論説

日本の鉱工業生産指数の 季節調整方法についての検討

奥本佳伸

29

I. はじめに

1. 大きな経済変動が経済統計の季節調整値に及ぼす影響

2008年9月に起こったいわゆる「リーマンショック」は、その後、世界的な金融危機を引き起こし、世界同時不況をもたらした。日本経済もこの影響を受けて、2008年の秋以降、急速に景気が悪化した。2009年の春頃から、日本経済は海外景気の改善や政策の効果(エコカー補助金、家電エコポイント制度など)などもあって、輸出と個人消費を先導役として景気が回復し、2010年春頃まで回復が続いた。その後、2010年の秋頃から、パソコン需要の減少などを背景にアジアの製造業を中心に行われた生産調整によって輸出が弱含みとなったことから、景気は足踏み状態となった。

2011年に入って、景気が再び持ち直しの兆しを見せた時に、3月に東日本大震災が発生し、経済活動は急速に低下した。その後、民間の復興需要や政府の復興対策などにより、景気は回復に向かった。

このように、2008年の「リーマンショック」と2011年の「東日本大震 災」は、日本経済に大きなマイナスの影響を与えた。

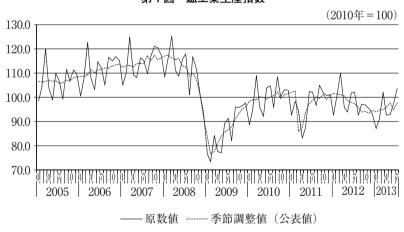
経済統計でこうした動きを見るために、製造業の活動状況を示す鉱工業生産指数(経済産業省が調査し、作成・公表している。)の動きを見

(385)

ると、第1図のとおりである。

この第1図を見ても、2011年の前半には、鉱工業生産指数が急速に落ち込んだ後、回復していくという動きを見せている。その落ち込みの程度は、2008年から2009年までの期間の方が2011年の前半よりもかなり大きいということも観察される。

ところで、経済統計は、この鉱工業生産指数のように、通常、原数値と季節調整値の両方が公表されている。現在の日本の官庁統計では、公表される統計データの季節調整方法として、アメリカ商務省のセンサス局が開発したセンサス局法X-12-ARIMAが一般的に用いられている。センサス局法は移動平均法にARIMAモデルを組み合わせた季節調整法である¹⁾。移動平均法を基本とした季節調整法は、このような大きな経済変動があった場合に、それを異常値として適切な調整が行われないと、その影響がその後の時期にまで及ぶことがある。これは、大きな経済変



第1図 鉱工業生産指数

30 (386)

¹⁾ センサス局法X-12-ARIMAの基本的な構造や機能については、本稿の末尾の 補論及び木村(1996)、奥本(2000)などを参照していただきたい。

動の影響が季節指数に残り(「ゆがみ」が生じ),(乗法型モデルの場合に)原数値/季節指数として算出される季節調整値に影響が及ぶという問題である。

2. 問題点の指摘

こうした問題があるということは、これまでに幾人かの研究者やエコ ノミストから指摘されている。

佐藤整尚氏(東京大学大学院経済学研究科准教授,前・統計数理研究 所准教授)は、佐藤(2012)、p. 26で次のように述べておられる。

「季節調整法に関しては時系列分析のなかの重要なトピックの一つになっていて、古くから研究が行われています。統計数理研究所でも、BAYSEA²⁾やDECOMP³⁾といった方法が提案されています。現在、日本の官公庁で採用されている季節調整法はX12-ARIMAと呼ばれる移動平均法を基本にした方法で、米国のセンサス局で開発されたものです。また、ヨーロッパでは、TRAMO=SEATS⁴⁾と呼ばれる方法が採用されています。

このように複数の方法があるということは、この問題が一筋縄では解決しないからです。そもそも真の季節性というのは、事後的にも観測されないので、手法の良し悪しを比較するのがなかなか難しいのです。しかしながら、統計を利用する側からすると季節調整ができて当たり前で、推定値だという意識はあまりないのが現状だと思います。なので、あとで季節調整値の大幅な改定があると、批判

(387)

²⁾ 参考文献は石黒(1986)。

³⁾ 参考文献は北川(1986)。

⁴⁾ スペイン銀行のV. GómezとA. Maravallによって開発された季節調整法である。 日本語での参考文献は、高部 (2009)。

されることもしばしばあるようです。しかしながら、そのような批判を恐れるあまり、必要な改定をせずに放置することも問題です。 統計を作る側は利用者の理解を得ながら、その時々の最善の方法で統計数値の改善に努めるべきです。また、我々統計科学の研究者はそのような統計家のニーズにあった手法の研究・開発をすべきであると思います。

そのような大きな改定を必要とする場面として、異常値が観測された時の対応があります。最近では2008年から2009年にかけてのリーマンショックの時期と、2011年の東日本大震災の時期があげられるでしょう。そもそも、異常値かどうか、またどのような種類の異常値であるかは、ある程度時間がたってから分かるので、通常は1年後に行われる季節調整替えにて対応することになります。したがって、このような場合は大きな改定が行われることになります。

なぜ異常値に対する処理が必要であるかは、回帰分析において、大きな異常値を含むデータがある場合、通常の最小2乗法を適用するとその異常値に引っ張られた回帰係数を推定してしまうという問題に似ています。ある月に異常値(たとえば、桁が違うような値)が存在すると、同じ月の季節調整値全体が過大、または過小に評価されてしまいます。このため、X12-ARIMAではそのような異常値をダミー変数を使って抽出し、取り除いてから季節調整を行います。」

佐藤氏は、このような問題に対して、統計数理研究所で開発された季節調整法であるDECOMPを応用する方法により研究を進めておられる。(DECOMPは状態空間モデルを用いる季節調整プログラムであり、センサス局法のような移動平均を基本にする季節調整法とは異なる手法によるものである。)

32 (388)

また,高岡慎氏(琉球大学法文学部総合社会システム学科准教授)は,財務省の法人企業統計について,リーマンショックなどにより,局所的に大きなレベルの変化を含んだデータに対してX-12-ARIMAを適用する際に,異常値のうちのRP(Ramp)を適用して対処する方法について研究されている(高岡(2012))。

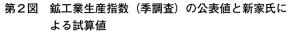
以上のような指摘や研究のほかに、新家義貴氏(第一生命経済研究所 経済調査部主席エコノミスト)も、新家義貴(2010)、新家義貴(2011) などで、リーマンショック、東日本大震災、うるう年などについて、鉱 工業生産指数やGDP統計などにおいて、適切な異常値調整が行われな いと、季節調整値に歪みが生じて、景気判断を難しくする可能性がある ことを指摘しておられる。

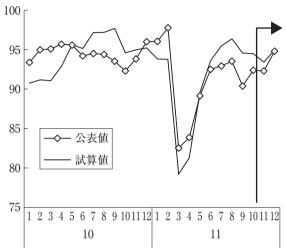
例えば新家義貴(2011) p. 3において, 新家氏は, 鉱工業生産指数について次のように述べておられる。

「季節調整が景気判断を難しくするもう一つの例が、リーマンショックによる異常値処理の問題である。以前から指摘している通り、現在の鉱工業生産指数の季節調整ではリーマンショック時の急激な落ち込みに対して異常値の調整を行っていない(注3)ため、落ち込みが「季節性による悪化」と誤って認識され、数値に歪み生じていると考えられる。

こうした歪みを取り除いた系列(注4)と現在の公表値を比較したものが図表3(本稿では第2図……筆者注)である。これを見ると、公表値では足元でも震災前の2月の水準を取り戻せていないが、試算値では6月にほぼ同水準まで回復し、7月以降は震災前水準を上回っているなど、大きな違いが出る。

(389)





- (注1) 試算値は、2007年までのデータを用いて計算した 季節指数を使用。
- (注2) 2011年11. 12月は予測指数
- (出所) 経済産業省「鉱工業指数」
- (出典) 新家義貴(2011)。
- (注3) 異常値が検出されなかったとのことから調整を見送っているが、これは、過去7年という短い期間を元にモデルの選定を行っていることが原因である可能性がある。
- (注4) リーマンショックの影響を受けない、2007年までの実績値を用いて計算した季節指数を用いて試算した。

なお、2013年6月11日に経済産業省から鉱工業指数の基準改定(2005年基準から2010年基準へ)結果の事前公表が行われたが、新家氏は新家(2013)において、この基準改定における鉱工業生産指数の季節調整の扱いについて、以下のように述べておられる。

34 (390)

「今回の鉱工業指数の基準改定では、季節調整の見直しも行われている。筆者が注目していた生産指数の異常値処理については、これまでも異常値として処理されていた東日本大震災(2011年3月)に加え、2009年2月も異常値として処理されることになった。2009年2月はリーマンショック後のボトムであり、その後の急回復を異常値として処理したようだ。

ただ疑問なのは、2008年11月から2009年1月までのリーマンショックによる急激な落ち込みが異常値とされていないことである。 リーマン後の落ち込みを異常値とせず、回復部分のみ異常値として 認識するという非対称な処理には疑問が残る。

リーマンショックから既に4年以上が経過しており、異常値が季節調整の歪みをもたらす度合いは小さくなっていることや、2009年2月については異常値処理されたことを踏まえると、これまでに比べれば季節調整の歪みが問題になることは減るだろう。ただやはり、2008年11月以降の落ち込みを異常値処理していないことで、依然歪みが残る可能性が否定できない。この点は、今後の景気判断を行ううえで注意が必要だ。」

筆者の考え方は後でも述べるが、ここで新家氏が指摘されている、 リーマンショックの時期について景気の落ち込みの時期も含めて異常値 処理をすべきであるという主張については賛成である。

鉱工業生産指数の季節調整について検討結果を発表されているもう1人の人として、長内智氏(内閣府政策統括官(経済財政分析担当)付参事官(総括担当)付参事官補佐、前・大和総研調査部エコノミスト)の指摘を見ておくこととしたい。長内氏は、長内(2012)において、経済産業省によって2012年4月17日に行われた鉱工業指数の年間補正の結果を検討して、鉱工業生産指数の季節調整について以下の点を指摘してお

(391)

られる。

まず評価すべきポイントして挙げておられるのは次の2つの点である。

- ①季節調整の「再現可能性」が満たされていること
- ②東日本大震災後の生産の落ち込みを異常値として処理したこと

この①の点は、長内氏が、2011年1月~2013年4月の鉱工業生産指数の季節指数について独自に試算された推計値と、経済産業省の公表値を比較すると、その差が非常に小さい(小数点以下第2位までは差がなく、第3位で初めて差が生じる。)ということに基づいて述べておられる。

②の点は、2011年3月を、X-12-ARIMAで扱う異常値のうちのTC (Temporary Change) として設定したことを指している。

次に、長内氏が「当面の検討課題」として挙げておられることは、以下の① \sim ③である。

- ①異常値処理を行うときに自動検出された結果に手を加えたこと
- ②業種別データに歪みが生じている可能性
- ③改定期間が短いために正確さを欠く数値が公表され続けるリスクを 抱えていること

