



Бухгалтерский учет, статистика

Научная статья

УДК 336.7

DOI: <https://doi.org/10.17308/econ.2021.3/3614>

JEL: G11; G12; G17

Факторные модели в анализе риска операций с цифровыми финансовыми активами на примере криптовалют

Д. А. Ендовицкий¹, В. В. Коротких^{2✉}

^{1,2} Воронежский государственный университет, Университетская пл., 1, 394018, Воронеж, Российская Федерация

Предмет. Феномен цифровых финансовых активов является сравнительно новым. В их структуре все большую долю занимают виртуальные валюты, в частности криптовалюты. Интерес к ним со стороны регуляторов и представителей финансовой индустрии неуклонно растет. Отсутствие у криптовалюты внутренней стоимости мотивирует проведение академических исследований проблем ценообразования и управления риском операций с криптовалютами. Большинство известных работ носят фрагментарный характер и оставляют нерешенной значительную часть вопросов принципиального характера.

Цель. Разработка методологии статистического анализа риска операций с цифровыми финансовыми активами на примере криптовалют.

Метод. В исследовании использовались параметрические методы анализа данных и машинного обучения, методы описания, анализа и синтеза, индукции и дедукции, а также сравнения и группировок. Выборочная совокупность охватывает период с апреля 2013 г. по апрель 2021 г. и включает криптовалюты с рыночной капитализацией, превышающей 1 млн долларов.

Результаты. Выявлены общие для инструментов рынка криптовалют факторы риска в виде линейных комбинаций доходностей подмножеств криптовалют с динамически изменяющимися весовыми коэффициентами. Формирование факторов риска производилось на основе только рыночной информации, включающей цену криптовалюты, объем торгов и ее рыночную капитализацию.

Выводы. Получены свидетельства того, что рынок криптовалют подвержен влиянию ценовых аномалий, встречающихся на рынках традиционных финансовых инструментов. В дополнение к факторам риска, сформированным по рыночной капитализации криптовалют (размер) и их накопленной доходности (моментум), впервые представлены статистически значимые факторы риска, отражающие темп роста рыночной капитализации криптовалют, а также уровень их неликвидности. С целью объяснения ценовых аномалий и арбитражных стратегий на их основе в работе представлены варианты факторных спецификаций моделей ценообразования криптовалюты, которые могут быть положены в основу формирования целостного представления о рисках операций с цифровыми финансовыми активами.

Ключевые слова: статистический анализ, ценовые аномалии, риск неликвидности, квинтильный портфель, самофинансируемая стратегия.

Для цитирования: Ендовицкий Д. А., Коротких В. В. Факторные модели в анализе риска операций с цифровыми финансовыми активами на примере криптовалют // Вестник Воронежского государственного университета. Серия: Экономика и управление. 2021. № 3. С. 3–21. DOI: <https://doi.org/10.17308/econ.2021.3/3614>

Введение

Развитие цифровых финансовых активов формирует новые вызовы в различных финансовых сферах. На высокий потенциал виртуальных валют в обеспечении стабилизации и развития финансового рынка указывают исследования Dwyer [12], Weber [29]. Авторы не обходят стороной и потенциальные риски операций с такими активами, которые в совокупности с децентрализацией и трудностью идентификации государственной принадлежности опосредуемых ими операций обуславливают интерес к ним со стороны регулирующих органов.

Виртуальные валюты с открытым исходным кодом, в схеме которых эмиссия и учет основываются на технологии асимметричного шифрования и применении различных криптографических методов защиты целостности информации и у которых нет центрального администратора и отсутствует централизованный контроль или надзор, Группа разработки финансовых мер борьбы с отмыванием денег (ФАТФ¹) определяет как «криптовалюты».

Интерес финансовой индустрии к криптовалютам как к инвестиционным активам неуклонно повышается. Рынок криптовалют сравнительно молодой и уже продемонстрировал стремительный рост. В исследовании Yuneline [31] отмечается, что несмотря на фрагментарность научных исследований и нерешенность большинства вопросов, связанных с природой и использованием криптовалюты, ее правовыми и экономическими перспективами, возможностями использования в расчетах наряду с фиатными валютами в платежных системах, криптовалюты чаще рассматриваются именно как инвестиционный актив, а не как валюта. С одной стороны, их возникновение и развитие вне рамок современного банковского сектора и вне пруденциального надзора со стороны денежно-кредитных регуляторов, плановый характер эмиссии и полная децентрализация механизма обмена ограждают криптовалюты от прямого влияния изменений монетарной политики государства. В этом смысле они действительно могут, и более того рассматриваются, инвесторами как «защитный актив» или «тихая гавань», на что, в частности, указывается в работе Corbet et al. [9]. С другой стороны,

криптовалюта отличается нулевой внутренней стоимостью и отсутствием какого-либо обеспечения другими активами. Стоимость криптовалюты во многом основана лишь на вере в возможность ее обмена на другие активы в будущем периоде. К тому же высокая волатильность на рынках криптовалют в совокупности с подверженностью широкому спектру рисков способствует образованию ценовых пузырей на рынках криптовалют и может приводить к их схлопыванию, снижая стоимость инвестированного капитала. В работе Liu [23] исследовано влияние включения криптовалюты в состав портфеля на уровень его диверсификации. При этом Núñez et al. [27] приводят убедительные аргументы в пользу того, что включение криптовалют в портфель с целью его широкой диверсификации не гарантирует сохранения диверсификации в периоды обвалов на рынке, т. е. когда инвестор больше всего в ней нуждается. В более поздних работах, в частности Foglia & Dai [17], выявлены взаимосвязи в динамике индекса неопределенности экономической политики (economic policy uncertainty index, EPU) [5] и индекса неопределенности цен на рынке криптовалют (cryptocurrency price uncertainty index, UCRYP) [26]. Авторам удалось установить, что индекс неопределенности экономической политики обладает значительной предсказательной силой в отношении индекса неопределенности цен на рынке криптовалют, т. е. в значительной степени задает его тенденции. В связи с этим инвесторам, как стремящимся к широкой диверсификации портфеля между различными классами активов, так и инвестирующим только в криптовалюту, следует принимать во внимание новостные потоки, в частности включающие информацию об экономическом росте, изменении экономической политики, во избежание риска резких скачков цен.

В настоящей работе представлен статистический анализ доходности и риска цифровых финансовых активов, бесспорно вызывающий научно-исследовательский интерес по причине введения таких активов в правовое поле в рамках современной цифровой экономики. Главной целью является разработка методологии статистического анализа риска операций с цифровыми финансовыми активами. Дальнейшее исследование организовано следующим образом. Во втором разделе представлена методология исследования, включающая в себя формирование и анализ общих факторов риска операций на рынке крипто-

¹ FATF Report. Virtual Currencies – key definitions and Potential AML/CFT Risks. FATF, June 2014. URL: <https://ru.scribd.com/document/231929964/Virtual-Currency-key-definitions-and-Potential-AML-CFT-Risks>

валют на данных выборочной совокупности, включающей криптовалюты с рыночной капитализацией более 1 млн долларов за период с апреля 2013 г. до апреля 2021 г. Число таких активов выросло с 46 в 2013 г. до 741 в 2021 г. В качестве основных факторов риска рассматриваются как известные ценовые аномалии, например относительное превосходство криптовалют (аналог фактора риска размера в терминологии Fama & French) и моментум (импульс), так и новые факторы, вычисленные на основе открытой рыночной информации: темп роста капитализации и неликвидность криптовалюты. В третьем разделе рассматриваются факторные модели, описывающие доходность квинтильных портфелей, сформированных с учетом статистически значимых факторов риска. В четвертом – проведен критический анализ полученных результатов. В заключении сформулированы основные выводы.

Данные и методология

Данные

Исходные данные, использованные в работе, получены с CoinMarketCap² – одного из крупнейших агрегаторов данных о ценах, объемах торгов и рыночной капитализации цифровых финансовых активов. Ресурс получает и систематизирует информацию почти с 200 основных бирж. Цена цифровых финансовых активов, представленная CoinMarketCap, вычисляется как взвешенная по объему торгов на каждой из бирж. Цифровой финансовый актив должен соответствовать критериям листинга: торговаться на публичной бирже, имеющей API для передачи

цены последней сделки и объема торгов за последние 24 часа, а также иметь ненулевой объем торгов по крайней мере на одной из поддерживаемых бирж, что необходимо для расчета его цены. Кроме того, CoinMarketCap предоставляет информацию как о функционирующих цифровых финансовых активах, так и о вышедших из обращения по тем или иным причинам.

