

Эффекты неликвидности на российском рынке акций¹

Гуров С.В.

В настоящей статье оцениваются масштабы влияния ожидаемой и сюрпризной низкой ликвидности российских акций, торгуемых на Московской бирже, на их *ex ante* и симультанные избыточные доходности. Следуя количественным предсказаниям гипотезы микроструктурной инвариантности, мы оцениваем ожидаемую величину денежных затрат на исполнение «ставки» на российском рынке акций. Данная оценка используется для расчета меры неликвидности, определяемой в рамках гипотезы микроструктурной инвариантности, для отдельных акций на основе низкочастотных торговых данных. Ожидаемая неликвидность рынка оценивается посредством авторегрессионной модели первого порядка, а сюрпризная неликвидность – остатками из данной модели. Мы используем два метода взвешивания (равные веса и с учетом рыночной стоимости) для расчета доходности и неликвидности рынка, а также доходности портфелей акций, отсортированных по рыночной капитализации. Согласно проведенному эмпирическому анализу на интервале с января 2010 г. по декабрь 2020 г., премия за ожидаемую низкую ликвидность на российском рынке акций была незначительной при рассмотрении рыночного портфеля в большинстве спецификаций, в отличие от эффекта сюрпризной рыночной неликвидности. Негативное влияние шоков рыночной неликвидности на доходность рынка не является значимым только для средневзвешенного метода расчета и на интервале с января 2010 г. по июнь 2015 г. Слабая форма гипотезы о более значимом влиянии эффектов неликвидности для акций малой капитализации подтверждается только на интервале с июля 2015 г. по декабрь 2020 г. и при использовании равных весов для определения доходности и неликвидности рынка.

Ключевые слова: премия за неликвидность; инвариантность; ожидаемая неликвидность; микроструктура рынка; шоки неликвидности; ценообразование активов.

DOI: 10.17323/1813-8691-2023-27-1-78-102

¹ Исследование осуществлено в рамках фундаментальных исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики».

Гуров Сергей Вячеславович – стажер-исследователь Центра финансовых исследований и анализа данных (ЦФИАнд, международная лаборатория) Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: sgurov@hse.ru

Статья поступила: 14.05.2022/Статья принята: 26.01.2023.

Для цитирования: Гуров С.В. Эффекты неликвидности на российском рынке акций. *Экономический журнал ВШЭ*. 2023; 27(1): 78–102.

For citation: Gurov S. Illiquidity Effects in the Russian Stock Market. *HSE Economic Journal*. 2023; 27(1): 78–102. (In Russ.)

1. Введение

Начиная с 1970-х годов в ряде финансово-экономических работ стала обозначаться необходимость включения микроструктурного анализа при изучении факторов, влияющих на ценообразование активов [Krauss, Stoll, 1972; Garman, 1976; Amihud, Mendelson, 1980; Easley, O’Hara, 1987]. Среди основных явлений, на которых концентрировалось внимание экономистов-теоретиков, – источники рыночных трений [Grossman, Stiglitz, 1980; Glosten, Milgrom, 1985; Kyle, 1985], «эффект клиентуры» (*clientele effect*) [Amihud, Mendelson, 1986], риски ликвидности [Jacoby et al., 2000; Pástor, Stambaugh, 2003; Acharya, Pedersen, 2005; Anthonisz, Putniņš, 2017]; динамическое соотношение между ликвидностью и доходностью активов [Llorente-Alvarez et al., 2000]. Обзор основных теоретических моделей, связывающих ликвидность акций с их ценами, представлен в статьях [Cochrane, 2004; Amihud et al., 2006; Foucault et al., 2013]. Вывод о важности рассмотрения косвенных транзакционных издержек на российском фондовом рынке делается в работе [Теплова, Микова, 2019]: согласно расчетам исследователей, ограниченная ликвидность является одним из факторов возникновения различных ценовых аномалий. Авторы работы [Borisenko, Gelman, 2012] обнаруживают, что на интервале 1998–2011 гг. ликвидность и рыночный риск являлись основными детерминантами ценообразования на российском фондовом рынке. В настоящей статье мы расширяем представление о связи между неявными транзакционными издержками и доходностью портфелей акций посредством проведения эмпирического исследования эффектов ожидаемой и сюрпризной низкой ликвидности на российском фондовом рынке на интервале 2010–2020 гг. с использованием меры неликвидности, определяемой в рамках гипотезы микроструктурной инвариантности [Kyle, Obizhaeva, 2016].

Следуя методологии, описанной в работах [French et al., 1987; Amihud, 2002], мы тестируем следующие гипотезы на месячном интервале. Во-первых, выдвигается предположение о том, что при росте ожидаемой неликвидности портфеля акций увеличивается его *ex ante* избыточная доходность: инвесторы склонны требовать дополнительную премию за более высокие ожидаемые торговые издержки (гипотеза H-1). Во-вторых, увеличение сюрпризной составляющей неликвидности должно сопровождаться одновременным падением доходности портфеля акций из-за того, что происходит рост ожидаемой неликвидности, что, в свою очередь, приводит к увеличению ожидаемой доходности портфеля в следующем периоде и падению цен в текущем периоде (гипотеза H-2). Как отмечается в исследовании [Amihud, 2002], эффекты ожидаемой и сюрпризной неликвидности должны варьироваться среди акций различной ликвидности. В первом случае (рост ожидаемой неликвидности) предполагается, что ожидаемая доходность всех акций будет увеличиваться, так как участники рынка начнут требовать бóльшую компенсацию за возросшие средние транзакционные издержки. В то же время должен наблюдаться эффект «бегства к ликвидности» (*flight to liquidity*) – увеличение (уменьшение) спроса на более (менее) ликвидные акции. Таким образом, если для редко торгуемых ценных бумаг

данные эффекты являются комплементарными, то для высоколиквидных активов – наоборот: неожиданный рост рыночной неликвидности приводит к тому, что падение цен наиболее торгуемых акций смягчается (гипотеза Н-3).

Интерес к исследованию российского рынка акций вызван, прежде всего, тем, что на протяжении рассматриваемого временного промежутка (2010–2020 гг.) российский рынок сталкивался с несколькими серьезными спадами: обвалы фондового рынка в марте и декабре 2014 г., крах российских акций в апреле 2018 г. и марте 2020 г.

Для определения месячных мер неликвидности для отдельных акций мы получаем оценку ожидаемой величины денежных затрат на исполнение «ставки» на российском рынке акций: 1700 руб. Дадим следующее определение термину «ставка»: метазаявка на покупку или продажу определенного количества акций, разделенная на ряд отдельных заявок, исполняемых с временными перерывами. Величина в 1700 руб. является экстраполяцией денежных издержек, оцененных для американского рынка акций [Kyle, Obizhaeva, 2016], с учетом межстрановых различий в заработных платах финансовых специалистов, работающих на рынках акций, а также их производительности. Согласно нашим результатам, эффект сюрпризной неликвидности является значимым только на временном интервале июль 2015 г. – декабрь 2020 г. и только при использовании одинаковых весов при оценке месячных доходностей рынка. Хотя монотонное возрастание коэффициентов перед соответствующим коэффициентом в рассматриваемой модели с ростом номера дециля не наблюдается, мы фиксируем наличие возрастающего тренда. На данном интервале эффект ожидаемой неликвидности также проявляется лишь частично: с ростом номера дециля соответствующий коэффициент убывает немонотонным образом. В то же время в случае использования взвешивания по капитализации при расчете доходностей и неликвидности рынка и портфелей акций данные эффекты перестают проявляться.

2. Обзор литературы

Примерами первых работ, в которых было продемонстрировано, что уровень ликвидности есть фактор, влияющий на ценообразование акций в кросс-секции, являются статьи [Amihud, Mendelson, 1986; 1989; Brennan, Subrahmanyam, 1996]². В то же время в исследовании [Eleswarapu, Reinganum, 1993] показывается, что дополнительная премия, связанная с наличием бид-аск спреда, – календарная аномалия.

В ряде статей было показано, что неликвидность может рассматриваться как отдельный риск-фактор. Исследования [Chordia et al., 2000; Hasbrouck, Seppi, 2001] показывают, что вариации ликвидности отдельных акций содержат общую составляющую. Эмпирические результаты, представленные в статье [Lesmond et al., 1999], демонстрируют, что используемая авторами мера ликвидности (количество дней в календарном месяце с нулевой доходностью) предсказывает доходность американских акций в следующем месяце, а сюрпризная ликвидность положительно коррелирует с доходностью в текущем месяце. Согласно результатам, представленным в работах [Liu, 2006; Korajczyk, Sadka, 2008], риск неликвидности учитывается в ценах американских акций. Ранее упомянутые исследования [Pástor, Stambaugh, 2003; Acharya, Pedersen, 2005], в которых представлены теоретические модели связи ликвидности и доходности акций, демонстрируют, что ожидае-

² В данной главе мы приводим обзор эмпирических результатов по исследуемой тематике.