このうち①の点は、経済産業省大臣官房調査統計グループ(2012)において説明されていることである。それは、X-12-ARIMAの異常値の探索を行うoutlierコマンドで2005年1月~2011年12月の鉱工業生産指数について異常値の探索をしたところ、2011年3月がLS(Level shift) 5 と

36 (392)

⁵⁾ X-12-ARIMAで処理する異常値の種類とその変動の形状については、後で掲げる第3図 (p. 30) を参照していただきたい。

して検出された。しかし、経済産業省では、2011年3月の指数値が異常値として検出されたのは震災の影響であり、同年4月以降に元の水準に戻る動きが確認できたことなどから、この異常値をLSではなくTC (Temporary change) として適用した、ということである。

筆者も上に挙げた経済産業省大臣官房調査統計グループ (2012) で述べている説明を読んでみたが、十分に説得的なものという感じはしなかった。やはり、X-12-ARIMAの異常値探索機能で検出された結果がLSだったものを、TCに変えて適用するということには賛成できないというのが筆者の考えであり、長内氏が疑問を呈しておられることも理解できることである。

次に②の点は、経済産業省が行っている鉱工業生産指数の季節調整では、全体としての鉱工業生産指数について最適と考える季節調整の方法(異常値の設定や曜日変動、うるう年変動の調整方法など)を決めると、それをすべての業種別の生産指数にも適用しているという点である。これは、業種別の生産指数にウェイトをつけて統合したものが全体としての鉱工業生産指数になっているという関係を、原数値だけでなく季節調整値についても成り立たせるためにやむをえず採用している方法である。したがって、業種別の生産指数を、実際のその業種の生産活動が行われた環境に即して分析しようとする場合には、分析者がその業種の生産指数の季節調整を自ら行うことを考えるべきであるということを長内氏は述べておられる。

③の点は、鉱工業生産指数の年間補正における季節調整値の扱いに関することである。例えば、2012年の4月に行われた鉱工業指数の年間補正では、(a)2011年1月~12月の指数について、毎月の作業で集計に間に合わなかったデータや集計後に判明した訂正を反映して、原指数を再計算する、(b)最新の1年分(2011年1月~12月)を含めた過去7年分の原指数により季節指数を計算し、その季節指数を用いて指数の季節調整値

(393)

を再計算する、(c)過去1年間の季節調整値を新しく計算された数値に取り替える(過去1年を超える分の季節調整値は変更しない)、ということをしている。ここで長内氏が指摘されていることは、過去1年間だけの季節調整値を更新するだけでなく、もっとさかのぼって、それ以前の季節調整値についても更新することを考えるべきであるというものである。

この点については、筆者も長内氏の意見に賛成である。過去1年分だけの季節調整値だけを更新するという方法を繰り返していくと、季節調整値については、全体の期間を通しての季節調整値としては整合性のないものになってしまうと考えられる。

現在, GDP統計については, 四半期のGDP速報が公表されるたびに, 過去にさかのぼって季節調整をし直した結果としての季節調整値が公表されている。筆者は, 過去に長くさかのぼるのは1年に1度でいいのではないかと思っているが, 鉱工業指数についても, 年間補正の際に, 最新1年間だけではなく, 季節調整をかける期間(2012年4月の年間補正までは7年間だったが, 2013年4月の年間補正からは8年に改められた)の最初にさかのぼって季節調整値をすべて更新する方が望ましいと思われる。

Ⅱ. 検討の準備段階としての鉱工業生産指数の季節調整値の再現 作業

1. 鉱工業生産指数の季節調整値の再現作業の意義

鉱工業生産指数の季節調整について検討する作業を行うのに当たり、 経済産業省が毎月公表している鉱工業生産指数について、その原数値から季節調整値を一定の計算方法により再現することが必要だと筆者は考えた。その理由は、もしそのような再現が可能となった場合、季節調整を行う手順の一部を変更したときに、結果としての季節調整値にどのよ

38 (394)

うな変化が生じるかを観察することができるからである。

このように、公表されている鉱工業生産指数の原数値から、公表されている季節調整値を一定の計算方法で再現できないと、研究者が原数値に対して季節調整を行って得た季節調整値(それは公表されている季節調整値と一致していない数値のもの)と、季節調整の手順を一部変更した季節調整値(これも公表されている季節調整値と一致していない数値である。)との比較になる。その場合、季節調整の手順の一部を変更すると、季節調整値にこれだけの違いが生じるという結果が得られたとしても、同じような違いが、経済産業省から公表されている鉱工業生産指数に生じるかどうかは必ずしもわからないということになる。したがって、季節調整の手順を一部変更した場合に、季節調整値にこれだけの違いが生じるという結果が、公表されている鉱工業生産指数の季節調整値についても、それと同じ程度の違いが生じるであろうということが言えるために、上に述べたような、鉱工業生産指数の公表されている原数値から公表されている季節調整値を再現することが必要になってくる。

なお、「再現する」と言っても、公表されている季節調整値と全く誤差がゼロである必要はなく、公表されている鉱工業生産指数は小数点以下第1位までなので、小数点以下第1位まで一致している推計値が得られれば、小数点以下第2位以下でのわずかな誤差があってもかまわないものと考える。

2. 鉱工業生産指数の季節調整値の再現の方法

ここで筆者が、鉱工業生産指数の公表されている原数値から公表されている季節調整値を再現する方法として用いたのは、上のI.2で述べた長内智氏が長内(2012)で用いておられる方法である。筆者は、2013年8月下旬に、事前に電話でお願いして了承をいただいた上で内閣府に長内氏を訪ねて行き、この方法について御教示を受けることができた。

(395)

長内氏には厚くお礼を申し上げる次第である。

(1) 過去7年分のデータの季節調整について

経済産業省による鉱工業指数の季節調整は、センサス局法X-12-ARIMAによって行われているが、その際の季節調整方法やスペックファイル(季節調整の対象となるデータや季節調整方法を記述するファイル)については、経済産業省から毎月公表される鉱工業指数の速報や確報の公表冊子(経済産業省のWEBサイトでみることができる。)に収録されている「X-12-ARIMAのスペックファイル等について」(資料1)という文書で概略が説明されている。

この文書の「(2)スペックファイル」で、鉱工業指数の原数値に適用さ れるX-12-ARIMAのスペックファイルが示されている。また。「(4)異常 値処理 | で、2010年基準改定において異常値が検出された系列と異常値 処理を行った種別、年月が示されている。したがって、鉱工業生産指数 については、「(2)スペックファイル | で示されているスペックファイル に、「(4)異常値処理 | で示されている異常値(2009年2月と2011年3月 にTC)を付け加える必要がある。これで 公表されている鉱工業生産 指数の原数値に適用されているスペックファイルの内容がすべて明らか になったかというと、そうではない。それは、「(2)スペックファイル」 において、X-12-ARIMAのユーザーが必要に応じて回帰変数として用 いるユーザー変数のデータファイルの中身がわからないからである。こ の資料では、regressionというコマンドのかっこ内の記述のうち、user = (iap-hol) 以下の記述がユーザー変数に関するものである。その中で、 ているファイルを示すものであるが、その中身にどのようなデータ使わ れているかまでは公開されていない。ただ、ユーザー変数の名称を示す userに書かれているのが、(jap-hol) であるから、各月における日本の

40 (396)

資料 1

鉱工業指数におけるX-12-ARIMAのスペックファイル等について

The Spec files, etc. adopted in the seasonal adjustment of the Indices of Industrial Production using the X-12-ARIMA method

```
(1) 手法 (Method)
```

鉱工業指数における季節調整済指数系列は、季節要因に加え、曜日・祝祭 日要因、うるう年要因によっても調整されている(在庫・在庫率指数につい ては、季節要因のみ)。

具体的には以下のとおり。

季節調整済指数=原指数÷ (季節・曜日・祝祭日・うるう年指数)

Not only seasonal but also 'trading-day and holiday' and 'leap-year' effects are adjusted as follows:

Seasonally adjusted index = Original Index/ (seasonal, 'Trading-day and holiday' and 'Leap-year' indices)

(Indices of Producers' Inventories and Inventory Ratio were adjusted by only seasonal effects.)

(2) スペックファイル (Spec File) 使用しているスペックファイルの見本は以下のとおり。

The spec files of X-12-ARIMA for seasonal adjustment are as follows:

```
series {start = 2005.1
      span = (2005, 1, 2012, 12)
      decimals = 1
transform \{function = \log \}
arima \{\text{model} = (0 \ 1 \ 2) \ (0 \ 1 \ 1)\}
regression {variables = (tdlnolpvear lpvear)→在庫・在庫率指数の場
          save = (td hol)
                                         合はregressionの
          user = (jap-hol)
                                         内を削除
          usertype = holiday
                                         *The case of indices of
          start = 2005.1
                                          Producers' Invento-
          delete
forecast {maxlead = 12 }
                                          Ratio.
estimate |save = (mdl)|
                                          word
                                                 "regression"
        maxiter = 500
                                          within the brackets
x11 | print = (none + d10 + d11 + d16)
                                          11
    save = (d10 d11 d16)
    seasonalma = x11defaul }
```

(3) 季節指数等の運用 (Employment of seasonal index, 'trading-day and holiday' and 'leap-vear' indices)

平成25年1月以降の季節指数は、暫定季節調整方式を採用している。具体的には、平成24年の季節指数を適用している。

これに対し、曜日・祝祭日・うるう年指数は、暫定方式を採らず、上記(2) で推計されたパラメータとカレンダーから計算して利用している。

(397)

The method of temporary seasonal adjustment is adopted for the seasonal index after January 2013. Concretely to say, the monthly seasonal index in 2012 is adopted as those in 2013. As for 'trading-day and holiday' and 'leap-year' indices, this method is not adopted, and 'trading-day and holiday' and 'leap-year' indices are calculated from estimated parameters in (2) and calendar.

