日本統計学会誌
第26巻，第3号，1996年
269頁〜286頁

季節調整法の評価に関する実証分析

木　村　　武*

Empirical Evaluation of the Seasonal Adjustment Methods

Takeshi Kimura*

This study compares three seasonal adjustment methods: X-12-ARIMA, DECOMP and Prophet. X-12-ARIMA, a successor to the Census X-11 method, is based on moving-average with new features designed to handle outliers and structural change. DECOMP and Prophet are model-based methods: the former is based on state space model, and the latter on signal extraction. These methods are compared using Japanese macroeconomic time series in terms of both spectral criteria and stability. While X-12-ARIMA removes the peaks in the spectrum at the seasonal frequency and its harmonics adequately, DECOMP and Prophet induce dips at them. Stability analysis were made between methods to see how the seasonally adjusted series would be revised as additional data became available. For most of the series examined, X-12-ARIMA yields more stable adjustment than DECOMP and Prophet. These results can be viewed as an endorsement of X-12-ARIMA.

本論文では，季節調整法を移動平均型調整法とモデル型調整法に分類した上で，各方法の代表的なソフトウェアを用いて我が国の主要経済時系列を実際に季節調整し，そのパフォーマンス評価を行う．具体的な評価基準としては，適切性（季節変動が完全に除去されているかどうか）と安定性（新規データの追加による季調済系列の改定幅が十分小さいかどうか）の２つを取り上げた．分析の結果，移動平均型調整のセンサス局法 X-12-ARIMA は，多くの時系列において季節変動を適切に除去している一方，モデル型調整法は，負の季節性を季調済系列に混入させ易い（例えば，今年の第１四半期の季調済系列の伸びが高ければ，翌年の第１四半期の伸びが低目になり易い）ことが明らかとなった．また，安定性に関しては，X-12-ARIMA が，モデル型調整法よりも総じて安定的な季節調整を行うことが確認できた．したがって，適切性・安定性の両基準を基に判断すれば，X-12-ARIMA は現時点で利用可能なモデル型調整法のソフトウェアに比べ，優れた調整法であると評価できる．

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と仮定できる($Y_t = TC_t + S_t + I_t$)．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する方が都合が良い．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 $TC_t + I_t$

論文受付：1996年8月　受理：1996年11月
本論文の作成に当たっては，国友直人（東京大学），北川源四郎（統計数理研究所），森雅夫（東京工業大学），深尾光洋（日本銀行），渡辺努（同）の各氏より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，コメント提供者や筆者の所属する日本銀行の見解を示すものではない．

* 日本銀行調査統計局・東京工業大学大学院社会理工学研究科
[日本銀行の連絡先] 〒103 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1　日本銀行調査統計局
TEL: 03-3279-1111　FAX: 03-5255-6758

を推計することがその目的である．

季節調整法は，移動平均型調整法とモデル型調整法の2つに分類することができる．移動平均型調整法の代表格は，米国商務省が開発したセンサス局法で，開発以来30年以上経た今でも，わが国を含む世界各国の統計機関で広く利用されている．同法の計算アルゴリズムはかなり複雑であるが，そのベースは「原系列の一年分の移動平均をとれば，一年周期の季節変動が除去される」という単純な発想に基づいている．センサス局法は実用面での重みがある一方で，問題点や批判も少なくない．例えば，同法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であるという批判がある．また，移動平均項数について，統計理論的な客観性を伴った選択を行うことが困難であるという問題もある．

モデル型調整法は，移動平均型調整法に対するこのような批判を克服するために開発されたものである．同法は，現実のデータ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，シグナル抽出法と状態空間モデルによる季節調整に大別できる．

ところで，モデル型調整法は，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保証するものではない．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「仮定したモデルが現実の経済変動を適切に捉えている」ということとは違う．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ず，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手法といえる．したがって，モデル型調整法と移動平均型調整法の何れが優れているかに関しては，実際の経済時系列を用いた実証分析が必要となる．

本論文の目的は，季節調整の評価基準として，「季節性除去の適切性」と「季調済系列の安定性」の2つを取り上げ，移動平均型調整法とモデル型調整法のパフォーマンスについて比較・検討することにある．「季節性除去の適切性」とは，季節調整本来の目的を本当に達成しているかどうか，すなわち季節性の取り残し等がないかどうかについて，できる限り客観的な方法を用いてチェックすることである．「季調済系列の安定性」に関しては，新規データの追加による季調済系列の改定幅が小さいかどうかについて検討する．季調済系列を用いて景気分析を行う者にとって，安定性は分析結果の信頼性を確保する観点から重要な評価基準である．

比較検討した季節調整法の具体的なソフトウェアは，以下のものである．

① 移動平均型調整法
　センサス局法の最新バージョン“X-12-ARIMA”[1)]
② モデル型調整法・状態空間モデル
　統計数理研究所開発のTIMSAC-84収録の“DECOMP”（北川［4］）[2)]
③ モデル型調整法・シグナル抽出法
　Burman［2］の開発による“Prophet”[3)]

---

1) X-12-ARIMAのプログラムは，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で，ディレクトリは，pub/ts/x12aである（ユーザー名はanonymousを，パスワードは，自分のemail addressを入力する）．

2) DECOMPは，統計数理研究所から無料入手できる．

これらは，現在多くのユーザーが利用可能なかたちに実現されたソフトウェアとしては，最もポピュラーなソフトといってよいであろう．なお，季節調整法の比較においては，それらの方法に基づく推計アプローチの本質的な長短所の比較なのか，あるいは，ソフトウェアの比較なのかを明確に区別することが望ましい．本分析でも，必要の都度この点に言及する．

本論文の構成は次のとおりである．まず2．では，移動平均型調整法とモデル型調整法について簡単なサーベイを行う[4]．3．では，わが国の主要経済時系列に対して上記の季節調整プログラムを実際に適用し，季節調整の「適切性」や「安定性」の基準から，各調整法の評価を行う．4．では，結論を述べる．

2.　移動平均型調整とモデル型調整

2.1.　移動平均型調整法 X-12-ARIMA の概要

移動平均型調整法の基礎にある考え方は，原系列の12か月移動平均を行えば，一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て趨勢循環変動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の推計値を原系列から除去すると，季節変動と不規則変動から成る系列が得られる．これをさらに同じ月毎の系列に分けて適当な移動平均を取れば，季節変動の推計値が得られる．

センサス局法の最新版であるX-12-ARIMAのベースは，旧版のX-11と同様に移動平均にあるが，旧版との違いは，時系列モデルによる事前調整機能が新たに付加されたことである[5]．事前調整の目的は，従来の移動平均プロセスの主たる問題点，すなわち，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，を解決することにある．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がしばしばあった．これは季調済系列の不安定性と呼ばれる問題である．しかも，原系列に曜日変動[6]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

[3] 詳しい入手方法については以下へ連絡．なお，購入費用は200$（1995年3月時点）．
J. P. Burman, Applied Statistics Research Unit, Cornwallis Building, University of Kent at Canterbury, Kent CT2 7NF, UK.