мая доходность является возрастающей функцией от систематического риска неликвидности. Авторы работы [Watanabe, Watanabe, 2007] обнаруживают, что риск ликвидности влияет на цены американских акций, причем в большей степени во время падающего рынка. Работа [Asparouhova et al., 2010] показывает, что даже с учетом коррекций на микроструктурный шум премия за неликвидность на американском рынке акций остается значимой в кросс-секции. В то же время исследователи [Ben-Rephael et al., 2015] фиксируют, что доходность арбитражных торговых стратегий, построенных на факторе ликвидности, имеет тенденцию к понижению с течением времени. Однако авторы акцентируют внимание на том, что значимость систематической ликвидности в контексте ценообразования американских акций сохраняется.

Авторы работы [Vu et al., 2015] акцентируют внимание на важности учета риска ликвидности на фондовом рынке Австралии. В исследовании [Iwanaga, Hirose, 2022] изучается, как шоки ликвидности влияют на цены японских акций. Авторы подтверждают предположение о том, что активы с положительными шоками рыночной ликвидности имеют более высокие будущие доходности. Необходимость включения ликвидности в модели ценообразования активов на фондовом рынке Финляндии фиксируется в работе [Butt, Virk, 2015]. Ли [Lee, 2011] тестирует модель LCAPM (liquidity-adjusted capital asset pricing model) с использованием данных по нескольким десяткам тысяч акций из 50 стран за период 1988–2007 гг. и обнаруживает, что ценообразование акций зависит от рисков ликвидности независимо от рыночного риска. В статье [Amihud et al., 2015] исследуется премия за неликвидность на рынках акций 45 стран и доказывается значимость данной премии после поправки на стандартные риск-факторы. В то же время в работе [Sakici, Zarembo, 2021] доказывается, что ликвидность влияет на ценообразование акций, торгуемых на различных международных рынках, однако эффект статистически значим только для акций компаний с рыночной капитализацией менее 50 млн долларов.

Авторы работы [Kang, Zhang, 2014] показывают, что инвесторы в наибольшей степени чувствительны к риску ликвидности на развивающихся фондовых рынках. В статье [Beckaert et al., 2007] рассматриваются данные рынки и фиксируются эффекты ожидаемой и сюрпризной неликвидности. Работы, посвященные тестированию значимости риска ограниченной ликвидности на развивающихся рынках акций, включают исследования [Hearn, 2010] (рынки акций Пакистана, Бангладеша и Шри-Ланки), [Lischewski, Voronkova, 2012] (рынок акций Польши), [Altay, Çalgici, 2019] (рынок акций Турции). Динамика премии за неликвидность на китайском рынке акций изучается в работе [An et al., 2020]. Исследователи обнаруживают рост премии с 2011 г., однако фактор размера на 45–65% объясняет данную переменную. Отсутствие положительной премии за ограниченную ликвидность на пограничных финансовых рынках зафиксировано в работе [Stereńczak et al., 2020].

3. Оценка меры неликвидности

Следуя исследованию [Kyle, Obizhaeva, 2016], в качестве меры неликвидности мы используем показатель

$$(1) \quad 1/L_{i,m} = \left(\frac{C_{RU} \cdot \sigma_{i,m}^2}{P_{i,m} \cdot V_{i,m} \cdot m_{RU}^2} \right)^{1/3},$$

где C_{RU} – ожидаемые денежные издержки в процессе исполнения «ставки» на российском рынке акций; m_{RU}^2 – безразмерный постоянный параметр, определяемый как

$$m_{RU}^2 = \frac{E[|Q|] \sqrt{E[|Q|^{2\beta}]}}{E[|Q|^{\beta+1}]}, \text{ где } \beta = 1 \text{ в предположении о линейной зависимости измене-}$$

ния цены ΔP от размера «ставки» Q на российском рынке акций; $\sigma_{i,m}^2$ – оценка дисперсии доходности; $P_{i,m} \cdot V_{i,m}$ – кумулятивный денежный торговый объем для акции i и месяца m .

Авторы работы [Kyle, Obizhaeva, 2016] получают количественную оценку средних ожидаемых издержек C_{US} для американского рынка акций с помощью метода дефицита исполнения [Perold, 1988] на основе проприетарных данных³ по переходам портфелей ценных бумаг, происходящих в случае изменений в распределении активов инвестиционного фонда, передаче активов от старого управляющего к новому или корректировке денежных потоков фонда: $C_{US} \approx 2000$ долл. Проприетарные данные также использовались для получения оценки на безразмерный параметр m_{US}^2 : $m_{US}^2 \approx 0,25^2$. Конечная мера не-

ликвидности для американских акций определяется как $1/L_{i,m} = 20 \cdot \left(\frac{\sigma_{i,m}^2 \cdot 1 \text{ долл.}}{P_{i,m} \cdot V_{i,m}} \right)^{1/3}$.

В работе [Kyle, Obizhaeva, 2017] акцентируется внимание на том, что мера $1/L_{i,m}$ является пропорциональной издержкам воздействия на цену (market impact). Показатель степени $1/3$, в свою очередь, является прямым следствием предположения о нейтральности финансового рычага. Так как обмен средств, эквивалентных наличным деньгам, не влечет за собой издержек при торговле (в отличие от рискованных активов), то после добавления к акции ценой $P_{i,m}$ наличных денег в размере $P_{i,m} \cdot (A - 1)$ цена нового актива становится равной $P_{i,m} \cdot A$, волатильность уменьшается в A раз: $\sigma_{i,m}/A$ (следствие того, что актив переносит тот же самый денежный риск $P_{i,m} \cdot \sigma_{i,m}$). Торговый объем (в количестве акций) $V_{i,m}$ при этом не изменяется. Именно при показателе степени, равном $1/3$, ликвидность увеличивается ровно в A раз. В исследовании [Kyle, Obizhaeva, 2018] показывается на примере рассмотрения теоретических моделей микроструктуры рынка [Kyle, 1985; Treynor, 1995; Kyle, Obizhaeva, 2020], как мера неликвидности $1/L$ связана с процентным бид-аск спредом, релаксацией рынка и стандартным отклонением логарифмического отношения фундаментальной стоимости актива к его цене (в контексте определения рыночной эффективности Ф. Блэка [Black, 1986]).

³ База данных за период с января 2001 г. по декабрь 2005 г. включала в себя более 2600 транзакций, соответствующих общему объему в 630 млрд долл. и разделенных суммарно более чем на 400000 заявок. В выборку были включены только обыкновенные акции, обращавшиеся на NYSE, NASDAQ или AMEX.

В то время как величины $\sigma_{i,m}^2$, $P_{i,m} \cdot V_{i,m}$ оцениваются на основе дневных торговых данных из системы Thomson Reuters Eikon, оценки на параметры C_{RU} и m_{RU}^2 невозможно получить без информации по распределению «ставок». Как отмечается в исследовании [Obizhaeva, 2012], расчет транзакционных издержек на основе большинства доступных исследователям баз данных (например, Trades and Quotes) приводит к проблемам эндогенности: оценки становятся смещенными из-за неучета альтернативных издержек (opportunity costs), возникающих в случае неполного исполнения «ставки». Тем не менее возможно дать *примерные* оценки двум данным параметрам, с учетом предположения, что размеры «ставок» Q на американском и российском рынках имеют примерно одинаковые распределения, $m_{RU}^2 \approx m_{US}^2 \approx 0,25$. Для оценки ожидаемых денежных издержек в процессе исполнения «ставки» на российском рынке акций мы следуем предложению, представленному в работе [Kyle, Obizhaeva, 2017], по экстраполяции C_{US} на рынки акций других стран с учетом коррекций по заработной плате финансовых специалистов в местной валюте, а также их производительности:

$$(2) \quad C_j = \frac{c_j \cdot w_j}{b_j},$$

где w_j – номинальная заработная плата; b_j – продуктивность профессионалов, работающих на рынке акций страны j , которая измеряется в количестве генерируемых за день «ставок»; c – безразмерный параметр, одинаковый для всех стран, согласно гипотезе микроструктурной инвариантности.

Необходимо отметить, что данное предположение базируется на следующей экономической интуиции: в равновесии трейдеры должны нести примерно одинаковые издержки на генерирование торговых сигналов на различных рынках.

