



## Бухгалтерский учет, статистика

Научная статья

УДК 336.7

DOI: <https://doi.org/10.17308/econ.2022.2/8989>

JEL: G11; G12; G17

## Сравнительный статистический анализ структуры премии за риск на фондовых рынках разных стран

В. В. Коротких<sup>1</sup>✉

<sup>1</sup> Воронежский государственный университет, Университетская пл., 1,  
394018, Воронеж, Российская Федерация

**Предмет.** Факторные модели являются одними из самых востребованных инструментов в анализе риска операций на фондовом рынке. Долгое время развитие факторных моделей обеспечивалось в основном за счет формирования дополнительных факторов риска. Однако статичные линейные спецификации как правило не достаточно чувствительны к структурным изменениям на рынке, к смене режимы функционирования рынка и в этом смысле обладают ограниченной разрешающей способностью. Идея переключения режима естественна для рынка и интуитивно понятна, поэтому для учета нелинейных зависимостей в факторных моделях анализа риска целесообразно наделять их механизмом Марковских переключений режимов.

**Цель.** Статистический анализ динамических свойств факторной структуры премий за риск в операциях с финансовыми инструментами фондового рынка на основе модификации процедуры Fama & MacBeth, учитывающей действующий на рынке режим.

**Методы.** В исследовании использовались параметрические методы анализа данных и машинного обучения, методы описания, анализа и синтеза, индукции и дедукции, а также сравнения и группировок. Для параметрической идентификации моделей с Марковскими переключениями режимов использован EM-алгоритм.

**Результаты.** В работе получены убедительные доказательства того, что зависимость между избыточной доходностью финансовых инструментов и факторными нагрузками находится под влиянием действующего на рынке режима. Главной особенностью режима низкой волатильности является наличие положительной статистически значимой риск-скорректированной премии. Смена действующего на рынке режима сопровождается трансформацией факторная структура рискованной премии. Данный факт указывает на целесообразность о разделения факторов риска на спекулятивные и защитные. К спекулятивным относятся факторы рыночного риска, риска размера компании-эмитента, риск моментум-эффекта. Они имеют положительную и значимую премию в режиме низкой волатильности. К защитным относятся факторы риска стоимости, капитальных вложений и рентабельности собственного капитала. Для защитных факторов положительная и значимая премия характерна лишь в периоды высокой волатильности.

**Ключевые слова:** премия за риск, страны с формирующимися рынками, Марковские переключения режимов.

**Для цитирования:** Коротких В. В. Сравнительный статистический анализ структуры премии за риск на фондовых рынках разных стран // Вестник Воронежского государственного университета. Серия: Экономика и управление. 2022. № 2. С. 83–98. DOI: <https://doi.org/10.17308/econ.2022.2/8989>

## Введение

Существует множество объективных причин, по которым в статистическом моделировании процессов фондового рынка высокую популярность приобретают модели, предусматривающие механизм смены режимов. Во-первых, идея переключения режима естественна для рынка и интуитивно понятна. Первые упоминания режимов в статистическом анализе, сделанные Hamilton [30], касались описания бизнес-циклов, направленного на выявление периодов рецессий, а также определения долгосрочных трендов в деловой активности. Поэтому следует ожидать, что характер связей между индикаторами риска и доходности операций на фондовых рынках различается в периоды перехода между фазами бизнес-цикла. Во-вторых, моделирование рыночных процессов сквозь призму режима функционирования позволяет адекватно учесть нелинейные эффекты и обеспечить более надежное приближение для сложных процессов. Конкуренцию моделям с переключениями режимов в решении прикладных задач статистического анализа рисков могут составить пожалуй лишь модели с адаптивным механизмом (см. напр.: Endovitsky et al. [16], Endovitsky, Korobeinikova, et al. [17], Endovitsky, Korotkikh, et al. [18]).

Специфика ранних исследований заключается в изучении числовых характеристик распределений доходностей в контексте смены скрытых состояний. Bialkowski [8] исследует отдельные фондовые индексы рынков Западной и Центральной Европы. Используя подход Garcis [25] для сравнения моделей с Марковскими переключениями режимов, Bialkowski показал, что наилучшим образом рассматриваемые рынки описываются моделями с двумя скрытыми состояниями. Одно из состояний соответствует периодам финансовых кризисов 1997–2002 гг. В более поздней работе Ahmad et al. [4] также выявили наличие двух устойчивых режимов в динамике 18 фондовых рынков стран Европейского Союза. Режим высокой волатильности был действующим в периоды мирового финансового кризиса и последующего кризиса в Еврозоне.

Abdymomunov & Morley [3] отмечают, что CAPM с двумя режимами и Марковскими переключениями превосходит по объясняющей способности безусловную CAPM. В качестве тестируемых финансовых инструментов авторы использовали портфели, упорядоченные по фак-

торам риска. В исследовании фондового рынка США Coggi & Manescu [13] получены свидетельства снижения объясняющей способности безусловной трехфакторной модели Fama – French [19] в периоды финансовых кризисов. Авторы отмечают, что использование двухрежимной трехфакторной модели с Марковскими переключениями позволило преодолеть указанную проблему. Кроме того, в работе указывается на существенное возрастание факторной нагрузки на фактор стоимости в режиме, соответствующем кризисным периодам.

Chen & Kawaguchi [11] предприняли попытку анализа фондового рынка Китая с использованием двухрежимных моделей CAPM и трехфакторной модели Fama – French в предположении, что факторы риска Fama & French могут рассматриваться в качестве индикаторов скрытых рисков, присущих китайскому рынку. Авторы констатировали наличие двух устойчивых режимов на рынке при параметрической идентификации обеих моделей. Wang et al. [38] выявили различия в факторных нагрузках по факторам риска на фондовых рынках континентального Китая и Гонконга, используя модели с Марковскими переключениями режимов.

Указанные исследования свидетельствуют о том, что модели с Марковскими переключениями режимов могут улавливать как структурные изменения в рыночной динамике, так и неожиданные шоки, что наделяет их преимуществами не только линейных, но и нелинейных спецификаций. Однако мы вынуждены констатировать недостаточное внимание исследователей к сравнительному статистическому анализу факторных нагрузок и премий за риск с использованием многофакторных моделей ценообразования, учитывающих действующий режим на ключевых мировых фондовых рынках, и изучению общих закономерностей для развивающихся и развитых рынков с учетом их скрытых состояний.

Целью настоящего исследования является сравнительный статистический анализ премий за риск в операциях с финансовыми инструментами на зарубежных рынках на основе модификации процедуры Fama & MacBeth, учитывающей действующий на рынке режим. Дальнейшее изложение имеет следующую структуру: во втором разделе описываются используемые в исследовании данные, результаты первичной обработки временных рядов, значительное внимание уделено опи-

санию методологии исследования, включающей особенности использования Марковских моделей со скрытыми состояниями в процедуре оценки премии за риск Fama & MacBeth. В третьем разделе представлены результаты проведенного анализа и верификации полученных моделей и их содержательная интерпретация. В четвертом разделе приведено обсуждение полученных результатов и сформулирован вклад исследования в международное научное знание. В заключении представлены основные выводы.