(4) 異常値処理 (outlier detection)

平成22年基準改定において,異常値が検出された系列と異常値処理を行った種別,年月は以下のとおり。

In the 2010 base revision, outlier-detected indices, type of outliers and period of outliers are as follows:

系列名 Type of		異常値種別 Type of Outliers	処理年月 Period of Outliers
	生産	TC	2009 02 February, 2009
	Production	10	2011 03 March, 2011
鉱工業指数	出荷	LS	2011 03 March, 2011
Production index	Shipments	TC	2011 04 April, 2011
	在庫 Inventories	TC	2011 03 March, 2011
	在庫率 Inventory ratio	LS	2011 06 June, 2011
製造工業稼働率・		ТС	2009 02 February, 2009
生産能力指数 Operating ratio index, Production	稼働率 Operating ratio	TC	2011 03 March, 2011
capacity index		AO	2011 04 April, 2011
製造工業生產		TC	2011 03 March, 2011
Production for	recast index	AO	2011 04 April, 2011

TC: temporary change LS: level shift AO: additive outlier

42 (398)

これにより平成22年基準改定で修正した(2)のスペックファイルは以下のとおり。

〈鉱工業生産指数の場合〉

That is, the spec file modified for the 2010 base revision is as follows: $\langle \text{In the case of Production index} \rangle$

regression variables = (tdl nolpyear lpyear tc2009. 2 tc2011. 3)

祝日の数をデータとして用いているのだろうという推測はできる。

長内氏がされた鉱工業生産指数の季節調整値の推計は、2012年4月の鉱工業生産指数の年間補正後のデータ(2005年基準)を用いてされたのであるが、この時期では季節調整値の計算の対象年月は2005年1月から2011年12月までの7年間であった。長内氏の季節調整値の推計では、この日本の祝日数を表すユーザー変数のデータとしては、季節調整値の計算の対象期間(2005年1月から2011年12月までの7年間)について、1月から12月までの各月ごとに、平日(月曜日から金曜日まで)が祝日になる日数(A)をまず数えて、次にその7年間の各月(1月から12月まで)ごとの(A)の平均値(B)を求め、各年のその月の日数(A)から平均値(B)を差し引いた値を用いたとのことであった。

筆者も自分で鉱工業生産指数の季節調整値を試算してみる作業では、 ここで教えていただいた方法と同じ方法を採用した。

なお,筆者は2013年8月末に,経済産業省大臣官房調査統計グループ 経済解析室鉱工業指数班に電話をして,鉱工業生産指数の季節調整の方 法について質問したが,その時に聞いた祝日の数についてのユーザー変 数の算定の仕方は,長内氏から教えていただいた方法とほぼ同じ方法で あった。

ところで、ここで各月の平日が祝日になる日数(A)から月ごとのその平均値(B)を引いた値をユーザー変数として用いるのは、次のような理由からである。

X-12-ARIMAでは、補論で説明するように、原系列に含まれる異常

(399)

値や曜日変動などの変動を回帰式によるダミー変数を用いて説明し、それらの変動をあらかじめ原系列から除去する。除去するというのは、原系列の値から「異常値等による変動分」を差し引くということであるが、この「異常値等による変動分」の平均値が0でない場合は、差し引いた後のデータは、「異常値等による変動分」の平均値だけ小さくなる。その小さくなった値にARIMAモデルを適用して、最新の実績値の時点よりも先の値(デフォルトは1年分)を予測し、その予測値と実績値をつなげた系列にX-11による季節調整を行う。

このため、季節調整値が元のデータよりも「異常値等による変動分」の平均値分だけ小さくなることを防ぐために、「異常値等による変動分」が平均的に0になるようにする。これが、上記の各月の平日が祝日になる日数(A)から月ごとのその平均値(B)を引いた値をユーザー変数として用いる理由である。

(2) 当年度の月々の公表値における季節調整値について

鉱工業指数については、毎年4月の2月分確報の指数が公表される時期に、前年1年分の原指数、季節指数及び季節調整済み指数の再計算を 行った結果を公表している。これは指数の「年間補正」と呼ばれている。

この年間補正が行われた後,次の年間補正までの間に月々公表される 指数のうちの季節調整済み指数(以下,季節調整値という。)は,暫定 季節指数を用いて季節調整値を計算している。

経済産業省では、この暫定季節指数を、(前年の年間補正済みの季節 指数⁶⁾) と(当年の曜日・祝祭日・うるう年指数) を掛け合わせること によって算出している。ここで、(当年の曜日・祝祭日・うるう年指数)

44 (400)

⁶⁾ ここでいう「季節指数」は、曜日・祝祭日・うるう年要因を除いた季節変動 要因を表す季節指数という意味である。

をどのように計算しているかについては、本稿の前掲の資料1の(3)には、 「上記(2)で推計されたパラメータとカレンダーから計算して利用している。」と記述されている。

この説明だけでは、具体的にどのような計算をしているかがわかりにくいのであるが、先ほど述べたように筆者が経済産業省大臣官房調査統計グループ経済解析室鉱工業指数班に電話をして、鉱工業生産指数の季節調整の方法について質問した時の回答では、X-12-ARIMAの計算結果から得られるregressionコマンドにおけるtdlnolpyear⁷⁾、lpyear⁸⁾やユーザー変数のパラメーターに、それぞれのtdlnolpyear, lpyearやユーザー変数がその月にとる値を掛けて、それらの3つの数値をさらに掛け合わせた上で対数化することによって算出しているとのことであった。

こうした方法を自分で再現しようとしても、tdlnolpyearの各月における値がいくらかなどを調べて行う算定は複雑だと思われるので、簡単にはできないように思われる。

(なお、経済産業省は「祝祭日」という用語を使っているが、現在は祝日について定めているのは、「国民の祝日に関する法律」であり、この法律の中では「祝日」という用語だけが使われて、祭日という用語は使われていない。筆者は、「祝祭日」ではなく、「祝日」という用語を使うべきだと考えるが、本稿では別の用語を使うことによる混乱を避けるために、経済産業省の使っている用語をそのまま使うことにする。)

これに対して、長内氏は鉱工業生産指数の季節調整値の試算において、

(401)

^{7) 1}週間の曜日の数による変動を,1つずつの曜日ではなく,平日(月曜日から金曜日まで)と休日(土曜日と日曜日)の2つの数の変動により行う曜日調整(2曜日調整)を行うことを表す変数。

⁸⁾ うるう年による変動をダミー変数方式により行うことを表す変数。

次のような方法を採用しておられた。

2005年1月から2011年12月までの7年間の原数値についてX-12-ARIMAで季節調整を行った場合,X11コマンドの出力データとして重要なものは以下のd10,d11,d16の3つである。

- d10 曜日・祝祭日・うるう年要因以外の要因による季節変動を表す 季節指数(英文マニュアルでの用語ではfinal seasonal factors(以 下,同じ))
- dll 曜日・祝祭日・うるう年要因を含んで季節調整された最終的な 季節調整値(final seasonally adjusted series)
- d16 曜日・祝祭日・うるう年要因も含んだ総合的な季節変動を表す 季節指数 (combined seasonal and trading factors)

このうちd10とd16については、2005年1月から2011年12月までの7年間の原数値について季節調整した場合、(デフォルトでは) 先行きの1年間(2012年1月から12月まで)の予測数値も出力してくれる。特に指定すれば、先行き2年または3年の予測値を出力することもできる。

経済産業省の暫定季節指数の計算の仕方は、上に述べたように、(前年の年間補正済みの季節指数)と(当年の曜日・祝祭日・うるう年指数)を掛け合わせることによって算出している。このうち、(前年の年間補正済みの季節指数)については、X-12-ARIMAの計算結果から、前年のd10の値を用いるという点は、経済産業省も長内氏も共通である。これに対して、(当年の曜日・祝祭日・うるう年指数)を算出する方法として、長内氏は、当年のd16をd10で割った数値(すなわちd16/d10)を用いておられる。これは、d16が上に述べたように、「曜日・祝祭日・うるう年要因も含んだ総合的な季節変動を表す季節指数」であるが、それをd10「曜日・祝祭日・うるう年要因以外の要因による季節変動を表

46 (402)

す季節指数」で割ることにより、「曜日・祝祭日・うるう年要因を表す季節指数」を求めようとする方法である。この方法は、経済産業省が採用している方法よりははるかに簡単であるが、しかし、d16やd10という数値の意味を考えてみると、この方法により、「曜日・祝祭日・うるう年要因を表す季節指数」が得られるというのは十分理解のできる方法である。そこで、筆者も現時点で公表されている鉱工業生産指数の原数値から季節調整値を試算する作業において、当年の季節調整値を計算する際に、この方法を用いた。

3. 鉱工業指数の平成22 (2010年) 基準改定の季節調整関連部分

ところで、2013年6月13日に経済産業省から、鉱工業指数の平成22 (2010年)基準改定が公表された。この基準改定の主要な内容と、季節 調整法の見直しについては、資料2を見ていただきたい。

資料2に述べられているこの基準改定の主要な内容と,季節調整法の 見直しは、次のとおりである。

- ①指数の基準時を平成17年(2005年)から平成22年(2010年)へと変更した。
- ②指数の品目や採用品目を見直した。
- ③季節調整法の見直し

季節調整法は、米国センサス局のX-12-ARIMA (Ver. 0. 2. 10) を用い、ARIMAモデルやオプションの見直しを行った。

平成17年基準からの主な変更点は、以下のとおり。

- ① 季節調整の対象期間を,7年間(84か月)から8年間(96か月)に延長
- ② ARIMAモデルの選定方法を変更(iを追加)i (011)(011) モデルで仮外れ値を検出

(403)

資料2

「鉱工業指数平成22年(2010年) 基準改定の概要 | のうちの季節調整に関連 する主要な部分

> 平成25年6月18日 経済産業省大臣官房調査統計グループ

1. 改定の趣旨

鉱工業指数については、「指数の基準時に関する統計基準」(平成22年3 月統計基準設定)において「指数の基準時は、5年ごとに更新することと 西暦の年数の末尾が0又は5である年とする|とされていることから 現行の基準時である平成17年(2005年)から5年後の平成22年(2010年) を新たな基準時とし、ウエイトや採用品目の見直しに加え、「鉱工業指数 平成22年(2010年) 基準改定方針案 | に対する意見募集(平成23年11月28 日~平成23年12月27日実施) において頂いた御意見等を踏まえ. 季節調整 方法について見直しを行った。

- 2. 改定の対象とした指数
 - 平成22年基準へ改定を行った指数は、以下の7系列である。
 - ① 生産指数(付加価値額ウエイト)
- ⑤ 生産能力指数 稼働率指数

② 出荷指数

(6)

③ 在庫指数 在庫率指数 (7) 製造工業生産予測指数

- 3. 改定の主な内容
 - (1) 基準時及びウエイト算定年次の変更
 - 指数の基準時及びウエイト算定年次を、平成17年(2005年)から平成 22年 (2010年) へ変更した。指数値は、平成22年の平均を100.0とした 比率で示される。
 - 「(2)~(4)は省略]
 - (5) 季節調整法の見直し
 - 季節調整法は、米国センサス局のX-12-ARIMA(Ver. 0. 2. 10)を用 い、ARIMAモデルやオプションの見直しを行った。

平成17年基準からの主な変更点は、以下のとおり。

- ① 季節調整の対象期間を 7年間(84か月)から8年間(96か月)に 延長
- ② ARIMAモデルの選定方法を変更(iを追加)
 - (011)(011) モデルで仮外れ値を検出
 - 仮外れ値を変数として設定した上で、BICの小さいスペックを選 定((012)(011) モデル)
 - iii このスペックで外れ値処理を実施(スペック選定後、実施:2009 Feb. 2011Marを設定)
- 異常値の検出を毎年実施

