

流通税と取引高：日米市場で同時に  
売買される株式銘柄を用いたパネル分析

大野 裕之・林田 実

## 「流通税と取引高：日米市場で同時に売買される株式銘柄を用いたパネル分析」要約

日本は平成不況の真只中、低落する株式市場を活性化するため、金融ビッグバンの一環として、株取引にかかる流通税である有価証券取引税（有取税）を1996年と1998年の2度にわたって軽減し、1999年にはこれを廃止した。これは、株式の取引コストを軽減することで取引を活性化させ、金融センターとしての東京市場の地位低下に歯止めをかけるばかりでなく、株式市場の復活から景気の回復を目論んだ政策であった。ところが、今日に至るまで、有取税の廃止がそうした効果を持ったのかどうかについて、緻密な実証的学術研究は行われていない。そこで本論文は、有取税廃止という外生的な租税政策の制度変更が、日本の株式市場に与えた影響を、株式取引高に絞って精査する。

具体的には、日米両国の市場で取引される日本企業の17銘柄のパネルデータを用い、わが国の税制変更時点での、これら銘柄の取引高（日次）の変化を統計的に比較した。その時点では米国市場では何らの制度変更も行われていないので、仮に日本市場で取引高の増大が検出され、かつ米国市場でそうした変化が観測されない場合、確かに税制変更が取引を促進したとすることができる。反対に、そのような変化が両市場でそれぞれ認められない場合、税制変更の効果は疑われることになる。推計に当たっては、日次データでよく知られた、価格変化と取引高に関するV字型相関の枠組み [Karpoff, 1987, "The relationship between price changes and trading volume: a survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 107-126] を用いた。但し、税制変更の前後で、この相関が銘柄および市場横断的にどう変化するかについては頼るべき先行研究の知見がないので、下の3つの仮定のもとで分析し、その頑健性をチェックした。すなわち、(1) 両市場で取引される全ての銘柄について、価格変化の取引高に対する影響が共通である、(2) 同一市場では全ての銘柄で影響は同じであるが、市場が違えばそれは異なる、(3) 両市場で取引される同一銘柄の係数は同じであるが、銘柄が異なれば、他の銘柄の係数とは両市場において異なる、の3つである。さらに、税制変更はダミー変数で捉えるが、それを切片ならびに傾きの両方にとりこんだ「一般モデル」、切片シフトだけにとりこんだ「制限モデル」の2つを考案し、上記(1)～(3)の仮定で両モデルを推計した。分析では1990年代の3つの有取税変更のうち、1996年4月と1999年4月のみを取上げた。1998年4月については、取引委託手数料の自由化が同時に行われたことから、純粋に税制変更の効果のみを純粋に検出することができないと考えて、分析から除外した。

推計の結果、1999年4月では、「一般モデル」においては(1)～(3)いずれに関しても明確な結果が出なかったものの、「制限モデル」ではそのいずれにおいても、わが国市場で取引高が増大し、かつ米国市場ではしなかったとの示唆が頑健かつ統計的に有意に示された。これは、確かに同年の完全廃止が株式取引を促進したという仮説を支持するものである。一方、1996年の税率軽減では、「一般モデル」、「制限モデル」のどちらにおいても、そうした頑健な示唆は得られず、取引促進の効果をもったとはいえないと結論される。これら2つの年の制度変更では、1996年のほうは、対象となる取引が限定的であったとの相違点もあり、これが結果の違いを生み出したとも考えられる。

## 1 はじめに

1990年代初めのバブル崩壊とともに、わが国の株式市場は深い低迷に陥った。数年の間に、日経平均株価は1980年代終わりに記録したピーク時の水準の半分に落ち込んだ<sup>1</sup>。その後暫く上下変動が続いたが、1990年代中ごろから再び下落し、2003年4月に21年ぶりの安値である約7,600円をつけるまで、下落し続けた。こうした株式市場の低迷は、金融機関や大手企業のバランスシートを悪化させることで、日本経済全体を弱体化させると広く認識された。それと同時に、金融市場のグローバル化が急速に進む中、この市場の混乱は、かつてニューヨークに匹敵する地位を占めた、世界金融センターとしての東京市場の地位を低下させるとも考えられた。このような、東京市場の地位低下に関する広範な懸念は、1998年の税制調査会中間報告に的確に表現されている。

「金融のグローバル化が進む中で、市場取引は、取引コストに対してより敏感になってきており、委託手数料、取引課税を含めた全体的なコストが国際的に高い水準にあると、取引自体が海外にシフトしてしまう可能性がある。」

こうしたことから、株式市場を再活性化し、以て東京の国際金融センターとしての地位低下を食い止めるべく、日本版ビッグバンの一環として、政府は1990年代、株式・債券の取引ごとに課せられる有価証券取引税（以下「有取税」）の税率を2度引き下げ、そして1999年4月にはこれを完全に廃止した。

こうした日本における税制変更在先立って、米国では、1980年代の証券投資ブームとそれに続く1987年10月のブラック・マンデーの余波で、政策論争が巻き起こった。この論争は、株取引にかかる流通税の廃止ではなく、導入に関するものである。賛否両論、大きく分かれた。たとえば、Stiglitz (1989)や Summers and Summers (1989)などは導入に賛成で、流通税は過剰なボラティリティを減退させ、株式市場の効率性を向上させるだけでなく、政府の重要な歳入源ともなるであろうと主張した<sup>2</sup>。その一方で、Hakkio (1994)はこのような主張には十分な論拠がないと批判し、課税は市場ファンダメンタルズに依拠した合理的な取引も同様に抑制するであろうから、税導入による市場への悪影響は好影響を凌駕するであろうとしている<sup>3</sup>。

こうした政策論争と平行して、株式市場に対する取引コスト一般、特に流通税の影響を探る学術的研究が行われた。その例として、Barclay et al. (1998)、Epps (1976)、Hu (1998)、Jackson and O'Donnell (1985)、Keifer (1987, 1990)、Lingrend and Westlund (1990)、Roll (1989)、およびUmlauf (1993)を挙げることができる。彼らは米国、イギリス、スウ

<sup>1</sup> 日経平均株価は1989年12月29日に市場最高値の38,915円をつけた後、1992年8月には15,000円水準以下に下落している。

<sup>2</sup> 米国は1981年までには既に、金融取引にかかる流通税を全て廃止していたが、1987年にジム・ライト下院議長はこれを再導入する法案を議会に提出した。1991年にはブッシュ政権のもと、共和党指導部が同様の法案を議会に提出することを検討したと報じられている。

<sup>3</sup> 他の反対論者に、Kupiec (1996)、Ross (1989)、Schwert and Seguin (1993)、Stultz (1994)などがある。

ューデン、そしてアジア 4 カ国のデータで実証分析を行い、取引コストは取引高にマイナスの影響をあたえるものの、価格や価格変動のボラティリティにはっきりした影響は正負いずれも認められない旨報告している。一方で、たとえば、Constantinides (1986) 及び Vayanos (1998)はこのテーマを理論モデルで探求し、これら実証研究の結果と整合的な結論を導いている。要するに、これらの学術研究は流通税の株式市場への影響について、明確な結論を導きえていない。日本の有取税に関し、前出の税制調査会報告は、以下のようにも述べている。「取引課税は、理論的には一般に取引や市場の効率性にはマイナス、ボラティリティ抑制にはプラスと考えられるが、現行の有価証券取引税や取引所得税程度の税負担が現実の取引にどこまで影響を与えているかは、実証的には明らかにされていない。」

この叙述が示唆するように、1990年代半ばの株式市場改革の最中、さまざまな政策シミュレーションや改革案が提示されたにも関わらず、日本の有取税に関する具体的な学術研究は実質的に存在しない<sup>4</sup>。本研究で我々はこの間隙を部分的にでも埋め、1990年代後半に行われた税制変更の評価をすべく、有取税の効果を定量的に検討する。株式市場には問題となる側面が、少なくとも3つある。すなわち、取引高、価格、そしてボラティリティである。この野心的な研究目標への最初の探索として、本論文では上記のうちの第1のみを取り上げ、残余の2つは後続の研究にゆだねるものとする。つまり、1990年代後半の有取税の軽減が、日本の株式市場の取引高を増大させるという目標を達成したかいなかを、探求するものである。

本論文の構成は以下のとおりである。次節では、改革の歴史を含めた日本の有取税の概観を行う。第3節は、取引高のみに関する先行研究をレビューする。第4節はデータとこの分析で用いられる手法を説明し、第5節ではその結果を報告する。最終節は本研究で明らかになったことを要約し、その不足点と後続研究の展望を述べつつ、より広い観点から本論文を締めくくる。

## 2 有価証券取引税の制度の概観

日本の有取税は、株式、債券の取引額に基づいて、売り手を納税者として課される従価税である。これは分類上、流通税と分類される。というのも、この税は取引、すなわち所有権の移転の数量を課税ベースとしているためである。これは、資本の果実に対して賦課されるものでないという点で、利子や配当に賦課される利子所得税、配当所得税とは異なる。また、譲渡益課税とも異なる。なぜならば、この税は売買価格が購入価格を上回ろうが下回ろうが、同じだけ課されるからである。日本では、こうした流通税として、嘗ての有取税の他に、不動産や自動車の取得税がある。

---

<sup>4</sup> こうしたシミュレーションや政策提言の例には、恩田(1995)、新美(1996)、吉川(1995)がある。これらの例外として、富永(1994)は1994年までの東京証券取引所のデータで、Jackson and O'Donnell (1985)ならびに Kiefer (1987, 1990)の手法に倣って、価格に対する影響を分析するシミュレーションを行っている。

日本は流通税を 1937 年に始めて導入したものの<sup>5</sup>、1950 年にシャウプ勧告に従ってこれを廃止し、かわりに譲渡益税が導入された<sup>6</sup>。しかしながら、シャウプ博士の勧告は、当時戦後復興のために緊要であった資本蓄積に負の影響を与えると考えられたため、早くも 1953 年に流通税が再導入され、それに伴い譲渡益税が廃止された。その後、この株式にかかる有取税は、1957 年、1973 年、1978 年、1981 年の 4 回、税率が引き上げられた。1980 年代後半には、株式市場の未曾有の拡大ならびに少額貯蓄の非課税措置廃止の提案を受けて<sup>7</sup>、わずかな数の株式投資家に生じている巨額のキャピタルゲインは税制全体の公平性の観点から課税されるべきであるという強い意見が巻き起こった。証券業界は、そうした新たな増税は株式市場を抑制するとして、声高に反対した<sup>8</sup>。また、こうした提案は、日本の証券市場が国際競争力を持つためには、その取引コストの高さを改善しなくてはならないという、当時広がりつつあった認識に対しても反すると論じた<sup>9</sup>。1989 年、政治的妥協の産物として、株式投資ブームのピーク時に当たる 1989 年に株式譲渡益課税が再導入されると同時に、有取税の税率が初めて引き下げられた。

1990 年代に入り株式市場が混迷すると、更なる税率引き下げが真剣に議論された。証券業界は、前述の認識を引用しつつこれを強く推し進め、また政治家も一般にこれを支持した。というのも、減税は取引コストを引き下げ、以て株式市場を活性化させると期待されたからである。一方で財務省は、経済全体の落ち込みに起因する税収不足を更に悪化させるとして、この案に反対した。財務省は、取引コストを引き下げるのであれば、まず手数料率を自由化すべきだと論じた。こうした議論は 1990 年代の後半を通じて行われたが、その結果、手数料率が 1998 年 4 月と 1999 年 10 月に自由化されるのに合わせ、有取税は 1996 年の 4 月と 1998 年の 4 月に税率が引き下げられ、そしてついに 1999 年 4 月に完全廃止されるに至る（表 2-1 参照）<sup>10</sup>。1996 年の税率引き下げは、証券会社の取引には適用されないという点で部分的なものであった。そこでは、証券会社以外に適用される税率が 0.03% から 0.021% に引き下げられた。しかし、1998 年の減税は、証券会社の取引、それ以外の取引、ふたつのタイプの取引両方に適用されるものであった。前者の税率は 0.012% から 0.006% に、後者の税率は 0.021% から 0.01% に引き下げられた。1 年後、これらの税率は有取税を廃止する税制改革の中で、0 にまで引き下げられる。