Таким образом, параметр средних денежных транзакционных затрат на исполнение «ставок» на российском фондовом рынке равняется

$$(3) \quad C_{RU} = C_{US} \cdot \frac{b_{US}}{w_{US}} \cdot \frac{w_{RU}}{b_{RU}}.$$

Если считать, что объем «ставок»⁴ совпадает с торговым объемом (обе величины агрегированы по всем акциям $i \in I$ и всем торговым дням $d \in D$), то оценка средней

дневной продуктивности $\bar{b} \approx \frac{1}{|D|} \cdot \sum_{d \in D, i \in I} V_{i,d}$.

⁴ Из-за проблемы эндогенности, упомянутой ранее, агрегированный объем «ставок» превышает агрегированный торговый объем, когда исполнение «ставок» происходит с участием одного посредника. В случае исполнений позиций долгосрочных трейдеров посредством участия несколько маркетмейкеров (каждый из которых, в свою очередь, может торговать с другими маркетмейкерами), установление отношения между данными объемами не представляется возможным.

Мы используем данные Федерального бюро статистики труда США по средним годовым номинальным заработным платам финансовых аналитиков для каждого года из интервала 2001–2005 гг. и переводим в дневные показатели с учетом того, что в каждом из календарных годов был 251 торговый день: $w_{US}^{d,01} \approx 249$ долл., $w_{US}^{d,02} \approx 221$ долл., $w_{US}^{d,03} \approx 279$ долл., $w_{US}^{d,04} \approx 281$ долл. и $w_{US}^{d,05} \approx 291$ долл. В результате средняя дневная заработная плата за период 2001–2005 гг. равняется $\bar{w}_{US}^{d,01-05} \approx 264$ долл. Согласно статистике, приведенной в работе [Angel et al., 2015], дневной торговый объем акциями на американских биржах за период 2001–2005 гг. имел возрастающий линейный тренд с небольшими колебаниями; среднее значение по всей выборке равняется $\bar{b}_{US}^{d,01-05} \approx 3,75$ млрд акций/день. Таким образом, мы получаем следующую оценку безразмерной константы c из уравнения (2):

$$c = \frac{C_{US} \cdot \bar{b}_{US}^{d,01-05}}{\bar{w}_{US}^{d,01-05}} = \frac{2000 \cdot (3,75 \cdot 10^9)}{264} \approx 2,8 \cdot 10^{10}.$$

Интернет-порталы, предоставляющие информацию по российскому рынку труда (например, Salary Explorer), дают следующие оценки порядка заработных плат количественных финансовых аналитиков на январь 2021 г.: $\bar{w}_{RU}^{m,21} \approx 100000$ руб./месяц. При оценивании номинальной заработной платы финансовых аналитиков, работающих на российском рынке акций, будем предполагать, что на интервале январь 2014 г. – январь 2021 г. порядок данной величины не изменялся. Вследствие этого $\bar{w}_{RU}^{m,14-18} \approx 100000$ руб./месяц. Данные по транзакциям и лучшим заявкам за период с января 2014 г. по июль 2018 г., предоставленные Московской биржей, позволяют определить средние месячные торговые объемы по российским обыкновенным и привилегированным акциям: $\bar{b}_{RU}^{m,14} = 3,45 \cdot 10^{12}$ акций/месяц, $\bar{b}_{RU}^{m,15} = 1,23 \cdot 10^{12}$ акций/месяц, $\bar{b}_{RU}^{m,16} = 9,69 \cdot 10^{11}$ акций/месяц, $\bar{b}_{RU}^{m,17} = 8,98 \cdot 10^{11}$ акций/месяц, $\bar{b}_{RU}^{m,18} = 1,66 \cdot 10^{12}$ акций/месяц. Среднее значение по всему интервалу $\bar{b}_{RU}^{m,14-18} = 1,64 \cdot 10^{12}$ акций/месяц. Таким образом, величина ожидаемых рублевых затрат на исполнение «ставки» $C_{RU} = \frac{c \cdot \bar{w}_{RU}^{m,14-18}}{\bar{b}_{RU}^{m,14-18}} = \frac{2,8 \cdot 10^{10} \cdot 10^5}{1,64 \cdot 10^{12}} \approx 1700$ руб.

Вследствие этого величина $\left(\frac{C_{RU}}{m_{RU}^2}\right)^{1/3} = \left(\frac{1700}{0,25^2}\right)^{1/3} \approx 30$ руб.^{1/3}.

В результате мы переопределяем месячную меру неликвидности, предполагаемую гипотезой инвариантности таким образом, что она выражается только через параметры реализованной дисперсии и денежного торгового объема:

$$(4) \quad 1/L_{i,m} = 30 \cdot \left(\frac{\sigma_{i,m}^2 \cdot 1 \text{ руб.}}{P_{i,m} \cdot V_{i,m}}\right)^{1/3}.$$

Например, для акции с месячным денежным торговым объемом в размере 750 млн руб. и месячной волатильностью доходности, равной $0,03 \text{ месяц}^{-1/2}$, процентная стоимость воздействия на рынок «ставки» среднего для данной акции размера, исполняемой за эндогенно определяемый промежуток времени (период, при котором достигается компромисс между преимуществами быстрого исполнения и сопутствующим возрастанием транзакционных издержек), составляет $30 \cdot \left(\frac{(0,03)^2}{750 \cdot 10^6} \right)^{1/3} = 32$ базисных пункта.

Для расчета меры неликвидности используются данные Thomson Reuters Eikon по дневным торговым объемам $V_{i,d}$ за период основной торговой сессии, ценам открытия $P_{i,d}^o$ и закрытия $P_{i,d}^c$ по всем доступным российским обыкновенным или привилегированным акциям $i \in I$ на момент торгового дня $d \in D$, где D – множество всех торговых дней на временном интервале с 1 января 2010 г. по 31 декабря 2020 г.⁵ Дневная реализованная дисперсия $\sigma_{i,d}^2$ оценивается как квадрат логарифма отношения цены закрытия

к цене открытия. Оценка дневного денежного торгового объема равняется $\frac{P_{i,d}^o + P_{i,d}^c}{2} \cdot V_{i,d}$.

Для каждой акции $i \in I$ и каждого календарного месяца $m \in M$ экстраполяция дневных оценок на месячный интервал происходит следующим образом: $\sigma_{i,m}^2 = \sum_{d \in D} \sigma_{i,d}^2$,

$P_{i,m} \cdot V_{i,m} = \sum_{d \in D} P_{i,d} \cdot V_{i,d}$. На первом шаге исключаются наблюдения, для которых отсут-

ствует информация по рыночной капитализации на конец предыдущего месяца. Далее, следуя [Stereńczak et al., 2020], мы удаляем из выборки наблюдения с месячной доходностью $R_{i,m}$, меньшей $-0,98$ (-98%) или большей $5,00$ (500%). На следующем шаге исключаются наблюдения с нулевым значением месячной реализованной дисперсии или нулевым значением месячного денежного торгового объема. После этого мы удаляем наблюдения со значениями месячной неликвидности $1/L_{i,m}$, лежащими ниже первого перцентиля и выше 99-го перцентиля. Доля исключений составляет $5,24\%$ от начальной выборки. Статистика по переменным месячной частотности представлена в табл. П1 Приложения.

4. Эмпирические модели

Для тестирования сформулированных выше гипотез мы рассматриваем следующие модели.

Эффект ожидаемой неликвидности описывается следующей формулой:

⁵ Помимо этого через терминал Thomson Reuters Eikon осуществлялась загрузка данных по рыночной капитализации.

$$(5) \quad E(RM_m - Rf_m | \ln 1/L_m^E) = a_0 + a_1 \cdot \ln 1/L_m^E,$$

где RM_m – доходность российского рынка акций для месяца m ; Rf_m – средневзвешенная месячная процентная ставка по привлеченным кредитными организациями вкладам (депозитам) физических лиц в рублях (в целом по Российской Федерации) для месяца m ; $1/L_m^E$ – ожидаемая рыночная неликвидность для месяца m , определяемая на основе информации за предыдущий месяц.

Рыночная неликвидность $1/L_m$ для каждого месяца m рассчитывается следующим образом:

$$(6a) \quad 1/L_m = \frac{1}{N_{i,m}} \sum_i 1/L_{i,m},$$

где $N_{i,m}$ – количество акций в выборке на момент месяца m .

Месячная рыночная доходность также определяется с использованием одинаковых весов при суммировании доходностей для отдельных акций:

$$(7a) \quad R_m = \frac{1}{N_{i,m}} \sum_i R_{i,m}.$$

Предполагается, что логарифм рыночной неликвидности является AR(1) процессом⁶:

$$(8) \quad \ln 1/L_m = a_0 + a_1 \cdot \ln 1/L_{m-1} + e_m.$$

Вследствие этого, ожидаемая неликвидность в начале месяца m равняется

$$\ln 1/L_m^E = a_0 + a_1 \cdot \ln 1/L_{m-1}.$$

Модель, описывающая эффект ожидаемой неликвидности, имеет следующий вид:

$$(9) \quad RM_m - Rf_m = f_0 + f_1 \cdot \ln 1/L_{m-1} + u_m,$$

где $f_1 > 0$ согласно гипотезе Н-1.

