



長短金利差と経済成長率 : CCF アプローチ

羽森, 茂之

(Citation)

国民経済雑誌, 191(1):49-58

(Issue Date)

2005-01

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00055977>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00055977>



長短金利差と経済成長率：CCF アプローチ

羽 森 茂 之

本稿では、日本における1970年から1999年の期間の月次データを対象に、CCF アプローチに基づき、長短金利差と経済成長率との関係を実証的に分析した。実証結果から、平均においては、長短金利差と成長率との間には双方向への因果関係が検出されるが、分散においては、成長率から長短金利差への一方の因果関係のみが存在することが明らかとなった。

キーワード 長短金利差、経済成長率、CCF アプローチ、EGARCH モデル

1 は じ め に

Duke 大学の Campbell Harvey 教授の一連の研究から明らかなように、利子率は、現在の財と将来の財との間の資源配分機能を有しており、長期金利と短期金利との金利差（長短金利差）は、将来の経済成長の予想を反映して変動すると考えられる。このモデルの現実妥当性については、Harvey 教授の一連の研究（Harvey 1989, 1991a, 1991b, 1993, 1997）を中心に、1990年以降、精力的に実証研究活動が行われてきた。それらの分析では、多くの場合、長短金利差は、経済成長率に対して、有意な説明変数であるという結果がえられている。

また、羽森（2004）は、このような考え方を日本のデータに対して応用し、①日本においても長短金利差が経済成長率の有意な説明変数であること、②しかし、最近の超低金利政策の時期にはこの関係が失われた可能性があること、の2点を指摘した。

本稿では、羽森（2004）で分析された長短金利差と経済成長との関連について、異なった視点から、さらに実証的に検討を行う。まず、経済成長率と長短金利差とを AR-EGARCH モデル（autoregressive—exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity モデル）を用いて定式化し、推定を行う。EGARCH モデルは、Nelson（1991）によって展開されたモデルであり、ボラティリティの非対称性を明示的に扱うことのできる優れたモデルである。その後、推定結果から得られた残差を用いて、Cheung and Ng（1996）によって展開された CCF（cross correlation function）アプローチに基づき、経済成長率と長短金利差との間の因果関係について分析を行う。CCF アプローチは、多変量の定式化を用いることなく変数間の平均および分散の因果関係を分析できる有益な手法である。

2 データ

分析の対象とする期間は、1970年1月から1999年1月であり、この間の月次データを用いて分析を行った。羽森（2004）は、この期間が比較的金利の資源配分機能が機能していた可能性があることを示している。そこで、本稿では、その結果に基づき、この期間を分析の対象とした。データの出所は、International Monetary Fund の International Financial Statistics CD Rom である。用いたデータは、短期金利としてコールレート（Call Money Rate: 15860B..ZF）、長期金利として長期国債金利（Government Bond Yield: 15861..ZF）、産出水準の代理変数として鉱工業生産指数（Industrial Production: 15866..CZF）を用いた。鉱工業生産指数は季節調整済みの値である。

変数の加工は次のように行った。まず、長短金利差（ YS_t ）は、(1)式のように求めた。

$$YS_t = \log\left(\frac{1+R_{Lt}}{1+R_{St}}\right) \quad (1)$$

ただし、 R_{Lt} は t 期の長期金利の値、 R_{St} は t 期の短期金利の値である。¹⁾ 次に、月次成長率（ GR_t ）は、(2)式のように求めた。

$$GR_t = \log(Y_t) - \log(Y_{t-1}) \quad (2)$$

ただし、 Y_t は t 期の鉱工業生産指数の値である。²⁾

表1は各変数の基本等計量を示している。長期金利と成長率の平均は、それぞれ、0.0050と0.0022であり、標準偏差は、それぞれ、0.0127と0.0138である。