表 2-1：近年の有取税率と取引手数料の変遷

<sup>5</sup> 当時は有価証券移転税と呼ばれた。

<sup>6</sup> この占領軍主導の戦後の改革は、日本の税制を抜本的に変更するものであった。占領軍総司令部の専門家グループの長となった、コロンビア大学のカール・シャウプ博士にちなんで命名された。勧告とはいうものの、総司令部からの事実上の命令であった。

<sup>7</sup> マル優と呼ばれるこの制度では、銀行預金や郵便貯金等の資産を保有している家計に、廃止当時 300 万円を限度として非課税措置を許すものであった。世帯主が身体障害者であるか、または 65 歳以上の高齢者である場合、1989 年の税制改革後もこうした措置が認められた。

<sup>8</sup> 日本経済新聞、1988 年 2 月 29 日朝刊 5 面。

<sup>9</sup> こうした認識は、例えば、日本経済新聞、1986 年 12 月 24 日朝刊 13 面の記事などに端的に現れている。

<sup>10</sup> 有取税の変遷のより詳しい説明は、たとえば、証券団体協議会(1992)などを参照せよ。

年月	有取税率		委託手数料率
	証券会社	証券会社以外	
1996年4月		0.03% から 0.021%	
1998年4月	0.012% から 0.006%	0.021%から 0.01%	5千万円を超える取引について自由化
1999年4月	廃止		
1999年10月			全ての取引について自由化

出典：有取税率、国税庁統計年報書(各年)、手数料率、証券六法および証券取引法令集

これらの措置は、既に諸外国で起こっていた同様の變更に沿ったものであった。たとえば、米国は1965年に株式取引にかかる連邦税を廃止し、1981年には州税として最後に残っていたニューヨーク州税が廃止されている。ヨーロッパでは、イギリスが1984年に印紙税とよばれる流通税の税率を半分に引き下げ、1986年には更にその半分としている。1990年代、フランス、デンマークはイギリスに倣った減税を行う一方、ドイツやスウェーデンは1991年に流通税を完全に廃止している。詳細は下の表2-2を見よ。

表 2-2：諸外国の株式取引にかかる流通税

国	概要
米国	1965年連邦税廃止、1981年ニューヨーク州税廃止
イギリス	1984年に税率を2% から 1%に、1986年に1% から 0.5%に変更
フランス	登録税率を4.8%から1%に引き下げ、取引所税に上限を設ける
デンマーク	1995年税率を1% から 0.5%に引き下げ
ドイツ	1991年流通税廃止
スウェーデン	1991年流通税廃止
スイス	連邦印紙税0.085%を課税、他に各カントン税あり
韓国	0.15%の売り上げ税課税
台湾	0.30%の売り上げ税課税
香港	0.01%の有取税課税

出典：SIA (1994)、Niimi (1996)、Campbell and Froot (1994)およびいくつかの証券会社への照会

有取税のような流通税が取引コストの一部をなすことは明らかである。しかしながら、これのみが取引コストというわけではない。個人、法人投資家とも、通常は証券会社を通じて株や債券の取引を行うが、そこで支払われる売買手数料、証券保管手数料、口座開設手数料などの手数料も、取引コストの一部をなす。日本の法令では、これらの手数料にも消費税がかけられる。加えて、ファイナンスの文献では、しばしばビッド・アスク・スプレッドも取引コストと考えられている<sup>11</sup>。有取税が軽減された同じ時期、既に述べたように、

<sup>11</sup> 例えば Barclay et al. (1998)を見よ。

日本政府は日本版ビッグバンの一環として大規模な証券市場の規制緩和を行い、これらの他の取引コストは縮小した。例えば表 2-2 に示すように、1998 年 4 月には、5 千万円を超える大口の取引にかかる手数料が自由化された。そして 1999 年 10 月には、全ての取引にかかる手数料率が自由化されている。こうした、同時に行われた制度変更を考慮することは重要である。なぜならば、これらは有取税の減税と質的には同じ効果を持つであろうと考えられるからである。以下では、これらの影響を有取税の影響と区別して、分析を行う。

### 3 先行研究のレビュー

この節では有価証券取引税が株式の取引高に与える影響を実証的に研究したものをいくつかレビューする<sup>12</sup>。まず Epps (1976) はこの問題に最初に取り組んだ研究としてあげられるべきであろう。彼は取引高の取引費用—その構成要素として税、ビッド・アスク・スプレッド、仲介手数料の 3 つの要素を考慮している—に関する弾力性を推定した。彼が検討したデータは 1968 年の手数料自由化以前の、90 日間にわたるアメリカ証券取引所の 20 銘柄の日次データである。彼の試みは非常に野心的なもので、仲介サービスに対する理論的な需要関数を導き出し、取引高を推定するための具体的な数式を提示しようとするものであった。しかしながら導き出された関数は非線形でかつ非常に複雑な形をしており、そのために制限的な仮定を迫られることとなった。

Jackson and O'Donnell (1985)は、より簡明なフレームワークを使って、イギリスの印紙税が 1964 年から 1984 年にかけて市場の総体的な水準に与えた影響の問題に答えようとした。個々の投資家の株式価値に対する評価に影響を与えるニュースを価格変化が代表しており、その結果、取引が引き起こされると彼らは想定した。この想定に従って、彼らは取引高を時系列モデルで、価格変化と取引費用およびイギリス市場で取引高に影響すると思われるその他の変数に回帰させた。その結果、増税が取引高に大きな影響を与えたことを報告している。Lindgrend and Westlund (1990)は 1970 年から 1988 年にかけてのスウェーデンの債券の取引税を同じような方法で分析し、Jackson and O'Donnell と同じような強い、しかしながら幾分小さめの影響があったことを報告している。これらの回帰モデルは経済学の理論に則っていないと批判されるかもしれないが、逆にその絶対的な利点として、より長い期間にわたる集計的な市場のデータに対して適応可能であるということができる。Umlauf (1993)もまたスウェーデンのケースをとりあげ、回転率は流通税の導入とともに減少していったと主張した。しかしながら彼の主な関心事はボラティリティにあったので、正式な統計的な分析を行ったわけではなく、税体系の変遷にしたがって生じた回転率の変化を観察しただけにすぎない。

Hu (1998)は日本を含む東アジアの 4 カ国で、税制の変更の前後に回転率に有意な差異が

---

<sup>12</sup> Constantinides (1986) や Vayanos (1998) などの研究では取引コスト一般 (流通税そのものではない) が取引高に与える影響を理論的に分析し、顕著な負の効果を導き出した。Barclay et al. (1998)は取引費用の代理変数としてのビッド・アスク・スプレッドが強い影響を持っているという実証的な結果を導いた。

あったか否かを母集団平均の差の検定を使って調べた。1975年から1994年にかけてのこれら4カ国の税制変更について、40個の週次データを使って彼が出した結論は、全体的に見て、税制の変更は回転率に対して統計的に有意な影響を与えたとは言えないというものであった。ことに日本に関しては1981年の税率の引き上げは、取引高を有意に減少させたのに対して、1978年の税率引き上げは逆に取引高を増大させたことを見いだした。日本の有取税についての研究は我々の知る限りこれが唯一のものである<sup>13</sup>。しかしながらこの研究は大幅な税制改正が行われる以前を扱っているに過ぎないし、その上、彼が行った単純な母集団平均の差の検定では回転率に影響を与える他の要因の可能性を排除することはできていない。本研究では日本の有取税の制度的なディテールを詳しく観察することによって、これらの欠点を克服しようと思う

## 4 データおよび解析手法

### 4.1 データ

第2節でのべたように1989年以来4度の税率カットが1989年、1996年、1998年、1999年4月に行われた。バブル崩壊後の低迷する株式市場を再活性化させるにあたって、有価証券取引税の改革がどのような効果をもたらしたか、を探求することが本論文の目的であるということに加えて、以下のような3つの理由から1989年の税率カットは取り扱わない。すなわち、第一に1989年4月には有取税の税率の低減と同時に、50年以上前に廃止された譲渡益税の再導入がはかられた。第二に同日、日本では初めて消費税が導入され、手数料に消費税が課税されることによって、それが新たな取引費用となった。第三に1989年の減税は同年12月に株式市場がピークを迎えつつある時に施行されたのに対して、その他の3つの減税は長期にわたる株式市場の低迷期に実施された。このような3つの理由から1989年の減税期における投資家の行動は他の三度の減税時の投資家の行動とは異なることが予想される。また残りの三度の減税の中でも1998年のそれは分析の対象からははずすことにした。と言うのも同時期に大口取引の手数料が自由化されたからである。もしも1998年を入れて分析を行うと、手数料自由化の効果と減税の効果とが分離できず、我々の目的である減税の純粋な効果を摘出することができないであろう(表2-1参照)。さて、減税が行われた残り二つの時期に日本の26銘柄がアメリカ市場で取引されていた<sup>14</sup>がそれらは東京証券取引所の第一部でも売買されていた。詳細は表3-1を参照されたい。最後に、収益率は日次の終値に基づいて計算されている。全てのデータはDatastream<sup>®</sup>から得られたものである。

表3 日米両市場で取引されている銘柄

<sup>13</sup> 坂田(1994)は取引所税の先物取引への影響を探求した。しかし、株式の直物取引への影響については何も行っていない

<sup>14</sup> NYSE および NASDAQ である。



アドバンテスト、キャノン、ダイエー、富士フイルム、三菱 UFJ フィナンシャルグループ、日立、ホンダ、Internet Initiative Japan、コナミ、クボタ、京セラ、マキタ、パナソニック、ミレアホールディングス、三井、NEC、NIS グループ、日産、野村ホールディングス、NTT、NTT ドコモ、オリックス、ソニー、TDK、トヨタ、ワコール

## 4.2 解析手法

本研究で我々は、90年代に施行された有取税の減税が取引高を有意に増大させたか否かを明確にしたい。この問題に答えるにあたって、日本の制度的な変更に対して米国市場が有用なコントロールとなることに我々は気づいた。そこで制度的な変更が行われた前後で日米市場の双方で取引されている銘柄の取引高を比較することにした。もし日本市場における税制の変更がそのような銘柄の取引高に影響を与えるなら、米国市場ではそのような制度的変更がないのであるから、日本市場では有意な変化を観察できるであろうが、米国市場ではそのような変化を観察できないであろう。このような比較をするにあたって、我々はまた税制の変更が取引高変動の唯一の源泉ではなく、それ故、その他のあり得べき決定要因を取り込まなければならないことにも気づいた。特に、日次データにおける取引高と価格変化の間の、様々な文献に現れる、非対称なV字型相関を採用している(一例はKarpoff [1987])。すなわち、パネルデータ解析にあたって、取引高を収益率と、その絶対値に回帰させている。単純な母集団平均の差の検定のみを行った先行研究よりも、この点において、本研究はより一般的とすることができる。