## Данные и методология

### Методология

Для проведения статистического анализа динамических свойств премий за риск в операциях с финансовыми инструментами фондового рынка в работе предложена двухэтапная процедура Fama & MacBeth [23], учитывающая Марковские переключения рыночных режимов. На первом этапе проводится параметрическая идентификация  $N$  факторных моделей, описывающих зависимость избыточных доходностей тестируемых финансовых инструментов от факторов риска:

$$\begin{aligned} r_{it} &= \alpha_1 + \beta_1^T \mathbf{f}_t + \varepsilon_{it}, \\ &\vdots \\ r_{Nt} &= \alpha_N + \beta_N^T \mathbf{f}_t + \varepsilon_{Nt}, \end{aligned} \quad (1)$$

где  $r_{it}$  – избыточная доходность  $i$ -го финансового инструмента в момент  $t$ ;  $\alpha_i$  – риск-скорректированная доходность;  $\mathbf{f}_t$  – вектор доходностей портфелей, имитирующих факторы риска, в момент  $t$ ;  $\beta_i$  – вектор факторных нагрузок;  $\varepsilon_{it}$  – ненаблюдаемая случайная ошибка.

На втором этапе для каждого уровня временных рядов доходностей тестируемых финансовых инструментов проводится параметрическая идентификация  $T$  уравнений, описывающих зависимость избыточных доходностей от полученных на предыдущем этапе факторных нагрузок:

$$\begin{aligned} r_{it} &= \lambda_{0i} + \lambda_1^T \hat{\beta}_i + \varepsilon_i, \\ &\vdots \\ r_{iT} &= \lambda_{0T} + \lambda_N^T \hat{\beta}_i + \varepsilon_T, \end{aligned} \quad (2)$$

где  $\lambda_i = (\lambda_i)$  – вектор премий за риск в момент  $t$ ;  $\varepsilon_i$  – ненаблюдаемая случайная ошибка.

По результатам этапа формируются временные ряды оценок параметров при фак-

торных нагрузках, для которых впоследствии вычисляются средние значения и  $t$ -статистики Стьюдента. Усредненные значения параметров интерпретируются как премии, обусловленные подверженностью соответствующим факторам риска, при условии, что остальные факторы риска остаются без изменений.

Усреднение, осуществляемое по всему периоду  $T$  в классической процедуре Fama & MacBeth, не учитывает действующий на рынке режим. С этой целью в работе предлагается проводить оценку премии по факторам риска отдельно на двух подвыборках, соответствующих действующим режимам.

Действующий на рынке режим идентифицируется по избыточной доходности национального рынка с использованием модели с Марковскими переключениями. Полагая  $s_t = \{0, 1\}$  в качестве ненаблюдаемой переменной состояния, характеристики избыточной доходности рынка с Марковскими переключениями следует рассматривать как систему, состоящую из двух спецификаций:

$$\begin{aligned} Mkt_t - RF &= \mu_i(s_t) + \varepsilon_t(s_t), \quad s_t = 0, \\ Mkt_t - RF &= \mu_i(s_t) + \varepsilon_t(s_t), \quad s_t = 1, \end{aligned} \quad (3)$$

где  $s_t$  – скрытый Марковский процесс первого порядка с матрицей переходных вероятностей:

$$\mathbf{Q} = \begin{pmatrix} p(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) & p(s_t = 1 | s_{t-1} = 0) \\ p(s_t = 0 | s_{t-1} = 1) & p(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix}. \quad (4)$$

Предполагается, что Марковские переключения режимов происходят индивидуально в рамках динамики каждого рассматриваемого рынка.

### Данные

Для проведения сравнительного статистического анализа в работе рассматриваются несколько выборочных совокупностей, сформированных по региональному признаку.

Выборочная совокупность, ассоциируемая с рынками Европы (EU), характеризует фондовые рынки Австрии, Бельгии, Швейцарии, Германии, Дании, Испании, Финляндии, Франции, Великобритании, Греции, Ирландии, Италии, Нидерландов, Норвегии, Португалии и Швеции. Отдельные выборочные совокупности сформированы по данным о биржевых торгах на рынке США (US) и рынке Японии (JP). Указанные страны вносят весомый вклад в мировую экономику. Данные, использованные в работе, получены с сайта French и охватывают период с июля 1990 по декабрь 2020 г.

### Объясняющие переменные

В качестве факторов риска операций с долговыми финансовыми инструментами фондового рынка рассматриваются портфели, имитирующие факторы процентного и кредитного рисков. Они характеризуют форму кривой временной структуры процентных ставок.

В качестве фактора процентного риска, обусловленного неожиданными изменениями процентных ставок, нами была рассчитана переменная *TERM*, представляющая собой доходность 10-летних национальных государственных облигаций (IRLTLT01USM156N, IRLTLT01EZM156N, IRLTLT01JPM156N)<sup>1</sup>, скорректированную на величину ставки без риска, соответствующей ставке по краткосрочным казначейским векселям США с постоянным сроком погашения, равным одному месяцу.

В качестве индикатора кредитного риска рынка долговых инструментов нами была рассчитана переменная *DEF*, представляющая собой разность между доходностью рыночного портфеля корпоративных облигаций с рейтингом Moody's не ниже AAA<sup>2</sup> и доходностью портфеля 10-летних национальных государственных облигаций.

В качестве показателей, характеризующих операции с долевыми финансовыми инструментами фондового рынка, целесообразно рассматривать факторы риска, предложенные в работе Fama & French [22], а именно избыточную доходность рынка ( $Mkt - RF$ , представляет собой доходность национального рыночного портфеля, взвешенного по рыночной капитализации компаний-эмитентов, за вычетом доходности казначейских векселей США), размер компании-эмитента (*SMB*, характеризует риски, связанные с влиянием рыночной капитализации эмитента на доходность операций с финансовыми инструментами), стоимость компании-эмитента (*HML*, характеризует риски, связанные с влиянием соотношения балансовой стоимости эмитента к его рыночной капитализации на доходность операций с финансовыми инструментами), капитальные вложения компании-эмитента (*CMA*, характеризует риски, связанные с влиянием инвестиционной деятельности эмитента на доходность операций с финансовыми инструментами),

рентабельность собственного капитала компании-эмитента (*RMW*, характеризует риски, связанные с прибыльностью деятельности эмитента на доходность операций с финансовыми инструментами), а также фактор инерции (моментум, *WML*, характеризует рыночную память). Описательные статистики по факторам приведены в табл. 1. На всех рассматриваемых рынках, за исключением Японии, наибольшую доходность в среднем демонстрирует фактор рынка. Однако инвестирование в этот фактор сопряжено и с большими рисками, поскольку он имеет наибольшее стандартное отклонение доходности среди всех рынков.

В табл. 2–3 вычислены парные коэффициенты корреляции по данным всей выборки без учета действующего на рынке режима. В зависимости от действующего режима корреляция между факторами риска может претерпевать изменения как по величине, так и по знаку. Поскольку режим, действующий на рынке, будет идентифицироваться по переменной  $Mkt - RF$ , следует ожидать перераспределения премии за риск от факторов с высокой положительной корреляцией с  $Mkt - RF$  к факторам с высокой отрицательной корреляцией при переходе в режим высокой волатильности. Премия по слабокоррелированным факторам, например *DEF* и *TERM*, в меньшей степени подвержена изменениям, возникающим при смене режима.

### Объясняемые переменные

В качестве объясняемых переменных выступают избыточные доходности тестируемых инструментов, в качестве которых рассматриваются равномерно взвешенные портфели, сформированные по парным пересечениям градаций фактора риска размера компании-эмитента и факторов риска стоимости, капитальных вложений и рентабельности собственного капитала. На рынке США градации факторов получены с использованием квинтилей распределений соответствующих показателей. В отличие от рынка США градации фактора размера компании-эмитента соответствуют 3-му, 7-му, 13-му и 25-му перцентилям распределения совокупной капитализации регионального фондового рынка. Общее число портфелей, рассматриваемых в качестве тестируемых финансовых инструментов, полученных таким образом, составляет 75 для каждого рынка. В состав портфелей вошли акции всех эмитентов, имеющих неотрицательную стоимость чистых активов в предыдущем

<sup>1</sup> Federal Reserve Economic Data. URL: <https://fred.stlouisfed.org>.

