

## 在庫変動の分析

### ——地域経済の場合——

山内 一央  
宜名真 勇

### 序章

企業が利潤を最大化する場合、費用が凸性をもっている限り、生産量の変動は販売量の変動よりも小さいはずである。にもかかわらず、Blanchard (1983) は、アメリカの自動車産業のデータを用いた検証を行い、生産量の変動が販売量のそれよりも大きいことを見いだした。また、Blinder (1986) は、アメリカ国内のすべての産業において Blanchard と同様の検証を行ったところ、極少数の耐久消費財において、生産量の変動が販売量の変動よりも小さくなっているだけであり、ほとんどの産業では Blanchard と同様に、生産量の変動が販売量の変動よりも大きくなることが観察されている。このほかにも、Kahn and McConnell and Quiros (2002)、Ramey and Vine (2004)、Irvine and Schuh (2005) などでも、アメリカにおいて生産量の変動が販売量の変動より大きいことが検証されている。これらでは、生産量と販売量の変動が1983年ごろを境に83年以前と以降で比較されており、両者ともに生産量の変動のほうが大きいに変わりはなく、83年以前に比べて、以降のほうが生産量と販売量の差が小さくなっている点が特徴的である。83年以前と以降で何が大きく変化したのかを調べることによって、生産量と販売量の変動の差が縮まった理由がわかるかもしれない。

また、West (1988) や Wilkinson (1989) は、アメリカ、イギリス、フランス、ドイツ (西ドイツ) などの先進諸国における国際比較分析を行っている。このうち West (1988) はアメリカ、イギリス、フランス、西ドイツ、日本、イタリア、カナダのG7における検証を行い、日本、フランスを除く5カ国では、『生産量の分散/販売量の分散』が1.3を超えているのに対して、日本では、1.02と他の国々と比較すると極めて1に近いという結果を得た (フランスは1.15という結果となっており、日本と他の5カ国の中間に位置している)。Wilkinson (1989) でも同様に先進諸国における反平準化傾向が報告されている。このように生産平準化の命題を統計的に検証する場合、アメリカをはじめ先進諸国では、生産量の変動と販売量の変動では、生産量の変動のほうが大きくなるという結果が証明されている。

他方、Fukuda and Teruyama (1988) は、先進諸国と途上諸国を合わせた国際比較分析において、生産量の変動が販売量の変動よりも大きい生産の反平準化傾向はアメリカやイギリス、フランスなどの先進諸国に共通した特徴である一方で、インドやペルー、フィリピン、南アフリカなどの途上諸国においては、生産量の変動が販売量の変動よりも小さくなっているため、生産平準化の結果が得られる傾向が観察された。日本は先進諸国に含まれているはずであるが、生産量の変動が販売量の変動よりも小さくなっているため、West (1988) では、かろうじて反平準化傾向にあったが、こちらでは途上諸国と同様に生産平準化の結果が得られるという先進国にもかかわらず、

反平準化が起こっていないという興味深い結果となっている。

Ginama (2008) では、1975～1999年にかけての、日本国内の都道府県別の生産平準化に関する検証が行われており、どのような都道府県で生産平準化が起こっているのか、また反平準化が起こっているのかが見て取れる。Fukuda and Teruyama における先進国を東京都や神奈川県などの都市機能が発達した都道府県、途上国を沖縄県や長崎県などの都道府県に見立てて検証してみても、東京都や大阪府では、『生産量の分散/販売量の分散』が1より小さくなっているのに対して、同じように大都市をもっている神奈川県や愛知県では分散比が1を超えている点などが見られ、とても興味深い。

本稿はこのような生産平準化に関する国際的な多様性が、日本国内の地域経済の比較分析においても観察されるかどうかを検証するものであり、前述の Ginama (2008) と比較することによって、日本国内の各地域経済における先進国的性格と途上国的性格を比較することができる。その結果、日本国内において Guasch and Kogan (2001) によって述べられた途上国と先進国の在庫水準の大小とその原因として挙げられている途上国に見られる物流システムの不備の検証も可能ではないかと考える。また日本の地域経済を分析することによって生産平準化ないしは反平準化の現象に影響を与える諸原因の数量的分析を行うことも可能である。従来の生産平準化仮説に関する実証的分析は上記諸文献のようなマクロデータや産業データ (Blanchard (1983) 以外に Krane and Braun (1991)、Wang (2002)、等がある) を用いたものが主であり、地域データによる検証はほとんど行われていない。具体的には、需要ショック、供給ショックのそれぞれが生産量の分散と販売量の分散に及ぼす影響や販売量の自己相関が分散比に及ぼす影響の有意性を検証することができる。各章の構成は以下のとおりである。第1章では、見込み生産を行う製造企業にとって生産平準化が何故必要であるかを理論的に議論し、第2章は本稿で用いる統計データの問題や出典を解説する。第3章では、本稿で多用される統計的手法を概観し、第4章は分析対象となる諸変数の統計的性質を分析する際の基礎的資料としてそれらのグラフを提示する。第5章では、47都道府県の地域データを用いた生産平準化仮説の検証結果を報告すると共に特定の地域について上記分散比のBCa信頼区間を与える。第6章では、Fukuda and Teruyama (1988) にならって上記分散比の変動の原因を分析する回帰分析を行い、最後に本稿全体を概観すると共に将来の課題を要約する。尚、本文中で用いるグラフや表は巻末に一括して掲載してある。

## 第1章 生産平準化について

Blanchard (1983)、Blinder (1986) など、多くの経済学者は生産量の分散は販売量の分散より小さくなり、生産の平準化が起こると唱えてきた。なぜ企業は、生産平準化の行動をとると言われているのだろうか。それは、企業の費用曲線から見て取ることができる。

現在の大学のミクロ経済学の教科書 (伊藤 (2001)、クルーグマン・ウエルス (2009)、等) で一般的に用いられている費用曲線は〈グラフ 1-1〉のような形状のものである。このとき、限界費用曲線は右上がりの形状をとる。しかし、費用曲線の形状はこれだけではなく、規模の経済が働いているとき〈グラフ 1-2〉のような形状になることも考えられる。規模の経済では、企業が生産量を増やすことにより、1単位あたりの生産費用 (平均費用) が小さくなる。これらの要因としては、生産量を増やすことによる機械設備などの巨大な固定費用の拡散や人員を多く雇うこ

とによる分業制の発展がもたらす生産効率の上昇、原材料を大量購入することによる利益、保管、物流費用の逓減、広告宣伝費、販売費および一般管理費、研究費の逓減などが考えられる。そのため、〈グラフ 1-2〉では、生産量を一定量まで増やす間の総費用曲線の傾きは次第に小さくなっている。しかし、機械設備には生産できる能力に限界があり、原材料も算出量に限りがあるものであれば、価格が高騰し生産するために必要となるコストは増加する。そのため、1 単位当たりの生産費用は増大し、総費用曲線の傾きは再び大きくなる。したがって、限界費用曲線は下に凸の特徴を持つ形状になる。

一方、市場は、生産者、消費者の両者の数が多く存在し競争をしている完全競争市場と独占的競争などが生じている不完全競争市場に分類される。

市場が完全競争状態にあるとき、1 企業の力では市場に与える影響力が小さいため市場価格は一定となる。このとき、市場の均衡価格と取引量は  $P = MC$  となり需要曲線と限界費用曲線との交点が均衡点となる。これを図にしたものが〈グラフ 1-3〉と〈グラフ 1-4〉であり、均衡点は  $(Q^*, P^*)$  となる。規模の経済が働いているとき、〈グラフ 1-4〉を見てわかるように均衡点は 2 つ存在するが、左側の方を均衡点とすると、企業は生産を増やすことで利潤が大きくなるので均衡点にはなりえない。

市場が不完全競争市場であるとき、企業に価格の決定権があり、企業が自由に価格を設定することができる。このときの市場の均衡取引量は完全競争市場の様に需要曲線と限界費用曲線の交点  $P = MC$  ではなく、限界収入曲線と限界費用曲線の交点  $MR = MC$  で決定される。均衡取引量  $Q^*$  における需要曲線の価格が均衡価格  $P^*$  となる。これをグラフにしたものが〈グラフ 1-5〉と〈グラフ 1-6〉である。

完全競争市場の場合、市場価格は一定かもしれないが、天候、原材料の価格など様々な要因で需要が変化することが多々ある。不完全競争市場でも同様であり、需要が変化することは考えられる。この需要量の変化を〈グラフ 1-3〉と〈グラフ 1-5〉において実際に行ってみたものが、次の〈グラフ 1-7〉と〈グラフ 1-8〉である。このグラフでは、製品を 1 つ多く生産する際の費用を表わす限界費用曲線ではなく、製品 1 つ当たりの生産費用である平均費用曲線と需要曲線を用いている。

〈グラフ 1-7〉と〈グラフ 1-8〉では、需要の変化により生産量が  $Q^{**}$  から  $Q^{***}$  の間で変化しているとする。このときの平均的な生産量が  $Q^*$  である。生産量が  $Q^{**}$  から  $Q^{***}$  の間で変化しているとき、企業が生産量を需要量に合わせて調整するのであれば、その平均費用は  $P^{**}$  と  $P^{***}$  を結んだ直線となる。ここで平均的な生産量は  $Q^*$  なので、平均費用は直線上の  $P^{*'}$  となる。ここで、需要量が増加したときに企業が柔軟に生産量を調整するのではなく、需要量が減少したときには余剰を在庫へ繰り入れ、需要が増加したときには在庫を取り崩すようにしたとき、企業は平均費用曲線：AC 上で生産するようになり平均費用は生産量を変化させたときの  $P^{*'}$  よりも安くなるはずである。

従って企業が合理的な経営を行っているならば、生産量を需要量に合わせて変化させるのではなく、平均量  $Q^*$  前後を常に生産し続けるだろう。このとき、 $Q^{**}$  から  $Q^{***}$  の間で変化する販売量と平均量  $Q^*$  の前後で変化する生産量の分散を計算すると生産量の分散は販売量の分散より小さくなるはずであり、この生産量と販売量の分散比  $(\text{Var}(Y)/\text{Var}(S))$  を求めると、1 より小さくなる。この状態を生産の平準化という。

しかし、この生産平準化はすべての産業で成り立つわけではない。造船業や建築業など一部の

製造業は受注生産という形式をとっているためである。船や住宅などは取引相手の要望を聞いたのちに生産するのであって、完成された船や住宅を常に在庫（住宅の在庫は存在するが、注文を受けた後着工するものも多い）として持っているわけではないからである。ほかにも、サービス業でも生産平準化は成り立たない。英会話教室や理髪業で在庫と言われても何が在庫と言われるものなのかは分からない。なぜなら、サービス業にはそもそも在庫が存在しないからである。サービス業は文字通りサービスを提供するものだからである。これらの受注生産を行っている産業やサービス業では、生産業の分散と販売量の分散は等しくなる。従って生産平準化は見込みで製品を生産する産業でしか成り立たないと言える。

序章でも述べているように、Fukuda and Teruyama (1988) では国を対象として生産量と販売量の分散比を求めているが、先進国ではほとんどの国で平準化ではなく反平準化が起きている。一方で、途上国では、平準化が起きている国が多くみられている。平準化と反平準化を分ける要因とは何なのだろうか。諸説 (Blinder (1986) は需給ショックの相対的規模を、Kahn (1987) は需要の1階の正の自己相関を原因に挙げている。また、Ramey (1991) は費用構造の凸性そのものに懐疑的である) 挙げられているが、いまだ明らかにはなっていない。

## 第2章 データについて

ここではまずデータについての説明を行う。本稿で用いられているデータの数値は、日本政府の内閣府の経済社会総合研究所国民経済計算部がホームページ (<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/toukei.html#kenmin>) 上で公表しているデータ、もしくはその刊行物である県民経済計算年報 (本稿で用いているデータが掲載されているところは県民所得統計年報) を用いている。なお、本稿で用いた刊行物は、内閣府経済社会総合研究所の前身である経済企画庁経済研究所編の「県民所得統計 (昭和30-40年)」と「県民統計年報 昭和五十二年度版」の2冊である。

本稿で使用しているデータの期間は1955年 (昭和30年) から1973年 (昭和48年) までの19年間である。Ginama (2008) で用いられていたデータの期間が1975年から1999年までだったので、1955年から1974年までのデータを使用したかったのではあるが、1973年10月の第4次中東戦争をきっかけにオイルショックが発生し、日本国内でも急激なインフレーションが生じた結果、1974年には、戦後初となるマイナス成長を記録している。オイルショックのせいで、1973年と比較して1974年の県内総生産が減少している都道府県が多く、埼玉県や千葉県などでは10%近く減少している。データとして用いている時期があまり長くないこともあり、1974年の数値が全体の結果に影響を与えるということが否定できないため、今回の分析では、1974年のデータを除外している。

なお本稿に用いられている数値は、1968 SNA (System of National Accounts) の1980年 (昭和55年) 基準を使用している。都道府県の生産量には実質値の県内総支出、販売量には県内総支出から実質値の在庫品増加を差し引いたもの (単位: 100万円) を利用している。金融・保険業、製造業の生産量には各産業の生産量の名目値のデータ (単位: 100万円) を県内総支出デフレーターを用いて実質値に変換して用いている。単位労働コストと雇用者所得/県内総生産は、名目値の賃金・棒給と雇用者所得 (単位: 100万円) を実質値の県民総生産で割ったものを使用している。1955年から1964年の期間は、賃金・棒給のデータが存在しなかったため、1965年の賃金・

