

日本の景気変動の構造変化と日経225株価指数先物取引^{*1}

渡部 敏明^{*2}

内山 博邦^{*3}

要 約

近年、欧米では景気変動の構造変化に注目が集まっている。アメリカでは、1980年中ごろから景気変動が安定化してきたことが明らかになっており、ヨーロッパでも同様の構造変化が観測されている。ところが、日本の景気変動の構造変化に関する研究はこれまでほとんど見られない。こうした中、本論文は、日本の景気変動に近年構造変化が見られるのか、もし見られるとしたら、いつ構造変化が生じているのか、またどのような構造変化が生じているのかを分析したものである。

景気変動を表す計量モデルにはさまざまなものがあるが、よく用いられるものに Hamilton (1989) の提案したマルコフスイッチングモデルがある。このモデルでは、景気の前平均成長率の値が景気拡張期と景気後退期とで異なるものとし、景気の拡張期と後退期の間の変動をマルコフ過程に従うものとして定式化する。Kim and Nelson (1999) は、この Hamilton (1989) のマルコフスイッチングモデルを構造変化を考慮して拡張している。Kim and Nelson (1999) はマルコフ連鎖モンテカルロ法に基づくベイズ推定法を用いているのに対して、本論文では彼らのモデルを構造変化点を1期1期変えて最尤推定を行い、尤度が最大になる期を構造変化点の推定値としている。

日本の景気変動を表す変数として本論文で用いているのは、内閣府経済社会総合研究所が作成している景気一致指数 (CI) と鉱工業生産指数 (IIP) である。近年の構造変化に注目するため標本期間は1980年3月から2003年11月までとしている。景気転換点は、CI を用いた場合には1989年4月、IIP を用いた場合には1992年1月と推定された。さらに、いずれの変数を用いた場合も構造変化は統計的に有意であり、具体的には、景気後退期、拡張期とも平均成長率が有意に低下しており、また景気変動の振幅および景気変動からの短期的な乖離部分の分散が増大しているとの結果が得られた。

構造変化点の推定値1989年4月と1992年1月は、日経225先物取引が開始された時期とほぼ同じかその直後である。また、1990年初めに日本の株価が大幅に下落し始めたことから、日経225先物取引が日本の株価を下落させボラティリティを増大させたとする「先物悪玉論」が唱えられるようになった。そこで、本論文では、日本の株価変動や景気変動を不安定化させた原因が日経225先物取引にあるのではないかと考え、日経225先物取引が日本の株価や景気に与える影響についても分析を行っている。具体的には、日経225先物取

* 1 財務省財務総合政策研究所「金融資本市場と日本経済に関する研究会」メンバーからは多くの貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。

* 2 東京都立大学経済学部教授

* 3 東京都立大学経済学部 COE 研究員

引の取引高や建玉残高から日経225株価指数, CI, IIP のレベルおよびボラティリティにグレンジャーの因果性があるかどうか分析した結果, 有意な因果性は観測されなかった。このことから, 日経225先物取引は日本の株価変動や景気変動を不安定化させた原因ではないと考えられる。

I. 序論

近年, 欧米では景気変動の構造変化に注目が集まっている。アメリカでは, 1980年中ごろから景気変動が安定化してきたことが明らかになっており (Kim and Nelson 1999, McConnell and Perez-Quiros 2000, Blanchard and Simon 2001, Stock and Watson 2002, Kim, Nelson and Piger 2004), ヨーロッパでも同様の構造変化が観測されている (Artiz, Klolzig and Toro 2004)。ところが, 日本の景気変動の構造変化に関する研究は, これまでほとんど見られない。こうした中, 本論文は, 日本の景気変動に近年構造変化が見られるのか, もし見られるとしたら, いつ構造変化が生じているのか, またどのような構造変化が生じているのかを分析したものである。

景気変動を表す計量モデルにはさまざまなものがある (小巻 2001, Watanabe 2002 参照) が, よく用いられるものに Hamilton (1989) の提案したマルコフスイッチングモデルがある。このモデルでは, 景気の前成長率の値が景気の拡張期と景気後退期とで異なるものと仮定し, 景気の拡張期と後退期の間の変動をマルコフ過程に従うものとして定式化する。このモデルは, Hamilton (1989) が提案したフィルターを使えば尤度を計算できるので, パラメータを最尤推定することができる。また, パラメータを最尤推定値として Hamilton (1989) のフィルターと Kim (1994) が提案したスムーザーを使え

