

家計調査季節調整法の変更について

松本 正博[†]松本 雅子[†]森本 聡^{††}

Seasonal Adjustment Method of the Family Income and Expenditure Survey

MATSUMOTO Masahiro, MATSUMOTO Masako, MORIMOTO Satoshi

従来から家計調査の月次の主要な系列については、X-12-ARIMA の機能のうち X-11 パートにより季節調整がなされていた。

しかし、家計調査の結果を見る際には、うるう年などが毎月の家計の収支に影響を与えるので注意する必要があることが認識されており、家計調査結果をよりの確に見られるようにするため、これら 1 年を周期としない変動についても季節調整の対象とすることが考えられた。そこで、月次の結果について、X-12-ARIMA の機能の regARIMA (回帰+ARIMA) モデルを使用し、季節調整をすることとした。

なお、回帰変数、ARIMA モデルの決定は主に AIC によっており、季節調整モデルの適切性を重視し、季節調整済系列の安定性は 2 次的なものと考えた。

キーワード：季節調整法、X-12-ARIMA、回帰、AIC

About the main monthly series of the Family Income and Expenditure Survey, the seasonal adjustment was adopted using the former X-11 functions of X-12-ARIMA.

However, it was recognized that the careful attention was needed due to the influence of some exceptions of the leap year etc. on the income and outgo of the monthly household economy. In the view point of more precise observations of the Family Income and Expenditure Survey result, it was schemed to adopt the seasonal adjustment on these non-annual cycles. Since then, we decided to adopt the regARIMA (regression + ARIMA) model of the X-12-ARIMA function to carry out the seasonal adjustment on the monthly result.

In addition, the regression variables of the ARIMA model was mainly determined by AIC, and as we attached greater importance on the propriety of the seasonal-adjustment model, the stability of the seasonal-adjustment finishing series was considered to be a secondary concern.

Key Words: Seasonal Adjustment Methods, X-12-ARIMA, Regression, AIC

はじめに

米センサス局の開発した X-12-ARIMA は、移動平均を用いる X-11 の問題点であった系列末端の推計などの改善とともに、機能の追加を行った季節調整のコンピュータプログラムである。主要な変更点の 1 つは regARIMA¹ モデルの追加で、回帰変数として推定した曜日などの影響を原系列から除去するとともに、系列末端に（逆）予測値を付加した修正原系列を作成する。その修正原系列について、移動平均を使用して（X-11 相当部分）季節変動成分を分離している。

家計調査では、従来から月次の結果（二人以上の世帯）²、四半期の結果（総世帯、二人以上の世帯、単身世帯）及び消費水準指数について X-12-ARIMA により季節調整を行っているが、X-12-ARIMA の機能のうち、移動平均を使用して原系列から季節変動成分を分離する X-11 の機能のみを使用（以下「X-11 デフォルト」という。）していた。

家計調査の季節調整での regARIMA モデルの使用については、従来から、一部の系列について安定性を評価の中心とした検討がなされてきた。そのため、X-11 デフォルトと比較して大きな利点が見られなかったことなどもあり、regARIMA モデルの使用は見送られてきた。

しかし、家計調査の結果を見る際には、月末の曜日やうるう年が毎月の家計の収支に影響を与えるので注意する必要があることが認識されていた。そこで、これらの影響を推定し、家計調査結果をよりの確に見られるようにするため、月次（二人以上の世帯）について regARIMA モデルを使用することとした。

そこで、改めて regARIMA モデルを使用する際の季節調整結果の評価方法について考えると、従来の検討における評価方法は、X-11 デフォルトを前提としており、それとは異なるべきであるとの結論に至った。

X-11 デフォルトによる季節調整済系列について、X-12-ARIMA にある診断機能などを使用してみると、1 年を周期とした変動は除去されており、regARIMA モデルを使用した季節調整の検討においても安定性の比較が評価の中心であった。しかし、今回の変更においては月末の曜日やうるう年なども季節調整の対象としており、それらを含めた適切性を重視し、安定性についての検討は 2 次的なものと考えている。

I 季節調整法の検討の前提

1 1 年を周期としない変動の扱い

季節調整は「季節」の字義からすると、1 年を周期とする自然的要因、社会的制度・慣習による要因による季節的変動を取り除く「調整」である。

しかし、前月（期）比など比較的短期の動向を見るために周期的変動を取り除くのであるから、「季節」=「1 年周期」に限定する必要はない。季節調整により除去する変動の範囲を拡大し、

¹ regression（回帰）+ ARIMA。以下において、具体的な回帰変数と ARIMA モデルの組合せについて論述する場合には、回帰変数×ARIMA モデルないし回帰変数・ARIMA モデルとしている。

² 家計調査の全国を対象とした月次の系列は、昭和 38 年から存在するが、季節調整の対象としているのは、農林漁家世帯を調査対象に含めた平成 12 年 1 月以降の主要項目（名目・実質、二人以上の世帯・勤労者世帯別の 53 系列。ただし、今回の変更において平成 22 年 1 月分結果から表章予定である二人以上の世帯の名目消費支出（除く住居等）も検討対象としている。）である。

うるう年など周期的ではあるが周期が 1 年ではない変動を含めた暦による変動³の除去を季節調整として行うこととした。

なお、X-12-ARIMA では、うるう年や曜日はオプションとして用意されており、このオプションを指定するとうるう年や曜日の影響を除いた季節調整済系列が出力されることとなっている。

2 適切性と安定性

1 年を周期としない変動も季節調整の対象とすることにより、それらの変動を除去しない X-11 デフォルトでの季節調整は不十分で適切性に欠けていることとなる。従来の家計調査の季節調整法の検討では、1 年を周期とする変動が除去されているか否かを中心としており、適切性については X-11 デフォルトと regARIMA モデルの使用のどちらについても満たされていたので、安定性が評価の中心となっていた。その際、1 年を周期とする変動が除去されているかは、再帰性又はスペクトル分析によっている。

再帰性とは、季節調整済系列を作成した季節調整法によって再度季節調整を行うことによって季節性が残っているかを判断する方法である。ただし、その再帰の結果得られた季節性は、必ずしも原系列にあった季節性とは限らず、季節調整によって新たに生じた見せかけの季節性の可能性もある。また、X-11 デフォルトでなく regARIMA モデルを使用する場合には、原系列の季節調整に使用した regARIMA モデルは、それによって作成された季節調整済系列に適したものでない可能性が高いなどの問題がある。

X-12-ARIMA のスペクトル分析では、年と週を周期とする変動が残っているかについて警告を与えてくれるが、再帰性と同様に季節調整によって生じた見せかけの変動である可能性があることと、年と週を周期としないうるう年などについては判定できないとの問題がある。

このように再帰性やスペクトル分析から適切性の判断が適切でない場合があるため、適切性は季節調整の結果そのものでなく、季節調整のモデルの適切性により判断することとした。具体的には、X-12-ARIMA では regARIMA モデルを比較する指標が出力されるので、その指標のうち AIC を使用して、最も良い regARIMA モデルを選択することとした。

また、X-12-ARIMA のうち regARIMA モデルに属さない、移動平均により季節変動成分を分離する X-11 相当部分 (以下「X-11 パート」という。) については、2 次的に安定性を考慮している。ただし、変更にあたって、X-11 デフォルトとの安定性の比較は行っていない。

なお、適切なモデルによる季節調整は安定的な結果が期待できるが、安定的であっても適切でないことが考えられる。その例として、季節性の変化に対応しない時系列的に硬直的な季節調整や、その逆に各年の原系列の変動を過剰に取り入れる (過剰な) 季節調整が考えられる。

(1) 不適切なモデルと見せかけの季節性

不適切なモデルにより季節調整を行うと誤った季節調整が行われ、その結果として見せかけの季節性が生じる例として、13 か月周期で sin カーブにより変動する 120 か月の原系列について 1 年周期の変動を前提 (モデル) としている X-11 デフォルトによる季節調整の結果をしてみる。

X-12-ARIMA から出力される原系列のスペクトル分析図を見ると、年を周期とする変動 (ピーク) は見られない。

³ 今回の変更で検討の対象となる暦による変動とは、1 年を周期とした変動 (月の別) と [II. 2. (2)] で後述する 1 年を周期としない変動の、うるう年 (4 年周期)、曜日 (各月の曜日別日数、うるう年との関係で 28 年周期となる)、月末の曜日 (28 年周期) 及び国民の休日 (28 年周期) である。

しかし、X-11 デフォルトで季節調整すると、原系列の値が大きい時点では季節調整済系列の値を小さくし、値が小さい時点ではその逆とする誤った季節指数（季節調整済系列=原系列/季節指数）が現れる。13 か月の変動を 12 か月の変動があるという前提のモデルで処理したため、系列の中央部では原指数と季節調整済系列の山谷が一致するが、系列末端では山谷の位置がずれてくる。また、スペクトル分析図には、年を周期とするピークが現れている（図 1、2）。

図 1 13 か月を周期に変動する原系列と X-11 デフォルトによる季節指数及び季節調整済系列

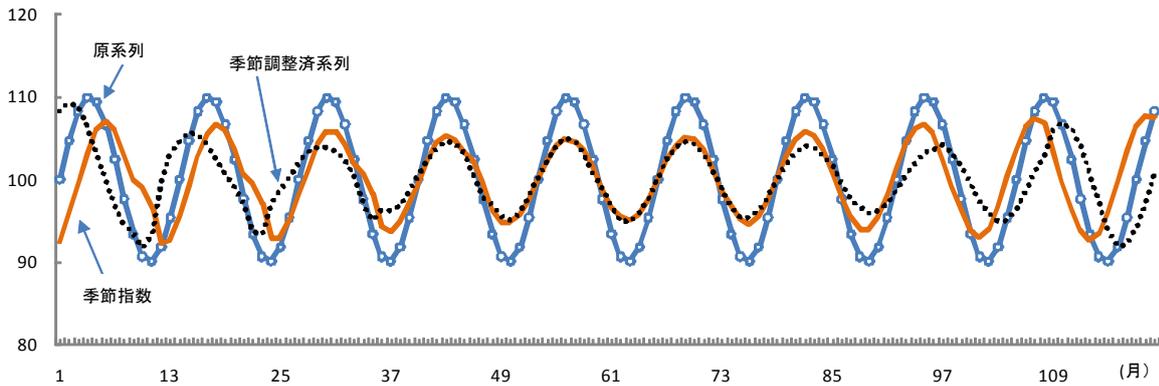
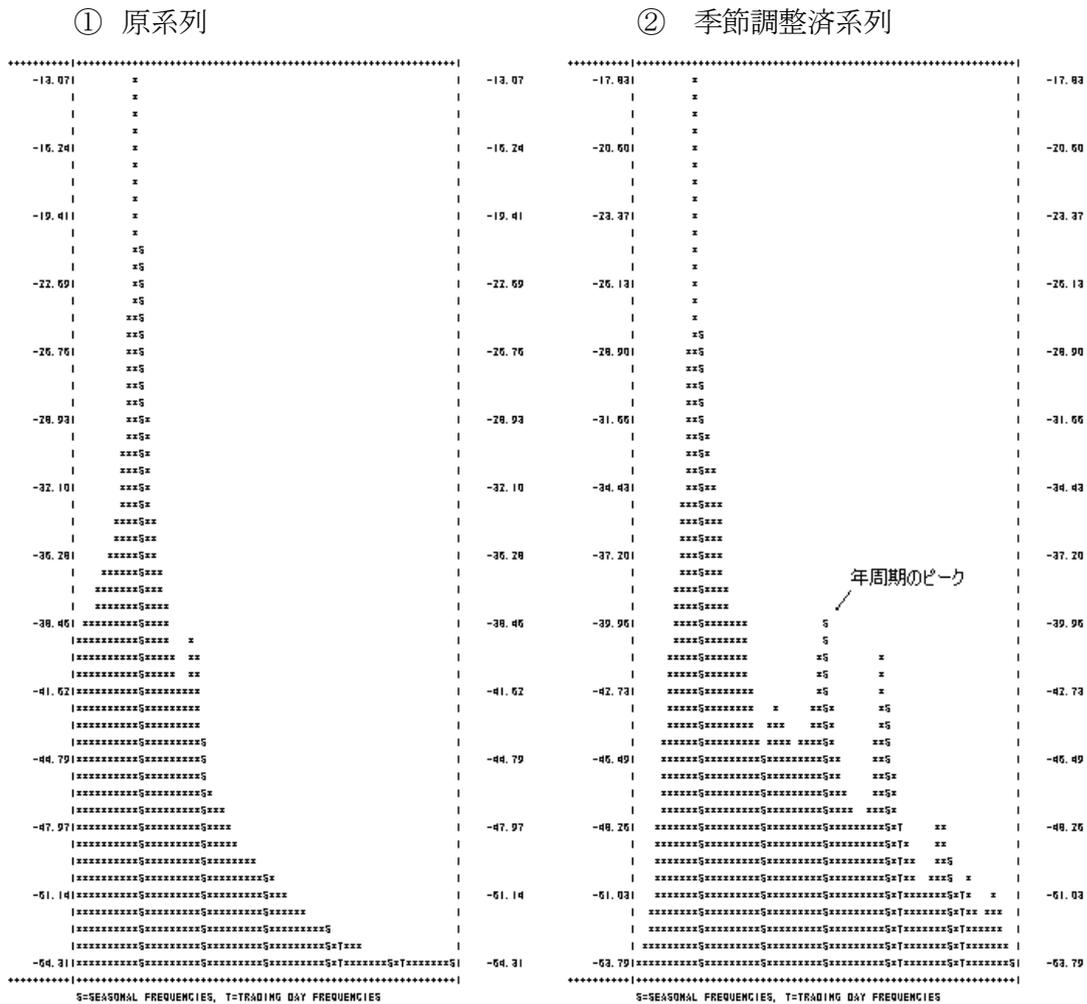


