

SSE-DP-2025-1

移動型休日と経済指標の季節性

国友直人(編集)

統計数理研究所

2025年2月

SSE-DP(ディスカッションペーパー・シリーズ)は以下のサイトから無料で入手可能です。

<https://stat-expert.ism.ac.jp/training/discussionpaper/>

このディスカッション・ペーパーは、関係者の討論に資するための未定稿の段階にある草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられたい。

SSE-DP-2025-1

Movable Holidays and the Seasonality of Economic Indicators

edited by

Naoto Kunitomo

Institute of Statistical Mathematics

February 2025

(Summary)

As part of the statistical expert training program promoted by the Institute of Statistical Mathematics, a statistical consultation class titled “Movable Holidays and the Seasonality of Economic Indicators” was conducted in the 2024 academic year. During the class, an official from the Cabinet Office (Economic and Fiscal Analysis and Overseas Affairs), who is actively engaged in analyzing trends in the Chinese economy, provided an explanation of the challenges related to seasonality in the analysis of China’s macroeconomic data. The class focused on addressing the seasonal adjustment of publicly available macroeconomic data from China, as well as examining issues related to the use of statistical tools such as X-13ARIMA-SEATS (published by the U.S. Census Bureau), Kitagawa’s DECOMP, and Sato’s S-SIML. This report first discusses issues related to the processing of macroeconomic data based on the Chinese calendar, particularly in relation to the Gregorian calendar (solar calendar), the lunar calendar, the Spring Festival effect, and holiday effects. Among these, the application of seasonal adjustment methods such as X-12-ARIMA and X-13ARIMA-SEATS is of particular importance. Regarding China’s seasonality and calendar effects, a Zhao dummy variable was developed to analyze the seasonality of China’s monthly trade statistics. Additionally, this study examines issues such as filtering in non-stationary time series containing seasonal components with missing values and the construction of seasonally adjusted series. Furthermore, a new frequency decomposition-based seasonal adjustment method, SarSIML (S-SIML), was developed, which was found to be effective in handling missing values with ease.

移動型休日と経済指標の季節性*

国友直人（編集責任）[†]

2025年2月

鍵言葉 (Key Words) : 移動型休日、春節、中国のマクロ経済データ、欠損値のある非定常季節時系列、X12-ARIMA、X13-ARIMA-SEATS、SarSIML(S-SIML) 季節調整

要約

統計数理研究所が推進している統計エキスパート養成事業の一環として2024年度に統計コンサルティング演習「移動型休日と経済指標の季節性」が実施された。演習では内閣府（経済財政分析・海外担当）において中国経済の動向を実際に分析している担当者から中国のマクロ経済データ分析における季節性を巡る課題についての説明を受け、題材として「中国で公表しているマクロ経済データ」における季節性の処理、および米国センサス局が公開している「X-13ARIMA-SEATS」、「KitagawaのDECOMP」、「SatoのS-SIML」などの利用上の問題などの検討を行った。

本報告ではまず中国カレンダーによるマクロデータの処理問題、特にグレゴリオ暦（太陽暦）と太陰暦、春節効果や休日効果、などの話題をとりあげる。特に季節調整法X-2-ARIMA、X-13ARIMA-SEATSの利用などにかかわる問題が応用上では重要である。中国の季節性とカレンダー効果については趙ダミー変数を開発、月次データである中国の貿易統計の季節性を分析するとともに季節性を含む非定常系列において欠損値が存在する場合のフィルタリング問題、季節調整系列の構成などについて検討した結果を報告する。周波数分解に基づく季節調整法SarSIML(S-SIML)法を新たに開発、非定常季節時系列に欠損値がある場合にも容易に処理が可能であること、などを指摘した。

*統計エキスパート養成事業における統計コンサルティング演習「移動型休日と経済指標の季節性」の報告書。演習の参加メンバーは国友グループ研修関係者、内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（海外担当）の担当者（花垣貴司など）、の他に、趙宇（東京理科大学）、高岡慎（琉球大学）、佐藤整尚（東京大学）が協力者として参加した。なおこの報告書の内容は内閣府、統計数理研究所の見解を反映するものではない。

[†]統計数理研究所

目次

1. はじめに
2. 中国のカレンダーと経済活動：趙ダミー（趙宇・国友直人）
<付録> 趙ダミー変数
3. 中国の貿易統計と季節調整 (高岡慎)
4. 非定常季節経済時系列における欠測値問題 (国友直人)
5. SarSIML 季節調整 (佐藤整尚・国友直人)
6. 季節性と季節調整を巡って (国友直人)
7. おわりに

はじめに

日本・米国・中国などの公的統計では多くのマクロ時系列の季節調整値を定期的に公表している。これは多くの原系列では季節性が顕著に観察されるために、経済の現況を正しく理解、政策立案を合理的に行う為には原系列に含まれる季節変動を除去するのが必要不可欠と考えられるからである。日本・米国・中国を含め多くの公的統計における季節調整法としては米国センサス局が開発してきたX-11, X-12-ARIMA を利用されていたが、2024年12月時点ではX-12-ARIMAのメンテナンスは中止、センサス局ではX-13ARIMA-SEATSの利用を推奨している。

こうした現状のなか、統計数理研究所が推進している統計エキスパート養成プロジェクトでは2024年度の統計コンサルテーション演習「移動型休日と経済指標の季節性」が企画された。これは内閣府において海外経済事情の検討を行っている中で困った統計的問題に遭遇した中国のマクロ経済の分析担当者から統計コンサルテーションがあったからである。中国経済の拡大とともに日本経済、世界経済などとの連関などその影響力も高まる中、そのマクロ経済動向、とりわけ最近の大きな変動の行方は日本のエコノミストの間でも大きな関心事となっている。ところが中国の公的統計を担う当局は幾つかの理由から主要な先進諸国とは異なるマクロ情報を公表の形式をとることがあり、中国の実体経済の動きを把握することを困難にしている。例えば重要なマクロ経済指標について月次データにも関わらず1月の数値を公表せず、1月・2月の合算データを事後的に公表するなどの慣行が長い間行われている。

「統計エキスパート養成事業」の「統計コンサルテーション演習」ではまず内閣府で中国経済のマクロ分析を実際に行っている担当者から中国のマクロ経済データの季節性を巡る問題についての説明を受けた。中国出身の研修生はいるものの、中国経済の動向に熟知している関係者は皆無であったことから、最近の中国経済の動向については、丸川知雄「現代中国経済」(新版, 有斐閣2021), 梶谷懐「中国経済講義」(中公新書2018)、また中国の統計法を巡る問題など

については田中直毅・佐藤整尚「経済予測と因果解析」(日本評論社2024)などを参考にした。コンサルテーション演習ではボランティアとして季節調整問題に詳しい佐藤整尚(東京大学)と高岡慎(琉球大学)という二人の先生方にもご参加もいただき活発に自由な議論を行った。なお国友は統計エキスパート養成プロジェクトで講義「統計的時系列解析」(準教科書は北川源四郎「Rによる時系列モデリング入門」,2021,岩波書店,13回のZOOMによる講義)を2024年度に実施したので、内閣府から数名が聴講、統計的時系列分析の基本的内容を共有する機会とした。佐藤教授は第12回・13回にフリー統計ソフトウェアRおよびGoogle Colaboratory を利用した先端的な経済時系列分析についての特別講義を行った。

コンサルテーション演習での議論を受けて、この報告書ではまず中国のカレンダーと経済活動について中国出身の元研修生(趙宇先生,現在は東京理科大学に所属)と共に検討した。公的統計ではよく利用されている既存の季節調整プログラムセンサスX-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATSなどでは季節調整系列は原系列から季節性を減じることで計算されるが、季節性を推定する際にはRegARIMAモデルを利用しているので、曜日効果などの回帰変数を取り入れる必要が生じる。そこで中国の制度上の問題を検討、その検討結果を利用して中国ダミー変数(「趙ダミー変数」と呼ぶ)を作成した。さらに趙ダミー変数を利用した中国データの事例研究として高岡教授が中国の貿易統計データの分析を行ったのでその結果を紹介する。このデータは中国と日本の関税当局が業務を行う過程で直接的に数値を把握するので(密貿易などの可能性は排除できないが)観測誤差は比較的少ないと考えられる。

次に、季節性を含む非定常経済時系列における欠測値問題を考察した。この問題は少なくとも関係者には既存の文献には見かけることがない興味深い問題である。そこで非定常性や季節性が顕著に観察される経済時系列の季節調整を行う季節調整法を検討した。この間、国友・佐藤が共同開発しているSIML分析法を利用、佐藤教授はSarSIML季節調整(S-SIML季節調整)と呼ぶ季節調整のRプログラム

ラムを開発した。この方法は既存の X-12-ARIMA 法や DECOMP 法と比較するとアイデアは単純であるが、原系列から Gregorian 季節性を直接的に取り除くことが容易な季節調整法と考えられる。

なお、2024 年の時点においては米国・日本・中国、ヨーロッパの主要国の公的統計では Gregorian 季節性を前提とする季節調整法として X-13ARIMA-SEATS が利用されていると思われる¹。こうした各国の公的統計で利用している季節調整法は統計科学的な見地からはその機械的な利用は好ましくないという重要な論点が現実の問題として浮かび上がってきた。既存の米国センサス局で開発された季節調整法は古典的な統計的時系列分析の方法を基本にしつつ様々な要素を取り入れて季節性を推定、そうした季節変動を取り除いて季節調整を行っているが、その操作は複雑であり、季節性をより分かりやすく定義される季節調整を行うことが望まれる。そこで本稿ではより基本的な統計学的見地から既存の X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATS などに代わりうる季節調整 S-SIML 法を新たに提案した。なお、S-SIML 法は特に中国経済の分析に特化しているわけではなく、日本や米国を含めた経済時系列の分析に利用可能な一般的方法であることを付言しておく。

この報告書が今後の日本における中国経済の動向の議論や季節調整問題を理解する一助になれば幸いである。

2025 年 1 月

国友直人

¹季節調整法 X-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATS については統計エキスパート DP(2023/03/SSE-DP-2023-1.pdf) を参照されたい。
<https://stat-expert.ism.ac.jp/wp/wp-content/uploads/2023/03/SSE-DP-2023-1.pdf>

中国のカレンダーと経済活動について²

2024-10-15

趙宇³

国友直人⁴

1. はじめに

近年になり中国経済の拡大とともに日本経済、世界経済などとの連関、その影響力も高まっている。そうした中国経済のマクロ経済動向、とりわけ最近の大きな変動の行方は日本のエコノミストの間でも大きな関心事となっている。ところが中国の公的統計を担う当局は幾つかの理由から主要な先進諸国とは異なるマクロ情報を公表の形式をとることがあり、中国の実体経済の動きを把握することを困難にしている。例えば重要なマクロ経済指標について月次データにも関わらず1月の数値を公表せず、1月・2月の合算データを事後的に公表するということが行われている。これは中国の統計当局が春節の影響など他の主要な先進諸国と異なる季節的変動を考慮して公表することで公表値が内外に誤解を与えないようにしている、などと解釈することもできる。他方、日本を始め先進諸国の経済政策担当者やエコノミストの間では主要なマクロ経済データでは原系列から作成した季節調整済系列の数値に頼ることが一般的である。各国の統計作成・公表の担当者は季節調整法として米国センサス局が開発したX-12-ARIMA法、X-13ARIMA-SEATS法を利用することが多いが、例えばグレゴリオ歴（太陽暦）とは限らない太陰暦カレンダーの要因、あるいは原データに欠測値がある場合についてはどのように季節性を適切に処理できるか、など基本的な統計的問題への答えは実は定かではない。

本稿ではまずは公表されているマクロ経済データの分析や議論の前提として、中国カレンダーの推移と経済活動についての論点を整

²本稿で報告した内容の一部は2024年2月にWebなどにより趙が調査したものである。その後Web情報は事情により更新されているものも少なくない。ただし同様の方法により類似の情報を得ることは可能と思われるのでそのまま掲載した。引用文の中のフォントなどに注意する必要がある。

³東京理科大学

⁴統計数理研究所

理するために中国のカレンダーとマクロ経済活動についての基礎事項と注意事項をまとめるとともに、中国のマクロ経済分析の為に作成した季節ダミー変数を説明する。中国の事情に疎い国友直人が中国出身の趙宇（専門はOperations Research）に色々と素朴な質問を投げかけたが、中国における経済活動について理解が深まる情報が少なくないと思われたので、実際に二名の間で意見交換した内容を(Q：国友) - (A：趙)の形式として掲載しておく。作成した中国ダミー変数(趙ダミー)は例えば高岡(2025)で利用されているが、ダウンロード可能とする予定である。

2. 中国のカレンダーの基本事項

(Q) 中国のカレンダーと経済活動の基礎事項を説明してください。

(A) 中国では、旧暦（太陰暦）に基づいて祝日を決める伝統的な祝日がいくつかあり、これらは毎年変動します。例えば、春節⁵は旧暦の1月1日になるため、日付は毎年異なります。端午節は旧暦の5月5日に祝われ、この日には多くの人々はちまきを食べます。中秋節は旧暦の8月15日で、この日には月餅を楽しむ習慣があります。これらの祝日はいずれも日付が年によって変わります。一方で、太陽暦に基づく固定された祝日もいくつかあります。例えば、労働節は5月1日、国慶節は10月1日に毎年固定しています。清明節はやや複雑ですが、4月4日または5日になることがあります。この日には人々はお墓参りや先祖を祭る習慣があります。しかし、これらは一般的なルールであり、実際の休日や振替出勤日については、毎年中国国務院が正式に発表します。例えば、(太陽暦)2024年2月9日が2023年の「除夕（大晦日）」で通常は休日ですが、国務院の決定で出勤日となりました。2024年の法定休日は次のHPから確認できました。
https://english.www.gov.cn/policies/latestreleases/202310/25/content_WS65387be8c6d0868f4e8e0a04.html

(Q) 英語の文献ではthe Dragon Boat Festival(May-June), Mid-Autumn Festival(Sep-Oct)と説明がありますが、前者は端午節、後者は中秋節、の意味でしょうか？

⁵春節（しゅんせつ, Spring Festival）

(A) はい。そうです。

(Q) 春節については日本でよく報道されますが、端午節や中秋節の経済活動へのインパクトも大きいのでしょうか？

(A) 端午節も中秋節も中国の法定休日です。それぞれ3日間の休暇があるため、旅行に出かける人も少なくありません。経済活動への影響については、春節、労働節、国慶節ほどではないかもしれませんが、イベントや行事があるため、通常の週末よりも大きいと思います。(むろん個人的な見解です。)

(Q) 普通の勤労者の場合は土日は休日ですね？

(A) はい。そうです。

(Q) 休日についてまとめて説明してもらえると助かります。

(A) 私の経験と認識に誤りがなければですが、中国の休日は、土日と祝日です。祝日については、先日のスレッドで返信したように、太陰暦に基づく祝日が多いため、毎年中国国務院が正式に発表しています。2024年の法定の祝日は次のHPから確認できました。

https://english.www.gov.cn/policies/latestreleases/202310/25/content_WS65387be8c6d0868f4e8e0a04.html

それ以前の年については、万年暦で確認可能です。かつては小さな冊子などで確認していましたが、現在ではネットで中国の万年暦を見ることができます。ただし、2024年以降の休日については、その年に中国国務院が発表する情報が基準になります。例えば、以下のサイトが参考になりました。

<http://www2s.biglobe.ne.jp/~yoss/worldtime/radnelac/%20ranul/%20esenlhc.html>

追伸1：中国ではDragon Boatという英訳を使います。以下の表は、中国国務院が公開した2024年の法定の祝日です。和訳を残しておきます。

Name Date Duration:

New Year 's Day 元旦 Dec 30, 2023 — Jan 1, 2024 three days

Spring Festival 春節 Feb 10 — Feb 17 eight days

Qingming Festival 清明節 April 4 — April 6 three days

Labor Day 労働節 May 1 — May 5 five days

Dragon Boat Festival 端午節 June 8 — June 10 three days

Mid-Autumn Festival 中秋節 Sept 15 — Sept 17 three days

National Day 国慶節 Oct 1 — Oct 7 seven days

追伸2 : たとえば以下のニュースがあります

<https://www.reuters.com/world/asia-pacific/china-dragon-boat-festival-tourism-trips-above-pre-covid-levels-ministry-2023-06-25/>
<https://www.globaltimes.cn/page/202306/1293068.shtml>

このように端午節も経済活動に大きな影響を与えていると思われます。

(記事) Reuters

ChinaDragonBoatFestival tourismtripsabovepre-COVIDlevels Trips for tourism in China during last week's three-day Dragon Boat Festival climbed 32.3 from a year earlier to an estimated 106 million, 12.8 above the pre-pandemic level in 2019, the ministry of culture and tourism said. 2023年6月26日 (393 kB)

<https://www.reuters.com/world/asia-pacific/china-dragon-boat-festival-tourism-trips-above-pre-covid-levels-ministry-2023-06-25/>

(記事) globaltimes.cn

China's tourism, consumption market sizzled during Dragon Boat Festival holidays Days of high temperatures in most parts of China and the rainy season in the southern parts of the country did not affect people's enthusiasm for travel during the three-day Dragon Boat Festival holidays from Thursday to Saturday, reflecting a continued economic recovery in China.