<sup>2</sup> Там же.

Таблица 1

## Описательные статистики факторов риска

Рынок	Фактор	Среднее	Станд. отклон.	Асимметрия	Экссесс	Максимум	Минимум
US	<i>Mkt – RF</i>	0,67	4,54	-0,54	1,97	16,01	-23,24
US	<i>SMB</i>	0,19	3,03	0,38	3,54	18,38	-15,39
US	<i>HML</i>	0,25	3,00	0,01	2,17	12,48	-14,02
US	<i>RMW</i>	0,29	2,26	-0,38	12,09	13,38	-18,76
US	<i>CMA</i>	0,26	1,94	0,36	1,41	9,06	-6,78
US	<i>WML</i>	0,60	4,37	-1,27	9,41	18,02	-34,30
US	<i>DEF</i>	0,10	0,04	0,18	-0,35	0,22	-0,01
US	<i>TERM</i>	0,13	0,11	-0,58	0,60	0,46	-0,35
EU	<i>Mkt – RF</i>	0,54	4,94	-0,56	1,67	16,62	-22,02
EU	<i>SMB</i>	0,08	2,12	-0,06	0,97	8,83	-7,33
EU	<i>HML</i>	0,21	2,54	0,23	3,41	12,16	-11,30
EU	<i>RMW</i>	0,39	1,58	-0,30	0,91	6,04	-5,00
EU	<i>CMA</i>	0,09	1,81	0,34	3,41	8,77	-7,30
EU	<i>WML</i>	0,88	3,94	-1,38	8,01	13,65	-26,09
EU	<i>DEF</i>	0,10	0,11	-0,88	-0,18	0,25	-0,17
EU	<i>TERM</i>	0,15	0,17	0,14	-0,87	0,58	-0,18
JP	<i>Mkt – RF</i>	0,13	5,59	0,30	1,38	24,09	-17,38
JP	<i>SMB</i>	0,09	3,14	0,11	1,92	13,01	-11,53
JP	<i>HML</i>	0,22	2,94	-0,19	1,79	10,05	-14,25
JP	<i>RMW</i>	0,16	2,09	-0,02	2,01	8,79	-8,09
JP	<i>CMA</i>	0,03	2,34	-0,73	4,17	6,64	-12,99
JP	<i>WML</i>	0,06	4,31	-0,45	2,81	14,95	-19,83
JP	<i>DEF</i>	0,31	0,08	0,23	-0,17	0,50	0,12
JP	<i>TERM</i>	-0,06	0,14	-0,43	-0,95	0,19	-0,42

Таблица 2

Корреляционная матрица факторов риска  
(значения под диагональю относятся к рынку США, над – к рынкам Европы)

Факторы	<i>Mkt – RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>	<i>DEF</i>	<i>TERM</i>
<i>Mkt – RF</i>	1	-0,11***	0,22***	-0,28***	-0,27***	-0,34***	-0,09***	-0,02**
<i>SMB</i>	0,26***	1	0,01	-0,01	-0,02**	0,06***	0,03***	0,01
<i>HML</i>	-0,22***	0	1	-0,57***	0,58***	-0,35	0,01	0,00
<i>RMW</i>	-0,22***	-0,38***	0,14***	1	-0,22***	0,44***	0,00	0,09***
<i>CMA</i>	-0,37***	-0,03***	0,67***	0,03***	1	-0,02**	0,10***	0,08***
<i>WML</i>	-0,18***	-0,08***	-0,22***	0,08***	-0,01**	1	-0,05***	0,01
<i>DEF</i>	0,04***	0,02***	-0,07***	0,03***	0,01**	-0,10***	1	0,19***
<i>TERM</i>	0,08**	0,09***	0,00	0,03**	-0,03***	-0,01***	0,29***	1

Примечание. Парные коэффициенты корреляции, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно.

Таблица 3

## Корреляционная матрица факторов риска (рынок Японии)

Факторы	<i>Mkt – RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>WML</i>	<i>DEF</i>	<i>TERM</i>
<i>Mkt – RF</i>	1							
<i>SMB</i>	0,10***	1						
<i>HML</i>	-0,19***	0,06***	1					
<i>RMW</i>	-0,23***	-0,16***	-0,42***	1				
<i>CMA</i>	-0,01	0,19***	0,55***	-0,67***	1			
<i>WML</i>	-0,18***	-0,09***	-0,26***	0,37***	-0,25***	1		
<i>DEF</i>	-0,07***	0,03***	0,11***	0,01***	-0,04**	0,06***	1	
<i>TERM</i>	0,09**	0,12***	-0,05**	-0,03**	0,06**	-0,06**	-0,59**	1

Примечание. Парные коэффициенты корреляции, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно.

году. Составы портфелей пересматриваются ежегодно в конце второго квартала.

Таким образом, в отличие от объясняющих переменных при формировании объясняемых переменных использованы данные только о долевых финансовых инструментах. Это связано с определенными трудностями, вызванными отсутствием показателей размера, стоимости, капитальных вложений и рентабельности компании-эмитента для государственных и некоторых корпоративных долговых финансовых инструментов.

### Результаты

Использование Марковских переключений режимов в моделях ценообразования позволяет провести анализ величины и факторной структуры премий за риск с учетом действующего на рынке режима, т. е. в предположении, что они имеют динамический характер, с использованием процедуры Fama & MacBeth. На первом этапе оценивались параметры факторных моделей для тестируемых финансовых инструментов на каждом рынке. На втором – параметры кросс-секционных моделей избыточных доходностей тестируемых инструментов на факторные нагрузки, полученные на первом этапе. Таким образом для каждого момента времени удалось определить значения премий по факторам риска. Далее с использованием Марковской модели со скрытыми состояниями были определены периоды действия режимов высокой и низкой волатильности на основе избыточной доходности соответствующего национального фондового рынка. Оценка факторных премий осуществлялась отдельно на подвыборках, соответствующих одному из режимов.

Определение оптимального числа действующих на рынке режимов в работе проводилось путем минимизации значения Байесовского информационного критерия (BIC), как следует из работы Liu et al. [36]. Оказалось, что для исследуемых в работе национальных фондовых рынков оптимально рассматривать всего два режима: первый соответствует состояниям высокой волатильности на рынке, а второй – состояниям низкой волатильности на рынке. Временные интервалы, на которых преобладают режимы высокой волатильности, совпадают со всеми известными современной финансовой истории периодами крахов фондовых рынков. Более подробная содержательная интерпретация и анализ режимов содержатся в работе Endovitsky & Korotkikh [18].

Сначала представлены результаты, полученные с использованием спецификаций, учитывающих факторы риска операций с инструментами долгового рынка. Далее проанализированы спецификации, включающие только факторы риска операций с долевыми финансовыми инструментами. В заключение оценены возможности объединенной спецификации, включающей восемь факторов риска.

