九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

規制緩和とシステマティック・リスク : サーベイ

野方, 大輔
九州大学大学院経済学府

https://doi.org/10.15017/3000443

出版情報：経済論究. 133, pp.69-83, 2009-03. 九州大学大学院経済学会
バージョン：
権利関係：

「規制緩和とシステマティック・リスク：サーベイ」

野　方　大　輔

1．はじめに

近年，経済的規制の緩和は世界的な潮流として進展してきており，我が国においても1980年代後半から，大幅な経済的規制の緩和（以下，規制緩和）が行なわれている。

こうした規制緩和の背景について植草［2004］では，技術革新や国際競争の進展によって従来型の規制の方式を維持する根拠が希薄になったこと。さらに，従来型の規制によって価格が硬直化するとともにサービスが画一化し，企業の効率化が進まないことなどが挙げられている。加えて，植草は日本の規制産業分野においては，内外価格差の存在が規制緩和の契機になっているとも述べている。

かくして規制緩和は行われるが，その特徴は規制企業に競争を生じさせうる点に求められるだろう。こうした規制産業への競争原理の導入は企業努力を引き出し，新しいサービスの登場や料金メニューを生み出させるというように企業に創意工夫や活性化をもたらし，経営効率化を促すと考えられる。例えば，NTTは1985年の民営化後，人員削減，設備投資の効率化，資材・機器購入の効率化，資金調達の効率化および不採算部門の合理化によってコスト削減を行なった。さらに，土日曜割引，専用線の値下げ，遠距離通話料金の値下げなどを実施した。同様に，JR各社は1987年の規制緩和後に各種割引料金制度の導入などによる需要開拓を行なうとともに，鉄道施設などの内部経営資源を有効利用して他業種へ積極的に進出するなどしている。（植草［2000］）。

このように，規制緩和が企業に与える効果はコスト削減やサービス改善によって測ることができる。一方，本論文では，規制企業をとりまくリスクの変化を測定することで，規制緩和の効果を検証できるとの立場に立っている。仮に規制緩和によって競争が激しくなる，あるいは費用変動の価格への転嫁が難しくなれば，必然的に規制企業のキャッシュフローの変動は高くなるであろう。このようなリスクの増大は，規制企業にコスト削減やサービス改善のインセンティブを与えると考えられる。言い換えれば，規制緩和前後でのリスクの変化を分析することは，規制企業がコスト削減やサービス改善を行う動機を持つだけの環境変化が起きているかを検証することになる。

規制緩和前後でのリスクの変化を分析することは，他にも重要な意義がある。第一にそのような分析は，規制企業の投資行動を考察する上でも重要である。リスクの変化は資本コストの変化を通じて企業の投資行動にも影響する。したがって，規制緩和前後でのリスクの変化を分析することは，規制緩和によって規制企業による投資水準が変わるかという問題を考察することになる。第二に，このような分析は，コーポレート・ガバナンスの研究において暗黙のうちに置かれている仮定の妥当性を検証するという意義も持つ。一般に，コーポレート・ガバナンスの実証研究では，規制企業は非規制企

業に比べて不確実性が低く，ガバナンス手段の重要性が低いことから規制企業をサンプルから外して分析が行なわれることが多い。また，Kole and Lehn［1999］は，規制緩和後には不確実性が高まることから，規制企業がより強力なコーポレート・ガバナンス構造を採用することを米国航空産業のデータを用いて明らかにしている。しかしながら，これらの研究では，規制緩和後に実際に規制企業のリスクが増大しているかが明らかにされていない。規制緩和前後でのリスクの変化を分析することは，コーポレート・ガバナンスにおけるこれらの実証研究の前提をテストするという意義を持つのである。本論文ではこれらの問題意識の下，規制緩和前後における規制企業のリスク変化を検証した論文をサーベイし，今後の研究の方向性を考察する。最後に，規制緩和のコスト削減効果を会計データや生産データを用いて分析する場合，データ数の少なさという問題に直面する（例えば，竹中［1998］参照)。これに対して，日別，週別，月別に収集できる株式データを用いて規制企業のリスク変化を分析すれば，データ数を飛躍的に増やすことができる。

規制緩和によるリスク変化の先行研究においては，緩衝仮説，ラグ仮説という相反する二つの仮説が提示され，どちらが支持されるか検証されることが多い。緩衝仮説とは，規制が企業の費用ショックを緩衝することを通じてリスクを低下させるとするものである。この緩衝仮説が現実に支持されるのであれば，規制緩和は規制企業にリスク変化という環境変化をもたらしていることになり，コスト削減・サービス改善のインセンティブを与え，資本コストの増加を通じて投資決定基準を厳しくさせる効果を持つと評価できることになる。また，上述のコーポレート・ガバナンス研究における暗黙の前提も現実的に支持されることになる。一方，ラグ仮説は規制によって費用ショックに対する価格の転嫁が遅れるために，むしろ規制企業の利潤変動が大きくなり，規制が無い場合よりもリスクは上昇すると考えるものである。このラグ仮説が支持される場合には，規制緩和は企業のリスクを低下させることとなり，コスト削減やサービス改善のインセンティブを与えるものとは評価できなくなる。また，コーポレート・ガバナンスにおける暗黙の前提が現実に支持されないということになる。

