

# 在庫変動と景気循環

## —— 生産・在庫管理技術の発達を巡って ——

調査統計局 木村武\*・足立正道\*\*

### 1. はじめに

在庫投資（＝在庫残高の変化）は、GDP（国内総支出）に占める割合が高々1%前後と非常に小さいにもかかわらず、景気循環と密接な関係にあり、とくに景気後退期においては、在庫投資の変動とGDPの変動の間に関わり合いが非常に高い（後掲図表1、2上）。こうした傾向は、わが国に限らず多くの国々で観測されており、例えば米国では、戦後の景気後退期における在庫投資のGDP変動に対する寄与率（後掲図表2下）が、平均で90%前後に達するとされている（Blinder and Maccini [1991]）。

ところで、こうした在庫変動と景気循環の関係の一方で、1990年前後にかけては、日米両国

で「Just-in-Time方式に代表される生産・在庫管理技術の発達」は、企業の在庫保有を減らすため、在庫循環のメカニズムを弱める（在庫変動が景気循環に与える影響は軽微になる）」との議論が盛んに行われたことがあった（注1）。また最近でも、いわゆる「ニュー・エコノミー論」の台頭に伴い、急速な情報技術革新を背景とした生産・在庫管理の高度化が、景気循環のメカニズムを変化させてきているとの指摘が、米国では再び聞かれるようになっている（注2）。

しかし、少なくともわが国に関する限り、バブル崩壊後の景気後退期における在庫変動が、景気循環の振幅を大きくする一つの要因だったことは明らかであり（後掲図表1）、在庫循環のメカニズムが弱まった証左は得られていないよ

（注1）例えば、経済企画庁 [1991]、Morgan [1991] を参照。

（注2）ニュー・エコノミー論とは、長期にわたり好調を持続している米国経済について、経済構造の変化により従来の景気循環パターンから抜け出し、「低インフレ・安定成長」が持続可能になったと主張するものである。例えばWeber [1997] は、ニュー・エコノミー論の見方を示す代表的な論文であるが、従来型の景気循環パターンを変化させた要因の一つとして、生産・在庫管理における情報技術革新を挙げている。

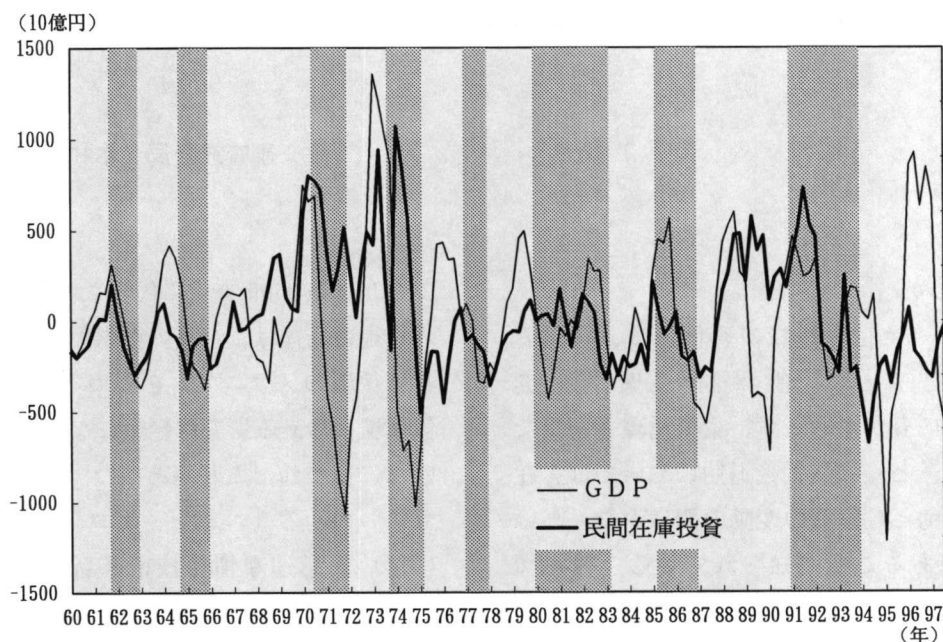
本論文のドラフトに対して、伊藤元重教授（東京大学）、林文夫教授（東京大学）、森雅夫教授（東京工業大学）の各先生から貴重なコメントを頂いた。ただし、論文で示された内容や意見は、コメント提供者や日本銀行の公式見解を示すものではない。

\* 日本銀行調査統計局経済調査課（E-mail: takeshi.kimura-1@boj.or.jp）

\*\*日本銀行調査統計局経済調査課（E-mail: masamichi.adachi@boj.or.jp）

(図表 1)

### GDPと民間在庫投資のトレンドからの乖離



(注1) シャドーは、景気後退期。

(注2)トレンドの除去は、状態空間モデルに基づいた"DECOMP"(統計数理研究所開発TIMSAC-84収録)を利用した。なお、適用した系列は原系列の実質値(1990年基準)で季節調整も同時に実施(推計期間:1960/1Q~1997/3Q)。モデル形態は、AICを基準に次の通り選択した。  
民間在庫品増加(トレンド次数=1、AR成分次数=2)、GDP(トレンド次数=2、AR次数=2)

(注3)DECOMPについては、北川[1986]を参照。

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

うに思われる。また、鉱工業ベースの在庫循環図(後掲図表3)からも1990年代における在庫循環の振幅が、それ以前に比べ小さくなっているようにみえない。こうしてみると、「生産・在庫管理技術の発達は、景気循環の振幅を弱め

経済安定化に資する」という見方は、その直観的な妥当性にもかかわらず、データ面からは支持されないのではないかという疑問が湧いてくる(注3)。

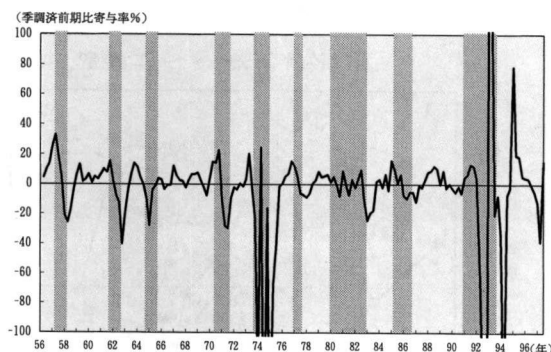
本稿の目的は、こうした生産・在庫管理技術

(注3) Filardo [1995] は、米国においても、「生産・在庫管理技術の発達が在庫投資とGDPの関係を変化させた」という仮説は統計的に確認されないとして、在庫管理技術が在庫循環を軽減するとの見方は誇張だとしている。また Little [1992] は、Just-in-Time方式の導入等、生産・在庫管理技術の浸透は長期的には経済の効率化を促す効果をもつが、その導入過程では在庫残高の圧縮が発生するため、むしろ90年代初期の米国の景気回復を遅らせたとしている。

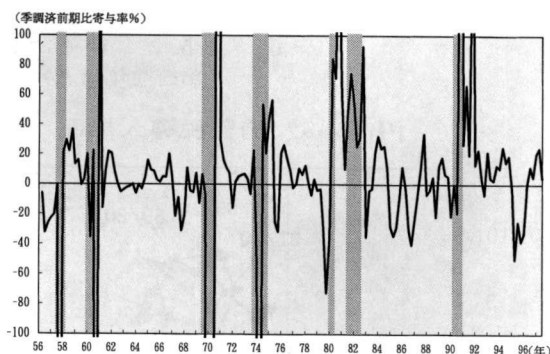
(図表 2)

## 民間在庫投資のGDPに対する寄与率

## (1) 日本



## (2) 米国



(注) シャドーは景気後退期で、日本は経済企画庁、米国はNBER調べ。

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、米国商務省「Survey of Current Business」

の発達と在庫循環のパズルを解き明かすことにある。本稿の特徴は、生産・在庫管理技術の景気変動への影響を、在庫投資の寄与率や在庫変動の分散といった尺度で評価することは困難との考えに立ち、スペクトル解析という手法を用いて、景気変動の周期に注目することにより、技術発達が在庫循環に与えた影響を抽出するというアプローチを用いる点にある。本稿の主な結論を予め要約すると、次の通りである。

- ①生産・在庫管理技術の発達は、需要の変動に対する生産の調整速度の上昇と、限界在庫率（売上高の変化に対応する在庫投資額）の低下

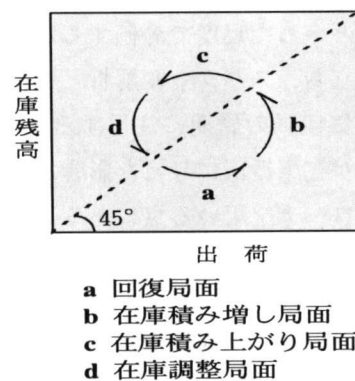
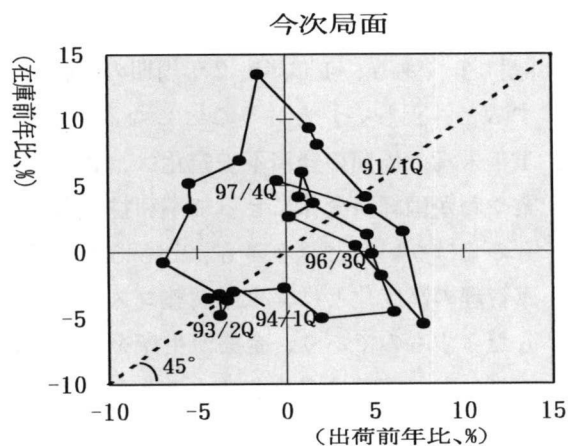
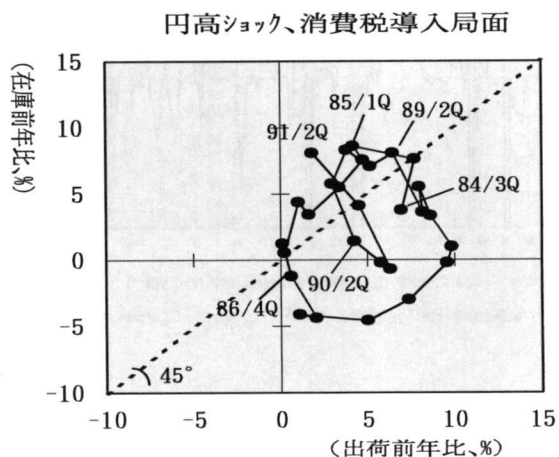
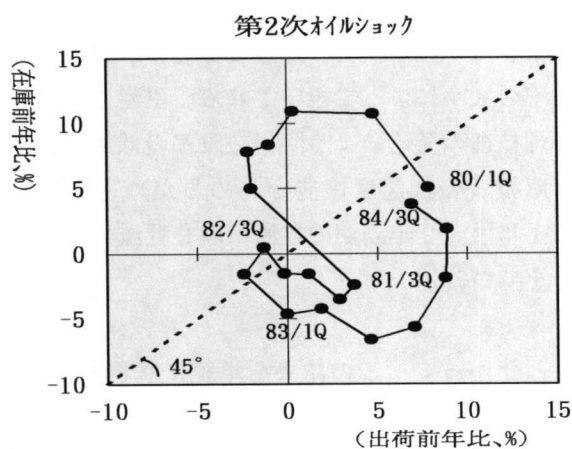
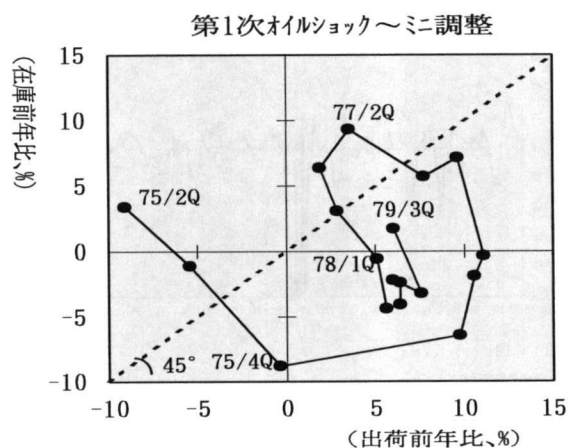
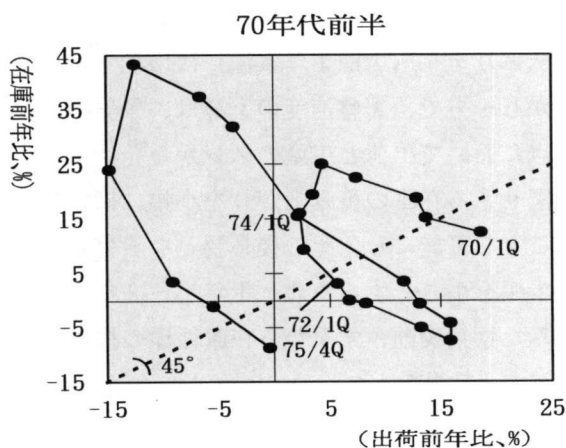
をもたらしてきた。

- ②生産の調整速度の上昇は、需要変動に対して小刻みに生産調整を行うことを可能にし、この結果、生産および在庫投資の短期的なボラティリティ（周期1年未満）は増加する。しかし一方で、調整速度の上昇は、景気の転換点において出荷と生産のズレから発生する意図せざる在庫の積み上がりを小幅に抑制することを可能にし、その後必要となる生産の減少幅を小さくするため、1年半～2年周期でみた景気変動、すなわち在庫循環の振幅を軽減する効果をもつ。

- ③在庫の変動は、需要変動の生産へ及ぼす影響を増幅させる「加速度因子」として作用するが、この在庫投資の加速度機能は、限界在庫率の大小によって規定される。生産・在庫管理技術の発達による限界在庫率の低下は、在庫投資の加速度機能を弱めるため、やはり1年半～2年周期の在庫循環を軽減する効果を持つ。

したがって、この結果を単純に解釈すると、「生産・在庫管理技術の発達は、景気循環の振幅を弱め経済安定化に資する」という見方は、1年未満の短期周期の景気変動に着目すると『誤り』であり、1年半～2年周期の変動に着目すると『正しい』ということになる。しかし、1年未満の周期の経済不安定化は、必ずしも企業やわが国経済全体にとって不利益をもたらすものではない。と言うのも、そもそも生産・在庫管理の高度化とは、生産調整コストの低下をもたらすものであり、企業が生産を需要見合いでフレキシブルに変化させることが可能になったことを意味する。したがって、そうした生産の調整速度の上昇に伴う生産・在庫の短期的な

## 在庫循環（局面比較）



(資料) 通商産業省「鋁工業指数統計」



ボラティリティの増加は、新たな技術の下で、企業が利潤最大化のために意図して行なった結果であり、むしろ技術導入が成功した証しとも考えられる。

他方、1年半～2年周期の経済変動は、典型的な在庫循環を表わす。これは、生産調整の遅れによって、景気の転換点で意図せざる在庫が積み上がり、その後の生産調整幅を大きくするという性格のものであり、企業収益の圧迫要因として作用し、また調整コストの高い雇用調整を促すというコストを伴う。もとより、企業の需要に対する予想が誤りを免れない以上、在庫循環そのものが無くなる訳ではないが、生産・在庫管理技術の発達は、在庫循環が景気変動を増幅する程度を抑制することを通じて、こうしたコストの削減に寄与したものと考えられる。

以下では、分析結果の説明の前に、まず、在庫循環のメカニズムを簡単に整理し、生産・在庫管理技術の発達がそのメカニズムにどのような影響を与え得るかを説明する。その上で、こうした技術の発達が景気変動パターンに与えた影響を実証的に計測することとしよう。

