

Discussion Paper Series A No.447

日本の株式市場のパズル

祝 迫 得 夫

2004年1月

The Institute of Economic Research  
Hitotsubashi University  
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan

# 日本の株式市場のパズル

祝迫得夫 一橋大学経済研究所 iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

平成16年1月7日

2004年1月

## 日本の株式市場のパズル\*

祝迫得夫

### 要約

本論文ではバブル経済が崩壊した、1990年代初頭以降の日本の株式市場の状況に関する、二つのパズルについて検討する。一番目のパズルは祝迫(2003)で指摘された、近年の日次・週次のマーケット・リターンの統計的性質の変化に関するものである。日次のデータについてGARCH-M構造を含んだARモデルを推定することによって、1997年後半以降の日本のデータについて、ボラティリティ・フィードバック効果が強くなっていることが示される。論文の後半ではHamao, Mei, and Xu (2003)によって指摘された、日本市場における個別リスクの低下というパズルについて再検討を行う。Rolling Beta等を使った分析により、Hamao, Mei, and Xuの指摘したパズルが1992年から98年ごろまでに限定されたものであり、実体経済のリストラクチャリングの遅れという彼らの説明には無理があることが示唆される。

祝迫得夫

一橋大学経済研究所

〒186-8603 東京都国立市中2-1

iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

---

\*本論文の作成にあたって、平成15年度科学研究費(若手研究A14701011)、平成15年度特定領域研究「世代間の利害調整に関する研究」からの助成を受けたことを感謝する。また倉澤資成氏、小幡績氏、および財務省財務総合政策研究所コンファレンス参加者のコメントに感謝する。

## 1 はじめに

1990年代初頭のバブル経済崩壊後、特に1990年代後半以降の日本の株式市場は、かなり特殊な状況にあったことは想像に難くない。無論、ある国の特定の時期における経済状況というのは、厳密な意味で繰り返されることはあり得ないのであるが、近年の日本の株式市場の状況は、10年以上に渡る実物経済の低迷と不良債権問題、1997年後半から1998年に掛けての一連の金融機関の破綻、株式持合いの解消等々の影響を受け、およそ常識的な状況とはかけ離れていたことは間違いない。

この論文では近年の日本の株式市場における、2つの「パズル」を取り上げる。いずれの問題も、最近の研究テーマとして筆者が取り組んでいるトピックなのだが、自身の非力さゆえに明確な「解答」に辿りつくことができないでいる。その一方でどちらの問題も、ファイナンス研究・ファイナンスの実務で日常的に行われている分析の中で、いわば「業界の常識」・「定型化された事実」とされていることが、近年の日本の株式市場を取り巻く状況のもとでは成立していないという点で非常に重要である。

## 2 90年代後半以降の株式収益率の系列相関と統計的分布

比較的観察頻度の高い、日次・週次の株式リターンのデータの統計的性質については、ファイナンス研究における「業界の常識」として以下のような点が知られている。

- 日次・週次の株式リターンの分布は超過尖度 (excess kurtosis) を持っている。すなわち正規分布を基準とした場合、より裾野の厚い分布に従っている。
- 日次・週次の株式リターンの分布は負の歪度 (skewness) を持っている。すなわち正規分布に比べ、負の裾野の厚い分布に従っている。

このような統計的事実のアメリカの市場に関する確認としては、例えば Campbell, Lo, and MacKinlay (1997) の第1章を参照して欲しい。また、表1には1975年から2001年までの日本の週次データの基本統計量が報告されている。表1においても歪度は負の値で統計的に有意であり、尖度

についても統計的に有意な超過尖度が存在することが確認することができる。

[表 1 をここに挿入]

第 2 に Lo and MacKinlay (1988) の有名な研究以降、日次・週次の株式リターンについては

- 緩やかではあるが統計的に有意な正の系列相関がある

ことが、ファイナンスにおける「定型化された事実」の一つとなっている。上記の Lo and MacKinlay の研究は、系列相関の背後にあるサイズ別ポートフォリオ間の相互自己相関の問題を重視したこの種の近年の研究の出発点であり、Lo and MacKinlay (1999) の第 2 章・第 3 章がその要約である。

私は別の機会 (祝迫 2003; Iwaisako 2003) に、Lo and MacKinlay (1988) の研究にできるだけ沿う形で日本のデータを検証し、系列相関と相互自己相関の構造という視点から見た場合、日本のマーケットがアメリカのマーケットに非常に似通っていることを示した。具体的には、TOPIX・日経 225 のような日本の株価指数の収益率については系列相関は発見されない。しかしこれはカバレッジが大型株に偏った日本の株価指数と、非常に広範に銘柄をカバーしており、小型株の影響もそれなりに大きい CRSP のインデックスとの定義の違いによる部分が多い。したがって、もし CRSP と似たようなカバレッジで日本の株価指数が作成されれば、その統計的性質は CRSP インデックスのそれに非常に近いものになるであろうことが予想される。

しかし祝迫 (2003) の最後の部分で議論したように、上記のような「業界の常識」に沿った日本市場についての分析結果は、1990 年代後半以降、成立しなくなってきた。表 2 は祝迫 (2003) から転載したものであるが、具体的には 1995 年以降、TOPIX および東証一部の大型株指数の週次リターンは、若干の (正ではなく) 負の系列相関を示すようになってきており、同時に負のショックがあったときほど負の相関を引き起こしやすくなっていることが示されている。このことは、一般的な表現で言えば、マーケットが落ち込んだ翌週にはリバウンドが起こる可能性が強いことを示唆している。

[表 2 をここに挿入]

この点に関して表 1 の基本統計量に議論を戻すと、株式リターンの統計的分布にも近年顕著な変化が発生していることを見て取ることができる。表 1 の基本統計量について最近のサブサンプル（1990-2001 年および 1995-2001 年）に注目すると、それ以前と比較して株式の超過尖度が大幅に減少し、なおかつ分布が負ではなく正の歪度を持つようになってきていることが分かる。例えば 1981 年から 1989 年までのサブ・サンプルでは、超過尖度は 3.87 であるが、1990 年～2001 年では 1.92、1995 年～2001 年では 0.94 といずれも統計的に有意ではあるものの、前者から後者へ値そのものは半分以下になっている。このことはボラティリティが系列相関を持ち、風の相場とシケの相場が交互する、いわゆる ARCH 効果が近年になって大幅に減少してしまったことを示唆している。

