統計研究彙報 第82号 2025年3月 (1～20)

SIML フィルタリング法による経済時系列の季節調整と国内消費の状態の推定への応用

櫻井　智章*

Seasonal adjustment of economic time series using the SIML filtering method and its application to estimating the states of domestic consumption in Japan

SAKURAI Tomoaki

X-12-ARIMA などの多くの季節調整法は、単変量時系列を対象としたもので、季節調整の対象となる時系列は他の時系列の影響を受けないことなどが仮定されている。そのため、多変量時系列の分析においては、これらの季節調整法は時系列間の関係を歪める可能性があるなどの問題が指摘されている。本稿で扱う SIML フィルタリング法は、フーリエ変換された所与の時系列から、トレンド、循環変動、季節変動、不規則変動などに対応する周波数成分を抽出し、状態を推定する統計的手法で、多変量時系列の相互関係を崩さずに分析を行うことが可能などの特徴を持つ。本稿では、SIML フィルタリング法に基づく季節調整法を利用し、国内の幾つかの経済時系列の季節調整を行う。また、この結果を踏まえ、SIML フィルタリング法に基づく季節調整を行う上での、実務上の検討課題を整理する。さらに、その応用として、総消費動向指数などに代表される月次のマクロ消費の推移の推定を試みる。

キーワード：SIML フィルタリング、多変量時系列、季節調整、ピリオドグラム、経済時系列、月次マクロ消費

Many seasonal adjustment methods, such as X-12-ARIMA, are designed for univariate time series and make several assumptions, such as assuming that the original time series for seasonal adjustment is independent of other time series. Therefore, in the analysis of multivariate time series, several issues have been pointed out. For instance, the aforementioned seasonal adjustment methods may distort the relationships among the time series. The SIML filtering method, discussed in this paper, is a statistical technique to extract frequency components -corresponding to trends, cycles, seasonal patterns, irregular components, and so on- from the Fourier transform of a given time series and to estimate the states of the original time series. This method has several noteworthy features, including the ability to analyze multivariate time series without distorting the relationships among them. In this paper, we conduct seasonal adjustment of several economic time series in Japan using the seasonal adjustment method based on the SIML filtering method. Moreover, based on the results, we organize the practical issues associated with using the SIML filtering-based seasonal adjustment method. Furthermore, as an application of these results, we attempt to estimate monthly macro consumption, as represented by the total consumption trend index.

Key Words: SIML Filtering, Multivariate Time Series, Seasonal Adjustment, Periodogram, Economic Time Series, Monthly Macro Consumption

* 財務省大臣官房総合政策課（併）財務省財務総合政策研究所調査統計部　Email：tomoaki.sakurai@mof.go.jp

1 はじめに

月次や四半期の単位で集計された経済時系列は、季節性や季節変動と呼ばれる 1 年周期の規則的な変動を含んでいる場合が多いが、景気判断を行う上で季節変動はしばしばノイズとなる。そのため、景気判断の場では、経済時系列に含まれる季節変動を除き、分析に供するといったことが行われる。ここで、季節調整法には、移動平均法に基づく X-12-ARIMA（米国センサス局）、モデルベースの Decomp 法（統計数理研究所）や TRAMO-SEATS（スペイン銀行）、X-12-ARIMA と TRAMO-SEATS を組み合わせた X-13-ARIMA-SEATS（米国センサス局）などがあり、現在、国内における公的統計の季節調整には、主に X-12-ARIMA が利用されている（総務省(2023)）。

一方、上述の季節調整法は単変量時系列に対する季節調整法であるが、これらは「経済時系列に含まれる季節変動は noise ないし error であって、景気分析や経済分析をするうえで何ら有益な情報を有していない」ことが前提となっていることに加え、①当該時系列の変動を説明するのに他の時系列の情報は影響しないこと及び、②当該時系列を構成する 3 つの成分（趨勢循環変動、季節変動、不規則変動）が互いに独立であることの 2 点が仮定されており、これらの前提や仮定が成り立たない場合、季節調整により結果の歪みや情報の損失を生じる可能性があることが指摘されている（木村(1997)）。ここで情報の損失とは、趨勢循環変動と季節変動が独立でない場合や、他の時系列と独立ではない場合、経済分析上重要な情報となりうるこれらの相互関係が、季節調整を行うことで失われてしまうことである。このような背景から、複数の時系列を用いた分析を行う場合、それぞれを単変量時系列として個別に処理をするのではなく、多変量時系列として各時系列を同時に処理することの必要性が論じられ、多変量季節調整法が議論されてきた。

本稿の主題である SIML フィルタリング法は、フーリエ変換された時系列から、トレンド、循環変動、季節変動、不規則変動などに対応する周波数成分を抽出し、状態を推定する統計的手法で、多次元非定常時系列の相互関係を崩さずに分析を行うことが可能という特徴を持つ（Kunitomo & Sato(2021)、Sato & Kunitomo (2021)）。また、同法による季節調整のための、統計処理ソフト R 用パッケージ SarSIML(S-SIML)が開発中である（旧名称は X12SIML：佐藤(2023)、Sato & Kunitomo(2024)）。

本稿の目的は、SIML フィルタリング法に基づく月次の消費関連統計の季節調整を試みることである。また、本研究をとおして、SIML フィルタリング法に基づく季節調整法を経済時系列に適用する上での留意点、特に、季節調整処理に関わる一般的な問題である異常値・構造変化や曜日効果・休日効果といった特異値等への対応など、実務上の検討事項について整理する。また、応用として、国友・櫻井・佐藤(2022)において議論されたマクロ消費指標の推定方法を利用し、新型コロナウイルス感染症の流行期など、大きな変動を含む期間の月次マクロ消費の推定を試みる。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 章では、季節調整を行う上での実務的な論点について解説する。第 3 章では、Kunitomo & Sato(2021)、Sato & Kunitomo(2021)、Sato & Kunitomo(2024)、佐藤(2023)、国友・櫻井・佐藤(2022)を元に、SIML フィルタリング法に基づく季節調整法及び、SarSIML(S-SIML)の利用方法の概要を解説する。第 4 章では、SarSIML(S-SIML)による経済時系列データの季節調整の検証を行う。本稿で取り上げる時系列データは、世帯消費動向指数（二人以上世帯、名目）（消費支出）、商業動態統計（小売業計）、第 3 次産業活動指数（広義対個人サービス）及びサービス産業動向調査（サービス産業計）の月次結果である。第 5 章では、応用として、月次マクロ消費の推定について述べる。第 6 章は本稿のまとめと今後の展望であり、第 4 章の結果を踏まえ、SIML フィルタリング法に基づく季節調整を行う上での実務的な検討課題を整理する。

2 季節調整における実務的な論点

季節調整は、原系列から 1 年周期の変動を除去することであるが、周波数領域で季節調整を解釈すると、季節周波数にみられるピーク（Seasonal peak と呼ぶ）を除くことに対応する。また、季節調整結果の良さは、適切性及び安定性の２つの観点から評価がなされることが一般的である（木村(1997)）。適切性は、原系列から季節変動を適切に除去するという目的が十分に達成できているかを表すもので、季節調整結果のスペクトル分析結果に Seasonal peak が見られるか否かにより評価す

ることができる。なお、適切性の評価においては、上述のピークの除去に加え、季節周波数に生じる極端なへこみである「Seasonal dip」が生じていないことも基準とされることがある。ここで、Seasonal dip は、季節変動の過剰な除去により生じるもので、Decomp 法において発生しやすく、X-12-ARIMA では生じにくいことが報告されている（木村(1997)）。ただし、Seasonal dip は、季節調整により必ず生じるもので、Seasonal dip が問題となるか否かは、パワースペクトルに顕在化するか否かの違いであり、Seasonal dip が生じないことと最小 MSE 基準による予測性能にはトレードオフの関係があるため、一般に不規則成分の分散が大きい季節調整法では Seasonal dip は目立たなくなるとの指摘がある（川崎・佐藤(1997)）。これに対し安定性は、実務的な観点から要請される基準である。景気判断を行う分析者にとって足もとの動向は重要な情報源であり、データを更新するたびに季節調整値が大きく改定される状況は、景気判断を行う分析者の立場からは望ましいことではない。このため、安定性は、データを更新したことに伴う過去の季節調整値の改定率や、前期比の改定幅を指標として、これらに閾値を設けることや、相対的な大小比較により評価が行われる。

他方、季節調整の実務において検討すべき事項として、季節変動を可変とするか否かの決定、データの端点付近の処理、異常値・構造変化やカレンダー要因への対応が挙げられる（有田(2012)、奥本(2000)、高岡(2015)などを参照）。また、X-12-ARIMA 及び TRAMO-SEATS では、データ端点付近の処理及び予測値推定のために、ARIMA モデルの決定も重要であり、状態空間モデルによる季節調整では、構造時系列モデルの決定が重要となる。上述の適切性及び安定性を担保するために、これら個別の検討事項を適切に扱う必要があるが、時系列分析の高度な知識を必要とするため、実務においては、技術の継承といった問題がしばしば生じる。この問題に対し、奥本(2000)は、X-12-ARIMA による季節調整の標準的な手順を提案し、時系列分析になじみのないものでも、ある程度容易に、経済時系列の季節調整を行うことを可能としている。現在、公的統計の季節調整値の多くは、奥本(2000)の方法を基本として、X-12-ARIMA により作成されている（総務省(2023)）。

ところで、X-12-ARIMA は、移動平均法によるため季節性の意味が曖昧であることや、非定常時系列に対して回帰モデルを適用していることから統計理論上の困難があるなど、様々な統計学的な問題点が指摘されており、その取扱いには十分な検討が必要とされている（季節調整に関する理論面及び、実務面における論点の総合的な解説は、国友(2023)を参照）。また、「はじめに」でも述べたとおり、従来の季節調整法は、単変量時系列を対象としたもので、多変量時系列の分析で利用する場合には、時系列間の関係を歪めてしまう可能性があるといった問題がある。

本研究で扱う SIML フィルタリング法は、SIML 法をベースとした周波数領域で状態を推定する方法であり、季節性が周波数帯域で明確に定義されるため季節性の意味の曖昧性はないことや、複数の時系列間の相互関係を崩すことなく各成分の推定が可能という特徴を持つ（Kunitomo & Sato(2021)、Sato & Kunitomo(2021)）。また、SIML フィルタリング法は、少数のパラメータの設定のみで季節調整を容易に行うことが可能であり、実務上の優位性があると考えられる。他方、SIML フィルタリング法は、季節周波数周りの周波数成分を除去することで季節性を処理しているため、季節調整結果に Seasonal dip が生じることは自然である。このことは、川崎・佐藤(1997)における議論と整合的と考えられる。なお、本稿では、同論文で議論された最小 MSE 基準及び、Seasonal dip の有無を評価基準とした季節調整法間の定量的な比較は行わない。本稿では、SIML フィルタリング法に基づく季節調整のパフォーマンスを確認するため、SarSIML(S-SIML)を利用し、「はじめに」で述べた 4 つの月次消費関連統計の季節調整を行う。また、この結果を踏まえ、第 6 章において、SIML フィルタリング法に基づく季節調整を行う上での課題について、改めて議論する。

