

経済政策不確実性と企業ディスクロージャーが株価同期性に与える影響

阿 萬 弘 行
森 保 洋

要 旨

本研究は、経済政策不確実性 (Economic Policy Uncertainty: EPU) が株価同期性 (Stock Price Synchronicity: SPS) に与える影響と、その関係における企業のディスクロージャーの役割を、日本の上場企業を対象に実証的に検証したものである。分析には、2012年から2022年までの東証1部上場企業を用い、日本版EPU指数および企業ディスクロージャーを組み合わせ、パネル回帰分析を行った。分析結果から、EPUはSPSに対して有意に正の影響を及ぼし、EPUの高まりが市場全体の株価連動性を強める、すなわち企業固有情報が株価に反映されにくくなることが確認された。一方、企業によるディスクロージャーはSPSを有意に低下させ、市場の情報効率性を高める効果を持つことが示されたが、その効果はEPUが高い局面では有意に弱まる傾向がみられた。加えて、EPUを政策カテゴリ別に分解して検証した結果、特に通商政策および為替政策の不確実性がSPSを高める主要因であることが確認された。本分析の主要な結果はCOVID-19のパンデミック期を除いたサブサンプル分析、EPUの内生性を考慮した2段階最小二乗推定でも同様の傾向が確認され、結果の頑健性が示された。

キーワード：経済政策不確実性、株価同期性、企業ディスクロージャー

目 次

- | | |
|---------|------------|
| 1. はじめに | 4.1 基本分析 |
| 2. データ | 4.2 追加分析 |
| 3. モデル | 4.3 頑健性の検証 |
| 4. 分析結果 | 5. おわりに |

1. はじめに

近年, 2008年の世界金融危機, ブレグジット, COVID-19の世界的流行, ロシア・ウクライナ紛争, 米国トランプ政権による関税政策といった重大な出来事により, 世界の経済情勢は急速な変容を遂げている。その結果, 多くの国の経済政策が頻繁に変更され, 経済政策不確実性 (Economic Policy Uncertainty, 以下 EPU と表記する) の水準が上昇することが観測されるようになった。

EPU はマクロ的な不確実性の一種であるが, 従来は計測が困難であったため, その影響に関する実証分析は十分に進んでいなかった。しかし, Baker et al. (2016) によって EPU を測定する方法が導入されて以来, EPU が金融市場に与えるインパクトについて種々の検証がなされている。例えば, Liu and Zhang (2015) は米国株式市場において, EPU の増大が実現ボラティリティを増加させること, および, EPU がボラティリティ予測の要因の一つとして有効であることを示している。また, Arouri et al. (2016) は, 1900年から2014年までの長期米国株式市場のデータを分析し, EPU が株式収益率に負のインパクトを与えると主張している。Phan et al. (2018) は16ヶ国の株式市場を対象に, 株式収益率の予測可能性を検証し, 日米を含む複数の市場で国別およびグローバル EPU が予測力を持つことを示した。また, Xu et al. (2021) は, 中国株式市場において, 当月の EPU は翌月の株式収益率に負のインパクトを与えることを明らかにした。日本においても, 日本版 EPU 指数が開発され (伊藤 (2019) ; Arbatli Saxegaard et al. (2022)), EPU は株式

収益率に負の影響を与える, ボラティリティを増加させる影響があるとの報告がなされている (熊本 (2019))。

また, 本稿で着目する株価同期性 (Stock Price Synchronicity, 以下 SPS と表記する) は, 株式市場の安定性と株価効率性の両方にとって重要な要因である。SPS は個々の企業の株価と市場全体の株価の連動性を示す尺度であり, SPS が高いということは企業固有情報が株価に反映されにくいという意味で, 市場の情報効率性が低いことを示唆する。

SPS はその重要性から多くの研究が蓄積されている。Morck et al. (2000) は, 先進国市場に比べ新興市場は SPS が高いことを示し, Jin and Myers (2006) は, 企業の透明性が高い市場ほど SPS が低いことを明らかにした。同様に Hutton et al. (2009) は, 米国市場において, 会計報告の透明性が高い企業ほど SPS が低いことを示している。

他にも, 企業の所有構造 (Gul et al. (2010) ; An and Zhang (2013); Boubaker et al. (2014); Barka et al. (2022)), アナリスト・カバレッジ (Devos et al. (2015) ; Gao et al. (2020) ; Su et al. (2022)), メディア・カバレッジ (Aman (2011) ; Dang et al. (2020)), 監査上の主要な検討事項 (Zhai et al. (2021)), 株式市場の自由化 (Li et al. (2022)), CEO のメディア露出と政治的な関係 (Li et al. (2019)) など, 様々な観点から SPS への影響に関する分析が行われている。

一方, SPS に対する EPU の影響については, 十分な実証的知見が蓄積されていない。Shen et al. (2021) は EPU の増加が中国株式市場における SPS を減少させることを示したが, 市場制度や環境が異なる日本を含めた先進国市場

