

## 合併動機としての株主の富極大化仮説を支持する実証研究とその問題点

市村, 昭三

<https://doi.org/10.15017/4475302>

---

出版情報：経済學研究. 47 (5/6), pp.121-139, 1983-03-10. 九州大学経済学会  
バージョン：  
権利関係：

# 合併動機としての株主の富極大化仮説を 支持する実証研究とその問題点

市 村 昭 三

## 目 次

- (1) 合併動機の実証研究とその問題点
- (2) ウェストン=マンシンカの実証分析
- (3) ウェストン=スミス=シュリープスの実証分析
- (4) ハルパーンの実証分析
- (5) マンデルカーの実証分析
- (6) レブ=マンデルカーの実証分析
- (7) むすび

### (1) 合併動機の実証研究とその問題点

「企業合併に関する実証分析の蓄積は、近年、合併の数よりも早く成長してきた。……しかしその実証資料は空虚で散漫かつ粗末なものである」<sup>1)</sup>とカマーシェンは各種の実証分析の結果に対し手厳しい批判的総括を行っている。

しかし、われわれはアメリカにおける第3次合併運動の波の期間を対象にした種々の実証的研究に対し、必ずしもカマーシェンのように失望することはないと考える。

確かに、この長期にわたる合併運動に関する実証的研究は、相互に矛盾する結果や対立する見解を報告している。したがって、それらの成果を基礎にして、なんらかの統一的合併理論ないし合併動機に関する統一理論を構築しようとする試みは、全く不可能であるかにみえる。

ところで、このように合併動機に関する実証研究の結果が、非常に多様であり、しかも相互に矛盾し合うものになったのには、種々の理由があげられるであろう。そのなかでも次の4つの理由が特に重要である。

第1に、調査目的が多様であること、とりわけ合併動機ないしその理論が必ずしもその実証研究の主要目的であったわけではないことである。たとえば、(1) 合併活動水準の予測、(2) 合併取引における利得者の特定化、(3) 独占禁止法の合併阻止効果、(4) 合併の競争に及ぼす影響などが、その実証研究の主要目的とされ、その関連で合併動機に論及されることが少なくなかった。

第2に、多くの実証研究において、データの数が必ずしも十分に整えられていたわけではないこと。それは特定の研究目的に適合するようにサンプルを選別するために、十分に満足のいく資料の整った数がおのずから限られてしまうことにも由来する。

第3に、実証研究の結果から、一定の要約的結論を導きだすには、変数の数が多すぎるものがあげられる。もちろん種々の方法でノイズを排除し、多数の影響要因の中から基本的要因だけを選び出すことは理論的には可能であるかも知れない。しかし、そのためには観察の数が十分に多いこと、及び関連関数が操作可能であるような工夫と合意が必要である。

1) D. R. Kamerschen, "A Theory of Conglomerate Mergers: Comment", *Quarterly Journal of Economics* 84, No. 4, November 1970.

第4に、最も大事なこととしては、実証分析を行うに当たって、いかなる方法論を使用するかという問題がある。多くの場合、代替的な合併動機ないし要因の中から、どれか1つだけを選び出すことを目的とする、いわゆる単一動機説を前提して分析を行っている。したがって、かかる前提の下では必然的に「あれか、これか」という形で分析が進められることになる。また、かかる問題に関して、一応無前提にみえる分析法がとられた場合でも、分析結果を集約する過程で一元化の方向をたどる傾向が多い。

しかし、ここで重要なことは、かかる単一動機仮説が多彩を極めた企業合併の実証分析の方法論として果して適当か否かという問題である。かかる方法論上の反省から、いくつかの動機が相互に補完し合い相互にからみ合いながら一つの合併または多数の合併を完成すると考える複合動機説が生れてきた。それは実証分析において、1つの仮説が他の仮説よりもより多くの説明力があることが判明した場合、あるいは一方が他方よりもより重要な説明力をもつ場合、それら2つの仮説が補完的でなく、相互に排除し合うものであるということが証明されたことになるのであろうかという極めて単純な疑問から出発する。また、ある要素がある状況において重要な意味をもつが、他の状況においては、それほど重要性をもたないことがわかったとき、それが説明変数として不完全であることを意味するという短絡的な解釈に向わず、その要素が重要な役割を演ずる状況の特定化が未完成であるのではないかという疑問をいだくべきであると考えられる。たとえば収益性と成長性のどちらか一方が、合併動機としてより重要であるということが実証分析の結果として証明されたとしても、それは他方の合併動機としての妥当性を一

般的に否定したりする論拠とは必ずしもなりえないというのが複合動機仮説の基本的認識である。

ところで「すべての企業が利益極大化を単一目標とする古典的概念を放棄し、その代わりに企業目的は複数であり得るという考え方を導入してくるや否や、われわれは、目的間の矛盾対立が解決され得るような決定メカニズムを用意しなければならない立場に立たせられた」<sup>2)</sup>として行動科学的接近法への展開可能性を明らかにした村松司叙教授の合併問題研究の方向性にはわれわれも同感せざるを得ない。今後、この方面での多くの研究成果が期待されるであろう。けれども、本稿では、まず主要な実証研究のうちから、特に、合併の経済的効率改善ないし株主の富極大化仮説を支持する実証研究を検討し、その問題点を解明することを意図する。

## (2) ウェストン=マンシンカの実証分析

ウェストン=マンシンカ<sup>1)</sup>は、1960年代のコングロマリット合併の収益性実績を最初に実証的に研究した学者である。すなわち、かれらは、1958年と1968年の2つの年度におけるコングロマリット合併のサンプルを「ムーディの普通株ハンドブック」、「スタンダード・アンド・プアアの株式市場百科全書」、会社の「年次報告書」及び「ムーディの投資便覧」の中から61社(1958年)と63社(1968年)を選び出し、それらの収益性を、鉱工業の中から選びだしたサンプル及び鉱工業と非鉱工業の組み合わせサン

2) 村松司叙, 企業合併論, 昭和48年 同文館 249頁。

1) J. F. Weston and S. K. Mansinghka, Tests of the Efficiency Performance of Conglomerate Firms, Journal of Finance, 26, 919-936, September 1971.

合併動機としての株主の富極大化仮説を支持する実証研究とその問題点

表 1 ウェストン=マンシンカの実証研究の主要結果

	1958			1968		
	サンプル平均		検 定	サンプル平均		検 定
	C	R 1		C	R 1	
総資産税後利子前利益率	5.8	9.2	9.83*	10.4	8.5	0.44
総資産利子税前利益率	8.7	16.7	17.13*	15.1	15.6	0.02
自己資本利益率	7.6	12.6	10.52*	13.3	12.4	0.81
負債比率	95%	56%	8.19*	169%	87%	10.25*
総資産成長率 58—68				22.8%	12.6%	16.25*

注：\*0.01水準で有意

この表はウェストン=マンシンカの表2, 3, 4(1971)からの抜粋である。

プル双方の収益性と比較検討している。

収益性指標としては、総資産税前利益率、総資産税後利益率、自己資本純利益率の3つの収益性尺度をとりあげている。調査結果では、1958年においてはどの収益性指標でもコングロマリットの方が著しく低い水準であった(表1参照)。とりわけ総資産税前利益率(8.7%)は対照サンプル(16.7%)の約半分であった。ところが、1968年では、両者の間に実質上の差はなくなっている。すなわち15.1%対15.6%である。しかし合併が対照されるサンプルの収益性以上にまで上昇させる効果を持ち得ない点を考え合せてみると、コングロマリット企業合併のこのような収益性の改善は、コングロマリットの防衛的多角化の成功した証拠であるとウェストン=マンシンカは考えるのである<sup>3)</sup>。ここで防衛的多角化とは、その企業の伝統的製品市場領域において実施された開発から得られる収益に及ばす不利な影響を回避する多角化と考えられている。かくてウェストン=マンシンカはコングロマリット合併が企業の収益力の回復のみならず、破算コストを回避して、継続企業

going concerns としての価値を維持するという経済的機能を達成したとみなすのである<sup>3)</sup>。

これを要するにウェストン=マンシンカは、その実証研究の結果を次のように総括的に結論するのである。すなわち防衛的多角化はコングロマリット企業の間では強力な動機である。しかも1950年代後半においては、コングロマリットの収益が平均して低かったのに、1968年には、少なくとも平均水準にまで改善されているという実証研究結果は防衛的多角化の重要な役割と一致していると考えるのである<sup>4)</sup>。

このウェストン=マンシンカのコングロマリット企業合併の防衛的多角化の仮定は、メリチャ=ラッシュ<sup>5)</sup>の実証研究結果とも一致している。ただしメリチャらは61社のコングロマリット企業とそれらが合併した被合併企業とを収益性について比較し、コングロマリット企業が自

3) コングロマリット企業がこの機能をいかに巧妙に達成したかはウェストンの別の論文(“Diversification and Merger Trends,” Business Economics 5, January 1970 pp. 50-57)にくわしい。

4) Weston and Mansinghka, op. cit., p. 928.

