

**СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РИСКА НЕЛИКВИДНОСТИ
ПРИ ПРОВЕДЕНИИ ОПЕРАЦИЙ С ДОЛЕВЫМИ ИНСТРУМЕНТАМИ
ФОНДОВОГО РЫНКА****Вячеслав Владимирович КОРОТКИХ**

кандидат экономических наук, доцент кафедры информационных технологий и математических методов в экономике, докторант кафедры экономического анализа и аудита,
Воронежский государственный университет (ВГУ),
Воронеж, Российская Федерация
korotkikh@econ.vsu.ru
<https://orcid.org/0000-0001-9029-7466>
SPIN-код: 4006-4540

История статьи:

Рег. № 425/2021
Получена 23.07.2021
Получена в
доработанном виде
04.08.2021
Одобрена 15.08.2021
Доступна онлайн
30.09.2021

УДК 336.7

JEL: G11, G12, G17

Ключевые слова:

хеджирование,
портфель, ценовые
аномалии, размер,
стоимость

Аннотация

Предмет. Ликвидность финансового инструмента характеризует возможность его быстрой продажи по указанной цене и сопутствующих издержках, не превышающих те, что сложились в текущих рыночных условиях. Недостаточное внимание к риску ликвидности долевыми инструментами может в значительной степени снизить эффективность торговых операций. В связи с этим разработка специальных статистических методов оценки и анализа риска ликвидности является востребованным и актуальным направлением исследований.

Цели. Совершенствование методологии и методики статистической оценки и анализа риска операций с инструментами фондового рынка.

Методология. Исследование основывается как на известной методологии статистического анализа риска на фондовом рынке, так и на авторских разработках (расчет показателя неликвидности инструмента, формирование фактора риска неликвидности). Информационную базу составили данные о результатах торгов акциями, торгуемыми на секции фондового рынка Московской биржи с уровнем листинга не ниже третьего, с января 2011 г. по май 2021 г., а также данные бухгалтерских (финансовых) отчетностей эмитентов. Применялись такие методы научного исследования, как анализ и синтез, индукция и дедукция, а также методы сравнения и группировок.

Результаты. Разработан торгуемый фактор, отражающий риск неликвидности в виде самофинансируемого спред-портфеля. Проведена сравнительная оценка подверженности недиверсифицируемому риску неликвидности портфелей финансовых инструментов, сформированных в соответствии с грациями известных ценовых аномалий на фондовом рынке.

Выводы. Установлено, что фактор неликвидности учитывается в цене и доходности инструментов фондового рынка. Для неликвидных инструментов характерно наличие дополнительной положительной премии за риск. Для ликвидных инструментов статистически значимых премий выявлено не было. Предложенный подход к совершенствованию методологии статистического анализа рисков путем формирования фактора неликвидности позволил повысить объективность картины влияния рисков на результаты операций с инструментами фондового рынка и в дальнейшем может быть усовершенствован.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2021

Для цитирования: Коротких В.В. Статистический анализ риска неликвидности при проведении операций с долевыми инструментами фондового рынка // *Экономический анализ: теория и практика*. – 2021. – Т. 20, № 9. – С. 1774 – 1794.
<https://doi.org/10.24891/ea.20.9.1774>

Введение

Сущность ликвидности и ее влияние на эффективность операций с инструментами фондового рынка можно рассматривать в различных аспектах.

В общем случае, говоря о ликвидности, подразумевают возможность быстрой продажи инструмента по указанной инвестором цене с низкими транзакционными издержками в сложившихся рыночных условиях. Интуиция подсказывает, что если такая возможность отсутствует, например, в связи с уменьшением инвестиционной привлекательности инструмента, при падении спроса или предложения на него, то инвестор должен получать дополнительную компенсацию за владение этим неликвидным инструментом.

В подавляющем большинстве подходов к статистическому анализу и измерению ликвидности как характеристики, учитываемой в цене и доходности инструмента, включая работы [1–4], используются как данные об объеме торгового оборота по инструменту, так и сопровождающие их ценовые флуктуации. В исследованиях [5–8] представлены результаты эмпирического анализа системной природы ликвидности. В работе [9] предложена модель, согласующая изменения в рыночной ликвидности и фундаментальные макроэкономические факторы. Вне зависимости от использованного измерителя ликвидности инструмента исследователи приходили к выводу, что менее ликвидные инструменты в среднем демонстрируют более высокую доходность.

Переформулируем указанный феномен в терминах «неликвидность» и «премия за неликвидность». То, что инструмент является ликвидным в среднем не оказывает влияния на его доходность. Иначе обстоит дело с неликвидным инструментом. Для несклонных к риску инвесторов они имеют меньшую инвестиционную привлекательность, поскольку при ликвидации позиции может произойти потеря значительной доли ее стоимости особенно в турбулентный период. По этой причине доходность подверженных риску неликвидности инструментов содержит премию за неликвидность. Именно неликвидность финансового инструмента является причиной того, что большую доходность демонстрируют инструменты с большей чувствительностью к риску неликвидности.

Научный дискурс о факторах риска, освещенный в работах отечественных исследователей, например, В.Г. Когденко [10], Е.А. Лаптевой и И.И. Базаева [11], Н.Г. Сапожниковой [12], Н.В. Ушаковой с соавторами [13], лишь косвенно указывает на подверженность риску ликвидности. Исследования [14, 15] указывают на необходимость использования среди прочих факторов ценообразования

инструментов фондового рынка объема торгов, но в явном виде не соотносят это с ликвидностью инструмента или рынка в целом.

Представленная работа направлена на исследование особенностей отражения в цене и доходности биржевых финансовых инструментов риска неликвидности. Прокси-переменной, отражающей риск неликвидности в качестве фактора, предложено использовать доходность самофинансируемого спред-портфеля акций, включающего длинную позицию по наиболее неликвидным инструментам и короткую – по наиболее ликвидным.

Данные и методология

Выборочная совокупность, сформированная для целей исследования, включает данные о результатах торгов на Московской бирже и охватывает период с января 2011 г. до мая 2021 г. Рассматриваются все российские акции, торгуемые на секции фондового рынка Московской биржи с уровнем листинга не ниже третьего.

