

時系列データの利用と季節変動

稲 葉 和 夫

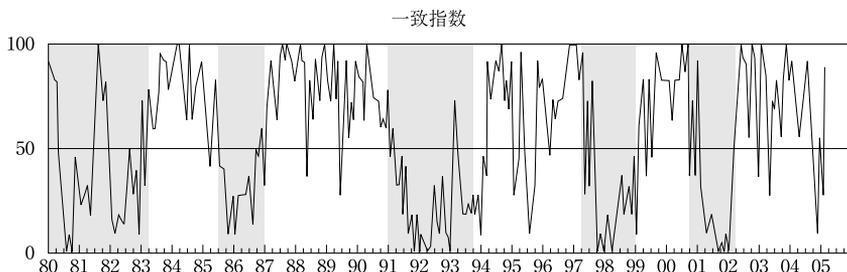
- 1 はじめに
- 2 時系列変動のモデル
- 3 季節調整の考え方
- 4 誤差項の性質と変動要因分解の限界

1 はじめに

景気の状態、および景気変動の周期を捉える資料として内閣府経済社会総合研究所が公表している景気動向指数（ディフュージョンインデックス，DI インデックス）がしばしば用いられる。DI インデックスは、景気動向に関連するとされる28系列を景気動向を予測する先行系列（11系列）、景気動向そのものを示すとされる一致系列（11系列）、景気動向を事後的に確認する遅行系列（6系列）に分類し、それぞれの系列において3ヶ月前と比較して拡張している系列数の割合によって表現される（各系列については付表1参照）。具体的には、11系列からなる一系列の場合、拡張方向に変化している系列数が x であるとする、 $DI = \frac{x}{11} \times 100$ によって定義される。他の系列においても同様に定義される。

図1は景気動向そのものを表すとされる一致指数を掲げているが、各系列が同等資格の投票権を持ち、拡張方向を表明している系列の割合によってあらわされ、その数値から好況、不況の判断を行う。一定期間過半数の系列が拡張方向に賛成を表明している、言い換えるとDI インデックスが50%を上回ってい

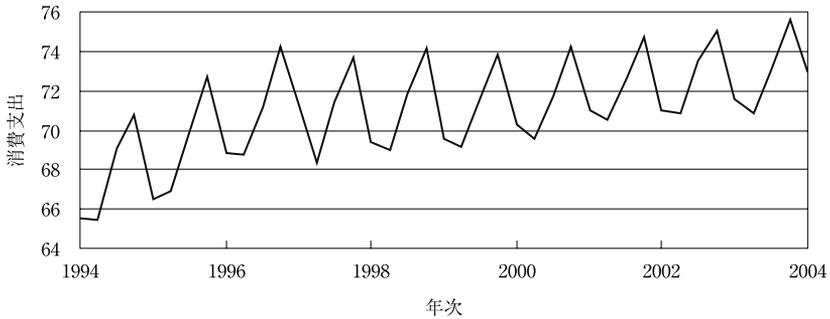
図1 景気動向指数 (DI インデックス)



るならば、経済が拡張方向にある（好況である）ことを示している。図1の白抜き部分为好況期に対応する。反対に、一定期間拡張方向に賛成を表明している系列が半数に満たない、言い換えるとDIインデックスが50%を下回っているならば、景気が縮小傾向にある（不況過程）ことを示している。図1の影の範囲が不況期¹⁾に対応する。DIインデックスは、月次データに基づいているため、当然のことながら、原データをそのまま用いると季節変動の影響を受けることになり月ごとの景気の拡大・縮小を捉えることができなくなる。年末・年度末は、他の時期と比較して企業が多額の運転資金を必要とする。その結果通貨供給（マネーサプライ）は、自動的にその時期に増加せざるを得ない。また、消費支出、デパートの売上げも年末、年度末は同じ年の他の月と比較して多くなる。図2は消費支出四半期データの原系列を表したものであるが、四半期ごとの変動をそのまま見ただけでは景気変動を捉えることは困難なことは明らかであろう。ところで、DIインデックスに用いられている月次データは、原系列に一定の加工を施した季節調整済みのデータである。

本稿は、時系列データに用いられる季節調整済みの方法について検討することを目的としている。次節2では、時系列変動のモデルについて言及する。次に、第3節では、季節調整済みの考え方について検討を行う。第4節では、第2、3節で検討した季節調整の方法についての限界点を指摘する。

図2 最終民間実質消費支出の推移（兆円）



資料：内閣府経済社会総合研究所のホームページより。

2 時系列変動のモデル

2-1 時系列変動の要因分解

季節調整の方法は1920-30年代に最初に開発された。その基本的考え方は次のようなものである。今、月次データ、ないしは四半期データを念頭に置き、原系列 y_t が次のように観察されない4つの要因に分解されるとしよう。

$$y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (1.1)$$

ここで、 T_t はトレンド要因（長期趨勢要因）、 C_t は景気循環要因、 S_t は季節要因、 I_t は不規則要因をあらわしている。図2の消費支出は季節変動を伴いながらも上昇トレンドを持っていることが確かめられるであろう。さらに、その上昇トレンドは一樣ではなく、循環変動をしていることも推測される。景気循環変動は、通常8-10年のサイクルを持つ設備投資循環（ジュークラーの波）、4年前後の在庫循環変動（キッチンサイクル）などに分類される。²⁾ S は、季節変動を示す要因であるが、その原因として4つの事項が考えられる。³⁾