図 2 スペクトル分析図



(2) regARIMA モデルでの外れ値と管理限界

regARIMA モデルに、季節調整の対象としない変動要因である外れ値を回帰変数に加えることによって、季節調整のモデルの適切性が改善される。また、X-11 パートでの管理限界による異常値処理を含めて、以下の前提の下に検討を行っている。

regARIMA パートでの外れ値処理は、regARIMA モデルと X-11 パートによる移動平均を使用した季節調整の双方の改善に寄与している。例えば、X-11 パートが前提としているモデル（移動平均を使用して原系列を TC（トレンド+サイクル）、S（1 年を周期とする季節性）、I（不規則変動）に分離）では、レベルシフト（段差が付いて以降下がる（上がる。））のある原系列には適切に対応できないが、LS の変数の指定をすると、レベルシフトのない修正原系列により X-11 パートで季節調整を行える（LS など外れ値処理の回帰変数は季節調整の対象ではないので、季節調整済系列ではレベルシフトが復元される。）。

明らかな構造変化や原系列が調査上の変更等により影響を受けた場合のみ外れ値処理の回帰変数を入れるとの考え方もあるが、X-11 パートでの処理（の適切性）の改善を期待して明確な原因が不明な場合にも外れ値を回帰変数として入れることとした。

ただし、後述する同時決定の問題があり、外れ値処理の回帰変数の決定は難しい。なお、X-12-ARIMA では、外れ値処理の回帰変数のうち 3 種類までは自動検出の対象とすることができるが、手動で外れ値を入れた場合にその回帰変数の t 値の絶対値が大きく自動検出されるべき箇所が検出されない（自動検出では t 値の絶対値が一定の値より大きい場合に外れ値とする。）ことが今回の変更の検討中に生じている。同時決定の問題を緩和しても外れ値処理の回帰変数の設定を自動的には行えない。

X-11 パートでは移動平均を使用して季節調整を行っており、異常値があった場合にその前後の年の同じ月（期）などに不適切な影響が及ぶことを防ぐため、異常値を除去するための機能があり、（異常値）管理限界が設定されている。管理限界とは、X-11 パートの移動平均において、不規則変動成分のウェイトを減少する境界値のことをいう。 $\sigma=(2.0, 3.0)$ のように表すが、この場合には、不規則変動成分が平均から 2σ （下限値）以上外れた値を異常値とみなし、ウェイトを 1 から直線的に減少させていき、 3σ （上限値）以上離れると、ウェイトを 0 とする（不規則変動成分を除去）というものである（ σ は不規則変動成分 5 か年間の移動標準偏差）。

管理限界による異常値除去によって、時系列末端に加わった新たなデータの異常値による過去の季節調整結果への変化を防ぎ安定性が向上する効果があるが、過去の異常値除去の結果が変わり季節調整結果が変化して安定性が低下する可能性もある。管理限界の下限値、上限値を十分に高くすると、異常値除去が起こらなくなるので、異常値除去の変化による過去の結果への影響がないため安定性が高くなるとも考えられる。ただし、管理限界を高くした季節調整は、適切性に欠ける可能性があり、適切性と安定性は必ずしも一致しない。

なお、管理限界があるため、管理限界より低い部分にある時系列部分は滑らかに変化し（各時点の変動の一部は季節性に反映されるため）、管理限界より高くなる部分は大きな変化を示す傾向にある。そのため、異なった時点の季節調整値や前月（期）比（差）の大きさの比較には注意する必要がある。

II X-12-ARIMA のオプションの検討

1 検討の方向性

(1) 同時決定性とプロセスの分解

X-12-ARIMA では、様々なパラメータを設定することができるが、これらは同時に決定されなければいけない。パラメータ決定の一般的なプロセスとしては、ステップワイズ法、総当たり法等があるが、ステップワイズ法では必ずしも最良の結果を得られるとは限らず、総当たり法は時間的制約から実質的に実行不可能である。そこで、便宜的にプロセスを以下のとおり分解し、同時に留意しつつ、実行可能な範囲でパラメータを逐次に決定することとした。

なお、パラメータの決定に当たっては、regARIMA パートでは AIC (赤池情報量規準)、X-11 パートでは安定性を最重視することとした。したがって、これらの指標による判別が容易となるように、設計を行っている。これについては、[II. 2. (3)] において後述する。

<プロセスの分解>

本来はすべての検討項目を同時決定しなければいけないが、便宜上3つのステップに分けて実施する。

予測及び管理限界については、中心的な系列である実質消費支出（除く住居等）の検討結果を全系列に適用することとし、その他のパラメータは個々の系列ごとに定めることとした。

ア 回帰変数・ARIMA モデルの決定

AIC を基準とした。

イ 外れ値の決定

自動検出 (t 値) により決定した。

ウ 予測、管理限界の決定

農林漁家世帯を含まない平成9年4月以降の実質消費支出（除く住居等）を用いて、データを推計する期間をスライドさせて、季節調整結果の安定性により決定した。

なお、「ア 回帰変数・ARIMA モデルの決定」の具体的な手順は以下のとおりである。

- (ア) ARIMA モデルを標準的なモデル (AIRLINE⁴ モデル) に固定し、回帰変数を絞り込む。
- (イ) (ア) で最も AIC の低かった回帰変数と AIRLINE モデルに対し、外れ値を自動検出する。(仮外れ値)
- (ウ) (イ) で検出された外れ値を回帰変数として取り入れ、ARIMA モデルを決定する。
- (エ) ARIMA モデルが変わったことにより外れ値が変わる可能性があるため、再び外れ値を自動検出し、最終的な外れ値とする。

(2) 検討の対象としたオプションとデフォルト値の使用

今回、検討の対象としたオプションは以下のとおりである。なお、これらの検討オプションについての詳細は後述の [II. 2] において記述することとする。

ア データの推計期間：季節指数を推計するために用いるデータの期間

イ 回帰変数：regARIMA パートにおいて、原系列を説明するために取り入れる変数

ウ ARIMA モデル(p, d, q)(P, D, Q)の次数：regARIMA パートにおいて、系列末端に追加する予測値を算出するため及びregARIMA モデルが適合しているかどうかを検定するために使用

⁴ デフォルトのモデル (X-12-ARIMA Ver.0.2)、ヨーロッパ諸国の経済統計データのうち 50%のものをモデル化することができ、ロバストであるといわれている。次数は(0 1 1)(0 1 1)。

- エ 予測：ARIMA モデルによって推計される系列末端の予測値の追加期間
- オ 管理限界：X-11 パートにおいて、移動平均を行う際に、異常値のウェイトは通常より減少させることになるが、その境界を示すもの
- カ データの事前調整

以下は、デフォルトのままとしたオプションである。

- キ X-11 パートにおける、移動平均の項数
- ク 最終的な外れ値の決定方法

従来使用していた X-11 デフォルトでは、移動平均の項数は固定となっていた。X-11 パートにおける季節変動の推計は 2 回に分けて行われるが、X-11 デフォルトでは、このうち初めの推計において 3×3 の移動平均を用い、最終的に季節変動を推計する際に 3×5 の移動平均を用いている。今回の変更では、移動平均の項数を固定ではなく自動で選択するものとした。

外れ値については、 t 値の絶対値が大きいものが自動的に検出されるようになっている。ただし、検出された外れ値は、回帰変数として取り込んだ上で再計算するという手順を踏んでいる。

なお、X-11 パートにおける移動平均の項数については、当初は検討対象とする予定であったが、時間的制約によりデフォルトのオプションを用いることとした。

また、原系列には、事前調整として季節調整等の考察において広く用いられている対数変換を施すこととした。その利点は、例えば以下のとおりである。

- ア 原系列のモデルが乗法的に分解されることを仮定している。しかし、回帰は、加法的モデルに用いられる分析法である。そこで、乗法的モデルを加法的モデルに変換するため、対数変換を行う。
- イ AR (I) MA モデルの厳密な適用に当たっては、誤差項に定常性を仮定する必要がある。一般に、この定常性条件が満たされることはほとんどないが、対数変換によりスケールを変えることで、誤差項の分散を小さくできるので、変換後のデータは定常に近い振る舞いをすることが期待される。
- ウ 対数変換済系列の 1 回階差を取ると、変化率の近似となる。これは経済学的に意味のある量となる。近似式は以下で与えられる。

$$\ln X_t - \ln X_{t-1} = \ln \left(1 + \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} \right) \approx \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}$$

2 検討の対象としたオプション

(1) データの推計期間

今回の検討では、「農林漁家世帯を含む結果」の利用が可能な平成 12 年以降、20 年までの 9 年間で固定した。

データの推計期間が短ければ、パラメータを決定できるだけの材料がそろわないため、一定の期間を確保する必要がある。例えば、うるう年の影響を測ろうとした場合、8 年分 (96 期) のデータを集めても 2 周期にしかならず、その中にうるう年の 2 月データは 2 期分しか存在し

ない。うるう年パラメータはすべての期のデータから推計されるが、影響の有無（うるう年変数を取り入れるかどうか）を判断するためには正常なうるう年の2月データが必須となる。仮に、2期のデータのうち片方が異常値であるとすると、

ア うるう年の影響がなく、異常値が（推計される）うるう年の2月と同水準

イ うるう年の影響があり、異常値が（推計される）うるう年以外の2月と同水準

という2つの場合に、2期のうちどちらのデータが異常値であったかを判断することができない（アの場合には、うるう年の影響があり正常データが異常値、イの場合には、うるう年の影響がなく正常データが異常値、という解釈も成り立つ。）。したがって、X-12-ARIMAを適用する上で、2周期では十分なデータが蓄積されているとはいえないため、推計期間は、利用できる最長期間である9年間のデータを用いることとした。