Выборочная совокупность сформирована из моментных (цены и рыночная капитализация) и интервальных (дневные объемы торгов) временных рядов, характеризующих процессы биржевой торговли криптовалютами, рыночная капитализация которых превышает 1 млн долларов на рассматриваемую дату. Сводные статистические данные приведены в табл. 1. За период времени с 2013 по 2021 г., охваченный в рассматриваемой выборочной совокупности, число анализируемых цифровых финансовых активов с учетом ограничения по рыночной капитализации возросло более чем в 15 раз (с 46 до 720). Выборочное среднее (медианное) значение рыночной капитализации составляет 547,73 (6,98) млн долларов. Выборочное среднее (медианное) значение дневного объема торгов составляет 110615,22 (117,38) тыс. долларов.

Формирование факторов риска

Подход к формированию факторов, предлагаемый в исследовании, основан на результатах Chen & Zimmermann [8], Fama & French [13; 14], Feng et al. [16]. Рыночный фактор (CMkt) формируется как взвешенная по рыночной капитализации доходность всех доступных в этот момент времени криптовалют. Корректировкой рыноч-

Т а б л и ц а 1

Сводные статистические данные

Год	Число активов	Рыночная капитализация, млн. долл.		Объем торгов, тыс. долл.	
		среднее	медиана	среднее	медиана
2013	46	334,74	4,52	108,94	0,00
2014	153	231,69	3,69	1 109,35	29,69
2015	86	132,61	2,67	1 165,94	9,30
2016	184	157,48	3,27	1 786,19	18,30
2017	831	429,33	8,95	18 959,19	112,73
2018	1387	371,59	9,40	21 688,17	112,46
2019	888	336,63	5,62	86 929,84	127,43
2020	720	591,50	5,67	222 617,42	169,41
2021	741	2490,13	10,88	526 033,61	361,95
2013–2021	1575	547,73	6,98	110 615,22	117,38

² URL: <https://coinmarketcap.com>

ного фактора на величину безрисковой ставки в соответствующем моменте времени, предлагаемой в оригинальных исследованиях Fama & French [13; 14] можно пренебречь в связи с тем, что масштаб изменений рыночного фактора для криптовалюты значительно превышает такую ставку, делая корректировку статистически незначимой. Сводные статистические данные приведены в табл. 2.

В рассматриваемом периоде рынок криптовалют в целом демонстрировал рост в среднем на 67 % в месяц. Данный показатель существенно выше, чем у большинства наиболее капитализированных криптовалют. Так, у Bitcoin (BTC) он составил лишь 11 %, у Ethereum (ETH) – 22,1 %, у XRP (XRP) – 30,1 % и у Cardano (ADA) – 31,6 %. По доходности рынок уступал лишь Binance Coin (BNB) с 73,5 % в месяц в среднем. Рынок криптовалют демонстрирует в среднем и более высокий риск, измеренный стандартным отклонением 2,217, что вчетверо больше, чем у BTC (0,436) и ETH (0,552) и почти вдвое больше, чем у ADA (1,103) и XRP (1,336). Распределение доходностей рыночного фактора является островершинным и имеет скос. Наибольшую статистическую связь фактор рынка имеет с криптовалютой XRP, о чем свидетельствует коэффициент парной корреляции равный 0,808.

Для учета относительного превосходства одних криптовалют над другими при оценке риска в работе предусмотрено вычисление фактора размера с использованием данных о рыночной капитализации. На ежемесячной основе проводилось распределение криптовалют по портфелям в соответствии с квинтилями эмпирического распределения рыночной капитализации на конец месяца. Для каждого месяца были вычислены средние доходности квинтильных портфелей, а также доходность арбитражной стратегии, состоящей из длинной позиции по портфелю, соответствующему нижнему квинтилю, и короткой позиции – соответствующей верхнему. Было установлено, что вычисленный таким образом фактор размера позволяет сформировать статистически значимую арбитражную стратегию в виде самофинансируемого портфеля (табл. 4).

На основе данных, представленных в табл. 4, можно установить, что средняя доходность, взвешенная по капитализации криптовалют, убывает по мере увеличения квинтиля портфеля. Разница между средними доходностями портфеля низко- и высококапитализированных криптовалют является положительной и статистически значимой на уровне 10 %, что свидетельствует о систематическом превышении доходности портфеля низ-

Т а б л и ц а 2

Сводные статистические данные по фактору рынка в сравнении с основными криптовалютами

Тикеры	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана	Асимметрия	Экссесс	Максимум	Минимум
CMkt	0,670	2,217	0,090	5,156	28,553	15,554	-0,329
BTC	0,110	0,436	0,041	5,548	42,100	3,636	-0,375
ETH	0,221	0,552	0,106	1,831	4,320	2,461	-0,565
ADA	0,316	1,103	-0,065	2,977	8,757	4,714	-0,505
BNB	0,735	3,422	0,069	6,102	36,836	22,874	-0,446
XRP	0,301	1,336	-0,050	4,419	20,886	8,351	-0,613

Т а б л и ц а 3

Парные коэффициенты корреляции доходностей

Тикеры	CMkt	BTC	XRP	ETH	BNB	ADA
CMkt	1					
BTC	0,602	1				
XRP	0,808	0,565	1			
ETH	0,239	0,363	0,463	1		
BNB	0,526	0,458	0,150	0,338	1	
ADA	0,660	0,529	0,659	0,587	0,686	1

Квинтильные портфели, упорядоченные по рыночной капитализации

Портфель	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана	Асимметрия	Экссесс	Максимум	Минимум
Lo МСАР	0,163*** [3,717]	0,407	0,070	1,227	1,208	1,587	-0,496
МСАР 2	0,146*** [3,230]	0,419	0,031	1,133	1,020	1,398	-0,526
МСАР 3	0,239*** [4,633]	0,481	0,112	1,033	0,871	1,728	-0,493
МСАР 4	0,108*** [2,878]	0,344	0,043	1,087	1,369	1,201	-0,484
Hi МСАР	0,074*** [2,988]	0,235	0,041	0,462	-0,119	0,751	-0,431
Lo-Hi МСАР	0,088*** [2,094]	0,383	0,016	1,611	4,240	1,772	-0,662

П р и м е ч а н и е. В таблице приведены числовые характеристики месячных доходностей квинтильных портфелей за период с апреля 2013 г. по апрель 2021 г. Составы портфелей были сформированы в соответствии с рыночной капитализацией (МСАР) в текущем месяце. В портфель Lo МСАР вошли криптовалюты, рыночная капитализация которых расположена в нижнем квинтиле, а в портфель Hi МСАР – криптовалюты с капитализацией из верхнего квинтиля. Lo-Hi МСАР является спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Lo МСАР и короткую позицию по портфелю Hi МСАР. В квадратных скобках указаны *t*-статистики, статистическая значимость на уровнях 10, 5 и 1 % отмечена символами *, ** и *** соответственно.

кокапитализированных криптовалют над портфелем высококапитализированных, но без учета транзакционных издержек.

Темп роста рыночной капитализации позволяет сформировать еще один фактор риска биржевых операций с криптовалютой – фактор роста капитализации. Для формирования фактора риска ежемесячно проводился расчет темпа роста рыночной капитализации за период, включающий предшествующие 24 месяца. Рынок криптовалют является достаточно молодым. Выбранный период расчета позволяет неявно учесть в расчете возраст криптовалюты и игнорировать высокорисковые активы с недостаточной финансовой историей. В исследовании Liu et al. [25] показано, что сам по себе фактор возраста криптовалюты не оказывает статистически значимого влияния на ее доходность. Числовые характеристики распределения доходностей квинтильных портфелей, а также самофинансируемого спред-портфеля представлены в табл. 5.

Данные, представленные в табл. 5, позволяют утверждать, что средняя взвешенная доходность портфелей криптовалют монотонно возрастает по мере увеличения квинтиля темпа роста рыночной капитализации. Разница в месячных доходностях портфелей верхнего и нижнего квинтиля без учета транзакционных

издержек является положительной и статистически значимой на уровне 5 %.