Для одновременного тестирования гипотез Н-1 и Н-2 мы используем следующую модель:

⁶ Данное предположение заимствовано из работы [Amihud, 2002], в которой исследовались эффекты ожидаемой и сюрпризной неликвидности на американском рынке акций. Для проверки устойчивости результатов также рассматривались модели ARMA, где оптимальное число лагов определялось с использованием информационного критерия Акаике (AIC). Мы не фиксируем значительных смещений количественных оценок эффектов ликвидности (результаты проверки на устойчивость доступны по запросу).

$$(10) \quad RM_m - Rf_m = f_0 + f_1 \cdot \ln 1/L_{m-1} + f_2 \cdot \ln 1/L_m^U + \eta_m,$$

где $\ln 1/L_m^U$ – логарифм сюрпризной неликвидности в месяце m , который определяется остатками e_m из регрессии (8). Таким образом, гипотеза Н-1 (Н-2) предполагает, что $f_1 > 0$ ($f_2 < 0$).

Далее мы переходим к рассмотрению модели

$$(11) \quad RSZ_m^k - Rf_m = h_0^k + h_1^k \cdot \ln 1/L_{m-1} + h_2^k \cdot \ln 1/L_m^U + \eta_m^k,$$

где RSZ_m^k – месячная средневзвешенная доходность акций, входящих в портфель дециля k (сортировка производится в начале каждого месяца на основе значений рыночной капитализации на конец предыдущего месяца).

Согласно гипотезе Н-3, должны выполняться следующие неравенства:

$$h_1^1 > h_1^2 > h_1^3 > h_1^4 > h_1^5 > h_1^6 > h_1^7 > h_1^8 > h_1^9 > h_1^{10} > 0$$

и

$$h_2^1 < h_2^2 < h_2^3 < h_2^4 < h_2^5 < h_2^6 < h_2^7 < h_2^8 < h_2^9 < h_2^{10} < 0.$$

Сформулируем слабую форму гипотезы Н-3: при увеличении номера дециля j к 10 положительные (отрицательные) коэффициенты h_1^j (h_2^j) убывают (возрастают) к нулю, причем не обязательно монотонным образом.

Как отмечают исследователи [Acharya, Pedersen, 2005], использование одинаковых весов при расчете месячных показателей рыночной доходности и рыночной неликвидности является более корректным методом оценки, так как в этом случае вклад наиболее ликвидных ценных бумаг в данные оценки является ограниченным. Тем не менее мы повторяем анализ, рассчитывая месячную рыночную неликвидность как

$$(66) \quad 1/L_m = \sum_i w_{i,m-1} \cdot 1/L_{i,m},$$

где $w_{i,m-1}$ – отношение капитализации акции i на конец месяца $m-1$ к сумме капитализаций акций из всей выборки на конец месяца $m-1$.

С теми же весами w определяется месячная рыночная доходность:

$$(76) \quad R_m = \sum_i w_{i,m-1} \cdot R_{i,m}.$$

5. Результаты

5.1. Взвешивание в равных долях

В данном подразделе представляем результаты анализа эффектов неликвидности на российском рынке акций при расчете месячных показателей рыночной неликвидности и рыночной доходности с одинаковыми весами по формулам (6а) и (7а).

Мы проводим анализ отдельно для двух периодов (январь 2010 г. – июнь 2015 г. и июль 2015 г. – декабрь 2020 г.), так как в течение первого периода логарифм рыночной неликвидности имел возрастающий тренд, а на втором интервале – убывающий.

5.1.1. Анализ на интервале январь 2010 г. – июнь 2015 г.

Результаты оценивания модели (8)⁷ следующие:

$$\ln l / L_m = -2,993 + 0,892 \cdot \ln l / L_{m-1} + e_m.$$

Значения стандартных ошибок равны соответственно $s.e.(\hat{a}_0) = 0,142$ и $s.e.(\hat{a}_1) = 0,053$. Согласно результатам Q-теста Льюнга – Бокса для лагов от одного до пяти, нулевая гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков e_m не отклоняется на однопроцентном уровне значимости.

Столбец (1) панели А табл. П2 Приложения содержит результаты оценки модели (10) на рассматриваемом интервале. Как можно видеть, только эффект сюрпризной неликвидности является значимым на 10-процентном уровне значимости. При переходе к рассмотрению 10 портфелей акций (столбцы 2–11), отсортированных по значениям рыночной капитализации, отметим, что гипотеза Н-3 (даже в своей слабой форме) не находит подтверждения. Во-первых, только для восьмого дециля коэффициент перед $\ln l / L_{m-1}$ является положительным и статистически значимым (на 10-процентном уровне значимости). Во-вторых, не наблюдается ни монотонного убывания к нулю данного коэффициента с ростом номера дециля, ни, по крайней мере, убывающего тренда. Также не фиксируется монотонного возрастания к нулю (или хотя бы возрастающего тренда) коэффициента перед $\ln l / L_m^U$ при переходе от портфелей акций низкой рыночной капитализации к портфелям акций высокой рыночной капитализации.

5.1.2. Анализ на интервале июль 2015 г. – декабрь 2020 г.

На данном интервале результаты оценивания модели (8) таковы:

$$\ln l / L_m = -3,307 + 0,952 \cdot \ln l / L_{m-1} + e_m,$$

где стандартные ошибки равны $s.e.(\hat{a}_0) = 0,255$ и $s.e.(\hat{a}_1) = 0,041$. Мы повторяем Q-тест Льюнга – Бокса и также не фиксируем наличие автокорреляции остатков e_m .

Результаты оценки модели (10) представлены в столбце (1) панели Б табл. П2. Как и на интервале с января 2010 г. по июнь 2015 г., на рассматриваемом временном промежутке только коэффициент перед $\ln l / L_m^U$ в модели (10) является значимым (на одно-

⁷ Для оценивания коэффициентов использовался «css-mle», стандартный метод, применяемый при оценивании ARMA-моделей в R или Python.

процентном уровне значимости). В то же время для первого дециля эффект ожидаемой неликвидности является значимым, а при росте номера дециля наблюдается убывающий тренд в коэффициентах перед $\ln 1/L_{m-1}$, что согласуется с теоретическим предположением, что данный эффект является менее значимым для акций компаний с высокой рыночной капитализацией. Также обратим внимание на то, что за исключением 10 дециля эффект сюрпризной неликвидности является значимым, по крайней мере, на 5-процентном уровне значимости. Более того, для коэффициентов перед $\ln 1/L_m^U$, имеющих отрицательный знак, фиксируется возрастающий тренд при росте номера дециля, что также согласуется с гипотезой Н-3. Таким образом, можно сделать вывод, что в данной спецификации слабая форма гипотезы Н-3 не отклоняется.

Графики рядов ожидаемой и сюрпризной составляющих рыночной неликвидности, рассчитанных с использованием средневзвешенного метода, представлены на рис. 1 и 2.



Рис. 1. Ожидаемая рыночная неликвидность: средневзвешенный метод расчета

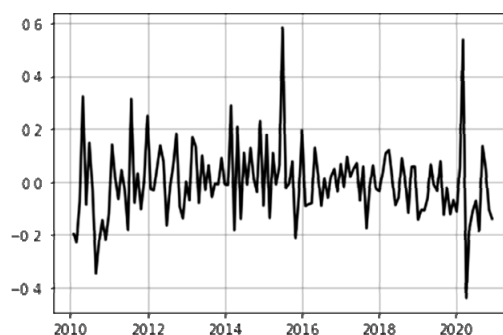


Рис. 2. Сюрпризная рыночная неликвидность: средневзвешенный метод расчета

Источник: расчеты автора.

5.2. Взвешивание по капитализации

Далее мы повторяем анализ, рассчитывая месячную рыночную неликвидность и месячную рыночную доходность с использованием формул (6б) и (7б).

В данном случае логарифм месячной рыночной неликвидности также имеет возрастающий тренд в течение периода январь 2010 г. – июнь 2015 г. и убывающий тренд в течение периода июль 2015 г. – декабрь 2020 г. Вследствие этого анализ эффектов неликвидности также проводится по отдельности для каждого из данных промежутков.

5.2.1. Анализ на интервале январь 2010 г. – июнь 2015 г.

Приведем результаты оценивания модели (8):

$$\ln 1/L_m = -5,329 + 0,594 \cdot \ln 1/L_{m-1} + e_m.$$

Стандартные ошибки равны $s.e.(\hat{a}_0) = 0,032$ и $s.e.(\hat{a}_1) = 0,072$.

