

論 説

季節調整法センサス局法X-12-ARIMAの 適用における日本型曜日調整の有効性

奥 本 佳 伸

目 次

1. はじめに
2. センサス局法X-12-ARIMAの開発・公表とその特徴
3. 曜日調整方式についてのX-11とX-12-ARIMAの対比
4. X-12-ARIMAにおける具体的な曜日・うるう年調整の方法
5. 曜日・うるう年調整の各種方法の適用結果
6. 鉱工業生産指数の季節調整系列についてのグラフによる観察
7. おわりに

1. はじめに

筆者は奥本(2000)において、新しい季節調整法であるセンサス局法X-12-ARIMAを我が国の各種の経済統計データに適用し、その結果として得られた季節調整系列が、従来、我が国で一般的に用いられてきたセンサス局法X-11による季節調整系列と比べてどのような相違があるか、またX-12-ARIMAを適用する際の曜日調整やうるう年調整におけるいくつかの方法のうち、どれを用いるのが適切であるか、などについて検討を行った。本稿はその続編とも言えるものであり、X-12-ARIMAによる季節調整における曜日調整及びうるう年調整に焦点を当てて検討している。特に、曜日調整方法のうちでも日本の祝日や休日を考慮した「日本型曜日調整」を、より適切と考えられる方法で、改めて

いくつかの経済統計データについて適用し、その有効性や必要性について検討を行った。また、前回の検討では、検討対象として月次統計のみを取り上げたが、今回の検討では国民経済計算統計から民間最終消費支出と国内家計最終消費支出という2つの四半期統計も取り上げて検討を行った。こうした点が前回の検討にはなかった新しい点であり、その意味で、本稿は前回の検討結果の一部について再検討し、修正・補足するものとなっている。

本稿では、まず2.においてX-12-ARIMAの季節調整法としての特徴を述べた後、3.でX-12-ARIMAとX-11の曜日調整方式の比較をする。次に4.で、X-12-ARIMAにおける具体的な曜日・うるう年調整の方法としてどのような手法があるかということ述べる。次の5.では、我が国の6種類の経済統計データにX-12-ARIMAを適用して、曜日・うるう年調整の結果について検討する。これに続く6.では、鉱工業生産指数の季節調整系列についてパワースペクトルと前月比のグラフ示し、若干の考察を行う。

2. センサス局法X-12-ARIMAの開発・公表とその特徴

アメリカ商務省センサス局は、1996年6月にX-11の改良版であるセンサス局法X-12-ARIMAを公表した。この時、公表されたのは、ベータ・バージョン（Beta version）と呼ばれるもので、その後、1998年2月にはファイナル・バージョン（Final version）が公表されたが、基本的な部分に違いはない。X-11のプログラムは官庁や日本銀行では入手できたが、企業や個人は通常入手できず、またメインフレーム・コンピュータでしか使えなかった。これに対し、X-12-ARIMAのプログラムはセンサス局のホームページで公開されており、そこからダウンロードして誰でも入手でき、パソコン上で使用できることになった。

季節調整法としてのX-12-ARIMAの特徴としては、主要な点として

次の3点を挙げることができる。

まず第1には、季節調整を行う前の事前調整として、REGARIMA (レグアリマ) と呼ばれる時系列モデルにより異常値やレベルシフト、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¹⁾。これによって、異常値等の混入により季節調整系列が不安定化することを是正する効果が期待される。

第2には、REGARIMAを用いて原系列の予測値を推計した上で、この予測値と原系列をつないだ系列に対して季節調整を行うことにより、データの末端部分についても、片側移動平均ではなく、両側のデータを用いた移動平均ができる。これにより、末端部分での移動平均によるゆがみが少なくなり、季節調整系列を安定化させる機能があると考えられている。

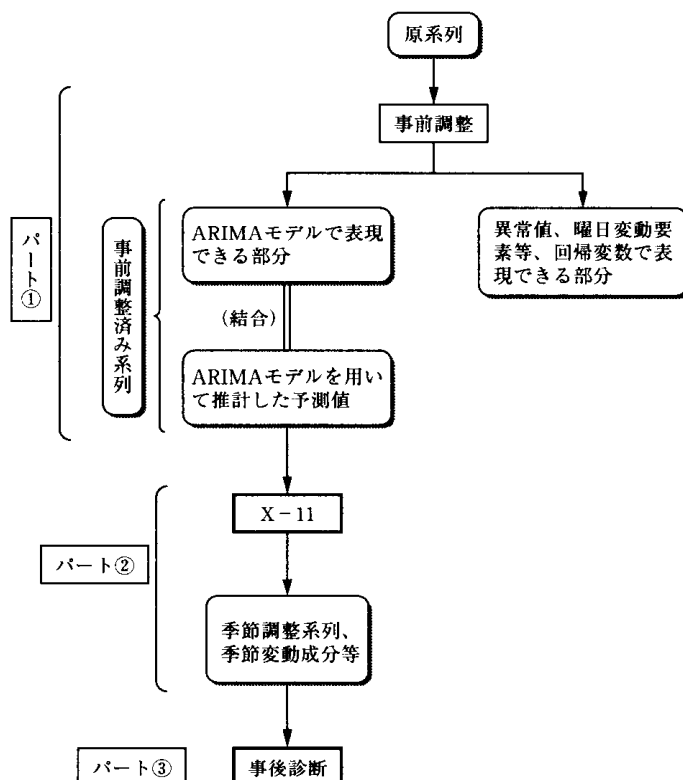
第3には、季節調整した結果について、統計的な分析などにより、適切に季節調整が行われているかを診断する機能が付いていることである。こうしたX-12-ARIMAの手順は、①REGARIMAによる原系列の事前調整パート、②従来のX-11による季節調整パート、③事後診断パート、の3つのパートから成り立っている (図1参照)。

それぞれのパートについて詳しく見ると、まずパート①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、曜日変動等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」を作成する。

パート②では、このようにして得られた事前調整済み系列に対して、

1) REGARIMAは、“REGression and ARIMA”の略で、回帰式と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、純粹に不規則な確率変数との1次結合として表したものである。

図1 X-12-ARIMAの構成



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両側の項による移動平均が可能であり、また、異常値や曜日変動等による攪乱を受けることがないため、移動平均による調整で季節変動をより適切に除去できるものと考えられている。

パート③では、季節性が過不足なく除去されているかを統計的手法によりチェックするとともに、季節調整系列の安定性に関する診断を行う。診断の結果によっては、REGARIMAにおけるモデル化の方法等を再検討して変更することになる。

REGARIMAの構造を数式で表すと、次のようになる。

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D\left(y_t - \sum_i \beta_i x_{it}\right) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \quad (1)$$

ここで、それぞれの記号の意味は以下のとおりである。

$$\begin{aligned}
 & Y_t : \text{原系列 (} Y_t \text{又は} \log Y_t \text{)} \\
 & x_{it} : \text{回帰変数} \\
 & \beta_i : \text{回帰式のパラメーター} \\
 & B : \text{バックシフト・オペレーター (} B Z_t = Z_{t-1} \text{)} \\
 & s : \text{季節周期 (月次データ: 12, 四半期データ: 4)} \\
 & \phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) \\
 & \Phi_P(B^s)(1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps}) \\
 & \theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \\
 & \Theta_Q(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}) \\
 & a_t = \text{ホワイト・ノイズ}
 \end{aligned}$$

このREGARIMAモデルは、回帰式

$$y_t = \sum_i \beta_i x_{it} + Z_t \quad (2)$$

と、乗法型季節変動ARIMAモデルである

$$\phi_p(B) \Phi_P(B^s) (1-B)^d (1-B^s)^D Z_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) a_t \quad (3)$$

を組み合わせたものである。この(3)のような乗法型季節変動ARIMAモデルは、簡略化して、 $(p \ d \ q) (P \ D \ Q)s$ と表現される。ここで、 p , d , q などのパラメーターは、次のような意味を持つ。

$$\begin{aligned}
 & p = \text{自己回帰 (AR) 過程の階数} \\
 & q = \text{移動平均 (MA) 過程の階数} \\
 & d = \text{原データを定常化するための差分の階数 (連続差分)} \\
 & P = \text{季節変動AR過程の階数} \\
 & Q = \text{季節変動MA過程の階数} \\
 & D = \text{季節階差の数 (季節差分)} \\
 & s = \text{季節周期 (12又は4)}
 \end{aligned}$$

上の式で、原系列 y_t についての回帰式(2)式の残差項である Z_t は、原系

列から回帰変数により説明される変動を取り除いた系列を表しており、REGARIMAは、この Z_t が(3)式の乗法型季節変動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、このように原系列を回帰パート $\sum_i \beta_i x_{it}$ と、乗法型季節変動ARIMAモデルのパートの2つに推計し、分割した後、後者の Z_t と、その予測値をつなぎ合わせた「事前調整済み原系列」に対してX-11による季節調整を行う。

このようなREGARIMAモデルの推計は、「繰り返し一般化最小二乗法 (Iterative Generalized Least Squares)」という方法によって行われる。この方法では、回帰式のパラメータとARIMAモデルのパラメータが収束計算によって同時に決定される。X-12-ARIMAのプログラムを利用する場合にも、この「回帰式のパラメータとARIMAモデルのパラメータが収束計算によって同時に決定される」ということに留意することが重要である。

3. 曜日調整方式についてのX-11とX-12-ARIMAの対比

(1) X-11の曜日調整方式

X-11における曜日調整の方法は、X-11の計算ステップの中での「異常値調整後の暫定的な不規則変動成分」を回帰分析によって「曜日変動成分」と「それを除いた不規則変動成分」とに分解しようというものである。(なお、X-11における曜日調整のステップはオプションになっており、ユーザーが指定しない場合には曜日調整は行われない。)

月次統計の場合のX-11による曜日調整の方法は、次のとおりである。まず、各月の曜日変動成分は、その月に各曜日が何回あったかによって変動すると考えられることから、「異常値調整後の暫定的な不規則変動成分」(I_t)を被説明変数とし、各曜日の数7個を説明変数とした次の回帰式を推計する。

$$I_t - 1.0 = B_1 \left(\frac{D_{1t}}{N_t^*} \right) + B_2 \left(\frac{D_{2t}}{N_t^*} \right) + \cdots + B_7 \left(\frac{D_{7t}}{N_t^*} \right) + E_t \quad (4)$$

ただし,

I_t : t 月の異常値調整後の暫定的な不規則変動成分

D_{it} : t 月における i 曜日の数

$i = 1$ (月曜日), $\cdots$, 7 (日曜日)

$N_t = \sum_{i=1}^7 D_{it}$: 月の長さ (t 月の日数)

$$N_t^* = \frac{1}{4} (N_t + N_{t-12} + N_{t-24} + N_{t-36})$$

$$= \begin{cases} 28.25, & t = 2 \text{ (月)} \\ N_t, & \text{それ以外の月} \end{cases}$$

E_t : t 月における曜日変動を除いた不規則変動成分

B_i : i 曜日のウェイト ($B_1 + B_2 + \cdots + B_7 = 0$)

