

# 持続性のあるカタストロフィックな成長ショックの 株式リスク・プレミアムへの影響について\*

鈴木 史 馬<sup>†</sup>

## 1. はじめに

Mehra and Prescott (1985) は相対的危険回避度一定 (CRRA) 効用を想定した代表的個人資産価格モデルにおいて、妥当な選好パラメータの下で得られる株式リスク・プレミアムの理論値は、米国において1869年から1978年の間に観察された株式市場のリスク・プレミアムを大きく下回ることを指摘した。これは株式リスク・プレミアム・パズルとして知られ、数多くの研究がこのパズルに取り組んできた。Rietz (1988) は、生起確率は低いものの一度発生すると経済成長率を大きく引き下げるようなカタストロフィックな成長ショックを導入すると、CRRA 効用を想定した標準的な代表的個人資産価格モデルの下であっても、大きな株式リスク・プレミアムが生じることを示した。何故ならば、カタストロフィックな成長ショックを考慮している投資家は、そのリスクに見合うだけの追加的なリスク・プレミアムを要求するからである。Barro (2006) は、OECD、東アジア、ラテンアメリカ諸国の20世紀のデータを使って、カタストロフィックな成長ショックは年率1.8%の確率で発生し、一人当たり実質GDPを15%から64%程度低下させることを指摘した。そして、このようなカタストロフィックな成長ショックの特徴を考慮すると確かにCRRA 効用をもった代表的個人資産価格モデルの下でも高いリスク・プレミアムが生じることを示した。

---

\* 本稿の作成にあたっては齊藤誠、池田新介、祝迫得夫、福田祐一、和田賢治、青野幸平、山田知明の各氏、および2007年度日本ファイナンス学会15回大会、2007年度日本経済学会春季大会、日本ファイナンス学会／アジアファイナンス学会2008年合同大会、一橋大学、大阪大学でのセミナー出席者から貴重なコメントをいただいた。また、匿名のレフェリーからも非常に丁寧なコメントをいただくことが出来た。筆者は文部科学省21世紀COEプログラム（現代経済システムの規範的評価と社会選択）からのサポートを受けた。ここに謝辞を申し上げたい。なお、本稿に含まれる誤りは全て筆者のものである。

† 一橋大学大学院経済学研究科博士課程 E-mail:shiba1031@jcom.home.ne.jp

ただし、RietzやBarroには重要な想定がある。彼らはカタストロフィックな成長ショックを、経済成長率の低下がまったく一時的で持続性はないものと想定した。また、一人当たり実質GDPの水準に対して恒常的な効果を与えるものと想定した。しかしながら、歴史的に観察されたカタストロフィックな成長ショックには、経済成長率を数年間低下させるという持続性、または正の系列相関があることが指摘されている。例えば、Cecchetti, Lam, and Mark(1990) はマルコフ・スイッチング・モデルを用いて、1869年から1985年までの米国における一人当たり実質GNP成長率より、カタストロフィックなレジームの発生確率を推定した。その結果、カタストロフィックなレジームの発生確率は年率1.7%であり、一度発生すると50.96%の確率で持続することを発見した。また、カタストロフィックなレジームにおける経済成長率は-15%にまで低下することを発見した<sup>1)</sup>。この結果はカタストロフィックな成長ショックの発生確率や一人当たり実質GNPの水準に対する恒常的な効果はBarroの示した値と概ね整合的であるが、成長率の低下は一時的ではなく数年にわたって持続する傾向があることを示唆している。実際、Barroも解析解を得る都合上、カタストロフィックな成長ショックを独立同一分布に従うと想定したが、20世紀に世界各国で観察された成長ショックは数年にわたって持続する傾向があることを指摘した<sup>2)</sup>。そして、"A natural next step is to extend the model to incorporate stochastic variations in the disaster probability" (Barro (2006, conclusion, p864)) と、カタストロフィックなショックの特徴を明示的に考慮した研究を行なうことの重要性を示唆している。

本稿では、Mehra and Prescott (1985) やRietz (1988) と同様のCRRA効用を持った代表的個人資産価格モデルを構築する。そして、カタストロフィックな成長ショックがRietzやBarroと同様、一人当たり実質GDPの水準に対して恒常的な効果を持つ一方成長率の低下は一時的ではなく、数年にわたって持続するよ

---

1) Cecchetti, et al. (1990) はこのようなカタストロフィック・ショックが株式価格の平均回帰性を生じさせることを示している。一方、Cecchetti, et al. (1993) は消費と配当を同時に推定すると、代表的個人資産価格モデルは株式リスク・プレミアムの1次モーメントは説明できるが、2次モーメントについては説明できないことを報告している。

2) Barroが指摘したカタストロフィックな事象の多くが数年にわたって経済成長率を低下させていたことは4.2節の表2で具体的に確認する。

うな場合でも、リスク・プレミアムが拡大するのかを考察する。そして、カタストロフィックな成長ショックが持続性を有している場合、株式市場のリスク・プレミアムはむしろ縮小し、ごく妥当な持続確率、選好パラメータの下でリスク・プレミアムは負の値を取ることを数値計算により明らかにする。その主要な理由は次の通りである。カタストロフィックな成長ショックが持続性を有している場合、成長ショックが実現した時点で、追加的な経済成長率の低下の確率が高まることから、強い資産需要が生じ株式を含めた資産価格が高騰する。このような株式価格の高騰は非常に大きく、消費成長率が大幅に低下するショック発生時に、配当低下を補うほどのキャピタルゲインによる株式リターンの上昇が生じる。その結果、株式リターンと消費成長率との正の相関が弱まり、持続確率によっては負の相関が生じる。すなわち、株式がカタストロフィックな成長ショックに対して保険の役割を果たし、危険回避的な投資家は平時においても、より安全な株式を保有しようとし、株式リスク・プレミアムが負の値を取る。

また、ショック発生時点における株式価格高騰の背後に効用関数の3階微分であらわされる予備的貯蓄動機(相対的ブルーデンス)が重要な役割を果たしていることを理論的に明確にする。一般的に、予備的貯蓄動機は資産価格を全般的に引き上げるため、安全資産利子率パズルの解消には貢献するものの、株式リスク・プレミアム・パズルへの効果は強調されていなかった。しかしながら、本稿では、カタストロフィックな成長ショックに持続性がある場合、予備的貯蓄動機が株式価格を引き上げることで、そのような予備的貯蓄による株式価格の高騰は通常時よりもショック時に顕著に生じる結果、通常時からショック発生時にかけてキャピタルゲインが生じることを明らかにする。すなわち、カタストロフィックな成長ショックの持続性を考慮すると、CRRA効用の下では、予備的貯蓄動機が株式リスク・プレミアム・パズルを深刻化させることを明らかにする。

