

季節調整に関する実務的諸問題

日本銀行*・東京工業大学大学院 木 村 武

(1997年4月 受付)

1. はじめに

月次や四半期の経済時系列 (Y_t) は、趨勢循環変動 (TC_t)、季節変動 (S_t)、不規則変動 (I_t) の3成分から構成されるモデルで表現されることが多い ($Y_t = TC_t + S_t + I_t$)。経済データを用いて景気分析をする場合、景気の基調は季節変動とは無関係と考えられるので、季節変動をデータから除去して分析の方が都合が良い。こうした場合に用いられる手法が季節調整であり、季調済系列 ($TC_t + I_t$) を推計することがその目的である。

わが国でも、官庁や日本銀行などの統計機関が主要な経済指標について、原系列とともに季調済系列を公表しており、専門的な経済統計誌はもちろん、新聞等にも広く掲載されている。しかしながら、最近、特にバブル崩壊後の低成長期において、季調済系列が後日大幅に遡及改定されてしまう問題や、季調済系列が時として不自然な動きを示す問題などが、景気判断に対する攪乱要因として無視できなくなってきた。的確な景気判断を行うためには、その事前準備として適切な季節調整が必要であることは言うまでもないが、これまでわが国では、季節調整に対する関心や季調済系列に関する品質管理が極めて不十分であったと言わざるを得ない。季節変動とはその存在が明らかなものであっても、実際には観測不能なものであり、季節調整とはその変動に対してある仮定をおいて推計する手法である。したがって、そこでの仮定のおきかたや推計アプローチの違いによって、理論的には無数の季調済系列が推計されることになり、季調済系列の品質や信頼性とは、まさにその仮定の現実的妥当性や推計アプローチの巧拙に依存するものである。残念ながら、こうした観点にたつて、統計機関のサイドから利用している季節調整法の信頼性を裏付けるような材料がこれまで提供されることはなかったし、利用者のサイドも季調済系列の品質に無関心のまま利用する傾向が強かった。

統計機関や利用者においては、公表・利用する季調済系列の統計学的な性質を把握するうえで、現行季節調整法の特徴や問題点、ならびに季節調整の最新手法や季節調整の正しい利用法、さらにはその限界等に関して理解を深めておくことが重要な課題といえる。本論文は、こうした問題意識のもと、主な季節調整法の特徴やそのパフォーマンスの評価、および季節調整法の利用上の留意点 (季節調整がもたらし得る情報の歪みや損失) などについて、筆者自身による実務的経験や実証分析を踏まえ、総合報告的に取りまとめたものである。

本論文の構成は次の通りである。2章では、まず、これまでの季節調整の主流となってきた移動平均型調整法の概要と問題点について整理したうえで、米国商務省センサス局法の最新版である X-12-ARIMA の特徴について述べる。その後、移動平均型調整法とは全く異なるアプローチで、時系列の変動を確率モデルで捉えることによって季節調整を行うモデル型調整法の特徴についてまとめる。3章では、移動平均型調整法の代表格である X-12-ARIMA と、モデル型調整法の代表格である DECOMP (統計数理研究所開発の TIMSAC-84 収録) のパフォーマンス

* 調査統計局：〒103 東京都中央区日本橋本石町2-1-1。

ンスについて、季節調整の「適切性」と「安定性」の2つの観点から、評価・比較を行う。次の4章では、個別の季節調整法に関するミクロの論点から話題を変え、「経済時系列から季節変動を除去する季節調整とは、本当に妥当なものなのか、あるいは常に正当化されるものなのか」といった季節調整そもそも論について考察する。ここでの目的は、季節調整系列をユーザーが利用する際の留意点を提示することである。具体的には、「経済分析や景気判断をするうえで、季節変動は noise ないし error である」²⁾という季節調整の大前提は、必ずしも成立しない場合があり、季節変動自体の動きから有用な情報を抽出できるケースがあることを紹介する。また、通常の一変数季節調整法における2つの仮定、すなわち、① 季節調整の対象となる時系列の変動を説明するのに、他の時系列の情報は影響しないこと、② 原系列を構成する3成分(趨勢循環変動、季節変動、不規則変動)は互いに独立であること、の妥当性についても批判的検討を試みる。最後の5章では、季節調整を統計機関の情報提供サービスの一環として位置付けた場合、統計機関がサプライヤーとして留意すべき点について、日本の統計慣行の問題点を指摘しながら整理する。

2. 移動平均型季節調整法とモデル型調整法の特徴

2.1 移動平均型調整法の特徴

移動平均型調整法の基礎にある考え方は、その名の通り前後数項の移動平均を取れば、一年周期の季節変動成分が除去されるとともに、不規則変動成分の影響も抑えられて趨勢循環変動成分の推計値が得られるというものである。こうして得られる趨勢循環変動成分の推計値を原系列から除去すると、季節変動成分と不規則変動成分からなる系列が得られる。これをさらに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適当な移動平均を取れば、季節変動成分の推計値が得られる。

実際の移動平均型調整法の計算アルゴリズムは相当複雑だが、上記の計算ステップの繰り返しをベースにしている。移動平均型調整法の代表格としては、米国商務省の開発したセンサス局法を挙げることができる。センサス局法は、J. Shiskin らによって開発され、最初のバージョンは1957年にX-1として公表された(XはExperimentalを、1はモデル番号を示している)。その後、コンピュータの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、あらゆる経済時系列に適用可能な共通の方式を発見しようとするものであり、1960年代初期に発表されたX-10までの改良型がこの線上にある。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、当時の国産電子計算機の能力では、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)が通産省によって、それぞれ独自開発された。

こうした中、1965年に発表されたセンサス局法X-11は、従来の発想を転換した画期的なものであった(詳細は黒川(1979)を参照)。すなわち、あらゆる経済時系列に当てはまる共通な方式を目指すというそれまでの基本方針を断念し、各時系列固有の性格に対応するため移動平均項数などに関する多くのオプションを設けた(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]も設定されている)。このX-11は、世界各国の多くの統計機関で利用されるようになり、わが国でも、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に統一するように提案され、通産省を除く各官庁の季節調整法は逐次X-11に切り替えられた。

2.1.1 X-11を巡る問題点

センサス局法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利用されている

が、同法に対する批判もまた少なくない。批判は、統計理論面からの批判とパフォーマンス面からの批判に大別される。統計理論面からの批判については、2.2節で後述するとして、ここでは、パフォーマンス面からの批判、すなわち、季調済系列の不安定性の問題について述べる。新規データの追加により季調済系列が過去に遡って大幅に改定されることが多い場合、その季調済系列は不安定であると言うが、季調済系列の不安定性は景気判断や政策対応を攪乱し、ひいては季節調整への信頼性を失わせる極めて重大な問題である。この点に関する比較的最近の事例として、1991年における景気動向指数(経済企画庁作成、一致指数11系列のうち9系列が季調済系列)の遡及改定がある。すなわち、91年は景気が後退し始めているか否かの判断が微妙な時期であったが、当初公表された段階では、一致指数は年初来10月頃まで景気判断の分かれ目となる50を境に行き来する姿が続いていた。しかし、翌年の季調替えにより、実は91年4月から既に50を連続して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(Fukuda(1992))。

言うまでもなく、季調済系列の遡及改定には、新規データの追加に伴う精度の向上という歓迎されるべき部分と、推定方法の悪さに起因する歓迎されざる部分があり、上述した景気動向指数の改定が、何れの部分によるものか厳密には区別できるものではない。しかし、木村(1996a, 1996b)は、後者の推定方法の問題が、X-11による季調済系列の不安定性に大きな影響を及ぼしていることを明らかにしている。すなわち、X-11による季節調整の不安定性の主な原因としては、①移動平均における末端処理が適切でないこと、②レベル・シフトや異常値、曜日変動³などが原系列に混入している場合には移動平均によって季節変動を適切に抽出できないこと、などを挙げることができる。

一般に、移動平均では前後数項の平均化(中心移動平均)を行うが、系列の末端部分については中心移動平均値を求められない。このため、X-11では実質的に後方移動平均が用いられている。したがって、新規データの追加に伴い、系列末端部分の季節調整が後方移動平均から中心移動平均へと変化し、季調済系列が大幅に遡及改定されることになる。しかも、原系列に曜日変動が含まれていたり、系列末端近辺にレベル・シフトや異常値が発生しているような場合には、季調済系列の不安定性はより増幅されることになる。例えば、原系列にレベルの下方シフトが発生しているような場合、移動平均により推計されたシフト前の季調済系列はシフト後の系列に引きずられ過小推計され、逆にシフト後の季調済系列は過大推計されることになる。こうした過大・過小推計の大きさは新規データが追加される度に影響を受けるために、季調済系列は不安定となる。また、通常の不規則変動であれば移動平均でならすことができるが、仮に通常の不規則変動の幅をはるかに超える「異常な」変動があると、移動平均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る。そして、その山谷の高さ・深さはやはり新規データが追加される度に更新され、季調済系列は不安定となる。つまり、こうしたレベル・シフトや異常値等があると、通常の移動平均の計算ステップでは適切な季調済系列を推計することがそもそも不可能になる。

2.1.2 X-12-ARIMAの特徴

米国商務省は、こうしたX-11の問題点を解決すべく、新たな季節調整法X-12-ARIMAを開発した(β バージョンのプログラムを1996年6月にインターネット公開)。X-12-ARIMAは、X-11による移動平均プロセスに、時系列モデルREGARIMA(REGression and ARIMA)による原系列の事前調整機能を付加したものである。REGARIMAでは、原系列についてARIMAモデルを推計するが、その際にレベル・シフトや異常値、曜日変動等を捉えるためのダミー変数を取り込む(U.S. Bureau of the Census(1995a, 1995b)参照)。言い換えれば、REGARIMAは、原系列を①ARIMAモデルで正しく表現できる部分と、②ダミー変数への回帰部分(=レベル・シフト、異常値、曜日変動)に分解する手続きであり、このうち①の部分

だけがその後続く移動平均パートで用いられることになる。さらに、重要な点は、ARIMAモデルで表現できる部分について、その予測値を利用することにより、末端処理の問題が改善されることである。すなわち、X-12-ARIMAでは、①の部分とその予測値をリンクさせた系列に対して、移動平均を行うことによって、系列末端においても、後方移動平均ではなく、中心移動平均が可能になるとともに、レベル・シフトや異常値、曜日変動の攪乱を受けることなく季節変動を抽出することができるようになる。

REGARIMAによるこうした事前調整によって、季調済系列の安定性は向上すると考えられるが、実際に、Findley et al. (1995) や木村 (1996a) は、X-12-ARIMAを米国と日本の主要経済時系列に適用した結果を紹介しており、季調済系列の安定性がX-11に比べて格段に改善したことを示している。

なお、X-12-ARIMAの利用状況をみると、米国では、開発元の商務省(貿易統計、建設統計、財務統計)のほか、労働省(雇用統計、物価統計)が、欧州では、オランダやスロバキアなどの統計機関が、さらに、わが国では、日本銀行(マネーサプライ統計)が、それぞれ公表統計の季節調整にX-12-ARIMAを利用している⁴。

2.2 モデル型調整法の概要

X-12-ARIMAは、REGARIMAによる事前調整機能をX-11に付加することによって、季調済系列の安定性を改善し、またその歪みを解消することを目的とした手法であるが、季節調整のベースはあくまで移動平均である。ところで、こうした移動平均型調整に対しては、統計学者や経済学者から1970年代後半より厳しい批判が繰り返されてきた。その典型的なものは、移動平均型調整が時系列の各変動成分に対して明確な確率モデルを仮定することなく、単に移動平均を繰り返しているに過ぎないため、得られた季調済系列の統計理論的な性質が不明瞭だということである。例えば、石黒(1981)は、センサス局法のバージョン・アップが専ら経験則によって重ねられてきたことについて、「手順が複雑化するにつれ、結局何をしているのかがはっきりしなくなり、あるデータがうまく処理できない時に、手順を改善しようにも手のつけようがない」と厳しく批判している。このようにX-11の統計理論的な意味づけが曖昧であることによって、同法が有している折角の幅広いオプションも、客観的な正当性を保ちつつ利用することは困難である。例えば、X-11の移動平均項数の取り方には多くのオプションがついており、移動平均項数次第で季調済系列の滑らかさ等が異なってくるが、最適な移動平均項数に関する事前情報は多くの場合期待できない。

こうした移動平均型調整に対する批判を行ってきた統計学者・経済学者は、モデル型調整法の開発を進めてきた⁵。モデル型調整法とは、現実の経済時系列がどのような確率モデルから生成されているのかを明確に仮定することによって季節調整の手続きを透明にし、かつ推計される季調済系列の統計理論的な性質を明瞭にすることを目的としたものである。モデル型調整法は、各変動成分の確率モデルの仮定次第で様々なバリエーションをとりうるが、それを推計アプローチの観点から分類すると、回帰分析法やシグナル抽出法、状態空間モデルによる季節調整などに分類できる(詳しくは木村(1995)を参照)。ここでは、状態空間モデルを用いた季節調整法について紹介しよう。

状態空間モデルによる季節調整では、原系列 Y_t に対して時系列モデルを直接推計することにはせずに、各変動成分に対して分析者の有する事前情報をベースにした確率モデルを設定する(Kitagawa(1981), Kitagawa and Gersch(1984)参照)。例えば、趨勢循環変動 TC_t はドリフト付きランダムウォーク(ドリフト自体もランダムウォーク)、季節変動 S_t はその一年分の合計が平均的にみればゼロになるモデル、不規則変動 I_t はホワイトノイズに従うという分析者の事前情報をモデル化すると、次のようになる。

$$(2.1) \quad \begin{cases} Y_t = TC_t + S_t + I_t \\ TC_t = TC_{t-1} + d_t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ d_t = d_{t-1} + \mu_t, & \mu_t \sim \text{iid } N(0, \sigma_\mu^2) \\ (1 + B + B^2 + B^3 + \dots + B^{11})S_t = \nu_t, & \nu_t \sim \text{iid } N(0, \sigma_\nu^2) \\ I_t \sim \text{iid } N(0, \sigma_I^2) \end{cases}$$

ただし、 B はバックシフト・オペレーター、 d_t はドリフト、 $\varepsilon_t, \mu_t, \nu_t$ はホワイトノイズ。

このように分析者の事前情報を基に設定した複数の確率モデルは、状態空間モデルで統一的に表現することができ、これにより逐次計算アルゴリズム（カルマンフィルター）の適用が可能になるほか、より複雑なモデルの取り扱いも可能になる。例えば、統計数理研究所開発のTIMSAC-84収録のDECOMP（北川（1986））では、趨勢循環変動 TC_t を趨勢変動 T_t と循環変動 C_t にそれぞれ分離して、前者については m 階の確率差分方程式 $(1-B)^m T_t = \varepsilon_t^T$ を、後者については n 次のARモデル $(1 + a_1 B + a_2 B^2 + \dots + a_n B^n) C_t = \varepsilon_t^C$ を設定している⁶。

状態空間モデルによる季節調整で重要な点は、趨勢循環変動は滑らかであるとか、季節変動は安定的であるといった分析者の事前情報を生かしつつも、その滑らかさや安定性の度合について分析者が勝手に設定しないことである。滑らかさや安定性の度合は、各変動のノイズ分布の分散の大きさによって規定できるものであるが、これらは原系列の情報から推定し、推定結果を統計的な基準で評価しようというアプローチをとっている。