Помимо размера и роста капитализации, интерес представляет исследование еще одной ценовой аномалии – моментум (импульс), характерной для биржевых торгов финансовыми инструментами. Анализ моментум будем осуществлять в соответствии с подходом, общепринятым в экономических исследованиях Jegadeesh & Titman [20; 21], Gutierrez & Pirinsky [18]. Для идентификации моментум-эффектов криптовалюты распределяются по пяти квинтильным портфелям на основе доходности за предшествующие период с $t - 12$ по $t - 1$ месяц, т. е. без учета хронологически последнего месяца. Характеристика распределений доходности квинтильных портфелей представлена в табл. 6.

На основе полученных данных можно утверждать, что средняя доходность портфелей криптовалют, взвешенных по капитализации, монотонно возрастает по мере увеличения квинтиля накопленной доходности. Разница между средними доходностями портфелей верхнего и нижнего квинтилей составляет 0,210 и является статистически значимой на уровне 1 %. Без учета транзакционных издержек доходность портфеля «победителей» (Hi MOM) систематически превышает доходность портфеля «прои-

Таблица 5

Квинтильные портфели, упорядоченные по темпу роста капитализации

Портфель	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана	Асимметрия	Экссесс	Максимум	Минимум
Lo MCG	0,083** [2,312]	0,280	0,027	0,566	-0,314	0,752	-0,451
MCG 2	0,049* [1,697]	0,236	0,016	0,460	0,180	0,673	-0,508
MCG 3	0,154*** [3,933]	0,326	0,115	0,710	0,132	1,010	-0,503
MCG 4	0,238*** [5,336]	0,362	0,142	0,792	0,525	1,357	-0,435
Hi MCG	0,492*** [6,412]	0,610	0,330	0,956	0,426	2,408	-0,482
Hi-Lo MCG	0,382*** [5,082]	0,565	0,196	1,178	0,932	2,159	-0,428

Примечание. В таблице приведены числовые характеристики месячных доходностей квинтильных портфелей за период с апреля 2015 г. по апрель 2021 г. Составы портфелей были сформированы в соответствии с темпом роста рыночной капитализации за два предшествующих года (MCG). В портфель Lo MCG вошли криптовалюты, темп роста рыночной капитализации которых расположен в нижнем квинтиле, а в портфель Hi MCG – криптовалюты с темпом роста капитализации из верхнего квинтиля. Hi-Lo MCG является спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Hi MCG и короткую позицию по портфелю Lo MCG. В квадратных скобках указаны t-статистики, статистическая значимость на уровнях 10, 5 и 1 % отмечена символами *, ** и *** соответственно.

Таблица 6

Квинтильные портфели, упорядоченные по моментуму

Портфель	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана	Асимметрия	Экссесс	Максимум	Минимум
Lo MOM	-0,028 [-1,404]	0,182	-0,028	0,075	-0,015	0,415	-0,496
MOM 2	0,012 [0,493]	0,214	-0,031	0,823	0,356	0,567	-0,349
MOM 3	0,031 [1,111]	0,250	-0,028	0,478	0,049	0,748	-0,470
MOM 4	0,060* [1,879]	0,286	0,023	0,624	0,133	0,827	-0,525
Hi MOM	0,176*** [3,673]	0,429	0,076	0,890	0,077	1,363	-0,486
Hi-Lo MOM	0,210*** [5,071]	0,368	0,197	0,589	0,092	1,083	-0,613

Примечание. В таблице приведены числовые характеристики месячных доходностей квинтильных портфелей за период с апреля 2014 г. по апрель 2021 г. Составы портфелей были сформированы в соответствии с доходностью, накопленной за предшествующие 12 месяцев без учета хронологически последнего месяца. В портфель Lo MOM вошли криптовалюты с наименьшей накопленной доходностью, т. е. расположенные в нижнем квинтиле, а в портфель Hi MOM – с наибольшей накопленной доходностью. Hi-Lo MOM является спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Hi MOM и короткую позицию по портфелю Lo MOM. В квадратных скобках указаны t-статистики, статистическая значимость на уровнях 10, 5 и 1 % отмечена символами *, ** и *** соответственно.

гравших» (Lo MOM). Данное свойство может использоваться при разработке арбитражных стратегий и формировании фактора риска.

В дополнение к указанным ценовым аномалиям рынок криптовалют за свою относительно

короткую историю развития продемонстрировал значительную подверженность риску ликвидности. Этому способствуют как системные факторы, например низкая устойчивость криптовалютных бирж в целом, так и рыночные, например иску-

ственный дефицит криптовалют в результате их перемещения в «холодные» хранилища.

Ликвидность финансового инструмента характеризует устойчивость его цены к давлению спроса и предложения, т. е. максимальный объем разовой сделки, который не вызывает существенного изменения его цены. На основе модификации коэффициента неликвидности Амихуда [1] в работе предложен специальный показатель, отражающий относительное изменение цены инструмента, нормированное по денежному объему:

$$Illq_{jt} = \frac{1}{D_{jt}} \sum_{d=1}^{D_{jt}} \frac{|r_{jdt}|}{V_{jdt}}, \quad (1)$$

где 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 – логарифмическая доходность финансового инструмента; V – дневной объем торгов, выраженный в денежных единицах.

Низкие значения $Illq$ свидетельствуют о том, что при больших объемах торгов цена финансового инструмента изменяется незначительно. Такие инструменты называют высоколиквидными. Инструменты с высокими значениями показателя $Illq$ считаются низколиквидными, поскольку даже небольшого объема торгов до-

статочно, чтобы разогнать или обвалить его цену инструмента. Данные, представленные в табл. 7, позволяют утверждать, что средняя взвешенная доходность портфелей криптовалют монотонно возрастает по мере увеличения квинтиля неликвидности.

Риск портфелей, оцененный стандартным отклонением, также демонстрирует монотонное возрастание. Доходности всех квинтильных портфелей значимо отличны от нуля на уровне 1 %. Разница в месячных доходностях портфелей верхнего и нижнего квинтиля без учета транзакционных издержек является положительной и статистически значимой на уровне 1 %, что свидетельствует о статистической значимости соответствующей самофинансируемой стратегии. Рынок криптовалют учитывает в цене неликвидность торгуемых инструментов.

Результаты

В данном разделе мы проанализируем объясняющую способность факторных моделей в отношении выявленных статистически значимых арбитражных стратегий. Анализ построен по аналогии с работой Fama & French [14]. На первом этапе исследуем объясняющую способность однофакторной модели доходностей квинтильных портфелей. Рассматриваться будет только фактор рынка $CMkt$, а сама модель является вариантом

Т а б л и ц а 7

Квинтильные портфели, упорядоченных по неликвидности

Портфель	Среднее	Стандартное отклонение	Медиана	Асимметрия	Экссесс	Максимум	Минимум
Lo Illq	0,074*** [3,065]	0,231	0,047	0,433	-0,058	0,756	-0,434
Illq 2	0,221*** [4,951]	0,398	0,175	0,691	1,034	1,368	-0,847
Illq 3	0,353*** [5,594]	0,557	0,205	1,072	1,638	2,457	-0,741
Illq 4	0,756*** [5,706]	1,177	0,335	1,925	3,618	5,221	-0,761
Hi Illq	3,843*** [4,201]	7,975	0,687	3,077	10,164	43,921	-0,637
Hi-Lo Illq	3,636*** [3,895]	8,030	0,450	3,174	10,607	44,035	-0,727

П р и м е ч а н и е. В таблице приведены числовые характеристики месячных доходностей квинтильных портфелей за период с апреля 2013 г. по апрель 2021 г. Составы портфелей были сформированы в соответствии показателем неликвидности в текущем месяце. В портфель Lo Illq вошли наиболее ликвидные криптовалюты, а в портфель Hi Illq – наиболее неликвидные криптовалюты. Стратегия Hi-Lo Illq является спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Hi Illq и короткую позицию по портфелю Lo Illq. В квадратных скобках указаны t -статистики, статистическая значимость на уровнях 10, 5 и 1 % отмечена символами *, ** и *** соответственно.

