

## ⇒ 論 説 ⇐

## イベント・スタディにおけるクラスタリング効果の影響

齋 藤 達 弘

イベント・スタディにおけるクラスタリング効果とは、同じ産業に所属するサンプルを用いて、イベントとウィンドウを共通に設定するイベント・スタディで発生する問題である。この論文は、2003年11月29日に一時国有化された足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響を分析対象にして、イベント・スタディにおけるクラスタリング効果の影響を検証している。そして、クラスタリング効果の影響は大きく、その影響を考慮しないとき、アブノーマル・リターンに関する帰無仮説が棄却されるバイアスがあることを確認している。

## 1. はじめに

この論文の目的はイベント・スタディにおけるクラスタリング効果の影響について検証することにある。イベント・スタディにおけるクラスタリング効果とは、同じ産業に所属するサンプルを用いて、イベントとウィンドウを共通に設定するイベント・スタディで発生する問題である。これは、イベントが密集しているという意味でイベント・クラスタリング効果 (event clustering effect) とよばれている (以下、クラスタリング効果とよぶ)。原因はアブノーマル・リターンの相関関係 (cross-sectional dependence) にある。その相関関係を考慮しないとき、アブノーマル・リターンについての帰無仮説が棄却されるバイアスを持つという影響がある。<sup>1</sup>

この論文では、イベント・スタディにおけるクラスタリング効果の影響を検証するために、2003年11月29日に一時国有化された足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響をイベント・スタディする。足利銀行の一時国有化というイベントが同じ産業に所属する地方銀行に与える影響を検証するイベント・スタディは、クラスタリング効果の影響を検証する設定に適している。この論文は、クラスタリング効果の影響は大きく、その影響を考慮しないとき、アブノーマル・リターンについての帰無仮説が棄却されるバイアスがあることを確認している。

この論文の構成はつぎのようである。第2節では分析方法を、第3節では検証仮説と検定統計量を解説する。第4節では分析結果を報告し、第5節ではまとめをする。

<sup>1</sup> イベント・スタディについては、Henderson (1990), Binder (1998), MacKinlay (1997) などを、アブノーマル・リターンの相関関係が引き起こす問題については、Bernard (1987) を参照されたい。



となる。(4) 式の推定には、回帰方程式をそれぞれに推定する方法（最小 2 乗法）と、回帰方程式を一つのシステムとみなして推定する方法（一般化最小 2 乗法）がある。ここでは回帰方程式の説明変数が同じであることから、いずれの方法を採用しても推定される係数とその標準誤差は同じになる (Wooldridge (2002, Theorem 7.6))。

(4) 式の推定に後者の方法（一般化最小 2 乗法）を採用するメリットは、誤差項が互いに相関している可能性を考慮できること、回帰方程式間の係数に関する制約を検定できることにある。これは、Zellner (1962) の見かけ上無相関な回帰方程式システム (Seemingly Unrelated Regression: SUR) であり、回帰方程式の説明変数が同じという特殊ケースとして、多変量回帰モデル (Multivariate Regression Model: MVRM) とよばれている枠組みである (Theil (1971))。見かけ上無相関な回帰方程式システムは、

- それぞれの回帰方程式の誤差項は独立に、かつ同一の分布に従っている、
- 誤差項の分散は方程式ごとに異なる、
- 回帰方程式間の誤差項について、同時点の誤差項の共分散はゼロではないが、異時点の誤差項の共分散はゼロである、

という仮定のもとで推定される。

JGLS 法は、Schipper and Thompson (1983) や Binder (1985a, 1985b) などが入り入れはじめ、最近では、Brewer et al. (2003a, 2003b) や Spiegel and Yamori (2004) が採用している。<sup>2</sup>

## 2.2. ウィンドウ

政府が、あしぎんフィナンシャルグループの中核である足利銀行の経営破綻を認定し、足利銀行を一時国有化することを決めた 2003 年 11 月 29 日は土曜日で、株式市場は休場だった。足利銀行が一時国有化されるというニュースは、翌 11 月 30 日、日曜日の朝刊において一斉に報じられ、週明け 12 月 1 日、月曜日が足利銀行の経営破綻を受けた最初の取引日となった。