これらの問題をもう少し深く検討するために、1992 年以降の TOPIX の日次データについて、以下のような GARCH-in-mean モデルを推定してみた：

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-1} \cdot d_{t-1} + \gamma_3 \sigma_t + \epsilon_t & (1) \\ \sigma_t^2 &= \delta_0 + \delta_1 \epsilon_{t-1}^2 + \delta_2 \epsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1} + \delta_3 \sigma_{t-1}^2 \\ &\text{if } R_{t-1} \leq 0 & d_{t-1} = 1 \\ &\text{otherwise} & d_{t-1} = 0 \end{aligned}$$

このモデルのリターンに関する式は、前期のリターンが符号によって非対称に今期のリターンに影響を与えることを許容した AR モデルと、ボラティリティが期待収益率に与える影響という 2 つのチャンネルを考慮することで、観察される負の相関がどのようなメカニズムで発生しているのかを分析することを可能にしている。第 1 のチャンネルは、負のリターンが直接に負の相関を生み出すリバウンド効果である ( $\beta_2 > 0$ )。第 2 のチャンネルは、負のショックの方が正のショックより条件つき分散を増加させる程度が大きく ( $\delta_2 > 0$ )、さらにボラティリティ・フィードバック効果が存在する ( $\gamma > 0$ ) ために、結果的に負の系列相関が発生するというメカニズムである。また超過尖度の消滅という問題については、条件つき分散の式のパラメータ推定値の比較によって、ある程度の評価が可能であろう。

(1) 式の推定結果は表 3 に報告されている。ここでは 92 年以降の TOPIX の日次データを 1997 年の真ん中で区切って、期間別に推定を行っている。この区切りを採用したのは、山一・拓銀の破綻により金融危機の蓋然性が

急激に上昇したのが97年秋であり、その前兆が株式市場に与える影響は夏頃からあったであろうと考えられるからである。またデータが日次であることから、リターンの推定式、条件つき分散の推定式とも、ラグの数を増やした場合のモデルのパフォーマンスの上昇が見られるかどうかについてチェックした。その結果、ボラティリティの式については表2の週次データと同じ定式化のままであるが、リターンの式については、リターンのラグつき変数を2期間に増やしてある。

[表3をここに挿入]

表3の推定結果は、97年以前と以後でTOPIXの確率的性質がかなり大きく変化したことを示唆している。まずリターンの式については、97年前半までは $\beta_1$ のみが統計的に有意であった。このことは日次データの場合、かなりはっきりとした正の系列相関が存在することを示唆している。これに対して97年夏以降では、リターンのラグ変数はいずれも統計的に有意でなくなり、そのかわりにボラティリティ・フィードバック効果の存在を示唆する $\gamma$ のパラメータが10%水準ではあるが統計的に有意な正の値をとるようになっており、 $\gamma$ の推定値自体も5倍近い大きさになっており、97年後半の金融パニックの後、ボラティリティ・フィードバック効果が目立ったインパクト持つようになったことが示唆されている。一方、条件つき分散の式に関しては、97年夏以降、定数項である $\delta_0$ が3倍近い値をとるようになり、その半面で $\delta_1$ の推定値が大きく減少している。このことは各期毎のリターンのショックが、条件付き分散の変動に与える影響が減少したことを示唆している<sup>1</sup>。

表3の推定では、さらに97年夏以降の期間を短く区切り、97年後半の金融パニックの影響が深刻であったと考えられる98年末までにサンプル期間を限定した推定も行っている。この期間についての推定結果では、符合の異なるショックに対する条件つき分散の反応の非対称性は、その程度が極端に強まっている。また $\delta_0$ が統計的に有意でなく、一方で $\delta_3$ の推定値がその他のサンプルより大きいことは、ボラティリティ・ショックの持続性(persistence)が上昇していることを示唆している。したがって条件つき分散の式について言えば、この期間は前後するどの期間とも異なった特徴を持っている。リターンに関する推定式では、ボラティリティ・フィードバック効果が統計的に優位でなくなるかわりに、 $\beta_2$ と $\beta_4$ の推定値、特に $\beta_4$ が負の大きな値をとるようになっており、この時期に限定して言え

<sup>1</sup>ただし、97年夏以前との差は統計的に有意ではない。

ば負のリターンが直接に負の相関を生み出すリバウンド効果の方が支配的であったことが窺える。

分布が正の歪度を持つようになったという事実の解釈は、もう少し微妙なものになる。一般的には、負の歪度は負の大きなショックの方が、正の大きなショックより頻繁に発生することを意味している。例えば Campbell and Hentschel (1991) は、この統計的事実を、マーケットがネガティブなショックにより敏感に反応するために起こるものだと解釈している。これに対し正の歪度は、正の大きなショックより頻繁に発生することを意味している。このような統計的事実に関する説明の可能性の一つは、祝迫 (2003) でも示唆したように、一種のペソ問題的な状況を考えることである。この考え方は、日本の株価に正の系列相関が発生しており、なおかつ負のショックがあったときほど負の相関を引き起こしやすくなっているという事実と整合的であろう。しかし、残念ながらここで述べたような説明は仮説の段階に留まっており、より立ち入った分析が今後必要とされている。

### 3 1990年代における個別リスクの減少

次に第二のパズルとして、近年の日本市場における株式の個別リスクの増減の問題を取り上げる。この問題についての議論の端緒となるのは、2つの先行研究 Campbell, Lettau, Malkiel, and Xu (2001, 以下 CLMX) と Hamao, Mei, and Xu (2003, 以下 HMX) である。CLMX は、1960年代以降のアメリカのデータを用いて、この期間一貫して株式市場における個別株間の相関が低下傾向にあり、またマーケット・モデルの説明力が低下していることを示した。別の言い方をすれば、個別銘柄・産業ポートフォリオの個別リスクの大きさが、マーケットリスクの大きさに比べて上昇しており、結果として分散投資によってリスクを減少させようとする場合、必要とされる銘柄数は減少している。CLMX のこの発見については、現時点では十分納得のいく理論的説明はなされていないが、現実経済においても非常に重要なインプリケーションを持つ問題であることは疑う余地がない。その意味において CLMX の研究結果は画期的であり、実際、2003年の Journal of Finance 誌において、その年の最優秀論文に送られる Smith Breeden Prizes を受賞している。