また本稿では、経済成長率の大幅な低下時における株式価格高騰という直観に反する理論的帰結を経済史的事実より確認する。Jorion and Goetzmann (1999)によると、第二次大戦期にドイツに占領された国々では、占領直後から1~2年の間急激な株式価格の高騰を経験している。そこで、本稿ではBarro (2006)が指摘した、OECD諸国についての歴史的なカタストロフィックイベントでの実質

株価を調べた。その結果、確かに第二次大戦期にドイツに占領された諸国では株式価格は上昇していることを確認した。

本稿は、Barroと同じCRRA効用を利用し、一人当たり実質GDPの水準に対して期待値で見て同規模のカスタロフィックな成長ショックを想定したとしても、実証的に妥当な範囲の持続性を考慮することで、株式リスク・プレミアムは必ずしも拡大しないことを示す。Gourio (2008) の最近の研究でも、カスタロフィックな成長ショックの直後に、成長率の急回復を伴う場合、異時点間の代替の弾力性が高い値を取る場合、株式リスク・プレミアムはむしろ低下してしまうことが示されている。従って、本稿の結果はカスタロフィックな成長ショックの特徴を明示的に考慮すると、RietzやBarroの示したリスク・プレミアムの拡大が常に生じるわけではないことを示している点で、Gourio (2008) の結果とも補完的である。なお、安全資産利子率はカスタロフィックな成長ショックの持続性に拠らず常に低下する。

本稿の構成は以下の通りである。2節において、CRRA効用をもった代表的個人資産価格モデルを構築すると同時に、カスタロフィックな成長ショック発生時点での株式価格の動きを消費ストリップの価格付けを通して分析する。3節ではカリブレーションを行いその結果を報告する。4節ではショック直後の資産価格の動きの背後にある理論的メカニズムについて議論すると同時に、そのインプリケーションを歴史的に観察されたカスタロフィックな事象発生時の株式価格の動きから確認していく。5節では結論を述べる。

## 2. 代表的個人資産価格モデル

本節ではMehra and Prescott (1985) や Rietz (1988) と同様の確率成長経済における代表的個人資産価格モデルを構築する。経済には2種類の資産が取引されている。一つは每期確率的ショックにさらされた消費財を生み出す株式に対する請求権であり、もう一つは各期一単位の消費財を確実に支払う安全資産である。 $y_t$ を $t$ 期における株式の生み出す配当、 $p_t^s$ と $p_t^f$ をそれぞれ $t$ 期における株式と安全資産の価格とする。 $e_t$ 、 $f_t$ を $t$ 期に代表的個人が保有している株式のシェアと安全資産保有量であるとする。代表的個人は予算制約の下で生涯効用を極大化す

るように消費  $c_t$  を決定する。代表的個人の生涯効用極大化問題は次のように書ける：

$$\max E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \right] \quad (1)$$

$$s.t. \quad c_t = y_t c_{t-1} + p_t^e (e_{t-1} - e_t) + f_{t-1} - p_t^f f_t \quad (2)$$

ここで効用関数はCRRAであり、 $U(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$  とする。 $E_0[\cdot]$  は0期において入手可能な情報の下での条件付期待オペレータである。また、 $\beta$  は時間割引因子で  $\beta \in (0, 1)$ 、 $\gamma$  は相対的危険回避度または異時点間の代替の弾力性の逆数である。ここでは危険回避的な経済主体を仮定する ( $\gamma > 0$ )。

代表的個人の効用極大化の一階条件は次のように書ける：

$$p_t^e U'(c_t) = E_t [\beta U'(c_{t+1}) \{y_{t+1} + p_{t+1}^e\}] \quad (3)$$

$$p_t^f U'(c_t) = E_t [\beta U'(c_{t+1})] \quad (4)$$

市場精算条件として各  $t$  期に  $c_t = y_t$ 、 $e_t = 1$  および  $f_t = 0$  が満たされなければならない。

賦与所得水準を  $y_t$ 、消費水準を  $c_t$  とする。これらは次のように時間を通じて成長する：

$$y_{t+1} = x_{t+1} y_t = c_{t+1}$$

ここで成長率  $x_{t+1}$  は確率変数であり、 $\lambda_1, \dots, \lambda_n$  までの  $n$  個の値を取りうるとする ( $x_{t+1} \in \{\lambda_1, \dots, \lambda_n\}$ )。成長率  $x_{t+1}$  は次のマルコフ過程に従う：

$$\Pr(x_{t+1} = \lambda_j | x_t = \lambda_i) = \phi_{ij}$$

なお、均衡が存在するように  $a_{ij} \equiv \beta \phi_{ij} \lambda^{1-\gamma}$  (ただし  $i, j = 1, \dots, n$ ) を要素とする行列  $A$  は、安定な行列であると仮定する。

式(3)と(4)より  $t$  期における資産価格は  $t$  期の状態変数である  $(y_t, x_t)$  の関数として表現でき、次のように書ける：

$$p_t^e(y_t, x_t) = E_t \left[ \beta \left( \frac{y_{t+1}}{y_t} \right)^{-\gamma} \{y_{t+1} + p_{t+1}^e(y_{t+1}, x_{t+1})\} \right] \quad (5)$$

$$p_t^f(y_t, x_t) = E_t \left[ \beta \left( \frac{y_{t+1}}{y_t} \right)^{-\gamma} \right] \quad (6)$$

市場清算条件より  $y_t = c$ 、 $y_{t+1} = x_{t+1} y_t$  と書けるとする。ここで、 $x_t = \lambda_t$  が実現した場合の株価を  $p^e(c, i)$  と表記すれば、上式からそれは以下のように求めることができる：

$$p^e(c, i) = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \left( \frac{\lambda_j c}{c} \right)^{-\gamma} \{ p^e(\lambda_j c, j) + \lambda_j c \} \quad (7)$$

$$p^f(c, i) = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \left( \frac{\lambda_j c}{c} \right)^{-\gamma} = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \lambda_j^{-\gamma} \quad (8)$$

株式の価格は  $c$  についての一次同次関数である。そのため、未定係数  $w_i$  を用いて株式価格は  $p^e(c, i) = w_i c$  と書くことができる。なお、 $w_i$  は価格配当比と解釈することができる。これを (7) と (8) に代入し次の式を得る：

$$w_i = \beta \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \lambda_j^{1-\gamma} (w_j + 1), \quad i = 1, \dots, n \quad (9)$$

もし現在の状態が  $(c, i)$  であり次期の状態が  $(\lambda_j c, i)$  の時株式のリターンは次のように書ける：

$$r_{ij}^e = \frac{p^e(\lambda_j c, i) + \lambda_j c}{p^e(c, i)} = \frac{\lambda_j (w_j + 1)}{w_i} \quad (10)$$

その結果、現在の状態が  $(c, i)$  である時、株式と安全資産の条件付期待リターンは次のように書ける：

$$R_i^e = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} r_{ij}^e, \quad R_i^f = \frac{1}{p^f(c, i)}.$$