<https://www.globaltimes.cn/page/202306/1293068.shtml>

(Q) 情報をありがとうございます。春節(日付が年により変化する)、労働節、国慶節の順番とこのことですが休日の長さはそれぞれ3日間

でしょうか？春節の場合には前と後ろで影響が異なるということでしょうか？例えば日本の消費税導入の場合は4月1日に決まっていた(期日は事前に予想されるケースですが、2回あったパターンはかなり異なりました)ので駆け込み需要と反動でかなりの影響がありました(特に住宅価格・耐久消費財の価格から消費者物価CPIなどへの影響が大きかったと記憶しています)。

(Q) 追伸:先ほどの資料に休日の長さは書いてありました。日本だと連休を挟んで休暇をとるパターンもありますが、時代とともに企業と個人への季節性の影響も変わっていきます。X-13の中で利用できるダミー変数の利用では上手く行かないと予想しています。COVID-19のような(予想されない)突然の変化点(統計的には非定常時系列における change point) 処理も今回のテーマになりそうです。研究テーマとしては色々ありそうなので統計コンサルテーションを引き受けました。

3. 趙宇ダミー変数について

中国の休日ダミー変数についてデータファイル(エクセル)を添付します。依頼された時系列データは「データ」シートに格納しています。

注1:「関数シート」や「2002」等のシートに修正を加えると他のデータが連動しますので変更しないでください。

注2:2007年より前は、法定祝日は元日、春節、労働節、国慶節でした。2008年に祝日に関する法律が改正され、法定祝日は元日、春節、労働節、清明節、端午節、中秋節、国慶節となりました。

https://en.wikipedia.org/wiki/Public_holidays_in_China

4. 中国カレンダーと経済活動の理解

(Q) 趙先生:確認事項です。

Wikiの「A notable feature of mainland Chinese holidays is that weekends are usually swapped with the weekdays next to the actual holiday to create a longer holiday period.」及び「2002年1月 日

数 31, 土・日数 8, 公式休日数 11, 営業日日数 20」「2002 年 2 月 日数 28, 土・日数 8, 公式休日数 11, 営業日数 17」の意味ですが、 $31-8-11=22$, $28-8-11=13$ ではなく (i) 休日と土日を swap した、(ii) 休日と土日が重なるため、(典型的な工場) 生産ラインでは $31-8-11-2$ (調整) $=20$, $28-8-11+4$ (調整) $=17$ が稼働日という意味でしょうか？

(Q) 消費に関連する百貨店・コンビニなどは休日営業ですね？生産ラインでも日本では鉄の高炉はお盆休みと正月しか操業を停止しないはずですが、農林業など業態によりかなり異なりそうなので注意が必要そうです。国や業種が異なると休日や営業日数の数え方も色々あるようです。

(Q) 日本の場合だと鉱工業生産指数(IIP)の場合などは経済産業省が独自の方法で祝日日数を考慮したダミー変数を作成、Reg-ARIMAモデルに組み込んでX-12-ARIMAにより季節調整値を作成、公表してるはずです。

(A) 「2002 年 1 月 日数 31, 土・日数 8, 公式休日数 11, 営業日日数 20」「2002 年 2 月 日数 28, 土・日数 8, 公式休日数 11, 営業日数 17」土日は、振替休日等の理由で営業日に変更されることがあります。そのため、営業日に変更されていない土日は、休日として扱います。実際に公式休日数をカウントする際には、「営業日に変更されていない土日 (A) + 法定祝日 (B) - A と B が重なる日数」を使用します。営業日の日数をカウントする際には、「その月の月曜から金曜の日数 - 法定祝日で休日に変更された月曜から金曜の日数 + 営業日に変更された土日の日数」を使用します。したがって、「日数 = 営業日に変更されていない土日 (A) + 法定祝日 (B) - A と B が重なる日数 + 月曜から金曜の日数 (C) - 法定祝日で休日に変更された月曜から金曜の日数 (D) + 営業日に変更された土日の日数 (E)」が成立します。ここで、 $A + E =$ 土日の総日数、 $($ 法定祝日 (B) - A と B が重なる日数) $-$ 法定祝日で休日に変更された月曜から金曜の日数 (D) $= 0$ であることに注意しますと、 $日数 =$ 土日の総日数 + 月曜から金曜の日数と整理することができます。したがって、 $日数 31 日 =$ 公式休日数 11 日 + 営業日数 20 日となります。

(Q) 消費に関連する百貨店・コンビニなどは休日営業ですね？

(A) 休日であっても、ほとんどの百貨店やコンビニが営業していると思います。ただし、私は10年以上中国で生活していないため、この情報が現実に合っているかどうかはわかりません。帰省する際には、土日や祝日にも関わらず営業しているという印象でした。

(A) (i) 休日と土日を swap した、(ii) 休日と土日が重なることがあり、(i) と (ii) に関しては、「2002」～「2014」のシートにおいて、I列とJ列で詳細に確認することができます。I列の「1」は、法定休日の期間を表します。J列の「1」は、土日が営業日に変更された場合を意味します。

(Q) 説明をありがとうございます。各国エコノミストによる中国の景気判断では製造業 PMI が参考にされていることが多いようですが、曜日効果の検討は有用そうです。少なくとも日本の内閣府の知り合いの分析担当者はデフォルト Eviews (つまり X-11) の季節調整値も参照しているようです。それは妥当とは言えないので少なくとも「統計コンサルティング」を行う意味はありそうです。

追伸です。営業日数で見ると春節のある1月～2月の営業日はそれほど少くないようですが、この点も確認をお願いします。これが正しいと営業日数ではとらえられない問題もありそうな印象です。例えばですが、「月の月齢約29.53日を基準とすると」春節効果は非定常季節時系列における特定の周波数領域での効果の計測と考えられそうです。

5. おわりに

中国のマクロ経済データはこれまで経済統計では議論されていない幾つかの興味深い論点を提供している。例えば米国やヨーロッパ諸国の多くではマクロ経済状況を理解する為に季節調整済系列が作成され、新聞やテレビニュースなどマスメディアにより公表されているが、X-12-ARIMA, X13ARIMA-SEATS という季節調整プログラムが利用されている。こうした季節調整では暗黙の裡にグレゴリア歴(太陽暦)が利用され、1年の季節性が定義されている。ところが中国では太陰暦などの影響が小さくなく、そもそも「季節性とは

何か?」、「季節調整とは何か?」という根本的な問題を提起していると思われる。

この小論が経済統計における季節性の扱いの今後の展開に寄与できれば幸いである。

参考文献

- [1] 高岡慎 (2025), 「中国の貿易統計と季節調整」, 未定稿。
- [2] Kunitomo, N. and S. Sato (2025), *The SIML Filtering Method for Noisy Non-stationary Economic Time Series* , Springer. forthcoming
- [3] 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, 79, 1-20, 統計局.

< 付録：趙ダミー変数 >

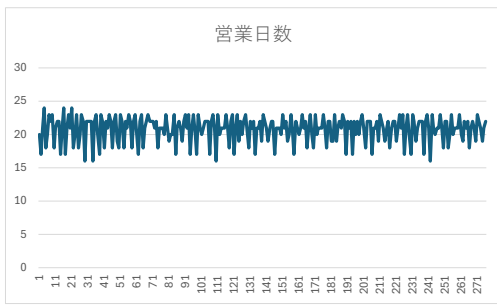
この付録では「中国とのカレンダーと経済活動：趙ダミー変数」(趙・国友)の本文で説明した方法に基づいて構成した中国の休日効果変数(ここでは通称として趙ダミー変数と呼んでいる)を掲載する。

開始日	終了日	月日数	土・日数	公式休日数	営業日数	月曜日の数	火曜日の数	水曜日の数	木曜日の数	金曜日の数	土曜日の数	日曜日の数
2002/1/1	2002/1/31	31	8	11	20	4	5	5	5	4	4	4
2002/2/1	2002/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2002/3/1	2002/3/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2002/4/1	2002/4/30	30	8	6	24	5	5	4	4	4	4	4
2002/5/1	2002/5/31	31	8	13	18	4	4	5	5	5	4	4
2002/6/1	2002/6/30	30	10	10	20	4	4	4	4	4	5	5
2002/7/1	2002/7/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2002/8/1	2002/8/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2002/9/1	2002/9/30	30	9	7	23	5	4	4	4	4	4	5
2002/10/1	2002/10/31	31	8	13	18	4	5	5	5	4	4	4
2002/11/1	2002/11/30	30	9	9	21	4	4	4	4	5	5	4
2002/12/1	2002/12/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2003/1/1	2003/1/31	31	8	9	22	4	4	5	5	5	4	4
2003/2/1	2003/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2003/3/1	2003/3/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2003/4/1	2003/4/30	30	8	6	24	4	5	5	4	4	4	4
2003/5/1	2003/5/31	31	9	14	17	4	4	4	5	5	5	4
2003/6/1	2003/6/30	30	9	9	21	5	4	4	4	4	4	5
2003/7/1	2003/7/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2003/8/1	2003/8/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2003/9/1	2003/9/30	30	8	6	24	5	5	4	4	4	4	4
2003/10/1	2003/10/31	31	8	13	18	4	4	5	5	5	4	4
2003/11/1	2003/11/30	30	10	10	20	4	4	4	4	4	5	5
2003/12/1	2003/12/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2004/1/1	2004/1/31	31	9	13	18	4	4	4	5	5	5	4
2004/2/1	2004/2/29	29	9	9	20	4	4	4	4	4	4	5
2004/3/1	2004/3/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2004/4/1	2004/4/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2004/5/1	2004/5/31	31	10	15	16	5	4	4	4	4	5	5
2004/6/1	2004/6/30	30	8	8	22	4	5	5	4	4	4	4
2004/7/1	2004/7/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2004/8/1	2004/8/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2004/9/1	2004/9/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2004/10/1	2004/10/31	31	10	15	16	4	4	4	4	5	5	5
2004/11/1	2004/11/30	30	8	8	22	5	5	4	4	4	4	4
2004/12/1	2004/12/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2005/1/1	2005/1/31	31	10	11	20	5	4	4	4	4	5	5
2005/2/1	2005/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2005/3/1	2005/3/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2005/4/1	2005/4/30	30	9	8	22	4	4	4	4	5	5	4
2005/5/1	2005/5/31	31	9	13	18	5	5	4	4	4	4	5
2005/6/1	2005/6/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2005/7/1	2005/7/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2005/8/1	2005/8/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2005/9/1	2005/9/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2005/10/1	2005/10/31	31	10	13	18	5	4	4	4	4	5	5
2005/11/1	2005/11/30	30	8	8	22	4	5	5	4	4	4	4
2005/12/1	2005/12/31	31	9	8	23	4	4	4	5	5	5	4
2006/1/1	2006/1/31	31	9	12	19	5	5	4	4	4	4	5
2006/2/1	2006/2/28	28	8	10	18	4	4	4	4	4	4	4
2006/3/1	2006/3/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2006/4/1	2006/4/30	30	10	8	22	4	4	4	4	4	5	5
2006/5/1	2006/5/31	31	8	13	18	5	5	5	4	4	4	4
2006/6/1	2006/6/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2006/7/1	2006/7/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2006/8/1	2006/8/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2006/9/1	2006/9/30	30	9	8	22	4	4	4	4	5	5	4
2006/10/1	2006/10/31	31	9	13	18	5	5	4	4	4	4	5
2006/11/1	2006/11/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2006/12/1	2006/12/31	31	10	8	23	4	4	4	4	5	5	5
2007/1/1	2007/1/31	31	8	11	20	5	5	5	4	4	4	4
2007/2/1	2007/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2007/3/1	2007/3/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2007/4/1	2007/4/30	30	9	7	23	5	4	4	4	4	4	5
2007/5/1	2007/5/31	31	8	13	18	4	5	5	5	4	4	4
2007/6/1	2007/6/30	30	9	9	21	4	4	4	4	5	5	4
2007/7/1	2007/7/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2007/8/1	2007/8/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2007/9/1	2007/9/30	30	10	8	22	4	4	4	4	4	5	5
2007/10/1	2007/10/31	31	8	9	22	5	5	5	4	4	4	4

2007/11/1	2007/11/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2007/12/1	2007/12/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2008/1/1	2008/1/31	31	8	9	22	4	5	5	5	4	4	4
2008/2/1	2008/2/29	29	8	11	18	4	4	4	4	5	4	4
2008/3/1	2008/3/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2008/4/1	2008/4/30	30	8	9	21	4	5	5	4	4	4	4
2008/5/1	2008/5/31	31	9	10	21	4	4	4	5	5	5	4
2008/6/1	2008/6/30	30	9	10	20	5	4	4	4	4	4	5
2008/7/1	2008/7/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2008/8/1	2008/8/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2008/9/1	2008/9/30	30	8	11	19	5	5	4	4	4	4	4
2008/10/1	2008/10/31	31	8	11	20	4	4	5	5	5	4	4
2008/11/1	2008/11/30	30	10	10	20	4	4	4	4	4	5	5
2008/12/1	2008/12/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2009/1/1	2009/1/31	31	9	14	17	4	4	4	5	5	5	4
2009/2/1	2009/2/28	28	8	7	21	4	4	4	4	4	4	4
2009/3/1	2009/3/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2009/4/1	2009/4/30	30	8	9	21	4	4	5	5	4	4	4
2009/5/1	2009/5/31	31	10	12	19	4	4	4	4	5	5	5
2009/6/1	2009/6/30	30	8	8	22	5	5	4	4	4	4	4
2009/7/1	2009/7/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2009/8/1	2009/8/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2009/9/1	2009/9/30	30	8	7	23	4	5	5	4	4	4	4
2009/10/1	2009/10/31	31	9	14	17	4	4	4	5	5	5	4
2009/11/1	2009/11/30	30	9	9	21	5	4	4	4	4	4	5
2009/12/1	2009/12/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2010/1/1	2010/1/31	31	10	11	20	4	4	4	4	5	5	5
2010/2/1	2010/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2010/3/1	2010/3/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2010/4/1	2010/4/30	30	8	9	21	4	4	4	5	5	4	4
2010/5/1	2010/5/31	31	10	11	20	5	4	4	4	4	5	5
2010/6/1	2010/6/30	30	8	9	21	4	5	5	4	4	4	4
2010/7/1	2010/7/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2010/8/1	2010/8/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2010/9/1	2010/9/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2010/10/1	2010/10/31	31	10	14	17	4	4	4	4	5	5	5
2010/11/1	2010/11/30	30	8	8	22	5	5	4	4	4	4	4
2010/12/1	2010/12/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2011/1/1	2011/1/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2011/2/1	2011/2/28	28	8	12	16	4	4	4	4	4	4	4
2011/3/1	2011/3/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2011/4/1	2011/4/30	30	9	10	20	4	4	4	4	5	5	4
2011/5/1	2011/5/31	31	9	10	21	5	5	4	4	4	4	5
2011/6/1	2011/6/30	30	8	9	21	4	4	5	5	4	4	4
2011/7/1	2011/7/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2011/8/1	2011/8/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2011/9/1	2011/9/30	30	8	9	21	4	4	4	5	5	4	4
2011/10/1	2011/10/31	31	10	13	18	5	4	4	4	4	5	5
2011/11/1	2011/11/30	30	8	8	22	4	5	5	4	4	4	4
2011/12/1	2011/12/31	31	9	8	23	4	4	4	5	5	5	4
2012/1/1	2012/1/31	31	9	14	17	5	5	4	4	4	4	5
2012/2/1	2012/2/29	29	8	8	21	4	4	5	4	4	4	4
2012/3/1	2012/3/31	31	9	8	23	4	4	4	5	5	5	4
2012/4/1	2012/4/30	30	9	11	19	5	4	4	4	4	4	5
2012/5/1	2012/5/31	31	8	9	22	4	5	5	5	4	4	4
2012/6/1	2012/6/30	30	9	10	20	4	4	4	4	5	5	4
2012/7/1	2012/7/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2012/8/1	2012/8/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2012/9/1	2012/9/30	30	10	9	21	4	4	4	4	4	5	5
2012/10/1	2012/10/31	31	8	13	18	5	5	5	4	4	4	4
2012/11/1	2012/11/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2012/12/1	2012/12/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2013/1/1	2013/1/31	31	8	9	22	4	5	5	5	4	4	4
2013/2/1	2013/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2013/3/1	2013/3/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2013/4/1	2013/4/30	30	8	9	21	5	5	4	4	4	4	4
2013/5/1	2013/5/31	31	8	9	22	4	4	5	5	5	4	4
2013/6/1	2013/6/30	30	10	11	19	4	4	4	4	4	5	5
2013/7/1	2013/7/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2013/8/1	2013/8/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2013/9/1	2013/9/30	30	9	9	21	5	4	4	4	4	4	5

2013/10/1	2013/10/31	31	8	12	19	4	5	5	5	4	4	4
2013/11/1	2013/11/30	30	9	9	21	4	4	4	4	5	5	4
2013/12/1	2013/12/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2014/1/1	2014/1/31	31	8	9	22	4	4	5	5	5	4	4
2014/2/1	2014/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2014/3/1	2014/3/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2014/4/1	2014/4/30	30	8	9	21	4	5	5	4	4	4	4
2014/5/1	2014/5/31	31	9	10	21	4	4	4	5	5	5	4
2014/6/1	2014/6/30	30	9	10	20	5	4	4	4	4	4	5
2014/7/1	2014/7/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2014/8/1	2014/8/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2014/9/1	2014/9/30	30	8	8	22	5	5	4	4	4	4	4
2014/10/1	2014/10/31	31	8	12	19	4	4	5	5	5	4	4
2014/11/1	2014/11/30	30	10	10	20	4	4	4	4	4	5	5
2014/12/1	2014/12/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2015/1/1	2015/1/31	31	9	10	21	4	4	4	5	5	5	4
2015/2/1	2015/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2015/3/1	2015/3/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2015/4/1	2015/4/30	30	8	9	21	4	4	5	5	4	4	4
2015/5/1	2015/5/31	31	10	11	20	4	4	4	4	5	5	5
2015/6/1	2015/6/30	30	8	9	21	5	5	4	4	4	4	4
2015/7/1	2015/7/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2015/8/1	2015/8/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2015/9/1	2015/9/30	30	8	8	22	4	5	5	4	4	4	4
2015/10/1	2015/10/31	31	9	13	18	4	4	4	5	5	5	4
2015/11/1	2015/11/30	30	9	9	21	5	4	4	4	4	4	5
2015/12/1	2015/12/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2016/1/1	2016/1/31	31	10	11	20	4	4	4	4	5	5	5
2016/2/1	2016/2/29	29	8	11	18	5	4	4	4	4	4	4
2016/3/1	2016/3/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2016/4/1	2016/4/30	30	9	10	20	4	4	4	4	5	5	4
2016/5/1	2016/5/31	31	9	10	21	5	5	4	4	4	4	5
2016/6/1	2016/6/30	30	8	9	21	4	4	5	5	4	4	4
2016/7/1	2016/7/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2016/8/1	2016/8/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2016/9/1	2016/9/30	30	8	9	21	4	4	4	5	5	4	4
2016/10/1	2016/10/31	31	10	13	18	5	4	4	4	4	5	5
2016/11/1	2016/11/30	30	8	8	22	4	5	5	4	4	4	4
2016/12/1	2016/12/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2017/1/1	2017/1/31	31	9	12	19	5	5	4	4	4	4	5
2017/2/1	2017/2/28	28	8	9	19	4	4	4	4	4	4	4
2017/3/1	2017/3/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2017/4/1	2017/4/30	30	10	11	19	4	4	4	4	4	5	5
2017/5/1	2017/5/31	31	8	10	21	5	5	5	4	4	4	4
2017/6/1	2017/6/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2017/7/1	2017/7/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2017/8/1	2017/8/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2017/9/1	2017/9/30	30	9	8	22	4	4	4	4	5	5	4
2017/10/1	2017/10/31	31	9	14	17	5	5	4	4	4	4	5
2017/11/1	2017/11/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2017/12/1	2017/12/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2018/1/1	2018/1/31	31	8	9	22	5	5	5	4	4	4	4
2018/2/1	2018/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2018/3/1	2018/3/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2018/4/1	2018/4/30	30	9	10	20	5	4	4	4	4	4	5
2018/5/1	2018/5/31	31	8	9	22	4	5	5	5	4	4	4
2018/6/1	2018/6/30	30	9	10	20	4	4	4	4	5	5	4
2018/7/1	2018/7/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2018/8/1	2018/8/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2018/9/1	2018/9/30	30	10	9	21	4	4	4	4	4	5	5
2018/10/1	2018/10/31	31	8	13	18	5	5	5	4	4	4	4
2018/11/1	2018/11/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2018/12/1	2018/12/31	31	10	9	22	5	4	4	4	4	5	5
2019/1/1	2019/1/31	31	8	9	22	4	5	5	5	4	4	4
2019/2/1	2019/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2019/3/1	2019/3/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2019/4/1	2019/4/30	30	8	9	21	5	5	4	4	4	4	4
2019/5/1	2019/5/31	31	8	9	22	4	4	5	5	5	4	4
2019/6/1	2019/6/30	30	10	11	19	4	4	4	4	4	5	5
2019/7/1	2019/7/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2019/8/1	2019/8/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4