表1 基本等計量

	長短金利差	成長率
平均	0.0050	0.0022
標準偏差	0.0127	0.0138

次に、各変数に対して単位根検定を行う。ここでは、Phillips-Perron 検定にもとづく、 t 値型の検定を行った。³⁾ また、検定のための補助回帰式の定式化としては、次の3つの定式化を用いた。

$$x_t = \mu + \delta t + \beta x_{t-1} + u_t \quad (\text{CT}) \quad (3)$$

$$x_t = \mu + \beta x_{t-1} + u_t \quad (\text{C}) \quad (4)$$

$$x_t = \beta x_{t-1} + u_t \quad (\text{None}) \quad (5)$$

ここで、変数 x_t は、検定の対象となる変数、つまり、長短金利差または成長率を示している。また、 u_t は誤差項である。各定式化において、(3)式は、非確率項として定数項とタイムトレンドを含むケースであり、(4)式は、非確率項として定数項のみを含むケース、(5)式は、

表2 単位根検定の結果 (Phillips-Perron 検定)

	長短金利差		成 長 率	
	検定等計量	確 率 値	検定等計量	確 率 値
CT	-3.5793	0.0330	-23.3366	0.0000
C	-3.5097	0.0083	-23.2788	0.0000
None	-3.0722	0.0022	-23.2137	0.0000

注) ラグ次数はSBICで選択。(CT)(C)(None)は、それぞれ、次の補助回帰に対応している。

(CT) $x_t = \mu + \delta t + \beta x_{t-1} + u_t$,

(C) $x_t = \mu + \beta x_{t-1} + u_t$,

(None) $x_t = \beta x_{t-1} + u_t$.

非確率項を含まないケースである。

帰無仮説 (H_0) と対立仮説 (H_A) とは、それぞれ、次のとおりである。

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_A: \beta < 0$$

帰無仮説 ($H_0: \beta = 0$) は変数が単位根を含み、対立仮説 ($H_A: \beta < 0$) は変数が単位根を含まないことを表している。

表2で示されている検定結果から、すべての場合において、帰無仮説は有意水準5%のもとで棄却され、各変数が単位根を含まないことが明らかである。

3 実 証 結 果

3.1 AR-EGARCH モデル

いま、変数 $\{y_t\}$ に対して、次のAR(k)-EGARCH(p, q) モデルを考える。

$$y_t = \pi_0 + \sum_{i=1}^k \pi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (6)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p (\alpha_i |z_{t-i}| + \gamma_i z_{t-i}) + \sum_{i=1}^q \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) \quad (7)$$

ただし、 $\varepsilon_t = z_t \sigma_t$ 、 I_{t-1} は (t-1) 期に利用可能な情報である。まず、(6)式は平均方程式であり、AR(k) モデルとして示されている。次に(7)式は分散方程式であり、EGARCH(p, q) モデルとして示されている。このEGARCHモデルの特徴を示すために、次のEGARCH(1,1)モデルを考えてみよう。

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha |z_{t-1}| + \gamma z_{t-1} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (8)$$

正のショック ($z_{t-1} > 0$) に対しては、(8)式は次のようになる。

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + (\alpha + \gamma) z_{t-1} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (9)$$

他方、負のショック ($z_{t-1} < 0$) に対しては、(8)式から

表 3 AR-GARCH モデルの実証結果

$$\text{平均方程式: } y_t = \pi_0 + \sum_{i=1}^k \pi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\text{分散方程式: } \log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p (\alpha_i |z_{t-i}| + \gamma_i z_{t-i}) + \sum_{i=1}^q \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2)$$

	GR		YS	
	AR(4)-EGARCH(2,1)		AR(2)-EGARCH(1,1)	
説明変数	推定値	SE	推定値	SE
平均方程式				
定数項	0.0008	0.0007	0.0004*	0.0002
GR(-1)	-0.2625***	0.0562		
GR(-2)	0.1743***	0.0446		
GR(-3)	0.4014***	0.0489		
GR(-4)	0.1862***	0.0449		
YS(-1)			1.0070***	0.0511
YS(-2)			-0.0672	0.0495
分散方程式				
定数項	-1.2827*	0.6926	-0.9213***	0.2749
$ z_{t-1} $	0.3270**	0.1450	0.1579***	0.0610
z_{t-1}	0.0070	0.1029	-0.1705***	0.0346
$ z_{t-2} $	-0.3931**	0.1623		
z_{t-2}	-0.1183	0.1071		
$\log(\sigma_{t-1}^2)$	0.8486***	0.0772	0.9291***	0.0219
Log likelihood	1050.3420		1480.4810	