これに対し HMX は、1975年から99年までのデータを5年毎の期間に分けた分析を行い、日本のデータに関して全く対照的な統計的事実が観察されることを示した。すなわち、バブル後のマーケット全体のボラ

ティリティは増加しているものの、個別リスクのボラティリティは逆に顕著に減少している。これは個別銘柄の個別リスクが1960年代以降、大きく増加したアメリカ市場に関する観察と極めて対照的である。HMXは、1990年代の日本市場において個別リスクが減少した理由を、実体経済におけるリストラクチャリングの不足、すなわち十分な創造的破壊（Creative Destruction）が発生していないことに求めている。

正式に刊行に至っていない論文について、あれこれ指摘するのは問題があるのかもしれないが、私見ではHMXの議論には若干ナイーブな点がある。第1にHMXでは、第1次石油危機以降（1975年～）のデータを機械的に5年ごとに分割して実証を行っている。この方法については、データそのものに過度に依存した考察、いわゆるデータ・スヌーピングを避けることができるという利点はあるが、マーケットの変化を日本の実物経済の状況と結びつけて議論する際に、カレンダー上の日付との間にどのような対応をつけるかが問題になってくる。第2にHMXは、東京市場に関する彼ら自身の統計的事実の発見について、Creative Destructionの不足や企業系列（株式持合い）の問題がその背景にあるとしている。しかしこれらの議論はいずれも厳密さに欠けるもので、かなり推測が入った議論の展開になっている感は否めない。CLMXが、アメリカ市場に関する彼らの発見に経済学的な説明を与えるに当たって、非常に禁欲的な態度をとっているのに比較すると、そのような傾向は顕著なものであるといわざるを得ない。以下ではこれらの問題点のうち、第1の分析期間の問題について具体的な分析を行う。より本質的なのは第2の経済学的説明の妥当性の問題であるが、後の議論から明らかになるように、分析期間の区切りの問題は実は第2の問題にも重要な影響を及ぼしているのである。

図1には、1980年代以降の東証一部の産業別ポートフォリオについて、ローリング・ベータ（60ヶ月）を計算した結果が示してある。これらのグラフを見て分かるのは、1992年前後に幾つかの産業のベータが急速に1に近づいていることである。ベータの定義に戻って考えてみれば、これは各産業ポートフォリオのリターンの動きがマーケットの動きに近づいていること、すなわち産業ポートフォリオの個別リスクが減少していることに他ならない<sup>2</sup>。したがって、この点では間接的にHMXの結果を追試・確認できているのだが、一方で1998年／99年を境に各産業のベータは再び1から拡散する方向に動いている。図2には、産業別ローリング・ベータの各時点での標準偏差がプロットされている。このグラフでは1998年に

<sup>2</sup>CAPMの推定式では、説明変数であるマーケット・ポートフォリオは、実は被説明変数である個別銘柄／ポートフォリオの平均である。もしマーケット・ポートフォリオとして、個別銘柄／ポートフォリオの単純平均を用いたとすれば、ベータの定義から、個々のベータの平均が必ず1になることが証明できる。

は産業別ベータの標準偏差は上昇し始めており、好調なアメリカ市場に引きずられて東京市場でミニ IT バブルが発生した 2000 年には、さらに急速に上昇していることがより鮮明に分かる。もう少し保守的な電力・ガス産業を除いたケースでも、1999 年の後半にはベータの標準偏差は上昇し始めている。したがって各ポートフォリオが同じような動きをしていたのは、1992 年から 1998 年／99 年ごろまでの時期に限られたことであったことがわかる。

[図 1 と図 2 をここに挿入]

このようなグラフの観察をもとに、表 4 では各産業ポートフォリオの個別リスクの変化を直接分析している。すなわち 1992 年初めから 1998 年末までを区切りとして、その前後の期間と 92 年－98 年の期間で個別リスクの大きさを比較している。表 4 の分析でも、1999 年以降の平均二乗誤差 (root mean squared errors) で測った個別リスクは明らかに上昇しており、バブル経済期と比較しても十分大きいものであることを見て取ることができる。

[表 4 をここに挿入]

以上の分析から明らかのように、HMX の発見した「パズル」はさほどロバストなものではなく、厳密な意味で個別リスクの減少という「パズル」が東京市場で発生しているのは、1992 年から 1998 年までである。すなわち、株式市場のバブルが完全に破裂すると同時に、実物経済が本格的な景気後退に突入した 1992 年から、1997 年後半の一連の金融不安を経て、金融システムの不安定性の問題が一段落する 1998 年までが、本当の意味でのパズルが存在する時期であるといえる。

以上の再検討の結果から考えると、実物経済のリストラクチャリングの遅れが、株式市場における 1990 年代の個別リスクの減少という現象を引き起こしているという HMX 論文の説明には、やはり無理があるといわざるを得ない。1998 年までに実物経済の改革が大きく前進したという事実はないし、だとすれば他の具体的な理由を想定しなければ、個別リスクの再上昇は説明がつかない。HMX が示唆した株式持合いというもう 1 つの要因についても、潜在的には確かに重要なかもしれないが、1998 年以降に個別リスクが再び増加始めたことについての説明がついていないことには変わりがない。つまりパズルの重要性は恐らく HMX の示唆よりは限

定されるものの、原因がいつそう不明確になったという点ではパズルはより深まったといえる。何が1990年代中盤の個別リスクの減少をもたらし、何がそれを終わらせたかという問題については、もっと丹念な検討が今後必要である。

## 4 まとめ

本論文では、近年の日本の株式市場の状況について二つの「パズル」の存在を指摘し、それぞれについて若干の検討を行った。これらの問題が、本当に「パズル」というにふさわしい大問題であるかどうかについては、留保が必要かもしれない。しかし、1990年代以降の日本の株式市場はいろいろな意味で機能不全に陥っており、実証研究者はこの問題を避けて通るわけには行かない。闇雲に欧米（というよりはアメリカ）で用いられている最新テクニックを導入して分析結果を出す速さを競って、日本の株式市場の抱える問題について経済学的に検討することを怠れば、日本の実証ファイナンスの研究者はその社会的責務を果たしているとは言えないだろう。その一方、近年の株式市場の機能不全は一種のナチュラル・エクスペリメントとみなすことができ、研究者にとっては、通常のマーケットの状況ではテストすることのできない問題について分析することができるチャンスであると考えられることもできる。

