

季節調整法について

はじめに

月次や四半期の経済データには、四季の変化や社会慣習等を反映して毎年季節的に変動するパターン、すなわち季節性を有するものが多い。データの趨勢的な動きや循環的な動きをみようとする場合には、こうした季節性を取り除く必要があり、そのための方法として季節調整法がある。

季節調整法の中で現在最も広く利用されているのは、米国商務省センサス局が開発したセンサス局法X-11である。X-11は、1965年に発表されて以来、使い勝手の良さなどからわが国を含む世界各国の統計機関で広く利用されており、実務面では季節調整法の代表格と言えるが、技術的な面ではいくつかの問題点が指摘されている。例えば、毎月新たに入手したデータを追加して季節調整をやり直すと、季節調整値が過去に遡って大幅に改訂されることが少なくない。また、百貨店売上高や新車登録台数のように、月中の曜日構成（土・日曜日の日数の違いなど）の影響を強く受けるデータに関しては、季節性が適切に除去できない場合がある。さらに、

データに異常な値が混入している場合にも、その時期の前後に季節調整の歪みが生じやすい。

商務省センサス局では、X-11のこうした欠点を是正すべく見直しを行い、今般センサス局法の最新版としてX-12-ARIMAを開発した。X-12-ARIMAの特徴は、実際に季節調整を行う前にデータ内の異常値や曜日構成の要因を推計・除去する「事前調整」を統計的手法を用いて行う点にある。加えて、実際に季節調整を行った後で季節性が過不足なく除去されているかどうかを「事後診断」する機能も備えている。さらに、使い勝手の面では、一般のパソコン上で使用できるなどの工夫が施されている。米国商務省では対外公表統計に対するX-12-ARIMAの適用を既に開始しているほか、連邦準備制度理事会（FRB）や労働省労働統計局（BLS）など米国の諸機関も目下、導入を検討している。

以下では、まず、季節調整やその手法の概念について簡単な説明を行う。その後で、X-12-ARIMAの機能をX-11と比較しながら整理した上で、わが国の主要経済時系列にX-12-ARIMAを適用し、そのパフォーマンスの評価を行う（注1）。

（注1）本稿の記述・分析は、木村 [1995、1996a、1996b] を基にしている。詳細についてはこれらの文献を参照されたい。

1. 季節調整の考え方

(1) 経済データの季節性

月次や四半期の経済データには、毎年季節的に繰り返される1年周期の変動が含まれている場合が多い。この変動は「季節性」または「季節変動成分」と呼ばれる。季節性が発生する要因としては、まず、天候や気温など自然条件の変化が挙げられる。これに加えて、ゴールデンウィーク、盆暮れ、クリスマスなどの社会的あるいは経済的な慣習も経済データの季節性に大きな影響を及ぼす。例えば、7月と12月には、中元・歳暮、クリスマスといった行事にボーナスの支払いが重なるため、個人消費が増加し、これに対応して消費財の生産・売上・在庫が変動する。また、3月と9月の決算期になると、経営成績上の観点から売上高や受注高が嵩上げされたり、資金需要が増加したりする。

(2) 季節調整

経済データの季節性は、時として有用な情報を提供してくれる。例えば、インターバンク市場の資金需給を調節する日本銀行にとって、年末の資金需要が季節性によりどの程度増加するかは、市場調節を行う上で大切な知識である。しかしながら、経済データの変動のうち季節性以外の部分に関心を持つ多くの分析者にとっては、季節性は単なるノイズに過ぎないことが多い。例えば、経済データを用いて景気変動を分析しようとする場合、景気の基調は基本的に季節変動成分の動きとは無関係であると考えられるので、季節変動成分を除去した上でデータの変動を分析の方が都合がよい。こうした場合に用いられる手続きが「季節調整」である。

季節調整には様々な方法が存在するが、多くの季節調整法では、「季節性を持つもとの経済

データである原系列 (Y_t) は、季節変動成分 (S_t) のほか、趨勢循環変動成分 (TC_t)、不規則変動成分 (I_t) の3つの要素から構成される」と仮定する (t は時点を表す)。具体的には、原系列とこれら3成分の関係について

$$\text{乗法型: } Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot I_t$$

$$\text{加法型: } Y_t = TC_t + S_t + I_t$$

のいずれかを仮定する。ここで、趨勢循環変動 (TC_t) とは、経済成長等に伴う趨勢的な変動と景気循環に伴う周期的な変動 (周期は1年以上) の合計である。また、不規則変動 (I_t) とは、その名のとおり不規則な変動であって、突発的な要因やその他原因不明の攪乱要因によって発生する。原系列 Y_t から季節変動成分 S_t を除去する作業が季節調整であり、この結果得られる「季節調整済み系列 (季調済系列)」は、乗法型であれば $TC_t \cdot I_t$ 、加法型であれば $TC_t + I_t$ となる。

経済データによっては、原系列が、上記の3つの成分に「曜日変動」を加えた4成分から構成されると仮定した方が望ましい場合がある。曜日変動とは、月次データにしばしばみられるもので、月中の曜日構成の相違 (例えば、日曜日が5回ある月と4回ある月) や閏年要因によって引き起こされる変動である。こうした変動は、百貨店売上高や新車登録台数など個人消費関連のデータのほか、鉱工業生産指数など曜日構成により企業の営業日数が直接影響を受けるデータに顕著にみられる。曜日変動を調整していない季調済系列の前月比は月々にかんがりの振れを示すので、短期的な変動を分析しようとする場合には曜日変動の調整も併せて行うことが望ましい。なお、季節調整といった場合、それを広義に解釈して、曜日変動の除去、すなわち曜日調整を含むものとして定義されることが多い。

(3) 前年比による季節性の除去

経済データの分析では、上で述べたような季調済系列のほかに、原系列の前年同月（期）比を計算することで季節性を除去するという簡便法がしばしば用いられる。この方法では、まず、「原系列 Y_t （月次データ）が乗法型に従う」と仮定する。このとき前年同月比は、

$$\frac{Y_t}{Y_{t-12}} = \frac{TC_t}{TC_{t-12}} \cdot \frac{S_t}{S_{t-12}} \cdot \frac{I_t}{I_{t-12}}$$

となる。さらに、「季節変動が1年周期の固定的なパターンに従っている」と仮定すれば（ $S_t = S_{t-12}$ ）、前年同月比は、

$$\frac{Y_t}{Y_{t-12}} = \frac{TC_t}{TC_{t-12}} \cdot \frac{I_t}{I_{t-12}}$$

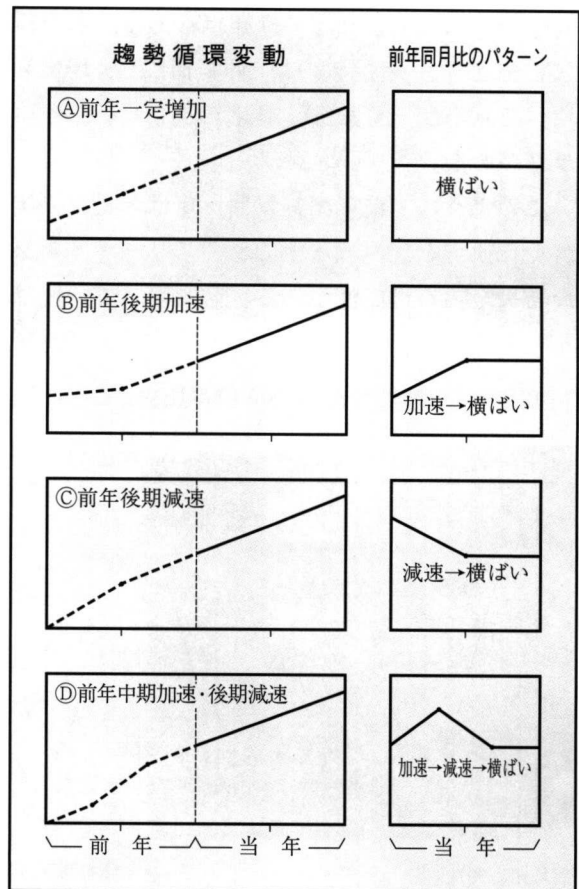
となる。確かに、ここでは、季節変動成分が完全に除去されている。

このように、前年同月比は、季節性を除去するための簡便法としてある程度有効であるが、いくつかの問題がある。すなわち、前年同月比は、対象とするデータが乗法型よりもむしろ加法型に従っていると考えられる場合や、実際の経済データの多くがそうであるように、季節変動のパターン自体が変化している場合（ $S_t \neq S_{t-12}$ ）には適当でない。また、仮にデータが乗法型に従い、かつ季節変動パターンが一定であったとしても、前年同月比には経済分析上、次のような問題点がある。

第1に、前年の動きが攪乱要因となる可能性がある。当年の趨勢循環変動（ TC_t ）が全く同じ動きをしており、前年がそれぞれ異なった動きをしている4つの仮設例について、前年同月比のパターンを比較してみると（図表1）、当年の

趨勢循環変動が同一（つまり景気の実勢が同一）であっても、前年の趨勢循環変動のパターンによって前年同月比の動きは全く異なることが分かる。

(図表1) 趨勢循環変動と前年同月比との関係



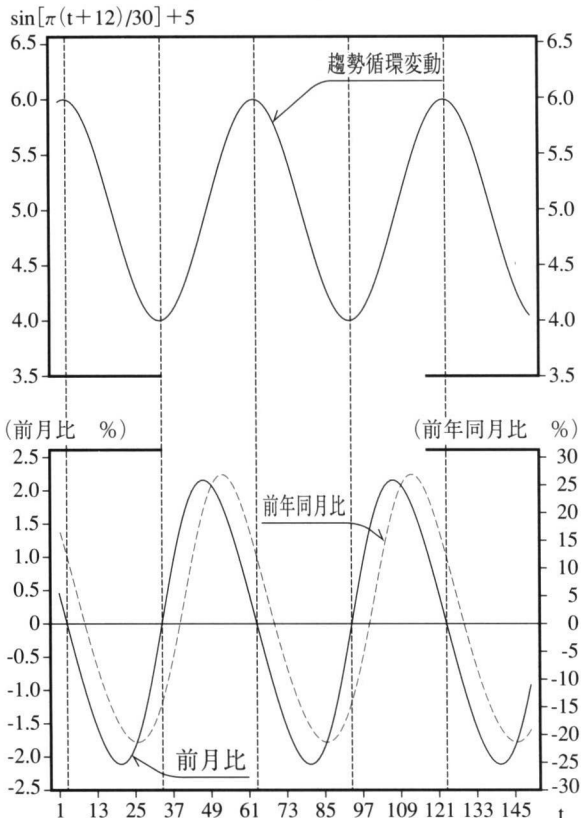
(資料) 田原 [1983]