注：*** は、1%水準で統計的に有意であることを示す。

** は、5%水準で統計的に有意であることを示す。

* は、10%水準で統計的に有意であることを示す。

SE は、Newy-West の HAC (Heteroskedasticity autocorrelation consistent) standard error である。

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + (\alpha - \gamma)z_{t-1} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (10)$$

が得られる。(9)式および(10)式から明らかなように、ボラティリティの非対称性は、係数 γ の有意性によって確認することができる。もし、係数 γ が統計的に有意に効いていればレバレッジ効果 (leverage effect) が存在することがわかる。また、通常の GARCH モデルでは、GARCH 項と ARCH 項との和によって、ボラティリティの持続性が示されるが、EGARCH モデルでは、GARCH 項の係数 β のみの値によって、ボラティリティの持続性が示されるという特徴を持っている⁴⁾。さらに、左辺が対数値で示されていることにより、非負制約を課す必要がないことは、大きなメリットである⁵⁾。

図1 成長率の残差

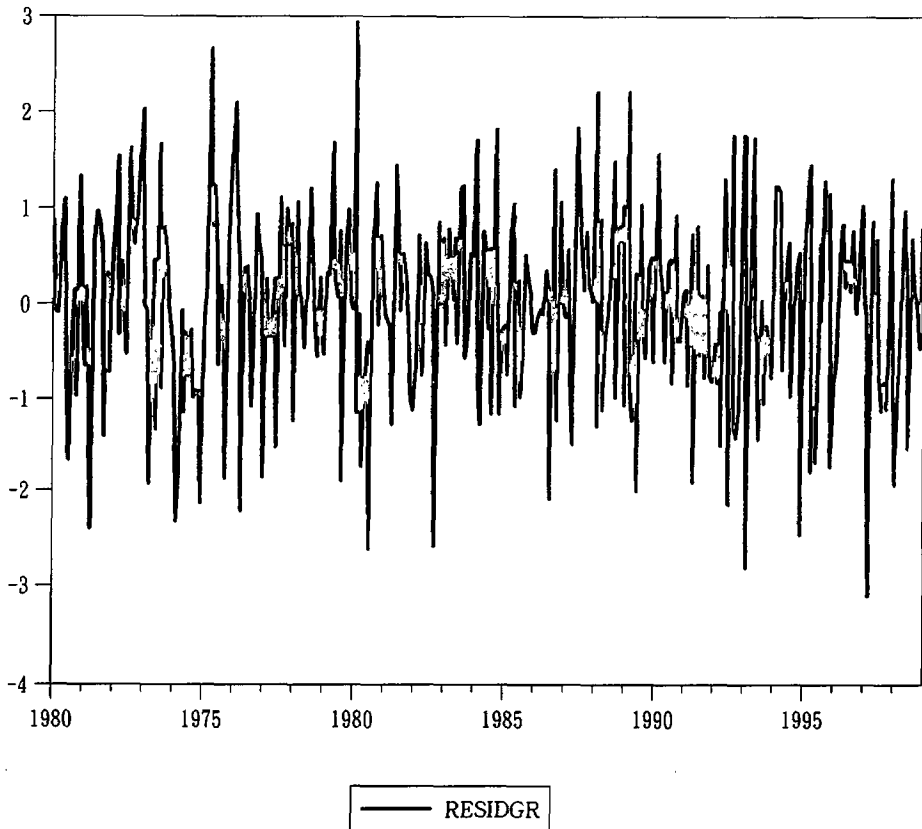
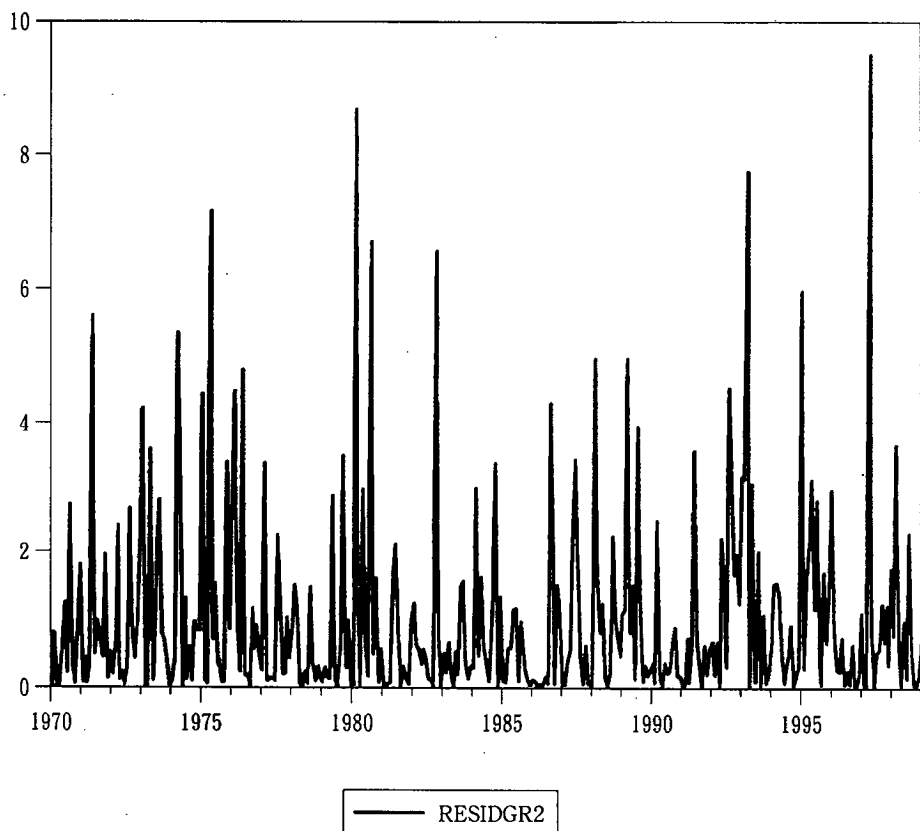