3 SIML フィルタリング法に基づく季節調整法

3.1 SIML フィルタリング法

SIML フィルタリング法は、SIML 法を利用したフィルタリング法であり、分析対象となる多次元非定常時系列の階差をスペクトル分解し、周波数成分を抽出して各状態を推定する方法である。p次元非定常過程$y_t = (y_{kt})(k = 1, \dots, p; t = 1, \dots, T)$に対し、加法分解モデルを仮定する。

$$y_t = x_t + s_t + v_t \ (t = 1, \dots T) \tag{1}$$

ここで、Tは観測時点の数、x_tはトレンド・循環（TC）成分、s_tは季節成分、v_tはノイズ成分である。また、x_tは非定常 I(1)過程、s_t及びv_tは定常過程とする。次に、K_T-変換と呼ばれる、時系列データのスペクトル分解を行う変換について説明する。y_tに対し、$T \times p$観測データ行列$Y_t = (y_t{}')$を構成する。ここで、行列（又はベクトル）Aに対し、A'はその転置行列を表す。また、固定されたp次元の初期値ベクトルy_0に対し、$T \times p$行列$Y_0 = 1_T y_0{}'$を定義する。ここで、1_Tは成分がすべて 1 のT次元列ベクトルである。このとき、観測データ行列Y_tのK_T-変換を、次により定義する。

$$Z_T = K_T(Y_T - \bar{Y}_0), \qquad K_T = P_T C_T^{-1} \tag{2}$$

ただし、P_Tは実フーリエ変換、C_T^{-1}は階差変換行列で、以下で定義されるT次正方行列である。

$$C_T^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 & \cdots \\ 0 & 0 & -1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 1 \end{pmatrix}_{T \times T} \tag{3}$$

$$P_T = \left(p_{jk}^{(T)}\right), \qquad p_{jk}^{(T)} = \sqrt{\frac{2}{T + \frac{1}{2}}} \cos\left[\frac{2\pi}{2T+1}(k - \frac{1}{2})(j - \frac{1}{2})\right] \tag{4}$$

変換された変数Z_Tは、時系列のスペクトル分解であり、周波数領域におけるデータ直行増分過程に対応している。以上により、K_T-変換された系列Z_Tから周波数成分を抽出することで、目的の状態を推定することが可能となる。目的の状態に対応する周波数成分を取り出すための選択行列をJと置き、$Q_T = J'J$としたとき、観測データ行列Y_tの状態$\hat{X}_T$は、式(5)により推定される。

$$\hat{X}_T = C_T P_T Q_T P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) \tag{5}$$

選択行列には、ある整数値$0 < m < T$以下の周波数成分を抽出する$J_m = (I_m, O)$（ここで、I_mはm次単位行列、Oは$m \times (T - m)$零行列）及び、ある帯域（$0 < m < m + n < T$）の周波数成分を抽出する$J_{m,n} = (O, I_n, O)$（ここで、左側のOは$m \times n$零行列、右側のOは$n \times (T - m - n)$零行列である。）があり、前者による平滑化は TC 平滑化（Trend-Cycle smoothing）、後者による平滑化は帯域平滑化（Band Smoothing）と呼ばれる。トレンド・循環成分の推定では前者が、季節成分やノイズ成分の推定では後者が利用される。

3.2 外れ値及び変化点等の処理

本節では、SIML フィルタリング法を利用した、周波数領域における回帰 SIML（Regression SIML）法と呼ばれる、時系列の外れ値及び変化点の効果を推定する方法について解説する。

マクロ時系列に対し、外れ値・変化点を表す説明変数（以下、「操作変数」と呼ぶ。）w_tの効果$B'\,w_t (t = 1, \dots, T)$（$r$は操作変数の数、$B$は$r \times p$行列）を加えた次の加法分解モデルを考える。

$$y_t = x_t + s_t + B'\,w_t + v_t \ \ (t = 1, \dots, T) \tag{6}$$

まず、適切な選択行列J_Wにより、次式のとおり、$T \times r$操作変数行列$W_T = (w_t{}')$をK_T-変換する。

$$\widehat{W}_T = J_W P_T C_T^{-1} W_T \tag{7}$$

次に、観測データ行列Y_tのK_T-変換Z_Tを、$\widehat{W}_T$に回帰させることで、外れ値・変化点の効果を推定する。具体的には、$\widehat{W}_T$を説明変数とした重回帰モデルに最小二乗法を適用して得られる回帰係数

$$Q_W = \widehat{W}_T\left(\widehat{W}_T'\widehat{W}_T\right)^{-1}\widehat{W}_T' \tag{8}$$

を求め、これを平滑化行列として、次式により外れ値・変化点の効果を推定する。

$$\hat{R}_T^{(w)} = C_T P_T J_W' Q_W J_W P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) \tag{9}$$

Sato & Kunitomo(2021)は、TC 成分の変化点とノイズ成分の一時的変動は、周波数領域から見ると性質が異なるため、分けて扱う必要があることを指摘し、タイプⅠ及びタイプⅡと呼ぶ2つのタイプの平滑化法を提案している。以下では、それぞれの平滑化法について概略を述べる。

＜タイプⅠ平滑化＞

タイプⅠ平滑化はTC成分の変化点処理を想定した平滑化であり、変化点を表す操作変数（ダミー変数）に、原系列から抽出した低周波数成分（TC 成分）を回帰し、変化点の効果を推定する方法である。TC 平滑化の選択行列$J_m = (I_m, O)$に対し、Q_T^1及びQ_T^2を以下により定義する。ここで、$\widehat{W}_T$は、式(7)におけるJ_WをJ_mとしたものであることに注意する。

$$Q_T^1 = \widehat{W}_T\left(\widehat{W}_T'\widehat{W}_T\right)^{-1}\widehat{W}_T', \qquad Q_T^2 = I_m - Q_T^1$$

このとき、観測データY_tのTC成分は、以下のとおり分解される。

$$\begin{aligned}\hat{R}_T^{(m)} &= C_T P_T J_m' J_m P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) = C_T P_T J_m'(Q_T^1 + Q_T^2) J_m P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) \\ &= C_T P_T J_m' Q_T^1 J_m P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) + C_T P_T J_m' Q_T^2 J_m P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0)\end{aligned} \tag{10}$$

上式の右辺第１項はダミー回帰項、第２項はダミー回帰項の効果を除いたTC成分である。タイプⅠのダミー変数の例としては、水準変化（LS）、傾斜的水準変化（Ramp）、一時的変化（TC）及び二重ランプ[1]（Double-Ramp）がある。

＜タイプⅡ平滑化＞

タイプⅡ平滑化はノイズ成分における一時的な変動の処理を想定した平滑化であり、一時的な変動を表す操作変数（ダミー変数）に、原系列から抽出した季節周波数以外の周波数成分を回帰し、一時的な変動の効果を推定する方法である。後述の、季節周波数とその周辺以外の成分を抽出する選択行列をF（$q \times T$行列）、K_T-変換をした操作変数を$W_T^* = F P_T C_T^{-1}(W_T - \bar{W}_0)$としたとき、$Q_T^3$及び$Q_T^4$を以下により定義する。

$$Q_T^3 = W_T^*(W_T^{*\prime} W_T^*)^{-1} W_T^{*\prime}, \qquad Q_T^4 = I_q - Q_T^3$$

このとき、観測データY_tの季節周波数とその周辺以外の成分は、以下のとおり分解される。

$$\begin{aligned}\hat{R}_T^{(F)} &= C_T P_T F' F P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) = C_T P_T F'(Q_T^3 + Q_T^4) F P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) \\ &= C_T P_T F' Q_T^3 F P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0) + C_T P_T F' Q_T^4 F P_T C_T^{-1}(Y_T - \bar{Y}_0)\end{aligned} \tag{11}$$

上式の右辺第１項はダミー回帰項、第２項はダミー回帰項の効果を除いた季節周波数とその周辺以外の成分である。なお、月次時系列の季節周期は12か月周期であるが、そこには6、4、3、2.4、2か月周期の変動も含まれている。時間領域ではこれらの周期の変動は区別できないが、周波数領域では、これらの周期に対応した周波数成分を分けて扱うことで、季節周波数とその周辺以外の成分の抽出が可能となる。hを小さな正整数、$m_l = l \times [2T/12] (l = 1,2,\ldots,5)$として、６つの選択行列を以下により定義する。ここで、実数xに対し、$[x]$は、x以下の最大の整数を表す。

$$J_l = \begin{bmatrix} I_{m_l-(l-1)(2h+1)-(h+1)} & O & O \\ O & O & I_{T-m_l-h} \end{bmatrix}, \qquad J_6 = [I_{T-11h-6} \quad O]$$

このとき、$F = \prod_{j=1}^{6} J_{7-j}$が、季節周波数及びその前後$h$個の成分以外の周波数成分を抽出するための選択行列となる。タイプⅡのダミー変数の例としては、加法的外れ値（AO）などがある。

[1] 2つの傾斜的水準変化を組み合わせたV字型の変動をモデル化するためのダミー変数。詳細は、高岡(2013)を参照。

3.3 SarSIML(S-SIML)

本節では、SIML フィルタリング法に基づく季節調整プログラム SarSIML(S-SIML)について解説する。SarSIML(S-SIML)は統計処理ソフト R 上で動作する季節調整処理プログラムで、米国センサス局が開発した X-12-ARIMA と同様に異常値処理を行うための外れ値変数が用意されており、これらを利用して外れ値・変化点処理を行うことができる。また、ユーザー定義変数を追加することも可能であり、必要に応じて外部変数を入れることができる。表１に、利用方法の概要を掲載する。また、表２に、プログラム内で用意された外れ値・変化点などの変数を掲載する。

SarSIML(S-SIML)は、以下で定める回帰 A 及び回帰 B を実施し、結果の F 値を比較して良い結果を出力する。また、SarSIML(S-SIML)は、回帰 A、B ごとに算出する AIC を利用してモデル選択を行うことができる。さらに、回帰変数の推定結果並びに、その t 値及び P 値も出力されるため、各回帰変数の評価も行うことができる。

ところで、SarSIML(S-SIML)を利用する上で重要なパラメータは、TC 成分の周波数帯域の範囲を指定する trend、季節周波数の周辺の範囲を指定する sorder、平滑化の方向（前向き or 後ろ向き）を指定する mtype 及び、推定結果の安定性確保のために時系列の端点前後の予測期間を指定する pa、pb である。trend は、１年を超える周期を指定するものであり、trend の設定に係る基本的な考え方は、Kunitomo & Sato (2021)、国友・櫻井・佐藤(2022)で与えられている。なお、佐藤(2023)では、trend の目安としてデータ数の 10%程度（第 4.3 節で述べるとおり、約 1.2 年以上の周期に対応）とすることが推奨されている。一方、sorder は、1～3 の間で設定することが推奨されている（佐藤(2023)）。mtype は、本稿では前向き（デフォルト値 1）を指定した。pa 及び pb についても、本稿では、いずれもデフォルト値の 2（＝前後 2 年分の予測を行う）とした。trend 及び sorder の設定に係る詳細は、第 4.3 節で解説する。

回帰 A：観測データ及び操作変数の季節周波数及びその周辺以外の成分を利用し、タイプⅠ平滑化を行う

回帰 B：タイプⅡ平滑化を行う

表１　SarSIML(S-SIML)の機能概要

result <- sarsiml(data,reg=xx,trend=m,ilog=x,frequency=x,start=c(yyyy1,mm1),iplot=x,sorder=s,mtype=x,pb=x,pa=x, smooth,…)	
data	処理対象の時系列データ
reg	ユーザー定義変数を指定
trend	平滑化の度合いを入れる。目安としてデータの 10%程度を指定
ilog	原数値の対数変換の有無を指定
frequency	時系列データの周期を指定：月次なら 12、四半期なら 4 を指定
start	時系列データの開始時点（西暦年 4 桁及び月（又は期））を指定
iplot	グラフの表示・非表示を指定
sorder	平滑化の度合いを入れる。目安として 1～3 を指定
mtype	SIML フィルターのタイプを選ぶ：1 (前向き) 、2 (後向き)　※デフォルトは 1
pb	指定した回数分、データの始めの 1 周期を繰り返す　※デフォルトは 2
pa	指定した回数分、データ最後の 1 周期を繰り返す　※デフォルトは 2
smooth	周波数 1/2 の周辺の成分を除去する　※デフォルトでは F
…	外れ値・変化点等ダミー変数を指定（種類及び指定方法は、表２に掲載）

