



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال ششم / شماره بیست‌وسوم / پائیز ۱۳۹۶

برآورد عمق بازار و بررسی رابطه آن با اخلاص قیمت‌ها به روش حداکثر درست‌نمایی

جلال سیف‌الدینی

دانشجوی دکترای مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه مدیریت مالی، تهران، ایران

فریدون رهنمای رودپشتی

استاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه مدیریت مالی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
rahnama.roodposhti@gmail.com

هاشم نیکومرام

استاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه مدیریت مالی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۰۲

چکیده

محتوای اطلاعاتی داده‌های پرسامد، آن‌ها را به ابزار اصلی در مطالعه ریزساختار بازار تبدیل کرده است. با این حال این داده‌ها حاوی اخلاص نیز هستند که بر نتایج برآوردها از ویژگی‌های فرایند قیمت‌نظیر برآورد نوسانات قیمت اثر منفی می‌گذارد. در پژوهش پیش‌رو، با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی، اخلاص ریزساختاری قیمت‌های سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برآورد شده و از نوسانات واقعی داده‌های قیمتی پرسامد تفکیک شده است. پس از برآورد اخلاص موجود در قیمت‌ها، رابطه بین سنجه‌های مبتنی بر معامله و مبتنی بر سفارش عمق بازار سهام با اخلاص قیمت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان دهنده یک رابطه مستقیم بین اخلاص ریزساختاری و عمق بازار است، با این تفسیر که افزایش عمق می‌تواند در نتیجه وجود معامله‌گران مبتنی بر اخلاص در بازار باشد که در کنار افزایش عمق بازار، اخلاص در قیمت‌ها را نیز افزایش می‌دهند. در بین سنجه‌های عمق، توازن بین حجم سفارشات خرید و سفارشات فروش بهتر از بقیه می‌تواند رابطه بین عمق و اخلاص را نشان دهد.

واژه‌های کلیدی: اخلاص ریزساختاری قیمت، عمق بازار، داده‌های پرسامد، حداکثر درست‌نمایی.

۱- مقدمه

هم اکنون برخلاف گذشته که از متوسط قیمت‌ها در بسامدهای پایین^۱ استفاده می‌شد، جزئیات تمام معاملات می‌تواند در دسترس محققین باشد، اما اگر از همه داده‌ها استفاده شود داده‌های پرت نیز به تجزیه و تحلیل ورود پیدا می‌کنند، که می‌توانند بر نتایج بررسی تاثیرگذار باشند و یا به عبارت دیگر موجب اخلال^۲ در تحلیل شوند. تاکنون محققینی که از داده‌های پرسامد^۳ استفاده می‌کنند در جستجوی راه‌هایی جهت حذف این اخلال‌ها در بررسی‌های خود بوده‌اند. یکی از روش‌های این کار نیز حذف سهم‌های با عمق^۴ پایین بوده است، زیرا یکی از توجیه‌هایی که برای افزایش اخلال ارائه می‌شود این است که با پایین بودن عمق بازار، معامله‌گران مجبور می‌شوند جهت انجام سفارش خود قیمت‌هایی را بپذیرند که از نظر آن‌ها با ارزش منصفانه سهم فاصله دارد. از جمله آیت-ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009) و هو و وانگ (Hu, Pan, & Wang, 2013) معتقد به رابطه معکوس بین عمق بازار و اخلال ریزساختاری^۵ هستند. اما محققین دیگری معتقدند زمانی عمق کم می‌شود که تنها معامله‌گران مطلع در بازار وجود دارند و از آنجا که هر طرف معامله طرف دیگر را نیز مطلع می‌داند لذا نگران است که اطلاعات طرف مقابل از وی بیشتر باشد و به همین علت طرف مقابل موقعیتی برعکس وی اتخاذ کرده است و بدین خاطر تمایل به انجام معامله وجود ندارد و عمق کم است. پس در صورتی عمق زیاد می‌شود که معامله‌گران نامطلع در بازار وجود داشته باشند و وجود آن‌ها موجب افزایش معاملات در قیمت‌های پرت شده و اخلال در قیمت‌ها افزایش می‌یابد. فیشر بلک (Black, 1986)، الکساندر بنوس (Benos, 1998)، مورافسکی (Morawski, 2009) و دومان (Doman, 2010) جزء این دسته از محققین هستند. لذا مسئله‌ای که این تحقیق به آن می‌پردازد این است که چه رابطه‌ای بین عمق بازار و اخلال ریزساختاری قیمت‌ها وجود دارد؟

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

نقدشوندگی و عمق بازار مفاهیم پیچیده‌ای هستند و در پژوهش‌های انجام شده در برخی موارد عمق بازار معادل نقدشوندگی در نظر گرفته شده است [Yartey, 2008] و [Allen & Gale, 2000]، اما عمق در برخی تحقیقات دیگر به عنوان یک مولفه از نقدشوندگی در نظر گرفته شده است [Ahn & Cheung, (Glen, 1994)] و (رهنمای رودپشتی، پورزمانی و باطنی، ۱۳۹۲). شناخته شده ترین تجزیه و تحلیل در زمینه نقدشوندگی و عمق را کایل ارائه می‌دهد. به عقیده وی نقدشوندگی شامل: پهنا یا عرض^۶ (هزینه اجرای یک موقعیت اتخاذ شده^۷ در یک دوره زمانی کوتاه)، عمق (میزان تغییر در حجم سفارش که برای تغییر قیمت به یک میزان مشخص مورد نیاز است) و ارتجاع^۸ (سرعت بازگشت قیمت از شوک‌های تصادفی و فاقد بار اطلاعاتی) می‌شود (Kyle, 1985). مورافسکی سه ویژگی ذکر شده توسط کایل را بیشتر توضیح می‌دهد. به عقیده وی، عمق بازار مبتنی بر تعداد معامله‌گرانی است که حاضر به معامله هستند و به قیمتی که حاضرند بپذیرند مرتبط نیست. درک رابطه عمق با نقدشوندگی نیز کاملاً ساده است، در بازاری که معامله‌گران متعددی بطور همزمان در آن مشغول معامله هستند، یافتن طرف دیگر که قیمت قابل قبولی پیشنهاد می‌کند بسیار ساده‌تر است تا در بازاری با تعداد اندکی معامله‌گر (Morawski, 2009). اما به عقیده برخی دیگر از محققین تنها در صورتی که در دوطرف

بازار تعادل وجود داشته باشد عمق بیشتر منجر به نقدشوندگی بیشتر می شود. بطور معمول این تعادل توسط فعالیت معامله گران مبتنی بر اخلاص ایجاد می شود [Persaud, 2002]، (Engle & Lange, 2001) و (Kempf & Korn, 1999).