ば, 景気が後退期 (または拡張期) である事後確率 (ここで言う事後確率とは, すべての標本を条件とする条件付確率のこと) を各期各期計算することができる。Kim and Nelson (1999) は, この Hamilton (1989) のマルコフスイッチングモデルを構造変化を考慮して拡張している。彼らは, 構造変化の生じる前の期であれば 0, 生じた後の期であれば 1 をとるダミー変数を導入し, このダミー変数の変動もマルコフ過程に従うものと仮定している。具体的には, ダミー変数が 0 の間は次の期に 1 になる確率は正であるが, 1 になってしまえば確率 1 で 1 に留まり 0 には戻らないものと仮定し, マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法を用いてベイズ推定している¹⁾。しかし, このモデルは構造変化点を与えてやれば最尤推定できるので, 本論文では構造変化点を 1 期 1 期変えて最尤推定を行い, 尤度が最大になる期を構造変化点の推定値としている。

日本の景気変動を表す変数として本論文で用いているのは, 内閣府経済社会総合研究所が作成している景気一致指数 (CI) と鉱工業生産指数 (IIP) である。近年の構造変化に注目するため標本期間は 1980 年 3 月から 2003 年 11 月までとしている。景気転換点は, CI を用いた場合には 1989 年 4 月, IIP を用いた場合には 1992 年 1 月と推定された。さらに, いずれの変数を用

1) Uchiyama and Watanabe (2004) は, Kim and Nelson (1999) と同じモデルと推定法を用いて日本の景気変動の構造変化について分析している。ただし, Kim and Nelson (1999) が構造変化点の数が 1 つの場合しか分析していないのに対して, Uchiyama and Watanabe (2004) は 2 つ以上の場合も推定し, 周辺尤度 (marginal likelihood) によって構造変化点の数を選択している。

いた場合も、景気後退期、拡張期とも平均成長率が有意に低下しており、また景気変動の振幅および短期的な景気変動からの乖離部分の分散が増大しているとの結果が得られた。

構造変化点の推定値1989年4月と1992年1月は、日経225先物取引が開始された時期とほぼ同じかその直後である。また、1990年初めに日本の株価が大幅に下落し始めたことから、日経225先物取引が日本の株価を下落させボラティリティを増大させたとする「先物悪玉論」が唱えられるようになった（宮崎1992参照）。そこで、本論文では、日経225先物取引が日本の株価や景気に影響を与えているのかについても分析を行っている。具体的には、日経225先物取引が活発かどうかによって日経225株価指数やCI、IIPのレベルやボラティリティに影響が出るかをグレンジャーの因果性分析によって調べ

ている。日経225先物取引が活発かどうかを表す指標として、ここではその取引高と建玉残高を用いており、それらから日経225株価指数やCI、IIPのレベル、ボラティリティへの有意な因果性は観測されなかった。このことから、日経225先物取引は日本の景気変動を不安定化させた原因ではないと考えられる。

本論文は以下、次のような構成になっている。まず、第Ⅱ節でマルコフスイッチングモデルおよびそれを構造変化を考慮して拡張したモデルについて説明し、続く第Ⅲ節でそうしたモデルを用いて日本の景気変動の構造変化の実証分析を行う。さらに、第Ⅳ節では、日経225先物取引と日本の株価、景気の間の因果性について分析を行う。最後に、第Ⅴ節で結論と今後の課題について述べる。

Ⅱ．モデル

Ⅱ－1．Hamilton（1989）のマルコフスイッチングモデル

本論文の分析は、Kim and Nelson（1999）によって提案されたモデルに基づいている。このモデルは、Hamilton（1989）によって提案されたマルコフスイッチングモデルに構造変化を考慮して拡張したものなので、最初にHamilton（1989）のモデルを簡単に解説する。

Hamilton（1989）モデルは、マクロ変数の平均成長率の値が景気の良し悪しによってスイッチするモデルである。そこで、まず、景気が拡張期にあるか後退期にあるかを表すために、次のような変数を導入する。

$$S_t = \begin{cases} 0, & \text{景気後退期} \\ 1, & \text{景気拡張期} \end{cases} \quad (1)$$

次に、あるマクロ変数の成長率（対数値の1回階差）を y_t と表すことにし、その変動を以下

のようなARモデルによって定式化する。

$$y_t = \mu_{S_t} + \phi_1(y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \cdots + \phi_p(y_{t-p} - \mu_{S_{t-p}}) + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

ここで、 e_t は誤差項を表し、過去と独立で同一な正規分布に従うものと仮定する。この e_t は景気変動からの短期的な乖離を表している。また、 μ_{S_t} は y_t の平均、すなわち、マクロ変数の平均成長率を表す。添字に S_t が付いているのは、景気後退期か拡張期かによってその値が変化することを意味する。 μ_{S_t} は具体的には以下のように定式化する。

$$\mu_{S_t} = \mu_0(1 - S_t) + \mu_1 S_t, \quad \mu_0 < \mu_1 \quad (3)$$

この定式化の下では、景気後退期（ $S_t = 0$ ）の平均成長率は μ_0 、景気拡張期（ $S_t = 1$ ）の平均成長率は μ_1 になる。そこで、 $\mu_0 < \mu_1$ と仮

