

【研究ノート】

1933年証券法 (Securities Act of 1933) のインパクト分析

—Chow (1983^a) に対する Merino, Koch
and MacRitchie (1987) の批判をめぐって—⁽¹⁾

細 田 哲

1. はじめに
2. Chow (1983^a) の研究の概要
3. Merino, Koch and MacRitchie (1987) の批判の要旨について
4. おわりに

1. はじめに

証券二法は、証券発行および流通市場の公正化、効率化促進のため、公募証券発行会社に対する強制的な開示規定を設けた。証券二法によって規定され、SECによって執行される強制開示システムのもつ経済的影響について、これまで数多くの研究、主張が展開されてきた⁽²⁾。その一つに Chow (1983^a) の研究がある。しかし、Chow の研究は、これまでの研究にはみられなかった次のような特徴をもつ (1983^a, pp. 485-486)。

1. 株主ばかりでなく社債権者への経済的影響も研究対象に組み入れたこと。
2. 会計事象研究 (accounting events study) にみられる研究方法上の改善点を採り入れたこと⁽³⁾。
3. エージェンシー理論を基礎において、仮説の設定を行なったこと。これによって投資家の利益が証券二法の会計関連規定によって影響を受けたかどうかばかりでなく、その影響がどのように生じたかについても解明しようとしたこと。

この Chow (1983^a) の研究に対して、Merino, Koch and MacRitchie (1987) は、研究方法上の問題点を指摘し、研究結果の信頼性に対して重大な疑問を投げかけている。

筆者 (1981) (1983) (1984) は、33年法および34年法の立法過程において、会計人がどのような役割りを果たしたかを研究してきた。当時、会計専門職の人々の関心は、もっぱら監査責任に関する規定 (33年法第11条, 34年法第18条) に向けられた。そこで、その後、監査責任が証券二法上あるいはコモン・ロー上においてどのように規定されてきたかについても若干の研究 (1987) を行なった。

Merino et al. (1987) は、批判の展開に当って、筆者がこれまで知りえなかった33年法成立をめぐる事実、情況について指摘を行なっている。そこで、本ノートでは Chow (1983^a) の研究の概要およびそれに対する Merino et al. (1987) の批判の要旨を紹介する。また、33年法成立をめぐる情況についての Merino et al. (1987) の指摘についても言及し、筆者のこれまでの研究を補完したいと考える。

2. Chow (1983^a) の研究の概要

33年法は、1933年3月29日に議会上程され、5月27日に議会通过し、成立をみた。Chow (1983^a, p. 486) は、「33年法は、一般に予測されていなかったと考えるのが妥当である。」と述べ、その根拠として、次の2つの事項を指摘している。①、その当時のAIAの書記官 John L. Carey の「33年法は会計専門職の人々を驚かせた」という発言および②、Wall Street Journal, Commercial and Financial Chronicle (以下、W. S. J., C. F. C. と略称) 両紙は、1932年7月～1933年3月までに、連邦証券規制が実施されそうであるということについて何らの報道もしていないことである。

また、33年法の会計関連規定は、新規公開証券発行会社に適用される。しかし、当時の会計ディスクロージャーおよび経営者による会計方法の選択の状況から判断して、Chow (1983^a, p. 487) は、「33年法は、財務ディスクロージャーの程度を一般に引き上げ、利用可能な会計方法を減少させたと思われる。」と述べている。

このような当時の会計状況についての認識を基礎として、Chow (1983^a) は、33年法の会計関連規定が、株主および社債権者の富に対してどのような影響を及ぼしたかに関して、エージェンシー理論を基礎にして、仮説を設定する。

Chow (1983^a, p. 488, 1983^b, p. 96) は、エージェンシー理論に基づいて、企業の株主—社債権者間の利害の対立は、負一和ゲーム (negative-sum game) であると考え。すなわち、株主に対して有利な資源配分は、社債権者の富を減少させるばかりでなく、企業価値全体をも減少させるということである。したがって、株主—社債権者間に、利害の対立をコントロールするための契約を結ぶというインセンティブが自発的に生じる。その契約の一つに、社債契約中の会計上の数値に基づく財務制限条項がある。

財務制限条項の制限水準を決定する際に許容されていた会計方法が、突然にその使用に制約が加えられたとしよう。この場合、既発社債の財務制限条項のもつコストや性格が影響を受けるであろう。効率的市場を前提とすると、この変化のもつインパクトが、株価や社債価格に組み込まれることになろう (Chow, 1983^a, p. 488)。

Chow (1983^a, p. 488) は、Benston (1969, p. 527) の1900—1934年において、アメリカの

社債はほとんど(約97%)が公募債であり、私募債はわずかであったとの報告、さらにこの時期における社債契約中の財務制限条項は、会計数値に依拠していたという事実を指摘する。しかし、1933年以前において、それら会計数値がどのように算定されるべきかに関してはほとんど制限が課せられていなかった。そのため、証券二法は、容易に選択可能な会計方法を制限し、それによって財務制限条項の性格に影響を与え、結果として、株主、社債権者の富に影響を与えたであろうと Chow (1983^a, p. 488) は、推定する。

Chow (1983^a, pp. 488-489) が想定した、株主、社債権者間において生じると考えられる 33 年法のもつ影響をまとめると、表(1)の通りである。

第①の事項によって、株主は富の減少を、社債権者には富の増大が生じると考えられ、この場合、株主→社債権者への富の移転が生じる。第②～第④の事項については、株主、社債権者両者において同方向の富の増減が生じると考える⁽⁴⁾。

33年法による株主の富に対する正味の影響は、事項①～④の影響の大きさによって変化し、特定できない。そこで、次のように仮説1を設定する。

仮説 1:

他の事情が同じならば、証券二法の適用対象企業は、株主の富の変動を経験した⁽⁵⁾。

また、33年法は第②および第③の事項によって社債権者の富を減少させると考えられる。しかし、これらのコストが非常に大きいと判断される場合、社債権者は現行の財務制限条項を変更することに同意すると考えられる。したがって、第①および第④の事項を重視して、次のように仮説2を設定する。

仮説 2:

他の事情が同じならば、証券二法の適用対象企業は、社債権者の富の増大を経験した。

以上、仮説1および仮説2は、企業全体に対する平均的な影響を仮説化したものである。さらに、仮説3～9は、33年法の各企業に及ぼす影響のクロス・セクショナルな違いを仮説化したものである。

仮説3, 5, 7は、社債権者の富に対する影響についての仮説である。保有負債額が大きい企業ほど、財務制限条項の再協定、既発行社債の償還、社債契約のデフォルトに係わるコストが増大する。すなわち、より負債比率の大きい企業ほど、新会計要件に適合するための大きいコストを負担することになると考えられる。また社債契約中の財務制限条項を規定する会計指標の数が多ければ多いほど、同様の事が生じると考えられる。さらに財務制限条項の制限水準に対する乖離度(余裕度)が少ないほど、新会計要件の影響を受けやすい。負債比率が高いほど、財務制限条項中の会計指標の数が多いほど、財務制限水準に対しての乖離度が低い企業ほど、そうでない企業に比較して、表(1)、事項①および②の事がらが生じやすくなり、当該企業の株主の富

表(1) 33年法が財務制限条項その他を通じて株主、社債権者の富に与える影響

		株 主	社債権者
事 項 ①	会計方法の選択を手段とする株主の財務制限条項クリアー能力の減少→社債権者の犠牲のもとに株主の便益を獲得する能力の減少	↓	↑
事 項 ②	企業の財務、投資、生産活動の機会集合の減少→企業キャッシュ・フローの平均および分散に対する影響の発生	↓	↓
事 項 ③	新会計関連要件への準拠コスト（新会計手続採用コスト、外部監査費用）の発生→企業間の競争関係への影響	↓	↓
事 項 ④	株主↔社債権者間の契約コストの減少	↑	↑