第2に、前年同月比は景気転換のタイミングについて誤った情報を与える可能性がある。例えば、5年周期で循環するサイン・カーブ型の趨勢循環変動（ TC_t ）とその前年同月比（ TC_t/TC_{t-12} ）、前月比（ TC_t/TC_{t-1} ）を比較すると

(図表2)、前月比は、趨勢循環変動のボトムからピークまでは符号がプラス、ピークからボトムまではマイナス、ピークまたはボトムではゼロという明確な対応がみられるのに対して、前年同月比の符号や動きは趨勢循環変動とどのように対応しているか明瞭でない。また、前年同月比は前月比に遅行するので、景気の転換点の判定が遅れてしまうという難点もある。ちなみに、鉱工業生産指数の前年同月比と前月比を比べてみると(図表3)、両者の間には約半年のラグがある。

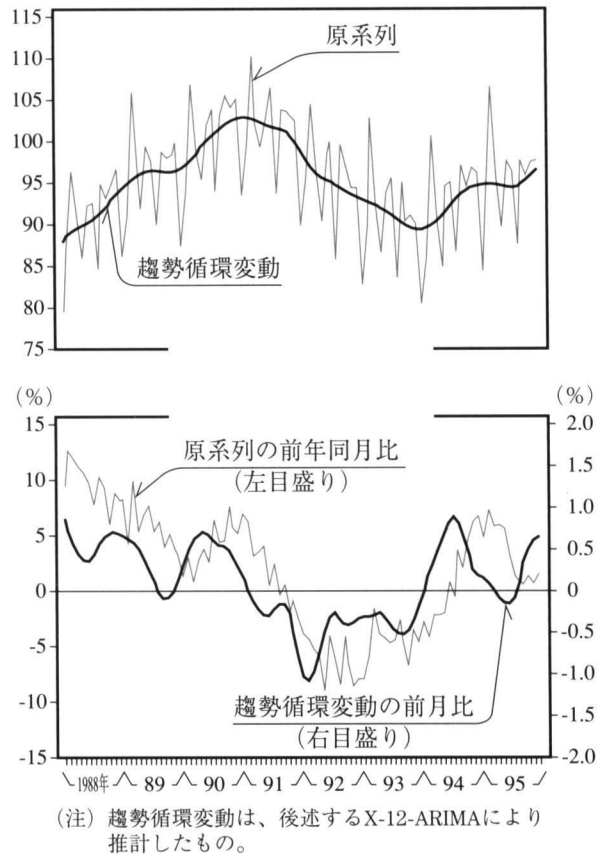
このように、前年同月(期)比は、景気の実勢や転換点を読み取る上で、ミスリーディングな結果を招く可能性がある。したがって、経済

(図表2) 趨勢循環変動、前月比、前年同月比の動き



データの季節性を除去する際には、以下で述べるような季節調整法を用いることが望ましい。

(図表3) 鉱工業生産指数の推移



2. 季節調整の手法

(1) 移動平均型調整とモデル型調整

季節調整の手法は「移動平均型調整」と「モデル型調整」に大別できる。移動平均型調整法は「原系列の移動平均をとることにより季節性を均す」という単純な発想に基づくものであり、季節調整法の原型とも言える。一方、モデル型調整法は、経済データがどのような確率モデルから生成されるかを明示的に仮定する点に特徴がある。データの生成プロセスが明らかなので、

それに沿った季節調整の手順を理論的に導出することが可能であり、季調済系列の統計理論的な性質も明瞭になる(注2)。

2つの手法はかなり異なる考え方に基づくので、先験的にどちらが望ましいとは言えないが、少なくとも実務家の間では、使い勝手の良さなどから移動平均型調整法が主流となっている。そこで、以下では、移動平均型調整法に焦点を当てて説明する。

(2) 移動平均型調整法

移動平均型調整法は、「1年分の原系列の移動平均をとれば、1年周期の季節変動が除去されるとともに不規則変動の影響も抑えられ、結果として趨勢循環変動だけを抽出できるはず」という考え方に基づく。このようにして得られた趨勢循環変動を原系列から除去すると季節変動と不規則変動が残る。この季節変動と不規則変動を含む系列について、同じ月だけを抜き出した12本の年次系列に分け、それぞれの系列について年をまたいだ移動平均をとれば、季節変動の推計値が得られる。

加法型のデータを例にすると、具体的な計算ステップは次のとおりである(注3)。

- ①原系列 Y_t の12か月移動平均をとることで、季節変動成分 S_t と不規則変動成分 I_t を均し、暫定的な趨勢循環変動成分 TC_t を算出する。
- ② Y_t から上記の暫定的な TC_t を除去し、暫定的な S_t+I_t を算出する [$Y_t-TC_t=S_t+I_t$]。
- ③上記の暫定的な S_t+I_t を同一月ごとの年次系

列に分け、それぞれについて数年間分を加重移動平均して I_t を均し、暫定的な S_t を算出する。

- ④ Y_t から上記の暫定的な S_t を除去し、暫定的な季調済系列 TC_t+I_t を算出する [$Y_t-S_t=TC_t+I_t$]。
- ⑤上記の暫定的な季調済系列 TC_t+I_t に適当な加重移動平均を施して、 I_t を均し、修正された TC_t を算出する。
- ⑥上記の修正された TC_t を用いて、②～④の過程を再び繰り返し、最終的な3成分(TC_t , S_t , I_t)を算出する。

移動平均型調整法の代表格は、米国商務省の開発したセンサス局法である。最初のバージョンは1957年にセンサス局法X-1として発表された(XはExperimentalを、1はモデル番号を示している)。その後、コンピュータ処理能力の向上とともに、次々とセンサス局法の改良型が発表されていった。そこでの基本的な考え方は、あらゆる経済データに対して共通に適用できる方法を開発しようとするものであり、1961年に発表されたX-10までの改良型がこの線上にある。この間、わが国では、1960年代に入って、センサス局法の導入の必要性が認識されるようになったものの、当時の国産コンピュータの能力では、センサス局法をこなすには不十分であった。このため、センサス局法を簡易化した方法として、EPA法(1963年)が経済企画庁によって、またMITI法(1962年)が通商産業省によって、それぞれ独自開発された。

(注2) モデル型調整法の詳細については、木村 [1995,1996a] を参照。

(注3) 原系列が乗法型に従うと考えられる場合には、①～⑥の計算ステップの足し算・引き算を掛け算・割り算に読み替えばよい。

(3) センサス局法X-11の特徴と問題点

1965年に発表されたセンサス局法X-11では、あらゆる経済データに対して共通に適用できる方法を開発するという従来の方針は断念されており、各経済データ固有の特性に対応すべく、移動平均項数などに関する多くのオプションが設定されている（ただし、利用者が特別の判断材料を有しない場合に適用される標準型[デフォルト]も用意されている）。このX-11は、発表以来30年を経た今日でも、世界各国の統計機関で広く採用されており、わが国でも、日本銀行が1967年に採用した後、1979年に統計審議会経済指標部会において季節調整法をX-11に統一する旨の提案がなされたのを契機に、通商産業省を除く各官庁の季節調整法は逐次同法に切り替えられた（注4）。

X-11は、多くの統計機関で利用されており、実務面ではまさに季節調整法の代表格であるが、技術的な面ではいくつかの問題点が指摘されている。その第1は、毎月新たに入手したデータを追加して季節調整を行うと、季調済系列が過去に遡って大幅に改訂されることがしばしばみられるという点である。この意味で、季調済系列が不安定になることが少なくない。現実の経済データの季節変動パターンは年々徐々に変化している場合が多いので、新規データの追加に伴い季調済系列がある程度改訂されること自体は当然とも言える。しかしながら、季調済系列を用いて景気の方角性を判断しようとしている分析者からすれば、それも程度問題であり、新

規データの追加のつど、季調済系列が大幅に改訂されることは都合の悪いことである。第2の問題として、原系列から季節性が過不足なく除去されたかどうか、すなわち季調済系列に季節性が残存していないかどうかを事後的にチェックする機能をX-11は持っていない。選択するオプション次第で、季調済系列の動きは変わってくるが、どのオプションが最も適切かが事前に判明しているのは稀である。したがって、推計した季調済系列をもとに選択したオプションの適切性を事後的にチェックする機能は必要不可欠である。

第1の問題点である季調済系列の不安定性に関する最近の事例としては、1991年における景気動向指数（経済企画庁発表、一致指数を構成する11系列のうち9系列が季調済系列（注5））の大幅な遡及改訂が挙げられる。1991年の各月に公表された一致指数は、1991年の初めから10月頃まで景気判断の分かれ目となる50を境に行き来しており、景気が後退し始めているかどうか微妙なところであった。しかし、1992年に行われた季調替えにより季調済系列が大幅に改訂された結果、一致指数は1991年4月以降一貫して50を割り込んでいたことが明らかになり、景気後退がかなり早くから始まっていたことを示す結果となった（注6）。

こうした季調済系列の不安定性の原因としては、まず、移動平均をとる際の末端処理（データ系列のうち末端に近い部分についての処理）の問題を挙げることができる。X-11の標準型で

（注4）通商産業省では、鉱工業生産指数を作成するに当たり、所管の各地方通産局作成指数に関する大量系列を迅速処理する必要があるという特殊性から、データの計算期間を5年に固定し、かつ計算手順を単純化したMITI法を継続使用している。