表3は、AR-EGARCHモデルの推定結果である。この表では各係数の推定値と標準誤差(SE)とが示されている。ここで、標準誤差は、Newy-WestのHAC(Heteroskedasticity autocorrelation consistent) standard errorである。まず、成長率の結果からみてみよう。まず、成長率に関しては、AR(4)-EGARCH(2, 1)モデルが選択された。ここで、EGARCH(1, 1), EGARCH(2, 1), EGARCH(1, 2), EGARCH(2, 2)に対してSBICの値は、それぞれ、 -5.8339 , -5.8346 , -5.8345 , および -5.8297 となり、EGARCH(2, 1)の場合がSBICが最小になることがわかる。平均方程式については、4次までの自己回帰項($GR(-1)$, $GR(-2)$, $GR(-3)$, $GR(-4)$)がすべて有意に効いていることがわかる。分散方程式に関しては、ARCH項($|z_{t-1}|$, $|z_{t-2}|$)は有意に効いているが、非対称性を示す項(z_{t-1} , z_{t-2})は必ずしも統計的に有意ではないことわかる。さらに、GARCH項($\log(\sigma_{t-1}^2)$)の推定値は 0.8486 であり、有意水準1%で統計的に有意に効いていることもわかる。

次に、長短金利差に関しては、AR(2)-EGARCH(1, 1)モデルが選択された。ここで、EGARCH(1, 1), EGARCH(2, 1), EGARCH(1, 2), EGARCH(2, 2)に対してSBICの値