定する。

このモデルは、レジーム（景気が拡張期にあるか後退期にあるか）によって y_t の平均がスイッチするので、レジームスイッチングモデルと呼ばれる²⁾。特に、Hamilton (1989) モデルでは、 S_t が以下のような推移確率を持つマルコフ過程に従うものと仮定する。

$$\begin{aligned}\Pr[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0] &= \pi_{00}, \\ \Pr[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 0] &= 1 - \pi_{00}, \\ \Pr[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 1] &= 1 - \pi_{11}, \\ \Pr[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1] &= \pi_{11}\end{aligned}\quad (4)$$

そこで、このモデルはマルコフスイッチングモデルとも呼ばれる。

このモデルは、Hamilton (1989) で提案されているフィルターを適用すると尤度を計算することができるので、最尤法によりパラメータを推定することができる。また、推定されたパラメータの下で、Hamilton (1989) のフィルターと Kim (1994) で提案されているスムーザーを適用すると、景気後退期（拡張期）である事後確率 $\Pr[S_t = 0 \mid y_1, \dots, y_T]$ ($\Pr[S_t = 1 \mid y_1, \dots, y_T]$) を各期各期計算できる。

II-2. 構造変化を考慮して拡張したマルコフスイッチングモデル

アメリカでは1980年代中ごろから景気変動が安定化したという指摘がなされており、Kim and Nelson (1999) は、そうした景気変動の構造変化をと考慮して、Hamilton (1989) モデルを次のように拡張している。まず、構造変化点を τ とすると、その前後を表すダミー変数を以下のように定義する。

$$D_t = \begin{cases} 0, & 1 \leq t < \tau \\ 1, & \tau \leq t \leq T \end{cases} \quad (5)$$

そして、景気後退期と拡張期の平均成長率 μ_0 , μ_1 が τ 期の前と後で変化するものと考え、Hamilton (1989) モデルの(3)式を次のように書き換える。

$$\begin{aligned}\mu_{s_t} &= \mu_{0t}(1 - S_t) + \mu_{1t}S_t, \\ \mu_{0t} &= \mu_0 + \mu_{00}D_t, \\ \mu_{1t} &= \mu_1 + \mu_{11}D_t\end{aligned}\quad (6)$$

例えば、 τ 期以降、景気後退期の平均成長率が上昇し、拡張期の平均成長率が低下したのであれば、 $\mu_{00} > 0$, $\mu_{11} < 0$ となる。さらに、(2)式の誤差項 e_t の分散 σ^2 にも構造変化が生じている可能性を考慮し、以下のように定式化する。

$$\sigma_t^2 = \sigma_0^2 + \sigma_1^2 D_t, \quad \sigma_0^2 > 0, \quad \sigma_0^2 + \sigma_1^2 > 0 \quad (7)$$

そうすると、 e_t の分散 σ_t^2 は、 $\tau-1$ 期までは σ_0^2 , τ 期以降は $\sigma_0^2 + \sigma_1^2$ となる。これらはどちらも正の値でなければならないので、 $\sigma_0^2 > 0$, $\sigma_0^2 + \sigma_1^2 > 0$ という制約が必要になる。もし τ 期以降 σ_t^2 が低下していれば、 $\sigma_1^2 < 0$ である。

このモデルも τ が与えられると、最尤法によって推定できる。そこで、本論文では、 τ を変えて最尤推定を繰り返し、尤度が最大になる τ をその推定値とする。

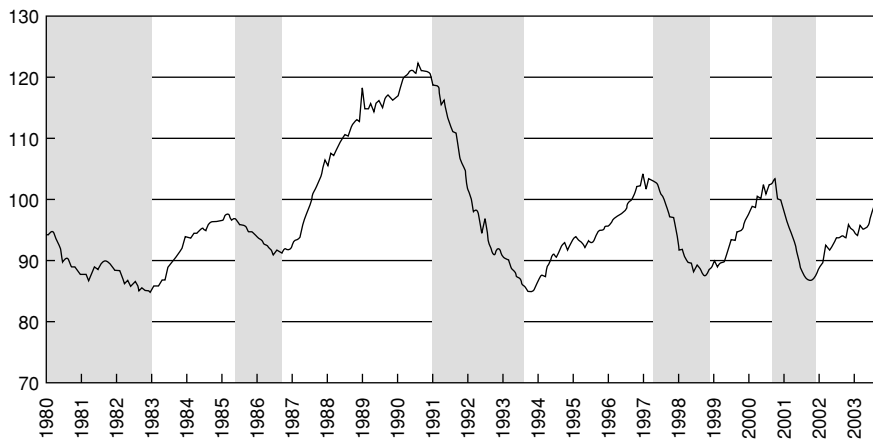
2) 平均だけでなく、誤差項の分散平均だけでなく、誤差項の分散 σ^2 や $\phi_1, \dots, \phi_p$ もスイッチするようにモデルを拡張することも可能である。