表２　SarSIML(S-SIML)に用意されている外れ値・変化点等ダミー変数

変数の種類	説明	指定方法
ao	指定した時点に加法的外れ値（AO）を設定	ao = c(yyyy,mm)
ls	指定した時点に水準変化（LS）を設定	ls = c(yyyy,mm)
rp	指定した開始・終了時点間に傾斜的水準変化（Ramp）を設定	rp = c(yyyy1,mm1,yyyy2,mm2)
tc	指定した時点に減衰的外れ値（TC）を設定	tc = c(yyyy,mm)
vat	指定した時点が 1、次の時点が-1 というダミーを設定	vat = c(yyyy,mm)
hol	指定した時点に AO を設定。複数時点の指定が可能	hol = c(yyyy1,mm1,yyyy2,mm2,…)
ly	うるう年変数。指定した時点とそれ以降の 4×周期（月次なら 48 時点、四半期なら 16 時点）ごとに AO を設定	ly = c(yyyy,mm)
tcrp	tc と rp の組み合わせによる変数を設定。3 時点を指定し、1 時点及び 2 時点の間は rp、2 及び 3 時点の間は tc	tcrp = c(yyyy1,mm1,yyyy2,mm2,yyyy3,mm3)
tcrp1	tc と rp の組み合わせによる変数を設定。3 時点を指定し、1 時点及び 2 時点の間は rp、第 2 時点の翌時点及び 3 時点の間は tc	tcrp1 = c(yyyy1,mm1,yyyy2,mm2,yyyy3,mm3)

4 経済時系列への適用

4.1 外れ値・変化点への対応

本節では、各時系列における外れ値・変化点ダミー変数の設定について説明する。なお、実際の季節調整モデルの決定にあたっては、複数のダミー変数候補を用意し、AIC などの指標を基に最適な変数を決定することになるが、本稿の目的は SIML フィルタリング法のパフォーマンスを確認することであるため、設定する外れ値ダミー変数は、公表情報などを基に設定し、外れ値ダミー変数の選定に係る検討は行わない。一方、曜日・うるう年・日本型休日効果については、本稿で扱う月次の消費関連統計では一般に無視することができないこと及び、利用するデータ期間により影響が比較的大きく変わり得ることから、最小限の候補となる変数を用意し、その効果を確認した。曜日・うるう年・日本型休日変数の扱いについては、続く第 4.2 節で解説する。

まず、利用するデータ及びデータ期間は、以下のとおりである。

・世帯消費動向指数（二人以上世帯、名目）（消費支出）: 2010 年 1 月～2023 年 12 月
・商業動態統計（小売業計）: 2010 年 1 月～2023 年 12 月
・第 3 次産業活動指数（広義対個人サービス）: 2010 年 1 月～2023 年 12 月
・サービス産業動向調査（サービス産業計）: 2013 年 1 月～2023 年 12 月

上記期間における経済・社会上の主なできごととして、①2011 年 3 月の東日本大震災、②2014 年 4 月の消費税率改定、③2019 年 10 月の消費税率改定、④2020 年以降の新型コロナウイルス感染症流行、⑤2022 年初頭からの原油価格や原材料価格の国際的な上昇などが挙げられる。本稿では、上記 5 つのできごとによる変動について、外れ値・変化点ダミー変数による処理を行う。一方、同一のできごとであっても、統計により推移が異なるため、設定する外れ値・変化点ダミー変数も統計ごとに選定する必要がある。本稿では、公表されている各統計の季節調整におけるスペック情報（表３参照）を参考に、実際の季節調整値の公表値の推移と照らし合わせて設定する変数を決定した。なお、サービス産業動向調査は、季節調整値が作成されていないため、試行錯誤により、適切な変数を設定した。付表２に、設定した外れ値・変化点ダミー変数を掲載する。

表３ 各統計の季節調整における Reg-ARIMA スペック（回帰変数のみ）（2024 年 3 月現在）

統計名称	外れ値・変化点ダミー変数	曜日・うるう年・日本型休日
世帯消費動向指数（消費支出）（二人以上、名目）	AO2008.Jan, AO2011.Mar, AO2014.Mar, LS2014.Apr, AO2019.Sep, LS2019.Oct, Rp2020.2-2020.4, Rp2020.5-2020.9, AO2020.Jun, AO2021.Jan, AO2021.Feb, LS2021.May, AO2021.Aug, Rp2022.3-2022.9	tdnolpyear, lpyear, holiday-m200113※1
商業動態統計（小売業）※2	TC2011.Mar, AO2014.Mar, TC2014.Apr, AO2019.Sep, AO2019.Oct, TC2020.Apr, TC2020.Jun	lpyear
第３次産業活動指数（広義対個人サービス）※3	TC2011.Mar, AO2014.Mar	td1nolpyear, lpyear

※１ ユーザー変数であり、日本型休日の効果を調整するための変数である。本稿で扱う日本型休日変数「jhol.1」に、ロジスティック関数による重みを乗じたものである。当変数の作成方法の詳細は、家計調査 HP を参照
※２ 2024 年 3 月現在の季節調整値は、2016 年以降の結果に基づき季節調整が行われているため、2015 年以前の外れ値変数は、過去の商業動態統計の年報から取得した情報を掲載
※３ 2010 年基準の結果作成以降、季節調整値作成における外れ値変数の情報は公表されていないため、2005 年基準における季節調整スペック一覧（最終更新 2015 年 4 月 20 日）から取得した情報を掲載

4.2 曜日・うるう年・日本型休日効果への対応

本節では、曜日・うるう年・日本型休日効果の扱いについて解説する。なお、本稿で扱った曜日変数及び日本型休日変数の種類は限定的であり、本格的なモデルの検討では、他の種類の変数も合せて検討する必要があることに注意する（有田(2012)、奥本(2001)、国友(2004)、経済産業省(2024)）。

まず、曜日効果について説明する。曜日効果を調整するための変数には幾つかの種類が存在する。本稿では、うるう年変数と合せて利用可能で平日と土日の数の差を調整するもののうち、最も単純なもの（X-12-ARIMA では「td1nolpyear」の名称で呼ばれる変数）のみを設定した。なお、曜日変数は、主に 0.348 及び 0.432 の周波数にピークを持つ特性があり（高岡(2015)）、季節調整の結果、

同周波数付近にピークがある場合、曜日変数による調整が必要である。

次に、うるう年変数について説明する。うるう年変数には、うるう年の 2 月を 1、それ以外の月を 0 とするものと、うるう年の 2 月を 0.75、うるう年以外の 2 月を-0.25、それ以外の月を 0 とするものがある。SarSIML(S-SIML)では前者の定義のものが実装されており、本稿ではこれを利用した。

最後に、日本型休日変数について説明する。日本型休日とは、土日以外の国民の祝日のことであり、日本型休日変数は、月ごとの休日数をカウントしたものである。他方、年末年始、ゴールデンウィークやお盆など、国民の祝日ではないが、慣例的に休日とみなすことが適切な場合もある（奥本(2001)）。公的統計においては、国民の祝日以外のこれらの期間を休日として扱う場合も少なくない。例えば、景気動向指数では、国民の祝日に加えて年末年始、ゴールデンウィーク、お盆を休日とみなしている。本稿では、表４に掲載した 2 種類の日本型休日変数（jhol.1 及び jhol.2）を扱うが、休日の考え方は扱うデータにより異なるため、データにより判断する必要がある。ところで、国民の祝日の多くは日付に紐づけられているため、1 年周期の変動成分を含む。実際、jhol.1 及び jhol.2 のピリオドグラム（図１）を見ると、季節周波数にピークがみられる。そのため、季節変動を適切に調整できれば、自動的に調整がなされるものと考えられるが、国民の祝日は土曜日と重なると振替休日とはならないため、各月の休日数は年によって変動する。したがって、日本型休日変数は、1 年周期以外の周期変動も含んでいると考えらえる。本稿では日本型休日変数の周波数特性の詳細な分析は行わないが、周波数領域での成分抽出を行う SIML フィルタリング法においては、日本型休日変数の扱いについて、詳細な検討が必要と考えられる。

本稿では、表４に掲載した 4 つの変数を組み合わせて、付表３にある 7 組を設定し、予め定めた外れ値・変化点ダミー変数と合せてモデルの推定を行った。

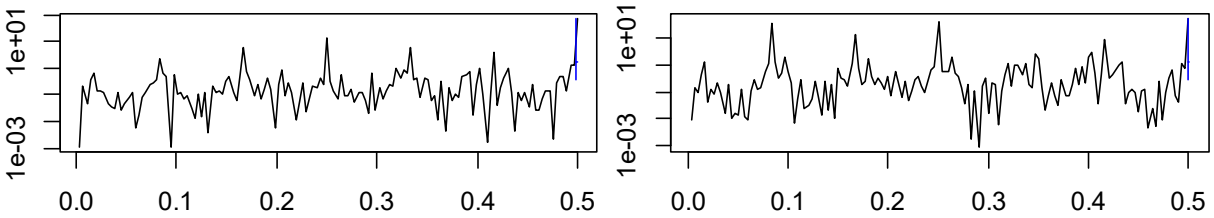


図１　日本型休日変数のピリオドグラム（左：jhol.1、右：jhol.2）

表４　本稿で使用した曜日・うるう年・日本型休日変数の定義

変数名	変数の定義
td1nolpyear	X-12-ARIMA における td1nolpyear に対応した変数。月ごとに、平日（月～金）の日数と土日の日数をカウントし、「曜日変数 = 平日の日数 − 5/2 × 土日の日数」により算出
ly	うるう年変数。うるう年の 2 月を 1、それ以外の月を 0 としたダミー変数
jhol.1	日本型休日変数。月ごとに土日以外の休日（国民の祝日）の日数をカウント。振替休日はカウントに含める。12/29～1/3 のうち、元日以外は休日に含めない。
jhol.2	日本型休日変数。月ごとに土日以外の休日（国民の祝日）の日数をカウント。振替休日はカウントに含める。12/29～1/3 を休日に含める。

4.3 trend 及び sorder の設定

本節では、SarSIML(S-SIML)を実行する際に設定するパラメータのうち、trend 及び sorder の設定について解説する。なお、本稿の検討は月次データに対するものである。

まず、trend の設定について述べる。Kunitomo & Sato(2021)、国友・櫻井・佐藤(2022)によると、抽出したい TC 成分の最大周波数をλ_{max}としたとき、$\lambda_{max} = \mathrm{trend}/2T$により trend を設定する。ここで、抽出したい TC 成分の周期をy（年）としたとき、最大周波数は、$\lambda_{max} = y/24$により求めることができる。また、このとき、yは実際の問題に応じて定めることになる。一方、佐藤(2023)では、trend はデータ数の 10%程度とすることが推奨されているが、これに従うと、世帯消費動向指数、商業動態統計及び第 3 次産業活動指数のデータ期間は 2010 年 1 月～2023 年 12 月の T=168 時点、サービス産業動向調査の利用可能なデータの期間は 2013 年 1 月～2023 年 12 月の T=132 時

点であるため、前 3 統計については trend=17、サービス産業動向調査については trend=14 となる。これは、先の関係式に当てはめると、約 1.2 年以上の周期変動を抽出することに対応する。本稿では、佐藤(2023)に基づき、データ数の 10%程度を trend の設定値とした。