における EPU と SPS の関係の検証は未開拓の領域である。

さらに、EPU が高まる中で、企業によるディスクロージャーが株式市場においてどのような役割を果たすのかという点も、重要な論点である。ディスクロージャーは、企業の財務報告および自発的な情報開示を含んでおり、投資家意思決定の重要な決定要因の一つである。したがって、企業による積極的なディスクロージャーは、投資家に対して企業固有の材料を提供することで、SPS を低下させる効果を持つと考えられる (Jin and Myers (2006))。しかし、マクロ経済全体の先行きが不透明な状況下では、たとえ個々の企業が情報を開示したとしても、そのシグナルが市場全体の不確実性によって希薄化し、株価に十分に反映されない可能性もある。

以上の問題意識に基づき、本稿は日本の株式市場を対象として、EPU が SPS に与える影響と、その関係における企業のディスクロージャーが果たす役割を実証的に明らかにすることを目的とする。

本稿は以下のように構成される。第2章では実証分析で利用するデータとその記述統計について述べる。第3章では分析モデルについて説明し、第4章で分析結果を報告する。第5章では本分析の結論について述べる。

2. データ

本稿では、サンプル期間を2012年1月から2022年12月までの11年間とする。対象企業は、2022年3月までは東京証券取引所（以下、東証と表記する）1部上場企業、2022年4月以降は

プライム市場上場企業とし、上場投資信託および不動産投資信託証券は分析から除外する。分析には月次データを用い、期間中の分析対象企業数は2,468社、観測値数は250,505である。

t 月における企業 i の株価同期性 $SPS_{i,t}$ は

$$SPS_{i,t} = \log(R_{i,t}^2 / (1 - R_{i,t}^2)) \quad (1)$$

で求められる。ここで、 $R_{i,t}^2$ は、回帰式

$$r_{i,\tau} = a_0 + a_1 r_{m,\tau} + a_2 r_{ind,i,\tau} + \epsilon_{i,\tau} \quad (2)$$

を最小2乗推定することによって得られる決定係数である。(2)式中の $r_{i,\tau}$, $r_{m,\tau}$, $r_{ind,i,\tau}$ はそれぞれ t 月に属する取引日 τ の、企業 i の日次株式収益率、日次市場収益率、企業 i が属する産業の日次平均収益率を表す¹。 $R_{i,t}^2$ は企業 i の株価変動のうち、市場および産業による株価変動によって説明できる割合を示すため、市場および産業との株価同期性が高い企業ほど、 $SPS_{i,t}$ は高い値を示す (Jin and Myers (2006); Shen et al. (2021))。

EPU を表す変数には、日本版 EPU 指数を利用する (Arbatli Saxegaard et al. (2022))。この指数は Baker et al. (2016) の指数計算方法を日本の主要新聞について適用し、計算されたものである。本稿では、この EPU 指数に加え、政策カテゴリ別指数として公表されている財政政策、金融政策、通商政策、為替政策に関する不確実性指数（それぞれ、 FPU , MPU , TPU , XPU と表記する）も追加的分析に利用する。また後述する頑健性チェックにおいて、米国の政策不確実性指数 ($USEPU$ と表記する) を利用する。

企業のディスクロージャー活動の代理変数として、本稿は各企業の東証 TDnet における適

1 各企業の属する産業は東証による中分類（33業種）に準じている。

時情報開示発信数の月次合計 (*Disclosure*) を利用する。TDnet では、日本語と同内容の情報を見で公開される場合があるが、本稿では日本語での情報のみ集計する。

さらに、コントロール変数として、総資産利益率 (*ROA*)、負債比率 (*Leverage*)、現金保有 (*Cash*)、上位10大株主の持ち株比率 (*Top10*)、対数株価 (*Price*)、月間平均取引量 (*Volume*)、対数時価総額 (*Size*)、月間平均売買高回転率 (*Turnover*)、収益率の月間標準偏差 (*Volatility*)、日本市場における予想ボラティリティ指標である Volatility Index Japan

(*VXJ*) を利用する。

本稿では、外れ値の影響を考慮するため、すべての変数について上位 1 % および 99 % 点で winsorize を行った。

これらの変数の基本統計量を図表 1 に示す。

SPS の平均と中央値はそれぞれ、-0.41、-0.29 であり、平均値の方が小さいため、分布が右にゆがんでいることが示される。

EPU 指数の平均は 112.01、標準偏差は 28.07 であり、水準、ばらつきとともに米国の EPU 指数よりも小さい。指数の水準を考慮し、変動係数を計算すると、日本が 0.25、米国が 0.43 とな

