

東日本大震災による名証上場企業の市場流動性への影響

名古屋市立大学大学院経済学研究科附属経済研究所 坂和 秀晃

要約

本研究では、東日本大震災の金融市場に与える効果を検証することを目的とする。特に、東海圏の金融市場に着目した場合、東海企業の上場企業への資金供給の役割を担う名証（名古屋証券取引所）の役割が重要になる。したがって、本研究では東日本大震災の前後において名証上場企業の市場流動性がどのように変化したのかという点に注目した実証分析を行っている。本研究の結果、以下の2点が明らかになった。第一に、名証上場企業の市場流動性については、前後10営業日の期間を比較した場合に有意に減少することが明らかになった。第二に、前後20営業日程度の期間にその効果を拡大した場合も、同様の市場流動性の減少傾向があることが明らかになった。これらの点は、東日本大震災の影響が、その後の10～20営業日といった短期間において、名証の市場流動性を低める効果を与えていたことを示している。

キーワード：東日本大震災；市場流動性；名証

1. はじめに

大地震のような自然災害が実体経済に与える影響は大きい。直接的な影響としては、資本ストックが破壊されることにより、大きな経済的損失が現れる点が考えられる。一方で、災害により棄損された資本ストックを再生するためには、企業に十分な資金供給を行う金融システムの役割が重要になる。2000年代の金融自由化以前の時期においては、我が国は間接金融中心の金融システムであるとされている（Aoki (1990) etc.）。2000年代の金融自由化以降には、直接金融の役割である証券取引所による資金供給が高まっている。本研究では、東海圏の金融システムが昨今の東日本大震災によってどのような影響を受けたのかという点に注目することにより、巨大自然災害が金融システムに与える影響について考察することを目的とする。自然災害・金融危機のような金融市場に対する危機が起こる際には、金融市場取引において、「市場流動性は十分に供給されるのか？」という点が重要になる。特に、近年の我が国の金融市場では、外

国人投資家・個人投資家などの短期保有の株主による取引割合が増えていることから、市場流動性の需要は大きくなっていると想定される。又、そのような市場流動性の需要が高い金融市場においては、危機の際におけるショックの伝播が大きくなる可能性がある。リーマンショックの時期の名証上場企業に関しては、ショックの効果により市場流動性が減少したことが明らかにされている（坂和(2015b)）。本稿では、このようなリーマンショック時に観察された効果が東日本大震災の時期においても観察されるかどうかを検証する。

市場流動性を巡っては、数多くの実証研究が行われてきた。世界各国の市場を対象とした研究としては、Lesmond (2005)が挙げられる。同研究では、市場間競争の激化する 2000 年代以降の各国の日次取引データを用いて国際比較可能な市場流動性の尺度を検討している。直近の金融市場に対する危機として有名な世界金融危機については、米国の証券市場を対象とした Aragon and Strahan (2012)の研究が挙げられる。同研究では、リーマンブラザーズを主ブローカーとして取引を行うヘッジファンドは、他のヘッジファンドに比して低い市場流動性の供給を受けるに留まったこと、結果として保有資産の市場リターンも大きく低下する影響を受けたことを示している。我が国の市場流動性に関しては、様々な実証手法などについて、太田・竹原・宇野 (2011) ,坂和・渡辺(2016)にまとめられている。東証上場企業に関する市場流動性については、坂和・生方 (2011) ,Sakawa and Ubukata (2012), Sakawa et al. (2014) などにおいて実証研究が成されている。坂和・生方 (2011) , Sakawa and Ubukata (2012)では、東証の透明性と市場流動性の関係を検証している。その帰結として、東証が要請する市場の透明性が高まるほど市場流動性が高まるという政策的含意を得ている。生方・坂和 (2007) は、四半期情報開示による東証での透明性向上が投資家間の非対称情報に与える影響の検証を行っている。坂和 (2015a) では、我が国の金融市場ランキングを分析しており、取引参加者からの東京市場の評価についての紹介を行っている。

これらの従来の市場流動性を対象とした先行研究では、自然災害による危機の影響をほとんど検証していない現状にあり、その影響については定かではない。特に、東日本大震災の影響については、程島 (2014)において、電力・ガス会社の株価・社債についての影響に言及しているものの、先行研究による分析は十分ではない。本研究では、東日本大震災における名証上場企業の市場流動性といった観点からの実証研究を進めることで、大震災が金融システムに及ぼす影響を検証している。大震災の影響については、その短期的な影響がどの程度であったかを検証するために、大震災前後の営業日 10 日前後、20 日前後のそれぞれ 2 期間の影響に注目して、実証分析を行っている。