آهن و چپونگ در تحقیق خود عمق و عرض بازار را در بازارهای مبتنی بر سفارش^۹ و فاقد بازارساز و با استفاده از داده های قیمتی پربسامد مورد بررسی قرار دادند (Ahn & Cheung, 1999). وو (Vo, 2007) و تیسائوی (Tissaoui, 2012) نیز عمق بازار را در این نوع بازارها مورد بررسی قرار دادند. پژوهش پیش رو نیز در یک بازار مبتنی بر سفارش انجام گرفته است.

آیتکین و همکارش سنجه های نقدشوندگی را به دو دسته سنجه های مبتنی بر معامله^{۱۰} و سنجه های مبتنی بر سفارش^{۱۱} طبقه بندی می کنند. به عقیده آنها سنجه های مبتنی بر سفارش با صحت بیشتری توانایی انجام فوری یک معامله را نشان می دهند. البته به عقیده آنها استفاده از تمام سفارشات برای محاسبه عمق معیار مناسبی نیست زیرا در مورد سفارشات که قیمت آنها با قیمت سرخط خرید و فروش فاصله زیادی دارد، انجام فوری معامله مطرح نیست و لذا در تعریف عمق نمی گنجد (Aitken & Comerton-Forde, 2003).

۳- روش شناسی پژوهش

در تحقیقات انجام شده برای برآورد اخلاص با استفاده از قیمت معاملات از دو نوع برآوردگر استفاده شده است، اول حالتی که نوسانات قیمت پارامتریک است و دیگری حالتی که نوسانات ناپارامتریک است (Ait-Sahalia & Xiu, 2012). برای مورد پارامتریک از برآوردگر حداکثر درست نمایی (MLE^{۱۲}) و برای مورد ناپارامتریک نیز از برآوردگر نوسانات تحقق یافته در دو مقیاس (TSRV^{۱۳}) استفاده می شود (Zhang, Mykland, Ait-Sahalia, 2005). آیت-ساحالیا و یو جهت تعیین بهترین برآوردگر اخلاص از بین دو برآوردگر MLE و TSRV از شبیه سازی مونت کارلو استفاده کردند و نشان دادند که در بسامدهای بالا MLE دارای ارجحیت می باشد (Ait-Sahalia & Yu, 2009). برای برآورد اخلاص در قیمت های پربسامد با استفاده از روش MLE ابتدا فرض می کنیم که فرایند لگاریتم قیمت ها از فرایند ایتو^{۱۴} پیروی می کند:

$$dX_t = \mu(X_t; \theta) dt + \sigma dW_t \quad \text{معادله ۱-۰}$$

که در آن W_t حرکت براونی، $\mu(\cdot, \cdot)$ تابع رانش و σ ضریب انتشار می باشد. در چنین چارچوبی یک برآوردگر ایده آل نوسانات σ_t^2 ، واریانس پیوسته (IV) است:

$$IV(t) = \int_{t-1}^t \sigma^2(u) du \quad \text{معادله ۲-۰}$$

براساس تئوری مجذور نوسانات^{۱۵} داریم:

$$RV_t(h) \rightarrow \int_{t-1}^t \sigma^2(u) du, \text{ if } h \rightarrow 0 \quad \text{معادله ۳-۰۰}$$

بدین ترتیب می‌توان از نوسانات محقق شده (RV) به عنوان برآوردگر نوسانات σ_t^2 استفاده کرد. در واقع ما قصد داریم تا نوسانات σ_t^2 را براساس مشاهدات گسسته انجام شده در زمان‌های $0, \Delta, 2\Delta, \dots, n\Delta = T$ برآورد کنیم. برای اینکار باید ابتدا اخلاص را از قیمت‌های واقعی جدا کنیم و سهم اخلاص را واریانس محقق شده برآورد کنیم. (Doman, 2010). در اینجا می‌توان بدون از دست رفتن کارایی مدل σ را ثابت فرض کرد. همچنین در بسامدهای بالا می‌توان از جزء رانش چشم پوشی کرد. این چشم پوشی در عمل معتبر است زیرا در داده‌های پربسامد رانش همراه با خطای بسیار زیادی برآورد می‌شود. لذا ما با در نظر گرفتن $\mu=0$ مدل را ساده‌تر می‌کنیم. آیت‌ساحالیا و میکلند نشان دادند که برداشتن این شرایط تغییری در نتایج ایجاد نمی‌کند (Ait-Sahalia, Mykland, & Zhang, 2005). بدین ترتیب:

$$X_t = \sigma W_t \quad \text{معادله ۴-۰۰}$$

اکنون برای لحاظ کردن اخلاص فرض می‌کنیم که بجای مشاهده فرایند X در زمان‌های t_i مقدار خطادار Y را بصورت زیر مشاهده می‌کنیم:

$$Y_{t_i} = X_{t_i} + \varepsilon_{t_i} \quad \text{معادله ۵-۰۰}$$

که در آن ε_{t_i} ها اخلاص i.i.d با میانگین صفر و واریانس α^2 بوده و از فرایند W مستقل می‌باشند. در این حالت ما X را لگاریتم قیمت صحیح و Y را لگاریتم قیمت مشاهده شده می‌دانیم. برای رسیدن به حالت وجود اخلاص، ابتدا حالت عدم وجود اخلاص را مدنظر قرار می‌دهیم. در این حالت ساختار قیمت‌ها با در نظر گرفتن R به عنوان بازده قیمت‌های مشاهده شده، برابر با تفاضل لگاریتم قیمت‌های مشاهده شده، بصورت یک فرایند $MA(1)$ ، به شرح زیر، خواهد بود:

$$R_t = Y_{t_i} - Y_{t_{i-1}} = X_{t_i} - X_{t_{i-1}} + \varepsilon_{t_i} - \varepsilon_{t_{i-1}} = \sigma(W_{t_i} - W_{t_{i-1}}) + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} \equiv u_t + \eta u_{t-1} \quad \text{معادله ۶-۰۰}$$