そこで、12 月 1 日を Day 0 として、その前後 5 取引日（11 月 21 日から 12 月 8 日までの 11 日間）をイベント・ウィンドウに設定する。そして、マーケット・モデルを用いてアブノーマル・リターンを測定するためのエスティメーション・ウィンドウは、Day 0 を基準にして、Day -115（2003 年 6 月 13 日）から Day -16（2003 年 11 月 6 日）までの 100 日間に設定する。図 1 に、エスティメーション・ウィンドウの初日からイベント・ウィンドウの終日までのあしぎんフィナンシャルグループの株価推移を示している。

<sup>2</sup> Malatesta (1986) と McDonald (1987) は、JGLS 法は必ずしもすぐれた分析手法ではないと主張している。その主張に対して、Ingram and Ingram (1993) は、いずれの研究もクロス・セクショナルな相関係数を報告していないこと、同じ産業のサンプルに対する同じイベントという典型的なクラスタリングを設定していないことを指摘している。

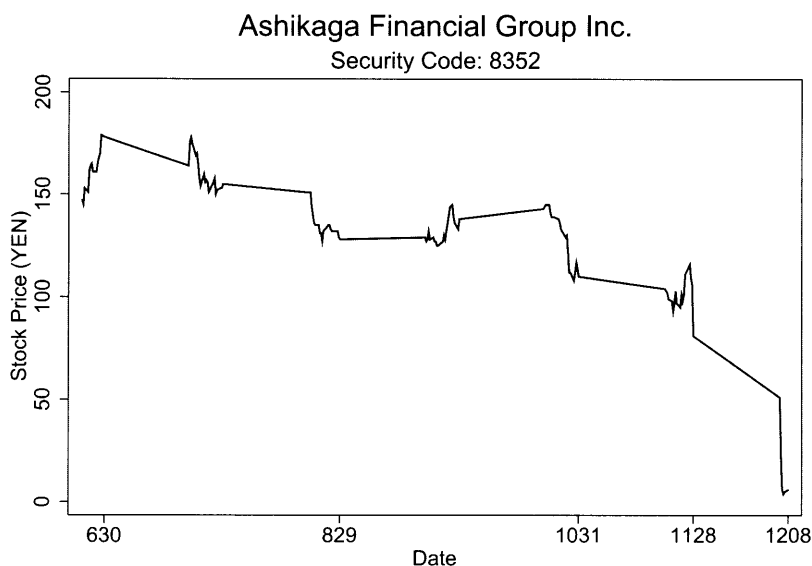


図1 あしぎんフィナンシャルグループの株価推移

期間は、エスティメーション・ウィンドウの初日（2003年6月13日）から、イベント・ウィンドウの終日（2003年12月8日）までを取っている。

### 2.3. サンプル

サンプルは、Day 0 において東京証券取引所第1部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）で、エスティメーション・ウィンドウとイベント・ウィンドウにおいて継続して取引が行われている70行である。市場インデクスは、地方銀行だけを分析対象としていることから、東証業種別株価指数（銀行業）を採用する。

## 3. 検定仮説と検定統計量

### 3.1. 検定仮説

これまでの研究が採用してきた検証仮説を二つ取り上げる。一つは、サンプルの平均アブノーマル・リターンはゼロであるという仮説である。この仮説は

$$\frac{1}{N} \sum_i \gamma_{it} = 0 \quad (\text{仮説 1})$$

と表される。これを仮説 1 とよぶ。もう一つは、すべてのサンプルのアブノーマル・リターンはゼロであるという仮説である。この仮説は

$$\gamma_{i\tau} = 0 \quad \forall i \tag{仮説 2}$$

と表される。これを仮説 2 とよぶ。なお、この論文ではイベント日ごとに仮説検証する。

### 3.2. 検定統計量

#### (1) 仮説 1 を検証するための検定統計量

マーケット・モデルから得られるアブノーマル・リターンの検定統計量として、標準化されたクロス・セクショナル法 (standardized cross-sectional method: SCS 法) に注目する。標準化されたクロス・セクショナル法は、Boehmer et al. (1991) が、Patell (1976) による標準化された残差法と Charest (1978) によるクロス・セクショナル・アプローチとを組み合わせることで提案した方法である。Boehmer et al. (1991) は、標準化されたクロス・セクショナル法はイベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散の変化を考慮した方法であるが、シミュレーションの結果、イベント・クラスタリング効果からも本質的な影響を受けないと報告している。