本研究の結果、得られた結論は以下の 2 点にまとめられる。第一に、名証上場企業の市場流動性は、前後 10 営業日の期間を比較した場合に有意に減少する。第二に、前後 20 営業日程度の期間にその効果を拡大した場合も、同様の市場流動性の減少傾向がある。これらの結果は、東日本大震災の影響が、その後の 10～20 営業日といった短期間において、名証の市場流動性を低める効果を与えていたことを示している。

本稿は以下のように構成される。2 節において、本研究で検証する実証仮説を説明する。次に、3 節において本稿で扱うデータと実証方法についての紹介を行う。4 節では、実証結果を示す。最後に、5 節において結論付けを行う。

2. 実証仮説

本節では、東日本大震災が名証上場企業の市場流動性にどのような影響を与えたのかを検証するための実証仮説を導出する。東日本大震災の影響が世界金融危機の影響と同様の影響を持っている場合、流動性ショックとして金融市場にその影響が伝播すると考えられる。坂和(2015b)では、世界金融危機の期間において、そのような危機の伝播の影響による金融市場の市場流動性の低下が観測されるかどうかの検証を行った。同研究では、リーマンショック後の期間にショックの伝播による市場流動性の低下が観察されるという結果が示されている。

本研究では、東日本大震災によるショックの影響が、世界金融危機と同様に金融市場へのショックで与えられたと想定する。尚、その伝播が10営業日程度持続したと想定して以下の仮説1を検証する。

仮説1

2011年3月11日の東日本大震災により、10営業日程度の短期間において、名証上場企業の市場流動性は低下している。

東日本大震災によるショックの伝播の効果に関して、仮説1よりも長めの期間にわたり持続する可能性がある。したがって、20営業日程度持続したと想定して、以下の仮説2を立てる。

仮説2

2011年3月11日の東日本大震災により、20営業日程度の短期間において、名証上場企業の市場流動性は低下している。

3. データと実証方法

本研究では、株式の日次リターンデータを用いるために、同データを金融データソリューションズ社のNPM関連データベースから取得している。市場流動性に関しては、日中変動を加味した理論モデルとしては、Amihud and Mendelson (1986)等があるものの、日時データを用いた市場流動性の尺度としては、Amihud (2002)の市場での流動性の低さを表す Illiquidity を測定する ILLIQ 指標は、Lesmond (2005)を始めとする多くの先行研究で使用されている。本研究でも同指標を用いて測定する。本研究で用いる市場流動性の尺度については、次の3.1節において説明を行う。3.2節では、使用するデータの記述統計量の紹介を行う。最後に、3.3節で推定に用いるモデルの紹介を行う。

3.1. 市場流動性の指標

市場流動性の指標については、Lesmond (2005)の研究において、日中取引データ・日次取引データなどを用いて、世界の証券市場の国際比較研究が行われている。同研究では、インデックス構成銘柄を中心とする世界の大型株を除くと、日中取引の頻度が十分に観測できない場合も多いために、日次データを用いた分析が有用であると指摘している。我が国の市場流動性に関するサーベイとしては、太田・竹原・宇野(2011)、坂和・渡辺(2016)などで日中・日次両頻度のデータを用いた検証が行われている。東証1部上

場銘柄についての日中取引データを用いた研究としては、Ahn et al. (2005), Sakawa et al. (2014)がある。両研究においては、日中取引データを用いた市場流動性の測定に十分な頻度の取引が行われている銘柄数は東証1部上場銘柄の半数程度に留まっている。坂和 (2014), 坂和 (2015) では、その点を踏まえて、名証上場銘柄については、日時データを用いた ILLIQ の推定の実証研究が行われている。本研究では、坂和 (2014) と同様に、東証1部上場企業と比較した場合、取引頻度が低いと想定される名証上場銘柄を対象とする分析を行う。したがって、日次取引データを用いた「市場流動性」の計測を行うことにする。

本研究では、日時データから測定する「市場流動性」の指標として、「ILLIQ」指標を採用する。「ILLIQ」は、Amihud (2002)において下(1)式のように紹介されている。各営業日の「ILLIQ」に関しては、下(1)式のように、日時の収益の絶対値をとったものを売買代金で割ることで、導出することができる。

$$\text{(Daily) ILLIQ}_{i,t} = \frac{|\text{Daily Return}_{i,t}|}{\text{売買代金}_{i,t}} \quad (1)$$