Кроме непосредственно цен указанных акций для целей исследования были вычислены:

- значения балансовой стоимости компании (нетто-стоимости компании) как суммарная стоимость активов компании за вычетом нематериальных активов и обязательств, в соответствии с тем, как они отражены в отчетности;
- значения рыночной стоимости компании как общая стоимость выпущенных акций с учетом коэффициента free-float.

Данные для вычисления балансовой стоимости и рыночной капитализации получены из бухгалтерских (финансовых) отчетностей эмитентов, взятых из Центра раскрытия корпоративной информации Интерфакс (Интерфакс-ЦРКИ).

В качестве прокси-переменной для безрисковой ставки в работе использованы бескупонные доходности однолетних государственных облигаций, публикуемые на сайте Центрального банка Российской Федерации, с использованием изотермного ряда бескупонных доходностей.

В качестве фактора рынка в исследовании используется взвешенный по капитализации ценовой Индекс МосБиржи (ранее – индекс ММВБ) с переменным количеством акций в списке.

Подход к формированию факторов риска, использованный в исследовании, основан на результатах Фамы и Френча [16–18]. Указанный подход позволяет изучать подверженность инструментов систематическим недиверсифицируемым факторам риска. В простейшем варианте таких факторов три: рынок, размер и стоимость. В качестве переменной, соотносимой в анализе с рыночным фактором $Mkt.RF$,

используется доходность индекса широкого рынка, скорректированная на доходность краткосрочных бескупонных государственных облигаций в соответствующие моменты времени.

Формирование факторов размера и стоимости осуществляется на основе классификации инструментов рассматриваемого инвестиционного пространства по двум критериям: рыночной капитализации эмитента (*market cap*) и отношению балансовой стоимости эмитента к его рыночной капитализации (*book-to-market value*). По величине рыночной капитализации множество эмитентов разделяется на два непересекающихся подмножества *S* и *B*, включающих компании с низкой рыночной капитализацией (ниже медианного значения) и с высокой (выше медианного значения). В зависимости от соотношения балансовой стоимости компании и ее рыночной капитализации рекомендуется рассматривать три непересекающихся подмножества, соответствующих компаниям роста *G*, компаниям стоимости *V* и нейтральным компаниям *N*. К компаниям роста относят 30% компаний с низким значением указанного соотношения, к компаниям стоимости – 30% компаний с высоким, остальные компании относят к категории нейтральных.

Для полученных после двух независимых группировок шести портфелей (*BV*, *BN*, *BG*, *SV*, *SN* и *SG*) рассчитывались усредненные доходности и формировались факторы размера *SMB* и стоимости *HML* как доходности самофинансируемых спред-портфелей:

$$SMB = \frac{1}{3}(SV + SN + SG) - \frac{1}{3}(BV + BN + BG); \quad (1)$$

$$HML = \frac{1}{2}(BV + SV) - \frac{1}{2}(BG + SG), \quad (2)$$

где *SV*, *SN*, *SG* (*BV*, *BN*, *BG*) – доходности портфелей активов с низкой (высокой) рыночной капитализацией, где *SV*, *BV* (*SG*, *BG*) – доходности портфелей акций стоимости (роста).

Сформированные факторы в целях статистического анализа риска позволяют рассматривать следующую факторную спецификацию:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,Mkt.RF} Mkt.RF_t + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

где $r_{i,t}$ – доходность *i*-го инструмента в *t*-м месяце;

Mkt.RF – избыточная доходность рынка над безрисковой ставкой в *t*-м месяце (фактор рынка);

SMB_t – фактор размера, оцененный через доходность самофинансируемого спреда-портфеля малых и крупных компаний;

HML_t – фактор стоимости, оцененный через доходность самофинансируемого спреда-портфеля акций стоимости и роста.

Фама и Френч самостоятельно оценивают и уточняют значения факторов риска, публикуя их для удобства исследователей. К сожалению, большинство развивающихся рынков находятся за чертой их научного интереса.

В связи с этим подробное описание методологии Фамы и Френча обусловлено необходимостью самостоятельного достаточно трудоемкого вычисления значений этих факторов риска для российского рынка ввиду отсутствия доступной и достоверной информационной базы анализа рисков на фондовом рынке Российской Федерации.

Кроме того, оригинальная методология Фамы и Френча предусматривает ежегодное обновление составов шести портфелей (BV , BN , BG , SV , SN и SG), полученных после двух независимых группировок. В определенной степени это обусловлено периодичностью публикации годовой финансовой отчетности, данные которой используются для расчета балансовой стоимости при формировании фактора стоимости HML .

Авторы работы [19] рассуждают о необходимости более частого обновления составов шести портфелей и предлагают использовать модифицированный фактор стоимости HML_d (HML-devil factor). Его отличие состоит в ежемесячном обновлении составов портфелей в соответствии со значениями рыночной капитализации на конец соответствующего месяца. В работе [20] приведены результаты исследования прироста эффективности инвестиционных стратегий от использования модифицированного фактора стоимости на фондовом рынке. В связи с этим в данном случае принято решение о ежемесячном пересмотре составов спреда-портфелей, отражающих фактор размера и фактор стоимости.

Вероятно, что трудоемкость подготовки процесса исходных данных и вычисления значений факторов риска является существенной проблемой для исследователей фондового рынка Российской Федерации. В качестве исследования, близкого по качеству к исследованиям зарубежных коллег, внимания заслуживает лишь работа [21], одним из существенных недостатков которой является ограниченная выборка данных. Автор использовал данные лишь по 50 крупнейшим компаниям фондового рынка Российской Федерации, что не позволило в полной мере учесть колебания рынка.

Ликвидность финансового инструмента тесно связана с устойчивостью его цены к давлению спроса и предложения, а также к величине максимального объема разовой сделки, который не вызывает существенного изменения цены данного инструмента.

