

## 時変曜日効果モデルを用いた季節調整法の適用

## — 総実労働時間指数を例に —

大島 敬士<sup>†</sup>Application of Seasonal Adjustment using Time-Varying Trading-day Effects Model  
: Example of the Total Hours Worked Index

OSHIMA Keiji

カレンダーの周期性が原因となって生じる曜日効果を含む原系列の季節調整に当たっては、曜日効果の回帰係数が時間によらず一定と仮定した回帰モデル（固定曜日効果モデル）によって曜日効果を推定することが多い。しかしながら、実際には、曜日効果の回帰係数は時間の経過とともに変化することも想定されることから、こうした仮定は常に成り立つとは限らない。

本稿では、毎月勤労統計調査の総実労働時間指数の季節調整に関して、曜日効果等の回帰係数が時間変化するものと仮定した時変曜日効果モデルによる季節調整値の試算及び評価を行った。

試算結果によれば、時変曜日効果モデルは、固定曜日効果モデルと比較して、モデルの当てはまり、季節調整値に残存する曜日効果の状況といった点において、良好な結果が得られた。これは、曜日効果等を含む原系列に対して、時変曜日効果モデルを用いた季節調整法を適用することで、より精度の高い季節調整を行うことができる可能性を示唆している。

キーワード：季節調整、状態空間モデル、時変曜日効果モデル、総実労働時間指数

In seasonal adjustment of original series including trading-day effects due to the periodicity of the calendar, the trading-day effects are often estimated using the fixed trading-day effects model: a regression model that assumes the trading-day coefficients are constant over time. However, this is not always a realistic assumption because the trading-day coefficients can change over time.

In this paper, regarding the seasonal adjustment of the total hours worked index in the monthly labour survey, we estimated and evaluated seasonal adjustment series using the time-varying trading-day effects model.

According to the analysis results, the time-varying trading-day effects model showed reliable results compared to the fixed trading-day effects model in terms of model fitting, and residual trading-day effects in the seasonal adjustment series. This suggests that the time-varying trading-day effects model has a possibility of improving the accuracy of seasonal adjustment for original series including trading-day effects.

Key Words: Seasonal adjustment, State space model, Time-varying trading-day effects model,  
Total hours worked index

<sup>†</sup> 総務省統計局統計調査部消費統計課物価統計室

## 1. はじめに

月次や四半期ごとに集計・作成されている経済統計には、天候や社会慣習等の影響によって毎年繰り返される季節的な変動（季節変動）がみられる。さらに、こうした1年を周期とする季節変動に加えて、1年周期ではないカレンダーの周期性が原因となって生じる変動（曜日効果等<sup>1</sup>）がみられる経済統計も多く存在する。曜日効果は、カレンダー上の各月の曜日構成の変化により生じる変動ではあるものの、短期的な変動や前月比較などに大きな影響を与えることが少なくない。こうしたことから、曜日効果がみられる経済統計では、その直近の動向をより適切に把握するために、原系列から季節変動だけでなく、曜日効果も取り除いた季節調整値を用いることが一般的である。

国内の公的統計の季節調整には、米国商務省センサス局が開発した季節調整用のソフトウェアである X-12-ARIMA が採用<sup>2</sup>されている。X-12-ARIMA では、季節変動を推定する前段階として、RegARIMA モデル<sup>3</sup>と呼ばれる時系列モデルを利用して、原系列に含まれる曜日効果や外れ値等を繰り返し一般化最小二乗法 (IGLS) により推定している。そして、推定された曜日効果や外れ値等を原系列から取り除いた事前調整済原系列に対して、複数の移動平均フィルタ (X11 フィルタ) を適用することで季節変動を推定している。

RegARIMA モデルでは、曜日効果等の推定に当たり、曜日効果等の回帰係数が時間によらず一定と仮定したモデルを採用しており、X-12-ARIMA では、回帰係数が時間に対して不均一な状況を表現することはできない。しかしながら、時間の経過とともに、回帰係数が変化する場合も考えられることから、こうした仮定は、必ずしも成り立つとは限らない。実際に、こうした状況が想定される場合として、一般職業紹介状況（厚生労働省）の新規求職申込件数<sup>4</sup>等が挙げられる。同伴数の変動は、公共職業安定所（ハローワーク）の営業（開庁）日数の影響を受けることが指摘されている（労働政策研究・研修機構(2006)）。これによると、同伴数は、各月の曜日構成の違いによる営業日数の増減の影響を受けることに加え、ハローワークの営業日がこれまで週休1日半制、4週6休制、完全週休2日制と移行してきたことから、長期的にみると、土曜日が祝日であったかどうかで、同じ土曜日であっても同伴数に与える影響が異なるとしている。

こうした週休2日制の普及による影響については、毎月勤労統計調査（厚生労働省）の総実労働時間指数や労働力調査（総務省）の「月末1週間の平均週間就業時間」といった労働時間（就業時間）に関する結果においても、新規求職申込件数と同様の点が指摘できる。さらに、労働時間については、長期的にみると、週休2日制の普及による影響に加えて、土曜日・日曜日や祝日等が主たる勤務日となるサービス業の従事者の増加や年中無休といった営業形態を採用する小売店の広がり<sup>5</sup>などによって、各月の曜日構成の違いや祝日等の日数が労働時間の変動に与える影響度についても、時間の経過とともに変化している可能性が考えられる。

<sup>1</sup> 本稿では、カレンダーの周期性が原因となって生じる変動として、曜日効果のほか、休日効果及びうるう年効果を想定している。

<sup>2</sup> 詳細は、季節調整法の適用状況（令和4年4月1日現在）を参照。

・経済指標に関する統計基準（総務省ウェブサイト）：[https://www.soumu.go.jp/toukei\\_toukatsu/index/seido/kijun3.htm](https://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/index/seido/kijun3.htm)

<sup>3</sup> RegARIMA モデルでは、安定的な推定を行うために、曜日効果や外れ値等の回帰モデルの回帰係数と ARIMA モデルの係数の推定が交互に実行され、推定値が一定の値に収束するまで反復計算することで、最終的な推定値を得る方法が採用されている。また、X11 フィルタでは、データ末端付近において片側移動平均とならざるを得ないことから、必要に応じて RegARIMA モデルで推定された ARIMA モデルに基づく予測値を作成し、それを事前調整済原系列の末端に接続することで、季節調整値の安定的な推定が行えるような方法が採用されている。詳細は、U.S. Census Bureau (2011) を参照。

<sup>4</sup> 公共職業安定所で当該月に新たに受け付けた求職申込みの件数。

<sup>5</sup> 近年では、人手不足や新型コロナウイルス感染拡大に伴う客足の減少等を契機に、年中無休等の営業形態を見直す企業がみられる。こうした動きが広がることで、各月の曜日構成の違い等が労働時間の変動に与える影響度については、今後、変化していく可能性も考えられる。

回帰モデルにおいて、曜日効果等の回帰係数が時間変化するものと想定される場合の対応として、先述の一般職業紹介状況では、RegARIMAモデルの推定に用いる時系列データ（原系列）の回帰期間を10年とし、毎年、新たに1年分の原系列をインプットデータに追加すると同時に、1年ずつ推定の対象期間をずらして、各時点における曜日効果等を推定<sup>6</sup>している（労働政策研究・研修機構(2006)）。これは、回帰期間内における曜日効果等の回帰係数を一定とみなして推定していることとなる。こうした回帰期間を短く区切って推定する方法は、各時点における状況を的確に捉えることが可能となり得る一方で、系列によっては、回帰期間の長さによって推定される回帰係数が不安定になる可能性<sup>7</sup>も考えられる。

一方で、統計数理研究所が開発した季節調整用のソフトウェアであるDECOMPに代表されるKitagawa and Gersch(1984)や北川(2005)による状態空間モデル(State Space Model)に基づく季節調整法<sup>8</sup>では、時変係数モデルを用いることで、曜日変動成分における曜日効果等の回帰係数が時間に依存する状況を時変曜日効果モデルとして表現することが可能である。