株式と安全資産の条件なし期待リターンは次のように書ける：

$$R^e = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^e, \quad R^f = \sum_{i=1}^n \pi_i R_i^f.$$

ただし、 $\pi$  はマルコフ過程の定常確率であるとする。株式リスク・プレミアムは株式の安全資産に対する超過リターン、 $R^e - R^f$ 、として計算できる。

## 2.1 ショック直後の株式価格の動き

長期的な株式リスク・プレミアムの動きを決定する上でカタストロフィックな成長ショック発生直後の株式価格の動きが重要な役割を果たす。そこで、株式価格を分析するために、 $t$  期に取引され、 $t + 1$  期に不確実な消費  $c_{t+1}$  期を配当とするような証券である消費ストリップの価格を考察する。株式は不確実な消費流列  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$  に対する請求権の価格なので、消費ストリップの価格が上昇すれば株式価格も上昇することが分かる。

$t$  期における消費ストリップの価格は次のように書くことができる：

$$p_t^c \equiv E_t \left[ \beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} c_{t+1} \right]. \quad (11)$$

(11) 式を  $c_t$  周りで 2 次までのテイラー展開し消費ストリップ価格を次のように近似する：

$$p_t^c \cong \beta E_t \left[ 1 + g_{t+1} - \frac{U''(c_t)}{U'(c_t)} c_t \left\{ -g_{t+1} + \frac{1}{2} \left( -\frac{U'''(c_t)}{U''(c_t)} c_t - 2 \right) g_{t+1}^2 \right\} \right] c_t \quad (12)$$

$$\cong \beta \left[ 1 - (\gamma - 1) E_t g_{t+1} + \frac{\gamma(\gamma - 1)}{2} E_t g_{t+1}^2 \right] c_t \quad (13)$$

ただし  $g_{t+1} = c_{t+1}/c_t - 1$  である。ここで消費ストリップの価格配当比率は  $w_t^c \equiv p_t^c/c_t$  と書くことができる。また、 $-c_t U''(c_t)/U'(c_t)$  は相対的危険回避度または異時点間の代替の弾力性の逆数であり、効用関数の 3 階微分であらわされる  $-c_t U'''(c_t)/U''(c_t)$  は相対的プルーデンスと呼ばれる予備的貯蓄動機の強さをあらわす。CRRA 効用の場合、前者は  $\gamma$  で後者は  $\gamma + 1$  となる。

(12) 及び (13) 式より、相対的危険回避度（異時点間の代替の弾力性の逆数）が 1 の時、もしくは相対的プルーデンスが 2 の時、消費ストリップの価格配当比率は一定の値、 $\beta$ 、となる。一方、相対的危険回避度（異時点間の代替の弾力性の逆数）が 1 以上の時、または相対的プルーデンスが 2 以上の時、消費成長率の条件付期待値 ( $E_t g_{t+1}$ ) の低下または消費成長率の条件付 2 次モーメント ( $E_t g_{t+1}^2$ ) の上昇は消費ストリップの価格配当比率を引き上げる。

特に重要な点として、カタストロフィックな成長ショックが独立同一分布に従うのではなく持続性を有している場合、ショック発生時に消費成長率の大幅な低

下が高い確率で期待されるため、通常時よりも消費成長率の条件付2次モーメントが大幅に上昇する。このことから、カタストロフィックな成長ショックに持続性がある場合、効用関数の3階微分であらわされる予備的貯蓄動機（相対的ブルーデンス）が株式価格を引き上げること、そのような予備的貯蓄による株式価格の高騰は通常時よりもショックの持続確率の高いショック時に顕著に生じる結果、通常時からショック発生時にかけてキャピタルゲインが生じる可能性があることがわかる。以下のカリブレーションで示していくように、このようなショック発生直後の予備的貯蓄動機の役割は、長期的な株式リスク・プレミアムに影響を与える。

### 3. カリブレーション

#### 3.1 4状態表現

本稿では、持続性を持ったカタストロフィックな成長ショックのある経済を4個の状態によりモデル化する。賦与所得（消費）成長率  $x_t \in \{\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4\}$  は、 $\lambda_1 = 1 + \rho_0 + \sigma$ 、 $\lambda_2 = 1 + \rho_0 - \sigma$ 、 $\lambda_3 = 1 + \rho_0 - \rho_1 + \sigma$ 、および  $\lambda_4 = 1 + \rho_0 - \rho_1 - \sigma$  とする。ただし、 $\rho_0$  はノーマル・レジームにおける平均成長率、 $\rho_1$  はカタストロフィックな成長ショックのサイズ、 $\sigma$  は両レジームに共通の独立同一な正規分布に従うショックの標準偏差であるとする。 $\lambda_1$  および  $\lambda_2$  はノーマル・レジームにおける成長率、 $\lambda_3$  および  $\lambda_4$  はカタストロフィック・レジームにおける成長率に相当する。

ノーマル・レジームは確率  $p$  で繰り返し、カタストロフィック・レジームは確率  $q$  で繰り返す。従って、その遷移確率は次のように与えられる。

$$\phi = \begin{bmatrix} 0.5p & 0.5p & 0.5(1-p) & 0.5(1-p) \\ 0.5p & 0.5p & 0.5(1-p) & 0.5(1-p) \\ 0.5(1-q) & 0.5(1-q) & 0.5p & 0.5p \\ 0.5(1-q) & 0.5(1-q) & 0.5p & 0.5p \end{bmatrix}$$

#### 3.2 カリブレーション・パラメータ

カリブレーション・パラメータを Cecchetti et al. (1990) や Barro (2006) に

鈴木史馬・持続性のあるカタストロフィックな成長ショックの株式リスク・プレミアムへの影響について (29)  
従い以下のように設定する。ノーマル・レジームにおける平均成長率を $\rho_0=2.5\%$ 、  
両レジームに共通のショックの標準偏差を $\sigma=4.3\%$ 、ノーマル・レジームの持続  
確率を $p=98.3\%$ とする。主観的割引因子を $\beta=0.97$ とする。

表1は成長率の低下が独立同一分布に従う一時的現象(2)、(6)列か、持続  
的現象(3)、(4)、(7)、(8)列かでどのように資産価格の結果が異なるかを示  
している。特に、(4)、(8)列はCecchetti et al. (1990)の推定結果とはほぼ同程度  
の持続性、規模となっている。表1の(1)–(4)列は相対的危険回避度が1の時の  
結果であり、(5)–(8)列は相対的危険回避度が4の時の結果である。(1)、(5)  
列はカタストロフィックな成長ショックが存在しないケースを報告している。(2)、  
(6)列はカタストロフィックな成長ショックの持続確率 $q=1.7\%$ 、ショックの規模  
が $\rho_1=33.9\%$ の時の結果、(3)、(7)列はカタストロフィックな成長ショックの持続  
確率 $q=25\%$ 、ショックの規模が $\rho_1=25.9\%$ の時の結果、(4)、(8)列はカタストロ  
フィックな成長ショックの持続確率 $q=50\%$ 、ショックの規模が $\rho_1=17.2\%$ の時の  
結果を報告している。以下では、 $q=1.7\%$ の場合を、経済成長率へのショックが  
一時的なケースと呼ぶ。なお、(2)–(4)、(6)–(8)列において、一人当たり実質  
GDPの条件無し期待成長率は1.9%であり、成長ショックの条件なし期待消費成  
長率への効果は一定である。