(1) 季節性の要因

1) カレンダー

お盆、正月、5月のゴールデンウィーク、ハッピーマンデーを含む連休などの公式の連休は、生産活動にかかわる時系列に影響を及ぼすであろう。月々の労働日は、このような連休の状況によって変化しその結果、生産量、輸入などの月次、ないしは四半期のフローデータに影響を及ぼすことになる。

2) 決定の時期

学校の休暇時期、企業配当の支払い時期、納税期限の選択、会計報告時期は個々人、あるいは個々の機関によって決定されるものであるが、制度・法律・慣習などにより、ある特定の時期に集中する傾向がある。これらの行動は季節性をもち、その結果経済活動変数に影響を与えることになる。

3) 天候

温度、湿度、降水量、台風の状況などの天候の変化は、農業生産、建設、輸送、および関連する経済変数に影響を及ぼす。月々の天候の違いは、本来の意味での季節要因と考えることができる。

4) 予想

季節パターン変化の予想は、経済活動に影響を与えるであろう。例えば、今年の夏は熱帯夜が続くと予想されると、ビール、ペットボトル、そしてクーラーなどの生産増加を数ヶ月前から準備することになる。また、春先の花粉量が極端に多くなるという予想が出されれば、花粉症対策の関連商品生産が増加することになる。

これら4つの季節要因は、互いに独立の関係にあるとはいえ原因結果の関係を持つこともあり、同時に発生することもあるので、必ずしも容易に区別しうるものではない。また、季節要因は特定の時期に完結するとは限らず、時にはラグをもって他の時期に影響を及ぼすかもしれない。例えば、夏の気温、気象状況は、米などの農作物、果物の生産に影響を及ぼすが、その影響は1ヶ月ないしは2ヶ月後という具合に時間的なずれをもってあらわれる。季節要因を単純に時期ごとに区別することの困難性については、第4節で検討することにして、ここではとりあえず季節要因は、特定の時期に限定して議論を進めることにしよう。

I_t の不規則要因は、上記の3つの要因では説明できない不規則な形で生じる変動要因をあらわしている。天候の変化、ネットワークシステムの不具合による経済活動の一時的停止、国内外の政治的变化など、一般には予測が不可能な偶発的な変動からなり、通常はこれらの不規則変動は、確率的に変動すると想定している。しかしながら、予期できない不規則変動には、確率的変動で処理しきれないものが含まれている。1995年1月の阪神淡路大震災は、兵庫県を中心として人的・物的に計り知れない甚大な被害をもたらした。その後遺症は、10年たった現在も依然として大きく残されている。更に、2001年9月に起こったニューヨークでの同時テロは、数年間にわたり世界経済に影響を及ぼしたのみならず、その後のアメリカを中心としたイラクでの占領統治、それに伴う国際的な政治不安定の増大など、世界の政治経済の仕組みを大きく変えつつある。このように、不規則要因に含まれる変動は、内容によっては変動以降の経済行動様式自体を大きく変更させることになるが、ここではとりあえず偶然的確率の変動とみなし、問題点については第4節で改めて検討することにしよう。

2-2 四半期データによる要因分解の実例

(1.1)式では、時系列データを4つの要因の和からなる加法モデルを仮定した。この関係式は、あくまでも一つの近似式であって、時系列データの変動パターンによっては異なったモデルの方がより妥当するかもしれない。以下のような時系列データを各要因の積としてあらわす乗法モデルがよく用いられる。⁴⁾

$$y_t = T_t \times C_t \times S_t \times I_t \quad (1.2)$$

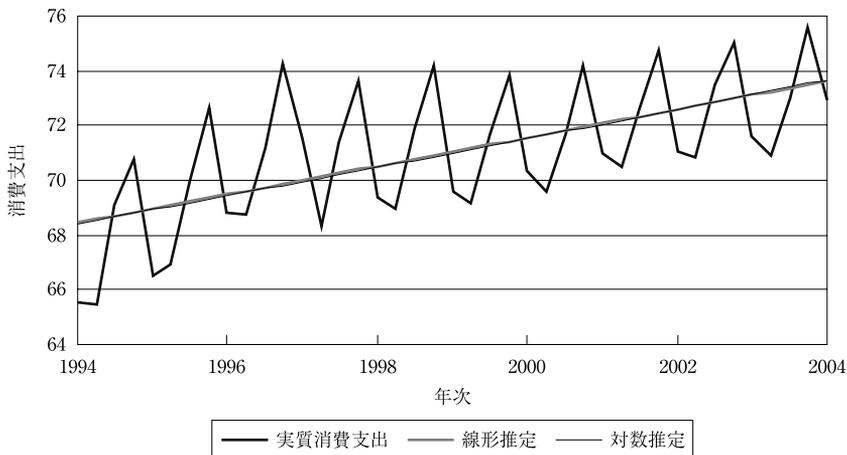
ただし、この関係式は、各要因が正の値をとるときのみ利用可能である。(1.2)の両辺の対数をとると、