我々の検定の戦略は前述した制度的な変更を識別できるか否か、あるいは税制の変更の前後でV字型相関に有意な「シフト」を見ることができるといえるか否かである。しかしながら、このような推定を実現させるためには解決を要する二つの実際的な問題点がある。まず第一に銘柄および市場をまたいで、価格変化と取引高がどのように関係しているのかをモデル化する必要がある。つまり、価格変化にかかる係数が例えばソニーとトヨタでは同一市場ならば同じであると仮定するか、あるいはまたは同時に、ソニーの係数は両市場で同一と仮定するか、想定する必要がある。ところが残念ながらどの仮定が正しいのか我々は知らない。それ故、我々は異なる仮定の下で三種類のパネル回帰を行い、結果の頑健性を考えることにする。第二に、取引高と価格変化の間のV字型相関において税制変更の効果がどのように出現するのかモデル化する必要がある。すなわち、価格変化・取引高平面の第一象限と第二象限において、税制変更にもなうシフトが定数項におこるのか、あるいはまたは同時に、「傾き」に起こるのかについて仮定をもうける必要がある。残念ながら、今回もまた、どちらの仮定が正しいのか我々には分からない。それ故、まず我々は二つのシフトを入れて推定を行う(以後、これを「一般モデル」と呼ぶ)。また、もしも一般モデルによって信頼の置ける結果が得られない場合には他の仮定を採用することにする。

三つのモデルの中で我々がベンチマークとして利用する第一のモデルは次のパネルモデルである（以後、これをスペック I と呼ぶ）。

$$V_{it} = \alpha_i + \beta_1 V_{i,t-1} + \beta_2 r_{it} + \beta_3 |r_{it}| + \gamma_{jp} D_{jpt} + \gamma_{us} D_{ust} + \beta_{2jp}^{shift} r'_{jpt} + \beta_{3jp}^{shift} |r'_{jpt}| + \beta_{2us}^{shift} r'_{ust} + \beta_{3us}^{shift} |r'_{ust}| + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、

$$D_{jpt} = \begin{cases} 1, & \text{銘柄が日本市場で取引されかつ } t \geq t_0 \text{ の場合} \\ 0, & \text{それ以外} \end{cases}$$

$$D_{ust} = \begin{cases} 1, & \text{銘柄が米国市場で取引されかつ } t \geq t_0 \text{ の場合} \\ 0, & \text{それ以外} \end{cases}$$

$$r'_{jpt} = r_{it} D_{jpt}$$

および

$$r'_{ust} = r_{it} D_{ust}$$

である。 $t_0$ は税制変更が実施された時点を、 $V$ は回転率を、 $r$ は収益率をそれぞれ表す。取引高は銘柄および発行済み株式数に依存するので、出来高を発行済み株式数で割った回転率を出来高そのものの代わりに使用している。 $\varepsilon$ は誤差項である。添え字の  $jp$  および  $us$  はそれぞれ日本と米国を表す。さらに添え字の  $i=1,2,\dots,N$  および  $t=1,2,\dots,T$  は銘柄と日次を指している。ここで我々の関心事は(i)  $\gamma_{us}$  は有意でないのに対して、 $\gamma_{jp}$  有意に 0 より大きいかな、あるいはまたは同時に、(ii)米国の傾きシフト  $\beta_{2us}^{shift}$  と  $\beta_{3us}^{shift}$  は有意でないのに対して、日本の傾きシフト  $\beta_{2jp}^{shift}$  と  $\beta_{3jp}^{shift}$  はその絶対値が正に有意であるか否かである。後者は価格変化が大きくなるほど税率の低減が与える影響は増大するという仮定に基づいている。

この簡単な特定化においては、二つの市場で取引される全ての銘柄について係数が共通であることを想定している。例えば、ソニーとトヨタの係数は日本市場でも米国市場でも同じであるということである。この想定は単純で理解しやすいものであるけれども、少し制限が強すぎるかもしれない。それ故、次のような幾分制限の緩やかな特定化を次に採用する。この第二の特定化では、同一市場では全ての銘柄で係数は同じであるが、市場が違えばその係数は異なると想定する（以後これをスペック II と呼ぶ）。すなわち、同じソニーであっても取引される市場が異なれば係数も異なるということである。したがって、この想定に従えば、データを市場ごとに集めて、市場ごとに次の回帰モデルを推定すればよい。

$$V_{it} = \alpha_i + \beta_1 V_{it-1} + \beta_2 r_{it} + \beta_3 |r_{it}| + \gamma D_t + \beta_2^{shift} r_{it}' + \beta_3^{shift} |r_{it}'| + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで

$$D_t = \begin{cases} 1, & t \geq t_0, \\ 0 & \text{それ以外,} \end{cases}$$

$$r_{it}' = r_{it} D_t$$

である。第三の特定化においては、両市場で取引される同一銘柄の係数は同じであるが、銘柄が異なれば、他の銘柄の係数とは両市場において異なると想定する（以後これをスペックⅢと呼ぶ）。例えば、ソニーの係数は両市場で同一であるがトヨタの係数は両市場でソニーのそれとは異なるということである。この想定に従えば、銘柄ごとに両市場からデータを集め、銘柄ごとに次の回帰モデルを推定すればよい。

$$V_{ct} = \alpha_c + \beta_1 V_{ct-1} + \beta_2 r_{ct} + \beta_3 |r_{ct}| + \gamma_{jp} D_{jpt} + \gamma_{us} D_{ust} + \beta_2^{shift} r_{jpt}' + \beta_3^{shift} |r_{jpt}'| + \beta_2^{shift} r_{ust}' + \beta_3^{shift} |r_{ust}'| + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

ここで、

$$D_{jpt} = \begin{cases} 1, & c = jp \text{ かつ } t \geq t_0 \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

$$D_{ust} = \begin{cases} 1, & c = us \text{ かつ } t \geq t_0 \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

$$r_{jpt}' = r_{ct} D_{jpt},$$

$$r_{ust}' = r_{ct} D_{ust},$$

である。これら二つの特定化においても、我々の関心事はスペックⅠの場合と同じようにシフト変数の係数にある。

## 5 推定結果

### 5.1 1999年4月の課税廃止

まず、1999年4月1日に実施された有取税の廃止を吟味する。 $t_0 = 1999$ 年4月1日として、この日付の前後120週日を取り<sup>15</sup>、この期間の回転率を比較する。すなわち、対象となる期間は1998年10月15日から1999年9月16日である。もっと長い期間の方が良いのかもしれないが、1999年10月1日には取引手数料が完全自由化されているため、これより長い期間を分析対象とした場合、1999年4月の有取税廃止の効果と手数料自由化の効果とを識別できなくなるだろう。両市場に上場されている26銘柄のうち、この期間で継続的に利用可能な銘柄は17銘柄にすぎない。表5-1-1にこれらの銘柄の記述統計を掲載している。

表5-1-1 1999年4月1日税制改正分析のための17銘柄の記述統計

銘柄	変数	日本					米国				
		観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
キャノン	V	216	0.002996	0.001396	0.0005	0.00889	223	0.000121	0.000098	0.00002	0.000913
	r	216	0.000662	0.026256	-0.08756	0.067821	223	0.001677	0.028109	-0.10035	0.091434
	r	216	0.020473	0.016393	0	0.087556	223	0.021147	0.018541	0	0.100346
ダイエー	V	216	0.000069	0.000101	0.000005	0.000832	223	0	0	0	0.000001
	r	216	0.001067	0.035086	-0.10559	0.169538	223	0.002301	0.053173	-0.15028	0.251314
	r	216	0.025513	0.024046	0	0.169538	223	0.03268	0.041951	0	0.251314
富士フイルム	V	216	0.0017	0.000898	0.000385	0.007646	223	0.000063	0.000088	0.000005	0.000889
	r	216	-0.00046	0.022448	-0.10833	0.067558	223	0.000261	0.023411	-0.12421	0.077778
	r	216	0.01723	0.014347	0	0.108331	223	0.017582	0.015415	0	0.124214
日立	V	216	0.001851	0.00094	0.000266	0.006734	223	0.000157	0.000121	0.000036	0.000975
	r	216	0.002627	0.024773	-0.05683	0.094491	223	0.00404	0.025513	-0.07773	0.093526
	r	216	0.019679	0.015217	0	0.094491	223	0.019744	0.016595	0	0.093526
ホンダ	V	216	0.003087	0.001436	0.000663	0.010739	223	0.000161	0.000133	0.000012	0.001028
	r	216	0.001145	0.024258	-0.06717	0.06535	223	0.001774	0.020509	-0.05461	0.082078
	r	216	0.019309	0.01467	0	0.067172	223	0.015625	0.013362	0	0.082078
クボタ	V	216	0.001119	0.00076	0.000166	0.00581	223	0.000063	0.000097	0	0.000545
	r	216	0.001084	0.026624	-0.07696	0.091859	223	0.001972	0.023059	-0.07796	0.106517
	r	216	0.02012	0.017416	0	0.091859	223	0.0162	0.016492	0	0.106517
京セラ	V	216	0.001798	0.001117	0.000142	0.008415	223	0.000097	0.000054	0.000012	0.000341
	r	216	0.001854	0.022214	-0.05407	0.072176	223	0.002436	0.024987	-0.05532	0.09844
	r	216	0.017113	0.014238	0	0.072176	223	0.019429	0.015847	0	0.09844
マキタ	V	216	0.000921	0.000575	0.000169	0.003913	223	0.000044	0.00012	0	0.00148
	r	216	-0.00054	0.021299	-0.11108	0.084417	223	0.000236	0.029448	-0.07951	0.090972
	r	216	0.014948	0.015147	0	0.111084	223	0.022149	0.019351	0	0.090972
パナソニック	V	216	0.001434	0.001357	0.000207	0.016634	223	0.000397	0.000293	0.000038	0.001976
	r	216	0.001548	0.023008	-0.05758	0.152969	223	0.001985	0.021789	-0.04868	0.146858
	r	216	0.016029	0.016543	0	0.152969	223	0.015054	0.015846	0	0.146858
NEC	V	216	0.002912	0.002537	0.00028	0.027121	223	0.000227	0.000234	0.000011	0.001991
	r	216	0.004748	0.023111	-0.0702	0.117262	223	0.005232	0.024972	-0.05124	0.099948
	r	216	0.017109	0.016208	0	0.117262	223	0.018913	0.017082	0	0.099948
日産	V	216	0.001915	0.001488	0.000145	0.008482	223	0.000143	0.000164	0.000013	0.001245
	r	216	0.002554	0.029865	-0.12687	0.124136	223	0.004354	0.031843	-0.11075	0.124053
	r	216	0.021533	0.0208	0	0.126867	223	0.024118	0.021183	0	0.124053
NTT	V	216	0.000911	0.000576	0.000189	0.004355	223	0.000054	0.000065	0.000002	0.000554
	r	216	0.001085	0.021133	-0.06127	0.056695	223	0.001798	0.024235	-0.06669	0.114238
	r	216	0.016346	0.013392	0	0.061273	223	0.018153	0.016111	0	0.114238
オリックス	V	216	0.002535	0.001469	0.000287	0.011296	223	0.000015	0.000132	0	0.001963
	r	216	0.00219	0.028332	-0.08922	0.110744	223	0.002828	0.024025	-0.08938	0.127211
	r	216	0.020925	0.019173	0	0.110744	223	0.01516	0.018825	0	0.127211
ソニー	V	216	0.006925	0.004715	0.000685	0.036184	223	0.001023	0.000749	0.000148	0.005806
	r	216	0.002901	0.023616	-0.08265	0.084853	223	0.003454	0.022371	-0.05874	0.091129
	r	216	0.017752	0.015798	0	0.084853	223	0.016871	0.015052	0	0.091129
TDK	V	216	0.002414	0.001387	0.000308	0.011187	223	0.000026	0.000036	0	0.000224
	r	216	0.001315	0.025368	-0.07085	0.083425	223	0.002982	0.024125	-0.08029	0.082943
	r	216	0.019667	0.01602	0	0.083425	223	0.017872	0.016435	0	0.082943
トヨタ	V	216	0.000666	0.000344	0.000121	0.002424	223	0.000009	0.000009	0	0.000061
	r	216	0.000732	0.025624	-0.10567	0.086742	223	0.001542	0.022362	-0.05904	0.088728
	r	216	0.018891	0.01728	0	0.10567	223	0.01731	0.014194	0	0.088728
ワコール	V	216	0.000944	0.000594	0.000117	0.003264	223	0.000002	0.00001	0	0.000133
	r	216	-0.00033	0.018592	-0.05526	0.074282	223	0.001036	0.017432	-0.07361	0.051293
	r	216	0.014424	0.011693	0	0.074282	223	0.012502	0.012164	0	0.073612