## 2. 在庫循環のメカニズムと生産・在庫管理技術の発達

### 2. 1. 在庫循環の発生メカニズム

在庫循環の発生メカニズムは、基本的には、以下の3つの企業行動に基づいている。

- ①企業は出荷に見合った在庫を保有しようとする。
- ②企業は出荷の見通しを基に生産計画をたてるが、企業の出荷見通しとその実績には乖離が生じるのが普通である。
- ③生産水準の変更には調整コストがかかるため、

企業は頻繁な生産水準の変更を避けようとする傾向がある。

まず①の点、すなわち、企業が出荷に見合う在庫を保有しようとする理由は、出荷量の増加に伴い、出荷の予期せざる変化幅も大きくなるため、在庫切れを回避するためには在庫を多めに保有する必要があるほか、生産に必要な原材料や仕掛品の保有も多くなるためであると考えられる。この結果、出荷が増加（減少）した場合に、企業が必要とする在庫の量も増加（減少）するため、生産の増加（減少）幅が出荷の増加（減少）幅より大きくなるという意味で、在庫変動は、出荷変動の生産へ及ぼす影響を増幅させる「加速度因子（Inventory Accelerator）」として働くことになる。

これを簡単な式で表すと、次のようになる。企業は出荷量に応じた在庫を保有するとの前提により、在庫残高 $N_t$ と出荷 $S_t$ の関係を一次関数 $N_t = \alpha S_t + c$ で表すと（ $\alpha$ は、出荷が一単位変化した時に、必要とされる在庫がどれだけ変動するかを示す限界在庫率、 $c$ は定数項）、在庫投資 $\Delta N_t$ は

$$\Delta N_t = N_t - N_{t-1} = \alpha (S_t - S_{t-1}) \quad (1)$$

と表され、在庫投資は、景気回復期（ $S_t - S_{t-1} > 0$ ）に増加し、後退期（ $S_t - S_{t-1} < 0$ ）に減少することになる。この結果、出荷の変動は、在庫変動を介することによって増幅されて生産の変動となって表われ（生産＝出荷＋在庫投資）、こうした在庫の加速度因子としての機能は、限界在庫率（ $\alpha$ ）が大きいほど強まることになる。

次に、②の点についてみよう。企業は、生産を行うに先立って、人員の配置や原材料の調達を含めた生産計画を策定する必要があるが、計画策定の時点での情報に基づく出荷見通しとそ

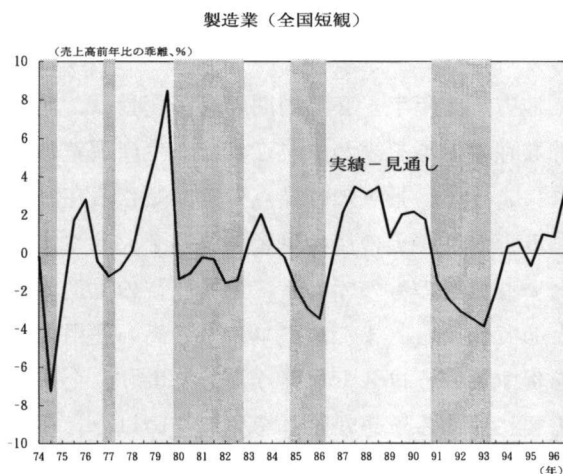
の実績との間には、当然乖離が発生し得る。図表4は、全国短観による製造業の売上高（出荷）見通しと実績の乖離をプロットしたものであるが、これによると、景気回復期には、売上実績は見通しを上回り、後退期には見通しを下回る傾向が読み取れる。

このように、出荷見通しと実績に乖離が生じるような場合には、先の（1）式の解釈にも留意が必要である。企業の出荷見通しと実績が一致する場合には、出荷（実績・見通し）の変化と在庫投資は正の相関を持つが、例えば景気の転換点において企業の出荷見通しを実績が下回るような場合には、在庫の積み上がり（意図せざる在庫投資）が発生し、最終需要の変化と在庫投資は負の相関を持つ可能性があるからである。つまり、先の（1）式は、本来、出荷見通しとそれに対応した意図した在庫投資に当てはまるものであり、出荷と在庫の実績に対して直接当てはまるものではない。実際、GDP統計をみると（図表5）、中長期的な方向性としては、民間在庫投資は、最終需要の変化と概ね正の相関があり、Inventory Acceleratorの存在が確認されるが、短期的には、第1次石油ショック時の1974年に顕著に表れているように、最終需要の減少が在庫投資の増加に結び付くような場合もある。

続いて、③の点について考察しよう。企業は、出荷見通しと実績に乖離が生じた場合には、在庫で吸収する以外に、生産調整による対応も可能である。しかし、企業にとってみると、生産水準の調整には、設備の稼働時間や生産ラインの変更、労働者数の増減といった追加的なコストが発生するため、生産水準の頻繁な変更をなるべく避け、出荷見通しと実績の乖離が生じた

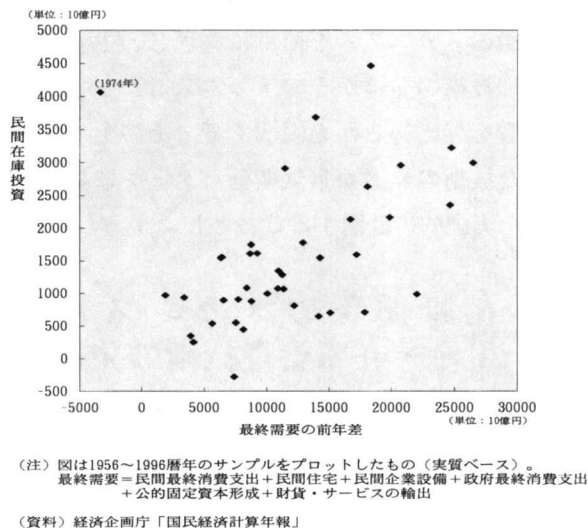
（図表 4）

#### 売上高の見通しと実績との乖離



（図表 5）

#### 在庫投資と最終需要



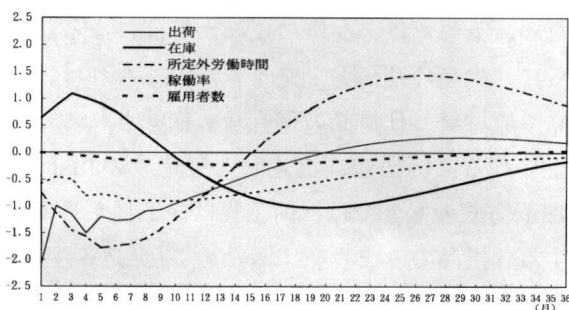
場合、取り敢えず在庫の変動で吸収しようとするのが普通である。こうした傾向は、生産調整のコストに伴う企業の生産平準化（production-smoothing）と呼ばれる（注4）。

（注4）生産平準化に関する理論的な説明については、Blinder and Maccini [1990] やFitzgerald [1997] などを参照。

もちろん、在庫の増加とともに、在庫保有コストも増加するため、企業は在庫の積み上がりを無限に許容することはできず、在庫保有コストが生産調整のコストを上回れば、生産調整に乗り出し、在庫の削減を進めざるを得なくなる。そこで、出荷の減少に対して、在庫と生産要素がどの程度の大きさで、どのようなタイム・ラグを伴って反応するかを定量的に把握するため、5変数（出荷、在庫、所定外労働時間、稼働率、雇用者数）からなる多変量自己回帰モデル（VAR）のインパルス応答関数を推計してみた（図表6）。これによると、出荷の減少に対しては、まず在庫の積み上がりが発生する。また、生産要素のうち、調整コストが比較的小さいと考えられる所定外労働時間は速やかに減少するが、調整コストが高いと考えられる稼働率や雇用者数は緩やかにしか反応しないことがわかる。すなわち、企業は出荷の減少に直面した際、まず在庫の積み上げで対応し、次に残業を減らし、稼働率の引き下げや人員整理に乗り出すのはその後であることが窺われる。そして、

（図表 6）

VARによる生産平準化の検証  
出荷にマイナス・ショックを与えた時のインパルス応答関数



（注）VAR(5変数)の推計期間は、1970/1～1997/9月。ラグ次数はSBICにより3ヶ月を選択。  
使用変数：鉱工業出荷の前年同月比(%)、鉱工業在庫の前年同月比(%)、製造業所定外労働時間前年同月比(%)、製造業稼働率季調済系列(1990年=100)、製造業常用雇用者数前年同月比(%) [モデルにおける変数の順番]  
（資料）通商産業省「鉱工業指数統計」、労働省「毎月勤労統計（事業所30人以上ベース）」

そうした生産要素投入の減少を伴った生産調整により、積みあがった在庫が削減されていくことになる（注5）。

以上の①～③の企業行動を整理すれば、次のようになる。企業の直面する需要（出荷）が増加から減少に転じた場合、当該企業の事前の需要（出荷）見通しは、実績を上回っていることが多く、結果として、こうした需要見通しに基づく生産も、出荷を上回ることになる。これに対し、当該企業が直ちに生産を減少させれば、在庫の積み上がりを迅速に解消することも可能だが、実際には、企業は生産水準の頻繁な変更を回避する傾向があるため、在庫がある程度まで積み上がった段階で、企業はようやく本格的な生産調整に乗り出すことが多い。この局面では、企業の需要見通しと実績の乖離によって積み上がった在庫を、需要減少にみあった「適正な」在庫水準へ向け削減しようとする企業行動が、需要減少を増幅（accelerate）し、大幅な生産調整をもたらすことになる。生産の減少は、所得の減少となり、それがまた需要の減少に結びつくことになる。以上が在庫循環のメカニズムであり、前掲図表1のように、在庫の変動が景気循環と密接な関係を持つ背景である。

## 2. 2. 生産・在庫管理技術の発達と在庫循環

さて、企業の生産・在庫管理技術の発達は、上記のような在庫循環メカニズムの背後にある企業行動にどのような影響を与えるのであろうか。同技術の具体例については、後掲BOXで説明するが、その要点を纏めると、技術発達は、以下の2点において企業行動を変化させるものと考えられる。

（注5）こうした分析結果は、秋山・奥野他 [1984] でも確認されている。なお、米国における生産平準化に関する実証分析としては、Allen [1997] を参照。

- ① 生産のリード・タイムの短縮を通じて、出荷の変動に応じた、より迅速な生産水準の調整を可能とする。
- ② 出荷の増減に伴う在庫変動の度合いを小さくする（限界在庫率を低下させる）。

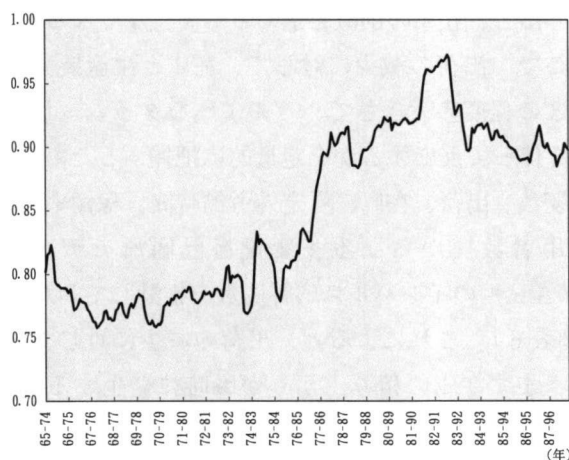
まず、①についてみると、例えば、製造業（とくに加工産業）におけるJust-in-Time方式は、流れ作業で最終製品を組み立てる過程で、後工程が必要な仕掛品を前工程に取りに行き、前工程は引き取られた分だけをつくるという「後工程引き取り」の考え方を採用することにより、需要に関する情報を生産プロセスに迅速に伝達することを可能にしたシステムと捉えることができる。こうしたJust-in-Time方式は、生産の段取り換えを容易にするFMS（Flexible Manufacturing System）の導入と重なり、生産の調整速度の上昇をもたらしたと考えられる。こうした生産の出荷に対する調整速度の上昇を検証するため、生産と出荷の変動比を、期間10年分のサンプルを1か月毎にスライドさせつつ算出していくと（図表7）、1980年代半ば頃のデータを含む時期からこの変動比が上昇しており、生産が出荷の変動にあわせてよりフレキシブルに動くようになってきたことが窺われる。

なお、ここで留意しておきたいのは、生産・在庫管理の高度化は、企業のコスト構造の観点からすると、生産の調整コストの低下をもたらすものであり、企業にとって生産をフレキシブル化させることは、利潤最大化の観点からみて望ましい行動と解釈できる。したがって、生産の調整速度の上昇による短期的なボラティリティの増加は、企業の最適行動を反映したものであり、技術導入の成功の証しと捉えるべきものである。

（図表 7）

### 生産と出荷の変動比

生産前月比の標準偏差 ÷ 出荷前月比の標準偏差



（注）上図の変動比は、季調済前月比の標準偏差をもとにしたもの。

（資料）通商産業省「鉱工業指数統計」

次に、②の点について考察しよう。上でみたような、生産の調整速度の上昇は、限界在庫率の低下をもたらすと考えられる。すなわち、Just-in-Time方式やFMSの導入により生産調整速度が上昇すれば、需要動向に予期せぬ変動が生じても、在庫切れの生じる可能性が低下するため、それだけ、在庫の圧縮が可能になる。さらに、生産のリード・タイムが短くなれば、部品や原材料、仕掛品の保有量も削減されると考えられる。例えば、上述した製造業のJust-in-Time方式のもとでは、前工程は後工程が必要とする仕掛品のみを生産するため、「見込み生産」として余分に仕掛品や原材料在庫を保有することはなくなるという意味で、在庫量の圧縮が可能とする。同様に、流通業で採用されているPOS（Point of Sales）システムも、販売情報（売れた時間、値段、場所等）を仕入れ部門に迅

## [BOX]

## 生産・在庫管理技術の発達の実例

ここでは、わが国の製造業および流通業における生産・在庫管理技術の発達の実例を紹介し、そうした技術の発達が、どのようにして生産調整速度の上昇や限界在庫率の低下をもたらしたかを概観する。

まず、製造業における生産技術発達の過程を振り返ってみると、高度成長期の1960年代には、少品種大量生産が主流で、単一製品を効率的に生産するための専用設備の導入が多く行われた。一方、1970年代入り後は、高度成長期から安定成長期へと移行する中で、耐久消費財の普及率の高まりに伴い、個性化を強めた消費ニーズに対応するため、企業の生産・販売戦略は、量販路線から差別化された製品の供給へと変化してきた。

こうした中で、1980年代には、在庫管理に関していわゆるJust-in-Time方式が、自動車業界をはじめとする多くの加工業種で定着していった(注1)。Just-in-Time方式とは、製品の組み立て過程で、必要な部品が必要量だけ、必要な時に、各生産工程に到着することを目指した生産・在庫管理手法である。これを実現するためには、製品および各部品の需要量に関する情報を迅速に各工程に伝達する必要があるが、Just-in-Time方式では、後工程が必要な部品を前工程に取りに行き、前工程は引き取られた分だけをつくる「後工程引き取り」の考え方を採用し、情報の流れを後工程から前工程に向けることにより、この実現を図っている点が特徴である(注2)。

ただし、この方式では、後工程の生産量の変動が大きいと、前工程において余分な人員や設備を保有したり、突然の部品需要への対応のため、多めに在庫を抱えることになりかねない。こうした問題を回避するためには、最終工程の組立ラインにおいて一度に流す製品のロットを極力小さくし、大ロットの同一製品のみを続けて生産することのないようにしなければならない。言い換えれば、同じラインで多種の製品を混ぜ合わせて生産する必要があるが、これには、例えばプレス部門の金型の交換といった生産の「段取り換え」時間の短縮が必要となった。この段取り時間の短縮に貢献したのが、ロボットやNC工作機械等を導入したFMS(Flexible Manufacturing System)であり、こうした生産技術は、Just-in-Time方式の導入と時期を同じくして積極的に取り入れられた(注3)。