За основу показателя неликвидности можно взять коэффициент неликвидности Амихуда (Amihud Illiquidity Ratio, AIR) [22], отражающий относительное изменение цены инструмента, нормированное по объему:

$$AIR_{jt} = \frac{1}{D_{jt}} \sum_{d=1}^{D_{jt}} \frac{|R_{jdt}|}{V_{jdt}}, \quad (4)$$

где AIR_{jt} – коэффициент неликвидности Амихуда;

j – номер финансового инструмента;

t – номер месяца;

d – номер дня;

D – число дней торговли инструмента j в месяце d ; отношение под знаком суммы показывает взаимосвязь изменения цены инструмента и объема торговли им;

R – абсолютный доход по финансовому инструменту (цена закрытия минус цена открытия);

V – дневной объем торгов, выраженный в денежных единицах.

В качестве показателя неликвидности финансового инструмента в работе используется модифицированный коэффициент неликвидности Амихуда AIR^{mod} , измеряющий движение цены инструмента, выраженное в процентном изменении, в ответ на торговлю этим инструментом в объеме одной денежной единицы:

$$AIR_{jy}^{mod} = \frac{1}{12} \sum_{k=1}^{12} \frac{1}{D_{jt}} \sum_{d=1}^{D_{jt}} \frac{|r_{jdt}|}{V_{jdt}}, \quad (5)$$

где r – логарифмическая доходность финансового инструмента;

y – номер года.

Если у финансового инструмента показатель AIR^{mod} достаточно мал, то есть при больших объемах торгов его цена изменяется незначительно, он считается высоколиквидным. В противном случае, когда этот показатель достаточно высок, когда даже небольшого объема торгов достаточно, чтобы разогнать или обвалить цену инструмента, он считается неликвидным.

Неликвидность как недиверсифицируемый фактор риска

В данном разделе представлено описание данных и тестируемые портфели в рамках проводимого статистического анализа. В качестве тестируемых портфелей

рассматриваются децильные портфели акций, упорядоченные по коэффициенту неликвидности AIR^{mod} . В табл. 1 приведены описательные статистики месячных доходностей децильных портфелей.

Портфель наиболее ликвидных акций (Lo Illq) имеет минимальную ожидаемую доходность и максимальный риск, оцененный стандартным отклонением. У этого же портфеля наблюдался наибольший убыток за месяц (-0,254).

У портфеля неликвидных инструментов наблюдается небольшой значительный положительный коэффициент асимметрии (0,579), что свидетельствует о том, что правый хвост распределения доходностей такого портфеля длиннее левого, то есть портфель чаще прибыльный, чем убыточный. Наибольший месячный убыток практически вдвое меньше по сравнению с портфелем ликвидных инструментов, а максимальная месячная доходность даже выше (0,224 по сравнению с 0,214).

Для обоих портфелей характерна высокая концентрация доходностей вокруг средних значений. В случае с портфелем неликвидных инструментов это является положительным моментом, поскольку именно у него наблюдается максимальное значение ожидаемой доходности.

Выяснив, что портфели неликвидных и ликвидных инструментов в значительной степени различаются по своим характеристикам, необходимо исследовать, является ли статистически значимым вклад ликвидности в цену финансового инструмента. Для этого проведем параметрическую идентификацию уравнений, описывающих зависимость децильных портфелей от недиверсифицируемых факторов риска Фамы и Френча (табл. 2).

Можно говорить о возрастании статистически значимых оценок константы в моделях по мере движения от наиболее ликвидных портфелей к наиболее неликвидным, то есть от портфеля Lo Illq к Hi Illq. Данный факт может указывать на то, что ликвидность финансового инструмента является одним из статистически значимых факторов ценообразования на анализируемом рынке. В пользу этого утверждения, в частности, свидетельствует статистическая значимость константы в уравнении, описывающем динамику спред-портфеля Hi-Lo Illq. Приведенные расчеты позволяют говорить о существовании дополнительной премии за неликвидность, а саму неликвидность рассматривать в качестве дополнительного недиверсифицируемого фактора риска.

Сформируем торгуемый фактор неликвидности (IML, Illiquid-minus-Liquid) в виде доходности самофинансируемого спред-портфеля:

$$IML = \frac{1}{2}(Hi\ Illq + Illq\ 9) - \frac{1}{2}(Lo\ Illq + Illq\ 2). \quad (6)$$

С учетом сконструированного фактора модель ценообразования финансовых инструментов может быть представлена в дополненном виде:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,Mkt.RF} Mkt.RF_t + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,IML} IML + \varepsilon_{i,t}. \quad (7)$$

Это позволяет оценить премию за риск неликвидности финансового инструмента через параметр $\beta_{i,IML}$.

Анализ подверженности риску неликвидности

В качестве тестируемых портфелей на текущем этапе исследования рассматриваются квинтильные портфели активов, упорядоченные по рыночной капитализации и отношению балансовой стоимости к рыночной капитализации. В *табл. 3* приведены описательные статистики факторов риска *Mkt.RF*, размера *SMB*, стоимости *HML* и неликвидности *IML*.

Фактор риска неликвидности почти вдвое опережает рынок по средней доходности и риску, оцененному стандартным отклонением. Максимальная месячная доходность наблюдается у фактора риска неликвидности (0,223). У этого же портфеля наблюдался наибольший убыток за месяц (-0,189). Положительный коэффициент асимметрии (0,463) свидетельствует о том, что фактор *IML* все чаще является прибыльным, чем убыточным.

В *табл. 4* приведены значения коэффициентов парной корреляции между четырьмя рассматриваемыми факторами риска (*Mkt.RF*, *SMB*, *HML*, *IML*). Слабая, хотя и статистически значимая корреляция наблюдается у фактора *IML* в паре с *Mkt.RF* и *IML*. В целом можно утверждать, что факторы не находятся в тесной линейной связи.

Чтобы убедиться в том, что сформированный нами фактор неликвидности содержит дополнительную информацию о риске финансового инструмента, в работе реализован специальный статистический тест, целью которого является измерение объясняющей способности трех факторов модели Фамы и Френча в отношении фактора неликвидности. В *табл. 5* приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость фактора риска неликвидности и каждого из факторов Фамы и Френча по отдельности. Несмотря на наличие статистически значимых оценок параметров регрессии при переменной *Mkt.RF* (-0,581) и переменной *HML* (-0,348), объясняющая способность всех рассмотренных факторных спецификаций является крайне низкой.