<sup>15</sup> しかしながら「週日」は祝日を含んでいる。それ故、データセットは120週日よりも少なくなる。これが後続の表においてデータ数が240よりも少ない理由である。

注) V は日次の回転率、すなわち取引高を発行済み株式数で除したものである。r は収益率であり、日次の終値の対数をとったものから前日のそれを引いたものとして計算されている。 $|r|$  は収益率の絶対値である

### 5.1.1 一般モデル

スペック I の結果を表 5-1-2 に示している。日米両国とも税制変更の前後において、価格変化と取引高の間の V 字型相関—これは $(\beta_1 + \beta_2) > 0$  and  $(\beta_1 - \beta_2) < 0$ <sup>16</sup>で表される—は維持されている。修正決定係数はかなり高い数値である。税制変更後の日本の傾きシフトを見ると、傾きが急になっていることが分かるが、米国ではそうはなっていない。これらの結果は日本における税制の変更が取引高に有意な増大をもたらしたという仮説に整合的である。ところが、これとは対照的に日本における定数項シフト $\gamma_{jp}$ はマイナスであり、しかも非常に有意である。実際、傾きシフトと定数項シフトの向きは日米両国で反対方向になってしまっている。

表 5-1-2 スペック I 推計結果  
1999 年 4 月一般モデル

	推定値	P値
$\beta_1$	0.540991	<.0001
$\beta_2$	0.002649	<.0001
$\beta_3$	0.008629	<.0001
$\gamma_{jp}$	-0.00016	0.0001
$\gamma_{us}$	0.000136	0.0008
$\beta_{2\text{ jp}}^{\text{shift}}$	0.011276	<.0001
$\beta_{3\text{ jp}}^{\text{shift}}$	0.018465	<.0001
$\beta_{2\text{ us}}^{\text{shift}}$	-0.00243	0.0217
$\beta_{3\text{ us}}^{\text{shift}}$	-0.00636	<.0001
修正済決定係数	0.7530	
観測数	238	

注) 回帰モデルの特定化は式(1)である。そこでは日次の回転率を収益率、その絶対値、1999 年 4 月 1 日の日米ダミーおよびこのダミー変数と収益率、その絶対値との積に回帰させる。推計方法は最小二乗法である。第 1 および第 2 列にはそれぞれキーとなる変数の推定値と P 値を掲載している。銘柄ごとに異なる  $\alpha_i$  は紙幅の関係上割愛した。

スペック II の推定結果は表 5-1-3 に示してある。V 字型相関は税制改正時以前において両国で成り立っており、修正済決定係数もかなり大きい値である。しかしながら、日本につ

<sup>16</sup>  $r > 0$  の時  $|r| = r$ 、 $r < 0$  の時  $|r| = -r$  であるから、第一象限の傾きは $(\beta_1 + \beta_2)$ であり、第二象限のそれは $(\beta_1 - \beta_2)$ となる。

いては税制改正後、第二象限の傾きが緩やかになった。他方、定数項シフトは正で、しかもかなり有意である。これらはスペック I と比較すると対照的な結果となっている。米国についても同様に、スペック II の傾きシフトと定数項シフトの変化の方向はスペック I と逆になっている。これらの矛盾した結果は、税制変更の効果をモデル化する際に傾きシフトと定数項シフトを同時にもりこむことが、そもそも妥当であったのかという疑問を抱かせる。

表 5-1-3 スペック II 推定結果

1999 年 4 月一般モデル

	日本		米国	
	推定値	P値	推定値	P値
$\beta_1$	0.532372	<.0001	0.527789	<.0001
$\beta_2$	0.005869	<.0001	0.000666	<.0001
$\beta_3$	0.021944	<.0001	0.001387	<.0001
$\gamma$	0.000105	0.0961	-1.4E-05	0.1074
$\beta_2^{\text{shift}}$	0.008051	<.0001	-0.00041	0.0798
$\beta_3^{\text{shift}}$	0.005298	0.0381	0.000667	0.0438
修正済決定係数	0.6734		0.680256	
観測数	216		223	

注) 回帰モデルの特定化は式(2)である。そこでは日米両市場、各々について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1999 年 4 月 1 日の日米ダミーおよびこのダミー変数と収益率、その絶対値との積に回帰させる。推計方法は最小二乗法である。第 1 および第 2 列にはそれぞれキーとなる変数の推定値と P 値を掲載している。銘柄ごとに異なる  $\alpha_i$  は紙幅の関係上割愛した。

表 5-1-4 にスペック III の結果をまとめている。17 銘柄のうち 12 銘柄で V 字型相関が維持されている。この 12 銘柄のうち 6 銘柄で、日本については第一象限と第二象限で正の傾きシフトが起こったが、この 6 という数字は大きいとは言えまい。しかしながら、米国ではそのような傾きシフトは全く起こらなかった。それに加えて、定数項シフトが傾きシフトと矛盾する結果となったのは上記 6 銘柄のうちわずか一つであった。これらの結果は我々の仮説の妥当性を疑わしめるとも解釈できるし、その逆にも解釈可能であろう。一般モデルは、取引高に影響を与える個々の銘柄の様々な要因を許容しているため、全く異論の出ないような結論は期待できそうもないということを考慮しても、これらの結果から我々の仮説を評価できるような傾向を読み取ることは困難である。

表 5-1-4 スペック III 推定結果

1999 年 4 月一般モデル

V字型相関が成立したもの(17銘柄中 12銘柄)						
			米国			
			第一・二象限で傾きシフトが正で有意(0銘柄)			その他の銘柄(12)
			定数項シフトが正で有意(0)	定数項シフトが負で有意(0)	定数項シフトは非有意(0)	
日本	第一・二象限で傾きシフトが正で有意(6銘柄)	定数項シフトが正で有意(0)	0	0	0	0
		定数項シフトが負で有意(1)	0	0	0	0
		定数項シフトは非有意(5)	0	0	0	0
	その他の銘柄(6)	0	0	0	12	

注) 回帰モデルの特定化は式(3)である。そこでは日米両市場にまたがる個々の銘柄について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1999年4月1日の日米ダミー変数およびこのダミー変数と収益率、その絶対値との積に回帰させる。推計方法は最小二乗法である。回帰式の結果は税制改正前にV字型相関が維持された銘柄がわずか12銘柄であることを示している。各セルの数字は表頭と表側に記述した内容を満たす銘柄の数である。例えば、左上のセルにある「0」はr-TV平面の第一、二象限において日本市場で傾きが正に有意である6つの銘柄の中で、米国市場でも傾きが正に有意かつ $\gamma_{jp}$  および  $\gamma_{us}$  の係数がどちらも正に有意である銘柄はなかったことを意味する。括弧内の数字はそれぞれの行ないし列にある数字の合計である。有意水準は10%とした。

全体的に言って、スペックIからIIIまでの結果が示すところは様々であり、どちらにしても、明確な傾向を示しているとは言えない。我々が好ましいと考えているスペックIでは傾きシフトが我々の仮説の妥当性を示しているが、定数項シフトの方はその逆である。またスペックII IIIの傾きシフトはスペックIのそれと相容れない。これらの相反するシフトをよりよく理解するために、図5-1-1、5-1-2(a)(b)にそれぞれスペックIおよびIIのグラフを描いた。また第一象限と第二象限のそれぞれに平均的な収益率に対応した回転率の推計値を計算し(図中では点で示されている)、回転率の真の増大は0であったと言う帰無仮説を検定した。表5-1-5にあるt値を見ると、日本の第一象限では回転率の増大は有意であり、有取税の廃止は回転率を増大させたことを示唆している。ところが、第二象限では回転率の増大は有意となっていない。以前指摘したように、第二象限の傾きシフトの方向は定数項シフトの方向と相反しており、あるいはまたは同時に、第一象限の傾きシフトとも矛盾している。一般モデルは第一象限に税制変更の効果があつたことを想起させるが、第二象限の結果を見るとモデルに全幅の信頼をおくわけにはいくまい。税制の変更がV字型相関にどのような変化をもたらすのか知られておらず、結果にも一貫性がないことを考慮すると我々は他の設定に向かわなければならないだろう。