5) Melicher, R. W., and D. F. Rush, Evidence on the acquisition-related performance of conglomerate firms, Journal of Finance 29, 1941-1949, March 1974.

2) Weston and Mansinghka, op. cit., p. 928.

社よりかなり高い収益力をもつ企業を合併していることを明らかにしている。しかも被合併会社のレバレッジ率は相当に低かったことを報告しているからである<sup>6)</sup>。

しかし、かかるウエストン=マンシンカ及びメリチャ=ラッシュの結論は必ずしも説得的ではないとミュエラーは批判する。すなわちミュエラーによれば、自社よりも高い収益力をもつ会社を合併すれば、利益水準が上昇するのは当然である。これが有効に経済的機能に役立つか、単なる算術平均にすぎないかは、なんらかの追加的節約が異業種企業との合併から生み出されるか否かによる。もし相対的に高い収益力をもつ会社を合併することによって、コングロマリット企業の防衛的多角化が真の経済的能率を生み出すのであれば、その結果として成立する企業の価値は合併以前よりも上回るはずである。確かに、多角化合併はなんらかの単一製品のみを経営活動の景気後退に対する企業危険を減少させることは明らかである。しかしコングロマリット企業が、その合併戦略の一部として展開したレバレッジ率の高度化を考えると、全般的な景気下降期には、固定利子の支払負担増加がかえって企業危険を増加させるではないか。これがミュエラーのウエストン=マンシンカに対する批判の主要点である<sup>7)</sup>。

確かに、コングロマリット企業の利子支払前の利益は、合併前より合併後の方が安定的となっている。しかし利子支払後の利益は景気循環の期間全体にわたって、合併前より変動しやすくなっている。

6) Melicher and Rush op. cit., p. 146.

7) D. C., Mueller, "The Effects of Conglomerate Mergers—A Survey of the Empirical Evidence", *Journal of Banking and Finance* Vol. 1, No. 4, p. 322, 1977.

また、コングロマリット合併が、経済的効率を改善しないことを最初に指摘したのは、ウエストン=マンシンカ論文に対するレイドの直接的応答論文においてである<sup>8)</sup>。レイドはそのコメントを裏づけるために資料を1970年まで拡張した。それはウエストン=マンシンカの資料は合併の波及び株式市場が頂点に達した1968年で終わっていたので1960年代の景気見通しの強気市場の急激な衰退の最初の時期を含めて検討することが必要であったからである。かくてレイドは、1968年末と1970年半ばとの間にウエストン=マンシンカのコングロマリット企業の平均株価下降率が56%にも達し、その同種産業の平均株価下降率の37%をはるかに上回っていることを発見した。コングロマリット企業のレバレッジ率の上昇による危険増加を最も劇的に示しているのは、社債価格の下降率である。すなわちダウ=ジョーンズ(Dow-Jones)の鉱工業社債平均価格の下降率は7.8%であったのに対し、コングロマリット企業の社債価格下降率は実に45.6%にまで達していたのである<sup>9)</sup>。

### (3) ウエストン=スミス=シュリーブスの実証分析

この1972年に発表された実証分析<sup>1)</sup>は、前項で取り上げたウエストン=マンシンカの実証

8) Reid, S. R., A reply to the Weston/Mansinghka criticisms dealing with conglomerate mergers, *Journal of Finance* 26, 937-946, September 1971.

9) Reid, op. cit., p. 945.

1) J. F. Weston, K. V. Smith and R. E. Shrieves, Conglomerate Performance Using the Capital Asset Pricing Model, *Review of Economics and Statistics* 54, 357-363, November 1972.

この論文に関しては、松村司叙、企業合併論、同文館、1973、129-140頁及び多角化企業論 槇

分析で対象とした63社のコングロマリット合併の中から48社を選び出し、また、それに対応する50種の投資信託（ミューチャル・ファンド）<sup>2)</sup>を選択し、双方を1960年から1969年の10年間にわたって比較検討している。

この実証分析について注目すべき点は、第1に、対象期間がコングロマリット合併の波の頂点の年1967～68年を含んでいるが、その衰退期の入口（1969年）だけしか含んでいないことである。第2に、実証分析の手法として資本資産評価モデル（CAPM）が適用されていることである。第3に、コングロマリット企業の業績判断の対照基準として投資信託（ミューチュアル・ファンド）が選ばれていることである。第4に、業績評価尺度として5つの指標が適用されていることである。これらの尺度は資本資産評価モデルから誘導されたものである、それらは次のとおりである。

①シャープの尺度<sup>3)</sup>

これは平均超過収益を総危険で除した危険修正後の収益性尺度である。式で示せば次のとおりである。

$$[E(R_i) - R_f] / \sigma_i$$

$E(R_i)$  = 個々の証券の期待収益

$R_f$  = 無危険利子率

書店1979, 150-155, 167頁にくわしい。

2) アメリカにおける投資信託の主流であるオープン・エンド型投資信託を指す。すなわち、証券投資を目的とした会社の投資家もつ会社型の形態をとる。したがって投資家は受益者であると同時に株主になる。また受益証券にあたる株式の買取りによる資本金（つまり信託財産）の減少が認められており、受益者である投資家はいつでも株式をその資産価値で買戻してもらえりる利点がある。

3) W. F., Sharpe, "Mutual Fund Performance", Journal of Business, January 1966, p. 310.

したがって  $[E(R_i) - R_f]$  は特定証券の超過収益を表わす。

$\sigma_i$  = 個々の証券の収益の標準偏差。これは〔組織的危険+非組織的危険〕を意味するので、その証券の総危険を表わすものと考えられる。

②トレノアの尺度<sup>4)</sup>

これは平均超過収益を危険指標であるベーター（ここでベーターは組織的リスクのうちの統制可能な部分を表わす）で除した危険修正後の収益性尺度の1つである。式で示すと、

$$[E(R_i) - R_f] / \beta_i$$

$\beta_i$  = 個々の証券の危険指標

③ウエスターフィールドの相関係数尺度<sup>5)</sup>

これは組織的危険に対する総危険の比率で表わされる多角化の平均尺度で、一般にウエスターフィールドの相関係数  $r_{im}$  といわれる。その相関係数の値が1であれば、非組織的危険が除去されて、組織的危険が総危険に等しいことを意味する。したがってその相関係数の大きさは企業が非組織的危険の除去（すなわち多角化の成功）の程度を表わす尺度である。

$$r(R_i, R_m) / \beta_i$$

$r(R_i, R_m)$  = 特定ポートフォリオの収益 ( $R_i$ ) と市場ポートフォリオ収益 ( $R_m$ ) の双方にかかわる危険 (= 総危険)

④ジュンセンの業績指数<sup>6)</sup>

これはポートフォリオ又は企業の管理効率を

4) J. L. Treynor, "How to Rate Management of Investment Funds", Harvard Business Review, January-February 1965, p. 312.

5) R. Westerfield, A Note on the Measurement of Conglomerate Diversification, Journal of Finance, September 1970, p. 912.