3. 季節調整法の実証的評価

2章でみたとおり、各季節調整法はそれぞれ推計アプローチ（移動平均型・モデル型）が異なっており、得られる季調済系列も当然異なってくる。図1は、X-12-ARIMAとDECOMPによる季節調整の違いを、1970年代の公的固定資本形成を例にとってみたものである。これによると、DECOMPとX-12-ARIMAによる季調済系列の間には、最大2000億円の乖離（当時の公的固定資本形成の約5%に相当）が発生している。そして、その乖離幅は一年周期で変動しており、DECOMPとX-12-ARIMAのどちらかによる季調済系列に季節性が残存していることを示

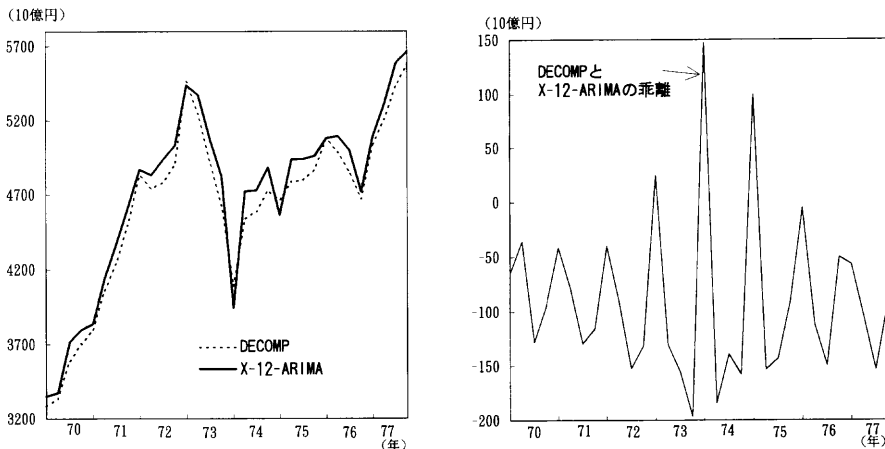


図1. X-12-ARIMAとDECOMPにより推計した公的固定資本形成の季調済系列の比較。

唆している。

このように、X-12-ARIMA と DECOMP による季調済系列には大きな乖離がみられる。それでは、ユーザーや統計機関は、どの季節調整法を信頼すればよいのであろうか。センサス局法は多くの統計機関で長年利用されてきたものの、2章で述べたとおり、同法には移動平均項数等のオプション選択基準の曖昧さなどの問題があり、その利用を積極的に正当化できるほどの材料がこれまで統計機関から提供されてきたわけではない。その一方で、モデル型調整については、時系列に対して明確な確率モデルを設定することによって、季調済系列の統計理論的な性質を明瞭にしている点で優れているものの、そこで仮定したモデルが季節調整モデルとして最善であることまで意味するわけではないことに注意が必要である。すなわち、当然のことではあるが、「仮定が明確である」ということと「仮定が現実の経済変動を適切に捉えている」ということは違う。要するに、季節変動が観測不能である以上、どの季節調整モデルが最善であるかを先験的には断定することはできない。とくに統計の作成や利用に携わる実務家の立場で考えた場合、何らかの意味で「実際のパフォーマンスが良い」と考えられる季節調整法が望ましい季節調整法といえる。木村 (1996b, 1996c) は、季節調整の「パフォーマンス」に関する評価基準として、①季節性除去の「適切性」と、②季節調整の「安定性」の2つの評価基準を取りあげ、各季節調整法の実証的評価を行っている。ここでは、その概要を簡単に紹介しよう (分析で使用した X-12-ARIMA と DECOMP のモデル形態や使用オプション、並びに詳しいデータソースは、末項のデータ付録を参照)。

3.1 季節性除去の適切性

季節性除去の適切性とは、「原系列から季節変動を適切に取り除く」という季節調整本来の目的が十分に達成されているかどうかを指す。こうした意味での適切性を客観的に分析するには、周波数領域分析が利用できる。季節性を有する経済時系列 (原系列) のパワー・スペクトルは、一般に季節周期において著しく大きくなる (パワー・スペクトルに“seasonal peak”が存在する)。したがって、季節調整によって原系列から季節変動が完全に除去されているかどうかを判断するためには、季調済系列のパワー・スペクトルに“seasonal peak”がみられないことを確認すればよい。

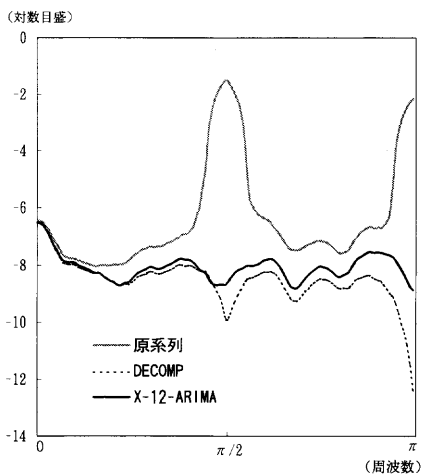


図2. 公的固定資本形成 (原系列・季調済系列) のパワー・スペクトル。

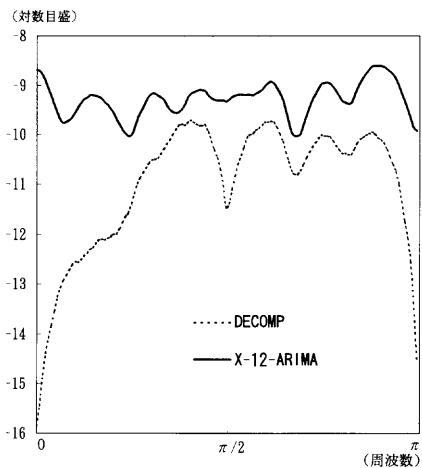


図3. 公的固定資本形成 (不規則変動) のパワー・スペクトル。

2つの季節調整法によりそれぞれ推計した公的資本形成の季調済系列のパワー・スペクトルを図2に示した⁷。図をみると、いずれの季調済系列のパワー・スペクトルにも、原系列のパワー・スペクトルにみられた“seasonal peak”は存在せず、おおかた季節性が除去されていることがわかる。ただし、図をよくみると、各季節調整法によってそのパワー・スペクトルの形状に違いがあることがわかる。DECOMPによって推計した季調済系列の季節周期におけるパワー・スペクトルは、“seasonal peak”が消えるにとどまらず、隣接する周期に比べてへこみ過ぎている、すなわち、“seasonal dip”が発生している。これは、推計された不規則変動成分のパワー・スペクトルをみるとより一層明らかである(図3)。一方、X-12-ARIMAによって推計された季調済系列等のパワー・スペクトルには、“seasonal dip”はみられない。このことは、DECOMPによる季節調整が、X-12-ARIMAに比べて一年周期の変動を必要以上に除去し(これを過剰調整と呼ぶ)、季調済系列に歪みをもたらし易いことを意味している。すなわち、“seasonal dip”を有するような季調済系列においては、通常、季節周期に対応するラグの自己相関に対して負のバイアスをかける。このことは、例えば今年の第1四半期の季調済系列(の前期比)の伸びが高ければ、翌年の第1四半期の伸びが低めになり易いことを意味している。つまり、過剰調整とは、原系列から正の季節性を除去する一方、負の季節性を季調済系列内に混入させてしまう。因みに、木村(1996b)は、主要経済時系列8系列にも同じような分析を行った結果、DECOMPは鉱工業生産指数を除く7系列において過剰調整を引き起こしたのに対し、X-12-ARIMAで過剰調整がみられたのは1系列のみであったとしている。

DECOMPによる季節調整が、“seasonal dip”をもたらし易いのは、そこで仮定されている季節変動のモデル

$$(3.1) \quad (1+B+B^2+\dots+B^{s-1})S_t=\nu_t$$

ただし、四半期系列の場合 $s=4$
 月次系列の場合 $s=12$

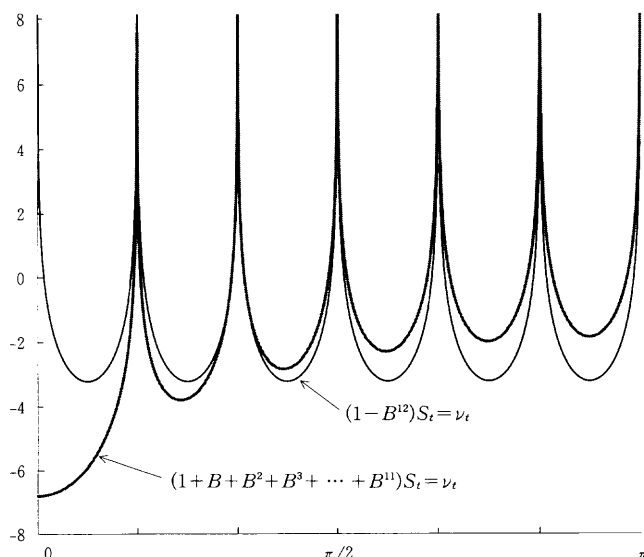


図4. 季節変動のパワー・スペクトル。(注) 図中のパワー・スペクトル(対数変換後)は、ホワイト・ノイズの分散が1のケース。

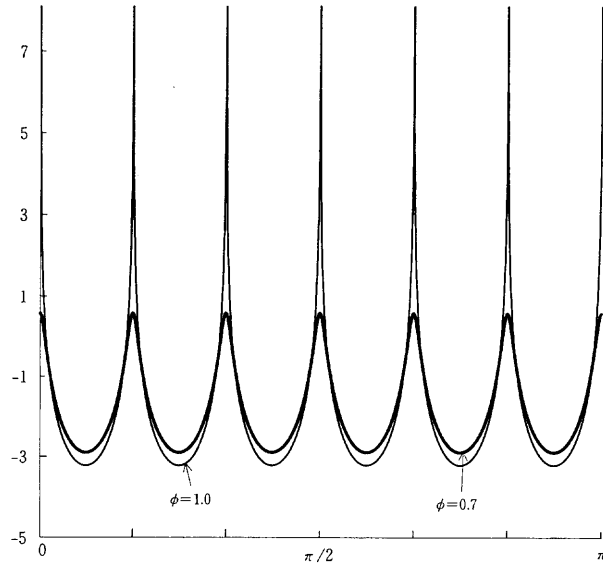


図5. $(1 - \phi B^{12})S_t = v_t$ のパワー・スペクトル. (注) 図中のパワー・スペクトル (対数変換後) は, ホワイト・ノイズの分散が1のケース.

に起因すると考えられる. この季節変動モデルは一見自然な仮定にみえるが, 統計理論上は極めて強い季節性を仮定したものである. すなわち, このモデルのパワー・スペクトルは, 図4にみるように, 周波数 $\lambda = 2\pi k/s$ ($k=1, 2, \dots$) において無限大となる. しかし, 実際の経済時系列における真の季節変動が, 仮に次のモデルで規定されるとしよう.

$$(3.2) \quad (1 - \phi B^s)S_t = v_t$$

この季節変動のパワー・スペクトルは, 図5のように, $\phi=1$ の時には, 周波数 $\lambda = 2\pi k/s$ ($k=1, 2, \dots$) において無限大となり, これは(3.1)の季節変動のパワー・スペクトルにかなり近い形状をしているが, 真の季節変動のラグ多項式のパラメータ ϕ が $0 < \phi < 1$ の場合には, 周波数 $\lambda = 2\pi k/s$ ($k=1, 2, \dots$) においてパワー・スペクトルはピークとなるものの, それは有限のピークであることが知られている. したがって, このような場合には, (3.1)式のような季節変動モデルを仮定して季節調整を行うと, seasonal dip が発生するのは容易に想像がつく.

3.2 季節調整の安定性

2章で述べた通り, 景気の方角性を判断する分析者にとって, 足許の季調済系列の動向は重要な情報源であり, 季調済系列が不安定な場合, 同系列に基づく景気判断の信頼性を揺るがしかねないため, 季調済系列の安定性は, 季節調整法のパフォーマンスを測る重要な評価基準といえる⁸.

ここでは, 安定性の具体的な計算方法として Maximum Percentage Difference (以下 MPD) を用いる. これは, 季節調整の算出期間の始期を固定したままで終期を変更した場合に, 同一時点の季調済系列の前期比がどの程度変化するかを分析するもので, 変化幅が小さい場合に, その季節調整法は安定的であると判断される. ここでは, 季節調整の算出期間の終期として90年第4四半期, 91年第4四半期, ..., 94年第4四半期の5通りを設定し, MPDを以下のように

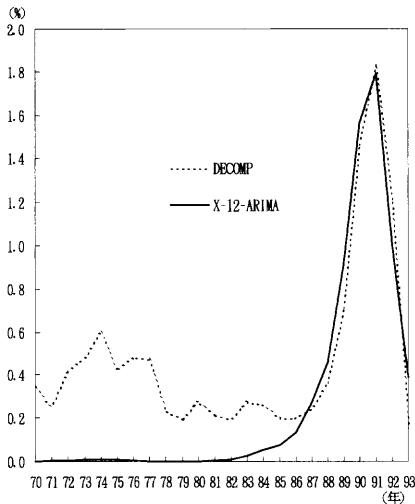


図6. 公的固定資本形成のMPD.

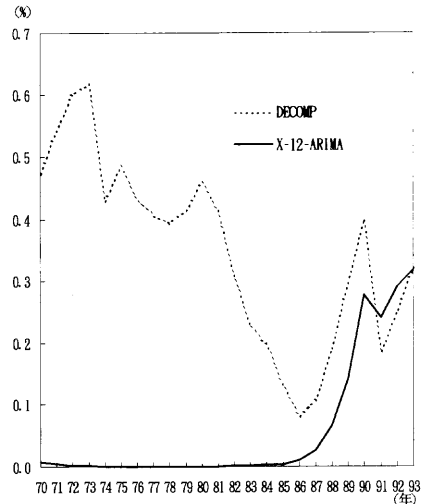


図7. 民間企業設備投資のMPD.