Выяснив, что фактор неликвидности не может быть объяснен с точки зрения недиверсифицируемых факторов риска Фамы и Френча, исследуем, одинакова ли подверженность риску неликвидности у квантильных портфелей, упорядоченных

по рыночной капитализации и отношению балансовой стоимости эмитента к рыночной капитализации.

В качестве первого набора тестовых активов рассмотрим 5 квинтильных портфелей акций компаний, упорядоченных по рыночной капитализации эмитентов (*табл. 6*). Как и ожидалось, оценки коэффициентов при факторе *SMB* являются статистически значимыми, что обусловлено особенностями формирования состава этих портфелей. Оценки параметров при факторе *HML* ниже и имеют несколько меньший уровень статистической значимости.

Акции крупных компаний, как правило, более ликвидные и не имеют премии за риск неликвидности. Это объясняет, почему для малых компаний премия за риск неликвидности незначимо отличается от нуля, а для крупных вовсе отрицательная ($-0,052$). При таком соотношении премия за риск неликвидности для спред-портфеля Lo-Ni МСАР оказалась положительной ($0,12$) и статистически значимой.

Далее исследуем, различается ли чувствительность портфелей, упорядоченных по отношению балансовой стоимости к рыночной капитализации эмитента, к фактору риска неликвидности. В качестве тестовых активов использованы квинтильные портфели. Представленные в *табл. 7* модели имеют высокую объясняющую способность, а величина премии за риск, отражаемая факторами Фамы и Френча, статистически значима. Только у одного из тестируемых портфелей (В/М 4) премия за риск неликвидности оказалась статистически значимой на всем исследуемом промежутке времени. Тот факт, что эта премия оказалась отрицательной ($-0,116$), свидетельствует о высокой подверженности риску неликвидности этой портфельной стратегии.

Отсутствие подверженности риску неликвидности на всем исследуемом промежутке времени не является основанием предполагать ее отсутствие на отдельных участках. В *табл. 8* оценена подверженность тестовых портфелей факторам риска, в том числе риску неликвидности, в период бурного роста на рынке в 2015–2019 гг. Отрицательная и значимая премия у стратегии В/М 4 сохраняется ($-0,103$), однако выявлена положительная и статистически значимая премия за неликвидность у портфеля акций стоимости ($0,142$), а также спред-портфеля ($0,121$).

В *табл. 9* проведена оценка в периоде спада, вызванного пандемией COVID-19 и последующим восстановлением в 2020–2021 гг. Интересно отметить, что положительная премия за риск неликвидности ($0,184$) перешла от портфеля стоимости к портфелю роста.

Выявленные особенности изменения премии за неликвидность с течением времени у портфелей акций, упорядоченных по отношению балансовой стоимости и рыночной капитализации эмитентов, указывает на ее возможную зависимость от

состояния рынка, от режима его функционирования. В работе [23] подобные зависимости были выявлены и изучены для факторов риска Фамы и Френча. Применительно к риску неликвидности этот вопрос требует отдельного исследования, выходящего за рамки данной работы.

Выводы

В настоящее время в научном сообществе не уделяется достаточного внимания проблематике статистического анализа и оценки рисков операций с долевыми финансовыми инструментами на развивающемся фондовом рынке Российской Федерации. Во многом это объясняется отсутствием единой информационной базы такого анализа. В свободном доступе централизованно представлены первичные данные лишь по рынкам развивающихся стран. Указанное обстоятельство обусловило необходимость предобработки данных для проведения факторного анализа рисков на фондовом рынке Российской Федерации.

Для целей исследования были рассчитаны факторы риска по модифицированной методологии Фамы и Френча. По сравнению с оригинальным подходом в работе предусмотрен более частый пересмотр состава портфелей, сформированных по градациям факторов размера и стоимости. Хотя это решение и придало исследованию более трудоемкий характер, но, с другой стороны, оно также позволило в большей степени приблизить его к торговой логике, направленной на своевременное использование информации, поступающей на рынок.

В центре исследования – влияние неликвидности долевого инструмента на эффективность торговых операций с ними на Московской бирже. В эмпирической части было установлено, что портфели, сформированные из низколиквидных акций, демонстрируют более высокие средние доходности. В частности, с января 2011 г. по май 2021 г. разница между доходностями портфелей наименее и наиболее ликвидных акций, оцененная через константу трехфакторной модели Фамы и Френча, учитывающей подверженность рыночному риску, риску размера компании и риску ее стоимости, составила 16,75% годовых. Выявленные различия являются статистически значимыми на уровне 95%.

Полученный результат дал основание для формирования фактора риска неликвидности в виде самофинансируемого спред-портфеля, включающего длинную позицию по наиболее неликвидным акциям и короткую – по наиболее ликвидным. Предложенный фактор риска неликвидности является недиверсифицируемым и слабо коррелированным с факторами рынка, размера и стоимости. Фактор неликвидности содержит дополнительную информацию и не объясняется факторами рынка, размера и стоимости. Доходность предложенного в работе фактора неликвидности, оцененная с января 2011 г. по май 2021 г., составила 18,15% годовых, что является максимальным значением на анализируемом факторном пространстве. В большинстве случаев премия за риск неликвидности

является положительной и статистически значимой. Результаты, представленные в работе, позволяют расширить факторное пространство систематических рисков на фондовом рынке, а также спектр подверженностей факторам риска операций с долевыми инструментами фондового рынка.