より巨視的に見たときには、日本の株式市場の実証分析には、依然、基礎的な分析が不足している部分が多く、現状についてももう少し虚心坦懐にデータを眺め、地道な実証分析の積み重ねを続けることによって、アメリカの実証研究の蓄積に追いつくことを目指さなければならない。

## Reference

- 祝迫得夫 (2003) 「株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関」, 『現代ファイナンス』, no.13, pp.29-45.
- Campbell, John 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.
- Campbell, John Y., Martin Lettau, Burton G. Malkiel, and Yexiao Xu (2001) “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” *Journal of Finance*, February, Vol.56:1, Page 1-424.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay [1997], *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Hamao, Yasushi. Jianping Mei, and Yexiao Xu (2003) “Idiosyncratic Risk and the Creative Destruction in Japan,” *NBER working paper #9642*, April 2003.
- Iwaisako, Tokuo (2003) “Stock Index Autocorrelation and Cross-autocorrelations of the Size-sorted Portfolios in the Japanese Market,” Center on Japanese Economy and Business Working Paper Series, Columbia Business School.
- Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay (1988), “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test,” *Review of Financial Studies* 1 (1), 41-66.
- ——— and ——— (1999), *A Non-random Walk Down Wall Street*, Princeton: Princeton University Press.

表1 TOPIXの週次リターンの基本等計量

	サンプル数	平均	標準偏差	歪度	尖度
(A) 全サンプル	1715	0.137	2.307	-0.33 [0.00]	3.49 [0.00]
(B) 1981年－1989年	457	0.374	2.061	-0.65 [0.00]	3.87 [0.00]
(C) 1990年－2001年	597	-0.137	2.843	0.12 [0.24]	1.92 [0.00]
(D) 1995年－2001年	303	-0.022	2.655	0.28 [0.05]	0.94 [0.00]

歪度・尖度の数値の下のカッコ内の数字は、正規分布の下での値を帰無仮説としたときの有意水準。

表 2 TOPIX の自己相関の構造の時間的变化

モデル :

$$R_t = \alpha + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-1} \cdot d_{t-1}$$

$$\text{if } R_{t-1} \leq 0 \quad d_{t-1} = 1$$

$$\text{otherwise} \quad d_{t-1} = 0$$

サンプル期間 (サンプル数)

94年まで : 1975年1月第1週 - 1994年12月第4週 (1,347個)

95年以降 : 1995年1月第1週 - 2001年8月第2週 (368個)

表中の  $F$  値は、それぞれの推定式に関して「94年まで」と「95年以降」のサンプルで構造変化があったかどうかについての、チャウ・テストのための検定統計量。パラメータ推定値の下のカッコ内は、Whiteの方法による不均一分散一致標準誤差。パネル(A)の  $F$  値= $F(3, 1342)$ 、パネル(B)の  $F$  値= $F(3, 1340)$  であり、カッコ内はそれぞれの  $F$  値の有意水準を示す。(\*)は、その値が5%水準で有意なことを示す。

(A) ベンチマーク :  $AR(1)$ ,  $\beta_2 = 0$  の制約

	94年まで	95年以降		
$\beta_1$	0.022	-0.081		
[S.E.]	[0.052]	[0.061]	$F$ 値	1.36
$R^2$	0.1	0.7		[0.25]
$\bar{R}^2$	-0.1	0.4		

(B) ショックの符号による自己相関の違い

	94年まで	95年以降		
$\beta_1$	0.112	0.113		
[S.E.]	[0.066]	[0.108]		
$\beta_2$	-0.087	-0.205*	$F$ 値	2.52
[S.E.]	[0.069]	[0.095]		[0.06]
$R^2$	0.5	2.7		
$\bar{R}^2$	0.3	1.8		

表3 TOPIX の日次データに関する AR-GARCH-M モデル

モデル :

$$R_t = \alpha + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-1} \cdot d_{t-1} + \beta_3 R_{t-2} + \beta_4 R_{t-2} \cdot d_{t-2} + \gamma \sigma_t + \epsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1 \epsilon_{t-1}^2 + \delta_2 \epsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1} + \delta_3 \sigma_{t-1}^2$$

$$\text{if } R_t \leq 0 \quad d_t = 1$$

$$\text{otherwise} \quad d_t = 0$$

	(1) 92:01-97:06	(2) 97:06-01:08	(3) 97:06-98:12
$\alpha$	-0.0010 [0.0010]	-0.0059** [0.0027]	-0.0042* [0.0027]
$\beta_1$	0.1653** [0.0571]	0.0649 [0.0628]	0.1001 [0.1180]
$\beta_2$	-0.0578 [0.0559]	0.0534 [0.0565]	-0.0240 [0.0967]
$\beta_3$	-0.0559 [0.0465]	0.0208 [0.0649]	0.0142 [0.0971]
$\beta_4$	0.0666 [0.0487]	-0.0716 [0.0574]	-0.1390 [0.0872]
$\gamma$	0.0888 [0.1319]	0.4137† [0.2418]	0.1099 [0.2536]
$\delta_0(\times 10^5)$	0.043* [0.017]	0.126* [0.049]	-0.069† [0.041]
$\delta_1$	0.0444* [0.0217]	0.0278 [0.0255]	-0.0105 [0.0279]
$\delta_2$	0.1267* [0.0518]	0.1061* [0.0429]	0.1786** [0.0505]
$\delta_3$	0.8634** [0.0306]	0.8525** [0.0384]	0.8916** [0.0348]
修正 $R^2$	0.93	1.11	-1.01
被説明変数の標準偏差	1.141	1.383	1.480
対数尤度	4300.2	2954.9	1074.0
サンプル数	1357	1014	371

パラメータ推定値の下のカッコ内は, Bollerslev-Wooldrige による修正標準誤差. (\*\*), (\*), (†) の印は, それぞれ 1%, 5%, and 10% の水準で推定値が統計的に有意であることを示す.