定義した（ただし、終期が k の場合の i 年 j 期の季調済系列の前期比を $R_{i,j}(k)$ で表わす）。

$$(3.3) \quad MPD_{i,j} = \max_{\max[i,90] \leq k \leq 94} \{R_{i,j}(k)\} - \min_{\max[i,90] \leq k \leq 94} \{R_{i,j}(k)\}$$

この $MPD_{i,j}$ は、 $R_{i,j}(k)$ の中で、最大の値は最小の値よりいくら大きいかを示すものである。

図6, 7は、公的固定資本形成と民間企業設備投資の各季調済系列に対してMPDの年毎の平均値を算出し、それをグラフ化したものである。両図からいえることは、X-12-ARIMAとDECOMPを比較すると、DECOMPの不安定性が目立ち、特に、1980年代以前（つまり遡及期間が5年以上）においては、そのMPDは大きく不安定性が顕著である。

ところで、X-12-ARIMAの安定性が高くても、仮に不適切な季調済系列が改訂されずにそのままの状態であるとすれば、安定性の高さはむしろ問題であり、逆にDECOMPの改訂がより適切な季調済系列へ向けての変更であるならば不安定性はむしろ歓迎されるべきものである。しかし、そうした可能性は3.1節の分析から否定される。すなわち、X-12-ARIMAによる季調済系列のパワー・スペクトルには、“seasonal peak”も“seasonal dip”もみられなかったものの、DECOMPによる季調済系列のパワー・スペクトルにはdipがみられた。よって、X-12-ARIMAによる季調済系列はモデル型調整法に比べて適切なものであり、加えてその安定性が高く望ましい季節調整法と判断できる。

3.3 実証的評価のまとめ

ここでは、適切性と安定性の観点からX-12-ARIMAとDECOMPを比較し、そのパフォーマンスについて簡単な検証を行った。今後適用系列数を増やし分析の蓄積を行っていくことが必要ではあるものの、X-12-ARIMAはDECOMPに比べ利点の多い季節調整法であることが確認できた。

ただし、本分析の指摘は、センサス局法が状態空間モデルという推計アプローチに比べ絶对的に優位であることを必ずしも主張するものではない。すなわち、DECOMPにおいて過剰調整が起きた背景は、それらに基づく推計アプローチの本質的な問題というよりも、ソフトウェアの問題と捉えた方が適切かもしれない。なぜなら、DECOMPでは、季節変動のモデルを $(1+B$

$+B^2+\dots+B^{s-1})S_t=v_t$ と仮定しているが、状態空間モデルによる季節調整すべてにおいて、同モデルを仮定する必要性はない。例えば、季節変動モデルを、 $(1-\phi B^s)S_t=v_t$ と仮定して状態空間モデルに組み込めば、“seasonal dip”の問題が解消される可能性はある。DECOMPのようなモデル型調整法では、確率モデルに基づき季節調整の手続きをクリアにしているため、過剰調整のように何か問題が発生した時に、どこに原因があるのか探り当てるのが容易であるというメリットを持つ。一方、X-12-ARIMAが過剰調整をもたらしたのは、適用した8系列のうち1系列のみと、DECOMPに比べると少ないが、同法がもともと季節変動や趨勢循環変動に対して明確な確率モデルを仮定していないため、どういった特徴を持った原系列に対して季節調整を行うと、“seasonal dip”が発生するのかかかではないという欠点がある。したがって、DECOMPにも、プログラムの改善により、センサス局法と競合し得る可能性が残されているといえよう。

4. 季節調整による情報の歪みや損失について

2章と3章で、各種季節調整法の特徴およびそのパフォーマンスに関する評価を行った。ところで、これら季節調整法の大前提は、「経済時系列に含まれる季節変動は noise ないし error であって、景気分析や経済分析をするうえで何等有益な情報を有していない」ということであった。この大前提に加え、通常季節調整法では、次の2つが（インプリシットに）仮定されている。

- ① 当該時系列 Y_t の変動を説明するのに他の時系列の情報は影響しないこと¹⁰。
- ② 当該時系列 Y_t を構成する3つの成分（趨勢循環変動 TC_t 、季節変動 S_t 、不規則変動 I_t の3成分）が相互に独立であること。

しかし、Bell and Hillmer (1984) は、

“Seasonal adjustment is done to simplify data so that they may be more easily interpreted by statistically unsophisticated users without a significant loss of information.”

と述べ、季節調整が正当化される条件として、季節調整が“a significant loss of information”を発生させないことを挙げている。したがって、先の2つの仮定が満たされない場合、すなわち、他の時系列の中に Y_t の季節調整を行うための有益な情報が含まれていたり、趨勢循環変動 TC_t が季節変動 S_t に関する重要な情報を有している場合には、Bell and Hillmer の基準によれば、前節までみてきた季節調整法は正当化されるものではない。また、そもその大前提である「季節変動は noise ないし error である」ということが誤りとなれば、論外といえよう。

そこで、本節では、季節調整における上記2つの仮定に対応する問題点、すなわち、一変量季節調整の限界と、季節変動と循環変動の相互関係がもたらす問題について、既往の研究等を踏まえ整理する。また、「消費の季節性と恒常所得仮説」を例にとり、季節変動が経済分析をするうえで重要な情報を有する場合があることを紹介し、「季節変動が noise である」という見方は、必ずしも常に正しいとはいえないことを述べる。これらの点は、季節調整法を利用する際の留意点や季節調整の限界について、ユーザーが正しく認識するために必要な情報と考えられる。

4.1 一変量季節調整と多変量季節調整

X-12-ARIMA や DECOMP など通常季節調整法は、一変量季節調整 (univariate seasonal adjustment) と呼ばれる。一変量季節調整とは、ある時系列 y_t の季節調整フィルターを求める

時に、当該時系列 y_t の有する情報のみを利用する方法である。この一変量季節調整が正当化されるのは、時系列 y_t の変動を説明するのに他の時系列 x_t の情報が影響しない場合に限り、そうでない場合には、 x_t の情報を無視して y_t の情報のみから季節調整を行う一変量季節調整は、“a significant loss of information” をもたらす、ないし原系列に内包された情報を歪める場合がある。例えば、一変量季節調整法から推計された季調済系列間の因果関係、先行・遅行関係は、原系列間の真の関係と異なる可能性がある。すなわち、一変量季節調整法から推計された季調済系列を用いたモデルによる分析は、ミス・リーディングな結論を導く可能性があり、実際に、Feige and Pearce (1979)、パーキン(1984)、翁(1985)は、VAR (Vector Autoregression) に基づいた Granger の因果性検定は、原系列を用いた場合と季調済系列を用いた場合とで、結果が全く異なる事例を紹介している。

こうした問題を解決するためには、ある時系列 y_t の季節調整プロセスに、 y_t 自身だけではなく、 y_t と関係のある時系列 x_t の情報を用いて推計する多変量季節調整 (multivariate seasonal adjustment) が必要となる (Pierce (1980))。多変量季節調整においては、複数の経済時系列 (例えば GDP とマネーサプライ) の趨勢循環変動成分間の相関、季節変動成分間の相関、および各時系列の季調済系列が同時に推計される。多変量季節調整法に関する研究としては、Bartelsman and Cleveland (1993)、Kato et al. (1995)、Porter (1974) 等がある。これらの研究では、多変量経済時系列の解析に当たって、個々の時系列に一変量季節調整を施した系列を用いた場合と、多変量季節調整を施した場合とを実際に比較してみると、後者の場合には明確に検出される季調済系列間の相互関係が、前者の場合には見落とされてしまう可能性があることなどを指摘している。

4.2 季節変動と趨勢循環変動の相互関係がもたらす問題

Canova and Ghysels (1994) や Ghysels (1994) は、季節変動パターンは景気拡大期と後退期では異なり得ること、季節変動に加わったランダムなショックがその後の循環変動に影響を与える場合があることなどを示し、季節変動と循環変動 (business cycle) との間に相互関係 (interaction) が存在していると指摘している。こうした立場に立てば、季節変動と循環変動が互いに独立であるとの仮定を置いて行う通常の季節調整では、“a significant loss of information” が生じてしまう可能性があると言える。

趨勢循環変動と季節変動の相互関係の具体例として、日本銀行が公表している企業向けサービス価格指数 (CSPI) を挙げることができる。CSPI には、企業の価格改訂時期が、4月と10月に集中するという季節性がある。しかし、この季節性は、景気回復期 (趨勢循環変動成分の上昇期) の4月と10月に価格は上昇する一方、景気後退期 (同成分の下降期) の4月と10月には下落するというパターンを有しており、趨勢循環変動と季節変動は相互に独立なものとはいえない。X-12-ARIMA や DECOMP などの通常の季節調整法では、季節性の変動パターンが趨勢循環変動の方向性には依存しないと仮定しており、CSPI のような系列に対して、適切な調整を行うことができないのは明らかであろう。すなわち、CSPI に対して無理やり季節調整を行うと、例えば、景気回復期間をサンプルとして推計した季節変動 (4月と10月に上昇するパターン) の影響が、景気転換後の系列に対しても残り、実際の原系列は4月と10月に下落しているにもかかわらず、逆の季節パターンをあてはめ調整することになってしまう¹¹。

また、こうした現象に対して、Ghysels (1988, 1994) は、民間企業のビヘイビアを動学的最適化の理論モデルにより表現し、そこから導かれる季節変動成分が、通常の季節調整法が仮定している季節変動パターンと全く異なるとして、季節調整そのものが、経済理論的にみて整合的ではない、という指摘を行っている。

例えば、企業が生産量を変化させるために調整コストがかかると仮定すると、企業は期待収

益の割引現在価値の最大化のために、需要の変動に対して、なるべく生産量を平準化させようとする、すなわち、“production smoothing”の傾向を強めるようになる。この場合、需要サイドにおいて、強い季節変動ショックがある期に発生すると、それに伴って一旦変化した生産水準が、調整コストの影響から翌期以降の生産水準にも長期的に影響を与えていく。この場合、調整コストが大きい程、企業は“production smoothing”の傾向を強めるため、季節変動ショックが生産量に与える長期的な影響も強まると考えられる。実際、動学的モデルを用いたシミュレーションから導かれる生産量の系列は、① 需要の趨勢循環変動に起因するコンポーネント、② 需要の季節変動に起因するコンポーネント、とに分解されるが、後者のコンポーネントのパワー・スペクトルは、季節周期だけでなく、長期周期（低周波数領域）においても高い値をとるようになる。パワー・スペクトルでみたこのような性質は、通常の季節調整が前提としている季節変動成分の性質とは整合的ではないことは明らかであろう。以上のことから、Ghyselsは、経済主体が動学経路の最適化を行っている点を無視した通常の季節調整は、“a significant loss of information”をもたらしていると批判している。

4.3 季節調整による情報の損失について—消費の季節性と恒常所得仮説—

1997年4月の消費税率引き上げの経済的影響については、民間エコノミストや学者、政府において、様々な見方がなされた。伝統的な経済学に従えば、消費税率の引き上げは、物価水準の上昇を招き家計の実質可処分所得を引き下げたため、消費支出額の低下から経済に大きなマイナス・インパクトを及ぼすことになる。しかし、一方で、家計は消費支出を、每期毎期の可処分所得ではなく、将来所得の割引現在価値に依存して決定しており、消費税率引き上げに伴う可処分所得の減少が、マクロの消費行動に及ぼす影響は少ないとの見方、所謂「恒常所得仮説」に基づき景気の見通しを描いた人達もいた。同仮説に従えば、将来所得の割引現在価値は、每期毎期の可処分所得に比べ振れが小さく、消費行動の安定化が図られる。実際、耐久消費財や住宅の購入は、当期の可処分所得に依存して決められるというよりも、ボーナスやより将来の生涯所得を担保に裏付けられた場合が多く、これらは、将来所得の割引現在価値に依存した消費行動の顕著な例と考えられよう。加えて、今回の消費税率の引き上げに関しては、それに先行して減税が1994年より実施されており、これが、消費税率引き上げによる将来所得の割引現在価値の低下を相殺させたと考えれば、消費への影響はよりマイルドなものになるものと考えられる。このように、消費税率引き上げのインパクトに対しては、経済学的にも相異なる学説が存在するため、政策当局にとって、何れの考え方がより現実的なのか、言い換えれば、每期毎期の可処分所得に依存して消費を決定している家計と将来所得の割引現在価値に依存して消費を決定している家計の何れの割合が多いのか、を把握しておくことは極めて重要な課題といえる。

木村(1997)は、この問題に対して、消費と所得のデータについて、季調済系列と原系列を用いて推計分析するのでは、結果が全く異なることを明らかにしている。すなわち、季調済系列を用いた推計では、全家計が将来所得の割引現在価値に依存して消費を決定しているとの結果が得たが、原系列を用いて推計した場合には、每期毎期の可処分所得に依存して消費を決定する家計が経済に4割弱存在するとの結果を得た(残り6割の家計が将来所得の割引現在価値に依存して消費を決定)。

このように、季調済系列を用いた推計と原系列を用いた推計結果が大きく異なる背景には、原系列に内包された可処分所得依存型家計に関する情報が、季節調整の過程で除去されている可能性を指摘できる。消費の原系列に季節性が発生する背景に関しては、① 将来所得の割引現在価値依存型家計については、その割引現在価値に対する消費性向の季節性が¹²、② 可処分所得依存型家計については、可処分所得の季節性が、それぞれの原因として挙げられる。したがっ

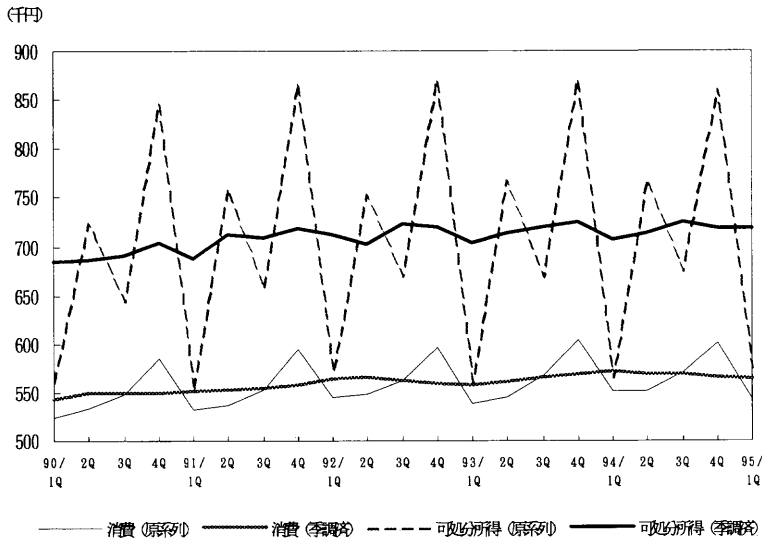


図8. 消費と可処分所得の変動パターン。

て、割引現在価値依存型家計が経済に存在すれば、消費は可処分所得の季節性とは独立なパターンをとり得る（もちろん、可処分所得の季節性と平行な動きをする可能性を否定するものではない）。一方、可処分所得依存型家計の経済全体に占める割合が大きくなればなるほど、消費と可処分所得の動きは平行になる筋合いにある。図8は、消費と可処分所得の1990年代における推移であるが、両変数の原系列の動きから読み取れるのは、①第4四半期に増加し、第1四半期に減少するという平行な動き、②第2・第3四半期におけるノン平行な動き、の2点である。そして、①の点は、可処分所得依存型家計に関する情報が原系列の第4・第1四半期の動きに含まれている可能性を、また、②の点は、割引現在価値依存型家計がわが国経済に存在すること、をそれぞれ示している。一方、消費と可処分所得の季調済系列の動きは、全時点においてほぼ平行になっており、原系列の動きから読み取れた①②の情報が削除されてしまっている。すなわち、全時点において両変数が平行であるということは、全家計が可処分所得に依存して消費を決定していることも、逆に全く可処分所得に依存しないで、将来所得の割引現在価値に依存して消費を決定することも、可能性として含むことになり、季節調整が原系列の有した情報を変質させてしまったと言えよう。この点が、季調済系列と原系列の推計結果に違いをもたらした背景と考えられる。

この例にみるように、経済時系列の季節変動には、経済分析上重要な情報が含まれている場合があり、季節調整の大前提である「季節変動は noise である」という見方は、経済学的には、必ずしも常に支持されるわけではない。

5. 統計機関の情報提供サービスと季節調整

5.1 季節調整の限界と現実的な妥協点

4章でみたように、季節調整は原系列に内包された情報を歪めたり損なったりする可能性があるなど種々の問題点があるため、学者の中には、季調済系列が原系列に比べ利用価値があるとの見方に対して、強い疑問を呈する向きも見られる。例えば、Harvey (1989, p. 309) は次のように述べている。

“While adjusted series may be marginally easier for the casual user to interpret, it has to be recognised that original series has been distorted in what is often a rather arbitrary way. (中略) Certainly the idea that a seasonally adjusted series should be published instead of the original series is open to very serious criticism.”