$$\log y_t = \log T_t + \log C_t + \log S_t + \log I_t \quad (1.3)$$

となり、(1.3)式は、原系列の対数が加法モデルとなっていると考えることができる。

図2の消費支出について考えた場合、季節変動を回避する方法として、T(トレンド)とC(循環)をあわせたトレンド型を仮定する方法と、次節で述べ

図3 消費支出のトレンド推定



資料：図2と同じ。

る季節調整の方法がある。トレンドの最も簡単な例は、1次式の直線をあてはめる方式である。

$$y_t = \alpha + \beta t + u_t \quad (1.4)$$

ここで、 $t=1, 2, \dots$ からなるトレンド変数で、 u_t は独立な確率変数と仮定している⁵⁾。したがって、この1次式では季節要因が u_t に含まれることになる。(1.4)に回帰直線をあてはめると以下のような推定式が得られる。

$$y_t = 68.3106 + 0.1297t \quad (1.5)$$

トレンド推定は、次のような対数形でも行われる。

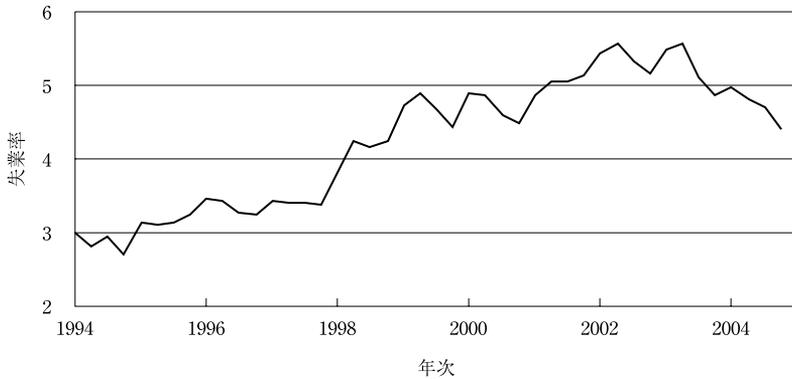
$$\text{Ln}(y_t) = \alpha + \beta t + u_t \quad (1.6)$$

ここで、Lnは自然対数をあらわしている。実際に推計を行った結果は、以下のようになる。

$$\text{Ln}(y_t) = 4.2238 + 0.0018t \quad (1.7)$$

(1.6)、(1.7)の推計式に基づく消費支出の各期の推計値は、付表2に掲げられている。実測値と(1.6)、(1.7)によるトレンド値を図示したものが図3である。両者のトレンド推計はほとんど差がなく、図では区別がつかない。緩やか

図4 完全失業率の推移（%）



資料：総務省統計局のホームページより。

な上昇トレンドをもってあらわれている。

この他、トレンド推計には成長率が一定の場合、指数曲線をあてはめたり、ロジスティック曲線を用いることがある。

しかし、トレンドを仮定する方法では、図4のような完全失業率の変動を捉えることは困難であり、次に述べるような季節調整方法が必要となる⁶⁾。

3 季節調整の考え方

3-1 移動平均法

移動平均法の考え方は、時系列 y_t が滑らかな関数 f と偶然的変動 u_t からなる関係式を前提とする⁷⁾。

$$y_t = f(t) + u_t$$

いま、 t 期を前後してそれぞれ k 個のサンプルをとって平均すると、 y_t に関する平均値 \hat{y}_t は、

$$\hat{y}_t = \frac{y_{t-k} + y_{t-k+1} + \dots + y_t + \dots + y_{t+k}}{2k+1} = \frac{1}{2k+1} \sum_{i=-k}^k f(t+i) + \frac{1}{2k+1} \sum_{i=-k}^k u_{t+i} \quad (1.5)$$

とあらわすことができる。 u_t について各期相互に独立で平均が0の確率変数とみなすことができるならば、大数の法則によって $\sum_{i=-k}^k u_{t+i}$ はほぼ0に等しいと考えることができる⁸⁾。さて、もうひとつの式 $\sum_{i=-k}^k f(t+i)$ が滑らかな関数であって、 t 期の周りでは1次式の近似式としてあらわすことができるならば

$$\frac{1}{2k+1} \sum_{i=-k}^k f(t+i) \approx f(t) \quad (1.6)$$

が得られ、(1.5)と(1.6)から $\hat{y}_t \approx f(t)$ となる。この手法を $(2k+1)$ 項移動平均法と呼んでいる。(1.5)式から明らかなように、 \hat{y}_t の計算においては、 t 期前後の $2k+1$ 個のデータを必要とする。移動平均法の利点は、次の点にある。時系列データ y_t が周期 h のサイクル s_t を含んでいるとするならば、

$$y_t + f(t) + s_t + u_t, \quad s_{t+h} = s_t \quad (1.7)$$

とあらわすことにより、 $h=2k+1$ の周期のサイクルを除去することができる⁹⁾。ただし、 s_t 除去のためには周期 h がわかっている必要がある。実際には、考えられうる周期に対するトレンドのうち最も妥当と思われるものを見つけることになる。