図2 成長率の残差の自乗

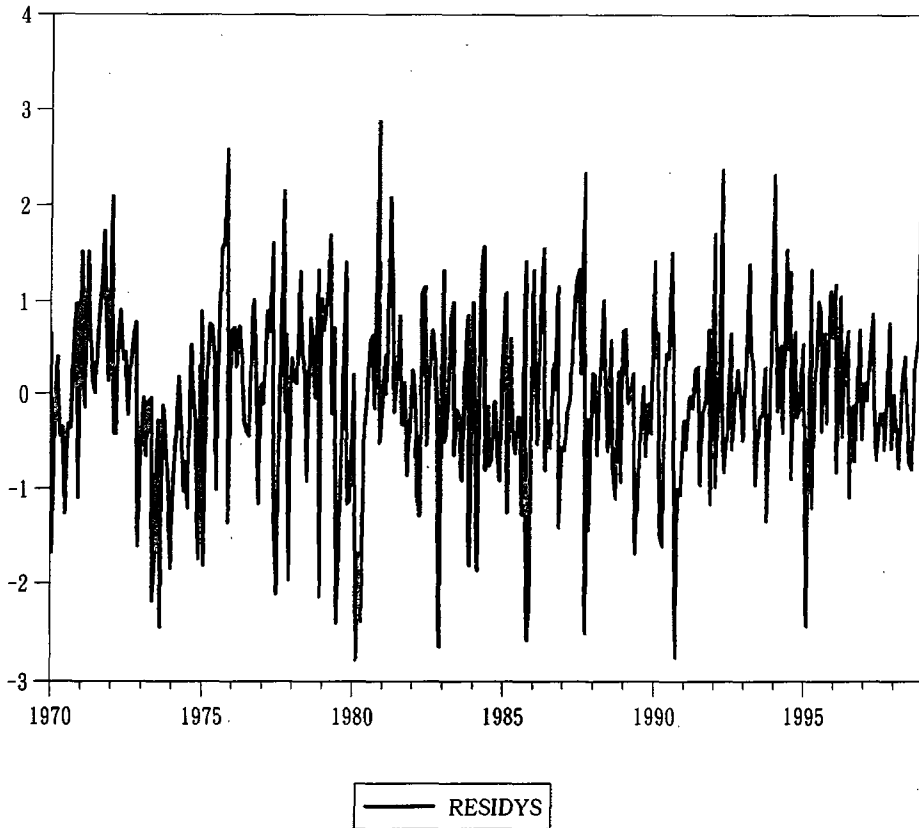


は、それぞれ、 -8.3667 、 -8.3461 、 -8.3352 、および -8.3285 となり、EGARCH(1, 1) の場合がSBICが最小になることがわかる。平均方程式については、1次までの自己回帰項 ($YS(-1)$) が統計的に有意である。分散方程式に関しては、ARCH項 ($|z_{t-1}|$) と非対称性を示す項 (z_{t-1}) がともに有意水準1%のもとで統計的に有意であることが分かる。さらに、GARCH項 ($\log(\sigma_{t-1}^2)$) の推定値は0.9291であり、有意水準1%で統計的に有意に効いていることもわかる。以上の点から、成長率と長短金利差とを比べると、後者のほうがボラティリティのショックに対する持続性が高いことも明らかである。

3.2 CCF アプローチ

次に、以上の推定結果に基づいて、Cheung and Ng (1996) で議論された CCF (cross correlation function) アプローチを応用することにより、成長率と長短金利差との間の因果関係について考えよう。⁶⁾ CCF アプローチは、単一の変数を対象とする方程式を推定することにより、複数の変数間の因果関係について分析を行うことのできる便利な手法である。特に、従来の