経済諸変数間の相互関係を厳密に分析することを目的とする経済学者にとってみれば、季節調整が有害無益な場合があることは確かに事実であろう。

しかし、統計機関のサイドからは、こうした学者の見方に対して次のような反論が可能であろう。すなわち、統計機関にとっての季節調整の目的は、あくまで市場関係者など casual user に対する迅速な情報提供サービスであり、また、そうしたユーザーにとっての季調済系列の利用目的は、単一時系列の変動においてその基調部分の方向性や転換点を探りあてることであり、また経済諸変数間の相互関係についても、大雑把なイメージを掴むことが目的であり、背後にある経済理論を厳密にチェックすることまでも要求しない場合が多いということである。また、4章で指摘した問題点は、季節調整がどのような情報のロスや歪みをもたらし得るかについて、理論的には重要な論点を提供しているが、統計機関としてこれらの問題に正面から取り組んでいくことがどうしても必要なか、または現実的にみて対応が可能なかという点については、かなり疑問があると言わざるを得ないことも事実である。

まず第1に、4章の諸点が理論的には問題であったとしても、実際の経済時系列の変動にどの程度深刻な影響を及ぼすものなのかについて、必ずしも十分な評価がなされていない。例えば、“production smoothing”のように企業の動学的最適化の問題についても、動学的最適化の理論そのものが現実には当てはまらないならば、季節調整上の問題はほとんど無いかもしれない。実際、Blinder (1986) は、動学的最適化の理論から示されるような“production smoothing”は、米国経済においては見られないとしている。また、CSPIのように、趨勢循環変動と季節変動の interaction が明確な系列は、そう多くないのも事実である。

第2に、多変量季節調整が理論的には理想的な調整法であるとしても、実務上は困難であり、むしろ却って不適切な季調済系列を作り出してしまう危険性もある。すなわち、多変量季節調整においては、具体的にどの時系列をモデルに組み込むかに関する客観的な判断が難しく¹³、そこに統計作成者の恣意が入り込む余地がかなりある。例えば、マネーサプライの季節調整を行うに際して、実体経済変数、物価、金利等いくつかの変数をモデルに取り入れるか、また、「物価」と言っても WPI, CPI 等具体的にどの指標を採用すべきかについて、客観的に判断することは困難である。言い換えれば、動学的な相互作用も含め時系列間の相互関係を適切なモデルとして identify できるほど、我々は先験的な情報を有していない場合が多く、モデルの定式化が適切でない場合には、得られる季調済系列に却って歪みを与えてしまう惧れがある。

第3に、企業等の動学的最適化に関連した季節調整の問題点は、つまるところ季節変動はどう定義されるべきかという「哲学」に帰着するとも言える。すなわち、こうした問題を指摘する Ghysels などの学者には、季節変動は経済理論的にみて意味のある形で定義されるべきだ、という「哲学」があると理解することができ、統計学的にみて特定の周期に対応しているかどうかという観点は二の次にされている。これに対し、通常季節調整法では、季節変動が生じる理由は何でもよく、要は統計学的にみて一年という特定の周期に対応する変動が季節変動であるとの考え方を基本としている。簡単に言えば、通常季節調整法は言わば「(経済)理論なき計測」であるので、経済理論を重視する立場からは好まれない場合がある、ということである。これは、ちょうどマクロ計量モデルと時系列モデルの論争のような、先験的には決着のつけようがない対立であり、結局のところ望ましい季節調整法は、すぐれて実践的に模索して行かなければならないと言えよう。

こうした点を考慮すれば、2章や3章で説明してきたX-12-ARIMAなどの季節調整法は、統計機関の目的からすれば十分許容範囲内のものであると考えてよいし、統計機関による季調済系列の公表は、情報提供サービスの一環として十分存在意義のあるものといえよう。要は、経済学者、統計機関、ユーザーのそれぞれが、それぞれの分析目的に照らし合わせて、原系列と季調済系列を使い分けていけばよいということになる。すなわち、単一時系列の変動のうち基調部分の方向性や転換点を探り当てるのが目的であれば、季調済系列を利用すべきであろうし、一方、4章で示したように経済諸変数間の相互関係を経済理論との整合性の観点から実証することが目的であれば、季調済系列ではなく原系列を利用すべきということになる。

5.2 季節調整に関する統計慣行上の問題点

前節でも述べたように、統計機関にとっての季節調整は、ユーザー（広く言えば国民）に対する情報提供サービスといえる。季節調整に関する現在の統計慣行に関して、情報提供サービスの改善という観点から、統計機関が今後見直しを含め検討を進めていく必要性が高いと考えられるものとして、① 趨勢循環変動の公表、② 季調済系列の分散の公表、③ 季調替えの頻度、④ 使用オプションの公表、の4点を取り上げ説明する。

5.2.1 趨勢循環変動成分の公表

これまでの説明で明らかではあるが、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、原系列に含まれている不規則変動までも除去したものではない。このため、季調済系列の前月（期）比にはかなりの振れがみられる場合があり、これを用いて景気判断を行う場合には、不規則変動による一時的な振れを景気の実勢（趨勢循環変動）の変化として取り違えることのないように留意する必要がある。季節調整を文字通り解釈すれば、原系列から季節変動成分（と曜日変動成分）を抽出することであり、不規則変動成分までも除去することではない。しかし、季節調整の目的が景気判断にとって不要な情報を取り除き、経済時系列の動きを読み易くすることにあると前提にたてば、不規則変動成分も季節変動成分同様不要と判断されるような場合には、季節調整の過程で推計された趨勢循環変動成分を直接景気判断に利用することも許容されよう。図9は、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したものであるが、後者は最近の景気循環局面をきれいに捉えていることがわかる。

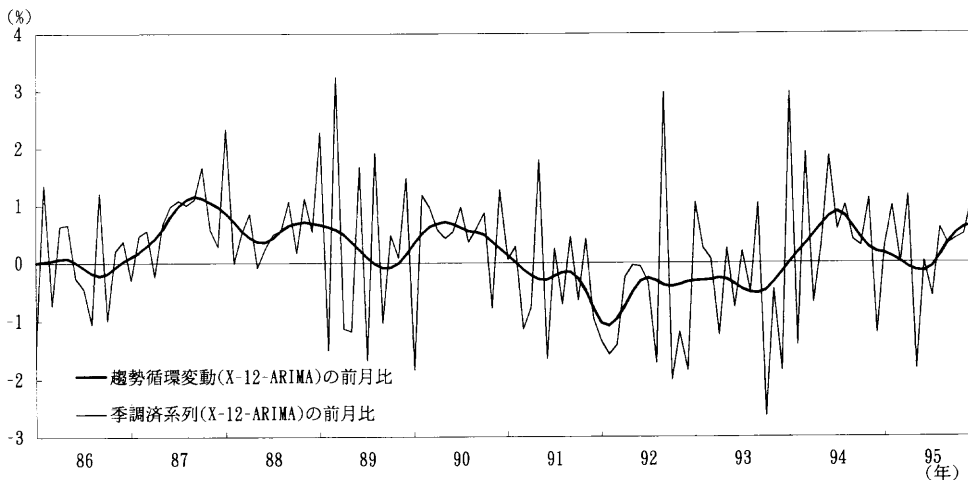


図9. 鉱工業生産指数の推移。

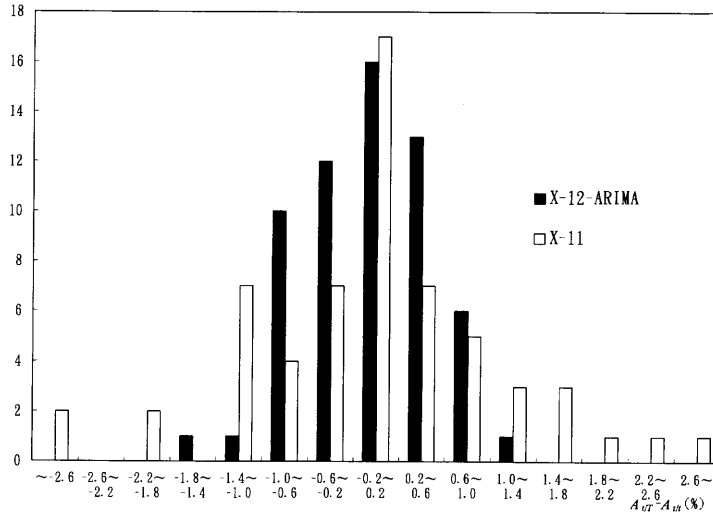


図10. 鋁工業生産指数（季調済系列前月比）の安定性に関するヒストグラム。

5.2.2 季調済系列の分散の利用・公表

X-12-ARIMA の利用により、季調済系列の安定性が改善することが期待されるが、それでもなおある程度の不安定性が残ると考えておくべきであろう。すなわち、季調済系列は所詮統計的な推計値である以上、誤差は必ず存在する。そこで、季調済系列の対外公表にあたっては、その分散等も併せて公表し、後日どの程度の改訂がありうるかを予め示しておく方が、むしろユーザーの信頼を得られるとの考え方もできる (Pierce (1983) 参照)。こうした考えは、統計学的な観点からはごく自然な発想であり、通常の回帰分析において、推計したパラメータに関して、標準誤差もしくは t 値を併記することが当然であることと同様である。

なお、季調済系列の分散については、その定義および計算方法について定まったものがあるわけではないが、ここでは、季調済系列前月比の改訂幅 $A_{t/T} - A_{t/t}$ をもとに簡単な計算を行ってみよう。

$A_{t/t}$: 原系列 $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_t\}$ を利用して推計した時点 t における季調済系列の前月比

$A_{t/T}$: 原系列 $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_t, \dots, Y_T\}$ を利用して推計した時点 t における季調済系列 ($t \leq T$) の前月比

図10は、鋁工業生産指数に関する $A_{t/T} - A_{t/t}$ の5年分のサンプルのヒストグラムである(1990年4月 $< t < T=1995$ 年3月)。このグラフは、今後5年間において、データが1個ずつ新たに追加されるたびに、季調済系列の前月比が何%変化するかを表わした度数分布とも解釈でき、例えば、X-12-ARIMAの場合、60カ月中16時点において季調済系列前月比が $-0.2\% \sim +0.2\%$ の範囲内で改訂されることを表わしている。このようなサンプルから得られた分布が仮に正規分布であるとすると¹⁴、平均および標準誤差を算出することによって、季調済系列の改訂割合について定量的な評価を行うことができる。X-12-ARIMAによる $A_{t/T} - A_{t/t}$ の平均と標準誤差はそれぞれ、 -0.06 と 0.56 である。したがって、今後5年間のうち、季調済系列の前月比は、約70%に相当する41時点において、 -0.06 ± 0.56 の範囲内 ($-0.62\% \sim +0.50\%$) で改訂されることになる。一方、X-11による $A_{t/T} - A_{t/t}$ の平均と標準誤差は、それぞれ -0.03 、 1.12 であり、X-12-ARIMA に比べて改訂幅が大きな値をとる場合が多いことがわかる。

5.2.3 季調替えの頻度について

わが国で公表されている経済統計の季調済系列は、毎月・毎四半期、直近までのデータを用いて移動平均を行って推計されているのではない。最新年の季調済系列は、昨年までの原系列に対して移動平均を行って推計した季節変動成分から「(最新年の) 予測季節変動成分」を算出し、その予測季節変動成分を直近の原系列から除去することによって算出したものである。そして、当該年終了後に初めて、当該年までの原系列をフルに用いて移動平均を行って推計した季調済系列に改定される(これを季調替え¹⁵と呼ぶ)。したがって、最新年の季調済系列の安定性は、昨年までの情報を用いて算出した「予測季節変動成分」の信頼性に大きく依存している。

X-12-ARIMAによる予測季節変動成分は、季節変動パターンの可変性を適切に考慮しているため、X-11やMITI法による予測季節変動成分より信頼性が高いことを、木村(1996a)は述べているが、年一回の季調替えに伴う季調済系列の不安定性の問題を抜本的に解決し、より適切で信頼のおける季節調整を行うためには、季調替えを毎月行う(concurrent seasonal adjustment)方が望ましい(Pierce and McKenzie (1987) 参照)。とくに景気判断が微妙な時には年1回の季調替えでは不十分であろう。因みに、米国商務省センサス局では、公表統計の季節調整については、原則としてconcurrent seasonal adjustmentを採用している。なお、concurrent seasonal adjustmentを行うと、毎月季調済系列が遡及改定されるため、そのこと自体がユーザーの使い勝手の観点からは好ましくないという見方もある。しかし、年一回の季調替えは、過去のコンピュータ処理能力のもとでは、毎月データを追加して再計算することが大変な作業になるという公表サイドのニーズからもともと生まれたものである。現在のコンピュータ処理能力においては、そうした物理的・時間的な制約を受けずにconcurrent seasonal adjustmentを適用することは十分可能と考えられる。

5.2.4 使用オプションの公表

X-12-ARIMAは、X-11に比べ安定的で歪みの少ない季調済系列の推計を可能にしているが、X-12-ARIMAによってより良い季節調整を行うためには、より適切なREGARIMAのモデリングが必要で、統計機関は季節調整の信頼性を高めるために、利用したREGARIMAのモデルの形態について、曜日調整や異常値調整の有無も含め公表していく必要がある。また、X-11やX-12-ARIMAのセンサス局法はそもそも移動平均項数の選択等に関して多くのオプションがあり、どういったオプションを使用したのかを明確にしておくことも重要である。

使用オプションの公表に関しては、統計審議会経済指標部会(1979年9月)が早くから指摘しており、季節調整法適用の原則として、「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、原則として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」ように官庁等の統計機関に求めている。しかし、現在のところ、使用オプション等の公表を行っている機関は、わが国では日本銀行¹⁶を除くとみられないのが実情である。

6. おわりに

本論文では、① 主な季節調整法の特徴とパフォーマンスの評価、② 季節調整法の利用上の留意点や季節調整がもたらし得る情報の歪みや損失、③ 季節調整を情報提供サービスとして捉えた場合の統計機関の役割、について取りまとめた。これらの内容は、統計機関の一員として、あるいは季調済系列のユーザーとしての筆者自身の実務的経験を踏まえ整理したものであり、今後、季節調整法の開発に携わる学者や、季調済系列のユーザーにとって、何らかの示唆になれば幸いである。

データ付録

以下、次の順番で記載：① データ・ソース，② サンプル期間，③ DECOMP のモデルの形態（対数変換の有無，趨勢変動を表わした確率差分方程式の差分階数 (m)，循環変動を表わした AR モデルの次数 (n)），④ X-12-ARIMA (REGARIMA) において原系列に適用した seasonal ARIMA モデル¹⁷。

- [1] 公的固定資本形成（実質ベース，1985年基準）
 ① 国民経済計算・国民所得速報（経済企画庁），② 1955/1Q～1994/4Q（四半期データ），
 ③ 対数変換実施， $m=2, n=2$ ，④ 対数変換実施， $(0 \ 1 \ 0)(1 \ 1 \ 1)_4$
- [2] 民間企業設備投資（実質ベース，1985年基準）
 ① 国民経済計算・国民所得速報（経済企画庁），② 1955/1Q～1994/4Q（四半期データ），
 ③ 対数変換実施， $m=2, n=2$ ，④ 対数変換実施， $(0 \ 1 \ 2)(0 \ 1 \ 1)_4$
- [3] 鉱工業生産指数
 ① 鉱工業指数・90年基準（通産省），② 1970/1～1994/12（月次データ），③ 対数変換実施， $m=2, n=2$ ，④ 対数変換実施， $(3 \ 1 \ 0)(0 \ 1 \ 1)_{12}$

注.