（注5）9系列のうち、4系列がX-11、5系列がMITI法による季調済系列である。

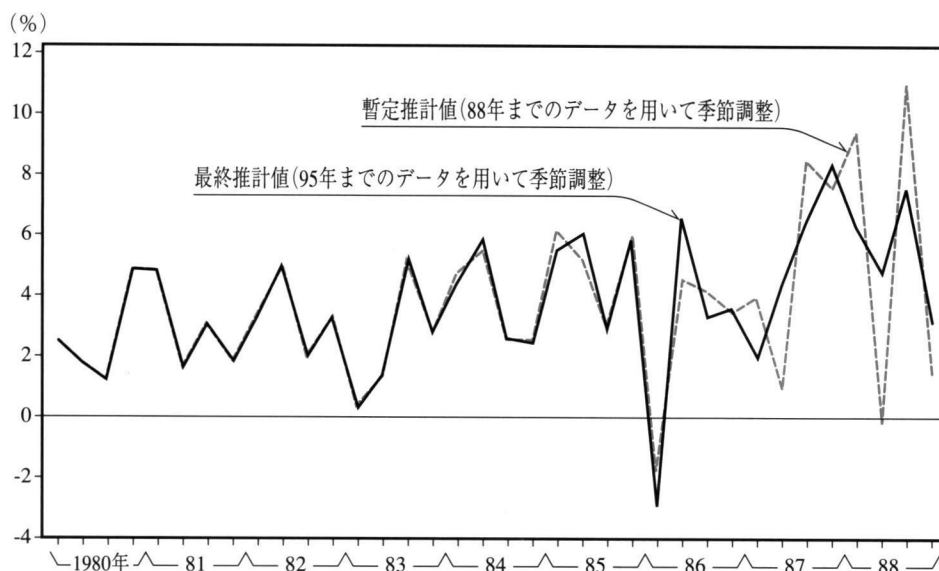
（注6）詳しくは、Fukuda [1992] を参照。

は、各時点の季調済系列を推計する際に、原則として、その時点の前後7年間分（合計14年間分）のサンプルの加重移動平均を行っている（これを「中心移動平均」と言う）。しかし、末端から数えて7年未満の時点においては、サンプルが不足してしまうため、中心移動平均を完全な形で適用することができない。こうした問題は、末端に近い時点ほど深刻で、特に最末端時点については、先行きのサンプルが全く存在しないため、事実上、過去7年間のサンプルのみによる、言わば「後方移動平均」により季節調整を行っている。その結果、末端部分に新たなデータが追加され、推計に用いられる先行きのサンプル数が増えるたびに、季節変動パターンに関する新たな情報が織り込まれ、季調済系列が大きく改訂されるといった事態が生じやすくなっている。

この点を、国内総支出（GDP）のケースで確

認すると次のとおりである。図表4において、「暫定推計値」とは、X-11を用いて1988年までのサンプルから推計した季調済系列であるが、上述のとおり、末端（1988年）に近づくほど後方移動平均に基づく季節調整の色彩が強くなっている。一方、「最終推計値」とは、同じくX-11を用いて1995年までのサンプルから推計したものであり、この系列においては、1988年以前の全時点において既に中心移動平均が適用されているため、1996年以降のデータが新たに追加されても、1988年以前の季調済系列の推計値は変更されない。この意味で、まさに「最終」の推計値となっている。季調済系列を利用して景気判断を行う者にとって、暫定推計値は最終推計値になるべく近いことが望ましい。しかし、図表4における両者の動きは系列末端に近い1986～88年においてかなり異なっており、前期比年率でみて最大5%の乖離が発生している。

(図表4) X-11により推計したGDPの季調済系列（前期比年率）



こうした乖離の大きさは、景気判断上、無視できない攪乱要因となっていたことが窺える（注7）。

季調済系列の不安定性の原因としては、このほか原系列に混入している異常値や曜日変動を適切に処理しないままに季節調整を行っている点が指摘できる。例えば、通常の不規則変動の範囲をはるかに超える異常な変動が含まれている場合、通常の移動平均ではその異常な突出を完全に消し去ることはできず、むしろ前後に引き延ばして循環変動のような山や谷を作り出してしまふ。しかも、山や谷の大きさは新規データが追加されるたびに変わるので、季調済系列は不安定になりやすい（注8）。

3. センサス局法X-12-ARIMA

(1) X-12-ARIMAの特徴

X-12-ARIMAは、X-11の上記のような問題点を解決すべくセンサス局が今般開発したものである。この方法の特徴は次の3点に要約できる。第1の特徴は、季節調整の事前調整として、REGARIMA（レグアリマ）と呼ばれる時系列モデルにより異常値や曜日変動等を推計し、これ

らをあらかじめ原系列から除去するという点である（注9）。これは、X-11による季調済系列が異常値等の混入により不安定化していたのを是正する効果があると考えられる。第2に、REGARIMAを用いて原系列の予測値を推計した上で、この予測値と実際の原系列をつなげた系列に対して移動平均を行うことにより、データの末端部分においても後方移動平均ではなく中心移動平均をとることができる。これにより末端処理に伴う歪みが少なくなり、やはり季調済系列の安定性が高まるものと考えられる。第3に、季節性が過不足なく除去されているかどうかを統計的な分析などにより事後的にチェックでき、これにより選択したオプションが適切であったかどうかを判断できる。

X-12-ARIMAの手順は、①REGARIMAによる原系列の事前調整パート、②従来のX-11による移動平均パート、③事後診断パート、の3つのパートから構成される（図表5）。

それぞれのパートについて詳しくみると、まず、第1のパートでは、REGARIMAを用いて原系列をARIMAモデルで表現できる部分と異常値

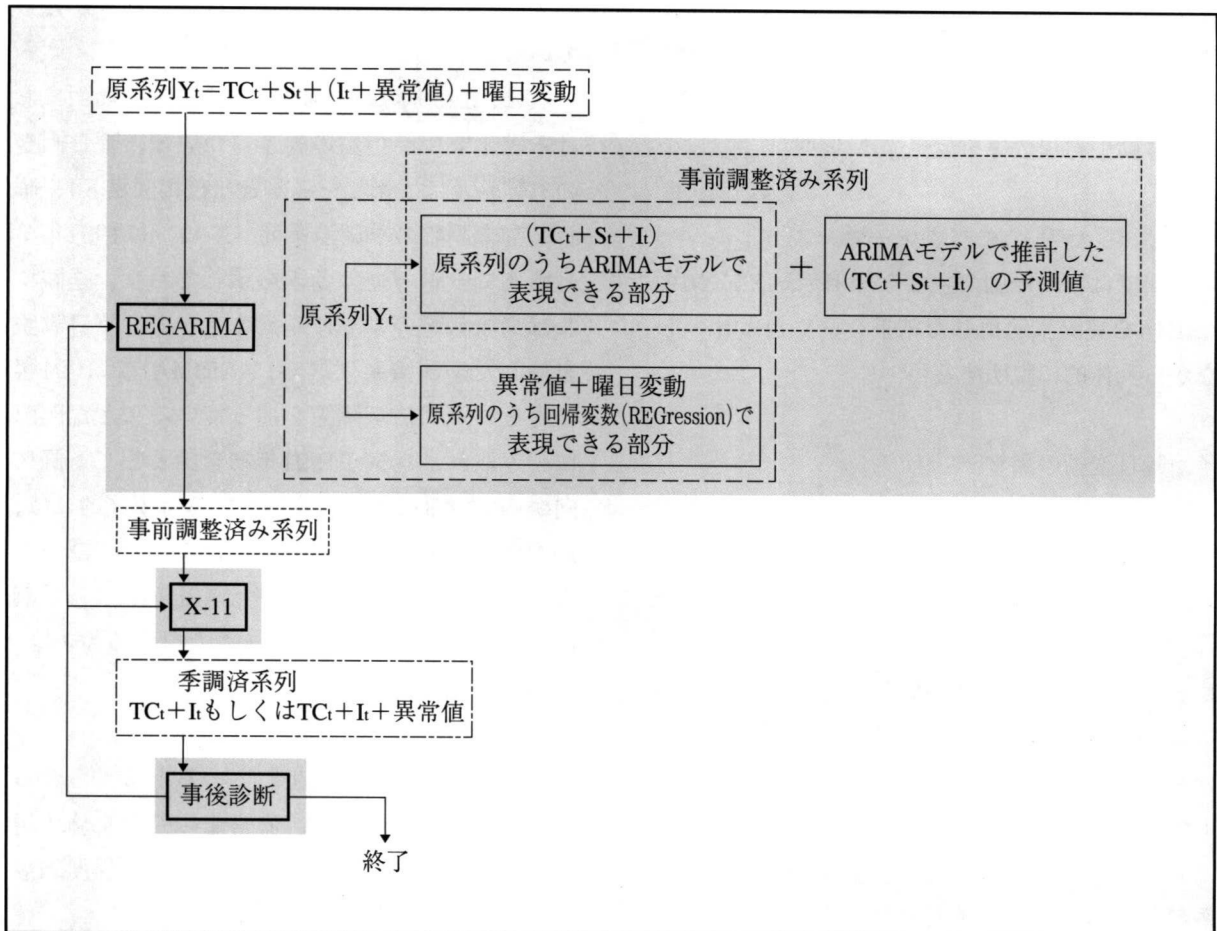
（注7）図表4の季調済系列は、1990年基準の実質GDPに対してX-11を直接適用して推計したものである。しかし、実際に経済企画庁によって公表されるGDPの季調済系列は、GDPコンポーネントの季調済系列の合計値として計算されたものであり、また、1988年当時においては、1980年基準の系列に対して季節調整が適用され推計されたものである。したがって、ここでの分析は実験的なものであることに留意する必要がある。ただし、実際1988年当時に経済企画庁によって公表されたGDPの季調済系列にも、図表4の暫定推計値のようなギクシャクした動きがみられている（経済企画庁『国民経済計算年報』平成元年・2年版参照）。

（注8）実際は、X-11には異常値と曜日変動の調整機能が備わっているが、その機能は十分でない。例えば、X-11のオプションを用いて曜日変動を調整すると、季調済系列が一層不安定になる場合がある。詳しくは、木村 [1996b] を参照。

（注9）REGARIMAは“REGression and ARIMA”の略で、回帰変数とARIMAモデルの組み合わせという意味である。なお、ARIMA（Autoregressive Integrated Moving Average）モデルとは、時系列データの変動を、自己の過去の変動とホワイト・ノイズと呼ばれる純粋に不規則な確率変数との一次結合で表したものであり、時系列分析において広く用いられている。

(図表5)

X-12-ARIMAの推計フロー



や曜日変動への回帰部分とに分解する。その上で、ARIMAモデルで表現できる部分とそのARIMAモデルを用いて推計した予測値をつなぎ合わせた「事前調整済み系列」を推計する。例えば、異常値に対しては、REGARIMAでその大きさを推計して、異常値発生時の原系列からその推計値を除去することにより、異常値があたかも発生しなかったような事前調整済み系列について、その予測値も含めて作成する。

