

株価と株価指数先物の価格における非対称的な ボラティリティ

——韓国 の KOSPI200 株価指数先物 の場合——

姜 喜 永

I はじめに

株式市場において収益率のボラティリティ (volatility) を正確に予測することは、CAPM (Capital Asset Pricing Model), OPM (Option Pricing Model), およびオプションと先物を利用したヘッジ戦略 (Hedging Strategy) 等においてもっとも重要な部分である。それゆえ、株式収益率のボラティリティについてはこれまで多くの研究が行われ、株式収益率のボラティリティはARCH類のモデルによってその特性がよく説明できるということが確認された。また、株価のボラティリティにおいては非対称的な情報効果が存在していることも知られている。

Engle (1982) によるARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルは、ボラティリティが時間とともに変動する (time varying) 特性と、またボラティリティが持続する (volatility clustering) 特性を定式化したものである。しかし、ARCHモデルは長いラグを必要とすることからその儉約なモデルとして、Bollerslev (1986) によってGARCH (General ARCH) モデルへ一般化された。また、GARCHモデルは非対称的な情報効果が考慮されていないことから、GARCHモデルを拡張したものとしてGlosten, Jagannathan and Runkle (1993) によるGJR-GARCHモデル、Nelson (1991) によるEGARCH (Exponential GARCH) モデル等が提示されている。

本研究の目的は、韓国 の KOSPI200 株価指数とその先物の収益率のボラティリティがGARCHモデルとGJR-GARCHモデルによって適切に説明されるか、また両モデルによる推定結果を比較分析することから、GJR-GARCHモデルによる推定がボラティリティの非対称的な情報効果を緩和できるか¹⁾、について確認することである。また、アジア金融危機とサブプライム・ローン危機のように株価の変動が激しかった期間においても、両モデルの適合性が維持されているかを確認することももう一つの目的である。具体的には、KOSPI200先物が導入された1996年5月3日から2010年12月末までの期間と、アジア金融危機とサブプライム・ローン危機の期間を対象に、両モデルによるボラティリティの推定と標準化された残差の正規性を調べることである。

II ボラティリティの非対称性と推定モデル

2.1 株価のボラティリティにおける非対称性

株価と収益率のボラティリティ (volatility) においては、非対称的な情報効果が存在すること

が知られている。すなわち、同じ大きさの株価の上昇と下落において、株価の下落が株価の上昇より、その収益率におけるボラティリティが大きくなるということである。そのような非対称的な情報効果を説明する要因として、レバレッジ効果 (leverage effect)、ボラティリティ・フィードバック効果 (volatility feedback effect)、および株式市場における情報の非効率性等が主張されている。

まずレバレッジ効果とは、伝統的な経営財務論で提示されているように、企業の負債比率の増加が自己資本の収益率を拡大させる効果をもつということである。Black (1976) は、このレバレッジ効果の概念を用いて、株価の下落・上昇によって企業の負債比率が増加・減少することから企業のレバレッジ比率が変化し、そのレバレッジ比率が将来のボラティリティに異なる影響を及ぼすことになると説明した。このレバレッジ効果は、Christie (1982)、Schwert (1989)、Cheung and Ng (1992) 等の実証研究において支持されている。

しかし、レバレッジ効果は非対称的なボラティリティを説明する一つの要因であって、それを十分に説明できるものではないことから、ボラティリティ・フィードバック効果が提示された。ボラティリティ・フィードバック効果は、ボラティリティと期待収益率との間に負の相関関係があることから、有利な情報 (good news) に対してはリスク増大による価格下落が反対に働いて収益率の上昇が緩和され、不利な情報 (bad news) に対してはリスク増大による価格下落が付加されて収益率の下落が拡大されるということである。ボラティリティ・フィードバック効果についての実証研究は、French, Schwert, and Stambaugh (1987)、Campbell and Hentschel (1992) 等の研究がある。

非対称的なボラティリティに関するレバレッジ効果とボラティリティ・フィードバック効果は、両方とも効率的市場を前提とするものであるが、株式市場における情報の非効率性も非対称的なボラティリティを発生させる要因となる。すなわち、投資家達が情報に基づいてではなく、ノイズ (noise) に基づいて取引を行うことから、株式市場において非対称的なボラティリティが発生するということである。そういう投資家達は、株式市場において株価が上がった株を買入れ株価が下がった株を売却することから、Shiller (1984) は「positive feedback traders」と呼び、また情報に対して過剰反応して非合理的な取引をすることから Black (1986) は「noise traders」と呼んでいる。そのような投資家達が利用する情報の非対称性が株価において非対称的なボラティリティを発生させるということである。