¹ 例えば、日本経済新聞では、毎週月曜日の「景気指標」欄に、主要経済指標の季調済系列を掲載している。

² 原系列を分解・推計する過程では、季節変動も趨勢循環変動と同様に、一つの構造をもったものとして確率モデルで表現することが可能であり、「季節変動はノイズである」という表現は、統計解析の観点からは必ずしも適切なものではない。しかし、時系列の分解後、経済分析や景気判断において利用価値のある要素は、趨勢循環変動であり、季節変動が分析に利用されないという意味では、季節変動は noise という見方が一般的であろう。

³ 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）によって引き起こされる変動である。例えば、百貨店売上高や新車登録台数など個人消費関連データのほか、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系列に顕著にみられる。

⁴ なお、主な移動平均型調整法としては、X-11 や X-12-ARIMA のほかに、X-11-ARIMA を挙げるができる。これは、1975年にカナダ統計局の E. B. Dagum (1979) により開発された方法で、X-11 の機能に、ARIMA モデルによる事前調整機能を付加したものである。別な見方をすれば、X-12-ARIMA の機能から、REGARIMA の REG の部分を剥落させたものが X-11-ARIMA と解釈できる。同法は、現在でも開発元であるカナダ統計局の他、米国 FRB（マネーサプライ統計）等で実際に利用されている。

⁵ X-12-ARIMA の X-11 からの本質的改良が REGARIMA という時系列モデルを用いて行われていることから判断すると、同法を移動平均型調整に単純に分類するのは不適切であるという見方もできよう。ただし、本論文では、季節変動推計の基本的アプローチについて注目して、季節調整法を分類するとの立場にたっており、これを移動平均型とモデル型とに2分類する場合には、X-12-ARIMA は前者に属することになる。

⁶ DECOMP では、確率モデルのノイズ分布にガウス分布が仮定されているため、異常値やレベル・シフトのある系列に対しては適切な調整ができないことが知られている。このため、ノイズ分布に非ガウス分布を仮定して、異常値やレベルシフトに対する調整を可能にした状態空

間モデルによる季節調整も Kitagawa (1994) によって考案されている。

⁷ 図2で示したパワー・スペクトルは、対数変換後一階差をとった系列に対して推計したものである（つまり、各々の系列の前期比のパワー・スペクトルを推計）。

⁸ ただし、安定性とは絶対的な評価基準ではないことに留意したい。もし、完全に安定的な季節調整を追求するのであれば、状態空間モデルにおいて、平滑化のかわりにフィルタによる状態推定を行ったり、移動平均型調整において、すべての時点において後方移動平均による調整を行えばよい。しかし、こうした方法が過去・現在・将来のすべての情報を有効に利用したものとはいえないことは明らかであろう。したがって、安定性の基準とは、厳密には、「季節性除去の適切性が同じ程度で、季節調整本来の目的が同程度に達成されているならば、安定性が高い方がよい」というようなかたちで評価されるべきものである。

⁹ DECOMP が、1980年代以前において、移動平均型調整法の X-12-ARIMA より MPD が大きく不安定なのは、モデルの推計上当然の帰結と言える。すなわち、モデル型調整の場合には、サンプル期間の変更に伴いモデルが再推計されることから、全サンプル期間の季調済系列が遡及改定の対象となる一方、移動平均型調整の場合は、移動平均項数を越えて季調済系列が遡及改定されることはない。

¹⁰ 厳密には、条件付確率 $p(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1, \text{他の時系列の情報}) = p(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1)$ が成立していること。

¹¹ 因みに、日本銀行では、以上の理由から CSPI の季調済系列の公表は行っていない。

¹² 将来所得の割引現在価値依存型家計に関しては、その割引価値に季節性がないため、消費に季節性が発生するのは、消費性向（将来所得の割引現在価値に対する消費支出の割合）が季節性を有するためと考えられる。

¹³ 理論的には、変数やラグ次数の選択（モデルの選択）は、AIC により可能ではある。しかし、多数の時系列を迅速に季節調整しそれらを対外公表しなければならない統計作成機関にとって、無数のモデル候補の中から、一つのモデルを選び出すことは実務上困難と言える（多変量季節調整の場合、作成者が異なれば季調済系列も異なるというケースが十分発生し得る）。

¹⁴ X-12-ARIMA から得られた改訂幅 $A_{t/T} - A_{t/t}$ の分布が正規分布であるという帰無仮説を、標本の歪度と尖度を用いて検定してみると、 χ^2 統計量は 0.90 と、5% 有意点 5.99 を大きく下回り、正規性の仮説は棄却できない。一方、X-11 による χ^2 統計量は 6.64 であり、正規性は棄却できる。

¹⁵ 季調替えの時期は、MITI 法による鉱工業指数が3月に実施されることを除くと、X-11 による他の経済統計の季調替えは12月に実施されることが多い。

¹⁶ 日本銀行は、1996年10月にマネーサプライの季節調整法を X-11 から X-12-ARIMA に変更した際、使用オプションを公表した。

¹⁷ ③ DECOMP のモデル形態については、AIC に基づいて選択。④ X-12-ARIMA において原系列に適用した seasonal ARIMA モデルは、いわゆる“Box-Jenkins 流のモデル選択手順”と AIC 等の情報量規準に従って適宜選択。また、回帰変数は、曜日変動については、尤度比検定によって、異常値とレベル・シフトについては、原則として REGARIMA の自動探索に従った。

謝 辞

論文の改定にあたり、本誌レフリーから有益なコメントを頂いた。なお、本論文の内容や意見は筆者個人に属するものであり、筆者の所属する日本銀行の見解を示すものではない。

参 考 文 献

- Bartelsman, E. J. and Cleveland, W. P. (1993). Joint Seasonal Adjustment of Economic Time Series, *Finance and Economics Discussion Series*, 93-28, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- Bell, W. R. and Hillmer, S. C. (1984). Issues involved with the seasonal adjustment of economic time series, *Journal of Business and Economic Statistics*, **2**, 291-320.
- Blinder, A. (1986). Can the production smoothing model of inventory behavior be saved?, *Quart. J. Econom.*, **101**, 431-453.
- Canova, F. and Ghysels, E. (1994). Changes in seasonal patterns—Are they cyclical?, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **18**, 1143-1171.
- Dagum, E. B. (1979). The X-11-ARIMA seasonal adjustment method, *Statistics Canada Catalogue*, **12**(564E).
- Feige, E. L. and Pearce, D. K. (1979). The casual causal relationship between money and income : some caveats for time series analysis, *Review of Economics and Statistics*, **61**, 521-533.
- Findley, D. F., Bell, W. R., Chen, B., Monsell, C. and Otto, M. C. (1995). The X-12-ARIMA program, *Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment*, U.S. Bureau of the Census, Washington, D.C.
- Fukuda, K. (1992). The most important seasonal adjustment problem in Japanese economic time series, *Proceedings of the International Workshop on Seasonal Adjustment Methods and Diagnostics*, U.S. Bureau of the Census, Washington, D.C.
- Ghysels, E. (1988). A study towards a dynamic theory of seasonality for economic time series, *J. Amer. Statist. Assoc.*, **83**, 168-172.
- Ghysels, E. (1994). On the economics and econometrics of seasonality, *Advances in Econometrics Sixth World Congress* (ed. C. A. Sims), 257-316, Cambridge University Press, New York.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, New York.
- 石黒真木夫 (1981). ベイズ型季節調整モデル, 数理科学, **213**, 57-61.
- Kato, H., Naniwa, S. and Ishiguro, M. (1995). A multivariate stochastic model with non-stationary trend component, *Appl. Stochastic Models and Data Anal.*, **11**, 77-95.
- 木村 武 (1995). 季節調整の方法とその評価について, 金融研究, **14**(4), 153-204.
- 木村 武 (1996a). 最新移動平均型季節調整法 X-12-ARIMA について, 金融研究, **15**(2), 95-150.
- 木村 武 (1996b). 季節調整法の評価に関する実証分析, 日本統計学会誌, **26**(3), 269-286.
- 木村 武 (1996c). 季節調整について, IMES Discussion Paper, 96-J-2, 日本銀行金融研究所.
- 木村 武 (1997). 消費の季節性と中立命題, 日本統計学会誌, **27**(3), 243-261.
- Kitagawa, G. (1981). A nonstationary time series model and its fitting by a recursive problems, *J. Time Ser. Anal.*, **2**, 103-116.
- 北川源四郎 (1986). 時系列の分解—プログラム DECOMP の紹介, 統計数理, **34**(2), 255-271.
- Kitagawa, G. (1994). The two-filter formula for smoothing and an implementation of the Gaussian-sum smoother, *Ann. Inst. Statist. Math.*, **46**(4), 605-623.
- Kitagawa, G. and Gersch, W. (1984). A smoothness priors-state space modeling of time series with trend and seasonality, *J. Amer. Statist. Assoc.*, **79**(386), 378-389.
- 黒川恒雄 (1979). 経済時系列の分析とその季節変動の調整, 統計, 日本統計協会.
- 翁 邦雄 (1985). Granger の因果関係を用いた実証分析の再検討, 金融研究, **4**(4), 25-59.
- マイケル・パーキン (1984). 日本経済とケインジアン, 古典派の景気変動論, 金融研究, **3**(2), 56-85.
- Pierce, D. A. (1980). A survey of recent developments in seasonal adjustment, *Amer. Statist.*, **34**, 125-134.
- Pierce, D. A. (1983). Seasonal adjustment of the monetary aggregates : summary of the Federal Reserve's Committee report, *Journal of Business and Economic Statistics*, **1**(1), 37-42.
- Pierce, D. A. and McKenzie, S. K. (1987). On concurrent seasonal adjustment, *J. Amer. Statist. Assoc.*, **82**(399), 720-732.
- Porter, R. D. (1974). Multiple time series containing unobserved components, Special Studies Paper, 65, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- U.S. Bureau of the Census (1995a). *REGARIMA Reference Manual* (Version 1.0).
- U.S. Bureau of the Census (1995b). *X12-ARIMA Reference Manual* (Pre-release Version 0.2).

Some Practical Issues Involved with the Seasonal Adjustment

Takeshi Kimura

(The Bank of Japan and Tokyo Institute of Technology)

The objectives of this paper are to survey the recent developments in the seasonal adjustment, and to discuss some practical issues involved with the seasonal adjustment. Firstly, we empirically evaluate X-12-ARIMA, a successor to the Census X-11 method, and DECOMP, one of the representative model-based methods. These methods are compared by using Japanese macroeconomic time series in terms of both spectral criteria and stability. Secondly, we discuss the loss of information induced by the seasonal adjustment, examining the case of the empirical analysis of the economic theory on consumers' behavior. Finally, we discuss the problems of the Japanese statistical practice in publishing the seasonally adjusted series.

コ メ ン ト

東京大学* 国 友 直 人

(1997年9月 受付)

1. はじめに

経済に関する時系列データの解析を扱う経済時系列分析と呼ばれている分野では古くから一つの重要な研究対象として季節性の統計的扱いを巡る問題が取りあげられてきている。とりわけ中央・地方行政当局を始めとする官庁統計では観察される時系列データの季節的変動をあらかじめ取り除いて公表したいと考える理由があるので、季節調整法の研究は官庁統計の実務的問題とも密接に絡んで議論されてきている。

また、最近になり米国センサス局の時系列研究グループが現在まで実務上でもっともよく使われてきている X-11 法の改訂版として X-12-ARIMA 法と呼ばれる開発途上の季節調整法をインターネット上で公開したことを直接の契機に、我国の官庁統計の関係者の間でも季節調整法を巡る議論が活発化している¹。こうした状況の中で、この論文は主として X-12-ARIMA 法を巡る実務的問題について木村氏がこれまでにを行った日本のデータについての分析経験から得られた意見を述べたものと要約することができよう。こうした X-12-ARIMA 法などを用いた実務的な分析自体は貴重なものと評価することができるが、ここでは同氏が実務的经验にもとづいて主張している内容について、特に疑問符がつく幾つかの重要な問題に絞りコメントする。

2. コ メ ン ト

(i) X-12 移動平均

最近になり実務的に注目されているセンサス局 X-12 法でははじめに季節 ARIMA モデルと呼ばれる線形時系列モデルを用いて予測系列を作り、この系列を利用することにより中心移動平均を全観測期間に適用することができる。このことから論文では X-12 法が従来の X-11 法における末端処理を改善していることを主張しているようである。しかしながら、当然のことながら予測系列は利用可能なデータから構成するわけであり、予測系列を利用して中心移動平均を行った結果は末端部分については複雑な非対称移動平均を行うことになる。例えば国友(1997)は簡単な例を用いてこの問題をより詳しく説明しているが、こうした予測系列を用いた移動平均の操作を仮に X-12 移動平均と呼ぶことにすると、このフィルタ関数は選ばれた特定の季節 ARIMA モデルに依存する関数となる。したがって、X-12 法が X-11 法における末端処理を改善しているとは限らないことに注意すべきであろう。

(ii) 標本スペクトル密度の性質

季節調整法を巡る問題の中でもっとも議論となるのが、季節調整の結果の善し悪しを判断する基準をどのように選ぶかの問題であろう。この論文では (a) 標本スペクトル密度関数のピーク (peak) と溝 (dip) の有無、及び (b) 季節調整値改訂の程度 (安定性) の二つの基準を重視しているようである。ただし、季節調整値の安定性についてはいくつかの留保条件を付けているので、結局のところ、(a) の基準を議論の唯一の拠り所としていると理解することができ

* 経済学部：〒113 東京都文京区本郷7-3-1。

¹ X-12-ARIMA 法についてはプログラム開発者 Findley et al. (1997) により比較的詳しい解説がなされている。また米国センサス局からインターネットにより情報を入手することができる。

よう。そして特に季節調整系列の事後の妥当性の判断材料として推定された系列の標本スペクトルに溝 (dip) が無いことが繰り返し強調されている。

しかしながら、残念ながらこの種の直観的議論には基本的に大きな問題があることが既に古くから指摘されている。例えば Grether and Nerlove (1970) ではある種の最適な季節調整を行うと結果として季節調整系列の標本スペクトル密度には溝ができやすいことが示されている。またこの問題については最近では川崎・佐藤 (1997) がより詳しく検討していることをつけ加えておこう。