次に、sorder の設定について述べる。第 3.3 節で述べたとおり、sorder は 1～3 程度に設定することが推奨されている。また、推定の結果、季節変動が残ってしまう場合の対処方法として、sorder を大きくする方法に加えて、smooth オプションを T とすることで、周波数 1/2 周辺の成分を広めに除去し、平滑化を行う方法がある（後者については、Sato & Kunitmo(2024)において提案されている）。本稿で扱う時系列に対して、sorder=1～3 として処理を行ったところ、主に周波数が 1/3 と 1/4 の周辺の季節成分が十分に除去できていないことが確認された。そのため、本稿では、推奨範囲の最大値である sorder=3 に加えて、推奨範囲の最大値より 1 大きい sorder=4 を候補とした。また、その際、smooth=T のオプション設定は行わなかった。このように、季節成分の除去については、sorder を大きくすることで処理を行うことが可能となる。ただし、大きすぎる sorder は、季節変動以外の変動を除去してしまう可能性や、sorder の増加とともに除去する周波数成分が増加するため、利用するデータ期間が長くない場合は、結果精度に影響を与える可能性がある。そのため、実データへの適用に際しては、スペクトル分析により残存周波数を確認し、smooth オプションの設定と併せて sorder を選定することが望ましいといえる。

4.4 検証結果

本節では、月次消費関連統計の季節調整結果を見ていく。なお、結果の評価は、本稿の目的が SarSIML(S-SIML)のパフォーマンスの確認であることに鑑みて、適切性（ピリオドグラムによる Seasonal peak 及びカレンダー要因に対するピークの有無）の確認及び、AIC 並びに各変数の推定結果によるモデルの評価の２つの観点から行い、季節調整値の改定に係る結果の安定性は評価しない。

付表１に、全モデルに対する回帰 A 及び回帰 B の F 値及び AIC を掲載する。同表をみると、全てのモデルで回帰 B の F 値の方が大きいため、今回は、回帰 B の AIC をモデル評価の指標とした。参考までに、Shapiro-Wilk 検定により残差の正規性をみたところ、一部の結果を除き、正規性を棄却できないことが確認できる。

付図１～６に各統計の推定結果を掲載する。掲載した図は、統計ごとに、「組 1 モデル」の sorder=3 及び 4 の結果と、「組 4 モデル」の sorder=4 の結果の 3 種類である。また、掲載図は、次の 6 種類（組 1 モデルについては、②、④のみ）である：①原系列の公表値と推定値、②季節調整値の公表値と推定値及び TC+外れ値・変化点、③残差、④残差のピリオドグラム、⑤外れ値・変化点ダミー・曜日・うるう年・日本型休日効果の推定値、⑥曜日・うるう年・季節指数の推定値。なお、外れ値・変化点効果は TC 系列に、曜日・うるう年・日本型休日効果は季節変動に、それぞれ含めていることに注意する。

ここでは、組 1 モデルの結果について概観する。個別の結果の詳細は、後述する。sorder=3 の結果（付図１）のピリオドグラムを見ると、全ての統計で季節周波数の残存が確認できる。一方、sorder=4 の結果（付図２）では、季節周波数のピークが除かれ、季節調整が適切に行われていることが確認できる。なお、ピリオドグラムをみると、統計により差はあるが、周波数 0.348 の周辺にピークが確認できる。次に、TC 系列及び季節調整結果を見ると、一部の結果（世帯消費動向指数の AO2014.4 など）において、AO ダミーがやや過剰推定となっていることが確認できるが、sorder=3 及び 4 のいずれも良好な結果であり、世帯消費動向指数、商業動態統計及び第 3 次産業活動指数については、公表値と近い動きをしていることも確認できる。

AIC によるモデルの評価

世帯消費動向指数では、AIC 最小のモデルは組 2 モデル（No.9）であり、他のモデルとの AIC の差をみると 1～11 程度であった。ただし、組 1 モデルの AIC はそれ以外のモデルの AIC との差が大きく、組 1 モデル以外の AIC の差は 1～3 程度である。また、組 4 モデルの AIC は、7 組中 3 番

目であったが、AIC 最小のモデルとの差は 2 程度と大きくはないといえる。商業動態統計では、AIC 最小のモデルは組 3 モデル（N.10）であり、他のモデルとの AIC の差をみると 1～4 程度である。組 4 モデルの AIC は、7 組中 3 番目であったが、AIC 最小のモデルとの差は 2 程度と大きくはないといえる。第 3 次産業活動指数では AIC 最小のモデルは、組 4 モデル（No.11）であり、他のモデルとの AIC の差をみると 2～16 程度と、モデル間の差がやや大きいことが確認できる。ただし、組 1 モデルの AIC はそれ以外のモデルの AIC との差が大きく、組 1 モデル以外の AIC の差は 2～9 である。サービス産業動向調査では AIC 最小のモデルは、組 1 モデル（No.8）であり、他のモデルとの AIC の差は 1～5 程度である。組 4 モデルの AIC は、7 組の中で 1 番大きかったが、AIC 最小のモデルとの差は 5 程度であり、それほど大きくはないといえる。以上から、今回の検証では、曜日・うるう年・日本型休日変数の違いによるモデル間の差は大きくないことが確認できた。

曜日・うるう年・日本型休日変数の効果

まず、ly、td1nolpyear、jhol.1 を入れる前の結果をみると、統計によりピリオドグラムにおけるピークの大きさに差はあるが、全ての統計において周波数 0.348 付近にピークがみられる（付図２）。統計ごとに結果を確認すると、世帯消費動向指数（付図３）及び第 3 次産業活動指数（付図５）において td1nolpyear の効果がみられた。特に、第 3 次産業活動指数における効果は顕著であり、周波数 0.348 周辺にみられたピークが、大きく抑えられていることが確認できる（付図５）。一方、商業動態統計では、t 値の絶対値が 2 を下回ったが、0.348 のピークが縮小していることから、小さいながらも効果はあったと考えられる（付図４）。他方、サービス産業動向調査では td1nolpyear の効果がみられない（付図６）。次に、うるう年変数の効果について確認をする。変数の推定結果をみると、t 値が 2 を上回ったのは世帯消費動向指数及び第 3 次産業活動指数である。うるう年効果の推定結果をみると、世帯消費動向指数では、その効果が確認できる（付図３）。一方、第 3 次産業活動指数では、その効果はやや小さいようである（付図５）。他方、商業動態統計のうるう年効果の推定結果をみると、小さいながらもその効果は確認できるが（付図４）、サービス産業動向調査については、係数の推定値が負となったことに加えて、t 値の絶対値が 0.1 を下回っていることもあり、その効果は全く確認ができない（付図６）。最後に、日本型休日変数 jhol.1 の効果について確認をする。まず、全統計に共通して、t 値の絶対値が 2 を下回っていることに加えて、係数の推定値が負となった。この影響を受けてなのか、jhol.1 を入れる前と後でピリオドグラムを比較すると、全ての統計について、周波数 0.5 に小幅なピークが表れている。これは、jhol.1 が持つ季節周波数の影響を受けた可能性が考えられるが、今回の検証からは判断ができない。

今回の検証では、jhol.1 の効果について判断できない結果となったが、データの期間や変数の組合せの影響が考えられるため、日本型休日の調整については、詳細な検討が必要である。

外れ値・変化点ダミー変数の効果

世帯消費動向指数では、LS2014.4、LS2019.10、AO2021.1、AO2021.2、AO2021.8、Rp2022.3-2022.9 の t 値の絶対値が 2 を下回った。しかし、付図３より外れ値・変化点ダミー変数の推定結果をみると、同 6 変数は有効と考えられる。他の変数についても、特段の問題はみられない。商業動態統計では、AO2019.9 の絶対値が 2 を下回ったが、付図４より外れ値・変化点ダミー変数の推定結果をみると有効と考えられる。他の変数についても、特段の問題はみられない。第 3 次産業活動指数では、LS2014.4 及び AO2019.9 の t 値の絶対値が 2 を下回った。付図５より外れ値・変化点ダミー変数の推定結果をみると、同 2 変数の効果は小さいと考えられる。他の変数については、特段の問題はみられない。サービス産業動向調査では、設定した 2 変数について、特段問題はみられない。以上より、外れ値・変化点ダミー変数については、設定した変数の多くで効果があったといえる。

なお、東日本大震災に伴い、大きく減少した 2011 年 3 月について、商業動態統計及び第 3 次産業活動指数の公表値の作成では、TC2011.3 が設定されている（表３）。結果の掲載はしないが、同時点に減衰的外れ値（TC）を設定し推定したところ、推定結果の変動幅がやや過剰となった。これ

は、利用するデータ期間の影響もあると考えられるが、当該変動が構造変化なのか特異値なのかにより周波数特性が異なることも影響していると考えられるため、設定する外れ値ダミー変数については、利用するデータ期間と合せて検討が必要である。

その他の評価

全ての統計について、残差は定常的と考えて問題なさそうだが、コレログラム（図２）を見ると、世帯消費動向指数及び商業動態統計において、小さいながらもラグ６に有意な負の自己相関が確認できる。ただし、実用上は問題ないと考えられる。なお、付図６より、サービス産業動向調査における残差の変動幅を見ると、2020 年以降の変動幅がやや大きくなる傾向がみられた。これは、季節調整値の推定値を見ると、2020 年以降、比較的大きな変動を伴い推移していることが確認できるが、これらの中には外れ値・変化点ダミーを設定する必要があるものが存在すると考えられ、今回の検証において、これらをモデル化しなかったことが要因と考えられる。

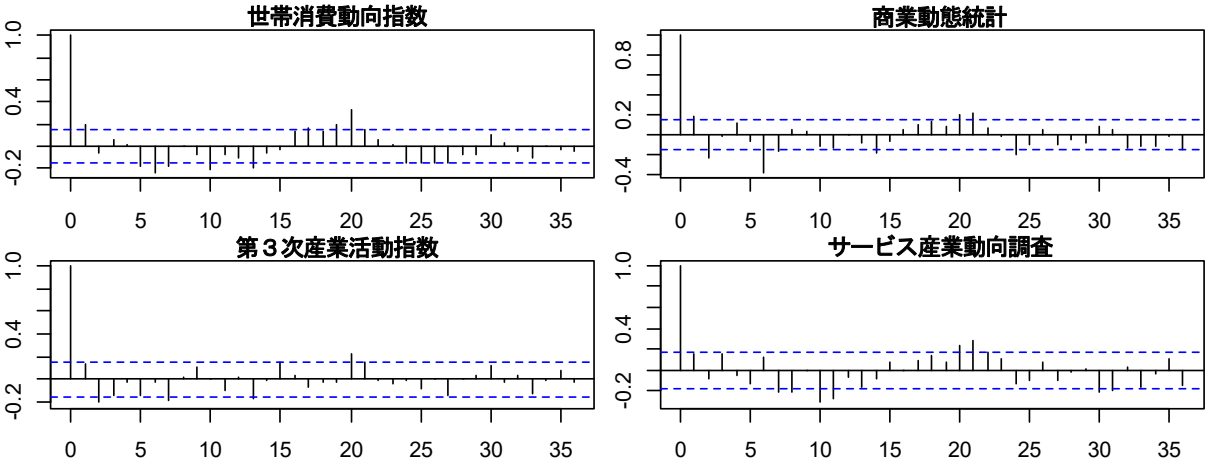


図２　残差のコレログラム（No.11：組４モデル、Sorder=4）

4.5 多変量時系列への適用について

「はじめに」でも述べたとおり、X-12-ARIMA などの季節調整法は、他の時系列の情報は影響しないこと及び、TC 成分、季節変動、不規則変動が互いに独立であることが仮定されている。そのため、分析対象の多変量時系列がこれらの仮定を満たさない場合、個別に推定した季節調整値を基に分析を行うことで、誤った結論を導く可能性がある。木村(1997)は、幾つかの先行研究に基づき、これらの仮定が満たされない場合に誤った推論がなされる事例について解説している（同論文では、消費と所得のデータを用いた分析において、季節調整値と原系列を使用した場合で、それぞれ得られる結論が異なることなどについて解説している。）。