情報の非効率性によって発生する非対称的なボラティリティは、先物取引を導入することによって解消することができる。Merton (1995) は、新しい金融商品の導入や規制の緩和等は市場の効率性を高めると同時に、株式市場における非対称的なボラティリティを解消できると言い、株価指数先物取引の導入前後の株式市場における非対称的なボラティリティの変化を比較して、非対称的なボラティリティの主要な要因を情報の非効率性の側面から説明した。また、Antonjau, Holmes and Priestley (1998) は、ドイツ、日本、スペイン、スイス、イギリス、アメリカの株式市場を対象に株価指数先物取引の導入後の非対称的なボラティリティの変化を分析した結果、スペイン以外のすべての国において株価指数先物取引の導入後に非対称的なボラティリ

ティが緩和されていた。そういう結果から彼らは、非対称的なボラティリティを説明する伝統的なレバレッジ効果を否定し、市場における情報の非効率性が非対称的なボラティリティの原因であると結論付けている。

2.2 ボラティリティの推定モデル

株価指数先物取引の導入が非対称的なボラティリティを緩和させることができるとすると、ボラティリティを推定するモデルにおいて、非対称的な情報効果を考慮したモデルと考慮していないモデルから推定されるヘッジ成果には差がないはずである。例えば、非対称的なボラティリティが考慮されていないGARCHからの推定より、非対称的な情報効果を取り入れたモデルとしてのGJR-GARCHモデルから推定されるヘッジ成果が優れたものになるはずがないのである。

GARCHモデルは、Engle(1982)によるARCHモデルを一般化したものとして、Bollerslev(1986)によって以下のように定式化された。

$$y_t = \mu + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = z_t h_t \quad z_t \sim N(0, 1) \quad (2)$$

$$\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \quad (3)$$

$$h_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j h_{t-j}^2 \quad (4)$$

ただし、 $\Psi_{t-1} : t-1$ 時点までのすべての情報の集合

$$a_0 > 0, a_q > 0, b_p > 0$$

上記のGARCH(p, q)モデルは、 Ψ_{t-1} は $t-1$ 時点までのあらゆる情報の集合であるので、(4)式で見られるように、過去の情報に基づいた条件付分散 h_t^2 が、ラグ付きの誤差項の2乗とラグ付きの条件付分散によって説明されるという、自己回帰の条件付異分散モデルである。また(4)式において、誤差の条件付分散は常に正でなければならないので、すべての係数は非負であることが要求される。

GARCHモデルは、長いラグをもつARCHモデルを儉約なモデルとして一般化したものであるので、少ないパラメータをもつGARCH(1, 1)モデルでも、金融時系列においてボラティリティが持続する特性をよくモデル化できるものでなる。また、これまでの金融時系列の分析において発見された裾が厚くて尖度の高い分布をもつ変数の時系列は、GARCH(1, 1)モデルによってよく特定化できるということが知られている。したがって、一般に金融時系列の実証分析においては、以下のようなGARCH(1, 1)モデルが用いられて来た。

$$h_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1}^2 \quad (5)$$

ところが、GARCHモデルは非対称的な情報効果が考慮されていないという問題を抱えている。上記の(4)式における非負の制約条件によって、GARCHプロセスにおいては、条件付分散がショックの符号に関係なく常に正となるので、条件付分散に与える影響は対称的なものであ

る。また、ショックの大きさのみでボラティリティが決まることを意味している。すなわち、誤差を2乗することによって符号が失われているのである。

しかし、株価と収益率のボラティリティに関する多くの実証研究において、非対称的な情報効果が存在することが発見されている。すなわち、同じ大きさの株価の上昇と下落において、株価の下落が株価の上昇よりその収益率におけるボラティリティが大きくなることが発見されているのである。したがって、GARCHモデルは負のショックによるボラティリティを過小評価し、正のショックによるボラティリティは過大評価することになる。