将来の季節指数の安定化を図るため、異常値検出を毎年行う。

4. 新基準への切替え時期と改定結果

平成22年基準による指数値へは、平成25年4月確報公表分から切り替え る。過去系列は、平成20年1月以降について新基準による系列を作成した。 また、平成20年1月~3月の時点で旧基準との接続を行い、昭和53年ま で遡及した過去時系列(接続指数)を整備した(製造工業生産予測指数を 除く。)。

なお.平成22年基準改定結果の詳細については.インターネットの以下 のサイトを参照されたい。

http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/iip/index.html

(404)48

- ii 仮外れ値を変数として設定した上で、BICの小さいスペックを選定((012)(011) モデル)
- iii このスペックで外れ値処理を実施(スペック選定後, 実施: 2009Feb, 2011Marを設定)

以上に引用した部分で,季節調整法の見直しについて述べた部分については,十分に注意を払うことが必要である。

まず、「季節調整法は、米国センサス局のX-12-ARIMA(Ver. 0. 2. 10)を用い、」と書かれているが、現在、アメリカの商務省センサス局から公表されているX-12-ARIMAは2007年5月に公表されたVersion 0. 3である。Version 0. 3が公表されてから6年も経過した2013年6月に行われた今回の鉱工業指数の基準改定においても、依然として1つ前のVersionであるX-12-ARIMAが使われているのはなぜだろうかと思うが、その理由はわからない。

筆者は、後ほど述べる鉱工業生産指数の季節調整値の再現作業の際に、X-12-ARIMAのVersion 0.2.10とVersion 0.3の両方を使ってみたが、異常値の検出や、季節調整の計算の結果は両方の結果が全く一致していた。したがって、このX-12-ARIMAのVersionの違いは、ここでの鉱工業生産指数の季節調整の問題に関しては、影響を及ぼさないことがわかった。

次に、「① 季節調整の対象期間を、7年間(84か月)から8年間(96か月)に延長」したと書かれている。したがって、本稿において、筆者が鉱工業生産指数の季節調整値の再現作業をするときは、季節調整の対象期間を8年間とする。

またその次には、「② ARIMAモデルの選定方法を変更」したことが書かれていて、その内容として、

「i (011)(011) モデルで仮外れ値を検出」

(405)

を追加したと書かれている。

ここで用いられている (011)(011) というARIMAモデルは, airline modelと呼ばれているもので、多くのデータについてあてはまりのよい ARIMAモデルであると言われているものである。

次に、以下のii、iiiの手順により、最終的に適用するARIMAモデルと外れ値を決めている。

- 「ii 仮外れ値を変数として設定した上で, BICの小さいスペック を選定((012)(011) モデル)
 - iii このスペックで外れ値処理を実施(スペック選定後,実施: 2009Feb, 2011Marを設定)」

ここで、BICというのは、ベイズ情報量規準(Bayesian Information Criterion)と呼ばれるもので、最尤法に基づいて推定されたモデルを評価するために利用される情報量規準である。

また, iiiで設定されている異常値は, ここでは2009Feb, 2011Marと年月だけが書かれていて, 異常値の種類は書かれていないが, 資料1の(4)に掲げられている表から, どちらも異常値の種類としてはTC (Temporary Change) であることがわかる。

さらに、資料2の4. に次のように書かれていることにも注意する必要がある。

「平成22年基準による指数値へは、平成25年4月確報公表分から切り替える。過去系列は、平成20年1月以降について新基準による系列を作成した。

また、平成20年1月~3月の時点で旧基準との接続を行い、昭和53年まで遡及した過去時系列(接続指数)を整備した(製造工業生

50 (406)

産予測指数を除く。)。」

今回の基準改定によって新しく計算された指数(原数値も季節調整値の両方)は、平成20年(2008年)1月以降について公表値となり、それ以前の時期は、平成20年(2008年)1~3月の時点で旧基準の指数と接続されるということである。したがって、鉱工業生産指数の季節調整値の再現作業を行って、その結果の試算値の指数を公表された季節調整値と比べる場合も、平成20年(2008年)1月以降についてだけ比べるべきであるということになる。

4. 鉱工業生産指数の季節調整値の再現作業の結果

ここでは、筆者が行った鉱工業生産指数の季節調整値の再現作業の結果について述べる。上に述べたように、鉱工業生産指数の季節調整値について、(1)2005年1月~2012年12月までの8年間と、(2)2013年1月以降の直近の鉱工業指数が公表されている月までの季節調整値(上に述べた2.(2)の「当年度の月々の公表値における季節調整値」)とは、計算方法が違うことにより、以下でも2つに分けて説明する。

(1) 2005年1月~2012年12月までの8年間の季節調整値

この8年間の季節調整値を原数値から計算するためのX-12-ARIMAのスペックファイルは、資料1の(2)の示されているスペックファイルを基本的に用いたが、同じ資料1の(4)の表で鉱工業生産指数の異常値処理は2009年2月と2011年3月にいずれもTCを設定していることが書かれているので、スペックファイルのregressionコマンドの1行目だけが、

regression {variables = (td1nolpyear lpyear tc2009.2 tc2011.3) と修正したものを用いた。このregressionコマンドの修正については、資料1の(4)の表の下にも記述されている。

(407)

日本の祝日の数による変動の調整のためのユーザー変数の作り方については、先に説明した長内氏から御教示いただいた方法を用いた。

X-12-ARIMAのVersionは0.3を用いたが、Version0.2.10を用いても 結果は変わらないということは前述のように確認している。

こうした方法により、鉱工業生産指数の2005年1月~2012年12月の原数値に季節調整をして、得られた季節調整値を2008年1月以降について、公表値と比較して示したものが第1表である。

公表値(A)と試算値(B)の差を差分(B-A)として示している。差分は絶対値の大きさで見ると、2008年3月の0.93が最大であるが、この月以外はすべて0.5未満である。2008年3月の差分だけがこのように大きいのは、2008年1~3月の時点で旧基準指数と接続していることの影響があるのかもしれない。

差分の絶対値平均は表の下に書いたように0.14であり、これは季節調整値の公表値の平均98.45に対しては0.14%になる。誤差の平均が0.14%というのは、非常に小さい誤差だと考えてよい数値だと思われるので、公表されている季節調整値を再現するための試算値としては、ほぼ十分ものと考えていいであろう。

なお、季節調整値の公表値と試算値を第1表のような表の形で示し、 グラフで示さなかったのは、グラフの場合は、2つの系列のグラフがほ ぼ完全に一致してしまって、違いが表現できないからである。

(2) 2013年1月以降の直近の鉱工業指数が公表されている月までの季節 調整値

次に、2013年1月以降の直近の鉱工業指数が公表されている月(本稿を執筆している2013年9月初めの時点では、2013年7月まで(7月の公表値は現時点では速報値))までの鉱工業生産指数の季節調整値を試算した。試算の方法は、本稿のII. 2.(2)で述べた方法である。その方法

52 (408)

第1表 鉱工業生産指数 (季節調整値) (2010年基準) の公表値と試算値

年	月	公表値(A)	試算値(B)	差分 (B-A)
2008	1	117.0	117. 07	0.07
	2	117.3	117. 73	0.43
	3	116. 2	117. 14	0.94
	4	115.5	115. 67	0.17
	5		115. 95	-0.15
		116.1		
	6	112.9	112. 92	0.02
	7	112.7	112. 61	-0.09
	8	108.7	108. 53	-0.17
	9	110.0	110. 18	0.18
	10	107. 4	106. 93	-0.47
	11	100. 2	99.71	-0.49
	12	91.9	91. 81	-0.09
0000				
2009	1	83. 8	83. 85	0.05
	2	76. 6	76.64	0.04
	3	77. 6	78. 02	0.42
	4	81.0	81. 10	0.10
	5	84.0	83. 98	-0.02
	6	85. 6	85. 60	0.00
	7		86. 62	-0.08
		86.7		
	8	88.0	87. 88	-0.12
	9	91.0	91. 16	0.16
	10	93. 3	93. 04	-0.26
	11	95. 3	94. 95	-0.35
	12	96. 1	95. 99	-0.11
2010	1	98.5	98. 54	0.04
2010	2	98. 9	98. 81	-0.09
	2			
	3	99. 1	99. 50	0.40
	4	100. 2	100. 27	0.07
	5	100.0	99. 97	-0.03
	6	99. 2	99. 20	0.00
	7	100.3	100. 28	-0.02
	8	100.7	100.65	-0.05
	9	102.3	102. 38	0.08
				0.08
	10	99. 4	99. 18	-0.22
	11	101.0	100.73	-0.27
	12	101.6	101.52	-0.08
2011	1	102. 1	102.08	-0.02
	2	102.7	102. 63	-0.07
	3	85. 8	86. 05	0. 25
	4	87.6	87. 67	0.07
	5	93.6	93. 62	0.02
	6	97.5	97. 53	0.03
	7	98. 7	98. 68	-0.02
	8	100.4	100. 29	-0.11
	9	99.5	99. 56	0.06
	10	101.3	101. 14	-0.16
-	11		98. 86	-0.24
		99. 1		
2215	12	101.1	101. 07	-0.03
2012	1	101.5	101.43	-0.07
	2	101.3	101.39	0.09
	3	101.1	101.36	0. 26
	4	100.6	100.59	-0.01
	5	98.8	98. 75	-0.05
+	6	98. 0	98. 04	0.03
-				
	7	97.5	97. 45	-0.05
	8	96. 1	96. 09	-0.01
	9	94.0	94. 13	0.13
	10	94.3	94. 14	-0.16
	11	93. 4	93. 24	-0.16
	12	94. 7	94. 63	-0.07
	14	94. /	J4. UJ	- 0.07