6) M. C. Jensen, Risk, the Pricing of Capi-

表わす尺度で、特定証券（ポートフォリオ）又は企業の収益と市場ポートフォリオの収益との平均的差異（ $\alpha_i$ ）——ジェンセンの業績尺度——を、そのような超過収益の標準偏差（ $\sigma_i$ ）で除したものである。

$$\alpha_i/\sigma_i$$

これはジェンセンの業績尺度（ $\alpha_i$ ）からウエスターフィールドが誘導した純粋業績尺度<sup>7)</sup>である。しかしかかる収益を組織的危険のみならず非組織的危険をも含む総危険（ $\sigma_i$ ）で除しているので、特定ポートフォリオ（企業）の固有の業績を純粋に測定したことにはならない。

#### ⑤ ジェンセンの修正業績尺度

これはジェンセンの業績尺度（ $\alpha_i$ ）を、個々の証券又は企業の組織的危険（ $\beta_i$ ）のみで除した業績尺度である。したがって、それはジェンセンの危険修正の業績尺度を修正した危険調整後の業績尺度である<sup>8)</sup>。その意味で、④の指標よりも多角化の度合いを正しく測定できる尺度と考えられる<sup>9)</sup>。

以上の5つの業績尺度について、一般的にいえることは、個々の証券（ポートフォリオ）又は企業の超過収益を危険によって修正する場合、総危険（ $\sigma_i$ ）によって修正するよりも、組織的危険（ $\beta_i$ ）のみによって修正する方が、多角化の程度を評価する点では適当であるということである。なぜなら、分母の中に非組織的危険を含む場合には、その尺度はもはや純粋にそ

のポートフォリオの業績を測定する尺度としても精緻さを欠くことになるからである。

資本資産評価モデルから誘導される以上の5つの業績評価尺度を使って、コングロマリット企業と投資信託（ミューチャル・ファンド）とを比較分析した結果は表2のとおりである。

まず、単純な平均年収益率（複利計算利率）は、投資信託の9%に対し、コングロマリット企業は実に26%の実績を1960年から1969年の間に達成している。（第1欄、平均年利益率は現在価値指数として表わされ、 $[1+E(R_i)]$ の形で示されている。）そして投資信託の平均年利率を上回るコングロマリット企業の数の割合は81.3%にも達している。

さらに、双方の収益性をシャープ、トレノー及びジェンセンのそれぞれの危険修正後の収益性尺度でみると、いずれの指標においてもコングロマリット企業の方が、投資信託よりもすぐれた実績をあげていることがわかる。

ただし、多角化による危険引下げ効果をみると、標準偏差（＝総危険）（ $\sigma_i$ ）、組織的危険（ $\beta_i$ ）及び個々の証券（ポートフォリオ）又は企業の多角化程度と市場ポートフォリオとの相関係数（ $r_{im}$ ）いずれをとっても、投資信託にくらべコングロマリット企業の実績は著しく悪い。ただし表で $\sigma_i$ と $\beta_i$ はその値が小さいほど危険性が少なく、相関係数は1に近いほど多角化効果を発揮していることを示すからである。表から明らかなように投資信託の相関係数はほとんど1に近いのに対し、コングロマリット企業の方はわずか0.54にとどまっている。つまり市場ポートフォリオの約半分程度の多角化を達成しているにすぎない。また、コングロマリット企業の $\beta$ 平均は1.928であるのに、投資信

tal, and the Evaluation of Investment Portfolios, Journal of Business, April, 1969.

7) Westerfield, op. cit., p. 910.

8) K. V. Smith and D. A. Tito, Risk-Return Measures of Ex Post Portfolio Performance, Journal of Financial and Quantitative Analysis, December 1969.

9) 村松司叙, 企業合併論, 同文館, 136頁。

合併動機としての株主の富極大化仮説を支持する実証研究とその問題点

表 2 50 の投資信託と 48 のコングロマリットの比較, 1960-1969

	収 益 率 ( $1+E(R_i)$ )	標準偏差 $\sigma_i$	$\beta_i$	シャープ の 尺 度	トレイノ 一 の 尺 度	相関係数 $r_{im}$	$\alpha_i/\sigma_i$	$\alpha_i/\beta_i$
50 の 投 資 信 託 の 算 術 平 均	1.091	.156	.878	.313	.054	.926	.115	.020
48 の コ ン グ ロ マ リ ッ ト の 算 術 平 均	1.262	.600	1.928	.364	.131	.544	.234	.097
F 一 検 定	22.833	21.028	22.028	1.745	6.208	90.727	9.375	6.208
有 意 水 準	.01	.01	.01		.05	.0	.01	.05
投 資 信 託 の 平 均 値 を 上 回 る コ ン グ ロ マ リ ッ ト の 比 率	81.3	97.9	89.6	58.3	77.1	4.2	77.1	77.1

Source: Conglomerate Firm Data-Standard and Poor's *Compustat Tapes*. Mutual Fund Data-A. Wiesenberger, *Investment Companies* 1969 (Arthur Wiesenberger and Company, 1969.)

託の方は0.878である。これも十分に多角化された市場ポートフォリオのほぼ2倍の危険性をもつことを反映している。これは、1969年以降におそってきた経済不況のあらしに対しコングロマリット企業が投資信託にくらべ、かなり弱い立場にあったことを反映するものと考えられる。

かくて、かかる実証分析の結果から、ウエストン=スミス=シュリーブスは、一般にコングロマリット合併の主要目的といわれている危険引下げのみを目的とする多角化を否定するのである。そしてコングロマリット合併の主要目的は、積極的資産管理と考える<sup>10)</sup>。

しかし、かれらの分析対象期間は、ほとんど一貫した長い経済成長と、その急激な下降の最初の年を含んでいる。かかる特性をもつ期間について、特に保守的に運用された投資信託に比較すれば、攻撃的なコングロマリット合併企業の方が良好な業績をあげたことは全く当然であったといわざるを得ない。

#### (4) ハルパーンの実証分析

ハルパーンは企業合併において生ずる合併利得の額及びその分配に関する実証研究を行うた

めに、1950年1月から1965年6月までの間の78の合併サンプルを用いている<sup>11)</sup>。ハルパーンの実証研究は第1に1960年代後半になって特に盛んになったコングロマリット合併の波の頂点(1967~8)の時期を含んでいない点に、期間選択上の重要な特質がある。そして、そのこととも関連するが、ハルパーンはコングロマリット合併を必ずしも実証研究の焦点にすえてはいるわけではない。第2に、ハルパーンはその実証研究のために合併形態を3つのカテゴリーに分類する。

(a) 普通株相互の交換、又は普通株と資産との交換による合併

(b) 普通株と現金、又は優位証券(社債、優先株)との交換による合併

(c) 現金、優位証券及び普通株の三者の一部又は全部の組み合わせによる合併

ハルパーンがその実証研究の対象に選んだのは、これら3つの合併形態のうち、普通株と普通株の交換又は普通株と資産との交換の形で行われる(a)の合併カテゴリーだけである。その他

1) P. J. Halpern, Empirical Estimates of the Amount and Distribution of Gains to Companies in Mergers, *Journal of Business* 46, 554-574, October 1973.

この論文はシカゴ大学へ学位請求論文として提出された研究を基礎にしたものである。

10) Weston, Smith and Shrieves, op. cit., p. 362.



の合併形態では、それに含まれる優位証券の市価が確定しがたい場合が発生するのみならず課税問題がからんできて分析が著しくめんどうになるからである。

かくて、(a)の合併形態に含まれる120の合併のうち、さらに鉄道、航空、公益事業などのような規制産業の合併及び月次収益資料の不備な合併を42除外して、結局、78社がサンプルとして採用されることになった。これがサンプルに関する第2の特質である。

第3に、ハルパーンの合併サンプルにおける注意すべき特質は、合併活動を反復的に実施している合併強志向型企業——ハルパーンはかかる企業を古典的経営者効用極大化企業合併<sup>2)</sup>とよんでいる——が除外されている点である。経営者効用極大化仮説 (management-utility-maximization hypothesis) は、合併会社が合併の収益性には関心をもちないことをその特徴の1つとしている。したがって、かかる観点からは、合併会社にとって合併利得の確率分布の期待値はゼロになることが予想される。

第4に、ハルパーンの実証研究の特色は、純粋に合併からだけ発生する利得ないしプレミアムを推定するために、株式市場要因及び産業要因を排除する工夫をしている点にある。これは、多くの合併が株式市場の上昇期に発生する傾向にあること、及び成長産業のように、合併以外の要因で株価が上昇している場合には、かかる諸要因を修正しないと、合併利得<sup>3)</sup>ないし

合併プレミアム<sup>4)</sup>の実証的推定値が上方に偏よる原因となると考えられているからである<sup>5)</sup>。

そこで、合併だけに帰因する株価の値上り部分を求めるためにハルパーンは比較基準日を設定する。この基準日は合併が最初に考慮された日であり、その時点ではまだ株価が合併に関する情報を反映していないことが必要条件となる。したがって、基準日は、合併情報が公表される以前の特定の時点と考える。そしてこの基準日と実際の合併日との間の合併当事会社双方の株価の変化額が、まず推定される。しかし、この株価の変化額の中には、少なくとも2つの要因が含まれている。

(a) 基準日と合併日との期間中の合併会社の証券の価格に影響を与える証券市場及び当該産業における変動要因

(b) 合併の期待収益率の市場評価のみに由来する株価の変化

そこで次に、合併によって発生した株価の変化額のみを把握するためには第1の要因を除去しなければならない。ハルパーンは若干の工夫をして、合併のみに由来する株価のバイアスのないような変化額(合併利得)を推計している。そして合併の収益性を市場(同種産業を除く)及び同種産業収益性と回帰させ、残差項を計算している。

この残差項が、合併という特別な事象をその企業の株価に反映した結果として生じた超過収益部分を表わすものとみなされる。ハルパーンの実証分析の結果では、この残差の平均値及び累積値が合併会社も被合併会社もともに正の値をもつことを発見した。しかも合併公表前7カ月の間においてそれが顕著に現われている。

2) Halpern, op. cit., p. 572.