第2のパートでは、こうして得られた事前調整済み系列に対して従来のX-11による季節調整を行う。ここでは、データの末端でも先行きの予測値を用いた中心移動平均が可能であり、かつ、異常値や曜日変動の攪乱を受けないため、移動平均による通常の調整（2. (2)の計算ステップ①～⑥）で季節変動を適切に抽出できる。

第3の事後診断パートでは、季節性が過不足

なく除去されているかどうかを統計的手法によりチェックするとともに、季調済系列の安定性に関する診断を行う。診断の結果次第では、REGARIMAにおけるモデル化の方法やX-11における移動平均項数等を変更する（注10）。

（2）X-12-ARIMAのパフォーマンス

本節では、わが国の主要な経済データにX-12-ARIMAを実際に適用した結果を、X-11と比較しながら具体的に説明する（注11）。

イ．曜日変動の調整

まず、曜日構成の影響を受けやすいと考えられる鉱工業生産指数と大口電力使用量について、X-12-ARIMAにより季節変動成分と曜日変動成分（閏年の影響を含む）を推計すると（図表6）、曜日変動成分は季節変動成分に迫る大きさであることが確認できる（注12）。これは、曜日変動成分を無視して季節調整を行うと季調済系列に無用の凸凹が生じる可能性を示唆している。実際に、X-12-ARIMAにより曜日調整を施した季調済系列と、X-11による曜日変動未調整の季調済系列を比較すると（後掲図表7）、鉱工業生産指数

と大口電力使用量の両ケースについて、曜日変動未調整の場合にはかなり不自然な動きが残っていることが確認できる。

次に、1990年から1991年の景気転換局面における鉱工業生産指数の動きについて、曜日調整の有無が及ぼす影響をみると（後掲図表8）、曜日変動未調整の季調済系列（X-11）は1991年7月頃まで一進一退の動きを示しており、達観すれば高原状態のようにみえる。一方、曜日調整を施した季調済系列（X-12-ARIMA）は1991年2月をピークに下降線を辿っていることが明瞭に読み取れ、景気が1991年初を山として下降に向かっていることを示唆している。事後的には、1991年4月が景気の山であったことが確認されており、曜日調整を施したX-12-ARIMAによる季調済系列の動きが実態に近かったと言える（注13）。

ロ．異常値の処理

明らかに異常値が発生していると考えられる2つのケースについて、異常値の処理を施す場合と施さない場合で季調済系列がどの程度乖離するかを調べてみよう。

最初のケースは1994年第2四半期と第3四半

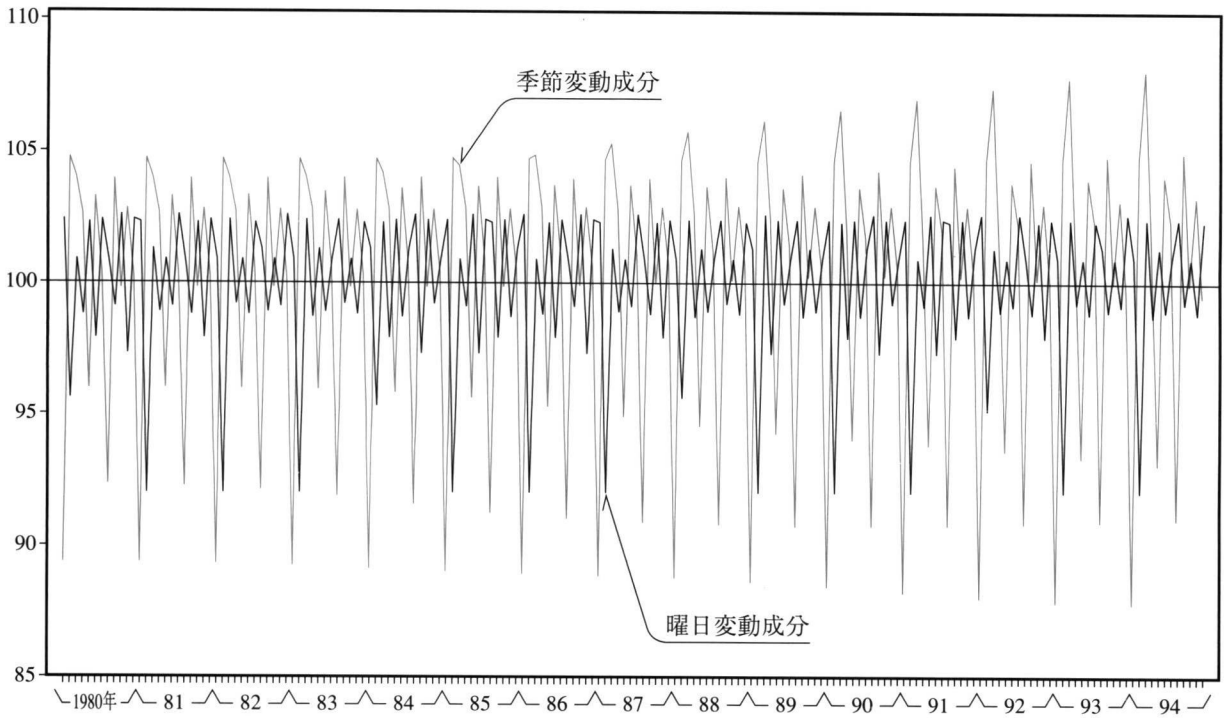
（注10） REGARIMAによる事前調整や事後診断はオプションである。つまり、事前調整を行わず、かつ事後診断も利用しない場合には、X-12-ARIMAによる季調済系列は従来のX-11の季調済系列と一致する。

（注11） 適用した時系列のデータ・ソースやサンプル期間、およびX-12-ARIMAのオプションについては、木村 [1996a,b] を参照。なお、分析で用いたX-12-ARIMAのプログラムは、一般公開前のベータ・バージョンであるが、分析結果は正式公表されるファイナル・バージョンを用いた場合と実質的に相違するものではない。

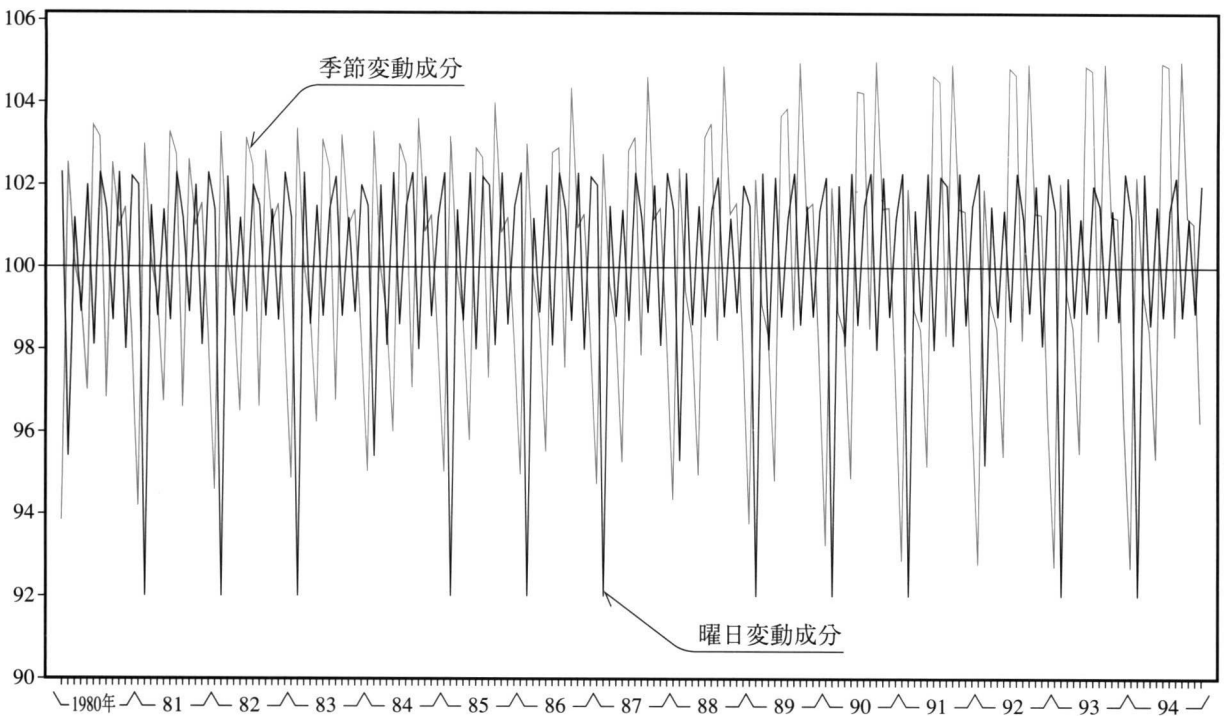
（注12） REGARIMAによって、原系列内に曜日変動や異常値が存在しているかどうかを調べるには、それらを表わした回帰変数に係るパラメータが有意かどうかについてt検定を行えばよい。また、AIC（Akaike Information Criterion）やBIC（Bayesian Information Criterion）といった情報量基準を用い、モデル全体の当てはまり具合をみることによって判定することもできる。例えば、曜日変動を取り入れたREGARIMAと取り入れていないREGARIMAのAICを比較することによって、曜日変動を調整すべきか否かを定めることができる。

（注13） 現在通商産業省によって対外公表されている鉱工業生産指数の季調済系列（MITI法使用）においては、曜日変動の調整は行われておらず、ここで指摘した問題はX-11と同様に当てはまる。MITI法とX-11、X-12-ARIMAの比較に関する詳細は、木村 [1996b] を参照。