↑富の増加 ↓富の減少

は大きく減少するであろう。したがって、株主→社債権者への富の移転も大きいものとなるであろうと考えるのである。仮説3, 5, 7を示すと次の通りである。

仮説 3:

他の事情が同じならば、証券二法による社債権者の富の増大は、当該企業の負債比率に比例して生じた。

仮説 5:

他の事情が同じならば、証券二法による社債権者の富は、当該企業の財務制限条項において用いられている会計指標の数に比例して増大した。

仮説 7:

他の事情が同じならば、証券二法適用対象企業は、財務制限条項の制限水準からの乖離度の高さと同比例する社債権者の富の増大を経験した。

一方、仮説4, 6, 8は、株主の富に関する仮説である。上述の社債権者の富に関する仮説3, 5, 7と対応する。仮説4, 6について留意すべき点は、表1, 事項①~④からわかるように、株主の富に対する増減への影響が確定しにくい点のため、仮説1と同様、富の増減の方向が明示されていない点である。

仮説 4:

他の事情が同じならば、証券二法による株主の富の変動は、当該企業の負債比率に比例した。

仮説 6:

他の事情が同じならば、証券二法適用対象企業は、当該企業の財務制限条項中の会計指標数に比例した株主の富の変動を経験した。

仮説 8:

他の事情が同じならば、証券二法適用対象企業は、財務制限条項の制限水準からの乖離度の高さと同比例する株主の富の減少を経験した。

以上の第1～第8の仮説はエージェンシー理論に基づくものであったが、最後の仮説9はそうではない。33年法への準拠コスト(表1, 事項③)が、かなりの固定的な始動コストを有するか、もしくはその限界コストが逡減すると考えられる場合には、小企業の株主に比べて大企業の株主ほど、比率的にみて小さな富の減少を経験したであろうという考え方を仮説化したものである。

仮説9:

他の事情が同じならば、証券二法適用対象企業は、大企業の株主ほど、より比率的に小さな富の減少を経験した。

次に、Chow (1983^a) が、仮説1および仮説2を検証するため、どのような意図のもとに実証研究を遂行したかみてみよう。

まず最初に、33年法によって影響を受けたと考えられる N. Y. S. E. 上場企業のうちから、196社を選択して、これを処理サンプル (treatment sample) とする。また、33年法によって影響を受けるはずがなかったと考えられる店頭市場企業26社を統制サンプル (control sample) とする。

株主の富は、日次株式収益率を、社債権者の富は、日次社債収益率をもって代理変数とする。33年法は、上場企業全体に対して影響を与えたと仮定されているので、各企業サンプルごとのポートフォリオ収益率を用いて33年法の影響を分析する。すなわち、処理サンプル企業の日次ポートフォリオ株式収益率と統制サンプル企業の日次ポートフォリオ株式収益率との差が、33年法が株主の富に及ぼした影響と考える。日次ポートフォリオ社債収益率について同様の計算をした場合に計算される差の数値が、33年法が社債権者の富に及ぼした影響と考える。

さらに、新しい規制が実施されることを予測して、証券価格が変動するという証拠は、数多く存在する。したがって、33年法導入の確率の評価を変動させる事象 (events) が生じた時に、特に株式収益率、社債収益率の変動が生じると想定される。

そこで、Chow (1983^a) は、1932年7月1日から1933年5月30日の W. S. J. 紙について、証券市場および財務ディスクロージャーについての規制に関する記事をチェックした。その記事の内容から、11の「重要事象」(critical events) を選択した。ここで「重要事象」とは、33年法立法化および33年法の会計関連要件の厳格化またはそのどちらか一方に対する市場の評価に有意に影響を与えた事象ということの意味する。この「重要事象」は、さらに確率引上げ事象 (favorable events) と確率引下げ事象 (unfavorable events) とに分類する。前者は、33年法立法化および会計関連要件厳格化またはどちらか一方の確率を増大させたと考えられる事象であり、後者はそれを減少させたと考えられる事象である。前者の数は9つ、後者の数は3つであり、具体的な内容は、付表(2)に示されている。また、これらの「重要事象」の生じた日を中心として、前後2日間ずつ合計5日間を「事象期間」(event period) とする。確率引上げ事象の生じ

表(2) 処理サンプルおよび統制サンプル別の平均日次株式収益率 (標準偏差)

	統制 サンプル	処理 サンプル	処理サンプルのうち 会計数値に基づく 財務制限条項をも つサンプル (66社)	処理サンプルのうち 会計数値に基づく 財務制限条項を もたないサンプル (130社)
	(26社)	(196社)	(66社)	(130社)
	1933	1933	1933	1933
統制期間	.0124* (.020)	.0147 (.0170)	.0174 (.0188)	.0133 (.0159)
確率引上げ 事象期間	.0151 (.0166)	.0126 (.0111)	.0126 (.0112)	.0126* (.0110)
確率引下げ 事象期間	-.0010 (.0256)	.0168 (.0211)	.0152 (.0147)	.0177 (.0238)

注：* は、コルモゴロフ・スミルノフの適合度検定によって、10% (両側検定) 水準で、正規性から有意に乖離していることを示す。

(Chow, 1983^a, p. 499)

表(3) 日次株式ポートフォリオ収益率についてのウイルコクソン順位和合計期間別比較⁽¹⁾

Panel A

ポートフォリオ間収益率差異期間別比較

比較セット	収益率	平均ランク (統制期間)	平均ランク (確率引上げ 事象期間)	平均ランク (確率引下げ 事象期間)	ゼット得点	両側検定確率
A 1	ST-Sc	39.5	30.17		1.899	.058
		23.88		33.73	-1.947	.052
A 2	STD-Sc	39.24	30.52		1.774	.076
		24.27		32.27	-1.581	.113
A 3	STND-Sc	38.80	31.10		1.566	.117
		23.25		36.00	-2.520	.011

Panel B

平均日次ポートフォリオ収益率期間別比較

比較セット	収益率	平均ランク (統制期間)	平均ランク (確率引上げ 事象期間)	平均ランク (確率引下げ 事象期間)	ゼット得点	両側検定確率
B 1	Sc	32.30	39.77		-1.519	.128
		27.87		19.18	1.718	.085
B 2	ST	37.04	33.45		.730	.465
		24.45		28.00	-.504	.614
B 3	STD	37.77	32.47		1.080	.280
		26.20		25.27	.183	.854
B 4	STND	36.70	33.90		.569	.568
		24.92		29.91	-.985	.324

(Chow, 1983^a, p. 500)

※ Sc, ST, STD, STND は、統制サンプル企業、処理サンプル企業、処理サンプル企業のうち会計数値に基づく財務制限条項をもつ企業、処理サンプル企業のうちそれら財務制限条項をもたない企業についての日次ポートフォリオ収益率を示す。

た日を中心とする「事象期間」を「確率引上げ事象期間」(favorable events period), 確率引下げ事象の生じた日を中心とする「事象期間」を「確率引下げ事象期間」(unfavorable events period)とする。また両「事象期間」と同時期において, W. S. J. 紙に33年法に関する記事が掲載されず, また両「事象期間」と重複しない日を40日間選択し, これを「統制期間」(control period)とした。「確率引上げ事象期間」および「確率引下げ事象期間」と「統制期間」における, 株式収益率および社債収益率の差が, 33年法の株主および社債権者の富に対する影響を示すものとする。さらに, 株式収益率についても社債収益率についても「確率引上げ事象期間」と「確率引下げ事象期間」間で, その増減の方向が反対となった場合, それは33年法の影響であると推定される。各「事象期間」および「統制期間」の日付などは, 付表(1)に示されている。

以上の考え方のもとに算定された研究結果は, 表(2)~表(5)に示されている。

表(3)の比較セットA 1に注目して, Chow は, 次のように述べている。

「これは, 処理サンプルと統制サンプルの日次ポートフォリオ株式収益率の差が統制期間におけるよりも確率引上げ事象期間における場合の方が, より小さい中位数をもっているということを示している。この差は, 5.8% (両側検定) 水準で有意である」(1983^a, p. 502)。