図1は、持続確率と株式リスク・プレミアムの関係を示すために、縦軸に株式  
リスク・プレミアム、横軸に持続確率をとって両者の関係を示したものである。  
相対的危険回避度を1、2、3、4とした時、持続確率を0%から50%まで5%  
刻みで上昇させた時の株式リスク・プレミアムの値をプロットしている。ただし、  
表1と同様、一人当たり実質GDPの条件無し期待成長率が1.9%で成長ショック  
の条件なし期待消費成長率への効果は一定となるようにカタストロフィックな  
ショックのサイズを調整する。

### 3.3 結果

表1の(1)–(4)列は相対的危険回避度1の時の結果である。もしカタストロフィッ  
クな成長ショックがない場合、株式リスク・プレミアムは(1)列にあるように0.2%  
となる。もしカタストロフィックな成長ショックが存在する場合、(2)列では

0.5%、(3)列では0.4%、(4)列では0.3%となる。ショックの持続確率が上昇すると、株式リスク・プレミアムを低下させる方向に働くが、カタストロフィックなショックの存在は、RietzやBarroの指摘どおり、ショックが存在しない場合と比べ株式リスク・プレミアムを引き上げることがわかる。ただし、その大きさはごく小さい。

表1の(5)－(8)列は相対的危険回避度が4の時の結果である。カタストロフィックな成長ショックがない場合、株式リスク・プレミアムは(5)列にあるように0.8%である。一時的なショックの場合、(6)列にあるように、株式リスク・プレミアムは3.1%まで上昇する。しかし、ショックの持続性を考慮すると、(7)列では-0.1%、(8)列では-1.5%となる。すなわち、カタストロフィックな成長ショックの一人当たり実質GDPの条件なし期待成長率への効果が一定であっても、その株式リスク・プレミアムへの影響は成長率が一時的に低下するのか数年にわたって低下し続けるのかによってまったく異なる。特に、株式リスク・プレミアムはごく弱い持続確率の下でも負の値を取る。

表1はまた、両レジームにおける株式の価格配当比と、ノーマル・レジームの株式価格を1とした時のカタストロフィック・レジーム発生直後の株式価格 ( $p_{n,c}^*$ )、カタストロフィック・ショック発生直後の事後的な株式リターン ( $p_{n,c}^e$ ) を報告している<sup>3)</sup>。  $\gamma = 1$  の時、価格配当比はショックの性質にかかわらず一定であり、株式価格はカタストロフィック・ショック発生直後に大きく低下し、事後的リターンはカタストロフィック・ショック発生時に急低下する。一方、  $\gamma = 4$  の時、価格配当比はショックの持続性やサイズによって異なる。カタストロフィックな成長ショックが独立同一分布に従う(6)列では、価格配当比は両レジーム間で一定であり、株式価格はカタストロフィック・ショック発生直後に0.70まで低下し、株式リターンはカタストロフィック・ショック発生時に-27.6%となる。しかしながら、成長ショックが持続的である(7)、(8)列のようなケースでは、価格配当

---

3) カタストロフィック・レジーム発生直後の株式価格は  $(1 + \rho_0 - \rho_1)w_c/w_n$ 、配当を含めたネットの事後的リターンは  $(1 + \rho_0 - \rho_1)(w_c + 1)/w_n - 1$  として計算している。ただし  $w_n$  はノーマル・レジームにおける価格配当比、  $w_c$  はカタストロフィック・レジームにおける価格配当比である。

表1 資産価格結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\gamma$	1	1	1	1	4	4	4	4
$p$ (%)		98.3	98.3	98.3		98.3	98.3	98.3
$q$ (%)		1.7	25.0	50.0		1.7	25.0	50.0
$\rho_0$ (%)	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5
$\rho_1$ (%)		33.9	26.0	17.5		33.9	26.0	17.5
$R^e - R^f$ (%)	0.2	0.5	0.4	0.3	0.8	3.1	-0.1	-1.5
$R^f$ (%)	4.9	4.6	4.7	4.8	9.3	4.6	6.9	8.4
$R^e$ (%)	5.1	5.1	5.1	5.1	10.1	7.6	6.8	6.9
$w_n$	32.3	32.3	32.3	32.3	12.5	17.9	21.5	25.8
$w_c$	32.3	32.3	32.3	32.3	12.5	17.9	35.4	65.5
$p_{n,c}^e$		0.68	0.76	0.85		0.70	1.26	2.13
$R_{n,c}^e$ (%)		-29.3	-21.1	-12.4		-27.6	29.5	119.1
$Eg_{t+1}$ (%)	2.5	1.9	1.9	1.9	2.5	1.9	1.9	1.9
$En g_{t+1}$ (%)		1.9	2.1	2.2		1.9	2.1	2.2
$Ec g_{t+1}$ (%)		1.9	-4.0	-6.3		1.9	-4.0	-6.3
$En g_{t+1}^2$		0.004	0.003	0.003		0.004	0.003	0.003
$Ec g_{t+1}^2$		0.004	0.016	0.013		0.004	0.016	0.013

$\gamma$ ; 相対的危険回避度、 $p$ ; ノーマル・レジームの持続確率 (%)、 $q$ ; カタストロフィック・ショックの持続確率 (%)、 $\rho_0$ ; ノーマル・レジームにおける平均成長率 (%)、 $\rho_1$ ; カタストロフィック・ショックの規模 (%)、 $R^e - R^f$ ; 株式リスク・プレミアム (%)、 $R^f$ ; 安全利子率 (%)、 $R^e$ ; 株式リターン (%)、 $w_i$ ; 状態  $i$  における価格配当比率 (以下  $i = n$  はノーマル・レジームをあらわし、 $i = c$  はカタストロフィック・レジームをあらわす)、 $p_{n,c}^e$ ; ノーマル・レジームの株価を1とした時のカタストロフィック・レジーム発生直後の株式価格  $(1 + \rho_0 - \rho_1)w_c/w_n$ 、 $p_{n,c}^e$ ; カタストロフィック・ショック発生時点での事後的なネット株式リターン  $(1 + \rho_0 - \rho_1)(w_c + 1)/w_n - 1$  (%)、 $Eg_{t+1}$ ; 条件なし期待消費成長率 (%)、 $En g_{t+1}$ ; 状態  $i$  における条件付期待消費成長率 (%)、 $Ec g_{t+1}^2$ ; 状態  $i$  における消費成長率の条件付2次モーメント。