一般に、日次ベースの「ILLIQ」は変動が大きくなるので、ある一定期間の「ILLIQ」を計算することになる。その場合、T 期間の各銘柄 i の ILLIQ を求めるために、下記の(2)式のように T 期間内の算術平均を計算することになる。

$$\text{ILLIQ}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|\text{Daily Return}_{i,t}|}{\text{売買代金}_{i,t}} \quad (2)$$

「ILLIQ」は、株価を1%変化させるのにどれだけの売買代金が必要になるかを示している。したがって、その値が小さいほど流動性が高い市場と判断できる。本研究では、上述の(2)式で与えられる「ILLIQ」指標を用い、市場流動性に関する実証分析を行う。

3.2. 記述統計量

以下の表1では、記述統計量と平均値の差の検定の結果を示している。パネルAでは、「日次株価 (Stock Price)」、「ILLIQ (Illiq)」、「日次収益率 (Return)」、「1日当たり取引量 (Volume)」の記述統計量を示している。パネルBでは、震災前後20営業日の期間にある上記4指標の平均値の差の検定の結果を示している。同様に、パネルCでは、震災前後40営業日の期間にあたる上記4指標の平均値の差の検定の結果を示している。上記の分析の観測値数は、2011年度の3月11日の前後40営業日の期間に上場していた名証上場企業数に日次取引データ数を掛け合わせた7356になっている。

パネルAでは、「日次株価 (Stock Price)」の平均値は6093.6円になっている。この値は、坂和 (2015b) で示されるリーマンショック時の名証上場企業の平均値に近い水準になっている。それに対して、「1日当たり取引量 (Volume)」の平均値は、18681株程度である。この取引量は、2007,2008年度の期間を分析した坂和 (2015b) に比して、低めの数値になっている。これは、この時期の取引量が減少傾向にあること

を示している。一方で、「日次収益率 (Return)」については、10.7%程度と期間全体では正の値を示していることから、短期的には名証上場株の減少傾向が観察されていないことを示している。市場流動性の尺度である「ILLIQ (IlliQ)」については、平均値が 67571.1 となっている。

次にパネル B では、上述の 4 指標について、震災前後 20 営業日の平均値の差の検定の結果を示している。結果として、IlliQ と取引量の 2 変数について、優位に減少していることが示される。この結果は、大震災後の期間の方が、取引高は有意に増加しているものの、ILLIQ が有意に増加していることから、市場流動性は増加していることが示される。

表 1. 記述統計量と平均値の差の検定

Panel A : 全サンプルの記述統計量

	N	Mean	Median	S.D.	Min	Max
Stock Price	7356	6093.6	453.0	23538	13.0	244500
IlliQ	7356	67571.1	322.7	650240	0.0	25300000
Return	7356	0.107	0.000	4.440	-35.0	56.6
Volume	7356	18681.7	2400.0	120378	1.0	6762000

Panel B : 平均値の差の検定(震災前後 20 営業日)

	Pre	Post	Difference	t statistics
Stock Price	6516.4	5601.5	914.9	(1.18)
IlliQ	31242.4	116095.5	-84853.1 **	(-3.17)
Return	0.130	-0.030	0.160	(0.92)
Volume	13653.2	19671.7	-6018.4 **	(-2.58)

Panel C : 平均値の差の検定(震災前後 40 営業日)

	Pre	Post	Difference	t statistics
Stock Price	6523.1	5653.8	869.3	(1.58)
IlliQ	36568.5	99307.2	-62738.7 **	(-4.14)
Return	0.152	0.062	0.089	(0.86)
Volume	16399.2	21018.3	-4619.0	(-1.65)

(注) : Stock Price は日次株価を, IlliQ は Amihud の IlliQ を, Return は日次株価の変化分, Volume は売買高をそれぞれ指す。

3.3 推定モデルの紹介

本稿では、東日本大震災のショックが市場流動性に与えた短期的なショックを検証するために、前後 10 日間のデータを用いた場合と前後 20 日間のデータを用いた場合の 2 タイプの検証を行う。その際に被説明変数である市場流動性の変数としては、「ILLIQ」を用いる。

コントロール変数としては、株価と取引量と市場流動性には内生関係が存在する可能性があるため、McInish and Wood (1992)の先行研究に倣い、両変数を、コントロール変数として採用する。下(3)式では、