図表 1 基本統計量

	N	Mean	SD	Min	p25	p50	p75	Max
<i>SPS</i>	250,505	-0.41	1.25	-4.29	-1.13	-0.29	0.46	2.16
<i>EPU</i>	250,505	112.01	28.07	66.13	91.32	108.59	125.65	202.98
<i>FPU</i>	250,505	108.30	33.22	52.75	86.69	100.91	128.75	203.30
<i>MPU</i>	250,505	112.76	44.05	37.94	82.07	103.01	128.61	270.11
<i>TPU</i>	250,505	190.12	138.73	38.93	96.03	131.67	229.16	604.49
<i>XPU</i>	250,505	68.32	42.22	33.03	43.80	55.43	74.00	260.00
<i>USEPU</i>	250,505	167.38	71.95	78.51	114.96	155.28	190.50	427.92
<i>Disclosure</i>	250,505	2.22	2.32	0.00	0.00	2.00	3.00	11.00
<i>ROA</i>	250,505	0.04	0.04	-0.14	0.02	0.03	0.06	0.18
<i>Leverage</i>	250,505	0.48	0.20	0.10	0.32	0.47	0.62	0.96
<i>Cash</i>	250,505	0.19	0.14	0.00	0.09	0.16	0.25	0.69
<i>Top10</i>	250,505	0.48	0.15	0.21	0.36	0.45	0.58	0.82
<i>Price</i>	250,505	7.09	1.01	4.57	6.45	7.15	7.76	9.75
<i>Volume</i>	250,505	11.77	1.84	7.90	10.43	11.67	13.03	16.38
<i>Size</i>	250,505	24.79	1.57	22.04	23.63	24.55	25.76	29.10
<i>Turnover</i>	250,505	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04
<i>Volatility</i>	250,505	1.97	0.99	0.50	1.28	1.75	2.41	5.71
<i>VXJ</i>	250,505	21.97	5.41	13.90	18.53	21.47	23.94	42.01

(注) 表中の N, Mean, SD, Min, p25, p50, p75, Max はそれぞれ、観測値数、平均、標準偏差、最小値、第1四分位点、中央値、第3四分位点、最大値を表す。

る。異なる言語、新聞記事によって算出された2つの指標を単純に比較はできないが、日本のEPUの変動の大きさは米国のそれに比べて小さい可能性が高いと考えられる。また、政策カテゴリーごとの指標を見ると、通商政策不確実性の平均、標準偏差が特に大きい（平均190.12、標準偏差138.73）。

各企業における適時開示情報数の月次平均は2.22であるが、第1四分位点が0であることから、1年間に3ヶ月程度は適時開示が全く行われていないことがわかる。

SPSを構築するための日次株式収益率は、金融データソリューションズ提供の「日本上場株式日次リターンデータ」を利用した。また、適時開示情報および各種財務データは、それぞれ日経NEEDSの「適時開示情報見出しデータ」とFinancial Questから取得した。日本および米国EPU指標の入手元は、各国のEPU指標が公開されているウェブサイトである²。さらに、VXJは大阪大学数理・データ科学教育研究センターのウェブサイトに掲載されているものを利用した³。

3. モデル

EPUおよび企業ディスクロージャーが株価同期性に与える影響を検証するため、本稿では以下のモデルを推定した。

$$\begin{aligned} SPS_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 EPU_t + \gamma_2 Disclosure_{i,t} \\ & + \gamma_3 EPU_t \times Disclosure_{i,t} + Controls_{i,t} \\ & + Fixed\ effect_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

係数 γ_1 はEPUが株価同期性に与える限界的

効果であり、正であれば、EPUが増加すると株価同期性が高まることを示す。係数 γ_2 は追加的なディスクロージャーが株価同期性に与えるインパクトを表している。個別企業のディスクロージャーが株価同期性を低下させるのであれば、 γ_2 は負の値が期待される。係数 γ_3 はEPUと企業ディスクロージャーの交差項についての係数であり、EPUの水準に応じて、企業ディスクロージャーが株価同期性に与える影響がどのように変化するかを捉える。

回帰式にはコントロール変数として、*ROA*, *Leverage*, *Cash*, *Top10*, *Price*, *Volume*, *Size*, *Turnover*, *Volatility*, *VXJ*を含めた。また、企業間に存在する観測できない異質性をコントロールするため、企業固定効果を導入して推定を行った。

また、本稿のサンプル期間には、COVID-19のパンデミック期が含まれており、この時期はSPSとEPU、企業のディスクロージャー活動の関係に構造的な変化が生じていることが予想される。したがって、本稿では2020年1月以降をパンデミック期とみなし、パンデミック期であれば1の値をとるダミー変数*COVID19*を構築し、この変数と(3)式の主要変数との交差項を含めたモデルも推定する。

