統計研究彙報　第 63 号　2005 年 8 月　（65～92）

労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

関野　秀峰 †

The Comparative Study of the Seasonal Adjustment Methods Adopted on the Time Series Data of the Labour Force Survey

SEKINO Hidemine

総務省統計局では，労働力調査結果について，原系列に加え季節調整済み系列も公表しており，季節調整法には米国センサス局が開発した「センサス局法Ⅱ X-11」を採用している。

しかしながら，現在，多くの統計関係機関では，季節調整法として同じく米国センサス局が開発した「センサス局法Ⅱ X-12ARIMA」を採用してきていることから，本稿において，労働力調査結果に X-11 と X-12ARIMA の双方を適用した結果を比較した。

比較した結果をみると，総合的にみて，X-12ARIMA を適用した場合，X-11 に比べより良好な季節調整済み系列を作成できる可能性もあるといえるが，実際に X-12ARIMA に移行するかどうかを判断する際には，留意すべき点が多く，十分な検討が必要と考えられる。

キーワード　労働力調査，季節調整法，X-11，X-12ARIMA

At Statistic Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications, the X-11 method has been adopted on the official seasonal adjustment series of the Labour Force Survey.

However, the X-12-ARIMA has been the official seasonal adjustment method at many statistics organizations, recently. Therefore, this paper reports the comparative study of the seasonal adjustment methods, the X-11 and the X-12-ARIMA, adopted on the time series data of the Labour Force Survey.

This study suggests the superiorities of the X-12-ARIMA. But enough considerations are required before the adoption of the X-12ARIMA to the LFS.

Key words : the Labour Force Survey, seasonal adjustment method, X-11, X-12-ARIMA

はじめに

総務省統計局においては，労働力調査結果を始めとするいくつかの経常的な月次統計の結果提供に当たり，利用者の利便性向上のために，あらかじめ季節変動による影響を除去した季節調整済み系列を作成し，原系列とともに公表しており，その際の季節調整に用いる手法として，米国センサス局が 1965 年に開発した季節調整法「センサス局法Ⅱ X-11」を採用し

原稿受理日　平成 17 年 4 月 28 日

†　独立行政法人統計センター　製表部　事業管理課

ている。

しかしながら，現在，国内外の統計関係機関においては，使用する季節調整法として，X-11 の後継であり，同じく米国センサス局が 1996 年に開発した「センサス局法Ⅱ X-12ARIMA」を採用している事例が多くみられる状況となってきており，総務省統計局においても，使用する季節調整法について，X-12ARIMA に移行する可能性も排除せずに，広く検討していく必要性がある。

そこで，本稿では，労働力調査の代表的な結果数値のうち，労働力人口，就業者，完全失業者，非労働力人口及び完全失業率の各系列について，X-11 と X-12ARIMA それぞれの季節調整法を適用した季節調整済み系列を作成し，比較分析を行うことにより，労働力調査に適用した場合に，どちらの手法がより良好な系列を作成することができるか考察した。

また，完全失業率の季節調整値については，総務省統計局では，原数値の完全失業者を原数値の労働力人口で除した比率に対して直接季節調整を行う方法を採用しているが，一方で，季節調整済み完全失業者を季節調整済み労働力人口で除するという方法も考えられる。そこで，本稿では，これら２通りの方法それぞれについて完全失業率の季節調整値を算出し，比較することも行った。

なお，今回分析の対象とした季節調整法である X-11 及び X-12ARIMA は，ともに，移動平均の繰り返しにより原系列から季節成分を取り除く手法である。主な相違点は，時系列の末端に生じる欠項部分について，前者は前年同月の値で代用するのに対し，後者は時系列モデルにより推計した値で代用するという点にある。

Ⅰ　比較分析方法の概要

１　対象系列

労働力人口，就業者，完全失業者，非労働力人口及び完全失業率のそれぞれ全国男女計の結果について，X-11 及び X-12ARIMA 双方の季節調整済み系列を作成し，比較を行った。

２　適用条件

現在総務省統計局で公表している系列とできるだけ同様の条件で比較するため，季節調整期間は 1976 年１月から 2004 年 12 月までの 29 年間とし，特異値の修正に関する管理限界は下限 9.8σ，上限 9.9σとした。その他のオプションはデフォルトとし，回帰による異常値修正や曜日調整等は行っていない。また，原系列には，やはり公表系列と同様の条件で比較するため，完全失業率以外は万人単位の結果数値を使用し，完全失業率については，完全失業者を労働力人口で除した比率（小数点以下第７位で四捨五入）を使用した。

なお，X-12ARIMA で使用するモデルについては，原系列の自己相関および偏自己相関を計測し，そのグラフを概観することにより適用するモデル候補を絞り込んだ上で，その中から AIC[1] 値が小さく適切なモデルと考えられるものを特定し，分析の対象とした。

1　Akaike’s Information Criterion：赤池の情報量基準。

統計モデルを選択する際の基準となる統計量で，値が小さいほど，当てはまりがよく統計的に適切なモデルであると評価することができる。

$$AIC = -2\log L + 2k$$

ただし，L は与えられたデータによるモデルの最大尤度，k はそのモデルの中での自由に変化させることのできるパラメータ（自由パラメータ）の数を表す。

3　分析手法

X-11 及び X-12ARIMA の各モデルの比較においては，季節調整結果の安定性と季節性除去の適切性の２点に着目し，評価を行った。

(1) 安定性の評価

ア　季節調整値の安定性

季節調整値は，あくまでも実測値から求める推計値であることから，季節調整期間を更新すると，推計に用いるサンプルが変わることにより，必然的に季節調整済み系列が過去にさかのぼって改定されることになる。しかしながら，結果利用上は，こうした改定の度合いは少ない方が望ましい。

そこで，本稿では，この季節調整値の安定性を評価するに当たり，MPD[2] の値と MAPR[3] の値による診断を行った。ともに，数値が小さいほど，季節調整期間の変更に伴う変動が小さく，安定的な系列であることを意味している。

なお，季節調整値は，時系列の末端部分に近づくほど，移動平均の際の欠項部分の処理の影響から不安定になるが，同時に，結果利用上特に注目されるのも，直近である時系列末端部分であることが多く，系列の末端に近い部分の安定性は，利用者にとっ

2　Maximum Percentage Difference：季節調整の算出期間をずらした場合に，同一時点の季節変動成分がどの程度変化するかを表す統計量。値が小さいほど，季節調整期間を変更した際の変動が小さく，安定的な系列と判断できる。

具体的には，季節調整の期間を４つ設け，各期間を対象に季節変動成分（季節指数）を算出し，各期間から同一年月の値を取り出し，算出する。

$$MPD_{i,j} = \frac{\underset{k \in N_{i,j}}{Max}\{S_{i,j}(k)\} - \underset{k \in N_{i,j}}{Min}\{S_{i,j}(k)\}}{\underset{k \in N_{i,j}}{Min}\{S_{i,j}(k)\}}$$

ただし，$S_{i,j}(k)$は i 年 j 月の季節変動成分（k：1, 2, 3, 4 期間），$k \in N_{i,j}$ は i 年 j 月の $S_{i,j}(k)$が存在していることを表す。

なお，本稿においては，1994 年１月～2001 年 12 月，1995 年１月～2002 年 12 月，1996 年１月～2003 年 12 月及び 1997 年１月～2004 年 12 月の４つの期間を計算対象とし，MPD 算出期間は２つ以上の期間が重なる 1995 年１月～2003 年 12 月とした。

3　Mean Absolute Percentage Revision：季節調整の始期を固定し，調整期間の終期を延ばしていった場合に，同一時点の季節調整値がどの程度改定されるかを表す統計量。値が小さいほど，季節調整期間を変更した際の変動が小さく，安定的な系列と判断できる。

具体的には，時点 t の季節調整値が新規データ｛$Y_{t+1}, \cdots, Y_T$｝の追加に伴い改定される度合い

$$\left| \frac{A^{t}/_{T} - A^{t}/_{t}}{A^{t}/_{t}} \right|$$

について，時点 $t_0 \leq t \leq T$ 間の平均をとったもの。ただし，$A^t/_t$ は原系列｛$Y_1, Y_2, \cdots, Y_t$｝を利用して推計した時点 t における季節調整値，$A^t/_T$ は原系列｛$Y_1, Y_2, \cdots, Y_t, \cdots, Y_T$｝を利用して推計した時点 t における季節調整値を表す。

なお，本稿においては，季節調整の始期を 1976 年１月に固定した上で，終期を 1984 年１月以降 2004 年 12 月まで１か月ずつ延ばしていき，MAPR 算出期間は 1984 年１月～2004 年 11 月とした。

て重要な意味を持つ。したがって，MAPR による評価においては，直近数年間の値も注視する必要がある。

イ　推定季節指数の安定性

現在，総務省統計局を始めとする多くの統計関係機関では，季節調整値の算出に当たっては，前年の 12 月までの実測値を元に計算される推定季節指数に基づき当年の数値を計算している。そして，当年の 12 月分までデータが蓄積された段階で，季節調整期間を当年 12 月まで一括して更新し，過去にさかのぼって季節調整値を改定するという手法を用いている。この際，推定季節指数に基づき算出した季節調整値と，実測値に基づき算出した改定季節調整値との間に，少なからぬ差異が生じることが結果利用上の難点となっているところである。

そこで，本稿では，季節調整期間を 1 か月ずつずらした 13 組の季節調整済み系列を作成し，末端となる 2004 年 1 年間における各系列の季節指数（推定季節指数を含む）と，最終的な改定季節指数との差を計測し，評価を行った。評価に当たっては，差の絶対値の合計で比較するとともに，そのうち推定季節指数に限定した比較も行った。いずれの場合も，値が小さいほど，季節調整期間の更新に伴う季節指数の変動が小さく，安定的で結果利用上良好といえる。（表 1 参照）

表１　季節指数（2004）
労働力人口：x11

推計期間	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
1975.01～2003.12	98.4	98.3	99.4	100.2	100.8	101.0	100.6	100.5	100.4	100.5	100.4	99.5
1975.02～2004.01	98.4	98.3	99.4	100.2	100.8	101.0	100.6	100.5	100.4	100.5	100.4	99.5
1975.03～2004.02	98.4	98.3	99.4	100.2	100.8	101.0	100.6	100.5	100.4	100.5	100.4	99.4
1975.04～2004.03	98.4	98.3	99.5	100.2	100.8	101.0	100.6	100.5	100.4	100.5	100.4	99.4
1975.05～2004.04	98.4	98.3	99.5	100.2	100.8	101.0	100.6	100.5	100.4	100.5	100.4	99.4
1975.06～2004.05	98.4	98.3	99.5	100.3	100.7	101.0	100.6	100.5	100.4	100.5	100.4	99.4
1975.07～2004.06	98.4	98.3	99.5	100.3	100.8	100.9	100.6	100.6	100.4	100.5	100.3	99.4
1975.08～2004.07	98.4	98.3	99.5	100.3	100.8	100.9	100.7	100.6	100.4	100.5	100.3	99.4
1975.09～2004.08	98.4	98.3	99.5	100.3	100.8	100.9	100.7	100.7	100.4	100.5	100.3	99.4
1975.10～2004.09	98.4	98.3	99.5	100.3	100.8	100.9	100.6	100.7	100.5	100.5	100.3	99.4
1975.11～2004.10	98.4	98.3	99.5	100.3	100.8	100.9	100.7	100.7	100.5	100.4	100.3	99.4
1975.12～2004.11	98.4	98.3	99.5	100.3	100.8	100.9	100.7	100.7	100.5	100.5	100.1	99.4
1976.01～2004.12	98.4	98.3	99.5	100.3	100.8	100.9	100.7	100.7	100.5	100.5	100.1	99.4

※ 網掛け部分は，当該期間の向こう1年間に対応する推定季節指数

なお，季節調整値の改定方法としては，現在のように，サンプルが 1 年分蓄積された段階で一括して改定する方法のほかに，推定季節指数を利用せず，新規にデータが追加される都度，毎月季節調整期間を更新し，季節調整値を改定するという方法も考えられるところである。

そこで，本稿では，改定前後における季節指数の差の絶対値の合計を用いて，一括して改定を行った場合と，随時改定を行った場合の安定性の比較も行った。ただし，分析に用いる系列が 2004 年 12 月までのため，比較に当たっては，便宜，2004 年 1 月から 11 月までの合計を用いた。また，前者においては，1 回の改定による変動の合計，後者においては，11 回の改定の都度の変動の累積を用いた比較となるが，結果利用上，月々の公表の都度の変動が重要な意味を持つことから，同列に扱い比較した[4]。