イベント日における証券  $i$  の標準化されたアブノーマル・リターン  $SAR_{i\tau}$  は

$$SAR_{i\tau} = \frac{AR_{i\tau}}{\hat{s}_i \sqrt{1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{m\tau} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}}} \tag{5}$$

と与えられる。ここで、 $AR_{i\tau}$  はイベント日における証券  $i$  のアブノーマル・リターンを、 $\hat{s}_i$  はエスティメーション・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの標準誤差を、 $T_i$  は証券  $i$  のエスティメーション・ウィンドウの日数を、 $R_{m\tau}$  はイベント日における市場インデクス  $m$  のリターンを、 $\bar{R}_m$  はエスティメーション・ウィンドウにおける市場インデクス  $m$  の平均リターンを表している。

検定統計量は、イベント日における証券  $i$  の標準化されたアブノーマル・リターンを用いて、

$$z = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SAR_{i\tau}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left( SAR_{i\tau} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SAR_{i\tau} \right)^2}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \tag{6}$$

と与えられる。ここで  $N$  はサンプル数を表している。

Binder (1998) は、イベントが引き起こす不均一分散の問題に対するもっとも簡単な解決方法として、標準化されたクロス・セクショナル法をあげている。最近では、Shin et al. (2003) がこの方法を採用している。

## (2) 仮説 2 を検証するための検定統計量

一般的な統計パッケージ・ソフト (canned package とよばれている TSP や Stata など) を用いて仮説 2 を検定するとき、主として Wald 検定や尤度比 (Likelihood Ratio: LM) 検定が用いられる。これらの検定は大標本に基づく漸近的なもので、検定統計量の正確な分布を得るには、帰無仮説が正しく、かつ標本数が十分に大きいという条件が満たされていなければならない。

Binder (1998) は、MVRM において、回帰方程式システムに含まれる方程式の数とそれぞれの回帰方程式の自由度との比が大きくなるほど誤差項の分散共分散行列の逆行列の推定にバイアスが生じるため、これらの漸近的な検定のパフォーマンスが悪化することを報告している。そこで、Binder (1985a, 1985b) は分布の正確な近似が知られている Rao (1973) の  $F$  検定を提案している。また、Hughes and Ricks (1984) も、回帰方程式システムに含まれる回帰方程式の数が 30 本の枠組みで Wald 検定と Rao の  $F$  検定を比較し、アブノーマル・リターンの中に正の相関関係があるとき、Wald 検定には帰無仮説を棄却するバイアスがあることを指摘し、Rao の  $F$  検定の利用を推奨している。

Rao の  $F$  検定統計量は

$$\frac{1 - \Lambda^{1/s}}{\Lambda^{1/s}} \frac{ms - 2r}{Nq} \sim F(Nq, ms - 2r)$$

と与えられる。ここで  $\Lambda$  は Wilks の  $\Lambda$  統計量で、誤差項の分散共分散行列を  $\Sigma$ 、制約が課された  $\Sigma$  の最尤推定量を  $\hat{\Sigma}_{ur}$ 、制約が課されない (帰無仮説のもとでの)  $\Sigma$  の最尤推定量を  $\hat{\Sigma}_r$  とするとき、

$$\Lambda = \frac{|\hat{\Sigma}_{ur}|}{|\hat{\Sigma}_r|}$$

であり、回帰方程式システムに含まれる方程式の数を  $N$ 、回帰方程式ごとの制約の数を  $q$ 、回帰方程式ごとに推定するパラメータの数を  $K$  とするとき、

$$s = \left( \frac{N^2 q^2 - 4}{N^2 + q^2 - 5} \right)^{1/2},$$

$$m = (T - K + q) - \frac{N + q + 1}{2},$$

$$r = \frac{Nq - 2}{4}$$

である。Rao の  $F$  検定統計量は、 $N$  または  $q$  が 2 以下のとき、正確に  $F$  分布に従うことが知られている。この論文は  $q = 1$  について仮説検定をすることから、Rao の  $F$  検定統計量は正確に  $F(70, 39)$  分布に従っている。