2019/9/1	2019/9/30	30	9	9	21	5	4	4	4	4	4	5
2019/10/1	2019/10/31	31	8	12	19	4	5	5	5	4	4	4
2019/11/1	2019/11/30	30	9	9	21	4	4	4	4	5	5	4
2019/12/1	2019/12/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2020/1/1	2020/1/31	31	8	13	18	4	4	5	5	5	4	4
2020/2/1	2020/2/29	29	9	8	21	4	4	4	4	4	5	4
2020/3/1	2020/3/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2020/4/1	2020/4/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2020/5/1	2020/5/31	31	10	12	19	4	4	4	4	5	5	5
2020/6/1	2020/6/30	30	8	9	21	5	5	4	4	4	4	4
2020/7/1	2020/7/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2020/8/1	2020/8/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2020/9/1	2020/9/30	30	8	7	23	4	5	5	4	4	4	4
2020/10/1	2020/10/31	31	9	14	17	4	4	4	5	5	5	4
2020/11/1	2020/11/30	30	9	9	21	5	4	4	4	4	4	5
2020/12/1	2020/12/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2021/1/1	2021/1/31	31	10	11	20	4	4	4	4	5	5	5
2021/2/1	2021/2/28	28	8	11	17	4	4	4	4	4	4	4
2021/3/1	2021/3/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2021/4/1	2021/4/30	30	8	8	22	4	4	4	5	5	4	4
2021/5/1	2021/5/31	31	10	12	19	5	4	4	4	4	5	5
2021/6/1	2021/6/30	30	8	9	21	4	5	5	4	4	4	4
2021/7/1	2021/7/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2021/8/1	2021/8/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5
2021/9/1	2021/9/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2021/10/1	2021/10/31	31	10	14	17	4	4	4	4	5	5	5
2021/11/1	2021/11/30	30	8	8	22	5	5	4	4	4	4	4
2021/12/1	2021/12/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2022/1/1	2022/1/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2022/2/1	2022/2/28	28	8	12	16	4	4	4	4	4	4	4
2022/3/1	2022/3/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2022/4/1	2022/4/30	30	9	9	21	4	4	4	4	5	5	4
2022/5/1	2022/5/31	31	9	11	20	5	5	4	4	4	4	5
2022/6/1	2022/6/30	30	8	9	21	4	4	5	5	4	4	4
2022/7/1	2022/7/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2022/8/1	2022/8/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2022/9/1	2022/9/30	30	8	9	21	4	4	4	5	5	4	4
2022/10/1	2022/10/31	31	10	13	18	5	4	4	4	4	5	5
2022/11/1	2022/11/30	30	8	8	22	4	5	5	4	4	4	4
2022/12/1	2022/12/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2023/1/1	2023/1/31	31	9	13	18	5	5	4	4	4	4	5
2023/2/1	2023/2/28	28	8	8	20	4	4	4	4	4	4	4
2023/3/1	2023/3/31	31	8	8	23	4	4	5	5	5	4	4
2023/4/1	2023/4/30	30	10	10	20	4	4	4	4	4	5	5
2023/5/1	2023/5/31	31	8	10	21	5	5	5	4	4	4	4
2023/6/1	2023/6/30	30	8	9	21	4	4	4	5	5	4	4
2023/7/1	2023/7/31	31	10	10	21	5	4	4	4	4	5	5
2023/8/1	2023/8/31	31	8	8	23	4	5	5	5	4	4	4
2023/9/1	2023/9/30	30	9	10	20	4	4	4	4	5	5	4
2023/10/1	2023/10/31	31	9	12	19	5	5	4	4	4	4	5
2023/11/1	2023/11/30	30	8	8	22	4	4	5	5	4	4	4
2023/12/1	2023/12/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2024/1/1	2024/1/31	31	8	9	22	5	5	5	4	4	4	4
2024/2/1	2024/2/29	29	8	11	18	4	4	4	5	4	4	4
2024/3/1	2024/3/31	31	10	10	21	4	4	4	4	5	5	5
2024/4/1	2024/4/30	30	8	8	22	5	5	4	4	4	4	4
2024/5/1	2024/5/31	31	8	10	21	4	4	5	5	5	4	4
2024/6/1	2024/6/30	30	10	11	19	4	4	4	4	4	5	5
2024/7/1	2024/7/31	31	8	8	23	5	5	5	4	4	4	4
2024/8/1	2024/8/31	31	9	9	22	4	4	4	5	5	5	4
2024/9/1	2024/9/30	30	9	9	21	5	4	4	4	4	4	5
2024/10/1	2024/10/31	31	8	12	19	4	5	5	5	4	4	4
2024/11/1	2024/11/30	30	9	9	21	4	4	4	4	5	5	4
2024/12/1	2024/12/31	31	9	9	22	5	5	4	4	4	4	5



季節調整法：理論と公的統計での適用

中国の貿易統計と季節調整

高岡 慎*

2025年1月

目次

1	はじめに	3
2	中国の祝日効果を表すダミー変数	3
2.1	中国の法定祝日	3
2.2	ダミー変数の設定	3
3	X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATSによる季節調整	5
3.1	X-12-ARIMAとX-13ARIMA-SEATS	5
3.2	RegARIMAモデル	5
3.3	X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATSの処理の流れ	7
4	モデル選択と季節調整の試算結果	8
4.1	データ	8
4.2	推定の手順	8
4.3	結果の図表について	8
4.4	結果1：中国の輸出入額	9
4.5	結果2：日本の貿易統計（数量指数）	12
4.6	結果3：日本の貿易統計（実額）	16
4.7	結果のまとめ	29
5	改訂履歴（Revision History）の検証	30
5.1	Revision History	30
5.2	試算結果	30
5.3	結果のまとめ	31
6	結論	31

6.1	試算結果のまとめ	31
6.2	季節調整に関わる論点	32
6.3	課題など	33

1 はじめに

近年、中国との経済的繋がりが強くなるにつれて、貿易、生産、インバウンド観光などに関わる日本の経済指標の一部にも中国の経済統計特有の変動の影響が及ぶようになっており、季節調整などの統計処理に問題が生じている。中国の経済指標は、旧暦に従って設定される祝日の影響を強く反映し、特殊な変動をするため、X-12-ARIMA などの季節調整ソフトウェアを使用する場合、デフォルトの設定では不十分な調整になる可能性がある。

本稿では、主に貿易統計を対象とし、春節に対応したダミー変数によって中国の経済統計に固有の周期的変動をどの程度調整できるかを試算した結果を示す。

2 中国の祝日効果を表すダミー変数

2.1 中国の法定祝日

中国の法定祝日は、中華人民共和国の法律および行政規定によって定められた公休であり、多くの企業・機関・学校などが休業となる日を指す。法定祝日は通常は前年の12月に国務院によって日程が発表されているが、旧暦に基づいて設定される祝日が多く、年によって時期や長さが大きく変動するという特徴がある。主要な祝日は次の通りとなっている。

- 元旦（1月1日）
- 春節（旧暦の1月1日）
- 清明節（旧暦の4月4日または5日）
- 労働節（5月1日）
- 端午節（旧暦の5月5日）
- 中秋節（旧暦の8月15日）
- 国慶節（10月1日～）

さらに、大型連休をより長くするために、前後の土日を平日（労働日）に振り替えて連休にすることが一般的となっている。例えば、土日を出勤日にして、そのかわり平日を休日にあてることで、まとまった休暇が設定される。

特に影響の大きい春節は、旧暦に基づいて毎年1月下旬～2月中旬にかけて日程が変動し、これによって中国国内の経済活動が大きく左右されるため、1～3月期の日本の貿易統計や生産統計も月ごとに見ると大きなばらつきが出やすくなっている。図1に近年の中国の祝日の状況を示した。

2.2 ダミー変数の設定

連休ダミー

年によって時期が変動する長期連休の効果については、Bell WR and SC Hillmer (1983) によってダミー変数を用いた次のような形式が提案されている。

年によって月を跨いだり月が変わる連休

	春節（旧正月）	労働節	中秋節	国慶節
2018年	2/15~21	4/29~5/1	9/22~24	10/1~7
19年	2/4~10	5/1	9/13~15	10/1~7
20年	1/24~30	5/1~5	10/1~8	
21年	2/11~17	5/1~5	9/19~21	10/1~7
22年	1/31~2/6	4/30~5/4	9/10~12	10/1~7
23年	1/21~27	4/29~5/3	9/29~10/6	
24年	2/10~17	5/1~5	9/15~17	10/1~7

図1 近年の中国の祝日の状況

$$D_{y,m} = \frac{\tau_{y,m}}{\tau_y}$$

$D_{y,m}$ は y 年 m 月に対応するダミー変数を表しているが、ここで τ_y は y 年の特定の連休の休日数を、 $\tau_{y,m}$ は y 年の連休の休日のうち m 月に含まれる日数をそれぞれ表している。 $D_{y,m}$ は、休日の影響が月を跨ぐ場合に、休日効果をその日数に応じて按分する変数になっている。

例えば、1月から2月の間で変化する春節の効果を表す場合には、 $D_{y,m}$ は1月および2月に0から1の範囲の実数値をとり、それ以外の月は0をとる変数になる。

前後の影響を考慮した長期連休ダミー

一方、長期連休は、連休期間中の経済活動だけではなく、その前後の活動水準に対しても大きな影響を与えることが多い。通常は、連休前に大きく増加し、連休期間中は低下、連休終了後に徐々に回復するといったパターンが多く観察される。

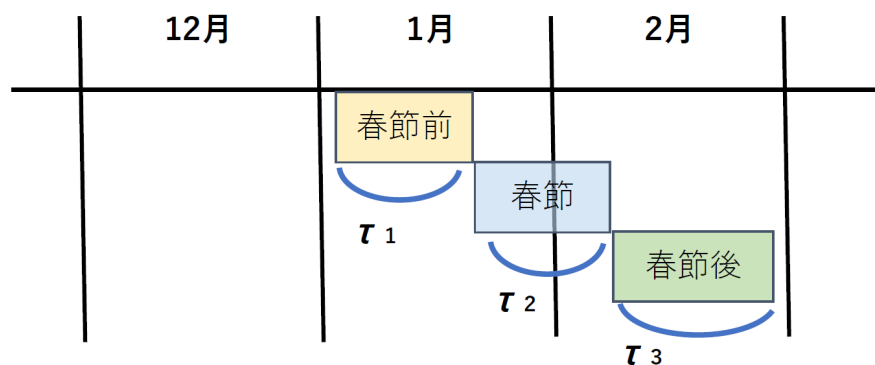
Lin J-L and T-S Liu (2003) は、この点を考慮し、 $D_{y,m}$ を3つ組み合わせる方法を提案している。この方法は、具体的には

$$D_{y,m}^{(p)} = \frac{\tau_{y,m}^{(p)}}{\tau_y^{(p)}}, \quad p = 1, 2, 3$$

と表現することができる。ここで、 $p = 1$ は連休前、 $p = 2$ は連休中、 $p = 3$ は連休後の効果をそれぞれ表している。 $\tau_y^{(p)}$ は y 年の連休の第 p 期の日数、 $\tau_{y,m}^{(p)}$ は y 年の連休の第 p 期の日数のうち m 月に含まれる日数を表す。図2は、これらの変数の構成を図示したものである。

ここで、連休の前後で連休の影響が及ぶ日数である $\tau_y^{(1)}$ と $\tau_y^{(3)}$ をどのように設定するかが問題となるが、本稿では後述するようにデータからAICによって選択する方法を用いている。また、 $\tau_y^{(2)}$ については単純に休日の数を採用する。

また、春節に対応するダミー変数は、具体的には図3のようになる。



	12月	1月	2月	3月
D1	0	1	0	0
D2	0	0.6	0.4	0
D3	0	0	1	0

図2 長期連休に対応するダミー変数

3 X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATS による季節調整

3.1 X-12-ARIMA と X-13ARIMA-SEATS

現在、日本を含む多くの国の公的統計において、季節調整のために広く用いられているソフトウェアは、米国商務省センサス局によって開発された X-12-ARIMA および、その後継の X-13ARIMA-SEATS である。

これらのソフトは、比較的単純な移動平均フィルタの連続的な適用により時系列をトレンド成分、季節成分、不規則成分に分解する構造になっている。ただし、データの端点付近において対称な移動平均フィルタの適用を可能にするために、フィルタの適用に先立って、時系列モデルによる予測値を端点以降に接続する事前処理パートが用意されている。したがって、端点付近の季節調整値には時系列モデルによる予測値が混入するため、データの性質に即した適切な時系列モデルを選択することが運用上重要となる。

3.2 RegARIMA モデル

予測に使用される内部モデルは「RegARIMA モデル」と呼称され、次のような式で表される。

	A	B	C	D	E	F
1	Y	M	D1	D2	D3	
2	2002	1	0	0	0	
3	2002	2	1	1	1	
4	2002	3	0	0	0	
5	2002	4	0	0	0	
6	2002	5	0	0	0	
7	2002	6	0	0	0	
8	2002	7	0	0	0	
9	2002	8	0	0	0	
10	2002	9	0	0	0	
11	2002	10	0	0	0	
12	2002	11	0	0	0	
13	2002	12	0	0	0	
14	2003	1	0.857	0	0	
15	2003	2	0.143	1	1	
16	2003	3	0	0	0	
17	2003	4	0	0	0	
18	2003	5	0	0	0	
19	2003	6	0	0	0	
20	2003	7	0	0	0	
21	2003	8	0	0	0	
22	2003	9	0	0	0	
23	2003	10	0	0	0	
24	2003	11	0	0	0	
25	2003	12	0	0	0	
26	2004	1	1	1	0.429	
27	2004	2	0	0	0.571	
28	2004	3	0	0	0	
29	2004	4	0	0	0	

図3 春節に対応するダミー変数

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D \left(y_t - \sum_{j=1}^r \beta_j z_{jt} \right) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)u_t$$

これは季節 ARIMA モデルを回帰変数を含む形に拡張したもので、時系列モデルでは表現しきれない変動を回帰変数によって処理する構造になっている。RegARIMA モデルは、適当な回数
の階差をデータと説明変数の両方について取ることで、定常時系列を誤差項とする回帰モデル
に帰着させることができ、外生的な変動要因は回帰変数として扱われる。回帰変数は、異常値や
レベルシフト、曜日効果などを表すダミー変数などが用いられる。

3.3 X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATS の処理の流れ

原系列に対してはまず RegARIMA モデルが適用され、回帰変数により表される部分と
ARIMA モデルによって表される部分に分離される。このうち、ARIMA モデルによって表され
る部分に関して予測値が接続され、X-11 パート（移動平均による処理）によって成分への分解
が行われる。デフォルトの設定では、回帰部分はトレンドか不規則変動のいずれかに統合され、
最終的な季節調整系列はトレンドと不規則変動の和として出力される。

図 4 は、RegARIMA モデルに春節効果を含めない場合と含めた場合の処理の流れを示して
いる。

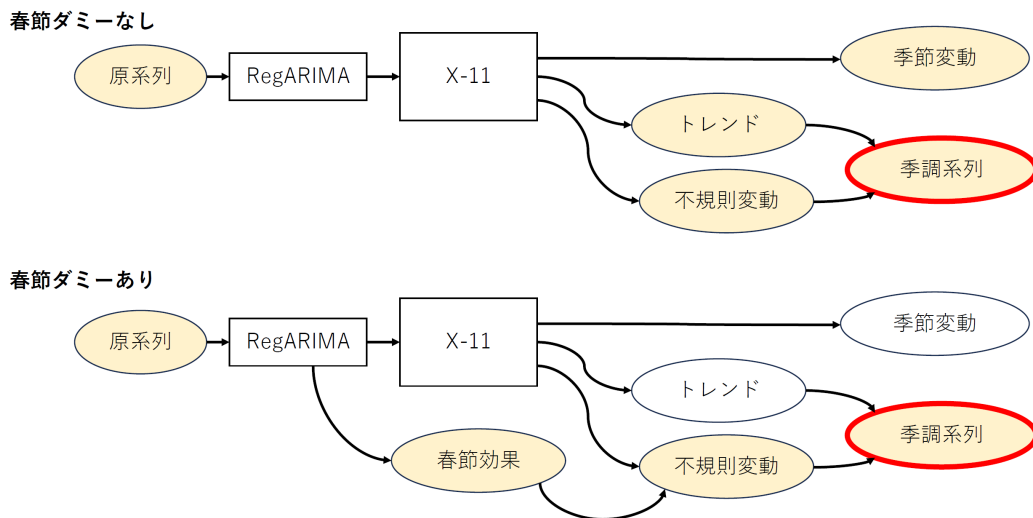


図 4 X-12-ARIMA による処理の流れ

図 4 のプロセスを踏まえると、本来回帰変数で処理すべき外生的変動があるにもかかわらず、
適切な回帰変数をモデルに含めない場合、外生的変動の影響が RegARIMA モデルの推定・予測
および X-11 による分解に影響が及び、その変動はトレンド・季節変動・不規則変動の 3 つに分
散されることがわかる。

一方、春節効果を回帰変数として含めた場合、春節効果は最終的に不規則変動に合算される。

季節調整値はトレンドと不規則変動の合計として定義されるので、最終的な季節調整値には春節効果も含まれていることになり、春節に対応する変動が除去されるわけではないことに注意する必要がある。

