Внутридневная микроструктурная инвариантность российского валютного рынка

Савин Алексей Леонидович
аспирант, Московская Школа Экономики, МГУ им М.В. Ломоносова, alsavin@nes.ru, Savin Aleksei Leonidovich

Цель исследования — проверить применимость гипотез внутридневной микроструктурной инвариантности к современному российскому валютному рынку и оценить возможность улучшения общеизвестных инвариантов с помощью характеристик ликвидности. Используются пятиминутные данные Московской биржи за 14 июня 2024 г. — 6 июля 2026 г. по двум спотовым контрактам на валютную пару CNY/RUB, вечным и квартальным фьючерсам на CNY/RUB и USD/RUB. Сопоставлены ограничения классических гипотез, сравниваются объясняющая роль и устойчивость оценок по периодам для числа сделок и среднего размера сделки. Построен внутридневной инвариант с поправкой на глубину первых трёх уровней стакана за предыдущий пятиминутный интервал. Классические ограничения отвергаются для всех шести инструментов. Число сделок даёт более устойчивую базовую нормировку, однако для спотового рынка она оставляет заметную необъясненную дисперсию. При проверке вне обучающей выборки поправка на глубину уменьшает дисперсию профиля инварианта для всех инструментов. Сокращение составляет 62,1% для CNY/RUB TOM и 40,2% для CNY/RUB TOD.

Ключевые слова: микроструктура рынка, инвариантность, российский валютный рынок, волатильность, число сделок, глубина стакана.

Введение

Валютный рынок играет ключевую роль для страны, поскольку связывает национальную экономику с глобальной. В России торговля валютными инструментами осуществляется на Московской бирже и на внебиржевом межбанковском рынке. С 2022 года санкционные ограничения изменили структуру валютного рынка. После прекращения биржевых торгов долларом США и евро в июне 2024 года центральное место занял китайский юань [1]. Эти изменения придают особую актуальность изучению микроструктуры современного российского валютного рынка.

Число и количество сделок, волатильность и ликвидность — взаимосвязанные характеристики ценообразования. Изменение интенсивности торговли мотивирует переход к деловому времени, измеряемому рыночными событиями. Гипотезы микроструктурной внутридневной торговой инвариантности предполагают устойчивость определённых соотношений между характеристиками торгового процесса [2; 3].

На российском валютном рынке теория микроструктурной инвариантности применялась к анализу кризиса декабря 2014 года [4]. Однако устойчивость внутридневных соотношений в современных условиях требует отдельной проверки.

Для спотового рынка важно распределение торговли между биржевым и внебиржевым сегментами: наблюдаемое число биржевых сделок может неполным образом характеризовать совокупную активность. Предполагается, что глубина биржевого стакана содержит дополнительную информацию о ненаблюдаемой внебиржевой активности.

Цель исследования — проверить основные гипотезы внутридневной связи волатильности с переменными торговой активности и оценить дополнительный вклад предшествующего состояния ликвидности. На пятиминутных данных Московской биржи рассматриваются спотовые инструменты CNY/RUB с расчётами TOD и TOM, вечные и квартальные фьючерсы на CNY/RUB и USD/RUB. Сопоставляется условный вклад числа сделок и среднего размера сделки, изменчивость оценок между периодами и спецификациями. Затем проверяется, сохраняется ли уменьшение дисперсии инварианта при добавлении лагированной глубины на последующем периоде без переоценивания коэффициентов.

Вклад исследования состоит в проверке внутридневной инвариантности современного российского валютного рынка и расширении классического инварианта за счёт переменной, характеризующей ликвидность. Результаты могут быть полезны бирже, регулятору и участникам торгов.

Обзор литературы

Clark (1973) [11] предложил модель делового времени, в которой объём торгов служит наблюдаемым индикатором интенсивности поступления информации. Jones, Kaul и Lipson (1994) [7] показали ведущую роль числа сделок при моделировании связи торговой активности и волатильности. Результаты Murphy и Izzeldin (2006) [12] указывают на ограничения использования числа сделок и среднего объема сделки как мер делового времени, чем мотивируют учёт дополнительных микроструктурных характеристик.

Kyle и Obizhaeva (2016) [2] рассматривают торговлю как передачу риска посредством ставок, исполняемых сериями сделок. Интенсивность поступления ставок задаёт деловое время. Гипотеза предполагает устойчивость распределений риска и транзакционных издержек одной ставки при соответствующей нормировке на деловое время.