## 4. 分析結果

### 4.1. 仮説1の検証結果

平均アブノーマル・リターンについての帰無仮説の検定結果を表1に報告している。

表1の2番目のコラムはマーケット・モデルを用いて測定した平均アブノーマル・リターンを、3番目のコラムはSCS法による平均アブノーマル・リターンがゼロであるという帰無仮説の検定結果を示している。平均アブノーマル・リターンは11日のうち7日が統計的に有意である。4番目のコラムは符号検定の結果を示している。SCS法による検定結果と相違はあるものの、 $p \leq 0.10$ で見ると、同じく11日のうち7日が統計的に有意である。<sup>3</sup>

表1の5番目と6番目のコラムは、すべてのサンプルをプールして最小2乗法（OLS法）により推定したときの係数  $\gamma_{it}$  についての帰無仮説の検定結果を、7番目と8番目のコラムは、(4)式をJGLS法により推定したときの  $\sum_i \gamma_{it}$  についての帰無仮説の検定結果を示している。

平均アブノーマル・リターンについて、OLS法とJGLS法は同じであり、それらは2番目のコラムに示しているマーケット・モデルの平均アブノーマル・リターンとほぼ同じであることが確認できる。

OLS法による平均アブノーマル・リターンの検定結果をSCS法や符号検定の検定結果と比べると、Day 0における検定結果に違いがあるもののほぼ同じである。ところが、JGLS法による平均アブノーマル・リターンの検定結果はまったく違っている。平均アブノーマル・リターンがゼロであるという帰無仮説を棄却できているのはDay -4だけである。この違いはJGLS法による検定が回帰方程式間の誤差項の同時点における相関を考慮している点にある。回帰方程式間の誤差項の同時点における相関関係について、Breuch and Pagan (1980)の独立性検定の結果、帰無仮説は棄却されている。

OLS法とJGLS法の比較検証の結果はIngram and Ingram (1993)と整合的である。SCS法、符号検定、そしてOLS法は回帰方程式間の誤差項の同時点における相関を考慮していないことから、帰無仮説を棄却する結果を生み出している。

最後の二つのコラムは、すべてのサンプルから等金額ポートフォリオを作り、1本の回帰方程式

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{mt} + \gamma_{p\tau} D_\tau + \epsilon_{pt} \quad (7)$$

をOLS法により推定したときの係数  $\gamma_{p\tau}$  についての帰無仮説の検定結果である。統計的に有意な係数が得られているのは、JGLS法と同じく、Day -4だけである。これは、等金額ポートフォリオを作ることで、サンプル間に存在する相関関係の影響がなくなったことによる。

<sup>3</sup> SCS法も符号検定も、Day 0の平均アブノーマル・リターンは統計的に有意にゼロであるという帰無仮説を受容している。Day 0は、アブノーマル・リターンがプラスのサンプル数とマイナスのサンプル数が拮抗している状況になっている。

表1 仮説1の検証: 平均アブノーマル・リターンの検定

仮説1は、サンプルの平均アブノーマル・リターンはゼロであるという帰無仮説である。サンプルは東京証券取引所第1部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）70行である。AARsは1日平均アブノーマル・リターンを、ARはサンプルの等金額ポートフォリオのアブノーマル・リターンを表している。また、\*\*\*, \*\*, \*は、AARsまたはARがそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示している。

JGLS法について、残差の相関係数は、平均値0.25、中央値0.25、最大値0.75、最小値-0.25であり、Breusch-Paganの独立性検定の結果は $\chi^2(2415) = 24470.79$  ( $p = 0.00$ )である。

Day	SCS法		符号検定	OLS法		JGLS法		OLS法: $\gamma_p = 0$	
	AARs	z-value	p-value	AARs	F(1, 8457)	AARs	F(1, 8457)	AR	t-value
-5	-0.10	-0.57	0.04	-0.06	0.08	-0.06	0.01	-0.06	-0.07
-4	1.26	6.64***	0.00	1.34	42.44***	1.34	2.95*	1.34	1.62*
-3	-0.43	-1.97**	0.04	-0.39	3.64*	-0.39	0.25	-0.39	-0.47
-2	-1.13	-5.84***	0.00	-1.07	26.91***	-1.07	1.87	-1.06	-1.29
-1	-0.42	-2.14**	0.12	-0.46	4.99**	-0.46	0.35	-0.46	-0.56
0	-0.69	-1.40	0.91	-0.69	10.87***	-0.69	0.76	-0.69	-0.82
+1	1.13	5.24***	0.00	1.13	30.55***	1.13	2.12	1.13	1.38
+2	-0.47	-2.65***	0.07	-0.50	5.99***	-0.50	0.42	-0.50	-0.61
+3	0.13	1.26	0.02	0.13	0.40	0.13	0.03	0.13	0.16
+4	0.01	0.04	0.40	-0.03	0.02	-0.03	0.00	-0.03	-0.03
+5	0.58	2.96***	0.00	0.51	6.16**	0.51	0.43	0.51	-1.26



