а в существующей литературе в целом никогда ранее не пытались выделить в бета страновую и секторальную составляющую.

Данная работа имеет целью оценить систематический риск общего и секторальных индексов российского фондового рынка относительно мирового рынка, найти их детерминанты и определить вклад глобальной, страновой и секторальной составляющей в эти бета. Для нахождения динамических бета в работе использовалась многомерная DCC-GARCH модель. После нахождения динамических бета для каждого индекса анализировалась их стационарность, корреляции и влияние глобальных, локальных и секторальных факторов на их динамику. В работе также проверялось несколько поставленных гипотез.

Гипотезы

На основе результатов прошлых работ были сформулированы соответствующие гипотезы.

- H1: динамика систематического риска статистически значимо зависит от локальных, глобальных и секторальных факторов в целом.
- H2: локальные факторы имеют большее влияние на систематический риск, нежели глобальные.
- H3: секторальные факторы значимо влияют на систематический риск той или иной отрасли.

Первая гипотеза была протестирована в указанной литературе, однако подобный анализ для российского рынка был проведен только в двух исследованиях. В более раннем V.C. Teles и J. Andrade [15], исследуя зависимость систематического риска от цен на нефть, номинальной процентной ставки, уровня резервов и бюджетного профицита, пришли к выводу о том, что ни один из этих факторов не значим для российского рынка. Во второй работе A. Marshall et al. [16] изучали влияние макроиндикаторов на бета двадцати развивающихся стран, включая Россию, с помощью панельной модели с фиксированными эффектами. Они выявили, что локальная процентная ставка, процентная ставка США, инфляция и курс валюты являются значимыми факторами странового риска исследуемых государств, в то время как предложение денег M1 и индекс промышленного производства не влияют на систематический риск. Тем не менее данные выводы были основаны на результатах панельной модели, отдельно детерминанты российского рынка в работе не анализировались.

Вторая гипотеза также проверялась в ряде работ, но никогда не тестировалась для российского рынка. Так, W. Ferson и C.R. Harvey [25] в своей работе сделали вывод о том, что для странового риска локальные факторы имеют большую объяснительную силу, нежели глобальные факторы. R. Verma и G. Soydemir [13] тестировали аналогичным

образом подверженность систематического риска четырех латиноамериканских стран изменениям различных локальных и глобальных факторов. Они не разделяли влияние локальных и глобальных факторов, но в итоге заключили, что страновой риск Мексики, Чили и Бразилии зависят от обоих типов факторов, а страновой риск Аргентины – только от глобальных.

Третья гипотеза никогда ранее в литературе не тестировалась. Отметим только работу M.D. McKenzie et al. [23], где бета отраслей Австралии оценивались не только относительно австралийского, но и мирового индекса, что позволило авторам измерить систематический риск отраслей относительно глобального рынка (в работе использовался MSCI World). Однако авторы не изучали влияние секторальных факторов на динамику бета различных отраслей Австралии.

Отметим, что помимо новизны, касающейся выбора именно российского рынка, поставленных гипотез и секторального разделения систематического риска, работа является новаторской и в методологическом плане. Обычно в подобных работах для определения детерминантов систематического риска не считают саму бета, а вставляют уравнение бета, в которой эти факторы присутствуют, в уравнение доходности соответствующего актива от рыночного индекса (зачастую в рамках рыночной модели или модели CAPM) и оценивают данную регрессию. Это сделано для того, чтобы избежать проблемы ненаблюдаемого характера бета, и данный метод был использован во многих работах (J.D. Abell и T.M. Krueger [10], M.A. Gangemi et al. [11], R. Verma и G. Soydemir [13], J. Andrade и V.C. Teles [14]). Однако автор этого исследования считает, что недостаток данного метода заключается в том, что анализируемые факторы по сути умножаются на доходность рыночного индекса, и уже оценивается зависимость доходности локального рынка от данных произведений. Таким образом, во-первых, затрудняется экономическая интерпретация результатов, а во-вторых, знак рыночной доходности в тот или иной момент времени может сильно повлиять на

результаты, особенно с учетом того, что в подобных работах зачастую используются месячные или квартальные интервалы данных (то есть смена знака доходности рыночного индекса может довольно часто наблюдаться).

Поэтому в этом исследовании используется более современный метод, схожий с представленным в работе A. Marshall et al. [16]. На первом этапе рассчитываются динамические бета из двумерной DCC-GARCH модели, а потом уже по полученному ряду бета анализируется влияние различных факторов. Несмотря на широкий выбор инструментов для подсчета динамических бета (к примеру, представленные в работе К.Г. Асатунова [26]), для целей данной работы требуется именно многомерная GARCH-модель, поскольку в ее случае бета напрямую рассчитывается как отношение ковариации доходностей локальных и глобальных индексов к дисперсии глобального индекса. В других известных методах (фильтр Калмана, полупараметрические регрессии и другие) задается определенный вид функции динамических бета. Также преимущество использования GARCH-моделей заключается в том, что на их основе полученные ряды бета зачастую являются стационарными, что упрощает их дальнейшее использование в регрессионных моделях.

Данные и предварительный анализ

В качестве данных анализировался фондовый рынок России. Были использованы недельные значения общего и секторальных индексов MSCI и индекса MSCI World как мирового рыночного индекса. Временной период включает в себя данные с октября 2008 г. по декабрь 2016 г., однако первые 13 наблюдений были использованы для калибровки модели и не участвовали в результатах работы. Таким образом, для проверки гипотез и получения результатов использовались данные с января 2009 г. по декабрь 2016 г. (417 наблюдений). Использованные индексы представлены в *табл. 1*.

Для изучения влияния макроэкономических факторов на систематический риск анализировались месячные данные последних. Использованные в работе макроэкономические

индикаторы можно поделить условно на группы: страновые или локальные факторы, глобальные факторы и секторальные факторы. Страновые включают в себя показатели рублевой инфляции, курс валюты, 3-месячную ставку межбанковского рынка Mosprime, темп роста предложения денег M1 и изменение промышленного производства. В глобальные факторы входит долларовая инфляция, 3-месячная доходность казначейских векселей США и индекс доллара, показывающий отношение доллара к корзине из шести валют развитых стран.

Секторальные факторы тоже можно разделить на подгруппы: общие и относящиеся к отдельным секторам. В общие секторальные факторы входит мультипликатор P/E (рассчитывался только по компаниям с положительной прибылью) и дивидендная доходность. В отличие от других анализируемых показателей только эти относятся к корпоративным факторам, потенциально влияющим на бета.

Специальные секторальные факторы представлены для сектора энергетики, материалов и электроэнергетики. Для энергетики – это уровень цен на нефть сорта Brent и спрэд между ценами бензина, котирующегося на межконтинентальной бирже ICE, и ценой нефти Brent. Последний показатель рассчитывается Bloomberg и является ценовым индикатором для нефтеперерабатывающей промышленности.