こうしたJust-in-Time方式やFMSの拡大は、需要に関する情報を迅速に各生産工程に伝えることにより、生産の調整速度の上昇をもたらしたと考えられる。さらに、Just-in-Time方式やFMSが浸透した下では、①前工程は後工程が必要とする仕掛品のみを生産するため、「見込み生産」として余分に仕掛品や原材料在庫を保有することはなくなり、また②需要に予期せぬ変化が生じて、生産調整速度の上昇が在庫切れを回避する方向に働くことから、限界在庫率の低下をもたらしたと考えられる。

また、流通業でも、1960～1970年代に登場したスーパーマーケットにおいて、大量仕入れ・大量販売という流通スタイルが浸透したが、1980年代に入ると、取扱い商品の多様化や、商品のライフサイクルの短期化という環境の変化に対応するため、POS(Point of Sales)システムの開発に代表される技術の浸透がみられた。POSシステムとは、各販売拠点に設置された光学式自動読み取り方式のレジスターが収集する各単品別の販売情報(売れた時間、値段、場所等)や、仕入・配送などの段階で発生する各種情報(仕入れ価格、遅延状況等)を、ホスト・コンピュータで処理、分析、加工し、各部門(仕入れ部門、各販売店等)に直ちに伝達するシステムである。POSシステムの導入以前には、販売動向を把握する前に見込みで商品の仕入れをしなければならず、この結果、見込み違いの在庫を抱える可能性が高かった。POSシステム導入は、商品の仕入れと販売の間に発生する情報のラグを大幅に圧縮することを通じて、製造業におけるJust-in-Time方式同様、在庫の圧縮に寄与したと考えられる。

(注1) Just-in-Time方式は、普遍的な技術として諸外国からも評価され、欧米メーカーでも導入に力を入れた(藤本[1996]、Morgan[1991]、Allen[1995]参照)。

(注2) なお、各工程間の「何を、どれだけ必要か」といった情報の媒介に利用されたのが「かんばん」と呼ばれるプレートであり、Just-in-Time方式がしばしば「かんばん方式」と呼ばれる所以はここにある。

(注3) さらに、1980年代の終わり頃からは、工場の生産ラインに加え、研究開発部門から販売部門までも含めた全社的な統合生産管理システム、いわゆるCIM(Computer Integrated Manufacturing)の導入も進み、生産・販売ラインのフレキシブル化・効率化が一段と進むことになった。CIMの概要や生産技術の歴史的推移については、日本開発銀行[1994]が詳しい。



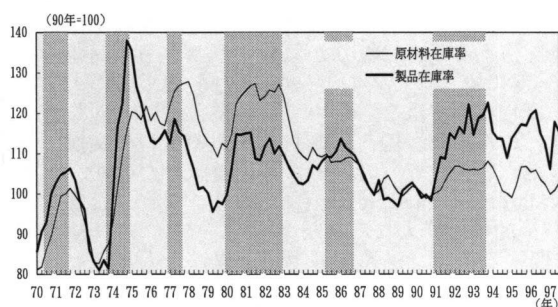
速に伝えることにより、販売動向を把握する前に見込みで仕入れをしなければならない部分を圧縮することを可能にすると考えられる。

実際、図表8をみると、製造業、卸小売業ともに、1970年代後半以降、在庫率は低下傾向にあることがわかる（ただし、鉱工業指数の製品在庫率は1990年代入り後下げ止まり、ないし上昇しているが、これについては3. 4. で後述する）。

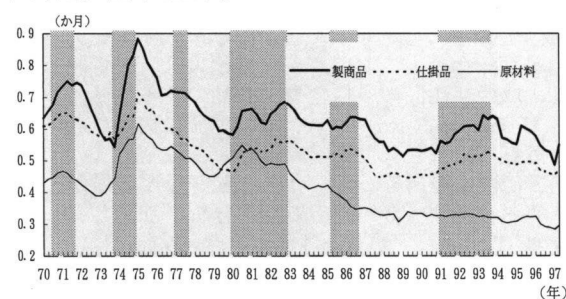
（図表 8）

### 在庫率

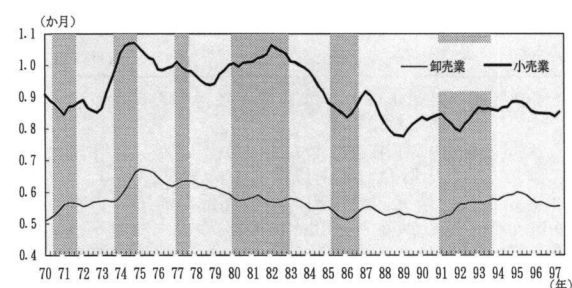
（1）鉱工業指数



（2）製造業の在庫率（法人季報）



（3）卸小売業の棚卸資産在庫率（法人季報）



（資料）通商産業省「鉱工業指数統計」大蔵省「法人企業統計季報」

### 3. 生産・在庫管理技術の発達と景気循環の変化

#### —— シミュレーションと実証分析 ——

それでは、2. でみてきたような、生産・在庫管理技術の発達は、景気変動にどのような変化をもたらしたのであろうか。

一つの仮説は、生産・在庫管理技術の発達によりもたらされる生産調整速度の上昇や限界在庫率の低下は、需要の見通しと実績との乖離から生じる在庫の積み上がりを小幅に抑えとともに、在庫投資の加速度機能を弱めるため、在庫循環の振幅を軽減するというものである。1. で紹介したような、1990年前後にかけて多くみられた「生産・在庫管理技術の発達が景気循環の振幅を弱め経済安定化に資する」との見方は、このような考え方を背景としているといえよう。しかし、同じく1. で述べたように、1950年代以降現在に至るまで、在庫投資のGDP変動に対する寄与率にはあまり変化がみられず（前掲図表2）、「生産・在庫管理技術の発達が在庫循環を軽減する」という上記の仮説は、データ面からは必ずしも支持されていないように窺われる。

この仮説とデータのパズルに対しては、仮に企業の出荷見通しと実績との乖離が近年大きくなり、これが生産・在庫管理技術の発達による経済安定化の効果を相殺しているというのであれば、データ面での不整合性はなんら存在しないことになろう。確かに、バブル期とその崩壊期の転換点においては、企業の需要見通しが強化した一方で、出荷の大幅な減少があったため、企業の見通しの誤りの程度も大きかったことが想像されるが、より長いタームでみると、1980年代以降がそれ以前に比べて、全般的に出荷の変動が大きくなり企業の出荷予測の誤差が拡大したという証左はない（前掲図表4）。いずれにせよ、GDPに対する在庫投資の寄与率と



いった指標から、ダイレクトに生産・在庫管理技術の発達が景気循環にもたらした影響を捉えることは難しそうである。

しかし、ここで生産・在庫管理技術の進歩がもたらした変化の本質を考えると、生産・在庫管理技術の発達は、在庫循環自体を消失させるものではない。企業が需要を完全に見通すことができない限り、需要見通しと実際の需要との間の乖離は、いずれ何らかの形で吸収されざるを得ないからである。生産・在庫管理技術の発達がもたらした生産の調整速度の上昇とは、結局のところ、需要の変動を、長い期間をかけ大幅な生産調整によってまとめて吸収させる代わりに、少しずつ短期的にかつフレキシブルに吸収させていくということに他ならない。したがって、その景気変動に与えた影響を抽出するためには、変動のマグニチュードだけではなく、変動の周期にも注目する必要があると考えられる。

そこで以下では、景気変動を周期（または波長）の異なる多数の波の複合として捉えるスペクトル解析という手法を用いて、周期毎にみた景気変動のマグニチュードに注目することにより、生産・在庫管理技術の発達が景気変動に与えた影響について考察する。ただ、こうした手法は一般に馴染みが薄いものと考えられるため、これに先立って簡単な数値例を用いてシミュレーションを行い、問題の所在を図解してみることにしよう。

### 3. 1. シミュレーション・モデルの説明

まず、仮設例の企業は、 $t$ 月初（ $t-1$ 月末）に、

$t$ 月の出荷の見通しを立てることとする。企業は出荷見通し $S_t^E$ に基づいて生産計画をたてるが、生産変更には調整コストが発生するため、一期前時点の生産水準から、生産を部分的にしか調整できない（部分調整モデル）と考え、以下のように定式化しよう。

$$y_t = \lambda y_t^D + (1 - \lambda) y_{t-1} \quad (2)$$

ただし、 $\begin{cases} y_t : t \text{月の生産量} \\ y_t^D : \text{出荷見通し} S_t^E \text{に見合った望ましい生産水準} \\ \lambda : \text{部分調整パラメータ } (0 \leq \lambda \leq 1) \end{cases}$

上式において、生産の調整速度を表すパラメータ $\lambda$ が1に近いほど、生産調整コストが小さく、現実の生産量を、望ましい生産水準 $y_t^D$ に素早く近づけることができる。

ここで、望ましい生産水準 $y_t^D$ を、望ましい在庫投資と出荷見通しの和と仮定し、また、望ましい在庫水準 $N_t^D$ を、出荷見通し $S_t^E$ の一次関数と仮定すると、

$$y_t^D = (N_t^D - N_{t-1}) + S_t^E \quad (3)$$

$$N_t^D = c + \alpha S_t^E$$

ただし、 $\begin{cases} N_t^D : \text{望ましい在庫残高水準} \\ N_{t-1} : t-1 \text{月末の在庫残高} \\ c : \text{在庫の定数項} \\ \alpha : \text{限界在庫率} \end{cases}$

となる。上記（2、3）式を、「在庫変動＝生産－出荷」という定義式

$$N_t - N_{t-1} = y_t - S_t \quad (4)$$

に代入すると、以下のようなストック調整型の在庫投資関数が導かれる（注6）。

$$N_t - N_{t-1} = \lambda (c + \alpha S_t^E - N_{t-1}) + \lambda S_t^E + (1 - \lambda) y_{t-1} - S_t \quad (5)$$

（5）式の右辺第1項 $\lambda (c + \alpha S_t^E - N_{t-1})$ は、意図した在庫投資であり、第2～4項は、意図せ

（注6）ここでのストック調整型関数の導出はアド・ホックであるため、例えば、生産調整速度 $\lambda$ と限界在庫率 $\alpha$ の関係が曖昧であるといった問題がある。ただし、（5）式は、企業の最適化行動から導かれる在庫投資関数と基本的な特徴を共有しており（詳細については、Blinder and Maccini [1990]を参照）、シミュレーションから得られる結果の信頼性を損なうものではない。

ざる在庫投資（出荷予想の外れに起因）と調整コストの観点から実施せざるを得ない在庫投資の和である（注7）。

2. で示したように、生産・在庫管理技術の発達は、生産の調整速度の上昇と、限界在庫率の低下をもたらすと考えられる。これは、上記のモデルでは、生産の調整速度 $\lambda$ の上昇と、適正在庫を規定するパラメータ $\alpha$ の低下に該当する。

以上の準備の下に、これらパラメータの変化に表される管理技術の発達が、景気循環にどのような影響を与えるかをみるために、出荷を外生変数として、2次の自己回帰型モデル（6）式によって発生させ、これが生産、在庫にどのような変動を誘発するか調べてみよう。

$$S_t = 55.60 + 0.64S_{t-1} - 0.20S_{t-2} + \mu_t \quad (6)$$

ただし、 $\mu_t \sim iidN(0, 3^2)$

このモデルによる出荷は平均100で、その変動は2年周期のものを多く含むという特性をもつ（注8）。また、企業の出荷の見通しに関しては、以下のような適応的期待を仮定する（注9）。

$$S_t^E - S_{t-1}^E = \beta (S_{t-1} - S_{t-1}^E) \quad (7)$$

ただし、 $\beta$ は適応的期待パラメータ（ $0 \leq \beta \leq 1$ ）。

上式において、適応的期待パラメータ $\beta$ が1の時には、 $S_t^E = S_{t-1}$ となり、企業の当期の出荷見通しは、一期前の出荷の実績と同じとなる。逆に、 $\beta$ がゼロの時には、企業の出荷見通しは固定的

（ $S_t^E = S_{t-1}^E \cdots = S_0^E$ ）となり、出荷の実績には左右されない。

### 3. 2. シミュレーションの結果

シミュレーションの標準ケースとして、パラメータを以下のように設定する（注10）。

生産の部分調整パラメータ	$\lambda = 0.1$
限界在庫率	$\alpha = 3$
適応的期待パラメータ	$\beta = 0.2$
在庫定数項	$c = 100$

図表9は、標準ケースにおける出荷見通し、生産、在庫率をプロットしたものであるが、これをみると、出荷 $S_t$ の変動に対して、出荷見通し $S_t^E$ はラグを伴いつつ緩やかに変動している。この結果、出荷が増加から減少に転じる時点の近辺では、出荷の見通しと実績に乖離が発生し、意図せざる在庫が積み上がり、在庫率も上昇し始める。ここでは、部分調整パラメータ $\lambda$ を0.1と小さくし、強い生産平準化の傾向をもたせたため、生産は出荷の変動に比べ滑らかに推移している。しかし、生産の短期における平準化は、出荷の減少時にも生産のブレーキが効かない結果として、在庫の積み上がりをもたらすため、在庫投資の加速度原理とあいまって、中期的には生産の変動幅を出荷に比べて大きくし、景気循環の振幅を大きくすることになる。

（注7）理解を容易にするために、 $\lambda = 1$ と $\lambda = 0$ のケースを考えてみよう。 $\lambda = 1$ の場合には、第2～4項は、 $S_t^E - S_t$ となり出荷見通しの外れに起因した在庫変動になる。一方、 $\lambda = 0$ 、すなわち、調整コストが膨大で生産が硬直的な場合には、 $y_{t-1} - S_t$ となり、出荷見通し如何に拘わらず不可避免的に積み上がる（取り崩す）在庫変動である（例えば、農水産物のように短期的には生産量の変更が極めて困難なケースをイメージせよ）。

（注8）2次の自己回帰モデルは、任意の周波数領域において、パワー・スペクトルのピークを有するようなパラメータの設定が可能である。（6）式のモデルは、周期2年においてパワー・スペクトルがピークになるようにパラメータを設定したものである。なお、時系列モデルの周期的特性に関しては、Harvey [1993]を参照。

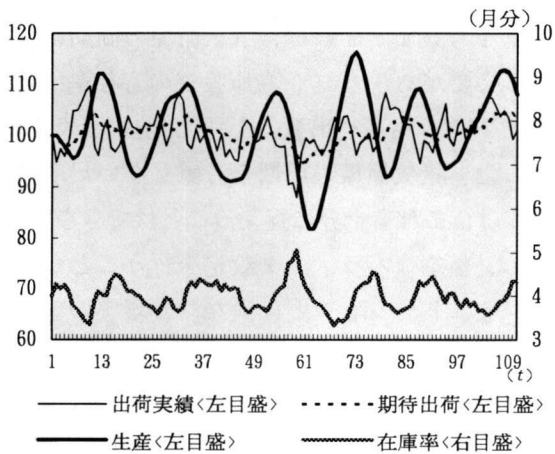
（注9）期待形成に関して適応的期待を仮定したのは、企業の見通しは、前掲図表4にみるように、一方向に外し続ける傾向があるためである。もし、合理的期待であれば、実績と見通しとの乖離が、正の系列相関を有するようなことはないと考えられる。