棒給と雇用者所得（古い書籍では勤労所得）の比を用いて導出した推定値を用いて計算している。

## 第3章 統計手法について

この章では本稿で用いている統計手法のうち使用回数が多かった統計手法に関して説明を行っていく。

### 3-1. 単位根検定

単位根検定を説明するにあたって段階的に説明していく。この節では森棟（1999）を用いて説明している。

#### 自己回帰式

変数  $X$  を国内総生産などの経済変数とするとき、簡単な時系列回帰式は、

$$X_t = \mu + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

となる。この式では、被説明変数  $X_t$  の変動が1期前の観測値  $X_{t-1}$  によって説明される。誤差項は、 $X_{t-1}$  によっては説明できない変動をまとめて説明しているとする。このような説明変数が被説明変数の過去の値になっている回帰を自己回帰式（auto-regression）と呼ぶ。このとき、誤差項については平均が0、分散  $\sigma^2$  は一定、かつ互いに独立であるという標準的な過程が満たされているとする。変数の過去の値をラグつき変数といい、自己回帰式における回帰係数を自己回帰係数と呼ぶ。自己回帰式を求めるのに用いたデータでグラフを描いたとき経済データを用いているときには、右上がりや右下がりのグラフが描かれることが多い。このようなグラフが描かれているとき、データからトレンドの存在が検出される。データの階差をとったとき、階差の平均が正の値になっていれば正のトレンド、平均が負の値になっていれば負のトレンドが存在している。トレンドが存在するとき、1時の自己回帰式は、

$$X_t = \mu + at + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

となり、 $at$  はトレンド項である。

データの散らばりのおおまかな中心が特定の時点以前と以後で異なっているとき、その時点における定数項の変化を回帰式に組み込むと回帰式は、

$$X_t = \mu_1 D_{1t} + \mu_2 D_{2t} + at + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

となる。ここで、 $D_{1t}$  と  $D_{2t}$  は、変化時点までが1、変化時点後が0のダミー変数と、変化時点までが0、変化時点後が1のダミー変数である。

一方で平均ではなく、トレンドの方が変化する場合も考えられ、そのときの回帰式は、

$$X_t = \mu + \alpha_1 D_{1t} t + \alpha_2 D_{2t} t + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

となる。このとき、ダミー変数の定義は変わらないが、トレンド係数は変化時点前後で  $\alpha_1$  と  $\alpha_2$  に変化する。 $D_{2t} t$  は変化時点後がトレンドになるトレンド・ダミーであり、ある時点以後とトレンドがなくなったと考えられるときは  $\alpha_2$  の項を式から除けばよい。

また、(1) 式は、すべての  $t$  について成立するため、 $X_1 = \mu + \varphi X_0 + \varepsilon_1$  とするとき、第二期では

$X_2 = \mu + \varphi X_1 + \varepsilon_2 = (\mu + \varphi \mu) + \varphi^2 X_0 + (\varepsilon_2 + \varphi \varepsilon_1)$  となる。 $\varphi$  の絶対値は1より小さいとし、

同じ手順を繰り返していくと、

$$X_t = (\mu + \varphi\mu + \dots + \varphi^{t-1}\mu) + \varphi^t X_0 + (\varepsilon_t + \varphi\varepsilon_{t-1} + \dots + \varphi^{t-1}\varepsilon_1) \quad (5)$$

$$= \delta + u_t$$

となる。ただし右辺の  $\varphi^t X_0$  は無視されており、 $\delta = \mu + \varphi\mu + \dots = \mu / (1 - \varphi)$  となる。 $u_t$  は標準正規乱数の条件を満たす誤差項に関する和

$$\varepsilon_t + \varphi\varepsilon_{t-1} + \dots$$

である。これを自己回帰過程の移動平均法と呼び、変数が誤差項のみで表されているため、エラー・ショック表現といわれる。 $\varphi$  の絶対値は 1 より小さいという前提があるため、 $\delta$  が発散することはない。

### 定常時系列・非定常時系列

ここでは、定常性と非定常性について論じる。自己回帰の推定は AR の次数を決めて最小 2 乗法で推定され、2 次の AR は AR (2)、3 次の AR は AR (3) と次数を明記して示される。

幾何級数展開が可能であるための条件は、定常性の条件と呼ばれ AR 式が定常性の条件を満たすとき、その時系列は長期的には  $X_0$  などの初期値に依存せず、初期値の影響は時間がたつとともに消滅すると言える。定常性の条件は、1 次の AR である AR (1) については、1 次式  $1 - \varphi x = 0$  の根が絶対値で 1 より大きくなることであり、 $\varphi$  が 1 より小さくなればよい。高次の AR についても同様に、AR (2) のとき、

$$X_t = \mu + \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (6)$$

が回帰式であり、2 次式  $1 - \varphi_1 x - \varphi_2 x^2 = 0$  の根を求めてその絶対値が 1 より大きければ、定常性の条件を満たしていると言え、この 1 次式や 2 次式は随伴方程式と呼ばれる。

1 次の自己回帰式  $X_t = \mu + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t$  において、係数  $\varphi$  の絶対値が 1 より小さいとき自己回帰は定常であり、(5) 式より、 $t$  期の変数値は、

$$X_t = \delta + \varphi^t X_0 + u_t \quad (7)$$

となる。定常性により、 $\varphi$  の絶対値が 1 より小さいため、 $t$  が十分大きいときには、 $\varphi^t X_0$  の項は無視することができる。

係数  $\varphi$  が 1 に等しい時系列に関して、定常時系列と同じく、 $X_t = \mu + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t$  と定義できるとする。 $X_2$ 、 $X_3$  と順に求めていくと、

$$X_t = t\mu + X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (8)$$

となる。この結果は (7) 式に係数  $\varphi$  に 1 を代入した結果に等しい。このとき、すべての  $X_t$  に  $X_0$  が含まれているため、定常な時系列のように初期値の影響を無視することはできない。このような時系列が非定常な時系列である。観測期間が  $X_1$  からである以上、 $X_0$  は観測期間には存在していないため、定義するときには恣意的になってしまうが、(8) 式を簡単にするために、 $X_0 = \mu_0 + \varepsilon_0$  と未知の定数と標準乱数の和が用いられる。この定義により、

$$X_t = \mu_0 + \mu t + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i + \varepsilon_t \quad (9)$$

となる。この式に含まれる  $t$  の項は確定トレンド項と言われ、初期値  $X_0$  の定義からもたらされる

$\mu_0$  は定数項となっている。

(9) 式の第3項は便宜的に、

$$\eta_{t-1} = \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i \quad (10)$$

と表記され、 $t$  個の標準乱数の和となっており、個々の標準乱数が共通な分散  $\sigma_\varepsilon^2$  をもつと仮定するとき、この項の分散は分散の和  $t\sigma_\varepsilon^2$  になるとされている。ここで  $t$  は観測時点を示すため、この項の分散は観測時点とともに増大していくはずである。このような分析から、 $\varphi$  が1の場合の時系列  $X_t$  には定常な時系列と異なる2つの性質が含まれている。第1に  $X_t$  の期待値は定数項のみではなくトレンド項  $t$  によって定められているため一定ではなく、時間とともに増大していく。第2に、その分散も一定ではなく時間とともに増加していく。この2つの性質は係数  $\varphi$  が1である場合の自己回帰の定義そのものから導かれるランダム・ウォークの性質と言われている。(10) 式は分散が  $\sigma_\varepsilon^2$  のランダム・ウォークと呼ばれる確率変数で、初期値  $\eta_0$  を  $\varepsilon_0$  として、

$$\eta_t = \eta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

と書くこともできる。この式は、今期の  $\eta_t$  の値は、前期の値に標準正規乱数が加わって定まることを意味している。増分が標準乱数であることに特徴が見られるために酔歩過程と呼ばれることもある。

### 非定常時系列の定常過程

(9) 式を用いて、 $X_t$  と  $X_{t-1}$  の階差を求めると

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \mu + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (12)$$

となる。この  $\Delta X_t$  について、その期待値は  $\mu$  で不変、かつ分散も  $\varepsilon_t$  の分散  $\sigma_\varepsilon^2$  に等しくなり、不変である。 $\Delta X_t$  は定常性の条件を満たしている。このため  $\varphi$  が1に等しい時系列 (9) 式は差分定常もしくは階差定常過程と呼ばれる。これは、非定常な時系列にほかならないが、その中でも特に1次の差分をとると定常性の条件を満たしているという意味である。(12) 式における定数項  $\mu$  はドリフトと呼ばれ、もとの変数  $X_t$  をレベル変数もしくはレベルと呼ぶ。差分をとった変数  $\Delta X_t$  についてのドリフトはレベルにおけるトレンドを構成する。 $\eta_t$  はその分散が  $t\sigma_\varepsilon^2$  となり  $t$  とともに増大するため、確率トレンドと呼ばれる。また  $\eta_t$  は標準乱数の和になっているから、(11) 式で定義されている変数の時系列過程を和分過程といい、(9) 式を確定トレンドを含む和分過程という。

差分定常過程と異なり、確定トレンドを含む AR (1)

$$X_t = \alpha + \beta t + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

は  $\varphi$  の絶対値が1より小さいとき確定トレンド定常過程と呼ばれる。この名称は確定トレンドを除去すると定常になるということからである。

経済分析で用いるとき、確定トレンド仮定と階差定常過程の意味合いは大きく異なっており、経済変数に関する予測を例に挙げると、確定トレンド仮定では予測が可能である一方で階差定常過程はランダム・ウォークを含むため予測が不可能と理解されている。

### Dickey-Fuller 検定 (DF 検定)

確定トレンドを含む1次の自己回帰を

$$(X_t - \alpha - \beta t) = u_t, \quad u_t = \varphi u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

と述べたとき、 $\varepsilon_t$ は標準乱数である。この式において左の式を誤差項の自己回帰式に代入し、係数の定義を変えると(13)式になる。この確率過程は、分散は $t$ に依存しないが、平均はトレンド項の存在により $t$ の線型関数になっている。 $\varphi$ が1の場合は(14)式より

$$\Delta X_t = \beta + \varepsilon_t \quad (15)$$

という差分定常過程が導かれる。このとき、(13)式におけるトレンド係数は(15)式におけるドリフト項に転化する。逆に差分定常過程におけるドリフト項 $\mu$ は、(15)式の変換を通じてレベル変数のトレンドに変化する。そのため、(15)式のドリフト $\beta$ は確定トレンド項の係数 $\beta$ に等しくなる。単位根検定は(14)式の $\varphi$ が1に等しいかどうかの検定である。

1次の自己回帰における単位根検定では、帰無仮説では $\varphi$ は1、対立仮説では $\varphi$ は1より小さいとするである。この仮説の検定をDickeyとFullerにちなんで、Dickey-Fuller検定(DF検定)とよび、以下のAからDに分類される。

A検定：時系列のグラフに確定トレンドが含まれるが、確率的な変動は定常過程か和分過程か分からない場合の検定である。帰無仮説では、(14)式の $\varphi$ が1とされるが、帰無と対立仮説は次のように述べることができる。

帰無仮説A：確定トレンド周辺の和分過程((14)式)で、ドリフトのあるランダム・ウォークともいわれる。

対立仮説A：確定トレンド周辺の定常過程((13)式)である。

帰無仮説に確定トレンドが含まれているため、確率部分が定常であるか否かという疑問が検定の対象になっている。帰無仮説のもとでドリフトが含まれるから、レベル変数の時系列のグラフを描くと、帰無仮説が正しいとき確定トレンドの周辺でランダム・ウォーク変動になる。平均線が $x$ 軸ではなく確定トレンド線であるから、一度確定トレンド線からかい離れた時系列が確定トレンド線に再度戻る可能性は非常に低いとされている。

検定を行う場合には、(14)式を最小2乗法で推定し残差の系列を求める。そして誤差項に関する自己回帰式に残差を当てはめて、人工的な回帰式 $\hat{u}_t = \varphi \hat{u}_{t-1} + \text{誤差項}$ を想定する。ここで $\varphi$ の最小2乗推定量は1次の自己相関係数になっている。次に被説明変数を差分にして

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \text{誤差項} \quad (16)$$

とする。 $\rho = \varphi - 1$ であり自己相関係数と1との差異に等しい。単位根検定は(16)式の $\rho$ が0か否かの検定に代えられ、 $\rho$ の $t$ 統計量が検定に用いられる。これは、 $\tau_t$ 検定と呼ばれ、境界値は計量経済学の本の付表などで与えられるが、棄却域は負の裾となる。

この $\rho$ 係数の $t$ 検定は、回帰式 $\Delta X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$ における $\rho$ の $t$ 検定と変わらない。検定を(16)式にそって進めると定数項と確定トレンド項に煩わされないという大きな長所もある。

B検定：レベル変数のグラフを検討し、時系列が(確定トレンドがない)和分過程なのか、あるいは確定トレンド周辺の定常過程なのか分からない場合に用いる検定である。帰無仮説は(14)式において、 $\varphi = 1$ かつ $\beta = 0$ であるが、

帰無仮説B：時系列の変動は $x$ 軸まわりの和分過程で、ドリフト項のないランダム・ウォーク

((15) 式かつ  $\beta = 0$ ),

対立仮説B：確定トレンドの周辺での定常過程 ((14) 式),

と両仮説を述べることができる。帰無仮説と対立仮説でトレンドに関する設定が反対になっている。このB検定は次のように分割して行えばよく、まず  $\rho$  係数をA検定と同じ手順によって検定する。そして帰無仮説が棄却されなければ、(15) 式を最小2乗法で推定して仮説  $\beta = 0$  を  $t$  統計量によって検定する。ただし、この  $t$  統計量の帰無分布は標準正規分布であるとされる。

C検定：レベル変数の系列のグラフには、定数項が存在するが、確定トレンドは含まれないと考え、確率的な変動が定常化非定常かわからない場合に用いる。この検定では (14) 式、(15) 式ともに  $\beta = 0$  となる。帰無仮説では (14) 式で  $\varphi = 1$  だが、

帰無仮説C：変動は和分過程、あるいはドリフトのないランダム・ウォーク、

対立仮説C：変動は定数項の周辺での定常過程、

と両仮説述べるができる。両仮説には確定トレンドは含まれず、確率的な変動を比較することを目的にしている。検定は (14) 式から確定トレンドを除いて最小2乗法で推定し、残差を求める。検定方法はA検定と同じである。