В табл. 4 приведены результаты реализации процедуры Fama & MacBeth, оценивающей премию по факторам кредитного и процентного рисков. Для режима низкой волатильности характерна положительная и статистически значимая риск-скорректированная премия (оценка параметра *Intercept*). Наибольшая величина риск-скорректированной премии наблюдается у фондового рынка США (около 14 % годовых), наименьшая – у рынков Европы (около 12,5 %). В режиме высокой волатильности

Т а б л и ц а 4

Оценка премии за кредитный и процентный риск

Факторы	Режим низкой волатильности			Режим высокой волатильности		
	US	EU	JP	US	EU	JP
<i>Intercept</i>	1,132*** [5,601]	1,037*** [4,567]	0,3 [1,008]	-0,177 [-0,414]	0,389 [0,51]	-0,255 [-0,481]
<i>DEF</i>	-0,018 [-1,113]	-0,004 [-0,444]	-0,032* [-1,289]	0,02 [0,724]	0,077*** [3,632]	0,053** [1,799]
<i>TERM</i>	0,083** [1,886]	0,077* [1,289]	0,074* [1,539]	0,066 [0,908]	0,324*** [2,596]	0,002 [0,026]
<i>Average Adj. R2</i>	0,25	0,100	0,27	0,261	0,12	0,29

*Примечание.* В квадратных скобках указаны *t*-статистики. Оценки параметров, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно. Average Adj. R2 представляет собой усредненное значение скорректированного коэффициента детерминации уравнений регрессии, полученных на втором этапе процедуры Fama & MacBeth.

на рынке отсутствует статистически значимая риск-скорректированная премия. При этом положительная и значимая премия за кредитный риск выявлена для рынков Европы и Японии, что характерно для периодов неопределенности экономической политики. Кроме того, в режиме высокой волатильности для рынков Европы наблюдается более чем четырехкратный рост премии за процентный риск.

Наибольшая объясняющая способность моделей в отношении избыточной доходности тестируемых портфелей наблюдается для рынка Японии. Интересной особенностью также является тот факт, что модели для режима высокой волатильности превышают по объясняющей способности модели для режима низкой волатильности.

Анализ премий по факторам рынка долевого инструмента с учетом скрытых состояний произведен последовательно в несколько этапов. На первом этапе оценивалась премия по фактору избыточной доходности рынка ( $Mkt - RF$ ); на втором – по факторам размера ( $SMB$ ) и стоимости ( $HML$ ) компании-эмитента; на третьем – по факторам  $Mkt - RF$ ,  $SMB$  и  $HML$ ; на четвертом –

к ним добавлены факторы рентабельности собственного капитала ( $RMW$ ) и капитальных вложений ( $CMA$ ) компании-эмитента, а также фактор моментум ( $WML$ ), характеризующий риск инерции и памяти рынка.

В табл. 5 представлены оценки премии за рыночный риск с учетом действующего на рынке режима. Наличие статистически значимой риск-скорректированной премии характерно для всех фондовых рынков в режиме низкой волатильности, а в режиме высокой волатильности – только для рынка США. Интересно отметить, что лишь для рынков Европы доля объясненной избыточной доходности тестируемых инструментов в этой спецификации (10 и 12,3 %) превышает долю объясненной избыточной доходности в спецификации, содержащей факторы рынка долговых инструментов (14,2 и 18,7 %). В связи с этим можно предположить, что избыточную доходность тестируемых портфелей удастся объяснить, расширив спецификацию за счет дополнительных факторов риска.

Результаты, приведенные в табл. 6, свидетельствуют о том, что в отсутствие фактора  $Mkt - RF$  доля избыточной доходности тестиру-

Т а б л и ц а 5

Оценка премии за рыночный риск

Факторы	Режим низкой волатильности			Режим высокой волатильности		
	US	EU	JP	US	EU	JP
<i>Intercept</i>	1,799*** [6,505]	1,48*** [3,286]	1,382*** [2,852]	1,092** [1,825]	0,986 [1,26]	0,123 [0,189]
<i>Mkt - RF</i>	-0,354 [-1,113]	-0,425 [-0,968]	-0,308 [-0,459]	-0,836 [-1,221]	-1,237 [-1,206]	-0,188 [-0,186]
<i>Average Adj. R2</i>	0,127	0,142	0,087	0,158	0,183	0,106

*Примечание.* В квадратных скобках указаны  $t$ -статистики. Оценки параметров, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно. Average Adj. R2 представляет собой усредненное значение скорректированного коэффициента детерминации уравнений регрессии, полученных на втором этапе процедуры Fama & MacBeth.

Т а б л и ц а 6

Оценка премии за риск размера и стоимости компании-эмитента

Факторы	Режим низкой волатильности			Режим высокой волатильности		
	US	EU	JP	US	EU	JP
<i>Intercept</i>	1,203*** [7,053]	0,976*** [4,762]	0,496** [1,812]	0,095 [0,234]	-0,573 [-0,749]	-0,253 [-0,484]
<i>SMB</i>	0,272** [1,772]	0,023 [0,168]	0,197 [1,117]	0,123 [0,478]	0,088 [0,328]	0,302 [0,994]
<i>HML</i>	0,469*** [3,896]	0,139 [1,096]	0,03 [0,131]	0,421* [1,517]	0,568* [1,532]	0,408* [1,513]
<i>Average Adj. R2</i>	0,366	0,293	0,376	0,401	0,315	0,382

*Примечание.* В квадратных скобках указаны  $t$ -статистики. Оценки параметров, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно. Average Adj. R2 представляет собой усредненное значение скорректированного коэффициента детерминации уравнений регрессии, полученных на втором этапе процедуры Fama & MacBeth.

емых активов, приходящаяся на факторы *SMB* и *HML*, несколько превосходит долю, приходящуюся на факторы *DEF* и *TERM*. Практически на всех рынках, вне зависимости от действующего режима, коэффициент детерминации больше 0,3. По объясняющей способности эти модели превосходят модели с факторами рынка долевыми инструментами. Значения риск-скорректированных премий близки значениям, полученным в моделях, учитывающих временную структуру процентных ставок. Фактор *SMB* имеет статистически значимую положительную премию (около 3 % годовых) только на рынке США и только в режиме низкой волатильности.

Главной особенностью режима высокой волатильности является перераспределение премии в пользу фактора стоимости. Режим высокой волатильности на всех рассматриваемых рынках характеризуется значимой положительной премией при факторе стоимости компании-эмитента. Наибольшая премия за риск стоимости (около 7 % годовых) зафиксирована для рынков Европы.

В рамках спецификации, включающей три фактора рынка долевыми финансовыми инструментами, получена отрицательная и в четырех из шести случаев статистически значимая премия за рыночный риск (табл. 7). Тенденция к перераспределению премии в пользу фактора стоимости при рассмотрении режима высокой волатильности сохранилась только на рынке Японии. Отрицательная премия за рыночный риск, наблюдаемая на рынках США и Европы в режиме высокой волатильности и на рынках Европы и Японии в режиме высокой, в значи-

тельной степени компенсируется близкой по величине, но положительной, риск-скорректированной премией. Включение в анализ дополнительных факторов риска положительно сказывается на объясняющей способности всех моделей.

Перейдем к рассмотрению результатов реализации процедуры Fama & MacBeth для шестифакторной спецификации модели Fama & French [22]. Включение дополнительных факторов риска дало интересные результаты. На большинстве рынков в режиме высокой волатильности удалось объяснить наличие риск-скорректированной премии в режиме высокой волатильности (табл. 8). На рынке США это было достигнуто благодаря статистически значимой премии по фактору риска капитальных вложений компании-эмитента (*CMA*). Как было показано ранее, именно этот фактор имеет наибольшую по величине отрицательную корреляцию с фактором избыточной доходности рынка. Наибольшая положительная премия в режиме высокой волатильности наблюдалась на рынках Европы (более 10 % годовых) по фактору рентабельности собственного капитала. Тенденция перераспределения премий при смене действующего на рынке режима сохраняется.