さらに、本論文では季節調整系列から推定されるスペクトル密度に溝 (dip) があると負の季節自己相関が生じるという問題があるとの指摘がある。しかしながら、 h 次自己共分散関数 $\gamma(h)$ はスペクトル密度関数 $f(\lambda)$ により

$$\gamma(h) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda h} f(\lambda) d\lambda$$

と表現される²。この関係から季節調整系列から推定されたスペクトル関数 $f(\lambda)$ に溝があることが負の自己相関を意味するとは限らないことはほぼ明らかであろう。

(iii) 曜日効果・閏年効果

季節調整を巡る今一つの問題は少し逆説的ではあるが季節調整系列が明確に定義されること無く千差万別であることであろう。このことは曜日効果・閏年効果を巡る議論に典型的に表れていると理解される。

ここで時刻 t とする原系列 $\{y_t\}$ において曜日効果 $\{TD_t\}$ や閏 (うるう) 年効果 $\{LP_t\}$ が無視できない場合を想定しよう。トレンド (+ 循環) 項 TC_t 、季節変動項 S_t 、不規則変動項 I_t からなる加法モデルが想定できる場合には原系列 $\{y_t\}$ は

$$y_t = TC_t + S_t + I_t + TD_t + LP_t$$

と表現されることになる。このとき季節調整系列 $\{x_t^*\}$ をどのように定義したらよいであろうか？ 一つの方法は季節調整系列 $\{x_t^*\}$ を

$$x_t = y_t - (S_t + TD_t + LP_t) = TC_t + I_t$$

の推定値により定める方法であろう。この場合の解釈上の問題は曜日効果の周期は約 28 年、閏年の周期は約 4 年となるので、これらの効果の周期は 1 年の“季節周期”とは異なることであろう。さらに、X-12-ARIMA 法では ARIMA 過程を誤差にもつ回帰分析 (RegARIMA モデル) を利用してこうした効果を取り除くことを提案しているので、X-12 法で得られる季節調整済系列の年集計値は原系列の年集計値とは一致しないと考えられる。このことは不規則変動 $\{I_t\}$ などと呼んでいる項の意味が曜日効果や閏年効果を含めることによりこうした効果を考慮しない従来の季節調整済系列とは異なっていることを意味している。そこで、この場合には得られる“季節調整済系列”をあえて“季節変動等調整系列”とでも呼ぶことにすれば、季節調整値の一般利用者がおこすかもしれない混乱はある程度まで避けられるかもしれない。

3. 余 談

官庁統計において今後とも季節調整法の実務的重要性は少なくないと考えられるので一般的

² ここでは $i^2 = -1$ であり、当然にもスペクトル密度関数の可積分性を仮定する。定常時系列のスペクトル分析については例えば Fuller (1996) の教科書第 4 章が参考となる。云うまでもないかもしれないが、データの 1 次階差系列のスペクトル分布を議論する場合には時系列は和分 $I(1)$ 過程であることが前提とされる。

には米国センサス局の時系列研究グループが行っているような地道な研究は貴重なものと考えられる。しかしながら、既存の季節調整法の善し悪しに関する議論は必然的に官庁統計への応用に直結する問題も含まれるので注意深く基礎的議論を積み重ねることが何よりも必要であると考えられる。

季節調整法については、今後ともここで報告されているような実務的観点からの研究はもちろん必要なものと思われるが、それにもまして基本的・理論的研究やシミュレーション・データによる研究なども極めて重要であるように思われる。わが国の統計家により今後さらなる季節調整法に関する研究が行われることを期待したい。

参 考 文 献

- Findley, D. F., Monsell, B. C., Bell, W. R., Otto, M. C. and Chen, B. C. (1997). New capabilities and methods of X-12-ARIMA seasonal adjustment program, *Journal of Business and Economic Statistics*, (近刊).
- Fuller, W. (1996). *Introduction to Statistical Time Series Analysis*, 2nd Ed., Wiley, New York.
- Grether, D. M. and Nerlove, M. (1970). Some properties of optimal seasonal adjustment, *Econometrica*, 38(5), 682-703.
- 川崎能典, 佐藤整尚 (1997). 季節調整の「最適性」について, 統計数理, 45(2), 245-263.
- 国友直人 (1997). 季節調整法 X-12-ARIMA の特長と問題点, Discussion Paper No. 97-J-4, 東京大学経済学部 (「経済統計研究」, 通産統計協会, 近刊).

コ メ ン ト

統計数理研究所 尾 崎 統

(1997年9月 受付)

当論文は季節調整の方法論に関連する実証分析で、経済統計処理の実務の経験に裏うちされた分析のみが持つ人をひきつけるものがあり大変興味深い。私が季節調整関係の国際学会に出て常々感じていたことは日本の官庁統計におけるスペシャリストの力不足である。米、英、ニュージーランドなどの官庁統計関係者が大学に席を置く（あるいは以前置いたことのある）時系列研究者と密接に連携して実務から出てきた問題意識を突き詰めて掘り下げていく姿を目にするいっぽうで、いつも新しい顔ぶれの日本の官庁統計の関係者が肅々とメモをとっている様は不気味であった。これは「日本独特の官僚システムのスペシャリストよりもジェネラリストを育てる慣行の効果がネガティブに出たひとつの光景」というのが私のこれまでの理解であった。著者木村武氏は私のこれまでのこのような理解を裏切る数少ない例外の一人のように見える。日本の官庁統計家の中から氏のようなスペシャリストが出ることは日本の統計学研究発展のためにも大変喜ばしく、本論文を含む氏の一連の力作を大いに祝福したい。

さて本論文における氏の論点であるが大きく分けて季節調整法（非モデルベースのセンサス局法とモデルベースの DECOMP）の性能比較の部分と季節調整自体の抱える一般の問題点を議論した部分の二つに分けることが出来る。二つとも季節調整の本質に関わる大変重要な問題であるが、ここでは氏の提起された問題について、季節調整をダイナミックな現象の統計的解析の一つと見る時系列解析者の立場からの私のコメントをしてみたい。

1. 性能比較について

氏はセンサス局法 X-12-ARIMA と DECOMP の性能比較を適切性と安定性の 2 点から議論しているが時系列解析の専門家から見ると氏の議論には説得力を欠く点が散見される。

1.1 適切性

氏は DECOMP で推定したトレンドと季節成分をデータから差し引いてできるノイズが非白色ノイズであることを欠点の一つとしているがこれは説得力に欠ける。何故なら全てのマルコフモデル（氏の示唆する有限パワースペクトル型モデルを含む）においてフィルターでなく smoother を使って出した残差は非白色であるという厳然とした数学的事実があるからである（全てのマルコフモデルを否定しない限りこれから逃れることは出来ない）。もともと非白色であって当然の残差の白色性への近さの度合を性能の良さの基準に選ぶことはあまり適切な選択とは言えず説得力を持たない。

それでは「氏の主張は正しくないのか？」と問われれば私の答えはむしろその逆で「氏の主張することは殆ど正しい」がその理由づけ、正当化が適当でないように見える。私の限られた経験からでも DECOMP の季節モデルは単純化が過ぎて多くの場合にあまり適切でないように見える。しかしその不適切さは smoother を使って出した残差の非白色さの度合の強さではなく直接モデルそのものの予測誤差の大きさ、AIC の値の大きさ、などで計るべきであろう。予測誤差分散が小さなモデルがみつければ結果的に smoother を使って出した残差の非白色さの度合の影響も小さくなるのが期待できる。DECOMP の前身である Akaike and Ishiguro (1980) の BAYSEA の季節モデルは

$$S_t + S_{t-1} + \dots + S_{t-11}$$

の滑らかさだけでなく

$$S_t - S_{t-12}$$

の滑らかさも考慮しており X-11 法の季節成分の扱いを DECOMP よりも忠実にモデル化している。問題は BAYSEA の季節モデルをいかにマルコフ表現にして状態空間表現の中に埋め込むかである。尾崎 (1997) ではこれら DECOMP の季節モデルを改善するいくつかの線形/非線形季節モデル状態空間表現が提案されている。

1.2 安定性

氏は季節調整法でデータが次々と入ってきた場合に以前推定した季節成分やトレンド成分が大きく変化しないことを季節調整法の望ましい基準にすえているが時系列解析者の立場から見るとこの基準はあまり納得できるものではない。DECOMP のようなモデルベースの場合、データ数が増えると推定パラメーターもそれに依って変化するため推定パラメーターに基づいて出したフィルター値、smoother 値も変化して当然である。新しく入ってくるデータによる再推定をせず、また smoother 値でなくフィルター値を使えば少なくとも過去の推定季節成分、推定トレンド成分は変化しない。変化しない季節調整法が良いとすることは暗に 1) データ数が増えても推定パラメーターが変化しない、または 2) データが増えても smoother 値が変化しない、ことを期待することになる。予測誤差が殆どゼロの場合でない限りこのような期待を持つ時系列解析研究者はいない。ただし予測誤差分散が非常に小さいときは必然的に推定パラメーターの変化幅も小さく smoother 値とフィルター値の違いも小さいことが一般に期待できるため、この安定性もやはり適切性の場合と同じくより小さい予測誤差分散、より小さい AIC の値

をもつモデルを探すなかで実現していくのが望ましいように思われる。氏の経験に基づく X-12-ARIMA の安定性に関する superiority の一つの原因は X-12-ARIMA のアウトライアーの適切な処理による予測誤差分散の大幅な縮小に原因があるかもしれない。そうだとすれば我々時系列解析者はそのようなアウトライアー処理を実現できる統計的季節調整モデルの導入に向けてより一層の努力をすべきであろう。

2. 季節調整の抱える一般的問題点について

氏は Bell and Hillmer (1984) を引用して、季節調整の分解が正当化できる条件として、分解によって

“a significant loss of information”

を発生させないことを挙げている。私の過去の経験に基づく認識ではこの基準にしたがえば季節調整はほとんどの場合正当化されないことになる。氏はこれに関連して“……「季節変動は noise である」という見方は、必ずしも常に正しいとはいえない……”と述べているが、Bell and Hillmer の基準に従えば「季節調整はほとんど常に正しくない」に訂正されなければならないことはいくつかの典型的季節時系列に Box and Jenkins 流の非分解型 ARMA モデルと分解型状態空間モデルを当てはめて予測誤差、AIC などの比較をしてみればだれにでも容易に確認できる (Ozaki and Thomson (1994))。氏も言うように季節調整的分解が常に正しいという客観的命題など存在しないのである。これに関連して著者は1節「はじめに」で「季調済系列の不安定性は景気判断や政策対応を攪乱し、ひいては季節調整への信頼性を失わせる極めて重大な問題である」と言うが本来なら絡み合っただけの変動する季節変動と趨勢循環変動を独立であると無理に仮定して出した結果の持つ不安定性程度のもを季節調整の結果が持っている当然である。季節的に落ち込んだ時期に不景気要因が重なった場合両者が共通の攪乱要因の影響を受けないと誰が断言出来よう。DECOMP の状態空間モデルがたとえベイズ的アイデアから生まれたマルコフモデルであってもそのモデルの持つ確率論的構造を客観的に分析すればこのような考えは自然に得られる (Ozaki and Thomson (1994))。本論文に引用されている Ghysels (1988, 1994) の分析はこの考えを裏付ける具体的例を示すものである。

「季調変えによる景気判断の誤判断に関する福田氏の結果」の示唆するものは氏の言うような「季節調整分解手法の改良の必要性」のみにとどまらない。その更に先に「予測か分解のどちらをとるか？」の問題、Bell and Hillmer の基準に抗してあくまで分解をとるなら予測を犠牲にした分解に際して「その犠牲の限界をどこに置くべきか？」の厳しい問題が待ち受けており、それはもう我々のはるか前方の視界に入りはじめていると私は見る。それに真正面から直面した時、官庁統計サイドはどのような判断を下すのか、我々部外者にとっても大変興味ある点である。

参 考 文 献

- Akaike, H. and Ishiguro, M. (1980). 'BAYSEA, A Bayesian seasonal adjustment program, *Comput. Sci. Monographs*, No. 13, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- Bell, W. R. and Hillmer, S. C. (1984). Issues involved with the seasonal adjustment of economic time series, *Journal of Business and Economic Statistics*, **2**, 291-320.
- Ghysels, E. (1988). A study towards a dynamic theory of seasonality for economic time series, *J. Amer. Statist. Assoc.*, **83**, 168-172.
- Ghysels, E. (1994). On the economics and econometrics of seasonality, *Advances in Econometrics Sixth*

- World Congress* (ed. C. A. Sims), 257-316, Cambridge University Press, New York.
- Ozaki, T. and Thomson, P. J. (1994). A dynamical system approach to X-11 type seasonal adjustment, Research Memo., No. 498, Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- 尾崎 統 (1997). 動的 X11 モデルと非線形季節調整 I, II, 統計数理, 45(2), 265-300.

コメント

統計数理研究所 川崎 能典

(1997年9月 受付)

1. はじめに

季節調整では観測値の数に較べて推定すべきパラメータが圧倒的に多く、いろいろな制約や仮定の下でようやく解が見つかる問題であると言える。従って、仮定の適切さをチェックするいろいろな診断が考えられるであろうし、そのようなモデル診断はより適切なモデリングへとつながってゆくであろう。また、個々のデータに対して季節調整がうまくいかないというような、事例的な報告も重要である。そのような問題は、季節調整において新たなモデリングを生み出す母体であろう。これらの意味合いにおいて、木村氏が一連の論文で試みて来られた季節調整に関する事例研究とそれに伴う考察は大変興味深い。このような経験の蓄積、願わくば何らかの形でその共有ということがあれば、統計的季節調整におけるさらなるモデリングの進展が促進されることと思う。計算機利用に関するコストがハード的にもソフト的にも劇的に安価になった現代においては、季節調整に直面する実務家の誰もが、自由自在に季節調整を行える。統計数理研究所の DECOMP に至っては、ハードディスクにインストールすることなくブラウザ上で実行できる(本特集号の佐藤(1997)を参照されたい)。もはや季節調整を施すことが一仕事であった時代は去ろうとしており、個々の実務家にとっては既存のソフトウェアで実現できることをアプリオリに受け止めるだけでなく、各自が抱えた問題をより精巧なモデリングで追求できる環境が整いつつある。

さて、本論文は、木村氏がここ数年取り組んできた季節調整関連研究の総まとめ的な性格と思われる。従って、必要に応じてオリジナルの出典と思われる箇所などにも言及しながら話を進める。木村氏の著述の大半は、おおまかに概括すればソフトウェアレビューと言っていいだろうが、その中心に位置するのは米国商務省センサス局開発の季節調整プログラム X-12-ARIMA である。同氏は一連の著作の中で、X-12-ARIMA をはじめ幾つかのソフトウェアの適用結果を報告し、さまざまな側面からの優劣の比較を試みている。冒頭に述べたように、そのような経験自体は貴重と思われるが、少なくとも私の視点からは、木村氏が経験に基づいて主張されている内容の幾つかは技術的に見て問題のある内容を含んでいるので、読者の参考に資するべく以下それらを指摘してゆく。

2. Seasonal dip をめぐる先入観と誤解

幾つかある論点の中、同氏の議論に特徴的なことで、かつ大きな疑問符を投げかけざるを得ないものの一つとして、木村(1996)等で再三取り上げられている、季節性除去の適切性に関する議論がある。