（注10）初期値は、 $S_0 = 100$ 、 $y_0 = 100$ 、 $S_0^E = 100$ 、 $N_0 = c + \alpha S_0$ とする。

(図表 9)

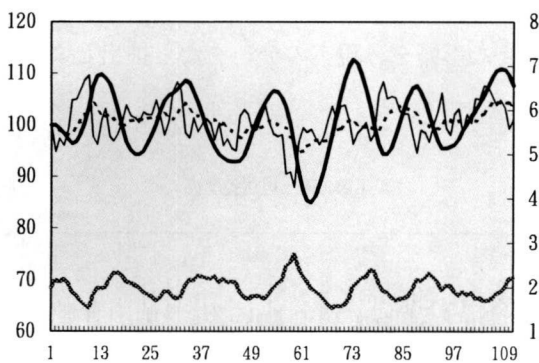
## 生産・出荷・在庫のシミュレーション

標準ケース

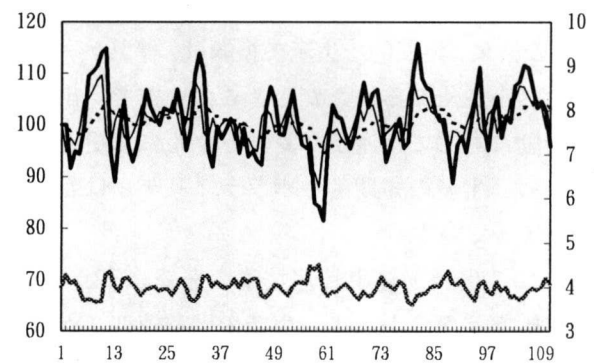


パラメータ設定	標準ケース	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
調整速度 $\lambda$	0.1	0.1	0.9	0.9	0.1
限界在庫率 $\alpha$	3	1	3	1	3
適合の期待 $\beta$	0.2	0.2	0.2	0.2	0.9
在庫定数 $c$	100	100	100	100	100

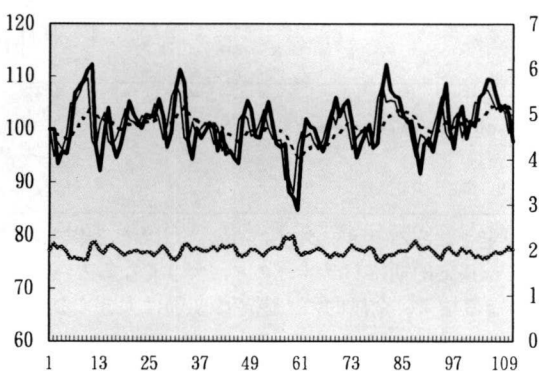
ケース1（限界在庫率=1）



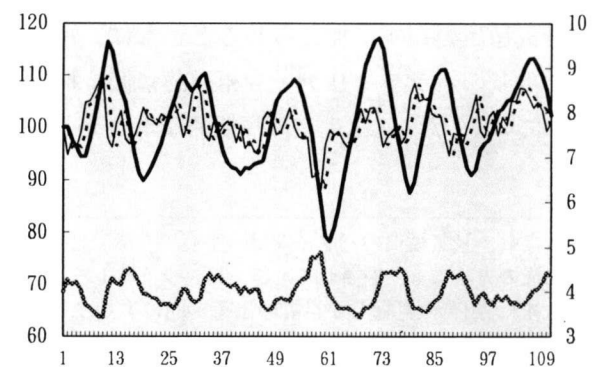
ケース2（調整速度=0.9）



ケース3（調整速度=0.9、限界在庫率=1）



ケース4（適合の期待=0.9）



さて、ここで生産・在庫管理技術の発達により、限界在庫率  $\alpha$  が3から1に低下したケースを考え、これをケース1としてみよう（その他のパラメータは標準ケースと同一）。このケース1では、生産の平準化傾向は標準ケースと同じであるため、生産の滑らかさはあまり変わらないが、在庫投資の加速機能が低下しているため、中期的な生産の振幅は、標準ケースに比べると大分小さくなっていることがわかる。

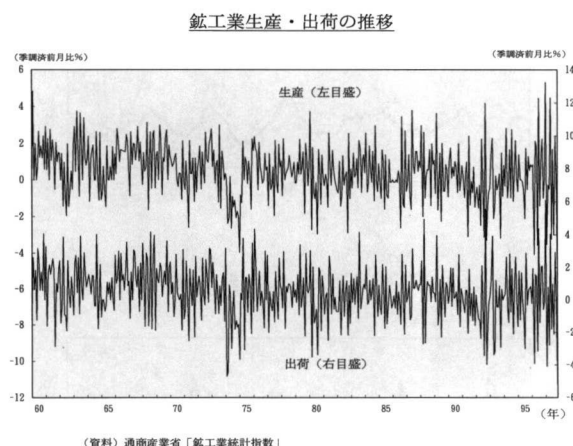
次に、生産・管理技術の発達により、生産の調整速度  $\lambda$  が0.1から0.9に上昇したケースを考え、これをケース2とする（その他のパラメータは標準ケースと同一）。このケースでは、出荷の見通しと実績の乖離から発生する意図せざる在庫の積み上がりに対して、迅速な生産水準の調整が行われるため、在庫率の上昇も標準ケースに比べると、小幅に抑制することが可能となる。この結果、中期的な生産の振幅は、標準ケースに比べ小さくなる。ただし、この一方で、出荷の変動に対して生産がフレキシブルに変更されるため、生産の短期的なボラティリティはむしろ高まっている。

最後に、生産・在庫管理技術の発達により、限界在庫率  $\alpha$  が3から1、生産の調整速度  $\lambda$  が0.1から0.9に上昇した場合を想定し、これをケース3とする。このケースでは、ケース1とケース2の両方の効果が発生する。すなわち、中期的な景気循環の振幅が押えられるとともに、短期的な生産のボラティリティも相対的に低く押えられている。ただし、生産の短期的なボラティ

リティは、ケース2ほどではないにせよ、ケース1に比べるとやはり大きくなっている。

以上のシミュレーションから明らかなように、生産・在庫管理技術の発達がマクロ経済に及ぼす影響を考察する際には、景気循環の周期に注目する必要がある（注11）、在庫投資の寄与率（前掲図表2）や、生産や出荷の変動比（前掲図表7）といった、景気循環の周期を考慮しない尺度によっては、これを十分に捉えることはできない。ただし、極端なパラメータ設定を行うことが可能なシミュレーションとは異なり、現実のデータからは、その周期的な動きに変化が発生しているか否かを、少なくとも視覚によっては捉えることはできない（図表10）。そこで以下では、経済データの変動に関して、その周期的特性の定量化を可能にするスペクトル解析という手法を用いて、生産・在庫管理技術の発達が景気循環に与えた影響を、現実のデータから抽出しよう。

（図表10）



（注11）なお、景気循環のパターンは、生産・在庫管理技術によって規定されるパラメータ（ $\lambda$ 、 $\alpha$ ）だけでなく、期待形成の方法にも左右される。例えば、シミュレーションにおいて、適応的期待パラメータ  $\beta$  が大きくなると（ケース4）、出荷の見通しが足許の出荷動向により左右されるようになる結果、全般的に、生産の変動は大きくなる傾向がある。

### 3. 3. スペクトル解析の特徴

スペクトル解析とは、時系列データの変動は異なる周期（または波長）を持つ無数の周期的変動（波動）の和によって表されるとの考え方にに基づき、データの変動を、短期から長期に至る様々な周期的変動に分解する手法である。このスペクトル解析において、最も基礎となる統計量が、パワー・スペクトルと呼ばれるもので、時系列データがどのような周期の成分をどの程度含んでいるかを定量的に示したものである（注12）。

パワー・スペクトルという言葉は、多くの読者にとって耳慣れないものであろうが、実は意外と身近なものでもある。直感的な理解を容易にするために、オーディオ機器と音を思い浮かべてみよう。オーディオ機器には、伸縮する複数の棒のようなものが表示されていることが多いが、これは、音の変動を周期毎に量的に表したもので、まさしくパワー・スペクトルそのものである。ここでは、パワー・スペクトルの面積が音量（ボリューム）を示しており、例えば後掲図表11（上）は、高音と重低音が強調された音を表現している（注13）。

このような、音のパワー・スペクトルのイメージを理解すると、経済データのパワー・スペクトルの理解も容易となろう。経済データにおける趨勢循環変動は長期周期で、これは重低音に相当し、ノイズとなる不規則変動は短期周期で、いわば高音に相当する。パワー・スペクトルの面積は、データの分散に等しく、これは音量に相当する（注14）。後掲図表11（中、下）は、周期

2年の変動を多く含む趨勢循環変動と不規則変動から構成される系列を人工的に発生させたものである。趨勢循環変動は、系列の基調的変動を捉えたもので（＝長めの周期のパワー・スペクトルが大きい）、かつ滑らかな変動である（＝短期周期のパワー・スペクトルが小さい）。一方、不規則変動は、文字通り不規則で、短期的な変動を多く含んだものである（短期周期のパワー・スペクトルが比較的大きい）。

後掲図表12は、先のシミュレーションで使った出荷と標準ケースの生産のパワー・スペクトルを図示したものである。先にも述べた通り、（6）式で表された出荷のモデルは周期2年の変動を多く含むという周期的特性を有するが、これは、周期2年近辺のパワー・スペクトルが比較的大きくなっていることに対応している。一方、生産（標準ケース）のパワー・スペクトルは、1年未満の周期では、出荷のパワー・スペクトルよりも小さく、すなわち、短期周期の変動が小さく滑らかになっており、生産平準化の傾向が表されている。逆に、1年超の周期では、生産のパワー・スペクトルは、出荷のパワー・スペクトルよりも大きくなっており、在庫投資の加速度原理と整合的な姿になっている。

このように、生産と出荷のパワー・スペクトルを比較することにより、生産平準化や、在庫投資の加速度効果を把握することができるようになるが、両者の関係はゲインと呼ばれる一つの統計量に集約することができる。ゲインとは、各周期毎に、パワー・スペクトルの大きさを比

（注12）スペクトル解析の詳細については、Hamilton [1994] やGranger and Newbold [1986] などを参照。

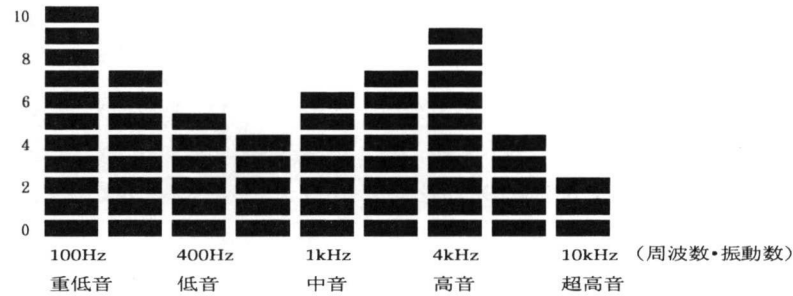
（注13）周波数と周期は反比例の関係にあり、「周波数×周期＝ $2\pi$ 」が成立する。

（注14）さらに言えば、オーディオ機器のイコライザーは、音の周波数領域を調整するものである（高音域のノイズを削減したり、重低音を大きくしたりする）。経済データのイコライザーに相当するものの一つが季節調整であり、これは1年周期の変動を除去するものである。

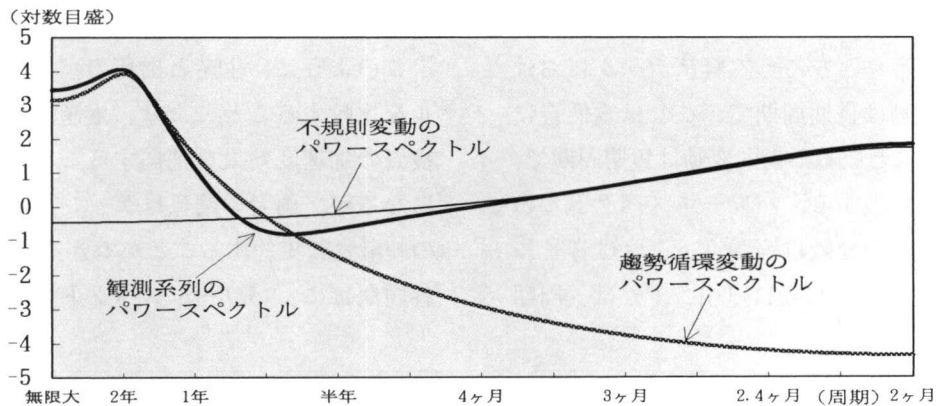
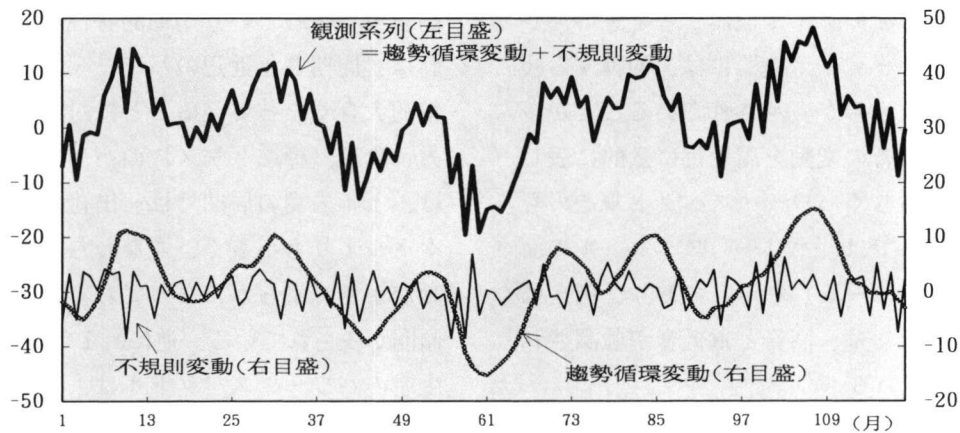
(図表 1 1)

## パワースペクトルのイメージ

オーディオ機器に表示されている音のパワースペクトル



## 経済データの分解とパワースペクトル



(注) 上記例は、以下の時系列モデルにより人工的に発生させたもの。

$$\text{趨勢循環変動} : TC_t = 1.71 \times TC_{t-1} - 0.80 \times TC_{t-2} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, 1^2)$$

$$\text{不規則変動} : I_t = -0.50 \times I_{t-1} + \mu_t \quad \mu_t = 3\varepsilon_t$$

$$\text{観測系列} : Y_t = TC_t + I_t$$



較したもので、本例でいうと、「出荷の変動が、何倍になって生産の変動に拡大されたか」を表したものとなる（注15）。標準ケースにおける生産の出荷に対するゲインを算出すると（後掲図表12中）、1年未満の周期では1未満となっている一方、1年超の周期で1を越えている。これは、1年未満の周期では生産平準化の傾向がみられる一方、より長めの周期では在庫投資の加速度原理が働くという姿と整合的である。なお、ここでのゲインは、生産と出荷のパワー・スペクトルの比較を表したものであるから、それは生産と出荷の差である在庫投資のパワー・スペクトルと整合的な姿になっているはずであるが、実際に図表12下で標準ケースにおける在庫投資

のパワー・スペクトルをみると、確かに上述のゲインと同様の形状になっている。

こうしたスペクトル解析の基礎的な統計量を利用すると、生産・在庫管理技術の発達が景気循環に及ぼす影響を、より厳密に評価することができる（後掲図表13）。すなわち、限界在庫率の低下をもたらす管理技術の発達（ケース1）は、長期周期のゲインを引き下げる。また、生産の調整速度の上昇をもたらす技術の発達（ケース2）は、長期周期のゲインを引き下げる一方で、短期周期のゲインの上昇をもたらす（注16）。在庫投資のパワー・スペクトルは、ゲインと整合的な形状になっていることも読み取れよう。