本稿では、こうした状況などを踏まえ、事業所を対象としている毎月勤労統計調査の総実労働時間<sup>9</sup>指数について、時変曜日効果モデルを用いた季節調整値の試算及び評価を目的とする。具体的には、まず、統計的データ解析環境「R」により状態空間モデルに基づく時変曜日効果モデルによる推定が可能な季節調整モデルを構築する。次に、総実労働時間指数に対して、時変曜日効果モデルによる季節調整を行う。そして、推定結果については、X-12-ARIMAなどの季節調整において一般的に用いられている曜日効果等の回帰係数が時間によらず一定と仮定したモデル（固定曜日効果モデル）との比較を行う。なお、時変曜日効果モデルに関する検討については、これまで海外では行われてきた<sup>10</sup>ものの、国内の公的統計を対象とした同モデルによる試算及び評価を扱った先行研究については確認できず、本稿が初めての事例と考えられる。

本稿の構成は、次のとおりである。まず、第2節では、推定に用いた季節調整モデルについて概説する。次に、第3節では、総実労働時間指数にみられる曜日効果等についてふれた後、第4節では、季節調整モデルの曜日変動成分に用いる回帰変数、外れ値の選定方法等を示す。そして、第5節では、第2節で示した季節調整モデルによる試算結果を示し、得られた結果の評価を行う。最後に、第6節は、本稿のまとめと今後の課題とする。

## 2. 推定に用いた季節調整モデルの概要

### 2.1 状態空間モデルに基づく季節調整法

状態空間モデルは、主に制御工学に関連する分野において発展してきた方法<sup>11</sup>で、観測

<sup>6</sup> 労働政策研究・研修機構(2006)によれば、新たな推定方法を採用したことで、稼働日の影響による変動や新規データの追加による季節調整値の遡及改定幅が縮小した一方で、長期の過去の結果については、数値が乱れることが確認されたことから、新規データの追加による遡及修正（遡及改定）の期間を直近5年間にとどめるという運用面での対応がなされている。

<sup>7</sup> 例えば、うるう年の2月は、10年間で2回又は3回のみ発生する。

<sup>8</sup> 状態空間モデルに基づく季節調整法について、公的統計への適用に関する近年の検討としては、高部(2017)、大島(2019)などが存在する。

<sup>9</sup> 総実労働時間は、労働者が実際に労働した時間であり、所定内労働時間（労働協約、就業規則等で定められた正規の始業時刻と終業時刻の間の実労働時間）及び所定外労働時間（早出、残業、臨時の呼出、休日出勤等の実労働時間）が含まれる。なお、有給休暇取得分や休憩時間については、給与支給の有無にかかわらず労働時間からは除かれる。

<sup>10</sup> 例えば、Bell and Martin(2004)などが存在する。なお、これまでに検討されてきた時変曜日効果を推定するための複数の方法（BSM(Basic Structural Model) estimate, stochastic regARIMA estimate等）による検討については、Dominique(2018)において紹介されている。

<sup>11</sup> 公的統計において、状態空間モデルに基づく推定方法が採用されている事例としては、労働力調査（総務省）の都道府県別結果（モデル推計値）や消費動向指数の総消費動向指数（CTIマクロ）が存在している。なお、両結果の推定方法の詳細については、それぞれ総務省(2006)や高部(2004)、総務省(2022)や高部(2018)を参照。

データが直接観測されない複数の要素から構成される状況を直接モデル化したものである（高岡(2015)）。状態空間モデルは、状態と観測値の関係を表現した「観測モデル」と時間の経過とともに状態の変化を表現した「状態モデル」から構成される。なお、状態空間モデルについては、北川(2005)や高岡(2015)などを参照。

$$Y_n = H_n X_n + w_n \quad w_n \sim N(0, R) \quad [\text{観測モデル}]$$

$$X_n = F_n X_{n-1} + G_n v_n \quad v_n \sim N(0, Q) \quad [\text{状態モデル}]$$

本稿で用いた季節調整モデルは、観測モデル及び状態モデルについて、線形かつ、観測ノイズ $w_n$ 及び状態ノイズ $v_n$ がともにガウス分布とした線形・ガウス型状態空間モデルを用いる。なお、原系列 $(Y_n)$ は、トレンド $(T_n)$ 、循環変動 $(C_n)$ 、季節変動 $(S_n)$ 、曜日変動 $(TD_n)$ 、うるう年 $(LP_n)$ 、外れ値 $(Z_n)$ 及び不規則変動 $(w_n)$ の各成分から構成されるものと仮定し、以下の状態空間モデルを設定<sup>12</sup>した。

[観測方程式]

$$Y_n = T_n + C_n + S_n + TD_n + LP_n + Z_n + w_n \quad w_n \sim N(0, \sigma^2)$$

[状態方程式]

$$T_n = 2T_{n-1} - T_{n-2} + v_n^T \quad v_n^T \sim N(0, \tau_T^2)$$

$$C_n = \alpha_1 C_{n-1} + \alpha_2 C_{n-2} + v_n^C \quad v_n^C \sim N(0, \tau_C^2)$$

$$S_n = - \sum_i^{11} S_{n-i} + v_n^S \quad v_n^S \sim N(0, \tau_S^2)$$

$$TD_n = \sum_i^l \beta_n^i d_n^i, \quad \beta_n^i = \beta_{n-1}^i + v_n^{D,i} \quad v_n^{D,i} \sim N(0, \tau_{D,i}^2)$$

$$LP_n = \mu_n d_n^l, \quad \mu_n = \mu_{n-1} + v_n^l \quad v_n^l \sim N(0, \tau_L^2)$$

$$Z_n = \sum_i^q \gamma^i z_n^i$$

以上の状態空間モデルを行列表現すると、以下のとおり。

$$X_n = [T_n \ T_{n-1} \ C_n \ C_{n-1} \ S_n \ S_{n-1} \ \cdots \ S_{n-10} \ \beta_n^1 \ \cdots \ \beta_n^l \ \mu_n \ \gamma^1 \ \cdots \ \gamma^q]^T$$

$$H_n = [1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 1 \ 0 \ \cdots \ 0 \ d_n^1 \ \cdots \ d_n^l \ d_n^l \ z_n^1 \ \cdots \ z_n^q]$$

<sup>12</sup> 本稿では、トレンド成分及び循環変動成分の次数について、基本的なモデルとされる「トレンド成分：2次、循環変動成分：2次」を採用している。なお、次数の選択に当たっては、AICに基づき両成分の次数を決定することが考えられる。



(3) 季節変動成分 ( $S_n$ )

1年間の周期を持つ成分であり、以下のモデルを想定する。

$$S_n = - \sum_i^{11} S_{n-i} + v_n^S \quad v_n^S \sim N(0, \tau_S^2)$$

(4) 曜日変動成分 ( $TD_n$ )

各月の曜日構成の違いや祝日等の日数による変動を示す成分である。

回帰変数 ( $d_n^i$ ) については、曜日効果がみられる原系列に対して用いられることが多い7曜日型の回帰変数<sup>13</sup>をベースに、祝日等と平日又は土曜日の重なりによる影響も踏まえた変数を採用している（詳細は、第4.2節を参照。）。また、回帰係数 ( $\beta_n^i$ ) は、時間変化するものと仮定している。なお、本稿での祝日等には、国民の祝日、振替休日、国民の休日のほか、年末年始の期間（12月29日から1月3日まで）も慣例的な休日として含めている。

$$TD_n = \sum_i^l \beta_n^i d_n^i, \quad \beta_n^i = \beta_{n-1}^i + v_n^{D,i} \quad v_n^{D,i} \sim N(0, \tau_{D,i}^2)$$

(5) うるう年成分 ( $LP_n$ )