[4] 詳しくは，季節調整法のサーベイを行なった木村［6］を参照．

[5] X-11，X-12-ARIMAの詳細は，それぞれ黒川［9］，木村［7，8］を参照．また，日本銀行［10］は木村［7，8］の要点を取りまとめた資料である．

[6] 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．

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．

X-12-ARIMA における事前調整は，こうした移動平均プロセスの問題点を時系列モデル REGARIMA (REGression and ARIMA) を用いて解決しようとしたものである．REGARIMA の一般型は次式で与えられる．

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\Big(Y_t-\sum_i \beta_i x_{it}\Big)=\theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \tag{2-1}$$

ただし，

$$\begin{cases} Y_t：原系列 \quad x_{it}：回帰変数 \quad \beta_i：回帰パラメータ \\ B：バックシフト・オペレータ \\ s：季節周期（月次データ：s=12 \quad 四半期データ：s=4) \\ \phi_p(B)=(1-\phi_1 B-\cdots-\phi_p B^p) \quad \Phi_P(B^s)=(1-\Phi_1 B^s-\cdots-\Phi_P B^{PS}) \\ \theta_q(B)=(1-\theta_1 B-\cdots-\theta_q B^q) \quad \Theta_Q(B^s)=(1-\Theta_1 B^s-\cdots-\Theta_Q B^{QS}) \\ a_t：ホワイト・ノイズ \end{cases}$$

(2-1) 式は，回帰式

$$Y_t=\sum_i \beta_i x_{it}+Z_t \tag{2-2}$$

と通常の seasonal ARIMA モデル $(p,d,q)(P,D,Q)_S$

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t=\theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \tag{2-3}$$

の組み合わせと考えることができる．ここで，回帰変数とは，曜日変動や異常値，レベル・シフトを表現したものである．原系列 Y_t の回帰式 (2-2) の残差項 Z_t は，原系列から回帰変数の影響を取り除いた系列を表しており，REGARIMA では，この Z_t が (2-3) 式の seasonal ARIMA モデルに従うものとして定式化したものである．X-12-ARIMA では，このように原系列 Y_t を回帰パート $\sum_i \beta_i x_{it}$ と seasonal ARIMA パート Z_t に推計・分割した後，後者の Z_t とその予測値に対して移動平均による季節調整を行う．したがって，X-12-ARIMA では，系列末端においても先行きの予測値を用いた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，曜日変動の撹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．

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．また，センサス局法では，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ているが，その選択に関して統計理論的な客観性を確保することは困難である．

こうした移動平均型調整に対する批判を行なってきた統計学者・経済学者は，モデル型調整法[7]の開発を進めてきた．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，シグナル抽出法と状態空間モデルによる季節調整に大別できる．

2.2.1. シグナル抽出法

シグナル抽出法による季節調整では，経済時系列に対して以下の5つの仮定を置く．

仮定1[8]：$Y_t=N_t+S_t$

（Y_t：原系列　N_t：非季節変動　S_t：季節変動）

仮定2：N_t と S_t は互いに独立である．

仮定3：Y_t は ARIMA モデル $\phi(B)Y_t=\theta(B)a_t$ で表現できる．

仮定4：N_t は ARIMA モデル $\phi^N(B)N_t=\theta^N(B)b_t$ で表現できる．

仮定5：S_t は ARIMA モデル $\phi^S(B)S_t=\theta^S(B)c_t$ で表現できる．

ただし，a_t, b_t, c_t は互いに独立なホワイトノイズで，$a_t\sim iidN(0,\sigma_a^2)$ $b_t\sim iidN(0,\sigma_b^2)$　$c_t\sim iidN(0,\sigma_c^2)$ である．

この時，N_t と S_t の Minimum Mean Squared Estimator は次の様に表現できることが知られている．

$$\hat{N}_t=\frac{\sigma_b^2\theta^N(B)\theta^N(B^{-1})}{\sigma_a^2\theta(B)\theta(B^{-1})}\phi^S(B)\phi^S(B^{-1})Y_t \tag{2-4}$$
$$\hat{S}_t=\frac{\sigma_c^2\theta^S(B)\theta^S(B^{-1})}{\sigma_a^2\theta(B)\theta(B^{-1})}\phi^N(B)\phi^N(B^{-1})Y_t$$

ただし，各ラグ多項式とホワイトノイズの分散は次の条件を満たす．

$$\phi(B)=\phi^N(B)\phi^S(B)$$
$$\sigma_a^2\frac{\theta(B)\theta(B^{-1})}{\phi(B)\phi(B^{-1})}=\sigma_b^2\frac{\theta^N(B)\theta^N(B^{-1})}{\phi^N(B)\phi^N(B^{-1})}+\sigma_c^2\frac{\theta^S(B)\theta^S(B^{-1})}{\phi^S(B)\phi^S(B^{-1})}$$

シグナル抽出法による季節調整は，原系列 Y_t の ARIMA モデルをデータから推計し，非季節変動や季節変動のラグ多項式の形態やホワイトノイズ分散の大きさについて幾つかの前提をおいた上で，季調済系列 $\hat{N}_t$ を推計する．したがって，シグナル抽出法の信頼性は，原系列に適用した ARIMA モデルの妥当性と分解における仮定の妥当性に依存する．例えば，原系列を ARIMA モデル一本で推計することは，原系列の変動をホワイト・ノイズ系列の加重和で表現することにほかならないが，一定の分散を持ったホワイト・ノイズ系列を，それぞれ異なる分散を有すると考えられる季節変動と非季節変動とに分解するには仮定が必要である．この時，毎年ほぼ一定なパターンを繰り返す季節変動を仮定する場合には，季節変動モデルのノイズ分布

---

7) 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．

8) 趨勢循環変動と不規則変動の両者を区別したモデルへの一般化は可能であるが，ここでは単純化のために，両者を統合して非季節変動として説明する．

の分散をなるべく小さく設定することが必要であり，本分析で使用する Burman［2］開発の"Prophet"でもそのように仮定されている．しかし，すべての経済時系列に対して，季節変動パターンが最も安定的であることをアプリオリに仮定することが適切である保証はなく，この点がシグナル抽出法の問題点といえよう．

2.2.2. 状態空間モデルによる季節調整

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．例えば，趨勢循環変動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．

$$
\begin{aligned}
&Y_t = TC_t + S_t + I_t \\
&TC_t = TC_{t-1} + d_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2) \\
&d_t = d_{t-1} + \mu_t \quad \mu_t \sim iidN(0, \sigma_\mu^2) \\
&(1+B+B^2+B^3+\cdots+B^{11})S_t = v_t \quad v_t \sim iidN(0, \sigma_v^2) \\
&I_t \sim iidN(0, \sigma_I^2)
\end{aligned} \tag{2-5}
$$

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，北川［4］開発の"DECOMP"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 $(1+a_1B+a_2B^2+\cdots+a_nB^n)C_t = \varepsilon_t^C$ を設定している[9]．