それは, 確率引上げ事象が生じた場合に, 処理サンプル企業の日次ポートフォリオ収益率は, 統制サンプル企業のそれと比べてより減少したことを示している。この結果は, 統制期間と確率引下げ事象期間間の比較からも裏付けられる。すなわち, 確率引下げ事象が生じた場合, 処理サンプル企業の日次ポートフォリオ収益率は統制サンプル企業のそれと比べてより増大した。(Sr-Scは, 統制期間に比べて確率引下げ事象期間においてより高かった。) この差は, 5.2% (両側検定) 水準で有意であった。これらの結果を, Chow (1983^a, p. 502) は, 前述の仮説1と一貫するものと考え, 33年法が, 上場株式に対して負の影響を与えたことを示していると結論づけている。

表(4) 社債処理サンプルについての平均日次収益率 (標準偏差)

	処理サンプルのうち会計数値に基づく財務制限条項をもつサンプル (23社)	処理サンプルのうち会計数値に基づく財務制限条項をもたないサンプル (15社)
	1933	1933
統制期間	.0064* (.0047)	.0041* (.0039)
確率引上げ事象期間	.0042 (.0058)	.0031 (.0043)
確率引下げ事象期間	.0014 (.0060)	-.0003 (.0047)

* は, コルモゴロフ・スミルノフの適合度検定によって, 10% (両側検定) 水準で, 正規性から有意に乖離していることを示す。

(Chow, 1983^a, p. 508)

表(5) 日次社債ポートフォリオ収益率および収益率差異についてのウイルコクスン順位和合計期間別比較

Panel A

収益率	平均ランク (統制期間)	平均ランク (確率引上げ) (事象期間)	平均ランク (確率引下げ) (事象期間)	ゼット得点	両側検定確率	片側検定確率
B _{TD}	36.47	34.20		.4639	.643	##
	27.60		20.18	1.466	.142	.071
B _{TND}	36.85	33.70		.641	.522	##
	27.69		19.86	1.547	.122	.061
B _{TD} -B _{TND}	35.10	36.03		-.189	.849	.425
	25.91		26.32	-.0802	.936	##

片側検定テストにおいて有意でなかった。差異の方向は予測の方向と逆であった。

(Chow, 1983^a, p. 509)

※ B_{TD} および B_{TND} は、会計数値に基づく財務制限条項をもつ23社の社債の平均日次収益率、それら条項をもたない15社の社債の平均日次収益率を示す。

また社債収益率に関する表(5)について、Chow (1983^a, p. 510) は、次のように指摘する⁽⁷⁾。B_{TD} について、確率引上げ事象期間においては、統制期間と比べて差がほとんどみられない。一方、確率引下げ事象期間においては、統制期間に比べて相当な B_{TD} の減少がみられる。この後者の結果は、33年法が社債権者にとって有利であったということを示していると解釈されうると。

しかし、この解釈は、次のような理由により割引いて考えねばならないと、Chow (1983^a, p. 510) は、次のように説明する。B_{TND} についても、B_{TD} と同様の期間間の差が生じている。また B_{TD}-B_{TND} の数値についても、各期間間で差がみられない。これらの結果は、会計数値に基づく財務制限条項をもつか否かが、社債収益率に大きな影響を及ぼしていないということを示してい

表(6) 会計数値に基づく財務制限条項をもつ処理サンプル企業の株式収益率に対するク
ロス・セクション回帰分析による係数見積り値 (t 値)⁽⁸⁾

1. 確率引上げ事象期間

Panel A

会計数値に基づく財務制限条項をもつ企業66社

	INTER- CEPT	LEV _G	NUMCOV	LOOSNS	SIZE (×10 ¹⁰)	R ²	F (有意性)	残差に対するコ ルモゴロフ・ス ミルノフ検定 Z 値 (有意性)
予測され た符号	?	?	?	+	+			
	-.0018 (-.191)	-.0211 (-1.904)*	.0064 (2.365)**	-.0022 (-.663)	.4266 (1.491)#	.101	2.838 (.032)	.747 (.632)
	.0016 (.167)	-.0229 (-2.062)**	.0062 (2.273)**	-.0020 (-.589)		.084	2.984 (.038)	.790 (.560)

Panel B

会計数値に基づく明確な配当規制をもつ企業44社

	INTER- CEPT	LEVG	NUMCOV	LOOSNS	SIZE ($\times 10^{10}$)	R ²	F (有意性)	残差に対するコ ルモゴロフ・ス ミルノフ検定Z 値 (有意性)
予測され た符号	?	?	?	+	+			
	-.0022 (-.217)	-.0246 (-2.015)**	.0079 (2.398)**	-.0013 (-.379)	.4118 (1.529)#	.136	2.694 (.045)	.531 (.940)
	.0012 (.124)	-.0259 (-2.093)**	.0077 (2.279)**	-.0012 (-.332)		.107	2.721 (.057)	.700 (.710)

2. 確率引下げ事象期間

Panel C

会計数値に基づく財務制限条項をもつ企業66社

	INTER- CEPT	LEVG	NUMCOV	LOOSNS	SIZE ($\times 10^{10}$)	R ²	F (有意性)	残差に対するコ ルモゴロフ・ス ミルノフ検定Z 値 (有意性)
予測され た符号	?	?	?	-	-			
	-.0167 (-1.003)	.0320 (2.323)**	-.0039 (-1.171)	.0016 (.388)	-.5958 (-1.679)#	.084	2.504 (.051)	.363 (.999)
	-.0215 (-1.425)	.0345 (2.488)**	-.0013 (-1.075)	.0013 (.306)		.057	2.330 (.083)	.481 (.975)

Panel D

会計数値に基づく明確な配当規制をもつ企業44社

	INTER- CEPT	LEVG	NUMCOV	LOOSNS	SIZE ($\times 10^{10}$)	R ²	F (有意性)	残差に対するコ ルモゴロフ・ス ミルノフ検定Z 値 (有意性)
予測され た符号	?	?	?	-	-			
	-.0189 (-.886)	.0376 (2.395)**	-.0063 (-1.488)	.0015 (.326)	-.5508 (-1.591)#	.120	2.476 (.060)	.447 (.988)
	-.0189 (-1.248)	.0394 (2.466)**	-.0059 (-1.377)	.0013 (.277)		.087	2.367 (.085)	.656 (.787)

** 5%水準で有意 (両側検定)

* 10%水準で有意 (両側検定)

10%水準で有意 (片側検定)

∴ 空欄は、当該変数を組み入れずに回帰を行なったことを示す。

(Chow, 1983^a, pp. 505-506)

る。したがって、確率引下げ事象期間における収益率の低下が市場全体に渡る現象によって生じたものでないとするれば、33年法が、上場社債発行会社に対して、会計数値に基づく財務制限条項をもつか否かにかかわらず、同じように影響を与えたということになる。

次に、Chow (1983^a) は、各企業の特性が、株式、社債収益率にどのような影響を与えたか、また株主と社債権者間で富の移転が生じたかどうかを検討するために、回帰分析と相関検定を実施した。回帰分析は、上場株式の投資収益率の変動が、負債比率、財務制限条項中の会計指標の数、財務制限水準からの乖離度、企業規模とどのように関係しているかを検証しようとするものである。それは、仮説4, 6, 8, 9を検証するものである。

表(6), Panel A, B は、会計数値に基づく財務制限条項をもつ66社の処理サンプル企業と、会計数値に基づく明確な配当規制をもつ44社の処理サンプル企業についての、下記の回帰方程式(1)に基づく回帰結果を示している。表(6), Panel C, D は、それら両サンプル企業に対する回帰方程式(2)に基づく回帰結果を示している。

$$\bar{S}_{i, F-C} = a_0 + a_1 \text{LEVG } i + a_2 \text{NUMCOV } i + a_3 \text{LOOSNS } i + a_4 \text{SIZE } i, \quad (1)$$

$$\bar{S}_{i, UF-C} = b_0 + b_1 \text{LEVG } i + b_2 \text{NUMCOV } i + b_3 \text{LOOSNS } i + b_4 \text{SIZE } i, \quad (2)$$

