

CIRJE-J-58

# 季節調整法 X-12-ARIMA(2000) の利用: 法人企業統計の事例

東京大学大学院経済学研究科

国友直人

2001年6月

このディスカッション・ペーパーは、内部での討論に資するための未定稿の段階にある論文草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられたい。

How to use X-12-ARIMA2000 when you must:  
A Case Study of Hojinkigyo-Tokei

Naoto Kunitomo  
Faculty of Economics, The University of Tokyo

Abstract:

We illustrate how to use the X-12-ARIMA program developed by the U. S. Census Bureau when you have to make seasonal adjustment data at the statistical division of the central government. As an illustration we use the Hojinkigyo-Toukei, which is one of the major statistics including sales and investments data by corporate firms in Japan. We shall discuss reasonable ways to use and/or not to use the procedures available in the X-12-ARIMA (2000) program.

# 季節調整法 X-12-ARIMA(2000) の利用： 法人企業統計の事例\*

国友直人<sup>†</sup>

2001年5月

## 本稿の主旨

季節調整法としてよく知られている X-11 法、X-12-ARIMA 法、DECOMP 法を用いて法人企業統計季報に含まれる重要なマクロ企業データの季節性を分析する。集計データに対して季節調整の計算プログラム X-12-ARIMA(2000) を適用して季節調整値を作成する際に生じる幾つかの重要な論点を指摘し、さらに日本の官庁における季節調整法の利用に関する一般的な注意点についても言及する。

## 鍵言葉

季節調整法、X-11、X-12-ARIMA(2000)、DECOMP、法人企業統計、マクロ企業データの季節性

---

\*本稿で報告する分析結果のもととなるデータ処理の多くを実行してくれた東京大学経済学研究科院生の高岡慎君に特に感謝する。データを提供してくれた財務省財務総合政策研究所調査統計部の関係者にも感謝する。

<sup>†</sup>東京大学経済学部

# 1. はじめに

官庁統計における季節調整法の利用は古くて新しい問題である。特に米国センサス局時系列研究グループが1990年代末になり旧来のセンサス X-11 法と呼ばれていた季節調整法の改良版として X-12-ARIMA 法を開発してからその方法の是非を巡りこの間内外で活発な議論が行われてきている。季節調整の問題は単に経済時系列の季節成分の性質についての理論的・実証的な学問的関心ばかりではなく、官庁データの作成に関わる官庁の実務的問題、あるいは定期的に公表される官庁統計を主たる題材として経済動向を判断するエコノミストなどにとっても重要な意味を持つことがしばしばある。特に国民経済計算 (GDP 統計) をはじめ日本の官庁統計において作成されている多くのマクロ時系列は多くの場合にはその季節調整済系列が公表されているので、これら主要な官庁統計を作成している官庁統計家にとっては少なからぬ関心事となっている。本稿では季節調整法の適用を巡り具体的な検討事例として、日本の企業にかかわる重要なマクロ統計としてよく知られている法人企業統計季報における季節性を検討する。本稿では法人季報と呼ばれているこの統計を用いて企業データの季節性を分析し、X-12-ARIMA2000 と呼ばれる季節調整法の計算プログラムの利用可能性を検討する。それと同時に季節性の分析を通して中央官庁における他の公表系列についてもその季節性の処理の際にこの季節調整プログラム X-12-ARIMA(2000) を利用する際に生じる幾つかの重要な問題についても考察する。官庁におけるデータの作成と公表に関わる実務的な問題に直結する方法の検討はその評価を巡り必ずしも客観的な議論を行うことが容易でないことも少なくない。この点については、本稿でとりあげる法人企業統計季報の事例では重要な経済統計であるにもかかわらずこれまで季節調整値を作成・公表していないので比較的客観的に議論できる材料と判断できよう。したがってここで取りあげる議論が日本の官庁が作成・公表している他の官庁統計の改善にも何らかの意味で役立つことが期待されよう。

さて本稿で分析する法人企業統計季報はわが国の企業セクターの多くを調査範囲とするもっとも大規模な四半期統計調査の一つである。この法人企業統計季報によりわが国の民間企業の財務と営業に関する基礎データが四半期ごとに定期的に公表されるので、その数値は企業部門のマクロ的な経済状況を把握する上で欠くべからざる基本的な資料となっている。また、この法人企業統計季報はわが国の GDP 統計の作成など中央官庁における他の重要な用途にも活用されているので、様々な利用を通じてわが国のマクロ経済全体を把握する上で欠くべからざる基礎的な統計資料と云ってよい。

これまで法人企業統計季報ではデータが確定する期末時点から約3ヶ月後に産業分類にもとづき金融・保険業を除く各業種・各産業ごとに財務・営業関連のデー

タを積み上げて推定された集計値の原数値及び若干の対前年同期比の数値を公表してきている。ところで日本の中央政府の諸官庁で集計・公表しているかなりの月次統計と四半期統計では集計した原数値（原系列）とともに、原数値より季節性をあらかじめ何らかの方法により除去したいいわゆる季節調整済系列（季節調整値）も同時に推計を行ないその数値を公表していることが多い。年次系列よりも細かい単位で観測される経済時系列においては季節的変動の影響が無視できないと判断される場合がきわめて多い。したがって、例えば定期的に官庁当局により公表される官庁データから経済活動の現況を正しく理解・判断するには、原系列から季節性を取り除いた季節調整済系列を利用しようとする傾向が顕著になっている。とりわけマクロ的に見た経済活動を巡る最近における議論では中央官庁が公表する各経済系列について、その季節調整値をもとにして経済の現状分析や判断を行なうことが多い。とりわけエコノミストなどの官庁統計の利用者からは法人企業統計季報が原系列と前年同月比のみを公表していることについての不便さを指摘する向きも多くなってきている。そこで本稿では法人企業統計季報で得られる幾つかの重要なデータを用いてその季節性の性質を分析し、その季節性を除去して季節調整値を推計する時に生じる幾つかの重要な問題について考察した結果を重要な事例研究として述べる。

もとより法人企業統計季報のように全国規模で大規模にミクロ的な産業別の基礎データからマクロ系列まで積み上げて集計する統計データの場合には、季節調整といっても集計に関連する重要な問題が生じる。特に官庁統計家の間でよく知られている既存の季節調整方法を利用するとミクロ的な側面とマクロ的な側面を整合的に処理することは実は必ずしも容易ではない。したがって、今回の検討では主として既に法人企業統計季報において集計された製造業・非製造業及び全産業と云ったマクロ・レベルの公表系列のみを分析の対象とした。また実際の法人企業統計季報のデータでは母集団リストにおける一部分の定期的変更といった標本調査上の問題も重要ではあるが、本稿では母集団リストの変更に伴うデータの変動について特別な扱いはしないのでその変動は季節成分などとして分析されることについてもあらかじめ断っておこう。

本稿ではまず2節で季節調整法の開発の経緯について経済統計家や関係する官庁当局者が理解しておくべきと思われることに絞って述べる。次に3節では今回分析したマクロ企業データの系列における季節性の特質について説明する。4節では特にセンサス局 X-12-ARIMA 法の利用を想定して、その時に考慮すべき幾つかの問題を議論する。続いて5節では三つの季節調整法 X-11 法, X-12-ARIMA 法, Decomp 法を用いた分析結果をまとめる。最後に6節では今回の事例の分析経験を通して得られた日本の官庁における季節調整法の利用についての注意点と意見を述べる。

## 2. 季節調整法について

本節では季節調整法とその周辺についてきわめて簡単ではあるが、本稿で議論する上で必要となる範囲内に限って説明する。特に日本の官庁統計家の間ではセンサス局 X-12-ARIMA 法に対する関心が高まっているので X-12-ARIMA 法を中心にして季節調整法について基本的と考えられる事項をまとめておく<sup>1</sup>。まず我々の分析では X-12-ARIMA(2000) と呼んでいる計算プログラムを利用した事に注意しておく。

X-12-ARIMA(2000) とは？

米国センサス局においては 1980 年代末頃から新たな季節調整法の開発が同局時系列研究グループにより X-12 計画として進められていた。1996 年になり時系列研究グループはその頃から一般にも利用が広がりつつあったインターネットによりプログラムの公開を開始した。ここで公開と云う意味は実はセンサス局の公式なソフトウェアとして配布したということではなく、あくまで実験版 (Experimental Version) プログラムを公開したということであり、その形式は 2000 年 12 月の時点でも変化していないと思われる。1996 年にインターネットで無料配布を開始したのは正確には X-12-ARIMA( $\beta$ -Version) と呼ばれている版であり、 $\beta$ -Version と云う名前の通りその後たびたびプログラムの誤り (バグ) 等の修正<sup>2</sup> が行なわれている。

その後、このプログラムは 1998 年になり X-12-ARIMA として利用可能になったが、ここではこのプログラムを X-12-ARIMA(1998) と呼んでおくことにする。このときに  $\beta$ -Version と云う呼び名がなくなったことから、プログラム X-12-ARIMA の基本的な部分については計算プログラム上の問題はほぼなくなったと理解してよいと判断されよう。2000 年 12 月時点で利用可能な版は 2000 年 5 月に修正した Version 0.2.7 であるのでここではこれを X-12-ARIMA(2000) と呼ぶことにするが、国友 (2001) は同時に利用可能となったマニュアル (2000 年 5 月版の U.S.Census Bureau (2000)) を解説している。国友 (2001) にあるようにプログラム X-12-ARIMA を動かすにはまず最新版の計算プログラムと関係ファイルをセンサス局のホーム・ページからダウンロードする必要がある。我々は 2000 年 11 月にインターネットを利用して研究室の卓上計算機に転送したファイルをセンサス局のホームページに書かれている指示にしたがいプログラムを解凍し利用した。なお、1996 年末時点において利用可能であったセンサス局 X-12-ARIMA( $\beta$ -Version) に関する注意点や疑問点、あるいは季節調整法を巡る論争点などについて詳しくは国友 (1997) 及び 統計数理 (1997) に掲載された論

<sup>1</sup> 本節で述べる説明は国友 (2001) の付録とほぼ同一である。

<sup>2</sup> 具体的な修正箇所・改善箇所についての情報はセンサス局ホーム・ページにある X-12-ARIMA 法についてのファイル集上に Corrections(訂正箇所) として公開されている。

文や討論などを参考にされたい。X-12-ARIMA の計算プログラムの開発当事者による技術的部分の説明としては引用文献中の Findley et.al. (1998) が比較的詳しいので参考になろう。ただし、この論文の最終版は1996年に草稿 (Technical Report) として書かれた同名の論文の改訂版であるが、X-12-ARIMA の計算プログラムに関する元々の技術的説明も少し変化していることに注意しておく。

### 季節調整法小史

経済時系列における季節的変動の分析は少なくとも19世紀頃の経済学者による分析まで遡ることができる。スタンレー・ジェボンズを始めとする何人かの著名な経済学者が通貨量などの経済変数の変動において季節性がかなり大きな役割を演じていることに気がつき、主として記述統計的な方法で議論したことが歴史上ではよく知られている。さて近代的な統計学の成立とともに時系列データの分析方法も発展を遂げていく中で統計的時系列分析 (statistical time series analysis) と呼ばれる分野も成立し発展してきたが、その展開の中では季節変動を巡る問題は常に重要な意味を持ち続けてきた。特に戦間期から1950年代頃にかけて統計的時系列分析では記述統計的手法やスペクトル分析 (spectral analysis) におけるピリオドグラム (periodogram) 解析などの手法が開発されたので、季節調整問題への様々な統計的手法の応用などが試みられた。

こうした中で1950年代には官庁統計における季節調整法に関して現代につながる注目すべき動きが見られた。特に NBER (National Bureau of Economic Research) で経済時系列を研究していたジュリアス・シスキン (Julius Shiskin) が米国統計局 (センサス局) に研究者として招かれ、当時に利用可能であった統計的分析手法を使って季節調整プログラムの開発に着手したことが重要である。当時に利用可能であった季節性調整法としては連環比率法や BLS (Bureau of Labor Statistics) 調整法などがあったが、シスキンは当時ようやく利用可能となりつつあった電子計算機を利用して汎用となる季節調整プログラムの開発に乗り出したわけである。シスキンを中心とする研究開発の努力によりセンサス局においてセンサス局法と呼ばれる季節調整法プログラムの開発として結実した。実用的な季節調整の計算プログラムとしては1954年に開発されたセンサス局I法がその成果の始まりであることが知られている。このセンサス局法と呼ばれるようになった季節調整法では時系列データの平滑化の方法として統計的時系列解析においてよく知られている移動平均法 (moving average method) を利用する事がもっとも重要な特長である。すなわち移動平均法を用いることにより季節性を取り除き、原系列から季節調整値を計算しようとするアイデアを具体化した計算プログラムがセンサス局法と云ってよいであろう。1950年代から1960年代にかけて当時国際的にも官庁統計家の間では季節調整法を開発しようとする機運が高まり、ヨーロッパの当局やわが国の当局によっても幾つかの季節調整プログラムが開発されている。わが国では当時の通商産業省が MITI 法と呼ばれた独自の季

節調整プログラムを開発したのに続き、当時の経済企画庁もE P A法という季節調整法を開発している。これら二つの季節調整プログラムはセンサス局I法と同様に移動平均法を中心のアイデアとしつつも、独自に様々な工夫を施した方法であった。なお、このE P A法は1978年に運用が中止され、M I T I法は改良されたM I T I法-IIIとして1998年まで運用を続けていたが2001年4月時点では運用が中止されている。ヨーロッパでもドイツのブンデス・バンク法や英国中央銀行の季節調整法などが古くから開発されていたが、近年ではヨーロッパ統計局を中心に研究が進んでいる。