うるう年の2月にみられる原系列の変動を示す成分である。

うるう年の2月は、例年2月と比べカレンダー上の日数が1日だけ多く、労働時間の変動（増加）要因となることから、回帰変数 ( $d_n'$ ) を設定している<sup>14</sup>。なお、回帰係数 ( $\mu_n$ ) は、時間変化するものと仮定している。

$$LP_n = \mu_n d_n', \quad \mu_n = \mu_{n-1} + v_n^L \quad v_n^L \sim N(0, \tau_L^2)$$

$$d_n' = \{0.75 : \text{うるう年の2月}, -0.25 : \text{うるう年以外の2月}, 0 : \text{その他の月}\}$$

(6) 外れ値成分 ( $Z_n$ )

原系列の急激な変動を示す成分である。

外れ値として設定する回帰変数 ( $z_n^i$ ) については、X-12-ARIMA で採用されている代表的な外れ値と同様の変数を用いている。推定で設定した外れ値については、第4.3節を参照。なお、回帰係数 ( $\gamma^i$ ) は、時間によらず一定（定数）としている。

$$Z_n = \sum_i^q \gamma^i z_n^i$$

(7) 不規則変動成分 ( $w_n$ )

上記 (1) から (6) までの成分で表すことができない変動であり、同変動は、観測

<sup>13</sup> X-12-ARIMA では、7曜日型の回帰変数として、tdnolpyear (trading day, no leap year) や td (trading day)などが用意されている。これらは、日曜日の日数を基準とし、月曜日から土曜日までの曜日構成の変化をみた変数となっている。また、このほか、土曜日及び日曜日（週末日）の日数を基準とし、平日と週末日の構成の変化をみた2曜日型の回帰変数として、td1nolpyear が存在する。詳細は、U.S. Census Bureau (2011)を参照。

<sup>14</sup> 本稿の季節調整モデルのうるう年成分に用いた回帰変数については、X-12-ARIMA に用意されている lpyear と同様の変数を用いている。

方程式における観測ノイズとして扱う。

$$w_n \sim N(0, \sigma^2)$$

## 2.2 状態推定

線形・ガウス型状態空間モデルに対しては、1期先予測及びフィルタを効率的に実行することが可能な Kalman Filter<sup>15</sup> と呼ばれるアルゴリズムを用いて状態推定を行うことが多い。しかしながら、本稿では、Kalman Filter よりもパラメータの推定が安定的な Filter とされる Information Square Root Filter<sup>16</sup> を用いた。

Information Square Root Filter の概要については、以下のとおりである。なお、変換行列  $P$  は、適当なハウスホルダー変換（上三角化）に対応する行列である。また、 $V_{n|n-1} = R_n^{-T} R_n^{-1}$ 、 $V_{n|n} = S_n^{-T} S_n^{-1}$  としている。

[Information Square Root Filter のアルゴリズム]

(1) 1期先予測

$$\begin{bmatrix} W_n & T_n & a_n \\ 0 & R_n^{-1} & b_n \end{bmatrix} = P \begin{bmatrix} U_{n-1}^{-1} & 0 & 0 \\ -S_{n-1}^{-1} F_n^{-1} G_n & S_{n-1}^{-1} F_n^{-1} & c_{n-1} \end{bmatrix}, U_n^{-1} = \begin{bmatrix} \tau_T^{-1} & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \tau_L^{-1} \end{bmatrix}, x_{n|n-1} = R_n b_n$$

(2) フィルタ

$$\begin{bmatrix} S_n^{-1} & c_n \\ 0 & e_n \end{bmatrix} = P \begin{bmatrix} R_n^{-1} & b_n \\ \sigma^{-1} H_n & \sigma^{-1} Y_n \end{bmatrix}, x_{n|n} = S_n c_n$$

(3) 平滑化

$$X_{N|N} = S_N c_N, v_{n-1|N} = W_n^{-1} (a_n - T_n X_{n|N}), X_{n-1|N} = F_n^{-1} (X_{n|N} - G_n v_{n-1|N})$$

## 2.3 初期分布の推定

状態空間モデルの状態推定に当たっては、あらかじめ状態ベクトルの初期分布（状態ベクトルの平均とその分散共分散）を設定する必要がある。

初期分布に設定に当たっては、複数の方法が存在するが、本稿では、初期分布の推定に当たり、北川(1997)や高部(2017)を参考に、時間を逆転した時系列データに対してフィルタを適用することで、状態ベクトルの初期分布を推定している。

## 2.4 パラメータの推定

さらに、第2.1節で示した状態空間モデルは、複数の未知のパラメータを含んでいることから、状態推定の前にあらかじめパラメータを推定する必要がある。

推定すべきパラメータは、観測ノイズの分散、状態ノイズの分散及びAR係数である。ただし、推定すべきパラメータは、 $\sigma^2 = 1$  とすることで、数値計算を行うパラメータを一つ（観測ノイズの分散  $\sigma^2$ ）を減らすことが可能であることから、状態ノイズの分散と観測ノイズの分散との比をパラメータとして、一期先予測誤差に基づき最尤推定を行う（北川(2005)）。

最尤法によりパラメータを推定する際の尤度関数の非線形最適化の計算については、

<sup>15</sup> Kalman Filter による状態推定については、北川(2005)を参照。

<sup>16</sup> 統計数理研究所が開発した季節調整プログラム DECOMP では、Information Square Root Filter が採用されている（北川(1986)）。Information Square Root Filter については、北川(1997)や高部(2017)などを参照。

統計的データ解析環境「R」の非線形最適化関数 `optim` を利用し、BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) 法に基づく準ニュートン法を適用している。

### 3. 原系列と曜日効果等

#### 3.1 季節調整における曜日効果等の扱い

「1. はじめに」で述べたとおり、月次等の経済統計にみられる周期的な変動には、1年周期でないカレンダーの周期性が原因となって生じる変動が存在する。この変動は、カレンダー上では1年ごとに曜日が1日ずつずれてゆくため、同じ月でも年によって各曜日の日数が異なることで生じる。このような各月の曜日構成の変化による変動（曜日効果）は、カレンダーに沿った集計の結果として生じる変動であることから、経済統計の直近動向を把握する際はこうした変動も取り除くことが一般的である。

また、祝日<sup>17</sup>や年末年始の期間などの慣例的な休日が要因となる変動（休日効果）やうるう年効果についても、曜日効果と同様に原系列から取り除くことが少なくない。

さらに、後述のとおり本稿で検討対象とした原系列（総実労働時間指数）は、1972年以降の期間を対象としており、当該期間には週休2日制が普及した時期を含むことなどから、各月の曜日構成の違いや祝日等の日数による影響度が時間の経過とともに変化する点も踏まえた季節調整を行う必要がある。

#### 3.2 総実労働時間指数でみられる曜日効果等

総実労働時間指数についても、曜日効果等とみられる変動が確認される。

このため、曜日変動成分等を設定せずに（曜日調整を行わずに）推定した総実労働時間指数の季節調整値<sup>18</sup>をみると、所々で変動が大きくなっている月がみられる。これと、各月における祝日等を除く平日の日数を比較すると、祝日等を除く平日の日数の増減と概ね対応している傾向がみられる（図1及び表）。