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. 実証分析の結果

これまでにみたとおり，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）や時系列モデルの仮定が異っており，得られる季調済系列も当然異なってくる．図1は X-12-ARIMA，DECOMP，Prophet 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り具体的にみたものである．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唆している．同様な点は Prophet と X-12-ARIMA の比較においても指摘できる．

---

[9] 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（Kitagawa［5］参照）．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 によって考案されている．しかし，そうした調整法は，現在のコンピュータ処理能力および計算アルゴリズムのもとでは，計算時間がかなりかかりあまり実用的ではないようである．なお，シグナル抽出法の Prophet は，REGARIMA と同様に異常値とレベル・シフトを回帰変数で捉えることができる対話形式のソフトで，処理時間も実用範囲内にある．

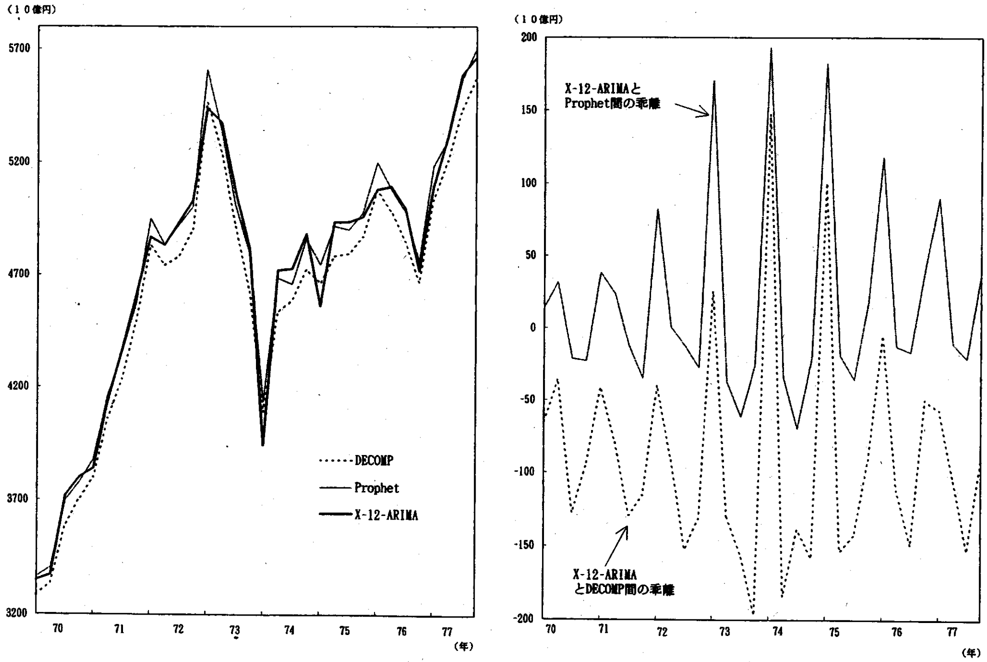


図1　公的固定資本形成の推移
各季節調整法により推計された季調済系列間の比較

このように，X-12-ARIMA と DECOMP, Prophet 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いるものの，2.1.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．

それでは，季節調整の「パフォーマンス」とはいったい何であり，それをどのような基準でチェックすることが妥当なのであろうか．以下では，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，各季節調整法の評価を行う[10]．なお，X-12-ARIMA における移動平均過程についてはデフォルト（標準型）を利用した．また，Prophet および DECOMP の季節調整において設定したモデルの型については，末項のデータ付録を参照．これら季節調整法を実際に適用した日本の主要経済時系列8系列（民間最終消費支出，民間企業設

10) 季節調整法の評価基準に関するサーベイは，木村［6］や Hyllberg［3］を参照．

備投資，公的固定資本形成，経常利益，鉱工業生産指数，大口電力使用量，銀行券発行残高，マネーサプライ）のデータ・ソース等についても，同様にデータ付録を参照．

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完全に取り除く」という季節調整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，周波数領域分析と時間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）[11]．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．一方，時間領域の観点からは，季節調整によって季節性が適切に除去されたかどうかは，これら季節周期に対応する自己相関や偏自己相関が十分低くなっているかどうかをみればよい．すなわち，通常季節性を有する時系列の自己相関は，四半期データなら4の倍数期のラグ，月次データなら12の倍数月のラグで大きな正の値となり，偏自己相関は四半期データで4期，月次データで12月のラグで大きな正の値となる．この特徴がパワー・スペクトルの"seasonal peak"に対応している．なお，こうした視覚的な分析をより厳密に行うには，自己相関と偏自己相関から同定されたARIMAモデルを推計する必要があることは言うまでもない．

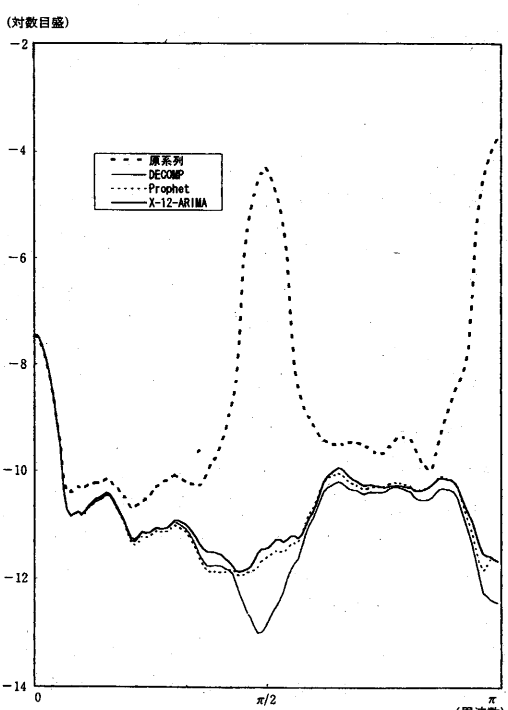


図2　民間最終消費支出のパワースペクトル
　　―原系列と季調済系列のパワースペクトル―

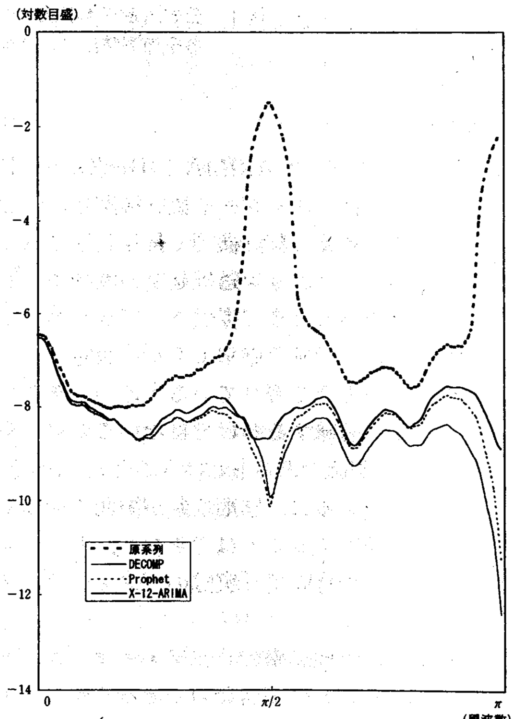


図3　公的固定資本形成のパワースペクトル
　　―原系列と季調済系列のパワースペクトル―

11) 季節変動は1年周期であり，そのパワー・スペクトルは月次データの場合周波数$\pi/6$に，四半期データの場合は周波数$\pi/2$にピークを有する．これらの周波数は基礎周波数とよばれるもので，実際の季節変動のパワースペクトルはこれら基礎周波数のほかに，その整数倍にあたる調和周波数にもピークが発生する．