GARCHモデルにおけるこのような問題を解決するために、多くの修正・拡張されたモデルに関する研究が行われ、ここ十数年間もっとも広く用いられているモデルは、Glosten, Jagannathan and Runkle (1993) の名前を取ったGJR-GARCHモデルと、Nelson (1991) によって提示されたEGARCH (Exponential GARCH) モデルである。GJR-GARCHモデルは、Engle and Ng (1993) の実証研究の結果から、もっとも非対称的なボラティリティをよく反映しているモデルであることが知られている。GJR-GARCHモデルは、GARCHモデルを単純に拡張したもので、以下のよう可能な非対称性を説明するための一つの項を追加している。

$$h_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} \quad (6)$$

ここで、 D_{t-1} は $\varepsilon_{t-1} > 0$ であればゼロであり、それ以外の場合は1となるダミー変数である。そして、GARCHモデルにおける非負の制約条件に、 $a_2 > 0$ の条件が追加される。(6)式は、例えば価格が下がった ($\varepsilon_{t-1} < 0$) 場合は $D_{t-1} = 1$ であるので、

$$h_t^2 = a_0 + (a_1 + a_2) \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1}^2 \quad (7)$$

となる。また価格が上がった ($\varepsilon_{t-1} > 0$) 場合は $D_{t-1} = 0$ であるので、

$$h_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1}^2 \quad (8)$$

となる。したがって、価格が下がった日の翌日のボラティリティ ((7) 式) が、価格が上がった日の翌日のボラティリティ ((8) 式) より大きく上昇することになるのである。

GJR-GARCHモデルにおいて、ボラティリティの非対称性の程度は以下の非対称比率 (asymmetry ratio) によって測定される。この比率が低ければ低いほど、ボラティリティの非対称性が高いことを意味する。

$$AR = \frac{a_1}{a_1 + a_2} \quad (9)$$

III 実証分析の方法と結果

実証分析に使われるデータは、韓国において最初に株価指数先物が導入された1996年5月3日から2010年12月末までの期間におけるKOSPI200の株価指数とその先物価格の日次終値である。

KOSPI200先物は常に4つの限月物が上場されているが、その中で期近物のみの先物価格を用いて分析を行う。またこの種の多くの研究と同じく、限月交代期においては取引が少なくなる満期日効果を回避するために、限月における満期日までの先物価格は直近の期近物の先物価格を用いる。

われわれは、KOSPI200の株価指数とその先物価格の日次終値から計算された収益率の代数值を用いて、まず全体の分析期間を対象に(5)式のGARCH(1,1)モデルと(6)式のGJR-GARCH(1,1)モデルの推定を行った。その推定結果は、表1と表2に示している。表1の推定結果において、KOSPI200の現物指数とその先物についてのすべての係数が1%の水準で有意な値を示していることは、GARCH(1,1)モデルの高い適合性を意味するものである。

表1 GARCHモデルによる推定結果(1996-2010)

係数	現物	先物
a_0	$1.75e^{-6}$ (3.6882)	$2.29e^{-6}$ (3.8105)
a_1	0.07242 (11.6749)	0.07889 (11.756)
b_1	0.92574 (150.43)	0.91858 (138.33)
μ	$7.42e^{-4}$ (3.1305)	$7.84e^{-4}$ (3.0716)

(注) () の中の数値はt値

表2の推定結果においては、収益率を特定するAR(1)のプロセスにおける係数が現物指数とその先物の両方において10%の水準で有意であることを除いて、その他のすべての係数は1%の水準で有意な値を示している。それは、GJR-GARCH(1,1)モデルもKOSPI200の現物指数とその先物価格の時系列において、そのボラティリティの構造をよく説明できるモデルであることを表している。また、非対称比率において、現物指数より先物についてのその値が大きくなっていることは、株価指数先物市場の非対称性が現物の株式市場より緩和されていることを示すものである。非対称比率はその比率が低ければ低いほどボラティリティの非対称性が高いことを意味するので、指数先物市場が株式市場より情報の効率性が高いことを表しているものである。

また、両モデルの適合性をさらに調べるために、われわれは(2)式における標準化された残

表2 GJR-GARCHモデルによる推定結果(1996-2010)

係数	現物	先物
a_0	$2.05e^{-6}$ (4.4068)	$2.52e^{-6}$ (4.2794)
a_1	0.04261 (6.0976)	0.05096 (6.7460)
b_1	0.92429 (145.98)	0.91740 (134.623)
μ	$4.54e^{-4}$ (1.8636)	$5.07e^{-4}$ (1.93548)
a_2	0.05865 (6.9609)	0.05510 (5.46894)
非対称比率	0.42080	0.48048