（注15）シミュレーションで用いた生産 $y_t$ は、出荷 $S_t$ の加重平均で表すことができる。

$$y_t = \sum_{j=0}^n w_j S_{t-j} \quad (8)$$

この時、 $\lambda$ を周波数とすると、生産 $y_t$ のパワー・スペクトル $f_y(\lambda)$ と出荷 $S_t$ のパワー・スペクトル $f_s(\lambda)$ の間には、以下の関係式が成立することが知られている。

$$f_y(\lambda) = |W(\lambda)|^2 f_s(\lambda) \quad (9)$$

$$W(\lambda) = \sum_{j=0}^n w_j e^{-ij\lambda}$$

ただし、 $i$ は $i^2 = -1$ を満たす虚数単位。

$|W(\lambda)|$ はゲインと呼ばれ、出荷の変動がどの程度増幅されて、生産の変動へと伝達されていくかを、周波数単位で明らかにしたものである。

本稿では、出荷と生産の各パワースペクトルを計算した後、

$$|W(\lambda)| = \exp\left(\frac{\log f_y(\lambda) - \log f_s(\lambda)}{2}\right) \quad (10)$$

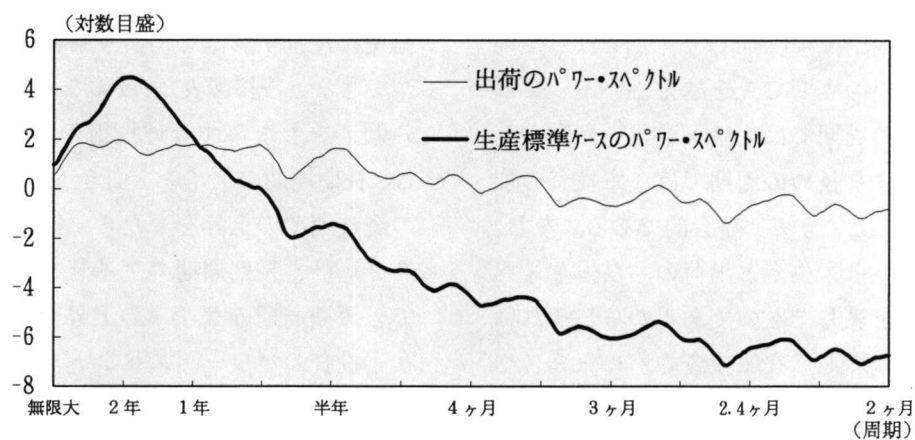
に従って、ゲインを算出した。

（注16）前記脚注11で述べた通り、景気循環のパターンは、生産・在庫管理技術によって規定されるパラメータ $(\lambda, \alpha)$ だけでなく、期待形成の方法にも左右される。したがって、ゲインの形状は、パラメータ $\lambda, \alpha$ のほか、適応的期待パラメータ $\beta$ にも依存する。例えば、シミュレーションにおいて、適応的期待パラメータ $\beta$ が大きくなると（ケース4）、出荷の見通しが足許の出荷動向により左右されるようになるため、短期の生産のボラティリティは強まり、1年未満の短期周期のゲインは大きくなる。また、出荷の見通しが足許の出荷動向により強く依存するようになると、景気の転換点の近辺では、出荷が既に下落に転じているにもかかわらず、直前のお荷量に引きずられ、強気の見通しを行うことになる。この結果、意図せざる在庫の積み上がりにより大きくなり、その後の生産調整幅もより大きくなることから、1年超の中期のゲインは大きくなる。

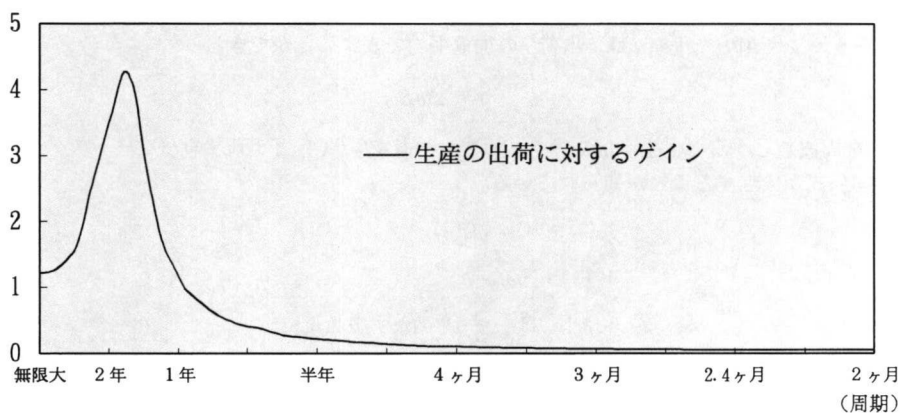
(図表12)

## パワースペクトルとゲイン

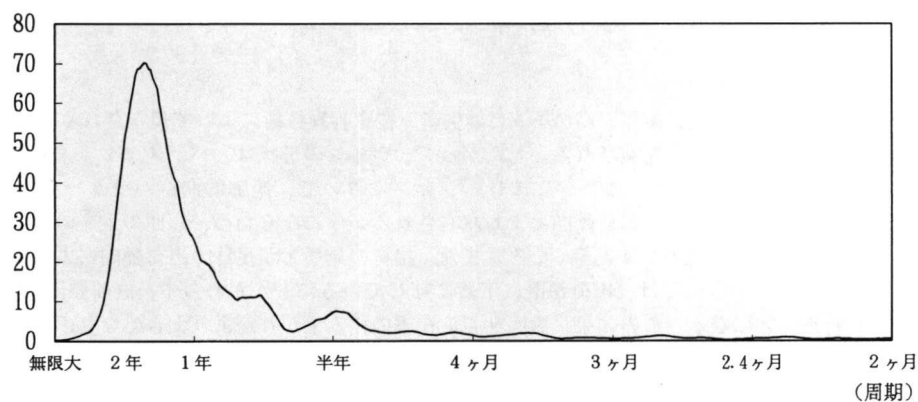
### (1) パワースペクトル



### (2) ゲイン



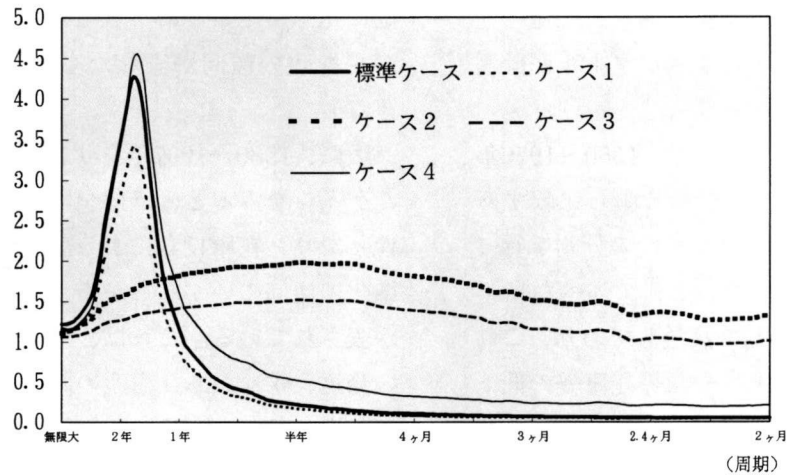
### (3) 標準ケースにおける在庫投資のパワースペクトル



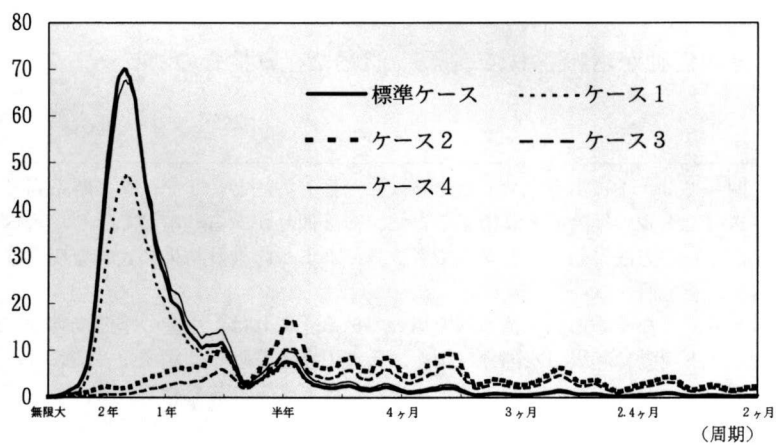
(図表13)

## シミュレーションに対するスペクトル解析

## (1) 生産の出荷に対するゲイン



## (2) 在庫投資のパワースペクトル



パラメータ設定	標準ケース	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
調整速度 $\lambda$	0.1	0.1	0.9	0.9	0.1
限界在庫率 $\alpha$	3	1	3	1	3
適合的期待 $\beta$	0.2	0.2	0.2	0.2	0.9
在庫定数 $c$	100	100	100	100	100

### 3. 4. スペクトル解析の結果

#### (鉱工業指数のスペクトル解析)

そこで本節では、鉱工業指数（月次データ）を用い、生産の出荷に対するゲインおよび在庫投資のパワー・スペクトルを計測し、生産・在庫管理技術の発達と整合的なスペクトルが計測できるか調べる（注17）、（注18）。

まず、鉱工業指数のゲインを、1960～1979年と1980～1997年とでそれぞれ計測し比較する（図表14）。1980年でサンプル期間の分割を行ったのは、1980年代には、2. 2. で述べたJust-in-Time方式が多くの業種で浸透しており、これによる生産調整速度の上昇や限界在庫率の低下といった構造変化が生じていることが予想されるためである（前掲BOX参照）。まず、1960～1979年をサンプルとして計測したゲインをみると、約1年半の周期のところにピーク（約1.9）があり、この周期の出荷の変動が増幅されて、

生産の変動となって表れていることがわかる。これは、在庫投資の加速度原理と整合的な形状である。一方、1年未満の短期周期のゲインは0.6～0.8近辺となっており、生産変動が出荷変動に比べマイルドになっている。これは、生産の平準化の傾向が表れたものとみることができ

る。次に、1980～1997年をサンプルとして計測したゲインをみると、ほぼ全周期にわたって1近傍となり、在庫投資による加速度機能と生産平準化の傾向のいずれもが小さくなっていることが表されている。これは、生産・在庫管理技術の発達、すなわち、生産の調整速度の上昇および限界在庫率の低下と整合的である（注19）、（注20）。

また、在庫投資のパワー・スペクトルを計測してみても、ゲインと整合的な結果が得られた。すなわち、1960～1979年のサンプルをもとに計測した在庫投資のパワー・スペクトルは、周期

（注17）スペクトルの計測に関しては、①標本自己共分散を基にした推計方法と、②データに時系列モデルを適用し、推計したパラメータからスペクトルの理論値を算出する方法、の2通りがある。本節で示したスペクトルは、①の方法に基づくものであるが、②の方法に基づいた場合でも、スペクトルの推計結果に大きな変更はなかった。この点に関する詳細は、補論1. を参照。

（注18）本節の分析では、原系列ではなく季節調整済系列を用いている。これは、生産の季節変動は、出荷の変動に起因した部分だけでなく、コスト変動に起因した部分（例えば、電力多消費型の鉄鋼業などにおける夏期減産）も含んでいることから、原系列を用いたゲインの計測は適当ではないと考えられるためである。さらに、テクニカルな理由として、季節変動が非定常である場合には、一階差をとってもデータの定常性は確保されず、データの定常性を前提とした標本自己共分散によるスペクトルの計測は不適切であるといった問題もある。ただし、季節調整が、データの特性を歪めている可能性も考慮して、補論1. では、原系列に対して時系列モデルを適用したうえで、季節性を除去したスペクトルの理論値の計測も行っている。

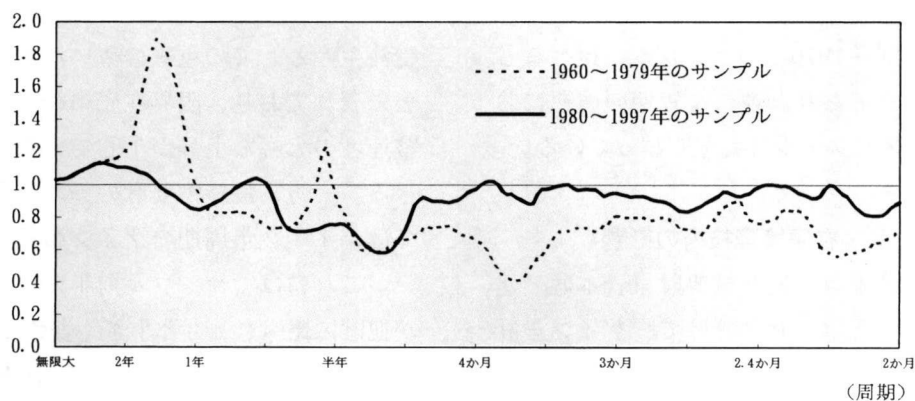
（注19）以上の計測に関しては、価格上昇を睨んだ投機的な在庫投資が大幅にみられた第1次石油ショックをサンプルに含むか否かの影響が表れている可能性がある。そこで、サンプルを1955～1979年、1970～1997年に分割し、両サンプルに第1次石油ショックを含めてゲインを計測したが、結果に大きな違いはみられなかった（図表14中）。

（注20）ここで示したゲインは、前掲図表7の生産と出荷の変動比を周期毎に分割表示したものに相当する。すなわち、時系列の分散はパワー・スペクトルの面積に等しいので、生産と出荷の分散比は、生産と出荷のパワー・スペクトルの面積の差に等しい。前掲図表7では、1980年代半ば以降変動比が上昇しているが、これは生産の短期的変動が大きくなったせいなのか、それとも長期的変動が大きくなったせいなのかは不明であった。しかし、図表14のゲインをみれば、変動比の拡大が、生産の短期的変動の拡大によるものであることが裏付けられる。

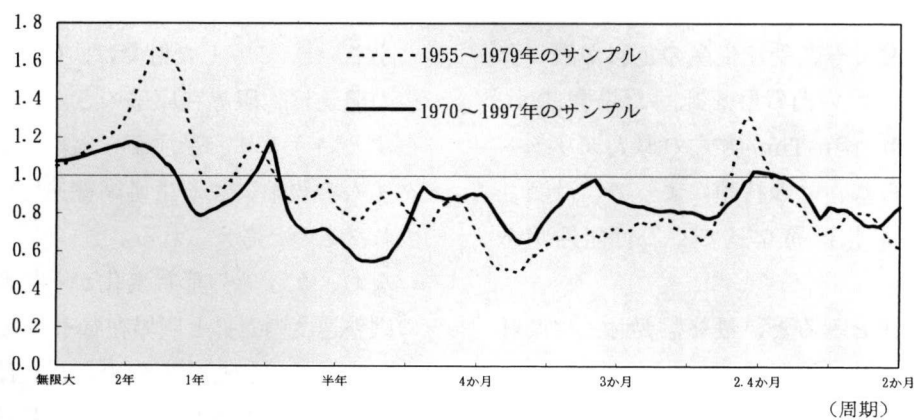
(図表 14)