D検定：レベル変数の系列のグラフには定数項も確定トレンドも含まれないと考えられる。ただ確率的な変動が定常か非定常かわからない場合に使われる。この検定では (14) 式では  $\alpha = 0$  かつ  $\beta = 0$  だから、残差はもとの系列に等しい。(15) 式では  $\beta = 0$  である。帰無仮説は  $\varphi = 1$  だが、

帰無仮説D：変動は和分過程、あるいはドリフトのないランダム・ウォーク、

対立仮説D：x 軸周辺を変動する定常確率過程、

と両仮説を述べることができる。検定は原系列を使って (16) 式  $\Delta X_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t$  を推定して行う。帰無仮説のもとでの分布はA検定同様、本の付表を用いる。Tの分布は  $\tau_u$  の分布を正の方向に、あるいは  $t$  分布の負の方向にずらした形となる棄却域は負の裾にあり、C検定とD検定の差異は定数項だけであり、実証上の違いは微妙となる。

### Augmented DF 検定 (ADF 検定)

(14) 式のように回帰式は  $(X_t - \alpha - \beta t) = u_t$  とされるが、誤差項が高次の自己回帰をもつとき、DF 検定ではなく ADF 検定を用いる。回帰式の残差を求めたうえで、高次の自己相関を除去するように (16) 式を拡張した

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \rho_1 \Delta \hat{u}_{t-1} + \dots + \rho_p \Delta \hat{u}_{t-p} + \text{誤差項} \quad (17)$$

が、検定で中心的な役割を果たす。ラグ残差により、系列相関を除いたうえで、 $\rho$  についてA検定を応用する。ただし、この回帰式にもとづく  $t$  検定は、回帰式

$$\Delta X_t = \alpha + \beta + \rho X_{t-1} + \rho_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \rho_p \Delta X_{t-p} + \epsilon_t \quad (18)$$

における  $\rho$  の  $t$  検定と同値である。B検定では単位根検定の帰無仮説が棄却されなければ、(15) 式の代わりに、

$$\Delta X_t = \beta + \rho_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \rho_p \Delta X_{t-p} + \text{誤差項} \quad (19)$$

を推定して、定数項の有意性を検定する。対立仮説のもとで確定トレンドが含まれないならば(18)式からトレンド項を除いてC検定を用いる。定数項も含まれないとき(14)式から定数項とトレンド項の両方を除きD検定を行う。

一般にラグ構造もしくは自己回帰の次数は未知であるが、(18)式を最小2乗推定し、最高次の係数  $\rho_p$  の有意性を t 検定により調べて決定する。この際  $\rho_p$  の t 統計量は帰無仮説のもとで漸近的に標本正規分布に従う。 $\rho_p$  が有意でなければ、自己回帰の次数を落とした式をつくり最高時の係数  $\rho_{p-1}$  について同じ手順を繰り返す。このような最高次の係数についての有意性検定を有意な係数が見つかるまで逐次行っていく。

ラグ係数の有意性検定では、次数を順に減らしていくならば個々の検定は独立となる。従って、各ラグ次数における有意水準を  $100c\%$  とおくと、 $\rho_p$  から  $\rho_1$  までの全係数の有意水準は  $\{1 - (1 - c)^p\}$  となる。

### 3-2. ブートストラップ法

ここで用いているブートストラップ法の手順は、朝倉書店発行 赤池 弘次監修の「統計科学選書1 パソコンによるデータ解析」を利用している。

ブートストラップ法は、1979年にスタンフォード大学の Efron によって提唱された新しい統計手法である。

ブートストラップ法は、母集団の推定量の性質を、近似分布にしたがってサンプリングしたときの性質を計算することで推定する手法であり、モンテカルロ法の1つである。ブートストラップ法は確率分布を仮定するパラメトリック・ブートストラップ法と確率分布を仮定しないノンパラメトリック・ブートストラップ法に分類される。

#### パラメトリック・ブートストラップ法

パラメトリック・ブートストラップ法は、確率分布モデルの分布型が分かっている場合に用いられ以下の手順の様に求めることができる。

- ① 観測された  $n$  個のデータの標本平均値  $\bar{x}$ 、標本分散値  $s^2$  がであったとする。これを用いて、 $X$  を確率変数、 $Z$  を発せさせた正規乱数とし、 $X = \bar{x} + sZ$  を求める。
- ②  $n$  個の正規乱数  $z_1, z_2, \dots, z_n$  を発生させて、①で求めた式を用いて

$$x_i = \bar{x} + sz_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (20)$$

と変換する。この  $x_1, x_2, \dots, x_n$  が、平均  $\bar{x}$ 、分散  $s^2$  の正規分布を確率分布モデルとしてもつ母集団から実験的に抽出された大きさ  $n$  の標本である。

- ③ ②で発生させた大きさ  $n$  の標本に基づいて標本平均値を計算し、 $\bar{x}_1$  とおく。再び②を行い、新しく大きさ  $n$  の標本を実験的に発生させ、標本平均を求め、こちらを  $\bar{x}_2$  とおく。このプロセスを  $B$  回繰り返すことによって  $B$  個の標本平均値

$$\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_B \quad (21)$$

が求まる。

- ④ ③で求めた  $B$  個の標本平均値に基づいて、推定量  $\bar{X}$  の標準誤差は、

$$SD(\bar{X}) = \sqrt{\frac{1}{B-1} \sum_{i=1}^B (\bar{x}_i - \bar{x}_{(c)})^2}, \quad \bar{x}_{(c)} = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B \bar{x}_i \quad (22)$$

で推定され、SD は、Standard Deviation（標準偏差）の略である。推定量  $\bar{X}$  の分布関数の値は、

$$\Pr(\bar{X} \leq x) = \frac{1}{B} \{B \text{ 個の } \bar{x}_i (i = 1, 2, \dots, B) \text{ のうち、点 } x \text{ より小さいかまたは等しい } \bar{x}_i \text{ の個数}\}$$

で近似され、また  $100\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )% 点は、

$$c_\alpha = \{ \text{大きさの順に配列した } B \text{ 個の標本平均値の中で } B \times \alpha \text{ 番目の } \bar{x}_i \text{ の値} \}$$

を用いて近似的に計算される。さらに、 $B$  個の標本平均値  $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_B$  に基づいてヒストグラムを描くと、 $\bar{X}$  の標本分布のほしい様相を視覚的にとらえることができる。

標本の反復抽出の回数  $B$  は 1000 ~ 2000 は必要である。

パラメトリック・ブートストラップ法は、本来その誤差の評価が論理的・数式的に難しい推定量に対して有効であるが、すべての推定量に対して適用できてかつ有効な方法ではあるとは言えない。

#### ノンパラメトリック・ブートストラップ法

パラメトリック・ブートストラップ法が確率分布モデルの分布型が既知の場合に用いられるのに対して、確率分布を仮定しないのがノンパラメトリック・ブートストラップ法である。ノンパラメトリック・ブートストラップ法は以下の様にして用いる。

母集団から抽出された大きさ  $n$  の無作為標本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  に基づく推定量を  $T_n = T_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$  とする。このとき、推定量  $T_n$  の誤差の評価は、以下の様に行う。

- ① 今、 $n$  個のデータ  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  が観測されたとする。(0, 1) 区間を  $n$  等分し、各区間にデータを 1 つ対応させておく。
- ② 一様乱数を 1 つ発生させ、個の値が含まれる区間のデータを  $x_1^*$  とする。再び一様乱数を発生させ、同様にこの値を含む区間のデータを  $x_2^*$  とおく。これを  $n$  回繰り返すことによって、大きさ  $n$  の標本  $\{x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*\}$  を得る。
- ③ ②で求めた  $\{x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*\}$  に基づいて、推定量の値  $T_n(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$  を計測し、これを  $T_{(1)}$  とおく。
- ④ 再び、②の過程を通して新たに大きさ  $n$  の標本を抽出し、③と同様に推定量の値を求め、これを  $T_{(2)}$  とする。このプロセスを  $B$  回繰り返すと  $B$  個の推定値

$$T_{(1)}, T_{(2)}, \dots, T_{(B)} \quad (23)$$

が求まる。

- ⑤ ④で求めた  $B$  個の推定値に基づいて、推定量  $T_n$  の標準誤差は、

$$SD(T_n) = \sqrt{\frac{1}{B-1} \sum_{i=1}^B (T_{(i)} - T_{(c)})^2}, \quad T_{(c)} = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B T_{(i)} \quad (24)$$

で推定される。

推定量  $T_n$  の分布関数の値は、

$$\Pr\left((T_n) \leq x\right) = \frac{1}{B} \quad \{\text{B 個の推定値の中で、} x \text{ より小さいかまたは等しい } T_{(i)} \text{ の個数}\}$$

で近似される。また、 $100\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )% 点は

$$c_\alpha = \{\text{大きさの順に配列した B 個の標本平均値の中で } B \times \alpha \text{ 番目の } T_{(i)} \text{ の値}\}$$

によって近似的に計算される。さらに、B 個の推定値  $T_{(1)}, T_{(2)}, \dots, T_{(B)}$  を基にヒストグラムを描けば、推定量  $T_n$  の標本分布すなわち  $T_n$  の確率の変動の様相を視覚的にもとらえることができる。

ブートストラップ法をもう少し厳密に定式化すると以下の様になる。

母集団の確率の変動をとらえる分布関数  $F(x)$  は、分布型を含めて未知であるとする。このとき、母集団から抽出された大きさ  $n$  の無作為標本を  $X_1, X_2, \dots, X_n$  とし、その観測値を、

$$X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n \quad (26)$$

とおく。母集団の 1 つの特性を表わす母数  $\theta$  を、推定量  $T_n = T_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$  を用いて推定するものとする。このとき、ブートストラップ法による推定量  $T_n$  の誤差評価は、次の 3 つの段階からなる。

- ① 観測された  $n$  個のデータ  $x_1, x_2, \dots, x_n$  のおのおのに、 $\frac{1}{n}$  の確率を付与することによって経験分布関数  $\hat{F}(x)$  をつくる。
- ② 経験分布関数  $\hat{F}(x)$  をもつ母集団からの大きさ  $n$  の無作為標本を  $X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*$  とする。これを、ブートストラップ標本と呼ぶ。
- ③ 推定量  $T_n$  の標本分布を、 $T_n^* = T_n(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*)$  の分布でもって近似する。従って、推定量  $T_n$  の標準誤差は、 $T_n^*$  の分布の標準偏差で推定され、この  $T_n^*$  ブートストラップ分布と呼ぶ。

ジャックナイフ法

ジャックナイフ法は、Quenouille, Tukey らによって提唱された統計手法である。ブートストラップ法が、観測されたデータからの復元抽出を繰り返すことによって実験的に標本を抽出するのに対して、規則的な繰り返しによって標本を抽出して、推定量の標本誤差を評価する方法である。

今、 $n$  個の観測値を  $x_1, x_2, \dots, x_n$  とする。このとき、推定量  $T_n = T_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$  の標準誤差は次のように推定される。

- ① まず、 $x_1$  を除いた残りの  $n - 1$  個のデータ  $x_2, \dots, x_n$  に基づいて推定量の値を計算し、これを  $T_{(1)}$  とおく。次に、 $x_2$  を除いた残りの  $n - 1$  個のデータ  $x_1, x_3, \dots, x_n$  を用いて推定量の値を求め、これを  $T_{(2)}$  とおく。このプロセスを  $n$  個のデータに対して順次繰り返すことによって  $n$  個の推定値

$$T_{(1)}, T_{(2)}, \dots, T_{(n)} \quad (25)$$

が求まる。

- ② ①で求めた  $n$  個の推定値に基づいて、推定量  $T_n$  標準誤差は、

$$\sqrt{\frac{n-1}{n} \sum_{i=1}^n (T_{(i)} - T_{(c)})^2}, \quad T_{(c)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_{(i)} \quad (26)$$

で推定される。

推定量の標準誤差を評価する問題に対して、ジャックナイフ法は、ブートストラップ法と異なり計算量が少なく済むが、適用できる推定龍の範囲はブートストラップ法より多少狭くなる。

### 3-3. BCa (Bias corrected and accelerated) 法

BCa 法は Efron, B. and Tibshirani, R. の「An Introduction to the Bootstrap, Chapter.14」と汪 金芳 (2005) の「ブートストラップ法入門」を利用している。

BCa 法はパーセンタイル法、bootstrap t 法などと並ぶ bootstrap 法を用いた信頼区間の推定に用いる手法の 1 つである。パーセンタイル信頼区間では、推定量  $\hat{\theta}$  の偏りと、 $\hat{\theta}$  の分布のゆがみの影響を受けてしまう。BCa 法はこの推定量に見られる偏りとゆがみを修正するために用いられる手法である。BCa 法を用いるためにはバイアス修正パラメータ  $\hat{z}_0$  と「加速」パラメータである  $\hat{a}$  を求める必要がある。

bootstrap 法で求められた推定量を  $\hat{\theta}^*$  とする。このとき推定量  $\hat{\theta}$  の値は、 $\hat{\theta}^*$  の bootstrap 法での分布の中央に位置することもあれば、左右のどちらかに偏っていることも想定される。

無作為標本  $y_1, \dots, y_n$  からの独立な復元抽出により求めた bootstrap 標本  $Y_1^*, \dots, Y_n^*$  から求め、bootstrap 推定値を、 $\hat{\theta}^* = \hat{\theta}(Y_1^*, \dots, Y_n^*)$  から計算する。これを B 回 (多数回) 繰り返して、 $\hat{\theta}^*(1), \hat{\theta}^*(2), \dots, \hat{\theta}^*(B)$  を求めたときに  $100\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )% に位置するものを  $\hat{\theta}^*(\alpha)$  とする。このときパーセンタイル法を用いて信頼区間を用いると、信頼度  $1 - 2\alpha$  の両側信頼区間は、

$$(\hat{\theta}_{lo}, \hat{\theta}_{up}) = (\hat{\theta}^{*(\alpha)}, \hat{\theta}^{*(1-\alpha)})$$