Связь ненаблюдаемых ставок с отдельными сделками неоднозначна. Используя эту концепцию как ориентир, Andersen, Bondarenko, Kyle и Obizhaeva (2018) [3] сформулировали гипотезу внутридневной торговой инвариантности (ITI), связывающую волатильность, число сделок, их средний размер и цену. При приблизительном постоянстве цены логарифмическая спецификация предполагает коэффициенты 1 при числе сделок и −2 при среднем размере сделки.

Теплова и Гуров [13] исследовали внутридневную инвариантность на пятиминутных данных по 32 ликвидным акциям Московской биржи. Оценка коэффициента при среднем размере сделки −2,126 оказалась близка к значению −2, предусмотренному ITI. Вместе с тем авторы выявили повышение уровня инварианта в периоды сильных падений рынка. На российском валютном рынке Obizhaeva и Piftankin (2023) [4] использовали теорию микроструктурной инвариантности для анализа ликвидности и процесса ценообразования во время кризиса декабря 2014 года.

Связь инвариантности с транзакционными издержками исследуют Benzaquen, Donier и Bouchaud [14]: различия в уровне инварианта между инструментами уменьшаются при нормировке на произведение спреда и среднего размера сделки. Bucci и соавторы (2019) [5] на данных о крупных заявках учитывают в инварианте как издержки на спред, так и влияние исполнения на цену. Такая нормировка существенно уменьшает различия инварианта между инструментами.

Материалы и методы

Эмпирическую базу исследования составляют пятиминутные данные Московской биржи за период с 14 июня 2024 г. по 6 июля 2026 г. Рассматри-

ваются шесть инструментов валютной и срочной секций: контракты на валютную пару CNY/RUB с расчётами TOD и TOM, вечные и квартальные фьючерсы на валютные пары CNY/RUB и USD/RUB. Для квартальных фьючерсов используются последовательности ближайших к экспирации контрактов.

Для каждого пятиминутного интервала используются число сделок, объём торгов, максимальная и минимальная цены за этот период в биржевом стакане. Средний размер сделки определяется как отношение объёма торгов к числу сделок, а дисперсия доходности оценивается по формуле Паркинсона на основе интервального диапазона цен. Ликвидность характеризуется совокупным видимым объёмом заявок на покупку и продажу в пределах первых трёх уровней стакана.

В работе используются данные только по основной торговой сессии. Для всех инструментов из выборки удаляются наблюдения, соответствующие первому и последнему промежутку времени основной торговой сессии данного инструмента. Для фьючерсов дополнительно убирается промежуток времени с началом в 14:05, соответствующий дневному клирингу.

В ряде моделей используется глубина биржевого стакана за непосредственно предшествующий пятиминутный интервал. В выборке для таких моделей дополнительно исключены интервалы 10:05 и 14:10, не имеющие предшествующих значений глубины. Базовая модель и модель, включающая характеристики ликвидности, сравниваются на одной и той же выборке.

Подготовка данных и все статистические расчеты выполнены на языке программирования Python.

1. Связь волатильности с торговой активностью: модель без ограничений

Разложим торговую активность на две составляющие: число сделок $N_{d,t}$ и средний размер сделки $Q_{d,t}$. Их произведение равняется объему торгов: $V_{d,t} = N_{d,t}Q_{d,t}$, где d обозначает торговый день, а t - пятиминутный интервал в течение дня.

Для каждого инструмента отдельно оценивается регрессионная модель:

$$s_t = \alpha + \beta_N n_t + \beta_Q q_t + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Здесь $s_t = \langle \ln \sigma^2 d,t\rangle d$, $n_t = \langle \ln Nd,t\rangle d$, $q_t = \langle \ln Qd,t\rangle$, где угловые скобки обозначают среднее по торговым дням для соответствующего внутридневного интервала.

В рамках спецификации (1) проверяются 4 статистические гипотезы, задающие ограничения на коэффициенты β_N, β_Q:

$$H_{\mathrm{ITI}} : (\beta_N, \beta_Q) = (1, -2)$$
$$H_{\mathrm{MDH-N}} : (\beta_N, \beta_Q) = (1, 0)$$
$$H_{\mathrm{MDH-V}} : (\beta_N, \beta_Q) = (1, 1)$$
$$H_J : \beta_Q = 0,\ \beta_N \text{ без ограничений.} \quad (2)$$

Гипотеза ITI предлагает постоянство отношения σ^2Q^2/N. Гипотезы MDH-N и MDH-V соответствуют гипотезе смешения распределений, в которой дисперсия пропорциональна соответственно числу сделок или объему торгов. Все три гипотезы рассматриваются в работе Andersen, Bondarenko, Kyle и Obizhaeva [3].