図 5-1-1 スペック I 一般モデル 1999年4月

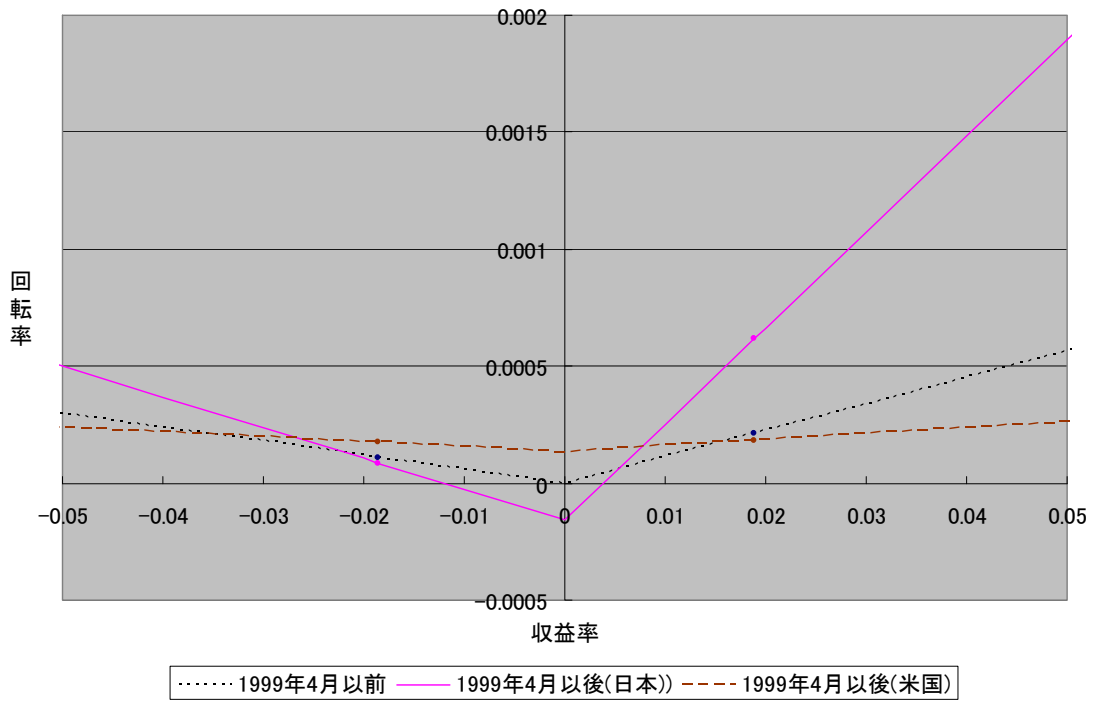


図 5-1-2(a) スペック II (日本) 一般モデル 1999年4月

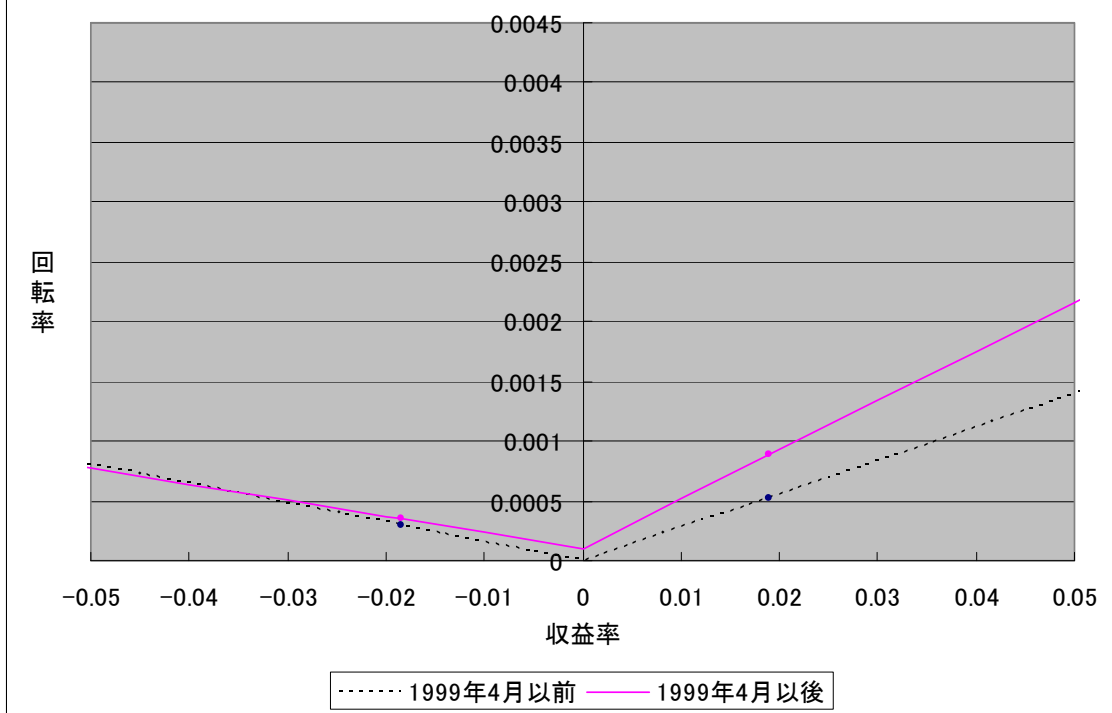




図 5-1-2(b) スペックⅡ (米国) 一般モデル 1999年4月

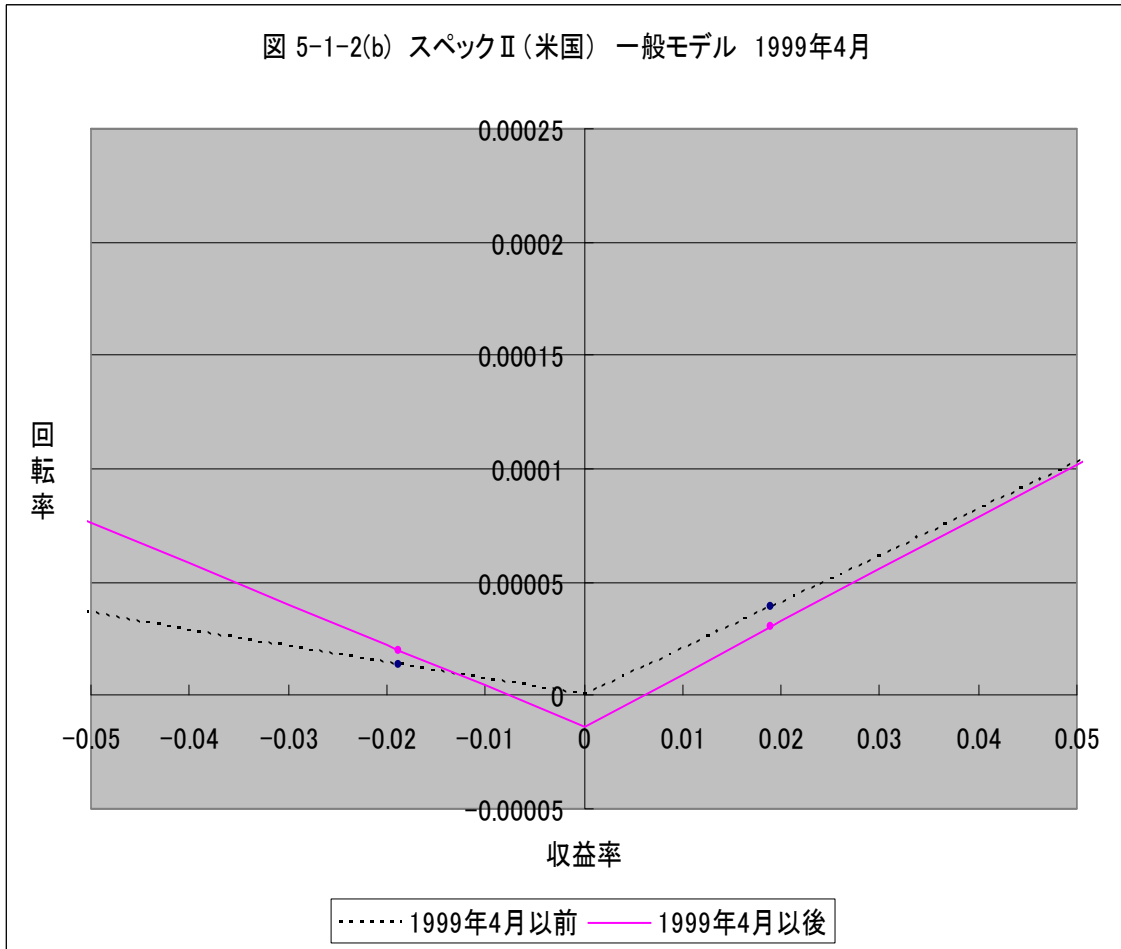


図 5-1-1 および図 5-1-2 への注) 銘柄ごとの定数項  $\hat{\alpha}_i$  は省かれている。

表 5-1-5 1999年4月1日前後の回転率の差を検定する t 値

	第一象限		第二象限	
	日本	米国	日本	米国
スペックⅠ	11.49***	-0.89061	-0.70575	1.67*
スペックⅡ	6.96***	-1.23059	1.016197	0.840061

注) スペックⅠの検定はつぎのように行う。税制変更前の日米共通の回転率を、平均収益率およびその他の説明変数を使って予測する (この予測値を  $\bar{v}^{before}$  と表記する)。同様に、税制変更後の日米で異なる回転率を予測する (この予測値をそれぞれ  $\bar{v}_{jp}^{after}$  および  $\bar{v}_{us}^{after}$  とする)。次に、税制変更前後の回転率の差 ( $\bar{v}_{jp}^{after} - \bar{v}^{before}$ ) および ( $\bar{v}_{us}^{after} - \bar{v}^{before}$ ) をそれぞれの国に対応する標準偏差で除して t 統計量を計算する。スペックⅡの検定もほぼ同様であり、わずかに異なる点は回転率の予測値を計算する際に国ごとに行うことである。\*\*\*、\*\*および\* はそれぞれ 1%、5%、10%の有意水準を示す。

### 5.1.2 制限モデル

このセクションではスペックⅠからⅢのモデルを幾分制限したバージョンを考える。特

に、税制の変更は、価格変化に関わりなく、多かれ少なかれ平等に回転率を増大させる効果を持つと想定する。この想定の意味するところは、税制変更後のシフトは定数項に起こり、傾きには起こらないということである（以後、これを「制限モデル」と呼ぶ）。はじめに、スペック I の結果を見ることにしよう。このモデルでは方程式(1)の 7 番目から 10 番目の項が落ちて、制限を受けることになる。表 5-1-6 に結果を示している。V 字型相関は明らかに維持されており、修正済決定係数もかなり高い。我々の関心事は  $\gamma_{jp}$  が有意に 0 よりも大きく、 $\gamma_{us}$  がそうではないということにある。 $\gamma_{jp}$  の値は有意水準 1%以下で正に有意であるが、 $\gamma_{us}$  は有意ではない。従ってこの結果は、1999 年 4 月 1 日の有取税の廃止は取引高を増大させたという見方を支持するものとなっている。

表 5-1-6 スペック I 推定結果  
1999 年 4 月制限モデル

	推定値	P値
$\beta_1$	0.548138	<0.0001
$\beta_2$	0.004635	<0.0001
$\beta_3$	0.011287	<0.0001
$\gamma_{jp}$	0.00019	<0.0001
$\gamma_{us}$	3.01E-05	0.3241
修正済決定係数	0.7364	
観測数	238	

注) 回帰モデルの特定化は式(1)である。そこでは日次の回転率を収益率、その絶対値、1999 年 4 月 1 日の日米ダミーに回帰させる。ダミー変数と収益率の積からなる項は説明変数から外した。推計方法は最小二乗法である。第 1 および第 2 列にはそれぞれキーとなる変数の推定値と P 値を掲載している。銘柄ごとに異なる  $\alpha_i$  は紙幅の関係上割愛した。

このような一貫した結果が得られるかどうかを見るために、他の二つの特定化の結果を吟味してみよう。スペック II において税制改正の前後で第一象限と第二象限の傾きが変化しないと言うことは、方程式(2)右辺の 6 番目と 7 番目の項が消えることを意味する。表 5-1-7 に結果を示す。日米両国で V 字型相関は維持されている。修正済み決定係数はかなり大きい。日本の  $\gamma$  は 1%未満の有意水準で有意に正であるのに対して、米国は有意でない。この結果はスペック I のそれと優れて一貫性のあるものとなっている。

表 5-1-7 スペック II 推定結果  
1999 年 4 月制限モデル

	日本		米国	
	推定値	P値	推定値	P値
$\beta_1$	0.5312	<0.0001	0.5283	<0.0001
$\beta_2$	0.0099	<0.0001	0.0005	<0.0001
$\beta_3$	0.0249	<0.0001	0.0016	<0.0001
$\gamma$	0.0002	<0.0001	-0.00002	0.7029
修正済決定係数	0.6708		0.6799	
観測数	216		223	

注) 回帰モデルの特定化は式(2)である。ここでは日米両市場、各々について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1999年4月1日の日米ダミーに回帰させる。ダミー変数と収益率の積からなる項は説明変数から外した。推計方法は最小二乗法である。第1および第2列にはそれぞれキーとなる変数の推定値とP値を掲載している。銘柄ごとに異なる $\alpha_i$ は紙幅の関係上割愛した。

スペックⅢでは、同様の制限に起因して、式(3)右辺の第7項から第10項が削除される。表5-1-8に結果を要約している。V字型相関が維持された銘柄の数は今や15で、前節で得られた数を遙かに凌駕している。これら15銘柄のうち、60%にあたる9銘柄で $\gamma_{jp}$ の係数が有意水準10%で正に有意であった。この割合もまた前節の50%（12銘柄中6銘柄）から増大している。 $\gamma_{jp}$ の係数が負になった銘柄が二つあるが、どちらも有意ではない。他方 $\gamma_{us}$ の係数は正に有意であった銘柄は存在しなかった。スペックⅢの特定化は、取引高に影響を与える様々な個別要因を許容していることを考えると、以上の結果は前二者の特定化の結果と完全一致とまではいかないものの、整合的であると言って良い。

表 5-1-8 スペックⅢ 推定結果

1999年4月制限モデル

V字型相関が成立したもの(17銘柄中15銘柄)						
			$\gamma_{us}$			
			正(13)		負(2)	
			有意(0)	非有意(13)	有意(0)	非有意(2)
$\gamma_{jp}$	正(13)	有意(9)	0	8	0	1
		非有意(4)	0	3	0	1
	負(2)	有意(0)	0	0	0	0
		非有意(2)	0	2	0	0

注) 回帰モデルの特定化は式(3)である。ここでは日米両市場にまたがる個々の銘柄について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1999年4月1日の日米ダミーに回帰させる。ダミー変数と収益率の積からなる項は説明変数から外した。推計方法は最小二乗法である。回帰式の結果はV字型相関が維持された銘柄が15銘柄であることを示している。各セルの数字はそれぞれのカテゴリに入った $\gamma_{jp}$ および $\gamma_{us}$ の係数を持つ銘柄の数である。例えば、左上のセルにある「0」は $\gamma_{jp}$ および $\gamma_{us}$ の係数がどちらも正に有意であることはなかったことを意味する。括弧内の数字はそれぞれの行ないし列にある数字の合計である。有意水準は10%とした。