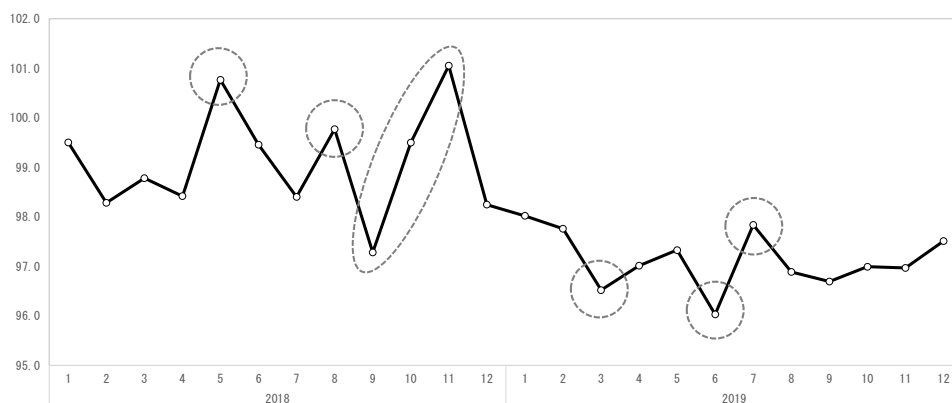


図1 総実労働時間指数 ー季節調整値（曜日調整 未適用）ー

<sup>17</sup> 国民の祝日のうち、例えば、海の日や敬老の日のように「月の第3月曜日」と指定される祝日は、土日との重なりが毎年同じであるため、12か月周期と考えられる。一方で、日付が指定される憲法記念日や昭和の日などは、土日との重なりが年によって異なり、また春分の日と秋分の日については、春分日、秋分日とされており、日付が定まらないため、これらの祝日は12か月周期とはならない（労働政策研究・研修機構(2006)）。このため、曜日調整を行わない季節調整では、海の日などの影響は取り除かれるものの、憲法記念日や春分の日などの影響については、季節調整値に残存することとなる。

<sup>18</sup> 第2.1節で示した季節調整モデルの各成分のうち、曜日変動成分及びうるう年成分を除いた季節調整モデルによって季節調整値（平滑化値。なお、図1以降の季節調整値についても、同様に平滑化値を図示。）を算出している。なお、外れ値成分に設定した外れ値については、第4.3節で示した変数と同様のものを採用している。



表 祝日等を除く平日（月曜日から金曜日まで）の日数

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
2016年	19	20	22	20	19	22	20	22	20	20	20	19
2017年	19	20	22	20	20	22	20	22	20	21	20	20
2018年	19	19	21	20	21	21	21	23	18	22	21	19
2019年	19	19	20	20	19	20	22	21	19	21	20	20

※2018 及び 2019 年の網掛けは、他の年と比べ祝日等を除く平日の日数が特に多い（又は少ない）月を示している。

さらに、曜日調整を行わずに推定した総実労働時間指数（季節調整値）<sup>19</sup>のパワースペクトル<sup>20</sup>をみると、月次の原系列にみられる  $1/12$  ( $\approx 0.083\text{cycle/month}$ ) の整数倍で現れる 12 か月周期のスペクトルのピークは消えているものの、各月の曜日構成の違いによる影響を受ける系列にみられる周波数<sup>21</sup>のうち、特に  $0.348\text{cycle/month}$  や  $0.432\text{cycle/month}$  等においてスペクトルのピークが確認される（図2）。

こうしたことから、曜日調整を行わずに推定した総実労働時間指数の季節調整値には、曜日効果等が残存しているとみられる。

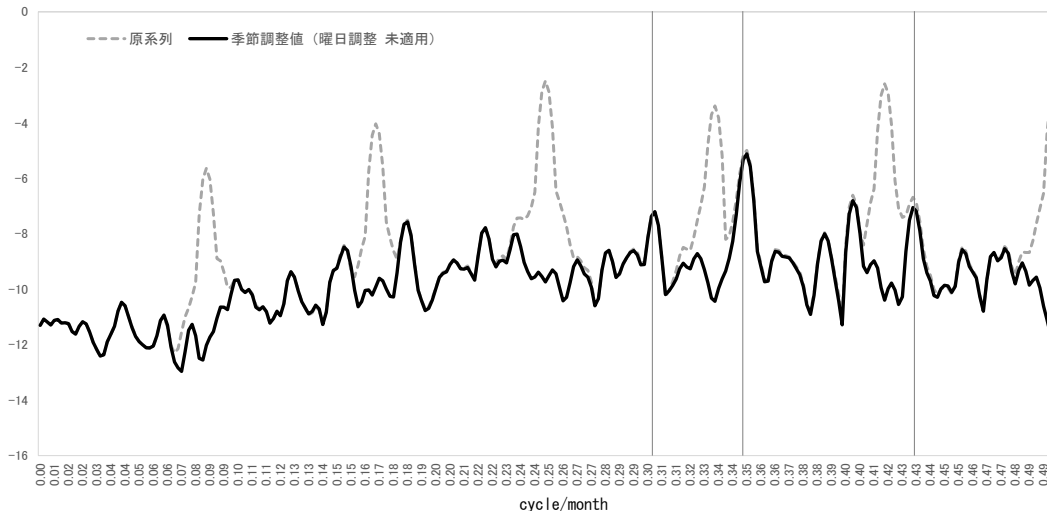


図2 スペクトル解析 —原系列、季節調整値（曜日調整 未適用）—

#### 4. 推定に用いた原系列及び回帰変数

##### 4.1 本稿で用いた原系列

本稿で検討対象とした総実労働時間指数（2015年=100）の期間は、1972年1月から2019年12月までとした。また、同指数は、事業所規模常用労働者30人以上<sup>22</sup>、調査産業計<sup>23</sup>、

<sup>19</sup> スペクトル解析に用いた季節調整値の算出方法については、注釈18を参照。

<sup>20</sup> 原系列及び季節調整値（1972年1月から2019年12月まで）の対数の前月差のパワースペクトルを算出した結果（対数表示）である。なお、第5.2節の図5のパワースペクトルについても同様に算出している。

<sup>21</sup> 一般に、曜日効果を含む月次の時系列データでは、データによっても異なるが、 $0.348$ 、 $0.432$ 、 $0.304\text{cycle/month}$ 等の周波数においてスペクトルのピークが現れる（高岡（2015）、労働政策研究・研修機構（2006））。

<sup>22</sup> 事業所規模5人以上、調査産業計及び就業形態計の結果は、1990年1月以降のみ存在する。

<sup>23</sup> 毎月勤労統計調査の現在の調査対象は、日本標準産業分類（平成25年10月改定）に基づく16の産業大分類に属する事業所で常用労働者を雇用するもののうち、常時5人以上を雇用する事業所となっている。なお、16の産業大分類については、「鉱業、採石業、砂利採取業」、「建設業」、「製造業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」、「情報通信業」、「運輸業、郵便業」、「卸売業、小売業」、「金融業、保険業」、「不動産業、物品賃貸業」、「学術研究、専門・技術サービス業」、「宿泊業、飲食サービス業」、「生活関連サービス業、娯楽業（その他の生活関連サービス業のうち家事サービス業を除く）」、「教育、学習支援業」、「医療、福祉」、「複合サービス業」、「サービス業（他に分類されないもの）（外国公務を除く）」である。ただし、これらの事業所に雇用される常用労働者のうち、船員法（昭和22年法律第100号）に規定する「船員」は調査の対象から除外となっている。

就業形態計<sup>24</sup>の結果を用いた。

#### 4.2 曜日変動成分に用いた回帰変数

第 3.2 節でみたように総実労働時間指数には、曜日効果等とみられる変動が存在していることに加え、本稿で用いた同指数の期間には、週休 2 日制が普及した時期<sup>25</sup>を含んでいる。こうしたことから、平日と祝日等の重なりだけでなく、土曜日と祝日等の重なりについても考慮した以下の回帰変数<sup>26</sup>を採用した。

[曜日変動成分に用いた回帰変数]

$$TD_n = \sum_i^6 \beta_n^i (\bar{d}_n^i - d_n^8) + \beta_n^7 (d_n^7 - d_n^8) + \beta_n^0 (\bar{d}_n^0 - d_n^8)$$

$\bar{d}_n^1, \dots, \bar{d}_n^6$  : 祝日等を除く月曜日の月間日数、…、祝日等を除く土曜日の月間日数

$d_n^7$  : 祝日等と重なる土曜日の月間日数

$d_n^8$  : 日曜日の月間日数

$\bar{d}_n^0$  : 土曜日及び日曜日を除く祝日等の月間日数

#### 4.3 外れ値の選定

外れ値の対応としては、非ガウス型モデルの適用によって自動的に外れ値の処理を行うことが可能であるが、本稿のようなガウス型モデル（線形・ガウス型状態空間モデル）においては、回帰成分を利用することで同様な対応が可能である。