なお，本論文では規制企業のリスクを判断する主な指標にファイナンス分野でリスク尺度として一般に用いられているシステマティック・リスクを採用する。投資家の立場に立てば，個別銘柄特有の要因によって生じる非システマティック・リスクは分散投資によって除去可能なので，市場との連動性によって生じるシステマティック・リスクが重要なリスク尺度であり，企業の資本コストに影響する。そして現実の株式市場において規制緩和が企業のシステマティック・リスクを低下させているのか，上昇させるのかという問題について先行研究にその答えを求め，規制緩和の成果をリスクの側面から議論したい。

本論文の構成は以下のとおりである。2節ではシステマティック・リスクを説明する。3節では規制と β に関する仮説を，4節では先行研究を考察することで規制とシステマティック・リスクの研究の流れを明らかにする。5節で先行研究の整理を踏まえて本論文の要約を提示する。

2．システマティック・リスク

上述のように，本論文では規制緩和前後におけるシステマティック・リスクの変化について検討す

る。本節ではシステマティック・リスクの計測方法を説明する。

一般に，株式投資のリスクとは収益率の変動のことを指すが，これはさらに二つの部分に分けられる。まず，個々の銘柄の収益率変動のうち，その銘柄特有の要因によって生じている部分は多くの銘柄に分散して投資することによって回避できる。しかし，分散投資によっても回避できない収益率の変動があり，これをシステマティック・リスクと呼ぶ。このリスクはすべての上場企業に共通する要因によって生じる。例えば，景気，外国為替相場の変化，それに原油価格の変化があげられる。投資家は分散投資によって収益の変動の一部を避けることができるから，投資家にとって関心があるのはシステマティック・リスクということになる。

株式市場がセミ・ストロングの意味で効率的であるとして，Shrpe＝Lintner型のCAPM（capital asset pricing model），あるいはマーケット・モデルが成立すると仮定する。前者は理論的に次の式で表わすことができる。

(1)　$E(R_{it})-R_{ft}=\beta_{it}\{E(R_{mt})-R_{ft}\}$

ここでR_{it}はｔ期における企業ｉへの株式投資の収益率を表わし，R_{it}は次のように定義される。R_{it}≡（ｔ期末のｉの株価－ｔ期首のｉの株価＋ｔ期の１株当たりの配当）／（ｔ期首のｉの株価）。R_{mt}はｔ期の全銘柄の収益率（以下，マーケット・ポートフォリオという）の加重平均を表わし，市場収益率と呼ぶ。R_{ft}は無リスク証券（安全資産）の収益率である。左辺は銘柄ｉ（企業ｉ）に投資したときのリスク・プレミアムを表わし，右辺の括弧内は市場全体のリスク・プレミアムを表わす。そして，右辺のβ_{it}が銘柄ｉのシステマティック・リスクを表わす指標であり，銘柄ｉのシステマティック・リスクである。以下では簡単にβと表わす。

(1)式の右辺のβ_{it}は企業ｉの収益率が市場全体の収益率の変動にどの程度反応するか，言い換えればR_{it}の変動がR_mの変動にどの程依存するかを示す指標である。β_{it}は，$(R_{it}-R_f$と$(R_{mt}-R_f)$の共分散$)/(R_{mt}-R_f)$の分散，で表わされる。

また，CAPMでβを推定式は次のような形で表わされる。

(2)　$R_{it}-R_{ft}=\beta_{it}(R_{mt}-R_{ft})+\varepsilon_{it}$

ここで，ε_{it}は期待値ゼロ，分散一定の確率項で，時系列的に独立で，各期に同じ正規分布に従うとする。

β_{it}はこのモデルをOLS（最小二乗法）推計することで求められる。ただしCAPM(1)は理論的には正しくても(2)で実証分析に用いるにはいくつかの問題点が指摘されている[1)]。そこで，実証モデルとして次のマーケット・モデル(3)が使われることも多い。

マーケット・モデルは次の式で表わされる。

(3)　$R_{it}=\alpha_i+\beta_{it}R_{mt}+\varepsilon_{it}$

ここで，CAPMと同様β_{it}はシステマティック・リスクとなる

CAPMもマーケット・モデルもR_iは株式による資本（自己資本）の資本費用を表わしている。これは，投資家にとってR_iは期待できる投資収益率を表わしている。

1）CAPMが成立するならば，(2)式でOLSによってβを推計する際に定数項の推計値は統計的に有意とはならない。

また，規制緩和によって β が変化するということは(1)や(2)で期待される R_i が永続的に変化することであり，言い換えればシステマティック・リスクの変化による自己資本費用が変化することでもある。

3．規制緩和による β の変化

3.1．規制と競争，β

前節までリスク尺度である β について説明したが，実際には規制と β にどのような関係が成立しうるのだろうか。本節では規制と β に関する仮説を整理する。

第一節で述べたように，規制緩和は市場における競争の程度に影響を与え，それによって企業のリスクに影響すると考えられる。一般に，競争が激しくなれば，企業が得るキャッシュフローの不確実性が増大し，リスクが増大する（β が上昇する）と予想される。実際，この考え方はMoyer and Chatfield［1983］の実証分析によって支持されている。

Moyer and Chatfieldは企業規模（売上高，総資産），産業に占める売上高比率，4社集中度をそれぞれ市場支配力を測る代理変数として捉え，これらと企業の β の関係を実証している。結果は，4社集中度と β に負の関係が示されるというものであった。よって，規制緩和が競争を激しくするとすれば，規制企業の β は規制緩和後に上昇すると予測される。

3.2．費用ショックの価格転嫁に関する仮説

前節では，規制が競争に影響することで β に影響するという仮説を提示したが，先行研究においては，費用ショックの価格転嫁に規制がどのような影響を与えるかという観点から，異なる二つの仮説が提示されている。