なお、今後、12年分（3周期分）のデータがそろうまでは、推計期間を延長する予定であるが、その後は推計期間自体も考察の対象に加えることとする。

ただし、regARIMAモデルは、推計期間中に前述のレベルシフトなどで扱えないような構造変化がないとの前提によるため、推計期間は必ずしも長ければ良いというものではないことに注意する必要がある。例えば、曜日や休日の影響は高齢無職世帯の増加により減少傾向にあると考えられるが、推定する回帰変数の係数は一定であり推計期間の平均値しか示さないため、推計期間が長いと系列の末端では実態と大きく乖離することとなる。ARIMAモデル部分についても、推計期間が長いと一般的に当てはまりの良い前述のAIRLINEモデルのAICが最も低くなる傾向にあるようだが、その一部の期間で見るとより適切なモデルがある可能性がある。

(2) 回帰変数

以下の4組を回帰変数として扱うこととした（本来は、異常値も回帰変数として扱うべきところであるが、この節では除外した。）。

ア うるう年

この変数は、ほぼ4年に一度、2月の日数が28日から29日になることに起因する変数である。うるう年の2月には、月ぎめでない費目、特に食料への支出が増えると考えられるため、変数としての採用を検討した。X-12-ARIMAにおけるうるう年の取扱いは、「事前調整」及び「回帰変数」の2通りが考えられる。

事前調整方式では、原系列の2月値を $29/28.25$ 又は $28/28.25$ で除すことによりうるう年の効果を取り入れる。ここで、除数の分子は、当期の2月日数であり、分母は、2月日数の平均値となっている。

一方、回帰変数を用いる場合には、以下の値を持つダミー変数で取り扱う。

- | | | |
|-----|-------|-----------|
| (ア) | 0.75 | うるう年の2月 |
| (イ) | -0.25 | うるう年以外の2月 |
| (ウ) | 0 | その他の月 |

事前調整と回帰変数のどちらがより適切かを、AICで比較することは非常に困難である。また、そもそもうるう年変数が必要かどうか議論しなければならない。そこで、AICによる比較可能性の観点から、基本的には回帰変数を用いて、うるう年変数の必要性の有無を判断することとする（AICは異なる原系列間での比較には適さないためである）。

ただし、うるう年変数が選択され、推定されたパラメータが過剰（不足）であると判断された場合には、回帰変数ではなく事前調整方式の採用を検討することとする。

イ 曜日と休日

この変数は、各月の、各曜日の日数及び国民の休日の日数による変化を測定するための変数である。家計調査の日別集計結果などにより、曜日と休日による消費支出への影響が認められるため、採用を検討することとした。

X-12-ARIMA には、既存の変数として 2 曜日（月～金（平日）と土～日（休日）の組合せから構成した 1 変数）及び 7 曜日（月・火・水・木・金・土・日の組合せから構成した 6 変数）が用意されている。これに加え、ユーザーオプションとして、3 曜日（月～金・土・日から構成した 2 変数）を用意する。また、後述する休日変数と曜日変数の相関は高いと考えられるため、「曜日+休日」という合成変数も用意し、計 6 組の変数を検討の対象とする。

さらに、すべての変数を統一的に扱うため、2 曜日、7 曜日も既存の変数を使用せず、「ユーザー変数」とした。また、季節調整結果の水準をそろえるため、それぞれの変数は、「2000 年 1 月～2008 年 12 月平均」との差を取ったものを用いることとした。

各変数の値を以下で定義する：

(ア) 2 曜日（1 変数）

$$\text{wd0104} \quad \left(\text{月～金日数} - \frac{5}{2} \times \text{土日日数} \right) - (\text{平均})$$

(イ) 7 曜日（6 変数）

$$\text{wd0205} \quad (\text{月曜日数} - \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

～

$$\text{wd0210} \quad (\text{土曜日数} - \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

(ウ) 3 曜日（2 変数）

$$\text{wd0311} \quad (\text{月～金日数} - 5 \times \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

$$\text{wd0312} \quad (\text{土曜日数} - \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

(エ) 2 曜日と休日（2 変数）

$$\text{wd0413} \quad \left((\text{月～金日数} - \text{休日日数}) - \frac{5}{2} \times \text{土日日数} \right) - (\text{平均})$$

$$\text{wd0414} \quad \left(\text{休日日数} - \frac{5}{2} \times \text{土日日数} \right) - (\text{平均})$$

(オ) 7 曜日と休日（7 変数）

$$\text{wd0515} \quad (\text{休日を除いた月曜日数} - \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

～

$$\text{wd0519} \quad (\text{休日を除いた金曜日数} - \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

$$\text{wd0520} \quad (\text{土曜日数} - \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

$$\text{wd0521} \quad (\text{休日日数} - 5 \times \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

(カ) 3曜日と休日 (3変数)

$$\text{wd0622} \quad ((\text{月} \sim \text{金日数} - \text{休日日数}) - 5 \times \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

$$\text{wd0623} \quad (\text{土曜日数} - \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

$$\text{wd0624} \quad (\text{休日日数} - 5 \times \text{日曜日数}) - (\text{平均})$$

ウ 休日

ここで、休日とは、国民の祝日に関する法律により、月～金曜日が休日となった日数をカウントしたものであり、お盆、年末、年始等は含まないものとする。変数の値を以下で定義する。

$$\text{hj0103} \quad (\text{休日日数}) - (\text{平均})$$

エ 月末の曜日

この変数は、月末の曜日による、当月及び次月の消費に与える影響を測定するための変数である。

大手携帯電話会社のうちの1社は、料金の支払期限（口座振替日）を月末に設定しているが、月末が土曜日、日曜日又は祝日に当たる場合は、翌営業日に口座から引き落とされる。そのため、引き落としのない月や、2か月分の引き落としが行われる月が生じ、移動電話通信用料への影響が見られる。同様の変動は、上下水道料などにも認められる。

月末の曜日変数については、月末の曜日の影響の大きい移動電話通信用料が季節調整を行うデータの期間中急速に増大したが、近年伸びが低下していることを考慮し、ロジスティック変換を用いた変数のウエイトの調整についても行うこととした。

回帰変数の設定は以下の手順で行った。

(ア) 各月の変数値を求める。

- a -1 月末に金融機関が休み（土・日曜日、その他の休日）で翌月口座引き落としとなる月
- b 1 前月の月末に金融機関が休みで今月の口座引き落としとなる月
- c 0 月末の曜日の影響がない、あるいは前月、今月ともに口座引き落としが翌月となる月

(イ) (ア) で求めた変数値にロジスティック変換を行う（下記の Y を乗ずる。）。

※ ロジスティック変換が適切でない場合も考慮し、経年によるウエイト変化のない変数（ロジスティック変換を行わないもの）も、併せて用いる。

(ウ) (イ) で求めた変数値を各系列の regARIMA モデルの回帰変数として季節調整を行い AIC を算出する。その結果を基にロジスティック変換の選択の精緻化を行う。

ロジスティック変換に使用する式は以下のとおりである。

$$X = \left(\text{年} - \text{基準年} + \frac{\text{月} - 1}{12} \right) \times \text{係数} \quad Y = \frac{e^X}{1 + e^X}$$

Y は 0 から 1 までの値をとり、基準年の 1 月に 0.5 となるように調整されている。

例 2002 年を基準として、係数を 1.0 とした場合、2005 年 10 月における変数値については、

$$X = \left(2005 - 2002 + \frac{10-1}{12} \right) \times 1.0 = 3.75 \quad Y = \frac{e^{3.75}}{1+e^{3.75}} = 0.977$$

となる。計算はエクセル上で行い、計算途中では四捨五入をせず、最終結果は小数第四位まで表章することとした。なお、「エクセルの仕様による誤差」は考慮していないため、計算を行うアプリケーションによっては、変数値に若干の誤差が出ることもある。

(イ)、(ウ) の手順において、「基準年」と「係数」を定める必要があるが、他の回帰変数と組み合わせるとパターンが増大するため、以下のとおり 2 段階に分けて「基準年」と「係数」を決定した。

- a 2002 年の係数 1.0 を中心とし、基準年を 2 年、係数を 0.2 ずつ前後させた 8 つの変数と合わせ 9 つの変数を作成し、月末の曜日変数とする。各組合せに対し季節調整を行い AIC を算出する。

a では、以下の 9 つの変数を作成する。

基準年\係数	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2
2000	me0125		me0226		me0327
2001					
2002	me0428		me0529		me0630
2003					
2004	me0731		me0832		me0933

- b a の 9 つの変数のうち、AIC が最も小さくなった箇所を中心として、基準年を 1 年、係数を 0.1 ずつ前後させた 8 つの変数と合わせ 9 つの変数を作成し、改めて月末の曜日変数とする。各組合せに対し季節調整を行い AIC を算出する。

例 a で基準年を 2000 年、係数を 1.2 としたときに最適なモデルと診断された場合、b で用いる変数は以下の 9 つになる。

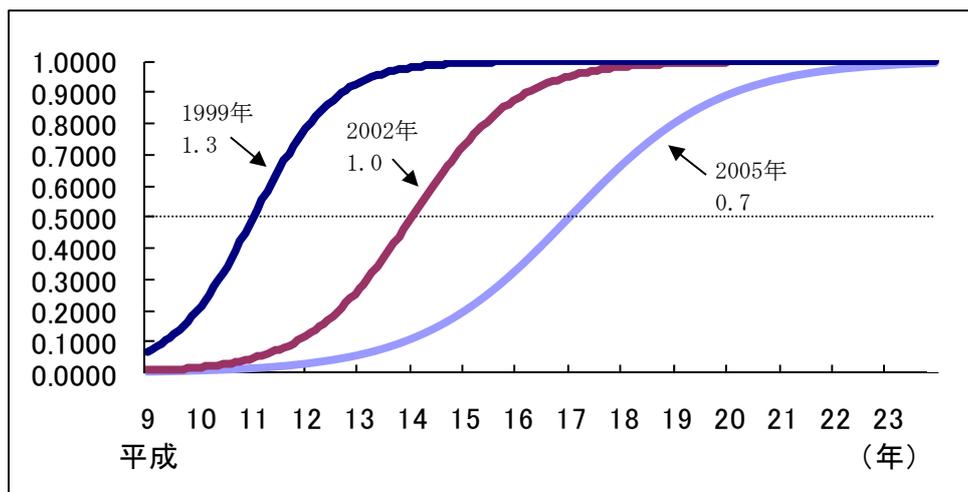
基準年\係数	1.1	1.2	1.3
1999	me0125	me0226	me0327
2000	me0428	me0529	me0630
2001	me0731	me0832	me0933

以上の手順により、基準年と係数に関して結果が単調であると仮定すれば、基準年を 1999 年から 2005 年まで 1 年刻み、係数を 0.7 から 1.3 まで 0.1 刻みで動かした中で最適な変数を選んだことになる。

なお、第一段階と第二段階で、異なる変数に同じ変数名を用いているが、これはオプション記述上のファイル（スペックファイル⁵）を作成する上での便宜的な分け方である（図 3）。

⁵ 拡張子が .spc で終わるテキストファイル。具体的な例は論末「(参考) 変更後の季節調整法に使用した X-12-ARIMA のスペックファイル」を参照。詳細は、参考文献[5]又は[12]を参照されたい。

図3 ロジスティック曲線の概形



注) X軸に年月、Y軸に値をとる。値域は0から1である。0.5になる年を「基準年」とする。また、グラフの傾きを決定する変数を「係数」とする。ロジスティック曲線は「基準年」と「係数」で決定できる。