Гипотеза J отражает результат Jones, Kaul и Lipson [7]: средний размер сделки не содержит дополнительной информации о волатильности после учёта числа сделок. В модели (1) это означает $\beta_Q = 0$ без ограничения на коэффициент при числе сделок.

Модель оценивается методом наименьших квадратов. Для статистических выводов используется ковариационная матрица HAC с ядром Бартлетта и четырьмя лагами по упорядоченным внутридневным интервалам. Ограничения проверяются тестами Вальда: для ITI, MDH-N и MDH-V совместно проверяются два ограничения, для гипотезы J - одно. При нулевой гипотезе статистики имеют асимптотическое распределение χ^2 соответственно с двумя и одной степенью свободы. Основной уровень значимости составляет 5%.

Гипотезы ITI, MDH-N и MDH-V отвергаются для всех шести инструментов на уровне 5% (таблица 1). Для спотовых инструментов и квартального фьючерса на юань коэффициент при среднем размере сделки положителен вместо значения −2 в ITI. Для долларовых фьючерсов он отрицателен, но коэффициент при числе сделок значимо превышает единицу.

Таблица 1
Оценки модели без ограничений и проверка четырёх гипотез

Инструмент	$\hat{\beta}_N$	$\hat{\beta}_Q$	R^2
CNY, вечный фьючерс	1,331*** (0,106)	−0,091 (0,597)	0,946
CNY, квартальный фьючерс	1,073*** (0,146)	2,149*** (0,534)	0,849
CNYRUB спот, расчеты TOD	0,426*** (0,121)	2,718*** (0,949)	0,466
CNYRUB спот, расчеты TOM	0,536*** (0,157)	1,722** (0,675)	0,445
USD, вечный фьючерс	1,463*** (0,100)	−1,922* (1,157)	0,898
USD, квартальный фьючерс	1,383*** (0,111)	−1,570*** (0,580)	0,904

Таблица 1 (продолжение)

Инструмент	p_{ITI}	$p_{\mathrm{MDH-N}}$	$p_{\mathrm{MDH-V}}$	p_J
CNY, вечный фьючерс	<0,001	<0,001	0,006	0,879
CNY, квартальный фьючерс	<0,001	<0,001	0,018	<0,001
CNYRUB спот, расчеты TOD	<0,001	<0,001	<0,001	0,004
CNYRUB спот, расчеты TOM	<0,001	<0,001	<0,001	0,011
USD, вечный фьючерс	<0,001	<0,001	<0,001	0,097
USD, квартальный фьючерс	<0,001	0,003	<0,001	0,007

Примечание. Выборка: 14.06.2024-06.07.2026. Регрессии оценены по усреднённым внутридневным логарифмическим переменным: 107 интервалов для CNYRUB_TOM, 92 - для CNYRUB_TOD и 105 - для каждого фьючерса. В скобках приведены стандартные ошибки HAC(4). Звёзды обозначают значимость двустороннего теста коэффициента на равенство нулю: * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Последние четыре столбца содержат p-значения тестов ограничений (2).

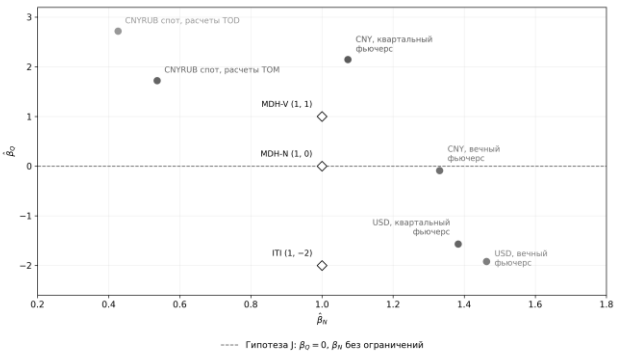


Рисунок 1. Оценки коэффициентов ($\hat{\beta}_N$, $\hat{\beta}_Q$) и проверяемые ограничения
Примечание. Кругами обозначены точечные оценки для исследуемых инструментов, ромбами - значения, соответствующие ITI, MDH-N и MDH-V. Пунктирная линия представляет ограничение J: $\beta_Q = 0$ при неограниченном β_N. Рисунок иллюстрирует расположение оценок; статистические выводы основаны на тестах из таблицы 1.