一方、米国センサス局ではセンサスI法を開発した後にもシスキンを中心として精力的に改良を重ね、次々に新しく改良された方法を研究し開発を続けていた。これらの一連の方法は実験用 (experimental methods) という意味でセンサス局I I法のXシリーズという名前になった。数々の試行錯誤を重ねプログラム修正を重ねた末に1965年(解説マニュアルは内部資料 Shiskin et .al. (1967)として発行)にセンサス局X-11法と呼ばれている季節調整法が開発された<sup>3</sup>。このプログラムは当時、一般に利用可能となってきたメイン・フレームの電子計算機の利用を想定したものでフォートラン (FORTRAN) 言語で書かれたプログラムを関係者に配布するという形で利用された。我が国では1970年頃から日本銀行をはじめ季節性を持つ経済データを公表している経済関係の中央官庁がこのセンサス局法X-11法を採用して季節調整系列を公表することが多くなった。ただし、センサス局X-11法ではその内部にかなり複雑な選択手続き(オプションと呼ばれている)が用意されているが、そのオプションを関係各官庁がどのように具体的に利用して最終的な季節調整値を計算していたかについては当時も完全に一般に公開されていたわけではなかった。

さて、センサス局では季節調整法としてはX-11法を開発してからしばらくの間は特に重要な研究・開発はされなかったようである。他方、統計的時系列分析の分野では1970年代にはボックス・ジェンキンス (Box=Jenkins (1976)) が提唱したARMA(自己回帰移動平均)モデルにもとづく予測の方法が特にその実用性の観点からかなりの注目を浴びるようになっていた。こうした機運の中でカナダ・センサス局のE.Dagunを中心とするグループはX-11-ARIMAと呼ばれる季節調整法プログラムを1975年頃に開発した。このプログラムがセンサス局X-11法と異なる主要な機能としてはARIMAモデル<sup>4</sup>を用いた予測系列を利用する事で季節調整の際に生じる末端処理の問題を改善しようとしたことにある。このX-11-ARIMA法はカナダ統計局ではかなり実用的にも用いられていたが、米国や日本を始めとする他の国々の官庁統計ではそれほど用いられなかったようで

<sup>3</sup> 季節調整法に関する統計的方法の基本については例えば溝口・刈屋(1983)などを参照されたい。

<sup>4</sup> Autoregressive Integrated Moving Average Modelの略で自己回帰和分移動平均モデルと呼ばれている。

ある。

さらに時代が1980年代を迎えるとよく知られているように計算機を取り巻く環境が劇的に変化しはじめてくるとともに米国センサス局においても1980年代末頃から再び季節調整法を検討しようとする機運が高まってきた。より具体的にはセンサス局の研究部門の中に時系列研究グループがデビット・フィンドレー (David Findley) を中心に形成され、X-12 開発の計画が具体化しはじめた。時系列研究グループが開発した経緯を簡単に見るとセンサス局で開発した X-11 法に投げかけられていた幾つかの批判に対してその基本的方法は維持しつつも数理統計的方法をより積極的に利用することで解決をはかろうとしたと見ることができよう。より具体的にはカナダ・センサス局が開発した X-11-ARIMA 法を基礎として、それに更に新たに幾つかの機能を付け加えることが開発の内容であるが、X-12-ARIMA の最新マニュアルに述べられている様々な機能を比較的簡単な操作で実行する事を可能にしたことが大きな改訂点である。また、それとともに1990年代になって実現し始めたインターネットを利用して不特定多数のユーザーに対して計算プログラムを配布というサービス形態を実現したことはそれまでの官庁統計のあり方とは異なる一つの画期的な出来事であろう。

ここで季節調整法についてはセンサス局法以外にもこれまでに様々な方法が開発されていることにも言及しておこう。特に1970年代末にシカゴ大学のゼルナー (A.Zellner) 教授による季節調整法の比較研究プロジェクトがあり、その中で報告し注目を浴びたわが国の統計数理研究所の赤池弘次・石黒真木夫が開発した BAYSEA が専門家の間ではよく知られている。この季節調整法はセンサス局法が基礎とする移動平均法とは異なり、時系列において季節性に関する滑らかさの事前情報を直接的に活用すると云う統計学的な新しいアイデアにより季節性を取り除くユニークな方法である。プログラム BAYSEA はその後、同研究所の北川源四郎により1987年に改良され、状態空間モデルに基づく季節調整プログラム DECOMP として新たに研究・開発されている (北川 (1993))。この DECOMP からさらに同研究所の佐藤整尚により1998年に Web-decomp が開発され、インターネットの Web 上 (<http://www.ims.ac.jp/~sato>) で具体的な統計計算を容易に行うことができるという新しい方法により公開されている。

### 3. 法人企業主要集計データにおける季節性

本節で議論するのは法人企業統計季報の中で特に一般の注目度が高いと考えられる経常利益、売上高、設備投資、それに在庫投資である。製造業のデータ、非製造業のデータ、それに全業種のデータを利用したので合計では  $4 \times 3 = 12$  系列のデータを分析した。季節性の分析に利用したデータ期間は1975年第一四半期から2000年第二四半期の102個である。法人企業統計季報はそれよりもかなり

以前の1950年代から調査・公表しているが、それよりも少ない期間を選んだのは企業の財務・経営のまつわるデータであり調査方法の変更等を考慮してデータの連続性を重視したことによる。X-11法、X-12-ARIMA法、DECOMP法などという季節調整法ではその内部で統計的モデルを利用するので一般に統計モデルの識別等などを通じて推計結果はデータの利用期間に依存する。ここでX-12-ARIMA法における統計モデルの識別と推定に必要なデータ期間をモデル・データ期間と呼ぶ事にすると<sup>5</sup>、必ずしも利用できるデータ期間をモデル・データ期間に一致させる必要はない。しかしながら、実際にはこの二つの期間が異なると様々な問題が生じるので今回の分析では同一の期間に定めた。むしろX-12-ARIMA法などの統計モデルに依存した季節調整法を実務で利用する場合にはモデル・データ期間を様々な角度から検討する必要があると思われる。

まず、ここで利用したデータ系列についてその時系列変動における季節性の影響についての分析結果を要約しておこう。いずれの場合も製造業と非製造業で顕著な差が認められなかったので全業種の集計値を使って分析した。今回とりあえず分析した系列の中で経常利益、売上高、設備投資についてはデータ系列は1954年から、また在庫投資のデータ系列は1968年より利用可能であったが、これら4系列について1975年以降のデータ系列のみを用いて季節性の分析を行った。一般に経済データの分析にあたってはなるべく時系列として連続性がある事が望ましい。法人企業統計季報の場合には調査対象が主として民間企業であるために標本設計上で現行の調査データにかなり近い形で整備されていることが必要であり、その実務的理由から1975年頃が一つのめあすになると考えられた。また図1-1, 図2-1, 図3-1, 図4-1は経常利益、売上高、設備投資、在庫投資の利用可能なデータをそれぞれプロットして作成したものである。よく知られているように1950年代-1960年代にかけての数値は高度成長と呼ばれている時代を反映して、1970年代以降の水準から見るとかなり低い水準から急速に増加している。このことから系列のトレンド(趨勢)項の影響が大きく、図では季節変動や不規則変動等の影響がほとんど識別できないようになっている。他方、これらの利用可能なデータを1975年以降に限りプロットしてみるとそれ以前と比較すればトレンドの大きさに比べて周期的変動もかなりの大きさになっている。そこでこれらの図においては系列におけるトレンド(趨勢)、季節性、その他の変動(しばしば不規則変動と呼ばれる)を識別することが可能と考えられるわけである。

なお、経済時系列ではX-12-ARIMA法で利用する統計的モデルの推定結果をある程度まで信頼するにはモデル・データ期間をある程度長く取る必要がある。他方で経済構造がかなり変化する状況ではあまり長いデータを用いて固定的な統計的モデルを推定することからは別の問題も生じ得ることにも注意しておく。す

---

<sup>5</sup> こうした技術的に細部なことについては本稿3節、あるいは国友(2001)を参照されたい。

なわち実際の分析では対象とする時系列の変動についての分析から相矛盾する要求の接点を見出す必要があるので統計的手法に熟知するとともに分析経験も必要となる。

またここで伝統的な統計的時系列分析 (statistical time series analysis) ではトレンド成分、季節成分、不規則成分と云う3つの構成要素の他に循環成分も重要であるが、本稿ではほとんど言及しない事にする。本稿では伝統的な季節調整法における季節性を扱う枠組みにしたがい循環要素を無視するので、事後的には多くの場合には景気循環等の循環変動はトレンド成分の変動要素か季節成分の変動要素として推定されることとなる。

### 経常利益系列

経常利益の最近の変動を見てみると時間の推移にしたがい、全系列に対する季節性の影響が変化していることが見て取れる。特に季節性の変動幅は近年になるにしたがい増大している。そこでまずプログラム DECAMP を用いて経常利益系列の水準を加法的にトレンド成分・季節成分・不規則成分に分解した結果を図 1-2(a) に示しておく<sup>6</sup>。経常利益系列はこの間、景気変動を反映して大きなうねりを見せている。循環成分を考えなければトレンド成分としてこうした大局的な変動は推定されるので X-12-ARIMA 法における ARIMA モデルにおける確率的トレンド次数は 1 以上 ( $d + D > 1$ ) となるのが適切であることが推測される。

Web-Decomp を用いて時系列分解の加法モデルを適用して推定した季節成分を見ると図 1-2 より明らかなように近年になるほど変動幅が増大し 2000 年の季節成分は 1975 年の季節成分の 5 倍以上になっている。そこで原系列に対して対数変換を行なった系列に対して加法型 (すなわち原系列に対しては乗法型) の成分分解モデルを仮定して推定した季節成分を図 1-2(b) に示しておく。この推定された季節成分は 2000 年頃の変動の大きさ自体は 1975 年頃のそれとあまり変わらない意味ではかなり妥当な推定ができているように判断されよう。このように時系列分解の加法型モデルと乗法型モデルを利用することにより推定された二つの季節成分を比較した結果、原系列のままに加法的季節調整を行なう事はかなり無理があることが明らかになった。すなわち、経常利益系列では加法型に比べて乗法型の季節調整がより適切となる。ここでセンサス局の季節調整法 X-11 法や X-12-ARIMA 法では特に何も指定しなければ<sup>7</sup> としては乗法的季節調整が指定されていることに注意しておく。また、X-12-ARIMA 法では後で述べる

<sup>6</sup> この分解は <http://www.ism.ac.jp/~sato> 上の Web-Decomp を利用した。今回の報告では主として Web-Decomp を用いて系列の成分分解などを行なった。このプログラム Web-Decomp については 2 節で簡単に言及した。他の方法で分析することも不可能ではないが煩雑であり、それほど結果が変わらないので利用しなかった。なお本稿では Decomp におけるオプションの指定ではトレンド次数 2、AR(循環) 次数 0 をデフォルトとした。

<sup>7</sup> 何もコマンドを指定しないと云う選択をデフォルト選択と呼んでいる。この場合についても計算プログラム上では様々な選択を行っているが、その詳細についてはマニュアルを参照する必要がある。

ように ARIMA モデルをデータに当てはめることが必要であるが、乗法型の場合には対数変換など変換コマンドを利用する必要がある。もちろん、対数変換以外の変換（例えばベキ変換<sup>8</sup>）を利用することは不可能ではないが、その場合には乗法型季節調整が困難となってしまうので、実際的な観点から官庁では対数変換以外の変換は考えにくいと思われる。

### 売上高系列

売上高の最近の変動を見てみると時間の推移にしたがい、全系列に対する季節性の影響が変化していることが見て取れる。特に経常利益と同様に季節性の変動幅は近年になるにしたがい大きくなっている事を読み取る事ができる。また、1970年代までは年内における季節的変動は顕著には観察されないが1980年代からはかなり明瞭な季節変動の形状が観察される。

ここで Web-Decomp を用いて売上高系列の水準を加法的にトレンド成分・季節成分・不規則成分に分解した結果を図 2-2(a) に示しておく。この図より明らかのように1975年当時の季節成分は極めて小さく、推定された季節成分は近年になるほど変動幅が増大している。そこで原系列に対して対数変換を行なって乗法的に推定した季節成分を図 2-2(b) に示しておく。売上高の季節成分は変換してもなお近年になるほど増加している傾向にありこのまま原系列に対して乗法型モデルを適用するにはかなり問題が残る。むしろ、それでも乗法型の推定結果の方が加法型モデルを用いる場合よりも季節成分の推定としてはかなり改善している。これらの推定された二つの季節成分を比較する事により、原系列のままで加法的季節調整を行なう事は合理的ではないことは明らかであろう。

なお売上高系列と経常利益系列の季節成分はそれぞれ時間とともにその形状が変化していることに注意しておく。このように季節成分が時間とともにかなり変化している場合には固定的な季節成分モデルを利用することは統計的には適当でないことは明らかであろう。

### 設備投資系列

設備投資系列の最近の変動を見てみると時間の推移にしたがい、全系列に対する季節性の影響が顕著に増大していることが見て取れる。季節性の変動幅は近年になるにしたがい増大している事を観察されるので季節性の推定と季節成分の除去がかなり困難であることを示唆している。経常利益系列と同様にこの間、マクロ的な景気変動を反映してトレンドがかなり大きなうねりを見せている。ここで季節成分の推定において循環成分を考えなければこうした大きな変動はトレンド成分として推定される。したがって ARIMA 系列としての確率トレンド次数は1以上 ( $d + D > 1$ ) となることが自然であり、また同時に確定的なトレンド項を

---

<sup>8</sup> X-12-ARIMA 法ではコマンド transform(変換) を利用するとボックス・コックス変換が利用可能である。詳しくは国友 (2001) がマニュアルを参照されたい。

想定することも現実的でないことが伺える。

次に Web-Decomp を用いて設備投資系列の水準を加法的にトレンド成分・季節成分・不規則成分に分解した結果を図 3-2(a) に示す。この推定された季節成分の図より明らかなように、季節成分は近年になるほど変動幅が一様に増大している。そこで原系列に対して対数変換を行なって乗法的に推定した季節成分を図 3-2(b) に示しておく。この場合もなお季節成分は近年になり変動幅の増大傾向が観察されることに注意する必要がある。これらの推定された二つの季節成分を比較する事より、原系列のまま加法的季節調整を行なう事はかなり無理があることは明らかである。また、季節成分は近年では安定的に拡大していることに注意しておこう。