Ⅲ．データと推定結果

日本の景気変動を表す変数として、本論文では、内閣府経済社会総合研究所が作成している景気一致指数（CI）と鉱工業生産指数（IIP）の月次データを用いる³⁾。標本期間は1980年3月から2003年11月までで、標本数は285である。

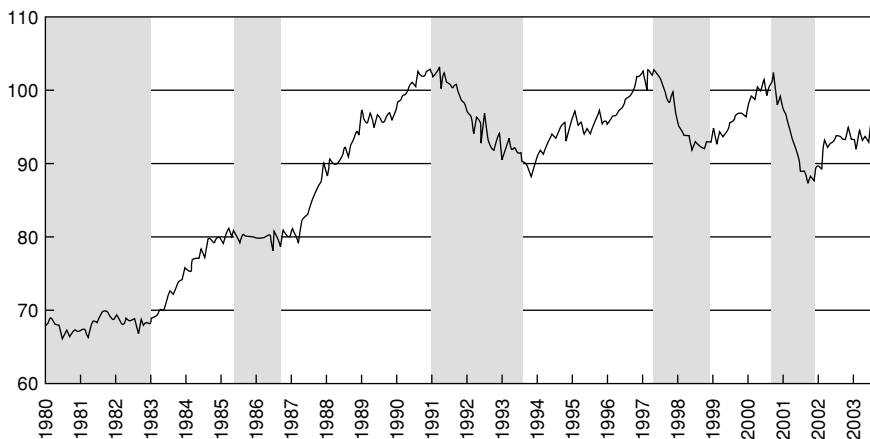
図1と図2はこれらのデータを時系列プロットしたものである。これらのデータの成長率（対数値の1回階差）を y_t として前節で説明した構造変化を考慮して拡張したマルコフスイッチングモデルを推定した。その際、構造変化点の

図1 景気一致指数（CI）



（注）射影を掛けた期間は、内閣府経済社会総合研究所が公表している景気後退期を表す。

図2 鉱工業生産指数



（注）射影を掛けた期間は、内閣府経済社会総合研究所が公表している景気後退期を表す。

3) これらのデータは内閣府経済社会総合研究所のホームページから入手した。

数は1と仮定し、構造変化点 τ を1984年3月から1999年10月までの期間で1ヶ月ずつずらしながら最尤推定し、尤度が最大になる τ の値を構造変化点の推定値とした。Uchiyama and Watanabe (2004)では、構造変化点の数が2以上の場合についても分析しており、周辺尤度(marginal likelihood)を用いて構造変化点の数として2を選択している。ただし、そこで用いているデータは1974年5月から2004年1月までのCIであり、2つの構造変化点の推定値のうち1つは本論文で用いている標本期間以前なので、ここで構造変化点の数を1と仮定することには問題ないものと思われる。

推定結果は表1と表2にまとめられている。表1は y_t にCIの成長率を用いた場合の推定結果であり、構造変化点の推定値は1989年4月である。これは、Watanabe and Uchiyama(2004)の推定値1989年3月とはほぼ一致している。ここでは、統計的に有意な構造変化があったかどうかの検定は、尤度比検定により行う。この場合の帰無仮説は、

$$H_0 : \mu_{00} = \mu_{11} = \sigma_1^2 = 0$$

なので、尤度比統計量は自由度3のカイ2乗分布に従う。尤度比統計量の値は31.76なので、有意水準1%でも統計的に有意な構造変化があったことになる。そこで、次に、どのような構造変化があったかを調べるためパラメータの推定値を見てみよう。 μ_{00} 、 μ_{11} の推定値はいずれもマイナスであり、前者は有意水準1%、後者は5%で統計的に有意である。これらの結果から、1989年4月以降、景気拡張期、後退期とも平均成長率が有意に低下していることがわかる。また、 μ_{00} の推定値より μ_{11} の推定値の方が小さいことから、1989年4月以降、景気後退期と景気拡張期の平均成長率の差、すなわち景気変動の振幅が拡大していることがわかる。さらに、 σ_1^2 の推定値はプラスであり、有意水準1%で有意である。このことから、1989年4月以降、景気変動の振幅だけでなく、景気変動からの短期的な乖離 e_t の分散も大きくなっていることがわかる。Uchiyama and Watanabe(2004)でも同様の結果が得られている。

表1 景気一致指数(CI)の推定結果

構造変化点 τ の推定値=1989年4月
尤度比検定統計量=31.76***

	ϕ_1	ϕ_2	μ_0	μ_{00}	μ_1	μ_{11}	σ_0^2	σ_1^2	π_{11}	π_{00}
推定値	-0.323	-0.026	-0.412	-0.718	0.682	-0.194	0.543	0.553	0.961	0.933
標準誤差	0.065	0.066	0.097	0.154	0.085	0.117	0.079	0.147	0.016	0.026
t値	-4.956	-0.390	-4.229	-4.669	8.054	-1.665	6.903	3.770	59.705	35.514