Гипотеза J не отвергается только для вечных фьючерсов на юань и доллар: p-значения равны 0,879 и 0,097. Для долларового контракта она отвергается на уровне 10%.

Доля объяснённой дисперсии инварианта для фьючерсов составляет 0,849–0,946, для спотовых инструментов — 0,445–0,466. Получаем что связь волатильности с торговой активностью выражена сильнее на срочном рынке. Далее рассматривается вклад каждой компоненты активности.

2. Объясняющий вклад и устойчивость переменных торговой активности

Сопоставим условный вклад числа сделок и среднего размера сделки, изменчивость коэффициентов между периодами и их чувствительность к спецификации.

Для этого рассмотрим две однофакторные модели:

$$M_N : s_t = \alpha^{(N)} + \beta_N^{(N)} n_t + \varepsilon_t^{(N)},$$
$$M_Q : s_t = \alpha^{(Q)} + \beta_Q^{(Q)} q_t + \varepsilon_t^{(Q)}. \quad (3)$$

Чтобы учесть различие в количестве регрессоров используется скорректированный коэффициент детерминации

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2)\frac{T-1}{T-k-1},$$

где T - число внутридневных интервалов, а k - число регрессоров.

Для демонстрации условного вклада каждого регрессора используются частные коэффициенты детерминации:

$$R^2_{N|Q} = \frac{R^2_{NQ} - R^2_Q}{1 - R^2_Q},\quad R^2_{Q|N} = \frac{R^2_{NQ} - R^2_N}{1 - R^2_N}. \quad (4)$$

Показатели $R^2_{N|Q}$ и $R^2_{Q|N}$ показывают долю остаточной дисперсии однофакторной модели, объясняемую добавлением второго регрессора.

Для всех инструментов условный вклад числа сделок выше: $R^2_{N|Q}$ составляет 0,263–0,945 против 0–0,355 для $R^2_{Q|N}$. Вклад среднего размера сделки равен 0,120 для TOD и 0,102 для TOM; максимален для квартального фьючерса на юань (0,355). Для вечного фьючерса на юань его добавление не улучшает скорректированный R^2.

Коэффициент при числе сделок значим на уровне 5% для всех инструментов. Коэффициент при среднем размере сделки значим на уровне 5% для спота и квартальных фьючерсов, на уровне 10% — для вечного фьючерса на доллар и незначим для вечного фьючерса на юань (таблица 1). Число сделок преобладает по условному вкладу, однако средний размер сделки также содержит дополнительную информацию.

Для анализа временной стабильности коэффициентов модели (1) и (3) оцениваются отдельно на периодах P1 — 14.06.2024–28.02.2025, P2 — 03.03.2025–31.10.2025 и P3 — 01.11.2025–06.07.2026. Внутридневное усреднение выполняется внутри каждого периода. Оценки совместной модели представлены на рисунке 2. В однофакторных моделях диапазон коэффициента при среднем размере сделки также шире, чем при числе сделок.

Во всех 18 парах «инструмент — период» коэффициент при числе сделок положителен и значим на уровне 5%. Для каждого инструмента диапазон его оценок уже, чем при среднем размере сделки.

Коэффициент при среднем размере сделки меняет знак у вечного фьючерса на юань и обоих спотовых инструментов. Для спота отрицательные оценки в P1 незначимы, положительные в P2 и P3 значимы на уровне 5%. Для вечного фьючерса на юань коэффициент незначим во всех периодах.

У долларовых фьючерсов коэффициент при Q отрицателен во всех периодах, хотя не всегда значим. У квартального фьючерса на юань — положителен и значим. Его связь с волатильностью неоднородна по знаку.

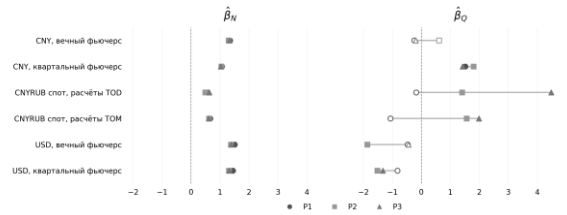


Рисунок 2. Оценки коэффициентов совместной модели (1) для трёх временных периодов
Примечание. Маркеры — оценки по периодам P1–P3, серые отрезки — их диапазоны. Заполненные маркеры означают значимость на уровне 5%, пустые — её отсутствие.