ただし、適切なダミーを使用しない場合、RegARIMA の推定・予測には影響が出るので、必要なダミーが不足していると季節調整系列の安定性が低下する可能性がある。

4 モデル選択と季節調整の試算結果

4.1 データ

今回の試算で使用したデータは

- 中国の貿易統計：輸出入実額（100 万人民币元）
- 日本の貿易統計：輸入数量指数、輸出数量指数（2020 年=100）
- 日本の貿易統計：輸出入額（主要商品別）中国・月別輸出入（千円）
– <https://www.customs.go.jp/toukei/suii/html/time.htm>

である。中国の貿易統計については、100 万人民币元を 1 とする輸出入実額を使用する。日本側の統計としては、貿易統計（財務省）から輸出入数量指数および輸出入実額を使用する。

4.2 推定の手順

RegARIMA モデルを設定するためには、ARIMA 部分の次数と春節ダミーに含まれる $\tau_y^{(1)}$ と $\tau_y^{(3)}$ を特定する必要がある。今回の試算では次のような手順によりモデルの選択を行った。

- (1) ARIMA 部分を「エアラインモデル」：(011)(011) に固定する。
- (2) 休日前効果の日数： $\tau_y^{(1)}$ および休日後効果の日数： $\tau_y^{(3)}$ は年 y によらないと仮定し、いくつかの候補の中から AIC を最小化する値を選択する。
- (3) 選択された $\tau_y^{(1)}$ と $\tau_y^{(3)}$ を固定し、ARIMA 次数を AIC により選択する。

また、上記の手順を実行するにあたって、下記の設定を用いた。

- 対数変換を使用した乗法型季節調整を採用。
- 春節ダミーは 2002 年 1 月から 2024 年 12 月までなので、この範囲内のデータを利用。
- 組み込み変数の TD（曜日効果ダミー）を併用。
- $\tau_y^{(1)}$ 、 $\tau_y^{(3)}$ については、 $\{0, 3, 6, 9, \dots, 30\}$ の中から選択。

4.3 結果の図表について

まず次小節以降に示す図表について説明する。

表 1 から表 4 は、各データに対してモデル選択を実行した結果をまとめた表である。また、図 5 から図 30 の各グラフの詳細は以下の通りである。

- パネル A：春節ダミーを用いて推定した結果に関し、原系列と推定された春節効果の比較。
- パネル B：春節ダミーを用いて推定した結果に関し、季節調整系列と、季節調整系列から春節効果を除去した系列の比較。
- パネル C：春節ダミーを用いない推定と用いた推定の季節調整値の比較。
- パネル D：春節ダミーを用いない推定と用いた推定のトレンドの比較。
- パネル E：春節ダミーを用いない推定と用いた推定の季節成分の比較。
- 各図の目盛りの縦線は 1 月を表す。

4.4 結果 1：中国の輸出入額

中国の貿易統計を用いた結果を表 1 および図 5、図 6 に示す。

表 1 推定値：中国の輸出入額

		輸出額 (100 万人民元)	輸入額 (100 万人民元)
春節ダミーなし	AIC	3484.4	3336.0
春節ダミーあり	AIC	3401.0	3286.9
	春節前	(τ : 27) 0.156 [4.621]	(τ : 6) 0.019 [0.901]
	春節中	0.270 [12.798]	-0.136 [-3.833]
	春節後	(τ : 9) -0.416 [-8.933]	(τ : 3) -0.035 [-1.047]

※) ダミーの欄は係数推定値および t 値 (カッコ内)

輸出額（100万人民元）

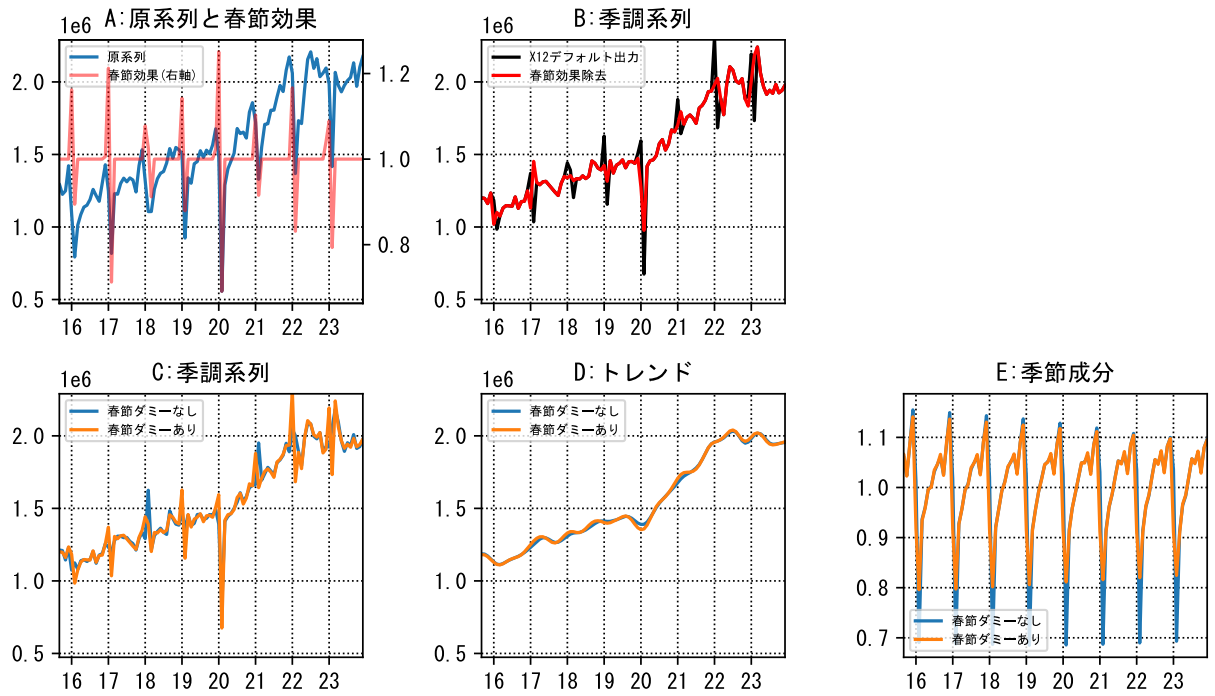


図5 輸出額（100万人民元）

輸入額（100万人民元）

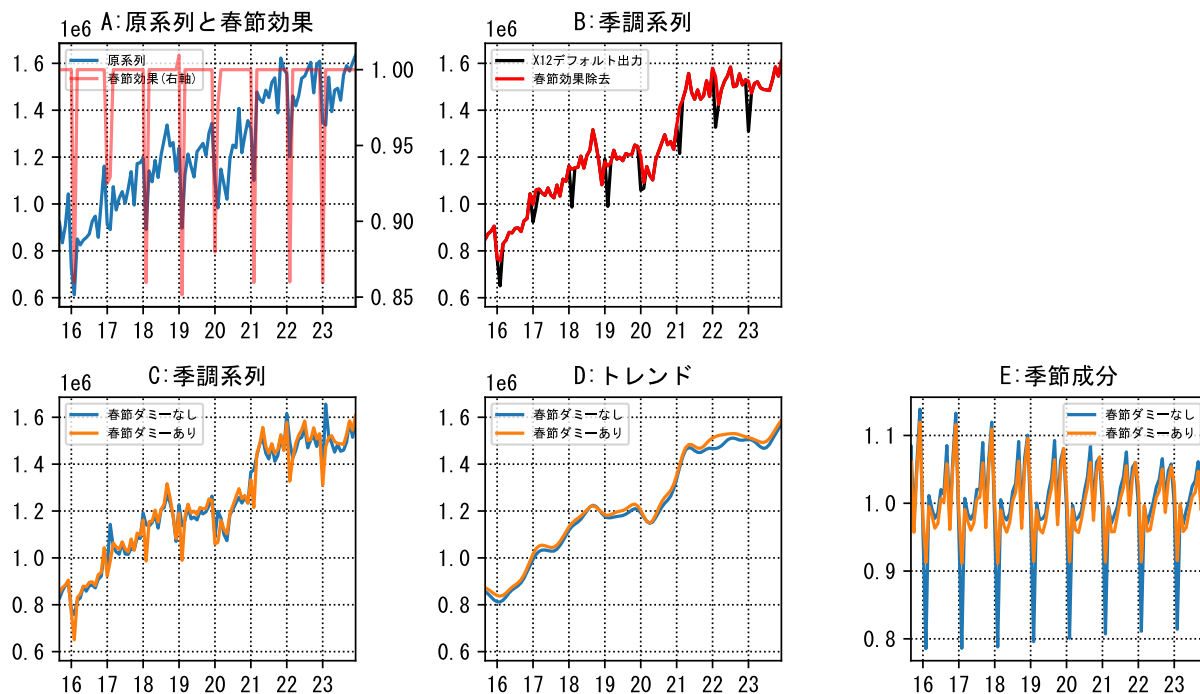


図6 輸入額（100万人民元）

4.5 結果 2 : 日本の貿易統計 (数量指数)

日本の貿易統計の輸出入数量指数を用いた結果を表 2 および図 7 から図 10 に示す。ここでは対中国の輸出入と対世界の輸出入について算出した。

表 2 推定値 : 輸出入数量指数 (対中国)

		輸出数量指数 (中国)	輸入数量指数 (中国)	輸出数量指数 (世界)	輸入数量指数 (世界)
春節ダミーなし	AIC	753.1	810.6	648.6	617.9
春節ダミーあり	AIC	614.7	735.1	621.6	589.0
	春節前	(τ : 12) -0.177 [-10.344]	(τ : 27) 0.153 [3.528]	(τ : 18) -0.075 [-4.839]	(τ : 27) 0.041 [1.884]
	春節中	-0.001 [-0.067]	0.268 [10.922]	-0.001 [-0.107]	0.066 [4.601]
	春節後	(τ : 27) 0.053 [2.479]	(τ : 15) -0.255 [-6.095]	(τ : 12) -0.022 [-1.102]	(τ : 15) -0.074 [-3.153]

※) ダミーの欄は係数推定値および t 値 (カッコ内)