本稿で扱う消費関連統計についても、相互関係を考慮することは重要である。例えば、新型コロナウイルス感染症の流行期において、外出自粛要請などに伴い、サービス支出が減少し、財支出が増加したことが挙げられる（丸山・石岡(2022)）。これは、財支出とサービス支出の間の相互関係の存在を示すものであるが、同期間における支出傾向の変化は、生活スタイルの大幅な変化を伴うものであったため、TC 成分間の関係に限らず、季節変動や不規則変動の間の関係にも影響を与えた可能性がある。このようなことから、一般に消費の分析を行うにあたっては、財及びサービスの各統計の相互関係を考慮した分析を行う必要があるといえる。国内消費の分析における、統計間の相互関係への配慮に関する詳細な議論は、国友・櫻井・佐藤(2022)を参照されたい。第 5 章では、SIML フィルタリング法を用いた分析の応用の一つとして、国友・櫻井・佐藤(2022)において議論された月次マクロ指標の推定方法と本章の結果を利用し、消費税率改定や新型コロナウイルス感染症の流行期を含む期間の、CTI マクロに代表される月次の国内総消費の推移を推定する。

5 月次マクロ消費の推移の推定

月次の国内総消費の推移を推測する統計として、総務省の総消費動向指数（CTI マクロ）[2]及び、日本銀行の消費活動指数[3]がある。これらは、それぞれ統計の作成方法が全く異なるものであるが、国内における個人消費の月次の動向を把握するための指標として、月例経済報告などで利用されている。CTI マクロは、GDP 家計最終消費支出の四半期別結果では観測できない月次の個人消費の推移を推測するものであり、GDP 家計最終消費支出の四半期速報を目的変数、月次の消費関連統計を説明変数として状態空間モデルにより推定する。その際、GDP 統計は四半期結果であるため、値が存在しない月は欠測値としている。一方、消費活動指数は、財とサービスに関する販売・供給統計を使用し、月次及び四半期の消費活動を推定するものである。本稿で扱う月次マクロ消費は、CTI マクロと同じく GDP 統計の四半期結果では観測できない月次の個人消費の推移を推定するものである。推定方法は、GDP 家計最終消費支出の四半期速報を目的変数、月次の消費関連統計を説明変数として、変数間に共和分の存在を仮定し、式(12)の重回帰モデルにより推定する。なお、家計最終消費支出には名目と実質の 2 系列があるが、本稿では、名目値のみを扱う。

$$y_t = \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \beta_3 x_{3,t} + e_t \tag{12}$$

具体的な推定手順は、次のとおりである：①目的変数及び説明変数の TC 系列を推定、②推定した TC 系列を使用し、式(12)の係数を推定、③推定したモデルに月次の季節調整結果を代入し、月次の個人消費の推移を推定。なお、GDP 家計最終消費支出は四半期データであるため、各四半期を構成する月に、対応する四半期の結果を代入し、疑似的な月次データとしている。また、説明変数に利用するデータは、CTI マクロ（名目）作成に利用しているものを準用した。ただし、CTI マクロ（名目）の推定には、世帯消費動向指数（総世帯）、商業動態統計及びサービス産業動向調査が利用されるが（総務省(2024)）、世帯消費動向指数（総世帯）の公表値は 2017 年 1 月以降であるため、2002 年 1 月結果から利用可能な世帯消費動向指数（二人以上世帯）を代用した。また、サービス産業動向調査は 2013 年 1 月結果以降であるため、利用したデータの期間は 3 統計全において 2013 年 1 月以降とした。一方、サービス産業動向調査は、他の 2 統計と比較してデータが得られるタイミングが一か月程度遅く、CTI マクロの推定では、当該月の値を予測している（総務省(2024)）。本稿では、3 統計全てについて、当該月の公表値が得られているものとして国内消費の推移を推定した。

図３に、各統計の 2013 年 1 月から 2023 年 12 月までの推移の推定結果を掲載する。なお、同図に掲載した CTI マクロは、2023 年 12 月結果であり、GDP 家計最終消費支出は、2023 年第 4 四半期一次速報結果である。まず、月次データの TC 系列の推移をみると、世帯消費動向指数のみ、全体的に減少のトレンドを持っているが、局所的には、4 統計全てで同様の推移をしていることが確認できる。次に、月次の個人消費の推定結果をみると、2019 年 9 月の特異値がやや過剰であることや、2020 年以降の推移の乖離が 2019 年以前と比較してやや大きいことを除くと、2014 年 4 月及び 2019 年 10 月の消費税率改定や、新型コロナウイルス感染症の流行期の変動が、CTI マクロと極めて整合的であることがわかる。同様に、四半期結果も確認すると、GDP 家計最終消費支出の季節調整値に近い推移をしていることがわかる。一方、2019 年前半までの推移とそれ以降の推移を比較すると、後半の CTI マクロ及び GDP 家計最終消費支出との乖離がやや大きいが、これは、2019 年前後で、消費税率改定や新型コロナウイルス感染症の流行により消費者の行動が大きく変わり、変数間の関係に変化が生じたことが十分に考えられることであるにも関わらず、全期間で同じ係数を利用して推定したことが要因と考えられる。なお、今回の検証では、モデルの推定と結果の推定に利用したデータの期間は同じであるが、定期的なデータの更新によりモデルを推定しなおし、毎月（期）の結果を推定するという運用が考えられる。

また、遡及改定の期間をどの程度にするのかといったことも重要な課題である。CTI マクロは、2002 年以降の指数を推定しており、毎月、全期間の結果を遡及改定している。本稿で扱ったマクロ

[2] 総務省統計局 HP「消費動向指数（CTI）」（https://www.stat.go.jp/data/cti/index.html）
[3] 日本銀行 HP「消費活動指数」（https://www.boj.or.jp/research/research_data/cai/index.htm）

指標についても、同様の期間の遡及を行うことが考えられるが、CTI マクロと異なり、時変回帰モデルではないため、長期遡及による結果の改定にも配慮が必要である。一方、本稿では、11 年分のデータにより共和分関係を推定した。先述のとおり、新型コロナウイルス流行期における CTI マクロ及び GDP 統計との乖離は、同期間における共和分関係が変わったことが要因と考えられるため、データ期間が短いから乖離が小さくなるものではないといえる。実用上、遡及期間を 10 年程度として検討することが考えられる（参考までに、月例経済報告に掲載された CTI マクロは直近 10 年である。）。これにより、月次の国内個人消費をどの程度の精度で予測可能か、検証を行うことは今後の課題としたい。

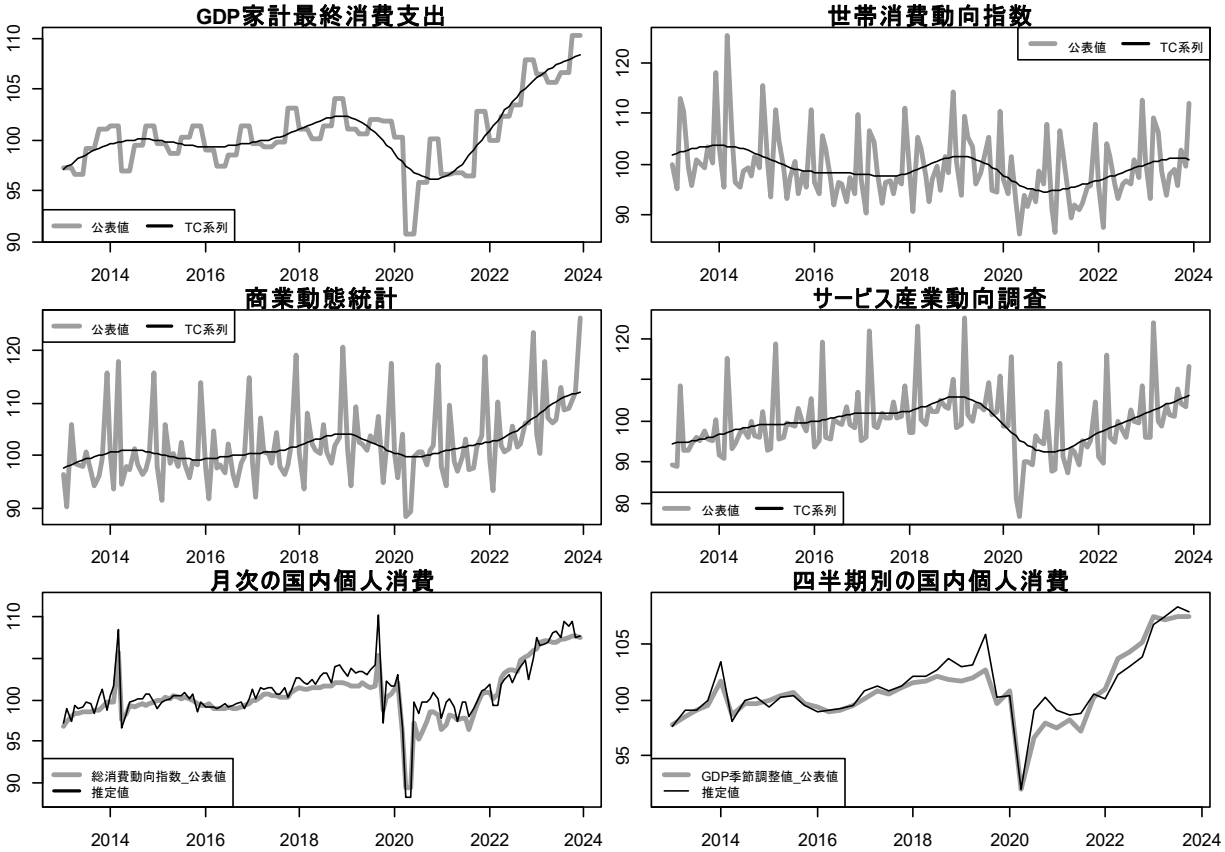


図３　国内消費の推定結果（2013 年 1 月～2023 年 12 月、2015 年=100 として推定）

6 まとめと展望

本稿では、SIML フィルタリング法に基づく季節調整プログラム SarSIML(S-SIML)を利用し、4 つの月次消費関連統計の季節調整を行った。検証の結果はおおむね良好といえるものとなった。また、世帯消費動向指数、商業動態統計及び第 3 次産業活動指数の季節調整結果は、公表値と同様の動きとなっていることも確認でき、SIML フィルタリング法に基づく季節調整のパフォーマンスの高さが確認できた。一方、SIML フィルタリング法による季節調整については、実務上の検討課題がある。本稿の最後で、実務上の課題を整理する。

＜SIML フィルタリング法に基づく季節調整を行う上での実務的な課題＞

①モデル選択の問題

回帰変数の選定は、AIC による評価に加えて、曜日効果については、スペクトル分析による確認も必要である。また、外れ値・変化点ダミーについては、自動検出機能を援用しつつ、実際のデータの動きに応じて、適切な変数を選定するといった試行錯誤的な作業が必要である。その際、構造

変化と特異値で周波数特性が大きく異なることや、構造変化は比較的長期的な観点からでないと判断が困難であることにも注意が必要である（GDP 統計の季節調整では、毎期、大きな変動に対して暫定的に AO ダミーを設定し、後日、構造変化への見直しを検討するという運用を行っている（権田・松村(2023)、高岡(2022)、山岸・髙井・清水(2022)））。他方、回帰変数の選定を行う際、変数の有意性をどこまで厳密に評価するかということも課題として挙げられる。X-12-ARIMA では、回帰変数の採用基準として、t 値の絶対値が 2 以上というものが提案されているが（有田(2012)）、本検証でみたように、t 値の絶対値が 2 を下回る場合でも有効となることが多かった。変数の採用手順については、検討が必要である。