まず、最も簡単な3項移動平均を考えてみよう。 y_t に対応する移動平均 \hat{y}_t は、 t 期前後の $t-1$ 期のデータ、および $t+1$ 期のデータを用いて、

$$\hat{y}_t = \frac{1}{3} (y_{t-1} + y_t + y_{t+1})$$

によって求められる。図4の失業率の四半期データを移動平均法によって季節調整を行おうとする場合、周期は4であるから4項移動平均が基本となるが、例えば y_{t-2} から y_{t+1} の平均をとるとその中心は $t-2$ 期と $t+1$ 期の中間点 $t-0.5$ 期となる。 t 期に対応するトレンドを得るためには、以下に示すように $t-2$ 期から $t+1$ 期までの平均と $t-1$ 期から $t+2$ 期までの平均をさらに平均する。その結果、 $t-0.5$ 期と $t+0.5$ 期の平均として t 期のトレンドが得られる。

$$\hat{y}_{t-0.5} = \frac{1}{4} (y_{t-2} + y_{t-1} + y_t + y_{t+1})$$

$$\hat{y}_{t+0.5} = \frac{1}{4} (y_{t-1} + y_t + y_{t+1} + y_{t+2})$$

$$\bar{y}_t = \frac{1}{2} (\hat{y}_{t-0.5} + \hat{y}_{t+0.5}) = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{2} y_{t-2} + y_{t-1} + y_t + y_{t+1} + \frac{1}{2} y_{t+2} \right)$$

\bar{y}_t は 5 項移動平均であるが、最初の期 $t-2$ と最後の期 $t+2$ に $1/2$ のウエイトがつけられている。(1.7) のモデルの場合、 $s_t + s_{t+1} + s_{t+2} + s_{t+3} = 0$ がすべての t 期で成立し、 $\bar{s}_t = \frac{1}{2} (\bar{s}_{t-0.5} + \bar{s}_{t+0.5}) = 0$ であるから、大数の法則により、

$$\bar{y}_t = f_t + \bar{u}_t \approx f_t + \bar{u}_t$$

が成り立つ。ただし、四半期の場合項数が 5 であるから、大数の法則を適用するのは多少無理なようにも思われる。いずれにせよ、移動平均によって得られた系列 \bar{y}_t を原系列 y_t から差し引くと、トレンドが除去されたことになり、(1.1) の SI（季節変動と不規則変動）が求められる¹⁰⁾。

$$SI'_t = y_t - \bar{y}_t = (f(t) + s_t + u_t) - (f(t) + \bar{u}_t \approx s_t + (u_t - \bar{u}_t))$$

SI' をさらに四半期毎に平均化すると、不規則部分が取り除かれて季節変動 S が得られる。

具体例として、失業率の四半期データについて季節調整を施してみよう。まず、(1.1) の加法モデルを適用すると表 1 のような結果が得られる。移動平均の項は、5 項移動平均を施して得られた移動平均値である。既に述べたように、当該期の前後 2 期は移動平均のために必要とされるから、最初の 2 四半期と最後の 2 四半期については季節調整値が得られない。SI の項は、実測値 y から移動平均値を差し引いた季節要因と不規則変動をあらわしている¹¹⁾。若干の例外はあるものの、第 1 四半期と第 2 四半期は失業率が高く、第 3 四半期と第 4 四半期は失業率が低くあらわれる傾向がある。

同様に、乗法モデルによる移動平均値の結果を付表 3 に掲げておいた。

これら加法モデル、乗法モデルによる移動平均値と実測値を比較したものが、図 5 である。図からわかるように、加法モデル、乗法モデルによる移動平均値はほとんど差がみられない。

表1 加法モデル移動平均法による計算

t	y	移動平均	SI	t	y	移動平均	SI
1994. 1	3.0			1999. 3	4.7	4.7047	-0.0375
1994. 2	2.8			1999. 4	4.4	4.7208	-0.2875
1994. 3	2.9	2.875	0.0583	2000. 1	4.9	4.7083	0.1917
1994. 4	2.7	2.929	-0.2292	2000. 2	4.9	4.7083	0.1583
1995. 1	3.1	2.9917	0.1417	2000. 3	4.6	4.7125	-0.1125
1995. 2	3.1	3.0833	0.0167	2000. 4	4.5	4.7333	-0.2333
1995. 3	3.1	3.1917	-0.0583	2001. 1	4.9	4.8167	0.0500
1995. 4	3.2	3.275	-0.0417	2001. 2	5.1	4.9542	0.1125
1996. 1	3.5	3.333	0.1333	2001. 3	5.1	5.1042	-0.0375
1996. 2	3.4	3.35	0.0833	2001. 4	5.1	5.2375	-0.1042
1996. 3	3.3	3.3453	-0.0792	2002. 1	5.4	5.3333	0.1000
1996. 4	3.2	3.3375	-0.1042	2002. 2	5.6	5.3708	0.1958
1997. 1	3.4	3.35	0.0833	2002. 3	5.3	5.3833	-0.0500
1997. 2	3.4	3.3833	0.0167	2002. 8	5.2	5.3917	-0.2250
1997. 3	3.4	3.4458	-0.0458	2003. 1	5.5	5.3625	0.1375
1997. 4	3.4	3.5958	-0.2292	2003. 2	5.6	5.2958	0.2708
1998. 1	3.8	3.7958	0.0042	2003. 3	5.1	5.1917	-0.0917
1998. 2	4.2	4.0	0.2333	2003. 4	4.9	5.0292	-0.1625
1998. 3	4.2	4.225	-0.0583	2004. 1	5.0	4.8833	0.0833
1998. 4	4.2	4.425	-0.1917	2004. 2	4.8	4.775	0.0250
1999. 1	4.7	4.5708	0.1625	2004. 3	4.7		
1999. 2	4.9	4.6583	0.2417	2004. 4	4.4		