図3 長短金利差の残差

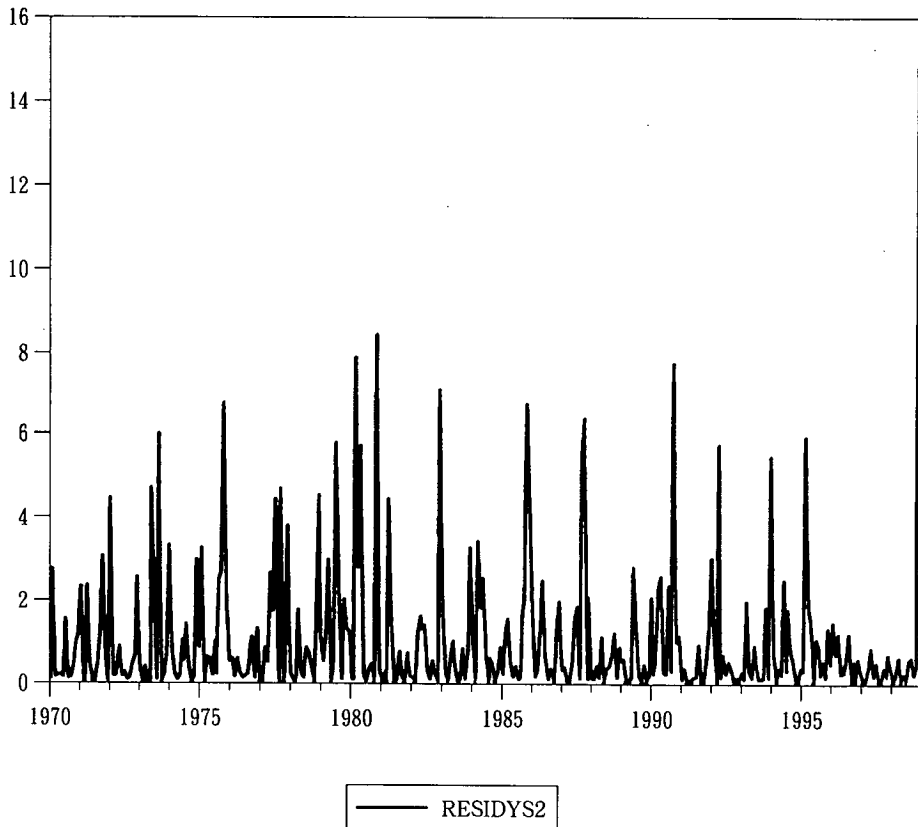


因果関係が主として平均間の関係のみを対象としていたのに対して、CCF アプローチでは平均の因果関係と分散の因果関係をともに分析できるという大きな利点を有している。

CCF アプローチでは、一変量を対象とする方程式を推定した推定残差を基準化し、各残差間の標本相関係数に基づいて、平均の因果関係の検定が行われる。また、基準化された各残差の自乗の値の標本相関係数に基づいて、分散の因果関係の検定が行われる。図1、図2、図3、および図4は、それぞれ、成長率の残差、成長率の残差の自乗、長短金利差の残差、長短金利差の残差の自乗を、それぞれ、示している。

分析結果は表4に示されている。ここで、Level の列の数字は、平均の因果関係を分析するための検定統計量である。ここで、ラグは、長短金利差から成長率への平均の因果関係を示しており、リードは、成長率から長短金利差への平均の因果関係を示している。他方、Squares の列の数字は、分散の因果関係を分析するための検定統計量である。ここで、ラグは、長短金利差から成長率への分散の因果関係を示しており、リードは、成長率から長短金利差への分散の因果関係を示している。いずれの場合においても、因果関係がないという帰無仮説の

図4 長短金利差の残差の自乗



もとでは検定統計量は、標準正規分布に従う。

表4より明らかなように、長短金利差から成長率へは、1期および2期の遅れを伴い、平均の因果関係があることがわかる。また、成長率から長短金利差へは、2期、7期、10期、13期、21期、および24期の遅れをともない、平均の因果関係があることがわかる。次に、分散の因果関係については、長短金利差から成長率へは、分散の因果関係が無いことがわかる。また、成長率から長短金利差へは、20期および21期の遅れをともない、分散の因果関係があることがわかる。つまり、平均においては、長短金利差と成長率との間には双方向への因果関係が検出されるが、分散においては、成長率から長短金利差への一方方向での因果関係のみが存在することがわかる。

4 結 論

本稿では、日本における1970年から1999年の期間の月次データを対象に、長短金利と経済成長率との関係を実証的に分析した。実証結果からは興味深い点が明らかとなった。