#### 在庫投資系列

在庫投資系列の原系列は今回の系列の中でもっとも季節成分の分析が困難な系列である。在庫投資系列の最近の変動を見てみると、時間の推移にしたがいトレンドはあまり大きく変化していないように見える。しかしながら系列の数値が正値を取るとは限らないことと時間の経過とともに変動の不均一性が明らかであること、さらに全系列に対する季節性の影響が変化していることが同時に観察されよう。特に季節性の変動幅は近年になるにしたがい徐々に大きく発散的になっている事を見る事ができよう。

そこで、Web-Decomp を利用して在庫投資系列の水準を加法的にトレンド成分・季節成分・不規則成分に分解して推定した結果を図 4-2 に示しておく。この成分分解は加法的であるので図より明らかなように推定された季節成分は近年になるほど変動幅が極端に大きくなっている。ここで大きな問題となるのはこの系列の場合には対数変換などの変換を行なうことができないので乗法的に季節成分を直接的に推定することが困難となることである。むろん、図から明らかなように原系列のまま加法的季節調整を行なう事には基本的にかなり無理があることになる。また統計的時系列分析の観点からは X-12-ARIMA 法が利用している統計的時系列モデルとしての ARIMA モデルを系列から直接的に推定することはかなり困難なことを意味している。

## 4. X-12-ARIMA 法の利用に関連する問題

米国センサス局が開発した季節調整法プログラム X-12-ARIMA については官庁統計の実務家の間では関心が高まっているが、X-12-ARIMA 法の具体的な内容についての本格的な解説は少なくとも邦文ではほとんど存在していない<sup>9</sup>。本節では季節調整法 X-12-ARIMA プログラムを利用する際に重要と考えられる幾つか

<sup>9</sup> こうしたことを考慮して X-12-ARIMA 法についての説明として国友 (2001) を作成したので開発者当事者としてのセンサス局時系列研究グループの考え方を理解する上で参考になる。

の論点について、法人企業統計データの分析事例にそって述べておくことにしよう。

### X-12-ARIMA の基本的構造

季節調整法 X-12-ARIMA の基本的構造については Findley et. al. (1998) が示している流れ図 (付録の図 5-1 を参照) によりその概略を要約することができる。この流れ図に基づくと X-12-ARIMA プログラムによる季節調整の具体的な手続きはおおよそ次の三つのステップに要約することができよう。

(ステップ 1) 観察される時系列の原データを  $\{Y_t, 1 \leq t \leq T\}$  とするとその変数変換値  $\{y_t\}$  にまず RegARIMA モデルと呼ばれている統計的モデリングを用いて将来の予測値 (forecasts), 過去の逆予測値 (backcasts) を作り出す。その際に統計的モデルの中で回帰 (regression) 分析の部分を用いて季節調整に先だて様々な事前調整を行い, 事前調整系列  $\{Y_t^*, -H + 1 \leq t \leq T + H\}$  を作り出すことが大きな特長である。ここで  $H (\geq 1)$  は事前に設定する予測期間である。この事前調整としては異常値・変化点の検出, うるう年調整, 曜日効果調整, 休日調整などの項目を挙げることができる。この RegARIMA モデルを用いる統計的モデリングではモデルの診断と呼ばれる一連の操作により様々な統計的時系列モデルの選択を行うことができる。

(ステップ 2) 次に予測値と逆予測値を含む事前調整された系列  $\{Y_t^*\}$  に対し改良された X-11 法の計算プログラムにより季節調整を行い、季節調整系列  $\{Y_t^{**}, 1 \leq t \leq T\}$  を計算する。この計算部分は従来から利用可能な X-11 法プログラムを手直した改良 X-11 法プログラムにより実行されるが、基本的には原 X-11 法と同一の手続きで行われると見なすことができよう。

(ステップ 3) 最後に診断と呼ばれる部分により季節調整を行った結果を評価する。この目的の為に季節調整系列の推定から求められた不規則変動の推定値としての残差系列から、スペクトル密度関数や調整系列の安定性に関する指標 (MPD など) を計算する方法などが提案されている。<sup>10</sup>

この X-12-ARIMA 法では流れ図とその簡単な説明から明らかなようにこれまでの X-11 法と比べると新たに RegARIMA モデルと呼ばれている統計的モデリングがもっとも特長的なそして重要な役割を演じている。そこでこの統計的モデルを説明しておく。いま 1 次元の時系列データを生成する確率変数の組 (離散時間の確率過程と呼ばれる) を  $\{y_t, t = 1, 2, \dots\}$  としよう。この確率過程  $\{y_t\}$  が  $r$  個の説明変数  $\{x_{it}\}$  を伴い次のような簡単な線形時系列表現を持つことを想定する。

$$(4.1) \quad \phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it}) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t.$$

<sup>10</sup> この X-12-ARIMA プログラムではここで簡潔に述べた手続きの他にも色々なオプションを利用することにより様々な統計的解析を行なうことが可能である。詳しくは X-12-ARIMA マニュアル (U.S.Census Bureau (2000)) 又は国友 (2001) を参照されたい。

ただし時系列  $y_t$  に対してラグ (遅れ) 記号  $B$  は時系列 ( $By_t = y_{t-1}$ ) を対応させる操作で定義する<sup>11</sup>。季節周期を表す  $s = (4$  あるいは  $12)$ , 係数の次数  $p, d, q, P, D, Q$  はあらかじめ決められた非負整数をとるものとしよう。また  $z$  についての多項式  $\phi_p(z) = 1 - \phi_1 z \cdots - \phi_p z^p$ ,  $\Phi_p(z) = 1 - \Phi_1 z \cdots - \Phi_p z^P$ ,  $\theta_q(z) = 1 - \theta_1 z \cdots - \theta_q z^q$ ,  $\Theta_q(z) = 1 - \Theta_1 z \cdots - \Theta_q z^Q$  は特性多項式と呼ばれている。したがって、 $\Phi(B^s), \Theta(B^s)$  は作用素  $B^s$  ( $B^s y_t = y_{t-s}$ ) の多項式である。さらに  $\beta_i$  ( $i = 1, \dots, r$ ),  $\phi_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ),  $\Phi_i$  ( $i = 1, \dots, P$ ),  $\theta_i$  ( $i = 1, \dots, q$ ),  $\Theta_i$  ( $i = 1, \dots, Q$ ) は利用可能な時系列データから統計的に推定する未知母数である。ここで誤差項  $\{a_t\}$  は期待値ゼロ, 分散  $\sigma^2$  ( $\sigma$  は未知母数とする) であり、時刻  $t$  について互いに独立な確率変数列と仮定される。

この上式で表現される RegARIMA モデルは統計モデルとしては線形回帰 (linear regression) モデルと季節 ARIMA(時系列) モデルの混合型統計的時系列モデルの一つとして理解される。ここで用いている ARIMA モデルは季節性を含んでいるので季節 (seasonal)ARIMA モデルとも呼ばれている。この式 (4.1) において特に  $D = 0, \Phi_P(z) = \Theta_Q(z) = 1$  とおけば ARIMA モデルとなるので、上式で表現される季節 ARIMA モデルは季節性を含む ARIMA モデルの特殊な場合であり、より少ない数の母数で季節性を含む経済時系列の変動を表現する意味での節約型の時系列モデルと見ることもできる。また、時系列解析ではこの季節 ARIMA モデルを簡単に説明する為に  $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$  (あるいは  $(p, d, q)(P, D, Q)_s$ ) と表すのが開発者のボックス・ジェンキンス (Box=Jenkins(1976)) 以来の慣例になっている。

#### 幾つかの留意事項

統計的時系列解析ではこれまで説明した季節 ARIMA モデルや RegARIMA モデルは一変量時系列モデルとして線形モデルであり、比較的扱い易いことが知られている。ここでは RegARIMA モデルの利用と季節調整への応用について注意すべき幾つかの留意事項を述べておく。むろん、ここで述べる問題は関連する問題のごく一部分にしかすぎないが、X-12-ARIMA 法を利用とする時には実務的にも役立つであろう。

#### (i)ARIMA の識別問題

与えられた時系列データから適切な RegARIMA モデルを見つけ出す操作を大雑把ではあるが識別 (identification) と呼ぶことにすると、適切なモデルを選択するにはかなりの統計的知識と経験が必要となる。時系列の定常部分を

$$(4.2) \quad (1 - B)^d(1 - B^s)^D y_t = w_t$$

と表すときに  $w_r$  と  $w_t$  ( $r < t$ ) の相関は時間差  $|t - r|$  が大きくなるとともに急速

<sup>11</sup> 同様にして例えば遅れ (ラグ) の二乗は  $B^2 y_t = B(By_t) = B(y_{t-1}) = y_{t-2}$  を意味している。また  $(1 - B^s)y_t = y_t - y_{t-s}$  を意味する。

に小さくなる弱相関を持つ時系列であることを意味している。したがって適当な階差  $d$  と  $D$  を選択する必要がある。統計的時系列分析におけるボックス・ジェンキンス・アプローチでは標本自己相関関数 (autocorrelation function、略して acf)<sup>12</sup> や標本偏自己相関関数 (partial autocorrelation function、略して pacf) を用いて、統計家が注意深く階差次数を選択することが一般に推奨されている。ただし、統計実務家にとってはこうした acf や pacf などの統計量の扱い方を理解することは困難であるので自動的な選択が望ましいと思う向きもある。しかしながら時系列の非定常性の程度を決めることに相当する階差次数と季節階差次数の選択は統計的にもかなり難しい問題である。したがって関心のある系列が少数にとどまっている場合にはあらかじめ行なわれた分析結果にもとづき設定しておく事が望ましいと考えられよう。

本稿の 3 節で分析した系列ではいずれの時系列も定常確率過程 (stationary stochastic processes) の実現値と見なすのは困難なので  $d + D \geq 1$  とする必要がある。我々の分析ではかなりの試行錯誤の後に  $d = D = 1$  を採用したが、これは原系列の確率過程は 2 次和分過程 ( $I(2)$  過程) であることを想定したことになる。こうした  $I(2)$  過程を想定する場合には一般的には移動平均モデル部分に単位根が存在する過剰階差問題 (overdifferencing)<sup>13</sup> が生じる可能性があるが、我々の分析では移動平均部分の次数を 2 以下に制限したので実際にはこの問題は生じなかった。

#### (ii) モデル選択問題

季節 ARIMA モデルではまず時系列データから階差次数と季節階差次数を決定するが、階差が定まると次に AR 次数 ( $p$ )、MA 次数 ( $q$ )、季節 AR 次数 ( $P$ )、季節 MA 次数 ( $Q$ ) を決定する必要がある。プログラム X-12-ARIMA ではコマンドの automodel(自動モデル) を用いると、こうした次数を幾つかあらかじめ設定されている幾つかの時系列 ARIMA モデルから自動的に選択することが可能である。しかしながら、このコマンドにおけるモデル選択基準は X-12-ARIMA マニュアルに説明されているが、かなり恣意的であり、一貫性や説得性に欠ける。

そこで別の選択基準としては赤池情報量基準<sup>14</sup> (Akaike's Information Criterion、略して AIC) を用いて、AIC 最小化の基準により AR 次数、MA 次数、季節 AR 次数、季節 MA 次数などを決定することが考えられる。ここで AIC 最小化基準とは AIC 値を最小にするように次数を選択することを意味するが、これま

<sup>12</sup>  $s$  次母自己相関関数とは  $\gamma(s) = E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)]$  で与えられる。ここで  $s$  は任意の整数値、 $E(\cdot)$  は確率分布に基づく数学的期待値、 $\mu = E(y_t)$  は平均値を意味するがこうした概念が数理的に意味を持つには統計的時系列解析における定常性の条件が必要となる。母自己相関関数をデータ上で表現したのが標本自己相関関数である。

<sup>13</sup> 移動平均部分に単位根が存在すると予測等に大きな問題が生じる。統計的時系列分析を巡るこうした問題については例えばハーベイ (1985) を参照されたい。

<sup>14</sup> この基準についての詳しい議論は Akaike(1973) または赤池 (1989) を参照されたい。

表 1 : ARIMA モデル候補

モデル 1	(0,1,1) (0,1,1) <sub>4</sub>
モデル 2	(1,1,0) (0,1,1) <sub>4</sub>
モデル 3	(1,1,1) (0,1,1) <sub>4</sub>
モデル 4	(2,1,0) (0,1,1) <sub>4</sub>
モデル 5	(0,1,2) (0,1,1) <sub>4</sub>
モデル 6	(2,1,1) (0,1,1) <sub>4</sub>
モデル 7	(1,1,2) (0,1,1) <sub>4</sub>
モデル 8	(2,1,2) (0,1,1) <sub>4</sub>

表 2 : A I C 分析結果  
(1) 経常利益

	AIC 値	AIC 選択
case1	1984.6227	
case2	1984.3778	
case3	1985.3950	
case4	1985.2593	
case5	1984.9030	
case6	1986.3450	
case7	1985.6934	
case8	1981.2810	
		(注意) 自動選択されず

で実務的にはこの基準を用いると適切な統計的モデルが得られることが多いことが知られているとともに、統計理論的にもかなりの正当化の根拠がある。そこで我々の検討では今回の分析では次の 8 つの統計モデルの中から AIC 最小化の基準によって A R 次数、M A 次数、季節 M A 次数を選択した。選択した範囲をあらかじめかなり狭めているがこれは実務的に生じる可能性がある幾つかの統計的問題を避けようとした為である。高次の季節 A R I M A モデルを用いると共通因子 (common factor)<sup>15</sup> や過剰階差の問題など統計的時系列モデルの識別問題が生じる可能性がある。さらに季節 A R 項はモデルの簡便性などの観点からあらかじめ排除しておいた。今回の分析では M A 項と季節 M A 項は 2 次までに制限したがこうした制限などにより共通因子や過剰階差の問題を避けることができた。ここで我々が利用したモデル候補を表 1、赤池情報量基準 (A I C) を用いた分析結果を表 2 にそれぞれまとめておく。

<sup>15</sup> 複雑な ARIMA モデルにおいて自己回帰 (AR) 部分と移動平均 (MA) 部分に共通する因子が存在する場合にはモデルの識別が困難となりモデル推定が不安定になることが知られている。