輸出数量指数（中国）

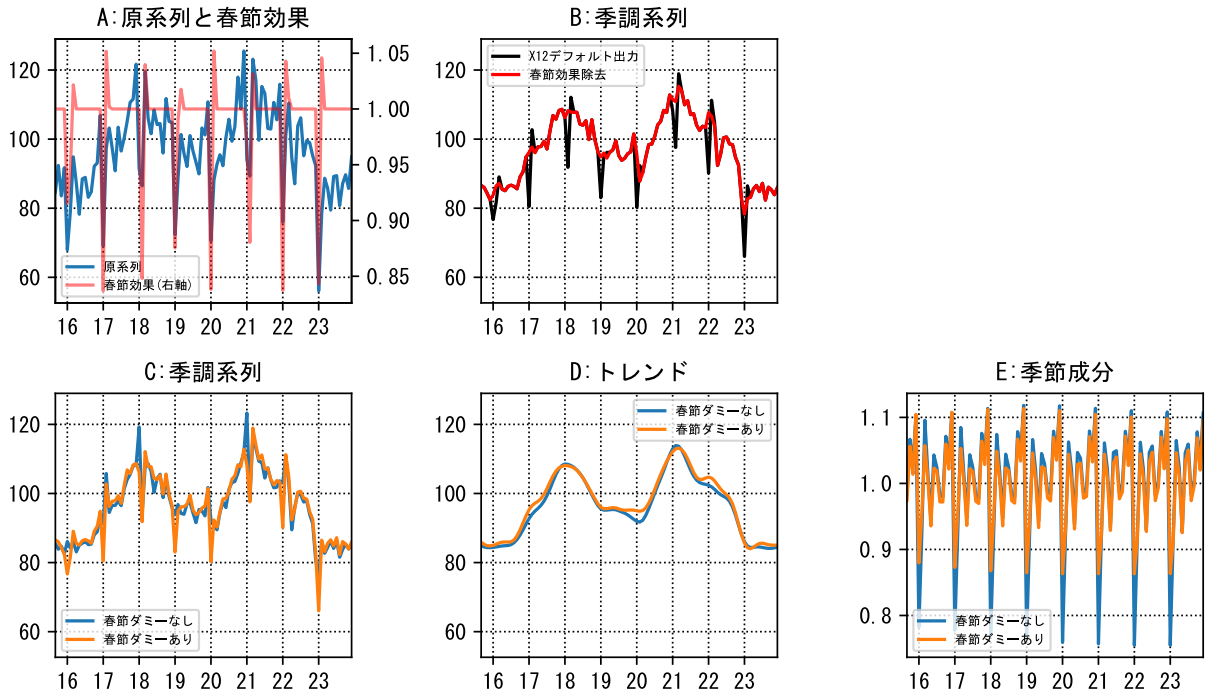


図7 輸出数量指数（中国）

輸入数量指数（中国）

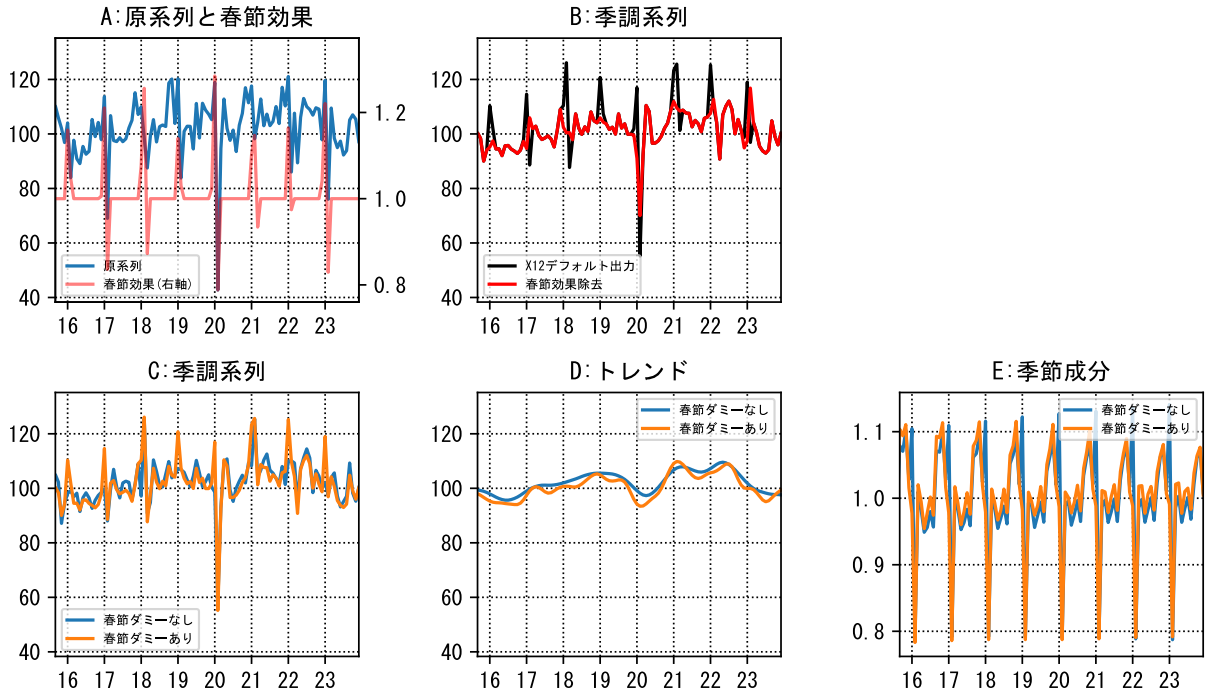


図 8 輸入数量指数（中国）

輸出数量指数（世界）

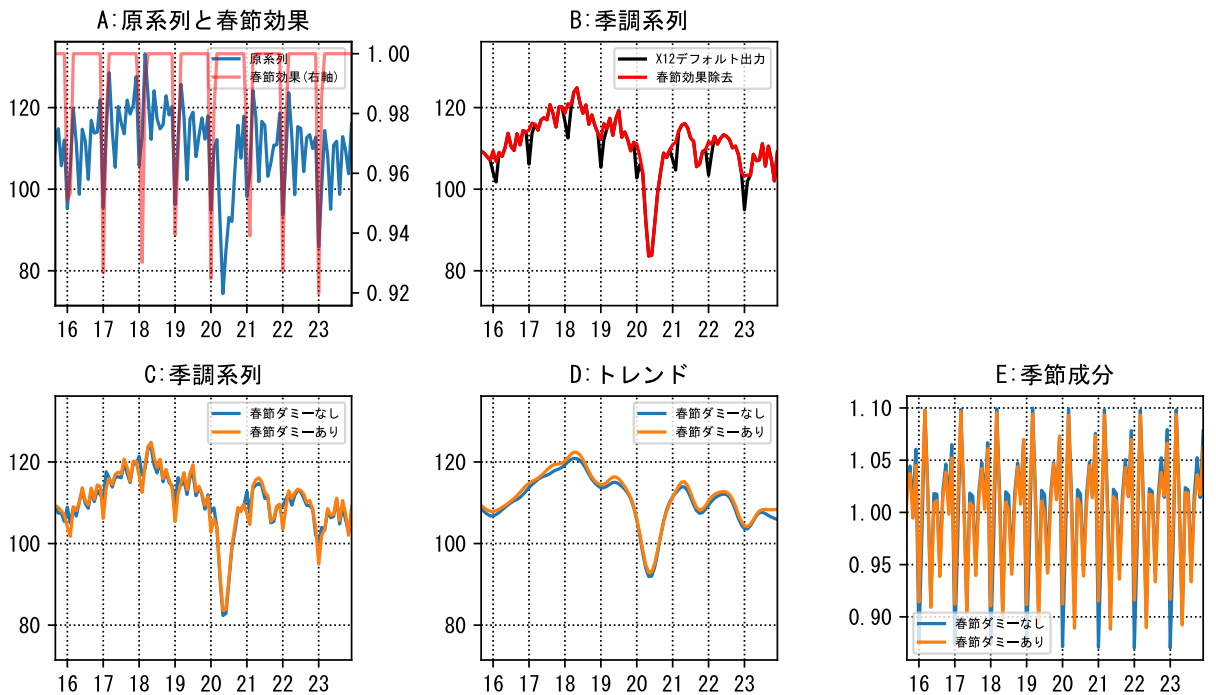


図 9 輸出数量指数（世界）

輸入数量指数（世界）

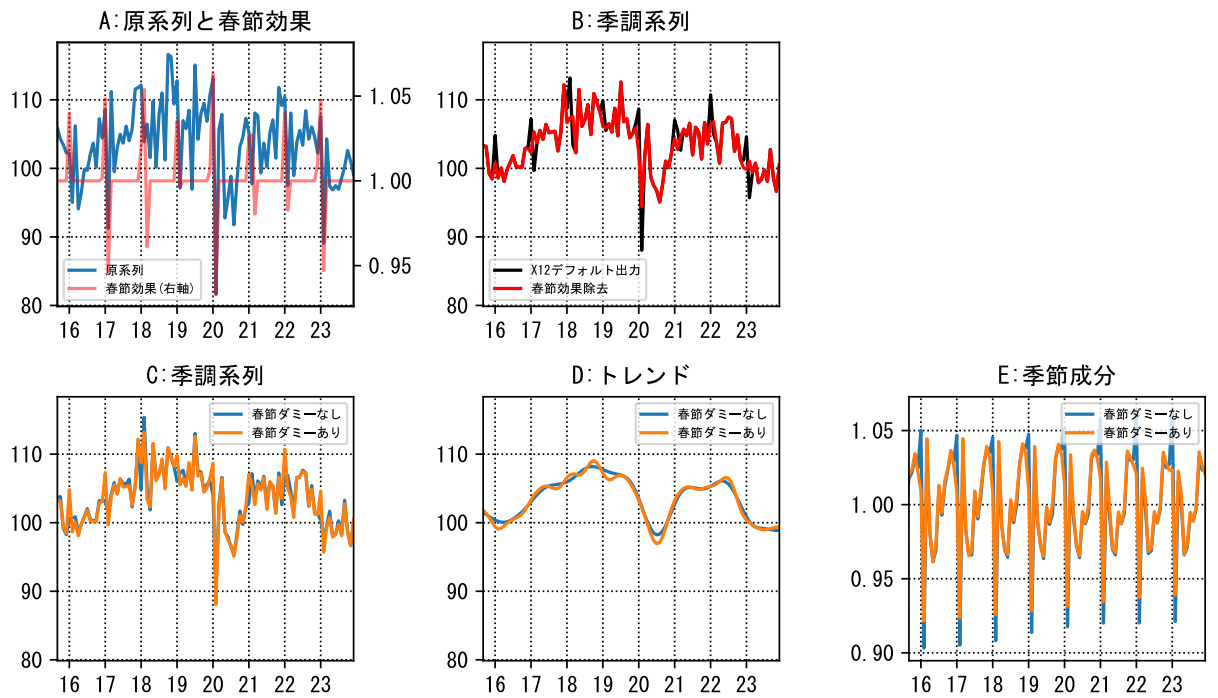


図 10 輸入数量指数（世界）

4.6 結果 3：日本の貿易統計（実額）

日本の貿易統計の輸出入実額（品目別）を用いた結果を表 3、表 4 および図 11 から図 30 に示す。

表 3 推定値：輸出実額（対中国）

		総額 (輸出)	食料品 (輸出)	原料品 (輸出)	鉱物性燃料 (輸出)
春節ダミーなし	AIC	9899.9	7805.1	8485.9	8510.3
春節ダミーあり	AIC	9750.0	7762.6	8455.5	8510.3
	春節前	(τ : 12) -0.168 [-14.247]	(τ : 15) -0.454 [-6.143]	(τ : 9) -0.187 [-6.291]	
	春節中	0.017 [1.473]	0.074 [1.360]	0.128 [2.871]	
	春節後	(τ : 12) -0.015 [-0.809]	(τ : 21) -0.120 [-1.472]	(τ : 3) -0.040 [-0.910]	
		化学製品 (輸出)	原料別製品 (輸出)	一般機械 (輸出)	
春節ダミーなし	AIC	9093.6	8949.1	9284.8	
春節ダミーあり	AIC	9020.4	8820.7	9181.5	
	春節前	(τ : 12) -0.183 [-8.530]	(τ : 9) -0.168 [-12.845]	(τ : 15) -0.247 [-11.102]	
	春節中	0.040 [1.936]	0.048 [2.449]	0.044 [1.608]	
	春節後	(τ : 12) -0.054 [-1.625]	(τ : 3) -0.032 [-1.713]	(τ : 3) 0.012 [0.417]	
		電気機器 (輸出)	輸送用機器 (輸出)	その他 (輸出)	
春節ダミーなし	AIC	9210.7	9007.2	9045.2	
春節ダミーあり	AIC	9110.3	8979.6	8961.0	
	春節前	(τ : 6) -0.107 [-8.145]	(τ : 24) -0.178 [-5.000]	(τ : 6) -0.165 [-8.160]	
	春節中	-0.020 [-0.949]	-0.018 [-0.556]	0.037 [1.325]	
	春節後	(τ : 3) 0.041 [2.038]	(τ : 3) -0.097 [-2.367]	(τ : 6) -0.046 [-1.072]	

※) ダミーの欄は係数推定値および t 値 (カッコ内)

表4 推定値：輸入実額（対中国）

		総額 (輸入)	食料品 (輸入)	原料品 (輸入)	鉱物性燃料 (輸入)
春節ダミーなし	AIC	10188.0	8744.2	8095.1	8571.0
春節ダミーあり	AIC	10012.9	8484.0	7997.2	8568.1
	春節前	(τ : 27) 0.105 [3.791]	(τ : 21) 0.087 [3.989]	(τ : 27) 0.110 [2.746]	(τ : 15) 0.174 [1.315]
	春節中	0.186 [12.526]	0.103 [7.853]	0.206 [8.291]	0.085 [0.580]
	春節後	(τ : 15) -0.243 [-8.503]	(τ : 27) -0.334 [-14.613]	(τ : 15) -0.311 [-6.744]	(τ : 6) 0.200 [0.846]
		化学製品 (輸入)	原料別製品 (輸入)	一般機械 (輸入)	
春節ダミーなし	AIC	8813.5	9242.6	9281.5	
春節ダミーあり	AIC	8720.4	9067.4	9211.2	
	春節前	(τ : 27) 0.117 [3.374]	(τ : 27) 0.116 [3.224]	(τ : 27) 0.094 [3.035]	
	春節中	0.223 [10.320]	0.233 [12.588]	0.123 [7.396]	
	春節後	(τ : 9) -0.268 [-5.554]	(τ : 15) -0.318 [-8.753]	(τ : 12) -0.173 [-4.836]	
		電気機器 (輸入)	輸送用機器 (輸入)	その他 (輸入)	
春節ダミーなし	AIC	9566.0	8339.8	9642.8	
春節ダミーあり	AIC	9523.4	8254.7	9444.6	
	春節前	(τ : 27) 0.107 [2.739]	(τ : 27) 0.087 [2.320]	(τ : 27) 0.126 [3.680]	
	春節中	0.105 [4.846]	0.192 [9.249]	0.274 [14.431]	
	春節後	(τ : 15) -0.136 [-3.256]	(τ : 15) -0.227 [-5.669]	(τ : 18) -0.332 [-10.031]	

※) ダミーの欄は係数推定値および t 値 (カッコ内)

総額(輸出)

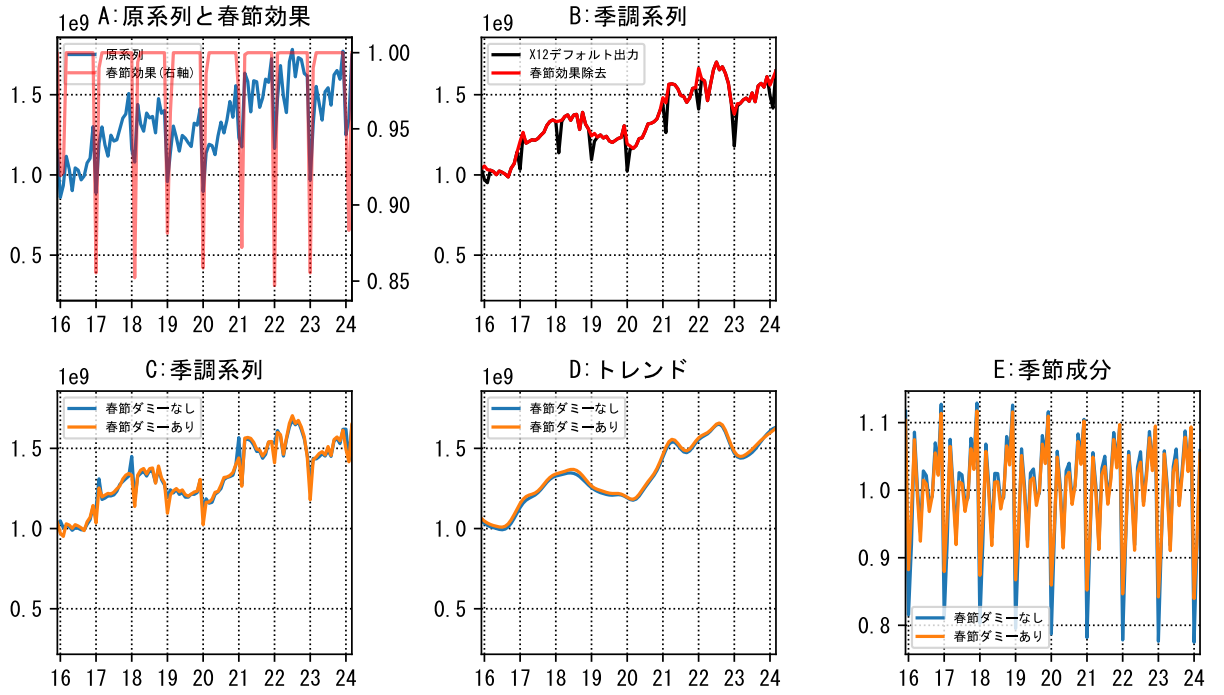


図 11 総額(輸出)

総額(輸入)

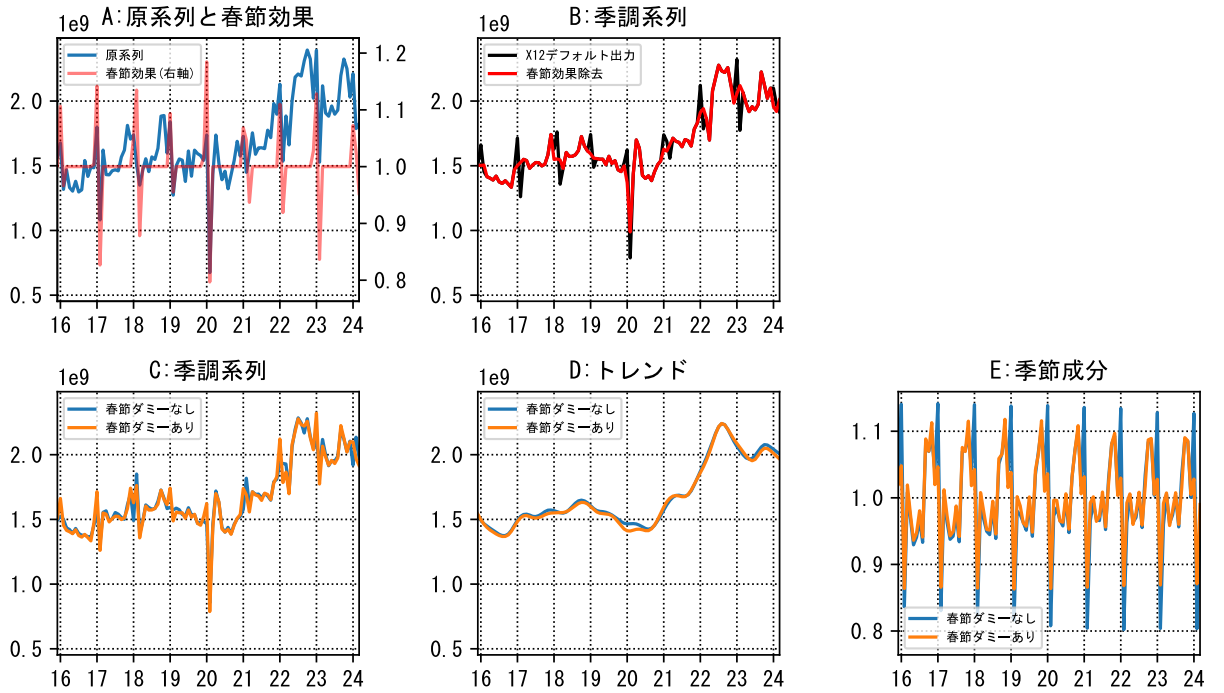


図 12 総額(輸入)

食料品(輸出)

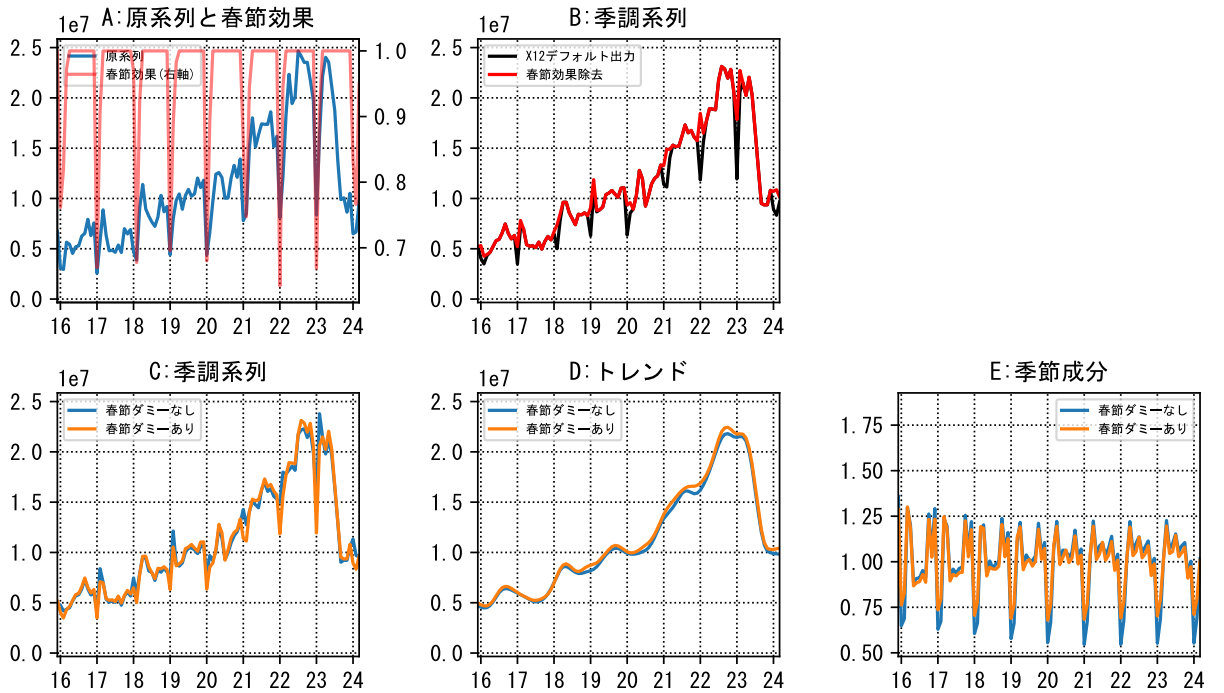


図 13 食料品(輸出)

食料品(輸入)

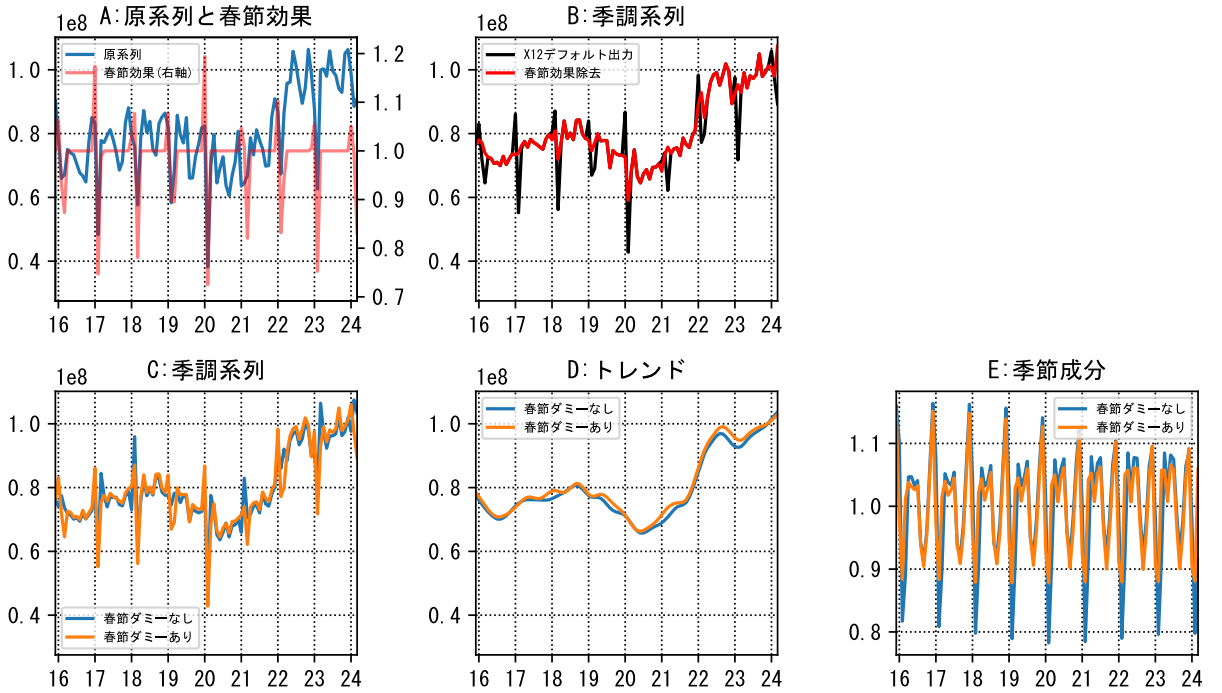


図 14 食料品(輸入)

原料品(輸出)