各銘柄の日次毎の市場流動性指標を、各銘柄の日次毎の株価と取引数量の対数値でコントロールしたうえで、前後 20 営業日、あるいは前後 40 営業日の期間に市場流動性の変化があったかどうかの検証を行うために、各銘柄 i に対して後半 20 営業日あるいは 40 営業日 (Post) の市場取引ダミー変数を付して推定を行う。その際に、Eom et al. (2007)と同様に、市場価格や取引数量に加えて各銘柄個別の市場流動性に対する変動要因が存在する可能性を考えて、個別効果を加えた下 (3) 式の推定を行う。この方法は、同論文でマーケット・マイクロストラクチャーのイベントスタディーとして知られている(坂和・渡辺 (2016) 推定式(3)の後半営業日ダミー(β_3)の有意性を検証することにより、東日本大震災による市場流動性の効果があったかどうかを明らかにすることが可能になる。

$$(\text{市場流動性})_{i,t} = \beta_1 \ln(\text{Price}_{i,t}) + \beta_2 \ln(\text{Volume}_{i,t}) + \beta_3 \text{PostDummy}_{i,t} + c_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

4. 実証結果

3.3 節で紹介した推定式(3)の推定結果は、表 2 において示されている。本研究では、上 (3) 式の推定を OLS 推定、パネル推定の 2 種類の推定モデルを用いて行っている。又、東日本大震災の影響について、前後 10 営業日ずつの推定と前後 20 営業日ずつの推定の 2 種類の推定を行っている。したがって、推定モデルは 4 種類になり、それらの推定結果については、下表 2 でモデル (1), (2), (3), (4) でそれぞれ示されている。パネル推定モデルについては、同推定を行った (3)・(4)式のいずれにおいても、ハウスマン検定の結果が有意水準 5% で棄却されることから、Fixed Effect(個別効果)モデルが採択されることになる。

表 2：推定結果

	ILLIQ			
	(1) OLS	(2) OLS	(3) Fixed Effect	(4) Fixed Effect
ln (Stock Price)	1000.8 (0.18)	4303.1 (1.30)	-35947.5 (-0.25)	-81128.4 (-0.98)
ln (Volume)	-78994.3 ** (-4.36)	-67800.1 ** (-7.02)	-54168.7 ** (-3.00)	-57730.7 ** (-3.13)
Post Dummy	101213.6 ** (3.51)	70738.5 ** (4.58)	41199.1 ** (2.62)	48592.1 ** (2.74)
Constant	610757.7 ** (3.69)	509456.8 ** (5.73)	692555.7 (0.75)	997174.9 + (1.69)
N	3698	7356	3698	7356
Adjusted R-squared	0.060	0.074	0.009	0.015
R-squared (within)			0.010	0.016
R-squared (overall)			0.048	0.011
R-squared (between)			0.155	0.015
F	22.59 **	47.38 **	3.93 *	3.33 *
Hausman Test			37.80 **	17.77 **

Note: 推定式(1)と(2)は OLS 推定,推定式(3)と(4)は Fixed Effect Model で推定を行った。推定式(1)と(3)は震災前後 20 日,推定式(2)と(4)は震災前後 40 日のデータをそれぞれ採用した。Post Dummy は震災後を 1,震災前を 0 とするダミー変数を示している。推定式(3)と(4)では,Hausman Test の欄に Fixed Effect と Random Effect の係数を比較するという検を行う Hausman 検定の推定値を示している。

+p<0.10,*p<0.05,**p<0.01

上表 2 の推定結果より,以下の点が明らかになる。第一に,4 モデルすべてにおいて,Post Dummy の係数推定値について有意に正の結果が得られた。この結果は,大震災後の期間において,それ以前の期間より,ILLIQ が大きくなり,市場流動性が低くなることを示している。これは,仮説 1 と整合的な結果であり,リーマンショック時と同様に東日本大震災時にも名証の市場流動性が低くなっていて,ショックの効果が伝播していることを示している。

第二に,Post Dummy の係数推定値については,OLS 推定では前後 20 営業日の推定を行った (2) 式の方が (1) 式の係数推定値より小さくなっており,大震災のショックが次第に小さくなっていることを示唆している。一方で,個別効果を考慮した Fixed Effect Model では,前後 20 営業日の推定を行った (4) 式の方が (3) 式の係数推定値より大きくなっている。このことは,大震災のショックがむしろ拡大していることを示唆している。これらの推定結果からは,大震災の影響が 20 営業日程度の短期間では縮小傾向にあるのかの判断は難しいものの,少なくとも個別効果を考慮しても東北大震災の影響は 20 営業日程度持続していることを示唆している。