3) ハルパーンは合併利得を基準日と実際の合併日との間の総株価の変化額と定義している (p. 554)。

4) 合併プレミアムはかかる合併利得を基準日の総株価で除した値であり、率として表わされる。したがってそれは合併収益率とでも訳すべきものである。

5) Halpern, op. cit., p. 572.

6) Halpern, op. cit., pp. 560-568.

表3 合併当事会社の残差

月	平均残差 $U_{i,t}$	累積残差 $U_{i,t}^*$	正の残差をもつ企業数の割合	サンプル数
0	.0279	.1276	.62	149
1	.0261	.0997	.58	149
2	.0163	.0735	.50	149
3	.0035	.0572	.50	149
4	.0034	.0537	.47	150
5	.0089	.0503	.56	150
6	.0066	.0414	.50	150
7	.0151	.0348	.60	150
8	.0033	.0198	.50	150
9	.0014	.0164	.49	150
10	-.0089	.0150	.41	150
11	.0039	.0239	.54	150
12	.0018	.0200	.44	150
13	.0059	.0182	.47	150
14	-.0043	.0123	.47	150
15	-.0040	.0166	.43	150
16	.0082	.0206	.55	150
17	-.0012	.0124	.43	150
18	.0047	.0136	.49	149
19	.0043	.0089	.44	147
20	.0025	.0046	.50	147
21	.0018	.0021	.50	146
22	-.0006	.0003	.39	145
23	.0006	.0009	.44	145

表3は平均残差、累積残差及び正の残差を持つ合併当事企業の数の割合を合併公表日前23カ月間について計算したものである。この表でもよくわかるように合併公表日前7カ月目から始まる累積残差の増加は持続的でしかも顕著である。また正の残差をもつ企業数も、この時期からはほとんど50%を超えている。平均残差は特に2月から0月までの間において正の値が大きく。

このような平均残差及び累積残差のパターンから、ハルパーンは次のように結論するのである。

「会社の大多数は、合併公表日の7カ月前から公表日までの間に合併予想情報を入手してい

る。それ故に、基準日は合併公表日の8カ月末と考えられる。」<sup>7)</sup>

基準日の株価に基づいて計算された合併会社 (larger) と被合併会社 (smaller) の合併利得ないしプレミアム (合併収益率) は表4と表5に示されている。

まず修正前の総合併利得及びその合併当事会社への配分状況がこの表で示されている。すなわち合併会社の平均利得額は被合併会社の平均利得の約4倍である。合併によって損失をこうむった数は27% (21/77) である。

しかしながら修正前の合併利得は市場要因を含んでいるので、ハルパーンはそれを修正した合併利得を示している。純粋に合併による利得は修正後は著しく縮小していることが表からわかる。それは通常、合併が株式市場の上昇期でしかも、合併当事企業の組織的危険が一般に正である時期に発生しているからである。

表4は、合併当事会社との合併収益率 (プレミアム) (連続複利計算で計算された年率) の分布を示したものである。平均合併収益率の平均値は合併会社、被合併会社双方とも市場要因を修正した後には小さくなっている。すなわち合併会社では修正前の19.6%が修正後で6.3%、被合併会社では42.7%が30.4%になっている。しかしその修正効果は合併会社の方がはるかに大きく、-68%にもなっている。それに対し被合併会社の方は-28%にとどまっている。前者の修正後の合併収益率の平均値は5%水準でゼロと有意に異なっていなかった。これに対し後者のそれはゼロから有意に異なっていた。

かくてハルパーンの実証研究における注目すべき研究結果として、まず第1に、合併会社、

7) Halpern, op. cit., p. 568.

表4 合併利得の分布 (100万ドル単位)

	修正前の金額			修正後金額		
	総利得	合併会社利得	被合併会社利得	総利得	合併会社利得	被合併会社利得
平均値	77.650	62.180	15.470	27.350	14.730	12.620
中位値	16.920	10.840	6.450	7.999	5.493	4.316
最高値	909.200	879.900	289.700	699.800	679.300	246.000
最低値	-609.300	-607.800	-29.290	-630.200	-639.900	-12.980
分散	42,590	35,880	1,455	30,000	26,920	2,078
標準偏差	206.400	189.400	38.150	173.200	164.100	32.830
平均絶対偏差	130.200	111.300	20.060	83.820	74.880	15.300
損失企業数	21	24	14	24	29	17
サンプル数	77	77	77	77	77	77

表5 合併利得年利率とその合併当事企業間の配分

	合併企業		被合併企業	
	調整後	調整前	調整後	調整前
平均値	0.0626	0.1960	0.3044	0.4273
中位値	0.0637	0.2099	0.2240	0.4272
最高値	1.4730	1.9430	2.0630	2.4460
最低値	-0.5260	-0.5014	-0.8136	-0.7740
分散	0.0990	0.1424	0.2016	0.2447
標準偏差	0.3145	0.3774	0.4490	0.4947
平均絶対偏差	0.2170	0.2820	0.3349	0.3598
	29	24	18	14
損失企業数	1.6	2.0	1.5	1.2
サンプル数	77	77	78	78

被合併会社双方の合併に基づく株式の超過収益の大部分が合併公表前の数カ月間に稼得されている点あげられる。しかし、合併利得は合併会社の方に80%、被合併会社の方に20%の割合で分配されている。しかしこれは双方の企業規模を考慮すれば当然のことである。かくてハルパーン自身は、「合併当事会社にとって合併利得は株式市場要因及び産業要因を排除した後においても平均して正であり、かかる合併総利得は平均してほぼ均等に合併当事企業双方に配分されている」<sup>8)</sup>と結論するのである。

ハルパーンは合併の株主説ないし経営者説の

妥当性を直接的に取り上げるものではないことと強調しているものの<sup>9)</sup>この結論は、合併の株主説を支持する結果となっており、合併日までの純粋に合併だけにに基づく合併企業の超過収益(プレミアム)が6.3%であったことを論拠にしている。だが彼の検証研究は、合併日までの業績測定にとどまっているので、その合併利得は、あくまで市場が合併に対し期待した利得の研究であっても、合併利得の実績研究としては甚だしく不完全である。もちろん合併後の実績に全く触れていなくても、彼の研究が合併の投機利得の稼得に関する研究としての意味を十分に持ちうることは否定できないであろう。また、このハルパーンの欠点は、同じシカゴ大学グループの一人マンデルカー(G. Mandelker)によって完全に克服されることになる。

#### (5) マンデルカーの実証分析

マンデルカーの実証分析はハルパーンと同じくシカゴ大学での学位論文をもとにしたものである。しかしマンデルカーは<sup>1)</sup>、ハルパーンとは異なって、合併の株主理論と経営者理論のい

1) Mandelker, G., Risk and Return: The Case of Merging Firms, Journal of Financial Economics, 1 pp. 303- , December 1974.

8) Halpern, op. cit., p. 572.

9) Halpern, op. cit., p. 555.

ずれが実証研究によって支持されるかを正面から取り上げている。

マンデルカーは、従来の実証研究の欠陥として、(1) サンプル数が少なすぎることを、(2) 分析モデルが単純すぎて危険の変化やその危険の修正が十分に考慮されていないことを指摘する。かかる批判的見地から、対象期間を 1941～1963 年の長期間にわたり、241 の合併サンプルを選び出して資本資産評価モデルを援用した分析を行っている。

すなわち、マンデルカーは資本資産評価モデルを次のような確率過程モデルに変形する。

$$\tilde{R}_{jt} = \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t} \beta_{jt} + \tilde{\varepsilon}_{jt}, \quad j = 1, 2, \dots, s$$

$\tilde{R}_{jt}$  =  $t$  期における証券  $j$  の収益率

$\tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{1t}$  =  $t$  期における収益率と危険との事後的關係を表わす市場決定変数。これは時の経過につれて確率的に変化する。

$\beta_{jt}$  =  $t$  期における  $j$  証券の組織的危険

$\tilde{\varepsilon}_{jt}$  =  $t$  期における  $j$  証券の収益の誤差項 (超過収益率) の確率 (平均 = 0,  $\beta_j$  とは独立, 独立クロス  $j$  を仮定)