となる。

BCa 法を用いて信頼区間を推定するとき、信頼度  $1 - 2\alpha$  の両側信頼区間は

$$(\hat{\theta}_{lo}, \hat{\theta}_{up}) = (\hat{\theta}^{*(\alpha_1)}, \hat{\theta}^{*(\alpha_2)})$$

で、表され、 $\alpha_1, \alpha_2$  は次のように定義される。

$$\alpha_1 = \Phi \left( \hat{z}_0 + \frac{z^{(\alpha)}}{1 - \hat{a}(\hat{z}_0 + z^{(\alpha)})} \right)$$

$$\alpha_2 = \Phi \left( \hat{z}_0 + \frac{z^{(1-\alpha)}}{1 - \hat{a}(\hat{z}_0 + z^{(1-\alpha)})} \right)$$

このとき、 $\Phi$  は標準正規分布の分布関数であり、 $z^{(\alpha)}$  は標準正規分布での  $\alpha$  % の値である。例えば、 $z^{(0.95)}$  のとき、 $z^{(0.95)} = 1.65$  と  $\Phi(1.645) = 0.95$  となる。

今、 $\hat{z}_0 = \hat{a} = 0$  が成り立っているならば、 $\alpha_1$  と  $\alpha_2$  は、

$$\alpha_1 = \Phi(z^{(\alpha)}) = \alpha, \quad \alpha_2 = \Phi(z^{(1-\alpha)}) = 1 - \alpha$$

となる。しかし、 $\hat{z}_0 = \hat{a} = 0$  が成り立っていないとき、すなわちバイアス修正パラメータ  $\hat{z}_0$  と、「加速」パラメータである  $\hat{a}$  が存在するときには、 $\hat{z}_0$  と  $\hat{a}$  は次のように求められ、

$$\hat{z}_0 = \Phi^{-1} \left( \frac{\#\{\hat{\theta}^*(b) < \hat{\theta}\}}{B} \right)$$

$$\hat{a} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta}_{(i)})}{6 \left\{ \sum_{i=1}^n (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta}_{(i)})^2 \right\}^{\frac{2}{3}}}$$

ここで用いられている  $\hat{\theta}_{(i)}$  は、ジャックナイフ法を用いたときと同様に、 $i$  番目のデータ  $y_i$  を取り除いたものから計算された  $\hat{\theta}$  の値で、 $\hat{\theta}_{(i)} = n^{-1} \sum_{j=1}^n \hat{\theta}_{(i)}$  である。

## 第4章 グラフについて

この章では、本稿で用いている生産量と販売量の推移をグラフを用いて説明する。〈グラフ 2-1〉から〈グラフ 2-3〉では、グラフに特徴が見られる3つの都道府県の実質値の生産量と販売量のグラフを掲載している。ここで用いているグラフは本章以降で用いている生産量と販売量の分散を求める際に用いている実質値の生産量と販売量の数値を対数に変換したものである。

本稿で分析に用いている期間が1955年から1973年の高度経済成長期を対象にしていることもあり、すべての都道府県経済と市場の成長が見られ生産量と販売量のグラフも右上がりのグラフを描いている事がすべてのグラフの共通の特徴であることがまず挙げられる。ここからは個々のグラフの特徴を挙げていくことにする。

〈グラフ 2-1〉は埼玉県の実質値の生産量と販売量を対数に変換したグラフである。多くの都道府県は埼玉県と同じようなグラフを描いている。グラフの特徴としては、一部そうではない部分もあるがグラフが比較的きれいな右上がりになっている点が挙げられる。

〈グラフ 2-2〉は広島県の実質値の生産量と販売量を対数に変換したものである。このグラフの特徴としては、多くの都道府県の実質値の生産量、販売量が右肩上がりが増えて続けている中で、前年に比べて減少している年があることが挙げられる。広島県の場合は1964年と比較して1965年の生産量と販売量が減少している点が見取れる。この特徴が見られる県は福井県、静岡県、愛知県、岡山県、福岡県、大分県、長崎県などであり、福井県、大分県では56年で減少が見られ、福岡県、静岡県、愛知県、岡山県の4県は広島県と同様に65年に前年からの減少が見られる。長崎県は他の県とは異なり58年と60年の2年で減少が観測される。

56年には、福井県と大分県の2県で減少が見られたが、56年は神武景気（1955年から1957年）の最中ではあるが、56年の末に大幅な景気後退があったため、そのことが原因になったと推測する。64年から65年にかけて生産量と販売量が落ち込んだ原因としてはオリンピック景気（1963年から1964年）終了からいざなぎ景気（1966年から1970年）が始まるまでの間に起こった証券不況が原因であると推測される。65年5月に山一証券への日銀特融、7月に戦後初となる赤字国債の発行を決め、事態の深刻化は避けられているため、翌66年には再び生産量、販売量ともに増加している。

〈グラフ 2-3〉は茨城県の実質値の生産量と販売量を対数に変換したものである。このグラフの特徴は、〈グラフ 2-2〉のグループの様にグラフのどこかで前年に対して減少が見られるわけではないが、前年に対する増加量が所々で大きかったり、全く変わらなかったりする年が見られ、期間内のグラフの傾きが頻繁に変わるといふ点である。茨城県と同じようなグラフを持つ都道府県は東京都、三重県、兵庫県、和歌山県、佐賀県の1都5県である。

こちらのグループでは、〈グラフ 2-2〉のグループとは異なり、傾きが変わる年がバラバラであり一目でわかるような共通点が見られない。

## 第5章 都道府県の生産平準化と単位根検定

### 5-1. 都道府県の生産平準化

GDPなどの時系列データは右上がりのグラフを描く傾向があり、その変数の分散を求めるとき、その分散は発散していきとも大きくなる。これは、GDPなどのデータに非定常の性質があるためである。そのため本章では、時系列データの分散を求めるときに対数に変換したのちに1階の階差をとったものを利用して分散と共分散を計算している。ただし、在庫品増加に関しては、ある一定の水準前後で推移するという仮定の下そのままの数値を用いて共分散を計算している。t期における生産量と販売量の実質値をそれぞれ $Y_t$ と $S_t$ 、t期における期末の在庫量を $H_t$ とすると、一般的に次のような式がよく知られている。

$$Y_t = S_t + H_t - H_{t-1} \quad (1)$$

また、この式は次のような式に書き換えられる。

$$\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(S_t) + \text{Var}(\Delta H_t) + 2\text{Cov}(S_t, \Delta H_t) \quad (2) [1]$$

〈表1-1〉に記載しているように、生産量の分散が販売量より大きかった都道府県（分散比が1より大きかった都道府県）は22であり、これらの都道府県では生産の反平準化が起きていることになる。この22という都道府県の数、Ginama（2008）で反平準化が起きている都道府県の数と同じであり、同じ日本という国を観察対象とした際に、戦後の復興期である1955年から1973年を途上国、1975年から1999年の期間を先進国と見立てた場合、Fukuda and Teruyama（1988）は、途上国では生産平準化がみられ、先進国では逆に反平準化の傾向がみられると述べているが、日本ではこれは当てはまらないと考えられる。しかし、反平準化の特徴を有している都道府県が増えているわけではないという点で彼らの指摘を完全には否定できない。

Ginama（2008）、Fukuda and Teruyamaは、都道府県と国を生産量と販売量の分散比の大小で2つのグループに分けているので、本稿でもそれらに倣って都道府県を2つのグループに分けた結果は以下のとおりである。

〈分散比が1.1より大きかった都道府県〉…1道7県

北海道（1）、宮城県（4）福島県（7）、千葉県（12）、富山県（16）、岐阜県（21）、熊本県（43）、鹿児島県（46）

〈分散比が0.8より小さかった都道府県〉…1府6県

栃木県（9）、新潟県（15）、山梨県（19）、長野県（20）、大阪府（27）、愛媛県（38）、大分県（44）

全都道府県の中で分散比が一番大きかった都道府県は宮城県（4）の1.27921であり、宮城県と千葉県は1.2を超えている。分散比が一番小さかった都道府県は大阪府（27）の0.63397で、こちらは唯一0.7より小さくなっている。両グループに含まれる14都道府県のうち中部地方の富山県、岐阜県、新潟県、山梨県、長野県の5県がどちらかのグループに含まれている一方で、中国地方は1県も含まれていない。Ginama（2008）に書かれているグループ分けと同じグループに分類されているのは、富山県のみであり、他の道府県はすべて入れ替わっている。Ginama（2008）では、長崎県や沖縄県の離島を多く持つ県には物流システムの整備に不備があり、多くの在庫を抱える傾向があるため分散比が小さくなるが見て取れる。本稿の結果でも沖縄県では0.84175となっているため、0.8より小さいグループには含まれていないが1より十分小さい。対象期間が古く技術的にも効率的にも物流システムが発達していなかったことを考えてみれば、Ginama（2008）

が述べている物流システムの不備が生産平準化に影響を与えることを裏付けることになるだろう。しかし、長崎県では、分散比が1.08314と1より大きくなっているため、沖縄県とは逆に生産の反平準化が生じていることが分かる。長崎県ではもともと反平準化が生じている状態にあり、経済成長を果たすことによって反平準化から平準化に転じていることから、Blanchard (1983)などが述べているように先進国の方で平準化が起きているケースに該当する。

次に、実質値の1人当たりの県民所得を用いて分散比を見ていく。ここで扱う県民所得は各都道府県の分析期間の最終年である1973年1人当たり県民所得である。

分散比が1.1を超えた都道府県の県民所得の順位は北海道が14位、宮城県27位、福島県38位、千葉県11位、富山県15位、岐阜県16位、熊本県41位、鹿児島県46位となっている。

反対に分散比が0.8を下回っている都道府県では、栃木県23位、新潟県29位、山梨県22位、長野県19位、大阪府2位、愛媛県32位、大分県43位となる。

両方のグループで、所得順位の高い県、低い県の両方が見られるため、どちらのグループでは所得が多く、もうひとつのグループでは所得が少ないというように言いきることはできない。ただ、九州地方のみの県民所得を見てみたとき、福岡県こそ18位に入っているが、他の7つの県は佐賀県36位、宮崎県39位、長崎県42位、沖縄県47位と全体的に所得の少ない県が多い。両グループから九州地方に含まれる県を除いてみると、分散比が大きいグループの方が小さいグループより所得が多い傾向がある。しかし、それでは標本数が4から5県になってしまうので、本稿の結果では生産の平準化・反平準化と県民所得の関係性を結び付けるには難しく、肯定もできないし否定もできない。

## 5-2. 単位根検定

また、この章では、Dickey-Fuller 検定を用いた単位根検定を行っている。今期の販売量と生産量はそれぞれ前期の販売量と生産量に左右されるので、自己回帰方程式は次のようになる。

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

になる。販売量と生産量の分散は時間の経過とともに大きくなっていくので、ランダム・ウォークの1階の階差は定常状態にある。ここで、 $y_{t-1} = Ly_t$ とすると、(3)式は

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}Ly_t + e_t \quad (4)$$

となり、右辺の $\hat{\alpha}Ly_t$ を左辺へと移行し、整理すると以下のようなになる。

$$(1 - \hat{\alpha}L)y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + e_t \quad (5)$$

$$y_t = \frac{1}{(1 - \hat{\alpha}L)} \hat{\mu} + \hat{\beta} \left( \frac{1}{(1 - \hat{\alpha}L)} \right) t + OT' \quad (6)$$

このとき、 $\frac{1}{(1 - \hat{\alpha}L)} = \sum_{i=0}^{\infty} \hat{\alpha}^i L^i = \frac{1}{1 - \hat{\alpha}}$ 、 $\left( \frac{1}{(1 - \hat{\alpha}L)} \right) t = \left( \frac{1}{1 - \hat{\alpha}} \right) t - \frac{\hat{\alpha}}{(1 - \hat{\alpha})^2}$ 、 $\frac{1}{1 - \hat{\alpha}L} e_t = OT'$ なので、

$$y_t = \frac{\hat{\mu}}{1 - \hat{\alpha}} - \hat{\beta} \left( \frac{\hat{\alpha}}{(1 - \hat{\alpha})^2} \right) + \left( \frac{\hat{\beta}}{1 - \hat{\alpha}} \right) t + OT' \quad (7)$$

となり、(7)式から、トレンドを除くとトレンドを含まない式を求めることが可能である。

DF 検定を実際に行うに当たって、ここでは、以下の回帰式の $\hat{\alpha}$ についての検定を行っている。

$$\Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

この式での $y_t$ は、この章で用いている対数変換したのちに1階の階差をとった $t$ 期における生産量と販売量である。 $\hat{\mu}$ は定数項、 $\hat{\beta}t$ はトレンド、 $\hat{\alpha}$ は係数であり、 $e_t$ は残差である。

この式を変形すると、

$$y_t - y_{t-1} = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + e_t \quad (9)$$

となる。この (4) 式の左辺の  $y_{t-1}$  を右辺に移すと、

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + (1 + \hat{\alpha})y_{t-1} + e_t \quad (10)$$

となる。

誤差項が高次の自己回帰をもっていた場合、自己回帰式は

$$\Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \quad (11)$$

となり、 $\sum_{i=1}^n \varphi_i$  は自己回帰をもつ誤差項である。これを (8) 式から (10) 式の様に変換していくと、

$$y_t - y_{t-1} = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \quad (12)$$

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + (1 + \hat{\alpha})y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \quad (13)$$

となっていく。非定常の経済構造の中では、前期の生産量は今期の生産量に対して『+』で作用していくはずなので、 $1 + \hat{\alpha}$  は 1 より小さく、0 より大きくならなければならないので  $\hat{\alpha}$  は 0 から -1 の間で推移することになる。

本稿では EViews を用いて計算を行っており、単位根検定得を行う上で、回帰式の誤差項が高次の自己回帰をもっているのか、もっていないのかが分からなかったため、ソフトが誤差項内の高次の自己回帰の有無を判断して DF 検定か Augmented Dickey-Fuller 検定を行っている。検定を行った結果、多くの都道府県では誤差項内に高次の自己回帰は見られなかったが、熊本県、千葉県、和歌山県の 3 つの県では自己回帰が見られ、〈表 2-1〉から〈表 2-11〉に結果を掲載している。ここでは、パラメータの係数のほかにそれぞれの標準誤差、自由度修正済み決定係数 DW 統計量 [2]、AIC [3] を掲載している。