総合的に言って、これら三つの制限モデルの結果は互いに矛盾していない。その意味するところは、1999年4月1日の有取税の廃止は取引高の増大に貢献したということである。傾きシフトと定数項シフトの双方を盛り込んだ設定では、このような明確な結論を得ることはできなかったけれども、制限モデルによるこのような一貫した兆候をもって我々の仮

説に対する十分な証拠と考えることができる。税制変更が V 字型相関にどのような形で現れるのかを第一義的に我々は知ることができないということであればなおさらそうである。この結論を補強するために、我々はスペック I および II の仮定に際して定数項は変わらないけれども、傾きが変わるというモデルも考慮してみた。推定の結果は日本については全てのケースで正のシフトが起こっており、米国ではそのようなシフトは起こらなかったと示していた（紙幅のため割愛）。それ故、この観点から言っても有取税の廃止が取引高を増大させたという結論は信頼がおけるものとする。

## 5.2 1996 年 4 月の税率低減

次に 1996 年 4 月 1 日に施行された税率の引き下げ効果を分析する。1999 年の有取税完全廃止効果の分析にならい、税率引き下げが行われた日の前後 120 週日すなわち、1995 年 10 月 16 日から 1996 年 9 月 16 日までをサンプルとする。この期間においては、26 銘柄のうち継続的にデータが利用可能なのはわずか 16 銘柄である。表 5-2-1 にこれらの銘柄の記述統計が記されている。

表 5-2-1 1996 年 4 月 1 日税制改正分析のための 16 銘柄の記述統計

銘柄	変数	日本					米国				
		観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
キャノン	V	221	0.002949	0.001954	0.000578	0.012973	225	0.000418	0.00054	9.32E-06	0.003466
	r	221	0.000435	0.014672	-0.06733	0.041008	225	0.000854	0.014921	-0.04077	0.111665
	r	221	0.010952	0.009745	0	0.067331	225	0.010183	0.010918	0	0.111665
ダイエー	V	221	2.84E-05	2.3E-05	4.34E-06	0.000198	225	4.36E-08	1.63E-07	0	1.40E-06
	r	221	-0.00092	0.016337	-0.04567	0.038915	225	-0.00033	0.023212	-0.0698	0.066521
	r	221	0.012907	0.01002	0	0.04567	225	0.015157	0.017554	0	0.069796
富士フイルム	V	221	0.001485	0.001657	0.000227	0.021303	225	0.000128	0.000196	8.13E-06	0.00133
	r	221	0.000686	0.01611	-0.06434	0.068729	225	0.001266	0.013813	-0.03922	0.060625
	r	221	0.011898	0.010854	0	0.068729	225	0.010147	0.009433	0	0.060625
日立	V	221	0.000929	0.000452	0.000296	0.002734	225	5.05E-05	6.88E-05	9.13E-07	0.000963
	r	221	-0.00035	0.014499	-0.03847	0.04879	225	-0.00072	0.011456	-0.04082	0.0331
	r	221	0.011318	0.009036	0	0.04879	225	0.008898	0.007227	0	0.040822
ホンダ	V	221	0.00318	0.002323	0.000466	0.019181	225	0.000155	0.000169	3.29E-06	0.001273
	r	221	0.001518	0.01388	-0.04046	0.049872	225	0.001728	0.015365	-0.05469	0.081625
	r	221	0.010358	0.009338	0	0.049872	225	0.011365	0.010456	0	0.081625
クボタ	V	221	0.000653	0.000482	7.09E-05	0.003897	225	9.34E-06	4.47E-05	0	0.000568
	r	221	-2.7E-05	0.012495	-0.0382	0.053407	225	-0.00026	0.012167	-0.05827	0.039221
	r	221	0.009265	0.008361	0	0.053407	225	0.008058	0.009104	0	0.058269
京セラ	V	221	0.001886	0.001321	0.000214	0.007687	225	0.000105	0.000148	0	0.001615
	r	221	-0.00029	0.012827	-0.04736	0.029814	225	-0.00066	0.012468	-0.05794	0.029801
	r	221	0.009681	0.008395	0	0.047363	225	0.008922	0.008714	0	0.057938
マキタ	V	221	0.00096	0.000665	3.73E-05	0.003863	225	1.26E-05	3.18E-05	0	0.000265
	r	221	-0.00036	0.017081	-0.05942	0.041673	225	-0.00068	0.017178	-0.05407	0.057158
	r	221	0.013107	0.010923	0	0.059423	225	0.013088	0.011113	0	0.057158
パナソニック	V	221	0.001003	0.000576	0.000191	0.003954	225	0.000144	0.000202	0	0.001938
	r	221	0.000547	0.010874	-0.02778	0.039221	225	0.000439	0.010378	-0.03121	0.029754
	r	221	0.008401	0.006903	0	0.039221	225	0.007993	0.006613	0	0.031208
NEC	V	221	0.001686	0.0009	0.000394	0.006162	225	0.00013	0.000245	1.62E-06	0.002032
	r	221	-0.00051	0.015533	-0.04688	0.034486	225	-0.00083	0.014759	-0.04556	0.03548
	r	221	0.012056	0.009774	0	0.046884	225	0.011687	0.009018	0	0.045557
日産	V	221	0.000771	0.000784	0.000117	0.006793	225	5.24E-06	9.20E-06	1.59E-07	9.72E-05
	r	221	0.000805	0.014647	-0.05577	0.055186	225	0.000484	0.016659	-0.04983	0.04567
	r	221	0.010892	0.009798	0	0.055769	225	0.012509	0.010981	0	0.049827
NTT	V	221	0.000301	0.000157	0.000107	0.00105	225	1.82E-06	4.74E-06	0	3.97E-05
	r	221	-0.00046	0.01124	-0.03455	0.060093	225	-0.00072	0.017431	-0.06714	0.073859
	r	221	0.008268	0.007607	0	0.060093	225	0.012651	0.011983	0	0.073859
ソニー	V	221	0.004773	0.003427	0.001207	0.020248	225	0.000237	0.000187	3.9E-05	0.001001
	r	221	0.000946	0.012652	-0.03922	0.039796	225	0.001195	0.013022	-0.04523	0.070342
	r	221	0.009135	0.008783	0	0.039796	225	0.008942	0.009523	0	0.070342
TDK	V	221	0.00192	0.000966	0.00035	0.005899	225	1.4E-05	2.24E-05	0	0.000259
	r	221	0.000899	0.014358	-0.06442	0.051293	225	0.000791	0.01421	-0.05167	0.065847
	r	221	0.010585	0.009717	0	0.064416	225	0.009852	0.010249	0	0.065847
トヨタ	V	221	0.000732	0.000826	0.000116	0.005941	225	1.14E-05	1.13E-05	1.07E-06	6.81E-05
	r	221	0.001227	0.009705	-0.02806	0.029199	225	0.001214	0.009986	-0.03519	0.032381
	r	221	0.007378	0.006405	0	0.029199	225	0.007452	0.006739	0	0.035186
ワコール	V	221	0.000885	0.000743	0.000143	0.005814	225	6.50E-06	2.43E-05	0	0.000266
	r	221	0.000284	0.015995	-0.04317	0.043172	225	-0.00017	0.016753	-0.04698	0.053245
	r	221	0.012388	0.010088	0	0.043172	225	0.012979	0.010557	0	0.053245

注) V は日次の回転率、すなわち取引高を発行済み株式数で除したものである。r は収益率であり、日次の終値の対数をとったものから前日のそれを引いたものとして計算されている。|r| は収益率の絶対値である。

推定に当たっては、前節でおこなったものと同じ手法を使っている。それぞれのモデルの特定化についてまず、より一般的な設定を考える。もしも、その結果が明確な示唆を与えなければ、制限モデルの利用を考える。

### 5.2.1 一般モデル

スペック I の結果は表 5-2-2 に示されている。V 字型相関は日米双方で、かつ、税率変更の前後で維持されている。修正済み決定係数はかなり高い。推定された係数値は前の小節で報告されたそれと似通っている。日本については傾きが有意に急になったが、定数項は逆に有意に小さくなった。米国についてはそれと全く逆の結果になっている。

表 5-2-2 スペック I 推計結果

1996年4月一般モデル

	推定値	P値
$\beta_1$	0.33556	<0.0001
$\beta_2$	0.002463	0.012
$\beta_3$	0.014243	<0.0001
$\gamma_{jp}$	-0.00022	<0.0001
$\gamma_{us}$	0.000133	0.0009
$\beta_{2\text{jp}}^{\text{shift}}$	0.010045	<0.0001
$\beta_{3\text{jp}}^{\text{shift}}$	0.01609	<0.0001
$\beta_{2\text{us}}^{\text{shift}}$	-0.003	0.0985
$\beta_{3\text{us}}^{\text{shift}}$	-0.01257	<0.0001
修正済決定係数	0.6259	
観測数	237	

注) 回帰モデルの特定化は式(1)である。そこでは日次の回転率を収益率、その絶対値、1996年4月1日の日米ダミーおよびこのダミー変数と収益率、その絶対値との積に回帰させる。推計方法は最小二乗法である。第1および第2列にはそれぞれキーとなる変数の推定値とP値を掲載している。銘柄ごとに異なる $\alpha_i$ は紙幅の関係上割愛した。

表5-2-3にスペックIIの結果を掲載している。日本については税制変更前ではV字型相関が得られているが、税制変更後の傾きシフトは第一象限と第二象限とで逆になっている。スペックIIIの結果は表5-2-4にまとめてある。日本については、V字型相関が16銘柄のうち11銘柄で維持されており、そのうち5銘柄で、第一象限、第二象限の傾きシフトが有意に急になった。しかしこの5銘柄の中の3銘柄で、定数項シフトは逆にマイナスになってしまった。米国では二つの象限で傾きが有意に急になった銘柄は存在しなかった。

表5-2-3 スペックII推定結果

1996年4月一般モデル

	日本		米国	
	推定値	P値	推定値	P値
$\beta_1$	0.338011	<0.0001	0.178589	<0.0001
$\beta_2$	0.005333	0.008	0.0000593	0.8218
$\beta_3$	0.029569	<0.0001	0.002221	<0.0001
$\gamma$	-4E-05	0.5317	-0.0000083	0.3261
$\beta_2^{\text{shift}}$	0.007153	0.0184	-0.000534	0.1811
$\beta_3^{\text{shift}}$	0.00095	0.837	-0.000627	0.272
修正済決定係数	0.521963		0.303721	
観測数	221		225	

注) 回帰モデルの特定化は式(2)である。そこでは日米両市場、各々について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1996年4月1日の日米ダミーおよびこのダミー変数と収益率、その絶対値との積に回帰させる。推計方法は最小二乗法である。第1および第2列にはそれぞれキーとなる変数の推定値とP値を掲載している。銘柄ごとに異なる $\alpha_i$ は紙幅の関係上割愛した。

表 5-2-4 スペック III 推定結果

1996 年 4 月一般モデル

V字型相関が成立したもの(16銘柄中 11銘柄)						
		米国			その他の銘柄(11)	
		第一・二象限で傾きシフトが正で有意(0銘柄)				
		定数項シフトが正で有意(0)	定数項シフトが負で有意(0)	定数項シフトは非有意(0)		
日本	第一・二象限で傾きシフトが正で有意(5銘柄)	定数項シフトが正で有意(0)	0	0	0	0
		定数項シフトが負で有意(3)	0	0	0	0
		定数項シフトは非有意(2)	0	0	0	0
	その他の銘柄(6)	0	0	0	0	11