На заключительном этапе дополним модель факторами временной структуры процентных ставок, такая спецификация объединяет факторы рынков долевыми и долговыми финансовыми инструментами (табл. 9). Учет факторных нагрузок по процентному и кредитному рискам позволил объяснить более половины вариации

Т а б л и ц а 7

Оценка премии за риск рынка, размера и стоимости компании-эмитента

Факторы	Режим низкой волатильности			Режим высокой волатильности		
	US	EU	JP	US	EU	JP
<i>Intercept</i>	1,425*** [5,769]	1,746*** [5,924]	1,671*** [4,059]	1,137*** [2,634]	1,789*** [3,137]	0,248 [0,407]
<i>Mkt – RF</i>	-0,246 [-0,88]	-0,654** [-2,015]	-1,129*** [-2,42]	-1,025** [-1,765]	-1,948** [-1,996]	-0,583 [-0,717]
<i>SMB</i>	0,262** [1,762]	-0,046 [-0,351]	0,212 [1,188]	0,073 [0,291]	-0,122 [-0,476]	0,308 [1,016]
<i>HML</i>	0,438*** [3,674]	0,101 [0,763]	-0,004 [-0,018]	0,277 [1,015]	0,446 [1,231]	0,393* [1,467]
<i>Average Adj. R2</i>	0,423	0,354	0,424	0,481	0,429	0,433

*Примечание.* В квадратных скобках указаны *t*-статистики. Оценки параметров, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно. *Average Adj. R2* представляет собой усредненное значение скорректированного коэффициента детерминации уравнений регрессии, полученных на втором этапе процедуры Fama & MacBeth.



Т а б л и ц а 8

Оценка премии за риск рынка, размера, стоимости, капитальных вложений, рентабельности собственного капитала компании-эмитента и риск инерции

Факторы	Режим низкой волатильности			Режим высокой волатильности		
	US	EU	JP	US	EU	JP
<i>Intercept</i>	1,271*** [3,739]	2,091*** [5,345]	1,315*** [2,833]	0,517 [0,974]	0,892** [1,347]	-0,404 [-0,67]
<i>Mkt - RF</i>	-0,036 [-0,086]	-0,996*** [-2,18]	-0,773** [-1,514]	-0,35 [-0,491]	-1,239** [-1,292]	0,181 [0,235]
<i>SMB</i>	0,325*** [2,359]	-0,059 [-0,463]	0,222 [1,244]	0,146 [0,612]	0,011 [0,043]	0,307 [1,017]
<i>HML</i>	0,403*** [3,201]	0,152 [1,151]	0,04 [0,19]	0,085 [0,339]	0,218 [0,621]	0,559*** [2,254]
<i>RMW</i>	0,026 [0,271]	0,148 [1,264]	0,308*** [1,82]	0,094 [0,465]	0,85*** [3,856]	0,228 [0,939]
<i>CMA</i>	0,133** [1,346]	-0,063 [-0,657]	0,003 [0,021]	0,607*** [3,522]	0,665*** [2,396]	-0,062 [-0,261]
<i>WML</i>	0,486 [0,843]	0,128 [0,25]	0,343 [0,768]	0,683 [0,708]	-1,112 [-1,179]	0,784 [1,077]
<i>Average Adj. R2</i>	0,523	0,429	0,489	0,586	0,511	0,481

Примечание. В квадратных скобках указаны *t*-статистики. Оценки параметров, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно. Average Adj. R2 представляет собой усредненное значение скорректированного коэффициента детерминации уравнений регрессии, полученных на втором этапе процедуры Fama & MacBeth.

Т а б л и ц а 9

Оценка премии за риск по факторам объединенной спецификации

Факторы	Режим низкой волатильности			Режим высокой волатильности		
	US	EU	JP	US	EU	JP
<i>Intercept</i>	0,583** [2,195]	1,84*** [4,89]	1,161*** [2,541]	-0,01 [-0,023]	2,026*** [3,184]	-0,372 [-0,576]
<i>Mkt - RF</i>	0,732** [2,274]	-0,695* [-1,567]	-0,39 [-0,76]	0,119 [0,199]	-2,443*** [-2,653]	0,252 [0,307]
<i>SMB</i>	0,293** [2,115]	-0,105 [-0,822]	0,016 [0,096]	0,073 [0,305]	-0,038 [-0,149]	0,202 [0,688]
<i>HML</i>	0,384*** [3,028]	0,154 [1,171]	-0,058 [-0,274]	0,004 [0,017]	0,291 [0,831]	0,496** [1,993]
<i>RMW</i>	0,053 [0,56]	0,22** [1,946]	0,071 [0,453]	0,154 [0,768]	0,653*** [3,205]	0,071 [0,309]
<i>CMA</i>	0,083 [0,851]	-0,009 [-0,094]	0,041 [0,317]	0,471*** [2,754]	0,701*** [2,507]	-0,018 [-0,075]
<i>WML</i>	0,743* [1,397]	-0,014 [-0,029]	0,212 [0,449]	0,128 [0,141]	-0,512 [-0,567]	0,65 [0,883]
<i>DEF</i>	0,003 [0,341]	-0,011** [-1,897]	-0,073*** [-3,693]	0,063*** [4,494]	0,047*** [3,829]	-0,025 [-0,917]
<i>TERM</i>	0,105*** [4,125]	0,061** [1,855]	0,189*** [4,123]	0,146*** [3,427]	0,193*** [2,763]	0,115** [1,867]
<i>Average Adj. R2</i>	0,549	0,455	0,528	0,611	0,541	0,529

Примечание. В квадратных скобках указаны *t*-статистики. Оценки параметров, значимые на уровнях 10, 5 и 1 %, отмечены символами \*, \*\* и \*\*\* соответственно. Average Adj. R2 представляет собой усредненное значение скорректированного коэффициента детерминации уравнений регрессии, полученных на втором этапе процедуры Fama & MacBeth.

избыточной доходности тестируемых портфелей. Наибольшая премия среди всех факторов приходится на моментум-фактор (более 9 %) в режиме низкой волатильности. Близкое значение получено в работе Hanauer & Windmueller [32]). Перераспределение премии по факторам риска устроена также, как и в модели с шестью факторами, т. е. в пользу фундаментально более сильных компаний. На рынках США и Европы премия по факторам риска долговых инструментов также ведет себя в соответствии с нашими ожиданиями: наблюдается рост премии по фактору процентного риска в режиме высокой волатильности, а также появление статистически значимых положительных премий по фактору кредитного риска. Статистически значимая положительная риск-скорректированная премия на рынках Европы в режиме высокой волатильности полностью перекрывается значимой отрицательной премией за рыночный риск и поэтому может рассматриваться как незначимо отличная от нуля.

### Обсуждение результатов

Проведенное исследование вносит научный вклад в актуальное международное знание как минимум в трех аспектах.

Во-первых, в работе предложена статистическая модель, спецификация которой включает факторы риска операций с долевыми и долговыми финансовыми инструментами фондового рынка. Модель позволяет дать наиболее полное представление факторов риска, которым подвержены операции с финансовыми инструментами фондового рынка, и впоследствии выявить среди них те, к которым избыточная доходность имеет наибольшую чувствительность. Предложенная модель выполнена в рамках методологии статистического анализа рисков, заложенной в работах Fama & French [19; 21; 22], Jegadeesh & Titman [34], Carhart [9], Asness et al. [7], и является ее развитием.

Во-вторых, модификация процедуры Fama & MacBeth [23], позволяющая оценивать премии за факторы риска с учетом действующего на рынке режима. Представленная модификация позволила провести анализ факторной структуры премий за риск в различных режимах, действующих на рынке. В частности, показано, что наличие положительной риск-скорректированной премии характерно только для режимов низкой волатильности.

В-третьих, в работе проведен сравнительный статистический анализ факторной премии на основных мировых фондовых рынках (США, Европы, Японии), результаты которого сформировали основу для исследования особенностей трансформации структуры и величины факторной премии при смене режима, действующего на национальном рынке. Результаты, полученные в настоящем исследовании, в целом не противоречат работе Cotter & Salvador [14], где авторы указывают, что положительные и статистически значимые премии за риск в периоды низкой волатильности, идентифицированные с помощью многофакторных моделей с переключениями режимов, могут отличаться по величине и по знаку от премий, характерных для периодов высокой волатильности.