平均98.45 絶対値平均0.14

2013年1月以降の直近の鉱工業指数が公表されている月までの季節調整値の試算 第2寿

				į		2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2		5	4 5 5 5 5	k 1	
						公表值	試算值	公表值		参考試算值	
	季智	総合季 節指数				IIP 原数値	IIP季節 調整値	IIP季節 調整値	差分	(J)	差分
年	月 (A)d10	(B)d16	(C)d16/d10	(D)d10. (+12)	$(E)\!=\!(D)\!\times\!(C)$	(F)	(G)=(F)/(E) × 100	(H)	${\rm (I)} \! = \! {\rm (C)} \! = \! {\rm (I)}$	$=(F)/(B) \times 100$	(K) = (J) - (H)
2012	1 91.8										
- 4	2 97.0										
	3 108.8										
7	4 96.0										
	5 93.7										
	6 104.4										
	7 105.1										
3	8 95.4										
-	9 104. 4										
1	10 101.9										
1	11 100.8										
1	12 100.2										
2013	1 91.9	92.8	1.0098	91.8	92. 70	87.2	94. 1	94. 1	-0.03	94.0	-0.13
7	2 97.2	96.4	0.9918	97.0	96. 20	91.2	94.8	94.9	-0.10	94.6	-0.29
	3 109.1	107.5	0.9853	108.8	107.20	102.2	95.3	95.0	0.33	95. 1	0.07
7	4 96.2	96.8	1.0062	96.0	96. 60	92. 6	95.9	95.9	-0.04	95.7	-0.24
-1,	5 93.7	95.2	1.0160	93. 7	95. 20	93.0	97.7	97.7	-0.01	97.7	-0.01
)	6 104.5	102.5	0.9809	104. 4	102.40	97.1	94.8	94.7	0.12	94. 7	0.03
	7 105.1	106.3	1.0114	105.1	106.30	103.8	97.6	97.7	-0.05	97.6	-0.05
3	8 95.4	95.2	0.9979	95. 4	95. 20			平均95.7	絶対値平均		絶対値平均
)	9 104.2	103.6	0.9942	104. 4	103.80				0.10		0.12
1	10 101.8	103.0	1.0118	101.9	103.10						
1	11 100.6	100.6	1.0000	100.8	100.80						
1	12 100.2	6.66	0.9970	100.2	99. 90						

54 (410)

に従って、Excelファイルにデータを入力して計算したものが、第2表である。この第2表での計算方法と結果について説明する。

「(A)d10」と「(B)d16」は、2005年1月~2012年12月の原指数の系列に対してX-12-ARIMAで季節調整値を試算した結果から得られる季節指数である。d10は、曜日・祝祭日・うるう年要因を含まない季節指数であり、d16は曜日・祝祭日・うるう年要因も含んだ季節指数である。この第3表では、d16を「総合季節指数」と呼んでいる。

「(C)d16/d10」は、総合季節指数であるd16を、曜日・祝祭日・うるう年要因を含まない季節指数であるd10で割って、曜日・祝祭日・うるう年要因を表す季節指数を求めたものである。

「(D)d10. (+12)」は、2012年1月~12月の「(A)d10」の値を、12か月 先の月に移して2013年1月~12月に配置したものである。

「(E)=(D)×(C)」は、上の(D)と(C)を掛けて、「総合季節指数」を(B)とは別の方法で求めたものである。

(F)は「鉱工業生産指数 (IIP)」の原数値の公表値である。

(G)は(F)を(E)で割って100を掛けて求めた、IIPの季節調整値の試算値である。

(H)は、IIPの季節調整値の公表値である。

(I)は、IIPの季節調整値の試算値である(G)から季節調整値の公表値である(H)を差し引いて差分を求めたものである。これを見ると、2013年3月の差分が0.33と他の月よりやや大きいが、3月以外の月は絶対値で0.12以下の大きさになっている。

この1月から7月までの7か月の差分の絶対値の平均は0.10であり、同じ期間のIIPの季節調整値の公表値の平均95.7に対して0.10%となっている。この0.10%という誤差は、上の(1)で2005年1月~2012年12月までの8年間の季節調整値の試算値と公表値を比較して求めた誤差の0.14%よりもわずかながら小さい値になっている。この場合のIIPの季節調

整値の試算値としては、悪くない精度だと思われる。ただし、現時点で得られる試算値の数が1月から7月までの7つという少ない数であるために、観察できる数値が少ないので、一般的な特性としてあまり確定的には言えないかもしれない。

なお、第2表の右の方に記載している「参考試算値」について説明する。これは、IIPの原数値の公表値を割るのに、「総合季節指数」であるd16をそのまま用いて季節調整値を求めたものである。この場合のIIPの季節調整値の公表値との差分の絶対値平均は0.12となり、同じ期間のIIPの季節調整値の公表値の平均に対する誤差は0.13%となる。ただ、X-12-ARIMAの基本的な考え方は、この参考試算値のように、直近の期間(例えば1年間)については、時間の経過により新たな月の原数値が得られたときは、それをd16で割って(乗法モデルの場合)、暫定的な季節調整値を求めるということを想定している。

筆者は、そのような方法が普通に考えられる方法であり、そのような方法を取るのが一般的には妥当ではないかと考える。今年8月末に経済産業省の担当部署に電話をした際に、この点についても質問したが、回答としては、現在、経済産業省が採用している方法を取った場合の方が、翌年になってから算出された季節指数の実績値との差が小さかったからというものであった。

この場合に、具体的にどのような方法で、代替的な方法の比較をしているのかについては、経済産業省経済政策局調査統計部経済解析室(2009)が参考になる。そこでは、①前年の季節指数を暫定季節指数とする方法、②予測指数(12月予測)を暫定季節指数とする方法、などについて、暫定季節指数と翌年に算出された季節指数との差の標準偏差を比較するという方法で評価して、どの方法を選ぶかを決めている。

本稿では、この点については、どの方法がよいかという検討は行っていないが、現在のところ筆者としては、上に述べたように、X-12-

56 (412)

ARIMAの計算結果から得られるdl6の予測値をそのまま暫定季節指数として用いる方法でよいのではないかと考えている。この点についての検討は、今後の課題である。

- Ⅲ. 鉱工業生産指数の季節調整方法についての経済産業省の方法と代替的な方法との比較・検討
- 1. 鉱工業生産指数の季節調整方法についての経済産業省の方法と一部 異なる方法の検討

I. で見たように、経済産業省による鉱工業生産指数の現行の季節調整方法に対する疑問や批判は、特に新家氏によって指摘されている。それは、リーマンショックや東日本大震災によって起こった鉱工業生産指数の短期間における大きな落ち込みとその後の回復が、同指数の季節調整値にゆがみをもたらしている可能性があり、これはX-12-ARIMAを適用する上で適切に異常値処理が行われていないためではないかということである。

また、II.2で見たように、経済産業省から2013年6月18日に公表された「鉱工業指数平成22年(2010年)基準改定の概要」では、季節調整方法の見直しが行われたことが述べられている。そして、鉱工業生産指数については、2009年2月と2011年3月に異常値としてTC(Temporary Change)が設定された。

しかし、筆者は、リーマンショックや東日本大震災によって起こった 鉱工業生産指数の短期間における大きな落ち込みとその後の回復につい ての異常値の設定による対応がこれでは不十分だと考える。こうした時 期についての異常値の設定には、RP(Ramp)を用いるべきではないか と考える。

第3図は、X-12-ARIMAで処理することができる異常値の種類とその変動の形状を示したものである。この図でみるように、以下の4つの

(413)

種類がある。

- ①AO (Additive Outlier, 加法的外れ値), 時系列データの1時点だけに影響するもの
- ②LS (Level Shift, 水準変化), ある1時点から先のデータが一定の量だけ増加または減少するもの
- ③TC (Temporary Change, 一時的変化), ある時点で突然増加また は減少するが、急速に元の水準に戻っていくもの
- ④RP (Ramp, 傾斜的変化) Rampとは英語で「傾斜路, 坂道」とい

第3図 X-12-ARIMAにおける異常値処理の4つの種類

① AO (Additive Outlier, 加法的外れ値)



② LS (Level Shift, 水準変化)



③ TC (Temporary Change, 一時的変化)



④ RP (Ramp, 傾斜的変化)



58 (414)

う意味で、この図のように坂道の形で時系列データが推移すること を意味するもの

X-12-ARIMAのregressionコマンドの中で、AO, LS, TCについては、例えば2001年2月にAOを設定するときは、AO2001.2というように記述する。RPについては、傾斜的変化の始まりの時期と終わりの時期の2つをRP2009.3-2009.10というように記述する。

X-12-ARIMAでは,季節調整の対象とする期間について異常値を探索し,検出するコマンドoutlierがある。しかし,このoutlierで検出できる異常値は,AO, LS, TCに限られる 9 。したがって,RPについては,X-12-ARIMAの利用者が,分析対象とする時系列データのグラフを観察して,適切な時期に設定しなければならない。日本経済が最近5年以内に経験した大きな出来事であったリーマンショック($2008\sim2009$ 年)と東日本大震災(2011年)は,まさにこのRP(Ramp)を設定しなければならない時期であろうと考えられる。

経済産業省による鉱工業指数の季節調整においては、このRPはoutlierコマンドで検出されるものではなく、X-12-ARIMAの利用者が季節調整をしようとする時系列データのグラフを観察して、適切に設定しなければならないものであるという点についての考慮が十分ではなかったのではないかと考えられる。例えば、経済産業省経済政策局調査統計部経済解析室(2011)、「平成22年年間補正について」では、最後の部分で、

「なお、現在採用している季節調整法であるX-12-ARIMAにおいては、事前調整機能により異常値を検出できる。検出を行う期間や

(415)

⁹⁾ outlierで異常値を検出する際にも、スペックファイルで単にoutlier { } と記述して実行すると、AOとLSだけしか検出されない。AO、LS、TCの3つを検出するためには、outlier { types = all } と記述しなければならない。

ARIMAモデルの設定により検出結果が異なるが、現行のARIMA モデルで全期間(7年間)を適用する場合、鉱工業総合の系列につ いては異常値が検出されていない。」

と述べており、季節調整において異常値を設定していない。ここでは、 X-12-ARIMAのoutlierコマンドで異常値を探索しても検出されないの で、異常値の設定は行わないという考え方が表明され、RPについては 考慮されていない。

また、経済産業省大臣官房調査統計グループ(2012)「23年年間補正における季節調整について」では、最初にoutlierコマンドで異常値の探索をした結果、2011年3月がLSとして検出されたが、それをTCと変更した理由を述べる文章の中で、「リーマンショックに伴う生産指数の低下と上昇についてRPを設定した場合に、2011年に限定して異常値の検出をすると、2011年3月がTCとして検出された。」という記述がある。ここでは、せっかくリーマンショックの時期にRPを設定しているにもかかわらず、それが2011年3月に検出されたLSをTCに変更して適用する理由づけのためだけに使われて、鉱工業生産指数の季節調整に生かされていない。さらに、2013年6月に行われた鉱工業指数の基準改定においても、リーマンショックと東日本大震災の時期にRPを設定することは行われておらず、異常値の設定は鉱工業指数全体で見ても、AO、LS、TCの3つに限られている。

さて、X-12-ARIMAで季節調整をする場合に、リーマンショックと 東日本大震災の時期に異常値としてRPを設定することは、有田帝馬氏 (日本銀行)が有田(2012)のp. 193-195でされていることである。有 田氏は、この著書の中で、リーマンショック(有田氏の著書では「世界 同時不況」と呼んでおられる。)と東日本大震災について、それぞれ以 下のように異常値を設定されている(有田(2012), p. 193)。

60 (416)

リーマンショック (世界同時不況)