Peltzman［1976］は規制を規制当局の政治的支持の最大化行動の結果として捉える観点から，規制が β を低下させると指摘している。具体的には，企業に需要や費用の予期しないショックがあったとき，規制当局は価格改定を通じて消費者と生産者の間でショックを再分配する。もし生産者の政治的支持の方が消費者の支持を上回る場合は，価格は生産者に有利に改定される。消費者の政治的支持の方が大きい場合には逆に価格は消費者に有利に改定される。いずれにしても需要や費用のショックをどちらかの側にすべて負担させることはない[2)]。つまり規制は消費者と生産者の政治的な競争によって決定される政治プロセスであり，消費者と生産者の間での富のシフトの手段であることを示している。また，Peltzmanのこの議論を非常に大雑把に表現するならば，世論も反映して規制されるということを意味する。

こうした規制についての理論にもとづいて，Peltzmanは1期間だけの単純な理論モデルを示す。需要や費用は期首には不確実であるが，それらが確実になる期末に規制当局は価格を決定し，生産者の利潤も決定される。こうしたフレームワークでは規制企業の利潤の変動は規制当局によって緩和され

2）ただし，どちらかのグループに政治的圧力が全くないケースにおいてはそのグループにショックを全て負担させることとなる。

ることになる。これを緩衝仮説と言う（buffering仮説あるいはPeltzman仮説とも呼ばれる）。Peltzmanは薬品，鉄道，電力について規制が導入されてからの β の変化を実証し，β が規制導入によって低下したことを示している[3)]。

これに対して，規制がリスクに与える効果についてPeltzmanとは逆の予測をする理論も存在する。この仮説では費用ショックが起きても規制によって価格への転嫁が遅れると考える。つまり，緩衝仮説とは逆に規制が価格調整を制約することで規制企業のリスクを増大させ，β を上昇させることになる。例えば，Joskow [1974] は規制手続きがインフレ期間中の価格調整を遅らせる結果，β を増大させるとする。こうした規制によってリスクが増大するという仮説を規制のラグ仮説と呼ぶ。

この二つの仮説は日本の電力産業の燃料費調整条項という規制を例に，具体的に考えてみると分かりやすいかもしれない。燃料費調整条項は燃料費の変動に合わせて3ヶ月ごとに電力料金を自動的に見直す規制である。ある時，燃料費が急激に上昇したと仮定しよう。ラグ仮説の下では，電力会社は3ヶ月単位ではなくすぐにでも燃料費の上昇を料金に反映させたいと考えるはずである。しかし，燃料費調整条項のために料金改定に遅れが生じ，電力会社のキャッシュフロー面でのリスクを上昇させるということになる。逆に，緩衝仮説の下では，燃料費調整条項が長期的には燃料費の上昇による費用ショックを緩衝する役割を果たすと考えられ，電力会社の β は低下することになる。

以上のように，規制緩和は複数の経路を通じて，企業のリスクに影響すると考えられる。規制緩和によって競争が増大すれば，規制企業の β は上昇するはずである。さらに，規制緩和によって費用ショックの価格転嫁が難しくなるのであれば（緩衝仮説が支持されるのであれば），β は一層上昇することになる。一方，規制が費用ショックの価格転嫁を制約するとするラグ仮説が支持される場合，規制緩和による β の変化は先見的には不明である。この場合，β の変化は競争によるプラスの効果と価格調整が容易になることによるマイナスの効果のどちらが大きいかによって決まる。つまり，規制がどのような役割を果たしているか（緩衝仮説が成立するかラグ仮説が成立するか）は実証分析で確認すべき問題なのである。

以上を踏まえて，次節では規制と β の関係あるいは規制緩和による β の変化を検証した論文を紹介することにする。

4．先行研究の整理

規制と β に関する研究は日本においては研究の蓄積が少ないが，海外では米国を中心に多く研究されている。これらの研究では，概ね規制が β に負の影響を与える（規制緩和によって β が上昇する）と主張する先行研究が多い。本節ではまず規制と β の関係についての初期の研究を紹介し，その後で，β の不安定性を考慮した研究を紹介することにする。

3）ただし，薬品では β の低下は有意であったが，鉄道，電力では有意ではなかった。

4.1. 初期の研究

(1) Norton［1985］

Norton［1985］は規制とβの関係をクロス・セクション分析で検証している。具体的には，月別収益率データを使って，ニューヨーク証券取引所に上場された21の電力企業についてマーケット・モデルに基づいてβを推計する。その際，βの推計期間は60カ月間である。米国では，規制が州によって異なるという特性を利用し，州ごとに規制の程度を非規制，弱規制，強規制に分けて，推計されたβをこうした規制の程度に回帰させるという分析手法がとられている。主要な結果は，表1に示されている。

表1．規制の強弱に応じたβの回帰分析：Norton［1985］

CON	REG	SREG	WREG	BUD	STA	56-60	61-65	66-70	71-75
0.47*	−0.11*					0.08	0.33*	0.31*	0.37*
(8.72)	(−2.69)					(1.31)	(5.32)	(5.01)	(6.03)
0.47*		−0.12*	−0.07			0.08	0.33*	0.31*	0.37*
(8.73)		(−2.84)	(−1.23)			(1.27)	(5.30)	(4.99)	(5.98)
0.52*				−0.18*		0.06	0.33*	0.30*	0.35*
(10.46)				(−4.91)		(1.13)	(5.68)	(5.15)	(6.07)
0.41*					−0.10*	0.06	0.33*	0.30*	0.35*
(9.59)					(−5.15)	(1.07)	(5.71)	(5.17)	(6.28)