次に, (4)式で推計された曜日ウェイト B_i を用いて, 各月の曜日構成比率 $\left(\frac{D_{1t}}{N_t^*}, \frac{D_{2t}}{N_t^*}, \cdots, \frac{D_{7t}}{N_t^*}\right)$ を加重平均して, 次の「曜日変動成分 D_t 」を算出する。(ここで, 2月の N_t^* を28.25とすることで, うるう年の調整を行っている。)

$$D_t = B_1 \left(\frac{D_{1t}}{N_t^*} \right) + B_2 \left(\frac{D_{2t}}{N_t^*} \right) + \cdots + B_7 \left(\frac{D_{7t}}{N_t^*} \right)$$

X-11では, こうして得られた「曜日変動成分 D_t 」を, 最終的に計算された季節変動成分とともに原系列から除去することにより, 季節調整済み系列を推計している。なお, 曜日変動の有意性に関する検定としては, 通常の回帰分析で用いられるF検定が利用される。

こうしたX-11の曜日調整方式については, 木村 (1996b, p.106~

107) で次のような問題点があることが述べられている。

「こうして推計された「曜日変動成分」や検定結果については、必ずしも信頼できないとの指摘がある (Findley and Monsell [1989], Findley et al. [1990])。これは、被説明変数の「異常値調整後の暫定的な不規則変動成分」が、異常値の管理限界の設定いかんによって相当変わりうる結果、推計パラメーター B_t の大小や誤差項 E_t の分散に影響が出るためである。すなわち、異常値調整の過程で、曜日変動に関する情報が歪められたり削除されたりする可能性がある。また、 I_t は移動平均のオペレーションの過程でスムーズ化されるため、自己相関を有するようになる場合が多い。その結果、 E_t も自己相関を有することになり (つまり、最小二乗法における通常の仮定が満たされないの)、検定結果に信頼性を確保することが困難になる。」

不規則変動要素から曜日変動成分を抽出しようとする X-11 の曜日調整の方法については、X-12-ARIMA の開発者たちである D.F. Findley 氏らによって、別の論文 (Findley, D.F. et al. (1998, p.134)) においても、次のように同様の問題点の指摘がされている。それは、不規則変動成分のデータに回帰式を適用して曜日変動成分を抽出する場合に、不規則変動成分は、分散が一定で独立なデータであることが前提とされるが、この前提はしばしば満たされず、不規則変動成分に自己相関が見られることが少なくないということである。

なお、以前に我が国で用いられた MITI 法と EPA 法では、曜日調整はどのように扱われていたかを、ここで少し見ておくことにしたい。

まず MITI 法については、1999 年 9 月に発表された通商産業大臣官房調査統計部統計解析課の鈴木実氏の論文である鈴木 (1999, p.23~24) に次のような記述がある。

「昭和 60 年頃から時系列データに与える曜日日数の影響が大きくなり、季節調整方式においても、曜日対応が議論されるようになった。そこで、

鉱工業指数の昭和60年基準改定の際に、季節調整方法も見直しを行い、MITI法（MITI法Ⅲ）にもセンサス局法（X-11）と同様の曜日調整が行えるように改良を加える（MITI法ⅢR）ことになった。しかしながら、当時の曜日調整は、季節指数の算出過程で得られる不規則変動から曜日成分を抽出するという事後調整方式であった。そのため、季節指数の計算期間によって曜日調整が実施できる場合とできない場合が生じることとなり、実際的でないことが判明した。このように季節調整手法としては曜日調整が含まれたが、実際の指数公表の際には、運用がなされないものとなった。」

このようにMITI法では、MITI法ⅢRというバージョンで、一応、X-11と同様の方法で曜日調整を行う機能を付け加えたが、季節指数の計算期間によっては、曜日調整が行えない場合があることがわかったので、この時期には、実際に公表される鉱工業指数の季節調整では曜日調整は行われなかった。

次にEPA法について阿部他（1971, p.283, 287）の記述によると、EPA法にもバージョンがX-0からX-9までであるが（このうちX-4については、X-4の外に、X-4A, 4B, 4C, 4Dがある。）、そのうちX-9のみが、センサス局法のX-11で採用している曜日調整の考え方を単純にそのままEPA法に取り入れていた。EPA法で、公表される統計に実際に用いられたのは、X-4CとX-8のみであった（この2つの違いは、X-8では特異項（異常値）修正の機能が付いている点が違う）。したがって、EPA法においても、実際に公表される統計については、曜日調整が適用されることはなかった。

（2）X-12-ARIMAの曜日調整方式

X-12-ARIMAの曜日調整方式は、先に説明したREGARIMAにおける回帰式部分で、曜日変動を表すダミー変数を設定して、季節調整の対

象とするデータの原系列そのものから曜日変動を推計し、推計された曜日変動を除去した系列に対してX-11による季節調整をするという手順をとっている。(なお、この場合「原系列」と言っても、非定常なデータを定常化するために、トレンドの除去のための差分をとったり、分散の安定化のために原データの対数をとったりした後のデータである。)この原系列について直接、曜日変動を推計する点で、「異常値調整後の暫定的な不規則変動成分」から曜日変動を推計するX-11の方式と異なり、異常値調整のための管理限界の設定いかななどによって、曜日変動についての情報が歪められたりすることがないというメリットがある。

また、X-12-ARIMAでは、曜日変動と同様にうるう年調整についても、うるう年変動を推計するダミー変数が設定されており、これを用いて原系列についてうるう年変動を推計し、これを除去してからX-11による季節調整を行うことにしている。なお、X-12-ARIMAには、この方式のほかに、2月のデータの大きさをあらかじめ、うるう年とそれ以外の年とで日数の違いによる影響が生じないように調整する方式(事前調整方式)も選択できるようになっている。

4. X-12-ARIMAにおける具体的な曜日・うるう年調整の方法

X-12-ARIMAのプログラムを実行するには、スペック・ファイルと呼ばれるファイルに、どのような計算を行うかを指示するコマンドを記述する必要がある。このコマンドのうち、REGRESSIONというコマンドの中で、REGARIMAの回帰式部分について、どのようなダミー変数を用いるかなどの指示を記述する。REGRESSIONコマンドの中で用いられる曜日調整とうるう年調整のためのいくつかの変数について、以下で説明する。

(1) 標準曜日調整 (TDNOLPYEAR)

これは、REGRESSIONコマンドにおいて、変数名を指定するオプションであるVARIABLESの中で用いる1つの変数としてあらかじめ用意されているものである。このTDNOLPYEARを指定すると、曜日調整のためのダミー変数として、毎月の、(月曜日の数-日曜日の数)、(火曜日の数-日曜日の数)、 $\dots$ 、(土曜日の数-日曜日の数)という6つの変数を取り入れる。この場合、毎月の7つの曜日のそれぞれの数をダミー変数として与える方法も、もちろん考えられるわけであるが、Bell and Hillmer (1983) で提案された、同じ効果を持つ、よりよいダミー変数の与え方としてX-12-ARIMAで採用されているものである (Bureau of the Census (2000, p.18))。X-12-ARIMAのREGRESSIONコマンドでこのTDNOLPYEARを指定して実行するときにはプリントアウトされる結果表では、月曜日から日曜日までの7つの曜日変数について推定された係数、標準誤差、t値が出力される (この場合、日曜日の係数は、他の6つの曜日の係数の和の符号を逆にしたものとして間接的に求められたものであることが付記されている)。また、これに加えて、これらの曜日変数が全体として有意であるかどうかのカイ2乗検定の結果として、自由度、カイ2乗値、p値が出力される。本稿では表1から表6において、TDNOLPYEARの指定が有意であるかどうかの判断には、このp値を用いている。

(2) 2曜日型曜日調整 (TD1NOLPYEAR)

REGRESSIONコマンドの中で用意されているもので、1週間の曜日をウィークデー (月曜日から金曜日までの5日間) の数と日曜日プラス土曜日の数との2つの対比で考えるものである。実際のダミー変数としては、各月における (ウィークデーの数) - 5/2 (土曜日と日曜日の数) を変数として持っている。

表1から表6において、この2曜日型曜日調整の結果としては、平日(WEEKDAY)についての t 値のみを示している。土曜日・日曜日についての t 値は、平日についての t 値の符号だけを逆にしたものになる。例えば、平日についての t 値が3.0であれば、土曜日・日曜日についての t 値は-3.0となる。

(3) 日本型曜日調整1，日本型曜日調整2

X-12-ARIMAであらかじめ用意されている曜日調整のためのダミー変数は、上に述べたTDNOLPYEARのほか、祝日については、アメリカの祝日であるLabor Day (労働の日)、Thanksgiving Day (感謝祭)、Easter (復活祭)のそれぞれについて祝日調整をする変数が用意されている。当然のことながら、センサス局法はアメリカで作られた季節調整法であるから、日本の祝日を調整する変数などは一切組み込まれていない。しかし、X-12-ARIMAには、回帰式の回帰変数としてプログラムのユーザーが自分で使いたい変数を指定できるユーザー変数の指定機能がある。これを用いると、日本での各月ごとの祝日の数などもユーザーが指定することができる。

そこで筆者は、日本の経済統計データについての曜日調整のために、1980年以降、2001年までの各月について、日本の祝日も含めた休日の数を数えたものと、さらにゴールデンウィーク、お盆休み、年末年始の休みなども含めた休日の数を数えたものの2種類の日本型曜日調整のための変数を作成してみた。表7(A)，(B)がその結果である。ここでは、2つのうちの前者をHoliday 1，後者をHoliday 2と名づけている。

この表を作る際に、土曜日を休日にするかどうかは、週休2日制との関係で考えなければならない。週休2日制の普及につれて、土曜日も休みとする事業所が次第に増えていったが、ここでは、一応、国家公務員に完全週休2日制が実施された1992(平成4)年5月以降はすべての土

表1 鉱工業生産指数についての曜日・うるう年調整のための回帰変数の選択

番号	標準曜日調整 (TDNOLPYEAR)	2曜日型曜日調整 (TD1NOLPYEAR)	日本型曜日調整1 (Holiday1)	日本型曜日調整2 (Holiday2)	うるう年調整 ダミー変数方式 (LPYEAR)	うるう年調整 事前データ 修正方式	選ばれた ARIMAモデル	AIC	MAPR (前月比)
1							(112) (212)	899.1539	0.68
2					○ (3.39)		(112) (212)	890.6267	0.67
3	○ p値 0.00						(211) (212)	819.4049	0.51
4	○ p値 0.00				○ (3.82)		(211) (212)	808.1694	0.51
5	○ p値 0.00					○	(110) (212)	832.5870	0.50
6	○ p値 0.00		○ (-5.21)				(211) (212)	796.5372	0.48
7	○ p値 0.00		○ (-5.63)		○ (4.35)		(211) (212)	781.6201①	0.44③
8	○ p値 0.00		○ (-5.20)			○	(110) (212)	810.4915	0.46
9	○ p値 0.00			○ (-6.09)			(211) (212)	789.6299	0.44③
10	○ p値 0.00			○ (-7.66)	○ (5.26)		(211) (011)	782.7204②	0.41①
11	○ p値 0.00			○ (-7.43)		○	(212) (011)	800.3947	0.42②
12		○ (10.71)					(211) (212)	837.5100	0.53
13		○ (10.30)			○ (4.08)		(112) (212)	824.6239	0.49
14		○ (10.11)				○	(212) (212)	839.4213	0.49
15		○ (9.67)	○ (-5.02)				(211) (212)	816.4433	0.49
16		○ (10.07)	○ (-5.42)		○ (4.45)		(211) (212)	800.4856	0.44③
17		○ (9.23)	○ (-5.06)			○	(112) (212)	816.6040	0.44③
18		○ (11.76)		○ (-5.76)			(211) (212)	811.0521	0.48
19		○ (13.03)		○ (-6.54)	○ (4.88)		(210) (212)	795.4702	0.44③
20		○ (13.61)		○ (-6.98)		○	(211) (011)	817.3248	0.45