表 4 検定統計量

	Level		Squares	
	ラ グ	リード	ラ グ	リード
k	GR と YS(-k)	GR と YS(+k)	GR と YS(-k)	GR と YS(+k)
0	-0.3904		-1.6869*	
1	1.9672**	-1.1489	-0.6034	-0.2933
2	3.1460***	2.1558**	0.7267	0.1158
3	1.5282	-1.4161	-1.0611	1.5786
4	0.8911	0.4540	0.6352	-1.1919
5	1.2834	0.2335	0.8332	-0.4670
6	-0.3755	-0.0747	-0.1345	-0.2167
7	0.4951	-1.7393*	1.2367	-1.0125
8	1.1041	-0.2784	-0.0841	0.2802
9	1.0219	-0.4895	0.5193	0.9322
10	1.1938	-1.7150*	0.3120	1.1881
11	0.7417	-0.7977	-0.7062	-0.5175
12	1.1470	-0.5193	-0.4054	-1.0107
13	0.5623	-2.4884**	-0.3008	-0.0392
14	0.1438	-0.6632	0.8351	0.5474
15	1.0163	-0.2840	0.8668	-0.6837
16	-0.2615	-1.4852	-0.5773	-1.2741
17	-0.5492	0.5007	-0.3886	0.2690
18	-0.0467	-0.8762	-0.2373	-0.6109
19	0.2373	0.3549	-0.1588	1.6365
20	-0.4259	-0.6595	-0.8967	2.4697**
21	0.2840	-1.6907*	0.1401	-2.1297**
22	-0.3736	-1.1321	1.1489	-1.5487
23	-0.4652	0.1681	-0.4166	-1.0480
24	0.3774	-1.8887*	-0.4521	-0.8986

注：*** は、有意水準1%で統計的に有意であることを示す。

** は、有意水準5%で統計的に有意であることを示す。

* は、有意水準10%で統計的に有意であることを示す。

つまり、平均においては、長短金利差と成長率との間には双方向への因果関係が検出されるが、分散においては、成長率から長短金利差への一方向での因果関係のみが存在することがわかる。このことから、長短金利差は経済成長率それ自体だけでなく、その不確実性も反映して変動していると言えよう。

このような分析の Bhar and Hamori (2004) で議論されたレジーム・スイッチング・モデル等への応用に関しては、今後の研究課題としたい。

注

本研究に対して、簡易保険文化財団から研究助成を受けたことを謹んで感謝いたします。

- 1) YS_t は次のように変形できる。

$$YS_t = \log\left(\frac{1+R_{Lt}}{1+R_{St}}\right) = \log(1+R_{Lt}) - \log(1+R_{St}) \cong R_{Lt} - R_{St}$$

- 2) GR_t は次のように変形できる。

$$GR_t = \log(Y_t) - \log(Y_{t-1}) = \log\left(1 + \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) \cong \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

- 3) Phillips and Perron (1988) を参照。

- 4) たとえば、次の GARCH(1, 1) モデルを考える。 $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ 。この場合、ボラティリティの持続性は、 $\alpha + \beta$ であらわされる。

- 5) EGARCH モデルの特徴については、Hamori (2003, p. 37) にまとめられている。

- 6) CCF アプローチの特徴については、Hamori (2003, p. 2) にまとめられている。

参 考 文 献

- Bhar, R., and Hamori, S., (2004), *Hidden Markov Models: Applications to Financial Market Data*, Kluwer Academic Publishers.
- Cheung, Y.-W., and Ng, L. K., (1996), "A Causality-in-Variance Test and Its Application to Financial Market Prices," *Journal of Econometrics*, Vol. 72, pp. 33-48.
- Hamori, S., (2003), *An Empirical Investigation of Stock Markets: the CCF Approach*, Kluwer Academic Publishers.
- Harvey, C. R., (1989), "Forecasts of Economic Growth from the Bond and Stock Markets," *Financial Analysts Journal*, September/October, pp. 38-45.
- Harvey, C. R., (1991a), "The Term Structure and World Economic Growth," *Journal of Fixed Income*, Vol. 1, pp. 4-17.
- Harvey, C. R., (1991b), "Interest Rate Based Forecasts of German Economic Growth," *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 127, pp. 701-718.
- Harvey, C. R., (1993), "The Term Structure Forecasts Economic Growth," *Financial Analysts Journal*, May/June, pp. 6-8.
- Harvey, C. R., (1997), "The Relation between the Term Structure of Interest Rates and Canadian Economic Growth," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 30, pp. 169-193.
- Nelson, D. B., (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol. 59, pp. 347-370.
- Phillips, P. C. B., and Perron, P., (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- 羽森茂之 (2004) 「長短金利差と経済成長率」『国民経済雑誌』第189巻 第6号 pp. 95-102.