5. 結論

本研究では,東日本大震災のショックが名証上場企業の市場流動性に波及するのかどうかについての実証分析を行った。本研究では,世界金融危機の折にも,名証上場企業の市場流動性へのショックの波及効果が観察された(坂和(2015b))ことを鑑みて,東北大震災のショックについても名証上場企業に波及していることを想定した実証仮説を検証した。得られた実証結果は,以下の 2 点である。第一に,名証上場企業の市場流動性については,前後 10 営業日の期間を比較した場合に有意に減少することが明らかになった。この結果は,東北大震災のショックが,2 週間程度の期間は継続していることを示している。

第二に,東北大震災後 20 営業日にその期間を拡大して検証した場合も,同様の市場流動性の減少傾向があることが明らかになった。これらの点は,東日本大震災の影響が,その後の 10~20 営業日といった短期間において,名証の市場流動性を低める効果を与えていたことを示している。一方で,その効果が 10 営業日程度の期間の効果に比して,増大しているのか縮小しているのかについては定かな結果を得ることはできなかった。

本研究の結果,東北大震災のショックは名証上場企業にも 10~20 営業日程度の短期間には波及していることが分かった。しかしながら,そのショックがどの程度,持続しているものなのかについては定かではない。又,そのショックが増大傾向にあるのか,縮小傾向にあるのかといった点についても明らかではない。今後の研究の課題となる。

参考文献

- [1]. 生方雅人・坂和秀晃 (2007) 「注文駆動型市場における IR 活動のスプレッド要因への影響」『現代ファイナンス』第 22 巻 97-113 頁
- [2]. 太田亘・竹原均・宇野淳 (2011) 「株式市場の流動性と投資家行動—マーケット・マイクロストラクチャー理論と実証」, 中央経済社
- [3]. 坂和秀晃・生方雅人 (2011) 「スプレッドで見た市場流動性への東証改革の影響」『経営財務研究』第 31 巻 1 号 26-34 頁
- [4]. 坂和秀晃・渡辺直樹 (2016) 「金融自由化で日本の証券市場はどう変わったか—市場流動性とマーケット・マイクロストラクチャー分析」, ミネルヴァ書房
- [5]. 坂和秀晃 (2014) 「証券市場変遷期の名証上場企業の市場流動性について」『国際地域経済研究』第 15 巻 17-29 頁
- [6]. 坂和秀晃 (2015a) 「東京市場の国際的な魅力を高めるための, 制度・規制改革や市場整備の諸施策についての理論的視座の構築」『金融庁金融研究センターディスカッションペーパー』, DP2014-09.
- [7]. 坂和秀晃 (2015b) 「名証上場企業の市場流動性への世界金融危機の影響」『国際地域経済研究』第 16 巻—頁
- [8]. 坂和秀晃・渡辺直樹 (2016) 「金融自由化で日本の証券市場はどう変わったか」, ミネルヴァ書房
- [9]. 程島次郎 (2014) 「福島原発事故の電力会社とガス会社の社債への影響」『国際地域経済研究』第 15 巻 5-15 頁
- [10]. Amihud, Y. (2002) “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.

- [11]. Amihud, Y. and Mendelson, H. (1986) "Asset pricing and the bid-ask spread" . *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- [12]. Aragon, G. O. and Strahan, P. E., (2012), "Hedge funds as liquidity providers: Evidence from the Lehman bankruptcy" , *Journal of Financial Economics* 103, 570-587.
- [13]. Eom, K.S., Ok, J., and Park, J-H. (2007), "Pre-trade transparency and market quality" , *Journal of Financial Markets*, 10, 319-341.
- [14]. Lesmond, D.A. (2005), "Liquidity of emerging markets" , *Journal of Financial Economics*, 77, 411-452.
- [15]. McInish, T. H. and Wood, R.A. (1992), "An Analysis of Intraday Patterns in Bid/Ask Spreads for NYSE Stocks" , *Journal of Finance*, 47, 753-764.
- [16]. Pericoli, M. and Sbracia, M. (2003) "A Primer on Financial Contagion," *Journal of Economic Survey*, 17, 571-609.
- [17] . Sakawa, H., and Ubukata, M. (2012), "Does Pre-trade Transparency Affect Market Quality in the Tokyo Stock Exchange?" , *Economics Bulletin*, 32, 2103-2112
- [18]. Sakawa, H., Ubukata, M., and Watanabel, N. (2014), "Market Liquidity and Bank-dominated Corporate Governance: Evidence from Japan" , *International Review of Economics and Finance*, 31, 1-11.