(2) 売上高

	AIC 値	AIC 選択
case1	2411.9212	自動選択
case2	2411.7487	
case3	2412.3987	
case4	2408.4527	
case5	2409.1632	
case6	2408.4143	
case7	2411.1101	
case8	2410.3991	

(3) 設備投資

	AIC 値	AIC 選択
case1	1906.2882	自動選択
case2	1905.8410	
case3	1906.7123	
case4	1902.7207	
case5	1898.8119	
case6	1902.0128	
case7	1899.6596	
case8	1897.9103	

(4) 在庫投資

	AIC 値	AIC 選択
case1	2146.5257	
case2	2139.7715	
case3	2141.4179	
case4	2141.3743	
case5	2142.3014	
case6	2143.3436	
case7	2143.2555	
case8	2143.4295	
		(注意) 自動選択されず

表3：変化点の時点候補

時点	事項
1979 第4 四半期	第2次オイルショック
1983 第2 四半期	サンプリングの変更1
1989 第1 四半期	消費税1
1996 第2 四半期	サンプリングの変更2
1997 第一四半期	消費税2

## (iii) 変化点の検出問題

X-12-ARIMA 法では原系列水準の変化に対応するように変化点の検出コマンドと季節調整への組み込みが用意されている。一般論としては X-11 型の移動平均を基礎とする季節調整では系列の水準が変化するとその影響が季節調整値にかなりの期間にわたって影響を与える。したがって X-12-ARIMA 法では明確な水準変化がある場合に移動平均型の季節調整を行なう前にそうした変化に対応することが望ましいと云える。

しかしながら X-12-ARIMA プログラムで用意されているコマンド regression(回帰)による方法や外れ値処理のコマンドの outlier(外れ値)を不用意に利用すると様々な問題が生じる可能性がある。我々が分析した1975年-2000年の法人企業統計季報のデータについては大きな短期的変動としては表3に挙げる事柄を考慮した。我々の分析では時点を固定して説明変数としてダミー変数を用いてコマンド regression(回帰)を利用し、ダミー変数の有意性を調べた。統計的には系列相関を含む回帰モデルの推定問題ではあるがプログラム X-12-ARIMA の出力ファイルには t 値等が計算されるのでその値を用いることは容易である。5つの変化点の可能性の中で2番目と4番目の事柄は法人企業統計のデータ作成上の問題の影響を調べる為である。他はいずれもマクロ的に見た企業部門への大きなショックの影響を調べる目的である。変数としてはコマンドの中の一時的変化(AO)と水準変化(LS)等を利用して分析した。回帰の相関構造はAIC最適化の結果を利用してまず分析した。

我々の行なった分析では法人企業データ作成上の細かな変更は季節性に関する結果についてはほとんど影響がないことが分かった。これに対して当然にも予想されたことではあるが経常利益と売上高には消費税の一時的影響は顕著に見られ、その係数は統計的に有意となった。したがって、これらの一時的影響をあらかじめ季節調整値から除きたい場合にはコマンドの regression(回帰)と arima(アリマ)を組み合わせることにより実行可能である。しかしながら同時に ARIMA モデルとしては表2で求めた AIC 最適化の結果を用いたが、こうした方法での推定はモデル選択上では必ずしも安定した信頼できる結果をもたらすとは限らな

い事も分かった。また、推定されたモデルの AIC はもとの ARIMA モデルとして最適か否かは必ずしも明らかではなく、推定の安定性とモデル選択の観点から RegARIMA モデルを用いた X-12-ARIMA 法における事前調整法は少なくとも実務的観点からはかなり問題があることも分かった。

ところで X-12-ARIMA プログラムでは変化点の検出としてコマンドの outlier(外れ値) が用意されている。このプログラムにより変化時点が未知の場合の変化点の探索が可能であり、X-12-ARIMA 法のマニュアルでは t 値等による検出方法が推奨されている。しかしながらその検出方法については RegARIMA モデルでは非定常時系列 (non-stationary time series) における変化点 (change point) を推定する問題<sup>16</sup> となっており Findley et.al. (1998) が説明している方法には統計学上で考慮すべき幾つかの問題点がありうる。そこで、特にマクロ時系列の場合には変化時点を探索する方法は極めて慎重に専門家が利用するか、あるいはそうでなければ実務的に利用しないことが望ましいと判断した。

#### (iv) 回帰変数の設定問題

X-12-ARIMA 法では曜日効果、休日効果、うるう年効果などを RegARIMA モデルに基づき時系列構造を持つ回帰分析の方法を自由に利用できることがその長所であると云われる事がある。一般的な統計的な観点からは時系列を構成する成分分解が自由にしかも容易に試行できることは長所になりうるが、実務的な見地からは短所にもなり得る。RegARIMA モデルでは回帰分析を利用している為にこのモデルを利用すると曜日効果や休日効果などはデータ期間中にわたりずっと固定された一定値として変換された原系列から差し引かれる形で調整されることになる<sup>17</sup>。

今回の分析で利用した四半期マクロ・データでは曜日効果が検出される場合においても AIC で見るとあまり改善が見られないケースもあった。参考のため残差スペクトルの分析から曜日効果があると警告が出たケースについて経常利益について X-12-ARIMA 法による曜日効果がある場合とない場合の季節調整値を図 1-3(a) と図 1-3(b) に示しておく。いずれも水準については実際的な違いが大きな問題となるような異なる結果は得られなかった。四半期データについては曜日効果や休日効果が検出されるとしてもそれほど大きな水準の変化をもたらさないといわれているが、この点について我々の分析でも再確認した。うるう年の扱いについてもほぼ同様であった。

#### (v) 安定性と最適性

プログラム X-12-ARIMA 法では季節調整系列の安定性について幾つかの分析

<sup>16</sup> 変化点が未知の場合には t 統計量についての教科書的な議論が成り立たない事が統計家の間ではよく知られている。むしろ、情報量基準の導出も通常の状況とは異なってくる。

<sup>17</sup> 高岡 (2000) では月次系列において曜日効果がある場合に固定効果として回帰を利用する季節調整が不適切となる例を示している。

が可能である。一般的には季節調整において与えられたデータの情報を最大限に利用して最適な季節調整値を求めるという最適性の要請がある。同時に結果として発表される季節調整値がデータが更新されてゆくにつれてあまり変化しないという安定性の要請がある。当然の事であるが研究的サイドからの観点では前者が重視され、データ作成当事者やエコノミストの側からは後者を重視する傾向にある。そこで互いに矛盾する可能性がある二つの要請の妥協として季節調整の方法が考えられているが、この二つの要請の比重のかけ方に関して明快な選択基準は今のところ存在していない。したがって、プログラム X-12-ARIMA が用意しているコマンドの `slidingspans`(期間変更の安定性) や `history`(履歴) により出力される統計量を基準に安定性を判断する事は慎重を要すると判断した。

#### (vi) ピリオドグラム等による分析

X-12-ARIMA 法では出力ファイルとして残差系列のピリオドグラムをはじめとして周波数領域における様々な統計的スペクトル分析を行なう事ができる。こうしたスペクトル分析は統計的時系列解析では時間領域の分析とともに基本であるので、十分に経験を積んだ統計家がいる場合には有用となり得る<sup>18</sup>。そうではない場合には安易な実務的利用はかなりの注意を要する。

## 5. 季節調整法 ( X-11, X-12, DECOMP ) の比較と季節調整値

我々の分析では原系列から季節成分を取りだして季節調整系列を作りだす方法として X-11 法, X-12-ARIMA 法, DECOMP 法を用いた。こうして得られた季節調整系列についての分析結果を各系列について比較した。ここでは X-11 法としてはプログラム X-12-ARIMA の中にある改良 X-11 法を用いて推計を行なったが X-11 法におけるオプションは利用せずに改良 X-11 法でのデフォルト選択を用いたことに注意しておく。X-11 法でも外れ値や曜日調整など様々なオプションの選択が可能であるが、それは X-12-ARIMA 法における RegARIMA モデルとは異なり、主として前処理で推定された残差系列を処理する形になっている<sup>19</sup>。X-12-ARIMA の中にある改訂 X-11 プログラムは原 X-11 法において使用されていた移動平均フィルターなどが少し変更されているが、結果として得られる従来 X-11 デフォルトと呼ばれていた数値にほぼ一致する。X-12-ARIMA 法は A I C 最小化基準で選んだ A R I M A モデルを用いた他はほぼ自動的に設定されているデフォルト選択を利用した。したがって改良 X-11 法のデフォルト選択を X-12-ARIMA 法の中でさらに利用していると見なしてよい。DECOMP 法については具体的には

<sup>18</sup> 高岡 (2000) はピリオドグラム解析における曜日効果の検出法とその問題点を解説している。

<sup>19</sup> こうした X-11 法についての概略は例えば溝口・刈屋 (1983) を参照されたい。デフォルト選択でも異常値処理は行なわれている。

Web-decomp をインターネット上で利用したが、そのオプションではAR項次数を0、トレンド次数2とした他<sup>20</sup>、曜日効果モデルも活用した結果をさらに他の用途に使った。

なお当然のことであるが仮想的シミュレーション・データの場合には真の季節要素が分かっているので季節調整法の良し悪しを明確に述べることは可能であるが、現実のデータの場合には正しい季節調整値を定義することが必要となり、それはそれほど簡単ではない。ここでは我々の行なった分析において得られた3つの季節調整法によりどの程度その数値が異なるかを比較する事が主たる目的である。

### 経常利益系列

経常利益系列についてX-12-ARIMA法により季節調整を行なった結果は曜日効果の有無とともに既に図1-3(a)と図1-3(b)に示した。さらにX-11法とDecomp法により計算された季節調整値を図1-3(c)と図1-3(d)に示しておく。ここで各方法におけるパラメータの設定は既に説明したとおりである。結果として得られた季節調整値は水準そのものはほとんど区別することは出来ないことが分かった。

季節調整値を推計する一つの目的は短期的な系列の変動を見ることにある。そこで経常利益系列について得られた3つの季節調整値から前期比系列と前年同月比系列を推計して1990年以降の結果を図1-4(a)と図1-4(b)に示しておいた。前年同期比で見ると3つの系列はほとんど区別することが出来ないが、これは季節調整法が適切であれば自然な結果であろう。ここで特に注意を要することとしては前期比の比較では3つの方法で得られた季節調整値には若干の差が見られる。特にX-12-ARIMA法において曜日調整を行なうとX-11法の季節調整値と比較すると前期比系列の変動幅が若干小さめに出ることが多いことがわかる。これはX-12-ARIMAでは改良X-11のデフォルト選択である種の不規則変動を取り除くとともにRegARIMAモデルの利用によりさらに大きな変化をあらかじめ取り除いて平滑化した結果と推測される。

X-12-ARIMA法とDECOMP法による前期比の季節調整系列は直近時点で少し落ち込んでいるがこれは2000年第二四半期における原系列の落ち込みが季節成分によるものだけではない事を推計している。X-11法による季節調整値はこれまでしばしば直近時点における季節成分を移動平均フィルターにより上手く除去できないことが指摘されてきている。このように直近時点における調整値が推計方法により異なる場合にはX-11法の推定結果については注意が必要であろう。

### 売上高系列

<sup>20</sup> X-12-ARIMA法でのARIMAモデルでは $d=D=1$ に制限したのでDECOMPのトレンド次数を2に制限したのは自然であろう。実際、AIC基準でもこの選択が支持された。曜日効果はX-12-ARIMA法による値との比較上で用いた。

売上高系列については X-12-ARIMA 法による季節調整の推定結果を図 2-3 に示しておいた。X-12-ARIMA 法の設定は経常利益系列と同様であるが、曜日効果あまり有意に検出されなかったため曜日調整は全く行なわなかった。図 2-4(a) と図 2-4(b) には X-11 法、X-12-ARIMA 法、DECOMP 法により季節調整を行ない得られた季節調整値から計算した前期比と前年同月比をプロットしておいた。この図から判断する限り経常利益についての説明とほぼ同様なことが云えるが、直近時点における問題はほとんど見られないので実務的に大きな問題が生じる事はないようである。

しかしながら、ここしばらくの日本経済のマクロ的状況では売上高系列や経常利益系列などは四半期系列からの前期比の水準はあまり微妙な水準で変化しているため変化率がゼロの近傍にあるときには特に注意すべきであろう。

#### 設備投資系列

設備投資系列について X-12-ARIMA 法と DECOMP 法による季節調整の推定結果を図 3-3(a) と図 3-3(b) に示しておいた。二つの方法の設定は経常利益系列と売上高系列と同様に行なったが、曜日効果は有意に推定されなかったため採り入れて推定は行っていない。

図 3-4(a) と図 3-4(b) には X-11 法、X-12-ARIMA 法、DECOMP 法により季節調整を行ない得られた季節調整値から計算した前期比と前年同月比をプロットしておいた。この図から判断する限り売上高系列についての説明とほぼ同様なことが云える。ただし、設備投資系列は前年同月比で見ると僅かではあるがプラスの範囲内で減少している。前期比の推定値はこうした微妙な変化が増幅されているようである。特に X-11 法による季節調整系列は直近時点でかなり大きな変動幅を示している。

ここで設備投資系列のように季節性が発散的である場合には特に直近時点での季節性の推定誤差がかなりある事に注意しておく必要がある。どの季節調整系列によっても 2000 年にはプラス成長からマイナス成長に大きく変化しているが、同時に季節成分の推定誤差は大きくなっていると考えられよう。

#### 在庫投資系列

在庫投資系列の季節調整は既に 3 節で議論したように X-12-ARIMA 法などの季節調整法で想定している仮定が明らかに成り立っていないという意味で季節調整値を推計することがかなり困難である。標準的な季節調整法では乗法的モデルを想定して季節調整を行なう事が多いが、この場合には利用可能でないため加法型モデルを使う事がまず考えられる。そこで在庫投資系列について加法型の季節調整を想定して X-12-ARIMA 法と DECOMP 法による季節調整の推定結果を図 4-3(a) と図 4-3(b) に示しておいた。むろんこの場合には季節成分が明らかに発散的であるのでこの方法で季節調整値を推定したとしてもその推計誤差はかなり大

きくなる。二つの季節調整法の設定は加法型である事を除き経常利益系列などの場合と同様である。ただし、X-12-ARIMA 法で利用している改良 X-11 法における線形フィルターの利用の仕方は乗法型とは少し異なっている。