(備考) 1. データ期間 1980年1月～2000年12月

2. X-12-ARIMAの異常値の自動探索機能で検出された異常値はなかった。

3. カッコ内の値は、REGARIMAモデルでその変数を回帰変数として入れたときのt値。

4. 「2曜日型曜日調整」については、WEEKDAYのt値のみを示しているが、土曜・日曜のt値はWEEKDAYのt値の符号だけを変えた値になる。(例えば、WEEKDAYのt値が10.71であれば、土曜・日曜のt値は-10.71となる。)

5. 「AIC」の欄と「MAPR (前月比)」の欄の丸付き数字は、数値の小さい方からの順を示す。

(備考3, 4, 5については、以下の表2から表6についても同じ。)

表2 大口電力使用量についての曜日・うるう年調整のための回帰変数の選択

番号	標準曜日調整 (TDNOLPYEAR)	2曜日型 曜日調整 (TD1NOLPYEAR)	日本型曜 日調整1 (Holiday1)	日本型曜 日調整2 (Holiday2)	うるう年調整 (ダミー変数方式) (LPYEAR)	うるう年調整 (事前データ 修正方式)	選ばれた ARIMAモデル	AIC	MAPR (前月比)
1							(212) (212)	3344.2110	0.36
2					○ (8.35)		(212) (012)	3291.8005	0.36
3	○ p値 0.00				○ (9.14)		(010) (012)	3273.0529	0.31②
4	○ p値 0.00					○	(010) (012)	3274.1305	0.31②
5	○ p値 0.00		○ (-1.82)		○ (9.13)		(010) (012)	3271.8066 ②	0.30①
6	○ p値 0.00		○ (-1.77)			○	(010) (012)	3273.0497	0.31②
7	○ p値 0.00			○ (-2.14)	○ (9.03)		(010) (012)	3270.6610 ①	0.31②
8	○ p値 0.00			○ (-2.02)		○	(010) (012)	3272.1815 ④	0.32
9		○ (6.48)					(212) (212)	3335.8267	0.35
10		○ (7.60)			○ (9.55)		(212) (012)	3274.2051	0.36
11		○ (7.07)				○	(010) (012)	3276.4450	0.33
12		○ (6.43)	○ (-1.75)		○ (9.03)		(010) (012)	3274.6020	0.31②
13		○ (6.78)	○ (-2.03)			○	(212) (012)	3272.0811 ③	0.31②
14		○ (7.73)		○ (-2.03)	○ (9.47)		(212) (012)	3272.1944	0.33
15		○ (7.64)		○ (-1.94)		○	(212) (012)	3272.4138	0.31②

(備考) 1. データ期間 1980年1月～2000年12月

2. X-12-ARIMAの異常値の自動探索機能で検出された異常値はなかった。

曜日を休日とし、それ以前は月の2回の土曜日（第2，第4土曜日）を休日とした。人事院勤務時間制度研究会(1998, p.210～211)によると，1991（平成3）年4月現在の民間における週休2日制の普及率は90.9%と9割を超え，その実施態様は，「隔週又は月2回」が33.6%と最も多く，「完全」及び「その他」のうち年間休日数から見て「完全」に相当するものを含めれば，40.1%の事業所が完全週休2日制相当の週休制を実施していた。これに加えて，1992年5月からは，国家公務員が完全週休2日制となり，地方公務員についてもほぼこれと同じ時期に導入されたので，ここで1992年5月をもって，すべての土曜日を休日とす

表3 家計調査消費支出(全世帯)についての曜日・うるう年調整のための回帰変数の選択

番号	標準曜日調節 (TDNOLPYEAR)	2曜日型 曜日調整 TD1NOLPYEAR	日本型曜 日調整1 (Holiday1)	日本型曜 日調整2 (Holiday2)	うるう年調整 (ダミー変数方式) (LPYEAR)	うるう年調整 (事前データ 修正方式)	選ばれた ARIMAモデル	AIC	MAPR (前月比)
1							(012) (112)	4773.8142	0.55③
2					○ (6.62)		(011) (112)	4736.4726	0.53①
3	○ p値 0.00						(012) (112)	4764.7720	0.58
4	○ p値 0.00				○ (7.90)		(111) (112)	4719.1305 ④	0.55③
5	○ p値 0.00					○	(111) (112)	4718.1674 ③	0.54②
6	○ p値 0.00		○ (0.15)		○ (7.90)		(111) (112)	(4721.1090)	(0.57)
7	○ p値 0.00		○ (0.08)			○	(111) (112)	(4720.1659)	(0.56)
8	○ p値 0.00			○ (1.89)	○ (8.05)		(111) (112)	4717.6126 ②	0.58
9	○ p値 0.00			○ (1.84)		○	(111) (112)	4716.8637 ①	0.59
10		○ (-3.37)					(011) (112)	4762.8108	0.57
11		○ (-4.46)			○ (7.57)		(111) (112)	4720.7448	0.55③
12		○ (-4.39)				○	(111) (112)	4719.6526	0.55③
13		○ (-4.31)	○ (0.06)		○ (7.58)		(111) (112)	(4722.7395)	(0.58)
14		○ (-4.26)	○ (0.00)			○	(111) (112)	(4721.6462)	(0.58)
15		○ (-4.49)		○ (1.64)	○ (7.67)		(111) (112)	4720.0873	0.56
16		○ (-4.41)		○ (1.60)		○	(111) (112)	(4719.1254)	(0.56)

(備考) 1. データ期間 1980年1月～2000年12月

2. X-12-ARIMAの異常値の自動探索機能で検出された異常値は、AO 1989.3, TC1996.7の2つである。

3. AICとMAPRの値にかっこを付けたケースは、回帰変数がt値又p値から見て有意でないために、選択の候補とならないものである。この場合、有意水準としては5%をとっている。(以下の第4, 5, 6表についても同じ)

ることも一応の根拠があると考えてよいものと思われる。

表1から表6でいう「日本型曜日調整1」, 「日本型曜日調整2」は、ここで説明したHoliday 1とHoliday 2を意味している。

なお、表7(A), (B)のデータをX-12-ARIMAでユーザー変数とし

表4 全国百貨店販売額についての曜日・うるう年調整のための回帰変数の選択

番号	標準曜日調整 (TDNOLPYEAR)	2曜日型 曜日調整 (TD1NOLPYEAR)	日本型曜 日調整1 (Holiday1)	日本型曜 日調整2 (Holiday2)	うるう年調整 (ダミー変数方式) (LPYEAR)	うるう年調整 (事前データ 修正方式)	選ばれた ARIMAモデル	AIC	MAPR (前月比)
1							(112) (212)	3071.4733	0.93②
2					○ (3.87)		(112) (212)	3059.2435	0.95③
3	○ p値 0.00						(112) (212)	3041.3604	0.99
4	○ p値 0.00				○ (4.41)		(210) (212)	3013.7761 ①	0.98
5	○ p値 0.00					○	(112) (112)	3020.4692 ③	1.01
6	○ p値 0.00		○ (-1.25)		○ (4.43)		(012) (212)	(3016.6448)	(0.98)
7	○ p値 0.00		○ (-0.45)			○	(212) (112)	(3024.3068)	(1.00)
8	○ p値 0.00			○ (0.81)	○ (4.44)		(210) (212)	(3015.1749)	(0.96)
9	○ p値 0.00			○ (1.13)		○	(212) (112)	(3023.2563)	(1.01)
10		○ (-6.36)					(210) (212)	3041.1424	0.93②
11		○ (-6.83)			○ (4.09)		(210) (212)	3014.3200 ②	0.97
12		○ (-7.05)				○	(212) (212)	3022.3275	0.90①
13		○ (-7.11)	○ (-1.23)		○ (4.12)		(012) (212)	(3017.1630)	(0.94)
14		○ (-7.20)	○ (-0.88)			○	(212) (212)	(3023.6493)	(0.90)
15		○ (-6.82)		○ (0.48)	○ (4.10)		(210) (212)	(3016.1078)	(0.97)
16		○ (-6.70)		○ (0.56)		○	(210) (212)	(3024.5677)	(0.91)

(備考) 1. データ期間 1980年1月～2000年12月

2. X-12-ARIMAの異常値の自動探索機能で検出された異常値は、AO 1989.3, AO1989.4, AO1997.3, AO1997.4の4つである。

て用いる場合、このままのデータではなく、それぞれの表のすべてのデータの平均値を各データの値から差し引いた値で用いた方がよい。その理由は、X-12-ARIMAの中のREGARIMAモデルは、回帰式とARIMAモデルを組み合わせたものであって、この回帰式部分で、原系列からダミー変数方式で曜日ないし休日変動要因の除去をするのであるが、このままのデータで用いると、最終的な季節調整系列の数値の水準

表5 民間最終消費支出(実質)についての曜日・うるう年調整のための帰変数の選択

番号	標準曜日調節 (TDNOLPYEAR)	2曜日型 曜日調整 (TD1NOLPYEAR)	日本型曜 日調整1 (Holiday1)	日本型曜 日調整2 (Holiday2)	うるう年調整 ダミー変数方式 (LPYEAR)	うるう年調整 (事前データ 修正方式)	選ばれた ARIMAモデル	AIC	MAPR (前月比)
1							(212)(212)	1254.4192	0.43
2					○ (2.03)		(212)(110)	1252.9583	0.46
3	○ p値 0.25						(212)(112)	(1257.5071)	(0.47)
4	○ p値 0.13				○ (2.16)		(212)(112)	(1255.0503)	(0.46)
5	○ p値 0.09					○	(212)(112)	(1255.2641)	(0.40)
6	○ p値 0.25		○ (-0.23)		○ (2.15)		(212)(112)	(1256.9984)	(0.49)
7	○ p値 0.19		○ (-0.21)			○	(212)(112)	(1257.2227)	(0.43)
8	○ p値 0.25			○ (-0.90)	○ (2.11)		(212)(112)	(1256.3215)	(0.49)
9	○ p値 0.18			○ (-0.80)		○	(212)(112)	(1256.6780)	(0.44)
10		○ (0.35)					(212)(011)	(1256.3204)	(0.42)
11		○ (0.53)			○ (1.98)		(212)(110)	(1254.6655)	(0.45)
12		○ (0.34)				○	(212)(110)	(1255.7638)	(0.41)
13		○ (0.24)	○ (-1.43)		○ (1.73)		(212)(112)	(1254.1670)	(0.49)
14		○ (0.54)	○ (-1.28)			○	(212)(110)	(1258.3235)	(0.41)
15		○ (0.72)		○ (-2.54)	○ (1.97)		(212)(012)	(1253.8463)	(0.46)
16		○ (0.51)		○ (-2.44)		○	(212)(012)	(1254.9258)	(0.41)