4. 分析結果

4.1 基本分析

図表2は本分析のベースラインとなる回帰モデル（式(3)）を推定した結果である。

COVID-19のパンデミック期を明示的に考慮

2 <https://www.policyuncertainty.com>

3 <https://www-mmds.sigmath.es.osaka-u.ac.jp/structure/activity/vxj.php>

図表2 ベースライン回帰分析

	(1) SPS	(2) SPS	(3) SPS	(4) SPS	(5) SPS	(6) SPS
<i>EPU</i>	0.156*** (13.41)	0.162*** (13.94)	0.173*** (12.79)	0.158*** (13.57)	0.167*** (14.28)	0.395*** (26.30)
<i>Disclosure</i>		-6.233*** (-50.40)	-5.770*** (-16.06)		-6.401*** (-52.14)	-8.505*** (-17.77)
<i>EPU</i> × <i>Disclosure</i>			-0.410 (-1.39)			1.131*** (2.82)
<i>COVID19</i>				0.0510*** (5.18)	0.0874*** (8.85)	1.169*** (40.00)
<i>COVID19</i> × <i>EPU</i>						-0.995*** (-42.17)
<i>COVID19</i> × <i>Disclosure</i>						-2.008*** (-2.74)
<i>COVID19</i> × <i>EPU</i> × <i>Disclosure</i>						3.398*** (5.65)
<i>ROA</i>	-0.461*** (-3.16)	-0.578*** (-3.91)	-0.579*** (-3.92)	-0.346** (-2.40)	-0.383*** (-2.66)	-0.616*** (-4.22)
<i>Leverage</i>	-0.109 (-1.30)	-0.118 (-1.38)	-0.118 (-1.38)	-0.101 (-1.22)	-0.106 (-1.27)	-0.153* (-1.85)
<i>Cash</i>	-0.0564 (-0.64)	-0.00325 (-0.04)	-0.00316 (-0.04)	-0.131 (-1.50)	-0.130 (-1.49)	-0.138 (-1.60)
<i>Top10</i>	-1.057*** (-10.39)	-0.931*** (-9.08)	-0.932*** (-9.10)	-1.179*** (-11.28)	-1.137*** (-10.90)	-1.376*** (-13.02)
<i>Price</i>	-0.270*** (-21.14)	-0.263*** (-20.58)	-0.263*** (-20.58)	-0.274*** (-21.80)	-0.270*** (-21.65)	-0.245*** (-19.62)
<i>Volume</i>	-0.247*** (-23.44)	-0.244*** (-23.39)	-0.244*** (-23.38)	-0.246*** (-23.54)	-0.243*** (-23.60)	-0.230*** (-22.44)
<i>Size</i>	0.534*** (29.77)	0.541*** (29.97)	0.541*** (29.97)	0.527*** (29.57)	0.528*** (29.73)	0.520*** (29.15)
<i>Turnover</i>	-21.44*** (-13.71)	-21.92*** (-14.14)	-21.91*** (-14.13)	-21.52*** (-13.84)	-22.06*** (-14.39)	-22.94*** (-15.01)
<i>Volatility</i>	0.116*** (23.01)	0.143*** (28.45)	0.143*** (28.36)	0.118*** (23.52)	0.147*** (29.50)	0.153*** (30.50)
<i>VXJ</i>	0.0577*** (89.73)	0.0562*** (86.66)	0.0562*** (86.67)	0.0565*** (85.12)	0.0542*** (80.80)	0.0586*** (87.60)
Adj. <i>R</i> ²	0.27	0.282	0.282	0.271	0.282	0.291
Observations	250,505	250,505	250,505	250,505	250,505	250,505

(注) 1) 括弧内の数値はクラスターロバスト標準誤差から計算された *t* 値を表す。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示す。すべてのモデルは企業固定効果を含めて推定している。

2) 回帰係数の可読性を高めるため、*EPU* および *Disclosure* を 100 で除したものを用いて推定している。

していないモデル(1)からモデル(3)において、*EPU* にかかる回帰係数はすべて 0.16 程度の値をとり、1% 水準で有意である。これより、*EPU* が SPS に正のインパクトを与え、*EPU* の増大は SPS の上昇を促すことが示された。これは、中国株式市場を分析対象とした分析と対

照的な結果である (Shen et al. (2021))。

また、*Disclosure* をモデルに導入した場合 (モデル(2)、モデル(3))、その回帰係数は 1% の有意水準で有意な負の値をとる。したがって、企業ディスクロージャーの増加は SPS の低下につながることが示唆される。

モデル(4)からモデル(6)は、COVID-19のパンデミック期に関するダミー変数 *COVID19*をモデルに導入し、構造変化を考慮したものである。*COVID19*にかかる回帰係数はすべて正の値をとり、1%の有意水準で有意である。これは、パンデミック期において、*SPS*が増大したことを見ている。また、これらのモデルにおいても *EPU*は正値かつ1%水準で有意である。これより、非パンデミック期において、*EPU*の増大は *SPS*を増加させることが示された。一方、*COVID19*と *EPU*の交差項の回帰係数は-0.995であり1%水準で有意であった。したがって、パンデミック期において、*SPS*に対する *EPU*単独のインパクトの大きさは $0.395 - 0.995 = -0.6$ となり、*EPU*の増大は *SPS*を低下させることを示唆する結果となった。

*Disclosure*に関する係数に着目すると、1%の有意水準で負値をとっている（モデル(5)、モデル(6)でそれぞれ-6.401、-8.505）。さらに *COVID19*と *Disclosure*のダミー変数の交差項に関する回帰係数も1%の有意水準で-2.008と負の値をとっている。これより企業ディスクロージャーが *SPS*低下に与える単独効果は、非パンデミック期よりパンデミック期の方がより大きいことがわかる。