# 鉱工業指数に対するスペクトル解析

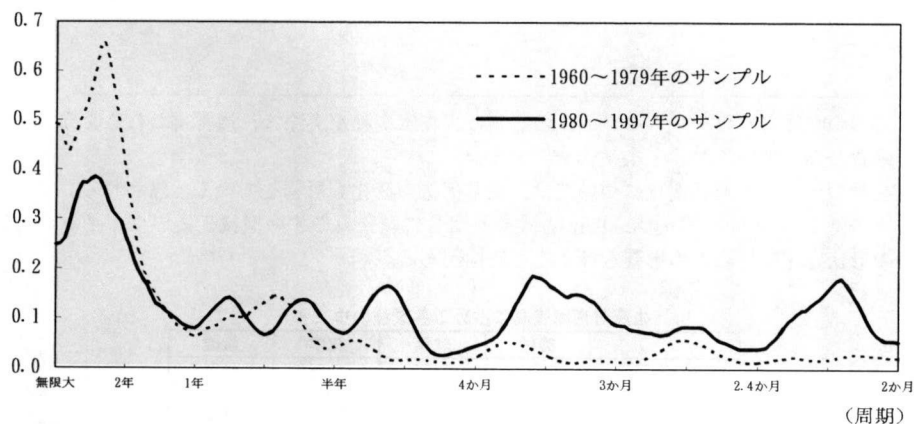
(1) 1980年でサンプル分割した場合のゲイン（生産/出荷）の比較



(2) 第一次オイルショックをともに含むようにサンプルを振り分けた場合のゲイン



(3) 在庫投資のパワースペクトル



(注) (1)(2)のゲインは生産と出荷の季調済系列の対数値の一階差（≡前月比）をもとに推計したもの。

(3)のパワースペクトルは、季調済在庫指数の前月差に対して推計したもの。

(資料) 通商産業省「鉱工業指数統計」

が約2年のところにピークがあり（注21）、1年未満の短期周期では小さくなっている。一方、1980～1997年のサンプルから得られたパワー・スペクトルをみると、やはり2年近辺にピークがあるが、1960～1979年のサンプルに比べると大分小さくなっており、逆に、短期の周期におけるパワー・スペクトルは大きくなっている。

#### （財別にみた生産・在庫管理技術の影響）

次に、鉱工業指数を最終需要財（資本財・建設財・消費財）と生産財に分けて、ゲインを計測してみよう（図表15）。Just-in-Time方式など生産・在庫管理技術に関しては、財の種類によって、その導入に向き、不向きがある。例えば、同じ最終需要財でも、受注生産の色彩が濃い資本財と、そうでない消費財を比べた場合には、後者の方が、Just-in-Time方式の導入メリットが大きいとみられ、財の種類によって、計測されるゲインの形状は異なってくる可能性があるろう。

そこで図表15をみると、最終需要財・生産財ともに、1年未満の短期周期のゲインは、サンプルの前半期よりも後半期において概ね上昇しており、生産の調整速度が上昇したことが裏付

けられる。一方、1～2年周期のゲインは、サンプル後半期に低下しており、在庫投資の加速度機能の低下が窺われる（注22）。こうした傾向は、需要が消費者の嗜好の変化の影響を受けやすく、受注生産としての色彩の薄い消費財において顕著に表れており、限界在庫率の低下と生産の調整速度の大幅な上昇が生じていることが推測できる。一方、最終需要財のうち、資本財に関しては、1～2年周期のゲインの低下がみられない。これには、サンプル前半期におけるゲインが他財に比べもともと小さく表れているように、受注生産の性格が強く在庫保有の少ない業種（例えば工作機械など産業機械）が含まれているためと考えられる（つまり限界在庫率がもともと小さい）。こうした財では、生産・在庫管理技術の発達は、限界在庫率のさらなる低下をもたらすというより、受注から出荷までのリード・タイムの短縮による生産調整速度の上昇のみが表れたものと考えられる。

なお、ゲインの形状変化から推測される生産の調整速度の上昇と限界在庫率の低下について、より定量的に把握するために、在庫のストック調整モデルの基本型（11）式を最終需要財にあてはめ、調整速度 $\lambda$ と限界在庫率 $\alpha$ の動きを可

（注21）なお、ここでの在庫のパワー・スペクトルの計測は、在庫変動が実際に、通常言われるような2年程度の周期をもつことの確認となっている。

（注22）なお、生産財のゲインの形状変化については、産業構造の変化も影響していると思われる。すなわち、鉄鋼や繊維のウェイトの低下の一方で、Just-in-Time方式やFMSに馴染みやすい機械工業のウェイトが上昇しており、これがゲインの形状変化に何らかの影響を与えた可能性がある。

生産財在庫残高に占める各業種のウェイト

	機械	鉄鋼	化学	繊維
1970年基準	8%	23%	20%	13%
1980年基準	6%	19%	22%	7%
1990年基準	18%	18%	19%	9%

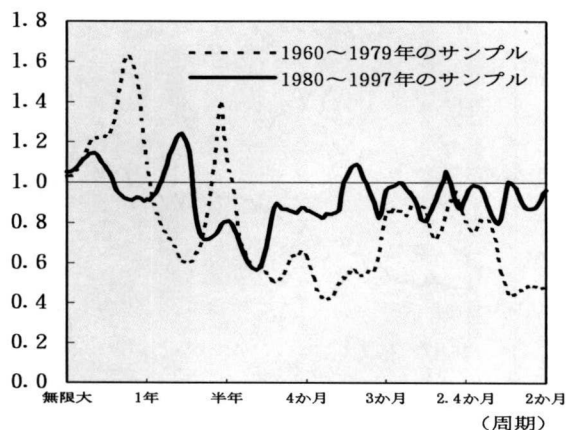
（資料）通商産業省「鉱工業指数年報」



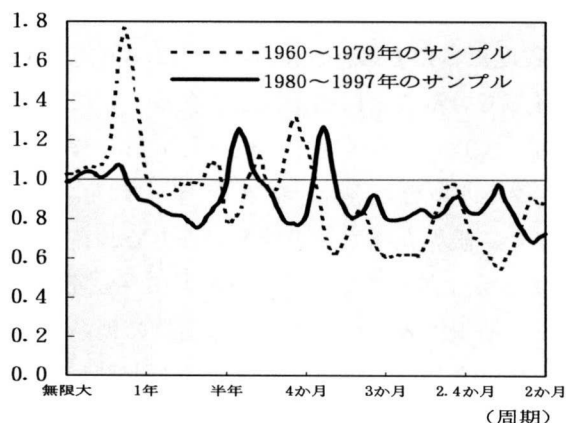
(図表 15)

## 財別にみた鉱工業指数のゲイン

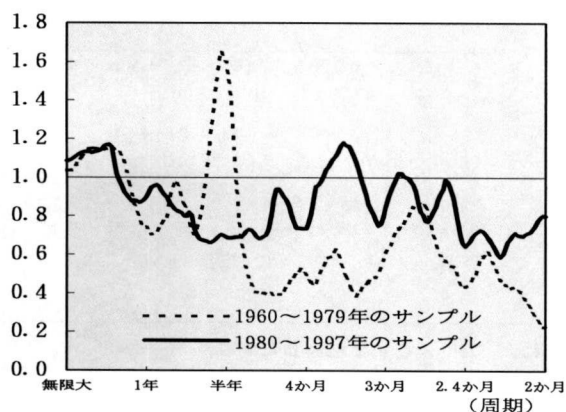
(1) 最終需要財



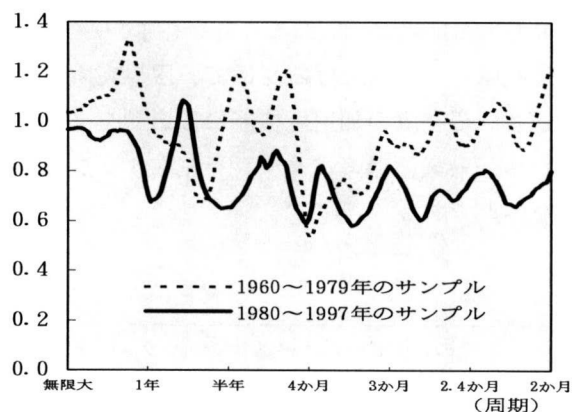
(2) 生産財



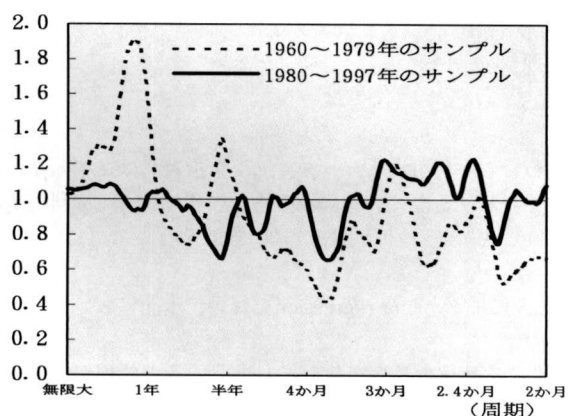
(3) 資本財



(4) 建設財



(5) 消費財



(注) ゲインは、生産と出荷の季調済系列の対数値の一階差（≒前月比）をもとに推計したもの。

(資料) 通商産業省「鉱工業指数統計」

変パラメータ・モデルを用いて計測してみた  
(図表16) (注23)。

$$N_t - N_{t-1} = \lambda (N_t^D - N_{t-1}) - \theta (S_t - S_t^E) \quad (11)$$

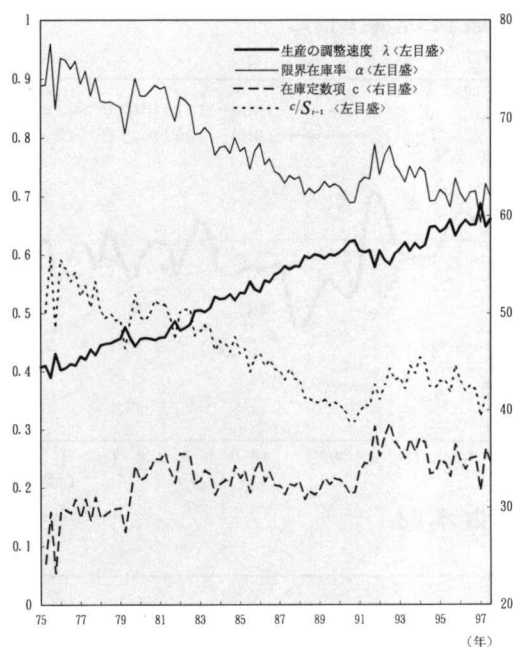
$$N_t^D = c + \alpha S_t^E, S_t^E = S_{t-1}$$

これによると、生産調整速度 $\lambda$ は70年代後半に0.4程度だったものが、90年代には0.6近辺まで上昇していることに加え、限界在庫率 $\alpha$ に関しても、0.9から0.7程度まで低下しており(注24)、スペクトル解析と整合的な結果が得られた。

また、限界在庫率 $\alpha$ の低下の一方で、在庫の定数項 $c$ が上昇していることが図表16から読み取れる。前掲図表8によると、製造業の製品在庫率は1990年以降下げ止まり、ないし上昇しているが、これには、在庫定数項 $c$ の上昇が背景にあったと考えられる(注25)。ただし、ここで留意しておきたいのは、底溜まり的な在庫 $c$ の上昇自体は在庫率を引き上げるだけで、限界在庫率に規定される在庫の加速度機能には影響を与えないため、景気循環のパターンを左右するものではない点である。

(図表16)

#### 最終需要財在庫のストック調整モデルの計測



(注)  $N_t^D = c + \alpha S_t^E$  と  $S_t^E = S_{t-1}$  の両式をもとにすると、適正在庫率は

$$\frac{N_t^D}{S_t^E} = \alpha + \frac{c}{S_{t-1}}$$

と表される。

(資料) 通商産業省「鉱工業指数統計」

(注23) 実際の推計式は以下の通りで、パラメータ $\alpha_1 \sim \alpha_4$ を推計してから $\lambda$ と $\alpha$ を逆算した。

$$N_t = \alpha_1 N_{t-1} + \alpha_2 S_{t-1} + \alpha_3 (S_t - S_{t-1}) + \alpha_4 \quad (12)$$

$$\alpha_1 = 1 - \lambda \quad \alpha_2 = \lambda \alpha \quad \alpha_3 = -\theta \quad \alpha_4 = \lambda c$$

推計は鉱工業指数の季調済四半期データ(サンプル期間75/1Q~97/3Q)を用い、カルマン・フィルタ(スムージング)により行った。初期値は、75/1Q~84/4QのデータからOLSで推計した値を設定した。

なお、本来であれば、(11)式ではなく、シミュレーションで用いた(5)式を推計するのが望ましい。しかし、(5)式をカルマン・フィルタで推計しようとした場合、式を展開すると、

$$N_t = b_1 (N_{t-1} + y_{t-1}) + b_2 S_{t-1} + b_3 S_t + b_4 \quad (13)$$

$$b_1 = 1 - \lambda \quad b_2 = \lambda (1 + \alpha) \quad b_3 = -1 \quad b_4 = \lambda c$$

となり、説明変数に在庫と生産の1期前の和 $N_{t-1} + y_{t-1}$ が現われる。利用するデータ「鉱工業指数」は文字通り指数(1990年=100)であり、数量ベースを前提とした(13)式を推計する際に、相異なる指数の和 $N_{t-1} + y_{t-1}$ を利用することはできない。そこで、ここでは、次善の策として、(11)式に基づいた(12)式の推計を行った((12)式では、異なる指数の和や差が説明変数にない)。

(注24) Bechter and Stanley [1992] は、(11)式に対して、OLSによるrolling regressionを行い、米国においても、生産調整速度の上昇と限界在庫率の低下を確認している。

(注25) 底溜り的な在庫 $c$ の上昇は、消費者ニーズの多様化を背景に多品種少量生産化が進む中で、その負担が主に中小企業にシワ寄せされるかたちで顕在化したものと考えられるが、その詳細については、補論2.を参照されたい。

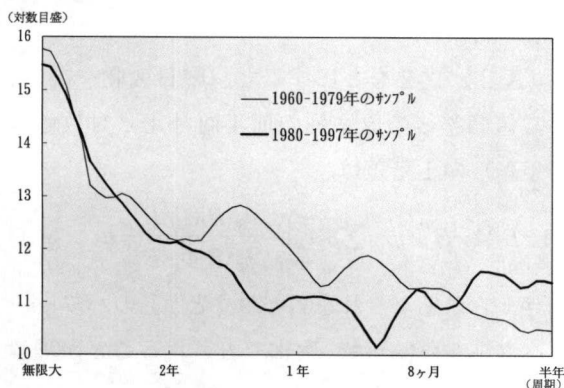
## (GDPベースでみた生産・在庫管理技術の影響)

これまでの分析では、鉱工業の生産・出荷・製品在庫に焦点をあててきたが、最後に、GDPベースでみた生産・在庫管理技術の影響をみよう。GDPベースの民間在庫投資には、製品だけでなく原材料や仕掛品の変動が含まれているほか、業種的にみても、製造業だけでなく卸小売業の流通在庫が含まれている。製造業における生産・在庫管理技術の発達には、生産のリードタイムを短縮する効果を持つものであるが、同様に、流通業における流通管理技術の発達は、販売と仕入れ間のリード・タイムを縮小させる効果を有すると考えられる。両者はいずれも、短期の在庫変動のボラティリティを増加させる一方で、意図せざる在庫の積み上がりを抑制する方向に作用するため、中長期的な在庫投資のボラティリティを低下させる方向に働くと考えられる。