که در آن u_t ها دارای همبستگی نبوده، دارای میانگین صفر و واریانس γ^2 هستند. رابطه بین پارامترهای اصلی (σ^2, α^2) بر اساس دو فرایند هم ارز بالا و با استفاده از ویژگی‌های $MA(1)$ بصورت زیر خواهد بود:

$$\gamma^2(1+\eta^2) = \text{Var}(R_t) = \sigma^2\Delta + 2\alpha^2 \quad \text{معادله ۷-۰۰}$$

$$\gamma^2 \eta = \text{Cov}(R_{i,t}, R_{i,t}) = -\alpha^2 \quad \text{معادله ۸-۰}$$

اکنون با استفاده از داده‌های مشاهدات پربسامد در بازه‌های زمانی Δ مقدار σ^2 و α^2 را برای هر دوره زمان t که برابر یک روز آن را در نظر می‌گیریم با استفاده از MLE برآورد می‌کنیم. تابع درست‌نمایی بردار R که بازه‌های لگاریتمی مشاهده شده را در بر گرفته است، را براساس تابعی از (γ^2, η) می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$l(\eta, \gamma^2) = -\ln \det(V)/2 - N \ln(2\pi\gamma^2)/2 - (2\gamma^2)^{-1} R' V^{-1} R$$

که ماتریس کواریانس بردار $R(R_1, \dots, R_N)$ برابر $\gamma^2 V$ است و ماتریس V نیز به شرح زیر می‌باشد:

$$V = [v_{ij}]_{i,j=1,\dots,N} = \begin{bmatrix} 1 + \eta^2 & \eta & 0 & \dots & 0 \\ \eta & 1 + \eta^2 & \eta & \ddots & \vdots \\ 0 & \eta & 1 + \eta^2 & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \eta \\ 0 & \dots & 0 & \eta & 1 + \eta^2 \end{bmatrix}$$

برای برآورد عمق بازار معیارهای تعیین عمق بازار را در سه دسته مبتنی بر معاملات، مبتنی بر سفارشات و ترکیبی مدنظر قرار می‌دهیم. برای معیارهای مبتنی بر معاملات، لگاریتم سنجه‌های زیر را برای هر روز، به شرح زیر در نظر می‌گیریم:

- حجم معاملات هر روز (DV).
- تعداد معاملات هر روز (DTN).
- متوسط حجم هر معامله (DMTV): $DMTV = DV/DTN$

لگاریتم سنجه‌های زیر را نیز به عنوان معیارهای مبتنی بر سفارشات، برای هر روز با استفاده از داده‌های پربسامد میان روزی، با متدولوژی شبیه آیتکن (Aitken & Comerton-Forde, 2003) در نظر می‌گیریم با این تفاوت که بجای ارزش معاملات از حجم معاملات استفاده می‌کنیم. بدین ترتیب ابتدا جمع موزون حجم ۵ سفارش اول خرید و فروش را محاسبه می‌کنیم:

$$\text{Weighted ask volume (DWA)} = \sum (\text{Ask order Volume}_b * AOW_b) \quad \text{معادله ۹-۰}$$

$$\text{Weighted bid volume (DWB)} = \sum (\text{Bid order Volume}_b * BOW_b) \quad \text{معادله ۱۰-۰}$$

که در آن وزن هر کدام از ۵ سطح سفارشات ($b=1 \dots 5$) بصورت زیر مشخص می‌شود:

$$\text{Ask Order Weight}_b(AOW_b) = \frac{\text{Best Ask Price}}{b \text{ Ask Price}} \quad \text{معادله ۱۱-۰}$$

$$\text{Bid Order Weight}_b(BOW_b) = \frac{b \text{ Bid Price}}{\text{Best Bid Price}} \quad \text{معادله ۱۲-۰}$$

نهایتاً میانگین موزون حجم سفارشات (DWOV) را برای هر روز با استفاده از داده‌های پربسامد میان روزی بصورت زیر محاسبه می‌کنیم:

$$\text{Weighted order volume}(DWOV) = \sqrt{DWAV * DWBV} \quad \text{معادله ۱۳-۰}$$

همچنین برای در نظر گرفتن توازن بین سفارشات خرید و فروش که انگل و لانج (Engle & Lange, 2001) و پرساود (Persaud, 2002) به اهمیت آن اشاره دارند سنجه زیر را در نظر می‌گیریم:

$$\text{Volume Spread (VS)} = \frac{|DWAV - DWBV|}{(DWAV + DWBV)/2} \quad \text{معادله ۱۴-۰}$$

در این حالت قدرمطلق تفاضل بین حجم سفارشات خرید و فروش برای ما اهمیت دارد. ما همچنین از آنجایی که رابطه میزان سفارشات که قصد انجام آن وجود داشته است و میزان سفارشات انجام شده (حجم معاملات) می‌تواند مفهوم عمق بازار را بیشتر نمایان سازد سنجه ترکیبی نسبت حجم سفارش به معامله را با فرمول زیر را طراحی کرده‌ایم:

$$\text{Composite Volume (CV)} = DV/DWOV \quad \text{معادله ۱۵-۰}$$

سطح قیمت‌ها و شکاف قیمت سرخط خرید و فروش، و خود نوسانات واقعی سهم نیز به عنوان متغیرهایی که می‌توانند رابطه معناداری با اخلاص داشته باشند مدنظر قرار گرفته‌اند. پس از مشخص شدن سنجه‌های اخلاص در قیمت‌ها و عمق اکنون به بررسی رابطه بین این دو می‌پردازیم. برای تعیین رابطه بین این دو متغیر رگرسیون زیر انجام می‌دهیم:

$$\alpha_{j,t} = c_0 + x_{j,t}c_1 + \varepsilon_{j,t} \quad \text{معادله ۱۶-۰}$$

همچنین برای بررسی اثر جمعی سنجه‌های عمق بر روی اخلاص رگرسیون‌های زیر را نیز انجام می‌دهیم:

$$\alpha_{j,t} = c_0 + A_{i,t}^T c_1 + \varepsilon_{j,t} \quad \text{معادله ۱۷-۰}$$

$$\alpha_{j,t} = c_0 + D_{i,t}^T c_1 + \varepsilon_{j,t} \quad \text{معادله ۱۸-۰}$$

$$\alpha_{j,t} = c_0 + O_{i,t}^T c_1 + \varepsilon_{j,t} \quad \text{معادله ۱۹-۰}$$

که در آن A بردار تمام سنجه‌های عمق در نظر گرفته شده است. D بردار سنجه‌های مبتنی بر معامله و O بردار سنجه‌های مبتنی بر سفارش است.