Чувствительность к спецификации измеряется средним по периодам абсолютным различием оценок в однофакторной и совместной моделях:

$$A_N = \frac{1}{3}\sum_{p=1}^{3}\left|\hat{\beta}_{N,p}^{(N)} - \hat{\beta}_{N,p}^{(NQ)}\right|,$$

$$A_Q = \frac{1}{3}\sum_{p=1}^{3}\left|\hat{\beta}_{Q,p}^{(Q)} - \hat{\beta}_{Q,p}^{(NQ)}\right|. \qquad (5)$$

Таблица 2
Чувствительность коэффициентов к спецификации модели

Инструмент	A_N	A_Q
CNY, вечный фьючерс	0,005	1,333
CNY, квартальный фьючерс	0,103	1,733
CNYRUB спот, расчёты TOD	0,056	2,033
CNYRUB спот, расчёты TOM	0,136	2,459
USD, вечный фьючерс	0,036	3,110
USD, квартальный фьючерс	0,016	0,685

Для всех инструментов $A_N < A_Q$: изменение коэффициента при числе сделок составляет 0,005–0,136 против 0,685–3,110 при среднем размере сделки (таблица 2).

Больший условный вклад числа сделок и меньшая изменчивость его коэффициента между периодами и спецификациями обосновывают выбор базового микроструктурного инварианта:

$$I_{d,t}^{N} = \frac{\sigma_{d,t}^2}{N_{d,t}^{\beta}}, \qquad (6)$$

Скорректированный коэффициент детерминации базовой модели (3) составляет 0,764–0,946 для фьючерсов, 0,376 для TOD и 0,387 для TOM. Более слабое описание спотовой волатильности мотивирует учёт дополнительных микроструктурных характеристик при построении инварианта.

3. Микроструктурный инвариант с поправкой на ликвидность

Одной из причин различий между срочным и спотовым сегментами может быть разделение спотовой торговли на биржевую и внебиржевую составляющие:

$$N_{d,t}^{\text{общ}} = N_{d,t}^{\text{MOEX}} + N_{d,t}^{\text{вне MOEX}}.$$

Используемые в работе данные содержат только $N_{d,t,\text{MOEX}}$: сопоставимая внутридневная статистика внебиржевых спотовых сделок по CNY/RUB недоступна. При изменении доли биржевого исполнения одинаковому наблюдаемому биржевому числу сделок может соответствовать разная совокупная активность рынка. Напротив, для фьючерсов биржевые сделки полностью характеризуют активность в соответствующем контракте.

Исследования фрагментированных рынков связывают состояние биржевого стакана с интенсивностью внебиржевого потока заявок и отмечают его влияние на процесс хеджирования дилерских позиций на бирже [8–10]. Возможную информационную связь глубины стакана с ненаблюдаемой совокупной активностью представим как

$$\frac{N_{d,t,\text{общ}}}{N_{d,t,\text{MOEX}}} \approx a(D_{d,t-1}),$$

где $D_{d,t-1}$ — глубина первых трёх уровней стакана за предыдущий пятиминутный интервал.

Глубина биржевого стакана также связана с механизмом влияния на рынок: меньшей глубине соответствует более сильная реакция цены на дисбаланс потока заявок [6]. Этот механизм применим к споту и фьючерсам. Таким образом, глубина стакана может отражать как распределение активности между сегментами, так и характер влияния на рынок потока биржевых заявок. Отдельно идентифицировать эти механизмы на имеющихся данных невозможно.

Для каждого инструмента оценивается модель с поправкой на ликвидность

$$s_t = \alpha + \beta n_t + \gamma d_t + \varepsilon_t, \qquad d_t = \langle \ln D_{d,t-1} \rangle_d. \qquad (7)$$

Расширенной модели соответствует инвариант

$$I_{d,t}^{LN} = \frac{\sigma_{d,t}^2}{N_{d,t}^{\beta} D_{d,t-1}^{\gamma}}. \qquad (8)$$

Если модель (7) адекватно описывает внутридневную волатильность, то профиль I^{LN} должен быть близок к постоянному значению.

Модели сравниваются по скорректированному R^2. Условный вклад глубины измеряется показателем

$$R_{D|N}^2 = \frac{R_{N+D}^2 - R_N^2}{1 - R_N^2},$$

который показывает долю дисперсии, оставшуюся необъяснённой моделью с числом сделок, но дополнительно объясняемую глубиной.