図5 失業率の移動平均値 (%)

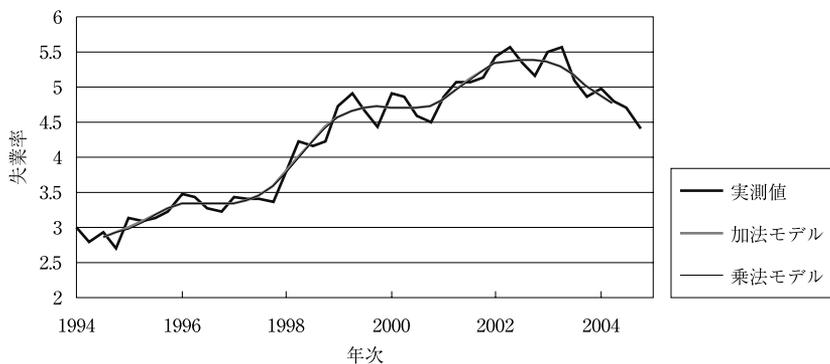
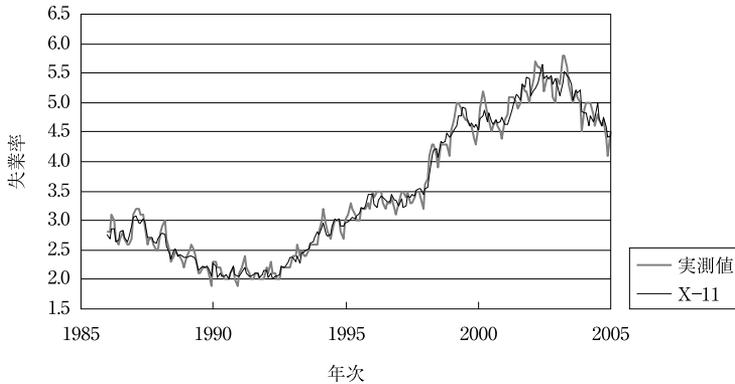


図6 X-11による失業率の季節調整（単位：％）



3-2 センサス局 X-11

月次データの場合、移動平均法の一つとして四半期データに用いたと同様の13項移動平均が考えられるが、季節要因が時期によって一定であるとは限らない。移動平均法は、移動平均を施す前後の期間がデータとして使用されるため、最近の季節変動値の計算ができない。さらに、天災、経済的混乱などで異常値（特異値）が発生すると、季節調整要因がその異常値によって大きく影響を受ける可能性がある。日本銀行、内閣府、総務省などの官庁において実際に用いられている季節調整法は、戦後1950年代にアメリカ商務省が開発したセンサス局法Ⅱと呼ばれる手法を基本としている。一般的に用いられている方法は、X-11というプログラムで、付表1の第3項目の季節調整法の欄にX-11が多く見られるのに気がつくであろう。手法自体は、移動平均法の繰り返しからなるが、月次データ、週間データなどを取り扱う場合の各曜日の数を調整する手順、異常値を除去する方法などが織り込まれている。

X-11の実例として、1986年1月から2005年1月までの月次データを用いた結果について検討を行うことにしよう。図6は、原系列とX-11による季節調整を施した値¹²⁾を掲げている。失業率は、1986年後半より1990年代前半まで低下し、1990年代半ば以降急上昇した後、2003年以降低下傾向にあるなど20年近く

の間大きな変動が見られるが、X-11の手法では、この変動傾向を捉えた形で季節調整が行われていることが観察できる。¹³⁾

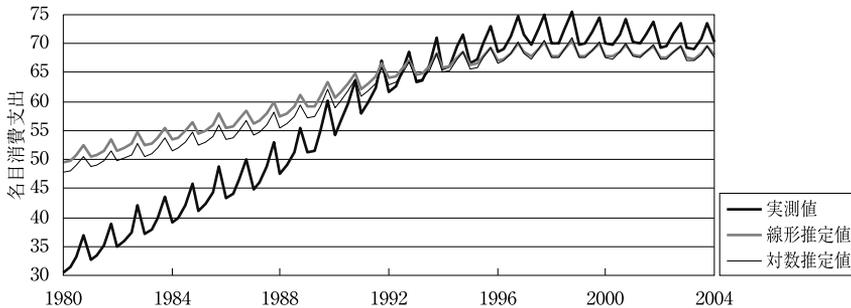
4 誤差項の性質と変動要因分解の限界

1950年代にセンサス局法が開発されるまでは、トレンド型、移動平均による季節調整の方法がとられてきた。しかし、これらの方法は次の2つの点で欠陥があることが従来より指摘されてきた。