②SarSIML(S-SIML)の安定性の評価

本稿では検証をしなかったが、実務では結果の安定性も重要な指標である。SarSIML(S-SIML)がどの程度の安定性を有しているのか、他の既存の季節調整法との比較検証を行う必要がある。また、安定性の評価指標には、幾つかの種類がある（有田(2012)、高岡(2015)）。どの指標を利用するかは、季節調整の目的に応じて、適切なものを選定する必要がある。

③利用するデータ期間

推定精度の観点から、利用するデータ期間は長い方が望ましいことである。しかし、今回の検証において、データ期間を長くすることで、一部の AO ダミーの推定値が過剰となるなど、却って結果が悪化する事例がみられた。月次データの場合、うるう年効果を考慮すると最低 8～10 年程度の期間は必要となるが、適切な期間は、個別に判断する必要があると考えられる。

④パラメータ（trend、sorder）の設定

trend については、本稿の検証を通してデータ期間の 10%程度に設定することの妥当性を確認した。ただし、trend は抽出したい周期により変わりうるため、目的に応じて柔軟に対応する必要がある。一方、sorder については、第 4.3 節で述べたとおり、スペクトル分析により残存周波数を確認し、smooth オプションの設定と併せて sorder を選定することが望ましいといえる。

⑤日本型休日効果の調整

第 4.2 節において、日本型休日変数の特性について簡単に触れた。また、今回の検証では、日本型休日変数の係数は全て負となり、結果に良くない影響を与えた可能性がある。データ期間の影響も考えられるが、周波数領域で処理を行う SIML フィルタリング法では、日本型休日変数の取扱いについて詳細な検討が必要と考えられる。

謝辞

本研究を遂行するにあたり、貴重な御意見をいただいた統計数理研究所国友直人特任教授及び、東京大学大学院経済学研究科佐藤整尚准教授に謝意を申し上げたい。また、本稿を丁寧に査読いただき、多くの改善点の指摘及び有益なコメントをいただいた匿名の 2 名の査読者にも感謝申し上げる。

参考文献

[1] 有田 帝馬 (2012), 『入門 季節調整－基礎知識の理解から「X-12-ARIMA」の活用法まで』, 東洋経済新聞社.

[2] 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」, 『経済分析 政策研究の視点シリーズ 17』.

[3] 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, pp.239-281.

[4] 川崎 能典, 佐藤 整尚 (1997), 「季節調整の「最適性」について」, 『統計数理』, 第 45 巻, 第 2 号, pp.245-263.

[5] 木村 武 (1997), 「季節調整に関する実務的諸問題」, 『統計数理』, 第 45 巻, 第 2 号, pp.181-216.

[6] 国友 直人 (2004), 「解説 X-12-ARIMA(2002)」, CIRJE Research Report Series, CIRJE-R-1.

[7] 国友 直人, 櫻井 智章, 佐藤 整尚 (2022), 「経済時系列の状態推定とマクロ指標」, 『統計研究彙報』, 第 79 号, pp.1-20.

[8] 国友 直人(編) (2023), 「日本の公的統計と季節調整－X-13-ARIMA-SEATS と労働力調査を題材に－」, 統計数理研究所ディスカッションペーパー, SSE-DP-2023-1.

[9] 経済産業省 (2024), 「指数の作成と利用（第 9 版） 第 4 章 季節調整手法」. https://www.meti.go.jp/statistics/tyo/iip/riyou-4.pdf

[10] 権田 直, 松村 洋平 (2023), 「四半期別 GDP 速報の季節調整における暫定的な異常値処理方法の検証」, 『経済分析』, 第 208 号, pp.77-98.

[11] 佐藤 整尚 (2023), 「X12SIML を使った季節調整の実際」. https://github.com/sato-labo/x12siml/blob/main/x12simldoc92.pdf

[12] 総務省 (2023), 「季節調整法の適用状況（令和５年４月１日現在）」. https://www.soumu.go.jp/main_content/000924226.xlsx

[13] 総務省 (2024), 「2020 年基準 総消費動向指数（CTI マクロ）の推定方法」（令和６年４月５日現在）. https://www.stat.go.jp/data/cti/pdf/macro_ref_2020.pdf

[14] 高岡 慎 (2013), 「X-12-ARIMA におけるモデル選択の安定性の改善について－法人企業統計の事例－」, 『琉球大学経済研究』, 第 86 号, pp.53-77.

[15] 高岡 慎 (2015), 『経済時系列と季節調整法』, 朝倉書店.

[16] 高岡 慎 (2022), 「GDP 関連系列の季節調整における外れ値処理の妥当性について」, 内閣府『国民経済計算関連論文』, No.2.

[17] 丸山 歩, 石岡 江梨 (2022), 「新型コロナウイルス感染症による家計への影響について－財・サービスの支出状況－」, 総務省統計局『統計 Today』, No.183.

[18] 山岸 圭輔, 髙井 健作, 清水 美絵 (2022), 「四半期別ＧＤＰ速報における季節調整方法について―大きな経済変動に対する異常値処理―」, 内閣府『国民経済計算関連論文』, No.3.

[19] N. Kunitomo, S. Sato (2021), A robust-filtering method for noisy non-stationary multivariate time series with econometric applications, *JJSD*, Vol.4, pp.373-410, Springer.

[20] S. Sato, N. Kunitomo (2021), Frequency regression and smoothing for noisy non-stationary time series, *MIMS*, SDS-20, Meiji University.

[21] S. Sato, N. Kunitomo (2024), On SarSIML (A Seasonal Adjustment Method), SSE-DP-2024-4, Institute of Statistical Mathematics.

付録：月次消費関連統計の季節調整結果

付表１　モデルの評価※

No.	曜日・うるう年・日本型休日	Sorder	AIC.A	F 値.A	AIC.B	F 値.B	S-W 検定
世帯消費動向指数							
1	なし	3	-545.6940	2.7004	445.2319	11.0778	0.1913
2	ly	〃	-574.4298	2.3461	433.7050	11.6304	0.4954
3	ly, td1nolpyear	〃	-608.7436	1.9723	435.4915	10.7555	0.5362
4	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-947.5861	6.4586	436.3468	10.0865	0.2271
5	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-653.0445	1.5525	433.7544	10.3379	0.9196
6	ly, jhol.1	〃	-731.3179	3.6424	434.7223	10.8351	0.1738
7	ly, jhol.2	〃	-576.9480	1.6730	431.8241	11.1378	0.8634
8	なし	4	-545.6940	2.7004	362.0940	13.4750	0.5771
9	ly	〃	-574.4298	2.3461	341.4886	15.0105	0.9368
10	ly, td1nolpyear	〃	-608.7436	1.9723	343.2102	13.8784	0.9764
11	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-947.5861	6.4586	343.8540	13.0114	0.9871
12	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-653.0445	1.5525	344.6904	12.9225	0.9895
13	ly, jhol.1	〃	-731.3179	3.6424	342.4532	13.9650	0.9769
14	ly, jhol.2	〃	-576.9480	1.6730	342.7263	13.9337	0.9812
商業動態統計							
1	なし	3	-165.2823	0.6366	464.8713	13.2714	0.5364
2	ly	〃	-170.9014	0.5597	466.0916	11.6615	0.5723
3	ly, td1nolpyear	〃	-192.1087	0.5932	467.3472	10.4037	0.6663
4	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-224.6092	0.6693	467.1519	9.5719	0.4437
5	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-205.5077	0.5534	466.4895	9.6523	0.3326
6	ly, jhol.1	〃	-208.2127	0.7079	465.6344	10.6342	0.3601
7	ly, jhol.2	〃	-203.2900	0.672	466.4892	10.5190	0.8536
8	なし	4	-165.2823	0.6366	350.2570	22.2304	0.9001
9	ly	〃	-170.9014	0.5597	350.4581	19.6543	0.8008
10	ly, td1nolpyear	〃	-192.1087	0.5932	348.9896	17.9208	0.7896
11	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-224.6092	0.6693	350.7159	16.0653	0.5977
12	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-205.5077	0.5534	350.4631	16.1022	0.6443
13	ly, jhol.1	〃	-208.2127	0.7079	351.7132	17.4790	0.5115
14	ly, jhol.2	〃	-203.2900	0.6720	352.4468	17.3610	0.7682
第 3 次産業活動指数							
1	なし	3	-321.3349	2.9945	277.4978	16.0662	0.0533
2	ly	〃	-319.6492	2.3632	272.6564	15.1003	0.0450
3	ly, td1nolpyear	〃	-323.2022	1.9390	264.7125	14.8454	0.1355
4	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-336.2920	1.6881	259.7361	14.2617	0.0230
5	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-329.1711	1.6107	266.7120	13.2809	0.1312
6	ly, jhol.1	〃	-336.8243	2.1231	270.1531	14.0146	0.0181
7	ly, jhol.2	〃	-331.1678	2.0453	273.3508	13.5360	0.4000
8	なし	4	-321.3349	2.9945	195.0722	21.6392	0.4064
9	ly	〃	-319.6492	2.3632	186.4789	20.7467	0.2367
10	ly, td1nolpyear	〃	-323.2022	1.9390	181.6381	19.4714	0.1411
11	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-336.2920	1.6881	179.2899	18.0812	0.5633
12	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-329.1711	1.6107	183.1508	17.4863	0.1951
13	ly, jhol.1	〃	-336.8243	2.1231	186.3884	18.6708	0.3988
14	ly, jhol.2	〃	-331.1678	2.0453	188.2538	18.3612	0.1936
サービス産業動向調査							
1	なし	3	-35.86804	6.4743	415.3867	9.0703	0.0988
2	ly	〃	-33.88849	3.9574	417.1012	6.0851	0.2121
3	ly, td1nolpyear	〃	-93.51021	4.8204	417.0740	4.9669	0.1184
4	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-93.38898	3.5260	418.3336	4.0718	0.5626
5	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-91.52495	3.4711	418.8137	3.9891	0.3922
6	ly, jhol.1	〃	-40.65107	2.9575	418.9202	4.5692	0.3999
7	ly, jhol.2	〃	-42.22284	3.0054	419.0658	4.5381	0.1870
8	なし	4	-35.86804	6.4743	349.9147	17.7575	0.0702
9	ly	〃	-33.88849	3.9574	351.8966	11.7505	0.3557
10	ly, td1nolpyear	〃	-93.51021	4.8204	353.7709	8.7709	0.3911
11	ly, td1nolpyear, jhol.1	〃	-93.38898	3.5260	355.2703	7.0490	0.5625
12	ly, td1nolpyear, jhol.2	〃	-91.52495	3.4711	354.5656	7.1740	0.6326
13	ly, jhol.1	〃	-40.65107	2.9575	353.5551	8.8189	0.5293
14	ly, jhol.2	〃	-42.22284	3.0054	353.1512	8.9089	0.4904

