

各種時系列データへの適用で見た季節調整法

～ DECOMP と X-11 との比較 ～

小泉 英希[†]

季節調整法には、大まかに分けると二つの主流がある。すなわち、明確なモデル (explicit model) に基づいて季節成分を除去する方法と、明確なモデルには基づかず (implicit model)、経験的に季節性と呼ばれる数値を減ずる (あるいは除する) 方法とがある。

ここでは、前者の代表的なものとして DECOMP を考察し、後者の代表的なものとして X-11 を考察する。

分析の結果、DECOMP は、直近の季節調整済の系列をそれほど変化させないといった優れた点があるが、モデルの選択などの問題点もあり、統計局において導入する際には細心の注意を要する。

キーワード 時系列解析, 季節調整, DECOMP, X-11,

Application to the Some Time Series Data — Comparison with DECOMP and X-11 —

KOIZUMI Hideki

There are two main streams in seasonal adjustment methods. One is a method that is based on explicit model and excluding seasonal component, and another is a method that is not based on explicit model (say implicit model), and excluding values called “seasonality”.

We consider DECOMP as the former representative and X-11 as the latter representative.

As a result, DECOMP is good in stability of recent seasonal adjusted values, but has some problems in choosing a model. So, it requires enough care before introducing it as an official seasonal adjustment method at the Statistics Bureau.

Key words : Time series analysis, Seasonal Adjustment, DECOMP, X-11,

はじめに

X-11 や X-12ARIMA など、明確なモデルに基づかない手法に比べ、DECOMP のようなモデルに基づいた手法は、“季節性”の定義が明確であるため、説明の容易さという点では、官庁統計における季節調整法としての利用の可能性が考えられる。

ここでは、統計局において用いられている X-11 との特色の比較を行うことにより、DECOMP の利用に当たっての利点や問題点を分析することを目的としている。

まず I 章では、DECOMP で用いられているモデルを解説し、DECOMP を利用するためのツールである、E-DECOMP における選択可能なモデルを示す。

II 章では、総務省統計局で公表している三つの時系列データ（家計調査・勤労者世帯消費支出、労働力調査・完全失業率、消費者物価指数・全国（総合））について DECOMP を適用した結果を、AIC や再現性などの適切性の指標から分析したものである。再帰性については、X-11 との比較を行うことにより、手法間の適切性の比較の目安とした。

III 章では、同じく三つの時系列データについて DECOMP を適用した結果に関する分析であるが、MPD 及び MAPR といった安定性の指標から分析したものである。これについても再帰性と同様、X-11 との比較を行った。

IV 章は DECOMP の利用可能性と問題点などのまとめである。

I DECOMP の概要と分析に用いた設定

ここでは、DECOMP で用いるモデルの簡単な説明と、本論文におけるモデルの設定について述べる。

1 DECOMP とは

DECOMP は、状態空間モデルに基づき、情報平方根フィルタを利用して季節調整を行う手法である。計算方法には立ち入らず、利用環境及びモデルについて最低限の説明を行う。詳細は北川（1996）を参照されたい。

（1）利用環境

DECOMP による分析を行う利用しやすいツールとして、統計数理研究所の Web-DECOMP がある（アドレス：http://www.ism.ac.jp/~sato/index_J.html）。

また、同アドレスにおいて、Microsoft Excel を利用して（ただし、フリーソフト R を連動させる必要がある）Web-DECOMP と同様の手法を行うことが可能なツール「E-DECOMP」をダウンロードすることができる。機能的には AR 係数が出ないという問題点があるものの、ほぼ Web-DECOMP と同等の分析を行うことが可能である。Web-DECOMP は外部接続しなければ利用できないため、官庁統計の立場からは情報漏洩の危険性が考えられるが、E-DECOMP を利用することにより、そういった危険性を回避することが可能である。さらに、Web-DECOMP に比べ、E-DECOMP はマクロの制御によって大量の分析が可能になる。

以上の利点から、ここでは E-DECOMP を用いて分析を行うことにする。

なお、上述したアドレスには、統計解析システム S で DECOMP が利用できる、S-DECOMP の紹介もされている。

(2) DECOMP のモデル

時系列データはいくつかの成分の合成によると考え、それらを推定する方法が DECOMP である。時系列データ X_t の成分は、トレンド成分 T_t 、季節成分 S_t 、定常変動成分 P_t 、曜日効果 TD_t 、偶然変動成分 I_t の五つによって構成されるとする。すなわち、時系列データは

$$X_t = T_t + S_t + P_t + TD_t + I_t \quad (1)$$

というモデルに従っていると仮定する。各成分の解説を以下で行う。

《トレンド成分： T_t 》

トレンド成分は、「前期データから緩やかに変動する」ことを具体的に表す式

$$(1-B)^d T_t \approx 0 \quad (2)$$

によって表現される。ここで、 B はバックシフトオペレーターであり、 d はトレンド次数である。「 ≈ 0 」は、等式として 0 になるということではなく、若干の変動を許すことを意味する。より厳密に表現すれば、

$$(1-B)^d T_t = v_{T,t} \quad , \quad v_{T,t} \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma_T^2) \quad (3)$$

である¹。

《季節成分： S_t 》

季節成分は、「前年同期から緩やかに変動する」ことを表す式

$$(1-B^s) S_t \approx 0 \quad (4)$$

によって表現される²。

《定常変動成分： P_t 》

定常変動成分は、「最近の期の影響を受ける」ことを表す（すなわち、AR モデル）式

$$(1 - a_1 B - a_2 B^2 - \dots - a_k B^k) P_t \approx 0 \quad (5)$$

によって表現される。 k の値を AR 次数と呼ぶ。

《曜日効果： TD_t 》

曜日効果は、「各曜日の個数とその期の結果に影響を与える」ことを表すモデル

$$TD_t = \sum_{i=1}^7 \beta_i \times (t \text{ 期に含まれる } i \text{ 曜日の数}) \quad (6)$$

¹ 以下、厳密に DECOMP のモデル式を表現することはこの目的ではないので、簡素に「 ≈ 0 」の形で表す。

² DECOMP の本来のモデルでは、 $(1-B^s)$ について l 階の階差をとっているが、E-DECOMP では l の選択はできない。

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

によって表現される。

《偶然変動成分： I_t 》

偶然変動成分は時間 t に独立に正規分布に従うと仮定する。これは、何らかの変動は偶然的な小さい要素の積み重ねによって起こることを仮定している、自然なモデルである。

2 分析に用いた設定 (E-DECOMP におけるモデルの選択)