まず、seasonal dip を季節調整の適切性の規準として持ち出すこと自体に問題がある。これは私の立場では、経済時系列の文脈では解決済みの古い問題である。簡潔に記せば、最小 MSE 季節調整フィルタを構成すれば、必然的に seasonal dip は生じる。したがって seasonal dip は「過剰調整」の証拠なのではなく、ひとつの最適な季節調整フィルタの特徴づけに過ぎないのである (Grether and Nerlove (1970))。これはウィナーフィルタであってもカルマンフィルタベースでの季節調整であっても事情は同様である (川崎・佐藤 (1997))。これは些か逆説的な結果であるが、この事実がある以上「dip=悪」という直観に訴えやすい命題を保持し続けるということは、最小 MSE や最尤法に代わる何らかの新しい規準で評価しているということの意味する。

続けて同氏は、DECOMP に代表されるタンデム型の季節性モデリングが場合によっては不適切であると主張している。その理由は同氏によれば「(3.1)式のような季節変動モデルを仮定して季節調整を行うと、seasonal dip が発生する」からとしている。しかし Grether and Nerlove (1970) の結果によれば、原系列のスペクトルの seasonal peak が無限大であっても有限であっても季節調整済みのスペクトルには dip が理論的に存在し、標本版でそれが見えるか見えないかは各成分の持つ変動レベルの兼ね合いによる。(これを理解するのは容易である。平易な解説は川崎・佐藤 (1997) の 2.4 節を参照。) 従って木村論文中の「例えば、季節変動モデルを、 $(1-\phi B^s)S_t = \epsilon_t$ と仮定して状態空間モデルに組み込めば、“seasonal dip” の問題が解消される可能性はある」という記述は、重大な技術的誤りを含んでいる。

些か余談になるが、筆者に seasonal dip の問題を振り返るきっかけを作ってくれたのは、Yale 大学の Christopher Sims 教授であった。Sims 教授はこの分野で多くの関連業績を残しており、たちどころに問題とその経緯を紙に書いて説明してくれた。一通り説明を終えたところで Sims 教授が語ってくれたところでは、いずれにしても seasonal dip を過剰調整と見なす話は終わった問題で、いまさらセンサスの研究者たちがこんなことを心配しながら新しい手法を作っているとは自分には信じがたい、ということであった。実際 Findley et al. (1996) の 3 節は季節調整の診断検定に紙幅を割いているが、季節性の残存をスペクトルでチェックすることには触れられていても、スペクトルの溝に関する議論は登場しない。

まとめると、最小 MSE や最尤法のような統計的規準で望ましい季節調整を行うことと、季節系列のスペクトルにいわゆる seasonal dip が生ずることは表裏一体であり、dip は過剰調整ではなく最適フィルタの特徴づけである。1960 年代後半に関連研究に従事した経済学者・計量経済学者にはこの結果は逆説的であったが、現在では最適フィルタの特徴の一つという認識が一般的である。これを統計学の土俵で覆すには、dip がないということの裏に別種の統計的規準を具体的に——つまり日常言語に頼るのでなく、誰にでも誤解のないように明確な数式の定義を伴って——示すことが必要であり、その限りにおいて最小 MSE や最尤法という規準に疑問を投げかけることも可能であろう。

さて、木村論文のコメントからは脇道にそれるが、季節モデルにおける定常根の導入は seasonal dip の問題とは切り離れたところでそれ自身注目に値するので、ここで関連研究に簡単に触れておこう。Ozaki and Thomson (1994) は多くの季節モデルを組上に載せているが、その一例に実軸の非負根だけに自由パラメータを持たせる、pink noise 駆動のタンデム型季節モデルがある。タンデム型季節モデルの形を維持したままで、それを white noise ではなく pink noise で駆動させることにより、より表現に柔軟性を持たせる一案である。また、こうした pink noise 駆動型タンデムモデルは実は BAYSEA (Akaike and Ishiguro (1980)) で実装されている季節変動への二つの事前分布の組み合わせと等価である点も指摘されており興味深い (本特集号の尾崎 (1997) にこれらの議論がまとめられている)。定常根の導入を季節周波数ごとに検討することも勿論可能で、本特集号の樋口 (1997) が好例である。これはパラレル型季節モデ

ルの高周波要素を適宜省いた上で、関心のある低周波の準周期成分を取り出すものである。また、タンデム型季節モデルに対して各季節周波数ごとに自由パラメータを入れ、季節単位根検定をモデル選択問題に置き換えるものとして Kawasaki and Franses (1996) がある。

3. 平滑化残差の解析が孕む問題点

論点の二番目は平滑化残差に関するもので、「seasonal dip を有するような季調済系列においては、通常、季節周期に対応するラグの自己相関に対して負のバイアスをかける」という主張である。この主張に対し本稿では、まず木村氏の議論の土台をなるべく尊重する形で重要なコメントをひとつ行い、それ以後に議論の土台に関する側面的なコメントを4つほど並べることにしたい。

まず seasonal dip という言葉の定義をはっきりさせて始めることが大切であるが、ここではやや自明なケースとそうでないケースに場合分けして考えることにしよう。もし seasonal dip が「季節周波数とその高調波の各点における dip」だけを指すなら、Wiener-Khinchin の公式と初等積分論の知識をあわせることで上の木村氏の記述が成り立たないことが直ちに導かれる。一方、実際問題としてやっかいなのは、seasonal dip というときには季節周波数のみならずその近傍においても浅いくぼみが生じるケースが時々あることである。このようなケースでは、平滑化残差の自己相関は必ずしもゼロとは言えないかもしれない。そうした相関の影響はどの程度深刻に考慮すべきなのだろうか？ それには補助的な視点が必要と思われる。すなわち、相関を持つ量がどの程度のスケールを持っていて、それが当該季節調整問題に要求される精度に照らし合わせて、果たして深刻かどうかという視点である。木村氏の議論が不十分なのは、平滑化残差の自己相関というスケールフリーな量に関する考察のみから実際の変量（スケール依存）に関する汎化した結論を引き出そうとしている点にある。

ではここで川崎・佐藤 (1997) で得られた知見を援用しよう。Seasonal dip はある状況下では必然的に存在し、それが見えるか見えないかの問題でしかない。状態空間モデルの言葉で言えば、システムノイズの水準に較べて観測ノイズの水準が大きければ dip は顕在化しにくいし、逆であれば dip は顕在化しやすい。従って季調済系列の一階階差に dip が目立つ場合は、そもそも取り出すべき信号が明瞭で観測ノイズの（従って推定されたノイズの）レベルが低い場合である。一般に季節周波数に溝が目立てば目立つほど、不規則変動の項は時系列全体のスケールに対して微少な貢献分しか持たないのである。ここから先は程度問題としてしか論ずることはできない。つまり、相関を有するノイズが有害な季節調整を施しているか否かを、今度は当該系列の季節調整にどの程度の精度が要求されるかという観点から検討しなおさなければならない。しかし、真値が観測できない状況ではこの考えを実装するのは困難を極めるであろう。まとめれば、負の季節自己相関が季節調整に悪影響を及ぼすかもしれないという懸念は一見もっともらしいように思えるが、スペクトルの溝が目立つときほど（分散の微少さゆえに）その危険性は高くないということになる。

本節の残りでは、上の議論に進む以前にそもそもの問題として検討すべきであった事柄について逐次述べてゆくことにする。まず第一に時系列解析では、残差に基づく診断（あるいは診断検定）は一期先予測誤差に基づいて行うのが通例であり、一般に独立とは言えない平滑化残差に基づく診断は不適切である。これは例えば Harvey (1989) の 5.4 節に詳しい解説がある。

次に、このような平滑化残差へのモデリングは、我々の手元にあるモデル群に何らの改善ももたらさないということである。時系列解析においては一期先予測誤差の累積を通してモデルの尤度が決まるので、残差に MA 構造を想定したところでそれは最尤法では検出できず、何ら現状を改善する案とはなり得ない。このような調整後残差のモデリングに関連してもう一点指

摘すると, Findley et al. (1996) によれば, X-12-ARIMA が事前調整 (pre-adjustment) という手法を取るのも, 調整後の残差解析という形では曜日効果・トレンドの構造変化等のモデリングが成功しなかったからである。

また, 木村氏はデータ解析の結果, X-12-ARIMA で季節調整した結果 seasonal dip が生じない頻度が高いと主張しているようであるが, 移動平均型の季節調整でもこうした負の季節自己相関がしばしば見られることを開発者自身も認めているように思われる (Findley et al. (1996) 2.3 節を参照)。また同一のデータに対して例えば X-12-ARIMA と DECOMP でどちらがスペクトルに溝を持つか, あるいはどちらの溝が深いかというような, 私の観点からすればあまり建設的でない議論に関して整理すれば, おそらく X-12 は構造的に観測ノイズ過多な季節調整を指向しているのだらうというのが川崎・佐藤 (1997) が数値実験から得た考察である。スペクトルに溝がないからといって, 必ずしも実感に即した季節調整結果が得られない例が示されている。

数値実験をしてみればすぐわかることであるが, seasonal dip は実にわずかなノイズの匙加減で消失する。不規則成分の分散の増加に伴ってスペクトルの溝が埋まっていく様子は川崎・佐藤 (1997) に例示してあるが, そのようにノイズレベルを全体的に押し上げなくても, 不規則成分のひとつの値を意図的にやや大きく変更するだけでも, 対応するスペクトルの溝は簡単に埋まってしまうし, DECOMP を単精度で実行するだけでスペクトルの溝が多少埋まることがある (この2点は統計数理研究所・北川源四郎教授の指摘に負う)。

4. おわりに

X-11 のような移動平均型季節調整は, 官庁統計に採用されて長い歴史を持つ。統計の継続性を考慮すれば, X-12-ARIMA が X-11 に代わって標準的手法の位置を占めることは, ある程度の妥当性を持つと言えるかもしれない (溝口 (1997))。では, こういう手続き型の季節調整法がますます定着することで, より明示的な時系列モデリングを行う季節調整法は顧みられなくなるのであろうか? 筆者の見解はノーである。

「すでに述べたように, センサス局法IIが(X-10)から(X-11)へ移行するに当たって, オプションが大幅に導入され, その利用は分析者の判断にゆだねられることとなった。このことは, 分析手法の開発者の立場からすれば, 「最良の方法の開発」という重荷から解放されたことを意味し, きわめて巧妙な対応であると言えよう。しかし, その重荷はそのまま分析者の肩にかかってきたことになる。公式論からすれば, 「分析者は対象となる系列を常に観察し, 最良のオプションを選択すべきである」ということになる。しかし, 率直に言って, 多くの分析者は他の分析者のオプションの取り方に重大な関心を持っていることも事実であろう」

これは溝口・刈屋(1983)が X-11 における分析オプションについて論評した一節であるが, X-11 が X-12-ARIMA へと進化を遂げた現在でもこの記述はあてはまる。それどころかより一層その傾向は強まっているかもしれない。なぜなら, 事前調整の段階 (regARIMA) において分析者には ARIMA モデルをはじめ時系列解析に関する多くの知識と経験が要求され, 制御すべきツマミの類は格段に増えているからである。より満足のいく季節調整を個々の分析者が実現するためには, 移動平均型季節調整法においても時系列モデリングの知識は不可欠となりつつあることは強調しておいてよいだろう。

例えば DECOMP やその改良版が今後 X-12-ARIMA に取って代わることは歴史的経緯もあって難しいとしても, BAYSEA や DECOMP の背後にあるモデリング指向は今後とも重要性を増して行くであろうし, X-12 ユーザーもある意味では否応なしにこの流れに引き込まれて

いる。実務家も単なる統計ソフトのユーザーとして比較するだけでなく、各自の問題意識に基づいて必要な改良・モデル開発を行うのが本来望ましい姿勢である。統計数理研究所が従来からプログラムコードを公開してきたのはそのためでもある。実際に、理工学の研究者たちは積極的に統計モデルを改良し各自の問題に挑戦し多くの成果を挙げてきた。季節調整あるいは経済の分野でも米国においてはセンサス局あるいは連邦準備銀行に所属する研究者がそのような研究活動に積極的に従事している。日本において統計学者と実務家の隔たりが小さくないとすれば、それはまさにこのような研究者層が極端に薄いためであろう。今後日本においても、実務をよく理解する理論家と統計的モデリングに長けた実務家の方々が多く登場し、理論紹介やソフトウェアのレビューにとどまらぬ新成果を挙げるような時がおとずれることを願っている。

参 考 文 献

- Akaike, H. and Ishiguro, M. (1980). BAYSEA, A Bayesian seasonal adjustment program, *Comput. Sci. Monographs*, No. 13, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- Akaike, H., Ozaki, T., Ishiguro, M., Ogata, Y., Kitagawa, G., Tamura, Y.-H., Arahata, E., Katsura, K. and Tamura, Y. (1985). TIMSAC-84 Part 1, *Comput. Sci. Monographs*, No. 22, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- Findley, D. F., Monsell, B. C., Bell, W. R., Otto, M. C. and Chen, B. C. (1996). New capabilities and methods of the X12-ARIMA seasonal adjustment program, Unpublished manuscript.
- Grether, D. M. and Nerlove, M. (1970). Some properties of "optimal" seasonal adjustment, *Econometrica*, **38**, 682-703.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- 樋口知之 (1997). 非経済時系列データの季節調整法について, *統計数理*, **45**(2), 319-328.
- Kawasaki, Y. and Franses, P. H. (1996). A model selection approach to detect seasonal unit roots, Tinbergen Institute Discussion Paper TI96-180/7, Erasmus Univ., Rotterdam.
- 川崎能典, 佐藤整尚 (1997). 季節調整の「最適性」について, *統計数理*, **45**(2), 245-263.
- 木村 武 (1996). 季節調整法の評価に関する実証分析, *日本統計学会誌*, **26**(3), 269-286.
- 溝口敏行 (1997). 官庁統計における季節調整法の位置付け, 第14回応用経済時系列研究会報告集, 69-79.
- 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, 東京.
- 尾崎 統 (1997). 動的 X11 モデルと非線形季節調整 I, II, *統計数理*, **45**(2), 265-300.
- Ozaki, T. and Thomson, P. (1994). A dynamical system approach to X-11 type seasonal adjustment, Research Memo. No. 498, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- 佐藤整尚 (1997). Web Decomp の紹介—WWW 上で行う季節調整システム—, *統計数理*, **45**(2), 233-243.

回 答

日本銀行* 木村 武

(1997年9月 受付)

今回、私の書いた論文「季節調整に関する実務的諸問題」に、こうした貴重なコメントを頂いたことを心より感謝したい。私が季節調整法の調査を始めたのは、1995年3月に米国商務省センサス局が主催した「季節調整に関するワークショップ」に参加してからである。私は、そ

* 調査統計局：〒103 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1.