4-1 異常値の影響と構造変化

図3の消費支出のデータは、過去10年間に限定していたが、期間を1980年まで遡り約25年間の名目民間最終消費支出のデータを図7に示している。太い実線は実測値、他の2つの時系列は線形トレンドによる推計値、対数トレンドによる推計値を示しているが両推計値は季節変動を捉えきれていないだけでなく、1994年ごろを前後として1994年以前では過大推計（推計値が実測値を上回る状況）、1994年以降では過小推計（推計値が実測値を上回る状況）が継続的に生じている。実測値の変化傾向からも明らかなように1992年頃までは消費支出の増加の程度が高く、1994年以降になると増加程度は急速に低下し、2000年以降にはレベル自体が低下を見ている。この現象は1980年代後半のバブル経済期の経済行動とその後遺症を反映している。1980年代後半は、株式価格、土地価格の高騰により、その保有者は自らの資産が増大したことを通じて消費支出を大幅に増加させた。1980年代末に株式価格の暴落を経験した後もしばらくは、企業の雇用も増加し、消費も一定程度増加を見たが、次第にバブルの崩壊による資産価値の大幅な目減りは、消費支出に大きな影響を与えるようになる。さらに、少子高齢化の進行に伴う年金制度見直し、医療制度見直し、企業の採用方法見直しなどの1990年代後半に顕著となった一連の動きは、将来の生活に対する国民全体の不安は消費行動を抑制する方向に働いている。1980年代後半より現在までの

図7 消費支出のトレンド推定（単位：兆円）



消費の趨勢は同様の行動と見るのには無理があり、1994年前後に消費パターンに変化が生じたと考えるのが自然で、1980年代後半から1990年代前半までと1990年代半ば過ぎから現在までと2つの時期に分けてトレンドを推計するのが適当であるのかもしれない。過去1970年代前半の石油危機など大きな外的ショックをはじめとして日本経済は大きな影響を受けた。このような構造変化に対処する方法としては、非線形モデルによるトレンド推計、ないしは加重移動平均法が用いられている¹⁴⁾。

(1.1)式の加法モデル、(1.2)式の乗法モデルともに不規則変動Iにおける異常値は一時的なものでその値について一定の措置を施せば特に問題は生じないということを前提としてきた。しかしながら、異常値がその限りで終わるものでもなくその後の経済行動に大きな影響をもたらすことは過去の日本経済の経験からも明らかであろう。

4-2 誤差項に関する仮定

不規則変動Iに関して、異常値の問題は別としても、時系列データに移動平均を施すことによってスルツキー・ユール効果 (Slutsky-Yule effect) と呼ばれる周期的な変動が発生することが確かめられている。景気循環を検討するには注意を要する問題である。次に、(1.7)のように誤差項 u_t について系列間に互いに相関がなく、誤差の分散が一定であるとみなして議論を進めたが、不規

則変動に含まれる要因自体がラグを持って生じることもある。過去の誤差項 u_{t-1} の今期の誤差項 u_t に及ぼす影響が小さく、しばらくすると (数期間後には) 影響がほとんどなくなる場合には、誤差項の過去の影響を問題にすることはないであろう。¹⁵⁾しかし、影響が大きく数期間にわたってかなりの影響を及ぼす性格のものであれば、単にトレンド除去による季節要因の検出には問題がある。誤差項が高い相関を持つ場合は、時系列の分散が次第に拡大する傾向が生じる。循環要因 C, 季節要因 S をさしあたり除外して (1.4) 式において過去の誤差項 u_{t-1} の今期の誤差項 u_t の間に 1 次の自己相関を考慮したモデルを考える。

$$y_t = \alpha + \beta t + u_t$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

ここで、 ε_t は自己相関がなく、分散が一定であると仮定する。

(1.9) 式より、 $\rho y_{t-1} = \rho\alpha + \rho\beta(t-1) + \rho u_{t-1}$ であるから

$$y_t - \rho y_{t-1} = \alpha(1-\rho) + \beta(t - \rho(t-1)) + \varepsilon_t$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + \alpha(1-\rho + \rho\beta) + \beta(1-\rho)t + \varepsilon_t$$

が得られる。 $\rho=1$ であれば $y_t - y_{t-1} = \alpha\beta + \varepsilon_t$

となり、時系列の 1 次階差をとることによって自己相関の問題を回避することができる。¹⁶⁾

同様に、季節要因についても確定的な (deterministic) 季節要因 S と確率的な季節要因 SS に分けることができ、このような確率的要因を考慮すると (1.1) 式は (1.10) 式のように書き換えられる。

$$y_t = T_t + ST_t + C_t + S_t + SS_t + I_t \quad (1.10)$$

ここで、ST は確率トレンド要因をあらわす。付表 1 の季節調整法に掲げられている X-12 プログラム (ARIMA) は X-11 を改良しこれらの確率要因 ST, SS を考慮した時系列分析から得られた結果を利用したものである。X-11 は、経験的な試行錯誤から作られたプログラムであるが、理論的にも季節調整に有効であることがわかっている。¹⁷⁾