(注) () の中の数値はt値

差 (z_t) の正規性を検証した。それは、モデルの適合性が認められるとすると、 z_t が標準正規分布に従うという仮説が棄却されないからである。その結果は表3に示している。表3において、 z_t の平均はゼロ、その分散は1に近いもので、おおむねその正規性を支持する結果である。特に、GJR-GARCH(1, 1)モデルによる推定値がGARCH(1, 1)モデルによる推定値より、その平均がさらにゼロへ、またその標準誤差がさらに1へ近づいているのが顕著である。

表3 標準化された残差 (z_t) の正規性 (1996-2010)

	KOSPI200 現物		KOSPI200 先物	
	GARCH	GJR-GARCH	GARCH	GJR-GARCH
平均	-0.031954 ^b	-0.013127	-0.030085 ^c	-0.014088
標準誤差	0.998231	0.998609	0.998350	0.998654
歪度	-0.278857 ^a	-0.261575	-0.184723 ^a	-0.180315 ^a
尖度	1.527592 ^a	1.406701 ^a	0.803470 ^a	0.769894 ^a
Jarque-Bera	412.885212 ^a	351.670834 ^a	122.098394 ^a	112.845837 ^a
Ljung-Box Q	43.9293 ^a	43.4193 ^a	27.7045	28.4225

(注) a, b, cは1%, 5%, 10%の有意水準である。

Jarque-Beraは正規性を検証する統計量で、自由度2の χ^2 分布に従う。

Ljung-Box Qはラグ24まで自己相関が存在しないという帰無仮説をもつ統計量。

次に、金融危機時のボラティリティの特性、GARCH(1, 1)モデルとGJR-GARCH(1, 1)モデルの適合性を調べるための分析を行った。金融危機としては、1997年から98年にかけてのアジア金融危機と、2008年にリーマン・ショックから世界の資本市場に大暴落をもたらしたサブプライム・ローン危機を取り上げる。アジア金融危機の期間は、韓国において財閥系の企業の倒産が始まった1997年の初めから株価の変動が激しかった98年末までを対象とする。またサブプライム・ローン危機は、もっとも株価の変動が激しかった2008年初から2009年末までの2年間を対象期間とする。

アジア金融危機の期間における推定モデルの適合性とボラティリティの非対称性を調べるため

表4 GARCH, GJR-GARCHモデルによる推定結果 (1997.1-1998.12)

	GARCH		GJR-GARCH	
	現物	先物	現物	先物
a_0	$2.76e^{-6}$	$3.14e^{-6}$ c	$1.84e^{-6}$	$2.90e^{-6}$
a_1	0.1039 ^a	0.087226 ^a	0.0713 ^a	0.07767 ^a
b_1	0.9001 ^a	0.91426 ^a	0.9104 ^a	0.91568 ^a
μ	$-1.46e^{-4}$	$1.28e^{-4}$	$-4.0e^{-4}$	$1.14e^{-4}$
a_2			0.0477 ^c	0.01709
非対称比率			0.59916	0.81965

(注) a, b, cは1%, 5%, 10%の有意水準である。

に、GARCH(1,1)モデルとGJR-GARCH(1,1)モデルによる推定とともに標準化された残差の正規性についての検証を行った。その結果は、表4と表5に示している。表4を見ると、両モデルによって推定された係数の有意水準がモデルの適合性を主張できる結果ではなかった。また、表5における標準化された残差についての分析でも、その正規性を主張できる結果ではなかった。しかし、非対称比率は株価指数先物市場における情報効率性が株式市場のそれより高いことを表していた。

表5 標準化された残差 (z_t) の正規性 (1997.1-1998.12)

	KOSPI200 現物		KOSPI200 先物	
	GARCH	GJR-GARCH	GARCH	GJR-GARCH
平均	-0.015789	-0.000614	-0.007839	-0.002567
標準誤差	0.997826	0.997530	0.999750	0.999888
歪度	0.117073	0.122465	0.231188 ^b	0.234703 ^b
尖度	0.415423 ^b	0.362724 ^c	0.051881	0.038412
Jarque-Bera	5.514447 ^c	4.645322 ^c	5.249723 ^c	5.379075 ^c
Ljung-Box Q	49.3085 ^a	49.4380 ^a	48.1686 ^a	47.7150 ^a