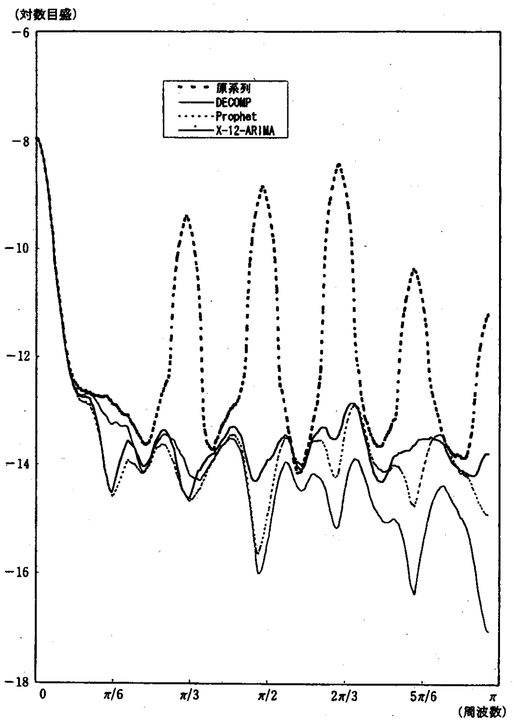


図 4 マネーサプライのパワースペクトル
—原系列と季調済系列のパワースペクトル—

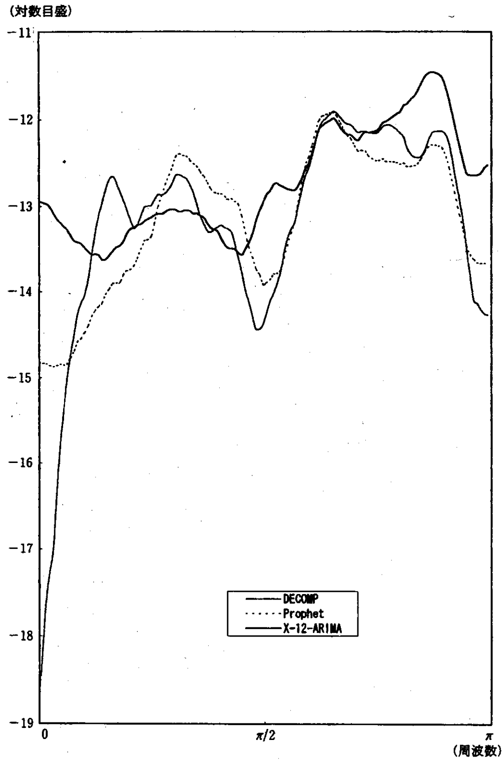


図 5 民間最終消費支出内の不規則変動のパワースペクトル

3.1.1. 適切性に関する分析結果

3つの季節調整法によりそれぞれ推計した季調済系列のパワー・スペクトルを図2～4に示した[12]. ただし，紙面の都合上，民間最終消費支出，公的固定資本形成，マネーサプライの3系列の図のみをとりあげた[13]. これらの図をみると，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，どの季節調整によってもおおかた季節性が除去されていることがわかる[14].

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 と Prophet 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・スペクトルの多くは，“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ことがわかる. このへこみは“seasonal dip”と呼ばれるものである. 同様に，DECOMP と Prophet により推計した不規則変動のパワー・スペクトルにも，“seasonal dip”

[12] 図2～4で示したパワー・スペクトルは，原系列と季調済系列に関しては，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，各々の系列の前月［期］比のパワー・スペクトルを推計). これは，パワー・スペクトル推計の前提として，推計対象となる系列が定常過程である必要があるためである. 一方，不規則変動に関しては，そのレベルに対して直接パワー・スペクトルを推計している. なお，パワースペクトルの計測に使用したソフトウェアは RATS version4 で，ウィンドウは Tent Window を適用した.

[13] より詳細な分析報告については，木村［1997］を参照.

[14] 因みに，各調整法で推計した季調済系列と原系列間のコヒーレンスも計測してみたが，いずれのケースでも，コヒーレンスは季節周期を除くとおよそ 0.8～1.0 と高く，満足な結果を得ている（紙面の都合上分析結果は省略したが，詳しくは木村［7］を参照).

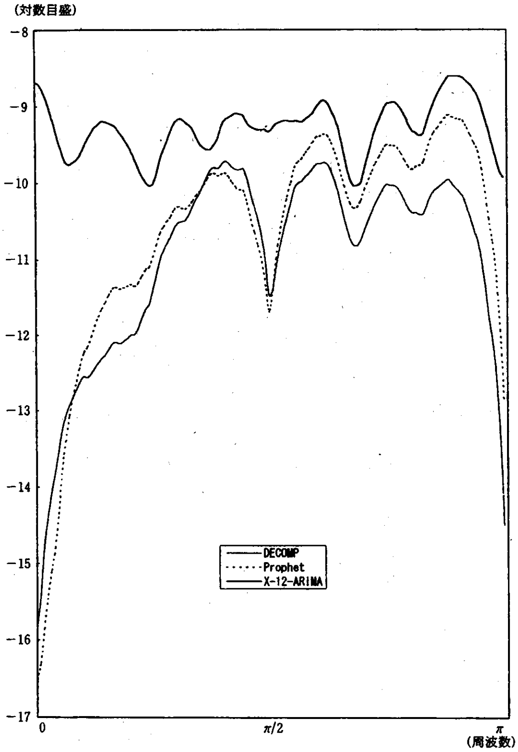


図6 公的固定資本形成内の不規則変動のパワースペクトル

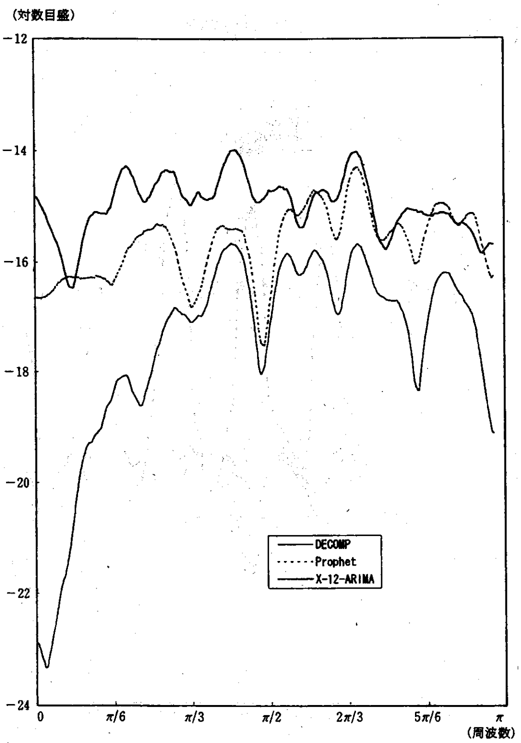


図7 マネーサプライ内の不規則変動のパワースペクトル

が発生している（図5～7）．こうした傾向は特にDECOMPで顕著である．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やProphet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．因みに，適用した8系列のうち，DECOMPは鉱工業生産指数を除く7系列において過剰調整の傾向が顕著にみられた．Prophetは民間最終消費支出，民間企業設備投資，公的固定資本形成，マネーサプライの4系列に過剰調整がみられた．X-12-ARIMAにおいて過剰調整がみられたのは，経常利益1系列のみであった．以下では，各調整法と過剰調整の関係について整理する．