RP2008, 10-2009, 2. RP2009, 3-2009, 10

東日本大震災

LS2011. 3. RP2011. 4-2011. 6

筆者はこの有田氏によるこの時期についてのRPの設定に賛成し、それを参考にして、本稿でも以下でこの時期にRPを設定した検討を行う。

2. 具体的なRPの設定

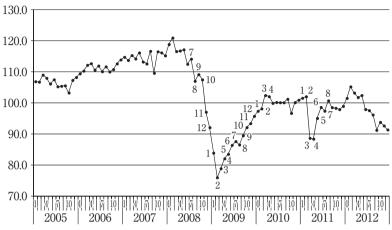
X-12-ARIMAのregressionコマンドの中でRPを設定するには、分析対象とする時系列データのグラフと月々の前月比変化率などを見て、RP(傾斜的変化)の始まりと終わりの時期を決めなければならない。

一般的に、対象とする時系列データの原数値によるグラフを見ただけでは、この始まりと終わりの時期を判断するのは難しい。鉱工業生産指数の場合でも、このことは第1図の原数値のグラフを見ていただければ、理解していただけるであろう。季節変動の影響がかなり大きくて、RPの始まりや終わりの時期を判断しにくい。

そこで、原数値を季節調整したグラフを描いて判断することにするが、この段階では、X-11のみによる季節調整を行い、X-12-ARIMAによる異常値や曜日変動などの調整は一切行わない方法での季節調整を行う。これはX-12-ARIMAのスペックファイルで、seriesコマンドで用いるデータを定義し、transformコマンドで例えばtransform function = logleと対数変換を指示した後で、すぐにx11コマンドを記述して季節調整をすることにより、実行することができる。

このようにして鉱工業生産指数をX-11で季節調整した結果のグラフが第4図である。この図を観察して、筆者は、リーマンショックについては、アメリカの投資銀行リーマン・ブラザーズが経営破綻したのが2008年9月15日だったことを考慮して、RPについて、

(417)



第4図 鉱工業生産指数 (X-11による季節調整値)

RP2008.10-2009.2, RP2009.2-20010.3 と設定した。

また、東日本大震災については、2011年2月から3月への急落は有田 氏と同じように、RPではなくLSとして、LS2011.3とした。回復の時期 は、RP2011.4-2011.6とした。

ここで設定したRPとLSの時期は、東日本大震災の時期については有田氏と同じである。また、リーマンショックの時期については、グラフでの急落期については有田氏の設定と同じであるが、回復期については少し異なっている。

有田氏が著書を執筆された時期に利用された鉱工業生産指数は2005年 基準のものだったと考えられる。その後、2013年6月に2010年基準指数 への改定が行われた。この基準改定においては、原数値の一部修正され るほか、季節調整方法も変更されているので、有田氏が見ておられた鉱 工業生産指数のグラフと現在公表されている鉱工業生産指数のグラフは 形が少し違うので、そのことが影響しているものと思われる。

62 (418)

3. 経済産業省の方法と代替的な方法での季節調整の実行とその結果

(1) 経済産業省の方法によるケース (ケース1)

現在、経済産業省から公表されている鉱工業生産指数の季節調整の方法は資料1に書かれているが、改めてX-12-ARIMAにおけるスペックファイルを書くと、次のとおりである。

```
series \{ start = 2005 1
       span = (2005, 1, 2012, 12)
       decimals = 1
transform { function = log }
arima { model = (0 1 2) (0 1 1) }
regression { variables = (td1nolpyear lpyear tc2009. 2 tc2011. 3)
            save = (td hol)
            user = (iap-hol)
            usertype = holiday
            start = 2005.1
            file = "xxxxxxxxxxxxxxxxxx"
forecast { maxlead = 12 }
estimate { save = (mdl)
          maxiter = 500
x11  print = (none + d10 + d11 + d16)
     save = (d10 d11 d16)
     seasonalma = x11default }
```

このスペックファイルでの季節調整の主な特徴を書くと、以下のとおりである。

(419)

- ① データ期間:2005年1月~2012年12月
- ② データの変換:元のデータを対数変換し、乗法タイプの季節調整モデルを適用する。
- ③ ARIMAモデル: (012)(011)
- ④ regressionコマンドで行う調整:
 - (a) 曜日調整 (2曜日調整¹⁰⁾) うるう年調整を行う。
 - (b) 2009年2月と2011年3月にTCを設定する。
 - (c) 月のうちで月曜日から金曜日までが祝日になっている数をユーザー変数として回帰変数に用いる。

以下の検討では、このケースをケース1と呼ぶことにする。

(なお、筆者は、鉱工業生産指数の2005年1月から2012年12月までの原数値のデータについて、X-12-ARIMAのoutlierコマンドを用いて異常値の探索をしたところ、LS2008.11、TC2009.1、TC2009.2、TC2011.3の4つの異常値が検出された。ここで述べた経済産業省の季節調整方法では、これら4つのうちTC2009.2とTC2011.3の2つだけが採用されている。あとの2つのLS2008.11とTC2009.1がなぜ採用されなかったかは不明である。)

- (2) 代替的なケースの設定 次にケース1と比較するいくつかの代替的なケースを設ける。
- (A) ケース2 (RP設定ケース) リーマンショックと東日本大震災の時期に,筆者の考えた以下の異常

64 (420)

¹⁰⁾ 脚注7を参照。

値の設定をする。

RP2008, 10-2009, 2. RP2009, 3-20010, 3

LS2011.3, RP2011.3-2011.6

ケース1では、特徴の項目の④の(b)で「2009年2月と2011年3月にTCを設定」していたのであるが、これら2つの時点のTCは、リーマンショックと東日本大震災に対応した異常値と考えられ、時期も重なるので、このケース2では、ケース1で設定されていた2つのTCは設定しないことにする。

このように異常値の設定を変更した場合、それに対応した最適な ARIMAモデルも変わる可能性がある。これは、X-12-ARIMAのRE-GARIMAモデルは回帰式とARIMAモデルが一体化したモデルであるため、異常値の調整を行う回帰式の部分の設定が変わると、それに対応した最適なARIMAモデルも変わる可能性があるためである。

そこで、このような異常値の設定をした上で、X-12-ARIMAにおけるautomdlコマンドによって最適なモデルを探索したところ、 $(1\ 1\ 0)(0\ 1\ 1)$ が選ばれた。

(B) ケース3 (RP設定+日本型曜日調整2ケース)

このケースは、これまでユーザー変数として使っていた、月ごとの日本の祝日の数(月曜日から金曜日までに祝日である日の数)のデータに代えて、筆者がこれまでに使っている「日本型曜日調整2」を使うケースである。

筆者は、奥本(2000)と奥本(2001)において、1980年1月以降の月ごとの日本の祝日やそれ以外の休日の数を数えた時系列データを2種類作成し、それぞれ「日本型曜日調整1」のデータ、「日本型曜日調整2」のデータと呼んできた。

「日本型曜日調整1」のデータは、月曜日~土曜日が祝日又は休日と

なっている日数を数えたものである。土曜日については、週休2日制の普及を考慮し、1992年4月までは月に2回休みとし、1992年5月以降はすべての土曜日を休みとした。このデータは、本稿でこれまでユーザー変数として使ってきた月曜日から金曜日までの間の祝日の数と趣旨はほぼ同じなので、ここでは使わない。

「日本型曜日調整2」のデータは、「日本型曜日調整1」のデータの数値に加えて、年始休業(1月1日~3日を休日とする。)、ゴールデンウィーク(4月29日~5月5日の間は、中2日以内のウィークデーを休日とする。)、お盆休み(8月13日~15日を休日とする。)、年末休業(12月29日~31日を休日とする。)の日数を加えたものである。

このケースについても、異常値の設定とユーザー変数の設定に対応した最適なARIMAモデルをautomdlコマンドで探索すると(0 1 2)(0 1 1)が選ばれた。

なお、このケースでは、リーマンショックと東日本大震災の期間の異 常値の設定は、ケース2と同じである。

(3) ケース1, 2, 3の比較

以上の3つのケースについて、REGARIMAモデルを推定し、その結果を比較したものが第3表である。

この3つのケースについて、回帰変数が有意かどうかを見ると、2曜日調整とうるう年調整については、どちらにおいても3ケースとも有意となっている。これに対して、ユーザー変数については、ケース2と3では有意であるが、ケース1では-1.73となって、あまり有意とは言えない結果になっている。このユーザー変数は、既に述べたように、経済産業省がデータを公表していないので、毎月の月曜日から金曜日までの間に祝日が何日あるかを数えた数を用いている。本稿での鉱工業生産指数の再現作業の結果から見て、経済産業省が用いている数値と大きな相

66 (422)

3の比較 ď 鉱工業牛産指数の季節調整についてのケース1 第3表

		À C	H H H	Ь . У X X II I		20次 34十米十年1月24~十年1月11~~~~~~~~~~) 1, 0、2.54	X+17.0		
ケース	奉箋	RPの 設定	RPの ユーザー 設定 変 数	羅里里 番里里 番目	2曜日型 うるう年 曜日調整 調 整	曜日調整とうるう 年調整を合わせた カイ2乗検定のp値	選ばれた ARIMAモデル	AICC	MAPR
Н	RPの設定なし TC2009.2とTC なし 2011.3を設定	なし	日本の祝日 〇 〇 (-1.73) (10.21) (2.80)	(10.21)	(2.80)	0.00	(0 1 2) (0 1 1) 403.7271	403. 7271	0.53
2	RP設定	\$ h	日本の祝日 〇 (-2.10) (8.74)	(8. 74)	(3. 78)	0.00	(1 1 0) (0 1 1) 345. 9157	345. 9157	0.54
က	RP設 定+日 本型曜日調整2	あり	日本型曜日 調整2 (-2.58)	(8. 26)	(5.48)	0.00	(0 1 2) (0 1 1) 341.7392	341. 7392	0.51

ケース2,3でのRPの設定は、RP2008.10-2009.2、RP2009.2-2010.3、LS2011.3、RP2011.4-2011.6。 上の表の「ユーザー変数」,「2曜日型曜日調整」,「うるう年調整」の欄のかっこ内の数値はt値。 (備考)

「2曜日型曜日調整」については、WEEKDAYののみを示しているが、土曜日・日曜日のt値はWEEKDAYのt値の符号だけを変えた値になる。例えば、WEEKDAYのt値が10.21であれば、土曜日・日曜日のt値は-10.21になる。ケース1で設定している異常値であるTC2009.2、とTC2011.3のt値は、それぞれ-3.62、-10.19である。 3.5.