(備考) 1. データ期間 1980年1月~2000年12月

2. X-12-ARIMAの異常値の自動探索機能で検出された異常値は、AO 1997.1が1つだけである。

が原系列の数値の水準とずれてしまうためである。そのために、ダミー変数全体として平均が0となるように調整しておく、こうしたずれを生じないようにすることができる。

(4) うるう年調整 (LPYEAR)

これは、うるう年の調整をする変数で、うるう年の2月(四半期デー

表6 国内家計最終消費支出（実質）についての曜日・うるう年調整のための回帰変数の選択

番号	標準曜日調整 (TDNOLPYEAR)	2 曜日型 曜日調整 (TD,NOLPYEAR)	日本型曜 日調整 1 (Holiday1)	日本型曜 日調整 2 (Holiday2)	うるう年調整 (ダミー変数方式) (LPYEAR)	うるう年調整 (事前データ 修正方式)	選ばれた ARIMAモデル	AIC	MAPR (前月比)
1							(212) (110)	1208.1447	0.48
2					○ (2.11)		(210) (110)	1134.9220	0.39
3	○ p値 0.10						(212) (112)	(1148.0585)	(0.42)
4	○ p値 0.00				○ (2.97)		(212) (112)	1130.9412	0.35
5	○ p値 0.06					○	(212) (112)	(1209.4925)	(0.43)
6	○ p値 0.13		○ (-0.05)		○ (1.74)		(212) (112)	(1211.0420)	(0.55)
7	○ p値 0.08		○ (-1.08)			○	(210) (110)	(1211.3343)	(0.50)
8	○ p値 0.06			○ (-1.91)	○ (2.39)		(210) (110)	(1136.5106)	(0.50)
9	○ p値 0.07			○ (-1.95)		○	(210) (110)	(1136.0616)	(0.35)
10		○ (1.21)					(212) (110)	(1208.8375)	(0.49)
11		○ (0.97)			○ (1.94)		(210) (110)	(1208.5032)	(0.49)
12		○ (0.77)				○	(210) (110)	(1208.4521)	(0.43)
13		○ (0.93)	○ (-1.20)		○ (2.01)		(210) (110)	(1209.1117)	(0.51)
14		○ (0.76)	○ (-1.25)			○	(210) (110)	(1208.9759)	(0.46)
15		○ (0.58)		○ (-1.72)	○ (2.20)		(210) (110)	(1136.4263)	(0.41)
16		○ (0.49)		○ (-1.75)		○	(210) (110)	(1135.8560)	(0.35)

(備考) 1. データ期間 1980年1月～2000年12月

2. X-12-ARIMAの異常値の自動探索機能で検出された異常値は、AO 1997.1が1つだけである。

タでは1～3月)は0.75, うるう年以外の年の2月は-0.25, それ以外の月(四半期)には0.0という数値が与えられている。

(5) うるう年調整(事前データ調整方式)

この事前データ調整方式のうるう年調整は、X-12-ARIMAのREGRESSIONコマンドではなく、事前のデータ変換を行うTRANSFORM

表7 (A) 日本型曜日調整のためのユーザー変数

Holiday 1

日本の祝休日調整用ユーザー変数 (その1)

月～土曜日が祝日又は休日となっている日数 (カレンダー要因のみを取り入れた場合)

土曜日については, 1992年4月までは月に2回休み (第2, 第4土曜日), 1992年5月以降はすべての土曜日を休みとした。

(月) (年)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1980	4	3	3	3	4	2	2	2	4	3	4	2
1981	4	3	3	3	4	2	2	2	4	2	4	2
1982	4	3	3	3	4	2	2	2	4	3	4	2
1983	4	3	3	3	4	2	2	2	4	3	4	2
1984	4	2	3	3	4	2	2	2	4	3	4	2
1985	4	3	3	3	4	2	2	2	4	3	3	2
1986	4	3	3	3	4	2	2	2	4	3	4	2
1987	4	3	3	3	5	2	2	2	4	2	4	2
1988	4	3	3	3	5	2	2	2	4	3	4	2
1989	4	3	3	3	6	2	2	2	3	3	4	2
1990	4	3	3	3	5	2	2	2	4	3	5	3
1991	4	3	3	3	5	2	2	2	4	3	3	3
1992	4	3	3	3	7	4	4	5	6	5	6	5
1993	7	5	4	5	8	5	5	4	6	6	6	5
1994	5	5	5	6	7	4	5	4	6	6	6	6
1995	6	4	5	5	7	4	5	4	6	5	6	5
1996	6	5	6	5	6	5	4	5	6	5	6	5
1997	6	5	6	5	6	4	5	5	6	5	7	5
1998	7	5	4	5	7	4	5	5	6	5	6	5
1999	7	5	5	5	8	4	6	4	6	6	6	5
2000	6	5	5	5	7	4	6	4	6	5	6	5
2001	6	5	6	5	6	5	5	4	6	5	5	6

表7 (B) 日本型曜日調整のためのユーザー変数 (その2)

Holiday 2

日本の祝休日調整用ユーザー変数 (その2)

各月において、以下のルールで数えた休日の数。

年始休業：1月1～3日を休日とする。

ゴールデンウィーク：4月29日～5月5日の間は、中2日以内のウィークデ
イを休日とする。

お盆休み：8月13日～15日を休日とする。

年末休業：12月29日～31日を休日とする。

(月) (年)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1980	6	3	3	3	4	2	2	2	4	3	4	5
1981	6	3	3	4	4	2	2	2	4	2	4	5
1982	5	3	3	4	6	2	2	2	4	3	4	5
1983	5	3	3	4	6	2	2	2	4	3	4	5
1984	5	2	3	3	5	2	2	2	4	3	4	4
1985	6	3	3	3	5	2	2	2	4	3	3	4
1986	6	3	3	4	4	2	2	2	4	3	4	5
1987	6	3	3	4	5	2	2	2	4	2	4	5
1988	5	3	3	4	7	2	2	2	4	3	4	5
1989	5	3	3	3	6	2	2	2	3	3	4	4
1990	6	3	3	3	7	2	2	2	4	3	5	5
1991	6	3	3	3	5	2	2	2	4	3	3	5
1992	6	3	3	3	8	4	4	7	6	5	6	8
1993	7	5	4	6	8	5	5	5	6	6	6	8
1994	6	5	5	6	8	4	5	5	6	6	6	8
1995	7	4	5	5	9	4	5	6	6	5	6	6
1996	8	5	6	5	6	5	4	8	6	5	6	7
1997	8	5	6	5	6	4	5	8	6	5	7	8
1998	8	5	4	6	8	4	5	7	6	5	6	8
1999	7	5	5	6	10	4	6	5	6	6	6	8
2000	7	5	5	5	9	4	6	6	6	5	6	6
2001	8	5	6	5	8	5	5	7	6	5	5	7

コマンドの中で、ADJUST=LPYEARという指示を行って実行するものである。その内容は、2月の原データを Y_t とし、2月の日数（うるう年は29、うるう年以外の年は28）を m_t とすると、2月の値を $Y_t/m_t \times 28.25$ [28.25は2月の長さの平均] として調整するものである。

REGRESSIONコマンドの中でVARIABLES=TDと指定すると、①TRANSFORMコマンドで、原データの対数変換などのデータ変換を行っている場合は、TDNOLPYEARによる曜日調整と、ここで説明した事前データ調整方式によるうるう年調整を行い、②TRANSFORMコマンドでデータ変換を行っていない場合は、TDNOLPYEARによる曜日調整とLPYEARによるうるう年調整を行うことになっている。今回の作業では、時系列データの分散が時間の経過とともに次第に大きくなるのを修正して定常時系列にするために、TRANSFORMコマンドの中でデータを自然対数に変換しているので、①の場合が当てはまる。

5. 曜日・うるう年調整の各種方法の適用結果

以上に述べた曜日調整とうるう年調整の各種の方法を、単独で、又は組み合わせて、実際のデータに適用してみた結果が、表1から表6までである。ここでは、曜日変動があるのではないかと考えられる経済統計データとして、生産関係で、鉱工業生産指数（経済産業省）[表1]、大口電力使用量（電気事業連合会）[表2]、消費関係で、家計調査（全世帯）の消費支出（総務省統計局）[表3]、全国百貨店販売額（経済産業省、商業販売統計）[表4]、国民経済計算統計における民間最終消費支出と国内家計最終消費支出（内閣府）[表5、表6]を取り上げた。

表1から表6までの結果を得るに当たってのX-12-ARIMAの適用方法等について、概略を説明する。

まず、データ期間は、いずれも1980年1月～2000年12月（4半期データであるSNA統計については、1980年1～3月期から2000年10～12月

期)の20年間とした。REGARIMAモデルの推計は、回帰式部分とARIMAモデルの部分のそれぞれのパラメーターを繰り返し収束計算によって同時決定するため、回帰式部分で曜日調整などのためにどのようなダミー変数を指定するかによって、最適なARIMAモデルが変わってくる可能性がある。今回の検討作業では、まず原データの定常化のために、対数をとった後、通常のエconomicデータの場合と同様に、連続差分、季節差分ともに1とした($d=1, D=1$)。また、X-12-ARIMAの異常値の自動検出機能を用いて、異常値の検出をした(このときのARIMAモデルは、 $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$ を用いた)。次に、ARIMAモデルの候補として、 $(0\ 1\ 0)(0\ 1\ 0)$ から $(2\ 1\ 2)(2\ 1\ 2)$ までの81通りのモデルタイプを用意し、曜日調整の方法のそれぞれのケースごとに指定されるダミー変数について、最も適したARIMAモデルをこの81通りの中からAIC(赤池の情報量基準)を最小化するものを選んだ²⁾。

各表の右端の欄に示したMAPRは、Mean Absolute Percentage Revisionの略で、季節調整の算出期間を伸ばすことで、同一時点の季節調整データがどの程度改訂されるかを示す数値であり、この数値が小さいほど安定的な季節調整であると判断される。算出方法は、

$A_{t/t}$: 原系列 $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_t\}$ を利用して推計した時点 t における季節調整値

$A_{t/T}$: 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 における季節調整値

とした場合、時点 t の季節調整値が新規データ $\{Y_{t+1}, \dots, Y_T\}$ の追加に伴って改訂される度合 $|\frac{A_{t/T} - A_{t/t}}{A_{t/t}}|$ について、時点 $t_0 \leq t \leq T$ の間の平均をとったものである。なお、表1～6で示されたMAPRは、1988年1