۴- داده ها

پژوهش حاضر بر روی سهم شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفته است. یکی از ویژگی‌های داده‌های پرسامد این است که با افزایش حجم داده‌ها میزان اخلاص بالاتر می‌رود، لذا گسترش دامنه تحقیق منجر به افزودن حجم انبوهی از داده‌ها می‌شود که اخلاصی که به تحقیق می‌افزاید بیشتر از اطلاعاتی است که به همراه دارند. لذا در تحقیقات با استفاده از داده‌های پرسامد که به ریزساختار بازار می‌پردازند، اتخاذ دوره زمانی یک ساله می‌تواند حجم داده کافی را جهت اعتبار نتایج فراهم نماید. لذا، محدوده زمانی تحقیق ابتدای سال ۱۳۹۳ تا ابتدای سال ۱۳۹۴ و بسامد مشاهدات نیز ۵ دقیقه در نظر گرفته شده است. این امر در تحقیقات مشابه نیز رعایت شده است. شرط اصلی در انتخاب سهم‌ها این بوده است که دارای بیشترین میزان داد و ستد در بورس بوده و کمترین مدت زمان متوقف بودن سهم را داشته باشند. زیرا برای استفاده از داده‌های پرسامد به سهم‌هایی با حجم معاملات بالا نیاز داریم. لذا برای انتخاب سهم‌های نمونه مورد بررسی، شرکت‌هایی را که چهار فصل متوالی در لیست ۵۰ شرکت فعالتر قرار داشته‌اند انتخاب می‌نماییم. این امر در تحقیقاتی که از داده‌های پرسامد استفاده می‌کنند مدنظر قرار می‌گیرد، به عنوان مثال، آیت ساهالیا و یو ترکیبات روز-سهم‌هایی با تعداد معاملات کمتر از ۲۰۰ معامله در روز را از بررسی خود خارج کردند (Ait-Sahalia & Yu, 2009). جدول زیر ویژگی‌های نمونه مورد بررسی را در بازه زمانی مدنظر توصیف می‌کند.

جدول ۱-۰: جدول ویژگی‌های کلی نمونه مورد بررسی

انحراف معیار	میانگین	حداقل	حداکثر	ویژگی مدنظر
۸,۴	۲۰۱	۱۸۴	۲۲۱	روزهای معاملاتی
۴,۱	۳۵۵	۴۰	۱۳,۱۲۸	تعداد معاملات روزانه
۷,۰۷	۲,۵۳۳,۲۳۲	۱,۹۴۰	۲۲۶,۷۸۵,۶۳۵	حجم معاملات روزانه
۹,۰۲	۱۲,۳۰۰	۲۱۵	۹۸,۰۱۹	تعداد سفارشات وارد شده به سیستم در هر روز
۱۰,۳	۱۹۶	۰۰	۴۴۰	متوسط بازه زمانی ورود سفارشات (ثانیه)

۵- یافته‌های پژوهش

مطابق با متدولوژی پژوهش، از داده‌های قیمتی با بسامد ۵ دقیقه، مقدار نوسانات واقعی و میزان اخلاص را به روش MLE بدست آوردیم. جدول زیر، ویژگی‌های اخلاص و نوسانات واقعی نمونه مورد بررسی را در بازه مدنظر توصیف می‌کند:

جدول ۲-۰: ویژگی‌های یافته‌های مربوط به اخلاص و نوسانات واقعی

نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	انحراف معیار
اخلاص	$\alpha_{j,t}$	۰,۰۰۲۱۹۵۲۸	۰,۰۰۲۳۲۲۵
نوسانات واقعی	$\sigma_{j,t}$	۰,۳۲۰۹۷۵۳۱	۰,۲۵۴۹۳۶۱۴

سپس با استفاده از داده‌های حجم و تعداد معاملات و سفارشات و همچنین قیمت هر معامله، مطابق با متدولوژی توضیح داده شده، سنجه‌های را بدست آوردیم. جدول زیر، ویژگی‌های توصیفی سنجه‌های عمق نمونه مورد بررسی را در بازه مدنظر نشان می‌دهد:

جدول ۳-۰: خلاصه یافته‌های مربوط به سنجه‌های عمق محاسبه شده

نوع سنجه عمق	نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	انحراف معیار
مبتنی بر معامله	لگاریتم حجم معاملات هر سهم در هر روز	$DV_{j,t}$	۱۴,۷۴	۱,۹۵
	لگاریتم تعداد معاملات هر سهم در هر روز	$DTN_{j,t}$	۵,۸۷	۱,۴۱
	متوسط حجم هر معامله هر سهم در هر روز	$DMTV_{j,t}$	۸,۸۷	۰,۹۷
مبتنی بر سفارش	لگاریتم میانگین موزون حجم سفارشات هر سهم در هر روز	$DWVOV_{j,t}$	۱۷,۹۱	۲,۱۸
	لگاریتم مابه تفاوت حجم سفارشات خرید و فروش هر سهم در هر روز	$VS_{j,t}$	۱,۰۴۳	۰,۷۱۹
ترکیبی	نسبت حجم سفارش به معامله	$CV_{j,t}$	۳,۱۱	۱,۱۳

پس از برآورد اخلاص و سنجه‌های عمق، اکنون به تعیین اینکه اخلاص ریزساختاری $\alpha_{j,t}$ چه رابطه‌ای با سنجه‌های عمق می‌پردازیم. در ابتدا به رابطه بین اخلاص و تک تک سنجه‌ها بطور جداگانه می‌پردازیم. برای اینکار ابتدا پنل داده‌های مورد نظر را تشکیل می‌دهیم. با تعدیل مدل بابت ناهمسانی واریانس^{۱۶}، تغییری در معناداری یا عدم معناداری برآوردهای انجام شده حاصل نمی‌شود، اما قدرت برازش‌ها افزایش می‌یابد. همچنین قبل از ارائه یافته‌ها و تحلیل آن به بررسی وجود اثرات ثابت در متغیرهای رگرسیون معادله ۱۶-۰ می‌پردازیم:

جدول ۴-۰۰: جدول نتایج آزمون Redundant Fixed Effects

متغیرهای وابسته α	Redundant Fixed Effects	متغیرهای مستقل
Prob.		
۰,۰۰۰۰	Cross-section F	DV _{j,t}
۰,۰۰۰۰		DTN _{j,t}
۰,۰۰۰۰		DMTV _{j,t}
۰,۰۰۰۰		DWOV _{j,t}
۰,۰۰۰۰		VS _{j,t}
۰,۰۰۰۰		CV _{j,t}
۰,۰۰۰۰		$\sigma_{j,t}$
۰,۰۰۰۰		SPREAD _{j,t}
۰,۰۰۰۰		PLEVEL _{j,t}
۰,۰۰۰۰		A
۰,۰۰۰۰		D
۰,۰۰۰۰		O

همانطور که جدول بالا نشان می‌دهد در مورد رابطه سنجه‌های مدنظر با اخلال، آزمون Redundant Fixed Effects رد می‌شود به این معنا که مدل دارای اثرات ثابت است. همچنین آزمون هاسمن برای بررسی وجود اثرات تصادفی را نیز انجام می‌دهیم. نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد مدل دارای اثرات تصادفی نمی‌باشد، لذا از نتایج مدل اثرات ثابت استفاده خواهیم کرد. البته این نکته باید کاملاً درک شود که در تشخیص مدل اثر ثابت از اثر تصادفی موثرتر است (مهرگان & اشرف زاده، ۱۳۹۲).

جدول ۵-۰۰: رگرسیون پنل تک تک سنجه‌های تعریف شده با اخلال با فرض وجود اثرات ثابت

متغیر وابسته $\alpha_{j,t}$				متغیر مستقل
DW	Adjusted R ²	t-statistic	Coef.	
۱,۷۵۶۷۳۲	%۹,۴۲	۷,۴۴۳۰۹۲	۰,۰۰۰۳۶۴	DV _{j,t}
۱,۷۸۸۳۹۲	%۱۲,۰۲	۱۰,۰۷۲۹۰	۰,۰۰۰۵۷۴	DTN _{j,t}
۱,۷۵۸۲۰۳	%۶,۲۵	۱,۶۸۹۱۱۱۸-	۰,۰۰۰۱۵۳-	DMTV _{j,t}
۱,۷۷۲۰۶۵	%۶,۰۰	۱,۱۰۹۵۴۵	۰,۰۰۰۰۵	DWOV _{j,t}
۱,۸۴۳۹۹۹	%۱۵,۲۰	۱۵,۲۵۸۲۸-	۰,۰۰۱۱۳۸-	VS _{j,t}
۱,۷۹۵۰۲۷	%۸,۳۲	۵,۸۷۸۳۸۶-	۰,۰۰۰۳۳۵-	CV _{j,t}
۱,۸۴۱۶۸۶	%۱۱,۱۲	۸,۳۵۲۶۳۶	۰,۰۰۱۴۲۹	$\sigma_{j,t}$
۱,۷۶۷۴۶۱	%۱۱,۶۳	۴,۹۳۶۶۳۵-	۰,۰۰۰۹۶۳-	SPREAD _{j,t}
۱,۷۴۹۷۶۵	%۳,۳۶	۱,۷۱۶۴۷۷-	۰,۰۰۰۳۴۶-	PLEVEL _{j,t}

جدول بالا نشان می‌دهد سنجه‌های مبتنی بر معامله DV و DTN دارای رابطه مثبت با اخلال هستند. بدین ترتیب حجم معاملات DV که برآیند تعداد معاملات و اندازه هر معامله را نشان می‌دهد دارای رابطه مثبت با اخلال است. به عبارتی می‌توان گفت که هرچه حجم معامله بیشتر بوده باشد، عمق بازار بیشتر بوده و در نتیجه اخلال نیز در بازار بیشتر بوده است که این امر با نظر فیشر که ایجاد نقدشوندگی در بازار نیازمند اخلال است همخوانی دارد (Black, 1986).

همانطور که مشاهده می‌شود VS دارای بیشترین توان در توضیح اخلال است. VS توازن بین حجم سفارشات خرید و فروش را نشان می‌دهد و هرچه مقدار آن بالاتر باشد عدم توازن بیشتر بوده است. لذا رابطه منفی بین VS و اخلال نشان می‌دهد که هرچه توازن در حجم سفارشات خرید و فروش کمتر باشد، احتمال انجام معامله نیز کمتر بوده و در نتیجه عمق بازار و اخلال نیز کمتر است. بررسی رابطه بین VS و DV نیز نشان می‌دهد که توازن بین سفارشات خرید و فروش تا حد زیادی می‌تواند حجم معاملات را توضیح دهد.

جدول ۶-۰: رگرسیون رابطه بین توازن در حجم سفارشات و حجم معاملات انجام شده

متغیر وابسته $DV_{j,t}$			
Adjusted R ²	t-statistic	Coef.	
۰/۶۷،۳۵	۴،۶۰۹۹۰۸-	۰،۱۹۶۱۹۰-	متغیر مستقل $VS_{j,t}$