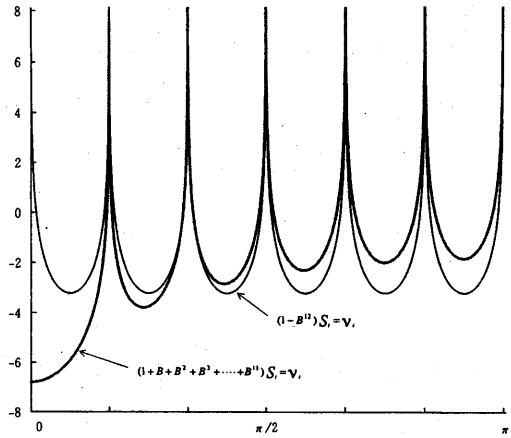
3.1.2. DECOMPと過剰調整の関係

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) $$(1+B+B^2+\cdots+B^{s-1})S_t=v_t$$

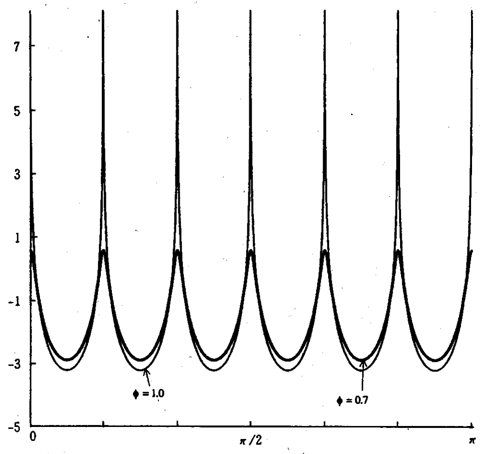
ただし，四半期系列の場合 $s=4$ 月次系列の場合 $s=12$

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，ホワイトノイズ v_t の分散を σ^2 とすると，



（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8　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9　$(1-\phi B^{12})S_t=v_t$ のパワー・スペクトル

(3-2)
$$f_S(\lambda)=\frac{\sigma^2(1-\cos\lambda)}{2\pi[1-\cos(s\lambda)]}$$

と表すことができる．(3-2)式で表わされるパワー・スペクトルは，周波数 $\lambda=2\pi k/s(k=1,2,\cdots)$ において無限大となる（図８）．

ところで，実際の経済時系列における真の季節変動が，次のモデルで規定されるとしよう．

(3-3)
$$(1-\phi B^s)S_t=v_t$$

この季節変動のパワー・スペクトルは

(3-4)
$$f_S(\lambda)=\frac{\sigma^2}{2\pi(1+\phi^2-2\phi[\cos(s\lambda)])}$$

と表すことができる．(3-4) 式で表わされるパワー・スペクトルは，$\phi=1$ の時には，周波数 $\lambda=2\pi k/s(k=1,2,\cdots)$ において無限大となり，これは (3-2) 式のパワー・スペクトルにかなり近い形状をしている(図８)．しかし，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 $\lambda=2\pi k/s(k=1,2,\cdots)$ 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 (図９)．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．

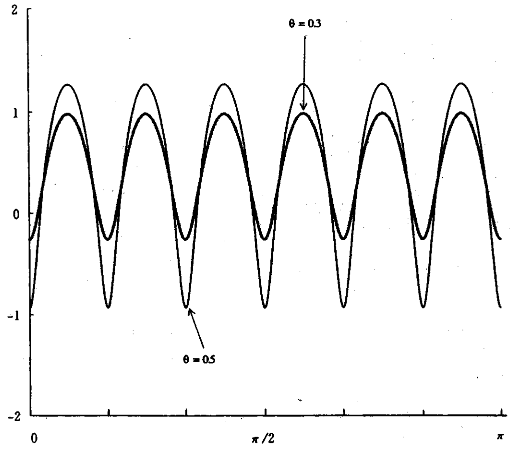
因みに，seasonal dip を有する系列は，一つの可能性として MA 項のラグ多項式として $(1-\theta B^s)$ を持つものと解釈できる．同多項式を有する MA モデル $X_t=(1-\theta B^s)v_t$ のパワー・スペクトルは，

(3-5)
$$f_X(\lambda)=\frac{\sigma^2}{2\pi}(1+\theta^2-2\theta[\cos(s\lambda)])$$

と表され，季節周期に dip を持つ (図 10)[15]．DECOMP により推計した不規則変動を ARIMA モデルで推計し，実際に $(1-\theta B^s)$ のラグ多項式が MA パートに含まれているのかどうかをチ

[15] ただし，季節周期に dip ができるのは，θ が正の値の時に限る．

[16] DECOMP により推計された不規則変動のパワースペクトルには，seasonal dip の他にもう一つ特徴的な点がみられる．それは，周波数ゼロの時点でかなり大きな凹みができている点である．こうした凹みができる*



(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10　$X_t=(1-\theta B^{12})v_t$ のパワー・スペクトル
(Seasonal Dip を伴う変数のパワー・スペクトル)

表1　各季節調整法により推計した不規則変動における Seasonal Dip の有意性

[DECOMP]

民間最終消費支出	$(1+0.33B)(I_t-1)=(1-0.65B^4)a_t$ (4.45)　(−10.89)　$\sigma^2=0.12\times10^{-4}$
公的固定資本形成	$(1+0.53B+0.76B^2+0.52B^3)(I_t-1)=(1-1.00B^4)a_t$ (8.01)　(14.07)　(7.87)　(−20.77)　$\sigma^2=0.88\times10^{-4}$
マネーサプライ	$(1+0.59B+0.82B^2+0.61B^3+0.61B^4)(I_t-1)=(1-0.24B^{12})a_t$ (10.41)　(12.61)　(7.69)　(7.43)　(−4.35)　$\sigma^2=0.19\times10^{-6}$

[Prophet]