(注) ***は、 χ^2 統計量の1%の有意水準にあることを表す。

表2 鉱工業生産指数(IIP)の推定結果

構造変化点 τ の推定値=1992年1月
尤度比検定統計量=21.24***

	ϕ_1	ϕ_2	μ_0	μ_{00}	μ_1	μ_{11}	σ_0^2	σ_1^2	π_{11}	π_{00}
推定値	-0.689	-0.319	-0.066	-0.768	0.736	-0.343	0.963	0.447	0.924	0.901
標準誤差	0.067	0.066	0.067	0.150	0.092	0.121	0.135	0.239	0.031	0.037
t値	-10.356	-4.848	-0.979	-5.121	8.006	-2.832	7.115	1.867	28.889	24.600

(注) ***は、 χ^2 統計量の1%の有意水準にあることを表す。

表2はIIPを用いた場合の推定結果である。構造変化点の推定値は1992年1月である。また、尤度比統計量の値21.24から構造変化は有意水準1%でも統計的に有意であることがわかる。パラメータの推定結果はCIの場合と同様で、1992年1月以降、景気拡張期、後退期とも平均成長率が低下し、景気変動の振幅、景気変動からの短期的な乖離部分の分散とも拡大していることがわかる。

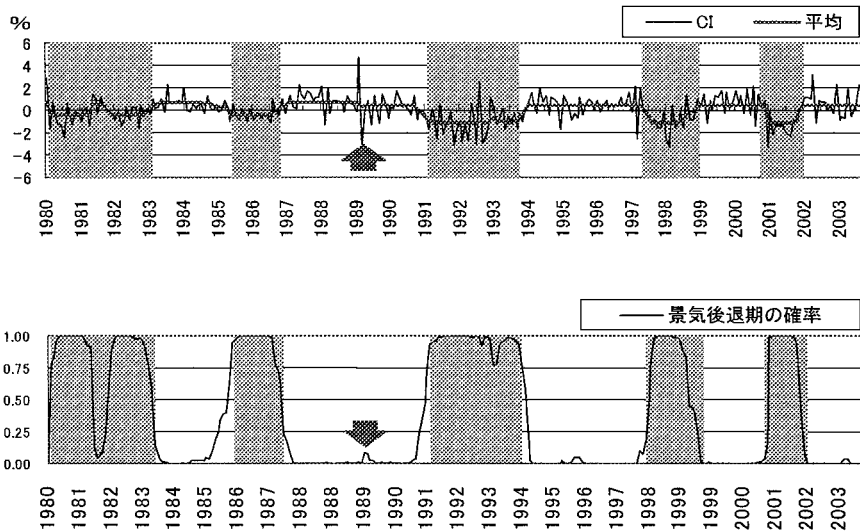
表1や表2に示されている最尤推定値の下でHamilton (1989) のフィルターおよびKim (1994) のスモーザーを適用すると、景気後退期である事後確率 $\Pr[S_t = 0 | y_1, \dots, y_T]$ を各期各期計算することができる。これを描いたものが図3と

図4の下グラフである。そこで、射影を掛けた期間は、内閣府経済社会総合研究所が公表している景気後退期を表している。また、景気後退期である事後確率 $\Pr[S_t = 0 | y_1, \dots, y_T]$ と景気拡張期である事後確率 $\Pr[S_t = 1 | y_1, \dots, y_T]$ が得られれば、成長率の事後平均

$$\begin{aligned} E[\mu_{y_t} | y_1, \dots, y_T] \\ = \mu_0 \Pr[S_t = 0 | y_1, \dots, y_T] \\ + \mu_1 \Pr[S_t = 1 | y_1, \dots, y_T] \end{aligned} \quad (8)$$