ここで加法型季節調整は原理的にかなり問題が多いのもう一つの季節調整の方法を考察した。在庫投資系列はもともと期末と期首の棚卸資産の差により推定されているので期末と期首の資産の季節調整を行なう事が考えられる。この場合には期末と期首の棚卸資産は非負値のデータであり、その季節性は経常利益などにかなり類似の様相を呈している。このことから期末と期首の棚卸資産データに対して季節調整を行ない、それらの季節調整値より事後的に在庫投資系列の季節調整値を作成してみた。この季節調整値の結果をまとめたのが図 4-3(c) である。図 4-3(c) によれば在庫についての二つの計算方法による季節調整値はそれほど変化しないことがわかった。いずれにしても 2 番目の方法は乗法型でも加法型でもない擬乗法型とも云うべき季節調整法ということになる。X-12-ARIMA 法において RegARIMA モデルを利用するのであれば後者の方法がより整合的と思われるが、実務的にも安定的な結果を得るには定期的に DECOMP 法などの推定結果により検討することが望ましい。

#### 集計問題

法人企業統計季報では数多くの産業別系列が公表されている。季節調整値を計算するにあたってはすべての系列を整合的に計算する事が望ましいとも思えるが、これを実現するのは技術的には容易でない。例えば X-11 法や X-12-ARIMA 法を利用する場合には想定している統計モデルは線形フィルターではなく非線形性が混入しているので、個別の系列の季節調整系列の合計と系列の合計値の季節調整値は一般的には同一にならない問題が生じる。したがって、X-12-ARIMA 法を利用する場合には個別系列まで精度を保ちつつ季節調整系列を算出する事はかなり困難となる。産業別の個別系列については集計値の説明上で必要となる場合もあるのでそうした場合には DECOMP 法等で簡単に季節調整系列を計算しておくことが適当であろう。

今回の分析では集計値の他に製造業と非製造業別のデータについても分析を若干行なった。X-12-ARIMA 法を適用するときには対応する RegARIMA モデルの識別が少し煩雑となるが、限定された ARIMA モデルの中での AIC 最小化基準で行なえばそれほどの作業量とはならないようである。X-12-ARIMA 法ではコマンドの composite(集計)を利用して 1 度に季節調整系列を計算することができるので実際の計算上での煩雑さはそれほど問題にはならなかったが、RegARIMA モデルの識別などの手続きはかなり煩雑になる。集計値系列に対して直接に季節調整を行なう方法をここでは直接法 (direct method) と呼び、製造業系列と非製造業系列等の集計系列の構成要素に対してまず季節調整を行ない集計する方法を間接法 (indirect method) と呼んでおこう。

さて結果としては今回の我々が行なった限られた範囲での分析からは、構成系列の季節調整値の集計値と集計量の季節調整値との乖離はそれほど大きくなかった。したがって集計値の分割を行なっても結果としては季節調整値の整合性はほとんど損なわれないこととなった。もっとも我々が扱ったのは構成系列が2の場合であり、構成系列が多数の場合には様々な吟味が必要であろう。

## 6. 考察

前節までに説明した法人企業統計季報データの季節成分の分析から季節調整法 X-12-ARIMA(2000) の利用について幾つかの有益な論点を得られた。これまで議論したすべての内容が他の官庁統計に当てはまるとはむろん云えないが、他の経済統計や官庁統計を検討する際にはかなりの参考となる議論が含まれていると思われる。

第一に季節調整法についてはこれまでに比較的多くの官庁統計で用いられてきた X-11 法、近年になりセンサス局で開発された X-12-ARIMA 法、統計数理研究所で開発された DECOMP 法を用いて 2000 年末時点で利用可能な法人企業統計季報における主要な 4 つの系列について比較検討した。本稿で既に説明したようにデフォルト選択による X-11 法の利用は X-12-ARIMA 法の中にほとんど原型のまま組み込まれているので季節調整法として X-11 法を採用するという選択は意味がなくなっている。X-12-ARIMA 法と DECOMP 法についてはこれまでに説明したような手順で分析を行なった結果からは特にどちらが優れている等の優位性を確認することは出来なかった。むしろここで分析した推定結果からは分析方法の違いから考えると驚くほど結果が類似していることが明らかとなった。すなわち、それぞれ注意深く統計的なモデル選択を行い、原系列に対して季節調整値を計算すると得られる結果には実務上で問題となりうるほどの大きな差が生じる事はあまりないと考えられる。

ここで X-11 法を X-11 法の計算プログラムをデフォルト選択で利用する場合と解釈すると、X-11 法で得られた推定結果と X-12-ARIMA 法や DECOMP 法の結果と差が生じる場合には X-11 法のフィルターによる直近時点でのデータの扱いが実務的な問題を生じさせる可能性があることが示唆される。したがって、こうしたことが生じる状況では注意深くその差を検討する必要があると考えられよう。

第二には X-12-ARIMA 法の長所としてしばしば引用されている RegARIMA モデルを用いた季節調整法を利用するにはかなりの専門的知識と経験のある専門家が必要であり、専門家がデータの季節性等の分析に用いる場合にはその長所をかなり発揮することが可能であろう。例えば本稿で取りあげた企業のマクロ系列の場合には消費税の企業部門への短期的影響をあらかじめ取り除いて季節調整値を定義し、その季節調整値を推計したいのであれば X-12-ARIMA 法はかなり簡

便ではあるが具体的手段を提供してくれている。他方、X-12-ARIMA 法には利用者が使う事ができる様々な統計的な選択手続き（オプション）があるのでその使い方を誤ると実務上の問題も生じる可能性も少なくないと思われる。したがって、X-12-ARIMA 法を用いる場合には情報開示の視点からもオプションに関する明確な基準の設定と定期的な見直しが不可欠となろう。また公表値などの作成に X-12-ARIMA 法による計算を利用しようとする場合には他の方法により定期的に公表系列や参考値系列の作成方法をチェックすることが望ましい。いずれにしても X-12-ARIMA 法で利用される RegARIMA モデルは定期的にメンテナンスすることが不可欠であるので、その場合には DECOMP は便利な方法を提供すると考えられる。

第三には集計量をごく少数の構成要素から季節調整値を統合的に計算するにはプログラム X-12-ARIMA のスペック・コマンドの composite(集計) を用いる事で簡単に実現できる<sup>21</sup>。他方、より細かい産業分類のデータまで季節調整を実現しようとする、X-12-ARIMA 法では各産業ごとに適切な RegARIMA モデルの識別などが必要となりかなり煩雑になるばかりでなく、産業レベルでの季節調整の安定性を保証するにはかなりの日常的な分析が必要となる<sup>22</sup>。したがって産業分類レベルでの季節調整値の作成は注意深く検討すべき今後の課題と言えよう。

第四に特に官庁統計の実務関係者の間では季節調整値を計算する方法としては X-12-ARIMA 法を採用することが全体としての官庁統計の整合性等の観点から望ましいとの意見が根強くある。しかしながら現状では関連分野の研究者を含め大多数の関係者を完全に納得させる意味でのただ一つの正しい季節調整法は存在していない。特に X-12-ARIMA 法では既に説明したように統計的方法として RegARIMA モデルの選択が必要となり、あるデータ範囲で統計的に求めたモデル選択の結果が時間の経過とともに新たにデータが蓄積されるにしたがい適切ではなくなってくるという、いわばモデル・リスクが生じる可能性がある。したがって、X-12-ARIMA 法による季節調整値を利用する場合には DECOMP 法のように瞬時に季節調整値を推計できる方法を用いて定期的に結果をモニターしておく事が大切であろう。

最後になるが一般の利用者の立場から経済統計や官庁統計における季節調整値の扱いについての要望を述べておこう。官庁が定期的に官庁統計データを作成・公表する場合には、季節調整系列の作成方法についての説明が十分に理解されずにエコノミストを通じて混乱した議論が行われる可能性もあろう。特に近年のように日本の経済成長率がゼロ付近で推移している時にはマクロ・データの季節調整

<sup>21</sup> 他の方法でも間接法を用いるのであれば各季節調整値の和を計算するだけなのでむしろ困難ではない。

<sup>22</sup> 間接法では膨大な計算が必要となる他、産業レベルでの季節調整の最適性と安定性を検討する必要がある。他方、直接法を適用する場合には個々の季節調整値と和の季節調整値には無視できない差が生じる可能性があるが、すべてを統合的に計算するには新たな季節調整法を開発することが必要となる。

値にもとづく経済情勢の判断などに大きな問題をはらむ可能性もある。したがって、データを作成・公表している当局者には原系列の作成方法の開示とともに季節調整の方法などについても第三者に分かるように定期的に情報を開示するより一層の努力が必要であろう。

## 7. 文献

Akaike, H. (1973), "Information Theory and an Extension of the Likelihood Principle," in the *Second International Symposium on Information Theory*, eds. B.N. Petrov and F. Czaki, Budapest: Akademia Kiado, 267-287.

Box, G.E.P., and G.M. Jenkins (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco: Holden Day.

Findley, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Otto, B.C. Chen (1998), "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program," *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 127-176 (with Discussion).

U.S. Bureau of Census (2000), "X-12-ARIMA Reference Manual Version 0.2.7," Statistical Research Division, (<http://www.census.gov/srd/www/x12a> よりダウンロードが可能)。

赤池弘次 (1989) 「事前分布の選択とその応用」, 鈴木・国友編「ベイズ統計学とその応用」収録 (東京大学出版会)。

ハーベイ, A.C. (1985) 「時系列モデル入門」国友・山本訳 (東京大学出版会)。

北川源一郎 (1993) 「時系列プログラミング」岩波書店。

国友直人 (1997) 「季節調整法 X-12-ARIMA の問題点」, 東京大学経済学部 Discussion Paper No. J-97-1 (「経済統計研究」Vol.25-1 に収録、誤植訂正版を <http://www.e.u-tokyo.ac.jp> の中の国友のホーム・ページよりダウンロード可能とする予定)。

国友直人 (2001) 「解説 X-12-ARIMA2000 (暫定版)」東京大学経済学部 Discussion Paper No. CIRJE-J-47, [http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/03research02dp\\_j/html](http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/03research02dp_j/html) よりダウンロード可能)。

溝口敏行・刈屋武昭 (1983) 「経済時系列分析入門」(日本経済新聞社)。

高岡慎 (2000) 「曜日効果の識別と確率モデル」東京大学経済学研究科修士論文 (投稿中)。

統計数理 (1997) 「季節調整法特集」統計数理研究所。

图1.1 經常利益

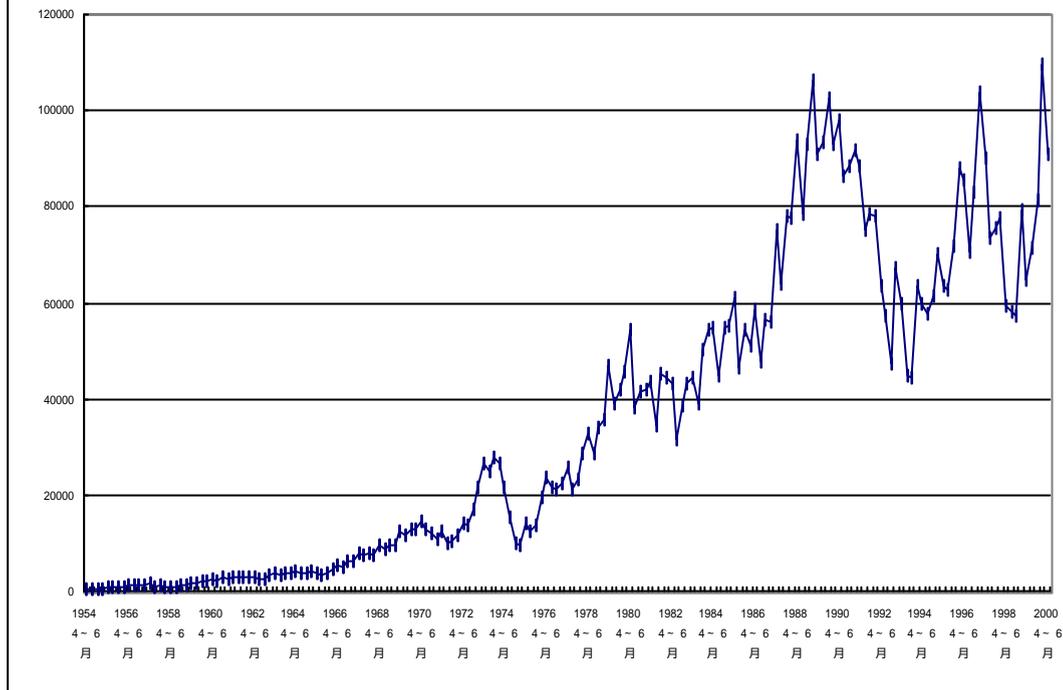


图1-2(a) 季節成分 (經常利益・加法型)

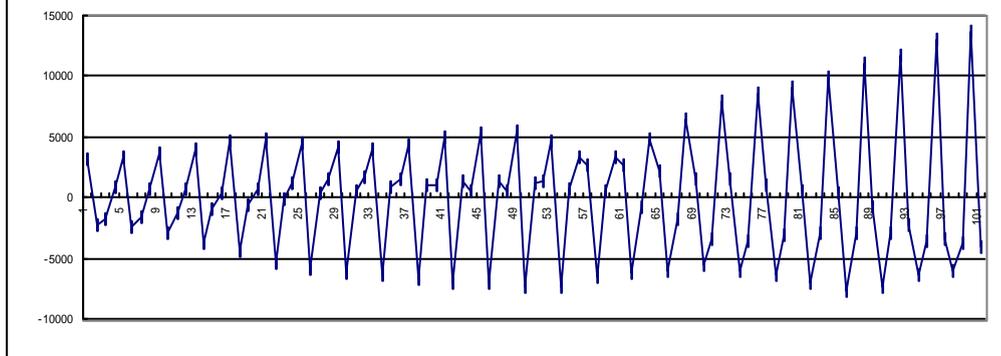


图1-2(b) 季節成分 (經常利益・乘法型)