本稿では、総実労働時間指数の外れ値成分については、X-12-ARIMA に実装されている外れ値の自動探索機能（OUTLIER コマンド）による結果を踏まえ、該当する外れ値を同成分に設定した。また、OUTLIER コマンド実行時に用いる原系列については、1972 年 1 月から 1995 年 12 月まで（前期）、1996 年 1 月から 2019 年 12 月まで（後期）の 2 つのデータセットに分け<sup>27</sup>、それぞれのデータセットごとに外れ値を選定した。

なお、外れ値の選定については、奥本(2000)を参考に下記手順に基づき行った。

[外れ値の選定手順]

- (1) 総実労働時間指数（前期又は後期）を原系列とし、RegARIMA モデルにおいては、ユーザー定義変数として第 4.2 節で示した回帰変数、うるう年調整の回帰変

<sup>24</sup> 一般労働者とパートタイム労働者を合わせた者。なお、一般労働者は、常用労働者（「期間を定めずに雇われている者」又は「1 か月以上の期間を定めて雇われている者」）のうち、パートタイム労働者以外の者である。また、パートタイム労働者は、常用労働者のうち、「1 日の所定労働時間が一般の労働者より短い者」又は「1 日の所定労働時間が一般の労働者と同じで 1 週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない者」である。

<sup>25</sup> 週休 2 日制の普及に関しては、就労条件総合調査（厚生労働省）によると、何らかの週休 2 日制（完全週休 2 日制のほか、月 3 回、隔週、月 2 日、月 1 回の週休 2 日制等を含む）を採用している企業割合は、1984 年は 51.2% で、その後は上昇し、2001 年には 91.6% となっている。その後は、ゆるやかな低下傾向となり、2021 年では 83.5% となっている。また、完全週休 2 日制を採用する企業割合は、1984 年は 6.7% で、その後は上昇し、2015 年には 50.7% に達し、2021 年では 48.4% となっている。なお、就労条件総合調査の調査対象は、日本標準産業分類（平成 25 年 10 月改定）に基づく 16 の産業大分類のうち、常用労働者 30 人以上を雇用する民間企業（医療法人、社会福祉法人、各種協同組合等の会社組織以外の法人を含む）となっている。

<sup>26</sup> 本稿では、一般職業紹介状況の季節調整で採用されている回帰変数と同様の変数を採用している。

<sup>27</sup> 1972 年 1 月から 2019 年 12 月までの全期間の原系列を対象として、OUTLIER コマンドを実行した選定結果には、外れ値が発生した背景となる経済実態等を踏まえると、適切ではないとみられる外れ値が一部選定されていた。OUTLIER コマンドは、RegARIMA モデルに自動探索の対象となる外れ値の型を回帰変数として設定した際の t 値の大きさを基に外れ値を選定している。このため、図 6 のとおり推定期間において、曜日効果等の回帰係数が大きく変動している原系列では、適切な外れ値が選定されないことがあるとみられる。こうしたことから、本稿では、簡易的な対応として、曜日効果等の回帰係数の違いがなるべく小さくなるように OUTLIER コマンドに用いるデータセットを 2 つに分け、それぞれのセットごとに外れ値を選定することとしている。なお、この場合、データセットを分けた 1995 年、1996 年前後の期間における外れ値が適切に選定されないことが考えられることから、別途、1984 年 1 月から 2007 年 12 月までのデータセットを対象に OUTLIER コマンドを実行し、外れ値が検出されなかったことを確認している。

数 (lpyear) 及び外れ値 (前期のデータセットでは、RP2008.10-2009.3<sup>28</sup>を設定) を設定し、ARIMA モデルは (0 1 1)(0 1 1)<sup>29</sup>として、OUTLIER コマンドにより外れ値を自動探索。

- (2) OUTLIER コマンドで検出された外れ値を RegARIMA モデルに設定した上で、ARIMA モデルについて、(0 1 0)(0 1 0)から(2 1 2)(2 1 2)までの計 81 通りから AIC 最小化基準により ARIMA モデルを仮決定。
- (3) 上記(2)で仮決定された ARIMA モデルを RegARIMA モデルに設定した上で(上記(2)で設定した外れ値も設定)、OUTLIER コマンドにより外れ値を自動探索。
- (4) 上記(2)及び(3)が収束するまで繰り返す。

[最終的に決定された RegARIMA モデル]

- ・ 1972 年 1 月から 1995 年 12 月まで (前期)  
外れ値<sup>30</sup> : AO1974.1、TC1975.3、ARIMA モデル : (2 1 2)(2 1 2)
- ・ 1996 年 1 月から 2019 年 12 月まで (後期)  
外れ値 : TC2011.3、RP2008.10-2009.3、ARIMA モデル : (2 1 1)(2 1 2)

## 5. 試算結果

### 5.1 季節調整値の推移 (時変・固定曜日効果モデルの比較)

季節調整値の指数及び前月比をみると、時変曜日効果モデルは、固定曜日効果モデル<sup>31</sup>と比べて滑らかに推移<sup>32</sup>している (図 3. 1、図 3. 2、図 3. 3 及び図 4)。

また、時変曜日効果モデルは、固定曜日効果モデルよりも、AIC でみたモデルの当てはまりが向上している (固定曜日効果モデル : 996. 9 → 時変曜日効果モデル : 972. 2)。

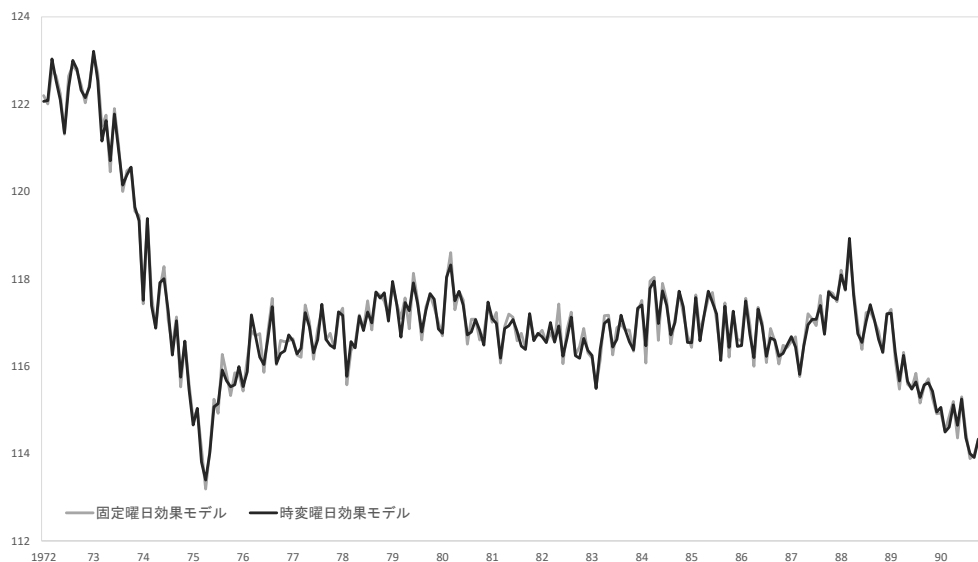


図 3. 1 季節調整値 (指数) の比較 — 1972 年～1990 年 —

<sup>28</sup> RAMP については、OUTLIER コマンドの自動探索の対象ではない外れ値の型であることから、原系列や季節調整値の動き等を踏まえた上で、RAMP の始期及び終期を別途選定し、RegARIMA モデルに設定している。なお、RAMP の始期及び終期の選定方法については、高岡・国友(2010)が存在する。

<sup>29</sup> デフォルト・モデル (Airline model) と呼ばれるモデルである。詳細は、奥本(2000)を参照。

<sup>30</sup> 本稿で外れ値として設定した、加法的な外れ値 AO (additive outliers)、一時的変化 TC (temporary changes) 及び傾斜的水準変化 RP (ramp effect) の変数の詳細は、U.S. Census Bureau(2011)を参照。