Таблица 3
Объясняющий вклад предшествующей глубины стакана

Инструмент	Скорр. R^2_N	Скорр. R^2_{N+D}	$R^2_{D\|N}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$
CNY, вечный фьючерс	0,939	0,943	0,075	1,239***[1;1]SEP(0,070)	−0,233[1;1]SEP(0,201)
CNY, квартальный фьючерс	0,774	0,860	0,388	1,061***[1;1]SEP(0,085)	−1,244***[1;1]SEP(0,395)
CNYRUB спот, расчёты TOD	0,485	0,759	0,537	0,844***[1;1]SEP(0,121)	−4,020***[1;1]SEP(0,599)
CNYRUB спот, расчёты TOM	0,419	0,794	0,649	0,944***[1;1]SEP(0,143)	−2,716***[1;1]SEP(0,436)
USD, вечный фьючерс	0,862	0,871	0,071	1,239***[1;1]SEP(0,166)	−0,659[1;1]SEP(0,775)
USD, квартальный фьючерс	0,878	0,956	0,645	1,227***[1;1]SEP(0,036)	−1,457***[1;1]SEP(0,114)

Примечание. Период исследования: 14.06.2024–06.07.2026. $R^2_{D|N}$ рассчитан по обычным R^2, тогда как в первых двух столбцах приведены скорректированные на число переменных значения. В скобках указаны стандартные ошибки HAC(4). * — $p<0{,}10$; ** — $p<0{,}05$; *** — $p<0{,}01$.

Для спотовых инструментов $R^2_{D|N}$ равен 0,649 (TOM) и 0,537 (TOD). Вклад заметен и для квартальных фьючерсов, особенно для долларового. Для вечных фьючерсов вклад глубины стакана мал, а коэффициент при глубине незначим.

В модели (7) с индикаторами периодов P1–P3 и их взаимодействиями с регрессорами тестами Вальда проверяются гипотезы

$$H_\beta: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3, \quad H_\gamma: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3,$$

а также их совместное выполнение. Свободный член может различаться между периодами, используются стандартные ошибки HAC(4).

Таблица 4
Оценки коэффициентов по периодам и проверка их равенства

Инструмент	Диапазон β	Диапазон γ	p_β	p_γ	p_{joint}
CNY, вечный фьючерс	1,168–1,267	−0,303–−0,198	0,561	0,956	0,877
CNY, квартальный фьючерс	0,911–1,138	−1,539–−0,860	0,197	0,379	0,165
CNYRUB спот, расчёты TOD	0,706–0,844	−5,071–−2,657	0,658	0,105	0,092
CNYRUB спот, расчёты TOM	0,826–0,964	−2,638–−2,275	0,807	0,816	0,957
USD, вечный фьючерс	0,924–1,450	−1,530–0,121	0,003	0,024	0,008
USD, квартальный фьючерс	1,155–1,311	−1,222–−1,140	0,114	0,873	0,302

Примечание. Диапазоны представляют минимальную и максимальную оценки в периодах $P1$–$P3$. p_{joint} относится к совместной проверке четырёх ограничений.

Совместное равенство коэффициентов отвергается только для вечного фьючерса на доллар. Для остальных инструментов оснований отвергнуть гипотезу на уровне 5% нет.. Для контракта TOD p-значение совместного теста равно 0,092, что сравнительно близко к уровню значимости в 5%.
Внутривыборочное улучшение не гарантирует сохранения результата на новых данных. Поэтому коэффициенты оцениваются на $P1+P2$ и без переоценивания применяются к $P3$. Хронологическое разделение выборки исключает использование будущих наблюдений при оценивании коэффициентов и проверяет инвариант на более позднем участке выборки.

Однородность профиля инварианта измеряется стандартным отклонением его среднего логарифма по времени суток. Сокращение дисперсии при переходе от I^{N} к I^{LN} на периоде $P3$ определяется как

$$G_{P3} = 1 - \frac{\mathrm{Var}_t\langle \ln I^{LN}_{d,t}\rangle_d}{\mathrm{Var}_t\langle \ln I^{N}_{d,t}\rangle_d}. \quad (9)$$

Положительное значение G_{P3} означает, что поправка на ликвидность делает профиль внутридневного инварианта более однородным на новых данных.