Для сектора материалов в качестве специальных факторов использовались цены на золото, индекс цветных металлов, который отражает стоимость меди, алюминия, никеля, цинка, свинца и олова и рассчитывается Лондонской биржей металлов (London Metals Exchange или LME), цена железной руды с 62% содержанием и поставкой в порт Циндао в Китае (является бенчмарком для всей отрасли черной металлургии) и индекс цен на удобрения от организации Green Markets, который учитывает в себе цены наиболее распространенных азотных, фосфатных и калийных удобрений. На российском фондовом рынке представлены компании, которые производят все указанное выше

сырье, и потенциально могут быть сильно подвержены колебаниям их цен.

В качестве потенциальных факторов, влияющих на сектор электроэнергетики, анализировались цены на природный газ и энергетический уголь – наиболее распространенное сырье, используемое для генерации электроэнергии во всем мире, включая Россию. В качестве цен на газ использовалась стоимость фьючерса на газ NBP, а в качестве цен на энергетический уголь – стоимость фьючерса на газ с поставкой в Роттердам в Нидерландах. Оба контракта торгуются на ICE и являются бенчмарками для своих сегментов. К сожалению, необходимые месячные данные по ценам на электроэнергию в России отсутствуют, что не позволило включить этот индикатор в число факторов.

Все использованные в работе индикаторы представлены в *табл. 2*.

Если говорить об экономическом смысле взаимосвязи бета и макроэкономических показателей, то в работе делается несколько предположений. Согласно теории Фишера, акции предлагают защиту от инфляции, а значит, она положительно влияет на доходности акций. Это подтверждается и эмпирически, как, например, в работе В. Solnik и V. Solnik [27] для восьми развитых стран. В данной работе измеряется не прямая связь инфляции с доходностью акций, а опосредованно через уровень странового риска. Тем не менее при высокой страновой инфляции логично, что и риск страны будет выше. Таким образом, делается предположение и о положительном влиянии инфляции на уровень систематического риска или бета.

Курс национальной валюты имеет неоднозначное влияние на бета. В целом сильная девальвация национальной валюты может отражать возросшие валютные риски и слабость экономики и, как следствие, предполагать высокий уровень систематического риска страны (то есть высокую бета), даже несмотря на секторальную специфику той или иной отрасли. Похожий эффект может наблюдаться и при значительном укреплении национальной

валюты. Однако отметим, что для экспортирующих отраслей ослабление национальной валюты позитивно для доходности акций, а для импортирующих, например, факторы производства, напротив, негативно. То же самое работает и в обратную сторону. В связи с этим данное исследование особенно интересно, так как оно выделяет систематический риск отдельно для каждого сектора.

Следующие три фактора (3-месячная ставка Mosprime, темп роста предложения денег M1 и изменение промышленного производства) определяют состояние экономики страны и ее монетарную политику. С одной стороны, высокая процентная ставка отражает больший кредитный, а в нашем случае и страновой риск (то есть соответствуя высокой бета), но с другой – повышение ставки может рассматриваться инвесторами как инструмент ограничения инфляции, отрицательно воздействующий на бета. Также отметим, что высокая процентная ставка может приводить к большему *carry trade* и, как следствие, укреплению национальной валюты, что в целом рассматривается как позитивный сигнал для инвесторов и снижает страновой риск. Увеличение темпа роста предложения денег зачастую рассматривается инвесторами как позитивный сигнал и результат стимулирующей монетарной политики. Это приводит к ускорению экономического роста, таким образом, отражая снижающийся страновой риск (то есть снижения бета). Также часто являясь следствием низких процентных ставок, большее предложение денег будет отражать и низкий кредитный риск. Высокий индекс промышленного производства говорит о хорошем состоянии экономики, и, как правило, его повышение приводит к снижению систематического риска страны или бета.

Влияние глобальных факторов на систематический риск отражает то, насколько страна интегрирована в мировую экономику. Все три фактора (долларовая инфляция, долларовая процентная ставка, принятая за доходность 3-месячных казначейских векселей, и индекс доллара) определяют, насколько интересно вложение в активы в валюте другой страны, а не в долларové

активы. Так, рост долларовой инфляции, в результате которого инвестиции в долларové инструменты выглядят менее интересными из-за ожиданий ослабления доллара, делает такие зарубежные активы, как российские акции, более привлекательными в глазах инвесторов. В итоге ожидаемое ослабление доллара приводит к сокращению разницы между рисками (по крайней мере, валютными) вложений в долларové и зарубежные активы, и в результате отрицательно влияет на уровень бета других стран. Рост доходности американских долговых бумаг, зачастую вызванный ростом инфляции, имеет тот же эффект на бета. При росте инфляции стоит ожидать повышения ставок ФРС, что снижает стоимость долговых бумаг США и в свою очередь повышает их доходность. Долларовый индекс напрямую определяет курс доллара по отношению к валюте шести развитых стран, и его снижение, то есть ослабление доллара, зачастую будет иметь тот же эффект, что и укрепление национальной валюты. Таким образом, ослабление доллара приведет к снижению рисков вложения в активы других стран, то есть уменьшит их бета.

Говоря об общих секторальных факторах (мультипликатор P/E и дивидендная доходность), отметим, что низкие значения P/E и высокая дивидендная доходность обычно отражают акции стоимости (*value stock*). В отличие от акций роста (*growth stock*), их дальнейшая динамика меньше зависит от экономического роста страны, и они приносят доходность акционерам через дивиденды, а не через ожидаемый рост. Таким образом, увеличение дивидендной доходности и снижение мультипликатора P/E отрицательно влияют на бета и наоборот.

Специальные секторальные факторы определяют состояние той или иной отрасли. Для энергетического сектора и сектора материалов высокая стоимость производимого сырья соответствует низкому секторальному риску, а значит и низкому уровню бета. В случае электроэнергетического сектора цена на газ и уголь – это приобретаемое сырье, и при изменении их уровня отраслевой риск будет зависеть от того, могут ли электрогенерирующие компании перенести

увеличение стоимости сырья на цены своих услуг. Если могут, то их секторальный риск будет уменьшаться при увеличении цен сырья, если нет, то, наоборот, секторальный риск будет расти.

Для проверки факторов на стационарность использовался тест KPSS. При подтверждении стационарности у того или иного показателя, он использовался без изменений, однако если стационарность ряда отвергалась, то рассчитывалась первая разность показателя и уже в таком виде этот ряд включался в модель. Тест выявил, что из страновых факторов инфляция, темп роста денег и изменение промышленного производства стационарны, что позволяет использовать эти показатели без изменений. Среди глобальных факторов стационарность была подтверждена только у доходности казначейских облигаций США. У секторальных факторов все индикаторы оказались нестационарны, за исключением мультипликатора Р/Е сектора материалов. Однако ввиду того, что тот же показатель у других секторов был нестационарен, то также использовалась первая разность его ряда в дальнейшем. Это было сделано для корректной интерпретации результатов в регрессиях.

Далее была проанализирована корреляция между уже стационарными рядами, используемыми в моделях. Связь между многими показателями довольно низкая: среднее значение корреляций по модулю составляет всего 15%. Наибольшая наблюдается между изменением промышленного производства и темпом роста денег M1 на уровне 85%. Тем не менее мультиколлинеарность, рассчитываемая по показателю VIF (variance inflation factor), не была обнаружена ни в одной из построенных моделей.