3番のケースのRPとLSのt値 2番と;

番号	7 - 7	RP2008. 10-2009. 2	RP2009. 2-2010. 3	LS2011. 3	RP2011. 4–2011. 6
2	RP設定	-15.97	6.85	-11.42	7.71
3	RP設定+日本型曜日調整2	-12.48	4.85	-12.44	6.31

(423)

違はないものと推測している。

次に、季節調整の対象とするデータに対する、推定したREGARIMA モデルの当てはまりの程度を見る指標としてAICCの大きさを見ることにする。(AICCは、AIC(赤池情報量規準)と似た指標であるが、データ数(サンプル・サイズ)を考慮した形で情報量規準を算出する点がAICと少し異なる。X-12-ARIMAのReference Manualでは、p. 89のTable 7. 12で、AICCを "Akaike's Information Criterion (AIC) adjusted for the length of the series. と説明している。また、このReference Manualでは、モデル選択のための情報量規準として、X-12-ARIMAでは AIC、AICC、Hanan-Quinn情報量規準として、X-12-ARIMAでは AIC、AICC、Hanan-Quinn情報量規準として、エデル選択の説明の記述の中では一般的にAICCを用いている。このAICCは、Hurvich、C.M. and C. Tsai (1989) で提唱されたものである。)

AICCの値を3つのケースについて見てみると、ケース1の403.7271に対して、ケース2と3ではそれぞれ345.9157、341.7392となっており、それぞれ14.3%、15.4%だけ小さい数値になっている。それだけモデルの当てはまりが相対的によいということである。

ケース2と3の間では、AICCの数値は3の方がわずかではあるが小さくなっておる。

また、時間の経過により新しいデータが追加されていったときの季節 調整値の安定性の指標であるMAPR(数値が小さいほど季節調整値が 安定的とみなされる。)を見ると、ケースの1、2、3でそれぞれ 0.53、0.54、0.51となっており、3つの間ではケース3が最も小さく なっている。

また、第3表の下の表は、ケース2と3について、RPとLSのt値を示したものであるが、いずれの値も十分に有意な値となっている。

次に第3表の3つのケースについて、2010年1月から2013年7月まで

68 (424)



(公表値) (ケース2) (ケース3) の期間についてグラフで示したものが第5図である。なお、ケース1については、グラフを書いたときに、鉱工業生産指数の季節調整値の公表値のグラフとほぼ完全に一致してしまうので、この第5図では、ケース1のグラフは書かないで、鉱工業生産指数の季節調整値の公表値のグラ

フを書いた。

この第5図のグラフで、ケース2と3については、2010年1月~2012年12月ではX-12-ARIMAの計算結果としての季節調整値を示している。しかし、2013年1月~7月については、公表された原数値を、X-12-ARIMAで算出される予測季節指数で割って算出したものである。したがって、この2つの期間で計算方法が異なることに注意していただきたい。

この第5図のグラフを見ると、3つのグラフはいずれもかなり近い動

きをしている。ケース2とケース3のグラフは、公表値のグラフと似通った動きをしており、公表値のグラフと継続的にかなりの差があるといった時期は見当たらない。2012年6月から2013年3月まで、ケース3のグラフが他の2つのグラフをわずかに上回っている(2012年12月を除く。)ことが見られる程度である。

しかし、2012年3月については、公表値のグラフは緩やかに低下しているのに対し、ケース2とケース3のグラフは2012年3月だけ上向きの 突起のようになって公表値のグラフを上回っている。この時点では、公 表値とケース2、ケース3のグラフは明らかに形が違っている。

この原因を考えてみると、前年の2011年3月でグラフが東日本大震災のために、急激にかつ非常に大きく落ち込んでいることの季節調整への影響が考えられる。ケース2、ケース3では、東日本大震災の時期について、筆者がLS2011.3、RP2011.4-2011.6という2つの異常値を設定しているが、この異常値の設定では、X-12-ARIMAでの季節調整の事前調整において東日本大震災の時期の大きな落ち込みの影響をうまく除去することができなくて、その影響が季節指数に残り、2012年3月の季節調整値がその前後の月よりも急に大きくなっているものと考えられる。つまり、2011年3月の鉱工業生産指数の急激な落ち込みを、季節変動を抽出する際にある程度取り入れてしまい、3月の季節指数が小さくなったために、3月の季節調整値がその前後の月に比べて大きくなってしまったものと考えられる。

上に述べた東日本大震災の時期についての,筆者によるLS2011.3, RP2011.4-2011.6という2つの異常値の設定は,X-12-ARIMAのoutlierコマンドでの異常値探索の結果から出て来たものではない。これに対して,第5図における季節調整値(公表値)の動きを見ると,2012年3月でその前後の月よりも急に大きくなっているという動きは見られ

70 (426)

ず、2012年2月~4月は緩やかな低下が続いている。これは、経済産業省による季節調整値(公表値)では、X-12-ARIMAのoutlierコマンドでこの時期について検出されるTC2011.3を異常値として設定しているために、2011年3月での急激な落ち込みをその後の季節指数に影響させない形で事前調整ができているものと考えられる。

(4) リーマン・ショックの時期にはRPを設定するが、東日本大震災の 時期をTC2011.3で処理する方法のケース

上で述べたように、東日本大震災の時期について、LS2011.3、RP 2011.4-2011.6という2つの異常値を設定したことによっては、2011年3月の鉱工業生産指数の大きな落ち込みの影響をその後の季節指数に与えてしまうことを防げないことがわかった。

そこで次に、リーマン・ショックの時期にはRPを設定するが、東日本大震災の時期をTC2011.3で処理するケースを設けることにした。

第3表で設けたケース 2 とケース 3 に対応して、いずれのケースでも RPの設定は、リーマン・ショックの時期のRP2008. 10-2009. 2, RP 2009. 2-2010. 3 の 2 つだけにして、東日本大震災の時期はRPではなく、 TC2011. 3 だけで異常値設定をすることにした。それ以外の点は、ケース 2 、ケース 3 とそれぞれ同じである。

第3表でのケース2とケース3に対応して、この方式で異常値設定を したケースをケース4とケース5とする。このケース4とケース5につ いてのX-12-ARIMAでの計算結果と、比較のためにケース1をまとめ て表にして示したのが、第4表である。また、これらのケース 1.4.5のグラフを書いたものが第6図である。

第4表を見ると、ケース4と5では、ユーザー変数、2曜日型曜日調整、うる年調整、「曜日調整とうるう年調整を合わせたカイ2乗検定のp値」のいずれもが有意になっている。

(427)

第4表 鉱工業生産指数の季節調整についてのケース1,4,5の比較

ケース	奉	RPの 設定	ムーボー 変数	2曜日型曜日調整	2曜日型 うるう年 曜日調整 調 整	曜日調整とうるう 年調整を合わせた カイ2乗検定のp値	選ばれた ARIMAモデル	AICC	MAPR
П	RPの設定なし TC2009.2とTC なし 2011.3を設定		日本の祝日 (-1.73)	(10.21)	(2.80)	0.00	(0 1 2) (0 1 1) 403.7271	403. 7271	0.53
4	RP設定 + TC2011.3	あり	日本の祝日 (-2.24)	(8.87)	(3.45)	0.00	(1 1 0) (0 1 1) 352.4120 0.60	352. 4120	09.00
5	RP設 定+日 本 型曜日調整2+ あり TC2011.3	\$ 1)	日本型曜日 調整2 (-2.57)	(7. 62)	(3.85)	0.00	(1 1 0) (0 1 1) 350. 7941 0. 50	350. 7941	0.50

5でのRPの設定は, RP2008.10-009.2, RP2009.2-2010.3のみ。 ケース4, (備考)

上の表の「ユーザー変数」、「2曜日型曜日調整」、「うるう年調整」の欄のかっこ内の数値はt値。

「2曜日型曜日調整」については,WEEKDAYのt値のみを示しているが,土曜日・日曜日のt値はWEEKDAYのt値 の符号だけを変えた値になる。例えば、WEEKDAYのt値が10.21であれば、土曜日・日曜日のt値は-10.21になる。

2番と3番のケースのRPとTCのt値

各舉	7 - 7	RP2008. 10-2009. 2	RP2009. 2-2010. 3	TC2011. 3
4	RP設定	-15.07	6.66	- 12.82
2	RP設定+日本型曜日調整2	-15.31	6.79	-13.10



第6図 鉱工業生産指数(季節調整値)の公表値、ケース4、ケース5の比較

AICCの大きさを見ると、ケース1の403.7271に対して、ケース4は352.4120でケース1に比べて12.7%小さくなっている。また、ケース5は350.7941で、同じく13.1%小さくなっている。

またMAPRの大きさを見ると、ケース4では0.60で、ケース1の0.53よりもやや大きくなっているが、ケース5では0.50であり、ケース $1\sim5$ のうちで最も小さい値になっている。

次に第6図を見ると、ケース4とケース5の季節調整値のグラフは、2011年11月から2012年12月までの動きをケース2、ケース3と比べると、かなり滑らかな動きになっている。特に2012年3月の時点を見ると、ケース2、ケース3では、その前後の月と比べて3月だけが大きくなっていたが、ケース4とケース5ではそのような動きはなくなり、ケース1と同じように滑らかな動きとなっている。これは、東日本大震災の時

期にTC2011.3という異常値を設定したことにより、2011年3月の大きな落ち込みが、その後の季節調整値に影響を与えることがなくなったためと考えられる。

(5) まとめ

第3表と第4表,及び第5図と第6図を通してみると、ケース2~5 は、2曜日調整、うるう年調整、ユーザー変数のいずれも有意となって いる。

次にAICCの値で比べると、ケース2とケース3は、AICCの値ではケース1よりもそれぞれ14.3%、15.4%小さくなっていて、季節調整の対象とするデータについてのREGARIMAモデルの当てはまりが、ケース1よりもかなりよくなっており、この点では、ケース4、ケース5を上回っている。

しかし、ケース2とケース3で採用した東日本大震災の時期の異常値の設定(LS2011.3, RP2011.4-2011.6)は、2011年3月の鉱工業生産指数の急激な落ち込みの影響を、翌年以降の3月の季節調整値に残してしまう結果となった。

この点を考慮すると、東日本大震災の時期については、X-12-ARIMAのoutlierコマンドで異常値として検出されるTC2011.3を1つだけ異常値として設定するケース4とケース5の方が、2011年3月の鉱工業生産指数の急激な落ち込みの影響を次年度以降に及ぼさないので、より望ましい季節調整の方式と言えるのではないかと考えられる。ただし、AICCの大きさでは、ケース4とケース5は、ケース2とケース3よりも、それぞれわずかながら大きくなっているという面はある。

MAPRについては、ケース5が0.50と最小で、それに次ぐのはケース3の0.51であった。

また、ケース4とケース5を比べると、ケース5の方がAICCも

74 (430)

MAPRも小さいので、ケース5の方が相対的に望ましい季節調整の方式ということができるであろう。

以上に述べたことから考えると、現時点でこれらのケースのうちで最も望ましい季節調整の方式になっているのはケース5ではないかと考えられる。

第6図で、そのケース5のグラフをケース1と比べてみると、2012年の5月~9月において、ケース1のグラフをわずかではあるが継続的に上回っている。それ以外の時期については、この2つのグラフに特に大きな乖離は見られない。