の当時季節調整に関して全くの門外漢で、肅々とメモをとる日本特有のジェネラリストであった。その後1年半ほど調査を続けたが、今は季節調整の調査研究から全く離れ、景気判断や経済分析を行っている。つまり、尾崎教授から「(官庁の中では) 数少ないスペシャリスト」とのお言葉を頂いたが、結局のところ私は今でもジェネラリストのままということになる。名刺の肩書きも当然 statistician ではなく、何でも屋の economist になっている。いつも新しい顔ぶれが問題を担う日本のシステムにおいて、本稿が情報蓄積と伝達の役割を果たすことに役立てば幸いである。なお、この1年半の間に、今回コメントを頂いた諸先生に加え、統計数理研究所の北川源四郎教授や石黒真木夫教授からは、主義・主張が異なるにもかかわらず、私の研究に様々な面で親切丁寧なコメントや御批判を頂いたり、数々の資料の御提供を頂くなど、改めて感謝する次第である(もちろん、論文の主張やあり得べき誤りは私個人に属する)。

さて、頂いたコメントを拝見して、反論したいのは、やはり予測精度と seasonal dip に関してである¹。

1. 予測精度と Seasonal Dip

季節調整法の評価基準として私が挙げた「安定性」は、実は予測精度と表裏一体の関係にある²(なお、本文でも述べたが、私は安定性を完全に追求するために、移動平均型調整で後方移動平均や状態空間モデルでフィルター値を使うべきといった本末転倒なことを主張するつもりは一切ない)。X-12-ARIMA が X-11 に比べ安定性が高くなったのは、REGARIMA を用いることによって、系列末端でも精度の高い原系列の予測値を用いた中心移動平均が可能になったためである。X-12-ARIMA では、データの追加による季調済系列の改定は、予測誤差のみに起因するものであり、X-11 でみられたようなフィルタリングの変更(後方移動平均→非対称移動平均→中心移動平均)に伴う不安定性は解消されている。つまり、X-11 から X-12-ARIMA への改善が、原系列の予測精度の向上に起因していることを考えれば、予測精度の重要性は理解できる³。

ところで、X-12-ARIMA の方が DECOMP よりも安定性が高いという私の実証分析の結果は、裏をかえせば、予測誤差を最小にするように工夫されたモデル型調整法と比べても、X-12-ARIMA (REGARIMA) には十分な予測精度が確保されていると解釈できる。もちろん、こうした主張に対しては、統計学者から即次のような反論が返ってくるであろう。

「X-12-ARIMA 等の移動平均型調整は、モデル型調整のフレームワークに置き換えた場合に、パラメータやノイズに対してアプリオリな仮定をおいていることに等しい (Burrige and Wallis (1984), Cleveland Tiao (1976)) ため、季節調整モデルとして劣っている」

しかし、そうした問題は、季節調整の実務において、具体的にどのような、かつどれほどの弊害をもたらしているのだろうか。分析者が、予め自分の有する事前情報に基づき決めたモデルのフレームワークに、わざわざ移動平均型調整を落としこんで無理な仮定を置いていると主張することはフェアなものだろうか。自分の決めたモデルのフレームワークの中で、予測誤差を最小にした調整法だからといって、それが移動平均調整に比べ better なものと言えるのだろうか。私には、X-12-ARIMA とモデル型調整法の比較において、モデル型調整法のフレームワークの中で予測精度を競いあわせることは、あまり意味のあることだとは思えない。結局のところ、予測精度に関して、移動平均型調整法とモデル型調整法との間でフェアに競わせようとするならば、それは季調済系列の「安定性」に帰着する。

既に述べたように、X-12-ARIMA は DECOMP に比べ安定的であり(すなわち十分な予測精度を確保しており)、加えて、seasonal dip もないとすれば、問題はないだろう。予測精度のフェ

アな評価基準としての安定性の観点からみて、仮に DECOMP が X-12-ARIMA より安定的であれば、「dip は予測誤差最小化の代償である」という反論は意味のあるものであり、予測精度と dip の有無の何れを選択すべきかは、ユーザーの好みに依存する。しかし、事実は違う。X-12-ARIMA は DECOMP よりも、安定的であり、dip もあまりみられない。川崎氏の予測精度と seasonal dip に関する主張は、要するに「モデル型調整法は、予測誤差最小化の代償として seasonal dip が発生し、予測誤差最小と seasonal dip は表裏一体である」ということであるが、この主張には、次の注意書きが必要である。

「予測誤差を最小にしたといっても、それは自分の決めたモデルのフレームワークの中での話しであって、そのモデルが季節調整モデルとして best であることを保証するものでもないし、より予測誤差の小さいモデルが他に存在し得る」

尾崎教授がコメントで、予測誤差のより小さいモデルの導入について指摘されていることに対しては、全く同感に思う。

川崎氏は、Grether and Nerlove や Sims の話しを引用して、「予測精度の向上と Seasonal dip の除去は両立しない」という 20 年も前からの主張を無視して、seasonal dip の有無をむやみやたらに実証分析を行うのは無意味だと批判している。しかし、私からすれば、この批判は全く的外れにみえる。予測精度の向上と Seasonal dip の除去が両立しないのは、モデル型調整法の範疇での議論であり、私が行った移動平均型調整法とモデル型調整法の比較において、そうした主張を持ち出すことには意味がない。季節調整法の重要な評価基準は、「適切性」と「安定性」であり、これは多くの実務家にコンセンサスの得られるものと思う。経済学的な表現をまねすれば、両基準をもとに判断すると、X-12-ARIMA は DECOMP に比較してパレート優位な調整法であるというのが、私の暫定的な結論である。川崎氏自身も、「推定された季節成分は現時点でのフィルタ値としての良さが望まれるだけでなく予測値としての良さも望まれることになる」(川崎・佐藤 (1997, p. 1)) と述べ、「適切性 (フィルタ値としての良さ)」と「安定性 (予測値としての良さ)」の重要性を認識しているようにもみえるが、その一方で、「seasonal dip を季節調整の適切性の基準として持ち出すこと自体に問題ある」としている。それでは、一体、川崎氏は「適切性」をどう解釈し定義しようとしているのであろうか。そこが不明である。氏が、最小 MSE を「適切性」と本気で定義しようとしているのであれば、私には理解できないことである。

2. Seasonal Dip と Trend Dip の謎

川崎氏や国友教授が、dip の問題は解決済みとした基本的背景には、シグナル抽出法による季節調済系列 \hat{N}_t の MMSE のパワースペクトルが、

$$f_{\hat{N}} = \left| \frac{f_N(\lambda)}{f_Y(\lambda)} \right|^2 f_Y(\lambda) = f_N(\lambda) \left(\frac{f_N(\lambda)}{f_Y(\lambda)} \right)$$

$$\text{ただし、} \begin{cases} f_N(\lambda) \text{ は真の非季節変動のパワースペクトル} \\ f_Y(\lambda) \text{ は原系列のパワースペクトル} \\ \lambda \text{ は周波数。} \end{cases}$$

になることを理由として挙げられる。季節調済系列のパワースペクトル $f_{\hat{N}}(\lambda)$ は、真の非季節変動のパワースペクトル $f_N(\lambda)$ に $(f_N(\lambda)/f_Y(\lambda))$ を乗じた値になる。よって、 $(f_N(\lambda)/f_Y(\lambda))$ が季節調整上の歪みとして残る。seasonal dip は、原系列のパワースペクトル $f_Y(\lambda)$ が季節周期でピークとなるために発生するものである。これは理論的に正しいと思うし否定するつもりもない。

しかし、この説明では理解できない問題が残っている。DECOMPによって推計された不規則変動には、seasonal dipの他に、周波数ゼロのところにもdipができてしまっている(本文の図3および木村(1996)を参照)。これを取り敢えず、trend dipと呼ぶことにしよう。季調済系列のパワースペクトルにはtrend dipができていない(本文の図2)ことをみると、これは、趨勢循環変動のtrend peak(周波数ゼロのパワースペクトルにピークがあること)の裏返しだが、不規則変動のtrend dipになって表れていると考えられる。川崎氏の「既に解決済み」として切り捨てたdipの説明では、trend dipの謎が解けない。私の直感では、この背景には、趨勢循環変動にランダムウォーク等の非定常過程を仮定していることの歪みが一因になっているのではないかと思う。同様の類推から、理屈はさておき、seasonal dipの原因は、やはり非定常性を仮定した季節変動モデルに原因があるとの直感が頑固にも私の頭にこびりついている。なお、北川教授(北川(1997))も、第14回応用時系列研究会で、seasonal dipの解消には、季節変動成分のモデルの定常化を解決策の一つとして挙げられていた。私には、その解決策は直感的に非常に理解し易い。

3. 不規則変動の分散の大きさは景気判断において問題か？

seasonal dipの問題に関連して、川崎氏は、コメントとその関連論文(川崎・佐藤(1997))で、

「X-12-ARIMAの季調済系列には、seasonal dipはないが、その不規則変動のパワースペクトルはDECOMPよりも大きく、X-12-ARIMAは観測ノイズ過大な調整を指向しており、……必ずしも実感に即した季節調整がえられない」

と評価している。

しかし、不規則変動のパワースペクトルのレベルにX-12-ARIMAとDECOMPに格差があっても、季調済系列のパワースペクトルのレベル間には、季節周期を除くとあまり差がないことに注目して欲しい。実務家が景気判断をする際には、季調済系列とそこから不規則変動を取り除いた趨勢循環変動のいずれも利用するが、(超)短期の景気分析をする際には、趨勢循環変動より季調済系列の方が信頼性は高い。これは、足許の趨勢循環変動の方向性は、2~3カ月たつと方向性自体が変わってしまう場合があるからである。この変化は、統計解析の観点からは、新たな情報に対応した歓迎されるものと評価されてしまうだろうが、実務家にとっては重大な問題となる。短期において、趨勢循環変動と不規則変動の区別を行うことはそもそも困難で、それらを合わせてみた季調済系列で評価する方が混乱が少ない。この点については、1995年3月のセンサス局のワークショップで、ニュージーランド統計庁の報告者が同様な指摘をしていた(Archibald(1995))。また、実務家にとって、季節変動はノイズであっても、不規則変動は実はノイズではない場合が多い。これは、不規則変動自身が、経済政策に対する微妙なレスポンスを含んでいたり、不規則変動の動きがその後の趨勢循環変動の方向性を変えてしまうことがあり、重要な情報を含んでいる場合があるからである。これは、不規則変動と趨勢循環変動とは独立であると仮定した通常季節調整法にそもそも矛盾するが、現実には起こり得ることである。

このように考えてみると、パワースペクトルの評価の際に重要なのは、seasonal dipの有無と季調済系列のパワースペクトルのレベルであり、不規則変動と趨勢循環変動に分けてそのパワースペクトルの格差を問題にしても、短期の景気分析の観点からは、あまり重要な問題とは思えない。さらに言えば、X-12-ARIMAの不規則変動のパワースペクトルがDECOMPのそれよりも大きいということは、裏をかえせば、X-12-ARIMAの趨勢循環変動のパワースペクトル

が DECOMP に比べ小さいということで、X-12-ARIMA の趨勢循環がよりスムーズであることを意味し、やや中期の経済分析には都合の良いことを意味しているのではないだろうか。

4. おわりに

以上、seasonal dip と予測精度を中心に意見を述べさせて頂いたが、十分かつ適切な説明であったかどうかは、読者の皆さんの判断にお任せするとして、今回の特集号において、実務家と統計学者の間で意見交換を図る場を提供して下さった統計数理研究所に心より感謝するとともに、今後も、様々な統計テーマについて、我々統計機関のスタッフをご指導頂きたいと思う。

注.

¹ Rejoinder では、Seasonal Dip と予測精度を中心に書くが、国友教授から指摘のあった「曜日効果・閏年効果」について、本注で意見を申し上げたい。

欧米では、曜日効果や閏年効果の除去を、trading-day adjustment と呼んでいるが、これは広義の季節調整としてみなすのが一般的のようである。つまり、社会慣習等によって生じるある程度規則性の高いものは全て原系列から除去して、「季調済系列」と呼んでしまおうという考えが実務界には浸透している。公表データについても、季節変動に加え曜日効果や閏年効果の除去後の系列を“seasonally adjusted series”として公表しており、わざわざ「季節変動等調整系列」とは呼んでいない。日本のユーザーからも、曜日効果や閏年効果を季節変動と一緒に除去すべきとの要請は根強い。実際、96年1QのQEで、GDPが年率12%と異常な増加率を示したのは閏年の影響で、季調済系列であるにもかかわらず、閏年効果が除去されていないこと自体が、大きな問題となった。

² 川崎氏は関連論文(川崎・佐藤(1997))で、季節調整における予測性の重要性について以下のように述べている。

「季節調整においては予測的側面は大切である。例として直近のデータの季節調整が実際にどう行われているかを挙げるができる。現在わが国で行われている季節調整法では、季節成分の推計は1年に1回しか行われぬ(年1回の季調替え)。したがって、最新データの季節成分は昨年と一昨年における同期の季節成分に基づいて推計されているに過ぎない。この操作はまさに今期の季節成分を前年までのデータで予測していることに他ならず、推定された季節成分は現時点でのフィルタ値としての良さが望まれるだけでなく予測値としての良さも望まれることになる。この例は主に制度的なものに起因する問題であるが、季節調整の現実的要請として予測性が重要であることを示している」

川崎氏は意識しているかどうかは不明だが、実務家にとって予測性が重要なのは、季調済系列の安定性を確保するためであり、それが季節調整の現実的かつ実務的要請である。

³ X-12-ARIMA を用いても、不安定性は完全に解消されないが、その不安定性は、予測誤差に起因するものであり、フィルタリングの変更によるものではないということがポイントである。国友教授は、X-12の移動平均が、特定のSARIMAに基づく複雑な非対称移動平均であるとして、「X-12法がX-11法における末端処理を改善しているとは限らない」と主張しているが、これは、不安定性の原因について、「予測誤差に起因する」という表現を、「特定のSARIMAに基づく複雑な非対称移動平均に起因する」と置き換えたに等しい。中心移動平均は、定義上「対称移動平均」であり、国友教授のコメントにみられる言い方は誤解を招くように私にはみえる。

なお、SARIMAの特定等に問題があれば、予測誤差が大きく系列末端の不安定性は縮小しな

い場合があるが、X-12-ARIMA には安定性に関する事後診断機能 (Sliding-Span-Analysis 等) がついており、不安定性の改善度合を計測できるようになっている。もし、X-11 と特定の SAR-IMA モデルに基づく X-12-ARIMA の安定性を比較して、後者の方が不安定になっていけば、SARIMA の特定の見直し、もしくは REGARIMA の利用を中止すればよだけのことである (この場合、X-12-ARIMA は定義上 X-11 となる)。X-12-ARIMA と X-11 は、全く別の季節調整法ではない。

参 考 文 献

- Archibald, J. (1995). Experiences of statistics New Zealand in trend and seasonal adjustment, *Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment*, U.S. Bureau of the Census, Washington, D.C.
- Burridge, P. and Wallis, K. F. (1984). Unobserved-components models for seasonal adjustment filters, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 350-359.
- Cleveland, W. P. and Tiao, G. C. (1976). Decomposition of seasonal time series: A model for the census X-11 program, *J. Amer. Statist. Assoc.*, 71, 581-587.
- 川崎能典, 佐藤整尚 (1997). 季節調整の『最適性』について, Research Memo., No. 640, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- 北川源四郎 (1997). 季節調整プログラム DECOMP とその後の展開, 第 14 回応用時系列研究会報告資料.
- 木村 武 (1996). 季節調整法の評価に関する実証分析, 日本統計学会誌, 26(3), 269-286.