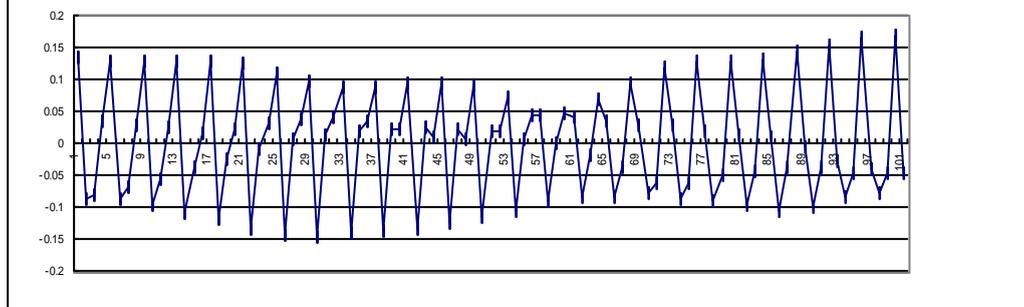


図2-1 売上高

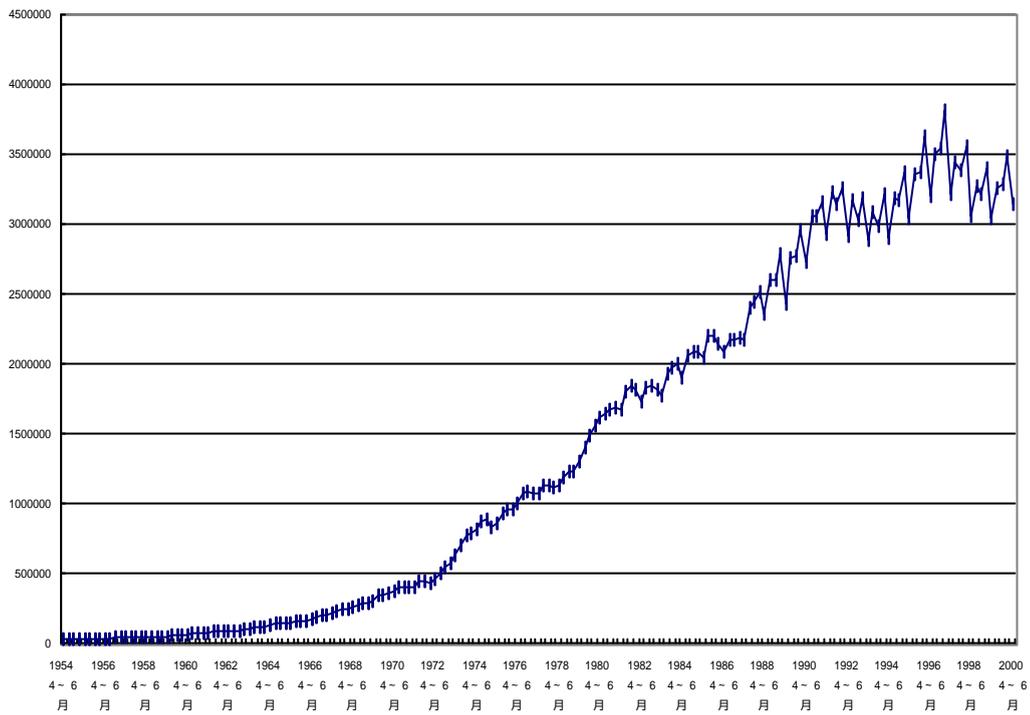


図2-2(a) 季節成分 (売上高・加法型)

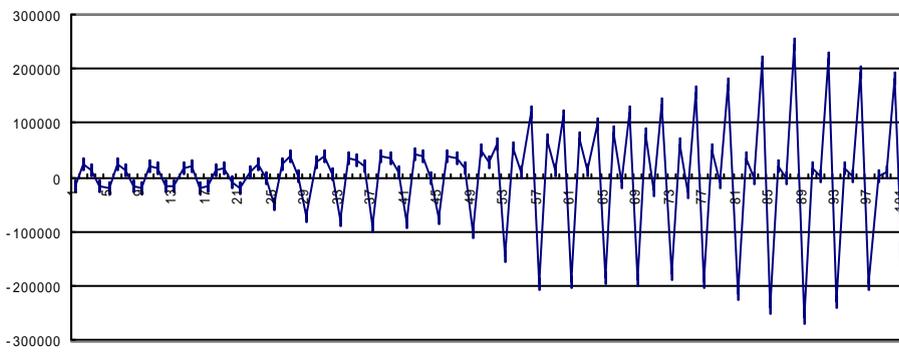


図2-2(b) 季節成分 (売上高・乗法型)

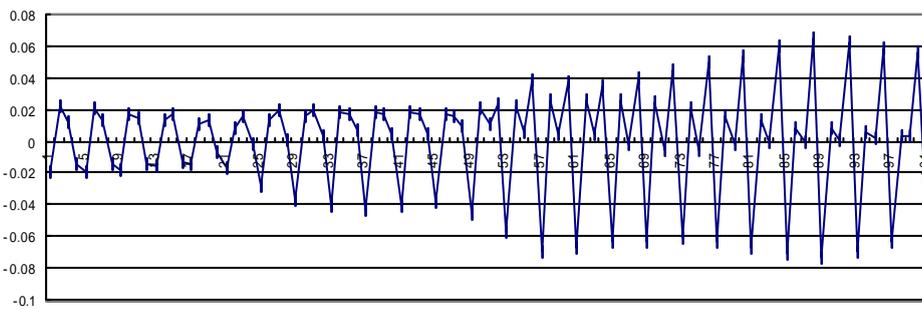


図3-1 設備投資

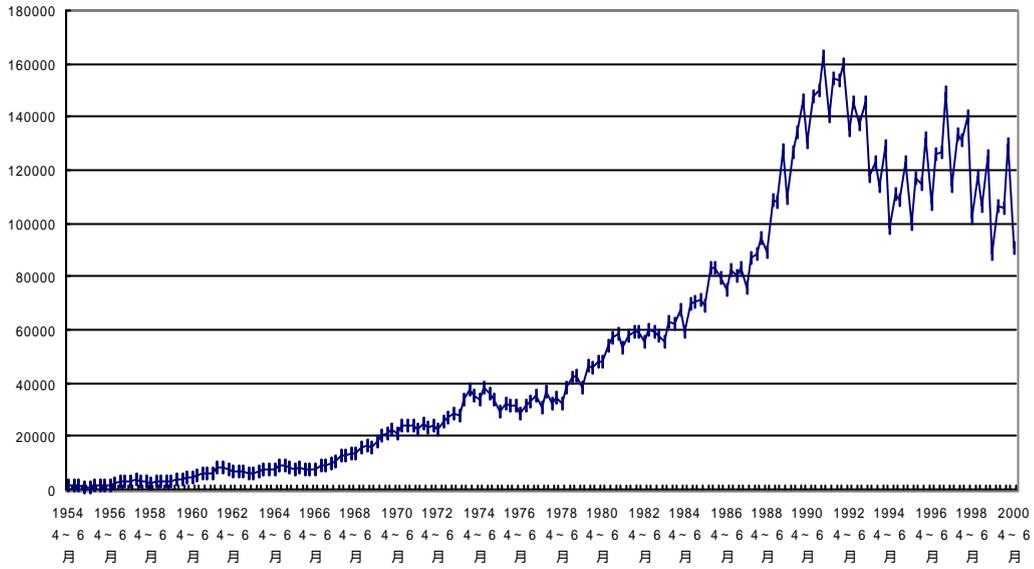


図3-2(a) 季節成分 (設備投資・加法型)

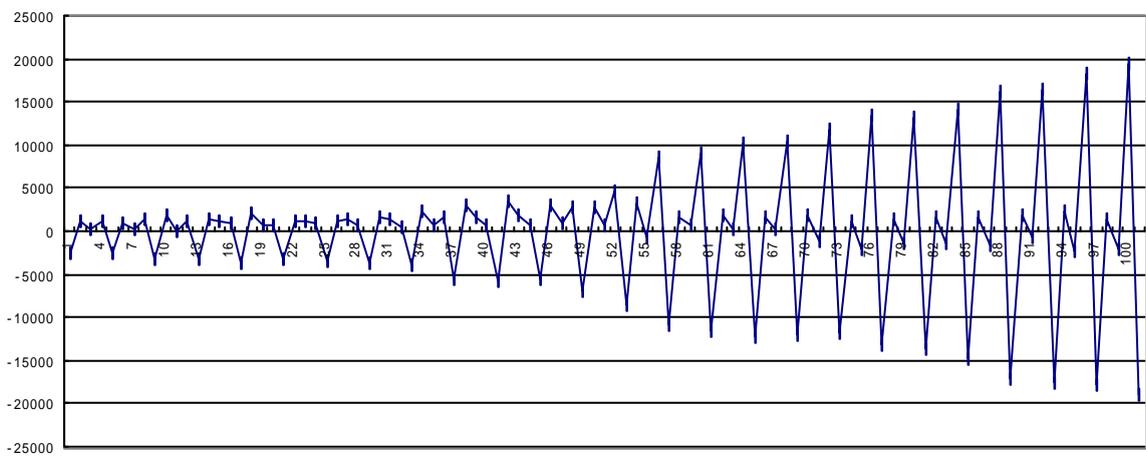


図3-2(b) 季節成分 (設備投資・乗法型)

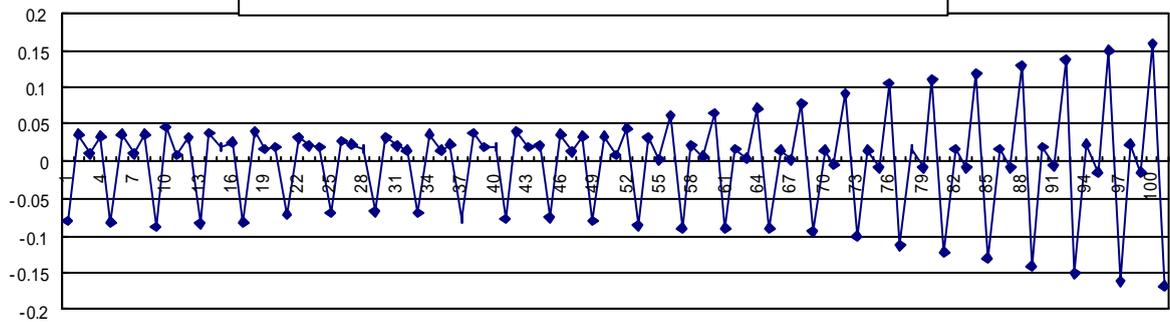


圖4-1 在庫投資

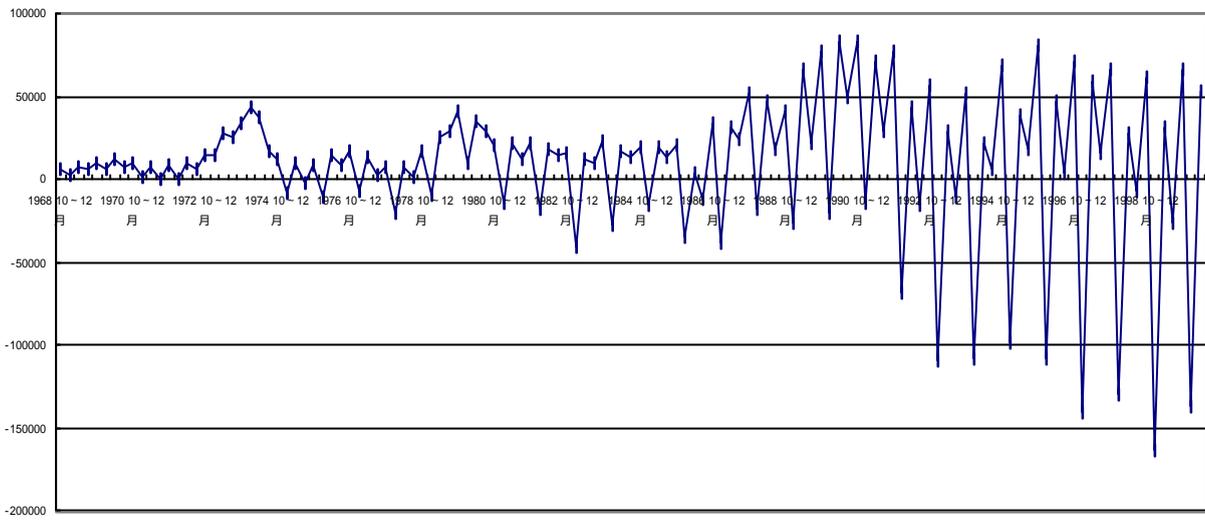


圖4-2 季節成分 (在庫投資)