(3) ARIMA モデル(p, d, q)(P, D, Q)の次数

X-12-ARIMA の X-11 パートの移動平均法の問題点として、経験則に基づくものであるため、定量的な評価を与えられないという点がある。したがって、回帰変数により、1年を周期としない変動の部分を取り除いても、その妥当性は X-11 パートでは判断することはできない。そこで、X-12-ARIMA の regARIMA パートでは、時系列モデルとしてよく用いられる ARIMA モデルに、回帰部分を除いた原系列が当てはまるかどうかにより、季節調整の妥当性を統計的手法で把握できるようになっている。モデル間の比較は AIC で行う。本節の残りでは AIC 及び ARIMA モデルについての概略を述べる。

ア AIC (赤池情報量規準) (詳細は、参考文献[1]を参照されたい。)

AIC は、統計モデルの当てはまりの良さを評価するための指標であり、故・赤池弘次氏により考案されたものである。

一言で述べれば、モデルの複雑さ (パラメータ数) とデータの適合度 (パラメータによる説明力) のバランスを取るものであるといえる。

新しいパラメータを追加する場合、説明力がごくわずかしか増さないこともあるし、本来ノイズとしてとらえるべきであった変動部分を取り込んでしまう可能性もある。

したがって、パラメータの追加には何らかの基準を設ける必要があり、そのために AIC が利用できる。

AIC は、式の簡潔さから幅広く利用されてきた。また、AIC から派生した情報量規準として、AICC、BIC、GIC 等も存在する。

幸い、X-12-ARIMA の出力においては、自動的に AIC が算出されるため、利用は容易である。

なお、AIC を用いて複数のモデルを比較する場合には注意しなければいけない点がある。

(ア) 原系列が同じでなければ比較ができない (非常に難しい)

(イ) 複数モデル間における AIC の差を見るべきものであり、AIC の値そのものは意味を持たない

(ウ) 所与のモデルの中でより適切なものを選ぶことはできるが、真のモデルとの近さを測ることはできない

イ ARIMA モデル (詳細は参考文献[2]、[3]を参照されたい。)

ARIMA モデルの数式による定式化は以下のとおりである。

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D \left(f(y_t) - \sum_i \beta_i x_{it} \right) = \theta_q(B)\Theta_q(B^{12})\varepsilon_t \quad (11.2.1)$$

ここで、

y_t : 原系列

f : 事前調整関数

x_{it} : 回帰変数

β_i : 偏回帰係数

B : バックシフトオペレータ ($BZ_t = Z_{t-1}$)

$$\phi_p(B) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j B^j, \Phi_p(B^{12}) = 1 - \sum_{j=1}^p \Phi_j B^{12j}$$

$$\theta_q(B) = 1 - \sum_{j=1}^q \theta_j B^j, \Theta_q(B^{12}) = 1 - \sum_{j=1}^q \Theta_j B^{12j}$$

ε_t : かく乱項 (ホワイトノイズ)

である。

p 及び P を AR モデルの次数、 q 及び Q を MA モデルの次数という。AR モデルあるいは MA モデル単体でも、次数を大きくすれば複雑なモデルを表現することができるが、これらを組み合わせた ARMA モデルでは、それほど高くない総次数で同様の表現ができる。例えば、(100, 0, 0)であれば 100 個のパラメータが必要となるが、(10, 0, 10)であればパラメータが 20 個で済む (この例は、実際に(100, 0, 0)モデルが常に(10, 0, 10)モデルで表現されることを必ずしも意味しない)。推定するパラメータは、必要最小限にとどめるべきである。

また、仮に $\phi = \theta = 1 - B$ であるような場合、(11.2.1)式の両辺は、形式的に約分できる状態となる。このような場合には、単位根が存在する可能性が高く、推定がうまくいかなくなることもある。regARIMA モデルの決定は AIC を用いて行うが、AIC による比較は、原系列が等しいことが前提となるため、異なる I 成分 (d 及び D) については、比較ができない。

そこで、AIRLINE モデルと同様、 $d=D=1$ として固定することにする。

なお、AIC を用いた比較が可能となる根拠は以下で示される。

(ア) 原系列を、 $(1-B)^d(1-B^{12})^D f(y_t)$ で置き換える。

(イ) $(1-B)^d(1-B^{12})^D \sum_i \beta_i x_{it} = \sum \beta x'$ として回帰部分を変形する。

(ウ) 以上の変形を用いて、(II.2.1)式を **regARMA** モデルとして表現する。

d、D 以外の p、q、P、Q については、0~3 までの 256 通りのパターン（最終検討では 2 までのうちの 56 パターン）を考え、総当たりで AIC の最も小さいものを選ぶこととした。

(4) 予測

ここで、予測とは原系列の系列末端に、ARIMA モデルによる予測値を付加する期間のことをいう。

X-11 パートでは移動平均法を用いているが、系列末端においては、対称移動平均を用いることができず、いわゆる Musgrave の移動平均（参考文献[7]を参照のこと。）により処理を行っている。

X-12-ARIMA では、ARIMA モデルによる予測値を付加することにより、系列の末端でも対称移動平均を用いることができる。ここで、終期より後に付加する部分を「予測」、始期より前に付加する部分を「逆予測」と呼称することとする。以下の 3 パターンの考察を行った。

ア 予測 12 月、逆予測 0 月（デフォルト）

イ 予測 0 月、逆予測 0 月

ウ 予測 12 月、逆予測 12 月

(5) 管理限界

管理限界とは、X-11 パートの移動平均において、異常値のウェイトを減少させる境界値のことをいう。

なお、ここでいう異常値とは、回帰変数として取り込んだものとは同一でないことに注意されたい。

管理限界については、以下の 4 通りの考察を行った。

ア $\sigma=(1.5, 2.5)$ （デフォルト）

イ $\sigma=(2.0, 3.0)$ （従来家計調査で用いていた管理限界）

ウ $\sigma=(1.5, 3.0)$

エ $\sigma=(9.8, 9.9)$ （現行労働力調査で用いている管理限界）

3 検討の作成のために使用したツール

オプション検討の際は、ARIMA モデルの次数、回帰変数等の組合せが多数発生する。そのため、ユーザー変数ファイル⁶やスペックファイルなど、組合せごとに季節調整実行のための各種ファイルを大量に作成する必要がある。また、季節調整の結果も組合せごとにファイルに出力されるため、これらの処理を一括して行える仕組みが必要と考えた。そこで、季節調整に必要なファイルの一括作成や、季節調整結果を整理するツール（VBA）を作成し、それにより検討を行っている。

ツールの主な機能は以下のとおりである。

- ・ 複数のユーザー変数ファイルを作成する。
- ・ スペックファイルを回帰変数の組合せや ARIMA モデルのパターンに応じて 500 ファイル

⁶ ユーザーが任意に作成した回帰変数を収録したファイル。スペックファイルで複数のユーザー変数ファイルを指定できないので、曜日と月末の曜日を回帰変数とする際には 1 つのファイルとする必要がある。そのため、複数種類ある曜日、休日、月末の曜日の組合せに応じた多数のユーザーファイルを作成する必要があった。

まで一括作成する。

- ・ 上記のスペックファイルのほか、季節調整実行のために必要なファイル（インプットファイル（原系列）、mta ファイル⁷、バッチファイル⁸）を作成する。
- ・ 季節調整実行後、out ファイル⁹ から AIC と回帰変数の t 値などを集め、一覧にして出力する。

III 検討のプロセスとその結果

前述のとおり、最適なオプションは同時決定となるが、実際には多数の組合せが発生し、すべての組合せについて同時決定することは実作業上困難であることから、オプションの決定には部分的に逐次的選択を取り入れている。オプションの決定は系列ごとに行われているが、ここでは「実質消費支出（除く住居等）」を例として検討過程と結果を述べることにする。

なお、データの推計期間は平成 12 年 1 月から 20 年 12 月までの 9 年間としたが、検討に使用したデータの期間は、検討開始時点においては 20 年 9 月分結果までしか公表されていなかったため、「1 回帰変数の絞り込み」から「5 外れ値の決定」までは 12 年 1 月から 20 年 9 月までとしている。「6 予測値と管理限界」については、前述（[II. 1. (1). ウ]）のとおり検討方法が異なるため、農林漁家世帯を含まない結果により開始時期を 1 月ずつずらした平成 9 年 4 月から 11 年 9 月までの 30 組のデータを使用した。再検討を行い最終的な決定を行った「8 再検討と簡略化」においては、平成 12 年 1 月から 20 年 11 月までのデータにより再検討を開始し、平成 12 年 1 月から 20 年 12 月までのデータを使用して最終的な決定を行っている。

1 回帰変数の絞り込み

初めに、(1) うるう年、(2) 曜日、(3) 休日（法律上の休日）、(4) 月末の曜日の各回帰変数の組合せを変化させた 242 通りのうち、最適な回帰変数の組合せの候補を絞り込む。

具体的な検討方法としては、ARIMA モデルを AIRLINE モデル(0 1 1)(0 1 1)に便宜固定し、回帰変数の組合せを変化させた 242 通りについて季節調整を実行し、AIC の低い組合せのグループを 3 つ選定する（表 1）。

表 1 は季節調整実行後、AIC の低い 8 組（ア～ク）を示した表である。回帰変数欄に t 値が表示されている場合、その回帰変数が採用されている組合せであることを表す。グループとは、採用されている回帰変数の組合せが同じ集まりを指す。

ただし、「月末の曜日」については、段階的に回帰変数の精緻化^ちを行っているため、この時点ではいずれかの「月末の曜日」変数が「あり」か「なし」でグループ分けを行っている。

⁷ 複数のスペックファイルを一括処理する際に、スペックファイル名を記述するファイル。

⁸ まとめて X-12-ARIMA プログラムを実行し、実行結果を所定のフォルダに格納するコマンドを列挙した実行ファイル。

⁹ 季節調整の実行結果を収録したファイル。スペクトル分析図もここに出力される。

表1 AIC と回帰変数の t 値

	AIC	回 帰 変 数											グループ				
		うるう年 (Lp Year)	曜 日							月末の曜日							
			2曜日 (平日) (wd0104)	7曜日 (月) (wd0205)	7曜日 (火) (wd0206)	7曜日 (水) (wd0207)	7曜日 (木) (wd0208)	7曜日 (金) (wd0209)	7曜日 (土) (wd0210)	3曜日 (平日) (wd0311)	3曜日 (土) (wd0312)	法律上 の休日 (hj0103)		2000年 0.8 (me0125)	2000年 1.0 (me0226)	2000年 1.2 (me0327)	
ア	1785.17	2.93		-2.79	-1.17	-1.24	0.89	-0.94	4.09							5.47	グループ1
イ	1785.40	2.92		-2.76	-1.14	-1.24	0.88	-0.93	4.04						5.43		グループ1
ウ	1785.42	2.80		-3.08	-1.17	-1.30	0.68	-0.68	4.31			1.34				5.61	グループ2
エ	1785.64	2.80		-3.05	-1.14	-1.30	0.67	-0.66	4.26			1.35		5.57			グループ2
オ	1785.88	2.91		-2.70	-1.10	-1.23	0.87	-0.90	3.96				5.34				グループ1
カ	1786.15	2.78		-2.99	-1.10	-1.29	0.66	-0.64	4.18			1.34	5.48				グループ2
キ	1787.06	2.73														4.59	グループ3
ク	1787.11	2.73													4.57		グループ3

注) 月末の曜日変数として 2002 年及び 2004 年の 0.8、1.0、1.2 も設定していたが、ア～クの組合せでは採用されていなかったため、表1では省略した。

選出されたグループは、以下のとおりである。

	組合せ	うるう年	曜日	法律上の休日	月末の曜日
グループ1	ア・イ・オ	○	7曜日	×	○
グループ2	ウ・エ・カ	○	7曜日	○	○
グループ3	キ・ク	○	3曜日	×	○