※　今回は、回帰 B による AIC（AIC.B）をモデル評価の指標として使用した。

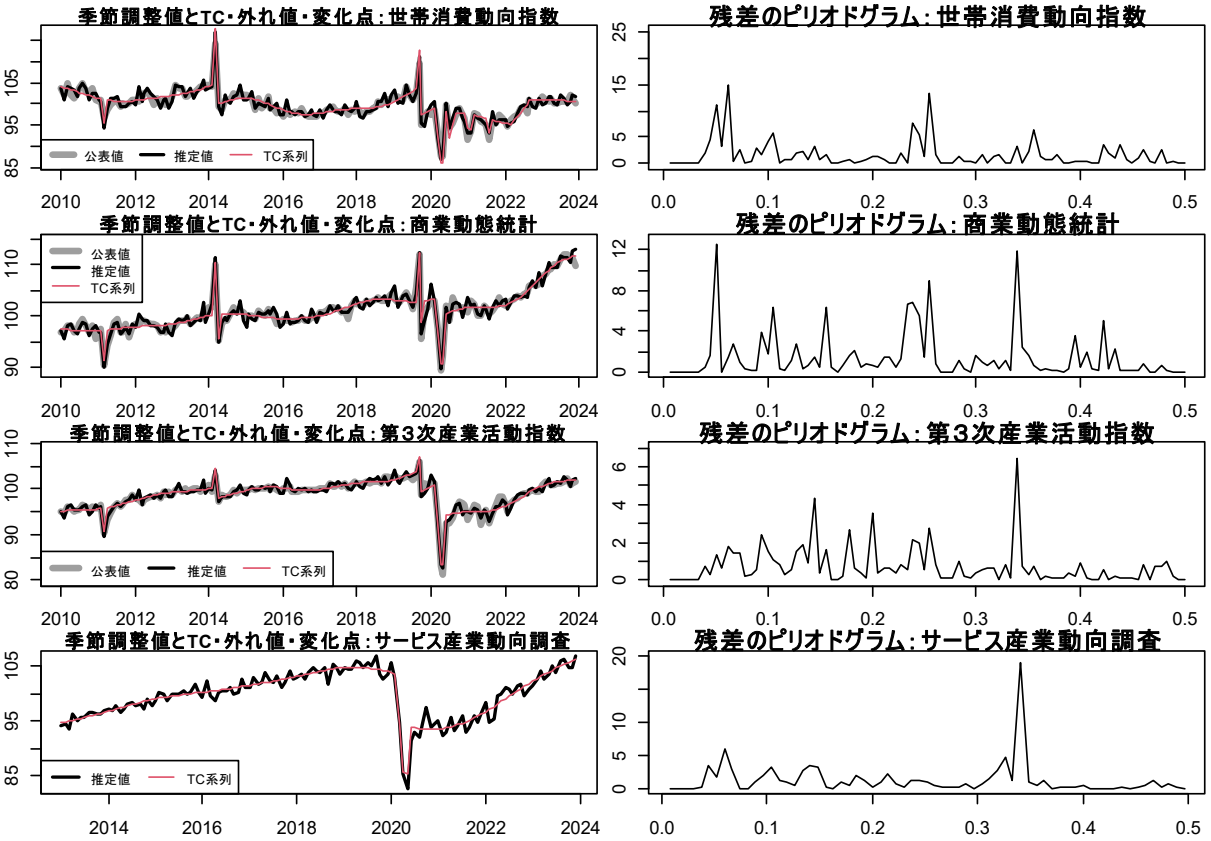
付表２ 回帰変数の推定結果

調査・統計名称	回帰変数※1	推定値※2	標準誤差※2	t 値※2	経済・社会上のできごと
世帯消費動向指数（消費支出）（二人以上、名目）	td1nolpyear	0.0252	0.0390	0.6455	-
	jhol.1	-0.2651	0.2728	-0.9720	-
	ly	4.3840	1.0909	4.0188	-
	AO2011.3	-6.5711	1.7969	-3.6570	東日本大震災
	AO2014.3	12.3514	2.5162	4.9087	2014 年 4 月の消費税率改定
	LS2014.4	-3.8108	3.4685	-1.0987	〃
	AO2019.9	7.6291	2.5240	3.0226	2019 年 10 月の消費税率改定
	LS2019.10	-6.7955	3.4823	-1.9514	〃
	Rp2020.2-2020.4	-11.2630	3.6886	-3.0535	新型コロナウイルス感染症流行期
	Rp2020.5-2020.9	11.1394	4.8069	2.3174	〃
	AO2020.6	9.1706	1.8136	5.0565	〃
	AO2021.1	-3.8028	2.0695	-1.8375	〃
	AO2021.2	-1.2839	2.1266	-0.6037	〃
	AO2021.8	-2.4859	1.8256	-1.3617	〃
	Rp2022.3-2022.9	7.9095	5.7252	1.3815	原油価格や原材料価格の国際的な上昇など
商業動態統計（小売業）	td1nolpyear	-0.0581	0.0395	-1.4717	-
	jhol.1	-0.1230	0.2774	-0.4433	-
	ly	1.2446	1.1029	1.1285	-
	AO2011.3	-7.0818	1.8367	-3.8558	東日本大震災
	AO2014.3	10.8270	2.1222	5.1018	2014 年 4 月の消費税率改定
	AO2014.4	-4.1963	2.1140	-1.9850	〃
	AO2019.9	7.7837	2.0993	3.7078	2019 年 10 月の消費税率改定
	AO2019.10	-6.9777	2.1593	-3.2314	〃
	Rp2020.2-2020.4	-12.9800	3.7027	-3.5056	新型コロナウイルス感染症流行期
	LS2020.6	9.6908	2.5425	3.8115	〃
第 3 次産業活動指数（広義対個人サービス）	td1nolpyear	0.0682	0.0264	2.5823	-
	jhol.1	-0.3246	0.1828	-1.7753	-
	ly	2.0288	0.7445	2.7250	-
	AO2011.3	-6.7419	1.2345	-5.4615	東日本大震災
	AO2014.3	4.8963	1.7298	2.8306	2014 年 4 月の消費税率改定
	LS2014.4	-1.1053	2.3858	-0.4633	〃
	AO2019.9	1.8558	1.7055	1.0881	2019 年 10 月の消費税率改定
	AO2019.10	-6.3124	2.3792	-2.6532	〃
	Rp2020.2-2020.4	-17.3826	2.4953	-6.9663	新型コロナウイルス感染症流行期
	LS2020.6	10.0026	1.7091	5.8524	〃
サービス産業動向調査（サービス産業計）	td1nolpyear	0.0240	0.0541	0.4431	-
	jhol.1	-0.2159	0.3674	-0.5876	-
	ly	-0.1269	1.6648	-0.0762	-
	Rp2020.2-2020.4	-23.4017	4.6389	-5.0446	新型コロナウイルス感染症流行期
	LS2020.6	8.6555	3.1468	2.7505	〃

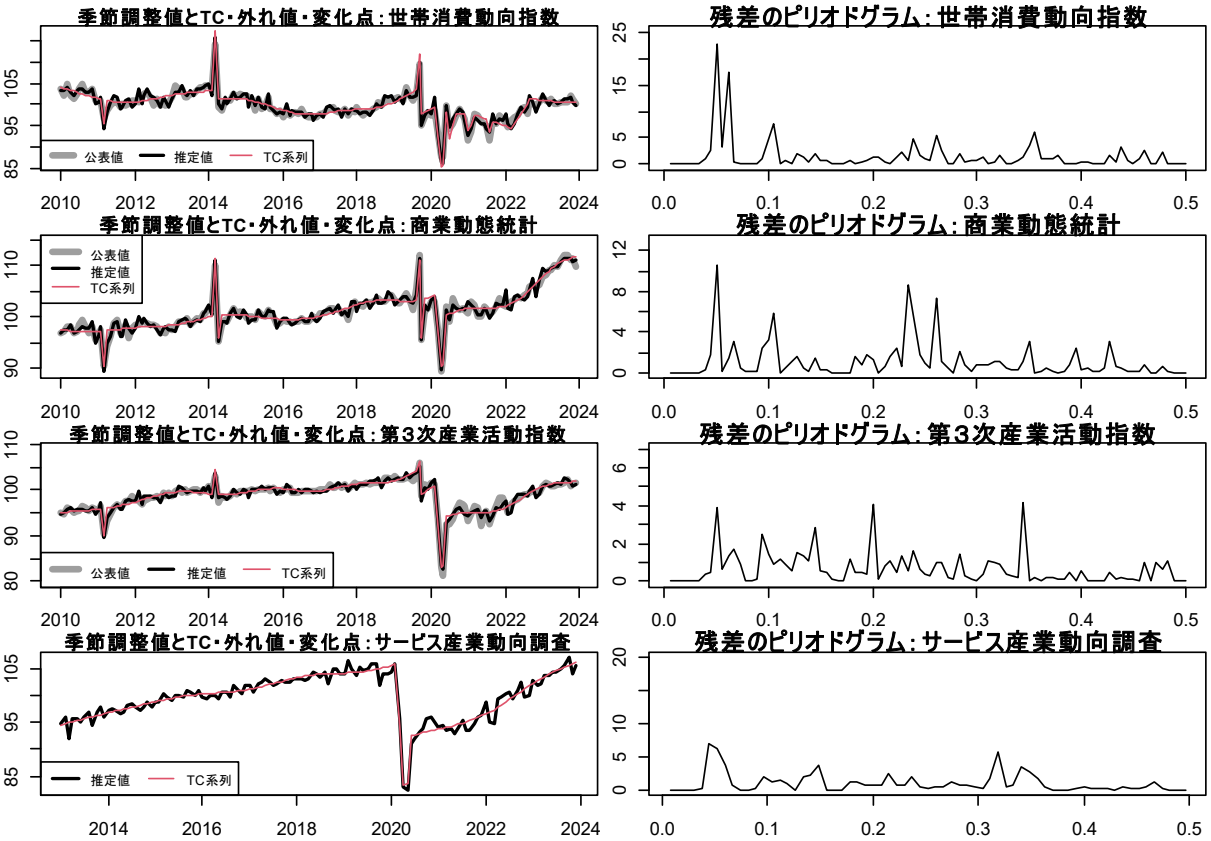
※１　外れ値・変化点ダミー変数の表記方法は、X-12-ARIMA における表記方法を使用した。
※２　推定値、標準誤差及び t 値は、組 4 モデルの sorder=4 の結果（各統計の No.11）を掲載した。

付表３ 本稿で検証した曜日・うるう年・日本型休日変数の組合せ一覧

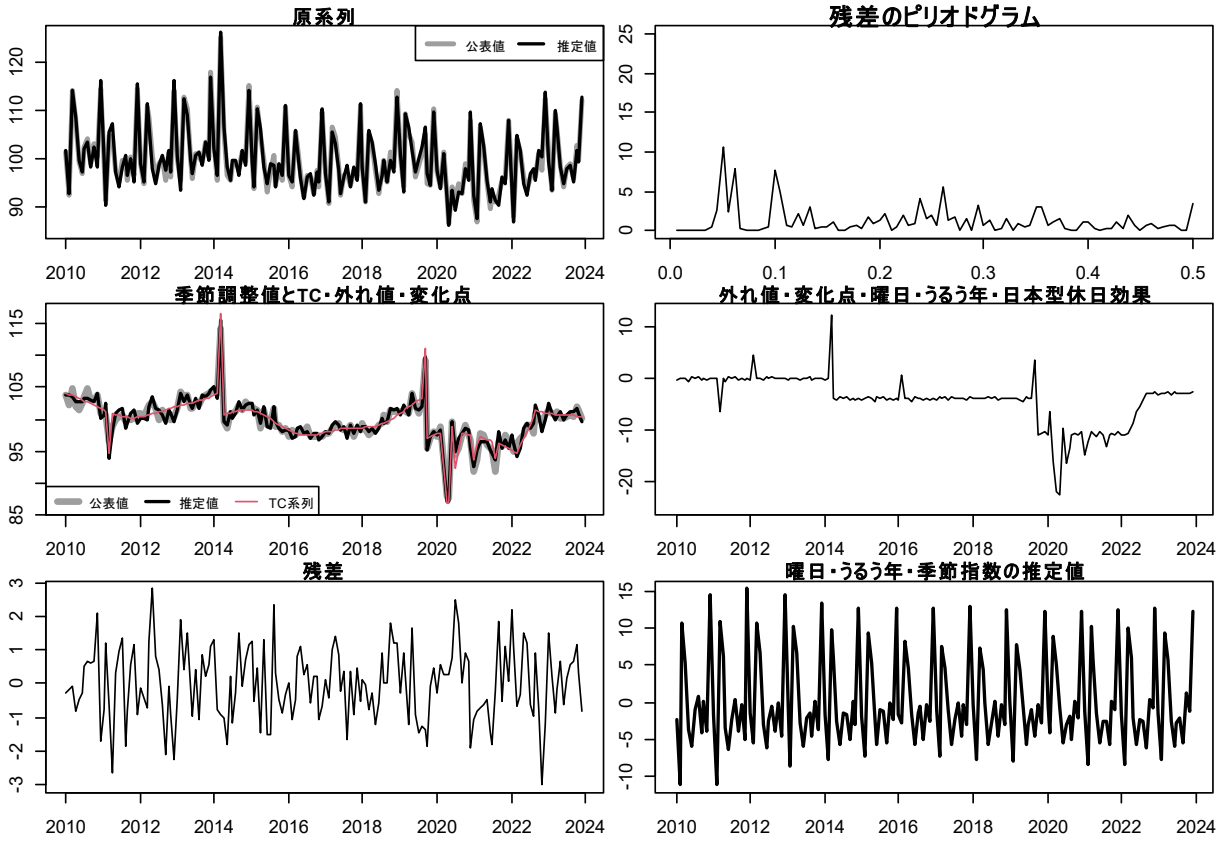
	組 1	組 2	組 3	組 4	組 5	組 6	組 7
曜日・うるう年・日本型休日変数の組	なし	ly	ly, td1nolpyear	ly, jhol.1, td1nolpyear	ly, jhol.2, td1nolpyear	ly, jhol.1	ly, jhol.2