注

- 1) DI インデックスが果たして景気の動向を適切にあらわしているのかについては、従来より問題視されてきた。DI インデックスの作成において、全ての系列は同一の投票資格を与えられているが、系列自体はその質的内容と測定単位が異なり、2つの系列が同方向の変化を示したとしても単に変化の方向のみをカウントするのであれば、拡大方向に進んでいるのかどうかを的確に捉えるには無理がある。
- 2) この他、コントラティエフの波（40-60年）、クズネツの長期波動（20-30年）、建設循環（15-20年）などがあるが、議論の対象となる期間がせいぜい40年程度なので、ここでは比較的波動の短い2つの波のみを取り上げている。Granger (2001a) pp. 111-112.
- 3) Granger (2001b) pp. 121-124.
- 4) 中村他（1992）pp. 57-58 参照。
- 5) トレンド変数は、最初の年次を用いて $t=1980, \dots$ と定義してもかまわない。ただし、回帰直線において定数項 α の係数推定値が異なってくる。
- 6) 季節要因を除去する1920年代から1930年代にかけての試みは、Bell W, and S C. Hillmer (1992) pp. 88-91参照。
- 7) ここでの議論は、中村他前掲書、pp. 65-68 に基づいている。
- 8) 大数の法則については、稲葉他（2004）pp. 91-93 参照。
- 9) 中村他前掲書、p. 66 参照、および Mills T. C. (2003) 13-26 参照。
- 10) 中村他前掲書、p. 71.
- 11) 各四半期の平均値を合計すると、理論的には0になるはずであるが、必ずしも0にはならず小さな値が残る。合計値が0になるように表1の移動平均に調整を行い季節調整済み系列としている。
- 12) X-11の計算は、Eviews (ver3.) による。
- 13) X-11の計算手順については中村他、前掲書 p. 75-76、および Hylleberg S. (1992) pp. 252-257 参照。
- 14) Mills T. C. (2003) pp. 16-26 参照。
- 15) (1.7)式では、 $E(u_i u_j) = 0 (i \neq j)$ 、 $E(u_i^2) = \sigma^2$ を前提として議論を進めてきた。最初の前提が満たされず $E(u_i u_j) \neq 0 (i \neq j)$ 誤差項に自己相関（系列相関）が存在するケースが時系列データには一般的である。
- 16) このように1階の階差をとった場合にトレンド変数とランダムな誤差項によって表現される場合（これをトレンド定常という）、時系列は1次の和分にあるという。1次の和分を持つ2つの時系列が高い相関を有していたとしても、確率トレンドによって作られた「見せかけの相関」関係にあり意味のない相関といわ

れる。また、時系列が1次和分の関係にあるかどうかの検定を「単位根」検定と呼び時系列分析の中心的なテーマとなっている。Maddala G. S. (2001) pp. 556-557 参照。

- 17) 本稿では、季節調整の問題に限定しているので、時系列分析の内容には立ち入らない。関連するテーマの分析については、稿を改めて検討することにした。Bell W. R. and S. C. Hillmer (1992) pp. 96-99 参照。

参考文献

- Bell W. R. and S. C. Hillmer (1992), "Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series", S. Hylleberg (ed.) *Modelling Seasonality*, Oxford University Press.
- Hylleberg S. (1992), "The X-11 Method", S. Hylleberg (ed.) *Modelling Seasonality*, Oxford University Press.
- Granger C. W. J. (2001a), "The typical Spectral Shape of an Economic Variable", E Ghysels (ed.) *Essay in Econometrics*, Cambridge University Press.
- (2001b), "Seasonality: Causation, Interpretation, and Implications", E Ghysels (ed.) *Essay in Econometrics*, Cambridge University Press.
- 稲葉三男他 (2004) 『経済系統計入門 第2版』, 共立出版社。
- Maddala G. S. (2001), *Introduction to Econometrics*, Jhon Wiley & Son Ltd.
- Mills T. C. (2003), *Modelling Trends and Cycles in Economic Time Series*, Palgrave.
- 中村隆英他 (1993) 『経済統計入門 第2版』, 東京大学出版会。

ホームページ

内閣府経済社会総合研究所

景気動向指数 <http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di-summary.html>

消費支出 <http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/h17-nenpou/17annual-report-j.html>

総務省統計局

完全失業率 <http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>

付表1 景気動向指数作成に用いられる各系列

系列名	内容	季節調整法等	
先行系列	L1 最終需要財在庫率指（逆）	X-12-ARIMA の中の X-11 デフォルト	
	L2 鉱工業生産財在庫率指数（逆）	X-12-ARIMA の中の X-11 デフォルト	
	L3 新規求人数（除学卒）	X-11	
	L4 実質機械受注（船舶・電力を除く民需）	機械受注（船舶・電力を除く民需） ÷国内品資本財企業物価指数	X-11 —
	L5 新設住宅着工床面積		X-11※
	L6 耐久消費財出荷指数	長期国債（10年）新発債流通利回 - TIBOR（3か月）ユーロ円金利	前年同月比—前年同月比—
	L7 消費者態度指数 L8 日経商品指数（42種総合） L9 長短金利差		前年同月比
	L10 東証株価指数		
	L11 投資環境指数（製造業）	総資本営業利益率（製造業） [営業利益（製造業） ÷総資本額（製造業）] - 長期国債（10年）新発債流通利回	X-11※ X-11※ —
	L12 中小企業売上げ見通し DI		X-11
	一致系列	C1 生産指数（鉱工業）	X-12-ARIMA
		C2 鉱工業生産財出荷指数	X-12-ARIMA
C3 大口電力使用量		X-11※	
C4 稼働率指数（製造業）		X-12-ARIMA	
C5 所定外労働時間指数（製造業）		出荷指数（資本財，除輸送機械）と出荷指数（建設財）の加重平均	X-12-ARIMA の中の X-11 デフォルト
C6 投資財出荷指数（除輸送機械）			X-12-ARIMAX-12-ARIMA
C7 商業販売額（小売業）			前年同月比前年同月比
C8 商業販売額（卸売業）			
C9 営業利益（全産業）			X-11※
C10 中小企業売上げ（製造業）		中小企業出荷指数（製造業） × 中小企業物価指数（工業製品）	X-12-ARIMA —
C11 有効求人倍率（除学卒）			X-11
遅行系列	Lg1 第3次産業活動指数（対事業所サービス業）	X-12-ARIMA	
	Lg2 常用雇用指数（製造業）	法人企業設備投資（全産業） ÷ 民間設備投資デフレーター	前年同月比 X-11※—前年同月比
	Lg3 実質法人企業設備投資（全産業）		
	Lg4 家計消費支出（全国勤労者世帯，名目）		
	Lg5 法人税収入		X-11※
	Lg6 完全失業率（逆）		X-11