注) 回帰モデルの特定化は式(3)である。そこでは日米両市場にまたがる個々の銘柄について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1996年4月1日の日米ダミー変数およびこのダミー変数と収益率、その絶対値との積に回帰させる。推計方法は最小二乗法である。回帰式の結果は税制改正前にV字型相関が維持された銘柄がわずか11銘柄であることを示している。各セルの数字は表頭と表側に記述した内容を満たす銘柄の数である。例えば、左上のセルにある「0」はr-TV平面の第一、二象限において日本市場で傾きが正に有意である5つの銘柄の中で、米国市場でも傾きが正に有意でかつ $\gamma_{jp}$  および  $\gamma_{us}$  の係数がどちらも正に有意である銘柄はなかったことを意味する。括弧内の数字はそれぞれの行ないし列にある数字の合計である。有意水準は10%とした。

全体的に言って以前と同様、推定結果になんらの明確な傾向は見られない。我々が重点を置いているスペック I によれば、傾きシフトは税制変更が取引高を増大させるという有意な結果を示唆しているが、逆に定数項シフトの結果は取引高を減少させることを示唆している。他の二つのスペックではこの対立する示唆のどちらをも支持するというものでもない。そこでこれらのシフトをよりよく理解するために再度、図 5-2-1、5-2-2(a)(b)を描き、スペック I II について同じ仮説検定を行った。表 5-2-5 の t 値を見ると、日本については両スペックの第一象限で、平均的な収益率に対応した回転率の増大は有意ではなく、第二象限では有意にマイナスである。米国についてはこの回転率の増大は基本的に有意でなく、唯一の例外がスペック II の第一象限のそれで、有意にマイナスである。これらの結果はどのような解釈も困難であることから、特定化の誤りを疑わせると言える。前にも言及したように、税制改正の効果がV字型相関にどのような形で実現するのか分からないのであるから、より制限的なモデルの適用を考えることになる。

図 5-2-1 スペック I 一般モデル 1996年4月

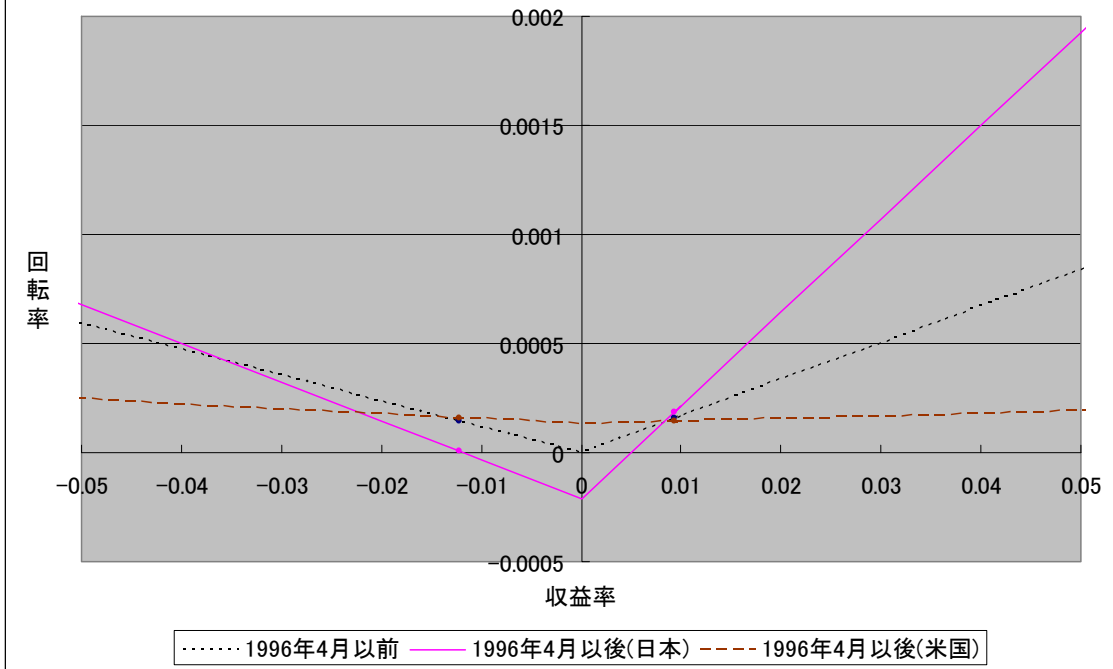
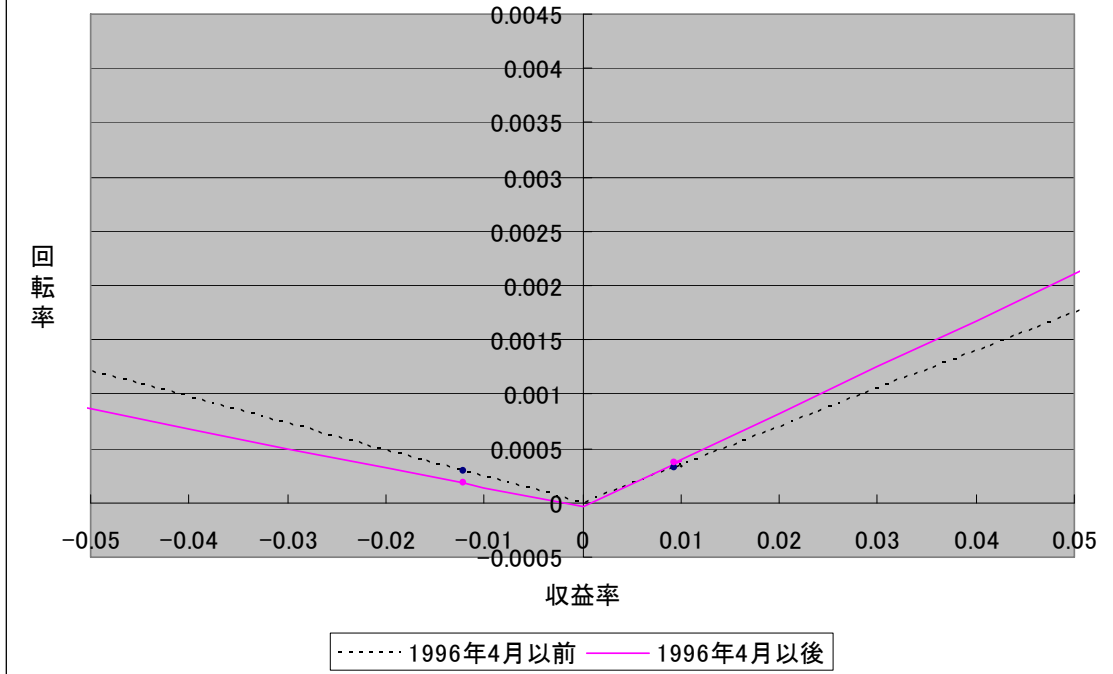


図 5-2-2(a) スペック II (日本) 一般モデル 1996年4月





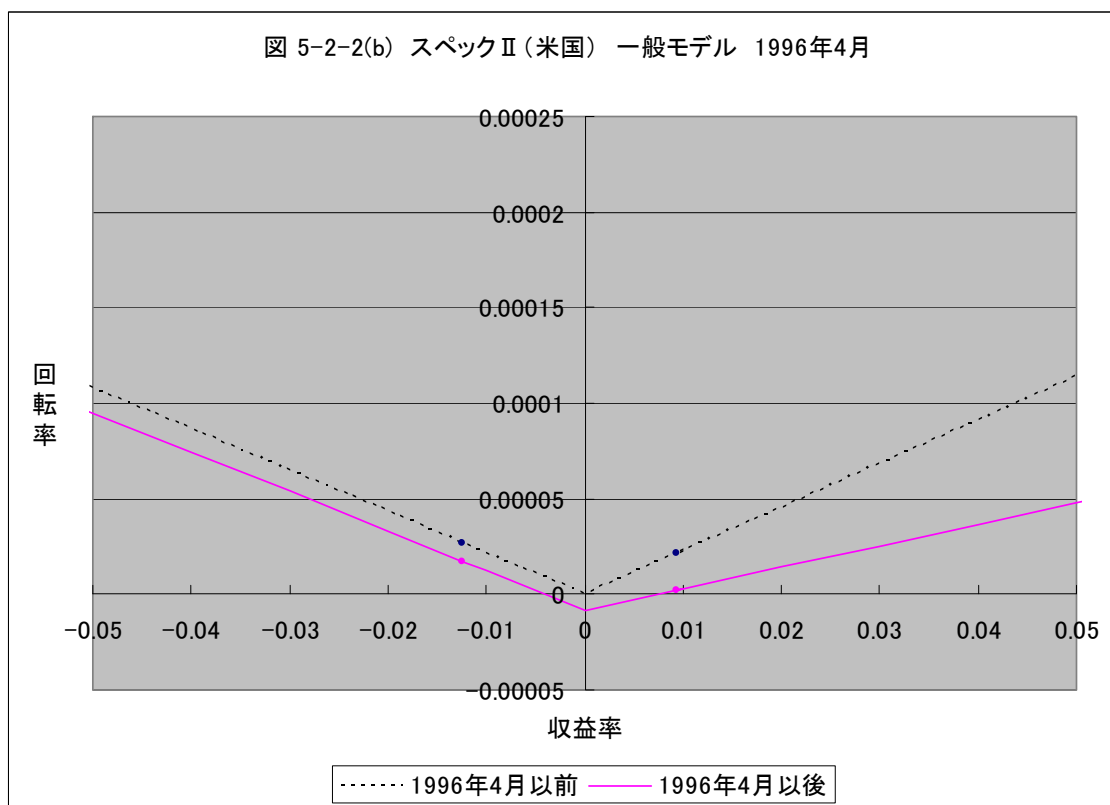


図 5-2-1 および図 5-2-2 への注) 銘柄ごとの定数項  $\hat{\alpha}_i$  は省かれている。

表 5-2-5 1996年4月1日前後の回転率の差を検定する t 値

	第一象限		第二象限	
	日本	米国	日本	米国
スペックⅠ	0.883789	-0.34921	-3.65***	0.382176
スペックⅡ	0.702693	-2.73***	-2.01**	-1.20437

注) スペックⅠの検定はつぎのように行う。税制変更前の日米共通の回転率を、平均収益率およびその他の説明変数を使って予測する (この予測値を  $\bar{v}^{before}$  と表記する)。同様に、税制変更後の日米で異なる回転率を予測する (この予測値をそれぞれ  $\bar{v}_{jp}^{after}$  および  $\bar{v}_{us}^{after}$  とする)。次に、税制変更前後の回転率の差 ( $\bar{v}_{jp}^{after} - \bar{v}^{before}$ ) および ( $\bar{v}_{us}^{after} - \bar{v}^{before}$ ) をそれぞれの国に対応する標準偏差で除して t 統計量を計算する。スペックⅡの検定もほぼ同様であり、わずかに異なる点は回転率の予測値を計算する際に国ごとに行うことである。\*\*\*、\*\*および\* はそれぞれ 1%、5%、10%の有意水準を示す。

### 5.2.2 制限モデル

ここではスペックⅠからⅢまでの制限されたバージョン、すなわち税制改正後のシフトは定数項に現れ、傾きには現れないモデルを再び考える。スペックⅠについては、この制限によって、式(1)の第7項から第10項が削除される。我々の関心事項は  $\gamma_{jp}$  が有意に 0 よ

りも大きく  $\gamma_{us}$  がそうではないことにある。表 5-2-6 に掲載された結果によれば、そのような結果にはなっていない。5%の有意水準で  $\gamma_{jp}$  および  $\gamma_{us}$  がともに有意ではない。この結果、1996年4月1日の税率低減は取引高を有意に増大させることはなかったことが示唆される。

表 5-2-6 スペック I 推定結果  
1996年4月制限モデル

	推定値	P値
$\beta_1$	0.336333	<.0001
$\beta_2$	0.003798	<.0001
$\beta_3$	0.014079	<.0001
$\gamma_{jp}$	-5.5E-05	0.0708
$\gamma_{us}$	0.000099	0.7437
修正済決定係数	0.6202	
観測数	237	