2 月末の曜日変数の絞り込み

「月末の曜日」が回帰変数に採用されているグループに対し、「月末の曜日」変数へのロジスティック関数適用の精緻化を行う。今回の系列ではグループ1～3すべてに「月末の曜日」が採用されている。

初めに、グループごとに「(1) ロジスティック関数の当てはまりが最も良い (AIC の値が低い) 組合せ (グループ1…ア、グループ2…ウ、グループ3…キ)」と、「(2) 同グループ内のうち「月末の曜日」変数にロジスティック変換を適用していない組合せ」の2つを選出する。

上記の(1)、(2)に加え、ロジスティック変換を適用した月末の曜日の、基準年と係数を(1)を中心に前後させた8組の「月末の曜日」変数の組合せを追加して、計10組で再度季節調整を行い、AICを算出する。「月末の曜日」変数が採用されていない場合、精緻化は行わないため、系列によって組合せは3～6通り選出されることになる。

なお、精緻化の結果、AICが最も低い回帰変数の組合せを仮回帰変数として、次の「3 仮外れ値の決定」の際に使用する(表2)。

表 2 AIC と回帰変数の t 値

グループ	AIC	回 帰 変 数														
		うるう年 (Lp Year)	曜 日									法律上 の休日 (nj0103)	月末の曜日			
			2曜日 (平日) (wd0104)	7曜日 (月) (wd0205)	7曜日 (火) (wd0206)	7曜日 (水) (wd0207)	7曜日 (木) (wd0208)	7曜日 (金) (wd0209)	7曜日 (土) (wd0210)	3曜日 (平日) (wd0311)	3曜日 (土) (wd0312)		2000年 1.3 (me0630)	2001年 1.3 (me0933)	ロジスティック 変換なし (me1034)	
グループ1(1)	1785.12	2.93		-2.80	-1.18	-1.24	0.89	-0.95	4.10					5.48		
グループ1(2)	1787.27	3.03		-2.87	-1.16	-1.18	0.90	-0.94	4.07	仮回帰変数					5.26	
グループ2(1)	1785.37	2.81		-3.09	-1.18	-1.30	0.68	-0.69	4.32			1.34	5.62			
グループ2(2)	1788.16	2.92		-3.05	-1.16	-1.22	0.74	-0.73	4.19			1.07			5.33	
グループ3(1)	1786.31	2.70									-3.09	2.78		4.67		
グループ3(2)	1789.36	2.72									-2.90	2.65			4.27	

注) 月末の曜日変数として 1999 年の 1.1、1.2、1.3 と 2000 年及び 2001 年の 1.1、1.2 も設定していたが、採用されなかったため、表 2 では省略した。

仮回帰変数は以下のとおりである。

	グループ	うるう年	曜日	法律上の休日	月末の曜日
仮回帰変数	グループ1	○	7曜日	×	2000年 1.3

3 仮外れ値の決定

「2 月末の曜日変数の絞り込み」で最も AIC の低かった組合せ (仮回帰変数) に対し、外れ値の検出を行う。外れ値の検出は、「outlier¹⁰」コマンドを指定して自動検出することとした。ここで検出された外れ値は ARIMA モデル決定の際に便宜設定する仮外れ値とする。

自動検出の結果、今回の系列では外れ値は検出されなかった (表 3)。

表 3 外れ値の自動検出

```

OUTLIER DETECTION
From 2000. Jan to 2008. Sep
Observations      105
Types              A0 and LS
Method             add one
Critical |t| for A0 outliers      3.82
Critical |t| for LS outliers     3.82

No A0 or LS outliers identified

Largest outlier t-value :    3.07631 (A02000. Dec)
    
```

仮外れ値	なし
------	----

¹⁰ スペックファイルに outlier{} を記述する。デフォルトの LS (レベルシフト (水準変化))、AO (加法的な外れ値) のみ対象として自動検出を行う。TC (一時的変化) は自動検出の対象としていない。

4 回帰変数×ARIMA モデルの決定

次に、最適な回帰変数と ARIMA モデルの組合せを決定する。回帰変数の組合せを固定した上で、ARIMA モデルの次数を変化させて季節調整を実行し、AIC の低いものを最適な ARIMA モデルとする。ARIMA モデル(p d q)(P D Q)のパターンは、次数のうち通常階差 (d)、季節階差 (D) を 1 で固定し、通常 AR (p)、季節 AR (P)、通常 MA (q)、季節 MA (Q) ¹¹ をそれぞれ 0~3 まで変化させた 256 通りである。また、「3 仮外れ値の決定」で仮外れ値が検出されている場合は、「regression」コマンドを利用して回帰変数に加えた¹²。

「2 月末の曜日変数の絞り込み」で絞り込んだ回帰変数の組合せ (3~6 通り) それぞれについて上記の作業を行い、最も AIC の値が低かった回帰変数と ARIMA モデルの組合せを系列のモデルとして採用する (表 4)。

表 4 回帰変数×ARIMA モデル別 AIC

	グループ	ARIMA モデル	AIC	回 帰 変 数														
				うるう年 (Lp Year)	曜 日									法律上 の休日 (hjd103)	月末の曜日			
					2曜日 (平日) (wd0104)	7曜日 (月) (wd0205)	7曜日 (火) (wd0206)	7曜日 (水) (wd0207)	7曜日 (木) (wd0208)	7曜日 (金) (wd0209)	7曜日 (土) (wd0210)	3曜日 (平日) (wd0311)	3曜日 (土) (wd0312)		2000年 1.3 (me0630)	2001年 1.3 (me0933)	ロズスティック 変換なし (me1034)	
各グループ AIC最小の ARIMA モデル	グループ1	(2 1 1)(1 1 0)	1778.94	3.00		-3.06	-0.82	-1.29	0.82	-0.94	4.06				5.56			
	グループ2	(2 1 1)(1 1 0)	1779.85	2.80		-3.21	-0.85	-1.33	0.65	-0.76	4.23			1.13	5.63			
	グループ3	(2 1 1)(0 1 2)	1780.58	3.03									-3.38	2.72			4.54	
月末の曜日 ロズスティック 変換なしの ARIMAモデル	グループ1	(2 1 1)(0 1 2)	1781.31	3.16		-3.19	-0.61	-1.21	0.73	-0.87	3.97							5.33
	グループ2	(2 1 1)(0 1 2)	1782.88	2.98		-3.22	-0.65	-1.22	0.65	-0.77	4.03			0.80				5.33
	グループ3	(2 1 1)(0 1 2)	1783.72	3.01										-3.11	2.49			4.11

結果、AIC の値の最も低い組合せは以下のとおりである。

ARIMAモデル ・ 回帰変数	グループ	ARIMAモデル	回帰変数			
			うるう年	曜日	法律上の休日	月末の曜日
	グループ1	(2 1 1)(1 1 0)	○	7曜日	×	2000年 1.3

5 外れ値の決定

次に、「outlier」コマンドを用いて「4 回帰変数×ARIMA モデルの決定」で決定した系列のモデルに対して再度外れ値を自動検出する。これは、ARIMA モデルが決定し、当初の AIRLINE モデル(0 1 1)(0 1 1)から変更になったことにより、外れ値が変わる可能性があるためである。この段階で外れ値が検出された場合、最終的に真の外れ値として取り扱う。なお、系列のモデル決定の際に「regression」コマンドで仮外れ値の指定をしていた場合は、指定を外して仮外れ値を回帰変数から取り除いておく (表 5)。

自動検出の結果、今回の系列では外れ値は検出されなかった。

¹¹ (p, d, q)部分を通常 ARIMA、(P, D, Q)部分を季節 ARIMA という。

¹² スペックファイルの regression{}部分に、外れ値の種類とその年月を記述する。

表 5 外れ値の自動検出

OUTLIER DETECTION	
From	2000. Jan to 2008. Sep
Observations	105
Types	AO and LS
Method	add one
Critical t for AO outliers	3.82
Critical t for LS outliers	3.82
No AO or LS outliers identified	
Largest outlier t-value :	2.55180 (A02000. Dec)

外れ値	なし
-----	----

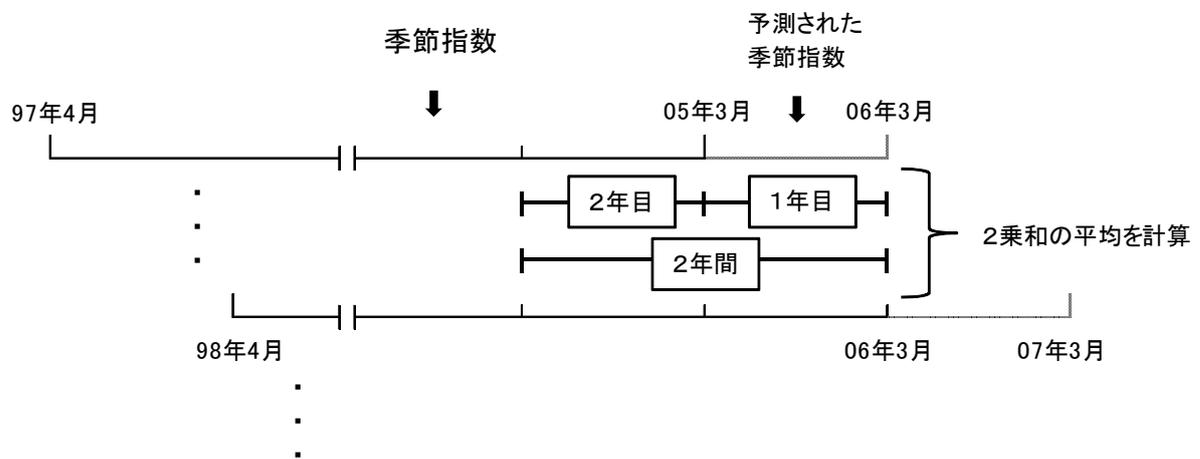
6 予測値と管理限界

次に、原系列末端部分への X-12-ARIMA を用いた予測値の適用と、X-11 パートでの管理限界の設定について検討した。予測値と管理限界については安定性によって評価を行い、中心的な系列である「実質消費支出（除く住居等）」の検討結果をすべての系列に適用することとした。

具体的な検討方法としては、始期と終期をともに 1 か月ずつずらした 1997 年 4 月－2005 年 3 月から 1999 年 9 月－2007 年 8 月までの 30 組の原系列について季節調整を行い、季節指数（d16 ファイル¹³）を出力する。X-12-ARIMA によって予測された季節指数と、系列の 1 年後のデータを用いた同期の季節指数との差の 2 乗和を計算し、その平均が小さいものを安定性が高いとみなした。予測された季節指数と 1 年後の系列末端の比較（1 年目）に加え、その 1 年前（2 年目）と、両方を合わせた 2 年間についても、同様の計算を行い、その値を出力した（図 4、表 6）。

なお、1997 年 4 月は消費税率が 3% から 5% となったことにより消費の構造変化が認められるため、検討の開始時期については 1997 年 4 月以降とした。また、2000 年より前は今回の検討に利用している「農林漁家世帯を含む」結果が存在しないため、「農林漁家世帯を除く」結果により代替した。

図 4 安定性の検討



¹³ 拡張子が d16 の季節指数のファイル。季節指数は out ファイルにも出力されているが、d16 ファイルは有効桁数が多い。なお、1 年を周期とする季節性のみ季節指数のファイル（d10）もある。