民間最終消費支出	$(I_t-1)=(1-0.46B)(1-0.38B^4)a_t$ (−6.49)　(−5.26)　$\sigma^2=0.13\times10^{-4}$
公的固定資本形成	$(1+0.73B+0.73B^2+0.6B^3)(I_t-1)=(1-1.00B^4)a_t$ (11.80)　(11.17)　(9.28)　(−20.53)　$\sigma^2=0.12\times10^{-3}$
マネーサプライ	$(1+0.28B+0.13B^2)(I_t-1)=(1-0.31B^{12})a_t$ (4.82)　(2.32)　(−5.80)　$\sigma^2=0.10\times10^{-5}$

[X-12-ARIMA]

民間最終消費支出	$(1+0.38B)(I_t-1)=(1-0.10B^4)a_t$ (5.24)　(−1.28)　$\sigma^2=0.19\times10^{-4}$
公的固定資本形成	$(1+0.18B)(I_t-1)=(1+0.14B^4)a_t$ (2.25)　(1.35)　$\sigma^2=0.60\times10^{-3}$
マネーサプライ	$(1-0.05B+0.21B^2)(I_t-1)=(1+0.07B^{12})a_t$ (−0.90)　(3.72)　(1.23)　$\sigma^2=0.21\times10^{-5}$

(注1)　いずれの季節調整法においても，原系列 Y_t が乗法型 $Y_t=TC_t\cdot S_t\cdot I_t$ に従うと仮定して季節調整を行っており，この場合，不規則変動 I_t は平均1の変数として表現される．すなわち，I_t-1 は，原系列 Y_t の $TC_t\cdot S_t$ からの乖離率を表しており，上記のモデルはその乖離率に関する *ARIMA* モデルを表現したものである．

(注2)　a_t はホワイトノイズ，σ^2 は残差の標本分散，( ) 内は t 値を表す．

*背景には，趨勢変動に対して，m 階の確率差分方程式 $(1-B)^m T_t=\varepsilon_t^T$ を仮定していることが挙げられる．こうした非定常変数のパワースペクトルは周波数ゼロで無限大となるため，仮に実際の変数が定常過程（周波数ゼロのパワースペクトルが有限）であったとすれば，歪みが発生することになる．

ェックしたところ（表1），seasonal dipを表すパラメータ θ はすべて有意であることがわかる[16)]．

したがって，“seasonal dip”を有するような季調済系列においては，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目となる傾向を持つことを意味する．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．

なお，以上に記したDECOMPの過剰調整は，状態空間モデルによる季節調整すべてに該当することを意味する訳ではない．すなわち，DECOMPでは，季節変動のモデルを $(1+B+B^2+\cdots+B^{s-1})S_t=v_t$ 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．ただし，DECOMPに限らず，状態空間モデルによる季節調整について分析した多くの文献（モデル型調整法についてサーベイした木村[6]を参照）において，$(1+B+B^2+\cdots+B^{s-1})S_t=v_t$ が仮定されており，その意味で，ごく自然で適切と考えられていた季節変動モデルが，実はそうではないことを本論文では主張している．

3.1.3. Prophetと過剰調整の関係

シグナル抽出法によって得られたMMSE推定量は，

$$\hat{N}_t=\sum_{j=-\infty}^{\infty} w_j Y_{t-j} \tag{3-6}$$

と表現でき，その季節調整フィルターの周波数応答関数は，

$$w(e^{-ij\lambda})=\sum_{j=-\infty}^{\infty} w_j e^{-ij\lambda}=\frac{f_N(\lambda)}{f_Y(\lambda)} \tag{3-7}$$

ただし，

$$\begin{cases} i \text{ は } i^2=-1 \text{ を満たす虚数単位.} \\ f_N(\lambda) \text{ は非季節変動のパワースペクトル} \\ f_Y(\lambda) \text{ は原系列のパワースペクトル} \\ \lambda \text{ は周波数.} \end{cases}$$

となることが知られている（Hylleberg [3] 参照）．したがって，推定された季調済系列 $\hat{N}_t$ のパワースペクトルは，

$$f_{\hat{N}}(\lambda)=\left|\frac{f_N(\lambda)}{f_Y(\lambda)}\right|^2 f_Y(\lambda)=f_N(\lambda)\left(\frac{f_N(\lambda)}{f_Y(\lambda)}\right) \tag{3-8}$$

となる．季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．因みに，Prophetにより推計した不規則変動をARIMAモデルで推計した結果，seasonal dipを表すパラメータ θ はすべて有意となっている（表1参照）．

なお，seasonal dipを発生させないような季節調整フィルターの周波数応答関数は，次の条件を満たす必要がある．

$$\bar{N}_t=\sum_{j=-\infty}^{\infty} m_j Y_{t-j} \quad m(e^{-ij\lambda})=\sum_{j=-\infty}^{\infty} m_j e^{-ij\lambda}=\left(\frac{f_N(\lambda)}{f_Y(\lambda)}\right)^{1/2}. \tag{3-9}$$

同フィルターにより推計された季調済系列 $\bar{N}_t$ のパワースペクトルは，

$$f_{\bar{N}}(\lambda)=\left|\left(\frac{f_N(\lambda)}{f_Y(\lambda)}\right)^{1/2}\right|^2 f_Y(\lambda)=f_N(\lambda) \tag{3-10}$$

となり，真の非季節変動のパワースペクトルと一致し，dip は発生しない．同推定量は，mean squared error という観点からはシグナル抽出法に劣るが，seasonal dip を発生させないという制約のもとでは MMSE になることが，Ansley and Wecker [1984] によって証明されている．

3.1.4. X-12-ARIMA と過剰調整の関係

最後に，X-12-ARIMA と過剰調整について整理すると，同法が過剰調整をもたらしたのは，適用した 8 系列のうち経常利益 1 系列のみで，DECOMP や Prophet に比べると少ない．移動平均型調整法が過剰調整をもたらし得る背景については，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” が発生するのか定かではない．しかし，全 8 系列に対して同一の標準型（デフォルト）の移動平均を適用したにも拘わらず，過剰調整が発生したのはわずかに 1 系列に止まったという結果から判断すれば，X-12-ARIMA のパフォーマンスは高いと考えて良いであろう．

なお，移動平均型調整に対しては，ホワイトノイズの季調済系列がホワイトノイズにならないことをもって，季節調整の歪みを指摘する場合がみられる(例えば，Wallis [11])．実際，ホワイトノイズを X-11 で季節調整した系列のコレログラムには周期的な山谷が発生することはよく知られた事実である(“Slutzky-Yule Effect”)．しかし，もともと季節性のない系列に対して季節調整を行って問題だといっても意味のある指摘とは言えないのではないだろうか．むしろ，季節性のある系列に対して季節調整を行なった結果，移動平均型調整法の X-12-ARIMA がモデル型調整法に比べて過剰調整が少ないという事実（長所）に注目するべきであろう．

3.2. 季節調整の安定性

景気の方向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(追加的な情報による季調済系列の変更幅が大きい場合)，同系列に基づく景気判断の信頼性が揺らいでしまう．不安定性が景気判断上深刻な問題となった事例として，1991 年における景気動向指数(経済企画庁作成，一致指数を構成する 11 系列のうち 9 系列が季調済系列[17]) の遡及改定がある．91 年の各月に公表された一致指数は，91 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であった．ところが，92 年になって遡及改訂された季調済系列でみると，一致指数は 91 年 4 月以降一貫して 50 を割り込んでおり，景気後退が実はかなり早くから始まっていたことが判明した．このように，季調済系列の安定性は景気判断を左右する重大な問題であり，季節調整法のパフォーマンスを測る重要な評価基準である[18]．