Таблица 5
Однородность профилей внутридневных инвариантов на новых данных

Инструмент	$\sqrt{\mathrm{Var}_t(\langle \ln I^{N}_{d,t}\rangle_d)}$	$\sqrt{\mathrm{Var}_t(\langle \ln I^{LN}_{d,t}\rangle_d)}$	G_{P3}, %
CNY, вечный фьючерс	0,097	0,092	10,9
CNY, квартальный фьючерс	0,210	0,183	24,2
CNYRUB спот, расчёты TOD	0,334	0,258	40,2
CNYRUB спот, расчёты TOM	0,313	0,193	62,1
USD, вечный фьючерс	0,129	0,120	12,9
USD, квартальный фьючерс	0,156	0,107	53,2

Примечание. Коэффициенты оценены на периоде $P1 \cup P2$ и без переоценивания применены к периоду $P3$. Меньшее стандартное отклонение означает более однородный профиль независимо от сдвига его среднего уровня.

Для всех инструментов GP3 положителен (таблица 5). Наибольшее сокращение дисперсии получено для спотового контракта с расчетами TOM (62,1%), квартального фьючерса на доллар (53,2%) и спотового контракта с расчетами TOD (40,2%). Улучшение профиля инварианта сохраняется вне обучающей выборки.

Заключение

Насколько известно автору, в работе впервые систематически проверена внутридневная микроструктурная инвариантность современного российского валютного рынка. Единая методология позволила сопоставить спотовые инструменты с вечными и квартальными фьючерсами.

Классические гипотезы ITI, MDH-N и MDH-V отвергаются для всех шести инструментов. Число сделок превосходит средний размер сделки по условному вкладу; его коэффициент менее изменчив между периодами и спецификациями. Это обосновывает базовую нормировку (6), соответствующую идее Jones, Kaul и Lipson [7].

Для спотовых инструментов базовый инвариант (6) оставляет значительную долю необъясненной дисперсии, что может быть связано с фрагментацией спотового рынка и неполным отражением совокупной торговой активности в биржевых данных. Для уточнения инварианта предложена поправка на ликвидность (8), учитывающая глубину первых трех уровней стакана.

На последующем периоде нормировка с поправкой на ликвидность улучшает однородность профиля всех шести инструментов: дисперсия среднего логарифма инварианта сокращается на 62,1% для контракта TOM, 40,2% для контракта TOD и 53,2% для квартального фьючерса на доллар.

Дальнейшие исследования могут включать в себя проверку инварианта на других классах активов и выявление причин различий в уровне инварианта между инструментами для построения единого межинструментального инварианта.

Литература

1. Банк России. Годовой отчёт Банка России за 2024 год. — Москва : Банк России, 2025.
2. Kyle A. S., Obizhaeva A. A. Market Microstructure Invariance: Empirical Hypotheses // Econometrica. — 2016. — Vol. 84, no. 4. — P. 1345–1404.
3. Andersen T. G., Bondarenko O., Kyle A. S., Obizhaeva A. A. Intraday Trading Invariance in the E-mini S&P 500 Futures Market // SSRN Electronic Journal. — 2018.
4. Obizhaeva A. A., Piftankin G. The Russian Rouble Crisis of December 2014: Structure and Liquidity of a Foreign Exchange Market // Russian Journal of Money and Finance. — 2023. — Vol. 82, no. 1. — P. 104–136.
5. Bucci F., Lillo F., Bouchaud J.-P., Benzaquen M. Are Trading Invariants Really Invariant? Trading Costs Matter // arXiv preprint arXiv:1902.03426. — 2019.
6. Cont R., Kukanov A., Stoikov S. The Price Impact of Order Book Events // Journal of Financial Econometrics. — 2014. — Vol. 12, no. 1. — P. 47–88.
7. Jones C. M., Kaul G., Lipson M. L. Transactions, Volume, and Volatility // The Review of Financial Studies. — 1994. — Vol. 7, no. 4. — P. 631–651.
8. Aramian F., Nordén L. L. High-Frequency Traders and Single-Dealer Platforms. — Working Paper, 2021.
9. Aramian F., Nordén L. L. Costs and Benefits of Trading with Stock Dealers: The Case of Systematic Internalizers // European Financial Management. — 2024. — Vol. 30. — P. 1094–1124.
10. Douglas R. There When You (Don't) Need It: The Reliability of Odd-Lot Liquidity. — Office of Financial Research Working Paper, 2025. — No. 25-01.
11. Clark P. K. A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices // Econometrica. — 1973. — Vol. 41, no. 1. — P. 135–155.
12. Murphy A., Izzeldin M. Order Flow, Transaction Clock, and Normality of Asset Returns: A Comment on Ané and Geman (2000). — Working Paper, 2006.
13. Teplova T., Gurov S. Nonlinear Intraday Trading Invariance in the Russian Stock Market // Annals of Operations Research. — 2025. — Vol. 352. — P. 441–469.
14. Benzaquen M., Donier J., Bouchaud J.-P. Unravelling the Trading Invariance Hypothesis // Market Microstructure and Liquidity. — 2016. — Vol. 2, no. 3–4. — Art. 1650009.