を計算することができる。これを、CI または IIP の成長率とともに描いたものが図3と図4の上のグラフである。

図3 景気一致指数 (CI) の構造変化点と景気後退確率



(注1) 射影を掛けた期間は、内閣府経済社会総合研究所が公表している景気後退期を表す。

(注2) 矢印は構造変化点 τ を表す。

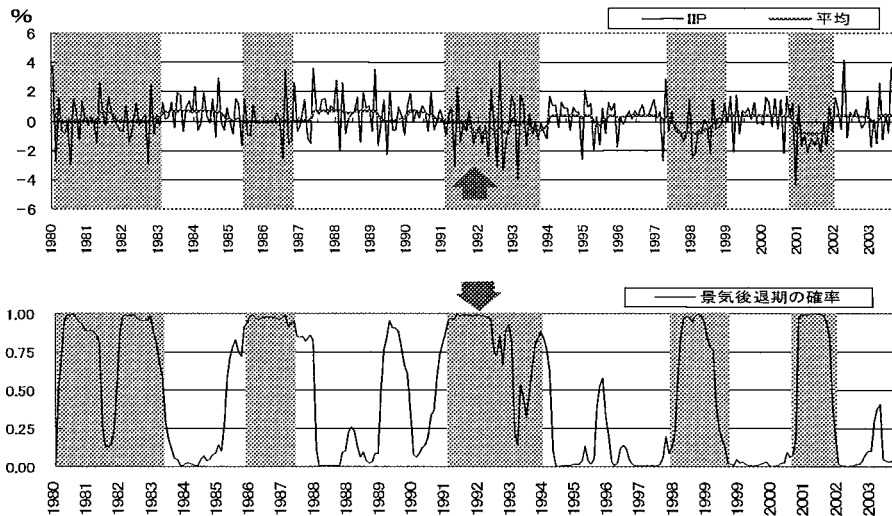
IV. 日経225株価指数先物取引の影響

IV-1. 分析方法

前節の分析で、構造変化点の推定値は、CI では1989年4月、IIPでは1992年1月であるとの結果が得られた。これとはほぼ同時期または直

前に日経225株価指数先物の取引が開始されている。正確には、1986年9月3日にSIMEX(現SGX-DT)で、1989年9月3日に大阪証券取引所で、1990年9月25日にCMEで、それぞれ日

図4 鉱工業生産指数（IIP）の構造変化点と景気後退確率



(注1) 射影を掛けた期間は、内閣府経済社会総合研究所が公表している景気後退期を表す。

(注2) 矢印は構造変化点 τ を表す。

日経225株価指数先物取引が開始されている。また、日経225先物取引開始後、1990年初めに日本の株価が大幅に下落し始めたことから、株価を下落させボラティリティを上昇させた原因は日経225先物取引であるとする「先物悪玉論」が唱えられるようになった。例えば、宮崎(1992)は、株価の暴落の原因を日経225株価指数と日経225先物の裁定取引の解消のために行われた「先物買い・現物売り」が原因であるとしている。しかし、それは時期が一致するというだけで、日経225先物取引が株価や景気に悪影響を与えたのかどうかはわからない。

先物取引が景気変動に与える影響についての研究はこれまで皆無である。これに対して、先物取引が現物価格に与えるについてはこれまでにいくつか理論・実証分析が行われているが、いまだ統一的な結論はいまだ得られていない。理論的には、「先物市場の導入は現物市場への新たな情報トレーダーを流入させることによっ

て現物市場の流動性を増加させ、ボラティリティの下落をもたらす」という考え方と「先物市場の導入は、情報を持たない非合理的な投機家の活動を助長し、これらの投機的な利ざや稼ぎを狙った売買の影響で現物市場のボラティリティが上昇する」という対立する考え方が並存している⁴⁾。

そこで、本節では、日経225先物取引が日本の株価および景気に影響を与えているかどうかを実証的に分析する。具体的には、日経225先物取引が活発になると、現物すなわち日経225株価指数や景気にどのような影響が出るかを分析する。日経225先物取引が活発であるかどうかを表す指標として、ここでは日経225先物の大証とSGX-DTを合わせた取引高と建玉残高を用いている⁵⁾。ただし、大証の取引単位が1,000円×指数なのに対して、SGX-DTは500円×指数なので、SGX-DTの取引高(建玉)×1/2を大証の取引高(建玉)に加えた。これらのデータ