次に、*EPU*指数の水準によって、企業ディスクロージャーが *SPS*に与える影響に違いが生じるかを検討する。モデル(3)における *EPU*と *Disclosure*の交差項に関する係数は-0.410と負の値であるが、有意ではない。一方、*COVID19*を導入したモデル(6)においては、交差項は有意水準1%で1.131と正の値である。さらに、*COVID19*、*EPU*、*Disclosure*の3項の交差項についても、1%の有意水準で回帰係数が3.398と正の値をとっている。これらから、

企業ディスクロージャーが *SPS*の低減に与える効果は、*EPU*の水準に依存し、*EPU*が高い局面においては弱まることが示された。すなわち、*EPU*が高い局面では、ディスクロージャーの有効性が相対的に低下し、企業固有情報が市場全体の不確実性に埋もれる傾向があることを意味する。さらにパンデミック期においては、その傾向が顕著であることが示唆される。

コントロール変数については、すべてのモデルについて、回帰係数の符号、有意水準ともにほとんど同様の傾向を示している。すなわち、高 *ROA*で株式保有が少数の株主に集中している企業は *SPS*が低い。株価水準が高く、取引が活発な（取引量と売買高回転率が高い）企業も同様に *SPS*が低い。一方、企業規模と株価ボラティリティは *SPS*を増加させる。また、市場の予想ボラティリティが高い場合も *SPS*が増大する。

4.2 追加分析

Arbatli Saxegaard *et al.* (2022)では、経済政策不確実性指数に加え、*FPU*、*MPU*、*TPU*、*XPU*の4つの政策カテゴリに関する不確実性指数も算出されている。これらの不確実性が *SPS*に与える影響が異なるかどうかを検証するため、(3)式において、*EPU*をそれぞれの政策カテゴリ指数に置き換えたモデルと、すべての政策カテゴリ指数を同時に含めたモデルを推定した。

図表3に推定結果を示す。モデル(1)からモデル(4)は、(3)式において、*EPU*を政策カテゴリ指数に置き換えた結果である。

これらのモデル(1)から(4)において、*COVID19*に関する係数は、*FPU*、*MPU*、*TPU*を用いたモデルで正で有意であり、ベースライ

図表3 不確実性指数のカテゴリ別回帰分析

	(1) SPS	(2) SPS	(3) SPS	(4) SPS	(5) SPS
<i>Disclosure</i>	-7.258*** (-17.85)	-9.070*** (-27.72)	-4.931*** (-18.94)	-7.764*** (-30.89)	-7.790*** (-18.43)
<i>COVID19</i>	0.845*** (33.25)	0.265*** (14.26)	0.269*** (14.75)	-0.0864*** (-5.80)	0.576*** (21.13)
<i>COVID19</i> × <i>Disclosure</i>	-1.819*** (-2.97)	2.714*** (5.30)	0.742* (1.69)	3.951*** (10.30)	0.0649 (0.09)
<i>FPU</i>	0.298*** (23.50)				-0.0388* (-1.71)
<i>MPU</i>		0.153*** (17.23)			-0.0154 (-1.29)
<i>TPU</i>			0.111*** (34.69)		0.118*** (27.98)
<i>XPU</i>				0.0793*** (8.44)	0.0683*** (5.85)
<i>FPU</i> × <i>Disclosure</i>	0.0323 (0.10)				2.636*** (3.65)
<i>MPU</i> × <i>Disclosure</i>		1.635*** (6.96)			1.814*** (4.64)
<i>TPU</i> × <i>Disclosure</i>			-0.953*** (-10.75)		-1.297*** (-11.05)
<i>XPU</i> × <i>Disclosure</i>				0.872*** (3.21)	-2.085*** (-5.07)
<i>COVID19</i> × <i>FPU</i>	-0.766*** (-35.39)				-0.701*** (-20.25)
<i>COVID19</i> × <i>MPU</i>		-0.186*** (-13.32)			0.0697*** (3.29)
<i>COVID19</i> × <i>TPU</i>			-0.0664*** (-6.81)		0.0971*** (9.39)
<i>COVID19</i> × <i>XPU</i>				0.171*** (12.47)	0.201*** (12.10)
<i>COVID19</i> × <i>FPU</i> × <i>Disclosure</i>	3.671*** (6.90)				1.407 (1.50)
<i>COVID19</i> × <i>MPU</i> × <i>Disclosure</i>		-0.549 (-1.35)			-0.863 (-1.38)
<i>COVID19</i> × <i>TPU</i> × <i>Disclosure</i>			-0.136 (-0.45)		0.478 (1.38)
<i>COVID19</i> × <i>XPU</i> × <i>Disclosure</i>				-2.477*** (-5.92)	0.00604 (0.01)
Adj. <i>R</i> ²	0.288	0.284	0.289	0.284	0.297
Observations	250,505	250,505	250,505	250,505	250,505