4　毎月季節調整値を改定する場合，ある月に改定した値が翌月に元に戻るといった現象も発生する。結果的に季節調整値の変化はなかったともいえるが，月々の利用上は大きな支障となるところである。そこで，本稿では改定の都度の変動の累積を用いることにより，こうした変動も加味して評価することとした。

(2) 適切性の評価

季節調整済み系列については，前述の安定性に優れているほど，結果利用上良好な系列といえるが，このことは，季節調整のそもそもの目的である，季節成分の除去が適切に行われたかどうかという点とは異なる問題であり，安定的であれば季節性が適切に除去されているとは，必ずしも判断することはできない。

そこで，季節成分が適切に除去されたかどうかという点については，安定性の評価とは別に，パワースペクトル及び再帰性[5]による適切性の評価を行うこととし，パワースペクトルについては，グラフを概観することにより，再帰性については，グラフを概観するとともに，各系列における合計を比較することにより評価した。なお，再帰性の合計が小さいほど，一度の季節調整で季節成分がより完全に除去されていると考えられることから，良好な系列と判断できる。

(3) 総合評価

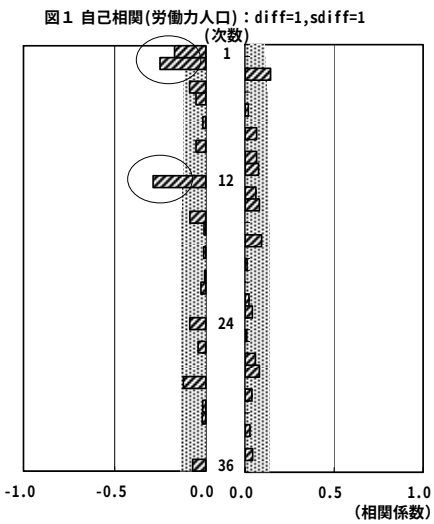
前述の安定性，適切性を踏まえて，適用系列ごとに総合的な評価を試みるとともに，実際に季節調整済み系列のグラフを概観し，X-11とX-12ARIMAの各モデルの間との差異の特徴について明らかにした。

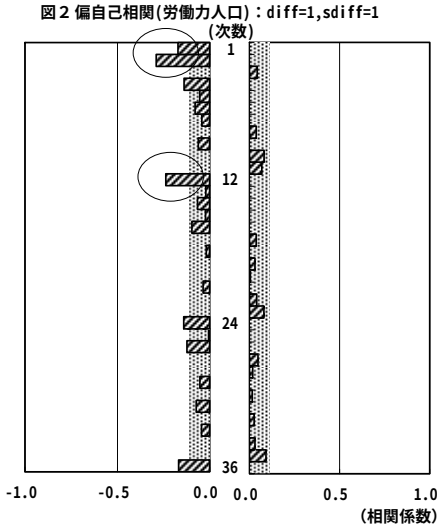
Ⅱ　労働力人口への適用

1　X-12ARIMAにおけるモデルの同定

労働力人口の原系列について，通常の階差，季節階差ともに１をとることにより定常化した系列の自己相関及び偏自己相関を計測すると，自己相関，偏自己相関ともに，１次，２次及び12次に有意な相関が残っていることが確認された。

これらから,X-12ARIMAのモデルとしては,通常のARIMA部分についてはAR(2)の(2,1,0),MA(2)の（0,1,2）及びARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。また，季節ARIMA部分については，AR(1)の（1,1,0）及びMA(1)の（0,1,1）が考えられる。そこで，これらを組み合わせた６通りのモデルそれぞれについて，AIC 値を計算し，値の小さい（0,1,2)(0,1,1）及び（2,1,0)(0,1,1）について，X-11との比較を行うこととした。(図１，２及び表２参照)





5　本稿では，季節調整済み系列に再度季節調整を行った際の，同一時点における両者の差の絶対値を指す。

(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

表２　モデルの同定
労働力人口

モデル	AIC
x12ARIMA (0,1,2)(0,1,1)	**2,937.29**
x12ARIMA (0,1,2)(1,1,0)	2,965.09
x12ARIMA (1,1,1)(0,1,1)	2,948.94
x12ARIMA (1,1,1)(1,1,0)	2,974.62
x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)	**2,940.57**
x12ARIMA (2,1,0)(1,1,0)	2,968.77

２　安定性の評価

（1）季節調整値の安定性

MPD については，X-11 に比べ，X-12ARIMA の両モデルの方が若干値は小さいものの，目立った差異はみられなかった。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，値が一致しており，どちらが安定的であるか判断することはできない。

一方，MAPR については，X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が，MAPR を計算した全期間の平均及び直近 10 年間における各年の平均ともに，値が小さくなる傾向がある。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，目立った差異はみられなかった。（表３参照）

表３　モデルの評価
労働力人口

	x11	x12ARIMA	
		(0,1,2)(0,1,1)	(2,1,0)(0,1,1)
季節調整値の安定性			
MPD			
平均	0.09	0.08	0.08
最小値	0.00	0.00	0.00
25th Percentile	0.04	0.04	0.04
中位数	0.07	0.07	0.07
75th Percentile	0.11	0.11	0.11
85th Percentile	0.14	0.15	0.15
最大値	0.29	0.29	0.29
標準偏差	0.10	0.10	0.10
MAPR			
平均	0.11	0.09	0.09
1995年平均	0.11	0.08	0.08
1996年平均	0.07	0.08	0.08
1997年平均	0.10	0.10	0.10
1998年平均	0.17	0.14	0.13
1999年平均	0.20	0.15	0.16
2000年平均	0.19	0.14	0.14
2001年平均	0.09	0.08	0.08
2002年平均	0.07	0.10	0.10
2003年平均	0.10	0.09	0.09
2004年平均	0.04	0.03	0.03
推定季節指数の安定性			
改定幅合計	7.7	6.3	6.5
うち推定季節指数計	7.3	5.3	5.5
一括改定方式(1-11計)	1.0	0.7	0.7
随時改定方式(1-11計)	0.5	1.1	1.1
季節性除去の適切性			
パワースペクトル			
グラフの概観	○	○	○
再帰性			
グラフの概観	×	○	○
差の合計	614	308	307

(2) 推定季節指数の安定性

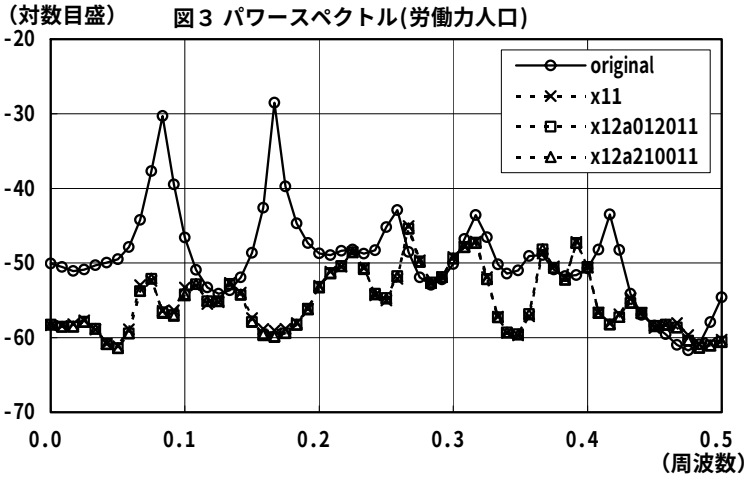
季節指数の改定幅の合計をみると，X-12ARIMA(0,1,2)(0,1,1) が，最も値が小さく安定的であり，最も不安定なのは X-11 という結果になった。なお，過去のデータから予測して計算する推定季節指数（表１における網掛け部分）の改定幅に限定した場合も，同様の結果であった。

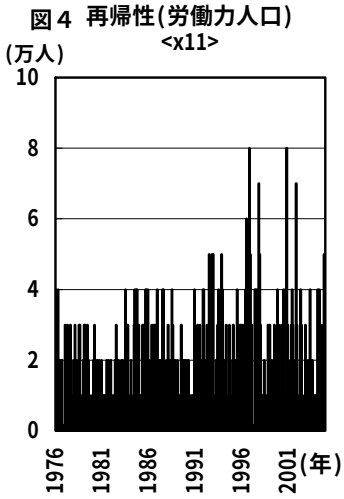
一方，季節調整値の改定方法別に比較すると，一括改定方式では，X-12ARIMA の両モデルの方が値が小さく安定的といえるが，随時改定方式では X-11 の方が安定的であった。なお，X-12ARIMA の両モデルの間での差異はなく，一括改定方式，随時改定方式の両方式を通して最も安定的なのは，随時改定方式で X-11 を適用した場合であった。（表３参照）

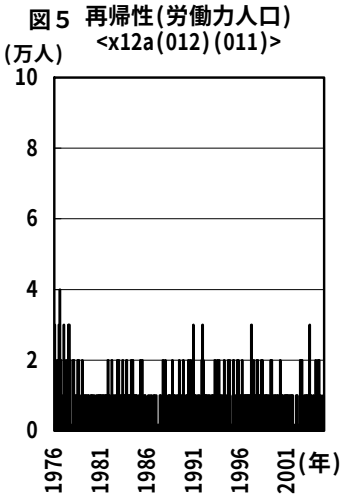
3　適切性の評価

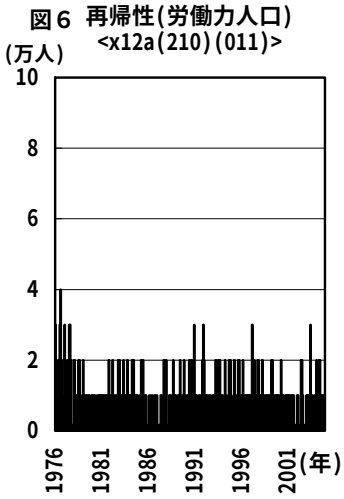
パワースペクトルのグラフをみると，X-11 及び X-12ARIMA の両モデルのいずれにおいても，原系列にみられた季節性が，季節調整済み系列ではよく除去されており，適切と考えられる。

一方，再帰性について比較すると，X-11 における差が全体的に大きく，特に直近数年間の差の大きさが目立つことから，X-12ARIMA における季節性除去がより適切であったと考えられる。なお，X-12ARIMA の両モデルの間に大きな差異はなく，どちらがより適切に季節性が除去されたか，判断することは困難である。（図３～６及び表３参照）









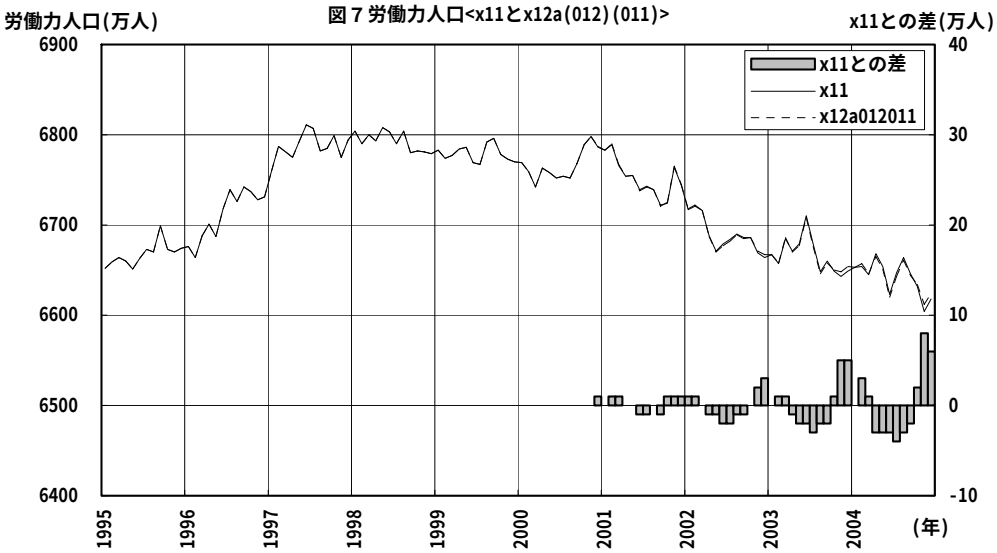
(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