$\bar{S}_{i, F-C}$ = 株式 i についての確率引上げ事象期間における平均日次収益率と統制期間における平均日次収益率との差

$\bar{S}_{i, UF-C}$ = 株式 i についての確率引下げ事象期間における平均日次収益率と統制期間における平均日次収益率との差

LEVG = 負債比率, NUMCOV = 社債契約中の財務制限条項中において使用されている会計指標 (例えば、当座資産、留保利益、正味財産など) の数, SIZE = 負債額 + 優先株発行額 + 普通株市場価額 (企業規模), $\text{LOOSNS} = \frac{\text{最小配当許容額}}{\text{SIZE}}$ (財務制限水準からの乖離度)

表(6), Panel A から、LEVG 変数, NUMCOV 変数, SIZE 変数は、それぞれ有意な係数をもったことがわかる。このことから、仮説4, 6, 9が支持されることになる。これに対して、LOOSNS 変数は、仮説8に反して、-の係数をもちしかも有意ではなかった。この結果は、Panel B, C, D においても同様であった。表(6)全体の結果は、SIZE 変数と LEVG 変数のもつ重要性を強く支持しており、また NUMCOV 変数の役割りについては緩やかに支持を与えている。LOOSNS 変数については、その役割りを認めていない (Chow, 1983^a, p. 507)。

前述の日次ポートフォリオ株式収益率についてのテストおよび回帰分析の結果を要約して、Chow (1983^a, pp. 507-508) は、次のように結論づけている。

- a) 少なくとも33年法の影響の一部は、会計数値に基づく財務制限条項を通じて生じたものであること。

- b) 33年法が株主→社債権者間の契約コストを減少させたとしても、その便益は、新会計関連要件への準拠コストより小さいものであったこと。
- c) NUMCOV 変数の有意な係数は、新会計関連要件への準拠コストによって生じたものであろうということ。すなわち、33年法施行以前において広範なディスクロージャーを行っていた企業は、わずかながらのディスクロージャーを行っていた企業に比べて、より安いコストでこれらの新会計関連要件に準拠できたであろうこと。また前者の企業は、後者の企業に対して思わぬ競争上の有利性を獲得したであろうと推測されうること。
- d) LEVG 変数の影響は、現在発行している社債の財務制限条項のもとで認められる投資、財務、生産代替案を、新会計関連要件が制限することから、また株主→社債権者への富の移転によって生じたものと考えられる。これらの解釈を行なう場合、より高い負債比率をもつ企業はより高い財務制限条項再交渉コストをもつことになり、そのため新会計関連要件のものをインパクトを和らげる能力が損なわれるとの前提に立っている。
- e) SIZE 変数が影響をもつということは、新会計関連要件への準拠コストが大きな固定費部分もつかそれとも企業規模に対してその限界コストが逡減するということを示している。
- f) 回帰分析の研究結果は、33年法がもたらす準拠コストおよび企業の機会集合の制限もしくはどちらか一方に結びつけることができる。

社債収益率についての回帰分析は、仮説 3, 5, 7 を検証するために行なわれた。研究方法は、株式収益率に対する回帰分析と同様であり、回帰式を示すと次の通りである。これらの回帰分析は、会計数値に基づく財務制限条項をもつ23企業に対してのみ行なわれた。

$$\bar{B}_{i, F-c} = e_0 + e_1 \text{LEVG } i + e_2 \text{NUMCOV } i + e_3 \text{LOOSNS } i + e_4 \text{SIZE } i, \quad (3)$$

$$\bar{B}_{i, UF-c} = f_0 + f_1 \text{LEVG } i + f_2 \text{NUMCOV } i + f_3 \text{LOOSNS } i + f_4 \text{SIZE } i, \quad (4)$$

$\bar{B}_{i, F-c}$ = 社債 i についての確率引上げ事象期間の平均日次収益率と統制期間の平均日次収益率との差

$\bar{B}_{i, UF-c}$ = 社債 i についての確率引下げ事象期間の平均日次収益率と統制期間の平均日次収益率との差

独立変数については、株式収益率についての回帰分析の場合と同義である。

研究結果は、次の表(7) Panel A, B に示されている。

Panel A において、両回帰式 (SIZE 変数を含めた場合とそうでない場合) 共に、有意でなく、個々の変数の係数についても有意な結果が得られなかったことがわかる。したがって、仮説 3, 5, 7 は支持されない。これらの結果および前述の表(5) Panel A の確率引上げ事象期間の結果が有意でなかったこと、さらに前述した株式収益率の回帰分析における LOOSNS 変数の係数が有意でなかったこと (表(6) Panel A, B, C, D) と併せて、次のように Chow (1983^a,

表(7) 各事象期間における、会計数値に基づく財務制限条項をもつ23企業に対する社債収益率についてのクロス・セクション回帰分析による係数見積り値 (t 値)

Panel A

確率引上げ事象期間

	INTER-CEPT	LEVG	NUMCOV	LOOSNS	SIZE ($\times 10^{10}$)	R ²	F (有意性)	残差に対するコ ルモゴロフ・ス ミルノフ Z 値 (有意性)
予測され た符号	?	+	+	-	?			
	.0027 (.388)	-.0019 (-.266)	-.0013 (-1.022)	-.0015 (-.611)	.0140 (.057)	0	.355 (.837)	.454 (.805)
	.0029 (.489)	-.0020 (-.314)	-.0013 (-1.049)	-.0015 (-.630)		.073	.499 (.687)	.726 (.547)

Panel B

確率引下げ事象期間

	INTER-CEPT	LEVG	NUMCOV	LOOSNS	SIZE ($\times 10^{10}$)	R ²	F (有意性)	残差に対するコ ルモゴロフ・ス ミルノフ Z 値 (有意性)
予測され た符号	?	-	-	+	?			
	-.0045 (-.629)	-.0054 (-.748)	-.0003 (-.254)	.0041 (1.604)#	.5644 (2.300)**	.212	2.485 (.080)	.716 (.685)
	.0035 (.508)	-.0112 (-1.494)	-.0003 (-.209)	.0039 (1.375)		.034	1.263 (.315)	.623 (.832)
	-.0052 (-.831)	-.0054 (-.771)		.0042 (1.698)#	.5638 (2.357)**	.251	3.462 (.037)	.765 (.601)
	-.0037 (-.498)	-.0041 (-.546)	-.0006 (-.464)		.5502 (2.156)**	.147	2.267 (.110)	.808 (.532)
	-.0051 (-.774)	-.0041 (-.556)			.5485 (2.193)**	.180	3.427 (.052)	.723 (.692)
	-.0091 (-2.444)		-.0003 (-.267)	.0039 (1.547)#	.6285 (2.765)**	.230	3.201 (.047)	.807 (.533)
	-.0099 (-4.786)			.0029 (1.638)#	.6282 (2.831)**	.266	4.998 (.017)	.820 (.512)
	-.0072 (-1.988)		-.0006 (-.471)		.5998 (2.560)**	.177	3.370 (.055)	.756 (.617)
	-.0086 (-4.328)				.5979 (2.601)**	.207	6.769 (.017)	.726 (.701)

** 5%水準で有意 (両側検定)

10%水準で有意 (片側検定)

∴ 空欄は、当該変数を組み入れずに回帰を行なったことを示す。

(Chow, 1983^a, p. 511)

p. 512) は指摘する。33年法は、恐らく会計上の数値に基づく財務制限条項に影響を与えること(すなわち株主→社債権者への富の移転)によって、社債権者の富に大きな影響を与えることはなかったと。