- (注) 1) *FPU, MPU, TPU, XPU*は金融政策、財政政策、通商政策、為替政策の不確実性指数を表す。
 2) それぞれ括弧内の数値はクラスターロバスト標準誤差から計算された *t* 値を表す。*, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。すべてのモデルはコントロール変数、企業固定効果を含めて推定している。
 3) 回帰係数の可読性を高めるため、*FPU, MPU, TPU, XPU*および *Disclosure* を100で除したものを用いて推定している。

ン回帰モデルの結果と同様である一方、*XPU*を用いたモデルでは負に1%水準で有意である。

Disclosure に関する係数はすべてのモデルで負に有意であり、非パンデミック期において企

業ディスクロージャーは SPS を低下させることを示す。COVID19との交差項に着目すると, *FPU*について, 1 %水準で負に有意であり, パンデミック期においては企業ディスクロージャーが SPS を低下させる効果が強まることがわかる。一方, *MPU, XPU*については 1 %水準で正に有意であり, SPS 低減効果が低下している。

すべての政策カテゴリ指標に関する係数は正かつ 1 %水準で有意であり, ベースラインモデルと整合的な結果である。パンデミック期においても, *XPU*を除きベースラインモデルと整合的な結果を示している。

各政策カテゴリ指標の水準による企業ディスクロージャーの SPS 増大 (低減) 効果は, 指数によりまちまちである。*Disclosure* と *MPU, XPU* の交差項は正で有意である一方, *TPU*との交差項は負で有意である。パンデミック期における追加的な効果も *FPU* が正で有意ある一方, *XPU* は負で有意となっている。

最後に, すべての政策カテゴリ指標を同時に考慮したモデル(5)の推定結果を確認する。*Disclosure* および COVID19 に係る係数はそれぞれ, 負と正で有意であり, ベースラインモデルの結果と同様である。一方, ベースラインモデルでは負で有意であった COVID19 と *Disclosure* の交差項は有意ではない。

非パンデミック期において, *TPU, XPU* の増大は SPS を増加させるが, *FPU, MPU* については統計的に有意な影響が認められない。パンデミック期には, *TPU, XPU* はより顕著に SPS を増加させる方向に働き, *MPU* の増大も SPS 増加に影響を与えている。

各政策カテゴリ指標と *Disclosure* の交差項に関する係数に着目すると, 各指標が高水準の

時に, 企業ディスクロージャーが SPS に与える影響はすべてのカテゴリで有意である。一方, その方向性はカテゴリによって異なっている。*FPU, MPU* が高水準の時, 企業ディスクロージャーは SPS を増加させる方向に働くが, *TPU, XPU* について SPS を低下させる方向に働くことが示された。なお, COVID19 を含めた 3 項の交差項については, すべての係数について有意ではなく, サンプル期間を通じて, これらの関係に変化がないことを示している。

4.3 頑健性の検証

本章におけるベースライン回帰の頑健性を検討するため, 2つの方法による分析を行った。一つは, パンデミック期をサンプル期間から除外したサブサンプル分析であり, もう一つは, *EPU* の内生性を考慮した 2 段階最小二乗推定法 (2SLS) による推定である。

4.3.1 サブサンプルによる分析

本分析のサンプル期間は 2012 年 1 月から 2022 年 12 月までであり, COVID-19 のパンデミック期を含んでいる。パンデミック期は *EPU* と企業ディスクロージャーおよび SPS の関係に構造変化が生じている可能性があり, ベースラインモデルにおいてもパンデミック期についてのダミー変数を導入して推定を行った。ここでは, パンデミック期を含まないサブサンプル期間, すなわち 2012 年 1 月から 2019 年 12 月までのサブサンプルを用いて推定することにより, 推定結果の頑健性を検証した。

図表 4 のモデル(1)からモデル(3)は, サブサンプルを用いて推定した結果である。*EPU, Disclosure* に関する係数の符号はそれぞれ, 1 % の有意水準で正と負であり, パンデミック

図表4 頑健性チェック

	(1)	(2)	(3)	(4)
	サブサンプル			2SLS
	SPS	SPS	SPS	SPS
<i>EPU</i>	0.364*** (28.39)	0.384*** (29.83)	0.364*** (23.49)	0.892*** (26.61)
<i>Disclosure</i>		-7.535*** (-49.05)	-8.574*** (-18.01)	-11.66*** (-9.41)
<i>EPU</i> × <i>Disclosure</i>			0.932** (2.32)	3.735*** (3.39)
<i>COVID19</i>				2.203*** (46.44)
<i>COVID19</i> × <i>EPU</i>				-1.905*** (-46.75)
<i>COVID19</i> × <i>Disclosure</i>				-4.389*** (-3.09)
<i>COVID19</i> × <i>EPU</i> × <i>Disclosure</i>				5.615*** (4.49)
Adj. <i>R</i> ²	0.311	0.324	0.324	0.134
Observations	177,629	177,629	177,629	250,505