(図表6) 鋳工業生産指数における季節変動成分と曜日変動成分の推移

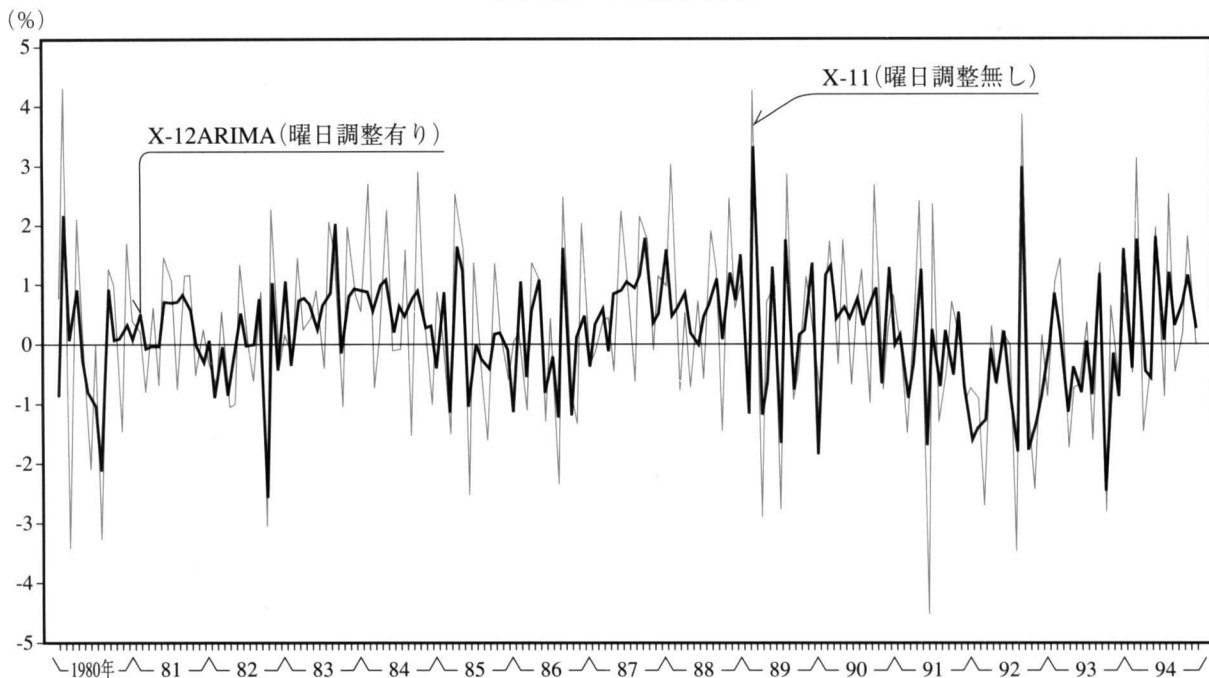


大口電力使用量における季節変動成分と曜日変動成分の推移

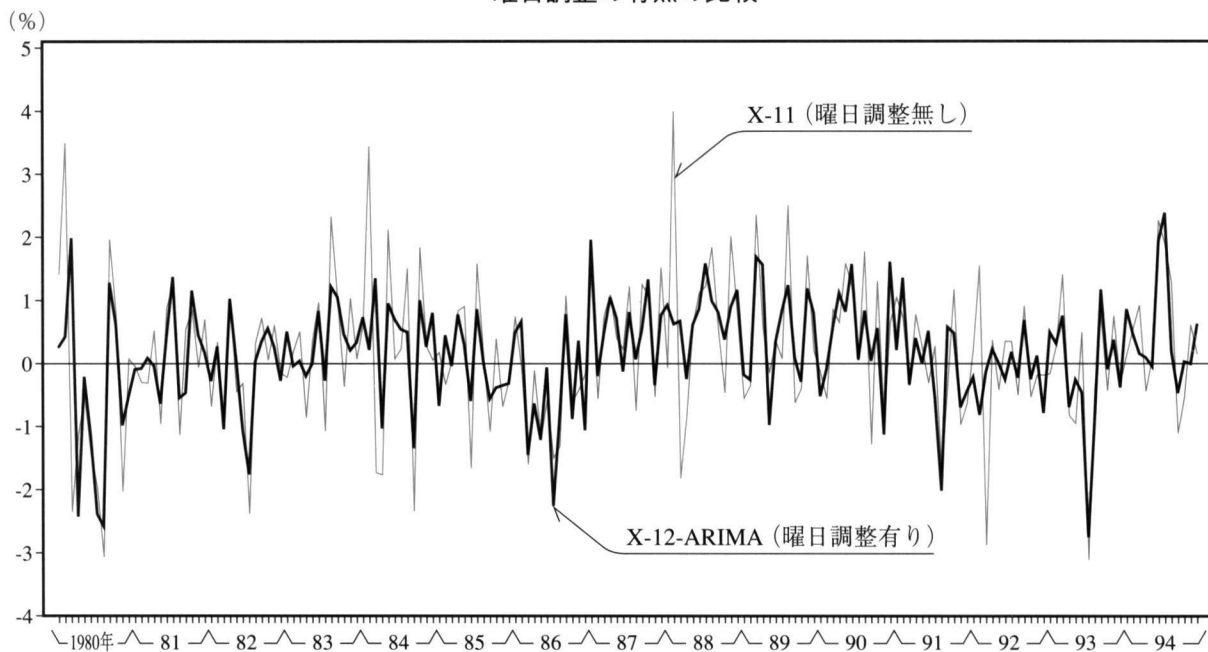


(図表7)

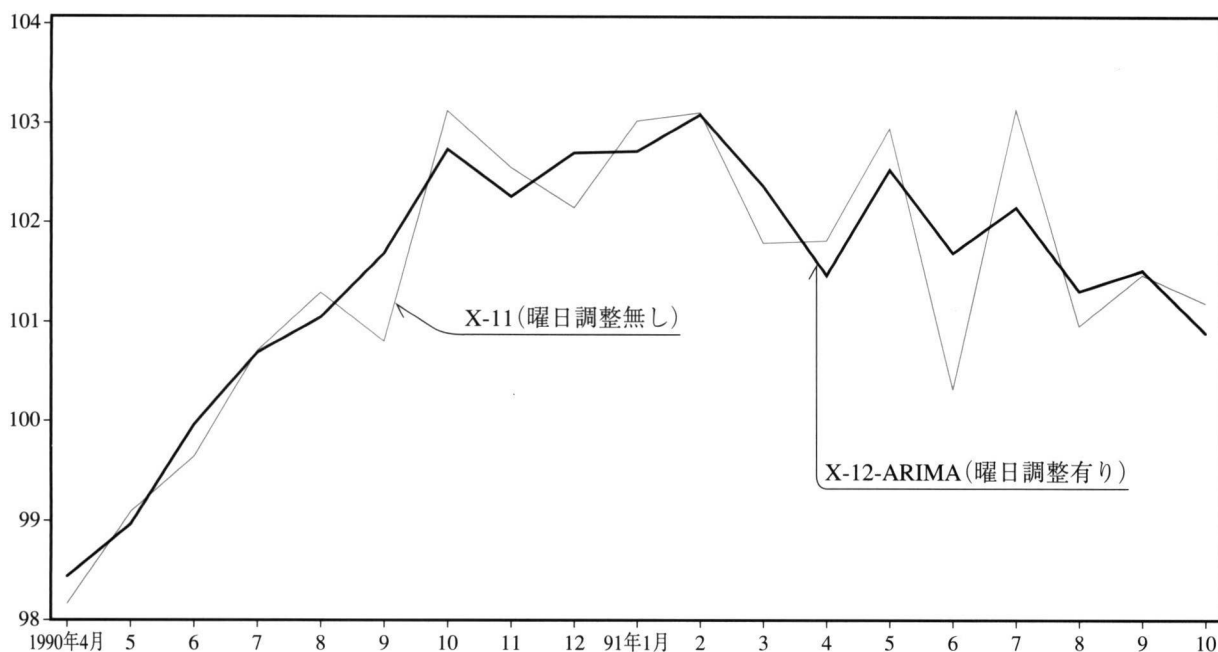
鉱工業生産指数の季調済系列前月比の推移
—曜日調整の有無の比較—



大口電力使用量の季調済系列前月比の推移
—曜日調整の有無の比較—



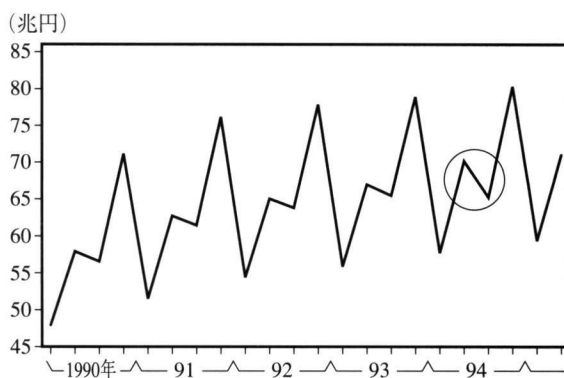
(図表8) 鉱工業生産数(季調済系列)の推移
—曜日調整の有無の比較—



(注) 両系列とも1991年10月までのデータを用いて季節調整したもの。

期における雇用者所得の動きである。図表9の原系列の動きをみると、第2四半期にはプラスの異常値が、また第3四半期にはマイナスの異常値が発生しているように見える。これは、1994年の総合経済対策に基づく特別減税(減税規模5.5兆円)の還付を受けるために、一部の企業が例年7月の賞与支払を6月に前倒ししたためである。このような異常値に対して、X-12-ARIMAでは、まず、異常値の大きさをREGARIMAで推計し、あたかも賞与の前倒しかなかったかのような事前調整済み系列を作った上で、これに季節調整を施す(注14)。季調済系列

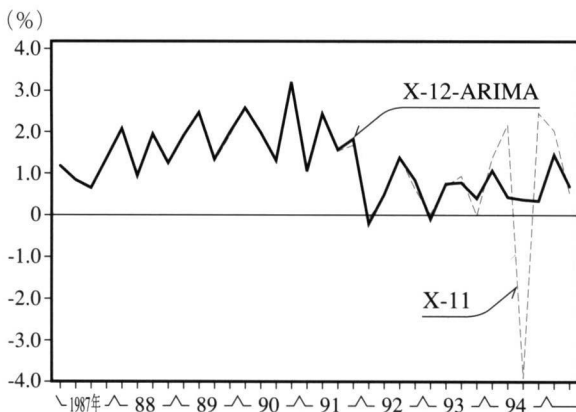
(図表9) 雇用者所得の推移(原系列)