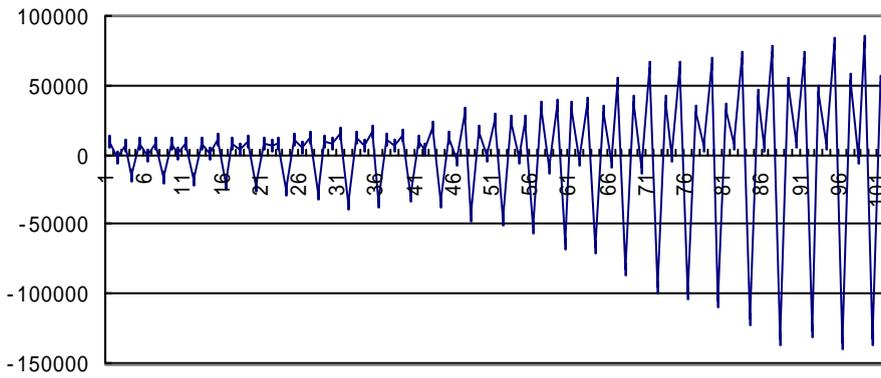


図1-3(a) 季調済経常利益(x12)  
 モデル：(2 1 2)(0 1 1)  
 曜日調整なし

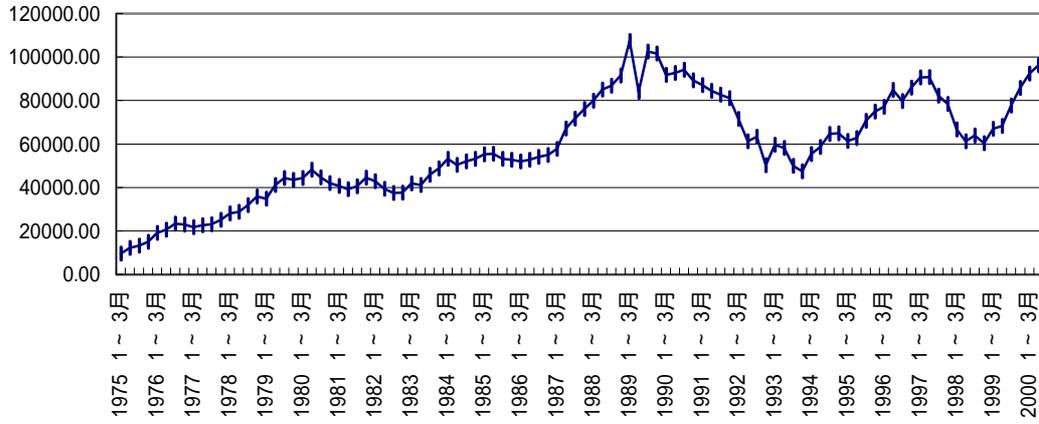


図1-3(b) 季調済経常利益(x12)  
 モデル：(2 1 0)(0 1 1)  
 閏年、曜日調整あり

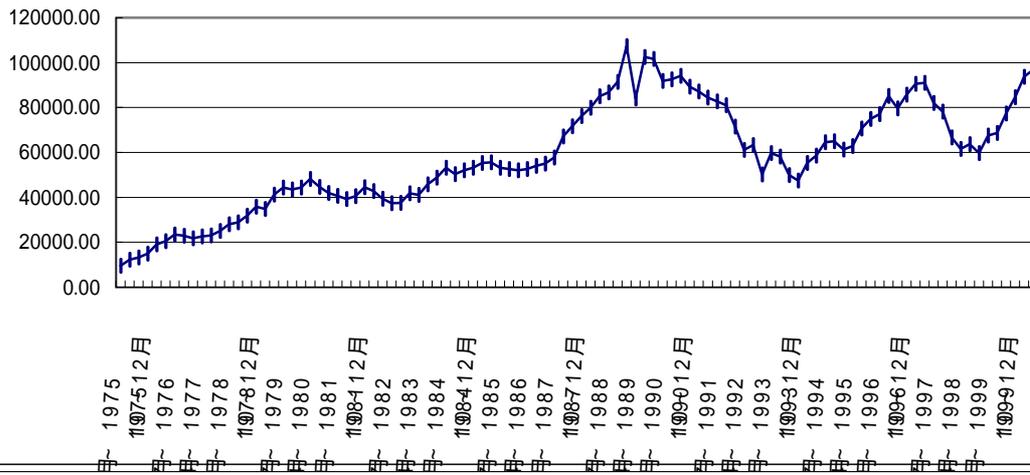


図1-3(c) 季調済経常利益(Decomp)

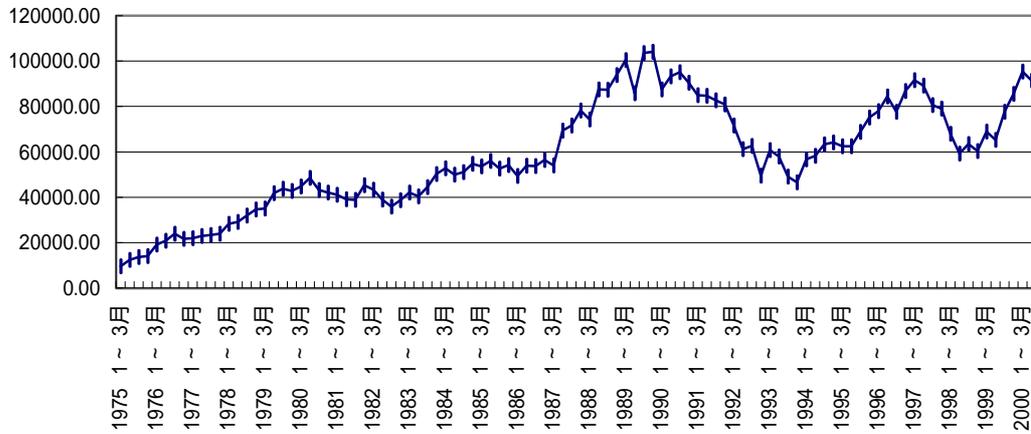


図1-3(d) 季調済経常利益(x11)

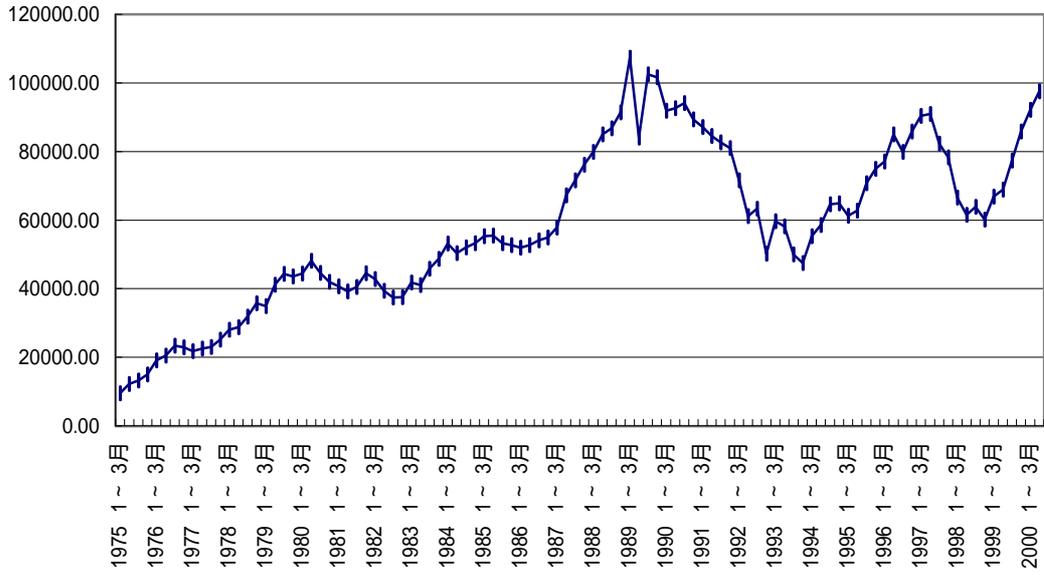


図2-3(a) 季調済売上(x12)  
モデル：(0 2 2)(0 1 1)  
曜日調整なし

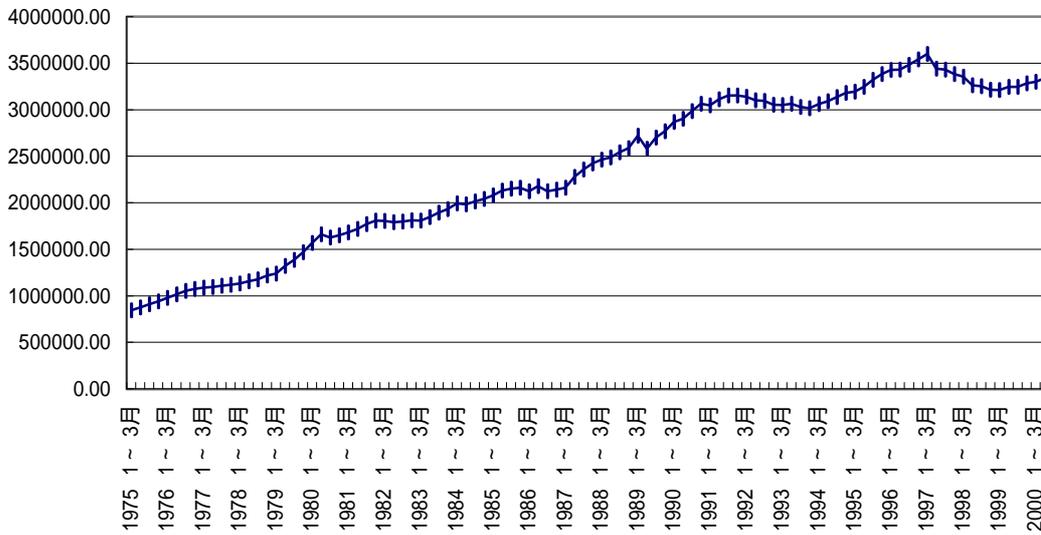


図2-3(b) 季調済売上高(Decomp)

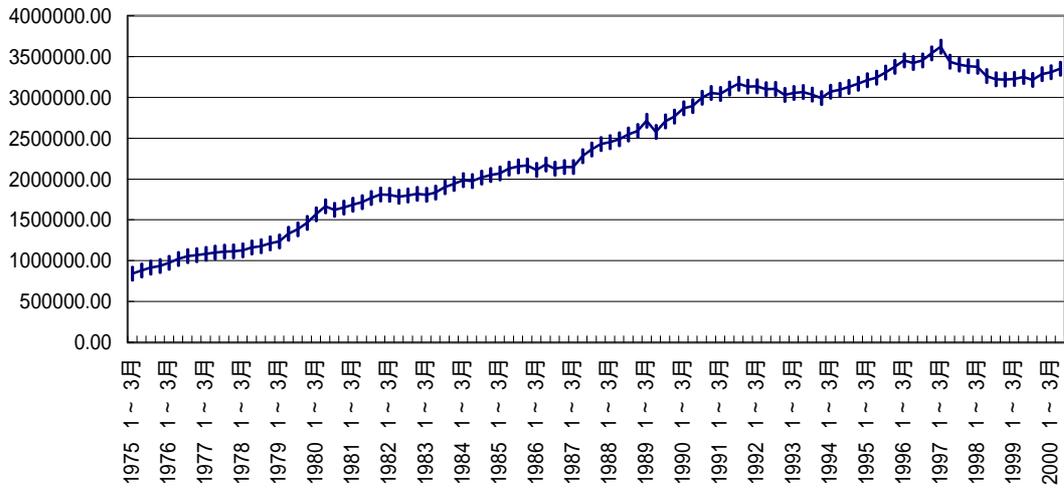


図3-3(a) 季調済設備投資(x12)  
モデル：(2 1 2)(0 1 1)  
曜日調整なし

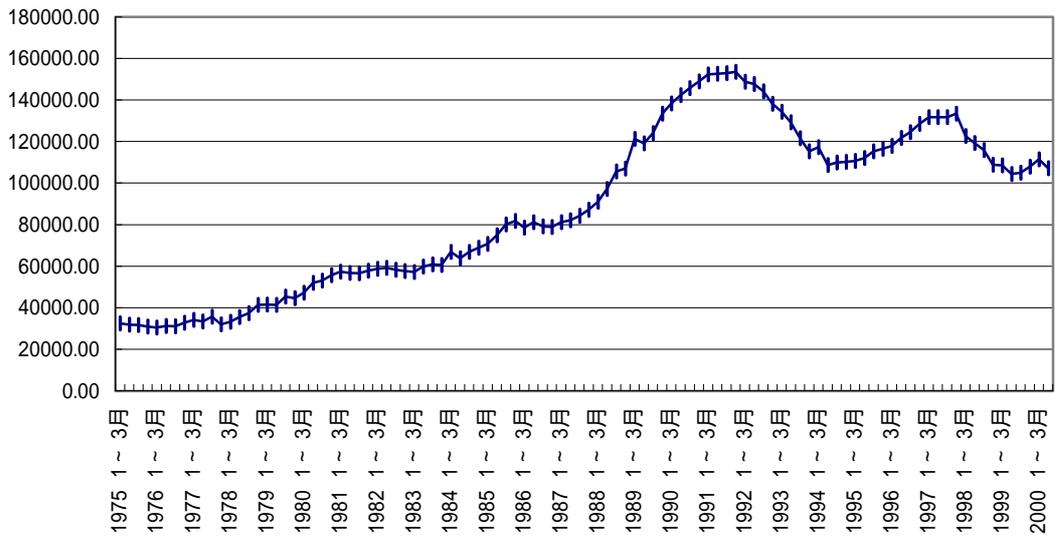


図3-3(b) 季調済設備投資(Decomp)