４　総合評価

以上の結果を踏まえると，季節調整結果の安定性においても，季節性除去の適切性においても，ともに X-12ARIMA の方が，より良好な季節調整値を得ることができる手法であると考えられる。しかしながら，X-12ARIMA について検討した２つのモデルのどちらがより適切であるかを判断することは，困難といえる。

また，季節指数の安定性について，随時季節調整値の改定を行うことが X-11 では効果的である一方で，X-12ARIMA では不安定になる点にも注意する必要がある。

なお，X-11 と X-12ARIMA の各モデルの季節調整済み系列をグラフで比較してみると，直近数年間において差異がみられ，足元に近いほど差が大きくなっている。また，この差は年末及び２～３月にかけて X-12ARIMA の系列が高くなり，年央には逆に低くなるというパターンがみられ，2004 年における季節指数を比較してみても差は明瞭である。（図７～９参照）



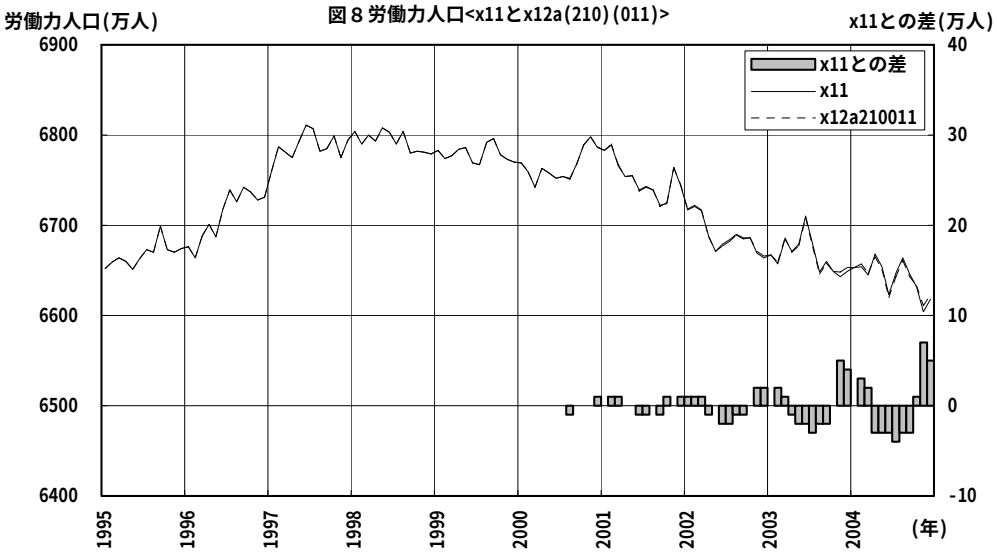
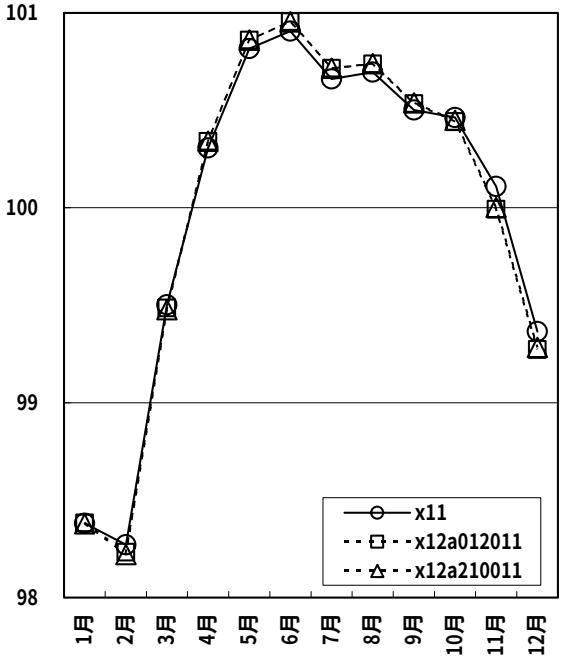


図９ 季節指数(2004年)：労働力人口



Ⅲ　就業者への適用

1　X-12ARIMA におけるモデルの同定

就業者の原系列について，通常の階差，季節階差ともに１をとることにより定常化した系列の自己相関及び偏自己相関を計測すると，自己相関では１次，２次及び 12 次に有意な相関が残り，偏自己相関では１次，２次，12 次及び 24 次に有意な相関が残っていることが確認された。

これらから,X-12ARIMA のモデルとしては,通常の ARIMA 部分については AR(2)の(2,1,0), MA(2)の（0,1,2）及び ARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。また，季節 ARIMA 部分については，AR(2)の（2,1,0），MA(1)の（0,1,1）及び ARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。そこで，これらを組み合わせた９通りのモデルそれぞれについて，AIC 値を計算し，値の小さい（0,1,2)(1,1,1）及び（2,1,0)(1,1,1）について，X-11 との比較を行うこととした。（図 10，11 及び表４参照）

図10 自己相関(就業者)：diff=1,sdiff=1

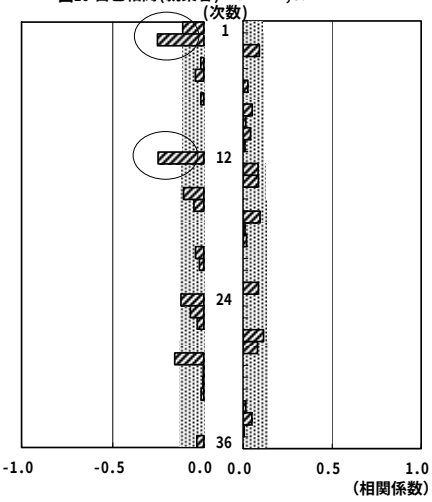
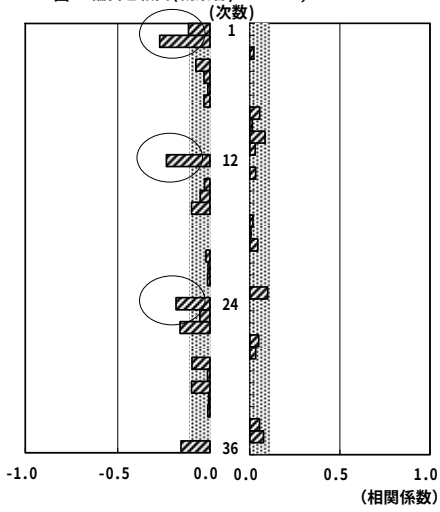


図11 偏自己相関(就業者)：diff=1,sdiff=1



(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

表４　モデルの同定
就業者

モデル	AIC
x12ARIMA (0,1,2)(0,1,1)	2,941.08
x12ARIMA (0,1,2)(1,1,1)	**2,920.81**
x12ARIMA (0,1,2)(2,1,0)	2,946.33
x12ARIMA (1,1,1)(0,1,1)	2,954.36
x12ARIMA (1,1,1)(1,1,1)	2,932.87
x12ARIMA (1,1,1)(2,1,0)	2,960.70
x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)	2,941.13
x12ARIMA (2,1,0)(1,1,1)	**2,921.52**
x12ARIMA (2,1,0)(2,1,0)	2,945.91

２　安定性の評価

（1）季節調整値の安定性

MPD については，X-11 及び X-12ARIMA の両モデルの間に目立った差異はみられなかった。特に，X-12ARIMA の両モデルの間では，値が一致しており，どちらの系列がより安定的であるか判断することはできない。

一方，MAPR については，X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が，MAPR を計算した全期間の平均及び直近 10 年間における各年の平均が若干小さくなる傾向がある。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，目立った差異はみられなかった。（表５参照）

表５　モデルの評価
就業者

	x11	x12ARIMA (0,1,2)(1,1,1)	x12ARIMA (2,1,0)(1,1,1)
季節調整値の安定性			
MPD			
平均	0.10	0.10	0.10
最小値	0.00	0.01	0.01
25th Percentile	0.05	0.04	0.04
中位数	0.09	0.09	0.09
75th Percentile	0.12	0.12	0.12
85th Percentile	0.14	0.16	0.16
最大値	0.28	0.28	0.28
標準偏差	0.13	0.13	0.13
MAPR			
平均	0.12	0.10	0.10
1995年平均	0.11	0.08	0.09
1996年平均	0.07	0.11	0.11
1997年平均	0.12	0.13	0.13
1998年平均	0.20	0.17	0.17
1999年平均	0.22	0.16	0.17
2000年平均	0.18	0.14	0.14
2001年平均	0.09	0.11	0.10
2002年平均	0.08	0.09	0.08
2003年平均	0.11	0.09	0.09
2004年平均	0.04	0.03	0.03
推定季節指数の安定性			
改定幅合計	8.8	8.9	8.8
うち推定季節指数計	7.2	6.9	6.8
一括改定方式(1-11計)	1.1	1.1	1.1
随時改定方式(1-11計)	0.9	2.2	2.2
季節性除去の適切性			
パワースペクトル			
グラフの概観	○	○	○
再帰性			
グラフの概観	×	○	○
差の合計	626	355	355

(2) 推定季節指数の安定性

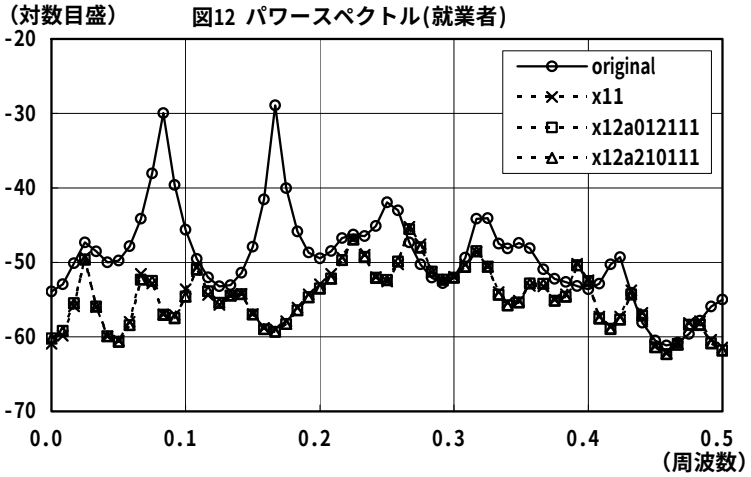
季節指数の改定幅合計をみると，X-11 及び X-12ARIMA(2,1,0)(1,1,1) の値が若干小さいものの，X-12ARIMA(0,1,2)(1,1,1) との差はわずかで，目立った差異はなかった。また，過去のデータから予測して計算する推定季節指数（表 1 における網掛け部分）の改定幅に限定すると，X-12ARIMA(2,1,0)(1,1,1) が，最も値が小さく安定的であり，最も不安定なのは X-11 という結果になった。

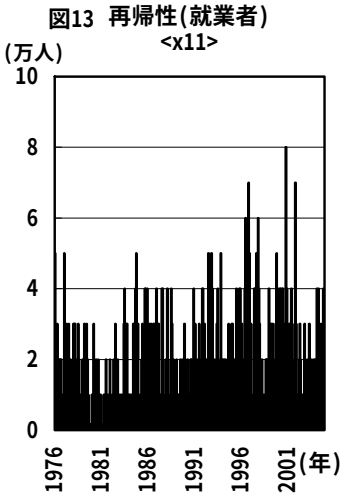
一方，季節調整値の改定方法別に比較すると，一括改定方式では，X-11 と X-12ARIMA の間に差異はなかったが，随時改定方式では X-11 の方が安定的という結果となった。なお，X-12ARIMA の両モデルの間での差異はなく，一括改定方式，随時改定方式の両方式を通して最も安定的なのは，随時改定方式で X-11 を適用した場合であった。（表 5 参照）