次に Panel B からは、SIZE 変数が正の有意な係数をもち、独立変数のうち最も重要な変数であることがわかる。上から2番目の回帰の場合のように、SIZE 変数を除くと回帰全体が有意でなくなるほどである。確率引下げ事象期間(サンプル企業の社債の収益率は低下する)において、SIZE 変数の係数が有意な+の係数をもったということは、33年法は大企業にほどさしたる影響を与えなかったということを示している。この結果は、株式収益率についての回帰分析結果と一貫し、社債権者と株主の契約コスト問題とは別個の33年法への準拠コストを反映したものであろう。これらの準拠コストは、企業のキャッシュ・フローを減じることによって企業価値(株主および債権者の富の双方)を減少させることになろう。SIZE 変数の影響は、これらの準拠コストが大きな固定費部分をもつかまたは企業規模にに対してその限界コストが逡減する場合に生じるであろうと、Chow (1983^a, p. 512) は指摘する。

最後に Chow (1983^a) は、33年法の会計関連要件が株主と社債権者間の富の移転を引き起こしたかどうかをさらに検証するために、相関検定を行なった。

表(8) 各事象期間における株式および社債の平均日次収益率変動間の
スピアマン順位相関値(両側検定有意水準)

Panel A	
社債サンプル企業38社	
確率引上げ事象期間	確率引下げ事象期間
確率引上げ事象期間	.058 (.364)
確率引下げ事象期間	.182 (.138)
Panel B	
社債サンプル企業のうち、会計数値に基づく財務制限条項をもつ23社	
確率引上げ事象期間	確率引下げ事象期間
確率引上げ事象期間	.143 (.258)
確率引下げ事象期間	.299 (.083)
Panel C	
社債サンプル企業のうち会計数値に基づく財務制限条項をもたない15社	
確率引上げ事象期間	確率引下げ事象期間
確率引上げ事象期間	.064 (.410)
確率引下げ事象期間	-.064 (.410)

(Chow, 1983^a, p. 513)

富の移転が生じていれば、株式収益率の変動と社債収益率の変動とが、各事象期間において、負の相関係数をもつと考えられるからである。

この分析には、38企業からなるサンプルが用いられた。各企業について、株式および社債のそれぞれについて、確率引上げ事象期間と統制期間間、確率引下げ事象期間と統制期間間の平均日次収益率の差をもとめる。その算定された株式と社債の平均日次収益率の差同士のスピアマン相

付表(1) 確率引上げ事象期間, 確率引下げ事象期間および統制期間

3 月				4 月				5 月				6 月			
17		C		1	●		F	1				1			C
18		C		2			F	2				2			C
19		C		3	+		F	3	+			3			C
20		C		4			UF	4			F	4			C
21		C		5			UF	5	+		F	5			C
22			F	6	●		UF	6	●		F	6			C
23			F	7	+		UF	7			F	7			C
24	●		F	8	+		UF	8			F	8			C
25	●		F	9			UF	9		C		9			C
26			F	10	●		UF	10		C		10			C
27			F	11			UF	11		C		11			C
28			F	12	●		UF	12		C		12			C
29			F	13			UF	13		C		13			C
30	●		F	14			UF	14		C		14			C
31	+		F	15				15		C		15			C
				16			F	16		C					
				17			F	17		C					
				18	●		F	18		C					
				19	+		F	19		C					
				20			F	20		C					
				21		C		21			F				
				22		C		22			F				
				23		C		23	●		F				
				24		C		24			F				
				25		C		25	●		F				
				26		C		26			F				
				27				27			F				
				28	+			28							
				29				29	+						
				30				30		C					
								31		C					

- =選択された重要事象日
- C=統制期間 (40日間)
- F=確率引上げ事象期間 (30日間)
- UF=確率引下げ事象期間 (11日間)
- + = W. S. J. 紙が33年法に関する記事を掲載した日

付表(2) 選択された重要事象

Panel A 確率引上げ事象		
事象番号	事象日	W. S. J. に掲載された記事の見出しもしくは摘要
1.	3月24日	Roosevelt 大統領は、すべての証券の目論見書について事実の完全開示をもとめ、既発行証券についても独立監査済財務諸表の提出を要請する規制計画を考慮中である。
2.	3月25日	会社のでき事に関する統一的、完全な開示を短期間ごとに要請することに加えて、取締役および執行役員による自社株の取引について、完全に開示を求める規定を本規制に盛り込む公算が大きい。
3.	3月30日	両院が証券法についての草案を用意した。大統領は、このことは、規制計画の第一歩であることを示唆した。提示された規制案は、FTC に対する新規発行証券の登録および登録届出書における財務ディスクロージャーの範囲の拡大を規定した。
4.	4月1日	指導的な上院議員が証券法草案は、新規発行証券同様、既発行証券に適用されると解釈
5.	4月18日	証券法についての上院法案は、原法案に比べて、登録者に対してより多くの財務データの開示を要請した。
6.	5月6日	下院は、5月5日に全員一致で法案を可決。証券法について自らの法案を有する上院に送られる。
7.	5月23日	下院は上院との間の妥協法案を再可決した。
8.	5月25日	証券法の最終改訂法案が上院を通過した。
Panel B 確率引下げ事象		
1.	4月6日	法案の最初の作成者は、FTC の役割を制限。政府は遡及条項の撤回を要請した。登録届出書の記名者の責任は軽減された。
2.	4月10日	上院の銀行および通貨委員会の新訂法案は、既発行証券を適用対象外とし、登録届出書記名者の責任は、証券購入価格を限度とするとした。
3.	4月12日	上院委員会は FTC の証券発行取消権限を制限した。

(Chow, 1983^a, p. 517)

関係数を、確率引上げ事象期間と確率引下げ事象期間とについて計算する。その結果が表(7) Panel A である。また、38企業からなるサンプルについて会計上の数値に基づく財務制限条項をもつ企業23社、もたない企業15社についての結果が Panel B と C とに示されている。

Panel A の相関係数は、すべて正であり、株主→社債権者間の富の移転を示していない。また Panel B と C の結果をみてみよう。社債権者の利得は、会計数値に基づく財務制限条項を通じてもたらされると仮定したので、Panel B の相関係数は、Panel C のそれと比べて、より負の数値になるはずである。しかし、このような結果は観察されなかった。これらの証拠は、33年法が会計上の数値に基づく財務制限条項に影響を与え、株主→社債権者への富の移転を引き起こしたということと一貫しないと Chow (1983^a, p. 513) は指摘する。

以上の研究結果を総括して、Chow (1983^a, p. 514) は、次のような事項が確認されたとしている。

33年法の会計関連規定は、上場株式の収益率を低下させたこと。上場社債の収益率については、限定的な証拠しか存在しないが、33年法によって上昇をみたこと。回帰分析の結果は、33年法の株式収益率に対する影響の一部は、会計数値に基づく財務制限条項に影響を与えることを通じて生じたこと。このことは、33年法が大きな現金支出を伴う準拠コストを必要とさせたこと、各企業間の競争関係に影響を与えたこと、企業にとって利用可能な投資、財務、生産機会を、その時点の会計数値に基づく財務制限条項の制限水準をより厳しくすることによって、減少させたことと一貫性をもっている。社債収益率に関する研究結果は、相関検定の研究結果とともに、33年法は株主→社債権者への富の移転を引き起こさなかったということを示している。

3. Merino, Koch and MacRitchie (1987) の批判の要旨について

会計学の文献において事象研究 (event studies) が、近年主要な地位を占めるようになってきている。これらの事象研究は、特定の会計基準もしくは規制の通過のようなある歴史的現象のインパクトをテストすることを、通常目的としている。

Merino et al. (1987, p. 748) の主張の基本線は、歴史的探究がこれらの事象研究を設計するためにいかに利用可能であるか、そして歴史的分析がすべての会計事象研究にとって不可欠のものであると考えるべきであるかを説明することである。