САРМ для рынка криптовалют. Будет показано, что как и в случае инструментов фондового рынка, модель САРМ обладает низкой объясняющей способностью. Такой результат мотивировал обратиться к более сложным факторным спецификациям моделей ценообразования. На втором этапе рассмотрены трехфакторные модели, в которых вместе с фактором рынка используется фактор размера и роста рыночной капитализации. Аналог трехфакторной модели Fama & French объяснил лишь две из четырех арбитражных стратегий. На третьем этапе была протестирована статистическая значимость арбитражных стратегий к четырем объясняющим факторам. Включение в модель фактора моменту не позволило объяснить избыточную доходность портфеля, учитывающего премию за неликвидность. Эта стратегия полностью объяснялась лишь с учетом фактора риска неликвидности.

Рассмотрим специфику формирования факторов риска биржевых операция на рынке криптовалют. Особенности формирования фактора рынок (СМkt) были представлены выше и далее остаются без изменений. Фактор размера криптовалюты был сформирован в соответствии с подходом, представленным в работе Fama & French [13]. Криптовалюты ежемесячно упорядочивались по величине рыночной капитализации и далее распределялись по трем группам: до 30-го перцентиля (small, S), от 30-го до 70-го перцентиля (middle, M), от 70-го перцентиля (big, B). В каждой из трех групп вычислялись доходности путем усреднения со взвешиванием по рыночной капитализации. Фактор размера для рынка криптовалют (CSMB) представляет собой доходность самофинансируемой портфельной стратегии, включающей длинную позицию по портфелю S и короткую – по портфелю B. Используя эти же перцентили, по аналогии мы сформировали факторы роста капитализации (СНML), моментума (СМОМ) и неликвидности (СИML) после упорядочивания криптовалют по возрастанию соот-

ветствующего показателя. Между сформированными таким образом факторами риска отсутствуют значимые тесные линейные связи (табл. 8).

На первом этапе рассмотрим результаты параметрической идентификации модели с единственным фактором – фактором рынка криптовалют:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i,Mkt} CMkt_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где R_{it} – доходность i -й криптовалюты (i -го портфеля криптовалют) в момент t ; $\alpha_i, \beta_{i,Mkt}$ – оцениваемые параметры; ε_{it} – идиосинкратическая доходность.

Спецификация модели близка модели САРМ для финансовых инструментов фондового рынка и в этом смысле может называться «САРМ для криптовалют». В табл. 9 представлены результаты для всех четырех статистически значимых самофинансируемых стратегий, ранее выявленных в работе. Полученные оценки свободного слагаемого являются статистически значимыми для всех самофинансируемых стратегий (графа Q5–Q1). В то же время все стратегии демонстрируют слабую подверженность фактору риска рынка криптовалют. Наибольшая по величине бета (–3,657), полученная для самофинансируемой стратегии, построенной на факторе риска неликвидности, является статистически незначимой. Объясняющая способность однофакторной модели в отношении изучаемых стратегий оказалась на крайне низком уровне, коэффициент детерминации варьировался в диапазоне от 0,004 для стратегии, учитывающей рыночную капитализацию, до 0,04 для стратегии, учитывающей фактор роста рыночной капитализации.

Далее рассмотрим результаты параметрической идентификации модели, учитывающей факторы риска рынка, величины и темп роста капитализации криптовалют:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i,Mkt} CMkt_t + \beta_{i,CSMB} CSMB_t + \beta_{i,CHML} CHML_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Т а б л и ц а 8

Корреляционная матрица факторов риска

Факторы	СМkt	CSMB	СНML	СМОМ	СИML
СМkt	1,000				
CSMB	–0,126	1,000			
СНML	0,197	0,321	1,000		
СМОМ	–0,157	0,015	0,229	1,000	
СИML	0,031	–0,047	0,202	–0,005	1,000

Однофакторные модели доходностей квинтильных портфелей криптовалют

Показатель для формирования квинтильных портфелей	Параметры модели	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1
МСАР	Constant	0,151*** [3,283]	0,165*** [3,254]	0,253*** [4,069]	0,113** [2,610]	0,064** [2,327]	0,062* [1,969]
	CMkt	-0,0005 [-0,305]	-0,001 [-0,701]	0,001 [0,419]	0,130*** [3,293]	0,102*** [4,111]	-0,019 [-0,496]
	R2	0,002	0,008	0,003	0,149	0,209	0,004
MCG	Constant	0,048 [1,378]	0,028 [1,037]	0,135*** [3,566]	0,217*** [4,982]	0,409*** [5,203]	0,351*** [4,490]
	CMkt	0,133*** [3,412]	0,001 [1,077]	-0,0005 [-0,357]	0,002 [1,342]	0,137* [1,989]	0,128 [1,485]
	R2	0,165	0,018	0,002	0,028	0,063	0,040
CMOM	Constant	-0,016 [-0,755]	-0,0003 [-0,012]	0,049 [1,611]	0,077** [2,338]	0,227*** [4,163]	0,250*** [5,442]
	CMkt	0,001 [1,204]	0,0001 [0,078]	-0,0003 [-0,282]	-0,001 [-0,781]	-0,001 [-0,599]	-0,002 [-1,310]
	R2	0,022	0,0001	0,001	0,010	0,006	0,027
ILLQ	Constant	0,104*** [3,583]	0,242*** [5,017]	0,408*** [6,301]	0,931*** [5,882]	4,801*** [3,466]	4,819*** [3,477]
	CMkt	-0,0001 [-0,110]	0,0001 [0,067]	-0,002 [-1,024]	-0,003 [-0,562]	-2,633 [-0,438]	-3,657 [-0,608]
	R2	0,0002	0,0001	0,019	0,006	0,004	0,007

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость месячных доходностей портфелей от фактора риска рынка криптовалют, как показано в уравнении (2), за период с апреля 2013 г. по апрель 2021 г. Q1, ..., Q5 означают квинтильные портфели, сформированные в соответствии с одним из факторов риска и взвешенные по рыночной капитализации. Портфель Q5-Q1 является самофинансируемым спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Q5 и короткую позицию по портфелю Q1. 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.

Спецификация модели близка трехфакторной модели Фамы и Френча. В табл. 10 представлены результаты для анализируемых самофинансируемых стратегий. Статистически значимые на уровне 1 % оценки свободного слагаемого получены лишь для самофинансируемых стратегий, сформированных в соответствии с факторами импульса и неликвидности. Все квинтильные портфели, за исключением наименее ликвидных криптовалют, демонстрируют статистически значимую подверженность фактору риска рынка криптовалют. В несколько меньшей степени квинтильные портфели имеют подверженность фактору размера.

Объясняющая способность моделей доходностей квинтильных портфелей варьиру-

ется от 0,058 до 0,799. Коэффициент детерминации для самофинансируемых стратегий изменяется практически от нуля (у самофинансируемых стратегий, основанных на моментум-эффекте и неликвидности) до 0,853 (у самофинансируемой стратегии, основанной на темпе роста рыночной капитализации криптовалют).

Далее рассмотрим результаты параметрической идентификации модели, дополненной фактором моментум:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iMkt} CMkt_t + \beta_{iCSMB} CSMB_t + \beta_{iCHML} CHML_t + \beta_{iCMOM} CMOM_t + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

Учет фактора моментум (табл. 11) позволил объяснить доходность самофинансируемой стратегии, сформированной на основе