2) ここで採用したARIMAモデル適用の手順についての詳しい説明については、奥本(2000)の第5章第1節を参照されたい。

月～2000年11月（この期間は、X-12-ARIMAのプログラムで、今回用いたデータについて自動選択されたもの）の各月について計算されたMAPRの平均値である。

次に、表3の備考2などに書かれている異常値の略記の意味について説明する。異常値の記号のうち、AOはAdditive Outlierの略であり、時系列データの1時点だけにある、他のデータとかけ離れた値という通常の意味での（狭義の）異常値である（はずれ値又は特異項と呼ばれることもある）。また、TCは、Temporary Change（一時的変化）の略であり、時系列データで急に増加又は減少するが、急速に元の水準に戻っていくものをいう。例えば、AO1989.3というのは、1989年3月に検出された異常値（AO）という意味である。

なお、奥本（2000）でもこのような曜日調整変数及びうるう年調整変数の組み合わせについて、鉱工業生産指数など16の経済統計データに関して、ここで用いた方法と同様の方法でその有意性を調べて検討した。しかし、その時の方法と今回の方法で異なる点は、日本型曜日調整のためのダミー変数を含んだケースの場合、前回の場合は、標準曜日調整又は2曜日型曜日調整のためのダミー変数は設定していなかった。これは、日本型曜日調整のためのダミー変数を設定すれば、それで曜日調整関係のダミー変数をすべて設定しているのではないかと考えたからであった。しかし、現在考え直してみると、これは必ずしも適切ではなかったと思われる。日本型曜日調整と言っても、それは各月における祝日（日本型曜日調整1の場合）及びそれに準じる休日（元日以外の1月2日、3日を休日に含めたり、お盆休みを休日に含める日本型曜日調整2の場合）の数をダミー変数としているものであるから、標準曜日調整で扱う各月の日曜日の数、月曜日の数等による変動は、標準曜日調整又は2曜日型曜日調整の変数を同時に設定しておいて除去するのが適切であると考えられる。今回の検討作業では、この点を考慮し、日本型曜日調整の変数

(Holiday 1 又はHoliday 2) を設定するときは、必ず標準曜日調整又は2曜日型曜日調整のどちらかの変数も同時に設定した。この点が、前回の検討作業の方法と異なる点である。

さて、表1から表6を見て、どのような曜日・うるう年調整が適しているか、日本型曜日調整はどの程度有効かといった点を以下で検討する。どのケースが最適かを考える際には、まず、曜日調整やうるう年調整のダミー変数がすべて有意なケースだけを候補として選び、その中でAICの最小のものを一応、最適なものとするが、場合によっては、回帰変数のt値の大きさやMAPRの大きさも合わせて見て、選択するのに望ましいものはどれかを考えることにする。

次に、こうしたAICの使い方について、補足説明しておきたい。REGARIMAモデルは、先にも述べたように、回帰式とARIMAモデルの組み合わせである。このREGARIMAモデルにデータを当てはめてモデルのパラメーターを推計する際に、AICも計算されるのであるが、AICの値はARIMAモデルが変われば変化するし、また、回帰式部分で用いられる回帰変数(ダミー変数)が変わった場合も変化する。ここで示した表1から表6の番号を付けた各ケースでは、適用する回帰変数は相互に必ず異なるものである。ARIMAモデルについては、そのケースで適用された回帰変数に応じて、AICが最小となるARIMAモデルのタイプを選んだものである。これらの表で、ある統計データについて、いずれか2つのケースを比べた場合、回帰変数は必ず異なっているが、ARIMAモデルについては、同じ場合もあるし、異なる場合もある。モデル選択におけるAICの通常の使い方は、ある回帰式において特定の回帰変数を入れた場合のAICと、それを入れない場合のAICを比較して、AICがより小さい方のケースを選ぶというものである。ここで示した表の場合、もし、ある統計データについて、回帰変数の入れ方で2つのケースの望ましさをAICの大きさを基準に選ぶ場合に、ARIMAモデルが同じであ

れば、回帰変数の入れ方の違いがAICの大きさに反映しているわけであるから、AICの値の小さい方のケースをより望ましいものと考えればよいであろう。問題となるのは、回帰変数の入れ方もARIMAモデルも両方とも異なっている場合である。例えば、大口電力使用量についての表2において、ケース9 (2曜日型曜日調整のみ, ARIMAモデルは $(2\ 1\ 2)(2\ 1\ 2)$, AICは3335.8267) とケース10 (2曜日型曜日調整+うるう年調整 (ダミー変数方式), ARIMAモデル $(2\ 1\ 2)(0\ 1\ 2)$, AICは3274.2051) を比較することにする。この場合、ケース9とARIMAモデルは同じで、回帰変数がケース10と同じケース (これをここではケースAとする。) についてAICを計算すると3284.8454となり、ケース9の場合よりもAICは小さくなる。したがって、回帰変数としてうるう年調整 (ダミー変数方式) を入れた方がよいと判断できる。次に、ケースAとケース10を比較すると、ARIMAモデルを $(2\ 1\ 2)(2\ 1\ 2)$ から $(2\ 1\ 2)(0\ 1\ 2)$ に変えることにより、AICはさらに3284.8454から3274.2051に低下している。したがって、ARIMAモデルは、回帰変数が [2曜日型曜日調整+うるう年調整 (ダミー変数方式)] である場合、 $(2\ 1\ 2)(2\ 1\ 2)$ よりも $(2\ 1\ 2)(0\ 1\ 2)$ を用いた方がよいと判断できる。このように、REGARIMAモデルで回帰式における回帰変数もARIMAモデルのタイプも両方異なるケースを比較する場合であっても、その間に一方だけが違うケースを入れてAICを比較することにより、結局、両方異なる場合についてもAICを基準にして比較することに根拠が得られると考えられる。

さて、以下では具体的に、各表に示された結果を見ていくことにする。これらの表で番号1のケースは、REGARIMAモデルでダミー変数を用いなかったケースであり、番号2以下の、ダミー変数を少なくとも1つ以上用いたケースと比較してAICやMAPRがどの程度違うかという比較のために示したものである。番号2のケースは、うるう年調整 (ダミー

変数方式)のダミー変数がどの程度有意かを、まず単独で説明変数として入れた場合について見たものである。番号3以下のケースでは、標準的な曜日調整のための変数を、①単独で用いた場合、②日本型曜日調整と組み合わせて用いた場合、③うるう年調整のための変数とも組み合わせた場合、の各種のケースの結果を示している。

(1) 表1 鉱工業生産指数

鉱工業生産指数については、標準曜日調整のp値はすべて0.00で有意であり、2曜日型曜日調整のt値も十分大きい値である。ただし、この2つの曜日調整の方式についてAICの大きさを比較すると、他に組み合わせる回帰変数等が同じである場合、標準曜日調整の方がいずれの場合もAICの値が小さくなっている。例えば、ケース4とケース13を比較すると、標準曜日調整とうるう年調整(ダミー変数方式)を組み合わせたケース4ではAICが808.1694であるのに対し、2曜日型曜日調整とうるう年調整(ダミー変数方式)を組み合わせたケース13ではAICが824.6239であり、ケース4の方がAICの値が小さい。なお、全体にわたり符号条件を見ても、いずれのケースでも満たされている。

次に、うるう年調整の方式について、他の条件を一定にして、ダミー変数方式と事前データ修正方式を比べると、いずれのケースでもダミー変数方式の方がAICの値が小さくなる。例えば、[標準曜日調整+日本型曜日調整1]と組み合わせるうるう年調整の方式がダミー変数方式であるケース7(AICは781.6201)と、事前データ修正方式であるケース8(AICは810.4915)とを比べると、ケース7の方がAICの値が小さい。したがって、AICを基準にして見た場合、[標準曜日調整+うるう年調整(ダミー変数方式)]が望ましいということになる。なお、うるう年調整(ダミー変数方式)の変数は、いずれのケースも有意である。

また、日本型曜日調整の方式について見ると、日本型曜日調整は1

(Holiday 1), 2 (Holiday 2)とも十分有意である。回帰変数等の他の条件を一定にして、日本型曜日調整をするケースとしないケースのAICの値を比べると、日本型曜日調整をするケースの方が必ずAICの値が小さくなっている(例えば、ケース4とケース7又は10の比較)。したがって、日本型曜日調整をする方が望ましいと考えられる。また、日本型曜日調整の1と2を、他の回帰変数等の条件を同じにして比べてみると、 t 値の絶対値は、日本型曜日調整2の方が日本型曜日調整1よりもいずれの場合でも大きい。例えばケース7とケース10を比べると、ケース7の日本型曜日調整1の t 値の絶対値は5.63であるが、ケース10の t 値の絶対値は7.66である。ただし、AICはケース10の方がケース7よりもわずかに大きくなっている。他方で、ケース8とケース11を比べてみると、ケース11の日本型曜日調整2の方がケース8の日本型曜日調整1よりも t 値の絶対値が大きく、また、AICの値も小さくなっている。また、ケース16と19の比較やケース17と20の比較でも、 t 値の絶対値は日本型曜日調整2の方が1よりも大きい(AICの値は日本型曜日調整2の場合が同1の場合よりも小さいときと大きいときの両方がある)。 t 値の絶対値がどちらが大きいかという点を重視すれば、日本型曜日調整をする場合、1よりも2の方がより望ましいと言えるのではないだろうか。

AICを見ると、最小となっているケースは、781.6201となっているケース7 [標準曜日調整+日本型曜日調整1+うるう年調整(ダミー変数方式)]であるが、782.7204となっているケース10 [標準曜日調整+日本型曜日調整2+うるう年調整(ダミー変数方式)]とのAICの値の差は1.1003と小さい。そして、ケース10はMAPRが0.41と最小となっている。また、ケース10での日本型曜日調整2の t 値の絶対値7.66は、ケース7の日本型曜日調整1の t 値の絶対値5.63よりも大きく、うるう年調整(ダミー変数方式)の t 値もケース10の5.26の方がケース7の4.35

よりも大きい。したがって、最も望ましい季節調整の方式を選ぼうとした場合、単純にAICの値が最小という基準で選ぶとケース7になるが、ケース7とAICの大きさの差がどれほどあるかということの外、MAPRが小さい方が望ましいということや回帰変数のt値の大きさも加味して考えると、ケース10も十分その候補にはなると考えられる。

なお、現在、経済産業省から毎月公表されている鉱工業生産指数の場合には、〔2曜日型曜日調整+日本型曜日調整1+うるう年調整（事前データ修正方式）〕（表1のケース17に相当する方式）で季節調整が行われており、採用されているARIMAモデルは(0 1 1)(0 1 1)である。

(2) 表2 大口電力使用量

この表2以下では、ケース2でうるう年調整（ダミー変数方式）の有意性を見て、それが有意であれば、ケース3以下でうるう年調整を入れないケースはできるだけ省略したので、表1よりは少しケースの数が少なくなっている。