表4 産業別ポートフォリオの個別リスクの大きさの変化

モデル：

$$er_i = \alpha_i + \beta_i er_M + \epsilon_t$$

ただし  $er_M$  はマーケットポートフォリオの、 $er_i$  は各産業ポートフォリオの安全利子率（コールレート）に対する超過収益率。

EW:  $er_M$  = 等加重平均指数（産業ポートフォリオの単純平均）

VW:  $er_M$  = 価値加重平均指数（JSRI 指数）

$\sigma_{85-91}$ : 1985年から91年の個別リスクの平均

$\sigma_{92-98}$ : 1992年から98年の個別リスクの平均

$\sigma_{96-98}$ : 1996年から98年の個別リスクの平均

$\sigma_{99-01}$ : 1999年から2001年の個別リスクの平均

個別リスクの定義は、推定式の平均平方二乗誤差（Root Mean Squared Errors; RMSE）。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\sigma_{85-91}$	$\sigma_{92-98}$	$\sigma_{96-98}$	$\sigma_{99-01}$
EW	5.31	3.39	3.76	6.06
VW	5.78	3.65	4.13	6.59
	(1)-(2)	(4)-(2)	(4)-(3)	
EW	1.92	2.67	2.30	
	[0.35, 5.50]	[-0.54, 7.78]	[-0.74, 7.53]	
VW	2.14	2.95	2.47	
	[0.32, 5.16]	[0.74, 7.81]	[-0.22, 7.17]	

カッコ内は個別産業の RMSE の差の最小値・最大値。

図1 産業別ローリング・ベータ(60ヶ月)

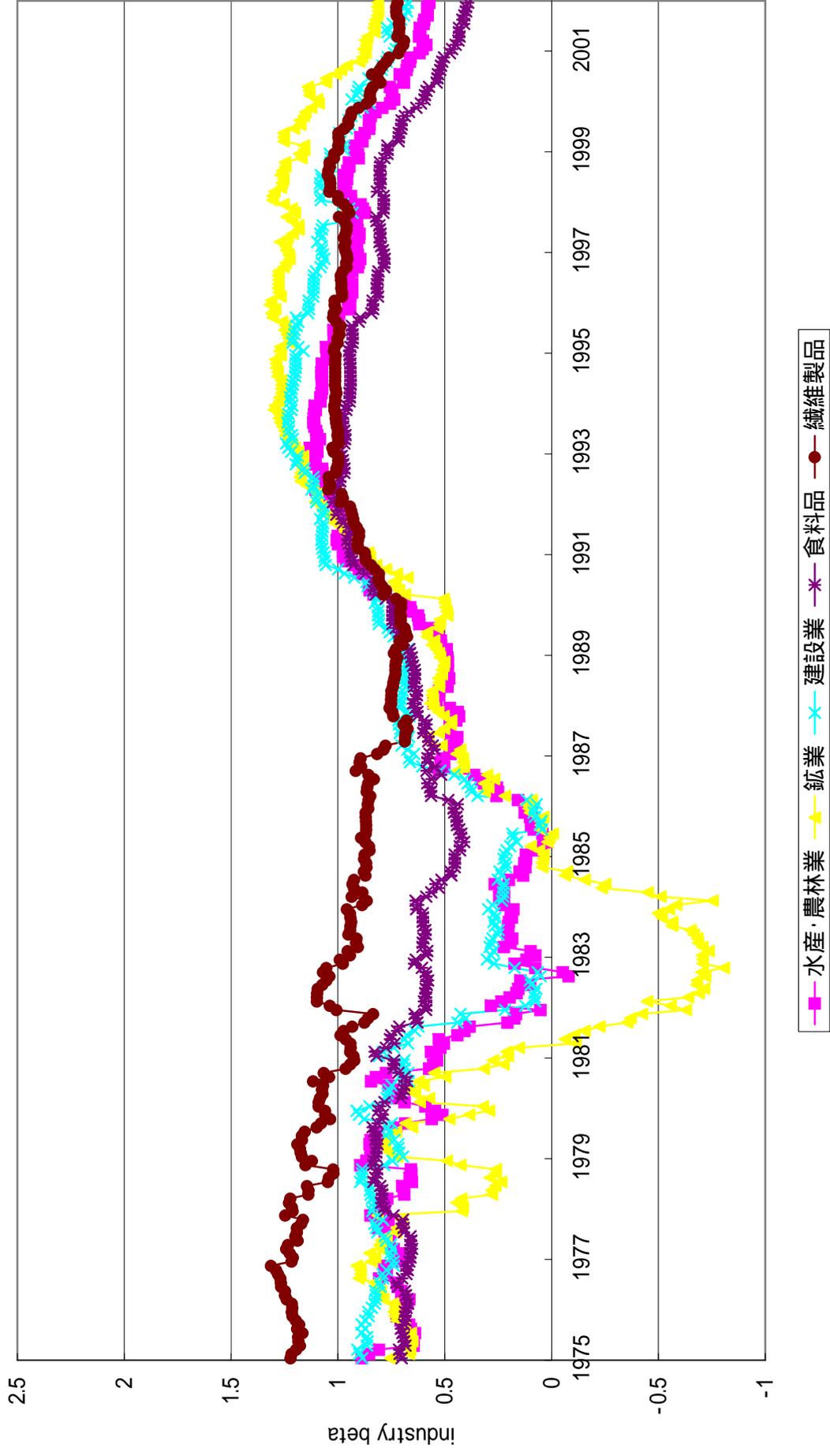


図1(その2)