Таблица 1
Описательные статистики децильных портфелей

Table 1
Descriptive statistics of decile portfolios

Портфель	Среднее	Ст. ошибка	Асимметрия	Эксцесс	Минимум	Максимум
Lo Illq	0	0,073	-0,126	0,929	-0,254	0,214
Illq 2	0,008	0,056	0,095	0,894	-0,164	0,186
Illq 3	0,002	0,056	-0,297	0,69	-0,163	0,18
Illq 4	0,01	0,063	0,313	2,33	-0,191	0,256
Illq 5	0,002	0,054	0,159	1,106	-0,147	0,165
Illq 6	0,005	0,061	-0,04	1,393	-0,187	0,193
Illq 7	0,008	0,056	0,133	0,516	-0,131	0,159
Illq 8	0,008	0,054	-0,026	3,077	-0,17	0,236
Illq 9	0,001	0,052	-0,173	0,164	-0,141	0,119
Hi Illq	0,014	0,062	0,579	1,1	-0,133	0,224

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 2**Децильные портфели акций, упорядоченных по коэффициенту неликвидности****Table 2****Decile portfolios sorted with respect to illiquidity ratio**

Портфель	<i>Mkt.RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	Constant	Скопп. R^2
Lo Illq	1,275*** [13,711]	0,808*** [10,332]	0,233*** [3,012]	-0,001 [-0,168]	0,787
Illq 2	1,012*** [18,254]	0,373*** [4,336]	0,105* [1,935]	0,005* [1,742]	0,732
Illq 3	1,036*** [14,068]	0,482*** [5,117]	0,056 [1,034]	-0,001 [-0,539]	0,759
Illq 4	1,052*** [19,007]	0,553*** [6,321]	0,072 [1,272]	0,008** [2,056]	0,641
Illq 5	0,934*** [24,982]	0,501*** [6,131]	0,007 [0,113]	-0,002 [-1,098]	0,686
Illq 6	1,057*** [14,178]	0,596*** [7,451]	-0,153** [-2,299]	-0,0003 [-0,092]	0,674
Illq 7	0,855*** [8,945]	0,531*** [5,435]	-0,022 [-0,315]	0,005 [1,79]	0,542
Illq 8	0,822*** [6,784]	0,503*** [4,391]	-0,129* [-1,321]	0,004 [1,262]	0,519
Illq 9	0,625*** [6,922]	0,258** [2,042]	0,149* [1,726]	-0,0001 [-0,024]	0,341
Hi Illq	0,699*** [6,086]	0,598*** [4,697]	-0,04 [-0,365]	0,012** [3,12]	0,331
Hi-Lo Illq	-0,576*** [-3,781]	-0,21 [-1,283]	-0,272** [-1,695]	0,013** [2,133]	0,164

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость месячных доходностей портфелей на факторы риска Фамы и Френча, как показано в уравнении (3), за период с июня 2011 г. по май 2021 г. Составы портфелей были сформированы в соответствии с коэффициентом неликвидности Амихуда в (Illq) в текущем году. В портфель Lo Illq вошли акции, неликвидность которых расположена в нижнем дециле, а в портфель Hi Illq – акции из верхнего дециля неликвидности. Hi-Lo Illq является спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Hi Illq и короткую позицию по портфелю Lo Illq. В квадратных скобках указаны скорректированные t -статистики Newey-West с тремя лагами. Оценки параметров регрессии, значимые на уровнях 10%, 5% и 1%, отмечены символами *, ** и *** соответственно.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 3**Описательные статистики факторов риска****Table 3****Descriptive statistics of risk factors**

Фактор	Среднее	Ст. ошибка	Асимметрия	Экссесс	Минимум	Максимум
<i>Mkt.RF</i>	0,006	0,046	-0,279	0,639	-0,116	0,155
<i>SMB</i>	-0,005	0,036	0,287	-0,291	-0,074	0,101
<i>HML</i>	0,013	0,046	0,231	2,73	-0,131	0,177
<i>IML</i>	0,014	0,072	0,463	0,801	-0,189	0,223

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 4
Корреляции между факторами риска

Table 4
Correlation among risk factors

Фактор	<i>Mkt.RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>IML</i>
<i>Mkt.RF</i>	1	–	–	–
<i>SMB</i>	–0,09	1	–	–
<i>HML</i>	0,072	0,209**	1	–
<i>IML</i>	–0,368***	–0,108	–0,222**	1

Примечание. Оценки параметров регрессии, значимые на уровнях 10%, 5% и 1%, отмечены символами *, ** и *** соответственно.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 5
Регрессия фактора неликвидности на факторы риска Фамы и Френча

Table 5
Time-series regression of illiquidity factor on Fama-French factors

Показатель	<i>Mkt.RF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>
Coefficient	–0,581*** [–3,713]	–0,217 [–1,08]	–0,348** [1,839]
Constant	0,018* [3,285]	0,013** [2,004]	0,009 [1,455]
Число наблюдений	127	127	127
Скорр. R^2	0,129	0,004	0,041

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость фактора неликвидности от факторов риска Фамы и Френча за период с июня 2011 г. по май 2021 г. В скобках указаны скорректированные t -статистики Newey-West с тремя лагами. Оценки параметров регрессии, значимые на уровнях 10%, 5% и 1%, отмечены символами *, ** и *** соответственно.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 6**Квинтильные портфели компаний, упорядоченных по рыночной капитализации****Table 6****Quintile portfolios sorted by market capitalization**

Фактор	Small MCAP	MCAP 2	MCAP 3	MCAP 4	Big MCAP	Lo-Hi MCAP
<i>Mkt.RF</i>	0,866*** [12,722]	0,948*** [17,504]	0,952*** [18,39]	0,951*** [15,25]	0,919*** [31,047]	-0,053 [-0,768]
<i>SMB</i>	0,615*** [7,428]	0,836*** [12,687]	0,746*** [11,845]	0,358*** [4,717]	0,037 [1,034]	0,578*** [6,954]
<i>HML</i>	0,172*** [2,638]	0,025 [0,473]	0,015 [0,304]	-0,011 [-0,18]	-0,079*** [-2,785]	0,251*** [3,835]
<i>IML</i>	0,068 [1,545]	-0,018 [-0,501]	-0,033 [-0,988]	-0,064 [-1,585]	-0,052*** [-2,73]	0,12*** [2,722]
Constant	0,003 [1,108]	0,005* [1,929]	0,002 [1,011]	0,002 [0,583]	0,004*** [3,198]	-0,001 [-0,281]
Скорр. R^2	0,647	0,8	0,808	0,709	0,906	0,384