さて、この表2の大口電力使用量でも、標準曜日調整と2曜日型曜日調整はいずれのケースでも有意であるが、2曜日型曜日調整のt値は表1の鉱工業生産指数よりは、対応するいずれのケースでもやや小さくなっている。なお、符号条件は全体にわたって、いずれのケースでも満たされている。

うるう年調整（ダミー変数方式）のt値は表1の場合よりも大きく、うるう年効果は大口電力使用量の方が鉱工業生産指数よりも大きいことがうかがわれる。また、うるう年調整のダミー変数方式と事前データ調整方式について、他の条件を同じにしてAICの大きさを比べてみると、多くの場合、ダミー変数方式の方がAICが小さい。例えば、ケース5（ダミー変数方式）とケース6（事前データ修正方式）を比べると、ケース5の方がややAICの値が小さい。ただし、ケース12とケース13の場

合だけは、逆になっている。

日本型曜日調整については、1, 2ともいずれのケースでも t 値の絶対値は第1表の場合よりはかなり小さいが、一応どちらも有意となっている。回帰変数等の他の条件を一定にして、日本型曜日調整をするケースとしないケースのAICの値を比べると、日本型曜日調整をするケースの方が必ずAICの値が小さくなっている(例えば、ケース3とケース5又は7の比較)。したがって、日本型曜日調整をする方が望ましいと考えられる。また、日本型曜日調整の1と2を、他の回帰変数等の条件を同じにして比べてみると、 t 値の絶対値は、日本型曜日調整2の方が日本型曜日調整1よりも多くの場合大きく、AICの値もより小さくなっている。例えばケース5とケース7を比べると、ケース5の日本型曜日調整1の t 値の絶対値は1.82であるが、ケース7の日本型曜日調整2の t 値の絶対値は2.14であり、またAICの値はケース7の方が小さい(ケース13と15の比較の場合だけは逆になっている)。こうした点から見て、日本型曜日調整をする場合、1よりも2の方がより望ましいと考えられる。AICの値が最小のものは、ケース7 [標準曜日調整+日本型曜日調整2+うるう年調整(ダミー変数方式)] であり、これに次ぐものがケース5 [標準曜日調整+日本型曜日調整1+うるう年調整(ダミー変数方式)] である。MAPRもこれらのケースでは0.31ないし0.30で、最小値またはそれに近い値になっている。したがって、大口電力使用量について最適なケースとして1つ又は2つのケースを選ぶとすると、ケース7又は5ということになるであろう。

(3) 表3 家計調査消費支出(全世帯)

次に、消費関連の統計として、家計調査の消費支出(全世帯)について見ることにする。この表3で、AICとMAPRの値にかっこを付けたケースは、回帰変数が t 値又は p 値の大きさから見て有意ではないため

に、選択する候補にならないものである（この場合、有意水準は 5 % で考えている）。

標準曜日調整と 2 曜日型曜日調整はどちらも有意であるが、2 曜日型曜日調整の t 値の絶対値は 3 ないし 4 で、大口電力使用量の場合よりもさらにやや小さくなっている。なお、2 曜日型曜日調整の係数は、平日（月曜日から金曜日までをまとめたもの）のダミー変数についての係数を示すものであり、週末（土曜日と日曜日をまとめたもの）のダミー変数の係数は、絶対値が同じで符号だけが逆になる。この 2 曜日型曜日調整の係数は、鉱工業生産指数や大口電力使用量の場合は正であったが、これは通常、主として平日に生産活動や大口電力の使用があることの反映である。これに対して、消費支出は平日よりも週末の方が相対的に活発であると考えられるので、2 曜日型曜日調整の係数は負となっている。

うるう年調整の方式について、他の条件を一定にして、ダミー変数方式と事前データ修正方式を比べると、家計調査消費支出の場合は、事前データ修正方式の方がダミー変数方式よりも AIC の値が小さくなっている。例えば、ケース 8（ダミー変数方式）と 9（事前データ修正方式）を比べると、ケース 9 の方が AIC の値がわずかながら小さい。これから見ると、うるう年調整の方式としては、一応、事前データ修正方式の方が望ましいということになる。ただし、ダミー変数方式の場合でも、うるう年調整の係数は十分有意である。

日本型曜日調整については、1 (Holiday 1) は有意なケースがなかった。2 (Holiday 2) の場合は、ケース 8, 9, 15 でかろうじて有意であった。例えば、ケース 4 [標準曜日調整 + うるう年調整 (ダミー変数方式)] とケース 8 [標準曜日調整 + 日本型曜日調整 2 + うるう年調整 (ダミー変数方式)] を比べると、ケース 8 の方が AIC の値が少し小さくなっており、これだけから見ると、日本型曜日調整 2 をした方がよいということになるが、ケース 8 の日本型曜日調整 2 の t 値が 1.89 という

大きさしかないのです、その点で日本型曜日調整の必要性の大きさが鉱工業生産指数や大口電力使用量ほどではないと考えられる。こうした点から見ると、家計調査消費支出（全世帯）については、日本型曜日調整の必要性はそれほど大きくないということになる。

AICの値で見て最小のケースはケース9 [標準曜日調整+日本型曜日調整2+うるう年調整（事前データ修正方式）] である。しかし、このケースの日本型曜日調整2のt値は有意である水準ぎりぎりという大きさなので（ケース8についても同様）、日本型曜日調整を行わないケースでAICも最小値からそれほど離れていない（MAPRの値も最小値に近い）ケース5 [標準曜日調整+うるう年調整（事前データ修正方式）] ないしケース4 [標準曜日調整+うるう年調整（ダミー変数方式）] を選ぶというのも1つの選択肢であろう。

なお、MAPRの値について見ると、曜日調整やうるう年調整を一切しないケース1の場合に0.55であるのに比べて、曜日調整やうるう年調整をするケース2以下のケースでは、MAPRが最小のものでもケース2の0.53であり、ケース1よりもMAPRが大きいケースも少なくない。曜日・うるう年調整をすることによってMAPRが低下するかという点から見ると、家計調査の消費支出についてはその効果が小さいという結果になっている。これに対して、これまで見てきた鉱工業生産指数や大口電力使用量については、曜日調整やうるう年調整を一切しないケース1の場合に比べて、それらの調整をするケース2以下ではMAPRがかなり小さくなっている（特に、鉱工業生産指数）。これらの統計データについては、X-12-ARIMAを用いて曜日・うるう年調整をする季節調整を行うことがMAPRを小さくする上で効果がある、すなわち、新たなデータを追加したときに、季節調整系列の改訂される度合いを小さくする上で効果があるということができる。

(4) 表 4 全国百貨店販売額

全国百貨店販売額についても、標準曜日調整と 2 曜日型曜日調整は両者ともいずれのケースでも有意である。

うるう年調整については、ダミー変数方式の t 値はいずれも 4 前後で有意である。うるう年調整の方式について、他の条件を一定にして、ダミー変数方式と事前データ修正方式を比べると、ダミー変数方式の方が AIC の値が小さい。例えば、ケース 4 [標準曜日調整+うるう年調整 (ダミー変数方式)] とケース 5 [標準曜日調整+うるう年調整 (事前データ修正方式)] を比べると、ケース 4 の方が AIC の値が小さい。したがって、うるう年調整の方式としては、ダミー変数方式の方が望ましいと言える。

日本型曜日調整について見ると、日本型曜日調整を適用したケースでその t 値が有意なケースは見られない。これは今までに見た 3 つの統計データとは違った特徴である。百貨店販売額は、平日に比べ日曜や祝日にその額がより大きくなると思われるが、日本型曜日調整が有意でないということをごどのように考えるべきであろうか。この点について、奥本 (2000) に収録されている一橋大学経済研究所の渡辺努助教授のコメントにおいて、「曜日の変動についての消費者の行動が、時間の経過とともに変化しているためではないかと考えられる。(中略) そのような time variant なものについて、time invariant でしかも線形という仮定をして曜日変動を検出しようとしていることに無理があると思われる。」

(p.108~109) という指摘がある。百貨店の休日は、かつては週のうち例えば木曜日などと毎週 1 日は定休日としている所が普通であったが、最近ではほとんど定休日なしで営業している店舗も見受けられる。こうした変化もデータに反映していて、全期間を通して一定のルールによる日本型曜日調整で捉えにくくなっていることも考えられる。いずれにしても全国百貨店販売額については、日本型曜日調整は有意ではなく、そ

の原因はまだ十分には説明できていない。

(5) 表5 民間最終消費支出（実質）

この表5の民間最終消費支出（実質）は、国民経済計算統計の支出系列の1項目で、四半期統計である。

表5を見ると、曜日調整については、標準曜日調整と2曜日型曜日調整は、いずれのケースでも有意ではなく、有意となるケースは全くない。日本型曜日調整については、1（Holiday 1）は有意となるケースがない。2（Holiday 2）については、ケース15と16で有意となっているが、この2つのケースでも2曜日型曜日調整が有意ではないために、選択の対象とならない。結局、曜日調整の回帰変数が単独ないし2つの組み合わせで全体として有意なケースはない。四半期データの場合、曜日変動効果が表れにくいということは、センサス局作成のX-12-ARIMAのReference Manualでも次のように指摘されている。

For quarterly flow time series, X-12-ARIMA allows the same trading-day options in the monthly case. Trading-day effects in quarterly series are relatively rare, however, because the calendar composition of quarters does not vary as much over time, on a percentage basis, as that of months does. (Bureau of the Census (2000), p. 19)

ここで指摘されていることは、四半期データの場合、パーセントでの変化率で見て、曜日構成が月次データほど大きくは変化しないために、曜日変動効果は相対的に小さい、ということである。

表5の民間最終消費支出（実質）の場合、うるう年調整（ダミー変数方式）は有意であり、X-12-ARIMAで曜日・うるう年調整したいろいろなケースの中では、このうるう年調整だけを適用したケース2だけが

唯一，選択の対象となりうる。

(5) 表6 国内家計最終消費支出（実質）

この表6の「国内家計最終消費支出」という項目は，国民経済計算統計の支出系列の1項目である点では，表5の民間最終消費支出と同じであるが，民間最終消費支出の内訳となる項目のうちの最も主要な構成項目である。民間最終消費支出との関係は，

$$\begin{aligned} \text{家計最終消費支出} &= \text{国内家計最終消費支出} \\ &\quad + \text{居住者家計の海外での直接購入} \\ &\quad - \text{非居住者家計の国内での直接購入} \\ \text{民間最終消費支出} &= \text{家計最終消費支出} \\ &\quad + \text{対家計民間非営利団体最終消費支出} \end{aligned}$$

となる。上の式で，「居住者家計の海外での直接購入」というのは，我が国に住んでいる人が海外旅行に出かけて，外国で宿泊・買い物などをした場合に支払う金額をいう。「非居住者家計の国内での直接購入」は，その逆の場合である。我が国の国民経済計算統計では，民間最終消費支出を上式の右辺の各項目まで細分化したデータが公表されるのは確報の段階であり，速報の段階では民間最終消費支出としてまとまったデータしか公表されない。（ただし，担当部局の内部では，速報段階でも細分化したデータが推計され，季節調整もそのレベルで行われている。）