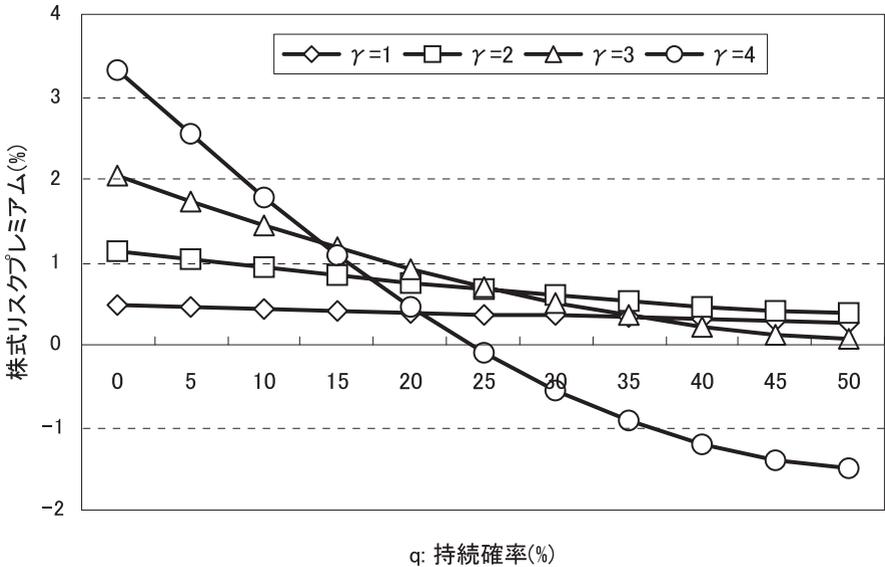
比はノーマル・レジームよりもカタストロフィック・レジームにおいて1.6倍、2.5倍にまで高まっている。その結果、株式価格はカタストロフィック・ショック発生直後に(7)列では1.26、(8)列では2.13にまで上昇する。同時に、事後的な株式リターンは(7)列では25.5%、(8)列では113.1%となる。このようにカタストロフィック・ショックに持続性がある場合、通常時からショック発生時にかけて、キャピタルゲインによる株式リターンの上昇が生じることがわかる。

なお、ショックは常に安全利子率を低下させる。例えば相対的危険回避度が4の場合、安全利子率は(5)では9.3%、(6)では4.6%、(7)では6.9%、(8)では8.5%

となる。持続性が高まるに連れて安全利子率は上昇する一方で、ショックの導入自体はショックがないケースと比較して安全利子率を引き下げる<sup>4)</sup>。

図1は、相対的危険回避度が1の時には、持続確率が上昇したとしても、株式リスク・リスクプレミアムへの影響はほとんど変わらない一方、相対的危険回避度が2、3、4の時には持続確率の上昇によって株式リスク・プレミアムが減少することが分かる。特に、相対的危険回避度が大きいほど、減少の度合いが強まり、相対的危険回避度が4の場合、持続確率が25%程度であると、株式リスク・プレミアムが負の値をとることが分かる。

図1 持続確率と株式リスク・プレミアム ( $Eg_{t+1}=1.9\%$ )



相対的危険回避度 ( $\gamma$ ) 1、2、3、4の下で、カタストロフィックなショックの持続確率 $q$ を0%から50%まで5%ずつ上昇させた時の株式リスク・プレミアムの値。ただし、カタストロフィックな成長ショックの条件無し期待成長率への効果は一定であるとする。

4) 現実のカタストロフィックなショック発生時には、激しいインフレが生じる可能性や、政府が国債を一部デフォルトする可能性がある。この場合、デフォルト・リスクの分だけ債権金利が上昇する結果、株式リスク・プレミアムを低下させる効果があり、本稿の結果を強調する働きがある。

## 4. ディスカッション

### 4.1 負の株式リスク・プレミアムの背景：予備的貯蓄動機の効果

本小節では、カタストロフィックな成長ショックの株式リスク・プレミアムへの効果を理論的に整理する。カタストロフィックな成長ショックの株式リスク・プレミアムへの効果は2種類ある。カタストロフィックな成長ショックが一時的である場合、ショックが顕在化すると、消費成長率と同時に株式リターンが急激に低下する。そのため、消費成長率と株式リターンとの間の正の相関が強調され、株式リスク・プレミアムは拡大する。すなわち、危険回避的な投資家はカタストロフィックな事象発生時に受ける被害に見合うだけの十分なリターンを求める。これはRietz (1988) やBarro (2006) で議論されている効果である。

一方で、カタストロフィックな成長ショックが実現し、それが次期にも繰り返すことが予期される時、ショックの再来に備え強い資産需要が生じ、株式価格を含めた資産価格が高騰する。このような株式価格の高騰が非常に大きいと、消費成長率が大幅に低下するショック発生時に、配当低下を補うほどのキャピタルゲインによる株式リターンの上昇が生じる。その結果、株式リターンと消費成長率との正の相関が弱まり、持続確率によっては負の相関が生じる。すなわち、株式がカタストロフィックなショックに対して保険の役割を果たし、危険回避的な投資家は平時においても、より安全な株式を保有しようとするため、株式リスク・プレミアムが負の値を取る。

以上の直観的理由は(12)、(13)式を見ることでより明確になる。(12)、(13)式は、相対的危険回避度（異時点間の代替の弾力性の逆数）が1以上の場合、期待消費成長率（ $E_t g_{t+1}$ ）が低い時ほど、またそのボラティリティ（ $E_t g_{t+1}^2$ ）が大きい時ほど、株式価格は上昇することを示唆している。カタストロフィックな成長ショックに持続性がある場合、ショック発生時には通常時と比較し消費成長率の条件付期待値はより低く、条件付2次モーメントはより高くなる。例えば、表1の(8)列にあるように、消費成長率の条件付期待値はノーマル・レジームにおいては2.2%であり、カタストロフィック・レジームにおいては-6.3%である。また、条件付2次モーメントはノーマル・レジームにおいては0.003であり、カタストロフィック・レジームにおいては0.013である。従って、持続性がある場

合カストロフィックなショック実現時に株式価格が高騰することがわかる。

ここで興味深い点は、効用関数の3階微分で表される予備的貯蓄動機（相対的プルーデンス）が株式リスク・プレミアムに影響を与えている点である。消費成長率に正の自己相関が存在する場合、消費成長率が低くなる状態で期待消費成長率（ $E_t g_{t+1}$ ）が低下する結果株式価格が上昇すること、そのため株式リターンと消費成長率の間の正の相関が弱まることは、Campbell（2000）などにより指摘されていた。しかしながら、通常の景気循環ではなく、カストロフィックな成長ショックの持続性を考慮する場合、ショックの発生時点における期待消費成長率のボラティリティ（ $E_t g_{t+1}^2$ ）も急激に上昇するため、予備的貯蓄動機がショック発生時点での株価の高騰をもたらすことで株式リスク・プレミアムに影響を与えている。一般的に、予備的貯蓄動機は資産全般の価格を引き上げるため、安全資産利子率パズルの解消には貢献するものの、株式リスク・プレミアム・パズルへの効果は強調されていなかった。しかしながら、カストロフィックな成長ショックの持続性を考慮すると、予備的貯蓄動機は株式リスク・プレミアム・パズルを深刻化させることが分かる<sup>5)</sup>。