SCS法は、シミュレーションの結果、イベント・クラスタリング効果から本質的な影響を受けないと、Boehmer et al. (1991) は報告している。しかし、この分析結果は、SCS法は平均アブノーマル・リターンの検定において、クラスタリング効果の影響を受けていることを明らかにしている。等金額ポートフォリオはクラスタリング効果の影響を受けない、平均アブノーマル・リターンの検定方法であるが、個々のサンプルのアブノーマル・リターンに関する情報も得ることができるという点で、JGLS法がすぐれていると言えよう。

#### 4.2. 仮説2の検証結果

アブノーマル・リターンについての帰無仮説の検定結果を表2に報告している。

表2の2番目と3番目のコラムにWald検定、4番目と5番目のコラムにLR検定の結果を示している。いずれの検定結果も、すべてのアブノーマル・リターンがゼロに等しいという帰無仮説を棄却している。

Binder (1985b) は、Wald検定はシステムに含まれる回帰方程式の数が多くなるほど、帰無仮説が棄却される頻度が多くなると指摘している。また、Hughes and Ricks (1984) は、アブノーマル・リターンの間に正の相関関係があるとき、Wald検定には帰無仮説を棄却するバイアスがあると報告している。<sup>4</sup>

表2の最後の二つのコラムはRaoのF検定の結果を示している。いくつかのイベント日について、帰無仮説が受容されている。Wald検定やLR検定は漸近的に $\chi^2$ 分布に基づいている一方で、RaoのF検定は、ここではそれぞれの回帰方程式に課される制約の数が一つであるから、正確にF分布に基づいている。その違いが検定結果に表れている。

ここまでの分析結果は、Binder (1985a, 1985b) と整合的であり、Schipper and Thompson (1985) が主張するように、統計的推測は検定統計量の正確な分布に基づくべきであることを確認している。

### 5. まとめ

この論文の目的はイベント・スタディにおけるクラスタリング効果の影響について検証することであった。イベント・スタディにおけるクラスタリング効果とは、同じ産業に所属するサンプルについて、イベントとウィンドウを共通に設定するイベント・スタディで発生する問題である。原因はアブノーマル・リターンの相関関係にある。

<sup>4</sup> Schipper and Thompson (1983) は、時系列の観察値の数  $T$  とシステムに含まれる回帰方程式の数  $N$  の間に、 $2 \times (N + 1) < T$  が満たされていることが望ましいと指摘している。分散共分散行列の逆行列は inverted Wishart 分布に従うのだが、 $2 \times (N + 1) < T$  が満たされていないとき、望ましくない性質を持っているからというのがその理由である。そこで、この関係式が満たされるように、ここでは  $T = 121$  であるから、サンプルを証券コードで2分割して、 $N = 35$  として、アブノーマル・リターンのWald検定を行った。検定結果はいくつかのイベント日において帰無仮説が受容されている。さらにサンプルを証券コードで7分割して、 $N = 10$  として、アブノーマル・リターンのWald検定を行った。推定結果は半数以上のイベント日において帰無仮説が受容されている。

表2 仮説2の検証: アブノーマル・リターンの検定

仮説2は、すべてのサンプルのアブノーマル・リターンはゼロであるという帰無仮説である。サンプルは東京証券取引所第1部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）70行である。

Day	Wald 検定		LR 検定		Rao の $F$ 検定	
	$\chi^2(70)$	$p$ -value	$\chi^2(70)$	$p$ -value	$F(70, 39)$	$p$ -value
-5	172.70	0.00	115.57	0.00	0.67	0.89
-4	419.60	0.00	191.93	0.00	2.16	0.01
-3	466.59	0.00	202.26	0.00	2.41	0.00
-2	386.15	0.00	184.00	0.00	1.99	0.01
-1	194.54	0.00	124.64	0.00	1.00	0.51
0	1537.11	0.00	329.54	0.00	7.92	0.00
+1	454.80	0.00	199.75	0.00	2.35	0.00
+2	313.17	0.00	164.67	0.00	1.62	0.05
+3	276.34	0.00	153.60	0.00	1.43	0.12
+4	281.26	0.00	155.14	0.00	1.45	0.10
+5	312.30	0.00	164.42	0.00	1.61	0.05