表6を見ると，標準曜日調整はケース4のみが有意であり，その他のケースではすべて有意ではない（有意水準を5%とする）。また，2曜日型曜日調整は，有意となるケースがない。日本型曜日調整については，1は有意なケースがない。2は，ケース8，9，15，16のいずれでも一応有意であるが，標準曜日調整又は2曜日型曜日調整と組み合わせて適用した場合に，標準曜日調整や2曜日型曜日調整で有意となるものがないので，選択の対象となりうるケースがない。

うるう年調整（ダミー変数方式）は、適用されたいずれのケースでも有意である。

結局、曜日調整とうるう年調整を共に適用したケースで、どちらも有意で選択の対象となりうるのはケース4〔標準曜日調整＋うるう年調整（ダミー変数方式）〕しかない。

なお、現在、内閣府から公表される国民経済計算の確報においては、国内家計最終消費支出（実質及び名目）については、ここでの表4で選択の対象となりうるとしたケース4に相当する〔標準曜日調整＋うるう年調整（ダミー変数方式）〕の方式を適用してX-12-ARIMAで季節調整されている。³⁾

以上の表1から表6までの観察に基づいて、日本型曜日調整について得られた結果をまとめると、次のようになる。

生産関係の統計である鉱工業生産指数と大口電力使用量については日本型曜日調整が有効であった。したがって、標準曜日調整に加えて、日本型曜日調整をする方がより望ましい季節調整結果が得られると考えられる。日本型曜日調整の2つの方法のうちでは、回帰変数のt値の絶対値の大きさなどから見ると、2（Holiday 2）の方式を用いる方がより望ましいという結果であった。

他方、消費関係の統計については、ここで取り上げた統計については、いずれについても日本型曜日調整が明瞭に有効という結果は得られなかった。家計調査消費支出については、一部のケースで日本型曜日調整2が一応有意という結果になったが、t値の大きさが十分な大きさとも言えず、積極的に日本型曜日調整をするのが望ましいと言えるほどではなかった。全国百貨店販売額については、日本型曜日調整が有意となる

3) 国民経済計算統計に適用する季節調整法についての検討結果については、GDP速報値検討委員会（2000）を参照されたい。

ケースは全くなかった。国民経済計算統計の民間最終消費支出と国内家計最終消費支出については、標準曜日調整又は2曜日型曜日調整と併せて日本型曜日調整をした場合、どちらの曜日調整も有効であるというケースはなかった。国内家計最終消費支出については、[標準曜日調整＋うるう年調整（ダミー変数方式）]のみが両方の回帰変数ともに有意で、選択しうるケースであった。この方式は、内閣府から公表されている国民経済計算統計における国内家計最終消費支出の季節調整でも使われている。

6. 鉱工業生産指数の季節調整系列についてのグラフによる観察

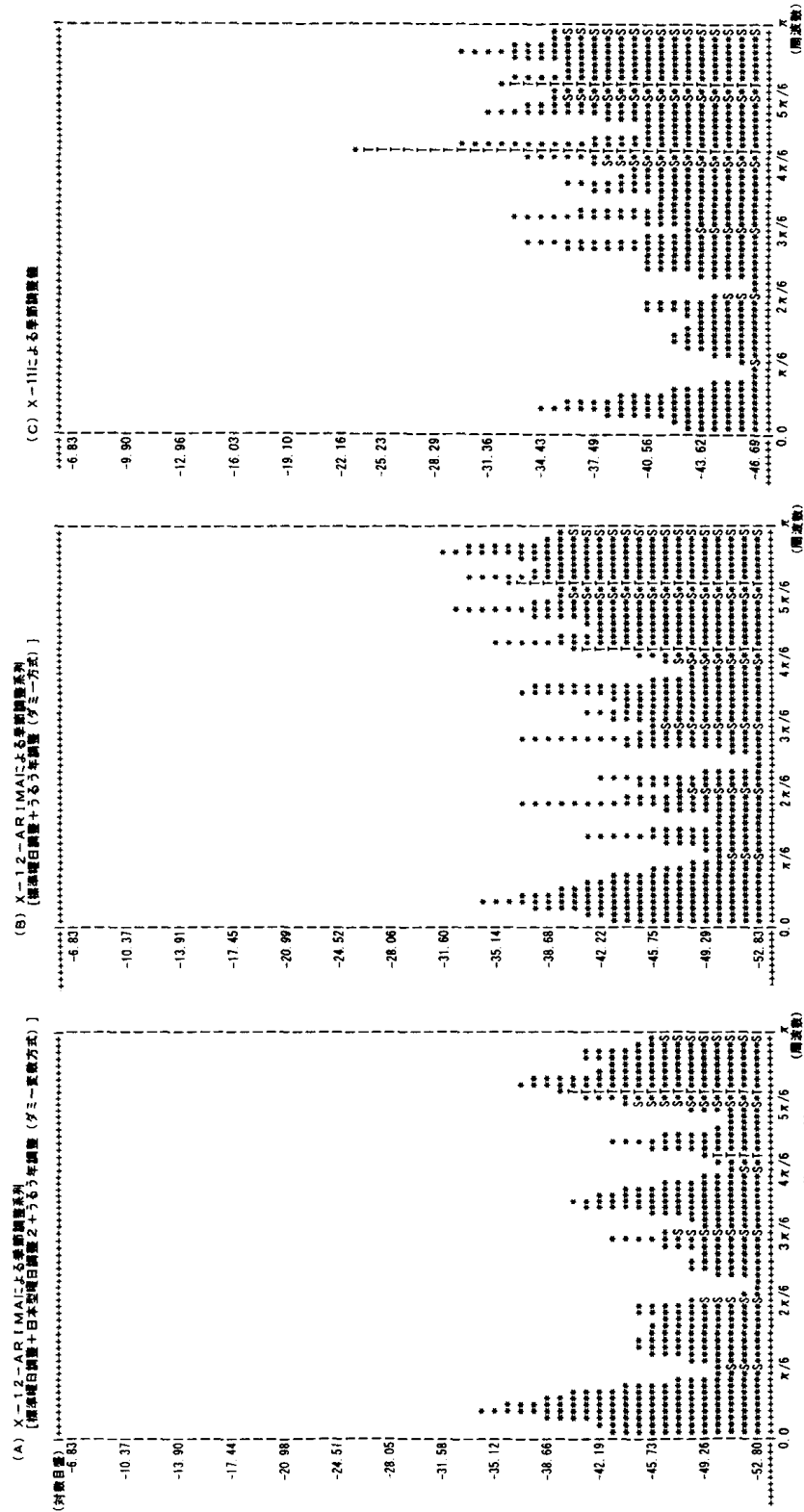
(1) パワースペクトルで見た季節調整方法の相違

図2は、鉱工業生産指数の季節調整系列のパワースペクトルを3種類示したものである。(A)と(B)はX-12-ARIMAによる季節調整系列であるが、(A)は[標準曜日調整＋日本型曜日調整2＋うるう年調整（ダミー変数方式）]という組み合わせであり、(B)は[標準曜日調整＋うるう年調整（ダミー変数方式）]という組み合わせで季節調整を行った系列である。(C)は、X-11による季節調整系列である。

季節調整の結果を評価する方法としては、MAPR等によって見る「安定性」を評価する方法と、データの原系列から季節変動が適切に取り除かれているかを見る「適切性」の評価という方法がある。パワースペクトルは、この季節調整系列の「適切性」を評価するために用いられる。パワースペクトルは、時系列データを適当に変換して、データの変動を多くの異なった周期を持つ周期的変動の和として表現しようとするものである。月次データに季節性がある場合は、パワースペクトルの周波数において $\pi/6$ の倍数にピークが現れ、曜日変動がある場合は $4.4\pi/6$ 、 $5.2\pi/6$ などの周波数にピークが現れる。

この図2をまず(C)から見ていくと、このX-11での季節調整系列で

図2 鉱工業生産指数の季節調整系列のパワー・スペクトル



(備考) パワースペクトルを計算したデータの期間はいずれも1993年1月～2000年12月である。

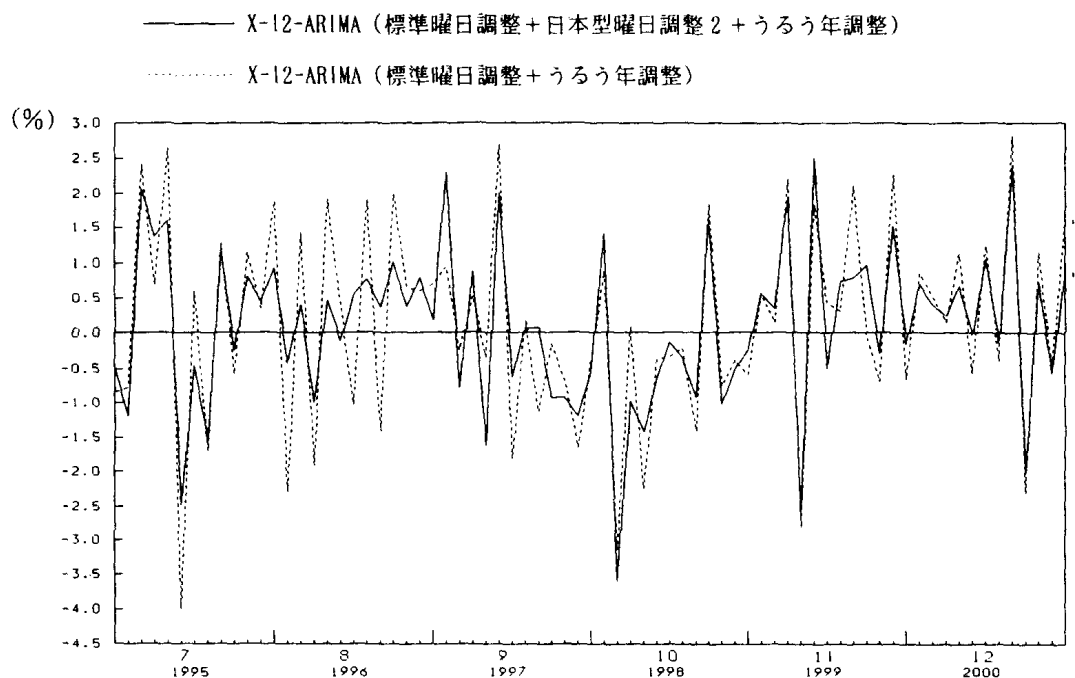
は曜日調整をしていないので、季節性はほぼ適切に除かれている（原系列の場合には $\pi/6$ の倍数の周波数にピークが現れるが、それがほぼなくなっている）が、曜日変動がまだ残り、特に $4.4\pi/6$ の周波数に現れる曜日変動は明らかなピークを示している。これに対してX-12-ARIMAで季節調整した(B)のパワースペクトルを見ると、標準曜日調整をしているため、 $4.4\pi/6$ の周波数に現れる曜日変動についてもピークがなくなり、 $5.2\pi/6$ の周波数に現れる曜日変動も(C)に比べてその大きさがやや小さくなっている。さらに(A)のパワースペクトルを見ると、標準曜日調整に加えて日本型曜日調整2をしているので、(B)の場合に比べて $4.4\pi/6$ の周波数に現れる曜日変動はさらにその大きさが小さくなり、 $5.2\pi/6$ の周波数に現れる曜日変動もやや小さくなっている。これを見ると、鉱工業生産指数については、標準曜日調整でも曜日変動の除去について、ピークをなくすという意味でかなりの効果があるが、それに加えて日本型曜日調整2を行うと、残っていた曜日変動についてもさらにそれを小さくする効果があることがわかる。