注）*有意水準1％

ここで，独立変数CONは定数項を表わし，REG，SREG，WREG，BUD，STAはそれぞれ，電力料金が規制を受ける企業を1，強い規制を受ける企業を1，弱い規制を受ける企業を1，規制予算の高い州の企業を1，規制当局のスタッフが多い州の企業を1とし，それ以外を0とするダミー変数を表わす。56-60・61-65・66-70・71-75はそれぞれ1956−1960年・1961−1965年・1966−1970年・1971−1975年の期間に該当するときを1とし，それ以外の期間は0とするダミー変数である。

出所：Norton［1985］より筆者作成

表1に示されているように，規制ダミーの係数は−0.11で負であり有意にゼロと異なることから，規制を受ける州の企業のβは規制されない州の企業よりも低いという仮説が支持される[4)]。また，規制ダミーを弱規制ダミーと強規制ダミーに分けた場合，弱規制ダミーの係数は−0.07で負であるが統計的な有意性はない。一方で，強規制ダミーの係数は−0.12で負であり，有意にゼロと異なるといえる。この結果は，規制が強くなるほどβが低下するという仮説を支持している。以上より，Norton[1985]では，規制が競争の軽減あるいは費用ショックの価格転嫁を可能にすることで，企業のリスクを引き下げるという考え方が支持されることになる。なお，日別のデータを使っても結果は基本的に変わらなかった。

なお，Nortonの分析は規制の強弱と企業のリスクの関係をクロス・セクションで分析しており，本論文の目的である規制緩和の効果の検証という意味では直接的な分析になっていない。しかしながら，規制と企業のリスクの関係を考察する上での基礎的なevidenceを提示した論文として評価されるべき

4）予算ダミーとスタッフダミー共に係数は負で有意にゼロと異なり，やはり規制がβを低下させるといえる。これらの変数も規制の強さを表すダミー変数である。

と考えられる。

(2) Aharony et al. [1988]

Norton [1985] は電力産業について，規制が β を低下させることを示しているが，金融産業の規制と β の関係にも同様の関係が成立しているだろうか。

金融産業の規制緩和の効果を分析した研究としては，Aharony et al. [1988] がある。彼らの分析の特徴は米国の金融産業をマネーセンター銀行，地方銀行そして貯蓄金融機関(S&L)の3つのグループに分類し，規制緩和の前後で各金融機関の株式投資のトータル・リスクとシステマティック・リスク，非システマティック・リスク，金利リスクの違いをそれぞれ検証している点にある。規制緩和の内容としては預金金融機関規制緩和・通貨統制法（DIDMCA）[5]に焦点を当てている。DIDMCAによる預金金利の規制緩和は規制産業でいう価格規制の自由化に当たると考えられる。Nortonと同様に緩衝仮説が成立するとすればDIDMCA後には企業は利潤の変動可能性に直面し，さらに競争の効果を通じてリスクは上昇することが予測される。Ahalony et al. [1988] は以下のような形で株式投資リスクを表わしている。

$$\mathrm{Var}(R_P)=\beta^2_{mp}\mathrm{Var}(R_m)+\beta^2_{Ip}\mathrm{Var}(R_I)+\mathrm{Var}(\varepsilon_p)^{6)}$$

上の式の左辺 $\mathrm{Var}(R_P)$ はPグループのトータル・リスクを表わし，それが各リスクにどれだけ起因しているかを表わすものである。右辺の $\beta^2_{mp}\mathrm{Var}(R_m)$ はPグループの市場全体に共通する要因ともなって発生するリスク，$\beta^2_{Ip}\mathrm{Var}(R_I)$ はPグループの金利のリスク，$\mathrm{Var}(\varepsilon_p)$ はPグループに固有のリスクを意味する。これらの各リスクの規制緩和前後の変化は表2に示されている。

5）この法案の成立によって米国で1970年代初期から進行していた預金金利の自由化が完成した。
6）この式の右辺の中で $\mathrm{Var}(\varepsilon_p)$ はグループPに特有のリスクであり，分散投資によって消すことが可能であることからAhalony et al. [1988] では注目されていない。

表2．DIDMCAのアナウンスメント前後でのリスクの変化：Aharony et al.［1988］

	アナウンスメント前	アナウンスメント後
マネーセンター銀行		
$Var(R_1)$	4.74	8.66**
β_{m1}	0.81	0.74
β_{I1}	−0.32	−0.21
地方銀行		
$Var(R_2)$	2.12	2.76
β_{m2}	0.65	0.46**
β_{I2}	−0.14	−0.10
全銀行		
$Var(R_3)$	2.35	3.13
β_{m3}	0.67	0.50*
β_{I3}	−0.17	−0.12
S&L		
$Var(R_4)$	12.43	9.51
β_{m4}	1.62	0.77***
β_{I4}	−0.48	−0.29
マーケット・ポートフォリオ		
$Var(R_m)$	3.10	4.05
3年長期国債金利		
$Var(R_I)$	1.87	10.56***