この論文では、イベント・スタディにおけるクラスタリング効果の影響を検証するために、2003年11月29日に一時国有化された足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響をイベント・スタディした。そして、クラスタリング効果の影響は大きく、その影響を考慮しないとき、アブノーマル・リターンについての帰無仮説が棄却されるバイアスを持つことを確認した。

## 参考文献

- Bernard, Victor L., 1987, Cross-sectional dependence and problems in inference in market-based accounting research, *Journal of Accounting Research* 25, 1-48.
- Binder, John J., 1985a, Measuring the effects of regulation with stock price data, *Rand Journal of Economics* 16, 167-183.
- Binder, John J., 1985b, On the use of the multivariate regression model in event studies, *Journal of Accounting Research* 23, 370-383.
- Binder, John J., 1998, The event study methodology since 1969, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11, 111-137.
- Boehmer, Ekkehart, Jim Musumeci, and Annette B. Poulsen, 1991, Event-study methodology under conditions of event-induced variance, *Journal of Financial Economics* 30, 253-272.
- Breusch, Trevor S., and Adrian R. Pagan, 1980, The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies* 47, 239-254.
- Brewer III, Elijah, Hesna Genay, William Curt Hunter, and George G. Kaufman, 2003a, Does the Japanese stock market price bank risk? Evidence from financial firm failures, *Journal of Money, Credit, and Banking* 35, 507-544.
- Brewer III, Elijah, Hesna Genay, William Curt Hunter, and George G. Kaufman, 2003b, The value of banking relationships during a financial crisis: Evidence from failures of Japanese banks, *Journal of the Japanese and International Economies* 17, 233-262.
- Charest, Guy, 1978, Dividend information, stock returns, and market efficiency - II, *Journal of Financial Economics* 6, 297-330.
- Henderson, Glenn V., Jr., 1990, Problems and solutions in conducting event studies, *Journal of Risk and Insurance* 57, 282-306.
- Hughes, John S., and William E. Ricks, 1984, Accounting for retail land sales: Analysis of a mandated change, *Journal of Accounting and Economics* 6, 101-132.
- Ingram, Marcus A., and Virginia C. Ingram, 1993, Consistent estimation of residual variance in regulatory event studies, *Journal of Financial Research* 16, 151-160.
- MacKinlay, A. Craig, 1997, Event studies in economics and finance, *Journal of Economic Literature* 35, 13-39.
- Malatesta, Paul H., 1986, Measuring abnormal performance: The event parameter approach using joint generalized least squares, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21, 27-38.
- McDonald, Bill, 1987, Event studies and systems methods: Some additional evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 495-504.
- Patell, James M., 1976, Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical tests, *Journal of Accounting Research* 14, 246-276.

- Rao, Calyampudi Radhakrishna, 1973, *Linear Statistical Inference and Its Applications*, 2nd ed., (John Wiley & Sons: New York, NY).
- Schipper, Katherine, and Rex Thompson, 1983, The impact of merger-related regulations on the shareholders of acquiring firms, *Journal of Accounting Research* 21, 184–221.
- Schipper, Katherine, and Rex Thompson, 1985, The impact of merger-related regulations using exact distributions of test statistics, *Journal of Accounting Research* 23, 408–415.
- Shin, G. Hwan, Donald R. Fraser, and James W. Kolari, 2003, How does banking industry consolidation affect bank-firm relationships? Evidence from a large Japanese bank merger, *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 285–304.
- Spiegel, Mark M., and Nobuyoshi Yamori, 2004, The evolution of bank resolution policies in Japan: Evidence from market equity values, *Journal of Financial Research* 27, 115–132.
- Theil, Henri, 1971, *Principles of Econometrics* (John Wiley & Sons: New York, NY).
- Wooldridge, Jeffrey M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (MIT Press: Cambridge, MA).
- Zellner, Arnold, 1962, An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias, *Journal of the American Statistical Association* 57, 348–368.