注) 回帰モデルの特定化は式(1)である。そこでは日次の回転率を収益率、その絶対値、1996年4月1日の日米ダミーに回帰させる。推計方法は最小二乗法である。第1および第2列にはそれぞれキーとなる変数の推定値とP値を掲載している。銘柄ごとに異なる  $\alpha_i$  は紙幅の関係上割愛した。

スペック II の結果を表 5-2-7 に示している。日本については V 字型相関は維持されているが、定数項シフトは有意でないもののマイナスである。第三の回帰モデルに目を転じよう。結果は表 5-2-8 にある。16 銘柄のうち 14 銘柄で V 字型相関は維持されておりその中のわずか 4 銘柄で、 $\gamma_{jp}$  の係数が 10%の有意水準で正になっているにすぎない。8 銘柄で  $\gamma_{jp}$  の係数はマイナスであり、そのうち 4 銘柄が有意である。他方、 $\gamma_{us}$  の係数は全てのケースで有意ではない。これらの結果はスペック I の結果、すなわち 1996年4月の有取税率の低減は取引高の増大に貢献しなかった、という結果と多かれ少なかれ一致している。1999年4月についての分析と同様に傾きシフトのみを許したモデルも考慮したが、日本についての結果は二つのスペックの二つの象限で同一の明確な傾きシフトが起こったと示唆されることはなかった(米国ではこのシフトは全てのケースで有意でない)。これらは上で述べた結論と一致していると言って良い。

表 5-2-7 スペック II 推定結果  
1996年4月制限モデル

	日本		米国	
	推定値	P値	推定値	P値
$\beta_1$	0.3386	<0.0001	0.1776	<0.0001
$\beta_2$	0.0085	<0.0001	-0.0002	0.4133
$\beta_3$	0.0297	<0.0001	0.0020	<0.0001
$\gamma$	-0.00003	0.5010	-0.00002	0.0114
修正済決定係数	0.5215		0.3035	
観測数	221		225	

注) 回帰モデルの特定化は式(2)である。ここでは日米両市場、各々について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1996年4月1日の日米ダミーに回帰させる。推計方法は最小二乗法である。第1および第2列にはそれぞれキーとなる変数の推定値とP値を掲載している。銘柄ごとに異なる $\alpha_i$ は紙幅の関係上割愛した。

表 5-2-8 スペック III 推定結果  
1996年4月制限モデル

V字型相関が成立したもの(14銘柄中16銘柄)						
			$\gamma_{us}$			
			正 (12)		負(2)	
			有意 (0)	非有意(12)	有意 (0)	非有意 (2)
$\gamma_{jp}$	正 (6)	有意(4)	0	3	0	1
		非有意 (2)	0	2	0	0
	負 (8)	有意 (4)	0	4	0	0
		非有意 (4)	0	3	0	1

注) 回帰モデルの特定化は式(3)である。ここでは日米両市場にまたがる個々の銘柄について、日次の回転率を収益率、その絶対値、1996年4月1日の日米ダミーに回帰させる。推計方法は最小二乗法である。回帰式の結果はV字型相関が維持された銘柄が14銘柄であることを示している。各セルの数字はそれぞれのカテゴリーに入った $\gamma_{jp}$  および  $\gamma_{us}$  の係数を持つ銘柄の数である。例えば、左上のセルにある「0」は $\gamma_{jp}$  および  $\gamma_{us}$  の係数がどちらも正に有意であることはなかったことを意味する。括弧内の数字はそれぞれの行ないし列にある数字の合計である。有意水準は10%とした。

### 5.3 考察

有取税の二つの変更を分析した諸結果をどのように解釈すべきであろうか。非証券会社に対する税率の変更幅が1996年4月においては0.009% (0.03%から0.021%への変更) であり、1999年4月においてはそれとほぼ同等の0.01% (0.01%から0%への変更) であることを踏まえると、この両年における分析結果の違いから何事か含意を得ることができるであろうか。1996年の税率変更は証券会社による取引には適応されなかったこと、すなわち、証券会社による取引に適用される税率は同一であったことを思い出していただきたい。証券会社による自己取引は全体の取引に対して1996年に1/3、1999年に1/4であった。これらを考慮すると税制変更の影響の及んだ範囲は1996年のそれよりも、1999年4月の方がはるかに大きかった。その上、1996年4月の税率変更は単なる引き下げであったのに対し、1999年のそれは完全な撤廃であった。たとえ税率変更の幅で同程度であっても、税の撤廃の方が税率の低減よりも投資家の行動に対してより大きな心理的影響を与えるということはあるであろう。これらのことを考慮すると1999年の税の撤廃は回転率に有意な影響を与え、1996年の単なる税率低減は影響を与えなかったという事実はなんら驚くべきことではない。

## 5 結論

バブル崩壊後の株式市場の混迷の最中、日本は、市場を活性化し、国際金融センターとしての地位低下の懸念を払拭しようと、株取引にかかる流通税をまず軽減し、そしてこれを廃止した。株式の流通税の効果はこれまで、少なくとも日本の制度のもとでは、実証的に明らかにされてこなかった。これらの事実を踏まえ、本研究は、1990年代に行われた有取税改革が、日本の株式取引高を増大させるという期待された効果を果たして持ったか否かを検証した。日本および米国で取引される銘柄のデータで、よく知られた、日次の価格変化と取引高との関係に現れるV字型相関を利用した3つの定式化のもと、日本の制度変更前後での日米市場の取引高の変化を比較した。その結果、切片、傾き両方にシフトを考慮する定式化では明確な結論を導けなかった。しかし、切片にのみシフトを許す制限モデルでは、1999年4月の変更において三つの定式化全てで整合的に、日本の株取引は確かに拡大したものの、米国ではそれは認められないという結果を得た。しかしながら、そうした日米対照的な結果は、1996年4月には検知されなかった。すなわち、両国において、統計的に有意な、正の切片シフトは認められず、これは三つの定式化全てで整合的である。税制の変更はV字型相関でどのように現れるかに関して知見を持たない以上、この制限モデルでの結果を以て、1999年4月の税制変更は株式取引を拡大させたものの、1996年4月の税制変更についてはそうではないということの合理的な証左と考えてよいであろう。

本稿を終えるにあたり、本研究の分析の不足点に言及し、ならびに将来の研究を展望したい。本研究では株式取引高への有取税の影響のみを検討した。しかし、有取税は、全般的な改革が削減しようとした取引コストの一部でしかない。これらの減税措置が実施された期間、取引手数料もまた自由化されている。本稿の分析枠組みにおいては、この手数料自由化の影響を慎重に取り除くべく、分析期間を選択した。しかしながら、より広い視点から、他の取引コストを含めて、株取引と取引コストの関係を探れば、より豊かな政策含意を導くことができるであろう。第二に、有取税の株式市場への影響は取引高にのみ限られるわけではなく、市場のボラティリティにも影響を与えうる。流通税は過剰ボラティリティを減殺する効果をもつと主張する研究もある（例 Stiglitz [1989]）。これが真実であれば、日本における有取税軽減も取引の拡大とボラティリティの増大を比較考量することで評価すべきということになる。よって、有取税の市場ボラティリティへの影響の検証は重要な研究課題である。最後に、今回研究した有取税軽減は、証券税制改革の全体像の中の一部でしかない。2003年1月には新しい証券税制が導入され、そのなかで譲渡益課税と配当課税の複雑な制度が簡素化された。過去10年余りに及ぶ、日本の株式市場活性化の政策の全体を評価するためには、この新しい税制の研究も必要となる。

## 参考文献

- Barclay, J., Kandel, E., and Marx, L. (1998). The effects of transaction costs on stock prices and trading volume, *J. Finan. Intermediation* **7**, 130-150.
- Campbell, J. and Froot, K. (1994) The internationalization of equity markets, *National Bureau of Economic Research Project Report series*, University of Chicago Press, 277-303.
- Constantinides, G. (1986). Capital market equilibrium with transaction costs, *J. Polit. Economy* **94**, 842-862.
- Epps, T. (1976). The demand for brokers' services: the relation between security trading volume and transaction cost, *Bell J. Econ.* **6**, 163-196.
- Hakkio, C. (1994). Should we throw sand in the gears of financial markets? *Fed. Reserve Bank Kansas City Econ. Rev.*, Second Quarter, 17-29.
- Hu, S. Y. (1998). The effects of the stock transaction tax on the stock market-experiences from Asian markets, *Pacific Basin Finance. J.* **6**, 347-364.
- Jackson, P. D., and O'Donnell, A. T. (1985). The effects of stamp duty on equity transactions and prices in the UK Stock Exchange," *Bank Engl. Working Paper* No. 25.
- Karpoff, J. M. (1987). The relationship between price changes and trading volume: a survey, *J. Finan. Quant. Anal.* **22**, 107-126.
- Kiefer, D. W. (1987). A stock transfer tax: preliminary economic analysis, *Congressional Research Service Report 87-278S*, the Library of Congress, Washington, D.C.
- Kiefer, D. W. (1990). The securities transactions tax: an overview of the issues, *Congressional Research Service Report 90-350 RCO*, the Library of Congress, Washington, D.C.
- Kupiec, P. (1996). Noise traders, excess volatility, and a securities transactions tax, *Journal of Financial Services Research* **10**, 115-129.
- Lindgren, R., and Westlund, A. (1990). How did the transaction costs on the Stockholm Stock Exchange influence trading volume and price volatility? *Skandinaviska Enklida Banken Quarterly Review* **2**, 30-35.
- Niimi, K. (1996). "Wagakuni yuuka shouken torihikizei no kaikaku ni mukete" ["Towards the reform of the Japanese securities transactions tax"], *Japan Research Review*, 4-39. (In Japanese)
- Roll, R. (1989). Price volatility, international market links, and their implications for regulatory policies, *J. Finan. Services Res.* **3**, 211-246.
- Ross, S. (1989). Commentary: using tax policy to curb speculative short-term trading, *J.*

- Finan. Services Res.* **3**, 117-120.
- SIA (1994). *Securities Industry Trends*, Vol. 20, No. 4, Securities Industry Association, New York.
- Schwert, W., and Seguin. P. (1993). Securities transaction taxes: an overview of costs, benefits and unresolved question, *Financial Analysts Journal*, September-October Issue, 27-34.
- Shouken Dantai Kyougikai (Association of Securities-related Organizations) (1992). “Wagakuni shouken zeisei no genjyo to kadai” [“The present situation and challenges of Japan’s securities taxation”], Shouken Dantai Kyogikai. (In Japanese)
- Stiglitz, J. (1989). Using tax policy to curb speculative short-term trading, *J. Finan. Services Res.* **3**, 101-115.
- Stultz, M. (1994). Comment to J. Campbell and K. Froot “International Experiences with Securities Transaction Taxes,” in “The Internationalization of Equity Markets” (J. Frankel, Ed.), 303-308, University of Chicago Press.
- Summers, L., and V. Summers. (1989). When financial market work too well: a cautious case for a securities transactions tax, *J. Finan. Services Res.* **3**, 261-286.
- Umlauf, S. (1993). Transaction taxes and the behavior of the Swedish stock market, *J. Finan. Econ.* **33**, 227-240.
- Vayanos, D. (1998). Transaction costs and asset prices: a dynamic equilibrium model, *Rev. Finan. Stud.* **11**, 1-58.
- 恩田「有価証券取引税、三つの誤解と三つの論点」『*財経詳報*』No. 2044, 1995年10月.
- 坂田「取引所税の先物取引への影響について」『*証券*』1994年5月.
- 新美「わが国有価証券関連税制の改革に向けて」*Japan Research Review*, 1996年3月.
- 富永「有価証券取引税の株式市場に与える影響について—CRS報告の紹介と東証での試算」『*証券*』1994年3月.
- 吉川「有価証券取引税をめぐる米国の議論—最近の米国3論文の紹介—」『*月刊・資本市場*』No. 120, 1995年8月.