Методология

Оценка динамических бета

Показанная далее методология основана на модели DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlation – Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), предложенной R.F. Engle [28] в 2002 г. Используется двумерный вариант модели, то есть она

строится отдельно для каждой пары локального-глобального индекса. Рассмотрим двумерную модель для некоего локального индекса i и глобального индекса m . Доходности локального и глобального индекса моделируются как:

$$R_{i,t} = \mu_i + \varepsilon_{i,t}, R_{m,t} = \mu_m + \varepsilon_{m,t}, \varepsilon_i | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t),$$

где μ_i и μ_m – константы или средние доходности (mean returns) активов i и m соответственно;

$\varepsilon_{i,t}$ и $\varepsilon_{m,t}$ – остатки в уравнение доходности актива i и m соответственно в момент времени t ;

Ω_{t-1} – вся доступная информация к моменту времени $t - 1$;

H_t – вариационно-ковариационная матрица остатков.

Вид уравнения для доходностей локальных и глобального индексов определяется тем, что он позволяет впоследствии корректно оценить динамические бета (как отношение условной ковариации анализируемого актива и глобального портфеля к дисперсии глобального портфеля). Такой подход был использован в работе A. Marshall et al. [16].

Ковариационно-вариационная матрица H_t в моделях DCC-GARCH выглядит следующим образом:

$$H_t = D_t R_t D_t$$

или

$$\begin{pmatrix} h_{i,t} & h_{im,t} \\ h_{im,t} & h_{m,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{i,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{m,t}} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 1 & \rho_{im,t} \\ \rho_{im,t} & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \sqrt{h_{i,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{m,t}} \end{pmatrix},$$

где $h_{i,t}$ и $h_{m,t}$ – условные дисперсии остатков, а $h_{im,t}$ представляет собой условную ковариацию этих остатков.

Корреляционная матрица R_t оценивается для модели DCC следующим образом:

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}}.$$

где Q_t – ковариационная матрица стандартизированных остатков, которая определяется в модели DCC как:

$$Q_t = (1 - \omega_1 - \omega_2) \bar{Q} + \omega_1 z_{t-1} z_{t-1}' + \omega_2 Q_{t-1},$$

$$\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t z_t', \omega_1 + \omega_2 < 1, \omega_1, \omega_2 < 0,$$

где z_t – стандартизированные остатки в момент времени t ($z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$);

\bar{Q} – безусловная ковариационная матрица стандартизированных остатков.

Условия, налагаемые на параметры ω_1 и ω_2 , гарантируют положительную определенность корреляционной матрицы и обеспечивают такую ее структуру, при которой однонаправленные колебания доходности актива и рыночного портфеля усиливают корреляцию.

Для оценки условных волатильностей была использована простая (simple) спецификация GARCH модели (T. Bollerslev [29]):

$$\begin{cases} h_{i,t} = c_i + a_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + g_i h_{i,t-1} \\ h_{m,t} = c_m + a_m \varepsilon_{m,t-1}^2 + g_m h_{m,t-1} \end{cases}.$$

Условная ковариация $h_{im,t}$ оценивается из корреляционной матрицы R_t и матрицы D_t , а впоследствии используется для нахождения динамических бета:

$$h_{im,t} = p_{im,t} \sqrt{h_{i,t} h_{m,t}},$$

$$\beta_{i,t} | \Omega_{t-1} = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, R_{m,t} | \Omega_{t-1})}{\text{var}(R_{i,t} | \Omega_{t-1})} = \frac{h_{im,t}}{h_{m,t}}.$$

Логарифмическая функция максимального правдоподобия для всех рассмотренных GARCH моделей выглядит следующим образом:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \ln(2\pi) + \ln |D_t R_t D_t| + \varepsilon_t' (D_t R_t D_t)^{-1} \varepsilon_t),$$

где n – это размерность модели (в нашем случае равна 2);

θ – вектор неизвестных параметров.

Определение детерминантов систематического риска

Для определения зависимости между бета отдельного локального индекса и

макроиндикаторами была использована регрессия следующего вида:

$$\beta_{i,t} = d_i + b_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \cdot \varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2),$$

где $\beta_{i,t}$ – месячные бета актива i в момент времени t (получены усреднением недельных бета для актива i);

b_i – коэффициенты при соответствующих регрессорах;

$$X_{i,t} = CPI_{i,t-1}, Curncy_{i,t}, IntR_{i,t}, M1_{i,t-1},$$

$$IP_{i,t-1}, CPIUS_{i,t-1}, IntRUS_{i,t}, DXY_{i,t},$$

$PE.ratio_{i,t}, Div.yield_{i,t}$ – это матрица регрессоров для актива i (для секторов энергетики, материалов и электроэнергетики были также добавлены специальные секторальные факторы);

d_i – свободный коэффициент для актива i ;

$\varepsilon_{i,t}$ – независимые нормально распределенные остатки модели с дисперсией $\sigma_{\varepsilon_i}^2$.

Такие макроэкономические детерминанты как локальная и долларовая инфляция, темп роста предложения денег M1 и изменение промышленного производства были учтены в модели с месячным лагом. Это было сделано потому, что данные по этим макроиндикаторам публикуются уже по прошествии соответствующего месяца в следующем за ним. Остальные факторы определяются исходя из рыночной конъюнктуры на ежедневной основе, поэтому в их случае введение лага не имеет под собой экономического обоснования. Для секторов энергетики, материалов и электроэнергетики в модель были также включены специальные секторальные факторы из табл. 2.

Для проверки гипотезы о степени влияния локальных и глобальных факторов были построены регрессии еще двух типов для каждого сектора в отдельности. Первый вариант не включает глобальные факторы:

$$\beta_{i,t} = d_i + b_i X_{i,t}^{Local} + \varepsilon_{i,t} \cdot \varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2),$$

где $X_{i,t}^{Local} = CPI_{i,t-1}, Curncy_{i,t}, IntR_{i,t}, M1_{i,t-1}, IP_{i,t-1}, PE.ratio_{i,t}, Div.yield_{i,t}$ – это матрица регрессоров для актива i , не включающая глобальные факторы (для секторов энергетики, материалов и электроэнергетики были также добавлены специальные секторальные факторы).

Второй тип регрессий, напротив, не включает локальные факторы:

$$\beta_{i,t} = d_i + b_i X_{i,t}^{Global} + \varepsilon_{i,t} \cdot \varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2),$$

где $X_{i,t}^{Global} = CPI_{US,i,t-1}, IntR_{US,i,t}, DXY_{i,t}, PE.ratio_{i,t}, Div.yield_{i,t}$ – это матрица регрессоров для актива i , не включающая локальные факторы (для секторов энергетики, материалов и электроэнергетики были также добавлены специальные секторальные факторы).