Безусловно обращают на себя внимание отрицательные премии за рыночный риск. В работе Ang et al. [5] отмечается, что отрицательные премии за рыночный риск могут быть получены при использовании портфелей в качестве тестируемых финансовых инструментов независимо от спецификации факторной модели. Такого рода искажения действительно могли бы иметь место, но без учета смен режимов. Мы полагаем, что в основе смены знаков у премий лежат закономерности, формирующие действующий на рынке режим. Это предположение согласуется с исследованиями Т. В. Тепловой [1; 2], в которых представлены свидетельства того, что в периоды нисходящей динамики на рынке для отдельных финансовых инструментов характерна отрицательная премия за рыночный риск, сопровождаемая сменой знака взаимосвязи «риск – доходность» на отрицательный.

Рассмотрим другие особенности, выявленные для премий за риск в различных режимах. В работах [24; 26] представлены свидетельства того, что компании с низкой рыночной капитализацией в значительно большей степени подвержены негативному влиянию экономических спадов, поскольку они менее устойчивы по сравнению с компаниями с высокой рыночной капитализацией. Связи с этим в периоды рыночных кризисов инвесторы склонны сокращать инвестиции в акции компаний с низкой рыночной капитализацией. В нашем исследовании на данный факт указывает статистически значимых премий за риск размера компании-эмитента на всех рынках в период действия режима высокой волатильности, что

также согласуется с результатами, полученными Guidoline and Timmermann [28; 29].

Charles et al. [10] указывают, что в периоды высокой волатильности акции компаний-эмитентов с высоким значением показателя соотношения балансовой и рыночной стоимости являются более рисковыми по сравнению с акциями компаний-эмитентов с низким значением показателя. Об этом также свидетельствуют более ранние исследования Jagannathan & Wang [33], Lettau & Ludvigson [35], Petkova & Zhang [37], Arshanapalli et al. [6] и других, что согласуется с полученными нами свидетельствами перераспределения премии за риск в периоды высокой волатильности в пользу фактора стоимости.

Изменение премий за риск размера и стоимости обусловлено тем, что в периоды действия на рынке режима высокой волатильности инвесторы стремятся к сокращению вложений в рискованные активы. К похожему выводу пришли Chordia et al. [12]. Премия перераспределяется от рыночных факторов риска к факторам риска на уровне компании-эмитента, т. е. в периоды высокой волатильности инвесторы уделяют большее внимание фундаментальным результатам деятельности компаний. Статистически значимые премии за факторы риска капитальных вложений (*CMA*) и рентабельности собственного капитала (*RMW*) компании-эмитента в периоды высокой волатильности также на это указывают. На более коротких временных промежутках и на отдельных региональных рынках премия за фактор рентабельности собственного капитала может систематически принимать отрицательные значения. Об этом свидетельствуют результаты Dirkx & Peter [15], полученные в ходе исследования фондового рынка Германии в период 2002–2019 гг. Как в нашем исследовании, в качестве тестируемых финансовых инструментов авторы рассматривали портфели акций, но не принимали в расчет чувствительность премий к действующему на рынке режиму.

Оценки премий за риск моментум-эффекта в точности соответствуют исследованию Hanauer & Windmueller [32], свидетельствующему об их статистической значимости преимущественно в периоды низкой волатильности. Для рынка Японии не выявлено премий за риск моментум-эффекта, даже с учетом действующего рыночного режима. Об этой особенности рынка Японии ранее упоминалось в

исследованиях Griffin et al. [27], Fama & French [20], Hanauer [31] и других.

### Заключение

Факторные модели играют важную роль в статистическом анализе риска на фондовом рынке. Состав факторов риска, обладающих объясняющей способностью в отношении избыточных доходностей финансовых инструментов фондового рынка, со временем расширялся в большей степени за счет эмпирических исследований на развитых рынках.

Факторные модели формируют основу для оценки премии за риск. В исследовании предложена модификация процедуры Fama & MacBeth, позволяющая проводить оценку факторных премий с учетом смены действующего на рынке режима. Идентификация режимов, действующих на национальных фондовых рынках, производилась с использованием модели с Марковскими переключениями, в соответствии с которой динамика среднего значения доходности фондового рынка зависела от скрытого Марковского процесса первого порядка. На каждом рынке устойчивыми являются только два режима, соответствующим возвратным состояниям высокой и низкой волатильности. Выявленные в работе периоды действия режимов высокой волатильности совпадают с основными периодами кризисных явлений на национальных фондовых рынках.

Премии оценивались по следующим видам рисков операций с финансовыми инструментами: рыночный риск; риск размера, стоимости, рентабельности собственного капитала и капитальных вложений компании-эмитента; риск инерции (моментум); кредитный и процентный риски. Установлено, что премии по факторам риска по знаку и по величине в большинстве случаев не противоречат результатам известных исследований.

Главной особенностью режима низкой волатильности является наличие положительной статистически значимой риск-скорректированной премии, оцениваемое в виде параметра Intercept в рамках процедуры Fama & MacBeth.

В связи с тем, что при смене действующего на рынке режима изменяется факторная структура рискованной премии, можно утверждать о разделении факторов риска на спекулятивные и защитные. К спекулятивным факторам риска на рынке США, например, относятся факторы рыночного риска, риска размера и стоимости

компания-эмитента, риск моментум-фактора. Они имеют положительную и значимую премию в режиме низкой волатильности. К защитным относятся факторы риска стоимости (Японии), факторы риска капитальных вложений (США, Европа) и риска рентабельности собственного капитала компания-эмитента (Европа). Для защитных факторов положительная и значимая премия характерна лишь в периоды высокой волатильности.

Премия за процентный риск положительна и статистически значима на всех рынках. При переходе в режим высокой волатильности на всех рынках, за исключением японского, наблюдается увеличение премии за процентный риск. Положительная премия за кредитный риск на указанных рынках также характерна только для периодов высокой волатильности, когда существенно возрастают риски дефолта по корпоративным долговым инструментам на фоне возрастания неопределенности в эко-

номической политике. Премии по факторам риска операций с долговыми инструментами уступают по величине премиям по факторам риска с долевыми инструментами независимо от действующего на рынке режима.

В работе получены убедительные доказательства того, что зависимость между избыточной доходностью финансовых инструментов и факторными нагрузками находится под влиянием действующего на рынке режима, даже с учетом подверженности кредитному и процентному риску. Понимание закономерностей трансформации факторной структуры и величины премий, имеющих место в странах с развитыми рынками, вносит весомый вклад в решение задачи минимизации риска операций с финансовыми инструментами фондового рынка для широкого круга его участников: от аналитиков и риск-менеджеров до лиц, формирующих экономическую политику государства.