かくて、このモデルでは、ある証券の収益は、一般市場変数 ( $\tilde{\gamma}_{0t}, \tilde{\gamma}_{1t}$ ) と、その証券の特定変数 ( $\beta_{jt}, \tilde{\varepsilon}_{jt}$ ) との関数として求められる。かかるモデルを使って、ハルパーンと同じく月次残差分析を行い、合併前 40 カ月、合併後 40 カ月の残差の平均値及びその累計値を推定している。しかもこの推定を、合併企業のみならず被合併企業についても行っている。ただし被合併企業の多くは、合併日に消滅するので、合併の

なお、マンデルカーの実証分析については拙稿「企業合併の実証研究と企業理論——マンデルカーの研究を中心として——」(九州大学経済学研究 第 49 巻第 1・2 号 (昭和 56 年 2 月)) にくわしい。

表 6 合併前 40 カ月 (-40) の 241 合併企業の平均残差, 累積平均残差, 平均ベータ, 負の残差の割合

月	平均残差	累積平均残差 (C. A. R.)	平均ベータ	負の残差の割合
-40	0.0025	0.002	1.085	0.56
-30	0.0029	-0.008	1.090	0.52
-29	0.0011	-0.007	1.090	0.50
-28	0.0014	-0.006	1.091	0.56
-27	0.0028	-0.003	1.095	0.51
-26	0.0010	-0.002	1.096	0.51
-25	0.0023	0.000	1.093	0.51
-24	-0.0027	-0.002	1.088	0.54
-23	0.0010	-0.001	1.086	0.49
-22	0.0057	0.005	1.091	0.54
-21	0.0066	0.011	1.092	0.47
-20	-0.0001	0.011	1.090	0.51
-19	-0.0012	0.010	1.090	0.51
-18	0.0001	0.010	1.093	0.55
-17	0.0031	0.013	1.092	0.49
-16	0.0004	0.014	1.087	0.49
-15	0.0061	0.020	1.086	0.50
-14	0.0002	0.020	1.077	0.49
-13	0.0024	0.022	1.076	0.51
-12	-0.0038	0.019	1.073	0.57
-11	0.0088	0.027	1.073	0.48
-10	0.0034	0.031	1.076	0.56
-9	0.0003	0.031	1.076	0.52
-8	0.0040	0.035	1.073	0.49
-7	0.0035	0.038	1.073	0.53
-6	0.0040	0.048	1.079	0.47
-5	0.0094	0.049	1.077	0.54
-4	0.0013	0.056	1.075	0.50
-3	0.0067	0.050	1.070	0.60
-2	-0.0015	0.049	1.072	0.54
-1	0.0001	0.049	1.067	0.54
0	0.0018	0.051	1.066	0.54

1 カ月前 (-1) の分析で終わっている。その意味で、合併会社についてはハルパーンの欠点を克服しているが、被合併会社については当然のことながらハルパーンと同じく合併日直前で終わっている。

累積平均残差は合併 40 カ月前 (-40) の 0.2 % から、合併月 (0) には 5.1 % に増加し、合

表7 合併後40ヵ月(+40)後までの間の241  
合併企業の平均残差, 累積平均残差, 平均  
ベータ, 及び負の残差の割合

月	平均残差	累積平均 残差 (C. A. R.)	平均 ベータ	負の残差 の割合
1	0.0013	0.052	1.063	0.54
2	0.0034	0.056	1.061	0.48
3	-0.0015	0.054	1.066	0.55
4	-0.0005	0.054	1.066	0.51
5	-0.0070	0.047	1.065	0.61
6	0.0018	0.048	1.066	0.49
7	0.0002	0.049	1.063	0.51
8	0.0001	0.049	1.065	0.54
9	0.0022	0.051	1.064	0.54
10	-0.0017	0.049	1.068	0.54
11	0.0023	0.052	1.066	0.50
12	0.0052	0.057	1.064	0.49
13	-0.0010	0.056	1.061	0.54
14	-0.0026	0.053	1.060	0.55
15	0.0001	0.053	1.062	0.52
16	-0.0031	0.050	1.058	0.51
17	-0.0039	0.046	1.054	0.58
18	0.0056	0.052	1.050	0.50
19	0.0019	0.054	1.050	0.50
20	-0.0021	0.052	1.047	0.52
21	-0.0003	0.051	1.045	0.54
22	0.0039	0.055	1.039	0.50
23	-0.0023	0.053	1.040	0.53
24	-0.0009	0.052	1.040	0.49
25	0.0058	0.058	1.040	0.50
26	-0.0048	0.053	1.038	0.55
27	-0.0056	0.047	1.038	0.56
28	0.0010	0.048	1.036	0.52
29	-0.0064	0.042	1.038	0.57
30	0.0003	0.042	1.035	0.51
40	0.0068	0.037	1.017	0.49

併後の40ヵ月間にそれが3.7%に低下している。平均ベータ値( $\hat{\beta}$ )は、この80ヵ月間に0.068低下している。そのうちの実に72%が合併後に低下している(表7)。

マンデルカーは、このような累積平均残差と平均ベータの推移結果が、合併の株主理論と整合性をもつものと判断する。

他方、マンデルカーは、被合併会社252社を

サンプルとして選びだし、合併されるまでの40ヵ月の平均残差、累積平均残差、平均ベータ、負の残差の割合を推定している(表8)。

この被合併会社の表と、合併会社の表とを比較してみると、被合併会社の累積平均残差は、-35から-7までの月間においては負の値をもっている。そしてその最低の月は合併前9ヵ月(-9)の時である。ところが合併直前7ヵ月間(-7から-1まで)に約13%という著しい上昇率(月平均2%)を示している。また、月次平均残差は合併前20ヵ月(-20)から合併前9ヵ月(-9)までの12ヵ月間のうち8つの月が負となっている。また、負の残差の割合、つまり負の残差を持つ被合併企業の数の割合は、合併直前の7ヵ月間において一様に低い。これらの推計結果から、マンデルカーは、合併に関する情報が合併7ヵ月前頃から資本市場にもれはじめそれが株価に対し「正」の反応をひきおこし株価を上昇させたものと判断する。そしてかかる被合併会社の合併情報による株価の値上り結果は、合併が無能経営者排除の一つの市場システムの機能を果しているものとマンデルカーは推論するのである。

かくてマンデルカーは、合併会社の株主は合併から正常利得を稼得し、被合併会社の株主は特別利得を得ているが、合併会社が過大な支払いを被合併会社に対して行っているという証拠はない、とその実証分析を総括的に要約し、効率的資本市場の存在が実証的に裏づけられたと考えるのである。

これを要するに、マンデルカーはその実証研究の結果にもとづいて合併企業の株主が、合併によって損害をこうむるほどの成長極大化仮説(合併の経営者理論)は実証的には確認されず、むしろ新古典派の合併理論(合併の株主理

合併動機としての株主の富極大化仮説を支持する実証研究とその問題点

表8 -40から-1までの期間中の252被合併企業の平均残差, 累積平均残差, 平均ベータ及び負の残差の割合

月	平均残差	累積平均残差 (C. A. R.)	平均 ベータ	負の残差 の割合
-40	0.0012	0.001	1.093	0.53
-39	0.0087	0.010	1.095	0.51
-38	-0.0046	0.005	1.098	0.59
-37	-0.0013	0.004	1.096	0.56
-36	0.0014	0.005	1.098	0.57
-35	-0.0118	-0.006	1.093	0.60
-34	-0.0011	-0.007	1.096	0.56
-33	-0.0047	-0.012	1.095	0.60
-32	0.0008	-0.011	1.090	0.54
-31	-0.0023	-0.014	1.092	0.58
-30	0.0004	-0.013	1.095	0.52
-29	-0.0022	-0.015	1.092	0.56
-28	-0.0054	-0.021	1.097	0.59
-27	-0.0066	-0.026	1.102	0.58
-26	0.0025	-0.025	1.103	0.54
-25	-0.0010	-0.026	1.106	0.58
-24	0.0012	-0.025	1.112	0.51
-23	0.0049	-0.020	1.111	0.50
-22	0.0008	-0.019	1.111	0.53
-21	-0.0013	-0.020	1.107	0.54
-20	-0.0036	-0.024	1.108	0.58
-19	0.0023	-0.021	1.015	0.52
-18	0.0067	-0.015	1.100	0.50
-17	-0.0028	-0.018	1.096	0.57
-16	0.0072	-0.010	1.096	0.48
-15	-0.0047	-0.015	1.096	0.54
-14	0.0002	-0.015	1.087	0.56
-13	-0.0047	-0.020	1.085	0.56
-12	-0.0006	-0.020	1.091	0.55
-11	-0.0016	-0.022	1.093	0.53
-10	-0.0040	-0.026	1.091	0.59
-9	-0.0040	-0.030	1.093	0.54
-8	0.0067	-0.023	1.090	0.54
-7	0.0118	-0.011	1.084	0.50
-6	0.0121	0.001	1.093	0.51
-5	0.0223	0.023	1.079	0.48
-4	0.0274	0.050	1.073	0.40
-3	0.0303	0.081	1.068	0.37
-2	0.0217	0.102	1.066	0.42
-1	0.0174	0.120	1.064	0.44