2013年については、ケース5のグラフがケース1のグラフを5月~9月に上回るという現象は見られない。ただし、2013年の数値は、2012年12月までと計算の方法が異なり、経済産業省が公表した鉱工業生産指数の各月の原数値を、各ケースの季節指数の2013年の各月の予測値で割って求めたものである。したがって、2012年12月までと同じようには比較することはできないだろう。

今後、時間の経過とともに新しいデータが付け加わっていった時に、2013年、2014年の季節調整値がどのような動きをするかということを注意して見ていく必要があるだろう。

Ⅳ. おわりに

リーマンショックや東日本大震災のような日本経済に大きな影響をもたらす出来事があった時に、経済統計データの季節調整の方法はどのように対処すべきか、何らかの対処をする場合と、特別な対処をしない場合とでは、季節調整値のどのような違いが生じるかという問題意識により、鉱工業生産指数を対象にして検討作業を行った結果を述べた。この問題は今後も論じられていく問題だと思われるが、本稿はその問題を考える際の1つの参考になれば幸いである。検討の方法などについても、

(431)

さらに考えていかなければならない点もあるものと思われる。多くの方から本稿についての御意見や御批判をいただければ幸いである。

(謝辞)

長内智氏(内閣府政策統括官(経済財政分析担当)付参事官(総括担当)付参事官補佐,前・大和総研調査部エコノミスト)には,経済産業省が公表している鉄工業生産指数の季節調整値を原指数から再現する方法について,お忙しい中,親切に御教示いただいた。この御教示の内容は,本稿の検討作業の重要な出発点となった。厚く感謝を申し上げる次第である。

(補論) 季節調整法プログラムX-12-ARIMAの概要

季節調整法のプログラムであるX-12-ARIMAは、アメリカ商務省のセンサス局が1996年に公表したものである。X-12-ARIMAが公表される以前には、1965年にセンサス局が公表したX-11が多くの国で経済統計データの季節調整に使われていた。

X-12-ARIMAのプログラムは、センサス局のWEBサイトで公開されており、誰でもそこからダウンロードして使うことができる。

X-12-ARIMAの特徴としては、次の3点を挙げることができる。

まず第1には、季節調整を行う前の事前調整として、REGARIMA (レグアリマ)と呼ばれる時系列モデルにより異常値や曜日変動等を推計し、これらをあらかじめ原系列から除去するという点である。((注) REGARIMAは、"regression and ARIMA"の略で、回帰式とARIMA モデルの組み合わせという意味である。)これによって、異常値等の混入により季節調整系列が不安定化することを是正する効果が期待される。

第2には、REGARIMAを用いて原系列の予測値を推計した上で、この予測値と原系列をつないだ系列に対して季節調整を行うことにより、

76 (432)

データの末端部分についても、片側移動平均ではなく、両側のデータを 用いた移動平均ができる。これにより、末端部分での移動平均によるゆ がみが少なくなり、季節調整系列を安定化させる機能があると考えられ ている。

第3には、季節調整した結果について、統計的な分析などにより、適 切に季節調整が行われているかを診断する機能が付いていることである。

こうしたX-12-ARIMAの手順は、①REGARIMAによる原系列の事 前調整パート、②従来のX-11による季節調整パート、③事後診断パー ト、の3つのパートから成り立っている(第7回参照)。

それぞれのパートについて詳しく見ると、まずパート①では、RE-GARIMAを用いて、原系列をARIMAモデルで表現できる部分と異常値、曜日変動等への回帰部分とに分解する。その上で、ARIMAモデルで表現できる部分とそのARIMAモデルを用いて推計した予測値をつなぎ合わせた「事前調整済み系列」を作成する。

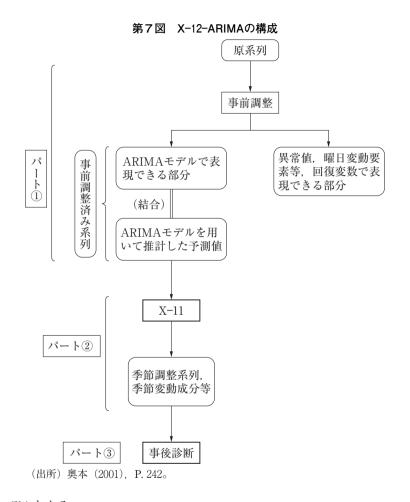
パート②では、このようにして得られた事前調整済み系列に対して、 従来のX-11による季節調整を行う。ここでは、データの末端でも先行 きの予測値を用いた両側の項による移動平均が可能であり、また、異常 値や曜日変動等による攬乱を受けることがないため、移動平均による調 整で季節変動をより適切に除去できるものと考えられている。

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

次に、ARIMAモデルについて簡単に説明する。

AR (Auto Regressive) モデルとは、時系列データの変動を、その時系列データの過去の変動から説明しようとするモデルであり、過去の p 期前までのデータが当期の値に影響していると考えると、 p 次のARモ

(433)



デルとなる。

MA(Moving Average)モデルとは、時系列データの当期の値が過去の純粋に不規則な確率変数の値の加重和から説明されると考えるモデルである。過去のq期前までのデータが当期の値に影響していると考えると、q次のMAモデルとなる。

このARモデルとMAモデルを足し合わせて構成したのが、ARMAモ

78 (434)

デルである。分析対象となるデータの差分(1期前と当期との差)をとって、ARMAモデルを適用したのが、ARIMAモデルである(IはIntegratedの略)。

時系列データの変動のうち、季節変動以外の部分にARIMAモデルをあてはめ、また、季節変動する部分に季節変動を表すARIMAモデル(季節変動ARIMAモデル)をあてはめて、その2つを掛け算の形で組み合わせたものは乗法型季節変動ARIMAモデルと呼ばれ、それを簡略化して、 $(p \ d \ q)(P \ D \ Q)$ と表現する。ここで、p 、d 、q などの意味は、次のとおりである。

- p=ARモデルの次数
- d = 原データの差分をとる場合に何回差分をとるかの回数
- q=MAモデルの次数
- P = 季節変動ARモデルの次数
- D = 季節変動するデータに差分(季節差分。月次データでは12期前, 四半期データでは4期前のデータと差分をとる。)をとる場合の回数
- Q=季節変動MAモデルの次数

原系列から回帰式により説明される変動を取り除いた系列に、この乗 法型季節変動ARIMAモデルを適用したものがREGARIMAモデルであ る。このようなREGARIMAモデルの推計では、回帰式のパラメーター (係数)とARIMAモデルのパラメーターが繰り返し収束計算により、 同時に決定される。

参考文献

(日本語文献)

有田帝馬(2012),『入門季節調整』東洋経済新報社。

石黒真木夫 (1986), 「ベイズ型季節調整プログラムBAYSEA」統計数理研究所『統計数理』 第34巻第 2 号, pp. 241-254。

(435)

- 奥本佳伸(2000), 『季節調整法の比較研究―センサス局法X-12-ARIMAの我が国経済統計への適用』経済企画庁経済研究所「経済分析―政策研究の視点シリーズ」17号, 大蔵省印刷局。
- 奥本佳伸 (2001), 「季節調整法センサス局法X-12-ARIMAの適用における日本型曜日調整の 有効性 | 『千葉大学経済研究』第16巻第1号、2001年6月。
- 長内 智 (2012), 「生産指数の季節調整を検証する」大和総研『Economic Report』2012年 5月31日。
- 北川源四郎 (1986), 「時系列の分解―プログラムDECOMPの紹介―」 『統計数理』 第34巻第 2 号、P. 255-271。
- 木村 武 (1996),「最新移動平均型季節調整法「X-12-ARIMA」について」日本銀行金融研 究所『金融研究』第15巻第2号, p. 90-150。
- 経済産業省経済政策局調査統計部経済解析室 (2009),「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」(http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/iip/result/pdf/kicho0lj. pdf)。
- 経済産業省経済政策局調査統計部経済解析室 (2011),「平成22年年間補正について」2011年 4月15日 (http://www.meti.go.jp/statistics/tvo/iip/result/pdf/kicho04i.pdf)。
- 経済産業省大臣官房調査統計グループ (2012),「23年年間補正における季節調整について」 「平成24年1~3月期 産業活動分析」(2012年6月6日) 所収 (http://www.meti.go.jp/statistics/toppage/report/bunseki/pdf/h24/h4a1206i.pdf)。
- 経済産業省大臣官房調査統計グループ (2013),「鉱工業指数平成22年 (2010年) 基準改定の概要」2013年6月18日 (http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/iip/pdf/b2010_kaitei_gaiyo.pdf)。
- 佐藤整尚 (2012),「リーマンショックと経済統計」『統計数理研究所ニュース』№116, 2012 年5月.「コラム」(http://www.ism.ac.ip/ism info i/labo/column/116.html)。
- 新家義貴 (2010), 「景気判断難しくする「季節調整の歪み」―季節調整の歪みにより鉱工業 生産が実態から乖離する可能性―」第一生命経済研究所『Economic Trends』2010年4月 9日。
- 新家義貴 (2011), 「景気判断と季節調整一うるう年, リーマンショック, 大震災など, 季節 調整問題が景気判断を難しくする一」第一生命経済研究所『Economic Trends』 2011年12 月15日。
- 新家義貴 (2013),「昨年4月~11月は景気後退だった可能性高まる—鉱工業指数の改訂を受けても、景気後退の判断は変わらず—」第一生命経済研究所『Economic Trends』2013年

80 (436)

千葉大学 経済研究 第28巻第3号 (2013年12月)

6月11日。

- 高岡 慎 (2012),「安定性を考慮したモデル選択法について―法人企業統計の事例―」 (http://www.cirje.e.u-tokvo.ac.jp/research/reports/R-12-3.pdf)。
- 高部 勲(2009),「季節調整法TRAMO-SEATS法の分析」総務省統計研修所『統計研究彙 報』第66号 \aleph 0.2。

(英語文献)

Hurvich, C.M. and C. Tsai (1989) "Regression and time series model selection in small samples". *Biometrika* 76, pp. 297-307.

U.S. Census Bureau (2011), X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3, February 11, 2011.

(2013年9月5日受理)

(437)

Summary

The Research on the Seasonal Adjustment Methods of Japanese Index of Industrial Production

Yoshinobu Окимото

Lehman Crisis in 2008–2009 and the Great East Japan Earthquake did extensive damage to Japanese economy. The Index of Industrial Production (IIP) by the Ministry of Economy, Trade and Industry (METI) showed a rapid decline and slower recovery afterward. These movement has considerable influence on the seasonal factors of the IIP in its seasonal adjustment. The IIP is seasonally adjusted by METI with the Census X–12–ARIMA. There has been some criticisms on the seasonal adjustment method of the IIP for inadequate treatment on abrupt changes in the level of the IIP in the above mentioned period. In this paper, I propose an alternative treatment on the abrupt changes of the IIP in the method of seasonal adjustment with X–12–ARIMA. The main point of the treatment is setting RP (Ramp) in the regression variables of REGARIMA model for the period of Lehman Crisis.

(537)