### Библиографический список

1. *Теплова Т. В.* Тестирование конструкции CAPM с альтернативными мерами риска в объяснении различий в наблюдаемых доходностях акций российского рынка (ч. 1) // Управление корпоративными финансами. 2011. № 2. С. 66–76.
2. *Теплова Т. В., Шумова Е. С.* Тестирование конструкции CAPM с альтернативными мерами риска в объяснении различий в наблюдаемых доходностях акций российского рынка (ч. 2) // Управление корпоративными финансами. 2011. № 3. С. 138–151.
3. *Abdymonunov A., Morley J.* Time variation of CAPM betas across market volatility regimes // Applied Financial Economics. 2011. Vol. 19 (21). P. 1463–1478.
4. *Ahmad W., Bhanumurthy N. R., Sehgal S.* Regime dependent dynamics and European stock markets: Is asset allocation really possible? // Empirica. 2015. Vol. 1 (42). P. 77–107.
5. *Ang A., Liu J., Schwarz K.* Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models // Journal of Financial and Quantitative Analysis. 2020. Vol. 3 (55). P. 709–750.
6. *Arshanapalli B., Fabozzi F. J., Nelson W.* The value, size, and momentum spread during distressed economic periods // Finance Research Letters. 2006. Vol. 4 (3). P. 244–252.
7. *Asness C. S., Moskowitz T. J., Pedersen L. H.* Value and Momentum Everywhere // Journal of Finance. 2013. Vol. 3 (68). P. 929–985.
8. *Bialkowski J.* Modelling Returns on Stock Indices for Western and Central European Stock Exchanges - a Markov Switching Approach // South-Eastern Europe Journal of Economics. 2004. Vol. 2 (2). P. 81–100.
9. *Carhart M. M.* On persistence in mutual fund performance // Journal of Finance. 1997. Vol. 1 (52). P. 57–82.
10. *Charles A., Darné O., Moussa Z.* The sensitivity of Fama-French factors to economic uncertainty // Working Paper. 2014.
11. *Chen J., Kawaguchi Y.* Multi-Factor Asset-Pricing Models under Markov Regime Switches: Evidence from the Chinese Stock Market // International Journal of Financial Studies. 2018. Vol. 2 (6). P. 54.
12. *Chordia T., Goyal A., Shanken J. A.* Cross-Sectional Asset Pricing with Individual Stocks: Betas versus Characteristics // SSRN Electronic Journal. 2015.
13. *Coggi P., Manescu B.* A Multifactor Model of Stock Returns with Endogenous Regime Switching // SSRN Electronic Journal. 2011.
14. *Cotter J., Salvador E.* The Non-Linear Trade-Off between Return and Risk: A Regime-Switching Multi-Factor Framework // SSRN Electronic Journal. 2014.
15. *Dirkx P., Peter F. J.* The Fama-French Five-Factor Model Plus Momentum: Evidence for the German Market // Schmalenbach Business Review. 2020. Vol. 4 (72). P. 661–684.
16. *Endovitsky D. A., Davnis V. V., Korotkikh V. V.* Adaptive trend decomposition method in financial time series analysis // Journal of Social Sciences Research. 2018. Vol. Special Issue 3 (2018). P. 104–109.
17. *Endovitsky D. A., Korobeinikova L. S., Korotkikh V. V.* Adaptive Portfolio Analysis based on the

Trend Decomposition of a Financial Time Series: Case Study of the Moscow Exchange // *Universal Journal of Accounting and Finance*. 2021. Vol. 5 (9). P. 1159–1168.

18. *Endovitsky D. A., Korotkikh V. V.* Regime shifts in equity risk premium: international evidence // *Proceedings of Voronezh State University. Series: Economics and Management*. 2022. Vol. 1.

19. *Fama E. F., French K. R.* Common risk factors in the returns on stocks and bonds // *Journal of Financial Economics*. 1993. Vol. 1 (33). P. 3–56.

20. *Fama E. F., French K. R.* Size, value, and momentum in international stock returns // *Journal of Financial Economics*. 2012. Vol. 3 (105). P. 457–472.

21. *Fama E. F., French K. R.* A five-factor asset pricing model // *Journal of Financial Economics*. 2015. Vol. 1 (116). P. 1–22.

22. *Fama E. F., French K. R.* Choosing factors // *Journal of Financial Economics*. 2018. Vol. 2 (128). P. 234–252.

23. *Fama E. F., MacBeth J. D.* Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests // *Journal of Political Economy*. 1973. Vol. 3 (81). P. 607–636.

24. *Fort T. C.* [et al.]. How firms respond to business cycles: The role of firm age and firm size // *IMF Economic Review*. 2013. Vol. 3 (61). P. 520–559.

25. *Garcis R.* Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models // *International Economic Review*. 1998. Vol. 3 (39). P. 763–788.

26. *Gertler M., Gilchrist S.* Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms // *Quarterly Journal of Economics*. 1994. Vol. 2 (109). P. 309–340.

27. *Griffin J. M., Ji X., Martin J. S.* Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole // *Journal of Finance*. 2003. Vol. 6 (58). P. 2515–2547.

28. *Guidolin M., Timmermann A.* Asset allocation under multivariate regime switching // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 2007. Vol. 11 (31). P. 3503–3544.

29. *Guidolin M., Timmermann A.* Size and value anomalies under regime shifts // *Journal of Financial Econometrics*. 2008. Vol. 1 (6). P. 1–48.

30. *Hamilton J. D.* A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle // *Econometrica*. 1989. Vol. 2 (57). P. 357.

31. *Hanauer M.* Is Japan different? Evidence on momentum and market dynamics // *International Review of Finance*. 2014. Vol. 1 (14). P. 141–160.

32. *Hanauer M., Windmueller S.* Enhanced Momentum Strategies // *SSRN Electronic Journal*. 2019.

33. *Jagannathan R., Wang Z.* The conditional CAPM and the cross-section of expected returns // *Journal of Finance*. 1996. Vol. 1 (51). P. 3–53.

34. *Jegadeesh N., Titman S.* Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency // *The Journal of Finance*. 1993. Vol. 1 (48). P. 65–91.

35. *Lettau M., Ludvigson S.* Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns // *Journal of Finance*. 2001. Vol. 3 (56). P. 815–849.

36. *Liu P. P., Xu K., Zhao Y.* Market regimes, sectorial investments, and time-varying risk premiums // *International Journal of Managerial Finance*. 2011. Vol. 2 (7). P. 107–133.

37. *Petkova R., Zhang L.* Is value riskier than growth? // *Journal of Financial Economics*. 2005. Vol. 1 (78). P. 187–202.

38. *Wang J.* [et al.]. A Markov regime switching model for asset pricing and ambiguity measurement of stock market // *Neurocomputing*. 2021. (435). P. 283–294.

**Коротких Вячеслав Владимирович**, канд. экон. наук, доцент кафедры информационных технологий и математических методов в экономике, Воронежский государственный университет, Воронеж, Российская Федерация

E-mail: korotkikh@econ.vsu.ru

ORCID ID: 0000-0001-9029-7466

Поступила в редакцию 15.12.2021

Подписана в печать 29.01.2022



## Accounting, Statistics

Original article

UDC 336.7

DOI: <https://doi.org/10.17308/econ.2022.2/8989>

JEL classification: G11; G12; G17

## Term structure of risk factor premiums: evidence from international equity markets

V. V. Korotkikh<sup>1</sup>✉

<sup>1</sup> Voronezh State University, 1 University sq., 394018, Voronezh, Russian Federation

**Subject.** Factor models are among the most popular tools for the analysis of stock market risks. For a long time, factor models were developed mainly by the formation of additional risk factors. However, static linear specifications are usually not sufficiently sensitive to structural changes in the market and to changes in the operational regimes of markets and in this regard they have a limited number of functions. The idea of regime switching is natural for markets and is intuitively comprehensible, therefore, in order to take into account the non-linear dependencies in factor models of risk analysis, it is advisable to use the mechanism of Markov regime switching with them.

**Objectives.** Statistical analysis of the dynamic properties of the factor structure of risk premiums for transactions with stock market financial instruments based on a modification of the Fama & MacBeth procedure that takes into account the current market regime.

**Methods.** In our study, we used parametric methods of data analysis and machine learning methods, description, analysis, synthesis, induction, deduction, comparison, and grouping method. An EM algorithm was used for the parametric identification of models with Markov regime switching.