Результаты оценок моделей (10) и (11) на данном интервале приведены в панели А табл. ПЗ. Необходимо отметить, что ни один из коэффициентов не является статистически значимым (как при анализе рынка в целом, так и при анализе 10 портфелей акций). Также не наблюдается явный возрастающий (убывающий) тренд для коэффициентов перед $\ln 1/L_m^U$ ($\ln 1/L_{m-1}$) при росте номера дециля.

5.2.2. Анализ на интервале июль 2015 г. – декабрь 2020 г.

На данном временном промежутке результаты оценивания модели (8) следующие:

$$\ln 1/L_m = -6,065 + 0,411 \cdot \ln 1/L_{m-1} + e_m,$$

где стандартные ошибки равны $s.e.(\hat{a}_0) = 0,054$ и $s.e.(\hat{a}_1) = 0,111$.

Графики рядов ожидаемой и сюрпризной составляющих рыночной неликвидности, рассчитанных с использованием взвешивания по капитализации, представлены на рис. 3 и 4.



Рис. 3. Ожидаемая рыночная неликвидность: взвешивание с учетом рыночной капитализации

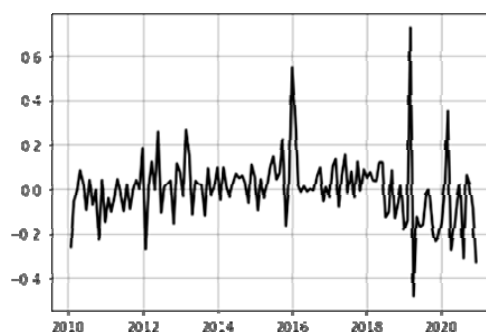


Рис. 4. Сюрпризная рыночная неликвидность: взвешивание с учетом рыночной капитализации

Источник: расчеты автора.

Следует отметить, что критерий Льюнга – Бокса не отклоняет гипотезу об отсутствии автокорреляции остатков как интервале с января 2010 г. по июнь 2015 г., так и на интервале с июля 2015 г. по декабрь 2020 г.

6. Заключение

В настоящей статье проведено исследование межвременных эффектов низкой ликвидности на российском рынке акций с использованием меры неликвидности гипотезой микроструктурной рыночной инвариантности. Следуя теоретическим предсказаниям относительно связи между ожидаемой (сюрпризной) компонентой неликвидности и *ex ante* (симультанной) избыточной доходностью, мы провели эмпирический анализ на двух временных интервалах (январь 2010 г. – июнь 2015 г. и июль 2015 – декабрь 2020 г.) с при-

менением двух методов расчета рыночных доходности и неликвидности (средневзвешенный и взвешенный по рыночной капитализации).

Несмотря на то, что используемая мера неликвидности обладает явными преимуществами по сравнению с альтернативными низкочастотными прокси (например, упомянутое в работе наличие теоретической связи с различными характеристиками транзакционных издержек), для ее построения требуется наличие информации о величине ожидаемых денежных затрат на исполнение «ставки». В отсутствие данных по распределению Q на российском рынке акций нами, тем не менее, была произведена оценка данной величины ($C_{RU} \approx 1700$ руб.) с использованием методологии, предложенной в работе [Kule, Obizhaeva, 2017].

Только в спецификации «средневзвешенный метод & интервал январь 2010 г. – июнь 2015 г.» эффект сюрпризной неликвидности не является значимым при рассмотрении рынка в целом. Для трех остальных спецификаций неожиданно высокая неликвидность имеет статистически значимый негативный эффект на избыточные рыночные доходности в текущем периоде. В то же время фиксируется наличие значимой премии за ожидаемую неликвидность для рыночного портфеля только для спецификации «взвешивание по капитализации & интервал июль 2015 г. – декабрь 2020 г.». В работе также был проведен анализ для десяти портфелей акций, отсортированных по значениям рыночной капитализации, и было продемонстрировано, что только в одной спецификации («средневзвешенный метод & интервал июль 2015 г. – декабрь 2020 г.») подтверждается гипотеза (в слабой форме) о вариациях эффектов неликвидности среди акций компаний различной рыночной капитализации, однако только в своей слабой форме.

Как показывается в теоретической модели, представленной в статье [Acharya, Pedersen, 2005], премия за неликвидность зависит не только от ожидаемого уровня транзакционных издержек в следующем периоде, но и от трех различных источников риска неликвидности. Изучение данных эффектов на различных фондовых рынках с применением принципов рыночной микроструктурной инвариантности, служащих для оценивания рыночной неликвидности отдельных акций, а также средних периодов владения ценными бумагами, является одним из наиболее интересных направлений для будущих эмпирических исследований.

Приложение.

Таблица П1.

Сводная статистика по отфильтрованной выборке

| | Среднее значение | 10-й перцентиль | 25-й перцентиль | Медиана | 75-й перцентиль | 90-й перцентиль |
|---|------------------|-----------------|-----------------|---------|-----------------|-----------------|
| Месячная доходность $R_{i,m}$ | 0,015 | -0,115 | -0,053 | -0,001 | 0,057 | 0,143 |
| Месячная реализованная дисперсия $\sigma_{i,m}^2$ | 0,029 | 0,002 | 0,004 | 0,009 | 0,024 | 0,064 |
| Месячный денежный торговый объем $P_{i,m} \cdot V_{i,m}$, млн руб. | 2944,557 | 0,423 | 1,957 | 13,989 | 229,333 | 5698,749 |
| Месячная неликвидность $1/L_{i,m}$ | 0,045 | 0,003 | 0,009 | 0,027 | 0,057 | 0,109 |
| Рыночная капитализация $Size_{i,m-1}$, млрд руб. | 120,835 | 0,249 | 0,931 | 6,704 | 48,986 | 272,923 |

Примечания. Таблица содержит информацию относительно средних значений и перцентилей переменных месячной доходности $R_{i,m}$, месячной реализованной дисперсии $\sigma_{i,m}^2$, месячного денежного торгового объема $P_{i,m} \cdot V_{i,m}$ (в млн руб.), месячной неликвидности $1/L_{i,m}$ и рыночной капитализации $Size_{i,m-1}$ (в млрд руб.) для 252 обычных или привилегированных российских акций на интервале 1 января 2010 – 31 декабря 2020 гг. Количество наблюдений в отфильтрованной выборке: 25800.

Источник: расчеты автора.

Таблица П2.

**Эффекты ожидаемой и сюрпризной неликвидности
(взвешивание в равных долях)**

| | $RM_m - Rf_m$ | $RSZ_m^1 - Rf_m$ | $RSZ_m^2 - Rf_m$ | $RSZ_m^3 - Rf_m$ | $RSZ_m^4 - Rf_m$ | $RSZ_m^5 - Rf_m$ |
|--|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| <i>А: январь 2010 – июнь 2015 гг.</i> | | | | | | |
| f_0 | 0,06 (0,83) | -0,01 (-0,06) | -0,03 (-0,21) | 0,01 (0,14) | 0,03 (0,35) | 0,13 (1,53) |
| f_1 | 0,02 (0,73) | -0,02 (-0,33) | -0,02 (-0,39) | 0,00 (0,03) | 0,01 (0,26) | 0,04 (1,53) |
| f_2 | -0,10* (-1,87) | -0,06 (-0,59) | -0,11 (-1,27) | -0,09 (-1,56) | -0,08 (-1,44) | -0,14** (-2,02) |
| R_{adj}^2 | 0,032 | -0,018 | 0,030 | 0,015 | -0,005 | 0,064 |
| <i>Критерий D-W</i> | 1,860 | 1,743 | 1,832 | 1,900 | 1,933 | 1,767 |
| <i>Б: июль 2015 – декабрь 2020 гг.</i> | | | | | | |
| f_0 | 0,06* (1,70) | 0,27*** (3,99) | 0,12 (1,19) | 0,09* (1,92) | -0,00 (-0,07) | 0,04 (0,78) |
| f_1 | 0,02 (1,51) | 0,08*** (3,74) | 0,03 (1,09) | 0,02* (1,66) | -0,01 (-0,37) | 0,01 (0,76) |
| f_2 | -0,13*** (-3,40) | -0,24*** (-5,78) | -0,16** (-2,15) | -0,13** (-2,30) | -0,15*** (-3,58) | -0,13*** (-4,33) |
| R_{adj}^2 | 0,218 | 0,191 | 0,079 | 0,071 | 0,162 | 0,150 |
| <i>Критерий D-W</i> | 1,877 | 2,001 | 1,780 | 2,254 | 1,952 | 1,689 |

Окончание табл. П2.