表6 予測値と管理限界

	予測値		管理限界 σ		1年目		2年目		2年間	
	逆予測 (maxback)	予測 (maxlead)	下限	上限	2乗和平均	順位	2乗和平均	順位	2乗和平均	順位
ア	0	12	1.5	2.5	0.52565	9	0.16685	6	0.34625	9
イ	0	12	2	3	0.58255	10	0.18227	9	0.38241	11
ウ	0	12	1.5	3	0.49620	6	0.14282	3	0.31951	6
エ	0	12	9.8	9.9	0.51579	8	0.14352	4	0.32965	8
オ	0	0	1.5	2.5	0.30583	3	0.22593	12	0.26588	4
カ	0	0	2	3	0.38787	5	0.18046	8	0.28417	5
キ	0	0	1.5	3	0.29875	1	0.23231	13	0.26553	3
ク	0	0	9.8	9.9	0.33537	4	0.10931	1	0.22234	1
ケ	12	12	1.5	2.5	0.66264	13	0.17801	7	0.42032	12
コ	12	12	2	3	0.66250	12	0.20991	11	0.43620	13
サ	12	12	1.5	3	0.60111	11	0.15477	5	0.37794	10
シ	12	12	9.8	9.9	0.50852	7	0.14060	2	0.32456	7
ス(X-11)	-	-	2	3	0.30222	2	0.20468	10	0.25345	2

2年間で見ると、過去への逆予測、予測ともに0（予測を行わない）の場合に安定性が高い結果となった。また、管理限界については、従来は(2.0, 3.0)を用いていたが、異常値を早めに取り込む(1.5, 3.0)の方が安定的であるという結果が得られた。これはX-12-ARIMAのデフォルトである(1.5, 2.5)よりも安定している。

実質的にどんな値も異常値と判定しない(9.8, 9.9)は、一見安定しているように見えるが、明らかな異常値もそのままにしてしまうため、季節調整の適切性を損なうことがあると考えられるため、採用を見送ることとした。

予測値 ・ 管理限界	予測値		管理限界 σ	
	逆予測(maxback)	予測(maxlead)	下限	上限
	0(なし)	0(なし)	1.5	3.0

7 テストの結果

これまでのオプション検討の結果をまとめると次のようになる（表7）。

表7 実質消費支出（除く住居等）のオプション一覧

ARIMAモデル		(2 1 1)(1 1 0)	外れ値		検出なし
回帰変数	うるう年	○	予測値	逆予測(maxback)	0(なし)
	曜日	7曜日		予測(maxlead)	0(なし)
	法律上の休日	×	管理限界σ	下限	1.5
	月末の曜日	2000年 1.3		上限	3.0

また、他の系列についても回帰変数と ARIMA モデルの組合せについて同様のテストを行い、次のような結果となった（表8）。

表8 各系列のオプション一覧（平成20年9月までのデータによる結果）

	費目	ARIMAモデル	うるう年	曜日	法律上の休日	月末の曜日 ¹⁾	外れ値
二人以上の世帯 (名目)	消費支出	(2 1 3)(0 1 1)	○	2		2002年 1.3	LS2001.4
	食料	(0 1 1)(2 1 1)	○	2	○		LS2001.3
	住居	(0 1 1)(0 1 1)				2001年 1.3	
	光熱・水道	(1 1 1)(1 1 1)				2001年 1.3	
	家具・家事用品	(0 1 1)(0 1 2)				2004年 1.3	
	被服及び履物	(0 1 1)(0 1 1)	○	3		○	
	保健医療	(3 1 3)(1 1 0)	○	7		1999年 0.7	
	交通・通信	(0 1 1)(0 1 1)		2+休		2002年 1.3	
	教育	(0 1 2)(1 1 1)		7		2001年 1.3	LS2001.4 AO2007.4
	教養娯楽	(2 1 3)(2 1 0)				2005年 0.7	
	その他の消費支出	(0 1 1)(0 1 1)		2		2001年 1.3	
	諸雑費	(3 1 3)(0 1 2)		2		2000年 1.3	
	消費支出(除く住居等)	(2 1 1)(0 1 1)	○	3		2001年 1.3	LS2001.4
	二人以上の世帯 (実質)	消費支出	(2 1 1)(0 1 1)	○	7	○	2001年 1.1
食料		(2 1 1)(2 1 0)	○	2	○		
住居		(0 1 1)(0 1 1)				2001年 1.3	
光熱・水道		(1 1 1)(2 1 1)		2		2000年 1.3	
家具・家事用品		(0 1 1)(1 1 2)				2004年 1.3	
被服及び履物		(0 1 1)(0 1 1)	○	3		○	
保健医療		(3 1 3)(1 1 0)	○	7		○	
交通・通信		(0 1 1)(0 1 1)		7	○	2002年 1.3	
教育		(0 1 2)(1 1 1)		7		2001年 1.3	LS2001.4 AO2007.4
教養娯楽		(2 1 3)(2 1 0)				2005年 0.7	
諸雑費		(2 1 3)(1 1 1)		2		2000年 1.3	AO2002.9
消費支出(除く住居等)		(2 1 1)(1 1 0)	○	7		2000年 1.3	

1) 月末の曜日の「○」はロジスティック変換を行わない変数が採用されていることを示す。

8 再検討と簡略化

平成 21 年 1 月結果からの季節調整法の変更を予定し、各系列の ARIMA モデルの次数及び回帰変数の決定を進めたが、月末の曜日など多数の回帰変数を作成したことにより回帰変数×ARIMA モデルの組合せが増大したため、二人以上世帯のうち勤労者世帯の系列については検討が進まなかった。また、多数あるユーザー変数ファイルの将来におけるメンテナンスなどを考慮するとユーザー変数として作成した回帰変数の簡略化の必要性、予期していない系列において月末の曜日が有意になるなどの問題点が明らかになってきた。

検討を進めるうち平成 20 年 11 月の結果が公表されたので、データの期間をそこまで延長するとともに、回帰変数の簡略化及び ARIMA モデルの範囲の限定を行い、再度、総当たりにより AIC の低い回帰変数・ARIMA モデルを探索した。さらに、AIC の低いモデルの回帰変数の係数などについて検討を加えた。最終的には、20 年 12 月までデータの期間を延長し、各系列の回帰変数・ARIMA モデルの決定を行っている。その際、以下の条件により検討を行った。

(1) 曜日・休日変数

ユーザー変数としてすべての曜日と休日の変数を作成したが、3 曜日でない既存にある曜日変数（2 曜日、7 曜日）が選ばれている系列が多く、将来のユーザー変数のメンテナンスと既存の曜日変数での代替性を考慮し、3 曜日を廃止し既存の曜日変数のみとした。

また、曜日と休日を組み合わせ合わせた合成変数も有効な系列が少なかったため廃止し、休日は独立したユーザー変数のみとした。

(2) ARIMA モデル

通常 ARIMA については、次数 3 の系列も選ばれていたが、高い次数のモデルの有効性は必ずしも高いとはいえないことから、次数は 2 までとした。また、季節 ARIMA において P と Q がともに 2 となる組合せもこれまででなかったので除外した。さらに p、q とともに 0 又は P、Q とともに 0 の場合は、将来にわたって系列が延長される（対象とするデータが変化すると）適合性が悪くなることがあるのでこれも除外した。その結果、(0 1 1)(0 1 1)から(2 1 2)(2 1 1)までの 56 通りの ARIMA モデルに限定した。

(3) 予期しない系列における月末の曜日などの回帰変数

月末の曜日は「移動電話通信料」など一部の品目のみに予期されており、被服及び履物などの回帰変数に月末の曜日を選択する妥当性が疑われた。そこで、季節調整の対象となる系列より細分化された品目（名目、食料を除く。）について、回帰変数×ARIMA モデルの組合せのうち最も AIC の小さいものの t 値などの一覧表を作成した。回帰変数×ARIMA モデルの組合せは、月末の曜日、国民の休日、うるう年、2 曜日、7 曜日と(0 1 1)(0 1 1)、(0 1 2)(0 1 1)、(2 1 0)(0 1 1)、データの推計期間は、平成 12 年 1 月から（収支項目分類の改定により一部品目については平成 14 年 1 月から）20 年 11 月まで（その時点の最新の結果）としている。

その結果、「家具・家事用品」、「被服及び履物」及び「保健医療」は月末の曜日を回帰変数としないこととした。「家具・家事用品」は「家事用耐久財」に、「被服及び履物」は「シャツ・セーター類」及び「履物」に、「保健医療」は「健康保持用摂取品」に「月末の曜日」変数が現れるが、これらは月ぎめ費目とは考えられない。

なお、月末の曜日を回帰変数として認めた「住居」は「公営家賃」、「光熱・水道」は「上下水道料」、「交通・通信」は「固定電話通信料」、「移動電話通信料」など、「教育」は「幼稚園」及び「補習教育」、「教養娯楽」は「新聞」（銀行引き落としあり）と他の教養娯楽サービス（「ケ

ーブルテレビ受信料」及び「インターネット接続料」、「その他の消費支出」（及びうち「諸雑費」）は「その他の諸雑費」（保育所費用（3歳未満）を想定）及び「他の交際費」（住宅関係負担費を想定）に月末の曜日変数が現れている。

また、曜日についても「光熱・水道」、「実収入」、「経常収入」及び「可処分所得」は回帰変数と認めなかった。「光熱・水道」は「電気代」に「曜日」変数が現れるが、電気代は前月から当月の電気使用量に影響されるので、当月の曜日に影響される理由が不明である。「実収入」などでは、勤労者世帯の「実収入」などについては、「勤め先収入」に「曜日」（土・日曜日数が増えると収入が増加）が現れたが、その原因を想定できなかった。

（4）外れ値の取扱い

外れ値の自動検出は、特定の回帰変数・ARIMA モデルにおける t 値を基準としているため、回帰変数・ARIMA モデルが異なると自動検出される外れ値も変わることになる。また、外れ値とする回帰変数が異なったモデル間には、原系列が異なったモデルと同様であるため、AIC による比較に問題がある。そのため、外れ値と回帰変数（外れ値を含まない）・ARIMA モデルの順次決定と同時決定のどちらにも問題があることを認識していた。

しかし、外れ値は例外的な扱いとして、回帰変数×ARIMA モデルの組合せのうち最も AIC の低い組合せを選択し、その後自動検出機能により外れ値の回帰変数を決定することとした。

（5）X-12-ARIMA からの出力による変更

再度、総当たりにより AIC の低い回帰変数・ARIMA モデルを探索するに当たっては、検討のために作成したツールの機能を生かし作業量及び作業時間を削減するため、同様の回帰変数を必要とする系列をまとめて処理した。例えば、消費支出及び消費支出（除く住居等）の名目・実質、二人以上の世帯・勤労者世帯の 6 系列をまとめて、ツールを使用している。

なお、これまでの検討により、消費支出の回帰変数とすべきものは、うるう年、曜日、休日、月末の曜日となっているので、そのうち複数の種類のある曜日と月末の曜日（絞り込まれたものに限定）と ARIMA モデルの組合せの種類の範囲に限定できたため、作業時間が大きく短縮されている。

その結果により、AIC の低い回帰変数・ARIMA モデルを選択したが、幾つかの変更を行っている。

ア 曜日と月末の曜日

多くの系列において土・日曜日の日数が多い月は支出が増大する傾向にあるが、土・日曜日の日数が多い月は月末に土・日曜日となる可能性が高く、月末の曜日の効果が生じる品目を含んでいるとそれによる支出減も考えられる。曜日と月末の曜日の双方を回帰変数として含む系列については、両者を併せて考える必要がある。

上述の消費支出及び消費支出（除く住居等）のうち、勤労者世帯（名目）の消費支出のみ 2 曜日で他は 7 曜日となった。2 曜日と 7 曜日と比較すると、7 曜日の月末の曜日の係数と t 値が大きいことから、曜日と月末の曜日の効果が 7 曜日においてよりよく分離されているとの観点から、勤労者世帯（名目）の消費支出の曜日を 7 曜日に変更した。

イ うるう年の回帰変数の係数

うるう年の回帰変数の係数がうるう年の日数の増加率 $(29/28-1)$ より大きい場合は過大調整となると考え、事前調整に変更した。平成 20 年 11 月までのデータを使った際に最もうるう年の係数が大きくなったのは、係数が 0.0726 となる二人以上の世帯（名目）の被服及び履