(2) 前月比のグラフでみた季節調整方法の相違

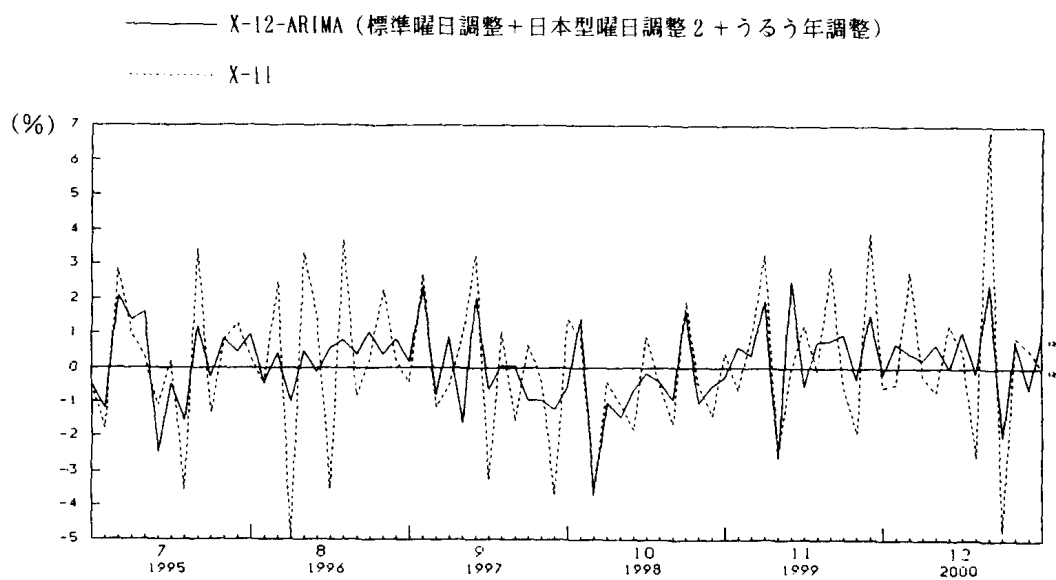
図3は、鉱工業生産指数の季節調整系列の前月比（変化率）をグラフにしたものである。(A)はどちらもX-12-ARIMAによって季節調整した系列であるが、実線は〔標準曜日調整+日本型曜日調整2+うるう年調整（ダミー変数方式）〕で季節調整したものであり、点線は〔標準曜日調整+うるう年調整（ダミー変数方式）〕で季節調整したものである。この2つのグラフの相違点としては、1996年に点線のグラフが0.0%の線を上下に横切る不規則な動きが見られるのに対し、実線のグラフはそうした動きが相対的に少なく、基調的な動きを見るのにより適した動きになっている。こうした相違は、1996年ほどの大きな相違ではないものの1997年や1998年についても見られる。標準曜日調整とうるう年調整を

図3 鉱工業生産指数の季節調整系列(前月比)のグラフの比較

(A) 日本型曜日調整2の有無の比較



(B) X-11による季節調整値との比較



するのに加えて日本型曜日調整をすることによって、この系列の不規則な動きがさらにある程度除去されたものと考えられる。

次に(B)のグラフは、実線が(A)と同じで〔標準曜日調整+日本型曜日調整2+うるう年調整(ダミー変数方式)〕で季節調整したものであり、点線はX-11で季節調整したものである。(B)のグラフの縦軸の1目盛りが表す変化率(%)は、(A)のグラフの場合の2倍に相当する。この2つのグラフを比べると、点線で示されるX-11で季節調整したものは、曜日調整やうるう年調整をしていないこともあって全体にわたり不規則な変動が多く、このグラフからは鉱工業生産の動向を判断するのはかなり難しいという感じがする。それに対して、実線のグラフでは、不規則な動きが比較的少なく、相対的に見て、生産の動向を判断しやすいグラフになっていると言えるであろう。こうした点で見て、鉱工業生産指数については、X-11による季節調整系列に比べてX-12-ARIMAによる季節調整系列の方がより望ましいということは、かなり明らかであろう。

7. おわりに

今回の検討で取り上げた経済統計データに対して日本型曜日調整がどの程度有効かを振り返ると、生産関係の統計である鉱工業生産指数と大口電力使用量については日本型曜日調整が有効で、そのうちでも2の方式を用いる方がより望ましいという結果であった。他方、消費関係の統計については、ここで取り上げた統計については、いずれについても日本型曜日調整が明瞭に有効という結果は得られなかった。

生産関係のデータでは日本型曜日調整が有効であるのに対し、消費関係のデータではなぜ有効でないのかという理由は明らかではない。考えられる理由としては、消費の変動要因が曜日変動以外にも数多くの要因が影響しているためではないかということや、いくつかの変動要因の影

響の及ぼし方や強さが年月の経過とともに変化しているのかもしれない、そのために今回の検討で適用したような手法では十分捉えきれないのかもしれないとも考えられる。いずれにしても、こうした点は今後さらに検討すべき課題であろう。

2001年5月現在、我が国の公表統計で季節調整法としてX-12-ARIMAが採用されているものとしては、①日本銀行のマネーサプライ関連統計、マネタリーベース統計、日本銀行券発行残高、国際収支統計、②経済産業省の鉱工業指数、商業販売統計、③内閣府の国民経済計算統計、が挙げられる。このうち②の経済産業省の鉱工業指数（在庫・在庫率指数を除く。）と商業販売統計（販売額指数）では、X-12-ARIMAの曜日調整において2曜日型曜日調整に加えて日本の祝日を考慮した曜日調整（本稿で「日本型曜日調整1」と呼んでいたもの）を行っている。本稿における検討では、鉱工業生産指数については、日本の祝日に加えてゴールデンウィークやお盆休みも考慮する「日本型曜日調整2」が「日本型曜日調整1」よりも相対的にはより有効であったので、今後、公表されている鉱工業生産指数などについても、「日本型曜日調整2」の適用が検討されてもよいのではないかと考えられる。

【参考文献】

- [1] 阿部喜三, 伊藤征一, 丸山昭, 吉川淳, 塚田賢志, 池上政弘, 1971年, 『季節変動調整法』経済企画庁経済研究所研究シリーズ第22号.
- [2] 奥本佳伸, 2000年, 『季節調整法の比較研究——センサス局法X-12-ARIMAの我が国経済統計への適用』(経済企画庁経済研究所, 「経済分析 政策研究の視点シリーズ」17) 大蔵省印刷局.
- [3] 木村武, 1995年, 「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12月 p. 153~204.
- [4] 木村武, 1996年a, 「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3月.
- [5] 木村武, 1996年b, 「最新移動平均型季節調整法「X-12-ARIMA」について」『金融研究』第15巻第2号, 1996年4月, p.95~150.
- [6] 木村武「季節調整に関する実務的諸問題について」統計数理研究所『統計数理』第45巻第2号, 1997年, p.21~26.
- [7] 経済指標部会季節調整法検討小委員会, 1997年, 『季節調整法検討小委員会報告書』1997年6月.
- [8] 黒川恒雄, 1979年, 「経済時系列の分析とその季節変動の調整」日本統計協会発行『統計』1979年1月号~12月号.
- [9] 人事院勤務時間制度研究会編著, 1998年, 『公務員の勤務時間・休暇法詳解』(第1次改訂版) 学陽書房.
- [10] 鈴木実, 1999年, 「鉱工業指数の季節調整について」社団法人 通産統計協会発行『経済統計研究』第27巻第Ⅱ号, 1999年9月, p.20~53.
- [11] GDP速報値検討委員会, 2000年, 『GDP速報値検討委員会 第1次検討結果報告』経済企画庁経済研究所国民経済計算部, 2000年10月.
- [12] 立石譲二, 1997年, 「新・季節調整法事情——今こそ正確な議論が必要!——」『経済統計研究』第25巻第Ⅱ号, 1997年9月, p.15~49.
- [13] 統計審議会経済指標部会季節調整法検討小委員会, 1997年, 『季節調整法検討小委員会報告書』1997年6月
- [14] 中元一喜, 1999年, 「季節調整法X-12-ARIMAにおける曜日調整と閏年調整について」『経済統計研究』第27巻第Ⅲ号, 1999年12月, p.85~98.
- [15] 日本銀行調査統計局, 1996年, 「季節調整法について」『日本銀行月報』1996年5月, p.75~96.
- [16] 日本銀行調査統計局, 1997年, 『「X-12-ARIMA」操作マニュアル 概要編』, 『「X-12-ARIMA」操作マニュアル 実践編』1997年2月.
- [17] 溝口敏行, 1997年, 「官庁統計における季節調整法の位置付け」『経済統計研究』第25巻第Ⅱ号, 1997年9月, p.1~14.
- [18] 溝口敏行・刈屋武昭, 1983年, 『経済時系列分析入門』日本経済新聞社.
- [19] 溝口敏行・浜田宗雄, 1969年, 『経済時系列の分析』勁草書房.
- [20] 山本拓, 1988年『経済の時系列分析』創文社.
- [21] Bell, W.R., and S. C. Hillmer, 1983, "Modelling Time Series with Calendar Variation," Journal of the American Statistical Association, 78, pp. 383-387.

- [22] Bureau of the Census, 2000, X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0. 2. 7, May 16, 2000.
- [23] Findley, D. F. and B. C. Monsell, 1989, "REG-ARIMA Based Preprocessing for Seasonal Adjustment," Proceedings of the Statistics Canada Symposium on Analysis of Data in Time, October 1989.
- [24] Findley, D. F., B. C. Monsell, H. B. Shulman, and M. G. Pugh, 1990, "Sliding-Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments," Journal of the American Statistical Association, Vol. 85, No. 410, June 1990.
- [25] Findley, D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto, 1998, "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program," Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 16, No. 2, April 1998, p. 127~177.
- [26] Hylleberg, S. ed., 1992, Modelling Seasonality, Oxford University Press, 1992.
- [27] Shiskin, J., Young, A. H., and Musgrave, J. C., 1967, "The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program," Technical Paper 15, Bureau of the Census, U. S. Department of Commerce, 1967.
- [28] Vandaele, Walter, 1983, Applied Time Series and Box-Jenkins Models, Academic Press, New York. (W. ヴァンデール著, 蓑谷千皇彦, 廣松毅訳『時系列入門』多賀出版, 1988年).

(2001年5月9日受理)