**Results.** The paper provides convincing evidence that the relationship between the excess return of financial instruments and factor loads is influenced by the current regime in the market. The main feature of the low volatility regime is the presence of a positive statistically significant risk-adjusted premium. The change in the current regime in the market is accompanied by the transformation of the factor structure of the risk premium. This fact indicates that it is reasonable to divide risk factors into speculative and protective risk factors. Speculative factors include market risks, the risk related to the size of the issuing company, and the momentum effect risk. They have a positive and significant premium in the low volatility regime. The protective factors include risk factors related to value, capital investment, and return on equity. The protective factors are characterised by a positive and significant premium only during periods of high volatility.

**Key words:** Markov mode switching, factor structure of risk premium, risk-adjusted premium.

**Cite as:** Korotkikh, V. V. (2022) Term structure of risk factor premiums: evidence from international equity markets. *Proceedings of Voronezh State University. Series: Economics and Management. (2)*, 83–98. (In Russ., abstract in Eng.). DOI: <https://doi.org/10.17308/econ.2022.2/8989>

### Conflict of Interest

The authors declare the absence of obvious and potential conflicts of interest related to the publication of this article.

### References

1. Teplova, T. V. (2011). [CAPM empirical test with alternative risk measures: Evidence from the Russian Market (part 1)]. *Corporate Finance Management*, 2, 66–76. (In Russian).
2. Teplova, T. V., & Shutova, E. S. (2011). [CAPM empirical test with alternative risk measures: Evidence

from the Russian Market (part 2)]. *Corporate Finance Management*, 3, 138–151. (In Russian).

3. Abdymomunov, A., & Morley, J. (2011). Time variation of CAPM betas across market volatility regimes. *Applied Financial Economics*, 21(19), 1463–1478, doi:10.1080/09603107.2011.577010

4. Ahmad, W., Bhanumurthy, N. R., & Sehgal, S. (2015). Regime dependent dynamics and European stock markets: Is asset allocation really possible? *Empirica*, 42(1), 77–107, doi:10.1007/s10663-014-9248-0

5. Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2020). Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(3), 709–750, doi:10.1017/S0022109019000255

6. Arshanapalli, B., Fabozzi, F. J., & Nelson, W. (2006). The value, size, and momentum spread during distressed economic periods. *Finance Research Letters*, 3(4), 244–252, doi:10.1016/j.frl.2006.05.001

7. Asness, C. S., Moskowitz, T. J., & Pedersen, L. H. (2013). Value and Momentum Everywhere. *Journal of Finance*, 68(3), 929–985, doi:10.1111/jofi.12021

8. Bialkowski, J. (2004). Modelling Returns on Stock Indices for Western and Central European Stock Exchanges - a Markov Switching Approach. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2(2), 81–100.

9. Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82, doi:10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

10. Charles, A., Darné, O., & Moussa, Z. (2014). The sensitivity of Fama-French factors to economic uncertainty. *Working Paper*.

11. Chen, J., & Kawaguchi, Y. (2018). Multi-Factor Asset-Pricing Models under Markov Regime Switches: Evidence from the Chinese Stock Market. *International Journal of Financial Studies*, 6(2), 54, doi:10.3390/ijfs6020054

12. Chordia, T., Goyal, A., & Shanken, J. A. (2015). Cross-Sectional Asset Pricing with Individual Stocks: Betas versus Characteristics. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.2549578

13. Coggi, P., & Manescu, B. (2011). A Multifactor Model of Stock Returns with Endogenous Regime Switching. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.553781

14. Cotter, J., & Salvador, E. (2014). The Non-Linear Trade-Off between Return and Risk: A Regime-Switching Multi-Factor Framework. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.2513282

15. Dirkx, P., & Peter, F. J. (2020). The Fama-French Five-Factor Model Plus Momentum: Evidence for the German Market. *Schmalenbach Business Review*, 72(4), 661–684, doi:10.1007/s41464-020-00105-y

16. Endovitsky, D. A., Davnis, V. V., & Korotkikh, V. V. (2018). Adaptive trend decomposition method in financial time series analysis. *Journal of Social Sciences Research*, 2018 (Special Issue 3), 104–109, doi:10.32861/jssr.spi3.104.109

17. Endovitsky, D. A., Korobeinikova, L. S., & Korotkikh, V. V. (2021). Adaptive Portfolio Analysis based on the Trend Decomposition of a Financial Time Series: Case Study of the Moscow Exchange. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 9(5), 1159–1168, doi:10.13189/ujaf.2021.090525

18. Endovitsky, D. A., & Korotkikh, V. V. (2022). Regime shifts in equity risk premium: international evidence. *Proceedings of Voronezh State University. Series: Economics and Management*, (1), doi:10.17308/econ.2022.1/3842

19. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.

20. Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457–472, doi:10.1016/j.jfineco.2012.05.011

21. Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1–22, doi:10.1016/j.jfineco.2014.10.010

22. Fama, E. F., & French, K. R. (2018). Choosing factors. *Journal of Financial Economics*, 128(2), 234–252, doi:10.1016/j.jfineco.2018.02.012

23. Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636, doi:10.1086/260061

24. Fort, T. C., Haltiwanger, J., Jarmin, R. S., & Miranda, J. (2013). How firms respond to business cycles: The role of firm age and firm size. *IMF Economic Review*, 61(3), 520–559, doi:10.1057/imfer.2013.15

25. Garcis, R. (1998). Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models. *International Economic Review*, 39(3), 763–788.

26. Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309–340, doi:10.2307/2118465

27. Griffin, J. M., Ji, X., & Martin, J. S. (2003). Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole. *Journal of Finance*, 58(6), 2515–2547, doi:10.1046/j.1540-6261.2003.00614.x

28. Guidolin, M., & Timmermann, A. (2007). Asset allocation under multivariate regime switching. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(11), 3503–3544, doi:10.1016/j.jedc.2006.12.004

29. Guidolin, M., & Timmermann, A. (2008). Size and value anomalies under regime shifts. *Journal of Financial Econometrics*, 6(1), 1–48, doi:10.1093/jfinec/nbm021

30. Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357, doi:10.2307/1912559

31. Hanauer, M. (2014). Is Japan different? Evidence on momentum and market dynamics. *International Review of Finance*, 14(1), 141–160, doi:10.1111/irfi.12024

32. Hanauer, M., & Windmueller, S. (2019). Enhanced Momentum Strategies. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.3437919
33. Jagannathan, R., & Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3–53, doi:10.1111/j.1540-6261.1996.tb05201.x
34. Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65–91, doi:10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x
35. Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns. *Journal of Finance*, 56(3), 815–849, doi:10.1111/0022-1082.00347
36. Liu, P. P., Xu, K., & Zhao, Y. (2011). Market regimes, sectorial investments, and time-varying risk premiums. *International Journal of Managerial Finance*, 7(2), 107–133, doi:10.1108/17439131111122120
37. Petkova, R., & Zhang, L. (2005). Is value riskier than growth? *Journal of Financial Economics*, 78(1), 187–202, doi:10.1016/j.jfineco.2004.12.001
38. Wang, J., Zhou, M. C., Guo, X., Qi, L., & Wang, X. (2021). A Markov regime switching model for asset pricing and ambiguity measurement of stock market. *Neurocomputing*, 435, 283–294, doi:10.1016/j.neucom.2020.12.103
- 

**Viacheslav V. Korotkikh**, Cand. Sci. (Econ.),  
Assoc. Prof., IT and Mathematical Methods  
in Economics Department, Voronezh State  
University, Voronezh, Russian Federation  
E-mail: korotkikh@econ.vsu.ru  
ORCID ID: 0000-0001-9029-7466

*Received 15.12.2021*

*Accepted 29.01.2022*