E-DECOMP においては、次のモデルが選択可能である：

- ① 対数変換 : する, しない
- ② トレンド次数 : $d = 1, 2, 3$
- ③ 季節成分 : $s = 4$ (は四半期データ), $s = 12$ (月次データ), 季節成分なし
- ④ 定常変動成分 : $k = 0, 1, \dots, 6$
- ⑤ 曜日効果 : あり (推定期間の開始年及び開始期を指定する), なし

これらすべての方法について分析を行うと分析量が膨大になるため、③季節成分において「 $s = 12$ 」と固定し、⑤曜日効果を「なし」とする。さらに、

- ・ 対数変換をする場合としない場合の 2 通り
- ・ トレンド次数は 1～3 の 3 通り
- ・ 定常変動成分は 0～3 の 4 通り

の計 24 通りについて分析を行った。なお、表記の簡略化のため、モデルの表現を、

(トレンド次数, AR 次数)

と表す。例えば、トレンド次数 2 で AR 次数 3 の場合、(2,3)と表記する。

II 適切性の評価

季節調整法に基づいて推定された季節成分が、それぞれの定義の下で、できる限り除去されていることは、季節調整法としての適切性を示す指標となる。また、モデルに基づいた季節調整法であれば、モデルのあてはまりの良さも適切性の指標となる。

ここでは、三つの時系列データ（家計調査・勤労者世帯消費支出、労働力調査・完全失業率、消費者物価指数・全国（総合））に対して、I 章で選択したモデルによる DECOMP を適用し、AIC 及び再帰性の診断によって適切性を評価した。

適切性から見ると、DECOMP は非常に優れていると言える。しかし、時点をずらした時の AIC 値の変化を見ると、モデル間で若干異なることがわかる。これは、例えばモデルの決定を AIC の最小性で行うとき、ある時点でモデルが変更される可能性があることを示唆している。

1 モデル間の AIC による適切性の比較

適切性の第一の指標として、AIC による比較を行う。AIC は、

$$AIC = (\text{最大対数尤度}) \times (-2) + (\text{パラメータ数}) \times 2 \quad (7)$$

で定まる。この式はパラメータを増やしたときのペナルティーを考慮した数値であり、AIC が小さい場合にモデルが適切であると考えられる。

時系列モデルにおける AIC のパラメータ数は、例えば(1,1)モデルの場合、

- ・ トrend成分の初期値と分散
- ・ 季節成分の初期値（12 個）と分散
- ・ 定常変動成分の初期値と AR 係数と分散

の計 18 個のパラメータを定める必要があるため（不規則変動成分は、これらのパラメータを定めれば、時系列データからの残差によって一意に定まるため、パラメータ数からは除外する）、

$$AIC = (\text{最大対数尤度}) \times (-2) + 36 \quad (8)$$

となる。

（1）家計調査・勤労者世帯消費支出への DECOMP の適用

勤労者世帯消費支出の 1975 年 1 月～2004 年 12 月のデータに DECOMP を適用し、AIC 結果を比較したものが《表 1-1》及び《表 1-2》である。

《表 1-1》 勤労者世帯消費支出・

AIC 結果（対数変換なし）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	7448.53	7454.52	7458.42	7449.46
2	7428.86	7417.41	7412.58	7416.55
3	7482.11	7457.38	7453.87	7456.02

《表 1-2》 勤労者世帯消費支出・

AIC 結果（対数変換あり）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	7372.47	7378.47	7382.30	7386.47
2	7332.08	7321.53	7321.08	7323.21
3	7380.86	7358.85	7360.93	7366.57

AIC 基準では、対数変換の有無にかかわらず(2,2)モデルが最適なモデルであると診断される。しかし、対数変換ありの場合を見ると、最適であると診断された(2,2)モデルと(2,1)モデルとの AIC 値の差はわずかである。これは、ある時点で AIC 基準によって最適だと判断されたモデルが、時間を置いた場合には必ずしも最適ではなくなる可能性があることを示唆している。

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

そこで、1975 年 1 月を始期として、終期を 2001 年 1 月から 2004 年 12 月まで、1 月ずつずらした場合の AIC 値を見た。その結果を、AIC が最小となった回数をモデル別にカウントしてとりまとめたものが《表 2-1》及び《表 2-2》である。

《表 2-1》 勤労者世帯消費支出・

AIC が最小となる回数（対数変換なし）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0	0	0	0
2	0	7	38	15
3	0	0	0	0

《表 2-2》 勤労者世帯消費支出・

AIC が最小となる回数（対数変換あり）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0	0	0	0
2	0	30	29	1
3	0	0	0	0

結果を見る限り、対数変換の有無にかかわらず、トレンドの次数は 2 次が適切であるといえるが、AR 次数の決定には季節調整期間がかなりの影響を与えていることがわかる。

さらに、《表 2-1》及び《表 2-2》は、時間の経過によってどのようにモデルの選択が変更されるかを表していないため、その状況を見る。その結果が《図 1-1》及び《図 1-2》である。色が塗られている箇所が、AIC 基準によって、その時点において選択されたモデルを表している。

《図 1-1》 勤労者消費世帯支出・

AIC基準によるモデルの選択（対数変換なし）

	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
(2,1)モデル					
(2,2)モデル					
(2,3)モデル					

《図 1-2》 勤労者消費世帯支出・

AIC基準によるモデルの選択（対数変換あり）

	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
(2,1)モデル					
(2,2)モデル					
(2,3)モデル					

《図 1-1》、《図 1-2》のどちらを見ても、モデルの選択が時系列変化とともにかなり変動することがわかる。

(2) 労働力調査・完全失業率への DECOMP の適用

(1) の場合と同様に、1975 年 1 月～2004 年 12 月の完全失業率(%) に対して DECOMP を適用した。高部(2005)の結果と一部重複しているが、表象及び四捨五入の関係により AIC は異なっていることを注記しておく。

なお、統計局においては、公表されている完全失業率は小数第一位までしか表象されていないため、ここでは、同じく統計局で公表されている就業者数及び完全失業者数の時系列結果から完全失業率を算出した。その結果が《表 3-1》及び《表 3-2》である。

《表 3-1》 完全失業率・AIC 結果(対数変換なし)

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	-513.81	-518.31	-521.13	-528.99
2	-455.46	-513.56	-536.24	-541.95
3	-491.70	-491.70	-509.73	-523.12

《表 3-2》 完全失業率・AIC 結果(対数変換あり)

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	-508.55	-515.08	-520.96	-525.32
2	-438.33	-501.98	-520.46	-526.70
3	-375.39	-475.62	-496.68	-503.44