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость месячных доходностей портфелей на факторы риска Фамы и Френча, а также фактора неликвидности, как показано в уравнении (7), за период с июня 2011 г. по май 2021 г. Составы портфелей были сформированы в соответствии с рыночной капитализацией (MCAP) в текущем месяце. В портфель Small MCAP вошли акции эмитентов, рыночная капитализация которых расположена в нижнем квинтиле, а в портфель Big MCAP – эмитенты с капитализацией из верхнего квинтиля. Lo-Hi MCAP является спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Small MCAP и короткую позицию по портфелю Big MCAP. В квадратных скобках указаны скорректированные t -статистики Newey-West с тремя лагами. Оценки параметров регрессии, значимые на уровнях 10%, 5% и 1%, отмечены символами *, ** и *** соответственно.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 7**Квинтильные портфели компаний, упорядоченных по их отношению балансовой стоимости и рыночной капитализации****Table 7****Quintile portfolios sorted by book-to-market ratio**

Фактор	Lo B/M	B/M 2	B/M 3	B/M 4	Hi B/M	Hi-Lo B/M
<i>Mkt.RF</i>	0,879*** [16,089]	0,994*** [17,787]	0,945*** [17,524]	0,876*** [16,482]	0,948*** [18,747]	0,069 [1,011]
<i>SMB</i>	0,385*** [5,794]	0,331*** [4,876]	0,577*** [8,803]	0,743*** [11,492]	0,554*** [9,008]	0,169** [2,027]
<i>HML</i>	-0,161*** [-3,082]	-0,152*** [-2,851]	0,031 [0,593]	0,212*** [4,177]	0,193*** [4]	0,354*** [5,4]
<i>IML</i>	0,045 [1,289]	-0,035 [-0,975]	-0,039 [-1,115]	-0,116*** [-3,377]	0,047 [1,434]	0,001 [0,031]
Constant	0,004 [1,506]	0,003 [1,238]	0,003 [1,142]	0,007*** [2,962]	-0,0003 [-0,124]	-0,004 [-1,29]
Скорр. R^2	0,704	0,756	0,777	0,815	0,794	0,237

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость месячных доходностей портфелей на факторы риска Фамы и Френча, а также фактора неликвидности, как показано в уравнении (7), за период с июня 2011 г. по май 2021 г. B/M означает отношение балансовой стоимости компании к его рыночной капитализации. Портфель Lo B/M включает акции эмитентов с низким показателем B/M (портфель роста), а портфель Hi B/M – акции эмитентов с высоким показателем B/M (портфель стоимости). Портфель Hi-Lo B/M является спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Hi B/M и короткую позицию по портфелю Lo B/M. В квадратных скобках указаны скорректированные *t*-статистики Newey-West с тремя лагами. Оценки параметров регрессии, значимые на уровнях 10%, 5% и 1%, отмечены символами *, ** и *** соответственно.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 8**Квинтильные портфели компаний, упорядоченных по их отношению балансовой стоимости и рыночной капитализации, 2015–2019 гг.****Table 8****Quintile portfolios sorted by book-to-market ratio during 2015–2019**

Фактор	Lo B/M	B/M 2	B/M 3	B/M 4	Hi B/M	Hi-Lo B/M
<i>Mkt.RF</i>	0,75*** [10,439]	0,709*** [6,705]	0,86*** [7,933]	0,894*** [9,821]	0,977*** [9,443]	0,227* [1,834]
<i>SMB</i>	0,383*** [5,876]	0,34*** [3,549]	0,499*** [5,07]	0,583*** [7,062]	0,483*** [5,146]	0,1 [0,891]
<i>HML</i>	-0,333*** [-4,565]	-0,189* [-1,757]	0,14 [1,27]	0,435*** [4,714]	0,373*** [3,556]	0,706*** [5,628]
<i>IML</i>	0,022 [0,594]	-0,008 [-0,154]	-0,047 [-0,862]	-0,103** [-2,233]	0,142*** [2,727]	0,121* [1,936]
Constant	0,007*** [2,782]	0,006 [1,535]	0,005 [1,363]	0,005 [1,574]	0,002 [0,505]	-0,005 [-1,194]
Число наблюдений	59	59	59	59	59	59
Скорр. R^2	0,698	0,485	0,663	0,822	0,711	0,416

Примечание. В квадратных скобках указаны скорректированные *t*-статистики Newey-West с тремя лагами. Оценки параметров регрессии, значимые на уровнях 10%, 5% и 1%, отмечены символами *, ** и *** соответственно.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 9

Квинтильные портфели компаний, упорядоченных по их отношению балансовой стоимости и рыночной капитализации, 2020–2021 гг.

Table 9

Quintile portfolios sorted by book-to-market ratio during 2020–2021

Фактор	Lo B/M	B/M 2	B/M 3	B/M 4	Hi B/M	Hi-Lo B/M
<i>Mkt.RF</i>	0,739*** [7,243]	0,918*** [7,9]	0,929*** [11,462]	0,927*** [7,7]	0,886*** [11,239]	0,146 [1,372]
<i>SMB</i>	0,561*** [3,236]	0,305 [1,544]	0,638*** [4,634]	1*** [4,885]	0,549*** [4,102]	-0,012 [-0,066]
<i>HML</i>	-0,333* [-1,911]	-0,589** [-2,968]	0,071 [0,513]	0,013 [0,064]	0,455*** [3,384]	0,788*** [4,328]
<i>IML</i>	0,184** [2,207]	-0,186* [-1,959]	0,0005 [0,007]	-0,032 [-0,329]	0,066 [1,021]	-0,118 [-1,358]
Constant	0,006 [0,868]	0,005 [0,581]	0,005 [0,973]	0,01 [1,223]	0,005 [0,959]	-0,001 [-0,122]
Число наблюдений	19	19	19	19	19	19
Скорр. R ²	0,775	0,834	0,887	0,794	0,883	0,634