の事象Merino et al. (1987) は、この目的を果すために Chow (1983^a) の研究を素材として、批判を展開している。Merino et al. (1987) の批判の要点すなわち主張の力点は、すべて研究にとって重要な、次の三つの問題点を対象とする。

1. サンプルの選択
2. 研究対象期間の特定化
3. 事象の分類

Merino et al. (1987) の具体的な批判の内容について述べよう。Merino et al. (1987) が批判の展開に当たって採用した方法は、歴史的記録に当たって、Chow (1983^a) の資料ソースの客観性および包括性さらに研究デザイン設計上の妥当性を評価しようとするものである。

まず第1に、Merino et al. (1987, p. 751) は、Chow (1983^a) のサンプル選択上の問題点を指摘する⁽⁹⁾。そこで、33年法の条文の内容の検討から開始する。33年法の重要な規定は、1)登録規定と2)詐欺防止規定である。前者は、店頭市場証券を例外証券としていない。また後者についても、店頭市場証券を区別せず、当然に適用される。すなわち、33年法の諸規定は、上場証券と店頭市場証券とを区別せず、一律に適用されるのである。

前節で説明したように、Chow (1983^a, p. 497) は、33年法によって影響を受けたであろう処理サンプル企業 (上場株式発行企業) と影響を受けたはずのない統制サンプル企業 (店頭市場株

式発行企業)との日次株式ポートフォリオ収益率の比較〔表(3)〕を通じて、33年法の影響を分析しようとした。

しかし、Merino et al. (1987, p. 752) は、「33年法は、上場株式発行企業と店頭市場株式発行企業の両者に影響を与えた。それゆえに店頭市場株式発行企業は不適切な統制グループである。」と批判する。このように Chow (1983^a) の33年法についての誤った理解は、Chow (1983^a) の研究仮説の内容およびサンプル選択の妥当性さらに次のような Chow (1983^a, p. 514) の研究結果に対して重大な疑問を投げかけると、Merino et al. は主張する。

「33年法は、上場株式の収益率を減少させた。このことは、33年法が大きな現金支出を伴う準拠コストを必要とさせたこと、企業間の競争関係を変化させたこと、その時点において存在した会計数値に基づく財務制限条項の制限水準をより厳しくすることによって、企業にとって利用可能な投資、財務、生産機会を減少させたことと一貫性をもつものである。」(1987, p. 752)。

この研究結果は、前節で紹介したように Chow (1983^a) の最も重要な研究結果である。

Merino et al. (1987) の第2の批判点、研究の対象期間の特定化の問題点について説明しよう。まず、Merino et al. の基本的な認識は、次の通りである。

「33年法の立法化とは、不確定な先行要素が特定の諸関係に結実していく時間的プロセスの一断面であると考えられる。総合的な歴史的研究を行なう場合、33年法成立に結実するプロセスを洞察するため、先行条件についての年代順の分析からスタートする。この連続性についての分析は、ある事象の構成要素の分析を、またそれら構成要素が、その後生じた事象に対して有するインパクトを分析することによって、それら各構成要素のもつ重要性を決定することを可能にする。この結果、連続部分と変化部分とを発見し、極立たせることができる」(1987, p. 749)。

このように事象期間 (event periods) すなわち先行期間 (antecedent periods) と後続期間 (subsequent periods) の幅を適切に決定することは、33年法のインパクト分析にとって重要である。なぜなら、それによって検討されるべき、一定期間において生じた因果的連鎖 (temporal sequence) が決定されるからである (Merino et al., 1987, pp. 752-753)。

十分な歴史的研究を行なうには、一定期間において生じた因果的連鎖 (temporal sequence) の適切な特定化、資料ソースの客観性の評価、投資家の期待にインパクトを与えるであろうすべての事象の分析を必要とする。

しかし、Chow (1983^a) は、33年法成立についての先行期間を短かく限定した。すなわち前節でも述べたように、1932年7月～1933年3月まで、W. S. J. と C. F. C. 両紙について、連邦証券規制についての記述が掲載されていたか否かを検討した。しかし、それらの企業志向的な両紙が果して客観的な資料ソースであるかどうか疑問であると Merino et al. (1987, p. 754) はその理由を、次のように指摘する。①両紙が、Roosevelt の大統領立候補および New Deal

政策に反対していたこと、②また Chow (1983^a) は、両紙が連邦証券規制の関連記事を掲載していなかったという否定的な基準を導入した。しかし、両紙が記事を掲載していなかったという事実は、当時、証券規制の要求が存在していなかったということよりもむしろ、提案された規制を妨害するものであったと考えることができる。事実 New York Times 紙あるいは Times 紙は、同時期において、数多くの証券規制関連記事を掲載している。

また、前節で述べたようには、Chow (1983^a, p. 486) は、Carey の発言を引用している。33年法立法化当時の AIA の書記官であった Carey は客観的な観察者であったと言い難い。なぜなら Carey が規制が実施されることを予測していたと発言したら、AIA の対応について疑問が提起されることになったからである。

さらに、AIA の対 N. Y. S. E. 協力委員会の往復書簡や AIA の議事録を検討すると、会計人は1933年3月15日以前に規制を予測していたことがわかる。また会計人との協力を提示した N. Y. S. E. の書記官 J. M. B. Hoxey の G. O. May への最初の書簡において、Hoxey は、一般的な見解にしたがってある種の規制が実施されるであろう、しかし不当な政府の介入を遅延させるかもしれないという点で、自発的な改革は利点があるかもしれないと、その考え方を述べている。会計人が政治的環境の変化がある種の規制への要求を加速化していることを認識していなかったということは、ありえないことのように思われると Merino et al. (1987, pp. 754-755) は主張する。

規制は政治的現象であり、1932年後半においては政治キャンペーンが加熱していたけれども、Chow (1983^a) は、政治部門の事象を検討していない。Merino et al. (1987, p. 755) は、1932年7月～1933年3月までに起きた政治部門における例えば次のような事象を指摘する。それらの事象は、証券規制の立法化に対する投資家の期待確率に影響を与えそうもないとは言えないはずであると。

- ① 1932年の民主党の政綱に、強力な証券規制を要求する一項目が加えられたこと。
- ② Roosevelt が指名演説および選挙キャンペーン中の演説において、この項目への強力な支持を表明したこと。
- ③ 大統領選における Roosevelt の地すべりの勝利。
- ④ Roosevelt の、上院の証券市場調査委員会を強化する大統領選立候補者としての行為および上院公聴会 (1933年1月～3月) において報告された証券悪用批判が継続的に公表されたこと。

以上のごとく、研究対象期間 (33年法立法化の先行期間) を短かく限定したこと、資料ソースの客観性の評価の欠如、政治部門における事象についての検討の欠如が、結果として、「1933年3月まで、証券規制は一般的に予測されていなかった。」という Chow (1983^a, p. 486) の主張

を Chow (1983^a) 自らが検証することを妨げた。この結果, Chow (1983^a, pp. 494-495) の検定期間(1933年3月17日~6月15日)[付表(1)]は誤って特定化されることとなり,そのため Chow (1983^a) の統計的な研究結果については多様な解釈が許されるものとなっていると Merino et al. (1987, p. 753) は批判する。

Merino et al. (1987) の第3の批判点は事象の分類に関するものである。

上述の検定期間において, 前節において述べたように, W. S. J. 紙の証券規制に関連する記事を基準として11の重要事象を選択した。さらにこれらの11の重要事象を「33年法立法化の可能性および33年法の会計関連要件の厳格化またはそのどちらか一方の確率に対する市場評価」を基準として, その確率を引き上げたか引き下げたかによって, 「確率引上げ事象」と「確率引下げ事象」とに分類した。