これを見る限り、AIC 基準では対数変換の有無にかかわらず、(2,3)モデルが最適なモデルであるといえることができる。家計調査結果と同様、対数変換を行った場合の(2,3)モデルの AIC は(1,3)モデルに近い値となっている。

完全失業率についても、1975 年 1 月を始期として、終期を 2000 年 1 月から 2004 年 12 月まで、1 月ずつずらした場合の AIC 値を見た。その結果を、AIC が最小となった回数をモデル別にカウントしてとりまとめたものが《表 4-1》及び《表 4-2》である。

《表 4-1》 完全失業率・
AIC が最小となる回数(対数変換なし)

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0	0	0	0
2	0	0	0	60
3	0	0	0	0

《表 4-2》 完全失業率・
AIC が最小となる回数(対数変換あり)

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0	0	1	17
2	0	0	0	42
3	0	0	0	0

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

結果から見ると、対数変換を行った場合には、AIC 基準ではトレンド次数が1次または2次をとってしまうことがわかる。AR 次数があまり高すぎると、推定するパラメータ数が多くなるため、推定自体が不安定になっている可能性が考えられる。

また、完全失業率についても、(1)と同様、AIC 基準によるモデル選択の時間的な変化を見た。その結果が《図2》である。対数変換なしについては省略した。

《図2》完全失業率・
AIC基準によるモデルの選択（対数変換あり）

	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
(1,2)モデル					
(1,3)モデル					
(2,3)モデル					

《図2》を見る限り、完全失業率については、2002 年以降はモデルの選択がかなり安定している。

(3) 消費者物価指数・全国（総合）への DECOMP の適用

消費者物価指数については、5年ごとの基準改定があるため、現在の公表系列の季節調整期間にならい、季節調整期間は1996年1月～2004年12月までの9年分のデータとして DECOMP を適用した。その結果が《表5-1》及び《表5-2》である。

《表5-1》 消費者物価指数・AIC 結果（対数変換なし）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	60.02	61.54	62.78	58.58
2	75.75	62.35	56.15	53.73
3	98.25	68.24	63.00	58.89

《表5-2》 消費者物価指数・AIC 結果（対数変換あり）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	58.64	60.23	61.77	57.81
2	74.05	60.83	55.23	52.89
3	96.63	66.69	61.67	57.99

(1) 及び (2) の場合と比べると、(2,3)モデルの AIC が比較対象の中ではかなり小さくなっていることがわかる。

(1) 及び (2) と同様に、この時点以外での AIC を見ることは重要であると考えられるので、終期をずらして DECOMP を適用する。すなわち、始期を1996年1月として、終期を2000年1月から2004年12月まで1月ずつずらすこととする。その結果を、AIC が最小となった回数をモデル別にカウントしてとりまとめたものが《表6-1》及び《表6-2》である。

《表 6-1》 消費者物価指数・

AIC が最小となる回数 (対数変換なし)

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0	5	0	0
2	1	0	9	45
3	0	0	0	0

《表 6-2》 消費者物価指数・

AIC が最小となる回数 (対数変換あり)

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0	5	0	0
2	1	0	9	45
3	0	0	0	0

対数変換の有無にかかわらず, (2,3)モデルの AIC が最小となる回数が最も多かった。

また, 消費者物価指数についても, (1) 及び (2) と同様, AIC 基準によるモデル選択の時間的な変化を見た。その結果が《図 3-1》及び《図 3-2》である。

《図 3-1》 消費者物価指数・

AIC基準によるモデルの選択 (対数変換なし)

	2000年					2001年					2002年					2003年					2004年				
(1,1)モデル																									
(2,0)モデル																									
(2,2)モデル																									
(2,3)モデル																									

《図 3-2》 消費者物価指数・

AIC基準によるモデルの選択 (対数変換あり)

	2000年					2001年					2002年					2003年					2004年				
(1,1)モデル																									
(2,0)モデル																									
(2,2)モデル																									
(2,3)モデル																									

消費者物価指数については, 2001 年 4 月以降(2,3)モデルで固定されている。この結果から, 消費者物価指数は, AIC に基づいて見る限りは, (2,3)モデルが良くあてはまっているように思われる。

2 再帰性の診断

適切性の第二の指標として再帰性がある。再帰性とは, 時系列データに季節調整法を適用して得られた季節調整済みデータに, 再度同一の季節調整を適用したときの差の絶対値の平均をいう。

すなわち, N 個の時系列データ X_t に季節調整を適用したときの季節調整済みデータを $S(X_t)$ とすると,

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

$$\frac{1}{N} \sum |S(X_t) - S(S(X_t))| \quad (9)$$

をいう。

この値が小さい場合、1回目の季節調整の適用によって殆どの季節成分が除かれた、と考えることができる。

(1) 家計調査・勤労者世帯消費支出に対する再帰性の診断

AIC の診断の時と同様に、勤労者世帯消費支出の 1975 年 1 月～2004 年 12 月のデータについて再帰性を診断した。その結果が《表 7-1》及び《表 7-2》である。

《表 7-1》 勤労者世帯消費支出・

再帰性診断（対数変換なし）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.95	24.84	14.59	20.74
2	5.55	32.36	42.39	53.16
3	1.40	33.00	36.61	51.45

《表 7-2》 勤労者世帯消費支出・

再帰性診断（対数変換あり）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.95	24.74	18.93	29.14
2	5.24	27.91	36.96	21.35
3	1.96	28.29	31.52	20.16

X-11 で季節調整を行った場合も、(9) 式の値は算出できる。そこで、オプション設定を

(オプション)	
データ	: 勤労者世帯消費支出
始期	: 1975 年 1 月
終期	: 2004 年 12 月
管理限界	: (2σ, 3σ)

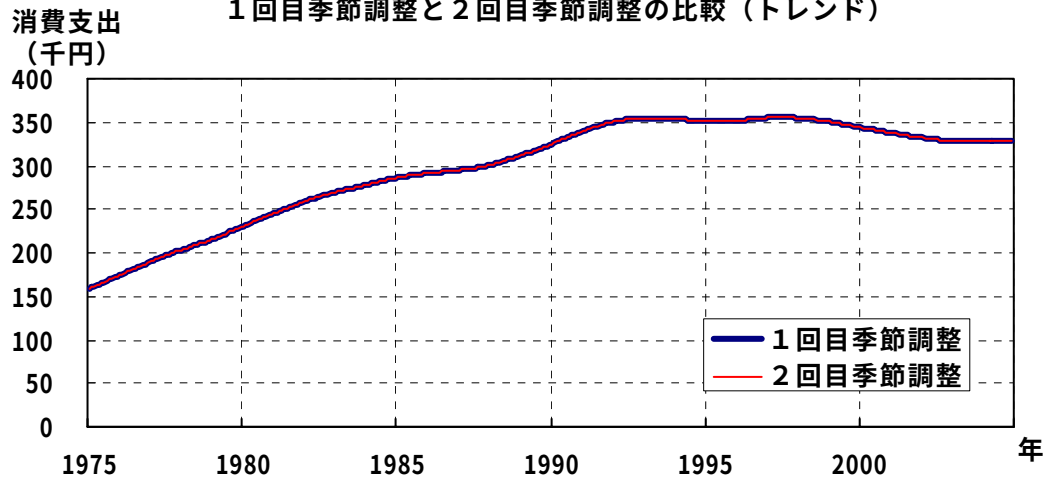
として X-11 を適用し、(9) 式の値を算出したところ、308.49であった。