注）***有意水準1％，**有意水準5％，*有意水準10％（アナウンスメント前との比較）
出所：Ahalony et al.［1988］より筆者作成

表2に示されているように，マネーセンター銀行についてはトータル・リスク $Var(R_I)$ がDIDMCAのアナウンスメント前の4.74からアナウンスメント後に8.66に上昇しており，リスクが有意に上昇していることが観察できる。したがって規制緩和が競争激化や費用ショックの価格転嫁を制約することで企業リスクを高めるという考え方と整合的である。一方，システマティック・リスク（β_{mp}）に注目すると，全銀行のシステマティック・リスクはDIDMCAのアナウンスメント前の0.67からアナウンスメント後では0.50へと有意に低下しており，S&Lのシステマティック・リスクについてもアナウンスメント前の1.62からアナウンスメント後に0.77へ有意に減少している。これらの結果は，金融産業のシステマティック・リスクがDIDMCA後に低下していることを示唆しており，ラグ仮説が支持されることになる。これは非金融産業と金融産業では規制緩和後の寡占市場の競争のタイプが違うということを意味しているかもしれない。あるいは預金金利の規制と通常の価格規制では規制の内容が違うという可能性もある。いずれにしても，Ahalony et al.［1988］の結果からは，金融産業のトータル・リスクとシステマティック・リスクの結果が異なっており，規制とリスクの関係について統一的な結果が出せない状況である。

(3) Fraser and Kannan［1990］

Norton［1985］は，電力産業において規制が企業リスクを低下させることを示したが，同様の関係

は電力産業以外でも見られるのであろうか。またAhalony et al. [1988] で示された金融機関の結果は規制緩和後にトータル・リスクは上昇していたが，βは低下しているという混合的な結果となっていた。これらの問題について，Fraser and Kannan [1990] の分析を用いて考えてみたい。

Fraser and Kannan [1990] の分析は上記の二つの先行研究とはいくつかの異なる特徴を有している。第一の特徴は企業の実績収益率とアナリストの予測収益率との誤差をリスク尺度としている点である。この実績収益率とアナリスト予測収益率の誤差は予測の正確度を表わしており，（マーケットベースではないが）企業リスクを反映していると考えることができる。Fraser and Kannanで採用されているアナリストの予測収益率との誤差は以下のように計算される。

RMAE（Relative Mean Absolute Error：予測誤差の絶対値）＝
Σ[(企業 i の実績収益率－企業 i のアナリスト予測収益率)／企業 i の実績収益率] ／企業数
RMSE（Relative Mean Square Error：予測誤差の二乗）＝
Σ[(企業 i の実績収益率－企業 i のアナリスト予測収益率)／企業 i の実績収益率]^2／企業数

第二の特徴は電力会社に限らず規制産業を幅広く分析のサンプルに取り，金融産業と非金融産業のリスク（RMAE，RMSE）の変化を直接比較している点である。具体的には1976年から1986年の米国とカナダの規制産業（電力とガスの小売サービス，天然ガスの配分会社，水道業）と規制緩和産業[7]のリスクを分析し，規制緩和産業を金融企業（商業銀行とS&L）と非金融企業（鉄道会社，トラック輸送会社，航空輸送会社，電信電話会社，天然ガス輸送会社）のカテゴリーに分けてリスクを比較している。また，Norton [1985] がクロス・セクション分析を行っているのに対して，Fraser and Kannan [1990] は規制緩和前後での時系列分析を行っている。

以上の分析によって規制企業と規制緩和企業のリスクの変化を相対的に見ることができる。またトータル・リスクやβとは別の尺度（企業の実績収益率とアナリストの予測収益率との誤差）でリスクを測ることによって，Ahalony et al. [1988] で示された金融産業の規制とリスクの混合的な関係について，規制緩和が企業のリスクを上昇させているのか低下させているのか，ある程度の判断を出すことができるだろう。結果は，表3，表4にまとめられている[8]。

7）規制緩和産業とはサンプル期間中に規制緩和された産業を指し，非規制企業の意味ではない。

8）ところでFraser and Kannan [1990] で採用されている時系列分析アプローチには留意しておかなければならない問題がある。それは規制緩和の時期は産業ごとに異なっているにも関わらず(例えば，航空輸送会社の規制緩和は1978年であり，トラック輸送会社の規制緩和は1980年である)，規制緩和産業に多くの産業を取り扱っているという点である。規制緩和の時点が産業ごとで異なっているならば時系列的に各産業を同時に見ることは煩雑であると言わざるを得ない。Fraser and Kannanはこの点について規制緩和は徐々に施行されていくものであるとして，規制緩和の時点が違うことはそれほど大きな問題とはならないという見解を示している。またFraser and Kannanはこのcalender-timeの分析で生じる問題に対処するためevent-timeのフレームワークでも規制とリスクの関係を見ているがcalender-timeの分析と基本的な結果は変わらない。

表3．実績収益率とアナリストの予測収益率誤差の年次推移（1976－1986年）：Fraser and Kannan［1990］

(a) トータル・サンプル

	規制緩和企業			規制企業		
年	企業数	RMAE	RMSE	企業数	RMAE	RMSE
1976	35	11.9	3.1	41	10.4	1.8
1977	41	9.2	2.0	41	12.2	2.5
1978	41	14.0	3.7	38	11.0	2.3
1979	49	11.4	2.5	59	12.8	3.4
1980	54	23.8	15.7	66	14.5	5.3
1981	64	23.2	25.9	71	12.8	5.6
1982	62	38.9	58.0	69	14.4	6.5
1983	72	26.6	29.0	72	13.8	8.3
1984	77	19.3	13.2	63	14.7	4.5
1985	85	40.8	67.0	64	11.9	3.5
1986	82	38.1	54.8	73	19.5	23.9