(注) a, b, cは1%, 5%, 10%の有意水準である。

Jarque-Beraは正規性を検証する統計量で、自由度2の χ^2 分布に従う。

Ljung-Box Qはラグ24まで自己相関が存在しないという帰無仮説をもつ統計量。

他方、サブプライム・ローン危機の期間における推定モデルの適合性とボラティリティの非対称性、および標準化された残差の正規性については、表6と表7に示している。

表6において、収益率を特定するAR(1)のプロセスにおける係数を除いてほとんどの係数が有意な値を示していることは、GARCH(1,1)モデルとGJR-GARCH(1,1)モデルによって株価指数と指数先物の価格のボラティリティの構造がうまく説明できることを意味するものである。また表7においては、標準化された残差の正規性についておおむね支持できる結果が得られた。

それゆえ、サブプライム・ローン危機の期間においてはGARCH(1,1)モデルとGJR-GARCH(1,

表6 GARCH, GJR-GARCHモデルによる推定結果 (2008.1-2009.12)

	GARCH		GJR-GARCH	
	現物	先物	現物	先物
a_0	$4.81e^{-6c}$	$4.61e^{-6c}$	$6.50e^{-6a}$	$5.74e^{-6a}$
a_1	0.06918 ^a	0.06942 ^a	0.0361	0.0288 ^c
b_1	0.916069 ^a	0.91696 ^a	0.9297 ^a	0.9304 ^a
μ	$5.73e^{-4}$	$5.49e^{-4}$	$-3.00e^{-4}$	$-2.28e^{-4}$
a_2			0.1691 ^a	0.15870 ^a
非対称比率			0.17593	0.15360

(注) a, b, cは1%, 5%, 10%の有意水準である。

表7 標準化された残差 (z_t) の正規性 (2008.1-2009.12)

	KOSPI200 現物		KOSPI200 先物	
	GARCH	GJR-GARCH	GARCH	GJR-GARCH
平均	-0.042986	0.002607	-0.040680	-0.000781
標準誤差	0.999004	0.996572	0.998635	0.996181
歪度	-0.344968 ^a	-0.447136 ^a	-0.313785 ^a	-0.454007 ^a
尖度	0.961766 ^a	0.916911 ^a	1.042114 ^a	0.987789 ^a
Jarque-Bera	29.129223 ^a	34.107640 ^a	30.768478 ^a	37.429470 ^a
Ljung-Box Q	13.5444	14.6412	16.7333	15.8927

(注) a, b, cは1%, 5%, 10%の有意水準である。

Jarque-Beraは正規性を検証する統計量で、自由度2の χ^2 分布に従う。

Ljung-Box Qはラグ24まで自己相関が存在しないという帰無仮説をもつ統計量。

1)モデルが適合性をもつモデルであると言える。しかしわずかではあるが、非対称比率において現物指数が先物より高くなっていることは、現物市場が先物市場よりボラティリティの非対称性が低いことを、言い換えれば情報の効率性が高いことを意味するもので、これまでの実証研究の結果とは反対のものである²⁾。すなわち、先物市場は現物市場に比べて取引コストが低く、小額の証拠金でレバレッジの大きい投資ができる等の特徴をもっているため、情報がより迅速に価格に反映されていると考えられる。したがって、株価指数先物市場が株式市場よりボラティリティの非対称性が低いことが一般的であるのである。

IV むすびに

本研究では、株価のボラティリティにおける非対称性を説明する要因を吟味し、GARCHモデルとGJR-GARCHモデルを用いて、KOSPI200株価指数とその先物の収益率のボラティリティにおける両モデルの適合性とボラティリティの非対称性について分析した。分析の対象とした期間は、韓国において株価指数先物が導入されてから2010年12月までの全体の期間と、1997年からのアジア金融危機の期間と2008年からのサブプライム・ローン危機の期間である。

全体の期間において、KOSPI200株価指数とその先物の収益率のボラティリティはGARCHモデルとGJR-GARCHモデルの両方において高い適合性が示された。また、ボラティリティの非対称比率においては、株価指数先物市場が株式市場より情報の効率性が高いという常識と整合的であった。しかし、金融危機時の部分期間においてはアジア金融危機の期間とサブプライム・ローン危機の期間についての推定結果が一貫していなかった。すなわち、アジア金融危機の期間におけるボラティリティは両モデルにおいてその適合性が乏しかったが、非対称比率は常識と整合的であった。また、サブプライム・ローン危機の期間におけるボラティリティは両モデルにおいてその適合性がおおむね支持できる結果であったが、非対称比率は常識と反する結果が得られた。