Трехфакторные модели доходностей квинтильных портфелей криптовалют

Показатель для формирования квинтильных портфелей	Параметры модели	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1
МСАР	Constant	-0,004 [-0,080]	0,014 [0,266]	0,103 [1,356]	0,001 [0,019]	0,019 [0,555]	-0,021 [-0,623]
	CMkt	0,104** [2,514]	0,916*** [4,429]	0,190*** [2,736]	0,191*** [4,929]	0,142*** [4,352]	-0,037 [-1,162]
	CSMB	0,561*** [4,350]	0,627*** [4,867]	0,159 [0,888]	0,096 [0,936]	-0,071 [-0,848]	0,647*** [6,603]
	CHML	0,181 [1,671]	0,060 [0,482]	0,129 [0,649]	0,240** [2,447]	0,129 [1,565]	0,066 [0,806]
	Adjusted R2	0,444	0,469	0,159	0,463	0,356	0,557
MCG	Constant	0,025 [0,599]	-0,054 [-1,560]	-0,005 [-0,114]	0,075 [1,480]	-0,025 [-0,523]	-0,050 [-1,369]
	CMkt	0,124*** [3,092]	0,101*** [3,115]	0,105** [2,388]	0,114** [2,356]	0,133*** [2,933]	0,008 [0,237]
	CSMB	0,205* [1,977]	0,060 [0,715]	0,162 [1,437]	0,212* [1,692]	0,159 [1,365]	-0,046 [-0,511]
	CHML	-0,079 [-0,776]	0,108 [1,320]	0,215* [1,940]	0,264** [2,129]	1,275*** [11,130]	1,354*** [15,328]
	Adjusted R2	0,147	0,224	0,234	0,260	0,799	0,853
CMOM	Constant	-0,100*** [-3,720]	-0,083*** [-2,882]	-0,028 [-0,745]	-0,056* [-1,851]	0,038 [0,622]	0,139** [2,413]
	CMkt	0,070*** [2,716]	0,110*** [4,083]	0,141*** [3,951]	1,127*** [9,181]	0,113* [1,936]	0,042 [0,776]
	CSMB	0,135** [2,051]	0,005 [0,066]	-0,015 [-0,165]	0,151** [2,013]	-0,012 [-0,082]	-0,151 [-1,073]
	CHML	0,161** [2,487]	0,134* [1,966]	0,126 [1,391]	0,079 [1,070]	0,402*** [2,687]	0,250* [1,788]
	Adjusted R2	0,337	0,353	0,305	0,663	0,224	0,055
ILLQ	Constant	0,017 [0,481]	0,032 [0,741]	0,294*** [3,720]	0,360** [2,317]	3,993** [2,207]	4,020** [2,222]
	CMkt	0,143*** [4,371]	0,142*** [3,530]	0,154** [2,180]	0,119 [0,831]	0,255 [0,037]	-0,773 [-0,112]
	CSMB	-0,061 [-0,721]	0,084 [0,769]	0,222 [1,220]	-0,668* [-1,767]	-1,896 [-0,452]	-1,953 [-0,465]
	CHML	0,130 [1,568]	0,392*** [3,753]	-0,105 [-0,484]	1,223*** [3,048]	0,956 [0,225]	0,940 [0,221]
	Adjusted R2	0,356	0,470	0,058	0,217	-0,064	-0,064

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость месячных доходностей портфелей от трех факторов риска, как показано в уравнении, за период с апреля 2015 г. по апрель 2021 г. Q1, ..., Q5 означают квинтильные портфели, сформированные в соответствии с одним из факторов риска и взвешенные по рыночной капитализации. Портфель Q5-Q1 является самофинансируемым спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Q5 и короткую позицию по портфелю Q1. 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.

Таблица 11

Четырехфакторная модель доходностей квинтильных портфелей криптовалют

Показатель для формирования квинтильных портфелей	Параметры модели	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1
МСАР	Constant	-0,034 [-0,762]	0,027 [0,492]	0,087 [1,064]	-0,045 [-1,093]	-0,009 [-0,257]	-0,028 [-0,777]
	CMkt	0,087** [2,126]	0,972*** [4,379]	0,180** [2,498]	0,169*** [4,589]	0,127*** [3,935]	-0,041 [-1,270]
	CSMB	0,628*** [4,865]	0,618*** [4,707]	0,164 [0,891]	0,143 [1,482]	-0,048 [-0,586]	0,659*** [6,440]
	CHML	0,154 [1,440]	0,061 [0,478]	0,135 [0,657]	0,215** [2,328]	0,111 [1,385]	0,068 [0,800]
	CMOM	0,264** [2,176]	-0,116 [-0,769]	0,121 [0,582]	0,313*** [2,913]	0,206** [2,223]	0,060 [0,628]
	Adjusted R2	0,484	0,462	0,148	0,534	0,404	0,553
MCG	Constant	-0,007 [-0,174]	-0,085** [-2,451]	-0,053 [-1,139]	0,050 [0,926]	-0,060 [-1,244]	-0,052 [-1,310]
	CMkt	0,111*** [2,937]	0,083** [2,633]	0,078* [1,846]	0,101** [2,035]	0,117** [2,686]	0,007 [0,179]
	CSMB	0,241** [2,525]	0,086 [1,074]	0,196* [1,842]	0,232* [1,834]	0,195* [1,769]	-0,045 [-0,493]
	CHML	-0,125 [-1,324]	0,095 [1,198]	0,199* [1,885]	0,247* [1,963]	1,232*** [11,280]	1,357*** [14,875]
	CMOM	0,233** [2,150]	0,240** [2,652]	0,351*** [2,893]	0,182 [1,283]	0,250* [1,994]	0,017 [0,165]
	Adjusted R2	0,235	0,312	0,336	0,265	0,816	0,848
CMOM	Constant	-0,096*** [-3,297]	-0,088*** [-2,780]	-0,053 [-1,334]	-0,081*** [-2,734]	-0,084* [-1,982]	0,011 [0,350]
	CMkt	0,073*** [2,775]	0,107*** [3,805]	0,129*** [3,592]	1,011*** [8,458]	0,044 [1,141]	-0,029 [-0,985]
	CSMB	0,135** [2,024]	0,008 [0,112]	0,009 [0,097]	0,165** [2,387]	0,077 [0,781]	-0,059 [-0,786]
	CHML	0,153** [2,315]	0,136* [1,931]	0,105 [1,167]	0,065 [0,948]	0,360*** [3,715]	0,207*** [2,799]
	CMOM	-0,036 [-0,468]	0,036 [0,435]	0,184* [1,784]	0,212** [2,643]	0,906*** [8,128]	0,941*** [11,070]
	Adjusted R2	0,323	0,342	0,335	0,701	0,675	0,737
ILLQ	Constant	-0,011 [-0,303]	0,008 [0,173]	0,272*** [3,081]	0,252 [1,505]	3,742** [2,055]	3,773** [2,071]
	CMkt	0,129*** [3,960]	0,132*** [3,278]	0,149* [2,006]	0,045 [0,305]	-2,153 [-0,306]	-3,165 [-0,449]
	CSMB	-0,038 [-0,460]	0,114 [1,051]	0,258 [1,412]	-0,675* [-1,804]	-1,505 [-0,370]	-1,564 [-0,385]
	CHML	0,112 [1,382]	0,361*** [3,469]	-0,156 [-0,707]	1,347*** [3,334]	-0,087 [-0,021]	-0,102 [-0,025]
	CMOM	0,201** [2,145]	0,165 [1,379]	0,156 [0,612]	0,679 [1,582]	2,447 [0,524]	2,412 [0,516]
	Adjusted R2	0,400	0,478	0,055	0,255	-0,085	-0,083

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость месячных доходностей портфелей от четырех факторов риска, как показано в уравнении, за период с апреля 2015 г. по апрель 2021 г. Q1, ..., Q5 означают квинтильные портфели, сформированные в соответствии с одним из факторов риска и взвешенные по рыночной капитализации. Портфель Q5-Q1 является самофинансируемым спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Q5 и короткую позицию по портфелю Q1. 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.