ると、合併会社の方の平均残差の上昇は、かなり以前から発生している。たとえば-22では0.57%、-21では0.66%、-17では0.31%、-15では0.61%といったぐあいである。そして合併直前の7カ月間における合併企業の累積平均残差は、4カ月前(-4)に頂点(1.6%)に達し、それ以後はやや低下している。これは合併会社の株主にとっては、合併情報が必ずしも価値ある情報とならなかった可能性を示すものである。しかも合併日よりずっと以前の異常な収益率は、本来合併とは無関係と考えざるを得ないであろう。

しかしこの合併よりかなり以前の異常に高い収益率が、実は合併の遠因となっていたのかも知れないという可能性がある。というのは、一般に合併の波が株式市場の好況期に発生するという現象及び合併企業が高い水準の現金フローや高い株価収益率をもつことが、被合併会社の株主へ支払われる高いプレミアムに十分耐える状況を創り出していた可能性が考えられるからである。

もし、合併のかなり前の又は直前の超過収益(正の残差)の上昇が、合併の結果ではなくその原因であり、合併後のその低下が合併の結果であるとすれば、マンデルカーの調査結果は、合併企業の株主にとって合併の成功を反映するという彼の推論は、もっと消極的なものとならざるを得ないであろう。

かかる観点から、マンデルカーの実証研究の結果は、株主の富を極大化すると仮定する新古典派の合併理論より、むしろ経営者理論をより積極的に表明すべきではないかと批判するのが経営者理論を強力に主張しているミュエラー(Mueller, D. C)<sup>2)</sup>の批判点である。

論)を支持するのである。

しかしマンデルカーの実証分析を注意してみ

2) D. C. Mueller, The Effects of Conglo-

(6) レブ=マンデルカーの実証分析

レブ=マンデルカーは<sup>1)</sup>、1952年から1963年までの期間中の69のコングロマリット合併その他の大型合併企業<sup>2)</sup>を選び、それと業種、規模の類似する非合併企業とを比較して、合併の収益性のみならず、危険、成長、資本構成、所得税節約、一株当り利益、その他を検討している。かかる対応法は、いうまでもなく、株式市場要因及び産業要因を排除して、もっぱら合併の効果だけを反映させようとする工夫の1つである。かくて、かれらの実証研究の主要目的は、大型合併——小規模合併は一般に業績にめだつた効果を及ぼさない——が長期間にわたつて、合併会社にどのような影響を与えるかを解明するのである。その分析結果を要約して、かれらは、合併後5年間に於いて合併会社の株式収益率は対照された非合併会社にくらべやや上回っているが、その他の指標に関しては、ほとんどが非合併会社を下回っているという結論に達している。

かれらは分析尺度として次の13の指標を選び、合併年度を含んだ11年間について算定している。そして各尺度に対する11年間の値を要約するために、合併前5年平均と合併後5年

平均の差として1つの業績指標が計算された。もちろん合併の年はこの比較からは除外されている。また対応する非合併企業についても同じような計算が実施された。

かくて合併会社に対する合併前の特定尺度の平均を $\bar{X}_{1m}$ で表わし、合併後のその平均を $\bar{X}_{2m}$ で表わすと、13の尺度の各々について合併会社の合併に関する業績は次のようにして測定される。

$$\bar{D}_m = \bar{X}_{2m} - \bar{X}_{1m}$$

添字 $m$ は合併会社を指し、数字1は合併前、数字2は合併後を表わす。

同様に非合併会社の業績も同じように測定される。

$$\bar{D}_c = \bar{X}_{2c} - \bar{X}_{1c}$$

添字 $c$ は対照として選ばれた非合併会社を表わす。

かくて両グループの業績差は次式で測定される

$$D = \bar{D}_m - \bar{D}_c$$

この両グループの業績差 $D$ が、かれらの統計的分析の基礎として用いられることとなる。すなわち13の尺度の各々について69の $D$ が計算される。その $D$ の分布は1つの平均 $M_D$ と標準偏差 $S_D$ を持つ。この $M_D$ がゼロから有意に異なっているか否かのテストは次式を使って行われ

$$Z = \frac{M_D}{S_D}$$

$$S_D = S_D / \sqrt{N} = \text{平均差異の標準誤差の推定値}$$

る。また母集団平均の差 $\mu_m - \mu_c$ に対する約95%の信頼区間は $M_D \pm 2S_D$ である。しかし非対

merate Mergers: A Survey of the Empirical Evidence, Journal of Banking and Finance, Vol. No. 4, pp.316-320, December 1977.

なお、ミュエラーの企業成長率極大化説及びそれをめぐる論争については、村松司叙、企業合併論、前掲書、第6章、第7章、第8章にくわしい。

1) B. Lev and G. Mandelker, The Micro-economic Consequences of Coporate Mergers, Journal of Business 45, pp. 85-104, January 1972.

2) ここで大型合併とは(a)合併会社の期首の資産規模の10%以上の会社の合併、(b)合併前後各5か年の資料が利用可能なことという2つの条件を満たしたものをいう (p. 86)。

表 9 レブ=マンデルカーの測定尺度表

[番号]	[尺 度]	[公 式]	[内 容]
1.	市場収益率	(株価+配当金)/前期株価	株主の収益率
2.	株価年変化指数	株価/前期株価	株価年変化の指数
3.	総資産税後純利益率	税後純利益/総資産	企業の収益性
4.	普通株(簿価)純利益率 (優先株配当後)	優先株配当後純利益/普通株簿価	普通株主資本収益性(簿価)
5.	普通株(市価)純利益率 (優先株配当後)	優先株配当後純利益/普通株市価	収益株価率
6.	売上高営業利益率	営業利益/売上高	売上収益性
7.	一株当り利益		
8.	資産成長率	$\log_e$ (総資産/前期総資産)	総資産年成長率
9.	売上高成長率	$\log_e$ (売上高/前期売上高)	売上高年成長率
10.	営業利益成長率	$\log_e$ (営業利益/前期営業利益)	営業利益成長率
11.	運転資本比率	流動資産/流動負債	流動比率=短期流動性
12.	営業利益所得税比率	所得税/営業利益	所得税率
13.	自己資本比率	株主持分/総資産	企業の資本構成(レバレッジ率)

称性の存在可能性を無視することはできないのでレブ=マンデルカーは、サンプルの平均値と中央値(Median)とを比較して、13の尺度の各々の年次平均の大多数が、合併企業グループについても非合併企業グループについても、中央値に非常に近いことを見とどけている。そしてかれらの測定値が対称性を著しくはづれていないことを確認している。

かくて合併企業グループと非合併企業グループとの間の正味業績差異を次のように定義する。

$$D = \bar{D}_m - \bar{D}_c = (\bar{X}_{2m} - \bar{X}_{1m}) - (\bar{X}_{2c} - \bar{X}_{1c})$$

これは合併企業グループの合併前後の業績差から非合併企業グループの同期間に対する業績差を差し引いたものであるから、合併だけに由来する業績を反映するものと推定されうる。これはまた次式のように、合併後の5年間の合併企業グループと非合併企業グループとの業績差から、合併前の5年間の両グループの業績差を差し引いたものとも解釈されうる<sup>3)</sup>。

$$D = (\bar{X}_{2m} - \bar{X}_{2c}) - (\bar{X}_{1m} - \bar{X}_{1c})$$

13の測定尺度の各々について統計的操作を実施した集計結果は次頁の表10に示される<sup>4)</sup>。

また、 $Z > 2.58$ であれば、0.01有意水準で帰無仮説(すなわち合併がなんらかの影響をも与えないとする仮説)が拒否される。 $Z > 1.96$ であれば、0.05有意水準で帰無仮説が拒否される。 $Z < 1.96$ の場合、帰無仮説は採用される。

表では、各尺度に対し95%の信頼区間が示されている。もしそれが0を含んでいない時は帰無仮説は拒否される。

まず、この表から合併の収益性についてしらべてみるとしよう。表の1から7までの尺度は、合併の収益性に関する指標である。特に、第1の尺度は最も重要な収益性尺度である。けだし、それは株式市場資料に基づいているので、企業の業績期待に対する市場の評価が反映されているからである。この尺度は平均して合併企業が非合併企業を上回っていることを示し

3) Lev and Mandelker, op. cit., p. 91.