- (注) 1) モデル(1)から(3)は2012年から2019年までのサブサンプルを用いた推定結果、モデル(4)は、*EPU*指標の操作変数として米国の*EPU*指数を用いて2段階最小二乗法で推定した結果である。
 2) 括弧内の数値はクラスターOバスト標準誤差から計算された*t*値を表す。*, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。すべてのモデルはコントロール変数、企業固定効果を含めて推定している。
 3) 回帰係数の可読性を高めるため、*EPU*、および*Disclosure*を100で除したものを用いて推定している。

期を含んだフルサンプルを用いた結果(図表2、モデル(1)から(6))と整合的である。また、*EPU*と*Disclosure*の交差項については1%の有意水準で正である。これも、パンデミック期における構造変化を考慮したモデル(図表2、モデル(6))の結果と整合的である。

4.3.2 2SLSによる分析

ベースライン回帰モデルにおいては種々のコントロール変数および企業固定効果を含めることにより、*EPU*が*SPS*に与える影響をより正確に捉えようと試みているが、依然として*EPU*と*SPS*の両者に影響を与える要因がモデルから欠落している可能性を否定できない。この場合、*EPU*の推定結果はバイアスを生じることになる。そこで、本項では米国の*EPU*指

数を日本の*EPU*指標の操作変数として採用し、2SLSによる推定を行った。世界最大の経済大国である米国の*EPU*は、日本の*EPU*に影響を与えることは容易に想像できる。また、米国の*EPU*は日本の*SPS*に日本の*EPU*を媒介として影響を与えると考えるのが自然であろう。以上より、米国の*EPU*指数が操作変数として妥当であると判断した。

図表4のモデル(4)は、2SLS推定の結果を示している。OLS推定の結果(図表2、モデル(6))と比較すると、回帰係数の符号および有意水準ともに整合的な結果が得られた。また、*EPU*、*Disclosure*とその交差項に関する推定値は、2SLSの方が絶対値の意味で大きく、OLSの結果は*EPU*および企業ディスクロージャーの*SPS*へのインパクトを過小に評価し

ている可能性があることを示唆している。

5. おわりに

本研究は、世界的な EPU の高まりを問題意識とし、EPU が SPS に与える影響を分析した。また、企業のディスクロージャーがこの関係にどのような影響を与えるのかについても併せて検証を行った。2012年から2022年までの日本株式市場を対象とする実証分析の結果は以下のように要約される。

まず、EPU は SPS に対し正の有意な影響を与え、EPU が増大すると、株式市場全体の連動性が高まることが示された。次に、企業ディスクロージャーは SPS に対し負の有意な影響を与え、企業によるディスクロージャーが活発であるほど、企業の株価と市場全体の株価の連動性が低下することが示唆された。

COVID-19のパンデミック期を考慮した分析では、非パンデミック期と異なる関係も観測された。すなわち、パンデミック期において、SPS の水準は有意に上昇すると同時に、EPU が SPS に与える影響は負に転じた。また、企業ディスクロージャーによる SPS 低下効果は、パンデミック期においてより強まる傾向が見られた。さらに、EPU が高い局面では、企業ディスクロージャーによる SPS 低減効果が弱まることが確認された。

これらの分析結果は、以下の経済学的含意を持つと考えられる。まず、EPU の増大が SPS を高めるという結果は、政策不確実性の高い環境下で投資家は企業固有情報の分析よりも市場全体の動向を重視することを示唆する。次に、ディスクロージャーが SPS を低下させ、市場の情報効率性を高めるという結果は、企業によ

るディスクロージャーが企業固有リスクを投資家に伝え、株価の個別性を高める上で重要な役割を果たしていることを確認するものである。最後に、EPU が高い局面で企業ディスクロージャーの SPS 低減効果が弱まるという結果は、マクロ的な不確実性が高まると、たとえ企業が固有情報を開示しても、その情報が市場全体の不確実性によって希薄化され、株価に反映されにくくなる可能性を示唆する。

また、本分析は市場当局、上場企業に対し以下の政策的含意を持つ。企業ディスクロージャーが SPS を低下させる効果を持つことから、企業による積極的な情報開示を促す制度設計は、市場の効率性を高める観点から引き続き重要である。さらに、投資家に対して積極的な情報開示を行うことは、自社の株価を市場全体の動きから切り離し、ファンダメンタルズが適正に評価されるために不可欠である。

本研究は、日本株式市場における EPU、企業ディスクロージャー、SPS の関係についての新たな知見を提示したが、同時にいくつかの限界も残されている。第一に企業ディスクロージャーの代理変数として TDnet における適時情報開示件数を用いたが、情報の質は考慮していない。今後の課題として、テキストマイニングの手法を用いて開示内容の質を定量化することが挙げられる。第二に、パンデミック期において EPU が SPS に負の影響を与えるという結果について、本稿ではそのメカニズムを深く検証できていない。この時期の政策対応が業種や企業特性によってどのように異なる影響を与える、結果 SPS にどのように反映されたのかをより詳細に分析する必要があると考える。