4) 詳しくは、大村他(1998第6章)を参照のこと。

5) これらのデータは大阪証券取引所『先物・オプションレポート』による。

6) CMEの日経225先物取引はドル建てなので、ここではCMEの取引高、建玉残高は用いていない。

図5 日経225先物 取引高

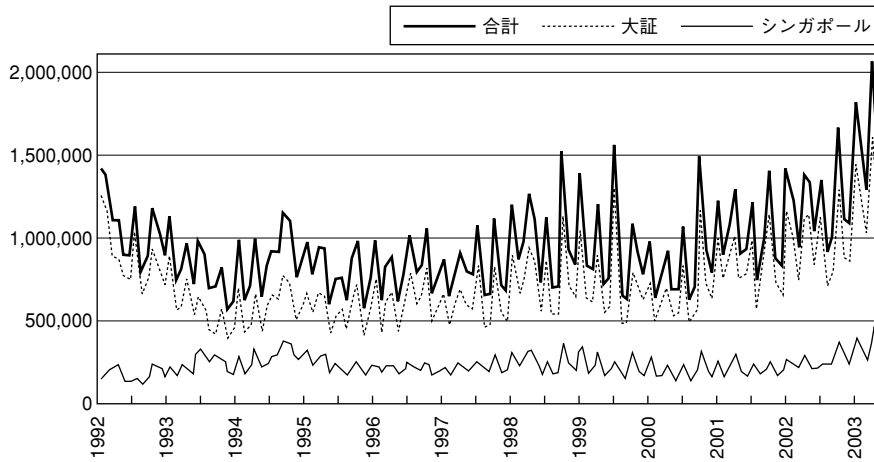
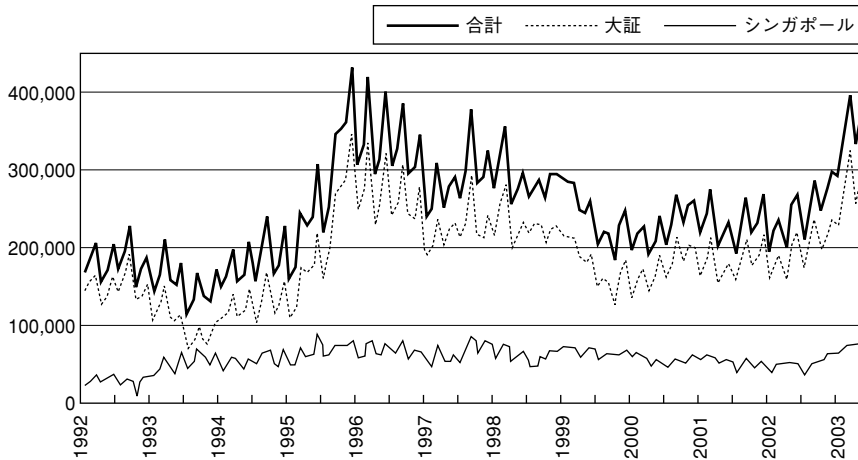


図6 日経225先物 建玉



は図5と図6に描かれている⁶⁾。

ここでは、景気変動と日経225先物の取引高・建玉との関係だけでなく、景気変動のボラティリティと日経225先物の取引高・建玉との関係についても分析するため、以下のような2段階の推定を行う。まず、マクロ変数と日経225先物の取引高・建玉残高の関係を分析するため、 $x_t = \text{CI}$ （またはIIP、日経225株価指数）の変化率、 $y_t = \text{日経225先物の取引高（または建玉）}$ の変化率として、以下のような2変量VARモデルを推定する。

$$x_t = \omega_1 + \sum_{k=1}^p a_k x_{t-k} + \sum_{k=1}^p b_k y_{t-k} + u_{1t} \quad (9)$$

$$y_t = \omega_2 + \sum_{k=1}^p c_k x_{t-k} + \sum_{k=1}^p d_k y_{t-k} + u_{2t} \quad (10)$$

ここで、 x_t 、 y_t に変化率（対数値の1回階差）を用いるのは、ADFテストを行った結果、すべての変数で単位根の存在が棄却されなかったからである。

次に、景気変動のボラティリティと日経225先物の取引高・建玉との関係について分析するため、(9)式の残差の絶対値 $|u_{1t}|$ と y_t を用いて以下の2変量VARモデルを推定する。

表3 マクロ変数と日経225先物の取引高・建玉残高の因果性検定

	χ^2 統計量	p (自由度)
取引高→CI	3.68	3
取引高→IIP	1.98	2
取引高→日経225株価指数	0.56	2
建玉→CI	3.16	4
建玉→IIP	2.32	4
建玉→日経225株価指数	1.73	3
CI→取引高	5.98	3
CI→建玉	1.30	4
IIP→取引高	1.12	2
IIP→建玉	0.73	4
日経225株価指数→取引高	1.43	2
日経225株価指数→建玉	5.36	3

$$|u_{1t}| = \omega_3 + \sum_{k=1}^p e_k |u_{1t-k}| + \sum_{k=1}^p f_k y_{t-k} + u_{3t} \quad (11)$$

$$y_t = \omega_4 + \sum_{k=1}^p g_k |u_{1t-k}| + \sum_{k=1}^p h_k y_{t-k} + u_{4t} \quad (12)$$

推定に用いた標本は1992年6月から2003年1月までである。

IV-2. 分析結果

(9), (10)式の推定結果をまとめたのが表3である。表にはSICによって選択した最適次数 p の値と、 x_t と y_t のグレンジャーの因果性があるかどうかを検定するためのカイ2乗統計量の値が示されている。この統計量はグレンジャーの因果性がないという帰無仮説の下では、自由度 p のカイ2乗分布に従う。そこで、表3ではすべての因果性が統計的に有意ではない。次

に、(11), (12)式の推定結果は表4にまとめられている。表3と同様、表にはSICによって選択した最適次数 p の値と、 x_t と y_t のグレンジャーの因果性があるかどうかを検定するためのカイ2乗統計量の値が示されている。ここでも、日経225株価指数から日経225先物の取引高への因果性を除くすべてのケースで有意な因果性は観測されない。これらの結果から、日経225先物取引が活発であるかどうかは日経225, CI, IIPのレベルにもボラティリティにも有意な影響を与えていないと言える。