物である。

なお、事前調整方式に変更したことにより、AIC が最も低くなる ARIMA モデルは変更されなかった。

ウ スペクトル分析のワーニングメッセージ

曜日回帰変数を含めて季節調整を行っているにもかかわらず、スペクトル分析において週を周期とするピークがあるとのワーニングメッセージが平成 20 年 11 月までのデータによる二人以上の世帯（名目）の教育で出ている。実際には週を周期とする変動は除去されている可能性もあるが、AIC が次に低くなる ARIMA モデルに変更したところ、週を周期とするピークは消えたので、その ARIMA モデルとした。

年を周期とするピークがあるとのワーニングメッセージは、平成 20 年 11 月までのデータによる二人以上の世帯（名目）の勤労者世帯の交通・通信で出ているが、こちらは ARIMA モデルと月末の曜日について変更を行うことによって該当ワーニングメッセージは出力されなくなった。

エ 外れ値

外れ値なしで最も AIC の低い回帰変数・ARIMA モデルは、外れ値なしの場合により適切なモデルであるため、回帰変数とすべき外れ値が自動検出されないことも考えられる。

可処分所得では外れ値が自動検出されなかったが、実収入及び経常収入では外れ値が自動検出された。実収入及び経常収入で共通する外れ値の時点について季節調整済系列を見ると、可処分所得、実収入及び経常収入とも同様の変動（レベルシフト）となっていることが確認された。そこで、可処分所得の ARIMA モデルを実収入及び経常収入に自動検出される外れ値が自動検出される最も AIC の低い ARIMA モデルに変更した。

また、二人以上の世帯（名目）の消費支出で、外れ値の自動検出を行うと、外れ値の候補と non-robust な t 値が使用されているため外れ値が確認できない旨のメッセージが出力された。同じ外れ値が二人以上の世帯（名目）の消費支出（除く住居等）において自動検出されたため、手動で回帰変数に加えた上で最も AIC の低い ARIMA モデルを選択した（t 値は自動検出基準よりも大きくなっている。）。

IV 新旧季節調整法の季節調整済系列の比較

1 オプションの変更点

以上により決定したオプション及び X-11 デフォルトからの変更点をまとめると、①うるう年の事前調整、回帰変数、ARIMA モデルについては表 9 のとおり（スペックファイルへの記述形式による。）、②管理限界の下限値を 2σ から 1.5σ に変更、③X-11 パートでの季節移動平均の項数を固定から X-12-ARIMA のデフォルトである自動選択に変更の 3 点である。

表 9 ARIMA モデル、回帰変数等一覧 (最終結果)

	費目	ARIMAモデル	曜日とうるう年	休日と月末の曜日	外れ値
二人以上の世帯 (名目)	消費支出	(2 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear lpyear	jholiday-m200113	LS2001.Apr
	食料	(0 1 1)(0 1 2)	td1coef	jholiday	LS2001.Mar
	住居	(0 1 1)(0 1 1)		m200113	
	光熱・水道	(1 1 1)(0 1 1)		m200113	
	家具・家事用品	(0 1 1)(0 1 1)			
	被服及び履物	(0 1 1)(0 1 1)	td1coef		
	保健医療	(2 1 1)(0 1 1)	td		
	交通・通信	(0 1 2)(0 1 1)	tdnolpyear	jholiday-m200113	
	教育	(1 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear	m200113	LS2001.Apr
	教養娯楽	(0 1 1)(2 1 0)		m200507	
	その他の消費支出	(0 1 1)(0 1 1)	td1nolpyear	m200113	
	諸雑費	(2 1 2)(1 1 1)	td1nolpyear	m200013	
	消費支出(除く住居等)	(2 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear lpyear	m200013	LS2001.Apr
二人以上の世帯 (実質)	消費支出	(2 1 1)(1 1 0)	tdnolpyear lpyear	jholiday-m200113	
	食料	(2 1 1)(2 1 0)	td1nolpyear lpyear	jholiday	
	住居	(0 1 1)(0 1 1)		m200113	
	光熱・水道	(1 1 1)(0 1 1)		m200113	
	家具・家事用品	(0 1 1)(0 1 2)			
	被服及び履物	(0 1 1)(0 1 1)	td1coef		
	保健医療	(0 1 2)(0 1 1)	td		
	交通・通信	(0 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear	jholiday-m200213	
	教育	(1 1 1)(0 1 2)	tdnolpyear	m200113	LS2001.Apr AO2007.Apr
	教養娯楽	(1 1 1)(2 1 0)		m200507	
	諸雑費	(2 1 2)(0 1 2)	td1nolpyear	m200013	
	消費支出(除く住居等)	(2 1 1)(0 1 2)	tdnolpyear lpyear	m200013	
	勤労者世帯 (名目)	実収入	(0 1 1)(1 1 1)		
経常収入		(0 1 1)(1 1 1)			AO2002.Mar LS2006.Jul
消費支出		(2 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear lpyear	jholiday-m200113	
食料		(0 1 1)(2 1 0)	td1coef	jholiday	
住居		(0 1 1)(0 1 1)			
光熱・水道		(1 1 1)(0 1 1)		m200213	
家具・家事用品		(0 1 1)(0 1 1)	td1nolpyear		
被服及び履物		(0 1 1)(0 1 1)	td1coef		
保健医療		(0 1 1)(0 1 1)			
交通・通信		(1 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear	jholiday-m200113	
教育		(1 1 1)(2 1 1)	tdnolpyear	m200213	
教養娯楽		(0 1 1)(0 1 1)			
その他の消費支出		(0 1 1)(0 1 1)	td1nolpyear	m200213	
諸雑費	(2 1 2)(2 1 1)	td1nolpyear	m200013		
可処分所得	(1 1 2)(0 1 1)			LS2006.Jul	
勤労者世帯 (実質)	実収入	(0 1 1)(1 1 1)			LS2006.Jul
	経常収入	(0 1 1)(1 1 1)			AO2002.Mar LS2006.Jul
	消費支出	(2 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear lpyear	jholiday-m200113	
	食料	(2 1 2)(2 1 0)	td1nolpyear lpyear	jholiday	
	住居	(0 1 1)(0 1 1)			
	光熱・水道	(1 1 1)(0 1 1)		m200113	
	家具・家事用品	(0 1 1)(0 1 1)	td1nolpyear		
	被服及び履物	(0 1 1)(0 1 1)	td1coef		
	保健医療	(0 1 1)(0 1 1)			
	交通・通信	(0 1 1)(0 1 1)	tdnolpyear	jholiday-m200213	
	教育	(1 1 1)(2 1 1)	tdnolpyear	m200213	
	教養娯楽	(0 1 1)(0 1 1)			
	諸雑費	(2 1 2)(2 1 1)	td1nolpyear	m200113	
可処分所得	(0 1 2)(0 1 1)			LS2006.Jul	

注) " jholiday" は休日、" myyyynn" は月末の曜日 (yyyyは基準年、nnは係数 (n. n)) である。他の変数等については、参考文献[5]又は[12]を参照されたい。

2 新旧季節調整値の比較

変更後の季節調整値（以下「新季節調整値」という。）とこれまでのX-11デフォルトによる季節調整値（以下「旧季節調整値」という。）を比較してみる。

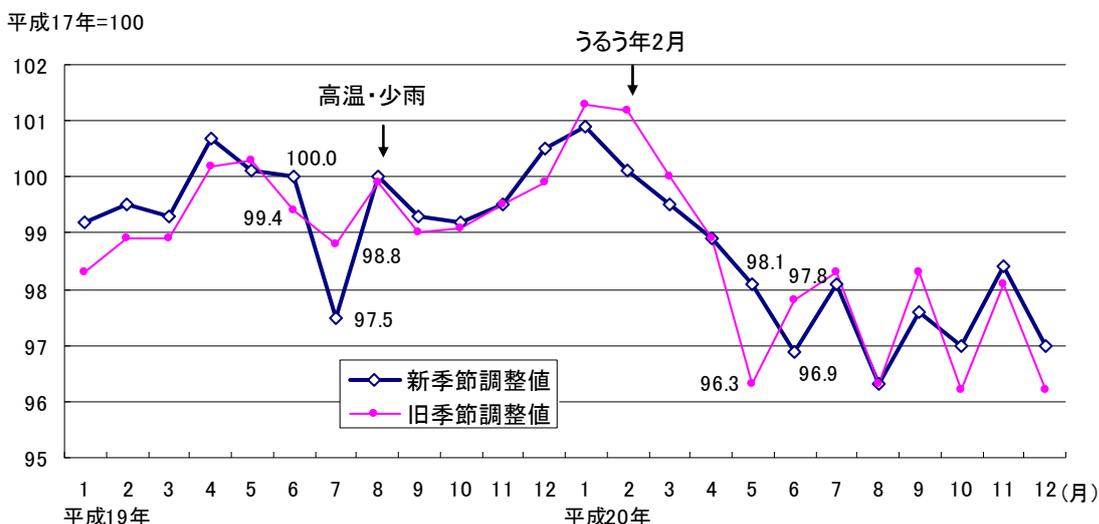
消費支出（除く住居等）では、平成19年6月は、新季節調整値が旧季節調整値に比べ0.6ポイント高く、19年7月は1.3ポイント低くなっている。新季節調整値では平成19年6月の梅雨入り、7月の梅雨明けがそれぞれ遅れたことによる支出への影響がはっきり現れている。なお、変更後の季節調整では7月の不規則変動のウエイトは20%となっており、新季節調整値が旧季節調整値の低下幅を大きくしていると推測される。

平成20年5月は新季節調整値が旧季節調整値よりも1.8ポイント高く、6月は逆に0.9ポイント低くなっており、2月以降の支出の減少は、旧季節調整値では5月までの4か月連続の減少となったが、新季節調整値では6月までの5か月連続の減少となっている。

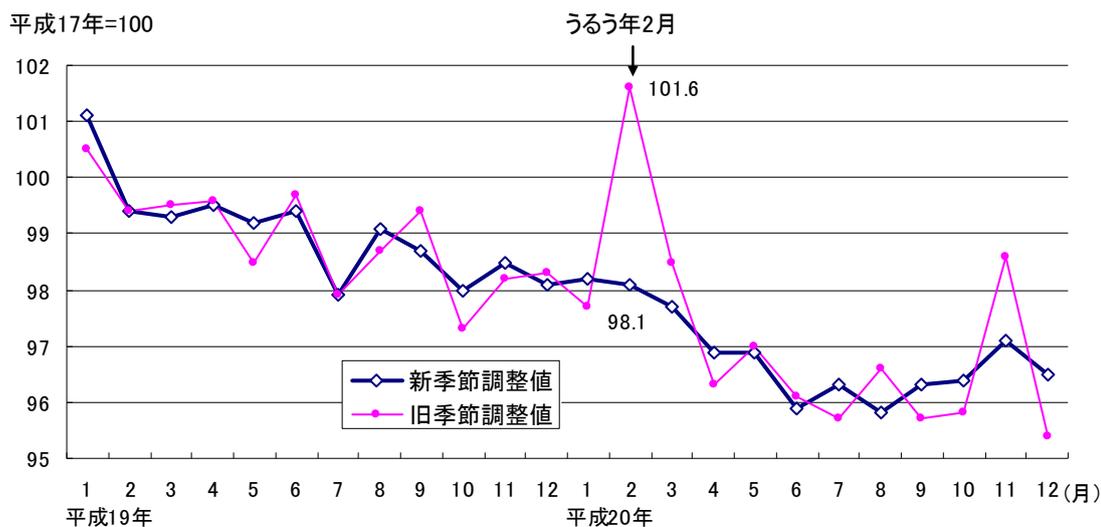
また、食料では、うるう年の平成20年2月で、新季節調整値が旧季節調整値に比べ3.5ポイント低くなるなど、新季節調整値はより滑らかな動きとなっている。なお、X-11デフォルトによる季節調整では管理限界の上限を超える不規則変動のウエイトが0%となっており、旧季節調整値では、うるう年の影響がそのまま現れているともいえる（図5）。