بدین ترتیب رابطه منفی سنجه مبتنی بر سفارش VS با اخلال و رابطه مثبت سنجه‌های مبتنی بر معامله با اخلال نهایتاً نشان دهنده رابطه مثبت بین عمق بازار و اخلال می‌باشد. به عبارت دیگر سنجه‌های مبتنی بر معاملات آثار عمق را نشان می‌دهند، در صورتی که این سفارشات هستند که موجب افزایش یا کاهش عمق بازار می‌شوند. در مورد رابطه DWOV با اخلال نیز می‌توان گفت زیاد بودن سفارشات به خودی خود نمی‌تواند نشان دهنده افزایش عمق بازار باشد بلکه همانطور که مطرح شد توازن بین آن‌ها مهم است. سنجه ترکیبی CV نیز که از تقسیم DV بر DWOV محاسبه شد رابطه منفی با اخلال ریزساختاری دارد. با توجه به Adjusted R² رگرسیون‌ها مشخص می‌شود که VS بیشترین قدرت توضیح اخلال را دارا می‌باشد و قدرت توضیح CV کمتر از آن است. این امر می‌تواند به این علت باشد که در ترکیب حجم سفارش با حجم معامله باید موازنه بین مقدار سفارشات خرید و فروش که با VS سنجیده می‌شود را نیز در نظر گرفت. در مورد سایر سنجه‌ها، به جز سطح قیمت‌ها، بین نوسانات واقعی و شکاف قیمت سرخط خرید و فروش که آن هم یک سنجه مبتنی بر سفارشات است و اخلال ریزساختاری رابطه معناداری وجود دارد. علت وجود رابطه معکوس بین شکاف قیمت سرخط خرید و فروش و اخلال می‌تواند این باشد که هر چقدر فاصله بین قیمت سفارش‌های سرخط خرید و فروش بیشتر باشد احتمال انجام معامله کمتر است و هرچه معامله کمتری انجام شود عمق بازار کمتر بوده و در نتیجه اخلال کمتر بوده است.

در ادامه رابطه اخلاص را با کل سنجه‌های عمق در نظر گرفته شده می‌سنجیم تا ببینیم تا چه اندازه این سنجه‌ها می‌توانند اخلاص ریزساختاری را توضیح دهند. در تخمین پارامترها با استفاده از روش OLS فرض ضمنی این است که متغیرهای توضیحی با یکدیگر همبستگی خطی ندارند. همبستگی خطی بین متغیرها موسوم به همخطی است. در بررسی همخطی بین متغیرها اگر همخطی کامل وجود داشته باشد بدین معنی است که لااقل یکی از متغیرهای توضیحی، ترکیب خطی از سایر متغیرهای توضیحی است. این امر بدین معنی است که این متغیر حاوی هیچ اطلاعات مفید و جدیدی نیست، زیرا اطلاعات آن صرفاً از متغیرهای دیگر بدست آمده است. البته حالت متداول این است که همبستگی بین متغیرهای توضیحی وجود دارد اما همخطی کامل نیست. اگرچه همخطی در این سطح مشکلاتی را در تخمین پارامترها ایجاد می‌کند اما بر خواص تخمین زنده‌های OLS تأثیری ندارد (سوری، ۱۳۹۴). لذا در اینجا با توجه به اینکه سنجه DMTV مستقیماً از DV و DTN بدست آمده و CV نیز مستقیماً از DV و DWOV بدست آمده است، برای اجتناب از مشکل همخطی کامل این دو متغیر را از رگرسیون حذف می‌کنیم. البته رگرسیون‌های تک تک انجام شده نشان داد که این دو سنجه از قدرت بیشتری در توضیح α در مقایسه با سایر سنجه‌ها برخوردار نیستند. نتایج رگرسیون اثر جمعی سنجه‌های مدنظر بر روی اخلاص با فرض وجود اثرات ثابت به شرح زیر می‌باشد:

جدول ۷-۰: رگرسیون پنل رابطه جمعی همه سنجه‌های تعریف شده با اخلاص با فرض وجود اثرات ثابت

متغیر وابسته α						
Pre-trade measures		Post-trade measures		All measures		
t-statistic	Coef.	t-statistic	Coef.	t-statistic	Coef.	متغیر مستقل
		۱,۶۶۳۹۱-	۰,۰۰۰۱۵-	۲,۲۵۳۲۴	۰,۰۰۰۲۳	DV _{j,t}
		۵,۶۱۳۱۱	۰,۰۰۰۶۹	۰,۹۸۵۲۸	۰,۰۰۰۱۳	DTN _{j,t}
۳,۹۳۸۱۰	۰,۰۰۰۲۰			۰,۰۷۵۳۰-	۰,۰۰۰۰۵-	DWOV _{j,t}
۱۲,۴۹۹۶۸-	۰,۰۰۱۲۳-			۹,۸۶۱۶۲-	۰,۰۰۱۰۷-	VS _{j,t}
۲,۲۵۷۲۴-	۰,۰۰۰۵۶-	۰,۳۳۷۴۹	۰,۰۰۰۰۸	۳,۱۶۸۶۰-	۰,۰۰۰۰۸-	$\sigma_{j,t}$
۱,۲۵۰۲۶-	۰,۰۰۰۳۷-	۲,۹۸۴۳۲-	۰,۰۰۰۸۴-	۱,۴۶۳۵۶-	۰,۰۰۰۴۳-	SPREAD _{j,t}
۱,۹۷۳۱۱-	۰,۰۰۰۴۱-	۴,۰۹۱۹۵-	۰,۰۰۰۸۶-	۲,۳۴۳۲۸-	۰,۰۰۰۴۹-	PLEVEL _{j,t}
%۱۵,۸۹		%۱۰,۹۱		%۱۷,۲۰		R ²
%۱۴,۸۹		%۹,۸۶		%۱۶,۱۹		Adj. R ²
۱,۸۳۱۸۲۷		۱,۷۷۴۶۴۹		۱,۸۱۸۰۲۶		DW

براساس نتایج حاصل، می‌توان گفت که سنجه‌های مورد استفاده در مجموع توان توضیح ۱۶٪ از اخلاص را دارند. همچنین، قدرت توضیحی سنجه‌های مبتنی بر سفارشات در مقایسه با سنجه‌های مبتنی بر معاملات بسیار بیشتر است و این سنجه‌ها در مجموع می‌توانند بیش از ۱۴,۹٪ تغییرات در اخلاص را توضیح دهند زیرا این

سنجه‌ها نیز مانند اخلاص با استفاده از داده‌های پربسامد محاسبه شده‌اند و هم اینکه خود یکی از عوامل تعیین کننده سنجه‌های مبتنی بر معامله هستند.