Intraday market microstructure invariance in the Russian foreign exchange market

Savin A.L.
Moscow State University named after M.V. Lomonosov

JEL classification: G20, G24, G28, H25, H30, H60, H72, H81, K22, K34

The aim of this study is to test the applicability of hypotheses of intraday market microstructure invariance to the contemporary Russian foreign exchange market and to assess whether established invariants can be improved using liquidity characteristics. We use five-minute Moscow Exchange data from 14 June 2024 to 6 July 2026 for two CNY/RUB spot contracts and perpetual and quarterly futures on CNY/RUB and USD/RUB. We test the restrictions imposed by classical hypotheses and compare the explanatory role of trade count and average trade size, as well as the stability of their estimates across periods. We construct an intraday invariant adjusted for the depth of the first three order-book levels in the preceding five-minute interval. The classical restrictions are rejected for all six instruments. Trade count provides a more stable baseline normalization, but it leaves substantial unexplained variance for spot instruments. In out-of-sample testing, the depth adjustment reduces the variance of the invariant's intraday profile for all instruments. The reduction is 62.1% for CNY/RUB TOM and 40.2% for CNY/RUB TOD.

Keywords: market microstructure, invariance, Russian foreign exchange market, volatility, trade count, order-book depth.

References

1. Bank of Russia. Annual Report of the Bank of Russia for 2024. Moscow: Bank of Russia, 2025.
2. Kyle A. S., Obizhaeva A. A. Market Microstructure Invariance: Empirical Hypotheses // Econometrica. 2016. Vol. 84, no. 4. P. 1345–1404.
3. Andersen T. G., Bondarenko O., Kyle A. S., Obizhaeva A. A. Intraday Trading Invariance in the E-mini S&P 500 Futures Market // SSRN Electronic Journal. 2018.
4. Obizhaeva A. A., Piftankin G. The Russian Rouble Crisis of December 2014: Structure and Liquidity of a Foreign Exchange Market // Russian Journal of Money and Finance. 2023. Vol. 82, no. 1. P. 104–136.
5. Bucci F., Lillo F., Bouchaud J.-P., Benzaquen M. Are Trading Invariants Really Invariant? Trading Costs Matter // arXiv preprint arXiv:1902.03426. 2019.
6. Cont R., Kukanov A., Stoikov S. The Price Impact of Order Book Events // Journal of Financial Econometrics. 2014. Vol. 12, no. 1. P. 47–88.
7. Jones C. M., Kaul G., Lipson M. L. Transactions, Volume, and Volatility // The Review of Financial Studies. 1994. Vol. 7, no. 4. P. 631–651.
8. Aramian F., Nordén L. L. High-Frequency Traders and Single-Dealer Platforms. Working Paper. 2021.
9. Aramian F., Nordén L. L. Costs and Benefits of Trading with Stock Dealers: The Case of Systematic Internalizers // European Financial Management. 2024. Vol. 30. P. 1094–1124.
10. Douglas R. There When You (Don't) Need It: The Reliability of Odd-Lot Liquidity. Office of Financial Research Working Paper. 2025. No. 25-01.
11. Clark P. K. A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices // Econometrica. 1973. Vol. 41, no. 1. P. 135–155.
12. Murphy A., Izzeldin M. Order Flow, Transaction Clock, and Normality of Asset Returns: A Comment on Ané and Geman (2000). Working Paper. 2006.
13. Teplova T., Gurov S. Nonlinear Intraday Trading Invariance in the Russian Stock Market // Annals of Operations Research. 2025. Vol. 352. P. 441–469.
14. Benzaquen M., Donier J., Bouchaud J.-P. Unravelling the Trading Invariance Hypothesis // Market Microstructure and Liquidity. 2016. Vol. 2, no. 3–4. Art. 1650009.