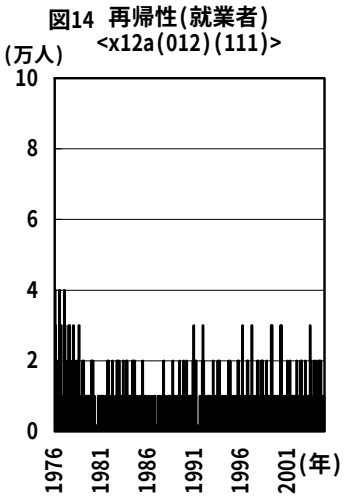
3　適切性の評価

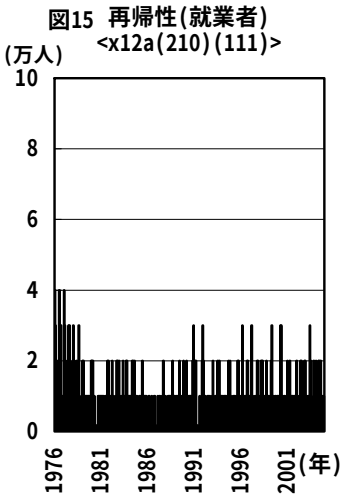
パワースペクトルのグラフをみると，X-11 及び X-12ARIMA の両モデルのいずれにおいても，原系列にみられた季節性が季節調整済み系列ではよく除去されており，適切と考えられる。

一方，再帰性について比較すると，X-11 における差が全体的に大きく，特に直近数年間の差の大きさが目立つこと，差の合計も X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が小さいことから，X-12ARIMA における季節性除去がより適切であったと考えられる。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，値が一致しており，どちらがより適切に季節性が除去されたか，判断することはできない。（図 12～15 及び表 5 参照）









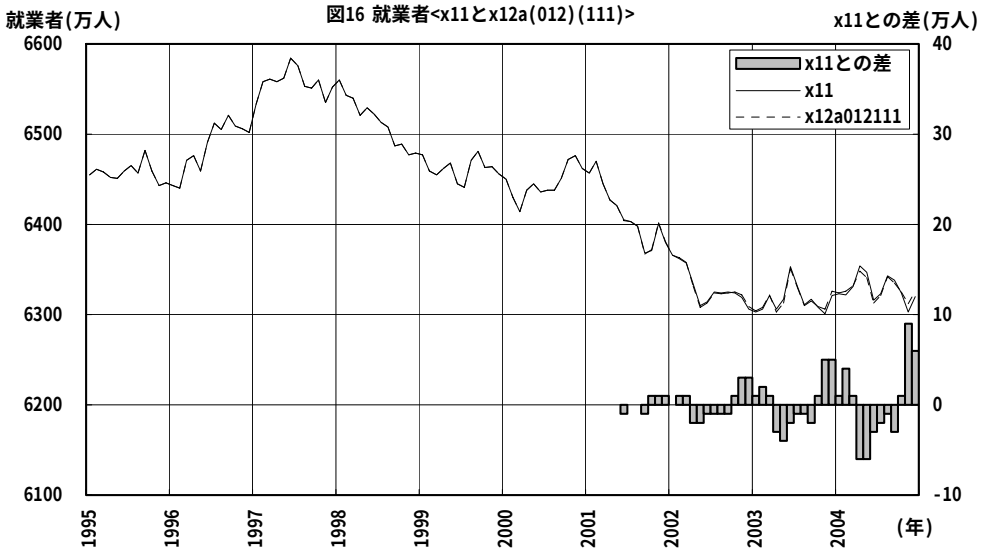
(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

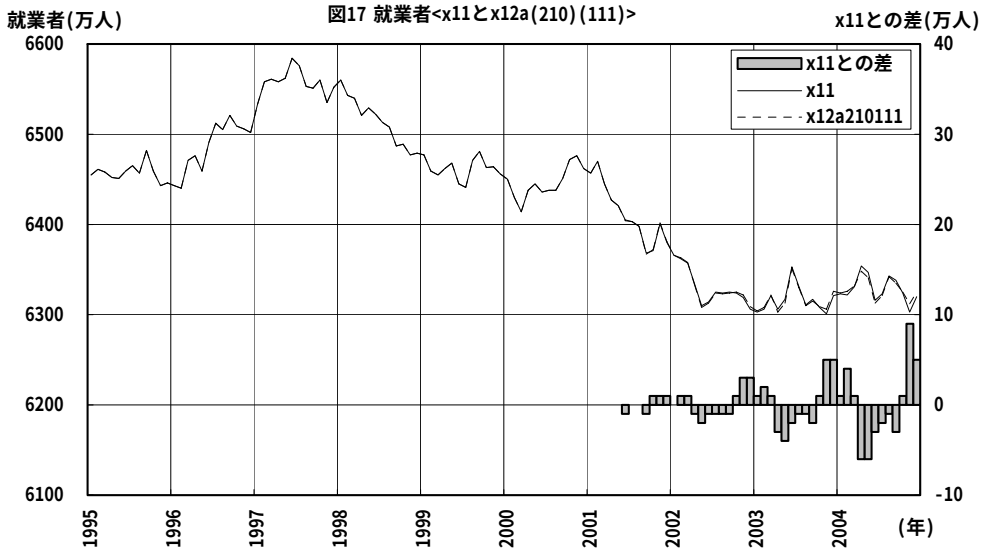
4　総合評価

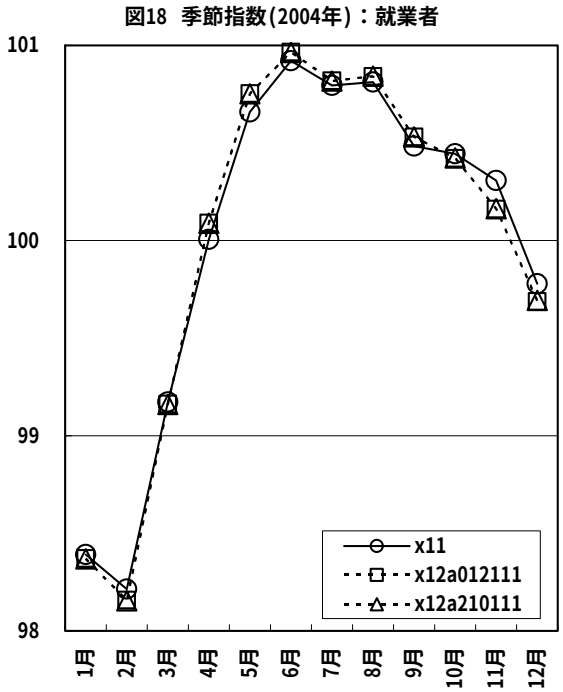
就業者は労働力人口から完全失業者を除いた系列であるが，完全失業者は就業者より少ないので，総じて労働力人口と同様の結果が得られた。つまり，X-12ARIMA の方が，より良好な季節調整値を得ることができる手法である可能性は否定できない。また，X-12ARIMA で検討した２つのモデルについては，各種の値にほとんど差異がなく，どちらがより適切であるか判断することは困難である。

さらに，季節指数の安定性について，随時季節調整値の改定を行うことが X-11 では効果的である一方で，X-12ARIMA では不安定になる点にも注意する必要がある。

なお，X-11 と X-12ARIMA の各モデルの季節調整済み系列をグラフで比較してみると，直近数年間において差異がみられ，足元に近いほど差が大きくなっている。また，この差は年末から年始にかけて X-12ARIMA の系列が高くなり，年央には逆に低くなるというパターンがみられ，2004 年における季節指数を比較してみても差は明瞭である。(図 16～18 参照)





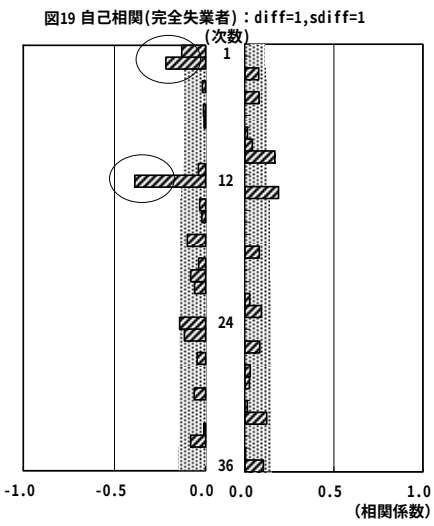


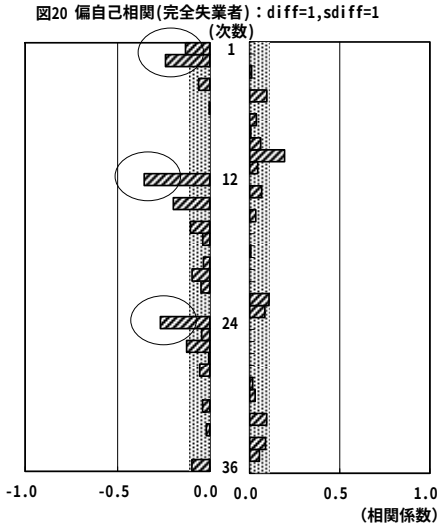
Ⅳ　完全失業者への適用

1　X-12ARIMA におけるモデルの同定

完全失業者の原系列について，通常の階差，季節階差ともに１をとることにより定常化した系列の自己相関及び偏自己相関を計測すると，自己相関では１次，２次及び 12 次に有意な相関が残り，偏自己相関では１次，２次，12 次及び 24 次に有意な相関が残っていることが確認された。

これらから,X-12ARIMA のモデルとしては,通常の ARIMA 部分については AR(2)の(2,1,0), MA(2)の（0,1,2）及び ARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。また，季節 ARIMA 部分については，AR(2)の（2,1,0），MA(1)の（0,1,1）及び ARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。そこで，これらを組み合わせた９通りのモデルそれぞれについて，AIC 値を計算し，値の小さい（0,1,2)(0,1,1）及び（2,1,0)(0,1,1）について，X-11 との比較を行うこととした。（図 19，20 及び表６参照）





(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

表６　モデルの同定
完全失業者

モデル	AIC
x12ARIMA (0,1,2)(0,1,1)	2,244.74
x12ARIMA (0,1,2)(1,1,1)	2,246.26
x12ARIMA (0,1,2)(2,1,0)	2,263.91
x12ARIMA (1,1,1)(0,1,1)	2,256.04
x12ARIMA (1,1,1)(1,1,1)	2,257.23
x12ARIMA (1,1,1)(2,1,0)	2,273.71
x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)	2,244.13
x12ARIMA (2,1,0)(1,1,1)	2,245.65
x12ARIMA (2,1,0)(2,1,0)	2,262.23

２　安定性の評価

（1）季節調整値の安定性

MPD については，X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が，総じて値が小さく，安定的であった。また，X-12ARIMA の両モデルの間では，若干値は異なるものの，目立った差異はみられなかった。

一方，MAPR についても，X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が，MAPR を計算した全期間の平均及び直近 10 年間における各年の平均が小さくなる傾向があるが，足元の２年間の平均についてみると X-11 の方が値が小さく安定的であった。（表７参照）

表７　モデルの評価
完全失業者

	x11	x12ARIMA (0,1,2)(0,1,1)	x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)
季節調整値の安定性			
MPD			
平均	0.71	0.61	0.61
最小値	0.03	0.03	0.03
25th Percentile	0.36	0.30	0.29
中位数	0.62	0.52	0.54
75th Percentile	0.96	0.78	0.80
85th Percentile	1.08	0.95	0.94
最大値	2.56	2.26	2.26
標準偏差	0.92	0.77	0.80
MAPR			
平均	0.88	0.78	0.78
1995年平均	1.35	1.04	1.07
1996年平均	1.30	1.04	1.04
1997年平均	1.24	1.03	1.05
1998年平均	0.95	0.86	0.85
1999年平均	0.65	0.61	0.59
2000年平均	0.77	0.58	0.58
2001年平均	0.99	0.60	0.59
2002年平均	0.77	0.44	0.44
2003年平均	0.48	0.58	0.56
2004年平均	0.48	0.50	0.50
推定季節指数の安定性			
改定幅合計	67.6	71.3	71.4
うち推定季節指数計	52.9	56.3	56.9
一括改定方式(1-11計)	7.2	7.9	8.0
随時改定方式(1-11計)	7.8	11.1	10.0
季節性除去の適切性			
パワースペクトル			
グラフの概観	○	○	○
再帰性			
グラフの概観	×	○	○
差の合計	140	47	46