図5 季節調整法の相違による季節調整値の比較

① 消費支出（除く住居等）（実質）



② 食料（実質）



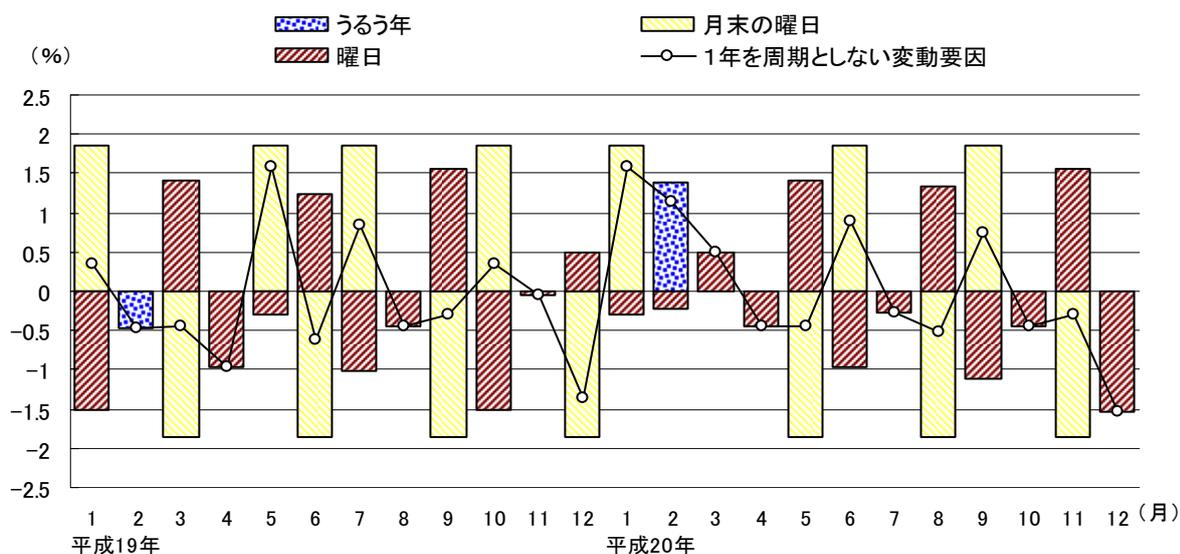
3 月末の曜日などの回帰変数の影響

月末の曜日などが原系列にどの程度影響しているかは、月末の曜日などの回帰変数に回帰変数の係数を乗ずることによって推測できる。

平成19年から20年の消費支出（除く住居等）について、月末の曜日などが支出額にどの程度影響しているかを見ると、月末の曜日は1.9%ほど増減に影響している。曜日も最大で1.6%ほど増減に影響しているが、各月ごとに見ると増減への影響が逆となることが多く、1年を周期としない変動要因の影響は最大で1.6%ほどとなっている。

なお、旧季節調整値と新季節調整値の差が1.8ポイントとなっていた平成20年5月の1年を周期としない変動要因の影響は0.4%となっている。この差は、16～19年の各5月の1年を周期としない変動要因が増加へ寄与していたため、X-11デフォルトによる季節調整法では、増加への寄与分についても1年を周期とする季節変動として5月の季節調整値を下げる方向に季節調整していたためであり、適切でないモデルによる季節調整では、1年を周期とする季節性の分離に問題が生じる例となっている（図6）。

図6 実質消費支出（除く住居等）の月末の曜日などの変動要因の影響



注) 1 回帰推定において被説明変数の原数値を対数変換しているため、影響 (%) は、変数値 × 係数 × 100 により算出している。

2 回帰変数の係数

月末の曜日 : 0.0187

曜日 月曜日 : -0.0107、火曜日 : -0.0005、水曜日 : -0.0040、木曜日 : 0.0017、
金曜日 : -0.0023、土曜日 : 0.0147、日曜日 : 0.0010

うるう年 : 0.0184

V 今後の運営方法・課題

1 運営方法

(1) ユーザーファイルのメンテナンス

回帰変数のうちユーザー変数とした「法律上の休日」及び「月末の曜日」については、あらかじめユーザーファイルとしてデータを準備しておく必要がある。特に「法律上の休日」については、祝日法の改正に伴ってデータを差し替えることになるため定期的なチェックが必要である。

(2) 外れ値の取扱い

季節調整値は毎年1月分結果公表の際、前年12月までのデータを系列に加えた上で過去に遡って改定しているが、遡及改定の際に系列が新たに加わることにより、本来外れ値として取り扱っていた値が外れ値ではなくなる場合がある。また、外れ値は一定期間を経過しないとその値が本当に異常値かどうかを判断することが難しく、取扱いに注意を要する。そのため、オプション見直しまでは今回設定した外れ値は固定（手動で設定）することとする。

(3) 推計期間・遡及期間

季節調整値算出のデータの期間は X-11 と異なり長期になれば良いものではないが、うるう年が3回入る12年間は最低必要と考えられるため、今後は当面延長する。

また、季節調整値の遡及改定の際、季節調整値算出の期間全体に遡及することには問題がある。例えば、無職世帯の割合が増えれば、曜日の影響は薄まっていくと考えられるが、こういった場合、直近のデータでは適切なモデルだとしても、それが長期の過去においては必ずしも適切であるとは限らない。X-12-ARIMA の X-11 パートでは移動平均による季節調整が行われているが、完全な移動平均（末端部分が欠けていない。）となっているのは期間の中央部分であるため、その部分は遡及を行わず固定するのが望ましい。そのため、2年目以降一定の遡及期間にとどめることとする。なお、遡及期間については参考文献[4]で解説されているので参照されたい。

2 基準改定時の再選択

X-11 と異なり、X-12-ARIMA は定期的にオプションを見直す必要がある。家計調査の実質値基準年の改定に合わせ、ARIMA モデルや回帰変数、外れ値、予測値や管理限界などの各種オプションの見直しを行う予定である。また、今回の検討結果を踏まえた上で、オプション見直しの際には X-12-ARIMA 以外の季節調整法についても検討されると考えている。

3 その他の家計調査の系列について

(1) 四半期結果

うるう年、曜日、月末の曜日は、四半期平均とした場合に最大でも3分の1しか結果に影響を及ぼさない。うるう年は2月だけで見ると日数は29/28で増加するが、1～3月期とすると91/90の増加となる。曜日も3か月を通すと3か月の日数に対して、曜日日数の変動率は小さくなる。月末の曜日も同様である。また、四半期別とするため、原系列のデータ数が3分の1となり、回帰の精度が落ちることも考えられた。

平成12年1～3月期から20年7～9月期までの35四半期のデータにより、総世帯の消費支出（名目）について回帰変数×ARIMAモデルの組合せを見ると、最もAICの小さい組合せでの回帰変数は月末の曜日のみとなって、うるう年と曜日も回帰変数とした月次の二人以上の世帯と大きく異なる結果となった。他の系列においても同様の傾向となり、四半期系列では、有意な回帰が行えないため、X-11 デフォルトからの変更は行わなかった。

(2) 消費水準指数

消費水準指数は、消費支出から世帯規模（人員）、世帯主の年齢、1か月の日数及び物価水準の変動の影響を取り除いて算出した指数である。

1か月の日数による調整には月ぎめ費目（家賃・地代など）も含めており、実際に1日平均で支出した金額を見ている。そのため、曜日や月末の曜日の調整をすると消費水準指数の算出方法と矛盾することとなるので、X-11 デフォルトのまま変更しないこととした。

なお、曜日や月末の曜日を季節調整の対象としない回帰変数とすることによって、より適切性のある季節調整となる可能性もあるが、X-12-ARIMA のオプションの選択及び今後のメンテナンスの作業量に見合う結果は得られないと考えた。

(参考) 変更後の季節調整法に使用したX-12-ARIMAのスペックファイル

```
series{
  file="原系列ファイル名"
  start=2000.1
  span=(2000.01, 2008.12)
  period=12
}
transform{ function=log }      #原数値を対数に変換
regression{
                                #表9を参照
                                #月末の曜日などのユーザー変数の" UserTypeは, " holiday" としている。
}
arima{
  model=                        #表9を参照
}
estimate{
}
forecast{
  maxBack=0
  maxLead=0                     #安定を高めるため、デフォルトの12から0としている。
}
outlier { }                    #外れ値の自動検出
                                # (自動検出された外れ値は" regression" に記述した。)
x11{
  sigmaLim=(1.5 3) #安定性を高めるため、管理限界の下限値を2から1.5に変更した。
  #seasonalMa=x11default      #移動平均の項数を固定していたものを、デフォルトの自動に変更した。
  appendFcst=yes
  save=(d10 d11 d16)
}
```

注：「#」以下はコメントである。

参考文献

- [1] 小西貞則, 北川源四郎, 『情報量規準』, 朝倉書店, 2004 年
- [2] A・C・ハーベイ (著), 国友直人 (翻訳), 山本拓 (翻訳), 『時系列モデル入門』, 東京大学出版会, 1985 年
- [3] 田中勝人, 現代時系列分析, 岩波書店, 2006 年
- [4] 本川明, 「職業安定業務統計季節調整値の改善について」, 労働政策研究報告書 No.47, 2006 年
- [5] 国友直人 編, 「解説 X-12-ARIMA (2002)」, 2004 年
- [6] 国友直人, 「季節調整法 X-12-ARIMA (2000) の利用: 法人企業統計の事例」, 2001 年
- [7] 国友直人, 「季節調整法」, 21 世紀 COE プログラム「市場経済と非市場機構との関連研究拠点」ディスカッションペーパーCOE-J-33, 2006 年
- [8] 日本銀行調査統計局, 「X12-ARIMA 操作マニュアル」, 1997 年
- [9] 奥本佳伸, 「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」, 経済分析 政策研究視点シリーズ 17, 1997 年
- [10] 奥本佳伸, 「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」, 千葉大学 経済研究第 16 巻第 1 号, 2001 年
- [11] 奥本佳伸, 「季節調整手法の概要」, 平成 19 年度統計研修 特別講座, 2007 年
- [12] U.S. Census Bureau, 「X-12-ARIMA Reference Manual Version 0.3」, 2007 年
- [13] 経済産業省経済政策局, 「平成 17 年基準鉱工業指数の季節調整方法の検証結果について」, 2008 年
- [14] 上田聖, 「季節調整プログラム X-12-ARIMA の安定性と適切性向上のためのオプション選択」, 統計局研究彙報 56 号, 1998 年
- [15] 清水誠, 「統計局における時系列データの季節性と季節調整法」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [16] 小泉英希, 「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~」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [17] 高部勲, 「完全失業率への適用で見た季節調整法の比較」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [18] 関野秀峰, 「労働力調査への適用でみた季節調整法の比較」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [19] 植松洋史, 「消費者物価指数総合指数への適用でみた季節調整法の比較」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [20] 武井大, 「消費者物価指数 10 大費目への適用でみた季節調整法の比較」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [21] 会田康之, 「家計調査勤労者世帯消費支出への適用でみた季節調整法の比較」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [22] 高岡信行, 「家計調査勤労者世帯実収入への適用でみた季節調整法の比較」, 統計研究彙報 63 号, 2005 年
- [23] 高部勲, 「季節調整法 TRAMO-SEATS 法の分析」, 統計研究彙報 66 号, 2009 年
- [24] 岡本政人, 「季節調整手法の比較」, 平成 19 年度統計研修 特別講座, 2007 年