Результаты

В табл. 3 представлена описательная статистика бета проанализированных российских индексов. Видно, что бета для каждого индекса сильно колеблется и имеет довольно высокое стандартное отклонение. Среднее стандартное отклонение бета индексов составляет 0,33, а сами значения варьируются от 0,68 до 3,5. Также отметим, что все динамические бета оказались стационарными.

Как видно из табл. 4, корреляция между бета различных секторов находится на довольно высоком уровне. Показатель корреляции разнится от 23% до 98%, а его среднее значение составляет 57% по всем парам. Отметим сильную связь бета энергетического сектора с бета финансового и телекоммуникационного секторов (80% и 65% соответственно). А систематический риск сектора материалов, напротив, показывает слабую взаимосвязь с аналогичным показателем у секторов электроэнергетики, телекоммуникаций и потребительских товаров массового потребления (23%, 31% и 34% соответственно).

В табл. 5 показаны результаты регрессий бета каждого из рассматриваемых секторов и общего индекса в отдельности. Так как в первоначальных моделях наблюдалась

автокорреляция, была применена процедура Кохрейна-Оркатта.

Исходя из результатов, видно, что все регрессии, кроме модели для электроэнергетического и потребительского секторов, значимы при 5-процентном уровне значимости. Далее анализируются результаты только значимых регрессий. Скорректированный R^2 варьируется от 18% до 25%, что согласуется с результатами предыдущих работ (к примеру, R. Verma и G. Soydemir [13] обнаружили, что локальные и глобальные факторы объясняют не более 45% изменений страновых рисков для четырех латиноамериканских стран). При этом наибольшее значение показателя модель демонстрирует для финансового сектора (25,1%) и сектора материалов (25%).

Отметим, что из локальных факторов показатель темпа роста денежной массы $M1$ оказался значимым фактором для бета всех секторов, а индикатор, отражающий динамику промышленного производства, – для всех, кроме финансового сектора и сектора материалов. Инфляция значима только для модели общего рынка и секторов энергетики и телекоммуникаций, процентная ставка – только для сектора материалов, а локальная валюта – только для сектора телекоммуникаций.

Как видно из таблицы, знак коэффициента при темпе роста денежной массы отрицательный для всех значимых моделей, что говорит о том, что ускорение темпа роста негативно влияет на бета. Это может объясняться тем, что ускорение темпа роста денежной массы рассматривается инвесторами как индикатор усиления экономики или увеличения экономического роста. Также отметим, что рост темпа предложения денег может быть следствием снижения процентных ставок, что снижает кредитный риск эмитентов страны. Этот результат согласуется с выводами R. Verma и G. Soydemir [13], которые обнаружили негативную связь странового риска и темпа роста предложения $M1$ для четырех латиноамериканских стран.

Знак коэффициента при изменении индекса промышленного производства различается:

для общего индекса и сектора энергетики он отрицательный, а для сектора телекоммуникаций – положительный. Отрицательный знак соответствует предположению о том, что увеличение индекса промышленного производства должно приводить к снижению систематического риска. Отметим, что в работах R. Verma и G. Soydemir [13], а также A. Marshall et al. [16] этот параметр оказался незначим.

Положительный знак при показателе инфляции согласуется с гипотезой о том, что ее рост увеличивает систематический риск страны или конкретного сектора. Результат соответствует выводам A. Marshall et al. [16]. Знак коэффициента у валютного курса в регрессии бета для телекоммуникационного сектора также положителен, и это означает, что ослабление курса увеличивает ее бета. Данный вывод также подтверждает результаты A. Marshall et al. [16]. Подчеркнем, что ослабление курса негативно и для сектора телекоммуникаций в целом, как не экспортной отрасли России. В случае секторов материалов и энергетики, где и присутствует обратный эффект от курса валюты, так как обе отрасли выигрывают от девальвации рубля, курс валюты оказался незначимым.

В модели для сектора материалов знак при коэффициенте процентной ставки отрицателен, а значит, увеличение процентной ставки снижает систематический риск этого индекса. Результат может объясняться тем, что рост процентной ставки (вследствие повышения ключевой ставки) снижает ожидаемую инфляцию, а также стимулирует carry trade и в результате приводит к укреплению рубля. Оба указанных последствия снижают систематический риск страны в целом. Этот результат подтверждает выводы V.C. Teles и J. Andrade [15] для ряда развивающихся стран, но противоречит результатам работы A. Marshall et al. [16].

Среди глобальных факторов долларова процентная ставка значима во всех построенных регрессиях, индекс доллара – для секторов материалов, финансов и телекоммуникаций, а долларова инфляция –

только для секторов материалов и телекоммуникаций.

Отметим отрицательный знак коэффициентов долларовой процентной ставки и потребительской инфляции США, а также положительный знак коэффициента долларowego индекса. Эти результаты подтверждают выводы, сделанные в работах R. Verma и G. Soydemir [13] и W. Ferson и C.R. Harvey [30] о влиянии указанных показателей на систематический риск вложений в зарубежные активы.

Из общих секторальных факторов значимым показателем оказалась только дивидендная доходность и только для секторов материалов и финансов. Знак при коэффициенте в обоих моделях отрицательный. Это подтверждает гипотезу о том, что чем выше дивидендная доходность, тем систематический риск сектора ниже, поскольку доходность бумаг с высоким уровнем дивидендов меньше зависит от общего состояния экономики в отличие от доходности акций роста (growth stocks). Специальные секторальные факторы оказались абсолютно незначимы для анализируемых моделей.

В целом можно заключить, что гипотеза 1 о наличии влияния глобальных, локальных и секторальных факторов на бета частично подтверждается, так как регрессии для секторов электроэнергетики и потребительских товаров оказались в итоге незначимы.

Для проверки гипотезы 2 о силе влияния локальных и глобальных факторов те же регрессии были построены еще в двух вариантах: без учета глобальных переменных в первом случае и без учета локальных переменных во втором. В этих случаях тоже наблюдалась автокорреляция, поэтому была применена процедура Кохрейна–Оркатта.

В табл. 6 представлены результаты регрессий общего и секторальных индексов без включения глобальных факторов. Хотя регрессия для сектора электроэнергетики по-прежнему незначима в целом, модель для потребительского сектора стала значимой при 10-процентном уровне значимости. Исходя из

результатов, показанных в таблице, скорректированный R^2 не сильно снизился без глобальных факторов. Среди изменений по локальным факторам отметим, что локальная процентная ставка перестала быть значимым фактором для сектора материалов. Влияние всех остальных факторов для других секторов осталось неизменным, что касается значимости и знака коэффициентов.

В табл. 7 показаны результаты регрессий общего и секторальных индексов без включения локальных переменных. Заметим, что если в первоначальном варианте (табл. 5) пять из семи регрессий были значимы, то без локальных факторов значимы только две модели, а именно – для финансового сектора и сектора материалов. При этом интересно подчеркнуть, что для сектора материалов скорректированный R^2 даже вырос по сравнению с регрессией без глобальных факторов. Такую исключительность этого сектора можно объяснить тем, что сырьевые компании более интегрированные в глобальную экономику за счет специфики своих рынков. К примеру, курс доллара является очень важным показателем для сырьевых цен, в этом конкретном случае – цен на металлы и удобрения. Таким образом, риск сектора материалов в лучшей степени объясняется влиянием именно глобальных переменных. Для всех остальных отраслей можно сделать вывод о гораздо более сильном влиянии локальных факторов на систематический риск, что согласуется с выводом W. Ferson и C.R. Harvey [25]. В целом гипотеза 2 частично подтверждается, поскольку сектор материалов все-таки показал большую связь с глобальными факторами.