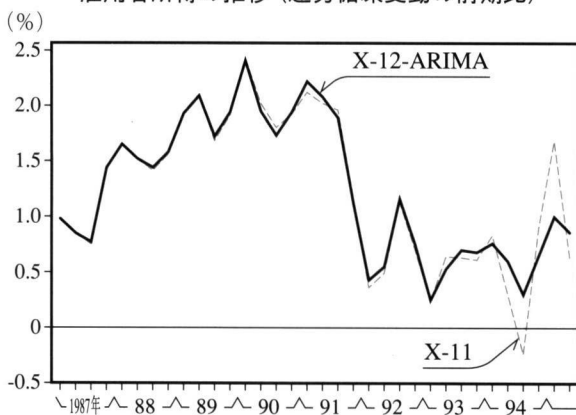
(注14) X-12-ARIMAでは、異常値を季調済系列に残存させることも、除去することもできる。その選択は分析者のニーズや異常値の発生原因に依存する。ここでは、賞与前倒しは第3四半期から第2四半期への単なる金額の移動にすぎず、雇用者所得の基調とは関係ないとの判断から、異常値を季調済系列から除去した。なお、1994年第2四半期、第3四半期における異常値の大きさは、それぞれ1兆3千億円、1兆8千億円と推計された。

の動きをみると（図表10）、X-12-ARIMAにより異常値処理が施された系列は滑らかにみえる一方、異常値処理を行わないX-11では1994年中に大きな凸凹が発生している。これは、賞与の前倒し支払が雇用者所得の基調的な変化と誤認されたまま趨勢循環変動が推計されているためである。

（図表10）雇用者所得の推移（季調済系列の前期比）



雇用者所得の推移（趨勢循環変動の前期比）



次のケースは、1989年4月の消費税導入に伴う3月の駆け込み需要と4月の反動減である。

図表11上図は、東京都内の百貨店売上高の原系列を示しているが、3月と4月は明らかに異常値であることが確認できる。この系列を季節調整する際に、REGARIMAを用いて異常値の調整を行う場合と行わない場合とを比較すると（図表11下図）^{（注15）}、季調済系列の違いは1989年3、4月にとどまらず、その前後4～5年に及ぶことが分かる。これは、異常値の未調整の結果、一時点で季節変動成分の過大または過小推計が発生すると、季節変動成分に対する移動平均の繰り返しにより、その影響が前後の時期にも及ぶためである。

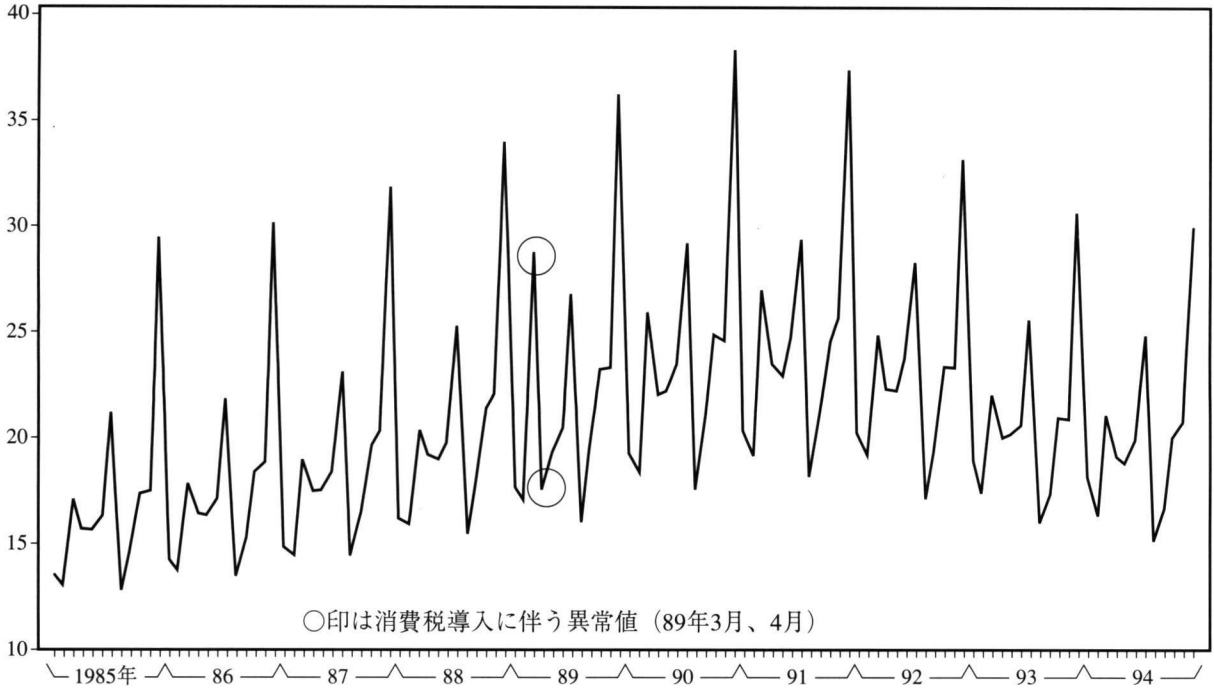
ハ．季節調整の適切性のチェック

季節調整の適切性をチェックするための事後診断の利用例として、季節変動成分を推計する際に、前後何年分のデータを移動平均すべきかという点（移動平均項数の選択）についてみてみよう。X-11では、対象とするデータの特性に応じて移動平均項数を選択できるよう工夫されているが、実際には、選択すべきオプションが事前に判っているケースは稀である。こうした場合にX-12-ARIMAでは、選択した移動平均項数が適切であったかどうかを事後的に診断できる。後掲図表12は、鉱工業生産指数の季節変動パターンに対して、最も可変的なケース、標準的なケース、最も固定的なケースを仮定し、それぞれに相当する移動平均項数を選択して季節調整を行ったものである。すなわち、可変的な季節変動パターンには、移動平均項数の短いものを、固定的なパターンには長い項数を選択する（標準的なパターンには標準型の項数を選択）。

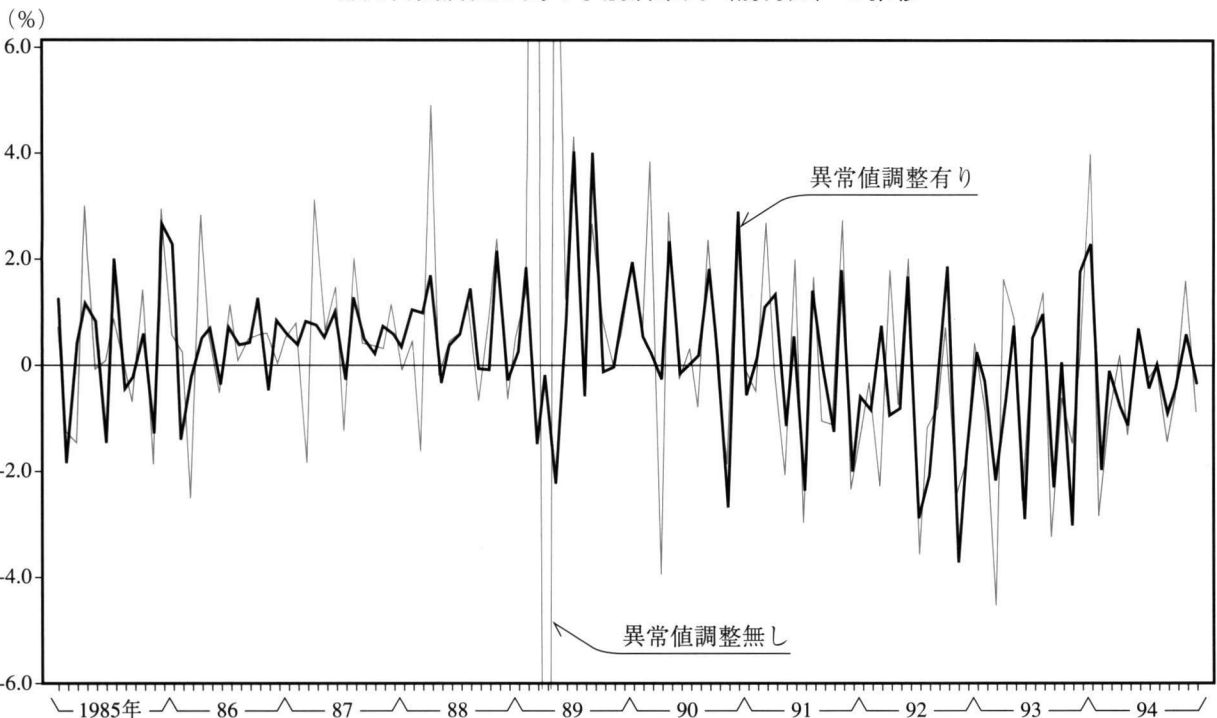
（注15） 図表11下図に示したいずれの季調済系列も、X-12-ARIMAによって曜日調整は行っている。

(図表11) 都内百貨店売上高（原系列）の推移

(百億円)

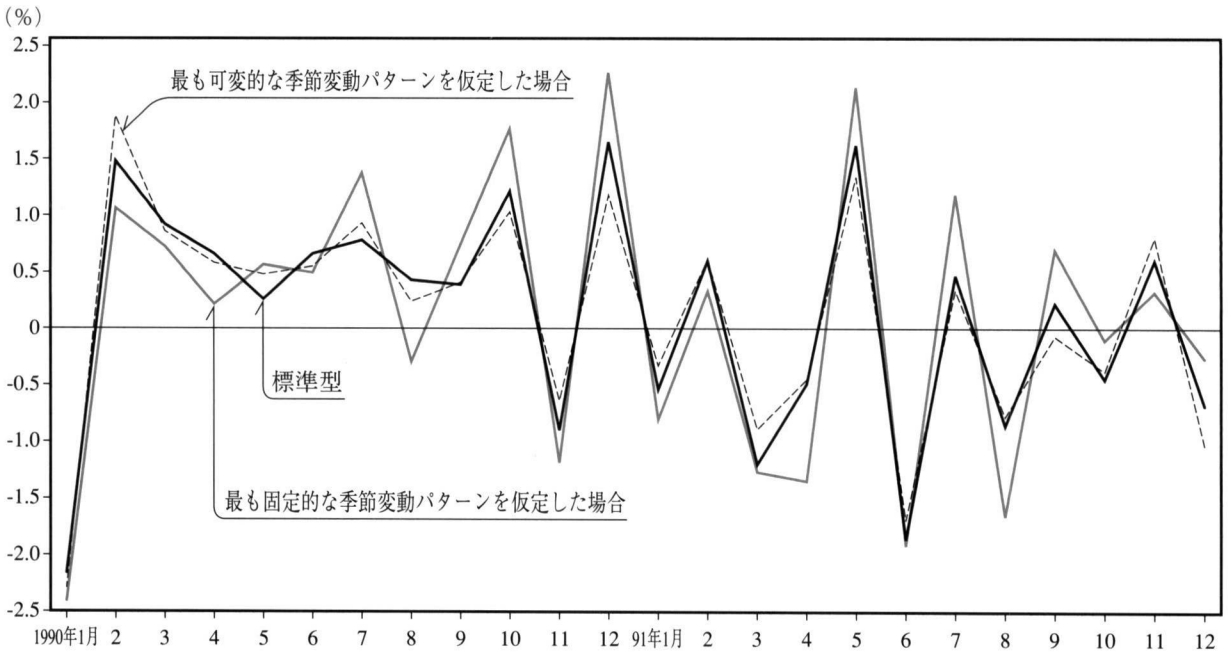


都内百貨店売上高の季調済系列（前月比）の推移



(注) 異常値調整無しの季調済系列（前月比）の1989年3月（+24.2%）、1989年4月（△30.7%）、1989年5月（+11.3%）の値は図の縦軸のレンジを越えている。