## 4.2 歴史的なカストロフィック・ショック発生時における資産価格

本小節では、カストロフィックな成長ショックに持続性がある場合ショック発生直後に株式価格が高騰する、という一見直観に反する理論的帰結が実証的に確認されるのかを議論する。Jorion and Goetzmann（1999）は、第二次大戦期にドイツに占領された国々では、占領直後から1、2年の間急激な株式価格の高騰を経験したことを示唆している。そこで、本小節では、Barro（2006, Part A of

---

5) 株式リスク・プレミアムを引き下げる上での予備的貯蓄動機の重要度は、Gourio（2008）で議論されているようなカストロフィック・ショック直後のリカバリーを導入すると、より明確になる。カストロフィック・ショック発生直後にショックが持続する可能性と同時に、ショックと同じ規模で急激な消費成長率の上昇（リカバリー）が発生する可能性があると想定する。そして、期待消費成長率の1次モーメントは両レジーム間で一定であるものの、2次モーメントだけがショック発生時に上昇するようにモデルを設定する。例えば、カストロフィック・ショックとリカバリーのサイズが17.5%でショックの持続確率およびリカバリーの確率を50%と設定すると、株式リスク・プレミアムは-0.1%となる。このことから、例えば消費成長率の条件付1次モーメントが一定であったとしても、2次モーメントがショック発生時に拡大することで、予備的貯蓄動機が株式リスク・プレミアムを低下させることがわかる。

Table 1, p.828) に掲載されている OECD 諸国の経験したカストロフィックな事象発生時における株式価格を、Jorion and Goetzmann (1999) に従い、国際連盟および国際連合の統計に掲載されている株価指数データより調べた。付録においてデータの詳細を報告している。

表2は1929年から1945年の間の年率の一人当たり実質GDP成長率と実質株価指数成長率を報告している。太字はBarro (2006) で報告されているカストロフィックな事象である。表2より、ほぼ全てのカストロフィックな事象は一時的現象ではなく、数年にわたって経済成長率を低下させ続けていたことがわかる。また、大恐慌初期には経済成長率の低下と同時に実質株価指数が急激に低下していたことが分かる。例えば、米国では1929年から1930年にかけて一人当たり実質GDPは9.9%低下し実質株価指数は16.4%低下した。このほか、カナダ、オーストラリア、ニュージーランド、フランス、オランダ、オーストリア、ドイツなどで、経済成長の持続的低下と同時に株式価格の持続的な低下を経験している<sup>6)</sup>。

一方で、第二次大戦初期においては多くの国が経済成長率の低下と実質株価指数の上昇を経験している。例えば、フランスでは1939年から1940年にかけて一人当たり実質GDPは15.7%低下した一方で実質株価指数は28.0%上昇した。オランダ、イタリア、ノルウェー、ベルギーでも1939年から1940年にかけて一人当たり実質GDPの低下と、実質株価指数の急激な上昇を経験している。加えて、1934年から1935年にかけてのスペイン内戦初期のポルトガルでも一人当たり実質GDPが6.4%低下した一方で実質株価指数は22.7%上昇した。

図2は第二次世界大戦期に急激な一人当たり実質GDPの低下を経験した国(ダメージ国)と被害を経験していない国(非ダメージ国)の平均一人当たり実質GDP成長率(年次)と実質株価指数(月次)の平均をプロットしたものである。株価指数の動きについては、Jorion and Goetzmann (1999, Figure 2, p.970) と構成国は若干異なるもののほぼ同様の結果を示している。図2によるとダメージ国の実質株価指数は第二次大戦が開始した1940年3月を1とするとその後の2年間で1.6程度

---

6) Hamilton (1992) やBarro は大恐慌初期にはデフレーションや経済活動の持続的な停滞は必ずしも予測されていなかった可能性があることを指摘している。

表2 各国一人当たり実質GDP成長率及び株価成長率(%;1929年-1948年)

	米国		イギリス		カナダ		オーストラリア		NZ	
	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価
1929	5.0	-15.0	2.7	-9.7	-2.1	-12.6	-3.5		2.4	
1930	-9.9	-16.4	-1.1	-0.2	-5.0	-29.7	-10.5	-4.5	-5.7	-10.8
1931	-8.4	-38.4	-5.6	-15.9	-16.8	-31.6	-7.6	-35.9	-9.8	-13.8
1932	-13.8	-9.3	0.2	17.6	-8.3	-12.3	4.9	1.1	-3.3	1.7
1933	-2.7	56.4	2.5	20.0	-8.2	74.2	6.1	39.2	5.8	17.1
1934	7.1	-7.0	6.3	15.6	9.5	10.4	4.5	22.6	4.2	23.2
1935	6.9	29.3	3.4	7.8	7.0	38.9	5.1	11.8	4.0	7.3
1936	13.5	24.7	4.1	3.0	4.4	8.9	3.7	8.4	17.8	-3.4
1937	3.6	-31.9	3.0	-25.3	8.5	-24.0	4.2	9.0	4.5	-7.6
1938	-4.7	24.6	0.8	-4.5	1.6	20.7	2.4	0.4	5.9	-14.7
1939	7.1	-5.1	-0.1	-27.3	4.9	-16.9	-0.7	0.9	0.0	2.2
1940	6.8	-13.8	9.5	-25.5	12.6	-30.0	5.5	-6.6	-2.5	6.8
1941	17.1	-25.8	9.1	10.0	12.7	-12.8	10.1	-12.8	-2.7	-23.7
1942	18.7	-1.3	2.1	11.1	16.2	2.1	10.6	-1.1	10.3	-1.1
1943	18.2	16.6	1.4	7.8	3.3	6.3	2.6	-0.8	2.5	3.6
1944	7.1	12.1	-4.4	9.6	2.5	6.6	-4.4	0.6	-0.9	2.2
1945	-5.1	36.0	-4.7	8.4	-4.2	26.3	-5.3	9.9	0.9	2.8
1946	-21.5	-31.3	-4.4	-12.2						
1947	-3.4	-13.0	-2.1	-18.8						
1948	2.0	-3.3	2.2	-14.4						