(2) 推定季節指数の安定性

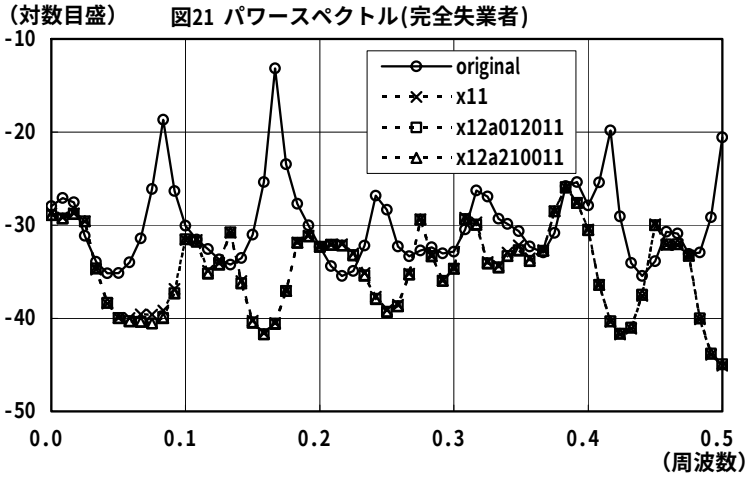
季節指数の改定幅合計をみると,X-11 の方が X-12ARIMA の両モデルに比べ値が小さく，安定的であった。また，X-12ARIMA の両モデルの間では，目立った差異はみられなかった。なお，過去のデータから予測して計算する推定季節指数（表 1 における網掛け部分）の改定幅に限定した場合も，同様の結果であった。

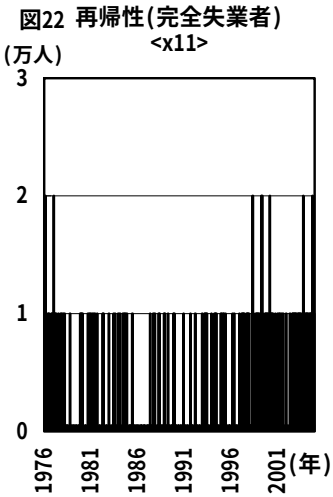
一方，季節調整値の改定方法別に比較すると，一括改定方式，随時改定方式ともに，X-11 の方が X-12ARIMA の両モデルに比べ値が小さく，安定的であるといえる。また，X-12ARIMA の両モデルの間では，目立った差異はみられなかった。なお，一括改定方式，随時改定方式の両方式を通して最も安定的なのは，一括改定方式で X-11 を適用するという現在の公表系列に採用している方法であった。（表 7 参照）

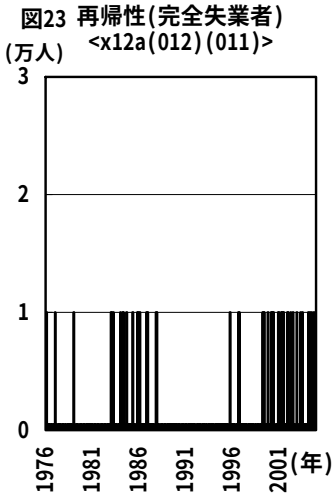
3　適切性の評価

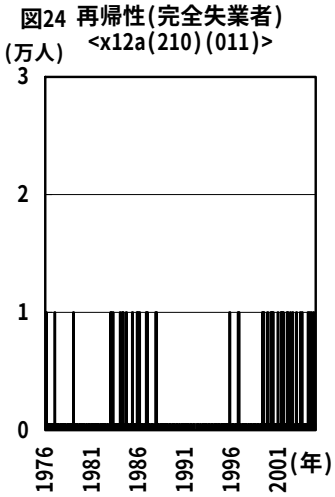
パワースペクトルのグラフをみると，X-11 及び X-12ARIMA の両モデルのいずれにおいても，原系列にみられた季節性が，季節調整済み系列ではよく除去されており，適切と考えられる。

一方，再帰性について比較すると，X-11 における差の発生時点数が多いのに加え，直近数年間では X-12ARIMA よりも差の大きい時点が目立つこと，差の合計も X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が小さいことから,X-12ARIMA における季節性除去がより適切であったと考えられる。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，若干値は異なるものの，目立った差異はみられなかった。（図 21～24 及び表 7 参照）









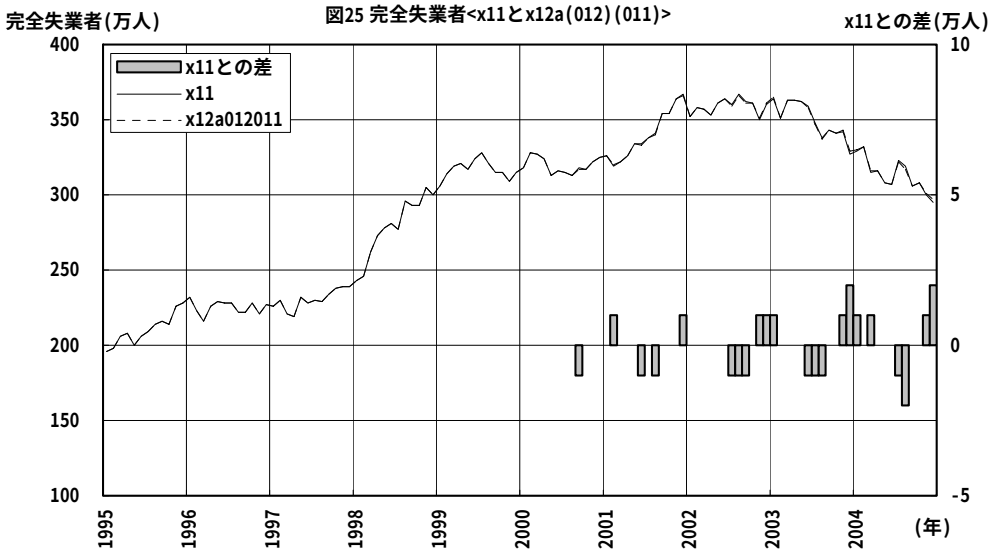
(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

4　総合評価

以上の結果を踏まえると，季節調整結果の安定性においては，一概に各手法間の優劣を判断することは困難であるものの，足元の安定性及び推定季節指数の安定性という点で，X-11 が最も良好な結果を示していることから，現在の公表系列に採用している X-11 の方が，X-12ARIMA よりも利用上好ましいと考えられる。

一方で，季節性除去の適切性においては，X-11 よりも X-12ARIMA の方が良好な系列を得ることができる可能性を否定できないものの，X-12ARIMA のどのモデルが最適かという判断が困難である点に，注意が必要である。

なお，X-11 と X-12ARIMA の各モデルの季節調整済み系列をグラフで比較してみると，直近数年間において差異がみられ，足元に近いほど差が大きくなっている。また，この差は年末及び年始に X-12ARIMA の系列が高くなり，年央には逆に低くなるというパターンがみられ，2004 年における季節指数を比較してみても差は明瞭である。(図 25～27 参照)



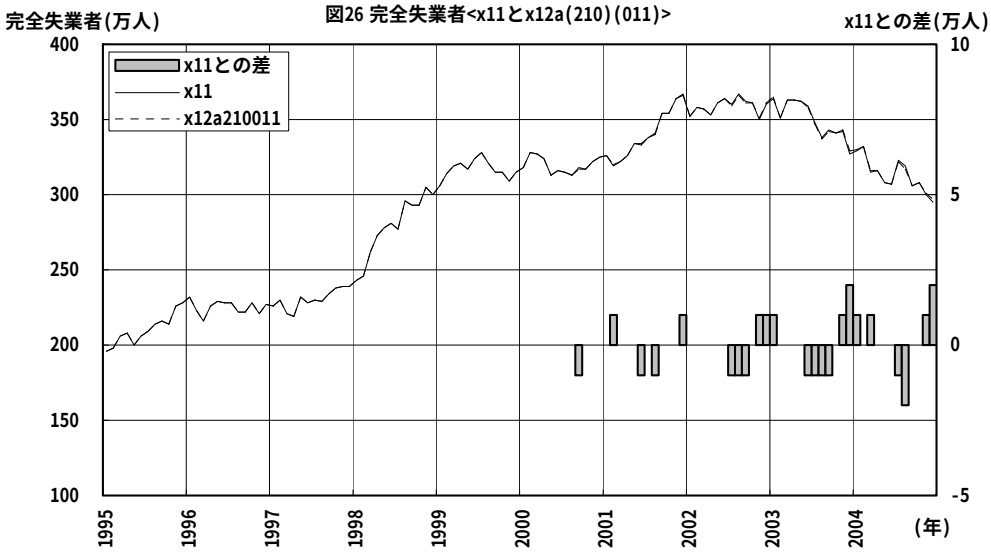
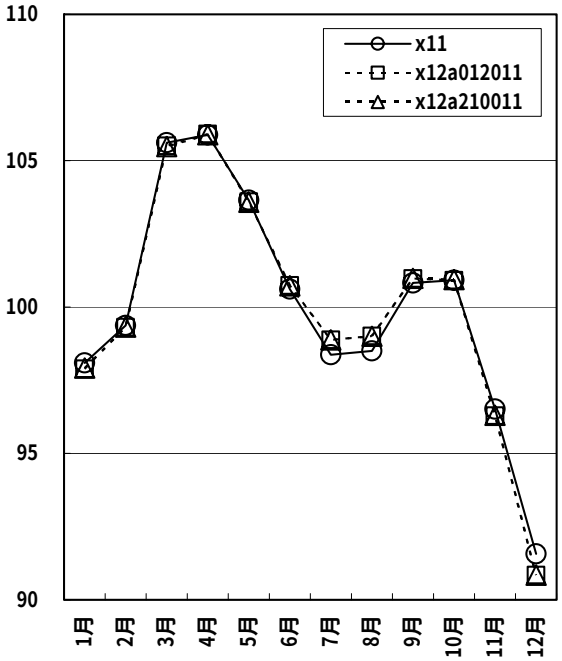


図27　季節指数(2004年)：完全失業者



Ⅴ　非労働力人口への適用

1　X-12ARIMA におけるモデルの同定

非労働力人口の原系列について，通常の階差，季節階差ともに１をとることにより定常化した系列の自己相関及び偏自己相関を計測すると，自己相関，偏自己相関ともに，１次，２次及び 12 次に有意な相関が残っていることが確認された。

これらから，X-12ARIMA のモデルとしては，通常の ARIMA 部分については AR(2)の(2,1,0)，MA(2)の（0,1,2）及び ARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。また，季節 ARIMA 部分については，AR(1)の（1,1,0）及び MA(1)の（0,1,1）が考えられる。そこで，これらを組み合わせた６通りのモデルそれぞれについて，AIC 値を計算し，値の小さい（0,1,2)(0,1,1）及び（2,1,0)(0,1,1）について，X-11 との比較を行うこととした。(図 28，29 及び表８参照)

図28　自己相関(非労働力人口)：diff=1,sdiff=1

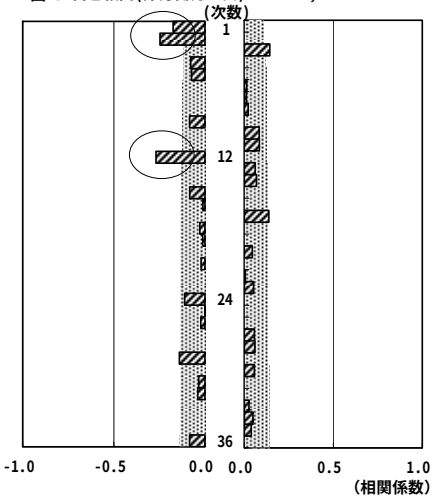
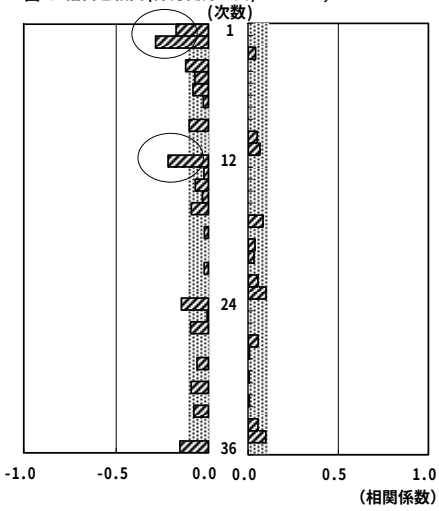


図29　偏自己相関(非労働力人口)：diff=1,sdiff=1



(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

表８　モデルの同定
非労働力人口

モデル	AIC
x12ARIMA (0,1,2)(0,1,1)	2,908.76
x12ARIMA (0,1,2)(1,1,0)	2,936.68
x12ARIMA (1,1,1)(0,1,1)	2,918.34
x12ARIMA (1,1,1)(1,1,0)	2,944.15
x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)	2,915.47
x12ARIMA (2,1,0)(1,1,0)	2,941.57