謝 辞

本稿の作成にあたり、資本市場・企業統治研究会において貴重なご助言を賜りました川本真哉先生、河瀬宏則先生に深く感謝申し上げます。また、日次株式収益率データは日本証券経済研究所から提供を受けました。記して感謝いたします。本研究はJSPS科研費20H01499, 24K04954の助成を受けたものです。

参 考 文 献

- Aman, H., (2011), "Firm-specific volatility of stock returns, the credibility of management forecasts, and media coverage: Evidence from Japanese firms," *Japan and the World Economy*, Vol.23, No.1, pp.28–39.
- An, H., and T. Zhang, (2013), "Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors," *Journal of Corporate Finance*, Vol.21, pp.1–15.
- Arbatli Saxegaard, E.C., S.J. Davis, A. Ito, and N. Miake, (2022), "Policy uncertainty in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.64, p.101192.
- Arouri, M., C. Estay, C. Rault, and D. Roubaud, (2016), "Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US," *Finance Research Letters*, Vol.18, pp.136–141.
- Baker, S.R., N. Bloom, and S.J. Davis, (2016), "Measuring Economic Policy Uncertainty," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.131, No.4, pp.1593–1636.
- Barka, Z., R. Benkraiem, T. Hamza, and F. Lakhal, (2022), "How does family control affect stock price synchronicity?" *Finance Research Letters*, Vol.49, p.103092.
- Boubaker, S., H. Mansali, and H. Rjiba, (2014), "Large controlling shareholders and stock price synchronicity," *Journal of Banking & Finance*, Vol.40, pp.80–96.
- Dang, T.L., M. Dang, L. Hoang, L. Nguyen, and H.L. Phan, (2020), "Media coverage and stock price synchronicity," *International Review of Financial Analysis*, Vol.67, p.101430.
- Devos, E., W. Hao, A.K. Prevost, and U. Wongchoti, (2015), "Stock return synchronicity and the market response to analyst recommendation revisions," *Journal of Banking & Finance*, Vol.58, pp.376–389.
- Gao, K., W. Lin, L. Yang, and K.C. Chan, (2020), "The impact of analyst coverage and stock price synchronicity: Evidence from brokerage mergers and closures," *Finance Research Letters*, Vol.33, p.101190.
- Gul, F.A., J.-B. Kim, and A.A. Qiu, (2010), "Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China," *Journal of Financial Economics*, Vol.95, No.3, pp.425–442.
- Hutton, A.P., A.J. Marcus, and H. Tehranian, (2009), "Opaque financial reports, R^2 , and crash risk," *Journal of Financial Economics*, Vol.94, No.1, pp.67–86.
- Jin, L., and S. Myers, (2006), "R² around the world: New theory and new tests," *Journal of Financial Economics*, Vol.79, No.2, pp.257–292.
- Li, Q., X. Liu, J. Chen, and H. Wang, (2022), "Does stock market liberalization reduce stock price synchronicity? —Evidence from the Shanghai-Hong Kong Stock Connect," *International Review of Economics & Finance*, Vol.77, pp.25–38.
- Li, X., P. Qiao, and L. Zhao, (2019), "CEO media exposure, political connection and Chinese firms' stock price synchronicity," *International Review*

- of Economics & Finance*, Vol.63, pp.61–75.
- Liu, L., and T. Zhang, (2015), “Economic policy uncertainty and stock market volatility,” *Finance Research Letters*, Vol.15, pp.99–105.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, (2000), “The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?,” *Journal of Financial Economics*, Vol.58, No.1, pp.215–260.
- Phan, D.H.B., S.S. Sharma, and V.T. Tran, (2018), “Can economic policy uncertainty predict stock returns? Global evidence,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.55, pp.134–150.
- Shen, H., R. Liu, H. Xiong, F. Hou, and X. Tang, (2021), “Economic policy uncertainty and stock price synchronicity: Evidence from China,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.65, p.101485.
- Su, K., M. Zhang, and C. Liu, (2022), “Financial derivatives, analyst forecasts, and stock price synchronicity: Evidence from an emerging market,” *Journal of International Financial Markets*,
- Institutions and Money*, Vol.81, p.101671.
- Xu, Y., J. Wang, Z. Chen, and C. Liang, (2021), “Economic policy uncertainty and stock market returns: New evidence,” *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol.58, p.101525.
- Zhai, H., M. Lu, Y. Shan, Q. Liu, and Y. Zhao, (2021), “Key audit matters and stock price synchronicity: Evidence from a quasi-natural experiment in China,” *International Review of Financial Analysis*, Vol.75, p.101747.
- 伊藤 新, (2019), “テキストデータを用いた政策不確実性の計測,” 証券アナリストジャーナル, Vol.57, No.7, pp.34–44.
- 熊本方雄, (2019), “政策不確実性が資産価格に与える影響,” 証券アナリストジャーナル, Vol.57, No.7, pp.45–54.
- (関西学院大学商学部教授・当研究所客員研究員
阿萬弘行)
(西南学院大学商学部教授・当研究所客員研究員
森保 洋)