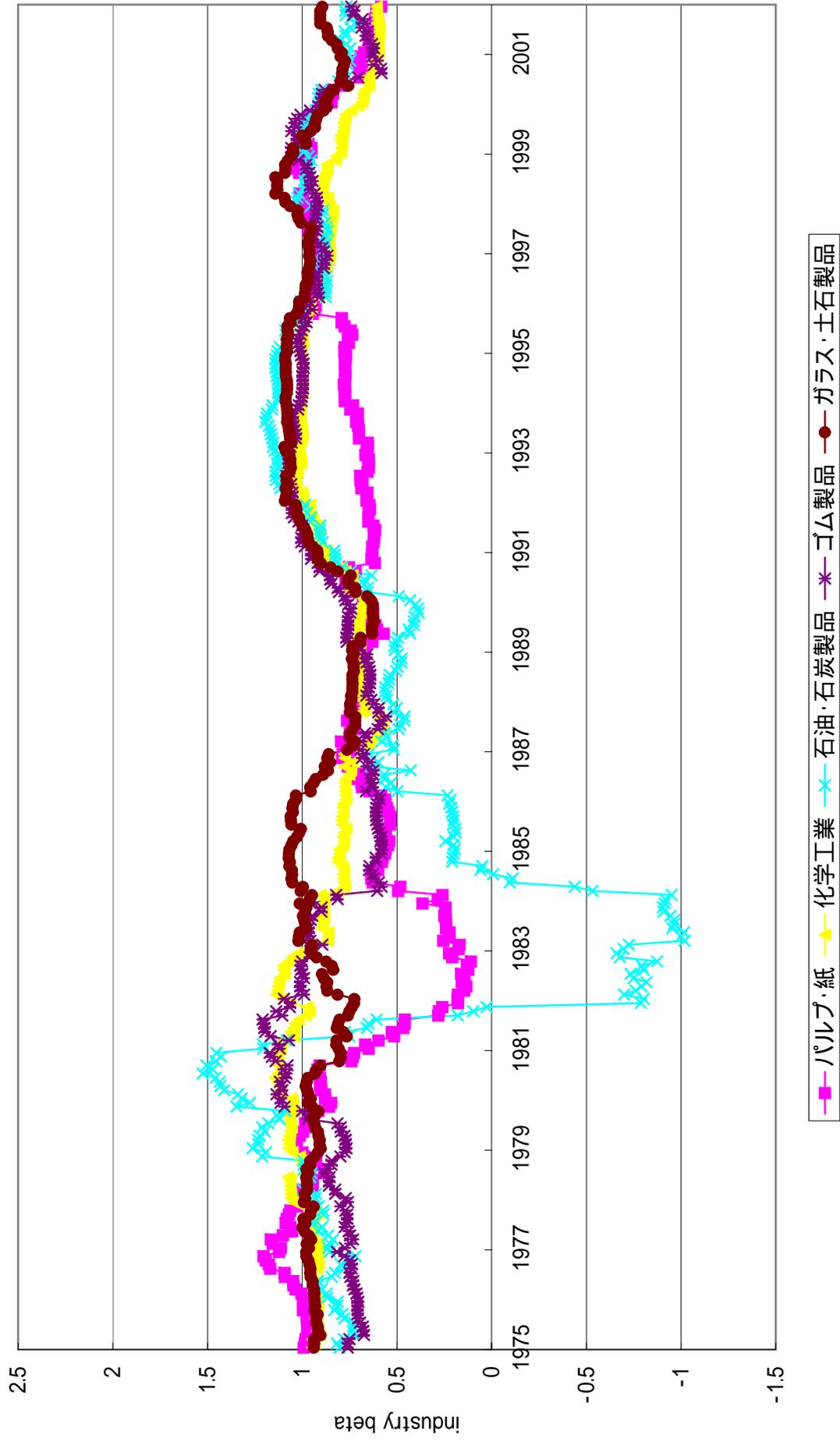


図1(その3)

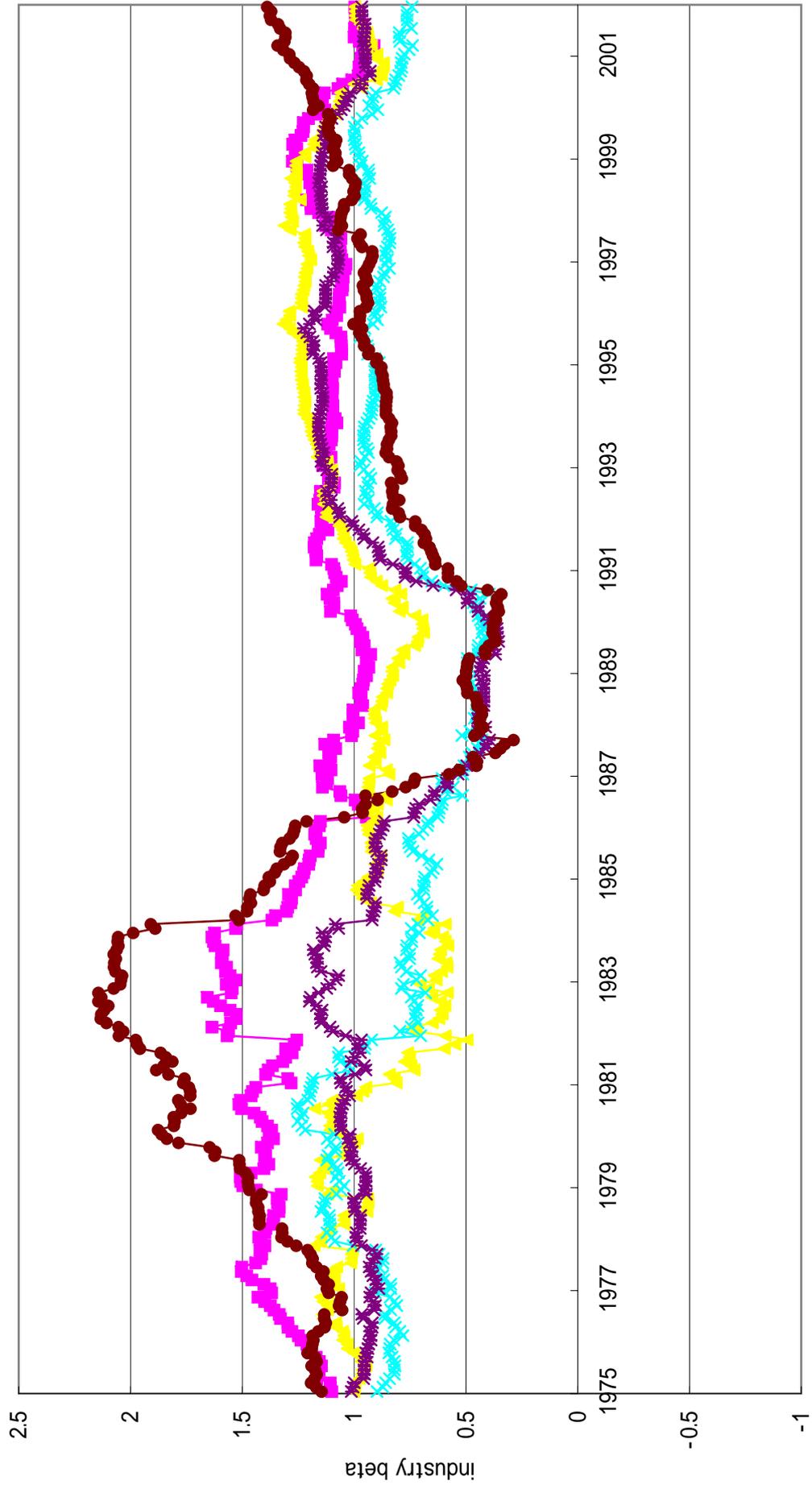


図1(その4)