همانطور که در بررسی رابطه تک تک سنجه‌ها با اخلاص بطور جداگانه دیدیم σ با α دارای رابطه مثبتی است. از سوی دیگر تغییر جهت رابطه σ با α در رگرسیون برآورد اثر جمعی سنجه‌ها بر اخلاص نیز می‌تواند بخاطر رابطه بین آن و سنجه‌های عمق باشد. بررسی انجام شده نشان می‌دهد که سنجه‌های عمق به خوبی می‌توانند σ را نیز توضیح دهند:

جدول ۸-۰: رگرسیون پنل اثر جمعی سنجه‌های عمق و عرض بازار و سطح قیمت‌ها با نوسانات واقعی

متغیر وابسته $\sigma_{j,t}$						
Pre-trade measures		Post-trade measures		All measures		
t-statistic	Coef.	t-statistic	Coef.	t-statistic	Coef.	متغیر مستقل
		۴,۸۵۱۳۰-	۰,۰۵۲۹۳۸-	۱,۴۱۵۲۴-	۰,۰۱۶۵۷۲-	DV _{j,t}
		۱۴,۸۵۱۹۳	۰,۱۷۶۷۱	۶,۷۷۴۳۷	۰,۰۸۹۰۵	DTN _{j,t}
۱۰,۷۰۹۷۶	۰,۰۵۵۹۲۴			۳,۴۹۳۷۷	۰,۰۲۵۶۶	DWV _{j,t}
۲۲,۹۹۴۵۴-	۰,۱۹۸۷۸-			۱۲,۸۵۳۸۶-	۰,۱۴۴۲۳-	VS _{j,t}
۱,۱۲۵۱۹-	۰,۰۲۹۶۷-	۴,۷۰۶۷۳-	۰,۱۰۸۱۷-	۱,۳۱۵۱۶-	۰,۰۳۲۲۵-	SPREAD _{j,t}
۲,۵۸۵۳۱	۰,۰۵۴۷۰	۰,۵۰۳۳۶-	۰,۰۱۰۱۶-	۰,۹۶۵۴۲	۰,۰۱۹۴۰	PLEVEL _{j,t}
%۳۰,۴۹		%۲۶,۰۰		%۳۴,۳۴		R ²
%۲۹,۷۱		%۲۵,۱۷		%۳۳,۵۲		Adj. R ²
۱,۸۹۳۵۱۹		۱,۶۸۰۸۵۵		۱,۸۲۱۸۹۱		DW

عدم خودهمبستگی بین جملات خطا یکی از فروض اساس برای روش OLS است. یکی از آزمون‌های متداول برای تشخیص وجود خودهمبستگی آزمون دوربین-واتسون (DW) است. اگر خودهمبستگی کامل مثبت وجود داشته باشد در این حالت DW=0 است. اگر همبستگی کامل منفی وجود داشته باشد DW=4 و اگر خودهمبستگی برابر صفر باشد DW=2 خواهد بود. لذا هرچه مقدار DW به ۲ نزدیک‌تر باشد نشان می‌دهد که خودهمبستگی وجود ندارد (سوری، ۱۳۹۴). همانطور که جداول بالا نشان می‌دهند مقدار DW در رگرسیون رابطه همه سنجه‌های مدنظر با اخلاص ۱,۸۲ است که می‌توان گفت که خودهمبستگی وجود ندارد.

همچنین برای بررسی اینکه آیا امکان غیرخطی بودن رابطه سنجه‌های مدنظر با اخلاص وجود دارد یا خیر رگرسیون انجام شده در بخش قبل را با تغییراتی دوباره اجرا می‌کنیم. برای اینکار ابتدا متغیر وابسته α با α^2 جایگزین کرده و علاوه بر σ ، متغیر σ^2 را نیز به عنوان یک متغیر مستقل توضیح دهنده به رگرسیون می‌افزاییم. بدین ترتیب معادله رگرسیون بصورت زیر خواهد شد:

$$\alpha_{j,t}^2 = c_0 + M_{i,t}^T c_1 + \varepsilon_{j,t} \quad \text{معادله ۲۰۰:}$$

که در آن

$$M = [DV \ DTN \ DWOV \ VS \ SIGMA \ SIGMA^2 \ SPREAD \ PLEVEL]$$

بررسی انجام شده نشان می‌دهد که نتایج بدست آمده مشابه با نتایج پیشین است، لذا فرض خطی بودن رابطه موجب تغییر در نتایج نمی‌شود و می‌توان رابطه بین سنجه‌های مدنظر و اخلاص را خطی دانست. در اینجا برای تلخیص مطلب از ارائه مجدد جداول رگرسیون خودداری می‌گردد.

۶- نتیجه گیری و بحث

بررسی‌ها نشان داد یک رابطه مثبت و معنادار بین حجم معاملات به عنوان یک سنجه عمق مبتنی بر معاملات و اخلاص در قیمت‌ها وجود دارد. این امر با یافته‌های آیت ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009)، و دومان (Doman, 2010) مطابقت دارد. همچنین، بررسی‌ها نشان داد که رابطه معناداری بین اندازه معامله و اخلاص وجود ندارد. این یافته با نتایج تحقیق دومان همخوانی دارد (Doman, 2010) اما آیت ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009) در بررسی خود به یک رابطه مثبت و معنادار بین اندازه معامله و اخلاص دست یافتند. به علاوه، نتایج بررسی نشان دهنده وجود یک رابطه مثبت و معنادار بین تعداد معاملات و اخلاص است. یافته‌های ما در این زمینه با یافته‌های دومان (Doman, 2010) همخوانی دارد. آیت ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009) نیز در تحقیق خود به یک رابطه معنادار اما معکوس بین عمق و اخلاص دست یافتند. یافته‌های ما نشان از وجود یک رابطه معنادار و معکوس بین حجم متوازن سفارشات و اخلاص دارد. افزایش مقدار این سنجه به معنی افزایش عدم توازن سفارشات است. ما همچنین در بررسی خود به یک رابطه معکوس و معنادار بین حجم متوازن سفارشات و حجم معاملات دست یافتیم. به عبارت دیگر با افزایش عدم توازن در سفارشات حجم معاملات کمتر شده و در نتیجه مقدار اخلاص نیز کمتر شده است. این امر در راستای تایید فرضیه اصلی ما یعنی وجود یک رابطه معنادار و مثبت بین عمق و اخلاص می‌باشد. تا جایی که مرور پیشینه پژوهش نشان می‌دهد، هیچ کدام از پژوهش‌های دیگر به بررسی توازن در سفارشات و رابطه آن با اخلاص نپرداخته‌اند. بررسی‌ها همچنین نشان داد که توانایی این سنجه در توضیح اخلاص قیمت‌ها از سایر سنجه‌های عمق بیشتر است. بدین ترتیب در مجموع یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه معنادار و مثبت بین عمق بازار و اخلاص وجود دارد. از نظر مفهومی این رابطه مستقیم قابل توجیه است زیرا براساس نظریات فیشر بلک، اگر معامله کنندگان مبتنی بر اخلاص در بازار نباشند نقدشوندگی در بازار ایجاد نمی‌شود، پس بالا بودن عمق بازار که یکی از جنبه‌های نقدشوندگی است، نشان از حضور معامله گران مبتنی بر اخلاص در بازار دارد که خود این امر نشان می‌دهد که قیمت‌ها باید در این حالت دارای اخلاص باشند (Black, 1986). نتایج ما در این زمینه با یافته‌های دومان (Doman, 2010) همخوانی دارد. اما آیت ساهالیا و یو (Ait-Sahalia & Yu, 2009) با وجود اینکه در برخی از