２　安定性の評価

（1）季節調整値の安定性

MPD については，X-11 及び X-12ARIMA の両モデルの値に目立った差異はみられなかった。

一方，MAPR については，X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が，MAPR を計算した全期間の平均及び直近 10 年間における各年の平均が小さくなる傾向がある。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，目立った差異はないものの，(0,1,2)(0,1,1) の方が，若干値が小さくなる傾向が伺えた。（表９参照）

表９　モデルの評価
非労働力人口

	x11	x12ARIMA	
		(0,1,2)(0,1,1)	(2,1,0)(0,1,1)
季節調整値の安定性			
MPD			
平均	0.14	0.14	0.14
最小値	0.00	0.00	0.00
25th Percentile	0.08	0.06	0.06
中位数	0.11	0.12	0.12
75th Percentile	0.19	0.19	0.19
85th Percentile	0.27	0.23	0.23
最大値	0.53	0.55	0.55
標準偏差	0.16	0.17	0.17
MAPR			
平均	0.19	0.15	0.16
1995年平均	0.19	0.13	0.13
1996年平均	0.09	0.13	0.12
1997年平均	0.17	0.17	0.17
1998年平均	0.30	0.22	0.23
1999年平均	0.35	0.26	0.27
2000年平均	0.37	0.27	0.28
2001年平均	0.23	0.15	0.16
2002年平均	0.13	0.12	0.11
2003年平均	0.10	0.09	0.09
2004年平均	0.06	0.04	0.05
推定季節指数の安定性			
改定幅合計	10.0	10.3	9.9
うち推定季節指数計	9.1	8.4	7.5
一括改定方式(1-11計)	1.1	1.0	0.9
随時改定方式(1-11計)	0.8	1.2	1.3
季節性除去の適切性			
パワースペクトル			
グラフの概観	○	○	○
再帰性			
グラフの概観	×	○	○
差の合計	653	331	333

(2) 推定季節指数の安定性

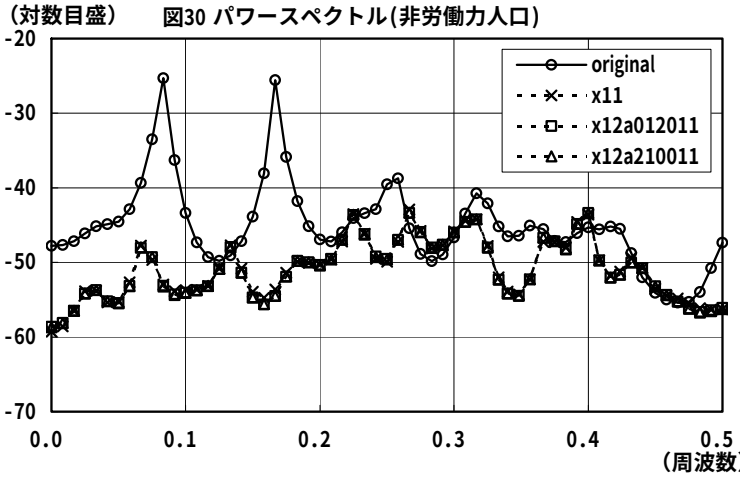
季節指数の改定幅合計をみると，X-12ARIMA(2,1,0)(0,1,1) が，最も値が小さく安定的であり，X-12ARIMA(0,1,2)(0,1,1) が最も不安定という結果になった。なお，過去のデータから予測して計算する推定季節指数（表 1 における網掛け部分）の改定幅に限定した場合では，X-12ARIMA(2,1,0)(0,1,1) が全体の合計同様に最も値が小さく安定的であったが，最も不安定なのは X-11 という結果であった。

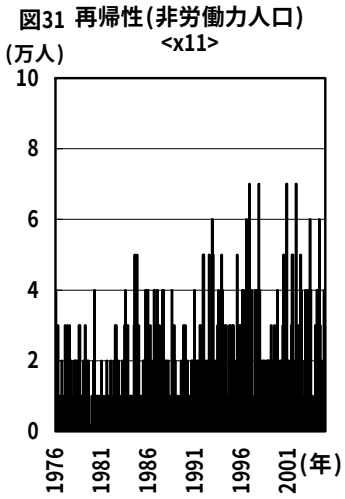
一方，季節調整値の改定方法別に比較すると，一括改定方式では，X-11 に比べ，X-12ARIMA の両モデルの方が値が若干小さいものの，X-11 との間に大きな差異はなかった。また，随時改定方式では X-11 が最も値が小さく，安定的という結果となった。一括改定方式，随時改定方式の両方式を通して最も安定的なのは，随時改定方式で X-11 を適用した場合であった。(表 9 参照)

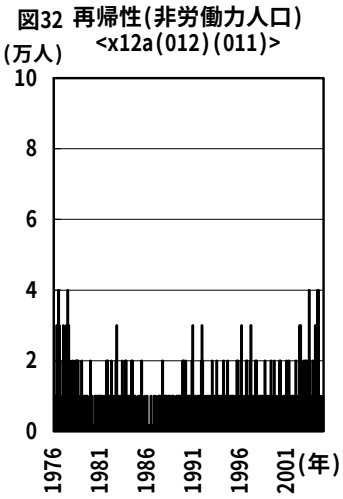
3　適切性の評価

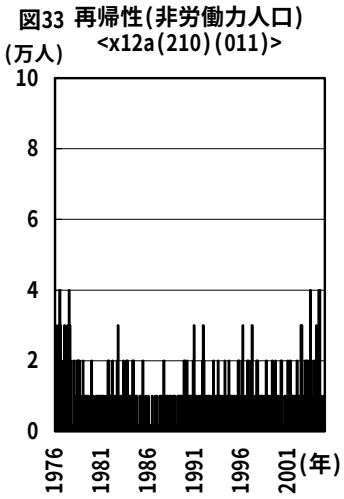
パワースペクトルのグラフをみると，X-11 及び X-12ARIMA の両モデルのいずれにおいても，原系列にみられた季節性が季節調整済み系列ではよく除去されており，適切と考えられる。

一方，再帰性について比較すると，X-11 における差が全体的に大きく，特に直近数年間の差の大きさが目立つこと，差の合計も X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が小さいことから，X-12ARIMA における季節性除去がより適切であったと考えられる。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，若干値は異なるものの，目立った差異はみられなかった。(図 30～33 及び表 9 参照)









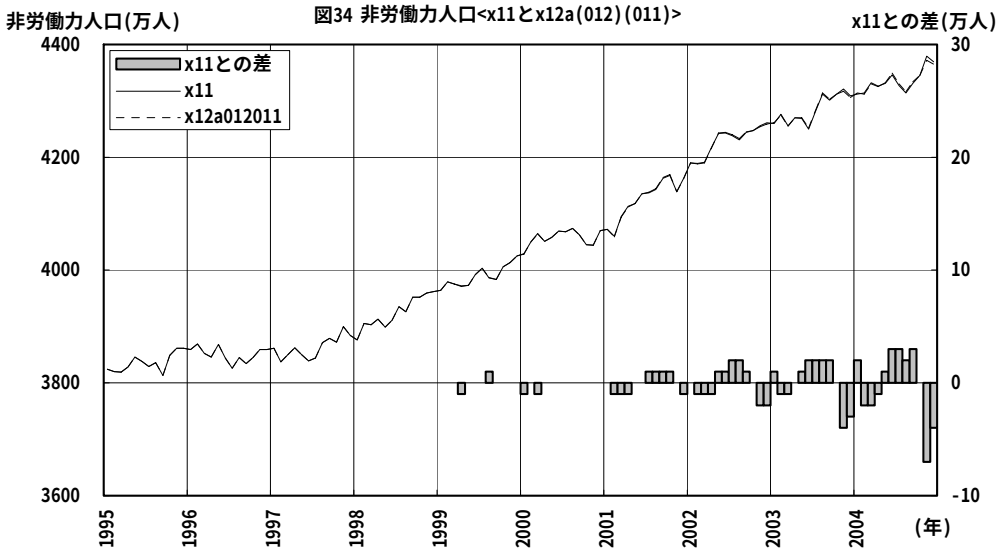
(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

4　総合評価

以上の結果を踏まえると，季節調整結果の安定性においても，季節性除去の適切性においても，ともに X-12ARIMA の方が，より良好な季節調整値を得ることができる手法であると考えられる。しかしながら，X-12ARIMA で検討した２つのモデルのどちらがより適切であるかを判断することは，困難といえる。

また，季節指数の安定性について，随時季節調整値の改定を行うことが X-11 では効果的である一方で，X-12ARIMA では不安定になる点にも注意する必要がある。

なお，X-11 と X-12ARIMA の各モデルの季節調整済み系列をグラフで比較してみると，直近数年間において差異がみられ，足元に近いほど差が大きくなっている。また，この差は年末及び２～４月にかけて X-12ARIMA の系列が低くなり，年央には逆に高くなるというパターンがみられ，2004 年における季節指数を比較してみても差は明瞭である。（図 34～36 参照）



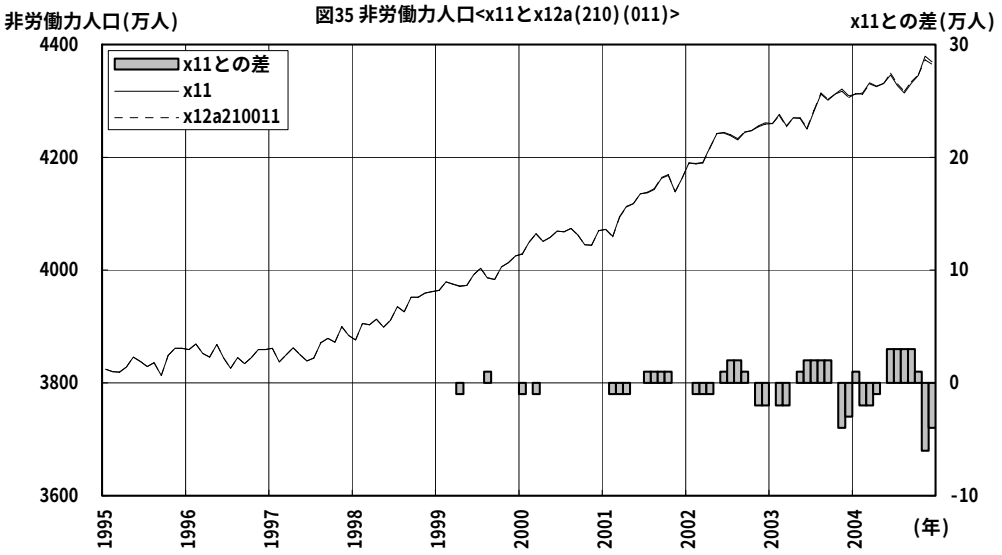
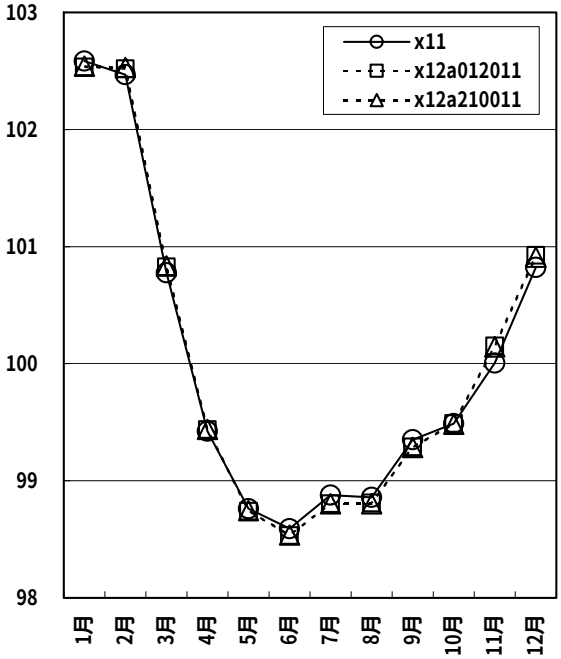


図36 季節指数(2004年)：非労働力人口



Ⅵ　完全失業率への適用

1　X-12ARIMA におけるモデルの同定

完全失業率の原系列について，通常の階差，季節階差ともに１をとることにより定常化した系列の自己相関及び偏自己相関を計測すると，自己相関では１次，２次及び 12 次に有意な相関が残り，偏自己相関では１次，２次，12 次及び 24 次に有意な相関が残っていることが確認された。