資料：図2と同じ。

付表2 消費支出のトレンド推定結果 (単位: 兆円)

	実測値	線形推定値	対数推定値		実測値	線形推定値	対数推定値
1994. 1	65.52737	68.44035	68.4167	1999. 2	69.14911	71.16455	71.12237
1994. 2	65.48444	68.57008	68.54318	1999. 3	71.68459	71.29427	71.25385
1994. 3	69.11244	68.6998	68.66989	1999. 4	73.84505	71.424	71.38557
1994. 4	70.74352	68.82952	68.79683	2000. 1	70.31784	71.55372	71.51754
1995. 1	66.49671	68.95925	68.92401	2000. 2	69.59113	71.68344	71.64975
1995. 2	66.93881	69.08897	69.05142	2000. 3	71.69789	71.81317	71.7822
1995. 3	69.9873	69.21869	69.17907	2000. 4	74.21608	71.94289	71.9149
1995. 4	72.66295	69.34842	69.30696	2001. 1	70.98658	72.07261	72.04784
1996. 1	68.81325	69.47814	69.43508	2001. 2	70.50332	72.20234	72.18103
1996. 2	68.73954	69.60787	69.56344	2001. 3	72.58369	72.33206	72.31446
1996. 3	71.1917	69.73759	69.69203	2001. 4	74.72358	72.46178	72.44814
1996. 4	74.24304	69.86731	69.82087	2002. 1	71.04585	72.59151	72.58207
1997. 1	71.50951	69.99704	69.94994	2002. 2	70.85448	72.72123	72.71625
1997. 2	68.34392	70.12676	70.07925	2002. 3	73.4877	72.85095	72.85067
1997. 3	71.39951	70.25648	70.2088	2002. 4	75.01389	72.98068	72.98534
1997. 4	73.625	70.38621	70.33859	2003. 1	71.57688	73.1104	73.12027
1998. 1	69.37099	70.51593	70.46862	2003. 2	70.88008	73.24013	73.25544
1998. 2	68.95915	70.64565	70.59889	2003. 3	73.03	73.36985	73.39086
1998. 3	71.85055	70.77538	70.7294	2003. 4	75.58416	73.49957	73.52653
1998. 4	74.17576	70.9051	70.86015	2004. 1	72.90083	73.6293	73.66245
1999. 1	69.5796	71.03482	70.99114				

付表3 乗法モデル移動平均法の計算

t	Y	移動平均	SI	t	y	移動平均	SI
1994. 1	3.0			1999. 3	4.7	4.7006	-0.0339
1994. 2	2.8			1999. 4	4.4	4.7169	-0.2836
1994. 3	2.9	2.8715	0.0618	2000. 1	4.9	4.7045	0.1955
1994. 4	2.7	2.9241	-0.2241	2000. 2	4.9	4.7048	0.1619
1995. 1	3.1	2.9861	0.1472	2000. 3	4.6	4.7095	-0.1095
1995. 2	3.1	3.0794	0.0206	2000. 4	4.5	4.7293	-0.2293
1995. 3	3.1	3.1897	-0.0563	2001. 1	4.9	4.8109	0.0558
1995. 4	3.2	3.2717	-0.0384	2001. 2	5.1	4.9502	0.1165
1996. 1	3.5	3.3311	0.1356	2001. 3	5.1	5.1021	-0.0354
1996. 2	3.4	3.3485	0.0849	2001. 4	5.1	5.2340	-0.1007
1996. 3	3.3	3.3444	-0.0778	2002. 1	5.4	5.3300	0.1033
1996. 4	3.2	3.3363	-0.1030	2002. 2	5.6	5.3687	0.1980
1997. 1	3.4	3.3490	0.0844	2002. 3	5.3	5.3812	-0.0479
1997. 2	3.4	3.3828	0.0172	2002. 4	5.2	5.3894	-0.2228
1997. 3	3.4	3.44334	-0.0433	2003. 1	5.5	5.3594	0.1406
1997. 4	3.4	3.5841	-0.2175	2003. 2	5.6	5.2898	0.2769
1998. 1	3.8	3.7785	0.0215	2003. 3	5.1	5.1839	-0.0839
1998. 2	4.2	3.9884	0.2449	2003. 4	4.9	5.0243	-0.1576
1998. 3	4.2	4.2185	-0.0518	2004. 1	5.0	4.8819	0.0847
1998. 4	4.2	4.4159	-0.1826	2004. 2	4.8	4.7718	0.0282
1999. 1	4.7	4.5615	0.1718	2004. 3	4.7		
1999. 2	4.9	4.6533	0.2466	2004. 4	4.4		