そこで、GDPベースの民間在庫投資のパワー・スペクトルを計測してみると（図表17）（注26）、1960～1979年のサンプルでは、約1年半の周期

（図表17）

民間在庫投資（GDPベース）のパワースペクトル



（注）上図のパワースペクトルは、民間在庫投資の季調済系列に対して推計したもの。  
（資料）経済企画庁「国民所得統計」

においてコブがみられ、在庫投資の加速度機能が確認されるが、1980～1997年のサンプルでは、そうした傾向がみられなくなっている。その一方で、8ヶ月未満の短期周期においては、サンプル後半期のパワー・スペクトルが、前半期に比べ大きくなっており、鉱工業指数ベースとはほぼ同様の観測結果が得られた。

## 4. おわりに

本稿では、「生産・在庫管理技術の発達は、景気循環の振幅を弱め経済安定化に資する」という仮説について、スペクトル解析を用いることにより検証を試みた。その結果、3. の分析が示すように、1年未満のごく短い周期については、生産・在庫管理の高度化を背景とした生産の調整速度の上昇は、むしろ生産のボラティリティを増加するよう作用していることが分かった。ただ、これは先にもみたように、生産の調整コスト低下を背景とした企業の合理的行動の結果と解釈すべきものである。これに対し、1年半～2年周期の典型的な在庫循環に着目した場合には、限界在庫率の低下が在庫投資の加速度機能を弱めることにより、生産変動の振幅を軽減するように作用していることが確認された。

勿論、生産・在庫管理技術の発達が在庫循環を消失させる訳ではなく、企業が先行きの販売（出荷）を完全に見通すことができない限り、在庫循環は必ず発生する。もともと、在庫変動が景気循環と密接に関係するのは、それが景気循環を引き起こすというより、需要ショックを増幅するからである。したがって、持続的かつ大幅な需要ショックが発生し、また企業がそれを予見できなければ、ショックは在庫変動により

（注26）なおGDPベースでは、最終需要に在庫変動とは無関係なサービスが含まれており、かつサービスの割合が一貫して増加傾向にあることを踏まえると、GDPベースで生産の最終需要に対するゲインを計測しても、さほど意味のある結論が導けるとは思われない。

増幅され、やはり大きな景気循環が発生することになる。本稿の分析結果が示すことは、生産・在庫管理技術の発達、その増幅の程度を1～2年程度の周期において、ある程度軽減する効果を持つということである。

## 補論1. 時系列モデルを用いた パワー・スペクトルの計測

サンプル数が $T$ の時系列が与えられた時、パワー・スペクトルの推定は標本自己共分散を用いることによって算出できる。

$$f_y(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left[ \gamma(0) + 2 \sum_{s=1}^{T-1} \gamma(s) \cos \lambda s \right] \quad \lambda \in [-\pi, \pi] \quad (\text{A1})$$

$$\text{ただし、} \gamma(s) = \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T \left( y_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \right) \left( y_{t-s} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \right) \\ (s=0, 1, 2, \dots, T-1)$$

本稿で示したパワー・スペクトルは、基本的には(A1)式をもとにして計測したものであり、計量ソフトを利用することによって簡単に推計できる(注27)。しかし、この計測方法は、簡便な一方で、標本自己共分散の計測をもとにしているため、サンプル数が十分でない場合には、長期周期におけるスペクトルの計測に対して信頼性を確保できない可能性もでてくる。本計測では、約20年のサンプル(月次データのサンプル数200超)をベースにしており、取り敢えず十分なサンプルを確保しているとみられるが、長期周期の推計バイアスの可能性を考えて、時系列モデルの計測を基にした代替的なスペクトルの計測も行ってみた。時系列モデルを推定する

場合には、標本自己共分散をもとに直接パワー・スペクトルを推定する場合ほど多量のデータを必要としないので、経済データの分析には、まず時系列モデルを推定した上で、そのモデルから得られるスペクトルの理論値を推計した方が適切な場合がある。

ここでは、時系列モデルとして、REGARIMA (Regression and ARIMA) を利用する(注28)。REGARIMAの一般型は次式で与えられる。

$$\phi_p(B) \Phi_p(B^S) (1-B) (1-B^S) \left( y_t - \sum_i \beta_i x_{it} \right) \\ = \theta_q(B) \Theta_q(B^S) a_t \quad (\text{A2})$$

ただし、

$y_t$ : 原系列

$x_{it}$ : 曜日変動や閏年効果、異常値を表したダミー変数

$\beta_i$ : 回帰パラメータ

$B$ : バックシフト・オペレータ ( $B^d y_t = y_{t-d}$ )

$S$ : 季節周期

(月次データは $S=12$  四半期データは $S=4$ )

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\Phi_p(B^S) = (1 - \Phi_1 B^S - \dots - \Phi_p B^{PS})$$

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$$

$$\Theta_q(B^S) = (1 - \Theta_1 B^S - \dots - \Theta_q B^{QS})$$

$$a_t \sim iid N(0, \sigma^2)$$

(A2)式をもとにすると、曜日変動や閏年、異常値調整後の原系列の前年同月比(対数値の前年差)の1階差は、

$$(1-B)(1-B^S) \left( y_t - \sum_i \beta_i x_{it} \right) = \frac{\theta_q(B) \Theta_q(B^S)}{\phi_p(B) \Phi_p(B^S)} a_t \quad (\text{A3})$$

で与えられる。これを $Y_t$ とおくと、 $Y_t$ のパワー・スペクトル $f_Y(\lambda)$ は、次式で表されることが理論的に明らかにされている(注29)。

(注27) 使用ソフトはRATS version4で、ウィンドウはTent Windowを適用した。

(注28) REGARIMAについては、木村[1996]を参照。

(注29) 詳細については、Harvey[1993]やHamilton[1994]などを参照。

$$f_Y(\lambda) = \frac{\sigma^2 |\theta_q(e^{-i\lambda})|^2 |\Theta_Q(e^{-is\lambda})|^2}{2\pi |\phi_p(e^{-i\lambda})|^2 |\Phi_P(e^{-is\lambda})|^2} \quad (\text{A4})$$

$$\text{ただし} \begin{cases} \phi_p(e^{-i\lambda}) = (1 - \phi_1 e^{-i\lambda} - \dots - \phi_p e^{-ip\lambda}) \\ \Phi_P(e^{-is\lambda}) = (1 - \Phi_1 e^{-is\lambda} - \dots - \Phi_P e^{-ips\lambda}) \\ \theta_q(e^{-i\lambda}) = (1 - \theta_1 e^{-i\lambda} - \dots - \theta_q e^{-iq\lambda}) \\ \Theta_Q(e^{-is\lambda}) = (1 - \Theta_1 e^{-is\lambda} - \dots - \Theta_Q e^{-ips\lambda}) \end{cases}$$

$i$ は $i^2 = -1$ を満たす虚数単位。 $\lambda$ は周波数。

したがって、(A2)式のREGARIMAを推計すれば、(A4)式に基づいて、理論的なパワー・スペクトルの計測ができるようになる(注30)。

後掲図表18、19は、時系列モデルREGARIMAをもとに推計したスペクトルの計測結果である(REGARIMAの推計結果は後掲図表20)(注31)。これによると、REGARIMAの推計を基にした生産の出荷に対するゲインは、標本自己共分散を基に直接スペクトルを計測した前掲図表14と基本的には同じ形状になっており、やはり、近年になって、在庫投資の加速度機能と、生産の平準化傾向が、ともに小さくなっていることが裏付けられる(注32)。また、在庫投資のパワー・スペクトルの計測からも、そうした傾向が確認できる。

## 補論2. 多品種少量生産と企業規模別にみた在庫動向

本論で紹介したような生産・在庫管理技術の進歩は、大企業と中小企業とで、異なった影響をもたらす可能性がある。とくに、多品種少量生産を進めてきた製造業においては、親企業がJust-in-Time方式を導入すると、前工程にあたる下請企業は、広範な種類の部品の需要変動に対応する必要が出てくる。実際に、下請企業が受ける親企業からの要請内容をアンケートベースでみると(後掲図表21)、1990年代にかけては、「多品種少量生産への対応」や「納期の短縮化」が増加している。また、FMSやPOSシステムのように、多額の開発資金が必要となる在庫管理技術は、中小企業にとっては導入が容易ではないと想像される。こうしたシステムの開発ができないまま、親会社からの多品種少量生産や納期短縮化への対応を迫られれば、下請け企業側は、むしろ在庫保有を増やさざるを得ないケースも考えられる。

実際に、製造業について、在庫率を企業規模別にみても(後掲図表22)、大企業の在庫率は概ね低下傾向にある一方(注33)、中小企業の在庫率は、1990年代に入るとむしろ上昇している。また、全国短観の在庫判断DIを縦軸、鉱工業在

(注30) (A4)式をREGARIMA(313)(111)に関して展開すると、

$$f_Y(\lambda) = \frac{\sigma^2 [1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \theta_3^2 + 2(-\theta_1 + \theta_1\theta_2 + \theta_2\theta_3) \cos \lambda + 2(-\theta_2 + \theta_1\theta_3) \cos 2\lambda - 2\theta_3 \cos 3\lambda] [1 + \Phi_1^2 - 2\Phi_1 \cos(S\lambda)]}{2\pi [1 + \phi_1^2 + \phi_2^2 + \phi_3^2 + 2(-\phi_1 + \phi_1\phi_2 + \phi_2\phi_3) \cos \lambda + 2(-\phi_2 + \phi_1\phi_3) \cos 2\lambda - 2\phi_3 \cos 3\lambda] [1 + \Theta_1^2 - 2\Theta_1 \cos(S\lambda)]}$$

を得る。図表18、19で示したスペクトルの計測値は、本式を基にしたものである。

(注31) REGARIMAの次数設定に関しては、SBIC (Schwarz's Bayesian Information Criterion) を基にした。

(注32) ただし、図表18をみると、サンプル前半期では、周期約1年半のピーク時のゲインは、約3.5となり、標本自己共分散の推計をもとにした前掲図表14のゲインに比べ、在庫投資の加速度機能がより顕著に表れている。

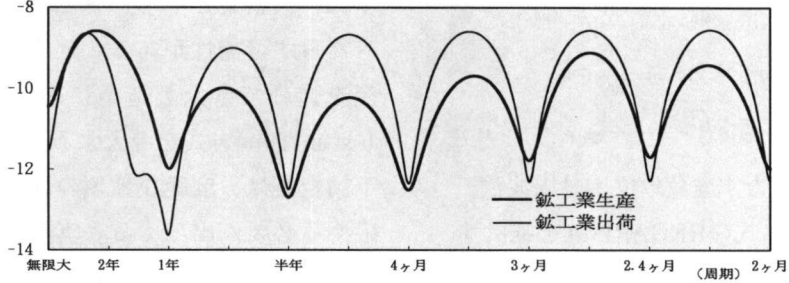
(注33) ただし、仔細にみると、法人季報の棚卸資産(製品・仕掛品・原材料)の在庫率には低下トレンドがみられるが、鉱工業指数ベースの製品在庫率は70年代半ばから80年代末頃にかけて低下した後、90年代入り後は下げ止まっている。

(図表18)

時系列モデルの推計を基にした鉱工業生産・出荷・在庫のスペクトル

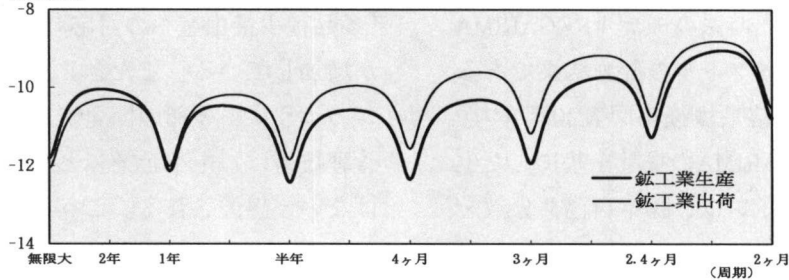
(1) 1960～1979年のサンプルを基にしたパワースペクトル

(対数目盛)

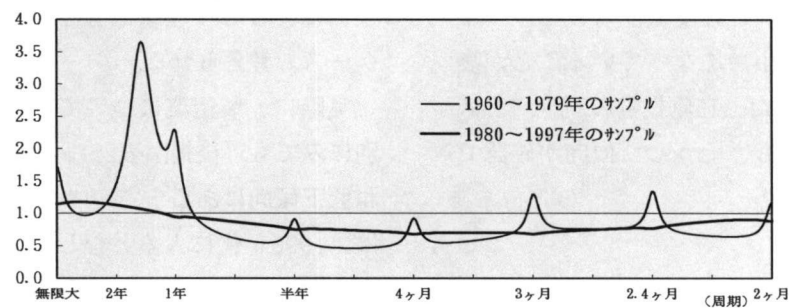


(2) 1980～1997年のサンプルを基にしたパワースペクトル

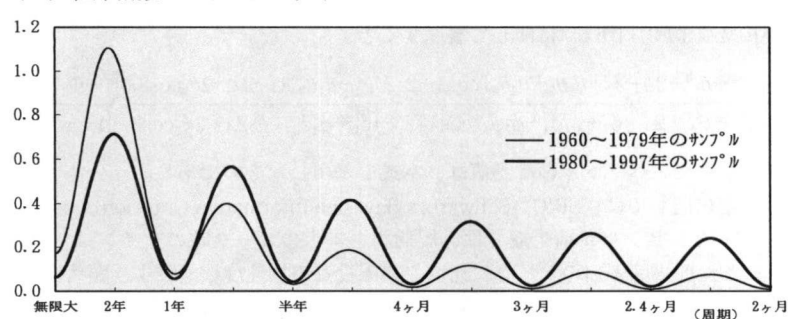
(対数目盛)



(3) 生産の出荷に対するゲイン



(4) 在庫指数のパワースペクトル



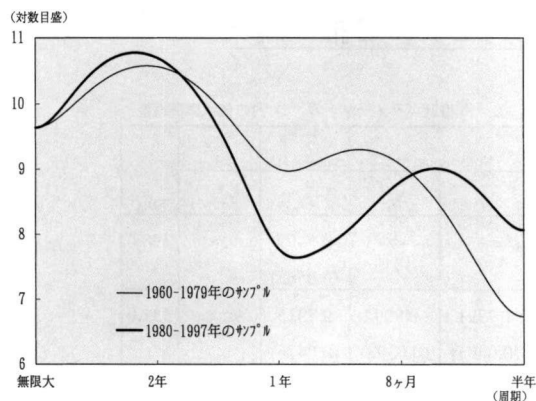
(注) (1)～(3)のスペクトルは、原系列対数値の前年差(≒前年同月比)の一階差に対して推計したもの。  
(4)のスペクトルは、原系列前月差で表した在庫投資の前年差に対して推計したもの。

(資料) 通商産業省「鉱工業指数統計」



(図表19)

時系列モデルの推計を基にした民間在庫投資(GDPベース)のパワースペクトル



(注) 上図のパワースペクトルは、民間在庫投資の原系列前年差に対して推計したもの。  
(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

在庫率を横軸とした散布図をみると(後掲図表23)、大企業では、1970年代から80年代にかけて、プロットされた点が総じて左側にシフトしており、これは、企業が適正と感じる在庫率の水準が低下していることを示している。一方、中小企業では、1980年代から1990年代にかけて、プロットされた点が、大幅に右側にシフトしており、中小企業が適正と感じる在庫率の水準は、逆に上昇していることがわかる。