---

[17] 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．なお，MITI 法とは通産省が鉱工業指数の季節調整に用いている方法で，機能的には X-11 のサブセットと考えてよい．

[18] 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，安定性が高い方が良い」というようなかたちで評価されるべきものである．

本分析では，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月比（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 12 月［第 4 四半期］，91 年 12 月［第 4 四半期］，…，94 年 12 月［第 4 四半期］の 5 通りを設定し，MPD を以下のように定義した（ただし，終期が k の場合の i 年 j 月の季調済系列の前月比（前期比）を $R_{ij}(k)$ で表す）．

$$\text{MPD}_{i,j}=\underset{\max[i,90]\le k\le 94}{\text{Max}}\{R_{i,j}(k)\}-\underset{\max[i,90]\le k\le 94}{\text{Min}}\{R_{i,j}(k)\} \quad (3\text{-}11)$$

この $\text{MDP}_{i,j}$ 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．

MPD を実際の季調済系列に対して算出する前に，各季節調整法の安定性に関する定性的な特徴を予め確認しておく．まず，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（通常過去 5 年分程度）[19]を越えて季調済系列が遡及改定されることはない．ただし，X-12-ARIMA において，REGARIMA を用いて異常値やレベル・シフト，曜日変動の調整を行っている場合には，モデル型調整と同様に全サンプル期間の季調済系列が遡及改定の対象になる．

図 11〜18 は，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．これらの結果を纏めると，次の 2 点に集約できる．

① X-12-ARIMA とモデル型調整法（DECOMP・Prophet）を比較すると，1980 年代以前（つまり遡及期間が 5 年以上）においては，X-12-ARIMA による季節調整の方がモデル型調整よりも総じて MPD は小さく安定的である．

② 1990 年代（遡及期間が 5 年未満）においては，どの調整法も四半期系列に対してはほぼ同程度の安定性を提供しているが，月次系列に関しては，Prophet による MPD が総じて大きくその不安定さが目立つ[20]．

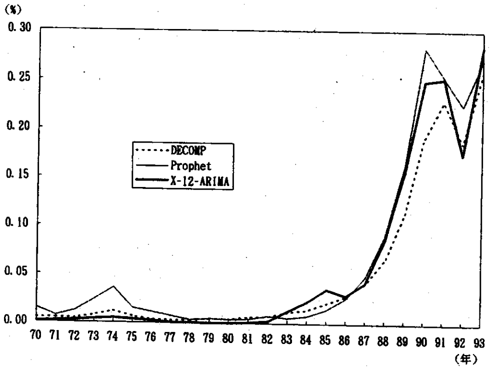


図 11　民間最終消費支出（季調済系列）の MPD

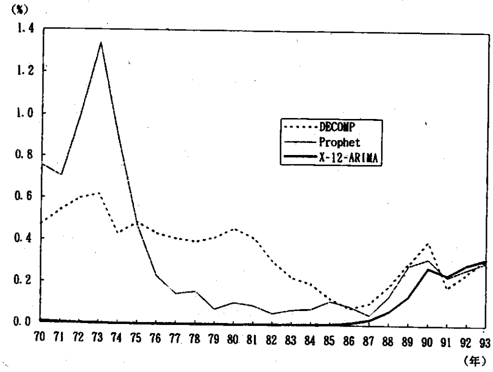


図 12　民間企業設備投資（季調済系列）の MPD

19) X-11 の標準型（デフォルト）における中心移動平均では，季調済系列を算出する時点の前後にそれぞれ約 7 年分（合計 14 年分）のデータを用いる．ただし，末端 6，7 年目における移動平均のウェイトはかなり小さいため，実際に影響があるのは過去 5 年分程度の季調済系列の遡及改定である．