47 都道府県の中で 1% の有意水準で単位根が存在するという帰無仮説を棄却できたのは、福井県のみであった。その結果は〈表 2-1〉であり、福井県の生産量  $y_t$  に関する単位根検定の結果は、パラメータ  $\hat{\alpha}$  の推定値は -0.41628、その  $\tau$  値は -5.94085、シミュレーションで導かれた単位根検定の  $p$ -値は 0.0000 である。販売量に関する単位根検定の結果は、パラメータ  $\hat{\alpha}$  の推定値は -0.47246、その  $\tau$  値は -4.81414、シミュレーションで導かれた単位根検定の  $p$ -値は 0.0002 となった。

5% の有意水準では、栃木県（結果は〈表 2-2〉）、石川県（結果は〈表 2-3〉）、兵庫県（結果は〈表 2-4〉）、山口県（結果は〈表 2-5〉）、熊本県（結果は〈表 2-6〉）の 5 県で単位根が存在するという帰無仮説が棄却された。この中で山口県と熊本県は分散比が 1 を超えて反平準化が起きている。

10% の有意水準では、千葉県（結果は〈表 2-7〉）、岐阜県（結果は〈表 2-8〉）、和歌山県（結果は〈表 2-9〉）、佐賀県（結果は〈表 2-10〉）、大分県（結果は〈表 2-11〉）の 5 県帰無仮説が棄却されている。この 5 県の中では大分県を除く 4 県で反平準化が起きている。

この他にも、北海道、東京都、三重県でも有意性は見られたが、 $\hat{\alpha}$  の値が  $0 > \hat{\alpha} > -1$  を満たしていなかったため除外している。

1% の有意水準を満たしている福井県に関してブートストラップ法を行い生産量と販売量の分散比の BCa (Bias corrected and accelerated) 信頼区間を計測している。信頼区間の推定が福井県だ

けである理由は、標本期間が19年と短いため、1年だけでも他の期間と大きく異なった生産量もしくは販売量が計測されている場合、DF検定とADF検定の結果が大きく変わる可能性が否定できなかったためである。現に標本期間の最終年である1973年にデータの説明にも記しているようにオイルショックが生じているため、翌74年の生産量と販売量は前年と比較して大きく落ち込んでいる都道府県が多くなっている。計測を行った結果は〈表2-12〉に記してある通りで、99%の信頼区間では、左側の0.5%の分散比の臨界値が0.674964、右側の0.5%の分散比の臨界値が1.801242となった。左右の臨界値で生産の平準化と反平準化を分ける1を挟んでいるため、99%の信頼区間では、福井県は平準化と反平準化の両方が起こりうる可能性があり、平準化であるとも反平準化であるとも判断ができないという結果となっている。90%の信頼区間では、左側の5%の臨界値が0.812420、右側の5%の臨界値が1.443419となり、99%のときと同様に分散比の臨界値が1を挟む結果となっているため、やはり平準化か反平準化かの判断はつかなかった。福井県においては99%から90%のいずれの信頼区間でも左側の臨界値が1より小さく、右側の臨界値が1より大きいという結果になった。信頼区間を推定するにあたって自己回帰式を用いて分散を計算しなおしているため、分散比は〈表1〉の数値と異なっており、ここでは、分散比の初期値(1.079150)となっている。ここでの分散比が1より大きいから福井県では反平準化が起こると言えるわけではなく、福井県では生産の平準化が起こるか反平準化が起こるか分からないということが、今回の信頼区間の推定よりわかったと言える。

## 第6章 分散比の回帰分析

企業による生産平準化行動に関して、Blinder (1986) は、需要ショックと供給ショックの相対的な規模について論じ、Kahn (1987) は、需要ショックの持つ正の自己相関といった要因について論じている。Fukuda and Teruyama (1988) では、生産量の分散と販売量の分散の比 ( $\text{Var}(Y)/\text{Var}(S)$ ) を被説明変数として、実質マネーサプライの分散を需要ショック ( $\text{Var}(D)$ )、GNP (GDP) と生産指標の分散を供給 (コスト) ショック ( $\text{Var}(C)$ ) として、それに需要ショックの自己共分散 ( $\text{Cov}(D, D_{-i})$ ) を加えた3変数を用いて回帰分析を行っている。その3変数を用いて回帰分析を行ったとき、供給ショックの分散が大きくなると供給量のばらつきも大きくなり、生産量の分散も大きくなる。Var(Y) が大きくなるので分散比  $\text{Var}(Y)/\text{Var}(S)$  は大きくなる。従って Var(C) の符号は「+」が望ましいにもかかわらず、Fukuda and Teruyama では「-」となってしまっている。同様に考えると、需要ショックの分散が大きくなると、販売量の分散が大きくなり、分散比は小さくなる。なので、Var(D) の符号は「-」になることが望ましい。また、Ginama (2008) では、検証対象が国ではなく地域経済ということもあり、被説明変数を各都道府県ごとの生産量の分散と販売量の分散の分散比 ( $\text{Var}(Y)/\text{Var}(S)$ )、都道府県ごとの金融業と保険業のGDPの分散を需要ショック、都道府県の「賃金・棒給」を都道府県の実質GDPで割った単位労働コストの分散をコストショックとして用いて、同様に需要ショックの自己共分散を加えた3変数を用いて回帰分析を行っている。こちらの結果は、係数の符号はすべて正しいが、いくつかの変数のp-値に10%を超えるものが存在する。本稿は、Ginama (2008) 同様日本国内の地域経済を検証の対象に用いているため、まずGinama (2008) が用いた需要ショックと供給ショックに加えて、地域経済に影響を及ぼす需要ショックとして製造業のGDPの分散、供給ショックとして

「賃金・棒給」[4]の代わりに「雇用者所得」[5]を都道府県の実質GDPで割ったもの（以下「雇用者所得/GDP」）の分散を用いて回帰分析を行っていく。なお、回帰分析に用いたデータは、〈表1-2〉に掲載している。

まず、47都道府県すべてを対象にした3変数の最小2乗法を用いた回帰分析を行ってみた。需要ショックが2種類、供給ショックが2種類の組み合わせで4通りの回帰分析を行っている。結果は後述の〈表3-1〉から〈表3-4〉[6]に記している。結果だけ言えば、いずれのパターンでも需要ショックの符号が「+」になっていることが見て取れる。Ginama（2008）では、符号で有意性がみられた金融・保険業のGDP、単位労働コストの組み合わせを用いても本稿では、符号は正しくならなかった。

そこで、都道府県を地域ごとに分けて、再び回帰分析を行うことにした。地域に含まれる都道府県は以下のとおりである。

北海道・東北…北海道、青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県  
 関東…茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県  
 中部…新潟県、富山県、石川県、福井県、山梨県、長野県、岐阜県、静岡県、愛知県  
 近畿…三重県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県  
 中四国…鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県、徳島県、香川県、愛媛県、高知県  
 九州・沖縄…福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

地方ごとに需要ショック、供給ショック、上ショックの自己共分散の3変数を用いて回帰分析を行ってみたところ、需要ショックに金融・保険業のGDPの分散を用いた場合では、供給ショックを単位労働コストの分散と雇用者所得/GDPの分散の両方を試しても、符号が合致しなかった。需要ショックに製造業のGDPの分散を用いた回帰分析を行ったときでは、供給ショックに単位労働コストの分散を用いた場合では九州・沖縄のみ、雇用者所得/GDPの分散を用いたときには北海道・東北、中四国、九州・沖縄の3つの地域で符号が正しくなった。（〈表3-5〉から〈表3-7〉参照）需要ショックに生産業のGDPの分散、供給ショックに雇用者所得/GDPを用いて回帰分析を行ったときに、東京、横浜、名古屋、大阪などの国内でも有数の大都市をもつ都道府県が存在する関東、中部、近畿では、正しくない符号が観察され、北海道・東北では北海道、中四国では四国4県、九州・沖縄では九州7県と沖縄県と本州ではない島を含む地域で符号が正しくなったことはとても興味深いと思う。この理由として、Guasch and Kogan（2001）およびGinama（2008）における物流システムと在庫水準の関係と、その含意としての在庫の生産平準化機能が挙げられるかもしれない。東京都などの大都市をもつ地域のほうが、島根県や沖縄県を含む地域より、道路や鉄道事情が発達していることが考えられるからである。

ここからは、需要ショックに製造業のGDPの分散、供給ショックに雇用者所得/GDPの分散の場合で符号が正しくなった北海道・東北、中四国、九州・沖縄の3つの地域に着目してもう少し詳しく分析を行っていく。3つの地域をそれぞれの地域で3変数の回帰分析を行ってみたところ、結果は表の（5）に記してあるとおり、前述のように符号自体は一致したものの、九州・沖縄で需要ショックの自己共分散で0.0820となり10%以下となったことを除けば、いずれの場合でもt値（表中の一番上の（ ）の数値）が悪く、p値（表中の真ん中の（ ）の数値）からも有意性は認められない。特に供給ショックの値が悪かったので、次に供給ショックを説明変数から外して、需要ショックの分散と自己共分散の2変数で回帰分析を行った結果が（4）である。いずれ

の場合でも3変数の場合と比べて結果自体は改善されているが、需要ショックの分散の値が依然として悪く有意性が認められるものは存在しない。(1)から(3)は、3つの変数をそれぞれ1変数で回帰分析を行ったものであるが、需要ショックの自己共分散のみで回帰分析を行った結果、中四国に5%、九州・沖縄に10%の有意性がみられた。しかし、中四国の需要ショック、九州・沖縄の供給ショックでは、符号の逆転が生じている。1地域を対象に回帰分析を行う際、各地域に含まれる都道府県の数 $n$ は7~9で、3地域すべての都道府県を足しても24であり、計測された臨界値が一般的な統計学の文献に載っている $t$ -値の臨界値と異なっている場合が考えられる。そこでブートストラップ法を用いて、臨界値を求めた。本稿では、最小二乗法によって求められた $t$ -値が反復回数5000回のブートストラップ法で求められた $t$ -値の何番目に位置しているのかを確認し、両側検定で何%の位置にあるのかを掲載している(表中の一番下の( )の数値。表記方法は $p$ -値)。最小二乗法とブートストラップ法で求められた $p$ -値の値を比べてみると、いくつかの例外は存在するが、おおよそ0.01前後の誤差に収まっている。

次に北海道・東北、中四国、九州・沖縄の3地域のうち2地域を組み合わせて回帰分析を行った。結果は〈表3-8〉から〈表3-10〉に掲載している。3変数と需要ショックの分散とその共分散を用いた2変数の回帰分析では符号も正しいが、1変数の身で回帰分析を行ったときには、1地域同様符号の逆転が生じている。全体でいえば、1地域で分析した時と比較して結果が改善している。1地域のとき同様供給ショックとして用いた雇用者所得/GDPの分散の $t$ -値、 $p$ -値がよくないことが見て取れる。供給ショックを外した2変数での回帰分析では、軒並み改善がみられ、北海道・東北と中四国を対象としたときに10%水準での有意性も見られる。ブートストラップ法を用いて導出した $p$ -値は1地域を対象としていたときよりも誤差が大きいものが増えている。標本数が増えたため、 $p$ -値同士がより近い結果になると推定していたが、1地域のときの数値が近かったのか、2地域のときの数値が遠くなったのかは判別できない。

最後に、1地域、2地域と分析を行ってきたので、3地域すべてでの回帰分析を行っている。符号は1変数から3変数のすべての場合で正しいものが観察されているが、やはり供給ショックの分散の判定結果が悪く、全体を通して有意性が認められるものは存在しない。ブートストラップ法を用いた $p$ -値との誤差についてもいくつか例外は見られるが、標本数も増えたためか1地域、2地域のときと比較しても小さくなっている。

これとは別に、中四国と九州・沖縄で符号が正しかったため、この2地域に近畿を加えた西日本で回帰分析を行ってみたが、残念ながら符号の逆転がみられた。

## 結びに代えて

本稿では、日本の地域経済を対象とした在庫投資と生産平準化に関して分析を行った。序章や第2章を始めいくつかの章でも述べているように、本稿では1955年から1973年を分析の対象期間にしており、途上国から先進国へと日本が姿を変えていく過渡期の日本を分析の対象にしている。

第5章ではまず都道府県の生産量と販売量を用いて、その分散比を計算し、各都道府県で生産平準化が起こっているか反平準化が起こっているかを検証している。分析の結果、生産平準化が起こっていたのは25の都道府県だった。22の道県では、生産量と販売量の分散比が1を超えているため反平準化が起こっているという結果となった。Ginama (2008) が1975年から1999年の期

間で分析を行った結果でも、25 の都道府県で生産平準化、22 の府県で反平準化が起っていた。Fukuda and Teruyama (1988) では、途上国で生産平準化、先進国では反平準化が多くみられる傾向にあったが、同じ日本を時期で分けて途上国と先進国に見立てた場合 Fukuda and Teruyama の述べている事は、日本のみの1国を分析対象にした場合では当てはまらなかった。しかし、反平準化が起っている都道府県が増えているわけではないので、Fukuda and Teruyama を否定しているわけではない。生産平準化が見られる都道府県が増えているようであれば、Ginama (2008) で挙げられているように物流システムと在庫水準の関係があるのだと考えることもできたがそれも肯定することも否定することもできないという結果となった。