<sup>31</sup> 固定曜日効果モデルによる結果は、第 2.1 節で示した季節調整モデルの曜日変動成分及びうるう年成分の回帰係数について、時間によらず一定 (定数) として推定したものである。

<sup>32</sup> 季節調整値 (指数) の前月差の標準偏差をみると、固定曜日効果モデルでは 0.69 であるのに対して、時変曜日効果モデルでは 0.63 となっている。

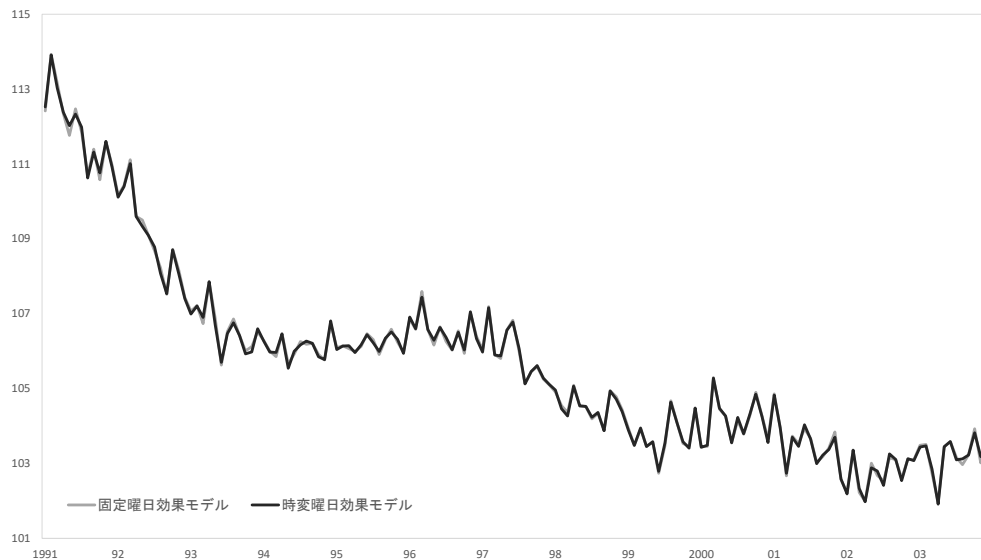


図 3.2 季節調整値（指数）の比較 －1991年～2003年－

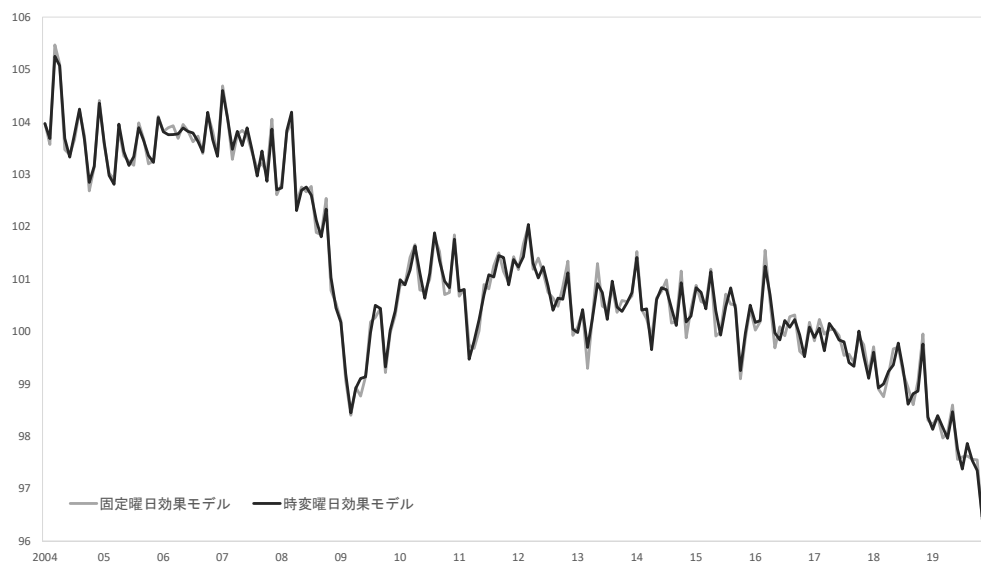


図 3.3 季節調整値（指数）の比較 －2004年～2019年－

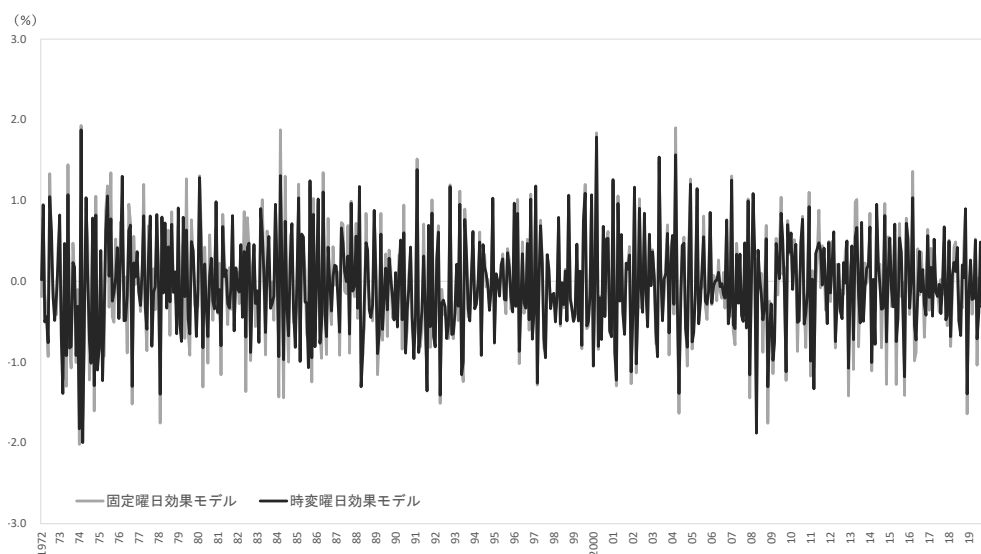


図 4 季節調整値（前月比）の比較 －1972年～2019年－

## 5.2 スペクトル解析（時変・固定曜日効果モデルの比較）

前節では、時変曜日効果モデルの季節調整値は、固定曜日効果モデルと比較して滑らかに推移していることが確認された。本節では、この要因を確認するため、両モデルによる季節調整値に対してスペクトル解析を行った。

解析結果をみると、時変曜日効果モデルでは、曜日構成の違いによる影響を受ける系列にみられる周波数のうち、0.35cycle/month 付近のピークが固定曜日効果モデルと比べ小さくなっていることが確認できる（図5）。