しかし, Merino et al. (1987, p. 756) は, この分類基準が米国の規制プロセスにおいて, 妥協 (compromise) が果している役割りを無視していると批判する。問題は, 「およびもしくはその一方」(and/or) 基準にある。議論が多発している規定の厳格さを削減し, ある種の規制の立法化の確率を増大させるという妥協は, しばしばみられることである。しかし, Chow (1983^a) の採用した基準は, このような妥協が生じる可能性を排除してしまっている。すなわち立法化の可能性と会計関連要件厳格化の方向とは同一であるとされ, 両者の結果が反対方向となるような妥協が生じる可能性を排除している。

会計関連要件の厳格さが緩和され, 準拠コストが減少する場合, 株式の市場価格が高くなるであろうが, 妥協の結果, 立法化の可能性を引き上げた場合, 株式の市場価格を引き下げると考えられる。その総合的な影響は決定できない (Merino et al., 1987, pp. 756-757)。

しかし, Merino et al. (1987, p. 757) は, 「歴史的分析を行なうことによって事象を検討し, それが株式市場価格に及ぼす正味の影響について賢命な判断を下せることを可能とする。」(傍点筆者) と述べ, Chow (1983^a) が, 33年法の会計関連規定の厳格性の低減化を根拠として確率引下げ事象期間と分類した4月4日~4月14日の期間について, さらに法案通過を根拠として確率引上げ事象期間とした5月21日~5月27日の期間について検討を加えている。

Chow (1983^a, p. 515, p. 517) は, 付表(1)および付表(2)から分るように, Thompson 法案(上院法案)において, 会計関連規定の厳格性が減少していくことを根拠として, 4月6日, 10日, 12日を, 重要確率引下げ事象日とし, 4月4日~14日を確率引下げ事象期間とした。そして Chow (1983^a) は, 33年法への準拠コストの減少は, 株式市場価格の増大をもたらすと考えた。しかし, Merino et al. (1987, p. 757) は, 次のように考える。議論が多発している33年法の規定の厳格性が減少することが妥協を反映しているものならば, 規制が立法化するという期待を増加させたかもしれない。歴史的観点からみて最も重要な問題は, 株式市場価格がこの日(4月3日)以

前において、ある種の規制についての予測を十分に反映していたかどうかということである。もし十分に反映していなかったとするならば、歴史的記録は、この期間は、確率引上げ事象期間と分類すべきであると。

つまり、歴史的記録は、次のような事を明らかにしている。1933年3月29日付の議会へのメッセージにおいて、Roosevelt は、新規証券発行に限っての証券規制を提案している。また Roosevelt は、規制案が可決されること、しかも速やかに可決されることを期待していることを明らかにしている。したがって1933年3月末までにおいては、投資家は、規制が実施されることを予測し、これが株価に反映されていたと言える。New York Times (1933年3月30日付) 紙も、迅速な議会の行動を予測し、金融界もすすんで協力するようと思われると報道している。しかし、公聴会や、規制をすべての既発行証券にまで拡大すべきであるという要求が、Thompson 法案への批判に火をつけた。4月5日、公聴会が終了した日、下院の州際通商委員会の委員長 Sam Rayburn は、Roosevelt に対して Thompson 法案はあまりに厳しすぎ、妥協が必要であるという事を納得させた。そして4月12日〔Chow (1983^a) の最後の重要確率引下げ事象日〕までには、多くの妥協が成立していたのである。

例えば、4月6日、Roosevelt は、最終的な規制案について議論するため、Richard Whitney (N.Y.S.E.) をワシントンに呼んだ。New York Times (1933年4月6日付) 紙は、Roosevelt の意図は、法案通過を早めるため、法案の内容をより保守的なものにすることであると報じた。法案改正の責任者に指名された Felix Frankfurter が、4月7日にワシントンに到着し、4月10日には下院の州際通商委員会に改訂法案が提出された。この Frankfurter らによる下院法案を、Rayburn は、Thompson との直接的な対決を避けるため、「新規制案」とせずに、「改訂修正版」と名づけたことなどである。

一方、もう一つのシナリオが作成可能である。それは株式市場は、4月3日以前において、予測された規制を反映していたかもしれないということである。そうすると、準拠コストの減少に基づく分類(4月4日~4月14日を確率引下げ事象期間とする)は、適切なものとなる。しかし、この期間(4月4日~4月14日)における事象が会計関連規定の厳格性を減少させたかどうか明確ではない。確かに、Chow (1983^a) が注目した Thompson 法案においてはそのようなことがみられた。しかし、Chow (1983^a) が無視した、最終的に33年法となった下院法案について見てみると、次の事が言える。Thompson 法案を議論の多いものにした取締役の絶対的な責任規定や FTC の新株発行に対する拒否権について、確かにそれらを緩和、制限する方向で下院法案はいくつかの主要な妥協を示した。しかし、下院法案は、会計規定の厳格性を増大させたとも主張できる。すなわち、下院法案は、FTC に会計原則設定権を賦与し、強制ディスクロージャーの項目数を9から33に増加させ、責任規定を会計士のような専門家にまで拡大したのである

(Merino et al., 1987, pp. 757-758)。

以上の考察の結果、Merino et al. (1987, p. 758) は、「歴史的記録からみて、この期間（4月4日～4月14日）の事象は、確率引上げ事象期間とみなすべきである。すなわち、規制立法化のインパクトは、Thompson 法案の変更と結びついた準拠コストの減少分を上回ったということを示している。」と結論を下している。

また、W. S. J. (1933年4月10日付) 紙は、必要な妥協が成立し、規制がすぐに実施されることになると述べている。もし、これが正しいとすると、規制案（法案）が最終的に可決される以前に、株式市場価格は、予測される規制を反映していたはずである。これは、特に、Chow (1983^a, p. 515, p. 517) が5月21日～5月27日を確率引上げ事象期間としている〔付表(1), 付表(2) Panel A 参照のこと。〕ことに疑問を投げかけるとし、Merino et al. は、次のように主張する。長文に渡るが引用してみよう。

「33年法の下院の通過（5月23日）は、下院の Morgan に対する調査の開始と同日である。これらの公聴会は広範かつセンセーショナルな新聞の取扱いを受けた。一般紙は、貪欲に N. Y. S. E. における証券発行についての投資銀行家の処理に関連した権力への批判を報道した。Morgan が所得税を払っていないことの実事（5月24日）、Morgan & Co. が優先顧客リストをもって来たこと（5月25日）、優先顧客リストの発表（5月26日）、インサイダーが巨額のたなぼた式の利益を獲得していたことの公表（5月27日）は、一般大衆を憤慨させた。New York Times（5月27日付）紙の社説は、大衆の心情を汲みとって、投資銀行家および N. Y. S. E. は自らの責任を放棄しており、規制を甘受しない権利を剝奪されたと結論づけている。証券規制についての報道は、明らかに Morgan 公聴会によって目立たなくなった。下院および上院における法案の通過は、一般紙においてほとんど注目されなかった。

Morgan 公聴会の内容が公表された結果、証券取引に対する追加規制の要求が生じたばかりでなく、緊急規制のインパクトが生じた。上院は、Morgan 公聴会が開始されて3日後、突然に1933年銀行法を通過させた。Roosevelt は、上院銀行法案を支持せず、保守的な新聞もまた激しくこの規制に反対した。その通過は、Roosevelt と金融、証券界の油断につけ込んだものであった。銀行法は、商業銀行に対して、証券子会社を分離させ、商業銀行と投資銀行を分離させることを要求した。Chow がみたこの期間における強い負の異常投資収益率は、33年法の満場一致による通過よりはむしろ不意の銀行法の通過もしくは34年法の子測に対するものであろう」（1987, p. 759）。

4. おわりに

Merino et al. (1987) は、33年法制定時前後の歴史的記録を探究して、Chow (1983^a) の研

究方法上の問題点を明らかにした。それら問題点は、前述したように、1. 統制サンプルの欠如、2. 確証のないテスト期間、3. 誤った事象の分類という点に端的に表れている。したがって、Chow (1983^a) の研究結果には多様な解釈が可能であることを Merino et al. (1987, p. 760) は指摘する。さらに、Watts and Zimman (1986, p. 173) が、Chow (1983^a) の研究結果のみに基づいて、次のような主張を展開していることを批判する。