Примечание. В квадратных скобках указаны скорректированные *t*-статистики Newey-West с тремя лагами. Оценки параметров регрессии, значимые на уровнях 10%, 5% и 1%, отмечены символами *, ** и *** соответственно.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. *Amihud Y., Mendelson H.* Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 1986, vol. 17, iss. 2, pp. 223–249.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6)
2. *Brennan M.J., Chordia T., Subrahmanyam A.* Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 1998, vol. 49, iss. 3, pp. 345–373.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00028-2](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00028-2)
3. *Franzoni F., Nowak E., Phalippou L.* Private equity performance and liquidity risk. *The Journal of Finance*, 2012, vol. 67, iss. 6, pp. 2341–2373.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01788.x>
4. *Hongtao Li, Novy-Marx R., Velikov M.* Liquidity Risk and Asset Pricing. *Critical Finance Review*, 2019, vol. 8, iss. 1-2, pp. 223–255.
URL: <http://dx.doi.org/10.1561/104.000000076>
5. *Pontiff J., Singla R.* Liquidity Risk? *Critical Finance Review*, 2019, vol. 8, iss. 1-2, pp. 257–276. URL: <http://dx.doi.org/10.1561/104.000000075>

6. *Hasbrouck J., Seppi D.J.* Common factors in prices, order flows, and liquidity. *Journal of Financial Economics*, 2001, vol. 59, iss. 3, pp. 383–411.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00091-X](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00091-X)
7. *Huberman G., Halka D.* Systematic liquidity. *Journal of Financial Research*, 2001, vol. 24, iss. 2, pp. 161–178. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2001.tb00763.x>
8. *Lo A.W., Wang J.* Trading volume: Definitions, data analysis, and implications of portfolio theory. *Review of Financial Studies*, 2000, vol. 13, iss. 2, pp. 257–300.
URL: <https://doi.org/10.1093/rfs/13.2.257>
9. *Eisfeldt A.L.* Endogenous Liquidity in Asset Markets. *The Journal of Finance*, 2004, vol. 59, iss. 1, pp. 1–30. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00625.x>
10. *Когденко В.Г.* Особенности анализа компаний цифровой экономики // *Экономический анализ: теория и практика*. 2018. Т. 17. Вып. 3. С. 424–438.
URL: <https://doi.org/10.24891/ea.17.3.424>
11. *Лаптева Е.А., Безаев И.И.* Статистико-эконометрическая оценка риска // *Экономический анализ: теория и практика*. 2018. Т. 17. Вып. 2. С. 365–378.
URL: <https://doi.org/10.24891/ea.17.2.365>
12. *Сапожникова Н.Г.* Обесценение активов и риски корпораций // *Вестник Воронежского государственного университета*. Сер.: Экономика и управление. 2020. № 2. С. 105–115. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/obestsenenie-aktivov-i-riski-korporatsiy>
13. *Ушакова Н.В., Васин А.С., Фатуев В.А.* Исследование факторов, влияющих на уровень совокупного риска владельцев обыкновенных акций // *Экономический анализ: теория и практика*. 2019. Т. 18. Вып. 6. С. 1111–1123.
URL: <https://doi.org/10.24891/ea.18.6.1111>
14. *Endovitsky D.A., Davnis V.V., Korotkikh V.V.* Adaptive trend decomposition method in financial time series analysis. *The Journal of Social Sciences Research*, 2018, no. S3, pp. 104–109. URL: <https://doi.org/10.32861/jssr.spi3.104.109>
15. *Endovitsky D.A., Davnis V.V., Korotkikh V.V.* On two hypotheses in economic analysis of stochastic processes. *Journal of Advanced Research in Law and Economics*, 2017, vol. 8, iss. 8, pp. 2391–2398. URL: [https://doi.org/10.14505/jarle.v8.8\(30\).09](https://doi.org/10.14505/jarle.v8.8(30).09)
16. *Fama E.F., French K.R.* Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 1993, vol. 33, iss. 1, pp. 3–56.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
17. *Fama E.F., French K.R.* Choosing factors. *Journal of Financial Economics*, 2018, vol. 128, iss. 2, pp. 234–252. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.02.012>

18. Fama E.F., French K.R. Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 2012, vol. 105, iss. 3, pp. 457–472.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011>
19. Asness C.S., Frazzini A. The devil in HML's details. *Journal of Portfolio Management*, 2013, vol. 39, iss. 4, pp. 49–68. URL: <https://doi.org/10.3905/jpm.2013.39.4.049>
20. Hanauer M.X., Windmüller S. Enhanced Momentum Strategies (August 14, 2019).
URL: <http://wp.lancs.ac.uk/mhf2019/files/2019/09/MHF-2019-076-Matthias-Hanauer.pdf>
21. Ozornov S. Validity of Fama and French model on RTS Index. *Review of Business and Economics Studies*, 2015, vol. 3, iss. 4, pp. 22–43.
URL: <https://rbes.fa.ru/jour/article/view/25>
22. Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 2002, vol. 5, iss. 1, pp. 31–56.
URL: [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
23. Brown A. Did the Financial Crisis Kill Fama-French? *Wilmott*, 2020, iss. 109, pp. 16–18. URL: <https://doi.org/10.1002/wilm.10868>

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.

ILLIQUIDITY RISK AND EQUITY TRADING PERFORMANCE: A STATISTICAL ANALYSIS

Vyacheslav V. KOROTKIKH

Voronezh State University (VSU),
Voronezh, Russian Federation
korotkikh@econ.vsu.ru
<https://orcid.org/0000-0001-9029-7466>

Article history:

Article No. 425/2021
Received 23 July 2021
Received in revised form
4 August 2021
Accepted 15 August 2021
Available online
30 September 2021

JEL classification: G11,
G12, G17

Keywords: hedging,
portfolio, price anomaly,
value

Abstract

Subject. The article considers the development of special statistical methods for estimating and analyzing the liquidity risk.

Objectives. The purpose is to improve the methodology for statistical appraisal and analysis of risk in equity trading.

Methods. The study rests both on well-known methods for equity risk analysis and my own development results (calculation of equity annual illiquidity ratio, formation of illiquidity risk factor). The data analyzed in this paper come from the Moscow Exchange (MOEX) and cover January 2011 to May 2021. The sample included all common stocks traded on MOEX and issuers' financial statements. I also apply analysis and synthesis, induction and deduction, and methods of comparison and grouping.

Results. I calculated monthly illiquidity factor as zero-investment long-short portfolio. I examined the impact of illiquidity risk on the return dynamics of size, book-to-market ratio sorted portfolios.