4) Lev and Mandelker, op. cit., p. 92.



表 10 レブ=マンデルカーの大型合併企業の業績差異の要約表

尺度	$M_D^*$	$S_D$	$S_{\bar{D}}$	Z	CI†
1.	0.0559	0.3315	0.0399	1.4001	-0.0239 to 0.1357
2.	0.0335	0.2925	0.0352	0.9515	-0.0369 to 0.0143
3.	0.0079	0.0263	0.0032	2.5099	0.0015 to 0.0143
4.	-0.0038	0.1654	0.0199	-0.1930	-0.0436 to 0.0360
5.	-0.0008	0.0744	0.0090	-0.0888	-0.0188 to 0.0172
6.	-0.0014	0.0951	0.0078	-0.1793	-0.0170 to 0.0142
7.	0.1248	1.1745	0.1414	0.8823	-0.1580 to 0.4076
8.	-0.0267	0.0957	0.0115	-2.3147	-0.0497 to -0.0063
9.	-0.0161	0.1017	0.0122	-1.3113	-0.0405 to 0.0083
10.	-0.0118	0.2794	0.0336	-0.3496	-0.0790 to 0.0554
11.	-0.0349	1.4174	0.1706	-0.2042	-0.3761 to 0.3063
12.	0.0083	0.3248	0.0391	0.2128	-0.0699 to 0.0865
13.	-0.0028	0.1318	0.0159	-0.1744	-0.0346 to 0.0290

\*  $M_D$  = 業績差異  $D$  の平均;  $S_D$  = 業績差異の標準偏差;  $S_{\bar{D}}$  = 平均の標準偏差  
 †  $CI = M_D + ZS_{\bar{D}}$  (95%の信頼区間)

ている。すなわち差異平均  $M_D$  は年率（合併超過収益率）で5.6%である。その  $Z$  の値 (1.4001) は、この差異が0.05水準で統計的に有意でないことを示している。しかしレブ=マンデルカーは、これは真の母集団差異がゼロ（又は負）である確率が存在することを示すにすぎないとして5.6%の平均差異を無意味なものと考えない。特に、その95%信頼区間 (-0.0239~0.1357) が適切な型を示しているため、それは5%水準で排除しえない真の差異を示していると考えられる。かくてかれらは次のように結論するのである。「合併の収益性の範囲に関しては相当な不確実性がみられるけれども、それは合併企業の真の超過収益を示すものである」<sup>5)</sup>。

第2の収益性尺度（株価の年変化率）も合併会社の方が3.3%上回っている。しかしその不確実性は第1の尺度以上に大きい。

第3と4の尺度は会計資料に基づく比率である。総資産純利益率は0.01水準でほとんど統

計的に有意である。しかし乍ら、合併会社の平均差異 (0.79%) はかなり小さい。第4の尺度の自己資本利益率（簿価基準）は、通常の技術的意味でも、信頼区間がほとんどゼロに集中している点からも有意ではない。第5の尺度の自己資本利益率（市価基準）は会計資料と市場資料双方に基づくものであり、収益株価率として広く知られているものである。この尺度又はその逆数の株価収益率は、投資分析実務及び財務理論における株価評価モデルにおいて重要な役割を果している指標である。また、それは資本コストとして用いられることもある。ところでレブ=マンデルカーの実証分析資料では、これは合併会社グループと非合併会社グループの間にほとんど差がない。第6番目の尺度も収益性尺度の1つであり、売上高営業利益率といわれている。しかし、この指標も両グループ間に有意な差はみあたらない。

第7番目の一株当り利益（自己資本利益/発行済普通株数）は伝統的な投資論や、投資分析実務では重要な役割を果している。しかしこれ

5) Lev and Mandelker, op. cit., p. 94.

は一定の留保政策がとられている限り必然的に上昇する傾向を示す。したがってこれが収益力の変化を示すとは必ずしもいえない。それ故にこの尺度の解釈には注意が必要である。表では、合併会社の方が12.5%上回っている。しかしその不確定性は非常に高い。

かくて、レブ=マンデルカーはこれらの収益性尺度の分析結果を要約して、次のように結論する。すなわち「市場基準の収益性尺度は合併会社が有利である差異(超過収益)を示している。この差異の範囲は、しかし相当に不確定である」<sup>6)</sup>

危険性の引下げ効果を合併の動機とする見解は、特にコングロマリット合併の場合に有力である。しかしレブ=マンデルカーの会計基準の危険性尺度(13番目の尺度)でも、彼らがこの表とは別に算定した市価基準による組織的危険 $\beta$ の値もともに、合併が特定の方向に影響をもつことを明確には示し得なかった<sup>7)</sup>、と結論する。

ところで、合併企業の成長率について、かれらは、二つの側面を区別する。

③合併直後の成長率(合併前との比較)

⑥合併後の数年における年成長率の変化

前者は合併によって達成されるのは当然である。合併年度(第6年)における69の合併会社の資産の平均増加率(第8尺度)は25.8%である。それに対し、それ以外の10年間の成長率は8ないし9%である(表11の6年目及びその他の年度の尺度8のところをみよ。)他方、非合併企業グループの年平均総資産成長率は7%と9%の間にある。

また、合併年度における売上高成長率及び営

業利益成長率は、それぞれ27%、30.7%である。しかし他の年度のそれは10%以下の成長率にとどまっている。かくて、レブ=マンデルカーは、絶対的な1回限りの成長(an absolute, once-and-for-all growth)が合併の1つの目的となりうることは否定できない、と考える。そしてかかる拡張が通常、経営者の昇進人事の機会を提供し、その社会的地位その他を上げる点を指摘している<sup>8)</sup>。

しかし合併の成長目的に関連した重要な問題は、合併以後の年度において、合併会社の成長率に合併が貢献するか否かという問題である。成長に関するレブ=マンデルカーの3つの指標(第8, 9, 10)はいずれも合併会社の平均年成長率は非合併会社のそれらよりも低いことを示している。すなわち負の $M_D$ を示している。資産成長率の場合、その差異は0.05水準で有意である。そして0.01水準でもほとんど有意である。しかし売上高、営業利益の成長率の差異は統計的には有意ではなかった。

これらの結果から、かれらは「合併は1回限りの資産、売上高、及び営業利益の期待増加を結果的に達成するが、それはしかし合併後の合併会社の成長率に寄与していない<sup>9)</sup>」と結論するのである。

かくて、レブ=マンデルカーはその実証研究結果を総括的に次のように結論する。すなわち「収益性に関しては、合併会社の株主にとっての5カ年の収益は非合併会社の株主にくらべ恐らく上回っている。しかしながらその収益の差異の正確な大きさに関する不確定性は非常に高い。合併結果に関するその他の指標に関して

6) Lew and Mandelker, op. cit., p. 95.

7) Lev and Mandelker, op. cit., pp. 95-96, 98.

8) Lew and Mandelker, op. cit. p. 97, 「注」(28)をみよ。

9) Lev and Mandelker, op. cit., p. 97.

表 11 年度別の総平均と標準偏差 (カッコ内)