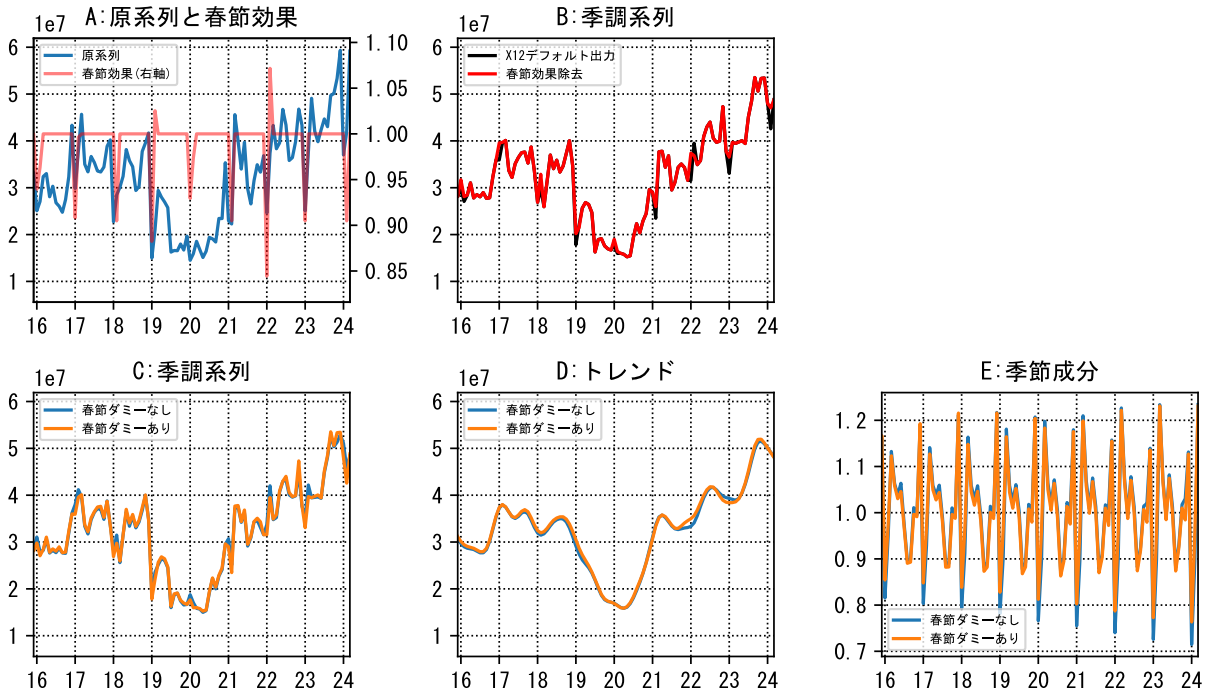


図 15 原料品(輸出)

原料品(輸入)

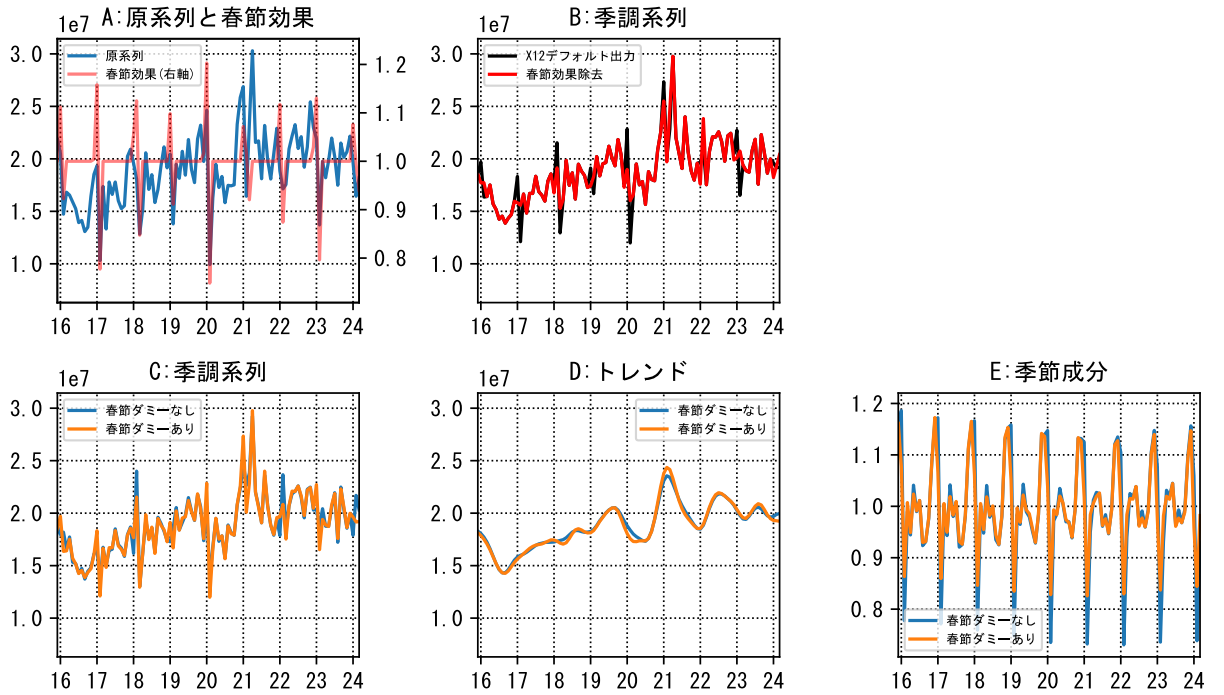


図 16 原料品(輸入)

鉱物性燃料(輸出)

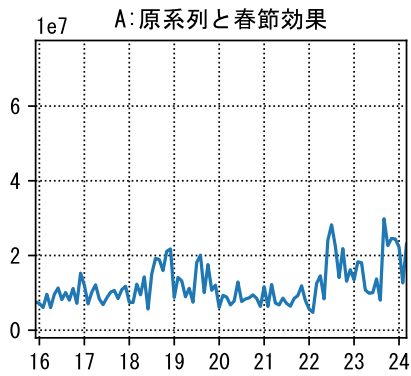


図 17 鉱物性燃料(輸出)
39

鉱物性燃料(輸入)

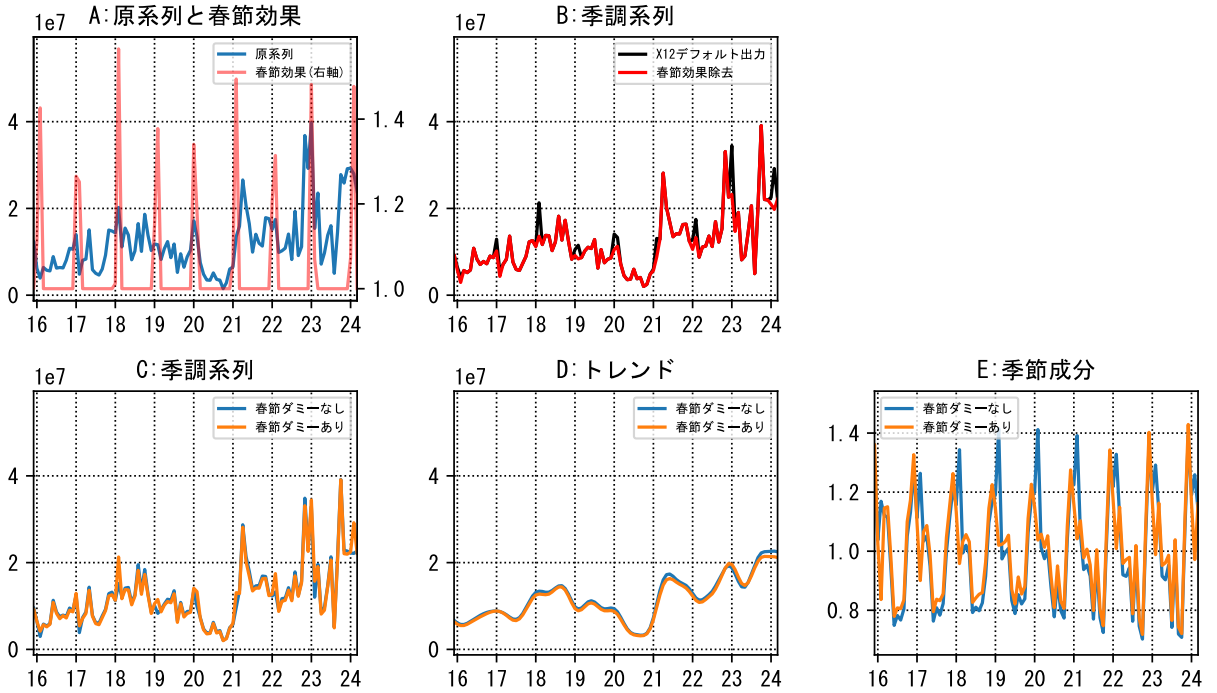


図 18 鉱物性燃料(輸入)

化学製品(輸出)

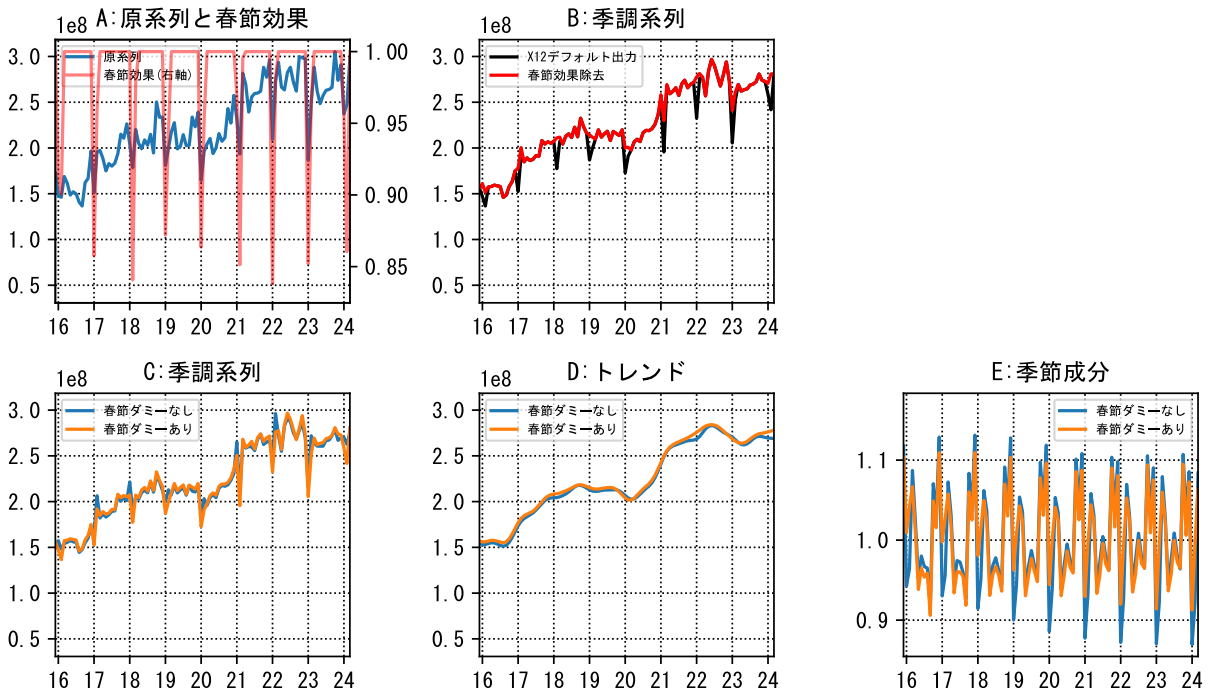


図 19 化学製品(輸出)

化学製品(輸入)

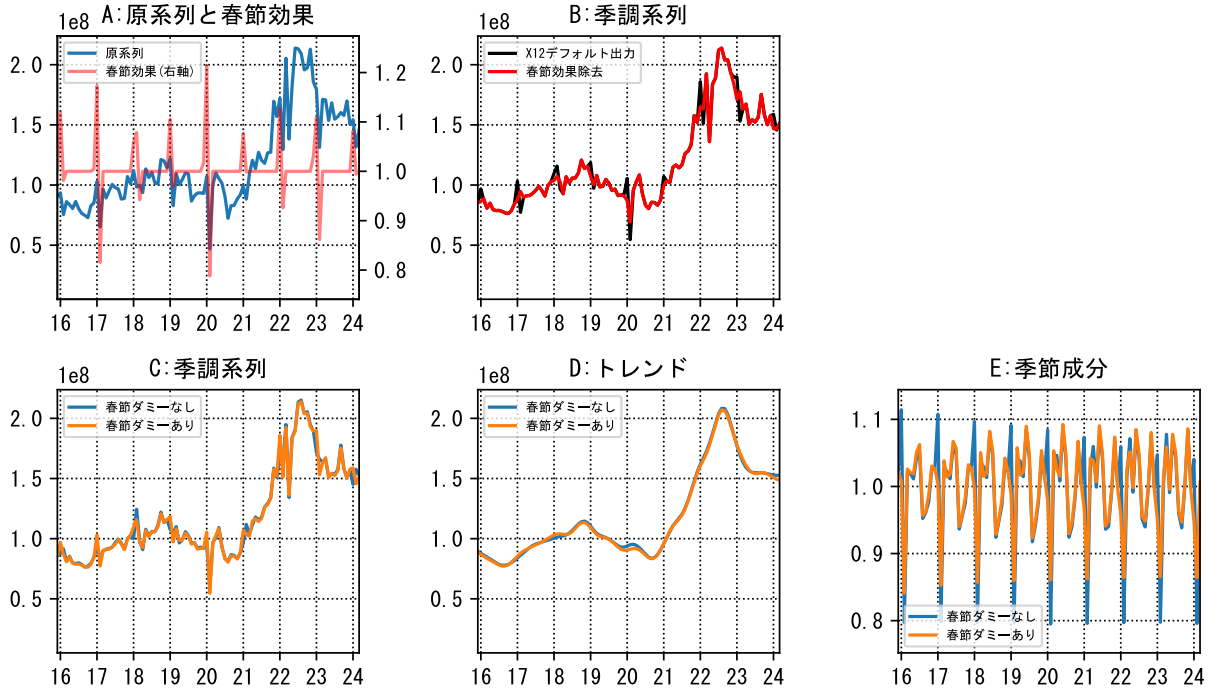


図 20 化学製品(輸入)

原料別製品(輸出)

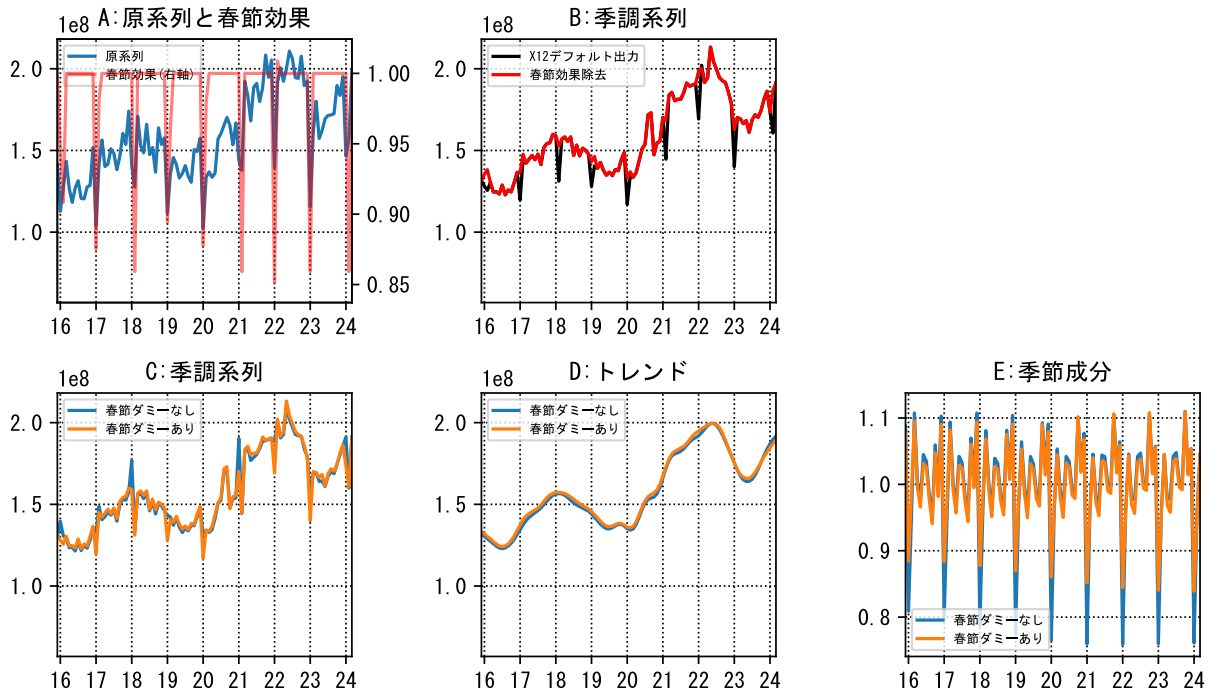


図 21 原料別製品(輸出)

原料別製品(輸入)

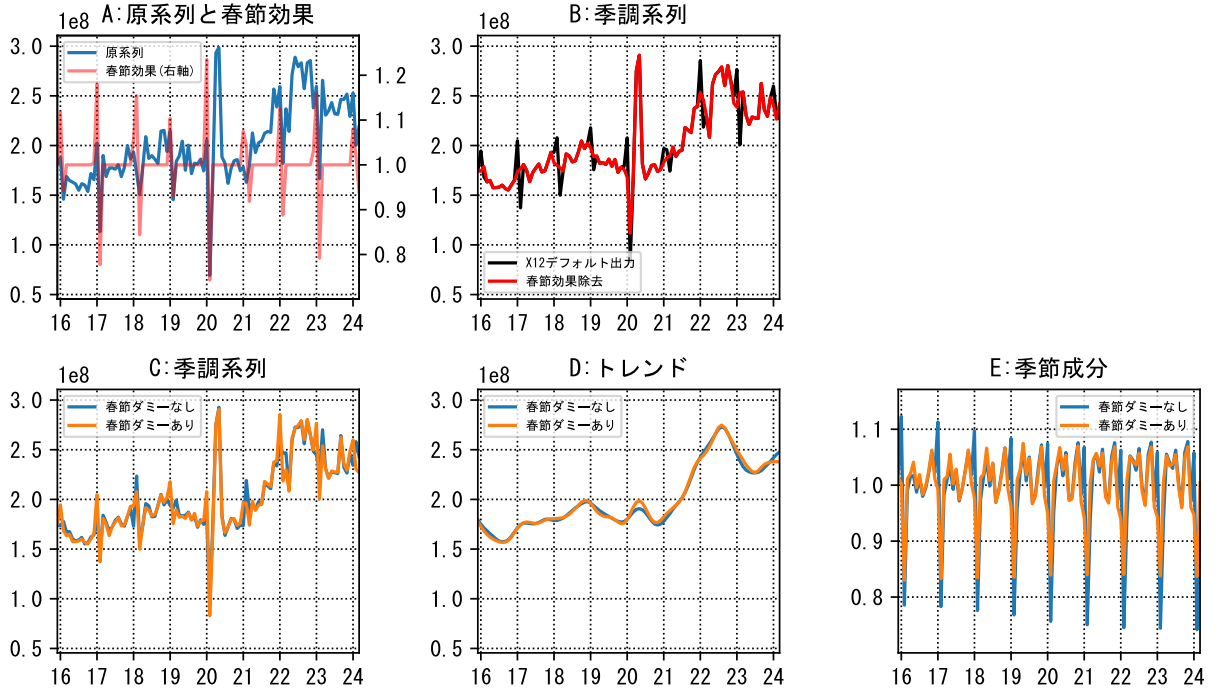


図 22 原料別製品(輸入)