20) Prophet による MPD が総じて大きい理由が，ソフトウェアの問題なのかシグナル抽出法という方法論の問題なのか定かではない．

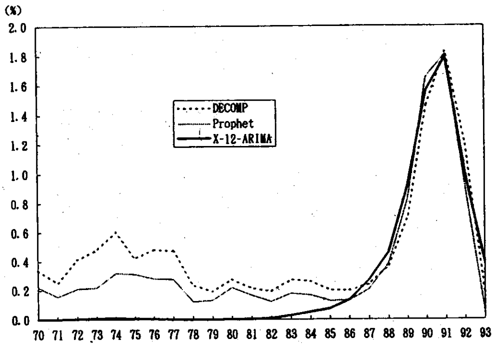


図13　公的固定資本形成（季調済系列）の MPD

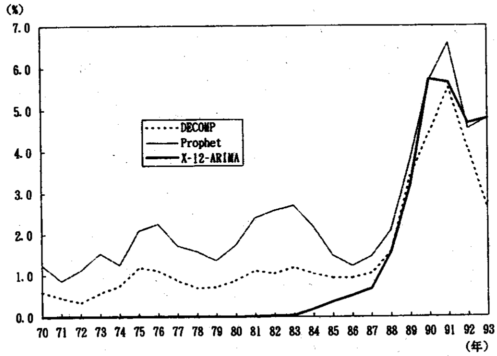


図14　経常利益（季調済系列）の MPD

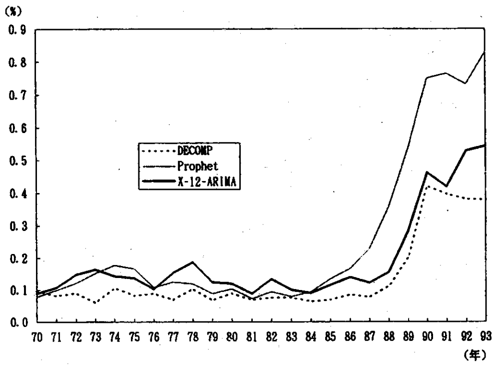


図15　鉱工業生産指数（季調済系列）の MPD

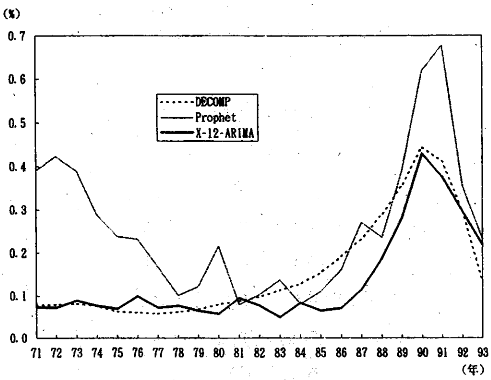


図16　大口電力使用量（季調済系列）の MPD

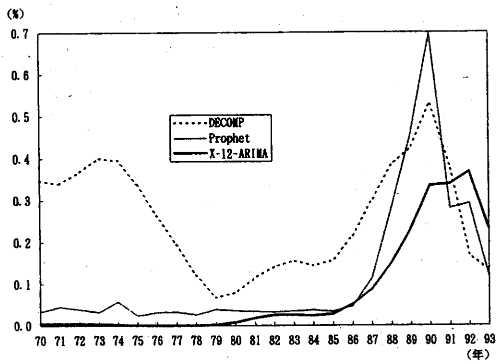


図17　銀行券発行残高（季調済系列）の MPD

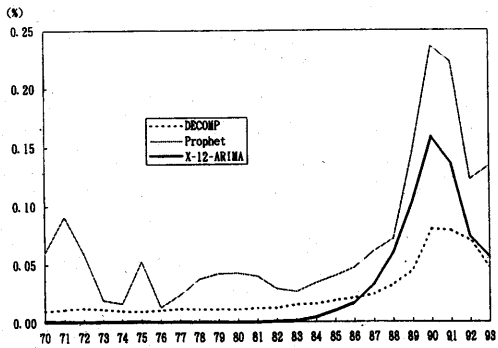


図18　マネーサプライ（季調済系列）の MPD

DECOMP や Prophet のモデル型調整法が，1980 年代以前（遡及期間 5 年以上）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．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，逆にモデル型調整法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 3.1.1.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，（経常利益を除くと）seasonal peak も seasonal dip もみられなかったものの，DECOMPやProphet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．

4. おわりに

季節調整は，景気判断や経済分析をするための準備作業である．スポーツ競技において最大の力を発揮するために，適切な準備運動が必要であるのと同様に，適切な景気判断や経済分析を行うためには，適切な季節調整が必要である．しかし，わが国では利用する季調済系列の品質に無関心のまま，景気判断や経済分析に季調済系列が利用される傾向があったのは否めない．移動平均型調整法であるセンサス局法は，わが国の統計機関において独占的な地位を確保するに至ったが，その利用をモデル型調整法に比べて積極化するような材料がこれまで統計機関から提示されることはなかった．一方，モデル型調整法を提唱するサイドでも，確率モデルの現実的妥当性を検討しないまま，アドホックな移動平均調整法に比べると適切であるということをアプリオリに主張するような傾向がみられたのも否めない．

本論文では，適切性と安定性の観点から季節調整法を比較し，そのパフォーマンスの検証を行なった．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やProphetに比べ利点の多い季節調整法であることが確認できた．米国では，商務省や労働省が対外公表統計に対して既にX-12-ARIMAによる季節調整を実施しており，わが国でも，各統計機関がX-12-ARIMAの導入を検討し始めたところである．こうした統計機関の動きは，本論文の分析から正しい方向として評価できよう．

なお，本分析の指摘は，センサス局法が状態空間モデルやシグナル抽出法という推計アプローチに比べ絶対的に優位であることを必ずしも主張するものではない．本文中で指摘したように，DECOMPやProphetにおいて過剰調整が起きた背景は，それらが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であろう．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．本論文で，DECOMPやProphetにおける過剰調整の解決方法を提示できたのも，まさにそのメリットのおかげである．よって，そうした解決方法をもとにソフトウェアが改善されれば，モデル型調整法にはセンサス局法と競合し得る可能性が残されている．

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状態空間モデルの形態（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級（m），循環変動を表わしたARモデルの次数（n）），④Prophetにおいて原系列に適用したSeasonal ARIMAモデル，⑤X-12-ARIMA（REGARIMA）において原系列に適用したSeasonal ARIMAモデル[21]

［1］民間最終消費支出（実質ベース，1985年基準）

[21] ③DECOMPのモデル形態については，AICに基づいて選択．④シグナル抽出法において原系列に適用したSeasonal ARIMAモデルは，Prophetの自動選択に従った（詳しくは，Burman［1995］を参照）．⑤X-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等の情報量基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，t検定とAIC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（詳しくは，木村［8］参照）．

①国民経済計算・国民所得速報（経済企画庁），② 1955/1 Q〜1994/4 Q（四半期データ），③対数変換実施，$m=2, n=1$，④対数変換実施，(0 1 2) $(0\ 1\ 1)_4$，⑤対数変換実施，(0 1 1) $(0\ 1\ 1)_4$

[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 1955/1 Q〜1994/4 Q（四半期データ），③対数変換実施，$m=2, n=2$，④対数変換実施，(1 1 2) $(0\ 1\ 1)_4$，⑤対数変換実施，(0 1 2) $(0\ 1\ 1)_4$

[3] 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 1955/1 Q〜1994/4 Q（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 1) $(0\ 1\ 1)_4$，⑤対数変換実施，(0 1 0) $(1\ 1\ 1)_4$

[4] 経常利益（全産業・資本金規模別合計）

①法人企業統計季報(大蔵省)，② 1960/2 Q〜1994/4 Q（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) $(0\ 1\ 1)_4$，⑤ REGARIMAを適用せず

[5] 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) $(0\ 1\ 1)_{12}$，⑤対数変換実施，(3 1 0) $(0\ 1\ 1)_{12}$

[6] 大口電力使用量

①大口電力産業別使用量(資源エネルギー庁)，② 1971/1〜1994/12(月次データ)，③対数変換実施，$m=2, n=2$，④対数変換実施，(0 1 3) $(0\ 1\ 1)_{12}$，⑤対数変換実施，(0 1 1) $(0\ 1\ 1)_{12}$

[7] 銀行券発行残高（平残）

①経済統計月報（日本銀行），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，(0 1 1) $(0\ 1\ 1)_{12}$，⑤ REGARIMAを適用せず

[8] マネー・サプライ（M2+CD平残）

①経済統計月報（日本銀行），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，(0 2 2) $(0\ 1\ 1)_{12}$，⑤対数変換実施，定数項有り，(0 1 3) $(2\ 1\ 0)_{12}$

参考文献

[1] Ansley, C. F. and Wecker, W. E. (1984). Comment on "Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics,* **2**, 323-324.

[2] Burman, J. P. (1995). *Prophet —User Instructions Software description,* Applied Satistics Research Unit, University of Ken at Canterbury.

[3] Hylleberg, S. (1986). *Seasonality in Regression,* Academic Press.

[4] 北川源四郎 (1986)．時系列の分解—プログラムDEOMPの紹介，統計数理，**34**, 255-270.

[5] Kitagawa, G. (1989). Non-Gaussian Seasonal Adjustment, *Computers Math. Applic.,* **18**, 503-514.

[6] 木村 武 (1995)．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），金融研究，**14**, 153-204.

[7] 木村 武 (1996)．季節調整について．IMES Discussion Paper 96-J-2

[8] 木村 武 (1996)．最新移動平均型季節調整法X-12-ARIMAについて，金融研究，**15**, 95-150.

[9] 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）

[10] 日本銀行 (1996)．季節調整法について，日本銀行月報（5月号），75-96.

[11] Wallis, K. F. (1974). Seasonal Adjustment and Relation Between Variables, *Journal of the American Statistical Association,* **69**, 18-31.