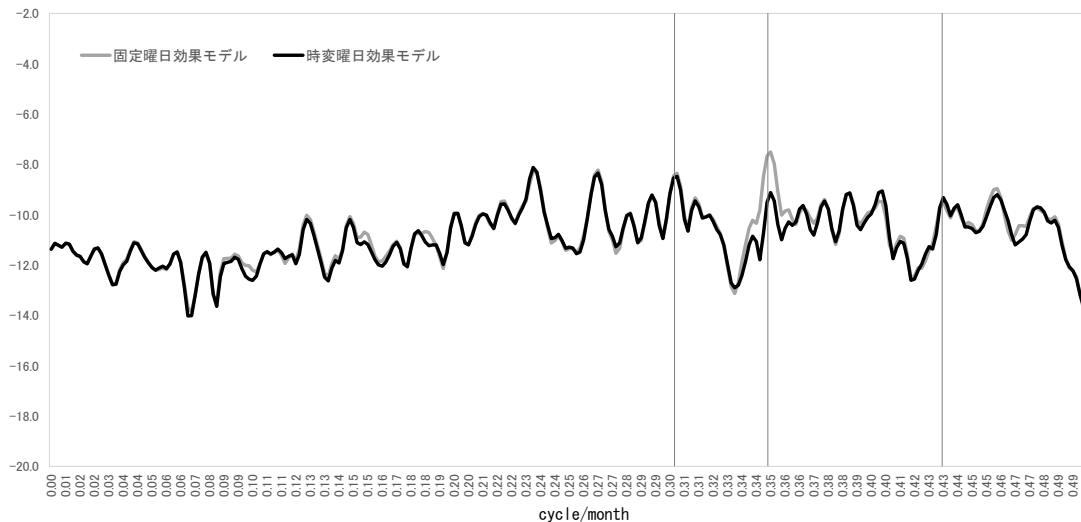


図5 スペクトル解析 —季節調整値（時変曜日効果モデルと固定曜日効果モデル）—

## 5.3 曜日変動成分及びうるう年成分の回帰係数

### 5.3.1 時変曜日効果モデル

次に、時変曜日効果モデルで推定された曜日変動成分及びうるう年成分の回帰係数を示す。

最も特徴的なのは、1980年代から2000年代半ばにかけてみられる「祝日等を除く土曜日」の回帰係数の低下である。「祝日等を除く土曜日」は、1980年代半ばまでは、労働時間に対してプラスの効果であったものの、それ以降は、マイナスの効果となっている。そして、2010年代後半以降では、「祝日等を除く土曜日」と「祝日等と重なる土曜日」はほぼ同水準となっており、祝日等との重なりの有無による効果の違いは、直近ではほぼみられない。

また、祝日等及び「祝日等と重なる土曜日」は、ゆるやかな上昇がみられ、推定期間においてマイナスの効果はやや小さくなっている。

「祝日等を除く水曜日」は、1980年代半ばまでは、ほぼ横ばいであったものの、それ以降は上昇傾向<sup>33</sup>となり、2010年代半ば以降は、再び横ばいで推移している。

<sup>33</sup> 労働政策研究・研修機構(2006)によれば、小売業では、水曜日を定休日とする店舗が多い傾向がみられると指摘している。同指摘を踏まえると、本稿の推定期間において、年中無休といった営業形態を採用する小売業の店舗の増加が1980年代半ば以降で「祝日等を除く水曜日」の回帰係数が上昇した要因の一つとして考えられる。これに関して、産業別総実労働時間指数を用いて、「祝日等を除く水曜日」が同指数に与える効果を産業ごとに確認することが考えられる。なお、毎月勤労統計調査の現在の産業大分類では、「鉱業、採石業、砂利採取業」、「建設業」、「製造業」及び「電気・ガス・熱供給・水道業」は、2000年以前の結果が公表されている一方で、それ以外の産業大分類については、日本標準産業分類の改定により、改定前後の分類の接続ができないことから、2000年1月以降又は2010年1月以降の結果が公表されている。また、本稿では、第4.1節のとおり事業所規模常用労働者が30人以上の総実労働時間指数を用いたが、事業所規模常用労働者が5人以上の結果(1990年から2019年まで)を用いて同様の推定を行った場合においても、「祝日等を除く水曜日」の回帰係数の上昇は確認される。

なお、「祝日等を除く水曜日」以外の平日及びうるう年については、推定期間において大きな変化はみられなかった（図6）。

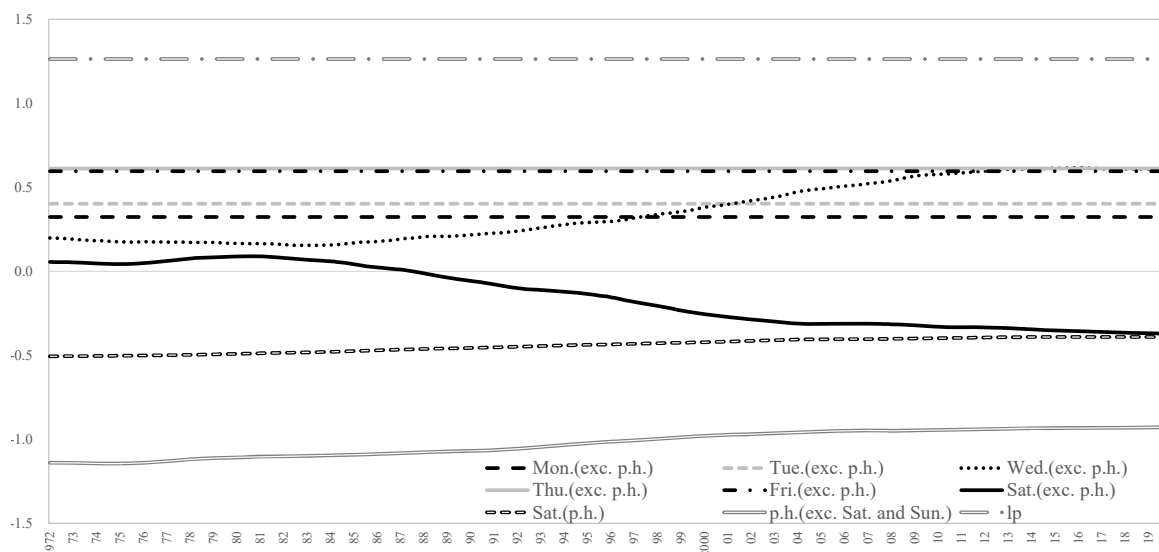


図6 曜日変動成分及びうるう年成分の回帰係数－時変曜日効果モデル－

### 5.3.2 固定曜日効果モデル

最後に、固定曜日効果モデルで推定された曜日変動成分及びうるう年成分の回帰係数を示す。

平日はいずれの曜日においても、労働時間に対してプラスの効果となっている。特に、「祝日等を除く金曜日」及び「祝日等を除く木曜日」の効果が最も強くなっており、次いで、「祝日等を除く火曜日」及び「祝日等を除く水曜日」、「祝日等を除く月曜日」の順にプラスの効果が小さくなっている。

また、「祝日等を除く土曜日」、「祝日等と重なる土曜日」及び祝日等については、いずれもマイナスの効果となっており、「祝日等を除く土曜日」、「祝日等と重なる土曜日」、祝日等の順にマイナスの効果が強くなっている（図7）。

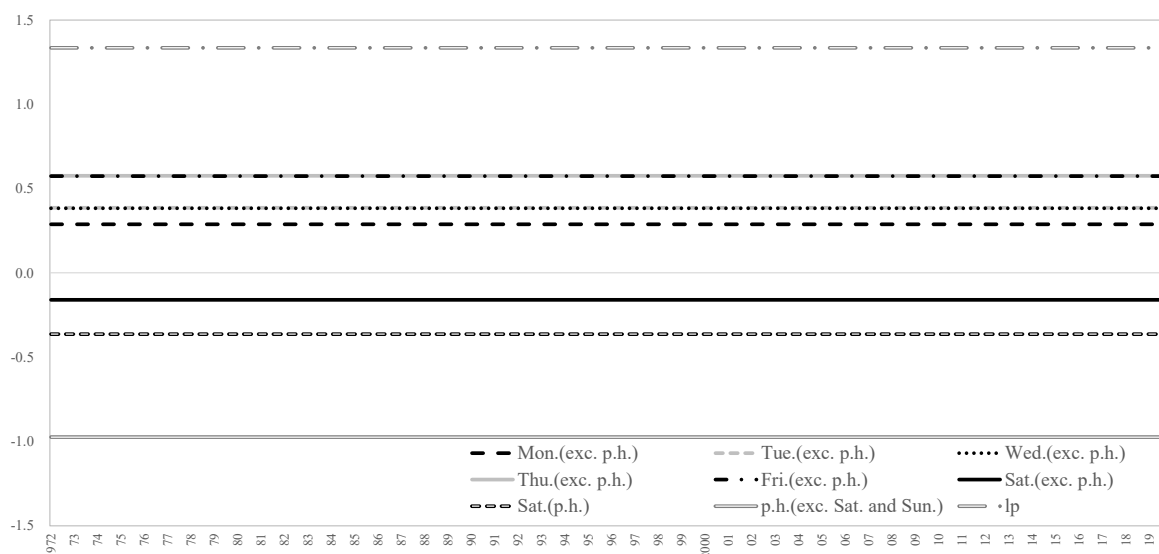


図7 曜日変動成分及びうるう年成分の回帰係数－固定曜日効果モデル－

## 6. まとめと今後の課題

本稿では、曜日効果等がみられる経済統計として、事業所を対象としている毎月勤労統計調査の総実労働時間指数を検討対象とし、季節調整モデルの曜日変動成分における曜日効果等の回帰係数が時間変化するものと仮定した時変曜日効果モデルによる季節調整値の試算及び評価を行った。