سنجه‌های عمق به نتیجه مشابه ما دست یافتند اما در مجموع اعتقاد به یک رابطه معکوس بین نقدشوندگی و اخلاص قیمت‌ها داشتند. بنوس نیز در تحقیق خود با وجود اینکه مستقیماً به برآورد اخلاص نپرداخته است اما با بررسی معامله‌گران مبتنی بر اخلاص به این نتیجه رسید که وجود آن‌ها عمق بازار و در کنار آن نوسانات بازار را بطور همزمان افزایش می‌دهد (Benos, 1998). ما نیز در پژوهش خود دریافتیم که نوسانات واقعی رابطه مثبتی با اخلاص دارند.

فهرست منابع

- * تقوی، م. (۱۳۸۸). توسعه مالی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی. مطالعات مالی، ۲(۲).
- * رهنمای رودپشتی، ف.، پورزمانی، ز. و باطنی، ل. (۱۳۹۲). بررسی اثر نقدشوندگی بازار ثانویه بر قیمت عرضه اولیه در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تامین مالی، ۱(۱)، ۶۳-۷۴.
- * رهنمای رودپشتی، ف.، تقوی، م. و شاهوردیانی، ش. (۱۳۹۲). تعمیق مالی و توسعه نظام مالی. فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی و تحلیل اوراق بهادار، ۶(۱۷)، ۱۵-۲۸.
- * سوری، ع. (۱۳۹۴). اقتصادسنجی پیشرفته همراه با کاربرد 8 Eviews و 12 Stata. فرهنگ‌شناسی.
- * مهرگان، ن. و اشرف زاده، س. (۱۳۹۲). اقتصاد سنجی پانل دیتا. دانشگاه تهران.
- * Abdullah, S., Sanusi, N., Kamil, N., & Abu Hasan, F. (2008). Strategies for Sustainable Economic Growth: The Role of Financial Depth. *The Business Review*, 10(1).
- * Ahn, H.-J., & Cheung, Y.-L. (1999). The intraday patterns of the spread and depth in a market without market makers: The Stock Exchange of Hong Kong. *Pacific-Basin Finance Journal*, 7(5), 539-556.
- * Aitken, M., & Comerton-Forde, C. (2003). How should liquidity be measured? *Pacific-Basin Finance Journal*, 11, 45-59.
- * Ait-Sahalia, Y., & Xiu, D. (2012). Likelihood-Based Volatility Estimators in the Presence of Market Microstructure Noise. In L. Bauwens, C. M. Hafner, & S. Laurent, *Handbook of Volatility Models and Their Applications* (p. 348). John Wiley & Sons.
- * Ait-Sahalia, Y., & Yu, J. (2009). High Frequency Market Microstructure Noise Estimates and Liquidity Measures. *Annals of Applied Statistics*, 3(1), 422-457.
- * Ait-Sahalia, Y., Mykland, P., & Zhang, L. (2005). How often to sample a continuous-time process in the presence of market microstructure noise. *Review of Financial Studies*, 18(2), 351-416.
- * Allen, F., & Gale, D. (2000). *Comparing Financial Systems*. MIT Press.
- * Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets*, 5(1), 31-56.
- * Benos, A. V. (1998). Aggressiveness and survival of overconfident traders. *Journal of Financial Markets*, 1, pp. 353-383.
- * Black, F. (1971). Toward a Fully Automated Stock Exchange. *Financial Analysts Journal*, 27(4), 28-44.
- * Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41(3), pp.529-543.
- * Brockman, P., & Chung, D. Y. (2002). Commonality in Liquidity: Evidence from an Order-Driven Market Structure. *Journal of Financial Research*, 25(4), 521-539.
- * Cooper, K. S., Groth, J. C., & Avera, W. E. (1985). Liquidity, exchange listing, and common stock performance. *Journal of Economics and Business*, 37(1), 19-33.

- * Doman, M. (2010). Liquidity and market microstructure noise: evidence from the Pekao data. *Dynamic Econometric Models*, 10, 5-14.
- * Dufrénot, G., Jawadi, F., & Louhichi, W. (2014). *Market Microstructure and Nonlinear Dynamics: Keeping Financial Crisis in Context*. Springer.
- * Engle, R. F., & Lange, J. (2001). Predicting VNET: A model of the dynamics of market depth. *Journal of financial markets*, 4(2), 113-142.
- * Foran, J., & Hutchinson, M. C. (2015). Liquidity commonality and pricing in UK equities. *Research in International Business and Finance*, 34, 281-293.
- * Glen, J. (1994, November). An introduction to the microstructure of emerging markets. *Discussion Paper* (24), p. 4.
- * Hu, G. X., Pan, J., & Wang, J. (2013). Noise as Information for Illiquidity. *The Journal of Finance*, 68(6), pp. 2341–2382

یادداشت‌ها

- ¹. Low Frequency
- ². Noise
- ³. High Frequency
- ⁴. Depth
- ⁵. Microstructure
- ⁶. Market breadth, width or tightness
- ⁷. turning around a position
- ⁸. Resiliency
- ⁹. Order driven trading system
- ¹⁰. post-trade depth measures
- ¹¹. pre-trade depth measures
- ¹². Maximum-Likelihood Estimation
- ¹³. Two Scales Realized Volatility
- ¹⁴. Ito
- ¹⁵. quadratic variation theory
- ¹⁶. Heteroscedasticity