Подчеркнем, что секторальные факторы были незначимы в большинстве случаев для всех типов регрессии. Специальные секторальные факторы оказались незначимы во всех анализируемых регрессиях, а среди общих секторальных факторов – только показатель дивидендной доходности был значим и только для сектора финансов (для всех трех типов регрессии) и материалов (для первоначальной полной регрессии и регрессии без локальных факторов). Это позволяет сделать вывод о том, что гипотеза 3 в целом отвергается.

Выводы

В данной работе анализировалась динамика систематического риска общего и секторальных индексов российского фондового рынка. С помощью многомерной DCC-GARCH модели были оценены ряды динамических бета, которые затем были использованы для выявления детерминантов систематического риска различных секторов.

Было обнаружено, что локальные, глобальные и секторальные факторы в целом статистически значимо влияют на бета российских индексов. При этом из локальных факторов потребительская инфляция, темп роста предложения денег $M1$ и изменение индекса промышленного производства оказались значимыми в большинстве случаев, а среди глобальных факторов – долларовая инфляция и индекс доллара. Также было выявлено, что локальные факторы имеют большую объяснительную силу, нежели глобальные факторы для бета всех отраслей, за исключением сектора материалов, для которого влияние обоих типов детерминантов оказалось практически равнозначно.

Кроме того, анализ показал, что секторальные факторы слабо объясняют динамику бета. Из этих индикаторов только показатель дивидендной доходности оказался значимым и лишь для секторов материалов и финансов.

По мнению автора, настоящая работа вносит вклад в изучение взаимосвязей систематического риска в глобальной экономике, в частности, в случае российского фондового рынка и его секторов. Основные выводы могут быть полезны потенциальным инвесторам, международным банкам и хедж-фондам для эффективного построения инвестиционных портфелей, их диверсификации и минимизации рисков, связанных с инвестированием в российские активы и секторы экономики. Если знать детерминанты бета тех или иных инструментов, можно корректно хеджировать позиции в этих активах. Понимание факторов, определяющих систематический риск, может помочь регуляторам в проведении грамотной фискальной и монетарной политики в целях снижения уровня странового риска.

Таблица 1

Выборка анализируемых индексов

Table 1

Sample of analyzed indexes

Название индекса	Блумберг тикер	Сектор
MSCI World	MXEF Index	–
MSCI Russia	MXRU Index	–
MSCI Russia Energy	MXRU0EN Index	Энергетика
MSCI Russia Materials	MXRU0MT Index	Материалы
MSCI Russia Financials	MXRU0FN Index	Финансы
MSCI Russia Utilities	MXRU0UT Index	Электроэнергетика
MSCI Russia Telecommunications	MXRU0TC Index	Телекоммуникации
MSCI Russia Consumer Staples	MXRU0CS Index	Товары массового потребления

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Таблица 2

Локальные, глобальные и секторальные показатели, используемые в моделях

Table 2

Local, global and sectoral factors used in the models

Показатель	Сокращение	Источник
<i>Страновые факторы</i>		
Потребительская инфляция, г/г %	CPI	Банк России
Курс валюты	Curncy	Bloomberg: RUB Curncy
3-месячная ставка межбанковского рынка (Mosprime), %	IntR	Банк России
Темп роста предложения денег M1, г/г %	M1	Данные МВФ
Изменение промышленного производства, г/г %	IP	Росстат
<i>Глобальные факторы</i>		
Потребительская инфляция США, %	CPI US	ФРС
3-месячная доходность казначейских векселей США, %	IntR US	Bloomberg: USGG3M Index
Индекс доллара	DXY	Bloomberg: DX Y Index
<i>Секторальные факторы</i>		
<i>Общие</i>		
Мультипликатор P/E	PE.ratio	Bloomberg
Дивидендная доходность, %	Div.yield	Bloomberg
<i>Энергетика</i>		
Цена нефти Brent, долл. США за баррель	OIL	Bloomberg: CO1 Comdty
Спред Gasoline – Brent, долл. США за баррель	CRACK	Bloomberg: FSQCM1 Index
<i>Материалы</i>		
Цена на золото, долл. США за унцию	GOLD	Bloomberg: GOLDS Comdty
Индекс цветных металлов LME (London Metals Exchange)	LMEX	Bloomberg: LMEX Index
Цена железной руды Fe 62%, долл. США за т	ORE	Bloomberg: MBIO62DA Index
Индекс цен на удобрения (от компании Green Plains)	FERT	Bloomberg: GCFPNPKI Index
<i>Электроэнергетика</i>		
Цена на природный газ NBP, долл. США за тыс. куб. фут	NBP	Bloomberg: FN1 Comdty
Цена на энергетический уголь, долл. США за т	COAL	Bloomberg: XA1 Comdty

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Таблица 3**Описательная статистика бета****Table 3****Beta descriptive statistic**

Показатель	Общий	Энергетика	Материалы	Финансы	Электроэнергетика	Телекоммуникации	Товары массового потребления
Среднее значение	1,31	1,25	1,33	1,55	1,5	1,24	1,33
Медиана	1,25	1,19	1,3	1,48	1,41	1,15	1,26
Максимум	2,84	2,92	1,95	2,53	3,5	3,14	2,68
Минимум	0,76	0,68	0,83	0,89	0,85	0,7	0,74
Стандартное отклонение	0,31	0,33	0,22	0,35	0,46	0,36	0,31
Коэффициент асимметрии	1,52	1,67	0,64	0,46	1,72	2,38	0,98
Коэффициент эксцесса	3,57	4,27	0,24	–0,52	3,64	7,56	1,32

Тест Харки–Бера

Статистика	382	511	29	19	435	1 386	97
P-значение	0	0	0	0	0	0	0

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Таблица 4**Корреляция между бета российских индексов****Table 4****Correlations of Russian indexes beta**

Показатель	Общий	Энергетика	Материалы	Финансы	Электроэнергетика	Телекоммуникации	Товары массового потребления
Общий	1	–	–	–	–	–	–
Энергетика	0,98	1	–	–	–	–	–
Материалы	0,51	0,49	1	–	–	–	–
Финансы	0,86	0,8	0,59	1	–	–	–
Электроэнергетика	0,59	0,53	0,23	0,5	1	–	–
Телекоммуникации	0,72	0,65	0,31	0,55	0,62	1	–
Товары массового потребления	0,56	0,48	0,34	0,48	0,53	0,59	1