Пятифакторная модель доходностей квинтильных портфелей криптовалют

Показатель для формирования квинтильных портфелей	Параметры модели	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1
1	2	3	4	5	6	7	8
МСАР	Constant	-0,064 [-1,525]	-0,049 [-1,006]	0,012 [0,138]	-0,075* [-1,816]	-0,031* [-1,786]	-0,035 [-0,807]
	CMkt	0,855*** [5,309]	0,807*** [4,431]	1,266*** [3,742]	0,460*** [3,031]	0,996*** [15,349]	-0,146 [-0,863]
	CSMB	0,678*** [6,363]	0,595*** [5,882]	0,242 [1,426]	0,128 [1,495]	0,047 [1,342]	0,601*** [5,367]
	CHML	0,103 [1,076]	0,200* [1,858]	0,075 [0,339]	0,263*** [2,939]	0,018 [0,462]	0,097 [0,964]
	CMOM	0,113 [1,074]	-0,033 [-0,271]	-0,024 [-0,119]	0,321*** [3,162]	0,046 [1,069]	0,057 [0,510]
	CIML	0,002 [0,471]	0,003 [0,617]	0,007 [0,883]	0,0004 [0,112]	0,0003 [0,181]	0,002 [0,404]
	Adjusted R2	0,671	0,622	0,300	0,529	0,885	0,507
MCG	Constant	-0,026 [-0,578]	-0,116*** [-3,647]	-0,098** [-2,146]	0,023 [0,412]	-0,111** [-2,046]	-0,084 [-0,926]
	CMkt	0,626*** [3,625]	0,513*** [4,256]	0,582*** [3,386]	0,808*** [3,754]	0,356* [1,740]	-0,270 [-1,627]
	CSMB	0,289*** [3,072]	0,144** [2,189]	0,226** [2,412]	0,280** [2,367]	0,202* [1,814]	-0,086 [-0,959]
	CHML	-0,166 [-1,635]	0,091 [1,278]	0,219** [2,159]	0,191 [1,468]	1,299*** [10,760]	1,466*** [15,001]
	CMOM	0,163 [1,431]	0,172** [2,159]	0,282** [2,483]	0,070 [0,497]	0,196 [1,453]	0,033 [0,306]
	CIML	0,001 [0,246]	0,002 [0,629]	0,001 [0,217]	0,002 [0,323]	0,001 [0,289]	0,0004 [0,102]
	Adjusted R2	0,321	0,491	0,500	0,397	0,812	0,859
CMOM	Constant	-0,091*** [-3,228]	-0,093*** [-3,709]	-0,070* [-1,883]	-0,109*** [-3,342]	-0,086* [-1,819]	0,006 [0,140]
	CMkt	0,575*** [5,381]	0,657*** [7,113]	0,782*** [5,559]	0,866*** [7,011]	0,623*** [3,502]	0,048 [0,309]
	CSMB	0,181*** [3,116]	0,039 [0,740]	0,091 [1,189]	0,121* [1,799]	0,129 [1,333]	-0,052 [-0,622]
	CHML	0,066 [1,053]	0,072 [1,326]	0,032 [0,385]	0,157** [2,161]	0,262** [2,498]	0,196** [2,151]
	CMOM	-0,158** [-2,239]	-0,084 [-1,363]	0,078 [0,835]	0,273*** [3,345]	0,778*** [6,626]	0,936*** [9,194]
	CIML	-0,001 [-0,331]	-0,002 [-0,748]	0,001 [0,278]	0,001 [0,380]	0,001 [0,186]	0,002 [0,445]
	Adjusted R2	0,509	0,619	0,497	0,724	0,698	0,704
ILLQ	Constant	-0,029* [-1,733]	-0,034 [-0,719]	0,245** [2,414]	0,287 [1,490]	-0,559 [-0,540]	-0,529 [-0,511]
	CMkt	0,995*** [15,486]	0,194 [1,078]	0,883** [2,391]	1,491* [1,845]	2,201 [0,563]	1,206 [0,308]
	CSMB	0,056 [1,590]	0,083 [0,806]	0,365* [1,902]	-0,581 [-1,476]	-1,275 [-0,599]	-1,330 [-0,625]
	CHML	0,020 [0,538]	0,484*** [4,447]	-0,311 [-1,265]	1,068** [2,344]	2,770 [1,202]	2,750 [1,193]
	CMOM	0,042 [0,993]	0,241* [1,970]	0,020 [0,075]	0,367 [0,786]	4,092 [1,586]	4,050 [1,570]

1	2	3	4	5	6	7	8
	CIML	-0,001 [-0,524]	0,00002 [0,005]	0,012 [1,433]	-0,007 [-0,421]	1,020*** [10,687]	1,021*** [10,699]
	Adjusted R2	0,888	0,468	0,096	0,265	0,716	0,717

Примечание. В таблице приведены результаты параметрической идентификации регрессионных уравнений, описывающих зависимость месячных доходностей портфелей от пяти факторов риска, как показано в уравнении, за период с апреля 2015 г. по апрель 2021 г. Q1, ..., Q5 означают квинтильные портфели, сформированные в соответствии с одним из факторов риска и взвешенные по рыночной капитализации. Портфель Q5–Q1 является самофинансируемым спред-портфелем, включающим длинную позицию по портфелю Q5 и короткую позицию по портфелю Q1. 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.

накопленной доходности криптовалют. Кроме того, это единственная стратегия, которая подвержена не одному фактору риска, а двум, поскольку она чувствительна к фактору роста рыночной капитализации криптовалют. Объясняющая способность четырехфакторной модели в отношении указанной стратегии значительно возросла по сравнению с трехфакторной (0,737 против 0,055). Рассматриваемой факторной спецификации оказалось недостаточно для объяснения избыточной доходности самофинансируемой стратегии, основанной на неликвидности криптовалют.

В завершение рассмотрим результаты параметрической идентификации модели, спецификация которой дополнена фактором неликвидности:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{iMkt} CMkt_t + \beta_{iCSMB} CSMB_t + \beta_{iCHML} CHML_t + \beta_{iCMOM} CMOM_t + \beta_{iIML} CIML_t + \varepsilon_{it}. \quad (5)$$

Данные из табл. 12 позволяют утверждать, что ни одна из четырех самофинансируемых стратегий не сохранила статистическую значимость к основным факторам риска. Каждая из самофинансируемых стратегий подвержена риску по обуславливающему ее фактору. Фактор рынка не оказывает статистически значимого влияния ни на одну из них, несмотря на значительный вклад в формирование доходностей большинства квинтильных портфелей. Скорректированный коэффициент детерминации у моделей для самофинансируемых стратегий варьируется в диапазоне от 0,507 (у стратегии, основанной на рыночной капитализации) до 0,859 (у стратегии, основанной на темпе роста рыночной капитализации). Две из четырех пятифакторных моде-

лей превосходят по объясняющей способности соответствующие как трехфакторные модели, так и четырехфакторные.

Обсуждение результатов

В исследовании Corbet et al. [10] выявлены сходства криптовалют с традиционными финансовыми инструментами. С позиций подхода к формированию факторов риска операций с традиционными финансовыми инструментами, можно утверждать, что информационная база формирования факторов риска операций с криптовалютами должна включать как рыночные, так и фундаментальные показатели.

В качестве показателя, измеряющего превосходство одних криптовалют над другими, использован показатель рыночной капитализации. О значимости рыночной капитализации, несмотря на известность ценовой аномалии размера компании, продолжают свидетельствовать современные исследователи Asness et al. [2]. Весьма схожим образом эта аномалия проявляется на рынке криптовалют.

Хотя моментум-эффект широко известен на фондовом рынке [4; 7; 15; 20], свидетельство существования этой ценовой аномалии на рынке криптовалют было показано сравнительно недавно в работе Stoffels [28].

В исследованиях Brauneis et al. [6], Leirvik [22], Yue et al. [30] представлены результаты эмпирического анализа системной природы ликвидности на рынке криптовалют. В частности, в работе Corbet et al. [11] выявлен вклад риска ликвидности на цены криптовалют накануне и во время пандемии COVID-19.

В отличие от анализа рыночной капитализации криптовалюты, анализ ее фундаментальной (справедливой) стоимости затруднен ввиду отсутствия единого подхода к оценке. В работе Liu & Tsyvinski [24] для формирования представления о справедливой стоимости предлагается использовать несколько прокси-переменных: количество пользователей, количество активных адресов на блокчейне, сумма и число транзакций. Однако авторам не удалось выявить статистически значимой роли этих переменных в процессе ценообразования криптовалют.

Оригинальная методология факторного анализа Fama & French предусматривает ежегодное обновление составов квинтильных портфелей. В определенной степени это обусловлено периодичностью публикации фундаментальных показателей о деятельности компаний, которые, в частности, используются для расчета балансовой стоимости при формировании соответствующего фактора риска. В исследовании Asness & Frazzini [3] авторы 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 Hanauer & Windmueller [19] приведены результаты исследования прироста эффективности инвестиционных стратегий от использования модифицированного фактора стоимости на фондовом рынке. Значимые изменения в структуре капитализации рынка цифровых финансовых активов, идентифицируемые как по динамике показателя BTC Dominance, так и по количеству ICO³, могут происходить значительно чаще одного раза в год. В связи с этим группировки криптовалют по всем критериям целесообразно осуществлять не реже чем на ежемесячной основе.