それでは、こうした中小企業における在庫率の上昇は、景気循環にどのような影響を及ぼすと考えられるであろうか。ここで、本論3. 1. における在庫の定式化を想起すると、限界在庫率が $\alpha$ 、底溜りの的な在庫量が定数項 $c$ の時、適正在庫は $N_t^D = \alpha S_t^E + c$ で表される。この場合、適正在庫の増加が、限界在庫率 $\alpha$ の上昇と定数項 $c$ の上昇のいずれに起因するかで、在庫循環の振幅に与える影響は大きく異なる。何故なら、在庫量の増加が限界在庫率 $\alpha$ の上昇によるもので

あれば、在庫投資の加速度機能を強め在庫循環の振幅を大きくするが、底溜りの的な在庫 $c$ の上昇であれば、在庫循環のパターンには何ら影響を与えないからである。この点に関しては、3. のスペクトル解析で紹介したゲインを計測することで、把握することが可能である。すなわち、在庫率の上昇が、限界在庫率 $\alpha$ の上昇によるものであれば、在庫循環の振幅を大きくするため、1年超のゲインは大きくなると考えられる。一方、在庫率の上昇が、定数項 $c$ の上昇によるものであれば、在庫循環のパターンには何ら影響を与えないので、ゲインの形状に変化は発生しないであろう。

残念ながら、規模別の生産と出荷のデータ(中小企業庁「中小企業調査月報」)は、1970年代半ば以降しか入手できないため、本論3. で行ったように、サンプル分割によりゲインの形状を比較することはできない。しかし、中小企業のゲインを、大企業のゲインと比較することにより、間接的な形ではあるが、中小企業の適正在庫率の上昇の原因を分析することは可能である。すなわち、中小企業のゲインが、周期1年以上の領域において、大企業のゲインよりも大きくなっていれば、中小企業の適正在庫率の上昇は限界在庫率 $\alpha$ の上昇が主因と考えられる。逆に、両者のゲインに大きな差がなければ、在庫定数項 $c$ の上昇が背景と考えることができよう。そこで、両者のゲインを比較したのが後掲図表24である。これをみると、中小企業のゲインは、1年超の周期において、大企業よりもむしろ若干小さくなっている。ここからみる限り、中小企業の在庫率の上昇は、限界在庫率 $\alpha$ の上昇ではなく、むしろ底溜りの的な在庫 $c$ の上昇によるところが大きいことが予想される。

# スpekトルの計測に用いた時系列モデルの推計結果

(鉱工業生産・出荷)

推計パラメータ下の ( ) 内の値は標準誤差

	Nonscasonal AR			Seasonal AR	Nonscasonal MA		Seasonal MA	S.E.	SBIC
	$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_3$	$\Phi_1$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\Theta_1$	$\hat{\sigma}^2$	
生産(60～79年) SARIMA([2 3] 1 0)(0 1 1)	-	0.2725 (0.0606)	0.2657 (0.0608)	-	-	-	0.5499 (0.0565)	$0.193 \times 10^{-3}$	398.0
出荷(60～79年) SARIMA(2 1 2)(0 1 1)	1.5663 (0.0725)	-0.6439 (0.0724)	-	-	1.7791 (0.0405)	-0.9092 (0.0393)	0.7315 (0.0476)	$0.307 \times 10^{-3}$	531.0
生産(80～97年) SARIMA([2] 1 1)(1 1 1)	-	0.2881 (0.0701)	-	0.2926 (0.1199)	0.2517 (0.0705)	-	0.6443 (0.0922)	$0.168 \times 10^{-3}$	687.9
出荷(80～97年) SARIMA(1 1 0)(1 1 1)	-0.3702 (0.0657)	-	-	0.3005 (0.1298)	-	-	0.6352 (0.1054)	$0.249 \times 10^{-3}$	762.8

(注) 曜日変動効果や閏年効果の回帰パラメータの推計結果は省略。図表 18 では、原系列前年同月比(対数値の前年差)の 1 階差のスペクトルを表示。

(鉱工業在庫残高)

推計パラメータ下の ( ) 内の値は標準誤差

	Nonscasonal AR			Seasonal AR	Nonscasonal MA		Seasonal MA	S.E.	SBIC
	$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_3$	$\Phi_1$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\Theta_1$	$\hat{\sigma}^2$	
在庫投資(60～79年) SARIMA(1 1 0)(0 1 1)	0.6255 (0.0515)	-	-	-	-	-	0.4825 (0.0626)	0.5641	545.0
在庫投資(80～97年) SARIMA(1 1 0)(0 1 1)	0.2763 (0.0675)	-	-	-	-	-	0.5454 (0.0591)	1.0182	613.1

(注) 75/4 月、78/1 月、86/4、88/3 月、97/3 月に関しては、異常値処理を実施「REGARIMA の自動選択処理機能を利用」。図表 18 では、在庫投資(在庫指数原系列の前月差)の前年差のスペクトルを表示。

(GDP ベース民間在庫投資)

推計パラメータ下の ( ) 内の値は標準誤差

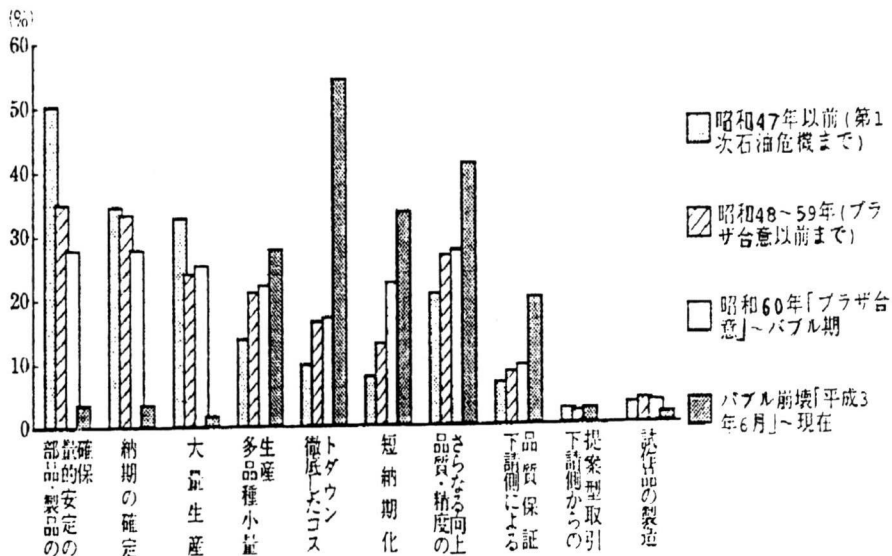
	Nonscasonal AR			Seasonal AR	Nonscasonal MA		Seasonal MA	S.E.	SBIC
	$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_3$	$\Phi_1$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\Theta_1$	$\hat{\sigma}^2$	
在庫投資(60～79年) SARIMA(0 0 1)(0 1 1)	-	-	-	-	-0.6206 (0.0985)	-	0.2624 (0.1209)	$0.675 \times 10^{-5}$	1079
在庫投資(80～97年) SARIMA(0 0 2)(0 1 1)	-	-	-	-	-0.5351 (0.1170)	-0.4361 (0.1110)	0.3543 (0.1238)	$0.592 \times 10^{-5}$	948

(注) 74/1Q、93/2Q は異常値処理を実施「REGARIMA の自動選択処理機能を利用」。図表 19 では、在庫投資(原系列)の前年差のスペクトルを表示。

(図表 2 1)

## 取引要請内容の変化

下請企業が親企業から受けた要請内容の変化（対象：下請中小企業）



資料：中小企業庁「我が国下請分業構造実態調査(親企業)(下請企業)」7年11月

(注) 複数回答のため台計は100を超える。

(資料) 中小企業庁 「平成8年版 中小企業白書」P 153より抜粋

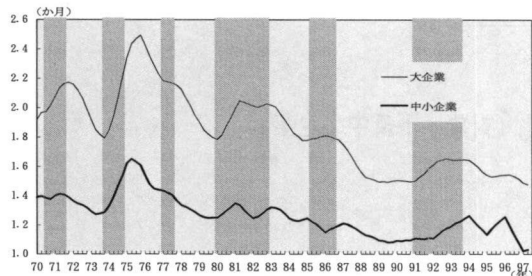
また、本論の(11)式に従い、中小企業における生産調整速度 $\lambda$ と限界在庫率 $\alpha$ 、在庫定数項 $c$ を、可変パラメータモデル(カルマン・フィルター)により計測してみると(後掲図表25)、生産調整速度 $\lambda$ が緩やかに上昇するなかで、限

界在庫率 $\alpha$ はほぼ一定で、在庫定数項 $c$ が90年代入り後上昇していることが読みとれる。こうしたパラメータの動きは、後掲図表24のゲインの計測とも整合的である。

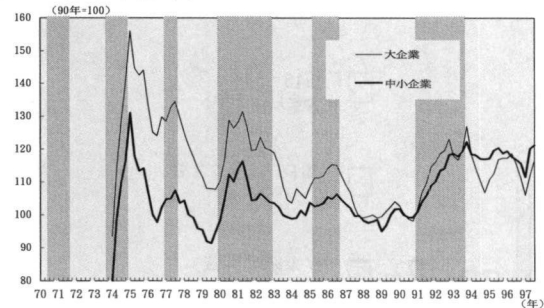
(図表 2 2)

## 規模別にみた在庫動向

(1) 法人季報・製造業 棚卸資産在庫率 (製成品・仕掛品・原材料)



(2) 鉱工業指数・製品在庫率



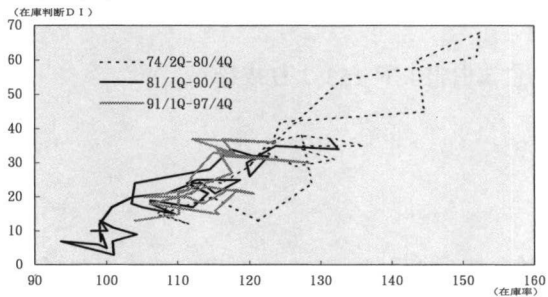
- (注) 1. 法人季報の在庫率は在庫残高/売上高。  
2. シェドーは景気後退期。  
3. 法人季報における中小企業は資本金10億円未満。

(資料) 大蔵省「法人企業統計季報」、中小企業庁「中小企業調査月報」

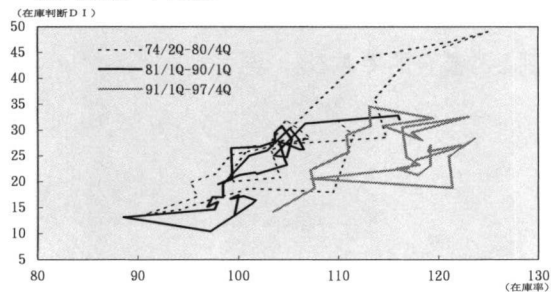
(図表 2 3)

## 規模別にみた在庫判断DIと在庫率

(1) 製造業・大企業



(2) 製造業・中小企業

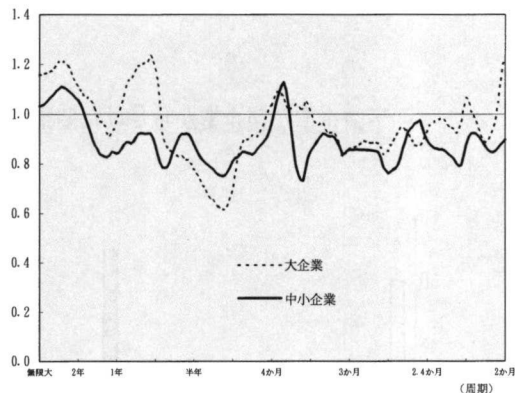


(注) 97/4Qの在庫率は97/10、11月の平均。

(資料) 中小企業庁「中小企業調査月報」、日本銀行「企業短期経済観測調査」

(図表 2 4)

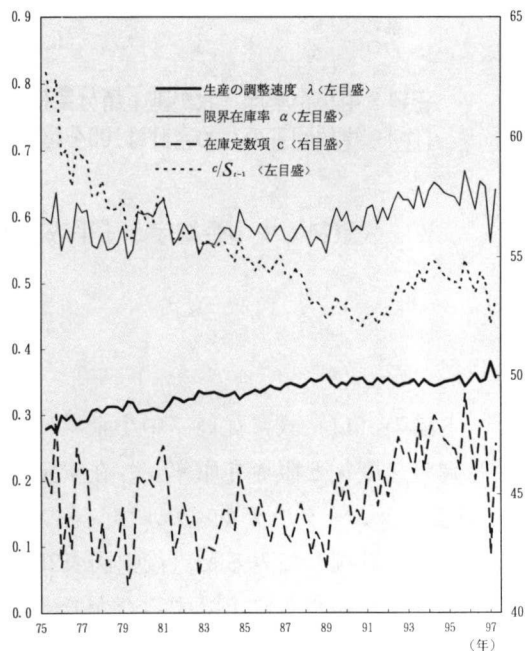
## 規模別にみた鉱工業指数のゲイン



- (注) サンプル期間は1980～1997年。  
(資料) 中小企業庁「中小企業調査月報」

(図表 2 5)

## 中小企業在庫のストック調整モデルの計測

(注)  $N_t^D = c + \alpha S_t^E$  と  $S_t^E = S_{t-1}$  の両式をもとにすると、適正在庫率は

$$\frac{N_t^D}{S_t^E} = \alpha + \frac{c}{S_{t-1}}$$

と表される。

(資料) 中小企業庁「中小企業調査月報」

## [参考文献]

- 秋山太郎・奥野正寛・松山公紀、「在庫変動と雇用調整」、『金融研究』、第3巻第2号、日本銀行金融研究所、1984年
- 北川源四郎、「時系列の分解—プログラムDECOMPの紹介」、『統計数理』、Vol.34、No.2、1986年
- 木村武、「最新移動平均型季節調整法X-12-ARIMAについて」、『金融研究』、第15巻第2号、日本銀行金融研究所、1996年
- 経済企画庁、「平成3年版経済白書」、第1章 (p94-96, p137-142)、1991年
- 日本開発銀行、「転換期を迎えるC I Mと今後のプロセス・イノベーションの動向——自動車・電気機械産業の生産性向上——」、『調査』、第184号、1994年4月
- 藤本隆宏、「企業システムの発生と進化」、伊藤秀史編『日本の企業システム』、東京大学出版会、1996年
- Allen, D. S., “Changes in Inventory Management and the Business Cycle”, *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, July/August 1995
- Allen, D. S., “Do Inventories Moderate Fluctuations in Output?”, *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, July/August 1997
- Bechter, D. M. and S. Stanley, “Evidence of Improved Inventory Control”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, Vol. 78/1, January/February 1992
- Blinder, A. S. and L. J. Maccini, “The Resurgence of Inventory Research : What have we learned?”, *NBER Working Paper Series*, No. 3408, August 1990
- Blinder, A. S. and L. J. Maccini, “Taking Stock : A Critical Assessment of Recent Research on Inventories”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 5, No. 1, Winter 1991
- Filardo, A. J., “Recent Evidence on the Muted Inventory Cycle”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Second Quarter 1995
- Fitzgerald, T. J., “Inventories and the Business Cycle : An Overview”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, Vol. 33, No. 3, 1997
- Granger, C. W. J. and P. Newbold, *Forecasting Economic Time Series (2nd ed.)*, Academic Press, 1986
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994
- Harvey, A. C., *Time Series Models (2nd ed.)*, Harvester Wheatsheaf, 1993
- Little, J. S., “Changes in Inventory Management : Implications for the U. S. Recovery”, *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, November/December 1992
- Morgan, D. P., “Will Just-In-Time Inventory Techniques Dampen Recessions?”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, March/April 1991
- Weber, S., “The End of the Business Cycle?”, *Foreign Affairs*, Vol. 76, No. 4, July/August 1997