また第5章では、各都道府県について販売量と生産量に関して、Dickey-Fuller 検定を用いて単位根検定を行っている。回帰式の誤差項の中に高次の自己回帰が存在している可能性もあったので、EViews を用いて自己回帰の有無を判断して Dickey-Fuller 検定もしくは Augmented Dickey-Fuller 検定を行った。1%の有意水準が見られたのは47都道府県の中で福井県のみであった。5%の有意水準は栃木県、石川県、兵庫県、山口県、熊本県の5県、10%の有意水準は千葉県、岐阜県、和歌山県、佐賀県、大分県の5県で見られた。1%の有意水準が見られた福井県で BCa 信頼区間をブートストラップ法で求めると、99%の信頼区間はもちろん90%の信頼区間でも左側の臨界値が1より小さく、右側の臨界値が1より大きいという結果となった。左右の臨界値がともに1より小さければ生産平準化、1より大きいという結果になっていけば、反平準化が起っているというように言うこともできたが、今回の検定では、平準化が起っていると反平準化が起っているともしえない結果となった。

第6章では、生産量と販売量の分散比と需要ショックとコストショックの回帰分析を行った。今回用いた変数の組み合わせの、47都道府県すべてを対象とした回帰分析では、有意水準以前に符号の有意性すら得られなかった。都道府県を7から9都道府県ごとに地方に分けて同様に回帰分析を行うと、北海道・東北、中四国、九州・沖縄の3地域で符号に有意性が見られた。これらの都道府県の組み合わせでも回帰分析を行ったところ、3変数で10%の有意水準を満たすものはなかった。需要ショック、供給ショック、需要ショックの自己相関の3変数の内、供給ショックの結果が特に悪かったため、供給ショックを除く需要ショックと需要ショックの自己相関の2変数で回帰分析を行うと、北海道・東北と中四国の2地域を組み合わせた際に10%での有意水準が見られた。

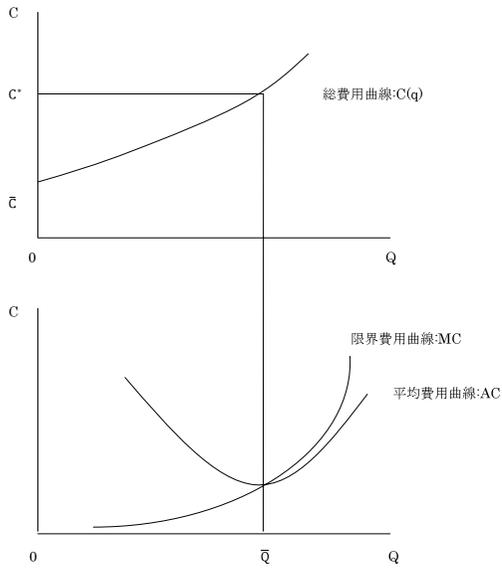
また、この章ではブートストラップ法を用いて、p-値の推定を行っている。ブートストラップ法で求められた推定値と EViews で計算された推定値の間には若干のズレが見られた。

本稿を書くにあたって、Fukuda and Teruyama (1988) が述べていたように、Ginama (2008) で得られた結果より多くの都道府県で生産平準化が起っていると予想していたが、生産平準化が起っている都道府県数は変わらず、予想した結果を得ることはできなかった。Ginama (2010) は途上国では平準化が起き、先進国では反平準化が起こる理由として、物流システムと在庫水準の関係性を挙げているが、本稿で用いている期間の方が物流システムに不備が見られることが明らかであり、日本においては生産平準化と物流システムの間に関係性はないのかもしれない。本稿で検証を行ったのは日本のみなので、日本同様先進国で反平準化が起っているアメリカやフランスを検証の対象に選んだ場合、日本とは異なった結果が得られ、やはり物流システムや看板システムの不備が平準化と関係があるという結果が得られる可能性もあるが、そのような分析は将来の課題としたい。

## グラフ

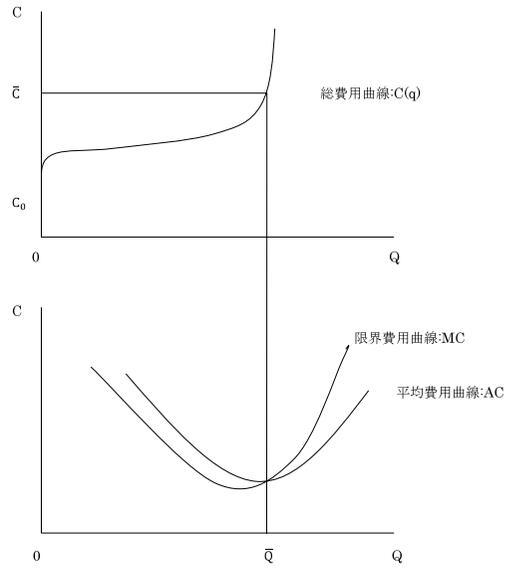
〈グラフ 1-1〉

経済学の教科書でよく見られる費用曲線



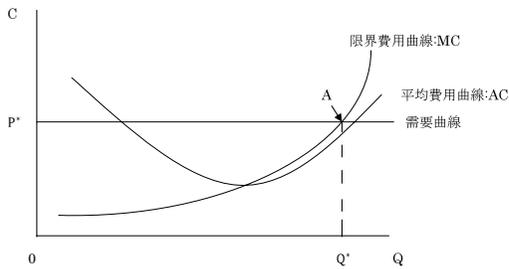
〈グラフ 1-2〉

規模の経済が働いているときの費用曲線



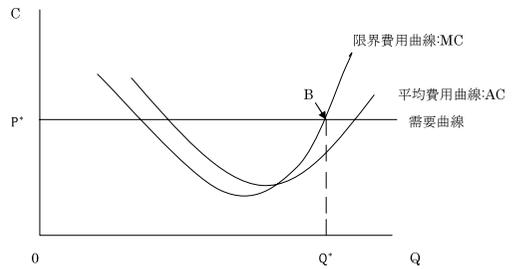
〈グラフ 1-3〉

完全競争市場における価格決定



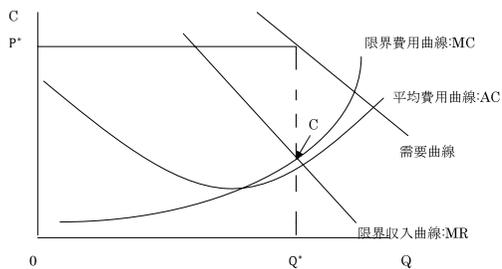
〈グラフ 1-4〉

規模の経済が働くときの完全競争市場における価格決定



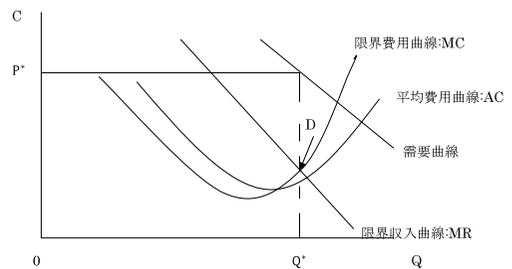
〈グラフ 1-5〉

不完全競争市場における価格決定



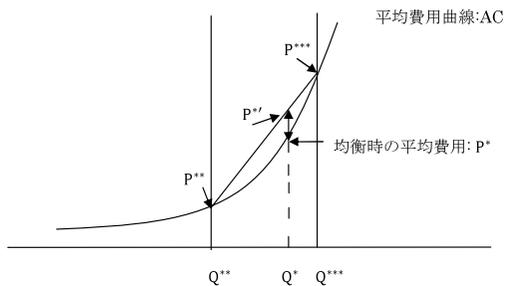
〈グラフ 1-6〉

規模の経済が働くときの不完全競争市場における価格決定



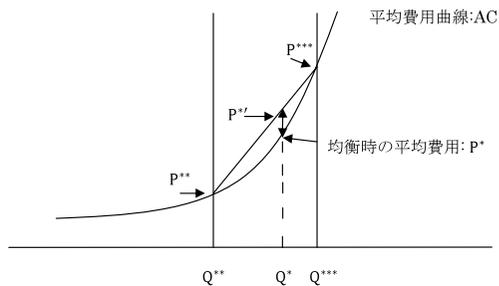
〈グラフ 1-7〉

完全競争市場における需要の変化

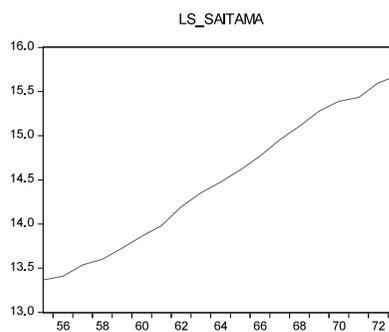
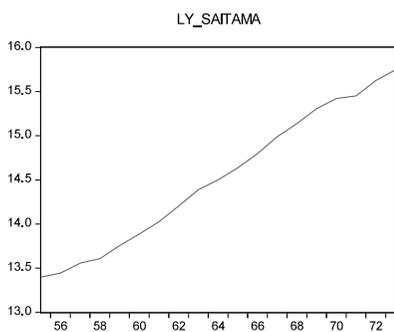


〈グラフ 1-8〉

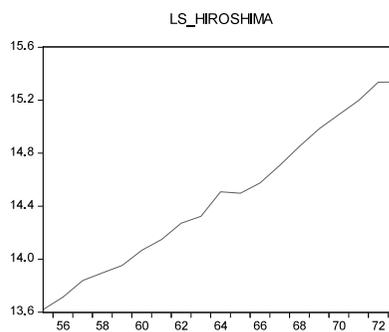
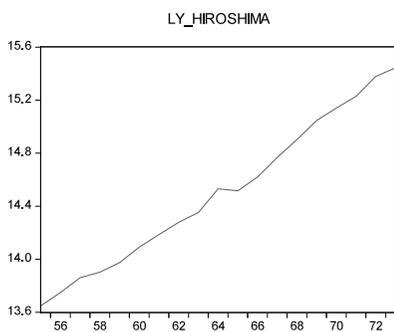
不完全競争市場における需要の変化



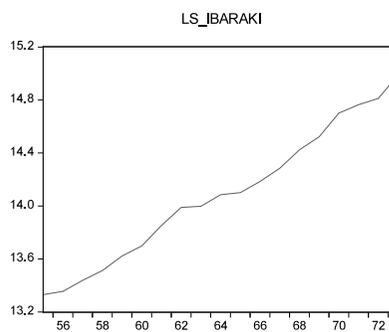
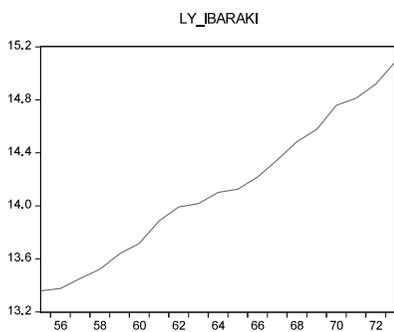
〈グラフ 2-1〉 埼玉県



〈グラフ 2-2〉 広島県



〈グラフ 2-3〉 茨城県



## 付表

〈表 1-1〉

項目	Var(Y)×100	Var(S)×100	Cov(S,dH)	V(Y)/V(S)	y	
北海道・東北	北海道 (1)	0.13990	0.11863	252.862	1.17922	1436.064
	青森県 (2)	0.09359	0.11645	-193.043	0.80373	1055.384
	岩手県 (3)	0.13107	0.12119	47.499	1.08156	1043.011
	宮城県 (4)	0.07081	0.05536	166.431	1.27921	1293.112
	秋田県 (5)	0.12584	0.12811	-105.323	0.98229	1190.054
	山形県 (6)	0.08381	0.08021	10.969	1.04487	1213.79
	福島県 (7)	0.16724	0.13985	188.640	1.19590	1180.771
関東	茨城県 (8)	0.24570	0.25837	1508.675	0.95097	1293.208
	栃木県 (9)	0.10931	0.13689	-64.679	0.79855	1335.63
	群馬県 (10)	0.16900	0.17654	-94.821	0.95729	1281.269
	埼玉県 (11)	0.22812	0.21871	-372.563	1.04303	1584.052
	千葉県 (12)	0.31260	0.25616	1234.269	1.22032	1483.977
	東京都 (13)	0.10056	0.12293	-4522.117	0.81799	2246.222
	神奈川県 (14)	0.21205	0.19915	-4019.722	1.06479	1729.82
中部	新潟県 (15)	0.07631	0.10145	-85.832	0.75223	1291.141
	富山県 (16)	0.16311	0.13642	151.627	1.19565	1433.922
	石川県 (17)	0.13955	0.16683	-90.944	0.83647	1499.735
	福井県 (18)	0.11649	0.13132	58.773	0.88705	1310.889
	山梨県 (19)	0.08050	0.10577	-1.370	0.76111	1336.665
	長野県 (20)	0.04270	0.05567	-426.940	0.76706	1388.87
	岐阜県 (21)	0.11890	0.10313	37.667	1.15297	1416.771
近畿	静岡県 (22)	0.16141	0.18900	-242.788	0.85405	1468.06
	愛知県 (23)	0.24016	0.23400	-1090.598	1.02574	1638.689
	三重県 (24)	0.29416	0.32231	67.205	0.91268	1588.242
	滋賀県 (25)	0.21417	0.19623	325.441	1.09146	1519.71
	京都府 (26)	0.06491	0.07993	-219.252	0.81201	1676.267
	大阪府 (27)	0.11387	0.17962	-4468.480	0.63397	1955.847
	兵庫県 (28)	0.16568	0.20650	-462.684	0.80233	1477.866
中国	奈良県 (29)	0.17666	0.19019	-153.507	0.92888	1325.965
	和歌山県 (30)	0.20064	0.18530	65.869	1.08281	1344.11
	鳥取県 (31)	0.09942	0.09878	63.415	1.00653	1246.586
	島根県 (32)	0.08215	0.08211	3.606	1.00050	1157.597
	岡山県 (33)	0.35698	0.37256	404.940	0.95818	1291.23
	広島県 (34)	0.20149	0.25040	-1091.954	0.80466	1526.909
	山口県 (35)	0.30240	0.30056	-188.467	1.00612	1343.354
九州	徳島県 (36)	0.14170	0.13295	-9.769	1.06585	1238.351
	香川県 (37)	0.11802	0.14663	36.487	0.80494	1416.151
	愛媛県 (38)	0.13175	0.17240	-507.997	0.76424	1241.694
	高知県 (39)	0.05556	0.06335	-37.127	0.87703	1184.174
	福岡県 (40)	0.17584	0.21701	694.661	0.81029	1412.66
	佐賀県 (41)	0.16736	0.15480	24.947	1.08119	1189.246
	長崎県 (42)	0.21226	0.19597	429.046	1.08314	1120.346
沖縄	熊本県 (43)	0.15424	0.13222	191.188	1.16659	1133.647
	大分県 (44)	0.14508	0.18537	-93.145	0.78264	1099.865
	宮崎県 (45)	0.18805	0.18306	-31.393	1.02724	1169.77
	鹿児島県 (46)	0.15592	0.13053	218.421	1.19450	1042.3
	沖縄県 (47)	0.29098	0.34569	74.208	0.84175	901.720