Conclusions. The study shows that expected equity returns are related cross-sectionally to the illiquidity factor. The evidence strongly supports the hypothesis that the illiquidity risk factor is priced. The premium for this risk is positive and offers higher expected returns in equities with strong illiquidity. However, for liquid equities no significant premium is revealed. The offered approach to the factor equity risk analysis based on illiquidity risk enables a true picture of how the risks impact the equity trading performance and how they can be improved in the future.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2021

Please cite this article as: Korotkikh V.V. Illiquidity Risk and Equity Trading Performance: A Statistical Analysis. *Economic Analysis: Theory and Practice*, 2021, vol. 20, iss. 9, pp. 1774–1794.
<https://doi.org/10.24891/ea.20.9.1774>

References

1. Amihud Y., Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 1986, vol. 17, iss. 2, pp. 223–249.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6)
2. Brennan M.J., Chordia T., Subrahmanyam A. Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 1998, vol. 49, iss. 3, pp. 345–373.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00028-2](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00028-2)

3. Franzoni F., Nowak E., Phalippou L. Private equity performance and liquidity risk. *The Journal of Finance*, 2012, vol. 67, iss. 6, pp. 2341–2373.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01788.x>
4. Hongtao Li, Novy-Marx R., Velikov M. Liquidity Risk and Asset Pricing. *Critical Finance Review*, 2019, vol. 8, iss. 1-2, pp. 223–255.
URL: <http://dx.doi.org/10.1561/104.00000076>
5. Pontiff J., Singla R. ‘Liquidity Risk?’. *Critical Finance Review*, 2019, vol. 8, iss. 1-2, pp. 257–276. URL: <http://dx.doi.org/10.1561/104.00000075>
6. Hasbrouck J., Seppi D.J. Common factors in prices, order flows, and liquidity. *Journal of Financial Economics*, 2001, vol. 59, iss. 3, pp. 383–411.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00091-X](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00091-X)
7. Huberman G., Halka D. Systematic liquidity. *The Journal of Financial Research*, 2001, vol. 24, iss. 2, pp. 161–178.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2001.tb00763.x>
8. Lo A.W., Wang J. Trading volume: Definitions, data analysis, and implications of portfolio theory. *The Review of Financial Studies*, 2000, vol. 13, iss. 2, pp. 257–300.
URL: <https://doi.org/10.1093/rfs/13.2.257>
9. Eisfeldt A.L. Endogenous Liquidity in Asset Markets. *The Journal of Finance*, 2004, vol. 59, iss. 1, pp. 1–30. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00625.x>
10. Kogdenko V.G. [Specifics of analysis of companies operating in the digital economy]. *Ekonomicheskii analiz: teoriya i praktika = Economic Analysis: Theory and Practice*, 2018, vol. 17, iss. 3, pp. 424–438. (In Russ.)
URL: <https://doi.org/10.24891/ea.17.3.424>
11. Lapteva E.A., Bezaev I.I. [Statistical and econometric assessment of risk]. *Ekonomicheskii analiz: teoriya i praktika = Economic Analysis: Theory and Practice*, 2018, vol. 17, iss. 2, pp. 365–378. (In Russ.)
URL: <https://doi.org/10.24891/ea.17.2.365>
12. Sapozhnikova N.G. [Impairment of Assets and Corporation Risk]. *Vestnik Voronezhskogo gosudarstvennogo universiteta. Ser.: Ekonomika i upravlenie = Proceedings of Voronezh State University. Series: Economics and Management*, 2020, no. 2, pp. 105–115. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/obestsenenie-aktivov-i-riski-korporatsiy> (In Russ.)
13. Ushakova N.V., Vasin A.S., Fatuev V.A. [A study of factors that affect the overall risk of owners of ordinary shares]. *Ekonomicheskii analiz: teoriya i praktika = Economic Analysis: Theory and Practice*, 2019, vol. 18, iss. 6, pp. 1111–1123. (In Russ.)
URL: <https://doi.org/10.24891/ea.18.6.1111>
14. Endovitsky D.A., Davnis V.V., Korotkikh V.V. Adaptive trend decomposition method in financial time series analysis. *The Journal of Social Sciences Research*, 2018, no. 3, pp. 104–109. URL: <https://doi.org/10.32861/jssr.spi3.104.109>

15. Endovitsky D.A., Davnis V.V., Korotkikh V.V. On two hypotheses in economic analysis of stochastic processes. *Journal of Advanced Research in Law and Economics*, 2017, vol. 8, iss. 8, pp. 2391–2398.
URL: [https://doi.org/10.14505//jarle.v8.8\(30\).09](https://doi.org/10.14505//jarle.v8.8(30).09)
16. Fama E.F., French K.R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 1993, vol. 33, iss. 1, pp. 3–56.
URL: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
17. Fama E.F., French K.R. Choosing factors. *Journal of Financial Economics*, 2018, vol. 128, iss. 2, pp. 234–252. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.02.012>
18. Fama E.F., French K.R. Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 2012, vol. 105, iss. 3, pp. 457–472.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011>
19. Asness C.S., Frazzini A. The devil in HML's details. *The Journal of Portfolio Management*, 2013, vol. 39, iss. 4, pp. 49–68.
URL: <https://doi.org/10.3905/jpm.2013.39.4.049>
20. Hanauer M.X., Windmüller S. Enhanced Momentum Strategies (August 14, 2019).
URL: <http://wp.lancs.ac.uk/mhf2019/files/2019/09/MHF-2019-076-Matthias-Hanauer.pdf>
21. Ozornov S. Validity of Fama and French model on RTS Index. *Review of Business and Economics Studies*, 2015, vol. 3, iss. 4, pp. 22–43.
URL: <https://rbes.fa.ru/jour/article/view/25>. (In Russ.)
22. Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 2002, vol. 5, iss. 1, pp. 31–56.
URL: [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
23. Brown A. Did the Financial Crisis Kill Fama-French? *Wilmott*, 2020, iss. 109, pp. 16–18. URL: <https://doi.org/10.1002/wilm.10868>

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.