この結果から、対数変換の有無にかかわらず、すべてのモデルで DECOMP の方がより X-11 より小さい値であることがわかる。さらに、DECOMP によって 1 回季節調整を行った後のデータと、再度（同じモデルで）DECOMP を適用した結果とを比較したところ、トレンド成分、定常変動成分、偶然変動成分の値がほとんど等しいことがわかった。したがって DECOMP は、他の成分に関する適切性も非常に良いと考えられる。

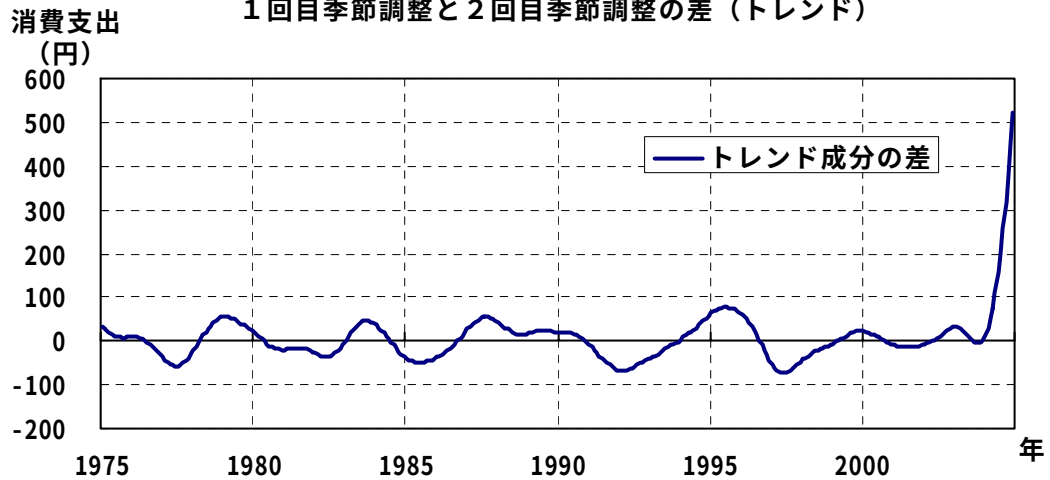
参考として (2,2) モデル（対数変換なし）のトレンド成分、定常変動成分、偶然変動成分の比較を《図 4-1》～《図 6-2》に示す。

ここで、1 回目季節調整とは、原系列に 1 回季節調整を行ったもので、2 回目季節調整とは、1 回季節調整を行った後のデータに再度季節調整を行ったものである。

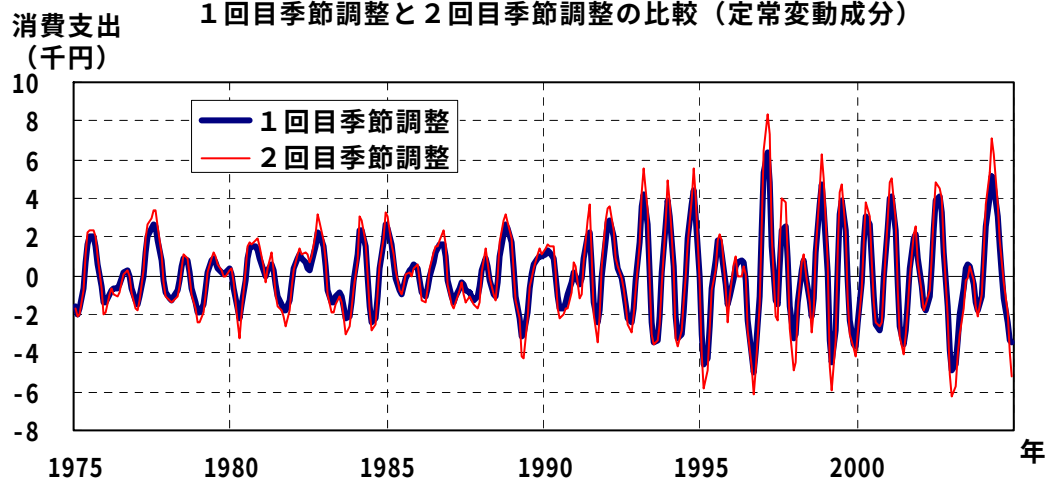
《図 4-1》勤労者世帯消費支出・
1 回目季節調整と 2 回目季節調整の比較 (トレンド)



《図 4-2》勤労者世帯消費支出・
1 回目季節調整と 2 回目季節調整の差 (トレンド)



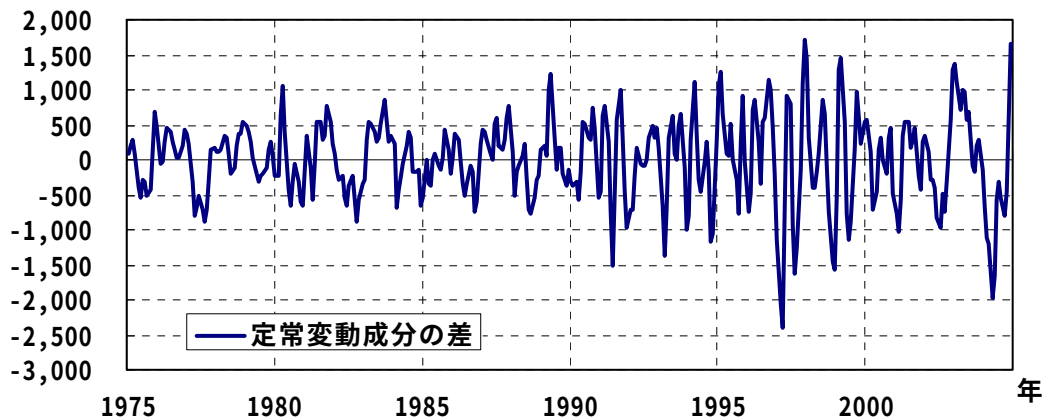
《図 5-1》勤労者世帯消費支出・
1 回目季節調整と 2 回目季節調整の比較 (定常変動成分)