| | $RSZ_m^6 - Rf_m$ | $RSZ_m^7 - Rf_m$ | $RSZ_m^8 - Rf_m$ | $RSZ_m^9 - Rf_m$ | $RSZ_m^{10} - Rf_m$ |
|--|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| <i>А: январь 2010 – июнь 2015 гг.</i> | | | | | |
| f_0 | 0,09 (0,94) | 0,11 (1,59) | 0,10* (1,73) | 0,12 (1,51) | 0,06 (0,68) |
| f_1 | 0,03 (0,92) | 0,04 (1,57) | 0,04* (1,90) | 0,04 (1,61) | 0,02 (0,69) |
| f_2 | -0,10 (-1,20) | -0,14** (-1,20) | -0,13*** (-2,57) | -0,11* (-1,72) | -0,09* (-1,79) |
| R_{adj}^2 | 0,005 | 0,046 | 0,075 | 0,022 | 0,008 |
| <i>Критерий D-W</i> | 2,102 | 1,972 | 2,128 | 2,034 | 1,936 |
| <i>Б: июль 2015 – декабрь 2020 гг.</i> | | | | | |
| f_0 | 0,04 (0,95) | -0,00 (-0,08) | 0,02 (0,40) | 0,02 (0,66) | -0,01 (-0,22) |
| f_1 | 0,01 (0,78) | -0,00 (-0,13) | 0,00 (0,34) | 0,01 (0,66) | -0,00 (-0,16) |
| f_2 | -0,16*** (-4,93) | -0,08** (-2,45) | -0,11*** (-2,82) | -0,06*** (-3,41) | -0,06 (-1,24) |
| R_{adj}^2 | 0,169 | 0,072 | 0,110 | 0,055 | 0,338 |
| <i>Критерий D-W</i> | 2,396 | 2,052 | 1,898 | 2,090 | 1,787 |

Примечания. Панель А (Б) таблицы отображает результаты регрессионного анализа модели (10) для временного интервала январь 2010 г. – июнь 2015 г. (июль 2015 г. – декабрь 2020 г.). Зависимая переменная – избыточная рыночная доходность $RM_m - Rf_m$ или избыточная доходность одного из 10 портфелей акций $RSZ_m^i - Rf_m$ ($i \in \overline{1;10}$), ребалансируемых в начале каждого месяца по значениям рыночной капитализации на момент предыдущего месяца. Независимые переменные: логарифм рыночной неликвидности в предыдущем месяце $m-1$ ($\ln l / L_{m-1}$); логарифм сурпризной неликвидности в текущем месяце m ($\ln l / L_m^U$). Месячная рыночная неликвидность рассчитывается с использованием равных весов при суммировании значений неликвидности отдельных акций. В качестве прокси безрискового актива (Rf_m) используется средневзвешенная месячная процентная ставка по привлеченным кредитными организациями вкладам (депозитам) физических лиц в рублях (в целом по Российской Федерации). В скобках указаны значения t-статистик (для оценки ковариационных матриц используются поправки Newey and West (1987) с тремя лагами). Степени значимости $p < 0,01$, $p < 0,05$, $p < 0,1$ отображаются символами ***, ** и * соответственно.

Источник: расчеты автора.

Таблица ПЗ.

**Эффекты ожидаемой и сюрпризной неликвидности
(взвешивание с учетом рыночной стоимости)**

| | $RM_m - Rf_m$ | $RSZ_m^1 - Rf_m$ | $RSZ_m^2 - Rf_m$ | $RSZ_m^3 - Rf_m$ | $RSZ_m^4 - Rf_m$ | $RSZ_m^5 - Rf_m$ |
|--|--------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| <i>А: январь 2010 – июнь 2015 гг.</i> | | | | | | |
| f_0 | 0,10 (0,23) | -0,24 (-0,35) | -0,24 (-0,39) | 0,30 (0,11) | 0,14 (0,26) | 0,24 (0,40) |
| f_1 | 0,20 (0,23) | -0,05 (0,40) | -0,05 (0,43) | 0,00 (0,07) | 0,03 (0,24) | 0,05 (0,39) |
| f_2 | -0,06 (-0,56) | -0,27 (-1,51) | -0,13 (-1,00) | -0,13 (-1,49) | -0,12 (-0,98) | -0,16 (-1,50) |
| R_{adj}^2 | -0,027 | 0,089 | 0,034 | 0,019 | -0,008 | 0,017 |
| <i>Критерий D-W</i> | 2,222 | 1,985 | 1,793 | 2,002 | 1,887 | 2,017 |
| <i>Б: июль 2015 – декабрь 2020 гг.</i> | | | | | | |
| f_0 | 0,44* (1,71) | 1,04** (2,40) | 0,43 (0,93) | 0,44 (1,07) | 0,16 (0,56) | 0,44 (1,36) |
| f_1 | 0,08* (1,71) | 0,19** (2,35) | 0,08 (0,90) | 0,08 (1,01) | 0,03 (0,48) | 0,08 (1,35) |
| f_2 | -0,16** (-2,14) | -0,21* (1,89) | -0,10 (0,73) | -0,09 (-0,88) | -0,12* (-1,67) | -0,08 (-1,00) |
| R_{adj}^2 | 0,115 | 0,027 | -0,015 | -0,013 | 0,069 | -0,004 |
| <i>Критерий D-W</i> | 2,109 | 1,960 | 1,896 | 2,305 | 1,861 | 1,958 |

Окончание табл. ПЗ.

| | $RSZ_m^6 - Rf_m$ | $RSZ_m^7 - Rf_m$ | $RSZ_m^8 - Rf_m$ | $RSZ_m^9 - Rf_m$ | $RSZ_m^{10} - Rf_m$ |
|--|--------------------|------------------|-------------------|------------------|---------------------|
| | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| <i>А: январь 2010 – июнь 2015 гг.</i> | | | | | |
| f_0 | -0,06 (-0,11) | -0,01 (0,03) | 0,17 (0,41) | 0,09 (0,16) | 0,08 (0,18) |
| f_1 | -0,01 (-0,11) | -0,00 (-0,03) | 0,03 (0,42) | 0,02 (0,17) | 0,02 (0,19) |
| f_2 | -0,10 (-0,93) | -0,12 (-1,16) | -0,15 (-1,50) | -0,10 (-0,90) | -0,03 (0,33) |
| R_{adj}^2 | -0,001 | 0,008 | 0,017 | -0,016 | -0,030 |
| <i>Критерий D-W</i> | 2,051 | 1,841 | 2,114 | 1,982 | 2,254 |
| <i>Б: июль 2015 – декабрь 2020 гг.</i> | | | | | |
| f_0 | 0,69*** (2,39) | -0,07 (-0,19) | 0,47* (1,71) | 0,25 (1,01) | 0,49* (1,70) |
| f_1 | 1,13** (2,29) | -0,01 (-0,20) | 0,09* (1,70) | 0,05 (0,98) | 0,09* (1,69) |
| f_2 | -0,20** (-2,38) | -0,03 (-0,26) | -0,15* (-1,83) | -0,08 (-1,41) | -0,18** (-2,17) |
| R_{adj}^2 | 0,104 | 0,004 | 0,080 | 0,027 | 0,117 |
| <i>Критерий D-W</i> | 2,119 | 2,171 | 2,106 | 2,083 | 2,071 |

Примечания. Панель А (Б) таблицы отображает результаты регрессионного анализа модели (10) для временного интервала январь 2010 г. – июнь 2015 г. (июль 2015 г. – декабрь 2020 г.). Зависимая переменная – избыточная рыночная доходность $RM_m - Rf_m$ или избыточная доходность одного из 10 портфелей акций $RSZ_m^i - Rf_m$ ($i \in \overline{1;10}$), ребалансируемых в начале каждого месяца по значениям рыночной капитализации на момент предыдущего месяца. Независимые переменные: логарифм рыночной неликвидности в предыдущем месяце $m-1$ ($\ln l / L_{m-1}$); логарифм сюрпризной неликвидности в текущем месяце m ($\ln l / L_m^U$). Месячная рыночная неликвидность рассчитывается с использованием равных весов при суммировании значений неликвидности отдельных акций. В качестве прокси безрискового актива (Rf_m) используется средневзвешенная месячная процентная ставка по привлеченным кредитными организациями вкладам (депозитам) физических лиц в рублях (в целом по Российской Федерации). В скобках указаны значения t-статистик (для оценки ковариационных матриц используются поправки Newey and West (1987) с тремя лагами). Степени значимости $p < 0,01$, $p < 0,05$, $p < 0,1$ отображаются символами ***, ** и * соответственно.