(b) 規制緩和企業

	金融企業			非金融企業		
年	企業数	RMAE	RMSE	企業数	RMAE	RMSE
1976	23	14.9	4.3	12	6.3	0.7
1977	26	8.1	1.3	15	11.1	3.2
1978	29	11.8	2.1	12	19.3	7.7
1979	34	8.0	1.3	15	19.0	5.0
1980	32	21.8	15.8	22	26.6	15.5
1981	35	31.0	44.5	29	13.8	3.4
1982	31	27.5	30.8	31	50.3	85.2
1983	42	21.7	24.2	30	33.6	35.7
1984	38	21.8	17.8	39	16.8	8.7
1985	46	36.9	57.1	39	45.4	78.7
1986	43	18.4	14.3	39	59.8	99.6

表4．実績収益率とアナリストの予測収益率誤差についてのタイムトレンド係数：Fraser and Kannan［1990］

	RMAE		RMSE	
(a) トータル・サンプル				
	規制緩和企業	規制企業	規制緩和企業	規制企業
定数	0.060	0.103	−0.101	−0.011
t値	(1.346)*	(8.676)*	(−0.955)	(−0.332)
傾き[9]	0.029	0.005	0.058	0.012
t値	(4.394)*	(2.950)*	(3.916)*	(2.515)*
(b) 規制緩和企業				
	金融企業	非金融企業	金融企業	非金融企業
定数	0.095	0.029	−0.014	−0.195
t値	(1.960)*	(0.385)	(−0.137)	(−1.127)
傾き	0.018	0.041	0.035	0.085
t値	(2.486)*	(3.661)*	(2.370)*	(3.309)*

注）*有意水準5％
出所：Fraser and Kannan［1990］より筆者作成

表3，表4は1976年から1986年の期間においてアナリスト予測収益率を用いてリスクを測定した場合の結果を示している。表3では年次でリスクの変化を検証し，表4ではタイムトレンド項の係数の大きさと有意性にリスクの変化を見ることになる。

表3(a)の結果について見てみると，規制緩和企業のRMAEは1976−1977年の平均10.6％から1985−1986年の平均39.5％に増加していることが観察される。規制企業のRMAEにおいても1976−1977年の平均の約11.3％から1985−1986年に約15.7％に増加している。RMSEについても同様に増加傾向を示している。また，表3(b)の結果についても規制緩和された金融企業と非金融企業の両方のRMAE，RMSEはそれぞれサンプル期間を通じて上昇している。

次に表4(a)では，規制企業，規制緩和企業の両方について，タイムトレンド項の係数が有意に正となっており，分析期間においてリスクが有意に増大していることが示されている。さらに，係数の大きさを見ると，規制企業よりも規制緩和企業のほうが大きくなっている。(規制緩和企業のRMAE（RMSE）のタイムトレンド項の係数は0.029（0.058）であるのに対して，規制企業のそれは0.005（0.012）である）[10]。表4(b)では，金融企業と非金融企業の両方のタイムトレンド項の係数が有意に正であり，非規制企業のみならず金融企業についてもリスクが上昇していることが分かる。表3，4の結果を合わせて考えると，これは規制緩和が行われた企業がより大きなリスク上昇に直面していることを示しており，規制緩和が企業リスクを増大させるという考え方と整合的である。

以上より，規制とβの関係についての初期の研究の結果を要約すると，非金融産業では規制が競争を制限する効果と費用ショックの価格転嫁を可能にする効果を通じてβを低下させるという仮説が支持される。また，先行研究(3)のアナリスト予測収益率を用いてリスクを測った場合の結果からも規

9）リスクの時間的な変化を傾きで示している。
10）ただし，係数の大きさの正確な比較を行なうためには別途，統計的検定が必要となることに留意しておくべきである。

制緩和された金融産業のリスクは増大していると判断できるので，金融産業についても非金融企業と同様の関係が支持されると考えられる。したがって，規制緩和はリスクを上昇させるという予測は妥当であろう。

4.2. βの変動を考慮した研究

これまで説明した初期の研究では，暗黙のうちにβは安定しているという仮定の下に，規制とβのクロス・セクショナルな関係あるいは規制緩和前後におけるβの変化を単純に検証するという手法が取られていた。しかしながら近年では現実の市場ではβは安定しないことが指摘されている。例えばBuckland and Fraser［2001］は1970年代初期以降のファイナンス分野の研究に基づき，βが時間を通じて安定的ではないことが実証分析で確定した事実となっていると述べている。このため，近年では規制とβの関係を考察するにあたっても，βが時間的に変動する可能性を考慮する必要があることを強調している。

Buckland and Fraserは英国電力産業における一連の規制改革の政治的動向（1990－1998年）がβへ与える影響を日別の収益率データを使って実証しており，βの推計はCAPMに基づいている。ただしβが日ごとに変化する可能性を考慮し，１階の自己回帰過程に従うとモデル化し，カルマン・フィルターによってβの推計を行っている[11]。一般的に，カルマン・フィルターとは事前に観測できないパラメータを含む状態空間モデルに関して推定を行う方法で，逐次的に推計されるパラメータを平準化して表現するものである[12]。したがってβの変化は各時点では一定ではなく，βを観測できない状態変数と捉えてカルマン・フィルターで推定することになる。

Buckland and Fraser［2001］はカルマン・フィルターによって推計されたβの時系列の変化をグラフで示している（詳しくはBuckland and Fraser［2001］，p.12-13のfigure 1a・1bを参照）。そこで描かれているβは異時点間で変動しており，単純に一定のβと仮定するには限界があることが示唆される。