(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

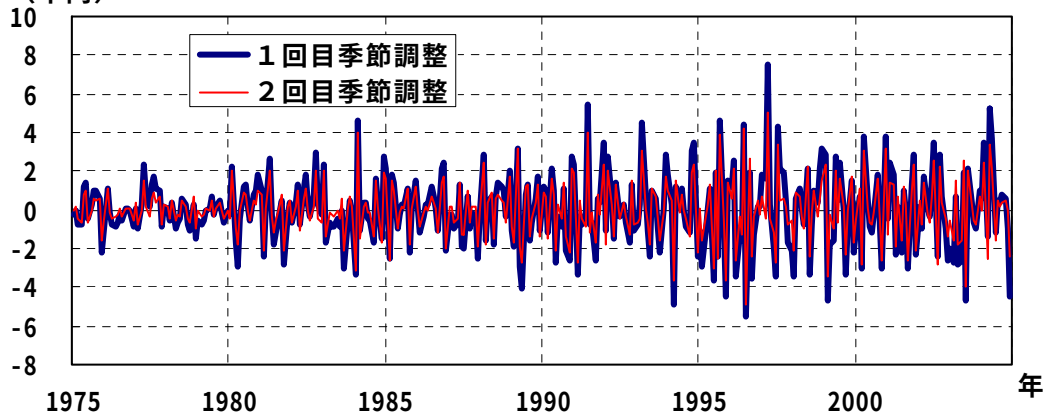
《図5-2》勤労者世帯消費支出・

消費支出
(円)
1回目季節調整と2回目季節調整の差(定常変動成分)



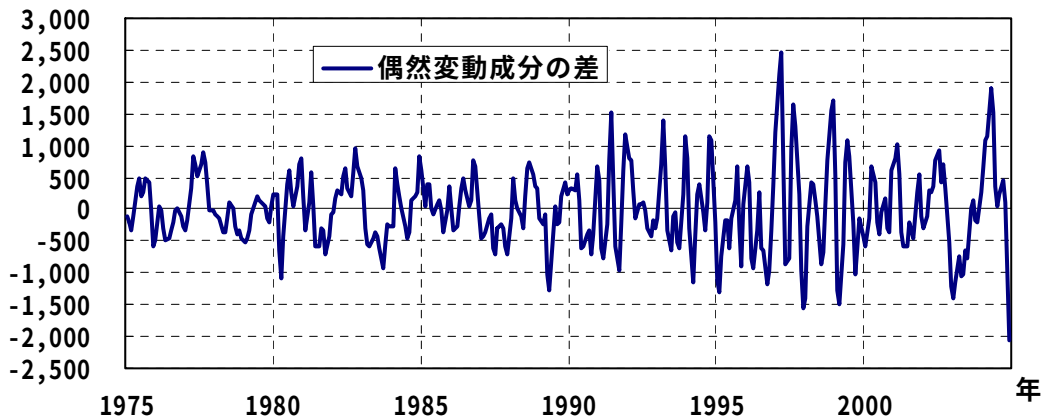
《図6-1》勤労者世帯消費支出・

消費支出
(千円)
1回目季節調整と2回目季節調整の比較(偶然変動成分)



《図6-2》勤労者世帯消費支出・

消費支出
(円)
1回目季節調整と2回目季節調整の差(偶然変動成分)



(2) 労働力調査・完全失業率に対する再帰性の診断

(1)と同様に、完全失業率の1975年1月～2004年12月のデータについて再帰性を診断した結果が《表8-1》及び《表8-2》である。

《表8-1》 完全失業率・再帰性診断（対数変換なし）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	2.1E-04	1.6E-04	1.5E-04	1.3E-04
2	1.8E-04	2.0E-04	1.7E-04	1.7E-04
3	1.1E-04	2.0E-04	1.9E-04	1.6E-04

《表8-2》 完全失業率・再帰性診断（対数変換あり）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	2.1E-04	1.6E-04	1.6E-04	1.6E-04
2	3.9E-04	2.0E-04	2.0E-04	2.0E-04
3	4.9E-04	2.0E-04	2.0E-04	2.0E-04

(1)と同様にX-11で季節調整を以下のオプションで行った。その時の(9)式の値は0.0047であった。

(オプション)	
データ	完全失業率
始期	1975年1月
終期	2004年12月
管理限界	(9.8 σ , 9.9 σ)

(1)における分析と同様の結論であるため、完全失業率において、勤労者消費支出の《図4-1》から《図6-2》に相当する図は省略する。

(3) 消費者物価指数・全国（総合）に対する再帰性の診断

(1)及び(2)と同様、消費者物価指数の1996年1月～2004年12月までの9年分のデータについて再帰性を診断した。その結果が《表9-1》及び《表9-2》である。

《表9-1》 消費者物価指数・再帰性診断（対数変換なし）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	7.0E-05	5.5E-05	7.1E-05	6.7E-05
2	9.5E-05	6.7E-05	7.3E-05	8.4E-05
3	1.0E-04	6.7E-05	7.6E-05	8.4E-05

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

《表 9－2》 消費者物価指数・再帰性診断（対数変換あり）

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	6.9E-05	5.5E-05	7.1E-05	6.6E-05
2	9.4E-05	6.7E-05	7.3E-05	8.3E-05
3	9.8E-05	6.7E-05	7.6E-05	8.4E-05

消費者物価指数についても X-11 を適用した場合に(9)式の値を算出した。その結果は 0.0111 であった。オプションは下記のとおりである。

(オプション)	
データ	: 消費者物価指数（全国・総合）
始期	: 1996 年 1 月
終期	: 2004 年 12 月
管理限界	: (2σ , 3σ)

消費者物価指数についても、(1) 及び (2) における分析と同様の結論であるため、《図 4－1》から《図 6－2》に相当する図は省略する。

III 安定性の評価

実務上、季節調整は、新たなデータを得たときや年の始めに、毎月あるいは毎年そこまで得られたデータを用いて季節調整を行う。その際、既に公表した季節調整済み結果と新たに季節調整を行った結果とが著しく乖離するような事態は統計実施者としては、あまり望ましくない。したがって、季節調整結果が安定的な数値であることが重要になる。

ここでは、三つの時系列データ（家計調査・勤労者世帯消費支出、労働力調査・完全失業率、消費者物価指数・全国（総合））に対して、I 章で選択したモデルによる DECOMP 及び X-11（オプション選択はII章のとおり）を適用し、安定性の観点から評価を行う。