Источник: расчеты автора.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Теплова Т.В., Микова Е.С. Инвестиции на рыночных неэффективностях и поведенческих искажениях. М.: ИНФРА-М, 2019.
- Acharya V.V., Pedersen L.H. Asset Pricing with Liquidity Risk // *Journal of Financial Economics*. 2013. 77(2). P. 375–410.
- Altay E., Çalgıcı S. Liquidity Adjusted Capital Asset Pricing Model in an Emerging Market: Liquidity Risk in Borsa Istanbul // *Borsa Istanbul Review*. 2019. 19(4). P. 297–309.
- Amihud Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects // *Journal of Financial Markets*. 2002. 5(1). P. 31–56.
- Amihud Y., Hameed A., Kang W., Zhang H. The Illiquidity Premium: International Evidence // *Journal of Financial Economics*. 2015. 117(2). P. 350–368.
- Amihud Y., Mendelson H. Dealership Market: Market Making with Inventory // *Journal of Financial Economics*. 1980. 8(1). P. 311–353.
- Amihud Y., Mendelson H. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread // *Journal of Financial Economics*. 1986. 17(2). P. 223–249.
- Amihud Y., Mendelson H. The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns // *The Journal of Finance*. 1989. 44(2). P. 479–486.
- Amihud Y., Mendelson H., Pedersen L.S. Liquidity and Asset Prices // *Foundations and Trends in Finance*. 2006. 1(4). P. 269–364.
- An J., Ho K-Y, Zhang Z. What Drives the Liquidity Premium in the Chinese Stock Market? // *The North American Journal of Economics and Finance*. 2020. 54. P. 1–17.
- Angel J.J., Harris L.E., Spatt C.S. Equity Trading in the 21st Century: An Update // *Quarterly Journal of Finance*. 2015. 5(1). P. 1–39.
- Anthonisz S.A., Putniņš T.J. Asset Pricing with Downside Liquidity Risks // *Management Science*. 2017. 63(8). P. 2549–2572.
- Asparouhova E., Bessembinder H., Kalcheva I. Liquidity Biases in Asset Pricing Tests // *Journal of Financial Economics*. 2010. 96(2). P. 215–237.
- Bekaert G., Campbell R.H., Lundblad C. Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets // *Review of Financial Studies*. 2007. 20(6). P. 1783–1831.
- Ben-Rephael A., Kadan O., Wohl A. The Diminishing Liquidity Premium: Working Paper. 2008. P. 1–51.
- Black F. Noise // *The Journal of Finance*. 1986. 41(3). P. 528–543.
- Borisenko D., Gelman S. Liquidity, Asymmetric Information and Asset Pricing on the Russian Stock Market: Working Paper. 2012. P. 1–39.
- Brennan M., Subrahmanyam A. Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns // *Journal of Financial Economics*. 1996. 41(3). P. 441–464.
- Butt H.A., Virk N.S. Liquidity and Asset Prices: An Empirical Investigation of the Nordic Stock Markets // *European Financial Management*. 2015. 21. P. 672–705.
- Cakici N., Zaremba A. Liquidity and the Cross-Section of International Stock Returns // *Journal of Banking & Finance*. 2021. 127. P. 1–13.
- Chordia T., Roll R., Subrahmanyam A. Commonality in Liquidity // *Journal of Financial Economics*. 2000. 56(1). P. 3–28.
- Cochrane J. Asset Pricing Program Review: Liquidity, Trading and Asset Prices // NBER Reporter Online, National Bureau of Economic Research (NBER). 2004. P. 1–12.
- Easley D., O'Hara M. Price, Trade Size, and Information in Securities Markets // *Journal of Financial Economics*. 1987. 19(1). P. 69–90.

- Eleswarapu V.R., Reinganum M.R.* The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing // *Journal of Financial Economics*. 1993. 34(3). P. 373–386.
- Foucault T., Pagano M., Roell A.* *Market Liquidity: Theory, Evidence, and Policy*. New York: Oxford University Press, 2013.
- French K.R., Schwert G., Stambaugh R.F.* Expected Stock Returns and Volatility // *Journal of Financial Economics*. 1987. 19(1). P. 3–29.
- Garman M.* Market Microstructure // *Journal of Financial Economics*. 1976. 3(3). P. 257–275.
- Glosten L.R., Milgrom P.L.* Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders // *Journal of Financial Economics*. 1985. 14(1). P. 71–100.
- Grossman S.J., Stiglitz J.E.* On the Impossibility of Informationally Efficient Markets // *The American Economic Review*. 1980. 70(3). P. 393–408.
- Hasbrouck J., Seppi D.J.* Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity // *Journal of Financial Economics*. 2001. 59(3). P. 383–411.
- Hearn B.* Time Varying Size and Liquidity Effects in South Asian Equity Markets: A Study of Blue-Chip Industry Stocks // *International Review of Financial Analysis*. 2010. 19(4). P. 242–257.
- Iwanaga Y., Hirose T.* Liquidity Shock and Stock Returns in the Japanese Equity Market // *Pacific-Basin Finance Journal*. 2022. 75. P. 1–17.
- Jacoby G., Fowler D.J., Gottesman A.A.* The Capital Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: A Theoretical Approach // *Journal of Financial Markets*. 2000. 3(1). P. 69–81.
- Kang W., Zhang H.* Measuring Liquidity in Emerging Markets // *Pacific-Basin Finance Journal*. 2014. 27. P. 69–81.
- Korajczyk R.A., Sadka R.* Pricing the Commonality across Alternative Measures of Liquidity // *Journal of Financial Economics*. 2008. 87(1). P. 45–72.
- Kraus A., Stoll H.R.* Price Impacts of Block Trading on the New York Stock Exchange // *The Journal of Finance*. 1972. 27(3). P. 569–588.
- Kyle A.S.* Continuous Auctions and Insider Trading // *Econometrica*. 1985. 53(6). P. 1315–1335.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A.* Market Microstructure Invariance: Empirical Hypotheses // *Econometrica*. 2016. 84(4). P. 1345–1404.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A.* Dimensional Analysis and Market Microstructure Invariance: Working Paper. 2017. P. 1–30.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A.* Adverse Selection and Liquidity: From Theory to Practice: Working Paper. 2018. P. 1–44.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A.* Market Microstructure Invariance: A Dynamic Equilibrium Model: Working Paper. 2020. P. 1–55.
- Lee K-H.* The World Price of Liquidity Risk // *Journal of Financial Economics*. 2011. 99(1). P. 136–161.
- Lesmond D.A., Ogden J.P., Trzcinka C.A.* A New Estimate of Transaction Costs // *The Review of Financial Studies*. 1999. 12(5). P. 1113–1141.
- Lischewski J., Voronkova J.* Size, Value and Liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market? // *Emerging Markets Review*. 2012. 13(1). P. 8–25.
- Liu W.* A Liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model // *Journal of Financial Economics*. 2006. 82(3). P. 631–671.
- Llorente-Alvarez J-G., Michaely R., Saar G., Wang J.* Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks: Working Paper. 2000. P. 1–45.
- Newey W.K., West K.D.* A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix // *Econometrica*. 1987. 55(3). P. 703–708.
- Obizhaeva A.A.* Liquidity Estimates and Selection Bias: Working Paper. 2012. P. 1–25.
- Pástor L., Stambaugh R.F.* Liquidity Risk and Expected Returns // *Journal of Political Economy*. 2003. 111(3). P. 642–685.
- Perold A.F.* The Implementation Shortfall: Paper versus Reality // *The Journal of Portfolio Management*. 1988. 3. P. 4–9.

Stereńczak S., Zaremba A., Umar Z. Is There an Illiquidity Premium in Frontier Markets? // Emerging Markets Review. 2020. 42. P. 1–19.

Treynor J. The Only Game in Town // Financial Analysts Journal. 1995. 51(1). P. 81–83.

Vu V., Chai D., Do V. Empirical Tests on the Liquidity-Adjusted Capital Asset Pricing Model // Pacific-Basin Finance Journal. 2015. 35(A). P. 73–89.

Watanabe A., Watanabe M. Time-Varying Liquidity Risk and the Cross Section of Stock Returns // The Review of Financial Studies. 2008. 21(6). P. 2449–2486.

Illiquidity Effects in the Russian Stock Market

Sergei Gurov

National Research University Higher School of Economics,
11, Pokrovsky bulvar, Moscow, 109028, Russian Federation.
E-mail: sgurov@hse.ru

This work examines the impact of expected and unexpected illiquidity of Russian stocks traded on the Moscow Exchange on their ex ante and simultaneous excess returns. Following quantitative predictions of the market microstructure invariance hypothesis, I calculate the expected ruble costs of executing a bet in the Russian stock market. This estimate is used to compute the invariance-implied low-frequency illiquidity measure for individual stocks. The expected market illiquidity is estimated by a first-order autoregressive model, and the surprise illiquidity is the residuals from this model. We use two weighting methods (equal-weighting and value-weighting) to calculate market returns, market illiquidity, as well as returns on size-based portfolios. According to the empirical analysis over the period from January 2010 to December 2020, the market premium for expected illiquidity in the Russian equity market was insignificant in most specifications, unlike the effect of unexpected market illiquidity. The negative effect of market illiquidity shocks on market returns is insignificant only in the case of using equal-weighted procedure over the period from January 2010 to June 2015. The weak form of the hypothesis that illiquidity effects are stronger for small-cap stocks is confirmed only in the case of using equal-weighting method over the period from July 2015 to December 2020.