一般機械(輸出)

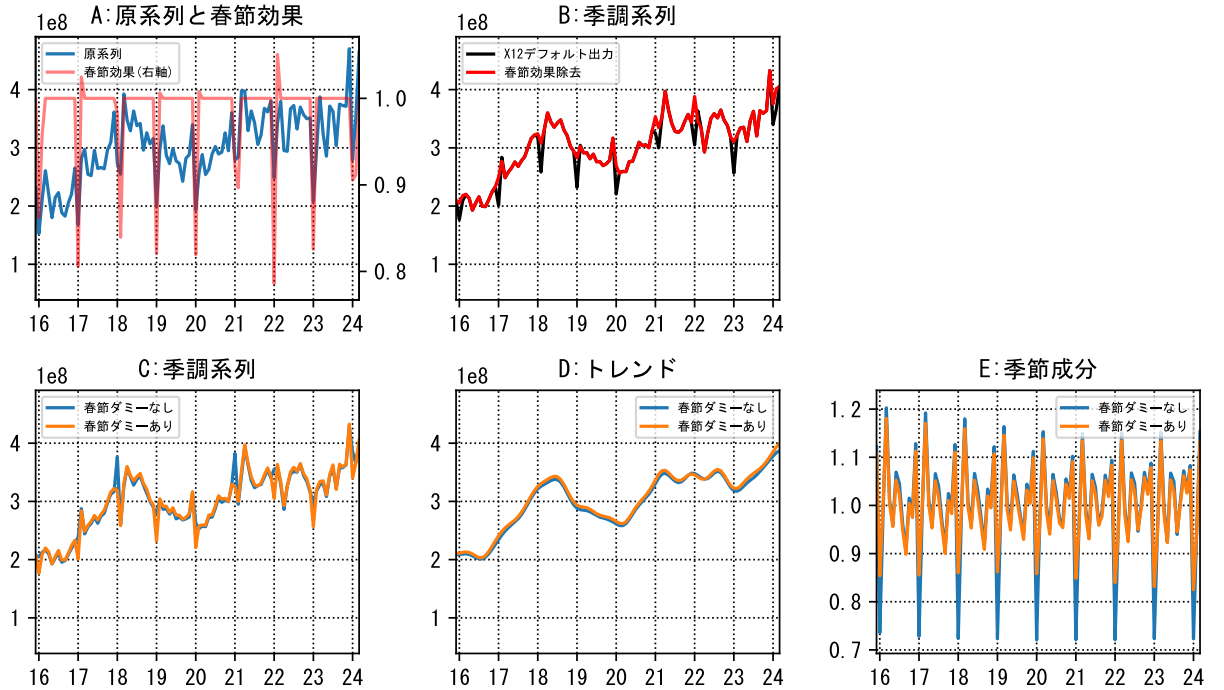


図 23 一般機械(輸出)

一般機械 (輸入)

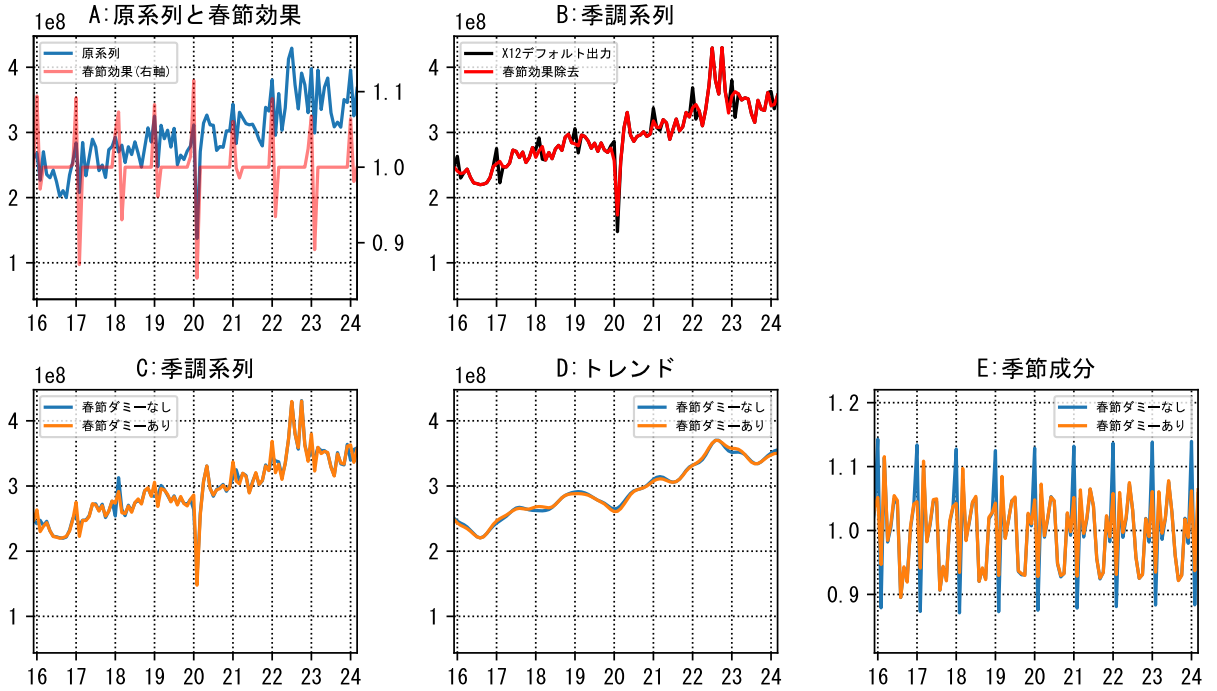


図 24 一般機械 (輸入)

電気機器 (輸出)

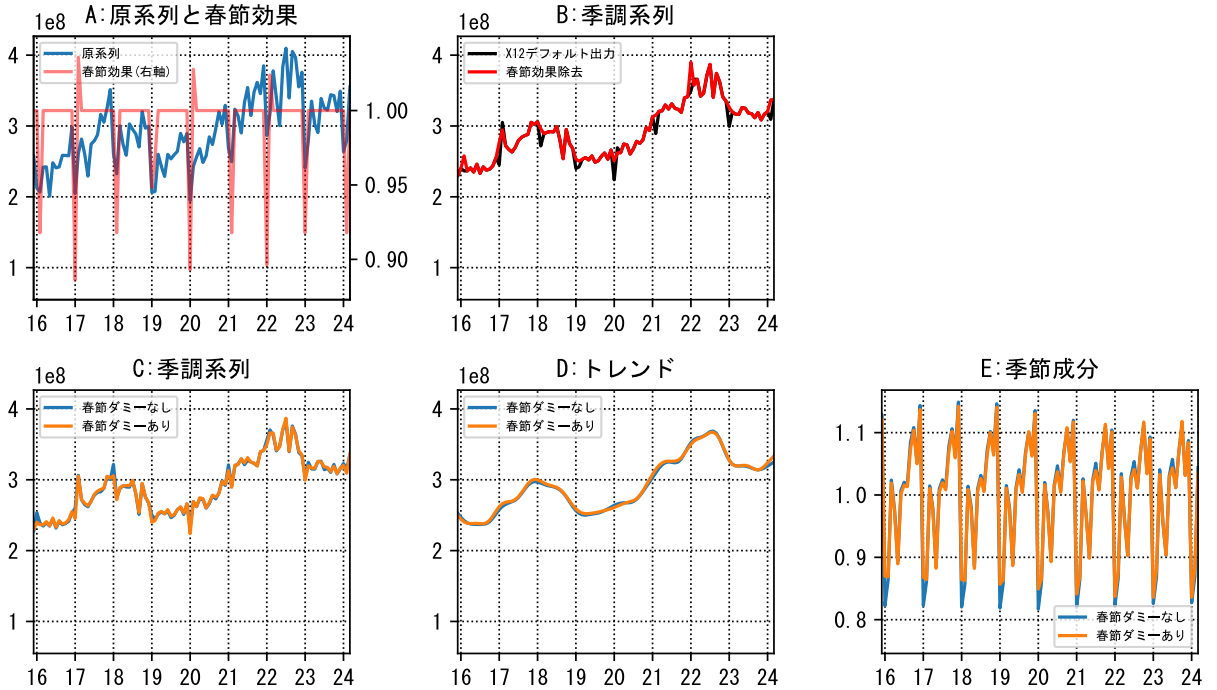


図 25 電気機器 (輸出)

電気機器 (輸入)

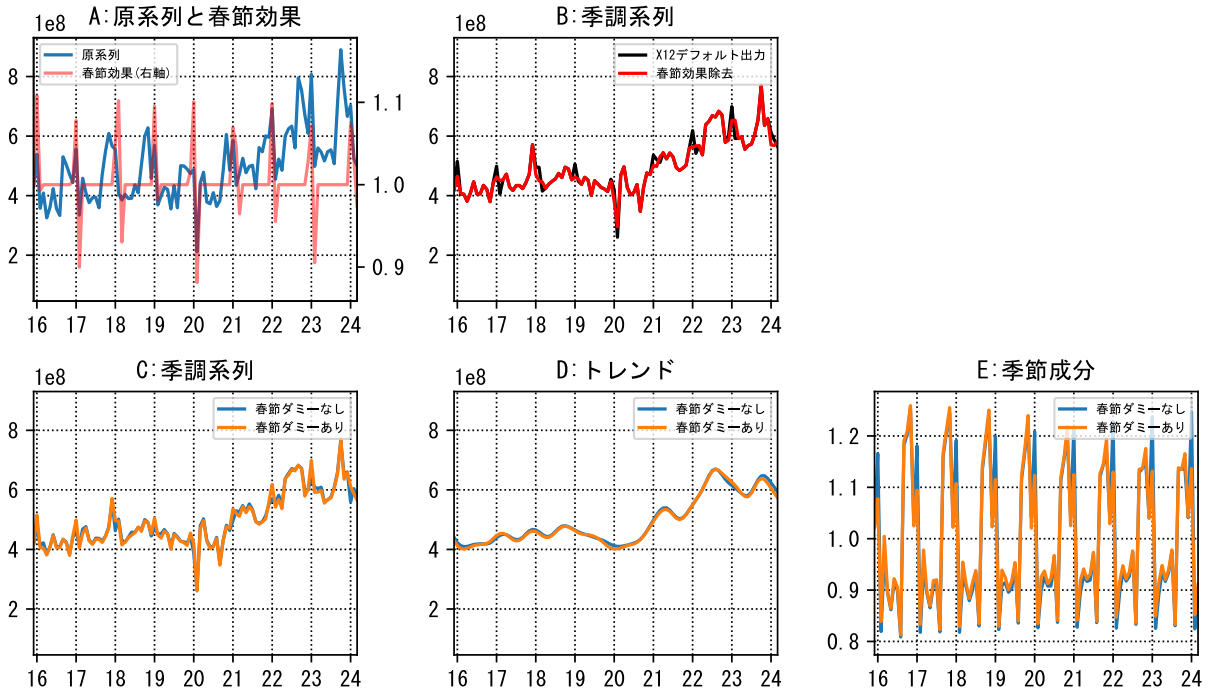


図 26 電気機器 (輸入)

輸送用機器 (輸出)

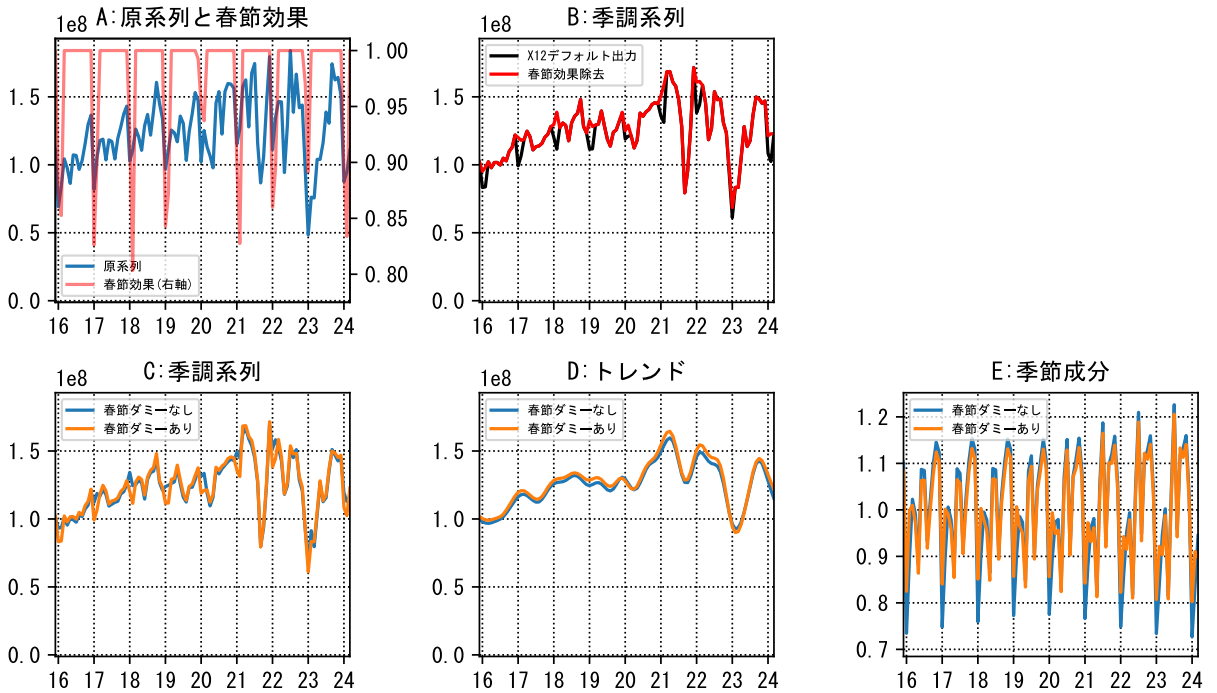


図 27 輸送用機器 (輸出)

輸送用機器 (輸入)

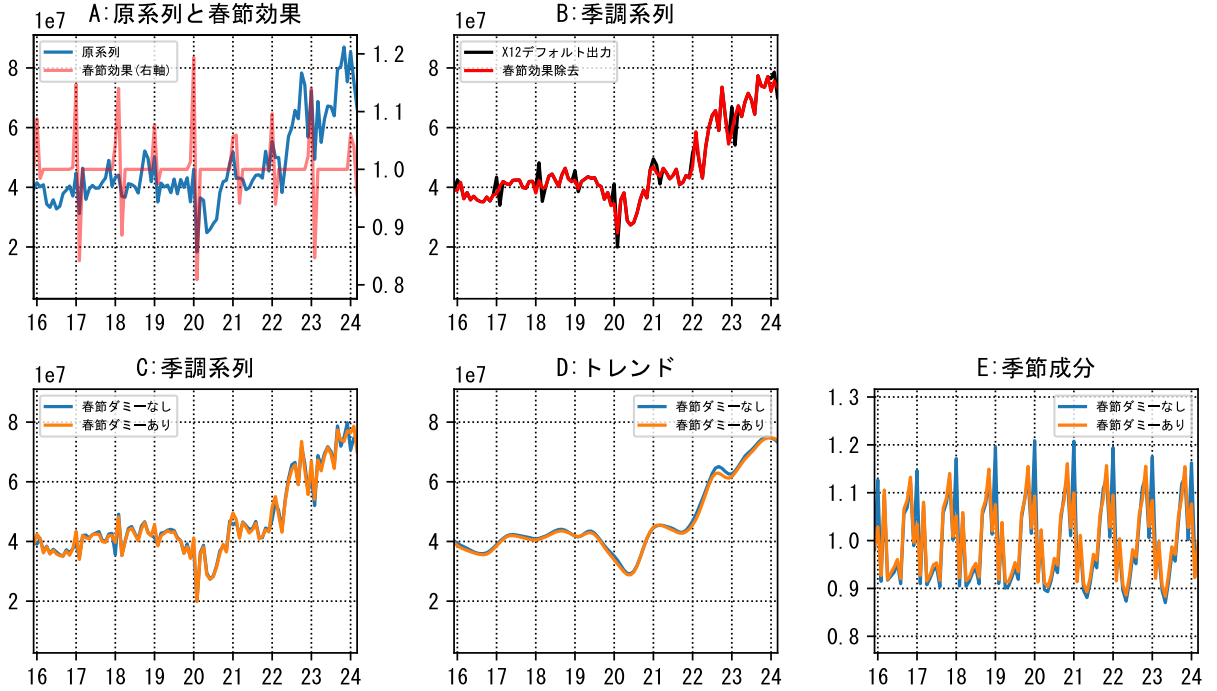


図 28 輸送用機器 (輸入)

その他 (輸出)

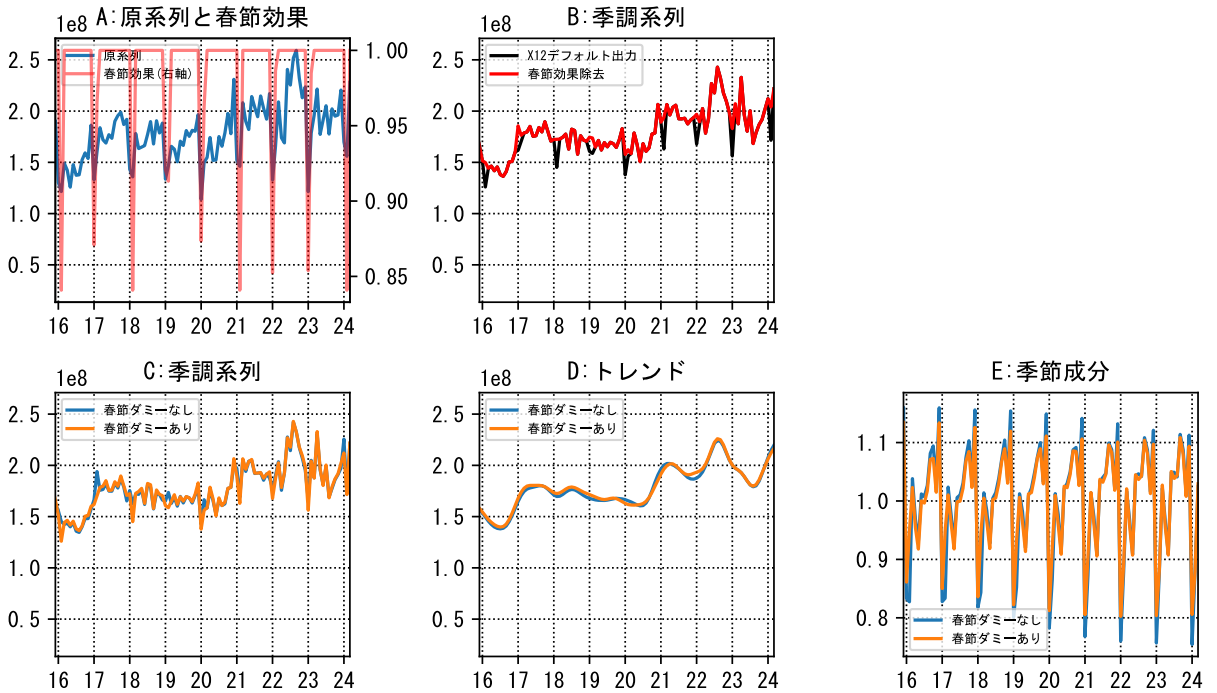


図 29 その他 (輸出)