「例えば、Chow (1983^a) は、33年法は、それによって影響を受けなかった企業（店頭市場株式）に比べて、影響を受けた企業の株主の財を減少させたことを発見した。それゆえ、規制は私的コスト（例えば株価への影響）および社会的コスト（例えばSECによって費消されるリソース）を賦課することには証拠が存在するが、便益をもたらすということについてはほとんど証拠が存在しないということになる」（Merino et al., 1987, p. 760）。

最後に、Merino et al. (1987, p. 760) は、「将来の会計事象研究は、十分な歴史的分析を基礎とすべきである。もし、このことが実行されないならば、それは、理解を高めるというよりもむしろそれを阻害するものとなるだろう。」と述べている。

実は、筆者 (1984, p. 44) は、Chow (1983^a, p. 486) と同様の考え方を示すために Carey の発言を引用している。Carey の発言は、前節で述べたように、Merino et al. (1987) が、Chow (1983^a) の資料リソースの客観性についての評価不足の一例として取り上げている。筆者は、Merino et al. (1987, p. 754) の批判点については、全く思い当らなかった。また1933年5月末における銀行法制定をめぐる状況などについてもこれまでほとんど注目することがなかった。また W. S. J. および C. F. C. 紙が Roosevelt の立候補および New Deal 政策に反対していたこと、さらに両紙が1932年7月から1933年3月まで連邦証券規制が実施されそうであるとの記事をまったく掲載しなかった事などは、筆者は初めて知った。

筆者は、Chow (1983^a) の研究を読み進んでいく際に、Merino et al. (1987) が提起する批判点について全く想起できなかったのが実状である。もちろん、Chow (1983^a, p. 514) は、表(6)、表(7)の R² (決定係数) の数値の低さを理由として、会計規制の影響についてエージェンシー契約理論に代る理論を提示する必要性を主張している。すなわち、33年法の株主、社債権者に対する影響が、会計数値に基づく財務制限条項を通じてもたらされたという説明の不十分さを認識しているということである。本ノートでは、Merino et al. (1987) の批判の内容を忠実に紹たつもりであるが、必ずしも全ての点が筆者にとって明快なものとは写らなかった。Chow の Merino et al. (1987) に対する反批判もあると思われる。その反批判にも注目したい。

注

(1) Chow (1983^a) は、1933年証券法 (Securities Act of 1933—以下、33年法と略称)、1934年証券取

引所法 (Securities Exchange Act of 1934—以下、34年法と略称) の両者 (以下証券二法と略称) について分析を加えている。しかし、34年法については、いずれの分析においても有意な結果を引き出せなかった。したがって、第2節、第3節の記述はすべて33年法に関するものであり、本ノートのテーマも「1933年証券法のインパクト分析」とした。

- (2) これらの研究の概観については、Brownlee, II and Young (1987) を参照のこと。
- (3) これらの研究の内容については、田中 (1985)、醍醐 (1984) を参照していただきたい。
- (4) 佐藤教授は、第②の事項が生じた場合に、社債権者には富の増加がすなわち株主から社債権者への富の移転が生じると次のように述べておられる。

「しかし負債契約に基づく行動制約がこのように厳しくなるおかげで配当などによる株主への企業財産の移転が阻止されて、債権者の立場が補強される。したがって他の条件を一定とすれば、株主から債権者への富の移転が起こり負債証券の価値が上昇し、株式価値は企業価値の低下額よりも大きく減少する。逆に財務上の制約が緩和される場合には、それと丁度逆の理論が働いて株式価値が増加する」(1988, 60頁)。

- (5) 仮説の記述部分においてはすべて「証券二法」となっているが、実質的には33年法を指すものと了解してもらいたい。
- (6) 表(2)および表(4)において示されているように、コルモゴロフ・スミルノフの適合度検定の結果、正規性の仮定からの乖離がみられたために、表(3)および表(5)においては、期間間比較において、ノンパラメトリックな方法であるウィルコクソンの順位和検定を用いている。
- (7) 株式収益率の場合と異なり、統制サンプルがないことに注意してもらいたい。
- (8) コルモゴロフ・スミルノフの適合度検定から得られた値は、残差について正規性の仮定から有意に乖離していないことを示している。それゆえF値検定、t値検定を信頼することは合理的であるとChow (1983^a, p. 506) は指摘している。
- (9) Merino et al. (1987) は、Chow (1983^a) の研究を概観し、この他にも、仮説展開上の問題点および研究結果の解釈上の問題点について、次のような重要な指摘を行なっている。

表(1)の事項①において示したようにChow (1983^a, pp. 488-489) は、33年法の会計規定が、会計方法の選択による株主の財務制限条項クリアー能力を制限すると仮定している。しかしこれに対して、Merino et al. (1987, p. 751) は、「新規発行証券に限定されたディスクロージャー規制が株主の会計方法の選択を手段とする財務制限条項クリアー能力を制限することになるのか。財務制限条項において用いられている会計指標は年次報告書の数値に依拠していた。33年法は年次報告書にインパクトを与えなかった。」と疑問を提起している。

さらに、Merino et al. (1987, p. 751) は、「33年法は新規証券発行会社に対して影響を与えた。そしてChowは、新規証券発行会社を研究サンプルから除外したので、すべての負のインパクトを準拠コストの増大という要因に結びつけるのは問題である。」として、次のようなChow (1983^a, p. 507) 自らの株式収益率に対する研究結果についての解釈について、疑問を呈示している。「33年法のもたらした影響の少なくとも一部は、会計数値に基づく財務制限条項によるものであること。」「契約コスト減少のもつ便益は、新会計関連規定のもたらすコストと比べて小さかった。」

参 考 文 献

- Benston, G. J., "The Value of the SEC's Accounting Disclosure Requirements," *The Accounting Review* (July 1969), pp. 515-532.
- Brownlee, II, E. R. and S. D. Young, "The SEC and Mandated Disclosure: At the Crossroads," *Accounting Horizons* (September, 1987), pp. 17-24.
- Carey, J., *The Rise of the Accounting Profession 1896-1936* (AICPA, 1969).

- Chow, C. W., "The Impacts of Accounting Regulation on Bondholder and Shareholder Wealth: The case of the Securities Acts," *The Accounting Review* (July, 1983^a), pp. 485-520.
- , "Empirical Studies of the Economic Impacts of Accounting Regulations: Findings, Problems and Prospects," *Journal of Accounting Literature* (1983^b), pp. 73-109.
- 醍醐聰稿「会計基準変更・選択の記述理論の類型的考察」, 産業経理第43巻第4号(1984年), 68-79頁。
- 細田哲稿「1933年証券法 (Securities Act of 1933) と会計専門職」, 城西経済学会誌第16巻第3号(1981年3月), 1-23頁。
- , 「1934年証券取引所法 (Securities Exchange Act of 1934) と会計専門職」, 小川洸(編著), 財務会計の展開(中央経済社, 1983), 163-173頁。
- , 「証券二法と会計専門職」, 日本大学経済学部経済科学研究所紀要第8号(1984年3月), 37-56頁。
- , 「アメリカにおける会計士の第三者責任について」, 城西経済学会誌第23巻第1号(1987年7月), 51-65頁。
- Merino, B. D., B. S. Koch and K. L. MacRitchie, "Historical Analysis-A Diagnostic Tool for "Events" Studies: The Impact of the Securities Act of 1933," *Accounting Review* (October, 1987), pp. 748-762.
- 佐藤紘光稿「経営者の会計選択行動」, 会計第133巻第4号(1988年3月), 49-68頁。
- 田中建二稿「アメリカにおける会計選択の実証理論の展開」, 産業経営研究第5号(1985年3月), 127-135頁。
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman, *Positive Accounting Theory* (Prentice-Hall, 1986).