(図表12) 移動平均項数の選択が鉱工業生産指数の季調済系列（前月比）に与える影響

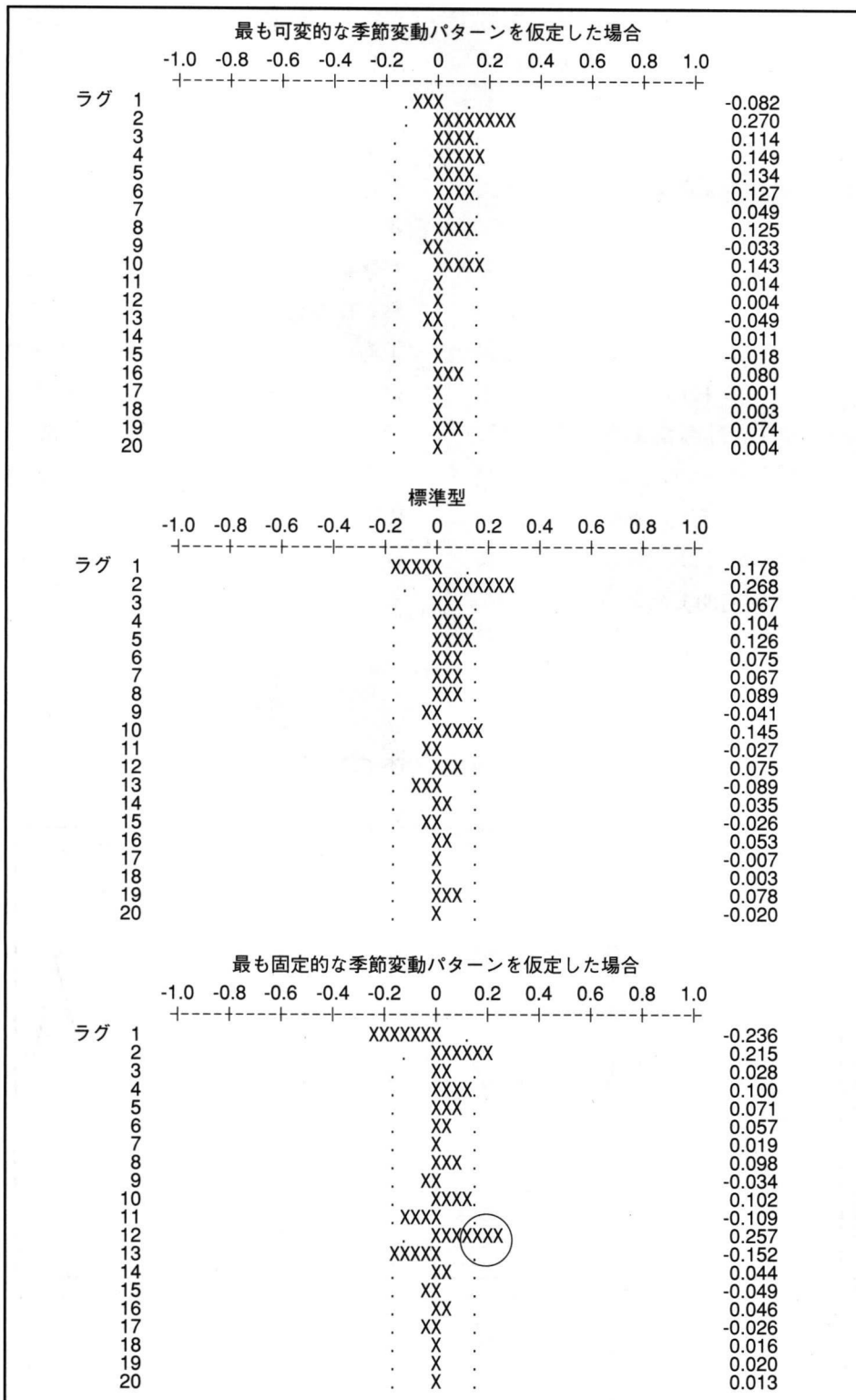


これによると、最も固定的な季節変動パターンを仮定した場合には季調済系列の変動が大きく、最も可変的なパターンを仮定した場合には季調済系列は滑らかな動きを示している。一見したところ、滑らかな季調済系列の方が好ましいように見えるが、季調済系列が本来どの程度滑らかであるべきかは事前には分からない。例えば、もともと不規則変動の大きい系列から季節変動を除去しても滑らかな系列にはならないはずである。そこで、X-12-ARIMAの事後診断機能を利用して、季調済系列前月比の自己相関係数（注16）を計測してみると（図表13）、最も固定的な季節変動パターンを仮定した場合の季調済系列前月

比の自己相関係数はラグ12か月において大きな正の値になっている（図表13最下図の○印）。これは、ある時点の季調済系列の動きは、その前年および翌年の季調済系列の動きと相関を有していることを意味しており、系列内に季節性が残存していることを示している。この結果から、固定的な季節変動パターンを仮定した季調済系列の変動が他のケースより大きいのは、不規則変動が大きいからではなく、季節性が完全に除去されていないためと診断できる。したがって、鉱工業生産指数には標準型、ないしはそれ以上に可変的な季節変動パターンを仮定することが適切と言える。

（注16）ラグ1か月の自己相関係数とは、季調済系列（前月比）が1か月前の値とどの程度相関しているかを示すものである。ラグ2か月、3か月、…についても同様に定義できる。

(図表13) 鉱工業生産指数の季調済系列(前月比)の自己相関係数



(注) 図中の点線は、自己相関係数が0であるという帰無仮説を検定するための有意水準5%の臨界値を示している。

二. 季調済系列の安定性

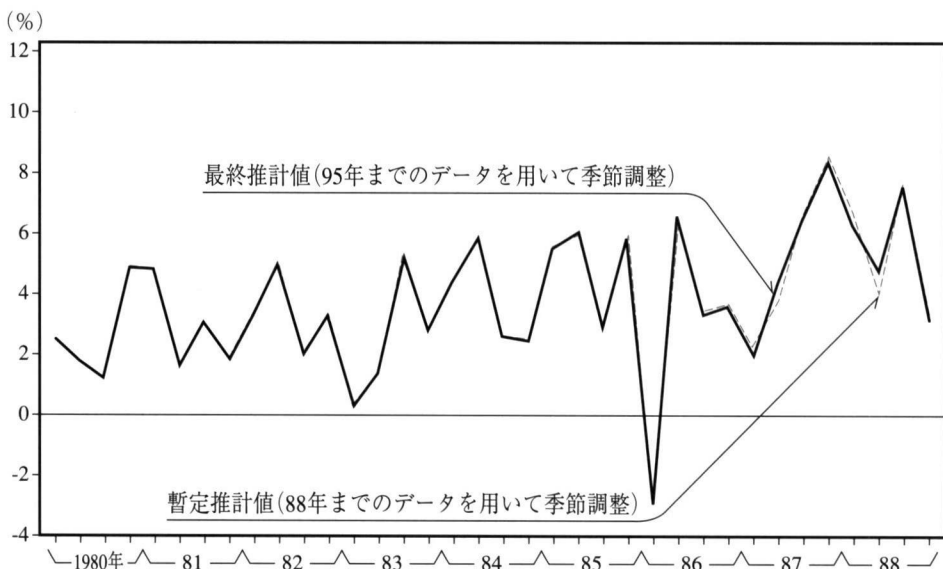
まず、先に試みたGDPの季節調整における最終推計値と暫定推計値の比較をX-12-ARIMAで行ってみると(図表14)、両者はほぼ一致しており、X-11でみられた季調済系列の不安定性の問題は解決されているように見える(図表4と比較)。

季調済系列の安定性について詳しくみるために、新規データの追加に伴い季調済系列の前月比がどの程度改訂されるかを計測し、それを尺度として15の月次データについてX-11とX-12-ARIMAの比較を行う。計測結果をみると(図表15)、一部の系列(M₂+CDと常用雇用指数)ではX-11とX-12-ARIMAに有意な差がみられないが、その他の系列については、X-12-ARIMAによる季調済系列の方が安定である(改訂幅が小さい)ことが確認できた。なお、木村[1996a]

は、モデル型調整法も含めて安定性の比較分析を行った結果、X-12-ARIMAによる季調済系列は、X-11のみならず、モデル型調整法に比べても安定性が高いことを確認している。

このように、X-12-ARIMAによる季調済系列の安定性が改善しているのは、イ. とロ. の分析が示すように、曜日変動や異常値の調整・除去が適切に行われていることに加え、系列末端においても信頼性の高い予測値を用いた中心移動平均による季節調整が行われているためである。いくら予測値を用いて中心移動平均を行っても、予測値の信頼性が低ければ季調済系列の安定性は改善しないわけで、ここでの分析結果は、REGARIMAによる予測が季節変動パターンの可変性等を適切に考慮した信頼性の高いものであることを裏付けている。

(図表14) X-12-ARIMAにより推計したGDPの季調済系列(前期比年率)