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Таблица 5

Регрессия бета каждого сектора

Table 5

Beta regressions of all sectors

Показатель	Общий	Энергетика	Материалы	Финансы	Электроэнергетика	Телекоммуникации	Товары массового потребления
Свободный коэффициент	1,35***	1,18***	1,44***	1,68***	1,78***	1,13***	1,48***
CPI	0,02***	0,03***	0	0,01	0	0,02***	0
Curncy	0,01	0,01	0	0,01	0,02	0,04***	0,01
IntR	-0,01	-0,02	-0,01**	0,01	-0,02	-0,03	-0,04
M1	-0,01***	-0,01***	-0,01**	-0,01***	-0,02***	0***	-0,01***
IP	-0,01***	-0,01***	0	-0,01	0,01***	0,01***	0***
CPI_US	-0,39	-0,56	-0,04*	-0,27	-0,53	-1,05*	-0,08
IntR_US	-0,06**	-0,07*	-0,05***	-0,05**	-0,06**	-0,05***	-0,04***
DXU	0	0,01	0,01**	0,01*	0,02**	0,02***	0,01
PE.ratio	0,01	0,02	0	0	0	0,02	0
Div.yield	-0,01	-0,08	-0,04*	-0,17***	-0,01	0,01	0,02
OIL	—	0	—	—	—	—	—
CRACK	—	0	—	—	—	—	—
GOLD	—	—	0	—	—	—	—
LMEX	—	—	0	—	—	—	—
ORE	—	—	0	—	—	—	—
FERT	—	—	0	—	—	—	—
NBP	—	—	—	—	0	—	—
COAL	—	—	—	—	0	—	—
R2	21,26%	27,02%	29,05%	28,31%	8,82%	24,67%	16,59%
Adj. R2	17,68%	22,83%	24,97%	25,05%	3,58%	21,25%	12,8%
F-стат.	2,2	2,5	2,3	3,2	0,6	2,7	1,6
Значимость F	0,02	0,01	0,01	0	0,8	0,01	0,11
DW-стат.	1,98	1,99	1,81	1,79	1,6	2,05	1,86
Значимость DW	0,49	0,47	0,27	0,18	0,04	0,58	0,26

* Параметры значимы при 10-процентном уровне значимости.

** Параметры значимы при 5-процентном уровне значимости.

*** Параметры значимы при 1-процентном уровне значимости.

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Таблица 6

Регрессии бета каждого сектора без включения глобальных факторов

Table 6

Beta regressions of all sectors excluding global factors

Показатель	Общий	Энергетика	Материалы	Финансы	Электроэнергетика	Телекоммуникации	Товары массового потребления
Свободный коэффициент	1,27***	1,08***	1,36***	1,63***	1,69***	1,08***	1,43***
CPI	0,02***	0,04***	0,01	0,01	0	0,03***	0
Curncy	0,01	0,01	0	0	0,01	0,03***	0
IntR	-0,01	-0,01	0	0,01	-0,01	-0,03	-0,04
M1	-0,01***	-0,01***	-0,01**	-0,01***	-0,02***	-0,01***	-0,01***
IP	-0,01***	-0,01***	0	-0,01	0,01***	0***	0***
PE.ratio	0,01	0,02*	0	0	0	0,01	0
Div.yield	-0,01	-0,05	-0,04*	-0,15***	0	0,01	0,03
OIL	—	0	—	—	—	—	—
CRACK	—	0	—	—	—	—	—
GOLD	—	—	0	—	—	—	—
LMEX	—	—	0	—	—	—	—
ORE	—	—	0	—	—	—	—
FERT	—	—	0	—	—	—	—
NBP	—	—	—	—	0	—	—
COAL	—	—	—	—	0	—	—
R2	17,87%	22,5%	23,66%	23,96%	5,37%	16,62%	15,12%
Adj. R2	15,1%	18,98%	20,19%	21,4%	1,07%	13,81%	12,26%
F-стат.	2,6	2,7	2,3	3,8	0,5	2,4	2,2
Значимость F	0,02	0,01	0,02	0	0,85	0,03	0,05
DW-стат.	1,9	1,87	1,81	1,75	1,58	1,99	1,86
Значимость DW	0,22	0,27	0,24	0,12	0,03	0,47	0,25

* Параметры значимы при 10-процентном уровне значимости.

** Параметры значимы при 5-процентном уровне значимости.

*** Параметры значимы при 1-процентном уровне значимости.

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Таблица 7

Регрессии бета каждого сектора без включения локальных факторов

Table 7

Beta regressions of all sectors excluding local factors

Показатель	Общий	Энергетика	Материалы	Финансы	Электроэнергетика	Телекоммуникации	Товары массового потребления
Свободный коэффициент	1,4**	1,36**	1,38**	1,63**	1,63**	1,33**	1,41**
CPI_US	–0,3	–0,43	–0,07*	–0,28	–0,51	–0,71	–0,15
IntR_US	–0,07**	–0,09**	–0,06**	–0,08**	–0,07**	–0,05**	–0,05**
DXU	0*	0	0,01*	0,01**	0,01**	0,01**	0,01**
PE.ratio	0,01	0,02	0	0	0	0,02	0
Div.yield	0	–0,08	–0,04	–0,16**	–0,03	0	–0,12
OIL	–	0	–	–	–	–	–
CRACK	–	0	–	–	–	–	–
GOLD	–	–	0	–	–	–	–
LMEX	–	–	0	–	–	–	–
ORE	–	–	0	–	–	–	–
FERT	–	–	0	–	–	–	–
NBP	–	–	–	–	0	–	–
COAL	–	–	–	–	0	–	–
R2	7,51%	12,8%	24,54%	17,47%	3,68%	4,65%	4,4%
Adj. R2	4,39%	8,84%	21,11%	14,69%	–0,69%	1,43%	1,18%
F-стат.	1,4	1,8	3	3,7	0,5	0,8	0,8
Значимость F	0,23	0,1	0	0	0,86	0,52	0,55
DW-стат.	1,47	1,5	1,76	1,78	1,55	1,98	1,9
Значимость DW	0,01	0,02	0,21	0,18	0,03	0,51	0,2

* Параметры значимы при 5-процентном уровне значимости.

** Параметры значимы при 1-процентном уровне значимости.

Источник: составлено автором

Source: Authoring

Список литературы

1. Chen N., Roll R., Ross S. Economics Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 1986, vol. 59, no. 3, pp. 383–403. doi: 10.1086/296344
2. Bracker K., Koch P. Economic Determinants of the Correlation Structure Across International Equity Markets. *Journal of Economics and Business*, 1999, vol. 51, iss. 6, pp. 443–471. doi: 10.1016/s0148-6195(99)00021-1
3. Pretorius E. Economic Determinants of Emerging Stock Market Interdependence. *Emerging Markets Review*, 2002, vol. 3, iss. 1, pp. 84–105. doi: 10.1016/S1566-0141(01)00032-2
4. Stulz R. A Model of International Asset Pricing. *Journal of Financial Economics*, 1981, vol. 9, iss. 4, pp. 383–406. doi: 10.1016/0304-405X(81)90005-2
5. Adler M., Dumas B. International Portfolio Choices and Corporation Finance: A Synthesis. *The Journal of Finance*, 1983, vol. 38, no. 3, pp. 925–984. doi: 10.1111/j.1540-6261.1983.tb02511.x
6. Errunza V., Losq E. International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test. *The Journal of Finance*, 1985, vol. 40, iss. 1, pp. 105–124. doi: 10.2307/2328050