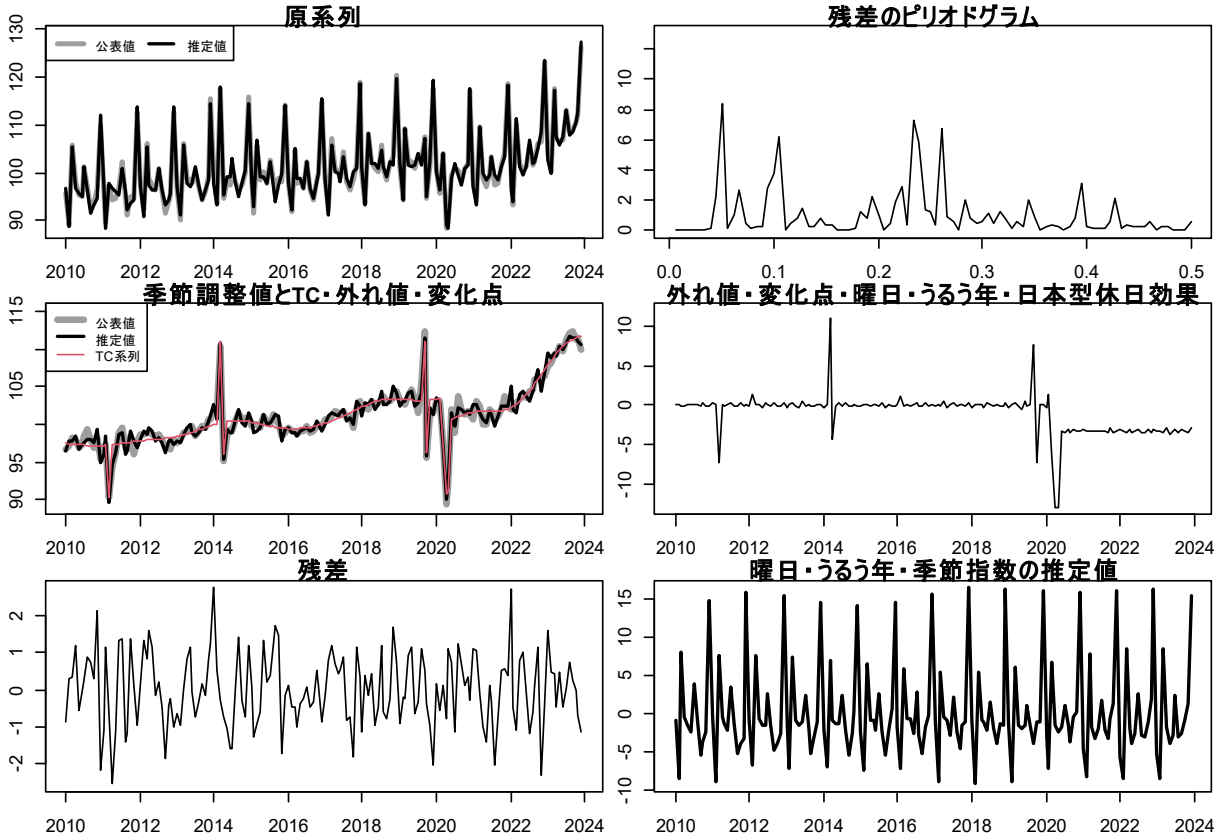
付図１　組１モデルの推定結果（sorder=3）



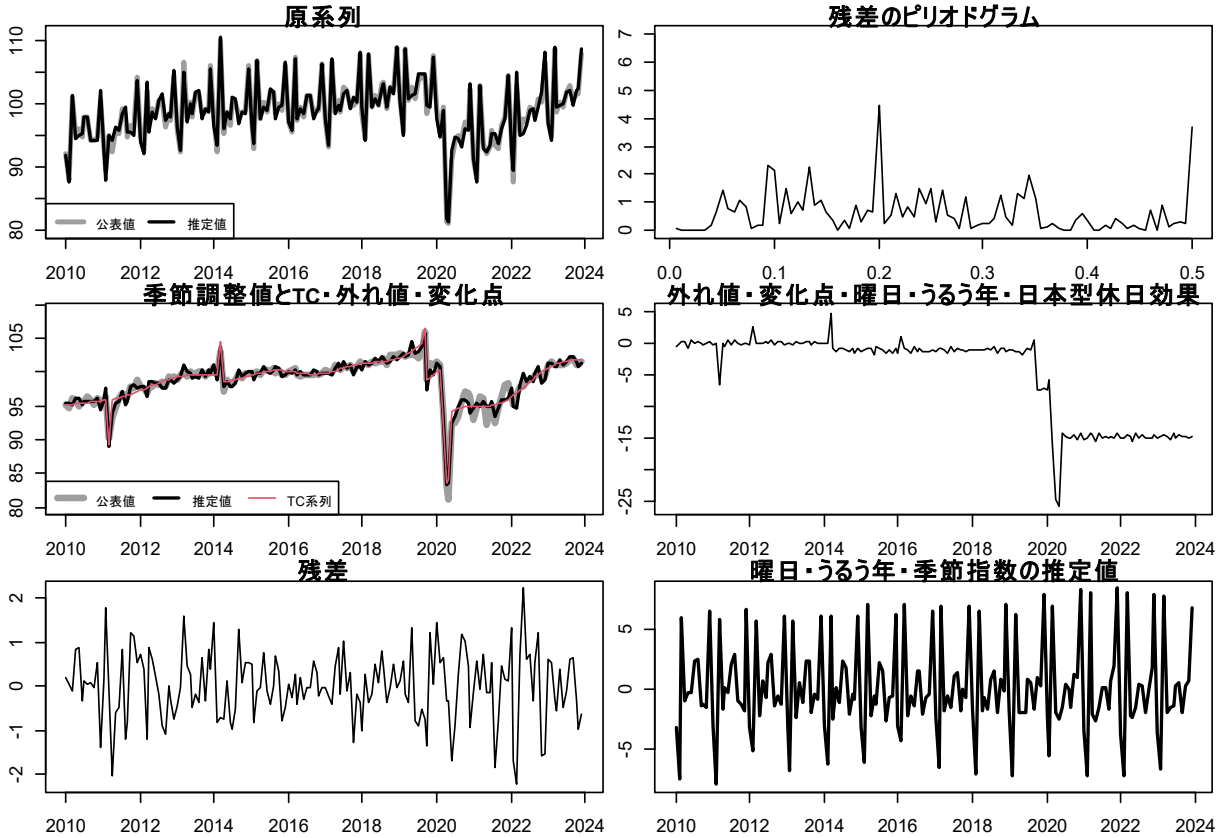
付図２　組１モデルの推定結果（sorder=4）



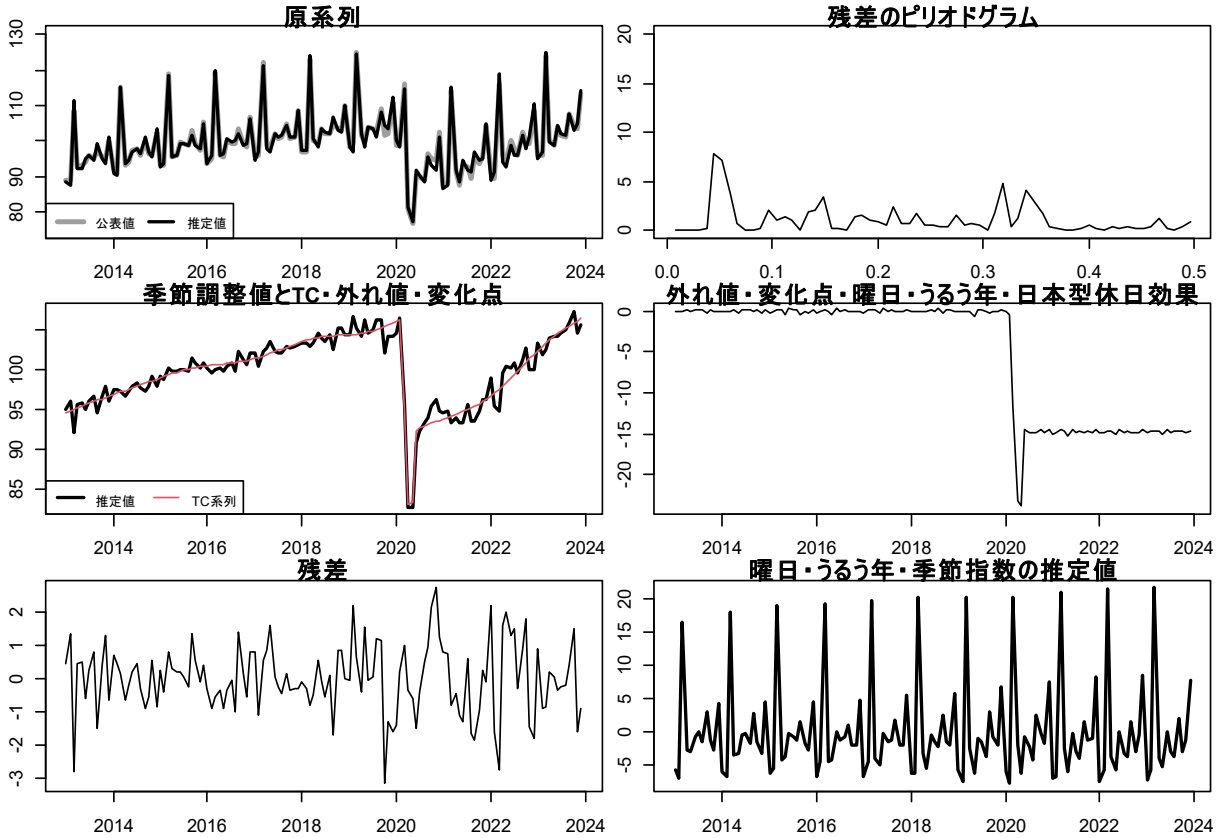
付図３ 世帯消費動向指数（No.11：組４モデル、Sorder=4）



付図４ 商業動態統計（No.11：組４モデル、Sorder=4）



付図５　第３次産業活動指数（No.11：組４モデル、Sorder=4）



付図６　サービス産業動向調査（No.11：組４モデル、Sorder=4）