また，英国の電力産業における規制改革の政治的動向の中でも大きなイベントは1992年４月９日の英国総選挙である。その日を境に電力産業のβは急激に上昇している。これについてBuckland and Fraserは総選挙での保守党の勝利がβの上昇要因となっていることを指摘しており，保守党が勝利することは政府の規制計画が緩和の方向へ進める可能性があり[13]，逆に労働党の勝利は規制を強化する可能性があると株式市場（投資家）は判断するだろうと予測している。Buckland and Fraserの主張に従えば保守党の勝利は規制緩和の政治的動向として捉えることができ，選挙などの規制に関わる政治動向が電力会社のβを上昇させていることを読み取ることができる。したがって，この結果は規制緩和が企業のβを増大させるという考え方と一致しているといえよう。

さらに，Buckland and Fraserは規制改革の政治ニュースのイベント日として1992年４月９日，10

11）βの推計にカルマン・フィルターの手法が取られている論文についてはスウェーデンのデータでWells［1994］，オーストラリアのデータでBrooks et al.［1998］などが挙げられる。
12）カルマン・フィルターについての説明は手塚［2009］に基づく。
13）英国の電力会社の分割民営化は保守党のサッチャー政権の発足に端を発している。こうした理由によって，Buckland and Fraserは総選挙での保守党の勝利を規制緩和の政治的動向と捉えているのではないかと考えられる。

日，11日を設定し，政治的動向がβに影響しているのかをより正確に検証するために電力会社のβを定数項，タイムトレンド，政治ニュースのダミー変数を含んだ以下の推計式に回帰させるという手法をとっている。

$$\beta_{it}=\delta_i+\gamma_i T_t+\eta_i D_t+\mu_i(T_t\cdot D_t)+\Phi_{i-1}P_{-1t}+\Phi_{i0}P_{0t}+\Phi_{i+1}P_{+1t}+\varkappa_{it}$$

ここで，δ_iは定数項，T_tはタイムトレンド項，D_tは1992年4月12日以降を1とし，それ以前をゼロとする定数ダミーを表わす。$T_t\cdot D_t$はタイムトレンドと定数ダミーの交差項を表わす。$P_{-1t}\cdot P_{0t}\cdot P_{+1t}$はそれぞれ政治ニュースの前日ダミー（4月9日），ニュース当日ダミー（4月10日），ニュース後日ダミー（4月11日）は1とし，それ以外をゼロと設定するダミー変数である。$\varkappa_{it}$は残差を表わす。

そしてこの式をSUR（Seemingly Unrelated Regression）によって推定し，各係数の符号とともに有意性を確かめることによって，規制とβの関係を観察することができる。なお，規制改革の政治的動向がβへ与える影響を見るためには政治ニュース・ダミーの項の係数$\Phi_{i-1}\cdot\Phi_{i0}\cdot\Phi_{i+1}$に注目することになる。結果は表5に示されている。

表5．規制改革の政治的動向に応じたリスクの変化：Buckland and Fraser［2001］

電力会社名	δ_i	γ_i	η_i	μ_i	Φ_{i-1}	Φ_{i0}	Φ_{i+1}
EEL	0.683	0.0003	0.285	−0.0005	0.849	0.237	0.236
	(73.994)**	(6.214)**	(21.830)**	(−11.052)**	(0.985)	(2.756)**	(2.743)**
EME	0.759	0.0001	0.101	−0.0002	0.116	0.224	0.218
	(92.353)**	(1.301)	(8.662)**	(−4.607)**	(1.511)	(2.923)**	(2.846)**
LON	0.740	0.00003	0.171	−0.0002	0.114	0.234	0.234
	(85.344)**	(0.671)	(13.926)**	(−4.621)**	(1.412)	(2.894)**	(2.895)**
MWB	0.676	0.0001	0.257	−0.0003	0.077	0.231	0.227
	(80.077)**	(3.012)**	(21.520)**	(−7.916)**	(0.980)	(2.931)**	(2.885)**
MEB	0.697	0.0002	0.166	−0.0003	0.098	0.224	0.223
	(79.574)**	(3.584)**	(13.437)**	(−7.398)**	(1.200)	(2.743)**	(2.729)**
NTE	0.758	0.0001	0.160	−0.0003	0.082	0.215	0.210
	(92.239)**	(1.935)	(13.801)**	(−6.713)**	(1.073)	(2.816)**	(2.743)**
NRW	0.705	0.0002	0.286	−0.0004	0.099	0.278	0.272
	(68.622)**	(3.770)**	(19.721)**	(−8.374)**	(1.035)	(2.905)**	(2.846)**
SBD	0.756	0.0001	0.280	−0.0003	0.055	0.246	0.241
	(89.296)**	(3.222)**	(15.630)**	(−6.657)**	(0.670)	(3.015)**	(2.958)**
SEL	0.650	0.0002	0.280	−0.0003	0.098	0.251	0.247
	(70.901)**	(3.753)**	(21.656)**	(−7.329)**	(1.145)	(2.945)**	(2.896)**
SWA	0.689	0.0001	0.316	−0.0003	0.010	0.222	0.214
	(77.994)**	(1.701)	(25.290)**	(−7.654)**	(1.330)	(2.692)**	(2.601)**
SWN	0.734	−0.00001	0.171	−0.0002	0.114	0.234	0.234
	(85.344)**	(−0.299)	(16.153)**	(−4.676)**	(1.204)	(2.597)**	(2.517)**
YKE	0.617	0.00008	0.239	−0.0003	0.070	0.241	0.239
	(66.242)**	(1.701)	(18.167)**	(−5.525)**	(0.801)	(2.780)**	(2.758)**