Заключение

Феномен цифровых финансовых активов, будучи сравнительно новым, привлекает все больше внимания как у представителей фи-

³ ICO (от англ. Initial coin offering) – форма привлечения капитала в виде продажи фиксированного количества новых единиц криптовалют.

нансовой индустрии, так и у академических исследователей. С одной стороны, в их основе лежит принципиально новая технология, понимание потенциала которой в настоящее время сложно назвать полным. С другой стороны, функции цифровых финансовых активов схожи по функциям с традиционными активами. В структуре цифровых финансовых активов все большую долю занимают виртуальные валюты, в частности криптовалюты.

Отсутствие у криптовалюты внутренней стоимости мотивирует проведение академических исследований, посвященных проблемам ценообразования и управления риском операций с криптовалютами.

По сравнению с отдельными активами измерение и анализ риска для факторов представляется более удобным как с точки зрения проведения расчетов, так и с точки зрения их последующей содержательной интерпретации. На фоне бума на рынке криптовалют, сопровождающегося не только стремительным ростом числа торгуемых инструментов, но и резким прекращением их обращения, данный подход является весьма многообещающим для анализа риска биржевых операций с ними. Факторы могут отражать устойчивые закономерности за счет структурных связей между криптовалютами. В отличие от закономерностей, имманентных отдельным криптовалютам или их конкретным подмножествам, закономерности, свойственные факторам, скорее, будут сохраняться и в случае выхода новых криптовалют на рынок, и в случае ухода с рынка. Факторы, сформированные специальным образом, могут как иметь положительную премию за риск, так и систематически приносить прибыль, чего нельзя добиться для иных комбинаций активов. С одной стороны, факторы могут использоваться для идентификации скрытых подверженностей риску путем разложения анализируемой стратегии по факторам риска. С другой – факторы могут оказаться полезными в объяснении результативности стратегий, как сделано в настоящей работе.

В рамках данного исследования формирование факторов производилось на основе только рыночной информации, включающей цену криптовалюты, объем торгов и ее рыночную капитализацию.

Авторами получены многочисленные свидетельства того, что рынок криптовалют подвержен влиянию ценовых аномалий, распространенных на рынках традиционных финансовых инструментов. Они играют важную роль в объяснении механизмов ценообразования криптовалют и позволяют сформировать соответствующие факторы риска.

В ходе исследования были выявлены факторы риска, общие для инструментов рынка криптовалют. Они представляют собой линейные комбинации доходностей подмножеств криптовалют с динамически изменяющимися весовыми коэффициентами. Частота обновления весовых коэффициентов, равно как и частота обновления составов подмножеств криптовалют, принята равной одному месяцу.

В дополнение к факторам риска, сформированным по рыночной капитализации криптовалют (фактор размера), а также по их накопленной доходности (фактор моментум), в работе впервые представлены статистически значимые факторы риска, отражающие темп роста рыночной капитализации криптовалют, а также уровень их неликвидности.

С целью объяснения ценовых аномалий на примере квинтильных портфелей, а также специальным образом сформированных

на их основе арбитражных стратегий, в работе предусмотрено несколько вариантов факторных спецификаций моделей ценообразования. В частности, рассмотрены аналоги моделей CAPM, трехфакторной модели Fama & French, модели Carhart, а также пятифакторная модель, учитывающая фактор неликвидности.

Подверженность рыночному риску проявилась у многих квинтильных портфелей, однако арбитражные стратегии ее не унаследовали. Для них характерна подверженность риску по обуславливающим их факторам.

Таким образом, в работе удалось сформировать адекватное представление о влиянии рисков на результаты операций с цифровыми финансовыми активами на примере рынка криптовалют. Поскольку основные результаты получены с использованием только рыночной информации, допустимо утверждать, что развитие разрабатываемой в работе методологии может пойти по пути поиска фундаментальных факторов, имманентных новому типу активов.

Конфликт интересов

Авторы декларируют отсутствие явных и потенциальных конфликтов интересов, связанных с публикацией настоящей статьи.

Библиографический список

1. Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects // *Journal of Financial Markets*. 2002. Vol. 1 (5). P. 31–56.
2. Size matters, if you control your junk / C. Asness [et al.] // *Journal of Financial Economics*. 2018. Vol. 3 (129). P. 479–509.
3. Asness C., Frazzini A. The devil in HML's details // *Journal of Portfolio Management*. 2013. Vol. 4 (39). P. 49–68.
4. Asness C. S., Moskowitz T. J., Pedersen L. H. Value and Momentum Everywhere // *Journal of Finance*. 2013. Vol. 3 (68). P. 929–985.
5. Baker S. R., Bloom N., Davis S. J. Measuring economic policy uncertainty // *Quarterly Journal of Economics*. 2016. Vol. 4 (131). P. 1593–1636.
6. Brauneis A., Mestel R., Theissen E. What drives the liquidity of cryptocurrencies? A long-term analysis // *Finance Research Letters*. 2021. Vol. 39 (12).
7. Carhart M. M. On persistence in mutual fund performance // *Journal of Finance*. 1997. Vol. 1 (52). P. 57–82.
8. Chen A. Y., Zimmermann T. Publication Bias and the Cross-Section of Stock Returns // *Finance and Economics Discussion Series*. 2018. Vol. 033 (2018).
9. Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets / S. Corbet [et al.] // *Economics Letters*. 2018. (165). P. 28–34.
10. Cryptocurrencies as a financial asset: A systematic analysis / S. Corbet [et al.] // *International Review of Financial Analysis*. 2019. (62). P. 182–199.
11. Cryptocurrency liquidity and volatility interrelationships during the COVID-19 pandemic / S. Corbet [et al.] // *Finance Research Letters*. 2021.
12. Dwyer G. P. The economics of Bitcoin and similar private digital currencies // *Journal of Financial Stability*. 2015. (17). P. 81–91.
13. 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.
14. Fama E. F., French K. R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies // *Journal of Finance*. 1996. Vol. 1 (51). P. 55–84.

15. Fama E. F., French K. R. Size, Value, and Momentum in International Stock Returns // SSRN Electronic Journal. 2012.
16. Feng G., Giglio S., Xiu D. Taming the Factor Zoo // Chicago Booth working paper. 2019. Vol. 17. P. 1–56.
17. Foglia M., Dai P.-F. “Ubiquitous uncertainties”: spillovers across economic policy uncertainty and cryptocurrency uncertainty indices // Journal of Asian Business and Economic Studies. 2021. Vol. ahead-of-print (ahead-of-p).
18. Gutierrez R. C., Pirinsky C. A. Momentum, Reversal, and the Trading Behaviors of Institutions // SSRN Electronic Journal. 2011.
19. Hanauer M. X., Windmueller S. Enhanced Momentum Strategies // SSRN Electronic Journal. 2019.
20. 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.
21. Jegadeesh N., Titman S. Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations // Journal of Finance. 2001. Vol. 2 (56). P. 699–720.
22. Leirvik T. Cryptocurrency returns and the volatility of liquidity // Finance Research Letters. 2021.
23. Liu W. Portfolio diversification across cryptocurrencies // Finance Research Letters. 2019. (29). P. 200–205.
24. Liu Y., Tsyvinski A. Risks and returns of cryptocurrency // Review of Financial Studies. 2021. Vol. 6 (34). P. 2689–2727.
25. Liu Y., Tsyvinski A., Wu X. Common Risk Factors in Cryptocurrency // SSRN Electronic Journal. 2019.
26. The cryptocurrency uncertainty index / B. M. Lucey [et al.] // Finance Research Letters. 2021.
27. Núñez J. A., Contreras-Valdez M. I., Franco-Ruiz C. A. Statistical analysis of bitcoin during explosive behavior periods // PLoS ONE. 2019. Vol. 3 (14).
28. Stoffels J. Asset Pricing of Cryptocurrencies and Momentum based Patterns 2017.
29. Weber B. Bitcoin and the legitimacy crisis of money // Cambridge Journal of Economics. 2015. Vol. 1 (40). P. 17–41.
30. Yue W., Zhang S., Zhang Q. Asymmetric News Effects on Cryptocurrency Liquidity: an Event Study Perspective // Finance Research Letters. 2021. (41).
31. Yuneline M. H. Analysis of cryptocurrency’s characteristics in four perspectives // Journal of Asian Business and Economic Studies. 2019. Vol. 2 (26). P. 206–219.