金融危機時の部分期間における推定結果は、その期間の設定に問題があったか、またはそれらの期間においてはGARCH類のモデルで説明できないボラティリティの構造をもっていたかも知れない。それについてはさらなる研究が必要であろう。

附記 本論文は、本学の2008年度研究奨励金による研究成果の一部である。

注

- 1) 非対称的な情報効果について、姜・福田（2008）においては2変量のEGARCHモデルを用いて検証を行ったが、本研究では1変量のGJR-GARCHモデルを用いる。
- 2) Antoniou, Holmes, and Priestley（1998）を参照されたい。

参考文献

- Antoniou, A., P. Holmes, and R. Priestley (1998), “The Effect of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility: An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News”, *Journal of Futures Market* 18, 151–166.
- Black, F. (1986), “Nosis”, *Journal of Finance* 42, 529–543.
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 31, pp. 307–327.
- Brooks, C. (2002), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press.
- Brooks, C., Henry, Q. T. and Persaud, G. (2002) “The Effect of Asymmetries on Optimal Hedge Ratios”, *Journal of Business* 75, pp. 333–352.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel (1992), “No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns”, *Journal of Financial Economics* 31, 281–318.
- Cheung, Y. W. and V. K. Ng (1992), “Stock Price Dynamics and Firm Size: An Empirical Investigation”, *Journal of Finance* 47, 1985–1997.
- Christie, J. (1982), “The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effect”, *Journal of Financial Economics* 10, 407–432.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica* 49, pp. 1057–1072.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica* 50, pp. 987–1008.
- Engle, R. F., and Granger, C. W. J. (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica* 55, pp. 251–276.
- Engle, R. F., and V. K. Ng (1993), “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, *Journal of Finance* 48, 1749–1778.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh (1987), “Expected Stock Returns and Volatility”, *Journal of Financial Economics* 19, 3–29.
- Ghosh, A. (1993), “Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model”,

- Journal of Futures Markets 13, pp. 743–752.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, *Journal of Finance* 48, 1779–1801.
- Henry, O. (1998), “Modelling the asymmetry of stock market volatility”, *Applied Financial Economics*, pp. 145–153.
- Koutmos, G., and Tucker, M. (1996), “Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets”, *Journal of Futures Markets* 16, pp. 55–69.
- Kroner, K. F., and Ng, V. K. (1998), “Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns”, *The Review of Financial Studies* 11, pp. 817–844.
- Kroner, K. F., and Sultan, J. (1993), “Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, pp. 535–551.
- Merton, R. C. (1995), “Financial Innovation and the Management and Regulation of Financial Institution”, *Journal of Banking and Finance* 19, 461–481.
- Myers, R. J. (1991), “Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets”, *Journal of Futures Markets* 11, pp. 39–53.
- Nelson, D. B. (1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”, *Econometrica* 59, pp. 347–370.
- Phillips, P. C. B., and Perron, P. (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika* 75, pp. 335–346.
- Schwert, G. W. (1989), “Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?”, *Journal of Finance* 44, 1115–1153.
- Shiller, G. W. (1984), “Stock Price and Social Dynamics”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 457–498.
- 姜 喜永 (2002), 「最適ヘッジ比率の推定方法」, 名古屋学院大学論集 (社会科学篇), Vol. 38 No. 3, pp. 97–103。
- 福田司文・姜 喜永 (2004), 「日韓の株価指数先物における最適ヘッジ比率の比較一時系列分析の適用」, (濱村章編著, 『コーポレート・ガバナンスと資本市場』, 税務経理協会, pp. 193–222)。
- 姜 喜永 (2005), 「最適ヘッジ比率における非対称的な情報効果—韓国の上場200株株価指数先物の場合—」, 名古屋学院大学論集 (社会科学篇), Vol. 41, No. 4, pp. 21–29。
- 姜 喜永・福田司文 (2008), 「非対称的な情報効果を考慮した最適ヘッジ比率の推定—日経225先物とKOSPI200先物の場合—」, 名古屋学院大学論集 (社会科学篇), Vol. 44, No. 4, pp. 33–44。