7. Harvey C.R. The World Price of Covariance Risk. *Journal of Finance*, 1991, vol. 46, no. 1, pp. 111–157. doi: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb03747.x
8. Erb C.B., Harvey C.R., Viskanta T.E. Expected Returns and Volatility in 135 Countries. *The Journal of Portfolio Management*, 1996, vol. 22, no. 3, pp. 46–58. doi: 10.3905/jpm.1996.409554
9. Oetzel J.M., Bettis R.A., Zenner M. Country Risk Measures: How Risky Are They? *Journal of World Business*, 2001, vol. 36, iss. 2, pp. 128–145. doi: 10.1016/S1090-9516(01)00049-9
10. Abell J.D., Krueger T.M. Macroeconomic Influences on Beta. *Journal of Economics and Business*, 1989, vol. 41, iss. 2, pp. 185–193. doi: 10.1016/0148-6195(89)90016-7
11. Gangemi M.A., Brooks R.D., Faff R.W. Modeling Australia's Country Risk: A Country Beta Approach. *Journal of Economics and Business*, 2000, vol. 52, iss. 3, pp. 259–276. doi: 10.1016/S0148-6195(99)00034-X
12. Patro D.K., Wald J.K., Wu Y. The Impact of Macroeconomic and Financial Variables on Market Risk: Evidence from International Equity Returns. *European Financial Management*, 2002, vol. 8, iss. 4, pp. 421–447. doi: 10.1111/1468-036X.00198
13. Verma R., Soydemir G. Modeling Country Risk in Latin America: A Country Beta Approach. *Global Finance Journal*, 2006, vol. 17, iss. 2, pp. 192–213. doi: 10.1016/j.gfj.2006.05.003
14. Andrade J., Teles V.C. An Empirical Model of the Brazilian Country Risk – An Extension of the Beta Country Risk Model. *Applied Economics*, 2006, vol. 38, iss. 11, pp. 1271–1278. doi: 10.1080/00036840500426843
15. Teles V.C., Andrade J. Monetary Policy and Country Risk. *Applied Economics*, 2008, vol. 40, iss. 15, pp. 2021–2028. doi: 10.1080/00036840600949249
16. Marshall A., Maulana T., Tang L. The Estimation and Determinants of Emerging Market Country Risk and the Dynamic Conditional Correlation GARCH Model. *International Review of Financial Analysis*, 2009, vol. 18, iss. 5, pp. 250–259. doi: 10.1016/j.irfa.2009.07.004
17. Verbenik M., Horvath J., Gazda V. Country Risk in the New EU Member States: A Country Beta Approach. *International Research Journal of Finance and Economics*, 2011, vol. 80, pp. 148–157.
18. Anton S.G., Ochem M. Time-Varying Betas in Central and Eastern European Markets: a Bivariate BEKK GARCH Approach. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 2013, vol. 6, no. 2, pp. 107–121. doi: 10.1504/IJEPEE.2013.055792
19. Ülkü N., Baker S. Country World Betas: The Link Between Stock Market Beta and Macroeconomic Beta. *Finance Research Letters*, 2013, vol. 11, iss. 1, pp. 36–46. doi: 10.1016/j.frl.2013.07.002
20. Long L., Tsui A.K., Zhang Z. Estimating Time-Varying Currency Betas with Contagion: New Evidence from Developed and Emerging Financial Markets. *Japan and the World Economy*, 2014, vol. 30, pp. 10–24. doi: 10.1016/j.japwor.2014.02.001
21. Faff R.W., Lee J.H.H., Fry T.R.L. Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 1992, vol. 19, iss. 2, pp. 253–270. doi: 10.1111/j.1468-5957.1992.tb00623.x
22. Baele L., Londono J.M. Understanding Industry Betas. *Journal of Empirical Finance*, 2013, vol. 22, pp. 30–51. doi: 10.1016/j.jempfin.2013.02.003

23. McKenzie M.D., Brooks R.D., Faff R.W. The Use of Domestic and World Market Indexes in the Estimation of Time-Varying Betas. *Journal of Multinational Financial Management*, 2000, vol. 10, iss. 1, pp. 91–106. doi: 10.1016/S1042-444X(99)00021-3
24. Lie F., Faff R. Global Industry Betas. *Applied Economic Letters*, 2003, vol. 10, iss. 1, pp. 21–26. doi: 10.1080/13504850210167197
25. Ferson W., Harvey C.R. Fundamental Determinants of National Equity Market Returns: A Perspective on Conditional Asset Pricing. *Journal of Banking and Finance*, 1997, vol. 21, iss. 11–12, pp. 1625–1665. doi: 10.3386/w5860
26. Асатуров К.Г. Динамические модели систематического риска: сравнение на примере индийского фондового рынка // Экономика и математические методы. 2015. Т. 51. № 4. С. 59–75.
27. Solnik B., Solnik V. A Multi-Country Test of the Fisher Model for Stock Returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1997, vol. 7, iss. 4, pp. 289–301. doi: 10.1016/S1042-4431(97)00024-3
28. Engle R.F. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, vol. 20, no. 3, pp. 339–350. doi: 10.1198/073500102288618487
29. Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 1986, vol. 31, iss. 3, pp. 307–327. doi: 10.1016/0304-4076(86)90063-1
30. Ferson W., Harvey C.R. Sources of Risk and Expected Returns in Global Equity Markets. *Journal of Banking and Finance*, 1994, vol. 18, iss. 4, pp. 775–803. doi: 10.1016/0378-4266(93)00020-P

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

DETERMINANTS OF SYSTEMATIC RISK: EVIDENCE FROM THE RUSSIAN STOCK MARKET**Konstantin G. ASATUROV**National Research University – Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation
kgasaturov@gmail.com**Article history:**Received 18 April 2017
Received in revised form
11 May 2017
Accepted 25 May 2017
Available online 28 June 2017**JEL classification:** C14, C23,
C58, G10, G11<https://doi.org/10.24891/fc.23.23.1343>**Keywords:** systematic risk
determinants, Russian stock
market, DCC-GARCH**Abstract****Importance** The paper examines a systematic risk or beta of the Russian stock market and its determinants.**Objects** The aim of the research is to estimate the systematic risk of general and sector indexes of the Russian equity market in relation to the international market, find its determinants and define the contribution of global, local and sector factors to these risks.**Methods** I employ the DCC-GARCH model to estimate time-varying betas, which I use to find determinants of the Russian stock market's systematic risk.**Results** Local, global and sector factors have a significant impact on the Russian beta indexes. Among local factors, the consumer inflation, money supply M1 growth and industrial production index changes have the largest influence in most cases. As for global factors, USD inflation and USD index were significant. The analysis shows that sector factors poorly affect the beta dynamics. The findings may be useful for potential investors, international banks and hedge funds interested in efficient portfolio building, diversification and mitigation of risks related to investing in Russian assets. The knowledge of factors impacting the systematic risk may also help regulators to carry out smart monetary and fiscal policy in order to reduce country risk.**Conclusions** The results of the study contribute to understanding the inter-linkages of systematic risk in the global economy, in particular, regarding the Russian stock market and its sectors.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2017