(図表15) 新規データの追加に伴う季調済系列前月比の改訂幅

| | X-11 (A) | X-12-ARIMA (B) | X-11比 |
|---------------------|-------------|-------------------|------------------|
| | | | (B-A)/A |
| 鉱工業生産指数 | 0.85 | 0.41 | △52 [%] |
| 鉱工業出荷指数 | 0.65 | 0.49 | △25 |
| 輸出額(\$) | 1.42 | 0.88 | △38 |
| 輸入額(\$) | 1.90 | 1.10 | △42 |
| 機械受注総額 | 3.42 | 2.91 | △15 |
| 大口電力使用量 | 0.45 | 0.25 | △44 |
| 建設工事受注高 | 4.68 | 4.45 | △5 |
| 銀行券発行残高 | 0.27 | 0.22 | △19 |
| 準備預金残高 | 0.63 | 0.19 | △70 |
| M ₁ | 0.29 | 0.15 | △48 |
| M ₂ + CD | 0.09 | 0.09 | 0 |
| 常用雇用指数 | 0.07 | 0.07 | 0 |
| 都内百貨店売上高 | 1.09 | 0.76 | △30 |
| 乗用車新車登録台数 | 2.17 | 1.45 | △33 |
| 消費者物価指数 | 0.06 | 0.04 | △33 |

(注) 1992年1月～95年2月の期間について、各月までのデータを用いて推計した季調済系列の前月比が、1995年3月までのデータを追加することによってどの程度改訂されるかを計算し、その改訂幅(絶対値ベース)の平均値を求めたもの。算出方法の詳細については、木村 [1996b] を参照。

おわりに

本稿でみたように、X-12-ARIMAには、異常値や曜日変動の調整を適切に行うことなどによって、季節性を過不足なく除去する工夫が施されているほか、それによる季調済系列の安定性はX-11に比べて格段に向上している。また、使い

勝手の面では、X-12-ARIMAはパソコン上で稼働し、プログラムはインターネット経由で米国商務省から無料で入手できるので(注17)、分析者自身がそれぞれの分析用途に応じて季節調整を行うことも容易である。季節調整法は実際には観察できない季節変動成分を「推計」しようとす

(注17) X-12-ARIMAのファイナル・バージョンのプログラムは、本年6月中旬に一般公開される予定である(5月末時点では、ベータ・バージョン)。同プログラムは、インターネット経由でanonymous ftpを使って商務省から無料でダウンロードできる。アドレスは、[ftp.census.gov](ftp://ftp.census.gov)で、ディレクトリは、[pub/ts/x12a](ftp://pub/ts/x12a)である(ユーザー名は“anonymous”を、パスワードは自分のe-mail addressを入力する)。

るものであり、どのような手法にもおのずから限界はある。しかし少なくとも、現在利用可能な季節調整法の中では、X-12-ARIMAのパフォーマンスは最も優れていると言えよう。経済団体連合会・経済調査委員会は『経済統計の整備に関する報告書』（1996年1月）の中で、経済統計の整備に関する今後の課題の1つとして「GDP統計速報など経済統計の季節調整値は四半期ごともしくは月ごとに振れるという問題があり、季節調整法の見直しを検討する必要がある」と指摘しているが、こうしたニーズに応えるためにも、X-12-ARIMAへの移行を今後検討していく必要がある。

なお、季節調整法自体の見直しに加えて、季節調整に関する統計慣行についても検討すべき課題は少なくない。第1は、季調替えの頻度である。例えば、1996年の四半期・月次データを季節調整する場合に、わが国では、①1995年までの原系列を用いて季節変動成分を推計した上で1996年の季節変動成分の「予測値」を作成する、②1996年中のデータ公表時にはこの「予測値」を原系列から除去したものを季調済系列として公表する、③1996年のデータがすべて出揃ったところで、1996年までの原系列をフルに用いて季節変動成分を推計し、1996年の季調済系列を改めて公表する（これを季調替えと呼ぶ）、という手順を踏む。季調替えが年1回であっても、季節変動成分の予測値の精度が高ければ問題ないが、予測値の精度が低い場合には、最新年の季調済系列に歪みが生じることになる。この問題を抜本的に解決するためには、季調替えを毎月・毎四半期行う必要がある。実際、米国商務省センサス局は、こうした観点から、公表のつど、季調替えを行っている。そもそも、年1回の季調替えという慣行は、コンピュータの処理

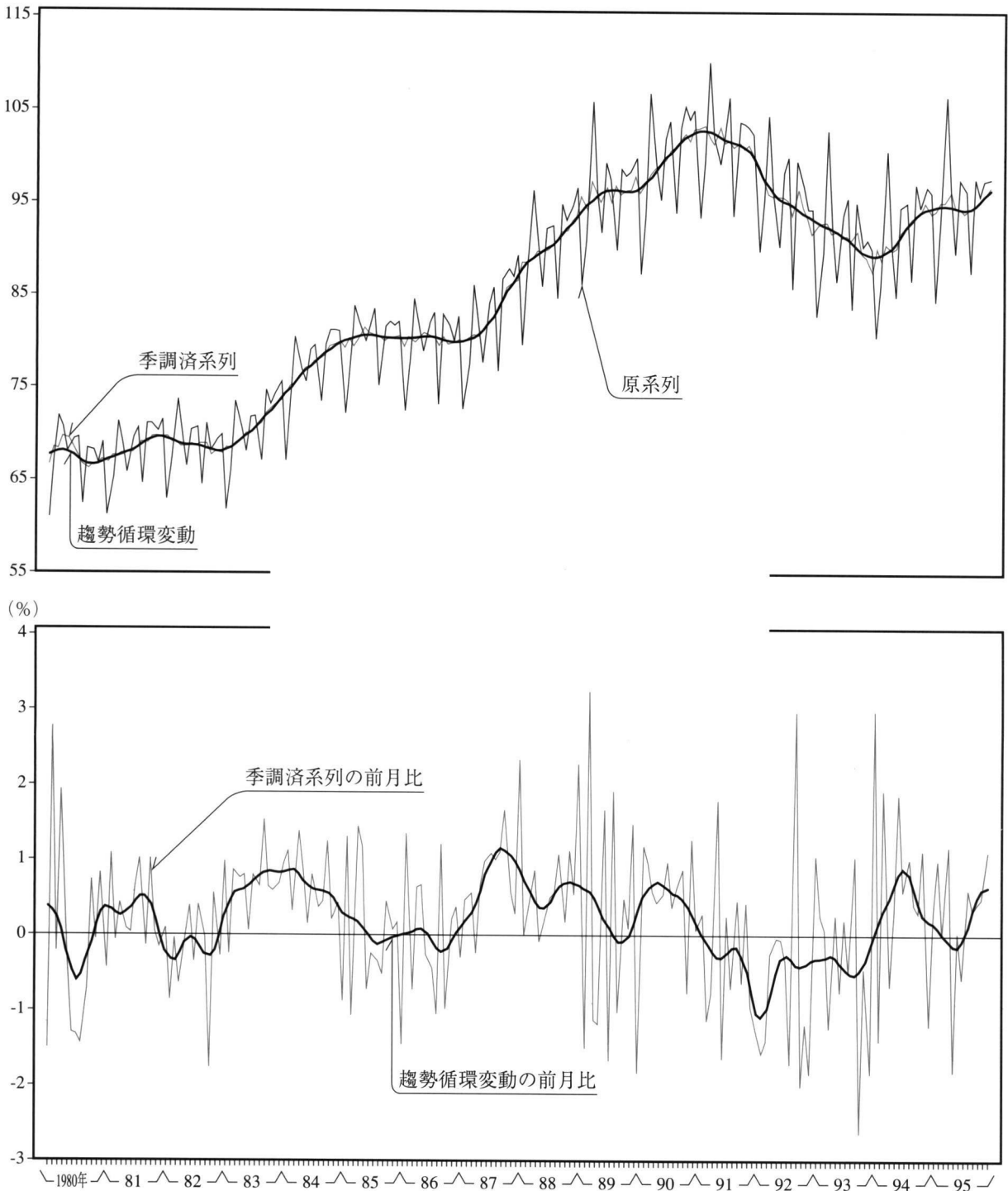
能力が極めて限られていた時代に考え出された簡便法であり、今後季調替えの頻度の見直しについて検討していくことが望まれる。

第2に、趨勢循環変動成分の有効活用についてである。季調済系列は原系列から季節変動のみを除去したもので、不規則変動は除去されていない。このため、季調済系列の前月（期）比にはかなりの凸凹がみられる場合があり、実際の経済分析においては、これを均すために、季調済系列に対してさらに移動平均をとることがしばしば行われる。しかし、X-11、X-12-ARIMAいずれのセンサス局法でも、趨勢循環変動と不規則変動が別々に推計されるので、趨勢循環変動を直接利用することができる。X-12-ARIMAで推計した鉱工業生産指数の季調済系列と趨勢循環変動の前月比を比較すると（図表16）、趨勢循環変動はこれまでの景気循環局面をきれいに捉えていることが分かる。ドイツ連邦統計局やニュージーランド統計庁では、原系列（ Y_t ）と季調済系列（ $TC_t + I_t$ ）に加え、趨勢循環変動（ TC_t ）も公表しているが、わが国でもこうした方向での検討が必要であろう。

第3に、季節調整に使用したオプションの公表について検討する必要がある。この点に関しては、統計審議会経済指標部会（1979年9月）が、かつて「センサス局法の使用に当たって、各種オプションのうち、標準型以外の機能を選択する場合には、オプション名と選択した機能の一覧表を作成するとともに、結果報告書等にそれを明記する」ことを各統計機関に求めている。X-12-ARIMAにはREGARIMAの特定（曜日調整や異常値調整の有無など）や移動平均項数など多くのオプションが備えられており、使用オプションを公表する必要性は高いと言えよう。

(図表16)

鉛工業生産指数の推移



(注) 季調済系列と趨勢循環變動はX-12-ARIMAにより推計。

(調査統計局)

【参考文献】

- 木村武「季節調整の方法とその評価について－各種手法の紹介と理論・実証分析のサーベイ」日本銀行金融研究所『金融研究』第14巻第4号、1995年
- 「季節調整について」日本銀行金融研究所IMES Discussion Paper 96-J-2、1996年a
- 「最新移動平均型季節調整法X-12-ARIMAについて」日本銀行金融研究所『金融研究』第15巻第2号、1996年b
- 田原昭四『景気変動と日本経済』東洋経済新報社、1983年
- Fukuda, K., “The Most Important Seasonal Adjustment Problem in Japanese Economic Time Series”
Proceedings of the International Workshop on the Seasonal Adjustment Methods and Diagnostics, Washington, D.C., U.S. Bureau of the Census, June 1992