Ендовицкий Дмитрий Александрович, д-р экон. наук, профессор, ректор, вице-президент Российского союза ректоров, Воронежский государственный университет, Воронеж, Российская Федерация

E-mail: rector@vsu.ru

ORCID ID: 0000-0002-0030-0252

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 25.07.2021

Подписана в печать 09.09.2021



Accounting, statistics

Original article

UDC 336.7

DOI: <https://doi.org/10.17308/econ.2021.3/3614>

JEL: G11; G12; G17

Common risk factors in the returns on digital assets: evidence from cryptocurrency market

D. A. Endovitsky¹, V. V. Korotkikh^{2✉}

^{1,2} Voronezh State University, 1 University sq., 394018, Voronezh, Russian Federation

Introduction. Digital financial assets are a relatively new phenomenon. More and more, they include virtual currencies, and in particular cryptocurrencies. Both regulators and financial market players are becoming increasingly interested in such assets. Cryptocurrencies have no intrinsic value, and this encourages scientific studies on the problem of price formation and risk management associated with cryptocurrency operations. Most papers on the problem lack a systematic approach and do not provide solutions to a large number of fundamental issues.

Purpose. The purpose of our study was to develop a method for the risk analysis of operations with digital financial assets, namely cryptocurrencies.

Methodology. In our study, we used parametric methods of data analysis and machine learning methods, description, analysis, synthesis, induction, deduction, comparison, and grouping method. The sample was accumulated between April 2013 and April 2021 and included cryptocurrencies with the market capitalization of over 1 million USD.

Results. The study determined the common risk factors for the cryptocurrency market. The risk factors are presented as linear combinations of returns of subsets of cryptocurrencies with dynamically changing weight coefficients. The risk factors were formed based on the market information, which included the price of the cryptocurrency, the trading volume, and its market capitalization.

Conclusions. The study demonstrated that the cryptocurrency market is susceptible to market anomalies common to traditional financial asset markets. In addition to the risk factors based on the market capitalization of cryptocurrencies (the size) and their aggregate profitability (the momentum), the article presents statistically relevant risk factors which reflect the growth rate of the market capitalization and the level of illiquidity of cryptocurrencies. In order to explain the market anomalies and the arbitrary strategies based on them, the article presents several factor models of cryptocurrency price formation. These models can be used to develop an integrated approach to the risks associated with operations with digital financial assets.

Key words: statistical analysis, market anomalies, illiquidity risk, quintile portfolio, zero-investment strategy.

Cite as: Endovitsky, D. A., Korotkikh, V. V. (2021) Common risk factors in the returns on digital assets: evidence from cryptocurrency market. *Proceedings of Voronezh State University. Series: Economics and Management. (3), 3–21.* (In Russ., abstract in Eng.). DOI: [10.17308/econ.2021.3/3614](https://doi.org/10.17308/econ.2021.3/3614)

Conflict of Interest

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

References

1. Amihud, Y. (2002) Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*. 5 (1), 31–56, doi:10.1016/S1386-4181(01)00024-6.
2. Asness, C. & Frazzini, A. (2013) The devil in HML's details. *Journal of Portfolio Management*. 39 (4), 49–68, doi:10.3905/jpm.2013.39.4.049.
3. Asness, C., Frazzini, A., Israel, R., Moskowitz, T.J., et al. (2018) Size matters, if you control your junk. *Journal of Financial Economics*. 129 (3), 479–509, doi:10.1016/j.jfineco.2018.05.006.
4. 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.
5. Baker, S.R., Bloom, N. & Davis, S.J. (2016) Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*. 131 (4), 1593–1636, doi:10.1093/qje/qjw024.
6. Brauneis, A., Mestel, R. & Theissen, E. (2021) What drives the liquidity of cryptocurrencies? A long-term analysis. *Finance Research Letters*. 39, doi:10.1016/j.frl.2020.101537.
7. 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.
8. Chen, A.Y. & Zimmermann, T. (2018) Publication Bias and the Cross-Section of Stock Returns. *Finance and Economics Discussion Series*. 2018 (033), doi:10.17016/feds.2018.033.
9. Corbet, S., Hou, Y. (Greg), Hu, Y., Larkin, C., et al. (2021) Cryptocurrency liquidity and volatility interrelationships during the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters*, doi:10.1016/j.frl.2021.102137.
10. Corbet, S., Lucey, B., Urquhart, A. & Yarovaya, L. (2019) Cryptocurrencies as a financial asset: A systematic analysis. *International Review of Financial Analysis*. 62, 182–199, doi:10.1016/j.irfa.2018.09.003.
11. Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B., et al. (2018) Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets. *Economics Letters*. 165, 28–34, doi:10.1016/j.econlet.2018.01.004.
12. Dwyer, G.P. (2015) The economics of Bitcoin and similar private digital currencies. *Journal of Financial Stability*. 17, 81–91, doi:10.1016/j.jfs.2014.11.006.
13. 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.
14. Fama, E.F. & French, K.R. (1996) Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*. 51 (1), 55–84, doi:10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x.
15. Fama, E.F. & French, K.R. (2012) Size, Value, and Momentum in International Stock Returns. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.1720139.
16. Feng, G., Giglio, S. & Xiu, D. (2019) Taming the Factor Zoo. Chicago Booth working paper. (17), 1–56.
17. Foglia, M. & Dai, P.-F. (2021) “Ubiquitous uncertainties”: spillovers across economic policy uncertainty and cryptocurrency uncertainty indices. *Journal of Asian Business and Economic Studies*. ahead-of-p (ahead-of-print), doi:10.1108/jabes-05-2021-0051.
18. Gutierrez, R.C. & Pirinsky, C.A. (2011) Momentum, Reversal, and the Trading Behaviors of Institutions. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.637281.
19. Hanauer, M.X. & Windmueller, S. (2019) Enhanced Momentum Strategies. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.3437919.
20. Jegadeesh, N. & Titman, S. (2001) Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance*. 56 (2), 699–720, doi:10.1111/0022-1082.00342.
21. 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.
22. Leirvik, T. (2021) Cryptocurrency returns and the volatility of liquidity. *Finance Research Letters*, doi:10.1016/j.frl.2021.102031.
23. Liu, W. (2019) Portfolio diversification across cryptocurrencies. *Finance Research Letters*. 29, 200–205, doi:10.1016/j.frl.2018.07.010.
24. Liu, Y. & Tsyvinski, A. (2021) Risks and returns of cryptocurrency. *Review of Financial Studies*. 34 (6), 2689–2727, doi:10.1093/rfs/hhaa113.
25. Liu, Y., Tsyvinski, A. & Wu, X. (2019) Common Risk Factors in Cryptocurrency. *SSRN Electronic Journal*, doi:10.2139/ssrn.3379131.
26. Lucey, B.M., Vigne, S.A., Yarovaya, L. & Wang, Y. (2021) The cryptocurrency uncertainty index. *Finance Research Letters*, doi:10.1016/j.frl.2021.102147.
27. Núñez, J.A., Contreras-Valdez, M.I. & Franco-Ruiz, C.A. (2019) Statistical analysis of bitcoin during explosive behavior periods. *PLoS ONE*. 14 (3), doi:10.1371/journal.pone.0213919.
28. Stoffels, J. (2017) Asset Pricing of Cryptocurrencies and Momentum based Patterns.
29. Weber, B. (2015) Bitcoin and the legitimacy crisis of money. *Cambridge Journal of Economics*. 40 (1), 17–41, doi:10.1093/cje/beu067.
30. Yue, W., Zhang, S. & Zhang, Q. (2021) Asymmetric News Effects on Cryptocurrency Liquidity: an Event Study Perspective. *Finance Research Letters*. 41, doi:10.1016/j.frl.2020.101799.
31. Yuneline, M.H. (2019) Analysis of cryptocurrency's characteristics in four perspectives. *Journal of Asian Business and Economic Studies*. 26 (2), 206–219, doi:10.1108/jabes-12-2018-0107.

Dmitry A. Endovitsky, Dr. Sci. (Econ.), Full Prof., Rector, Vice-President of the Russian Rector's Union, Voronezh State University, Voronezh, Russian Federation

E-mail: rector@vsu.ru

ORCID ID: 0000-0002-0030-0252

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 25.07.2021

Accepted 09.09.2021