項目は、Var(Y)：期間内の生産量の分散、Var(S)：期間内の販売量の分散、V(Y)/V(S)：生産量と販売量の分散比、Cov(S,dH)：生産量と在庫品増加の共分散、y：1973年の実質1人当たり県民所得(単位：千円)をそれぞれ示す。×100は、測定結果が小さかったので、100倍した数値を掲載しているという意味である。

〈表 1-2〉

項目	V(Y)/V(S)	Var(F_I)	Cov(F_I, F_I(-1)) × 100	Var(P)	Cov(P, P(-1)) × 100	Var(Uni_W&S)	Var(EI)	
北海道・東北	北海道 (1)	1.17922	0.00301	-4.19E-04	0.00295	0.10710	0.0920	0.08672
	青森県 (2)	0.80373	0.0095	-0.20180	0.00657	-0.14692	0.12500	0.11557
	岩手県 (3)	1.08156	0.00290	-0.03965	0.00784	0.14812	0.11482	0.12803
	宮城県 (4)	1.27921	0.00237	-0.01350	0.00313	-0.07082	0.11809	0.12286
	秋田県 (5)	0.98229	0.00464	0.24687	0.01096	-0.04661	0.08972	0.10176
	山形県 (6)	1.04487	0.00290	0.01964	0.00332	-0.15211	0.13117	0.13021
	福島県 (7)	1.19590	0.00348	0.07863	0.00585	0.11916	0.14526	0.13862
関東	茨城県 (8)	0.95097	0.00609	0.13904	0.01943	-0.16125	0.15191	0.17338
	栃木県 (9)	0.79855	0.00427	0.08762	0.00580	0.28320	0.16100	0.16390
	群馬県 (10)	0.95729	0.00680	3.77E-03	0.00695	0.25497	0.14008	0.13159
	埼玉県 (11)	1.04303	0.00397	0.18276	0.00773	-0.10176	0.09836	0.10134
	千葉県 (12)	1.22032	0.00976	-0.04386	0.01514	-0.19434	0.12372	0.11824
	東京都 (13)	0.81799	0.00281	0.05122	0.00294	0.09466	0.09480	0.09096
	神奈川県 (14)	1.06479	0.00414	-0.12313	0.00930	5.45E-03	0.07987	0.07986
中部	新潟県 (15)	0.75223	0.00281	-0.02061	0.00374	-0.06653	0.11408	0.11626
	富山県 (16)	1.19565	0.00271	0.05124	0.00857	0.04233	0.09926	0.09545
	石川県 (17)	0.83647	0.00359	-0.05236	0.00687	0.02428	0.09702	0.09733
	福井県 (18)	0.88705	0.00472	-0.01889	0.00334	0.12590	0.11569	0.10882
	山梨県 (19)	0.76111	0.00196	-0.04290	0.01010	-0.23636	0.09702	0.09733
	長野県 (20)	0.76706	0.00442	-0.14799	0.00287	-0.04005	0.12898	0.11607
	岐阜県 (21)	1.15297	0.00447	0.06153	0.00815	0.15850	0.12911	0.13269
	静岡県 (22)	0.85405	0.00496	-0.05491	0.00359	-7.46E-04	0.17039	0.16736
	愛知県 (23)	1.02574	0.00214	-0.02705	0.00371	-0.03053	0.10441	0.09649
	近畿	三重県 (24)	0.91268	0.01088	-0.23625	0.00824	-0.07022	0.14065
滋賀県 (25)		1.09146	0.00469	0.06065	0.00948	0.12320	0.07335	0.06337
京都府 (26)		0.81201	0.00230	-0.02056	0.00246	-0.01369	0.06320	0.05427
大阪府 (27)		0.63397	0.00501	-0.08934	0.00418	-0.03544	0.06119	0.05401
兵庫県 (28)		0.80233	0.00822	-0.07724	0.00616	0.02035	0.09196	0.08403
奈良県 (29)		0.92888	0.00843	0.11285	0.01791	0.04066	0.10504	0.10629
和歌山県 (30)		1.08281	0.00425	-0.01158	0.01018	-0.06613	0.10300	0.07380
中国	鳥取県 (31)	1.00653	0.00184	0.02589	0.00731	0.05458	0.12829	0.13310
	島根県 (32)	1.00050	0.00351	0.05132	0.01262	0.26573	0.12294	0.16843
	岡山県 (33)	0.95818	0.00625	-0.17965	0.00929	0.03173	0.15433	0.15221
	広島県 (34)	0.80466	0.00322	1.31E-03	0.01111	-0.21516	0.09760	0.08704
	山口県 (35)	1.00612	0.00783	-4.31E-03	0.02800	0.50104	0.08622	0.09057
	徳島県 (36)	1.06585	0.00608	-0.05626	0.01161	0.20461	0.12186	0.09104
	香川県 (37)	0.80494	0.00435	-0.02476	0.00688	0.04892	0.12295	0.09457
	愛媛県 (38)	0.76424	0.00242	-2.75E-03	0.00894	-0.01995	0.12585	0.11891
	高知県 (39)	0.87703	0.00336	-0.03226	0.00312	0.02198	0.13219	0.11153
九州・沖縄	福岡県 (40)	0.81029	0.00369	-0.09344	0.01111	-0.36247	0.06946	0.06577
	佐賀県 (41)	1.08119	0.00643	0.03745	0.00679	-0.06379	0.07457	0.07291
	長崎県 (42)	1.08314	0.01587	-0.38239	0.03045	-0.14173	0.11006	0.11497
	熊本県 (43)	1.16659	0.00379	-0.03095	0.00592	-0.14593	0.10067	0.10674
	大分県 (44)	0.78264	0.00670	-0.13683	0.01787	-0.54120	0.20061	0.19965
	宮崎県 (45)	1.02724	0.00711	0.10622	0.03697	0.31300	0.08457	0.09621
	鹿児島県 (46)	1.19450	0.00307	0.05837	0.00279	-0.02597	0.15076	0.17381
沖縄県 (47)	0.84175	0.00301	-0.01314	0.13649	-0.22282	0.15869	0.14690	

項目は、V(Y)/V(S)：生産量と販売量の分散比、Var(F\_I)：金融・保険業の生産量の分散、Cov(F\_I, F\_I(-1))：金融・保険業の生産量と1期前の生産量との共分散、Var(P)：製造業の生産量の共分散、Cov(P, P(-1))：製造業の生産量と1期前の生産量との共分散、Var(Uni\_W&S)：単位労働コストの分散、Var(EI)：雇用者所得/県内総生産の分散をそれぞれ示す。×100は、測定結果が小さかったので、100倍した数値を掲載しているという意味である。

〈表 2-1〉

単位根検定の結果：福井県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	5.19479 (0.86756)	5.88350 (1.21293)
$\hat{\beta}$	0.03924 (0.00597)	0.04335 (0.00831)
$\hat{\alpha}$	-0.41638 (0.07009)	-0.47246 (0.09814)
$\overline{R^2}$	0.79748	0.68015
DW	2.53495	2.32159
AIC	-5.36319	-4.78630

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-2〉

単位根検定の結果：栃木県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	4.93209 (0.83513)	5.65894 (1.37247)
$\hat{\beta}$	0.03975 (0.00616)	0.04403 (0.01004)
$\hat{\alpha}$	-0.37443 (0.06407)	-0.43039 (0.10544)
$\overline{R^2}$	0.79711	0.58276
DW	1.79795	1.98552
AIC	-5.42492	-4.47895

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-3〉

単位根検定の結果：石川県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	9.11791 (2.43252)	10.37851 (2.71120)
$\hat{\beta}$	0.06755 (0.01772)	0.07603 (0.01976)
$\hat{\alpha}$	-0.71376 (0.19192)	-0.81424 (0.21429)
$\overline{R^2}$	0.44932	0.43489
DW	1.61663	1.72962
AIC	-4.18220	-3.97777

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-4〉

単位根検定の結果：兵庫県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	7.61419 (1.93902)	8.84871 (2.27358)
$\hat{\beta}$	0.04901 (0.01199)	0.05610 (0.01404)
$\hat{\alpha}$	-0.52785 (0.13541)	-0.61507 (0.15909)
$\overline{R^2}$	0.50069	0.46717
DW	1.81485	1.60684
AIC	-4.10851	-3.82329

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-5〉

単位根検定の結果：山口県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	9.91349 (2.50864)	10.84736 (2.66797)
$\hat{\beta}$	0.06062 (0.01494)	0.06530 (0.01587)
$\hat{\alpha}$	-0.74114 (0.18849)	-0.81228 (0.20080)
$\overline{R^2}$	0.46988	0.47011
DW	1.72124	1.79401
AIC	-3.44692	-3.45347

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-6〉

単位根検定の結果：熊本県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	10.78846 (2.75099)	11.20349 (1.37247)
$\hat{\beta}$	0.07917 (0.01958)	0.08065 (0.01807)
$\hat{\alpha}$	-0.82980 (0.21346)	-0.86225 (0.20045)
$\hat{\beta}_1$	-0.10682 (0.16809)	-0.07268 (0.17196)
$\hat{\beta}_2$	-0.42174 (0.15593)	-0.48257 (0.15189)
$\overline{R^2}$	0.54724	0.60755
DW	2.31076	2.20513
AIC	-4.90538	-5.09700

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-7〉

単位根検定の結果：千葉県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	7.15413 (2.09306)	6.70208 (2.00673)
$\hat{\beta}$	0.07884 (0.02272)	0.07288 (0.02161)
$\hat{\alpha}$	-0.54421 (0.16098)	-0.50980 (0.15444)
$\hat{\beta}_1$	0.17351 (0.18192)	0.19022 (0.18544)
$\overline{R^2}$	0.48329	0.48163
DW	2.17803	2.12810
AIC	-3.62137	-3.82910

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-8〉

単位根検定の結果：岐阜県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	8.20885 (2.16074)	8.31425 (2.24618)
$\hat{\beta}$	0.05825 (0.01495)	0.05824 (0.01552)
$\hat{\alpha}$	-0.61742 (0.16386)	-0.62605 (0.17060)
$\overline{R^2}$	0.47725	0.43687
DW	1.71687	1.48627
AIC	-4.39438	-4.46232

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているため18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-9〉

単位根検定の結果：和歌山県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	6.15929 (1.81574)	7.55660 (2.18095)
$\hat{\beta}$	0.04465 (0.01258)	0.05062 (0.01599)
$\hat{\alpha}$	-0.47478 (0.14121)	-0.58454 (0.17185)
$\hat{\beta}_1$		-0.12421 (0.15882)
$\hat{\beta}_2$		0.24669 (0.15033)
$\hat{\beta}_3$		0.49495 (0.14264)
$\overline{R^2}$	0.42005	0.56924
DW	1.47024	1.76908
AIC	-3.76732	-4.87961

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているの18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-11〉

単位根検定の結果：大分県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	7.28781 (2.08617)	9.09118 (2.49299)
$\hat{\beta}$	0.04840 (0.01325)	0.05860 (0.01571)
$\hat{\alpha}$	-0.56689 (0.16344)	-0.70864 (0.19556)
$\overline{R^2}$	0.45900	0.43002
DW	1.86454	1.90258
AIC	-4.16109	-3.86384

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているの18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-10〉

単位根検定の結果：佐賀県

	生産量	販売量
$\hat{\mu}$	7.18010 (2.13392)	8.08112 (2.21403)
$\hat{\beta}$	0.04651 (0.01332)	0.05154 (0.01383)
$\hat{\alpha}$	-0.57215 (0.17125)	-0.64397 (0.17795)
$\overline{R^2}$	0.40761	0.42660
DW	2.10857	2.30330
AIC	-3.92745	-4.03810

標本期間：1955年から1973年（標本数は階差をとっているの18）

$\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\alpha}$ の（ ）の中は標準誤差を表わす。

$\overline{R^2}$ ：自由度修正済み決定係数

DW：ダービン・ワトソン統計量

AIC：Akaike information criterion

〈表 2-12〉

BCa 信頼区間：福井県

	V(Y)/V(S)
信頼水準	BCa
99 %	(0.674964, 1.801242)
95 %	(0.767947, 1.538945)
90 %	(0.812420, 1.443419)
$\hat{z}_0$	0.061032
$\hat{a}$	0.059826
$\hat{\theta}$	1.079150

$\hat{z}_0$ はバイアス修正パラメータ、 $\hat{a}$ は「加速」パラメータ、 $\hat{\theta}$ は分散比の初期値を表わす。

単位根検定で用いた標本数は19（1955～1973）、BCa計算で用いられた標本数は18（1956～1973）であり、ブートストラップ法の標本抽出の回数は3000である。

## 結果：回帰分析

## 〈表 3-1〉 全国

説明変数：金融・保険業の GDP の分散・自己共分散、単位労働コスト

目的変数	V(Y)/V(S)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
回帰式					
定数項	0.9509	0.9670	0.9763	0.9143	0.9173
Var(D)	2.1640			11.2140	11.2249
	(0.2537)			(1.1704)	(1.1575)
	(0.8009)			(0.2482)	(0.2535)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		31.8091		46.1003	46.0308
		(1.4986)		(1.8884)	(1.8574)
		(0.1410)		(0.0656)	(0.0701)
Var (C)			-0.1290		-0.02593
			(-0.1643)		(-0.0333)
			(0.8702)		(0.9736)
$\overline{R^2}$	-0.0208	0.0264	-0.0216	0.0343	0.0119
N = 47					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。