	スウェーデン		スイス		フランス		オランダ		イタリア	
	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価
1929	5.8	-2.0	2.6	-12.0	6.3	2.2	-0.5	-4.7	2.6	
1930	1.8	-1.8	-1.4	-1.6	-3.8	-12.1	-1.5	-24.3	-5.7	-6.6
1931	-3.9	-36.9	-4.9	-25.3	-6.6	-23.2	-7.5	-26.6	-1.4	-18.9
1932	-3.1	-25.8	-3.9	20.6	-6.5	22.0	-2.9	11.8	2.5	2.2
1933	1.5	12.0	4.5	25.2	7.1	-8.2	-1.6	4.3	-1.4	36.7
1934	7.3	22.1	-0.2	-0.4	-1.1	-13.7	-3.0	-24.3	-0.4	8.0
1935	6.0	4.8	-0.8	3.5	-2.5	5.1	2.6	19.3	8.8	-12.5
1936	5.5	35.1	0.0	26.7	3.9	-17.3	5.3	4.7	-0.6	20.9
1937	4.5	-10.6	4.5	4.1	5.7	-21.7	4.7	7.4	6.0	-9.7
1938	1.3	12.3	3.5	34.8	-0.5	14.7	-3.4	17.6	-0.1	-12.3
1939	6.4	-40.0	-0.5	-24.7	7.3	-0.6	5.6	-27.3	6.2	1.7
1940	-3.4	-7.3	0.6	-28.3	-15.7	28.0	-12.9	28.8	-0.5	10.7
1941	1.2	7.9	-1.3	-5.3	-18.1	54.5	-6.2	23.6	-2.1	5.4
1942	5.4	0.4	-3.2	-3.7	-9.9	32.7	-9.4	-0.8	-1.8	-0.9
1943	3.5	5.7	-1.7	-17.4	-4.1	-21.9	-3.1	14.6	-9.8	-26.9
1944	2.3	9.9	1.5	-0.6	-15.3	-16.2	-33.5	-5.1	-19.0	-43.4
1945	1.5	4.7	27.3	20.2	59.2	-44.7	1.4		-22.0	-63.0

表2 (続き)

	オーストリア		ノルウェー		デンマーク		ベルギー		ドイツ	
	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価	GDP	株価
1929	1.1	-17.7	8.9	6.7	6.1	9.4	-1.7	-26.5	-1.0	-21.3
1930	-3.1	-7.1	6.9	-2.4	5.2	7.0	-1.5	-17.1	-1.9	-17.2
1931	-8.3	-22.1	-8.3	-8.0	0.3	-6.5	-2.4	-16.1	-8.1	-9.5
1932	-10.6	-16.7	6.0	5.8	-3.5	-11.3	-5.2	13.7	-7.9	7.2
1933	-3.6	-18.4	1.8	26.0	2.4	14.9	1.6	-7.3	5.8	5.6
1934	0.7	38.4	2.6	-8.9	2.1	6.0	-1.2	-18.4	8.5	14.1
1935	1.9	28.5	3.7	29.1	1.4	-2.6	5.8	34.5	6.8	8.6
1936	3.0	27.1	5.6	22.8	1.7	2.2	0.4	22.9	8.0	18.4
1937			3.0	-19.6	1.7	-15.9	1.0	-18.5	5.3	4.0
1938			1.9	13.0	1.7	13.3	-2.6	-1.2	6.6	-8.6
1939			4.1	-26.1	4.0	-23.5	6.6	-39.8	8.2	4.1
1940			-9.5	12.5	-14.6	-25.6	-11.4	90.9	-0.1	27.5
1941			1.8	6.0	-10.6	8.8	-4.5	48.9	6.8	5.6
1942			-4.5	4.6	1.2	4.8	-8.3	-7.5	-0.5	3.2
1943			-2.7	5.3	9.7	15.5	-2.3	-22.6	2.6	-0.1
1944			-6.1	1.5	9.1	-5.7	10.9	5.6	3.3	-1.5
1945			11.0	6.0	4.2	-6.3	5.6	-42.4	-25.8	

	日本		ポルトガル	
	GDP	株価	GDP	株価
1929			9.5	
1930			-2.4	-10.1
1931	-0.7	21.0	3.8	-14.9
1932	6.8	65.1	0.7	2.8
1933	8.2	39.8	5.4	17.9
1934	-1.1	-6.6	3.0	30.0
1935	1.0	-10.4	-6.4	22.7
1936	5.8	1.1	-8.7	-3.7
1937	3.2	7.8	15.4	-14.8
1938	5.8	-22.2	-0.6	-19.2
1939	15.0	3.8	0.1	-5.1
1940	2.1	-17.6	-7.7	-19.4
1941	0.0	-6.9	8.2	4.0
1942	-1.9	-2.3	-2.2	18.3
1943	0.1	-11.9	5.7	-7.8
1944	-5.8	-13.8	4.8	-1.3
1945	-49.4		-4.7	-11.7

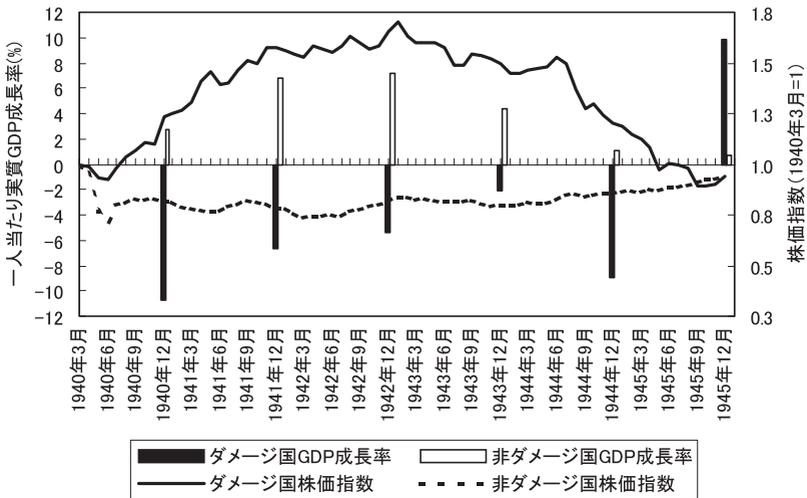
「GDP」は一人当たりGDP成長率、「株価」は実質株価指数成長率。

出典：「株価」は国際連盟統計年鑑、国際連合統計月報、「GDP」はMaddison (2003)。

まで急上昇し、その後、終戦が近づくにつれ急激に下落する傾向にあったことを示している。この間、ダメージ国の経済成長率は-2%から-10%までの持続的な経済成長率の低下を経験している。一方、非ダメージ国の株式価格は開戦後20%程度下落し徐々に回復しており、この間の経済成長率は2%から8%の値を取っている。

ナチス・ドイツ占領下の諸国では、戦争のための資金調達を行うため国債市場を保護し、株式取引に対しては資本所得課税など厳しい規制を課した。そのような株式市場への抑圧的な政策にもかかわらず生じた第二次大戦初期における実質株価の上昇は、少なくとも定性的には理論的帰結と整合的である<sup>7)</sup>。また、表1の第(7)、(8)列は、25%~50%の持続確率の下では株価はカストロフィック・ショック発生直後に1.26から2.13にまで上昇することを示している。従って、図2の実質株価指数の急激な上昇は、定量的にも概ね整合的であるといえる。