尺 度	年										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1: <i>M</i>	1.282 (0.395)	1.255 (0.412)	1.274 (0.368)	1.206 (0.335)	1.240 (0.370)	1.246 (0.465)	1.177 (0.306)	1.161 (0.365)	1.150 (0.327)	1.186 (0.574)	1.193 (0.393)
<i>C</i>	1.225 (0.285)	1.209 (0.318)	1.268 (0.430)	1.181 (0.302)	1.239 (0.407)	1.163 (0.319)	1.202 (0.312)	1.159 (0.378)	1.094 (0.269)	1.130 (0.262)	1.177 (0.418)
2: <i>M</i>	1.208 (0.375)	1.204 (0.362)	1.192 (0.399)	1.149 (0.326)	1.186 (0.365)	1.199 (0.463)	1.131 (0.293)	1.117 (0.346)	1.108 (0.315)	1.148 (0.574)	1.152 (0.382)
<i>C</i>	1.153 (0.274)	1.141 (0.300)	1.202 (0.410)	1.124 (0.292)	1.185 (0.400)	1.118 (0.311)	1.156 (0.301)	1.116 (0.361)	1.054 (0.260)	1.090 (0.257)	1.137 (0.407)
3: <i>M</i>	0.076 (0.037)	0.075 (0.033)	0.070 (0.037)	0.066 (0.030)	0.065 (0.030)	0.066 (0.033)	0.064 (0.031)	0.064 (0.038)	0.064 (0.036)	0.064 (0.044)	0.065 (0.037)
<i>C</i>	0.090 (0.046)	0.086 (0.047)	0.086 (0.044)	0.082 (0.043)	0.078 (0.043)	0.077 (0.041)	0.072 (0.048)	0.072 (0.041)	0.072 (0.037)	0.068 (0.041)	0.068 (0.051)
4: <i>M</i>	0.128 (0.060)	0.127 (0.055)	0.114 (0.059)	0.112 (0.050)	0.110 (0.050)	0.111 (0.052)	0.109 (0.050)	0.109 (0.061)	0.107 (0.061)	0.000 (0.084)	0.112 (0.113)
<i>C</i>	0.159 (0.114)	0.143 (0.081)	0.140 (0.078)	0.131 (0.064)	0.126 (0.068)	0.125 (0.067)	0.117 (0.068)	0.117 (0.064)	0.122 (0.079)	0.114 (0.084)	0.111 (0.097)
5: <i>M</i>	0.122 (0.072)	0.111 (0.058)	0.093 (0.068)	0.088 (0.053)	0.083 (0.039)	0.077 (0.048)	0.070 (0.042)	0.060 (0.134)	0.068 (0.048)	0.063 (0.076)	0.067 (0.049)
<i>C</i>	0.123 (0.065)	0.105 (0.068)	0.098 (0.047)	0.091 (0.041)	0.082 (0.043)	0.084 (0.043)	0.070 (0.037)	0.071 (0.035)	0.077 (0.039)	0.067 (0.040)	0.054 (0.101)
6: <i>M</i>	0.156 (0.105)	0.155 (0.101)	0.146 (0.096)	0.142 (0.091)	0.140 (0.084)	0.135 (0.065)	0.133 (0.065)	0.135 (0.065)	0.135 (0.064)	0.133 (0.063)	0.130 (0.058)
<i>C</i>	0.168 (0.121)	0.169 (0.126)	0.168 (0.125)	0.165 (0.119)	0.157 (0.112)	0.159 (0.109)	0.154 (0.110)	0.159 (0.109)	0.157 (0.110)	0.152 (0.111)	0.152 (0.118)
7: <i>M</i>	1.559 (0.896)	1.676 (0.895)	1.758 (1.212)	1.684 (0.970)	1.785 (0.981)	1.823 (0.972)	1.940 (1.047)	2.057 (1.044)	2.050 (2.302)	1.915 (2.226)	2.098 (1.391)
<i>C</i>	1.838 (1.317)	1.728 (1.182)	1.838 (1.210)	1.824 (1.133)	1.826 (1.215)	1.852 (1.010)	1.845 (1.121)	1.998 (1.368)	2.193 (1.374)	2.002 (1.468)	2.156 (1.436)
8: <i>M</i>	0.103 (0.124)	0.087 (0.118)	0.086 (0.113)	0.093 (0.115)	0.105 (0.138)	0.257 (0.196)	0.094 (0.155)	0.088 (0.099)	0.056 (0.065)	0.062 (0.074)	0.085 (0.118)
<i>C</i>	0.065 (0.111)	0.079 (0.108)	0.062 (0.083)	0.093 (0.126)	0.058 (0.099)	0.083 (0.088)	0.083 (0.117)	0.090 (0.126)	0.077 (0.116)	0.078 (0.087)	0.062 (0.093)
9: <i>M</i>	0.091 (0.142)	0.084 (0.176)	0.082 (0.188)	0.093 (0.147)	0.075 (0.174)	0.274 (0.234)	0.082 (0.152)	0.101 (0.118)	0.059 (0.103)	0.083 (0.105)	0.067 (0.118)
<i>C</i>	0.065 (0.194)	0.051 (0.158)	0.067 (0.150)	0.060 (0.126)	0.043 (0.123)	0.078 (0.146)	0.064 (0.135)	0.065 (0.133)	0.092 (0.142)	0.046 (0.121)	0.061 (0.100)
10: <i>M</i>	0.092 (0.355)	0.057 (0.393)	0.055 (0.424)	0.103 (0.322)	0.065 (0.351)	0.307 (0.321)	0.050 (0.244)	0.139 (0.229)	0.057 (0.217)	0.057 (0.197)	0.067 (0.230)
<i>C</i>	-0.042 (0.697)	0.074 (0.428)	0.025 (0.330)	0.057 (0.257)	0.028 (0.289)	0.089 (0.332)	0.030 (0.306)	0.052 (0.427)	0.133 (0.401)	-0.058 (0.541)	0.064 (0.403)
11: <i>M</i>	3.098 (1.161)	3.163 (1.123)	3.101 (0.983)	2.974 (0.962)	3.018 (0.821)	3.066 (0.940)	3.044 (0.983)	2.963 (0.861)	2.998 (0.912)	3.025 (0.823)	2.960 (0.813)
<i>C</i>	3.091 (1.581)	3.079 (1.455)	3.023 (1.408)	3.078 (1.488)	3.107 (1.437)	2.964 (1.162)	3.068 (1.360)	3.053 (1.311)	2.987 (1.153)	3.143 (1.609)	3.001 (1.044)
12: <i>M</i>	0.386 (0.126)	0.380 (0.124)	0.415 (0.331)	0.384 (0.116)	0.362 (0.129)	0.357 (0.114)	0.332 (0.124)	0.336 (0.102)	0.340 (0.181)	0.310 (0.118)	0.319 (0.120)
<i>C</i>	0.374 (0.229)	0.399 (0.119)	0.388 (0.119)	0.379 (0.130)	0.382 (0.154)	0.358 (0.126)	0.476 (0.143)	0.304 (0.315)	0.336 (0.120)	0.216 (0.602)	0.286 (0.236)
13: <i>M</i>	0.643 (0.104)	0.646 (0.109)	0.640 (0.118)	0.634 (0.119)	0.268 (0.126)	0.638 (0.117)	0.624 (0.130)	0.619 (0.133)	0.615 (0.140)	0.613 (0.150)	0.613 (0.140)
<i>C</i>	0.654 (0.127)	0.659 (0.125)	0.665 (0.124)	0.665 (0.129)	0.666 (0.130)	0.661 (0.127)	0.662 (0.131)	0.643 (0.142)	0.639 (0.138)	0.639 (0.141)	0.638 (0.131)

M=合併会社グループ C=非合併会社グループ

は、統計結果は負である。われわれのサンプルの範囲内では、合併が合併会社の危険性、合併後の成長率、資本構成、所得税比率、流動性に及ぼす影響については明確な方向性を指摘することはできない。」<sup>10)</sup>

レブ=マンデルカーの実証研究は、合併の長期的効果を主に明らかにしようとするものであり、その結論として合併の株主理論を支持する見解に到達している。その点で、シカゴ大学グループの前2つの研究とともにいくつかの共通する特質をもつことが注意されなければならない。すなわち第1に、これら3つの研究は、いずれも1960年代後半のコングロマリット合併の最盛期を含んでいない点が注意を要する。したがってまた、これら3つの研究はコングロマリット合併を特に意識した研究ではない。

第2に、これら3つの研究は、なんらかの形で資本資産評価モデルを実証分析のために援用している。それは本論稿でとりあげた他の2つの実証分析にも妥当する。

第3に、これらの実証分析がいずれも合併の株主理論を支持する結論に達している点が特に目だつ。

## (7) む す び

本稿は、新古典派の合併理論ないし株主の富極大化仮説を支持する実証研究の主要なものをとりあげ、その分析方法、対象期間、サンプル特性、及び分析結果を検討してきた。そして、われわれは、カマーシェンの批判が必ずしもあてはまらないことを明らかにしてきた。

しかし、これら合併の新古典派理論を支持する実証結果に劣らず、あるいはそれ以上に、それを否定する実証分析も数多くある。本稿では、それらに全く触れる余裕も意図もなかった。しかしかかる観点からの批判とは別に株主の富極大化仮説支持説に対する若干の批判点は、それぞれの実証研究を検討する際に言及してきた。

われわれは合併動機としての株主の富極大化仮説を批判し、合併の経営者効用極大化仮説を主張する実証分析結果を次の段階として検討する必要がある。もちろん、それは別の機会にゆだねるほかない。しかし経営者効用極大化仮説ないし成長極大化仮説が、排他的な唯一の合併動機として妥当すると考えるには、合併現象はあまりにも多彩にして複雑多様である。われわれは合併が多面的な動機の複合過程として実施されている現実を全体的に把握し分析する理論的・実証的枠組みを構築することが急務であることを痛感する次第である。

10) Lev and Mandelker, op. cit., p. 102.