Key words: illiquidity premium; invariance; expected illiquidity; market microstructure; illiquidity shocks; asset pricing.

JEL Classification: G01, G10, G12, G15.

* *
*

References

- Acharya V.V., Pedersen L.H. (2013) Asset Pricing with Liquidity Risk. *Journal of Financial Economics*, 77, 2, pp. 375–410.
- Altay E., Çalgıcı S. (2019) Liquidity Adjusted Capital Asset Pricing Model in an Emerging Market: Liquidity Risk in Borsa Istanbul. *Borsa Istanbul Review*, 19, 4, pp. 297–309.
- Amihud Y. (2002) Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 1, pp. 31–56.
- Amihud Y., Hameed A., Kang W., Zhang H. (2015) The Illiquidity Premium: International Evidence. *Journal of Financial Economics*, 117, 2, pp. 350–368.
- Amihud Y., Mendelson H. (1980) Dealership Market: Market Making with Inventory. *Journal of Financial Economics*, 8, 1, pp. 311–353.
- Amihud Y., Mendelson H. (1986) Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*, 17, 2, pp. 223–249.
- Amihud Y., Mendelson H. (1989) The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns. *The Journal of Finance*, 44, 2, pp. 479–486.
- Amihud Y., Mendelson H., Pedersen L.S. (2006) Liquidity and Asset Prices. *Foundations and Trends in Finance*, 1, 4, pp. 269–364.
- An J., Ho K-Y., Zhang Z. (2020) What Drives the Liquidity Premium in the Chinese Stock Market? *The North American Journal of Economics and Finance*, 54, pp. 1–17.
- Angel J.J., Harris L.E., Spatt C.S. (2015) Equity Trading in the 21st Century: An Update. *Quarterly Journal of Finance*, 5, 1, pp. 1–39.
- Anthonisz S.A., Putniņš T.J. (2017) Asset Pricing with Downside Liquidity Risks. *Management Science*, 63, 8, P. 2549–2572.
- Asparouhova E., Bessembinder H., Kalcheva I. (2010) Liquidity Biases in Asset Pricing Tests. *Journal of Financial Economics*, 96, 2, pp. 215–237.
- Bekaert G., Campbell R.H., Lundblad C. (2007) Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, 20, 6, pp. 1783–1831.
- Ben-Rephael A., Kadan O., Wohl A. (2008) *The Diminishing Liquidity Premium*. Working Paper, pp. 1–51.
- Black F. (1986) Noise. *The Journal of Finance*, 41, 3, pp. 528–543.
- Borisenko D., Gelman S. (2012) *Liquidity, Asymmetric Information and Asset Pricing on the Russian Stock Market*. Working Paper, pp. 1–39.
- Brennan M., Subrahmanyam A. (1996) Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 41, 3, pp. 441–464.
- Butt H.A., Virk N.S. (2015) Liquidity and Asset Prices: An Empirical Investigation of the Nordic Stock Markets. *European Financial Management*, 21, pp. 672–705.
- Cakici N., Zaremba A. (2021) Liquidity and the Cross-Section of International Stock Returns. *Journal of Banking & Finance*, 127, pp. 1–13.
- Chordia T., Roll R., Subrahmanyam A. (2000) Commonality in Liquidity. *Journal of Financial Economics*, 56, 1, pp. 3–28.
- Cochrane J. (2004) Asset Pricing Program Review: Liquidity, Trading and Asset Prices. *NBER Reporter Online, National Bureau of Economic Research (NBER)*, pp. 1–12.
- Easley D., O'Hara M. (1987) Price, Trade Size, and Information in Securities Markets. *Journal of Financial Economics*, 19, 1, pp. 69–90.
- Eleswarapu V.R., Reinganum M.R. (1993) The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing. *Journal of Financial Economics*, 34, 3, pp. 373–386.

- Foucault T., Pagano M., Roell A. (2013) *Market Liquidity: Theory, Evidence, and Policy*. New York: Oxford University Press.
- French K.R., Schwert G., Stambaugh R.F. (1987) Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*, 19, 1, pp. 3–29.
- Garman M. (1976) Market Microstructure. *Journal of Financial Economics*, 3, 3, pp. 257–275.
- Glosten L.R., Milgrom P.L. (1985) Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders. *Journal of Financial Economics*, 14, 1, pp. 71–100.
- Grossman S.J., Stiglitz J.E. (1980) On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70, 3, pp. 393–408.
- Hasbrouck J., Seppi D.J. (2001) Common Factors in Prices, Order Flows, and Liquidity. *Journal of Financial Economics*, 59, 3, pp. 383–411.
- Hearn B. (2010) Time Varying Size and Liquidity Effects in South Asian Equity Markets: A Study of Blue-Chip Industry Stocks. *International Review of Financial Analysis*, 19, 4, pp. 242–257.
- Iwanaga Y., Hirose T. (2022) Liquidity Shock and Stock Returns in the Japanese Equity Market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 75, pp. 1–17.
- Jacoby G., Fowler D.J., Gottesman A.A. (2000) The Capital Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: A Theoretical Approach. *Journal of Financial Markets*, 3, 1, pp. 69–81.
- Kang W., Zhang H. (2014) Measuring Liquidity in Emerging Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, pp. 69–81.
- Korajczyk R.A., Sadka R. (2008) Pricing the Commonality across Alternative Measures of Liquidity. *Journal of Financial Economics*, 87, 1, pp. 45–72.
- Kraus A., Stoll H.R. (1972) Price Impacts of Block Trading on the New York Stock Exchange. *The Journal of Finance*, 27, 3, pp. 569–588.
- Kyle A.S. (1985) Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53, 6, pp. 1315–1335.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A. (2016) Market Microstructure Invariance: Empirical Hypotheses. *Econometrica*, 84, 4, pp. 1345–1404.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A. (2017) *Dimensional Analysis and Market Microstructure Invariance*. Working Paper, pp. 1–30.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A. (2018) *Adverse Selection and Liquidity: From Theory to Practice*. Working Paper, pp. 1–44.
- Kyle A.S., Obizhaeva A.A. (2020) *Market Microstructure Invariance: A Dynamic Equilibrium Model*. Working Paper, pp. 1–55.
- Lee K-H. (2011) The World Price of Liquidity Risk. *Journal of Financial Economics*, 99, 1, pp. 136–161.
- Lesmond D.A., Ogden J.P., Trzcinka C.A. (1999) A New Estimate of Transaction Costs. *The Review of Financial Studies*, 12, 5, pp. 1113–1141.
- Lischewski J., Voronkova J. (2012) Size, Value and Liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market? *Emerging Markets Review*, 13, 1, pp. 8–25.
- Liu W. (2006) A Liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 82, 3, pp. 631–671.
- Llorente-Alvarez J-G., Michaely R., Saar G., Wang J. (2000) *Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks*. Working Paper, pp. 1–45.
- Newey W.K., West K.D. (1987) A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, 3, pp. 703–708.
- Obizhaeva A.A. (2012) *Liquidity Estimates and Selection Bias*. Working Paper, pp. 1–25.
- Pástor L., Stambaugh R.F. (2003) Liquidity Risk and Expected Returns. *Journal of Political Economy*, 111, 3, pp. 642–685.
- Perold A.F. (1988) The Implementation Shortfall: Paper versus Reality. *The Journal of Portfolio Management*, 3, pp. 4–9.
- Stereńczak S., Zaremba A., Umar Z. (2020) Is There an Illiquidity Premium in Frontier Markets? *Emerging Markets Review*, 42, pp. 1–19.

-
- Teplova T., Mikova E. (2019) *Investments on Market Inefficiencies and Behavioral Biases*. INFRA-M. (In Russ.)
- Treynor J. (1995) The Only Game in Town. *Financial Analysts Journal*, 51, 1, pp. 81–83.
- Vu V., Chai D., Do V. (2015) Empirical Tests on the Liquidity-Adjusted Capital Asset Pricing Model. *Pacific-Basin Finance Journal*, 35, A, pp. 73–89.
- Watanabe A., Watanabe M. (2008) Time-Varying Liquidity Risk and the Cross Section of Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, 21, 6, pp. 2449–2486.