結果として、DECOMP に比べ、X-11 は安定的であると言うことができ、安定的な季節調整を希望する場合は、DECOMP は望ましくないことがわかった。

1 Sliding Span Analysis

安定性を評価するための第一の指標として、季節調整期間を一定期間ずらした場合の変動を見る。ここでいう MPD の解説を行う。

季節調整の適用期間を 8 年として、

SPAN 1 : 1994 年 1 月～2001 年 12 月

SPAN 2 : 1995 年 1 月～2002 年 12 月

SPAN 3 : 1996 年 1 月～2003 年 12 月

SPAN 4 : 1997 年 1 月～2004 年 12 月

の 4 期間において季節調整を行う。これらから得られる、時点 t における季節調整済み結果を順

に $S_1(X_t)$, $S_2(X_t)$, $S_3(X_t)$, $S_4(X_t)$ としたとき, 時点 t における MPD を

$$MPD_t = \frac{\max_i \{S_i(X_t)\} - \min_i \{S_i(X_t)\}}{\min_i \{S_i(X_t)\}} \quad (10)$$

で定義する。さらに, 1997 年 1 月～2001 年 12 月の 5 年間の MPD を平均して得られる,

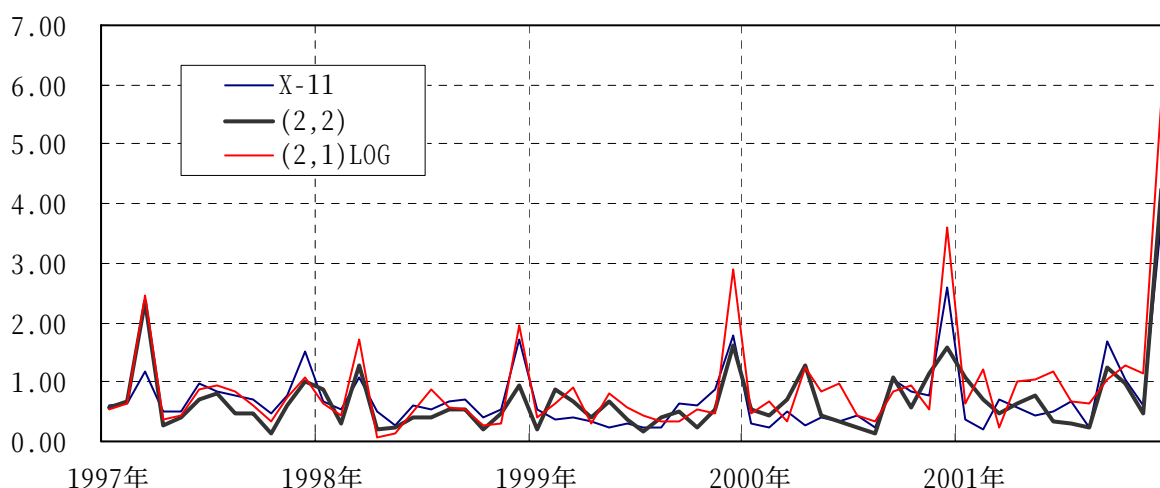
$$MPD = \frac{1}{60} \sum_t MPD_t \quad (11)$$

についても考察する。

(1) 家計調査・勤労者世帯消費支出に対する安定性 (MPD) の診断

推定期間を SPAN 1～SPAN 4 として季節調整を行った。II 章の分析において AIC が最小となる回数が最も多かった (2,2) モデル (対数変換なし) 及び (2,1) モデル (対数変換あり) と X-11 の結果について, 1997 年 1 月～2001 年 12 月の 5 年間のグラフを比較した。その結果が《図 7》である。

《図 7》 勤労者世帯消費支出・MPDの比較



MPD から見た安定性について言及する限り, (2,1) モデル (対数変換あり) が最も悪く, (2,2) モデル (対数変換なし) が最も良好な結果であり, X-11 はその中間あたりで推移している。しかし, これらを見る限りではそれほど明確な差があるとは言いがたい。なお, 他のモデルについては, 1997 年 1 月～2001 年 12 月の 5 年間の MPD を平均した数値を比較した。その結果が《表 10-1》及び《表 10-2》である。

《表 10-1》 勤労者世帯消費支出・MPD (対数変換なし)
—1997 年 1 月～2001 年 12 月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.99	0.63	0.74	0.68
2	0.98	1.03	0.69	1.08
3	0.71	0.63	0.60	0.60

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

《表 10－2》 勤労者世帯消費支出・MPD（対数変換あり）
－1997年1月～2001年12月平均

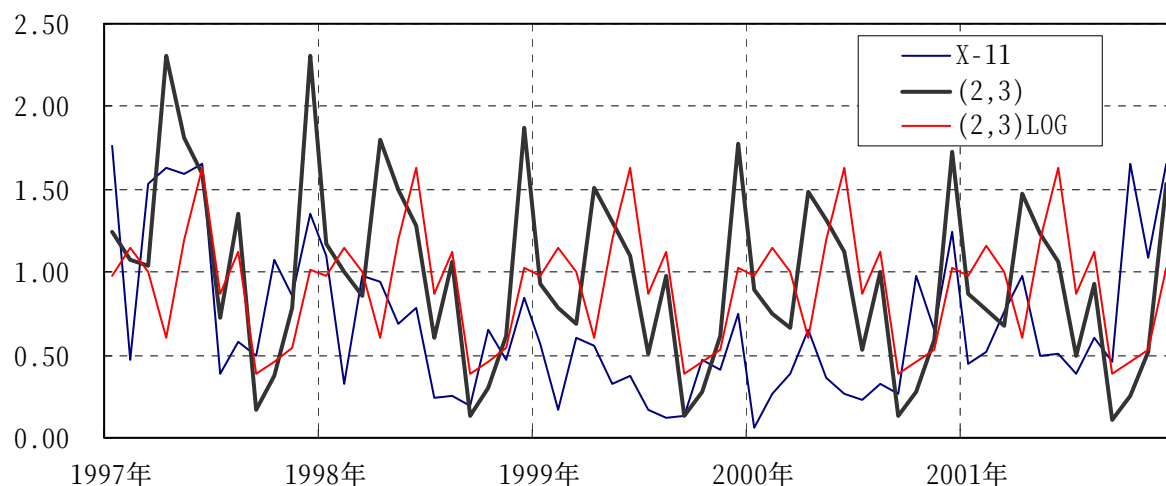
	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.86	0.88	0.88	1.14
2	0.93	0.89	1.14	0.98
3	0.85	0.90	0.97	0.64