Var(D) は金融・保険業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は金融・保険業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は単位労働コストの分散であり、書かれている数値は、上から係数、係数の下にある ( ) の中は、上から t-値、回帰分析を行ったときの P-値である。

## 〈表 3-2〉 全国

説明変数：金融・保険業の GDP の分散・自己共分散、雇用者所得/GDP

目的変数	V(Y)/V(S)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
回帰式					
定数項	0.9509	0.9670	0.9240	0.9143	0.8866
Var(D)	2.1640			11.2140	10.8541
	(0.2537)			(1.1704)	(1.1164)
	(0.8009)			(0.2482)	(0.2705)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		31.8091		46.1003	45.6687
		(1.4986)		(1.8884)	(1.8504)
		(0.1410)		(0.0656)	(0.0711)
Var(C)			0.3324		0.26075
			(0.4775)		(0.3788)
			(0.6353)		(0.7067)
$\overline{R^2}$	-0.0208	0.0264	-0.0171	0.0343	0.0151
N = 47					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。

Var(D) は金融・保険業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は金融・保険業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、係数の下にある ( ) の中は、上から t-値、回帰分析を行ったときの P-値である。

〈表 3-3〉 全国

説明変数：生産業の GDP の分散・自己共分散、単位労働コスト

目的変数	V(Y)/V(S)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
回帰式					
定数項	0.9396	0.9622	0.9763	0.9444	0.9379
Var(D)	2.3302			1.8992	1.9051
	(0.7330)			(0.6006)	(0.5954)
	(0.4673)			(0.5512)	(0.5547)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		18.5147		17.7566	17.8956
		(1.4613)		(1.3847)	(1.3641)
		(0.1509)		(0.1731)	(0.1796)
Var(C)			-0.1290		0.0560
			(-0.1643)		(0.0707)
			(0.8702)		(0.9439)
$\bar{R}^2$	-0.0102	0.0241	-0.0216	0.0100	-0.0129
N = 47					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
 Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は単位労働コストの分散であり、書かれている数値は、上から係数、係数の下にある ( ) の中は、上から t-値、回帰分析を行ったときの P-値である。

〈表 3-4〉 全国

説明変数：生産業の GDP の分散・自己共分散、雇用者所得/GDP

目的変数	V(Y)/V(S)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
回帰式					
定数項	0.9396	0.9622	0.9240	0.9444	0.9010
Var(D)	2.3302			1.8992	1.7754
	(0.7330)			(0.6006)	(0.5558)
	(0.4673)			(0.5512)	(0.5812)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		18.5147		17.7566	18.4354
		(1.4613)		(1.3847)	(1.4204)
		(0.1509)		(0.1731)	(0.1627)
Var(C)			0.3324		0.3946
			(0.4775)		(0.5667)
			(0.6353)		(0.5739)
$\bar{R}^2$	-0.0102	0.0241	-0.0171	0.0100	-0.0055
N = 47					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
 Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、係数の下にある ( ) の中は、上から t-値、回帰分析を行ったときの P-値である。

〈表 3-5〉 1 地域  
・北海道・東北

目的変数	V(Y)/V(S)				
回帰式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数項	1.2389	1.0847	0.9539	1.2590	1.1422
Var(D)	-27.2154 (-1.3259) (0.2422) (0.2720)			-29.9884 (-1.6940) (0.1655) (0.1604)	-29.6636 (-1.4699) (0.2379) (0.2240)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		61.5401 (1.2928) (0.2526) (0.2328)		68.0302 (1.6677) (0.1707) (0.1676)	68.4605 (1.4737) (0.2370) (0.2664)
Var(C)			1.0801 (0.2771) (0.7928) (0.7952)		0.9776 (0.2954) (0.7870) (0.7876)
$\bar{R}^2$	0.1122	0.1006	-0.1819	0.3454	0.1519
N = 7					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
 Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、( ) の中は、上から t 値、回帰分析を行ったときの P 値、およびブートストラップ法により導き出された P 値を示す。

〈表 3-6〉 1 地域  
・中四国

目的変数	V(Y)/V(S)				
回帰式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数項	0.8531	0.8843	0.8071	0.9184	0.8247
Var(D)	6.1735 (1.1304) (0.2956) (0.3076)			-4.0359 (-0.5852) (0.5797) (0.5596)	-2.2756 (-0.2828) (0.7887) (0.7820)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		36.8083 (2.4410) (0.0447) (0.0412)		47.2214 (1.9821) (0.0947) (0.0900)	42.0861 (1.5516) (0.1814) (0.1832)
Var(C)			0.9778 (0.7183) (0.4958) (0.5084)		0.6827 (0.5364) (0.6147) (0.6168)
$\bar{R}^2$	0.0335	-0.0644	0.3826	0.3186	0.2268
N = 9					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
 Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、( ) の中は、上から t 値、回帰分析を行ったときの P 値、およびブートストラップ法により導き出された P 値を示す。

〈表 3-7〉 1 地域

・九州・沖縄

目的変数	V(Y)/V(S)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
回帰式					
定数項	1.0336	1.0599	1.0592	1.1731	1.1287
Var(D)	-2.2406 (-0.4142) (0.6931) (0.7008)			-6.1729 (-1.4793) (0.1991) (0.1828)	-6.2528 (-1.3586) (0.2458) (0.2456)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		41.2890 (1.9978) (0.0927) (0.0988)		52.2665 (2.5762) (0.0497) (0.0472)	55.2048 (2.3107) (0.0820) (0.0780)
Var(C)			-0.4974 (-0.3575) (0.7330) (0.7228)		0.4093 (0.3478) (0.7455) (0.7688)
$\bar{R}^2$	-0.1342	0.2994	0.2904	0.4152	-0.1423
N = 8					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
 Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、( ) の中は、上から t 値、回帰分析を行ったときの P 値、およびブートストラップ法により導き出された P 値を示す。

〈表 3-8〉 2 地域

・北海道・東北、中四国

目的変数	V(Y)/V(S)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
回帰式					
定数項	1.0271	0.9779	0.8632	1.1008	1.0736
Var(D)	-4.1474 (-0.6260) (0.5414) (0.5580)			-16.4011 (-2.1023) (0.0556) (0.0548)	-16.0779 (-1.9018) (0.0815) (0.0748)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		24.5375 (1.1149) (0.2837) (0.2940)		62.2379 (2.3345) (0.0363) (0.0356)	61.4137 (2.1639) (0.0514) (0.0484)
Var(C)			1.0918 (0.6637) (0.5176) (0.5328)		0.2118 (0.1361) (0.8940) (0.9040)
$\bar{R}^2$	-0.0423	0.0159	-0.0387	0.2091	0.1445
N = 16					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
 Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、( ) の中は、上から t 値、回帰分析を行ったときの P 値、およびブートストラップ法により導き出された P 値を示す。

〈表 3-9〉 2 地域  
・北海道・東北、九州・沖縄

目的変数	V(Y)/V(S)				
回帰式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数項	1.0887	1.0752	1.0850	1.1394	1.0828
Var(D)	-4.6700 (-1.1169)			-5.6045 (-1.7201)	-5.5825 (-1.6575)
	(0.2843)			(0.1111)	(0.1256)
	(0.3100)			(0.1128)	(0.1064)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		46.5913 (2.7506)		49.1173 (3.0971)	51.7166 (2.9975)
		(0.0165)		(0.0092)	(0.0121)
		(0.0140)		(0.0096)	(0.0092)
Var(C)			-0.4002 (-0.3211)		0.4875 (0.4828)
			(0.7532)		(0.6387)
			(0.7420)		(0.6328)
$\bar{R}^2$	0.0174	0.3193	-0.0684	0.4084	0.3680
N = 15					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、( ) の中は、上から t-値、回帰分析を行ったときの P-値、およびブートストラップ法により導き出された P-値を示す。

〈表 3-10〉 2 地域  
・中四国、九州・沖縄

目的変数	V(Y)/V(S)				
回帰式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数項	0.9433	0.9611	0.9533	0.9689	0.9256
Var(D)	1.0676 (0.2909)			-0.5788 (-0.1583)	-0.5148 (-0.1363)
	(0.7751)			(0.8764)	(0.8937)
	(0.7748)			(0.8812)	(0.9348)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		21.4945 (1.6483)		22.1334 (1.5724)	23.2189 (1.5671)
		(0.1201)		(0.1382)	(0.1411)
		(0.1108)		(0.1340)	(0.1260)
Var(C)			0.0346 (0.0364)		0.3577 (0.3740)
			(0.9714)		(0.7145)
			(0.9832)		(0.7320)
$\bar{R}^2$	-0.0607	0.0969	-0.0666	0.0341	-0.0291
N = 17					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、( ) の中は、上から t-値、回帰分析を行ったときの P-値、およびブートストラップ法により導き出された P-値を示す。

〈表 3-11〉 3 地域

・北海道・東北、中四国、九州・沖縄

目的変数	V(Y)/V(S)				
回帰式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数項	1.0193	0.9970	0.9837	1.0433	0.9946
Var(D)	-2.3428 (-0.6520) (0.5211) (0.5228)			-4.1323 (-1.2021) (0.2427) (0.2456)	-4.0739 (-1.1609) (0.2593) (0.2748)
Cov(D, D <sub>-1</sub> )		25.6237 (1.8796) (0.0735) (0.0728)		29.7040 (2.1344) (0.0448) (0.0452)	30.8630 (2.1357) (0.0453) (0.0412)
Var(C)			0.0189 (0.0828) (0.9348) (0.9248)		0.4061 (0.4285) (0.6728) (0.6840)
$\bar{R}^2$	-0.0256	0.0992	-0.0451	0.1170	0.0814
N = 24					

回帰式 (1) ~ (3) は説明変数を 1 つ、(4) は説明変数を 2 つ、(5) は説明変数を 3 つ用いている。  
 Var(D) は製造業の GDP の分散、Cov(D, D<sub>-1</sub>) は生産業の GDP の 1 期前との自己共分散、Var(C) は雇用者所得/GDP の分散であり、書かれている数値は、上から係数、( ) の中は、上から t 値、回帰分析を行ったときの P 値、およびブートストラップ法により導き出された P 値を示す。

[1] (2) 式では Var(Y<sub>t</sub>)、Var(S<sub>t</sub>) が対数をとって階差をとった数値を利用しているのに対し、Var(ΔH<sub>t</sub>)、2Cov(S<sub>t</sub>, ΔH<sub>t</sub>) はそのままの数値を利用しているため、この式 (2) はそのままでは成り立たない。

[2] DW 統計量：Durbin-Watson 統計量の略。DW 比とも言われる。誤差項内の 1 階の系列相関の有無を確かめるために使用されるため、時系列データを扱っているときのみ有効である。DW 統計量が 2 前後のとき、系列相関は存在しない。2 より十分に小さいときには、正の系列相関がみられ、2 より十分に大きいときには負の系列相関が見られる。

[3] AIC：Akaike's Information Criterion の略。日本語では赤池情報基準量と呼ばれる。統計モデルを説明変数のかすについて評価するための指標として用いられる。

[4] 賃金・棒給：

a. 現金給与（所得税、社会保険料雇用者負担等控除前）。一般雇用者の賃金、給料、手当、賞与などのほかに、役員給与や議員歳費等も含まれる。

b. 現物給与、自社製品等の支給など、主として消費者としての雇用者の利益となることが明らかかな財貨・サービスに対する雇主支出である。給与住宅差額家賃もこれに含まれる。

とする際の a と b を合算したものが賃金・棒給である。

[5] 雇用者所得の定義：

賃金・棒給に社会保障雇主負担（健康保険組合、年金基金等の雇主の負担金）、その他雇主負担（退職一時金、退職年金等の雇主の負担金）を加えたもの。社会保障雇主負担・その他の雇主負担は、雇用者福祉のための社会保障基金その他に対する雇主の拠出金である。

[6] <表 3-1> から <表 3-4> のブートストラップ法による p-値は計算していない。

## 参考文献

- Blanchard, O. J. (1983), “The Production and Inventory Behavior of the American automobile Industry”, *Journal of Political Economy*, 91, 365-400.
- Blinder, A. S. (1986), “Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior be Saved? ”, *Quarterly Journal of Economics*, 101, 431-454.
- Efron, B. and Tibshirani, R. (1988) *An Introduction to the Bootstrap*, Chapter.12&14 Chapman & Hall/CRC.
- Enders, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*, Second Edition, Wiley and Sons.
- Fukuda, S and Teruyama, H. (1988), “Some International Evidence on Inventory Fluctuations”, *Economics Letters*, 28, 225-230.
- Ginama, I. (2008), “Inventory Behaviors in the Japanese Regional Economies”, Discussion Paper Series No.2008-2, Faculty of Economics, Hiroshima University.
- Ginama, I., Odaki, M., and Wang, H. (2009), “An International Study on Inventory Fluctuations”, Discussion Paper Series No.2009-2, Faculty of Economics, Hiroshima University.
- Kahn, J. A. (1987), “Inventories and the Volatility of Production”, *American Economic Review*, 77, 667-679.
- Kahn, J. A., McConnell, M. M. and Perez-Quiros, G. (2002), “On the Causes of the Increased Stability of the U.S.Economy”, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, vol.8. 183-206.
- Karne, S. D. and Braun, S. N. (1991), “Production Smoothing Evidence from Physical-Product Data”, *Journal of Political Economy*, 99, 558-581.
- Guasch, J. L. and Kogan, J. (2001), “Inventories in Developing Countries: Levels and Determinants, a Red Flag on Competitiveness and Growth” *World Bank Policy Reserch Working Paper*, No.2552.
- Ramey, V.(1991) “Non Convex Costs and the Behavior of Inventories” , *Journal of Political Economy*, 99,306-334.