時変曜日効果モデルによる結果は、通常、季節調整で用いられることが多い、曜日効果等の回帰係数が時間によらず一定と仮定した固定曜日効果モデルと比べ、モデルの当てはまりが向上した。また、両モデルによる季節調整値を比較すると、時変曜日効果モデルでは、固定曜日効果モデルと比べ滑らかに推移していることが確認された。これに関して、スペクトル解析の結果によると、時変曜日効果モデルでは、曜日効果等に起因するスペクトルのピークが小さくなっており、曜日効果等の短期的な変動が季節調整値からより適切に取り除かれているとみることができる。さらに、時変曜日効果モデルで推定された曜日変動成分の回帰係数をみると、1980年代から2000年代半ばにかけて、週休2日制の普及による影響とみられる「祝日等を除く土曜日」の回帰係数の低下が確認された。こうしたことなどからも、時変曜日効果モデルを適用することで、原系列の実態をより適切に踏まえた季節調整がなされたと考えられる。

ただし、本稿で用いた季節調整モデルには改善の余地が存在する。

例えば、曜日変動成分に用いた回帰変数に関して、本稿では、慣例的な休日として、年末年始の期間（12月29日から1月3日まで）については考慮したもの、お盆休み<sup>34</sup>（8月13日から15日まで）については検討対象とはしなかった。さらに、いわゆる飛び石連休については、各月のカレンダーの日並びに影響されるものであり、回帰変数として各月の曜日や祝日等の日数だけでは十分に説明できないものである。こうしたことから、労働時間の変動要因となり得る飛び石連休についても、検討すべき点<sup>35</sup>であると考えられる。また、本稿では、各曜日による効果を調整することを目的に、7曜日型の回帰変数を採用したものの、モデルの複雑化を避ける観点から、平日と週末（土曜日及び日曜日）の2つに分ける2曜日型の回帰変数を採用することも考えられる。

外れ値成分について、本稿では、X-12-ARIMAのOUTLIERコマンドを用いて、主に同コマンドの探索対象となっている代表的な外れ値等を回帰変数として採用した。季節調整モデルにおいて設定した外れ値のうち、一時的変化（TC）は、ある特定の時点で水準が変化した後、指数関数的に急速に元の水準に戻る状況を表現する回帰変数<sup>36</sup>である。同変数について、元の水準に戻る速さ（ $\alpha$ ）は、X-12-ARIMAにおいてデフォルトで設定されている値（ $\alpha = 0.7$ ）を用いたが、同値（ $\alpha$ ）については、AICに基づき決定することが考えられる。こうすることで、それぞれの時点におけるショックの状況を踏まえた外れ値の設定が可能となる。また、外れ値の選定についても、X-12-ARIMAのOUTLIERコマンドに基づき外れ値を決定するのではなく、AICに基づき決定することが考えられる。

以上の点を踏まえた季節調整モデルに用いることで、より精緻な季節調整値の推定を行うことができる可能性があると考えられる。

また、時変曜日効果モデルの適用可能性については、本稿で検討対象とした総実労働時間指数のほか、「1. はじめに」で述べた、一般職業紹介状況の新規求職申込件数、世帯を調査対象としている労働力調査の「月末1週間の平均週間就業時間」、家計の支出動向が各月の

<sup>34</sup> 機械受注統計調査（内閣府）では、一部の系列において、年末年始の期間に加えて、お盆休みについても慣例的な休日とした回帰変数を用いた季節調整がなされている（内閣府（2022））。

<sup>35</sup> 複数の対応方法が考えられるが、内閣府（2018）では、ゴールデンウィーク（GW）の期間において、4月29日から5月5日までの間で、中2日以内の平日を休日扱いとしている。

<sup>36</sup> 一時的変化（TC）の回帰変数は、 $TC_t^k = 0 (t < k)$ ,  $\alpha^{t-k} (k \leq t)$  となっている。

曜日構成の違いなどによる影響を受ける家計調査（総務省）の消費支出といった曜日効果等がみられる経済統計に適用することで、季節調整値の推定精度が向上する可能性がある。これらの点についても、今後の課題としたい。

#### 謝辞

本稿について丁寧な査読をしていただき、多くの有益なコメントをしていただいた2名の査読者に感謝申し上げます。



## 参考文献

- [1] 大島敬士(2019)「状態空間モデルに基づく季節調整法の消費支出への適用に関する検討」, 統計研究彙報, 第76号, 1-18.
- [2] 奥本佳伸(2000)「季節調整法の比較研究」, 経済分析 第17号, 経済企画庁.
- [3] 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, 255-271.
- [4] 北川源四郎(1997)「季節調整プログラム DECOMP とその後の展開」, 統計数理, 第45巻, 第2号, 217-232.
- [5] 北川源四郎(2005)『時系列解析入門』, 岩波書店.
- [6] 総務省(2022)「2020年基準 消費動向指数(CTI マクロ)の推定方法」,  
[https://www.stat.go.jp/data/cti/pdf/macro\\_ref\\_2020.pdf](https://www.stat.go.jp/data/cti/pdf/macro_ref_2020.pdf) (2022年10月31日取得).
- [7] 総務省(2006)「労働力調査(基本集計)都道府県別結果(モデル推計値)」,  
<https://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/pdf/02.pdf> (2022年10月31日取得).
- [8] 高岡慎, 国友直人(2010)「最近のマクロ経済変動と季節調整(貿易統計を題材に)」,  
CIRJE ディスカッションペーパー, CIRJE-J-219.
- [9] 高岡慎(2015)『経済時系列と季節調整法(統計解析スタンダード)』, 朝倉書店
- [10] 高部勲(2004)「小地域推定各手法の労働力調査への適用 ~都道府県別完全失業率の推定~」, 統計研究彙報, 第61号, 1-137.
- [11] 高部勲(2017)「状態空間モデルに基づく季節調整法における改良方法の提案: 一般化  $\text{neg-log}$  変換の活用に基づくゼロ・負の値を含む時系列データの安定化と季節調整値の推定精度向上」, 統計研究彙報, 第74号, 29-56.
- [12] 高部勲(2018)「消費動向指数(CTI): マクロ消費動向の推定について」, 統計研究彙報, 第75号, 21-40.
- [13] 内閣府(2018)「機械受注統計調査の季節調整系列の改訂について」,  
<https://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/juchu/kichou1801.pdf> (2022年10月31日取得).
- [14] 内閣府(2022)「機械受注統計調査の季節調整系列の改訂について」,  
<https://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/juchu/2022/kichou2201.pdf> (2022年10月31日取得).
- [15] 労働政策研究・研修機構(2006)「職業安定業務統計季節調整値の改善について - 稼働日調整を中心として -」, 労働政策研究報告書, No. 47.
- [16] Genshiro Kitagawa, Will Gersch (1984) “A Smoothness Priors-State Space Modeling of Time Series with Trend and Seasonality”, *Journal of the American Statistical Association*, 79, 378-389.
- [17] Ladiray Dominique (2018) “Calendar Effects”, in *Handbook on Seasonal Adjustment*, ed. by Mazzi Gian Luigi, co-edited by Ladiray Dominique, European Union, Luxembourg.
- [18] U.S. Census Bureau (2011) “X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3”, U.S. Census Bureau, U.S. Department of Commerce.
- [19] William R. Bell and Donald E. K. Martin (2004) “Modeling Time-Varying Trading-Day Effects in Monthly Time Series”, *ASA proceedings*, November 2004.