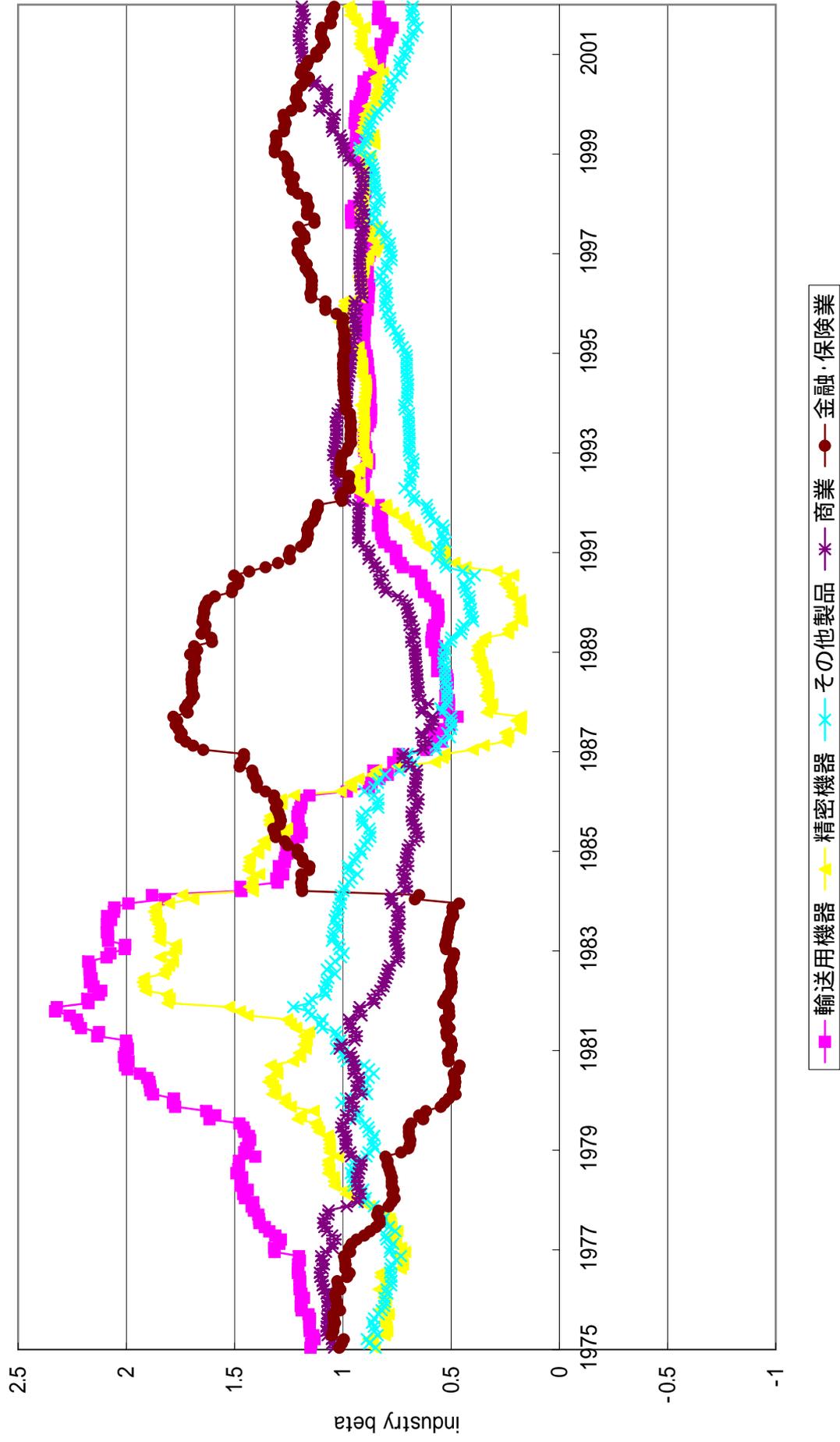
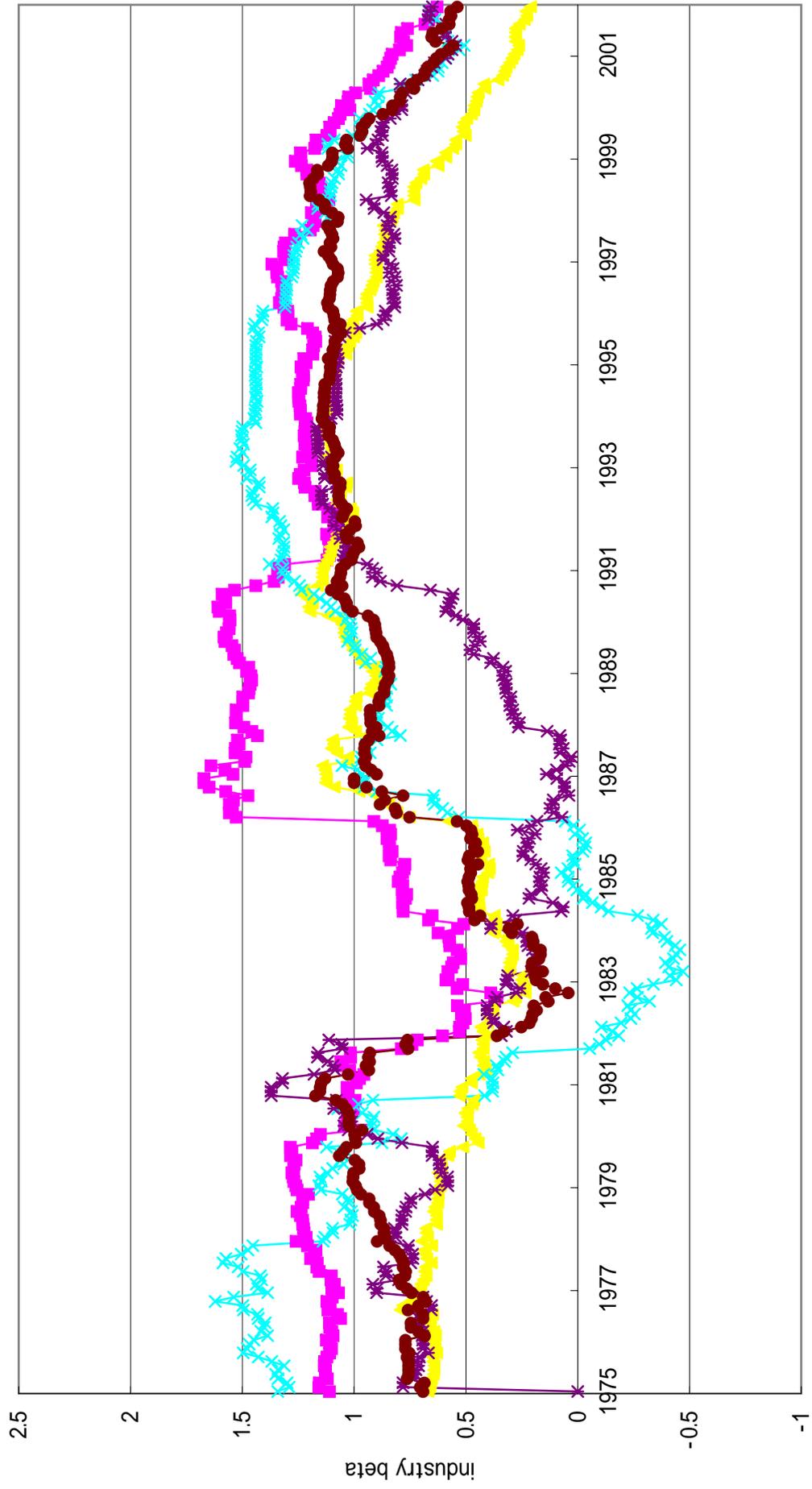
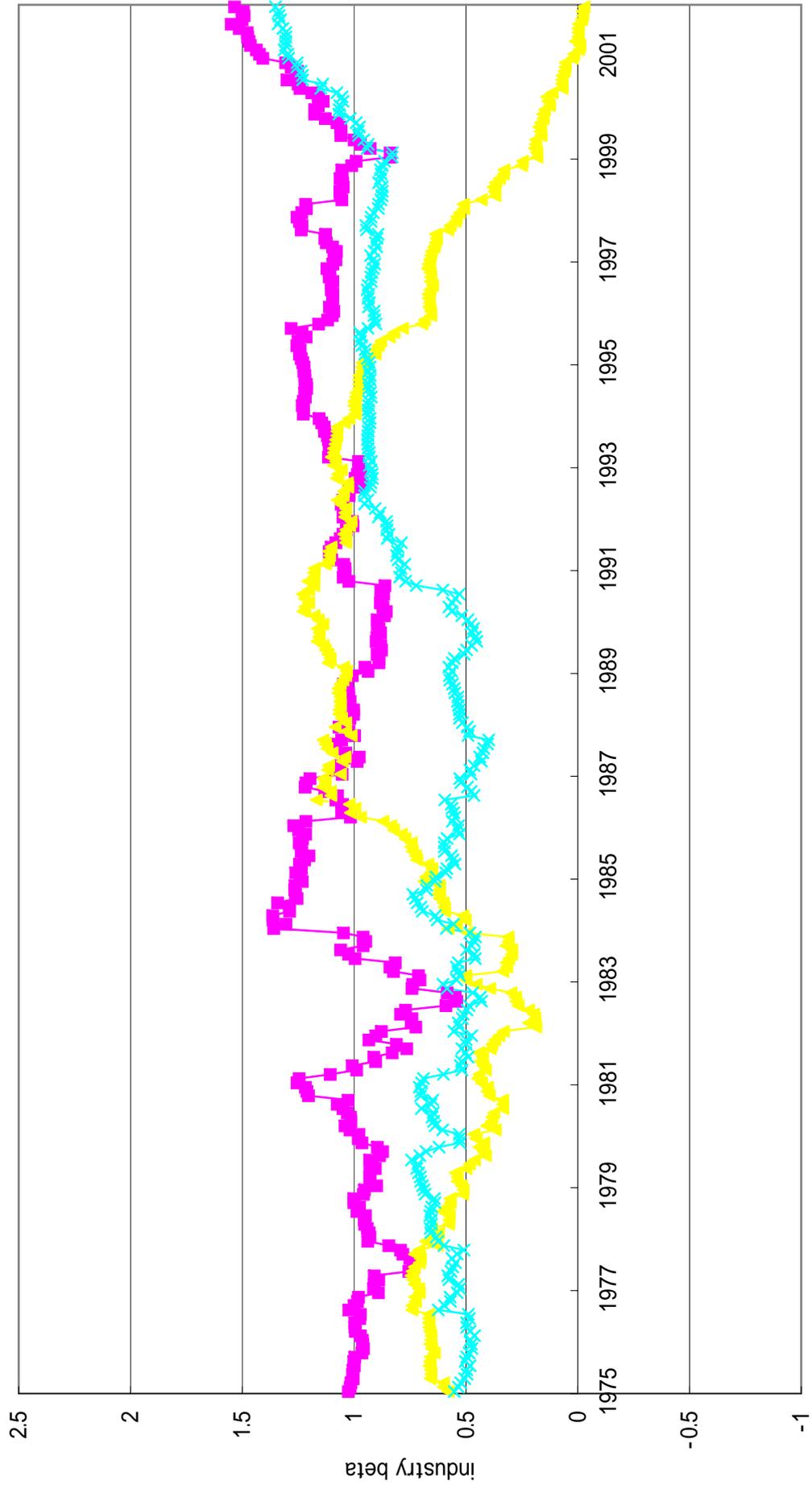


図1(その5)



不動産業 陸運業 海運業 空運業 倉庫 運輸関連業

図1(その6)



—■— 通信業 —▲— 電気・ガス業 —×— サービス

図2 ベータの標準偏差の時間を通じた変化