X-11 の MPD（5年間平均）は 0.72 であった。《表 10－1》及び《表 10－2》から、平均的には DECOMP による季節調整結果よりも X-11 の MPD の方が小さい値を示しているといえる。

(2) 労働力調査・完全失業率に対する安定性（MPD）の診断

(1) と同様に、SPAN 1～SPAN 4 について MPD を計算した。ここでも、II 章の分析において AIC が最小となる回数が最も多かった (2,3) モデル（対数変換あり、なしともにこのモデルである）と X-11 の結果について、1997 年 1 月～2001 年 12 月の 5 年間のグラフを比較したのが《図 8》である。

《図 8》 完全失業率・MPDの比較



この結果を見ると、比較的 X-11 が安定して低い値を示している。さらに、他のモデルについて、1997 年 1 月～2001 年 12 月の 5 年間の MPD を平均した数値を比較した。その結果が、《表 11－1》及び《表 11－2》である。

《表 11－1》 完全失業率・MPD（対数変換なし）
－1997年1月～2001年12月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.97	0.94	0.95	0.93
2	0.91	0.90	0.97	0.97
3	0.93	0.92	0.98	1.00

《表 11－2》 完全失業率・MPD（対数変換あり）
－1997 年 1 月～2001 年 12 月平均

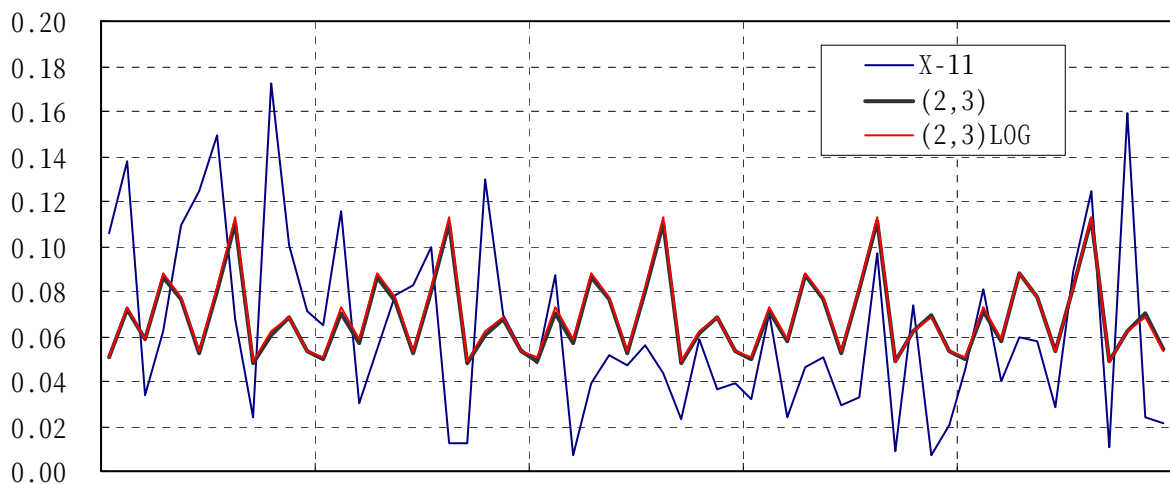
	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.90	0.87	0.88	0.88
2	0.87	0.86	0.92	0.91
3	0.89	0.90	0.99	1.00

X-11 の MPD（5 年間平均）は 0.68 であった。したがって、完全失業率について MPD を適用した結果という限定付きではあるが、そこでは X-11 は DECOMP よりも高い安定性を示しているといえる。

（3）消費者物価指数・全国（総合）に対する安定性（MPD）の診断

（1）（2）と同様の SPAN 1～SPAN 4 について MPD を計算した。ここでも、Ⅱ章の分析において AIC が最小となる回数が最も多かった（2,3）モデル（対数変換あり、なしともにこのモデルである）と X-11 の結果について、1997 年 1 月～2001 年 12 月の 5 年間のグラフを比較した。その結果が《図 9》である。

《図 9》 消費者物価指数・MPDの比較



《図 9》を見る限り、（2,3）モデルの MPD は、対数変換の有無に関わらず安定していることがわかった。しかし、最近の時点においては、X-11 は（2,3）モデルよりも安定性において良好であると考えることができる。

さらに、他のモデルについても、勤労者世帯消費支出、完全失業率の場合と同様に 1997 年 1 月～2001 年 12 月の 5 年間の MPD を平均した数値を比較した。その結果が《表 12－1》及び《表 12－2》である。

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

《表 12-1》 消費者物価指数・MPD（対数変換なし）
—1997 年 1 月～2001 年 12 月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.06	0.06	0.07	0.07
2	0.06	0.06	0.06	0.07
3	0.06	0.05	0.07	0.07

《表 12-2》 消費者物価指数・MPD（対数変換なし）
—1997 年 1 月～2001 年 12 月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.06	0.06	0.06	0.07
2	0.06	0.06	0.07	0.07
3	0.06	0.06	0.07	0.07

X-11 の MPD（5 年間平均）は 0.06 であった。消費者物価指数については、それほど相違が無いと考えられる。

2 Revision History Analysis

安定性を評価する別の指標には、新しいデータを入手し、再度季節調整を行った際に季節調整済時系列データがどの程度変化するかを計る指標として、MAPR がある。12 か月まとめてデータの更新を行う場合や、毎月データの更新を行う場合があるが、DECOMP の特徴として毎月季節調整を行うことがあげられるため、毎月データを更新する場合の MAPR について考える。

$S_t(X_t)$ で、時系列データ $\{X_t\}$ に対して時点 t までを推定期間として季節調整を適用することを表すとして、

$$MAPR_t = \left| \frac{S_{t+1}(X_t) - S_t(X_t)}{S_t(X_t)} \right| \quad (12)$$

と定める。これも、MPD の場合と同様に平均をとって、

$$MAPR = \frac{1}{N} \sum_t MAPR_t \quad (13)$$

を考えることができる。ここでは、推定期間の終期を 2003 年 12 月から 2004 年 12 月まで変動させたときの平均をとることとする。推定期間の始期は、それぞれの設定に従う。

（1）家計調査・勤労者世帯消費支出に対する安定性（MAPR）の診断

推定期間は 1975 年 1 月を始期としている。これらについて、MAPR（2003 年 12 月～2004 年 11 月平均）を算出した。その結果が《表 13-1》及び《表 13-2》である。