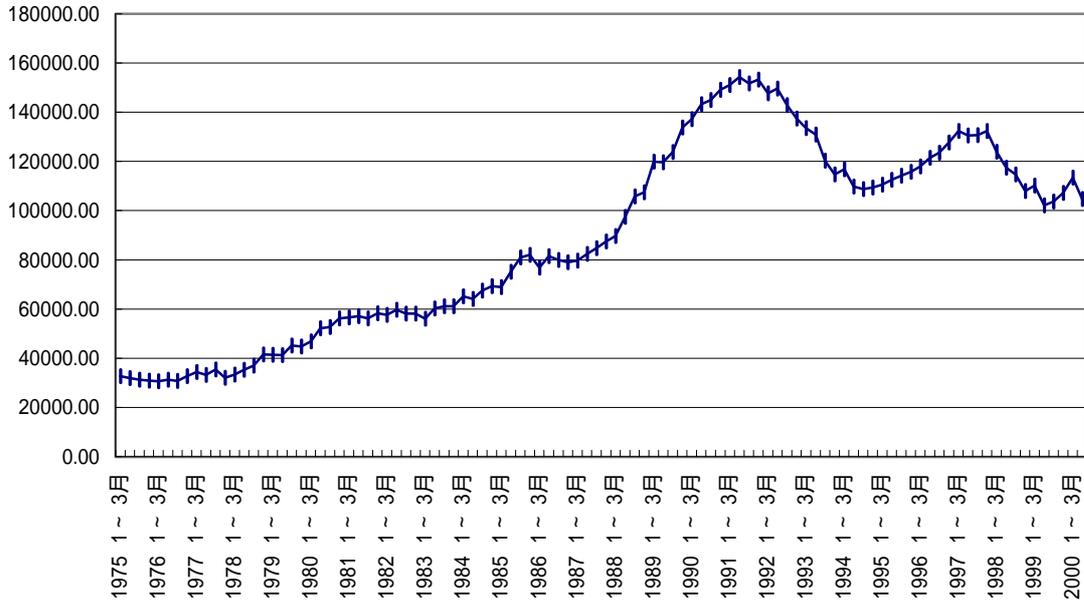


図4-3(a) 季調済在庫投資(x12)  
モデル：(0 2 2)(0 1 1)  
曜日調整なし

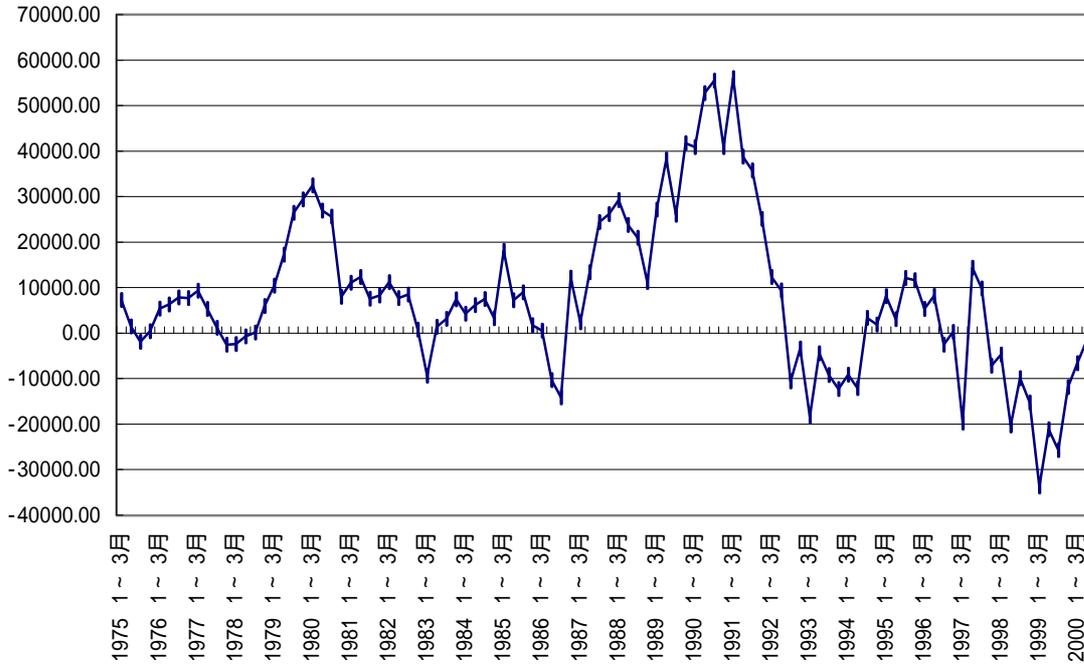


図4-3(b) 季調済在庫投資(x12)  
 モデル：(1 0 0)(0 1 1)  
 閏年、曜日調整あり

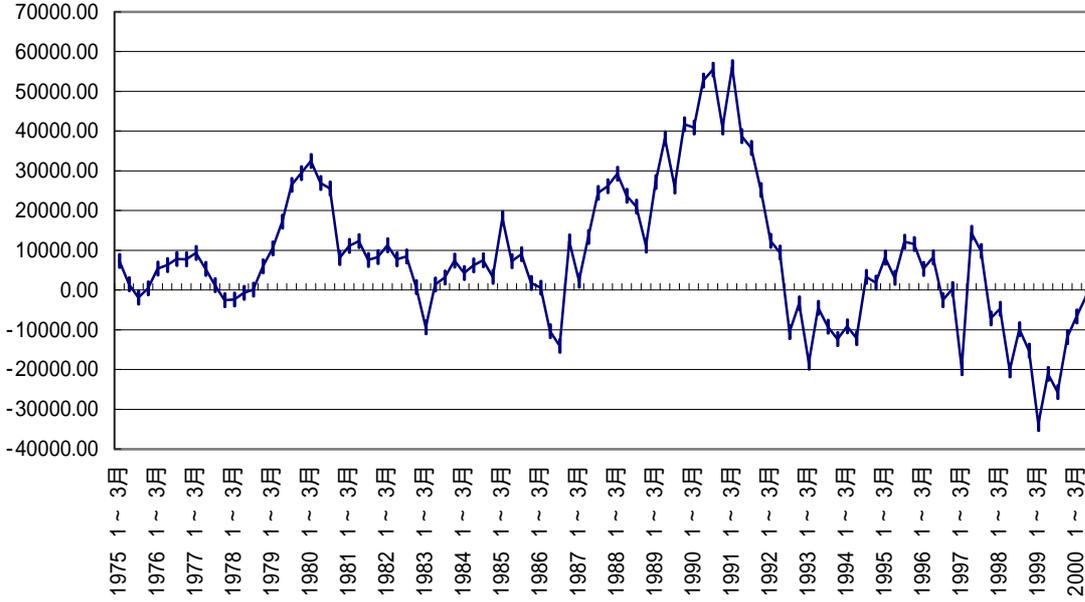


図4-3(c) 季調済在庫投資(x12) (その2)  
 期首(0 1 1)(0 1 1)・期末(2 1 0)(0 1 1)による調整後に差により推計

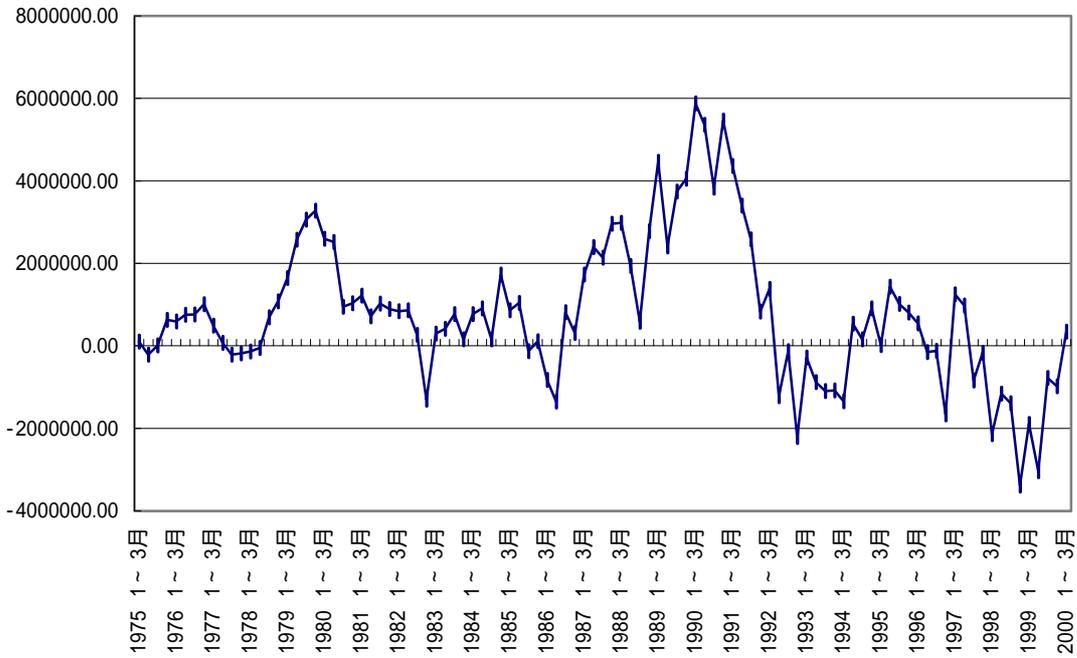


図1-4 経常利益・季節調整値の前期比

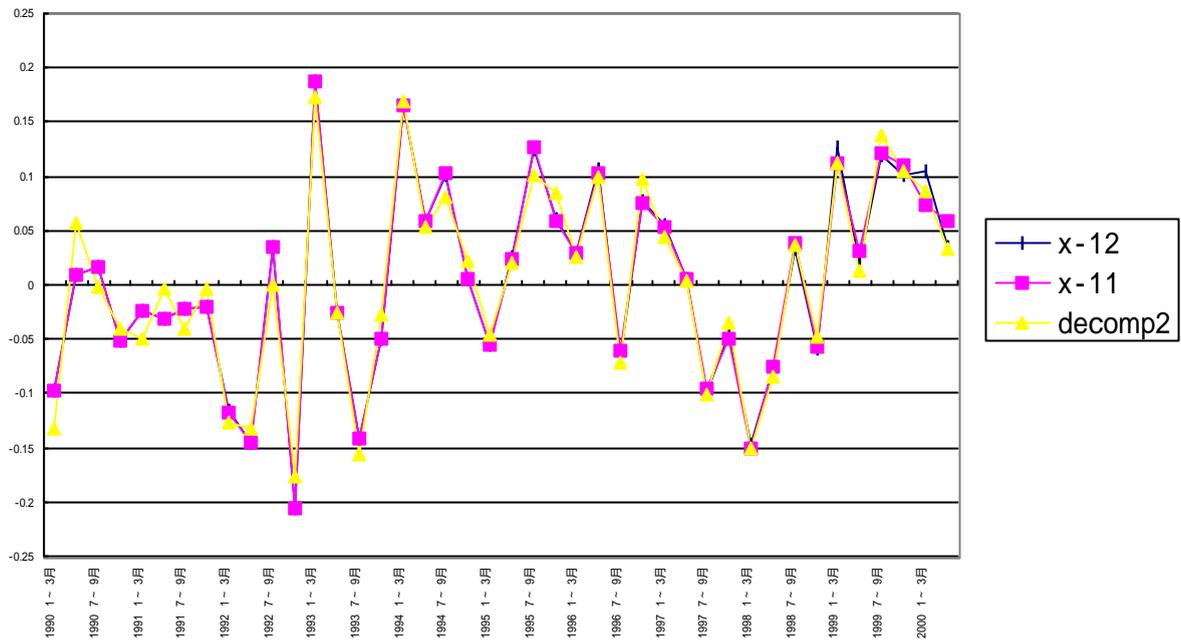


図2-4 売上高・季節調整値の前期比

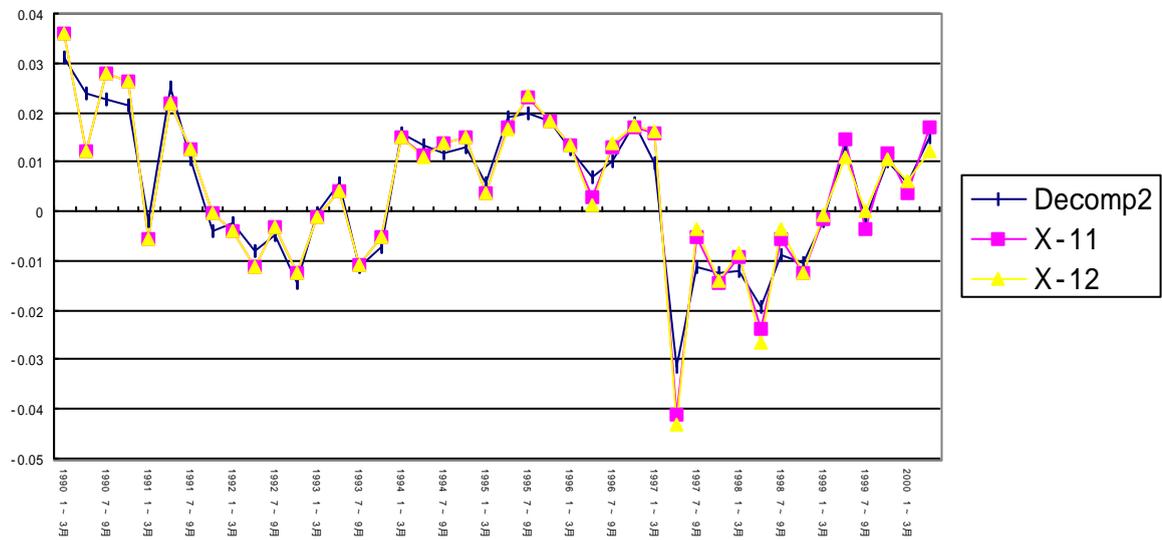


図3-4 設備投資・季節調整値の前期比



X-12-ARIMA

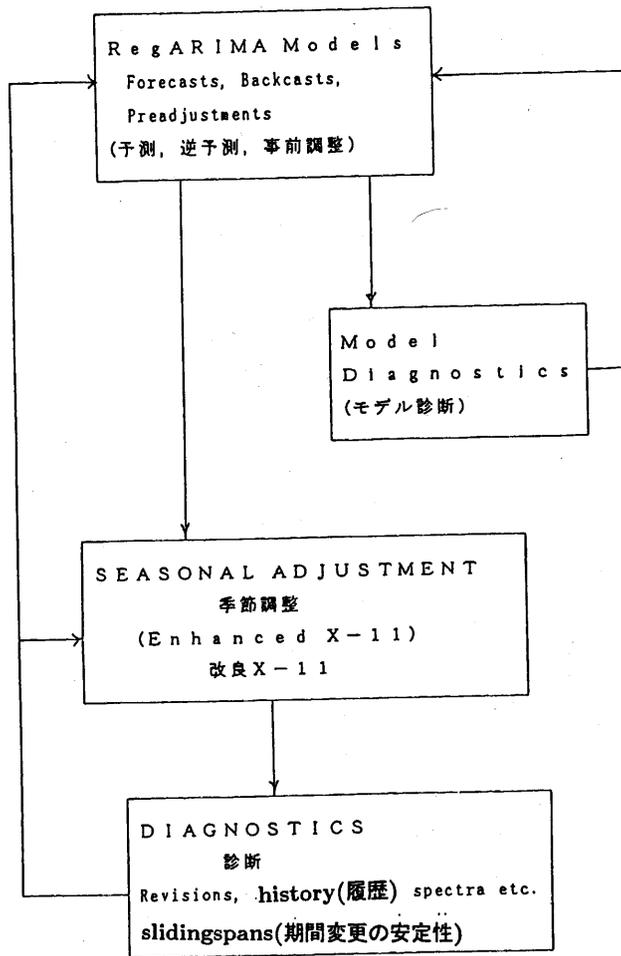


図5-1

出典: Findley et. al. (1996)