図2 第二次大戦期における実質株価指数と一人当たり実質GDP成長率



ダメージ国はフランス、オランダ、デンマーク、ノルウェー、ベルギー、イタリア。非ダメージ国は米国、イギリス、カナダ、スウェーデン、スイス、ポルトガル、オーストラリア、ニュージーランド。ダメージ国/非ダメージ国GDP成長率は前年比一人当たり実質GDP成長率。株価指数は1940年3月を1とした時の実質株価指数。

7) Occhino et al. (2006) は第二次大戦期のフランス経済についての詳細な分析を行っている。

以上のように、経済成長率の持続的な低下と株式価格の急騰という理論的帰結と、少なくとも定性的には整合的な歴史的事実が存在する。ただし、このような持続的な成長ショックと株式価格の高騰を経験した国々で、長期のリスク・プレミアムが負、またはきわめて低い値を取っているという証拠については確かなことがいえない。Jorion and Goetzmann (1999) は、これらの国々で長期的な株式価格の成長率が低いことから、プレミアムも低い可能性があることを示唆した。しかし、Dimson, Marsh, and Staunton (2002) は、世界各国の長期の資産市場のデータを利用し、このような株式価格の高騰と経済成長率の持続的な低下を経験した国々でも、株式リスク・プレミアムは比較の高い水準にあることを指摘している。従って、カタストロフィックな成長ショックと株式リスク・プレミアムの関係については、今後より詳細な実証分析を行っていく必要がある。

## 5. 結語

本稿は持続性を持ったカタストロフィックな成長ショックが標準的なCRRA効用を想定した代表的個人資産価格モデルにおいて株式リスク・プレミアムの拡大をもたらすのかどうか考察してきた。そして、ショックに持続性がある場合、株式リスク・プレミアムは縮小し、ごく妥当な持続性の下でも負のプレミアムを生じさせることを示した。これは、カタストロフィックな成長ショックが実現し、それが次期にも繰り返すこと予期される時、ショックの再来に備え強い資産需要が生じ、株式価格が上昇する。カタストロフィックな成長ショック発生時における株式価格の高騰は、消費成長率と株式リターンの間の正の相関を弱めるためである。また、そのようなショック発生時点での株価高騰の背後には、予備的貯蓄動機も重要な役割を果たすことを示した。さらに、ショック発生直後の株価高騰という理論的帰結は、一見直観に反するものの、第二次大戦直後のナチス・ドイツ占領下のヨーロッパ諸国における株価高騰と少なくとも定性的には整合的であることを示した。

本稿では、一人当たり実質GDPの水準に対しては、RietzやBarroと同様、恒常的な効果がある一方、成長率の低下は一時的ではなく、持続的なケースを考察した。一方、Gourioは、カタストロフィックな成長ショックが、直後に「リカ

バリー」(急激な成長率の上昇)を伴い、一人当たり実質GDPの水準に対する効果も一時的であるようなケースで、株式リスク・プレミアムへの影響を考察した。特に、Epstein and Zin (1989) や Weil (1990) の再帰効用を利用し、異時点間の代替の弾力性を1以上に設定する場合、株式リスク・プレミアムは、ショックがないケースと比べ、低下することを示した(ただし負のプレミアムは生じていない)。従って、本稿は、Gourioの結果と同様、カタストロフィックな成長ショックが常にリスク・プレミアムを拡大させるわけではないという、Rietz-Barroの結果に対する反例を示していると位置づけられる。ただしカタストロフィックなショックを経験した国々で長期のリスク・プレミアムが負、またはきわめて低いという事実は必ずしも認められない。従って、カタストロフィックな成長ショックと株式リスク・プレミアムの関係については、今後より詳細な実証分析を行っていく必要がある。

## 付録

本稿では、Jorion and Goetzmann (1999) に従い、国際連盟 (1929 - 1944) と国際連合 (1945 - 1948) の統計年鑑の "Index Numbers of Industrial Shares" および "Index Numbers of Wholesale Prices" を利用して実質株価を計算した。またBarro (2006) と同様、Maddison (2003) による一人当たり実質GDPのデータを用いた。OECDについてのカタストロフィックなイベントはBarro (2006) のTable 1, Panel Aを参照した。表1は1929以前の各国、1945年以降のドイツと日本、そしてスペインとギリシア以外の全事象を網羅している。表1では、可能な限り12月値を利用し、入手可能でない場合は年次平均を利用し実質株価成長率を計算した。"GDP" は前年比の一人当たり実質GDP成長率であり、"株価" は前年比実質株価指数成長率である。図2のダメージ国はフランス、オランダ、デンマーク、ノルウェー、ベルギー、イタリアである。非ダメージ国は米国、イギリス、カナダ、スウェーデン、スイス、ポルトガル、オーストラリア、ニュージーランドである。

[参考文献]

- Barro, R. J. (2006), "Rare Disasters and Asset Markets in The Twentieth Century," *Quarterly Journal of Economics* 121 (3), 823-866.
- Cecchetti, S. G., P. Lam, and N. C. Mark (1990), "Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices," *American Economic Review* 80 (3), 398-418.
- Cecchetti, S. G., P. Lam, and N. C. Mark (1993), "The Equity Premium and The Risk-free Rate: Matching The Moments," *Journal of Monetary Economics* 31, 21-45.
- Dimson, E., P. Marsh, and M. Staunton (2002), *Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Epstein, L. G., and S. E. Zin (1989), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica* 57 (4), 937-969.
- Gourio, F. (2008), "Disasters and Recoveries," *American Economic Review - Papers and Proceedings*, 98 (2): 68-73.
- Hamilton, J., D. (1992) "Was the Deflation during the Great Depression Anticipated? Evidence from the Commodity Futures Markets", *American Economic Review* 82, 157-182.
- Jorion, P., and W. N. Goetzmann (1999), "Global Stock Markets in the Twentieth Century," *Journal of Finance* 54 (3), 953-980.
- League of Nations, various issues, *Statistical Yearbook* (League of Nation, Geneva, Switzerland).
- Maddison, A. (2003), *The World Economy: Historical Statistics*, (Paris: OECD).
- Mehra, R., and E. C. Prescott (1985), "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics* 15, 145-161.
- Occhino F., K. Oosterlinck, and E. White (2006), "How occupied France financed its own exploitation during WW2," *NBER Working Paper*, w12137.
- Rietz, T. A. (1988), "The Equity Risk Premium: A Solution," *Journal of Monetary Economics* 22, 117-131.
- United Nations, various issues, *Monthly Bulletin of Statistics* (United Nations, New York, NY).