なお、X-11 の MAPR 値は 0.35 であった。

結果から見ると、X-11 の方が安定しているといえることができる。この結果は、後述する完全

失業率の結果や消費者物価指数の結果と異なっているが、要因が現在特定できていないので、今後の研究課題としたい（X-11 の MAPR 値よりも、DECOMP の MAPR 値が他の時系列データと比べて大きくなっているため、このあたりに原因があると考えている）。

《表 13－1》 勤労者世帯消費支出・MAPR（対数変換なし）
—2003 年 12 月～2004 年 11 月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.53	0.53	0.57	0.51
2	0.41	0.47	0.47	0.50
3	0.59	0.62	0.69	0.65

《表 13－2》 勤労者世帯消費支出・MAPR（対数変換あり）
—2003 年 12 月～2004 年 11 月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.48	0.48	0.49	0.44
2	0.39	0.50	0.44	0.47
3	0.50	0.57	0.65	0.64

（2）労働力調査・完全失業率に対する安定性（MAPR）の診断

（1）と同様に、推定期間は 1975 年 1 月を始期として、MAPR（2003 年 12 月～2004 年 11 月平均）を算出した。その結果が《表 14－1》及び《表 14－2》である。

なお、X-11 の MAPR 値は 0.28 であった。

《表 14－1》 完全失業率・MAPR（対数変換なし）
—2003 年 12 月～2004 年 11 月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.19	0.03	0.03	0.17
2	0.25	0.03	0.02	0.02
3	0.54	0.04	0.03	0.02

《表 14－2》 完全失業率・MAPR（対数変換あり）
—2003 年 12 月～2004 年 11 月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.04	0.04	0.03	0.70
2	0.40	0.04	0.03	0.02
3	0.35	0.05	0.03	0.03

結果から見ると、X-11 よりも DECOMP の方が MAPR 値で優れていることがわかる。この結果は納得できるものである。というのは、X-11 は片側フィルタとなっているため、最近の季節

(2) 各種時系列データへの適用で見た季節調整法

調整が不安定であり、1月ごとの推定では変動が大きくなってしまいうのに対し、DECOMPは過去のデータをすべて用いて現在の値を更新しているからである。しかし、DECOMPは直近の値に対しては変動が小さいが、過去の値についても少しずつ変動させ、時系列データ全体としてはX-11よりも大きな乖離を生じることがある、ということには注意しなければならない。

(3) 消費者物価指数・全国（総合）に対する安定性（MAPR）の診断

推定期間は1996年1月を始期として、MAPR（2003年12月～2004年11月平均）を算出した。その結果が《表15-1》及び《表15-2》である。

消費者物価指数については、(2)完全失業率の場合と結果が類似していたので、表のみを記載する。

なお、X-11のMAPR値は0.35であった。

《表15-1》 消費者物価指数・MAPR（対数変換なし）
—2003年12月～2004年11月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.01	0.01	0.01	0.00
2	0.01	0.01	0.01	0.01
3	0.01	0.01	0.01	0.01

《表15-2》 完全失業率・MAPR（対数変換あり）
—2003年12月～2004年11月平均

	AR次数			
	0	1	2	3
トレンド次数				
1	0.01	0.01	0.01	0.00
2	0.01	0.01	0.01	0.01
3	0.01	0.01	0.01	0.01

IV まとめ

三つの時系列データ（家計調査・勤労者世帯消費支出、労働力調査・完全失業率、消費者物価指数・全国（総合））についてDECOMPを適用し、X-11と比較したが、まとめると以下のようなになる。

- ・ 毎月季節調整を行う場合、DECOMPはどのモデルを選択しても、MPDやMAPRについてX-11よりも優れている。特にMAPRが優れているため、毎月季節調整を行う場合に、X-11に比べて前月の値がそれほど大きく変動しないという点は注目すべきである。
- ・ モデルを明確に仮定することで、季節成分、トレンドなどの説明が容易になる。これは、統計データを公表する官庁統計にとっては、X-11よりも優れている点であると考えられる。
- ・ しかし、モデルをAIC基準によって選定したとき、時間の経過とともに最適なモデルではなくなる場合がある。これは、統計作成者は時系列データが何らかのモデルに基づくという

仮定を置いて算出していたが、それが誤っていたために訂正した、と一般ユーザーに認識されかねない。対応策として一つのモデルを固定する方法があるが、その場合には、将来大きな乖離を生んでしまうというおそれがある。

- ・ また、DECOMP は通常加法モデルが考えられているため、現行統計局で公表している X-11 の季節指数という概念には対応しない（季節指数は乗法モデルをもとにした概念である）。したがって統計局においては、現行の季節調整の考え方を抜本的に変えるのであれば、DECOMP を適用する際には対数変換を行ったモデルを考えることが必要になる（これにより、乗法モデルを考えていることになる）が、《表 2-2》などのように、統計局で公表しているデータに対しては、対数変換モデルは不安定になる場合がある。

以上を見る限り、DECOMP による手法は有効ではあるものの、適用に当たっては解決すべき問題も多く、モデルの選択など使用者側の判断が多分に必要であることには注意しなければならない。

おわりに

今回の分析に当たっては、佐藤整尚氏の開発した E-DECOMP を利用させていただいた。DECOMP の方法自体は Web-DECOMP によってインターネット上で手軽に分析を行うことができるが、E-DECOMP はエクセルのマクロと R を連動させているため、マクロを用いた大量の計算が可能である。実際、AIC の 5 年分の変動状況を見る際には、24 モデル（注意：トレンド 3 区分 × AR 4 区分 × 対数変換 2 区分）を 60 月分、三つの時系列データに適用したことから、5,000 回近くの DECOMP による処理が必要となったが、マクロを用いて制御したことにより、比較的短時間での処理が可能となった。

今回このような大量の処理を行うに当たり、汎用ソフトによる統計分析を行うことができるような仕組みが非常に重要であると痛切に感じた。

[参考文献]

- [1] 北川 源四郎 (1986) 時系列解析プログラミング, 岩波書店
- [2] 北川 源四郎 (1997) 季節調整プログラム DECOMP とその後の展開, 統計数理, Vol.45
- [3] 国友 直人 (2004) 解説 X12-ARIMA, CIRJE Research Report Series
- [4] 尾崎 統, 北川 源四郎 (1998) 時系列解析の方法, 朝倉書店
- [5] 高部 勲(2005), 完全失業率への適用で見た季節調整法の比較, 統計局研究彙報
- [6] 竹内 啓 (1979), Stein 推定量の意味とその応用, 応用統計学, **8**, 81-95.
- [7] 東 晋司 (2003) 「季節調整プログラム X12-ARIMA と TRAMO-SEATS の分解構造—試験的な実証分析を添えて—」 ESRI ディスカッションペーパーシリーズ№63