References

1. Chen N., Roll R., Ross S. Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 1986, vol. 59, no. 3, pp. 383–403. doi: 10.1086/296344
2. Bracker K., Koch P. Economic Determinants of the Correlation Structure Across International Equity Markets. *Journal of Economics and Business*, 1999, vol. 51, iss. 6, pp. 443–471. doi: 10.1016/s0148-6195(99)00021-1
3. Pretorius E. Economic Determinants of Emerging Stock Market Interdependence. *Emerging Markets Review*, 2002, vol. 3, iss. 1, pp. 84–105. doi: 10.1016/S1566-0141(01)00032-2
4. Stulz R. A Model of International Asset Pricing. *Journal of Financial Economics*, 1981, vol. 9, iss. 4, pp. 383–406. doi: 10.1016/0304-405X(81)90005-2
5. Adler M., Dumas B. International Portfolio Choices and Corporation Finance: A Synthesis. *The Journal of Finance*, 1983, vol. 38, no. 3, pp. 925–984. doi: 10.1111/j.1540-6261.1983.tb02511.x
6. Errunza V., Losq E. International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test. *The Journal of Finance*, 1985, vol. 40, iss. 1, pp. 105–124. doi: 10.2307/2328050
7. Harvey C.R. The World Price of Covariance Risk. *The Journal of Finance*, 1991, vol. 46, no. 1, pp. 111–157. doi: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb03747.x
8. Erb C.B., Harvey C.R., Viskanta T.E. Expected Returns and Volatility in 135 Countries. *The Journal of Portfolio Management*, 1996, vol. 22, no. 3, pp. 46–58. doi: 10.3905/jpm.1996.409554

9. Oetzel J.M., Bettis R.A., Zenner M. Country Risk Measures: How Risky Are They? *Journal of World Business*, 2001, vol. 36, iss. 2, pp. 128–145. doi: 10.1016/S1090-9516(01)00049-9
10. Abell J.D., Krueger T.M. Macroeconomic Influences on Beta. *Journal of Economics and Business*, 1989, vol. 41, iss. 2, pp. 185–193. doi: 10.1016/0148-6195(89)90016-7
11. Gangemi M.A., Brooks R.D., Faff R.W. Modeling Australia's Country Risk: A Country Beta Approach. *Journal of Economics and Business*, 2000, vol. 52, iss. 3, pp. 259–276. doi: 10.1016/S0148-6195(99)00034-X
12. Patro D.K., Wald J.K., Wu Y. The Impact of Macroeconomic and Financial Variables on Market Risk: Evidence from International Equity Returns. *European Financial Management*, 2002, vol. 8, iss. 4, pp. 421–447. doi: 10.1111/1468-036X.00198
13. Verma R., Soydemir G. Modeling Country Risk in Latin America: A Country Beta Approach. *Global Finance Journal*, 2006, vol. 17, iss. 2, pp. 192–213. doi: 10.1016/j.gfj.2006.05.003
14. Andrade J., Teles V.C. An Empirical Model of the Brazilian Country Risk – An Extension of the Beta Country Risk Model. *Applied Economics*, 2006, vol. 38, iss. 11, pp. 1271–1278. doi: 10.1080/00036840500426843
15. Teles V.C., Andrade J. Monetary Policy and Country Risk. *Applied Economics*, 2008, vol. 40, iss. 15, pp. 2021–2028. doi: 10.1080/00036840600949249
16. Marshall A., Maulana T., Tang L. The Estimation and Determinants of Emerging Market Country Risk and the Dynamic Conditional Correlation GARCH Model. *International Review of Financial Analysis*, 2009, vol. 18, iss. 5, pp. 250–259. doi: 10.1016/j.irfa.2009.07.004
17. Verbenik M., Horvath J., Gazda V. Country Risk in the New EU Member States: A Country Beta Approach. *International Research Journal of Finance and Economics*, 2011, vol. 80, pp. 148–157.
18. Anton S.G., Ocherm M. Time-Varying Betas in Central and Eastern European Markets: a Bivariate BEKK GARCH Approach. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 2013, vol. 6, no. 2, pp. 107–121. doi: 10.1504/IJEPEE.2013.055792
19. Ülkü N., Baker S. Country World Betas: The Link Between the Stock Market Beta and Macroeconomic Beta. *Finance Research Letters*, 2013, vol. 11, iss. 1, pp. 36–46. doi: 10.1016/j.frl.2013.07.002
20. Long L., Tsui A.K., Zhang Z. Estimating Time-Varying Currency Betas with Contagion: New Evidence from Developed and Emerging Financial Markets. *Japan and the World Economy*, 2014, vol. 30, pp. 10–24. doi: 10.1016/j.japwor.2014.02.001
21. Faff R.W., Lee J.H.H., Fry T.R.L. Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 1992, vol. 19, iss. 2, pp. 253–270. doi: 10.1111/j.1468-5957.1992.tb00623.x
22. Baele L., Londono J.M. Understanding Industry Betas. *Journal of Empirical Finance*, 2013, vol. 22, pp. 30–51. doi: 10.1016/j.jempfin.2013.02.003
23. McKenzie M.D., Brooks R.D., Faff R.W. The Use of Domestic and World Market Indexes in the Estimation of Time-Varying Betas. *Journal of Multinational Financial Management*, 2000, vol. 10, iss. 1, pp. 91–106. doi: 10.1016/S1042-444X(99)00021-3
24. Lie F., Faff R. Global Industry Betas. *Applied Economic Letters*, 2003, vol. 10, iss. 1, pp. 21–26. doi: 10.1080/13504850210167197

25. Ferson W., Harvey C.R. Fundamental Determinants of National Equity Market Returns: A Perspective on Conditional Asset Pricing. *Journal of Banking and Finance*, 1997, vol. 21, iss. 11-12, pp. 1625–1665. doi: 10.3386/w5860
26. Asaturov K.G. [Dynamic models of systematic risk: Evidence from the Indian Stock Market]. *Ekonomika i matematicheskie metody = Economics and Mathematical Methods*, 2015, vol. 51, no. 4, pp. 59–75. (In Russ.)
27. Solnik B., Solnik V. A Multi-Country Test of the Fisher Model for Stock Returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1997, vol. 7, iss. 4, pp. 289–301. doi: 10.1016/S1042-4431(97)00024-3
28. Engle R.F. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, vol. 20, no. 3, pp. 339–350. doi: 10.1198/073500102288618487
29. Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 1986, vol. 31, iss. 3, pp. 307–327. doi: 10.1016/0304-4076(86)90063-1
30. Ferson W., Harvey C.R. Sources of Risk and Expected Returns in Global Equity Markets. *Journal of Banking and Finance*, 1994, vol. 18, iss. 4, pp. 775–803. doi: 10.1016/0378-4266(93)00020-P

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.