これらから,X-12ARIMA のモデルとしては,通常の ARIMA 部分については AR(2)の(2,1,0), MA(2)の（0,1,2）及び ARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。また，季節 ARIMA 部分については，AR(2)の（2,1,0），MA(1)の（0,1,1）及び ARMA(1,1)の（1,1,1）が考えられる。そこで，これらを組み合わせた９通りのモデルそれぞれについて，AIC 値を計算し，値の小さい（2,1,0)(0,1,1）及び（2,1,0)(1,1,1）について，X-11 との比較を行うこととした。（図 37，38 及び表 10 参照）

図37 自己相関(完全失業率)：diff=1,sdiff=1

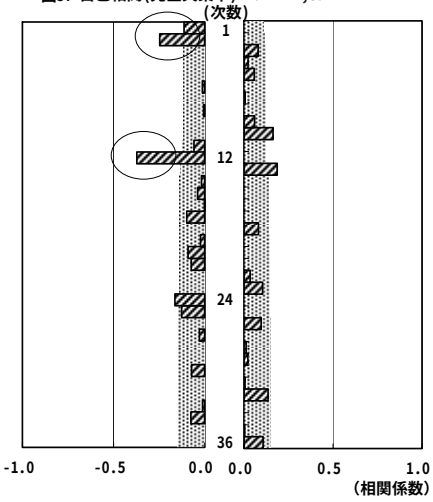
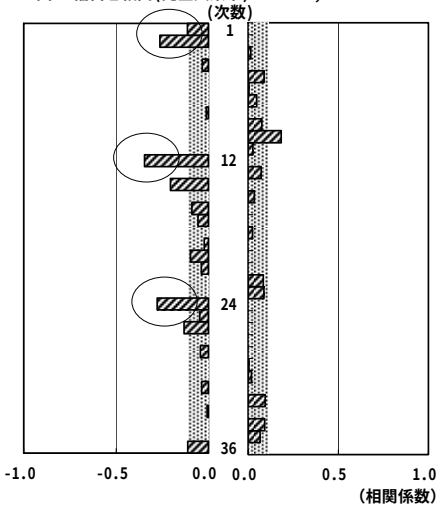


図38 偏自己相関(完全失業率)：diff=1,sdiff=1



(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

表10　モデルの同定
完全失業率

モデル	AIC
x12ARIMA (0,1,2)(0,1,1)	-3,633.90
x12ARIMA (0,1,2)(1,1,1)	-3,633.27
x12ARIMA (0,1,2)(2,1,0)	-3,612.81
x12ARIMA (1,1,1)(0,1,1)	-3,618.84
x12ARIMA (1,1,1)(1,1,1)	-3,618.79
x12ARIMA (1,1,1)(2,1,0)	-3,599.37
x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)	**-3,635.10**
x12ARIMA (2,1,0)(1,1,1)	**-3,634.46**
x12ARIMA (2,1,0)(2,1,0)	-3,615.29

２　安定性の評価

(1) 季節調整値の安定性

MPD については，X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が，総じて値が小さく，安定的であった。また，X-12ARIMA の両モデルの間では，若干値は異なるものの，目立った差異はみられなかった。

一方，MAPR についても，X-11 に比べて X-12ARIMA の両モデルの方が，MAPR を計算した全期間の平均及び直近 10 年間における各年の平均が小さくなる傾向があるが，足元の２年間の平均についてみると X-11 の方が値が小さく安定的であった。（表 11 参照）

表11　モデルの評価
完全失業率

	x11	x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)	x12ARIMA (2,1,0)(1,1,1)
季節調整値の安定性			
MPD			
平均	0.71	0.61	0.62
最小値	0.05	0.05	0.03
25th Percentile	0.38	0.31	0.29
中位数	0.60	0.55	0.57
75th Percentile	0.95	0.80	0.79
85th Percentile	1.12	0.98	1.05
最大値	2.59	2.32	2.32
標準偏差	0.90	0.81	0.85
MAPR			
平均	0.88	0.79	0.80
1995年平均	1.28	1.03	1.06
1996年平均	1.28	1.04	1.04
1997年平均	1.27	1.08	1.07
1998年平均	1.06	0.92	0.92
1999年平均	0.70	0.54	0.55
2000年平均	0.68	0.53	0.53
2001年平均	0.99	0.62	0.65
2002年平均	0.78	0.40	0.42
2003年平均	0.51	0.56	0.56
2004年平均	0.46	0.48	0.50
推定季節指数の安定性			
改定幅合計	64.0	68.2	69.7
うち推定季節指数計	49.7	53.3	55.2
一括改定方式(1-11計)	7.2	8.0	8.4
随時改定方式(1-11計)	8.0	10.1	10.5
季節性除去の適切性			
パワースペクトル			
グラフの概観	○	○	○
再帰性			
グラフの概観	×	○	○
差の合計	3.1	1.3	1.2

(2) 推定季節指数の安定性

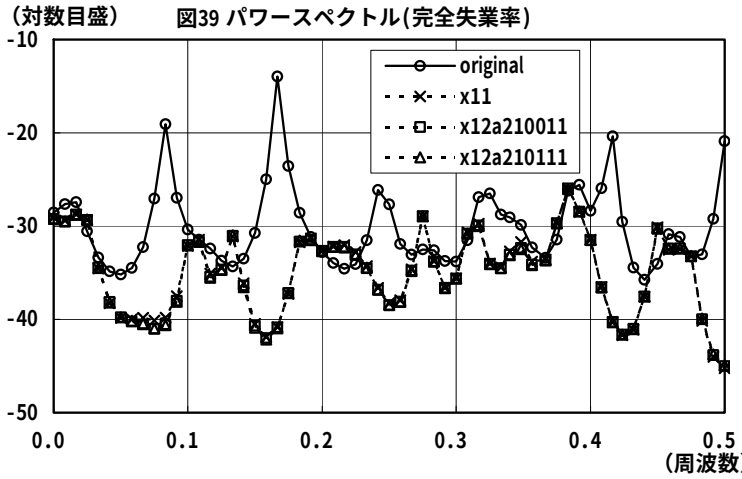
季節指数の改定幅合計をみると,X-11 の方が X-12ARIMA の両モデルに比べ値が小さく，安定的であった。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，X-12ARIMA(2,1,0)(0,1,1) の方が値が小さく，比較的安定的であった。これらの点は，過去のデータから予測して計算する推定季節指数（表 1 における網掛け部分）の改定幅に限定した場合も，同様の結果であった。

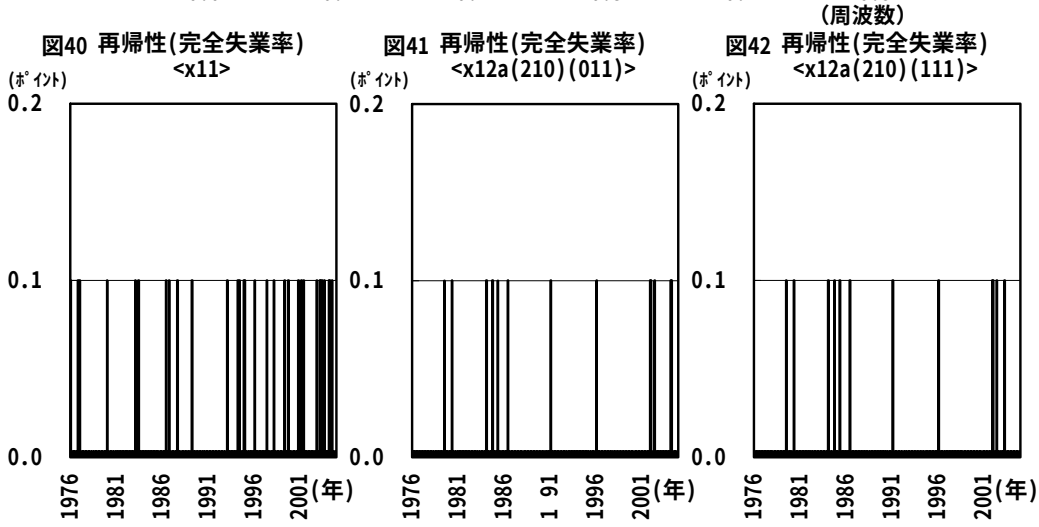
一方，季節調整値の改定方法別に比較しても，一括改定方式，随時改定方式ともに，X-11 の方が X-12ARIMA の両モデルに比べ値が小さく，安定的であるといえる。また，X-12ARIMA の両モデルの間では，一括改定方式，随時改定方式の両方式とも，X-12ARIMA(2,1,0)(0,1,1) の方が値が小さく，比較的安定的であった。なお，両方式を通して最も安定的なのは,一括改定方式で X-11 を適用するという現在の公表系列に採用している方法であった。(表 11 参照)

3　適切性の評価

パワースペクトルのグラフをみると，X-11 及び X-12ARIMA の両モデルのいずれにおいても，原系列にみられた季節性が，季節調整済み系列ではよく除去されており，適切と考えられる。

一方，再帰性について比較すると，X-11 における差の発生時点数の多さが目立つこと，差の合計も X-11 に比べ X-12ARIMA の両モデルの方が小さいことから，X-12ARIMA における季節性除去がより適切であったと考えられる。なお，X-12ARIMA の両モデルの間では，若干値は異なるものの，目立った差異はみられなかった。(図 39～42 及び表 11 参照)





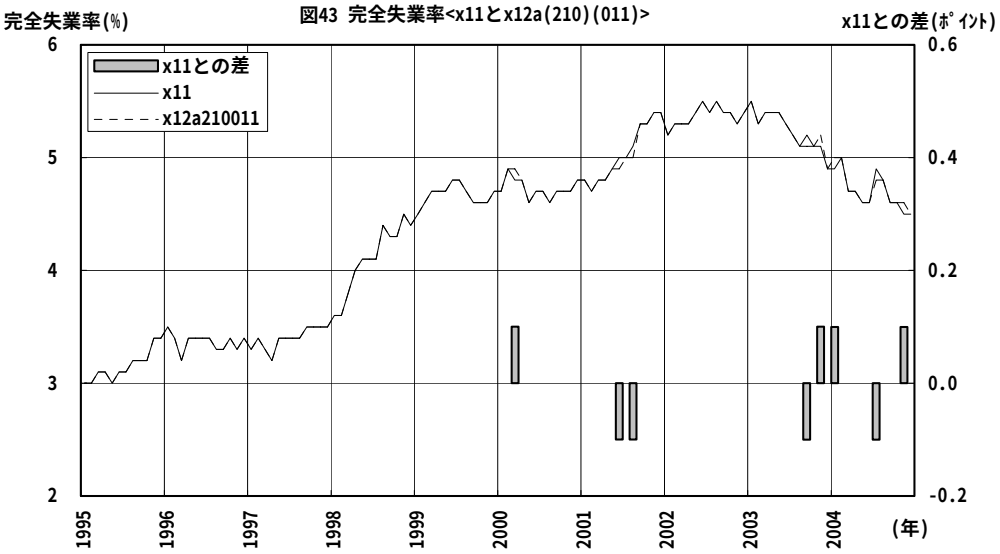
(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

4　総合評価

以上の結果を踏まえると，季節調整結果の安定性においては，一概に各手法間の優劣を判断することは困難であるものの，足元の安定性及び推定季節指数の安定性という点で，X-11 が最も良好な結果を示していることから，現在の公表系列に採用している X-11 の方が，X-12ARIMA よりも利用上好ましいと考えられる。

一方で，季節性除去の適切性においては，X-11 よりも X-12ARIMA の方が良好な系列を得ることができる可能性を否定できないものの，X-12ARIMA のどのモデルが最適かという判断が困難である点に，注意が必要である。

なお，X-11 と X-12ARIMA の各モデルの季節調整済み系列をグラフで比較してみると，直近数年間においてしばしば差異がみられた。結果表章においては小数点以下第２位で四捨五入していることから，これまでみてきた他の系列ほどの差異や定まったパターンは判別できなくなっているものの，2004 年における季節指数を比較してみると，その差が明瞭に伺える。(図 43～45 参照)