注）*有意水準5％，**有意水準10％

出所：Buckland and Fraser［2001］より筆者作成

表5より，電力企業全12社において，政治ニュースの当日と後日ダミーの係数（Φ_{10}・Φ_{1+1}）は両方，正であり有意にゼロと異なる。したがって，規制緩和を方向づけるような政治的動向によって，選挙後の1992年4月10日と11日に企業のリスクが増大していることが分かる。

以上より，規制とβの関係について，βの変動可能性を考慮してもなお，規制緩和が競争激化や費用ショックの価格転嫁を制約することで企業リスクを高めるという考え方と整合的であることが分かった。

5．おわりに

本論文では株式データを用いて，規制緩和の効果をβの変化で検証した先行研究を整理してきた。初期の研究では，規制とβのクロス・セクショナルな関係あるいは規制緩和前後でのβの変化が単純に分析されていたが，近年では，規制とβの関係を分析するにあたってβの時間的不安定性を考慮した分析が提示されている。

既に述べたように，先行研究は総じて規制が競争緩和や費用ショックの価格転嫁を可能にすること（緩衝仮説）を通じてリスクを軽減するという考え方を支持する研究が多い。この結果は，規制緩和がリスクの増大を通じて規制企業にコスト削減やサービス改善を行うインセンティブを与える効果を持っていることを示唆している。また，規制緩和は資本コストの増大を通じて，規制企業の投資決定基準を厳しくする効果を持つことになる，さらに，コーポレート・ガバナンス分野の実証研究で暗黙のうちに置かれている規制企業はリスクが低い，あるいは規制緩和は規制企業のリスクを増大させるという仮定（Kole and Lehn, 1999）は株式データを用いた実証研究で支持されるということになる。

しかしながら，海外においては規制とβの関係について実証研究の蓄積があるが，日本においては十分な研究の蓄積がない状況である[14]。これは，日本の規制緩和が規制企業の経営改善・投資決定基準に影響を持つほどのインパクトがあったのかどうかが，十分に解明されていないことを意味する。また，日本のコーポレート・ガバナンスの実証研究において，規制産業と非規制産業を分けて取り扱うべきかどうかという問題について，説得的な解答が得られていないことになる。今後，日本の規制緩和がβに与えた影響について，詳細な実証分析を行なっていく必要があろう。

最後に，規制緩和の影響を分析するにあたって，規制企業のリスクの変化を検証するのではなく，規制緩和によって規制企業の株価が上昇したかを検証する研究も存在する。これらの研究ではイベント・スタディと呼ばれる手法が用いられるが，そこでは規制緩和前後でβが一定であると仮定することが一般的である。これに対して，本論文で紹介した先行研究では，規制緩和前後でβが上昇するという結果が得られている。したがって，イベント・スタディで規制緩和の効果を検証する際には，規制緩和前後においてβが変化することを考慮する必要があるということになる。

14）日本の規制産業における規制とβの関係の実証研究としては竹中［2000］，［2001］などを参照されたい。

参 考 文 献

Aharony, J., A. Saunders, and I. Swary. [1988]. "The Effects of DIDMCA on Bank Stockholders' Returns and Risk" *Journal of Banking and Finance*, vol.12, no.3: pp.317-331.

Brooks, R. D., R. W. Faff, and M. D. McKenzie. [1998]. "Time-Varying Beta Risk of Australian Industry Portfilios: A Comparison of Modeling Techniques." *Australian Journal of Management*, vol.23, no.1: pp.1-22.

Buckland, R. and P. Fraser. [2001]. "Political and Regulatory Risk: Beta Sensitivity in U.K. Electricity Distribution." *Journal of Regulatory Economics*, vol.19, no.1: pp.5-25.

Fraser, D. and S. Kannan. [1990]. "Deregulation and Risk: Evidence from Earnings Forecasts and Stock Prices." *Financial management,* vol.19: pp.68-76.

Joskow, P. L. [1974]. "Inflation and Environment Concern: Structural Change in the Process of Public Utility Price Regulation." *The Journal of Law and Economics*, vol.17, no.2: pp.291-327.

Kole, S. and K. Lehn. [1999]. "Deregulation and the adaptation of governance structure: the case of the U.S. airline industry." *Journal of Financial Economics*, vol.52: pp.79-117.

Moyer, R. C. and R. Chatfield. [1983]. "Market Power and Systematic Risk." *Journal of Economics and Business,* vol.35: pp.123-130.

Norton, S. W. [1985]. "Regulation and Systematic Risk: The Case of Electric Utilities." *Journal of Law and Economics,* vol.28: pp.671-686.

Peltzman, S. [1976]. "Toward a More General Theory of Regulation." *The Journal of Law and Economics*, vol. 19, no.2: pp.211-240.

Wells, C. [1994]. "Variable Betas on the Stockholm Exchange." *Applied Economics*, vol.4: pp.74-92.

植草益［2000］『公的規制の経済学』NTT出版.

植草益［2004］『エネルギー産業の変革』NTT出版.

竹中康治［1998］「経済的規制と株式投資リスク」『オペレーションズ・リサーチ』第43巻第３号.

竹中康治［2000］「規制産業における利潤率とリスクの時系列分析」『公益事業研究』第52巻第２号.

竹中康治［2001］「規制産業における利潤率とリスクの時系列分析（II）」『公益事業研究』第53巻第２号.

手塚広一郎［2009］「第８章　株式投資リスクにみる都市ガス産業の変化」竹中康治編『都市ガス産業の総合分析』ＮＴＴ出版（３月出版予定）.