CIやIIPは月次データしか得られないが、日経225先物の取引高や建玉残高、日経225株価指数は日次データが得られるので、日次データを使った分析も可能である。そうした分析を行ったものに渡部・大鋸(1996)があり、日次データを用いた場合も同様な結果が得られている。

V. 結論と今後の課題

本論文では構造変化を考慮して拡張したマルコフスイッチングモデルを用いて日本の景気変

動の構造変化について分析を行った。日本の景気変動を表す変数としては景気一致指数(CI)

表 4 マクロ変数のボラティリティと日経225先物の取引高・建玉残高の因果性検定

	χ^2 統計量	p (自由度)
取引高→CI	0.71	2
取引高→IIP	0.54	2
取引高→日経225株価指数	0.76	3
建玉→CI	1.12	3
建玉→IIP	1.75	3
建玉→日経225株価指数	4.54	3
CI→取引高	2.91	2
CI→建玉	3.68	3
IIP→取引高	0.81	2
IIP→建玉	1.89	3
日経225株価指数→取引高	15.65***	3
日経225株価指数→建玉	1.50	3

(注) ***は、 χ^2 統計量の1%の有意水準を表す。

と鉱工業生産指数 (IIP) を用いており、景気転換点は、CI を用いた場合には1989年4月、IIP を用いた場合には1992年1月と推定された。いずれの変数を用いた場合も、景気後退期、拡張期とも平均成長率が低下しており、また景気変動の振幅および短期的な景気変動からの乖離部分の分散が増大しているとの結果が得られた。日本の景気変動にいつどのような構造変化が生じているのかを明らかにしたという意味で本論文の結果は重要である。

本論文では、さらに日本の景気変動を不安定化させた原因が日経225先物取引開始にあるのではないかと考え、日経225先物取引の取引高や建玉残高から日経225株価指数やCI、IIPのレベルやボラティリティへグレンジャーの因果

性がないかどうか分析を行ったが、有意な因果性は観測されなかった。

そこで、今後の課題は、日本の景気変動を不安定化させた原因は何なのかを分析することであろう。アメリカでは1980年代半ば以降、景気変動が安定化しているが、その原因を探ろうとする分析も既に行われている。McConnell and Perez-Quiros (2000) は在庫投資の変動が安定化したからだとしているが、Stock and Watson (2002) は、金融政策の寄与度が20-30%、生産性、商品価格のショックの寄与度が20-30%で、不明分が40-60%あるとしており、Kim, Nelson and Piger (2004) は多くの系列が安定化しているので原因は特定できないとしている。

参 考 文 献

- 大村敬一・宇野淳・川北英隆・俊野雅司(1998), 『株式市場のマイクロストラクチャー』日本経済新聞社。
小巻泰之(2001), 「景気の転換点予測モデルの有効性—日本経済への応用—」『フィナン

- シャル・レビュー』第57号, 42-69。
宮崎義一(1992), 『複合不況』中公新書。
渡部敏明・大鋸崇(1996), 「先物取引と現物価格のボラティリティ：日経225先物取引は現物市場の攪乱要因か？」大阪証券取引所『イ

- ンベストメント』第49巻第2号 No. 294, 30-42.
- Artis, M., Krolzig, H-M., and Toro, J. (2004), “The European Business Cycle,” *Oxford Economic Papers*, 56, 1-44.
- Blanchard, O., and Simon, J. (2001), “The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 135-174.
- Hamilton, J. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and Business Cycle,” *Econometrica*, 57, 357-384.
- Kim, C.-J. (1994), “Dynamic Linear Models with Markov-Switching,” *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
- Kim, C.-J., and Nelson, C. R. (1999), “Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle,” *Review of Economics and Statistics*, 81, 608-616.
- Kim, C.-J., Nelson, C. R., and Piger, J. (1999), “The Less-Volatile U.S. Economy : A Bayesian Investigation of Timing, Breath, and Potential Explanations,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 22, 80-93.
- McConnell, M. M. and Perez-Quiros, G. P. (2000), “Output Fluctuations in the United States : What has Changed Since the Early 1980’s,” *American Economic Review*, 90, 1464-1476.
- Stock, J. H., and Watson, M. W. (2002), “Has the Business Cycle Changed and Why?” *NBER Macroeconomics Annual*, 17, 159-218.
- Uchiyama, H. and Watanabe, T. (2004), “Has the Business Cycle Changed in Japan? : A Bayesian Analysis Based on a Markov-Switching Model with Multiple Change-Points.” COE Discussion Paper Series No.26, Faculty of Economics/ Graduate School of Social Sciences, Tokyo Metropolitan University.
- Watanabe, T. (2002), “Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with a Dynamic Markov Switching Factor Model,” *Monetary and Economic Studies*, 21, 35-68.