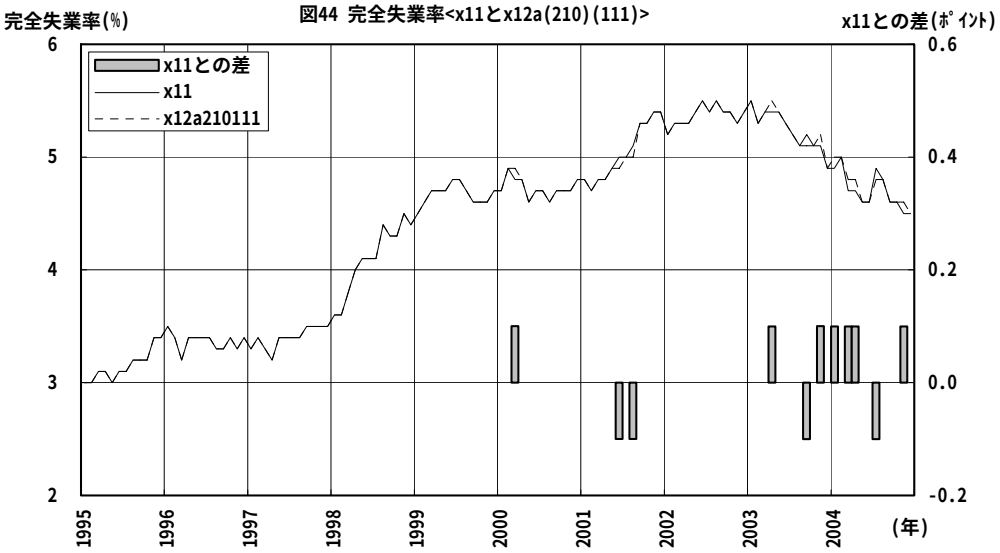
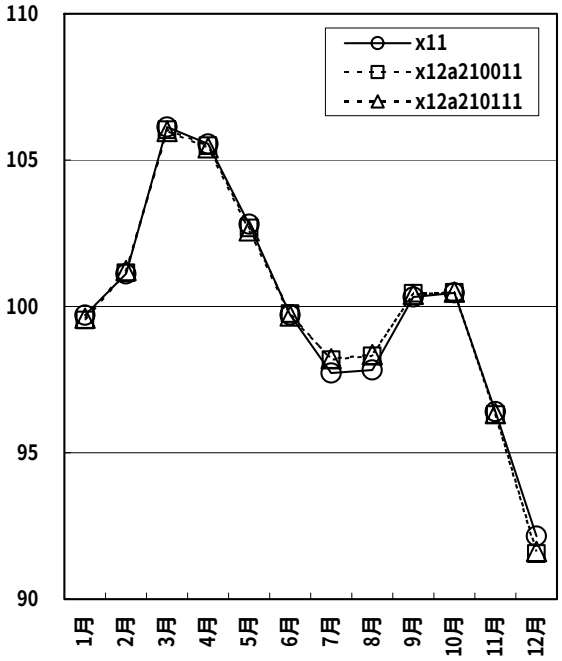


図45 季節指数(2004年)：完全失業率



Ⅶ　完全失業率における季節調整済み系列の作成方法について

1　分析の概要

完全失業率は，完全失業者を労働力人口で除して計算する数値であることから，その季節調整値を作成する方法としては，原数値から計算した完全失業率に直接季節調整を行う方法（以下「直接方式」と呼ぶ。）と，季節調整済みの完全失業者を季節調整済み労働力人口で除するという方法（以下「間接方式」と呼ぶ。）の２つの手法が考えられる。

現在，総務省統計局で採用しているのは直接方式であるが，本稿では，直接方式，間接方式双方による季節調整済み系列を計算し，その結果の差異の発生状況について，季節調整手法間の比較も交えて考察した。

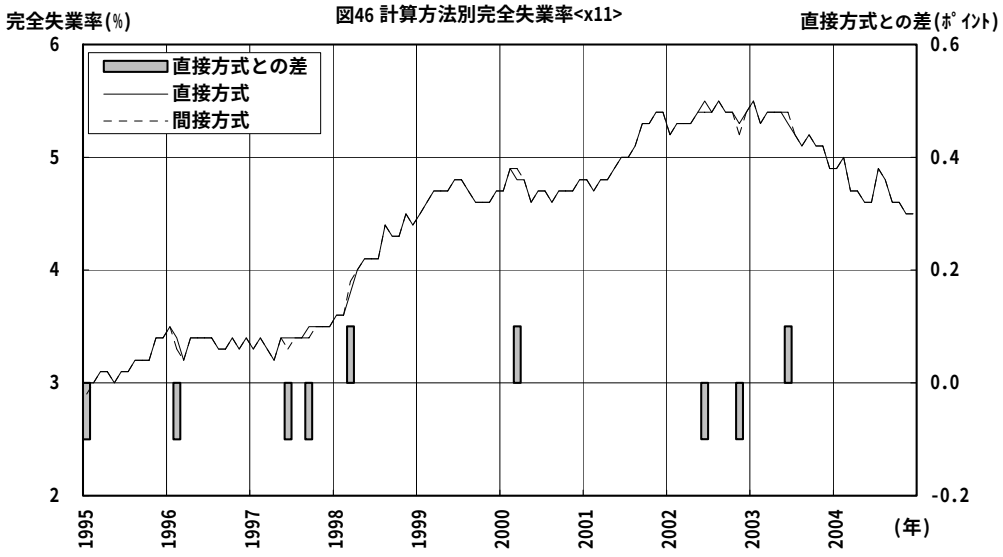
なお，適用する季節調整法は X-11 及び X-12ARIMA とし，X-12ARIMA のモデルは，前述の労働力人口，完全失業者及び完全失業率についての考察の中で共通して分析対象とした，(2,1,0)(0,1,1) を用いた。

2　計算結果の比較

前述の方法にのっとり計算した各季節調整済み系列を比較してみると，いずれの季節調整手法を用いても，計算した 29 年間の時系列の中に，しばしば直接方式と間接方式との間で値に差異が生じる結果となったが，その頻度は多いものではなく，個々の差はすべて 0.1 ポイントであった。

また，季節調整手法間で比較すると，X-11 の方が，X-12ARIMA に比べ差異の生じる頻度が多い結果となった。なお，差の生じた時点について直接方式による値と間接方式による値を比較してみると，X-11 と X-12ARIMA の両方において，直接方式よりも間接方式の方が低い値を示すケースが多い結果となった。（図 46，47 及び表 12 参照）

(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較



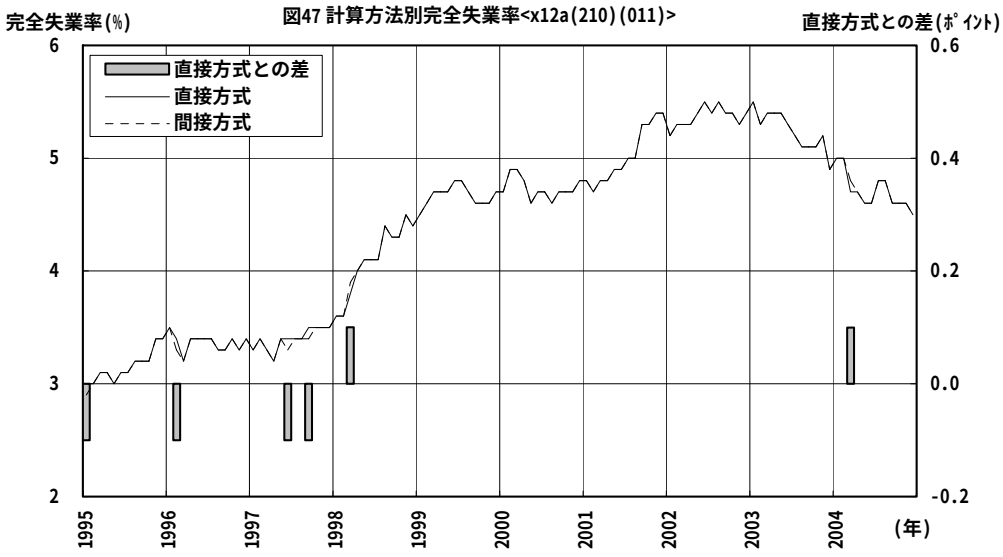


表12　季節調整値の計算方法による差異の発生状況
完全失業率

	x11	x12ARIMA (2,1,0)(0,1,1)
差異のある時点数	20	17
うち間接方式が高い	7	6
うち間接方式が低い	13	11
差異のある時点の割合(%)	5.7	4.9

３　結果についての考察

直接方式と間接方式との間に差異が生じる頻度が，X-11 に比べ X-12ARIMA において少なかったという事実は，後者の季節調整手法による系列の方が，より精緻であるということを示している可能性もあるが，発生頻度の違いは目立ったものではなかった。

また，直接方式に比べて間接方式において，完全失業率が低目に計算される傾向がみら

れた点について，それが計算方法の違いに起因する一定の特徴である可能性も否定できないものの，そもそも差異が生じる頻度が少なく，明確に判断を下すのは難しい。

なお，直接方式と間接方式のどちらが計算方法としてより適切かという点については，次の２つの考え方が挙げられる。１つは，直接方式では季節調整の計算を１つの系列に対して行うのに対し，間接方式では２つの系列個々に行うことから，直接方式の方が不適切な調整がなされる危険性が少なく適切であるという考え方である。そしてもう１つは，間接方式の方が，完全失業率が労働力人口に占める完全失業者の割合であるという本来の定義を季節調整済み系列においても当てはめることができるという点で，直接方式よりも適切であるという考え方である。どちらの計算方法がより適切かは，利用者によって判断が分かれるところであろう。

おわりに

以上，労働力調査における主要な系列の季節調整値について，現在総務省統計局で採用している季節調整法であるX-11と，国内外で採用事例が多くなってきているX-12ARIMAを適用した結果の比較を行ってきた。系列によって状況は異なるものの，総合的にみると，X-12ARIMAを適用した場合，X-11に比べ，より良好な季節調整済み系列を作成できる可能性もあるといえる。

すなわち，季節調整結果の安定性の面で，MPD及びMAPRのいずれの指標から判断しても，全般的にX-11に比べX-12ARIMAの方が優位性を持つ可能性は高く，また，季節性除去の適切性の面でも，再帰性という指標でみると明らかにX-12ARIMAの優位性が認められる。特に，各系列におけるX-11による調整系列とX-12ARIMAによる調整系列の間の差異に明らかな季節性がみられた点については，再帰性で確認されたX-11における一度の季節調整で検出しきれなかった季節成分によるものである可能性がある。

しかしながら，労働力調査の結果が国の施策立案の基礎資料として大きな影響力を持つ指標であることを踏まえると，実際に季節調整に用いる手法をX-11からX-12ARIMAに移行するかどうかを判断する際には，以下の点に留意する必要があると考えられる。

(1) X-12ARIMAは適用するモデルにより得られる結果が異なり，誤ったモデルを採用した場合，かえって不適切な結果となりかねないことから，採用モデルの特定には，綿密な分析，検証が不可欠であること。

(2) 適用する系列によって，X-12ARIMAの最適なモデルは異なってくることから，季節調整値を作成する系列それぞれ個別に，十分な適用モデルの検討を行う必要があること。

(3) 季節調整期間が変わり計算に用いるサンプルが変わると，それに伴いX-12ARIMAの最適なモデルも変わる可能性があることから，一度採用したモデルであっても，ある程度の期間が経過した後には，適宜モデルの見直しを行う必要があること。

なお，これまで示してきた結果からわかるように，X-12ARIMAの複数のモデル候補から，最適なものを１つ特定することは困難な面もあり，現実にモデルを絞り込む際には，判断基準を明確に設けるためにも，広範囲にわたる十分なデータの蓄積が必要である。

また，本稿で検討を行った系列のうち，完全失業者と完全失業率については，必ずしも

(4)　労働力調査への適用でみた季節調整法の比較

X-12ARIMA が適切とは言い切れない面がみられることにも，十分留意する必要がある。特に，完全失業率の季節調整値は，足元の 0.1 ポイントの変動が各方面に大きな影響を与える数値であることを踏まえると，季節調整法の変更に当たっては，特に慎重な取扱いが必要と考えられる。

参考文献

〔1〕統計審議会経済指標部会季節調整法検討小委員会，「季節調整法検討小委員会報告書」，1997
〔2〕黒川恒雄，「経済時系列の分析とその季節変動の調整」，雑誌統計，1979
〔3〕日本銀行調査統計局，「X-12-ARIMA 操作マニュアル概要編」，1997
〔4〕日本銀行調査統計局，「X-12-ARIMA 操作マニュアル実践編」，1997