その他(輸入)

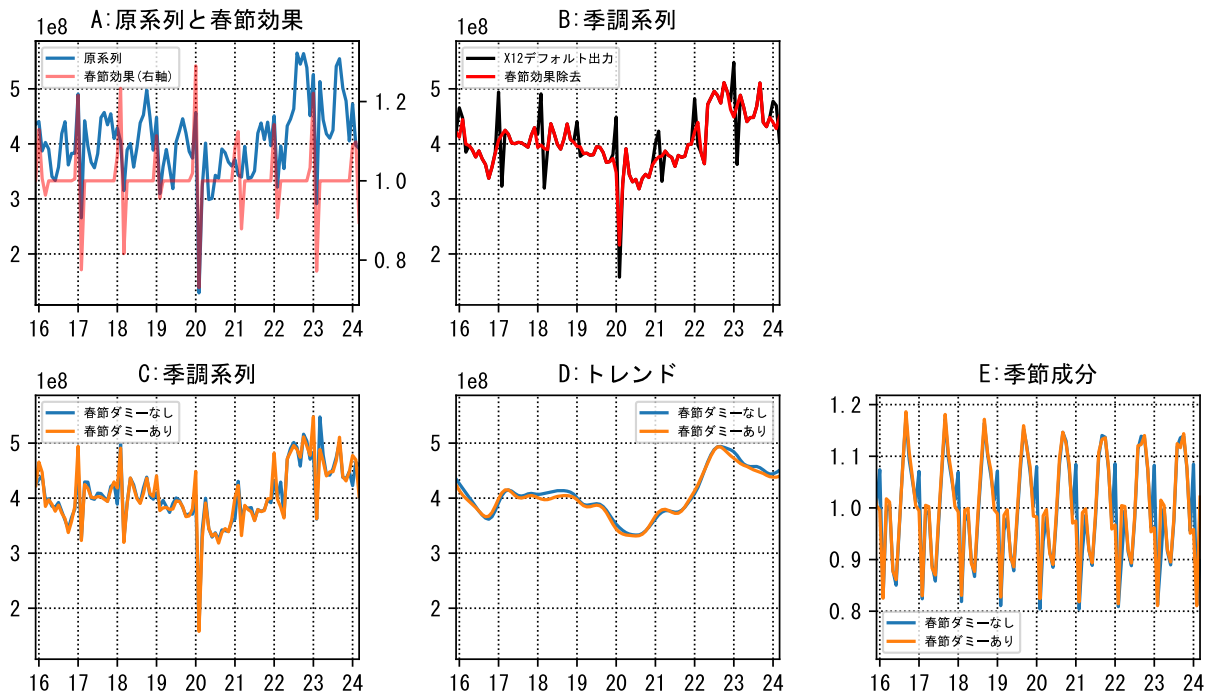


図 30 その他(輸入)

4.7 結果のまとめ

全体的な結果を総合すると、

- 鉱物性燃料（輸出）を除くすべての系列で、春節ダミーを含めたモデルの AIC が含めないモデルよりも小さくなった。
- 春節効果は輸出と輸入で大きく 2 パターンに分かれることが分かった。
- 多くの系列で春節前効果が春節後効果よりも長期間となった。

といったことが確認された。

また、X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATS の処理の流れからは下記に挙げるような傾向が予想されるが、概ね今回の推定結果と一致した。

春節ダミーを含めない場合

- 春節効果はトレンド、季節成分、不規則成分のそれぞれに振り分けられる。
- 春節効果は、ARIMA 部分のパラメータ推定および予測の両方に影響する。
- 季節調整系列には春節に対応した変動がある程度残存する。
- 季節成分は春節効果の影響によりダミーありの場合よりも概ね振幅が大きくなる。

春節ダミーを含める場合

- 春節効果は RegARIMA モデルによって推定される。
- 春節効果は、ARIMA 部分のパラメータ推定および予測の両方に影響しない。
- 推定された春節効果は最終的に不規則変動に振り分けられ、トレンド、季節変動には影響しない。
- デフォルトの設定では季節調整系列はトレンドと不規則変動の和なので、春節効果は季節調整系列に残存する。
- デフォルトの設定のまま実行すると、最終的な季節調整系列の中には、春節に伴う変動が春節ダミーを含めない場合の結果よりも強く残存するケースが多い。

特に、春節ダミーを含める場合に、デフォルトの処理では最終的な季節調整系列に春節効果がより強く現れる傾向が強い点には注意が必要である。

各図のパネル B には、ダミー変数を加えて算出したデフォルトの季節調整値と、仮想的に春節効果を除去した季節調整値が並べてプロットされているが、デフォルトの季節調整値では多くの系列で春節効果が強く現れている。しかしながら、単純に春節効果を除いた系列を最終的な季節調整値とすることにも問題がある。例えば、いわゆる曜日効果であれば、グレゴリオ暦に基づいた厳密な周期性が存在するため、曜日効果は一定の期間に渡って時間集計すればゼロになるという特性があるので、季節調整系列から曜日効果を除去しても季節調整値の累積値などに与える影響は小さいと考えることができる。

一方、今回採用した春節効果ダミーは定義上そのような周期性を持つような制約が課されてい

ないため、推定された春節効果は時間集計してもゼロにはならない*1。このため、単純に春節効果を除去したものを季節調整値としてしまうと、水準を過大もしくは過少に評価することになる。また、春節の影響は非常に大きく多岐にわたるため、「春節が存在しないと仮定した場合の仮想的な水準」を算出することに実際的な意味があるかどうかは明らかではない。以上より、経済分析においては、春節ダミーを用いた推定の結果のうち、季節調整値の変動よりもトレンドの変化に着目することが現実的な対応といえるかもしれない。

5 改訂履歴（Revision History）の検証

5.1 Revision History

本節では改訂履歴（Revision History）について確認する。ここで Revision History とは、統計の季節調整値が公表された後で新規のデータが追加された場合に、過去に遡って季節調整をかけ直した際に生じる改訂幅を指すこととする。これは主に統計作成者にとっての実務的な要請であるが、一般的には過去の季調値の改訂は小さいほど良い季節調整法であると考えられることができる。

RegARIMA モデルを用いる上では、適切な回帰変数を導入することによってモデルの予測精度が改善されるならば、改訂幅は小さくなり季節調整の安定性は向上する。X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATS では、この意味での安定性を評価するための指標として、次のような統計量を計算する機能が実装されている。

$$R_t^{(T)} = \left| \frac{A_{t|T} - A_{t|t}}{A_{t|t}} \right|, \quad (t < T)$$

ここで $A_{t|s}$ は、時点 s までのデータに基づいて算出された時点 t の季節調整値またはトレンドを表す。したがって、 $A_{t|t}$ は時点 t においてリアルタイムで算出された数値を表し、 $A_{t|T}$ はそれより未来の時点 T までの情報を利用して算出された時点 t の数値であり、両者の乖離率を意味する指標が $R_t^{(T)}$ となっている。

5.2 試算結果

図 31 から図 54 は、前節で使用した各データについて、乖離率を計算しプロットした図である。 T は 2022 年 12 月とし、 t は 2020 年 1 月から 2022 年 11 月の間に設定している。

*1 中国の太陰太陽暦は 19 年の間に 7 回の閏月を挿入することで太陽年とのズレを修正しており、約 19 年の周期を持つが、旧暦の月日が完全に同じ日に戻るわけではない。

輸出額（100万人民元）

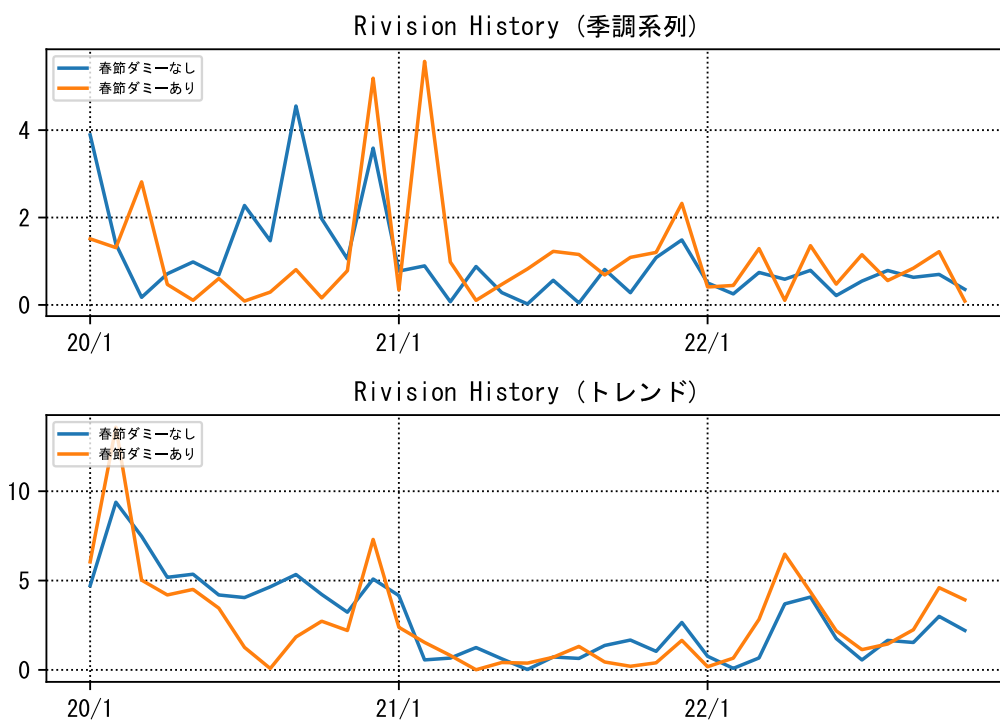


図 31 輸出額（100 万人民元）

5.3 結果のまとめ

乖離率 $R_t^{(T)}$ は、RegARIMA モデルによる予測が適切であれば 0 に近い数値を取るはずであり、AIC の比較結果から類推して春節ダミーを含んだモデルの方がより小さい値を取ることが予想されたが、図 31 から図 54 によると、季節調整系列とトレンド系列のいずれについてもあまり明瞭な差は観察されなかった。

6 結論

6.1 試算結果のまとめ

今回の試算では、春節およびその前後に対応したダミーを作成し、季節調整を実施した。対象とした 24 系列のうち、23 系列において 3 つのダミーのうち少なくともひとつは有意になり、AIC の観点からも回帰変数として採用する方が良いと思われるケースが多いという結果となった。

春節の影響の現れ方は、大きく見て輸出と輸入の 2 つのパターンに分かれ、日本から中国への輸出は春節のタイミングで落ち込む一方、中国から日本への輸入は、春節の前に増大し、春節のタイミングで落ち込む傾向が確認された。

ただし、春節の影響と思われる一時的な変動が大きく現れる年とそうでない年があり、今回

輸入額（100万人民元）

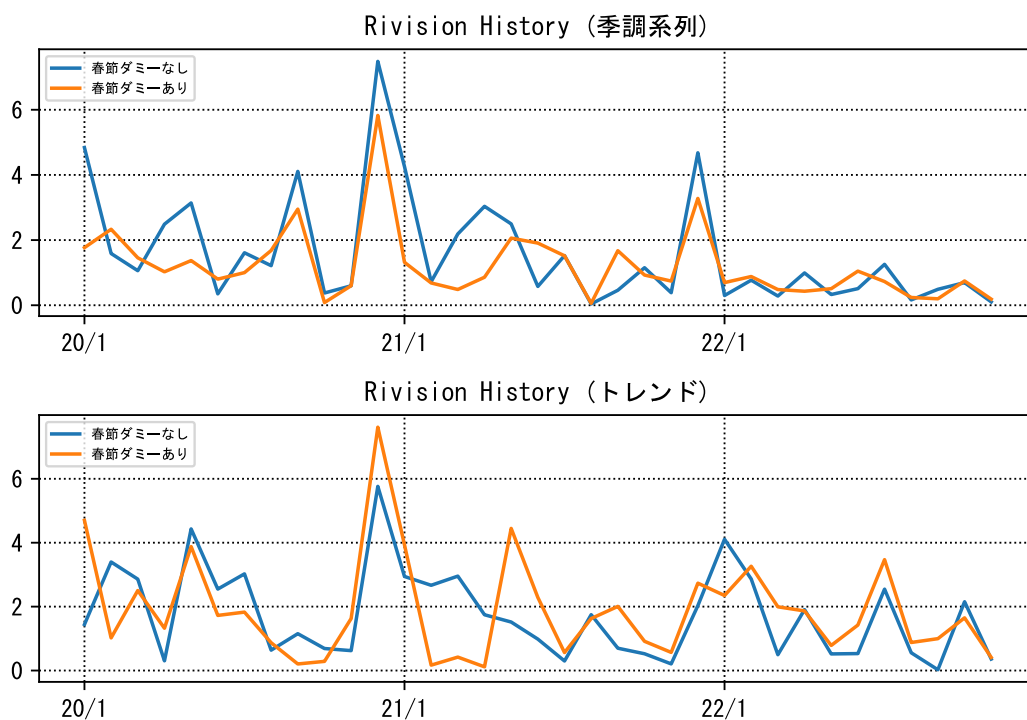


図 32 輸入額（100 万人民元）

採用した単純なダミーでは系列全体を通して見ると必ずしも上手く当てはまっていない年もあった。

春節の影響する期間 τ は AIC によって選択した。概ね春節前の影響の方が春節後の影響よりも長期間にわたる傾向が見られたが、系列によってかなりのばらつきがあり、個別の系列の特性に応じた調整をする必要があると思われる。

また、主要な長期連休のひとつに国慶節（10月1日～）があり、これも年によっては9月の中秋節が9月末に移動して国慶節と連結されるなど、年によって大きく変化する祝日である。本稿では割愛したが、国慶節についても春節と同様の方式でダミーを作成し推定したところ、ほとんどの場合に場合有意に推定されなかった。これについては国慶節に関連する中国国内での慣習などの調査も必要と思われる。

6.2 季節調整に関わる論点

春節の影響に対応するピークは、回帰変数として春節変数を含めた場合、X-12-ARIMA・X-13ARIMA-SEATS の仕様上、最終的な季節調整系列において春節変数を含めない場合よりもむしろより強く出る可能性があり、そうした結果は今回の試算からも確認された。これについては、「春節効果の調整を行った」といった説明をした場合、春節に伴う変動が平滑化された結果が得られるという誤解を招く可能性があるため、公的統計において春節の調整を導入するには留意が必要であると思われる。

輸出数量指数（中国）

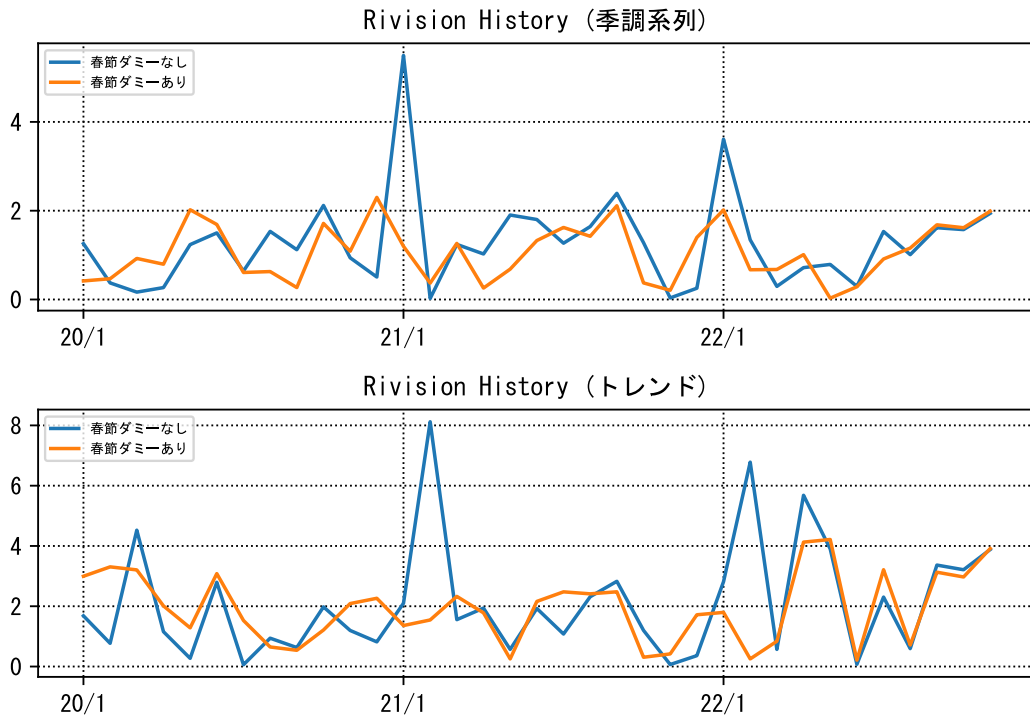


図 33 輸出数量指数（中国）

季節調整値から春節の影響を除外した系列は中長期的な動きが見やすいが、1年の周期変動を除去し、それ以外の操作は行わないということがあるべき季節調整であると考え、春節の除去した系列を「季節調整値」と考えるのは難しいように思われる。一方で、統計的には春節変数を含めることが望ましいため、春節変数を用いる場合は、季節調整値よりもトレンド成分の変化に着目するのが一つの対応かもしれない。

ただし、春節変数を用いることにより季節調整が安定する（過去の調整値の改訂が小さい）かどうかについては、今回の検証の範囲でははっきりした結果は得られなかった。

6.3 課題など

日本の貿易統計では、一部の系列で参考値として季節調整系列が公表されているが、近年中国の影響が増大しているため、今後は春節などの適切な処理が必要になる可能性がある。今回は貿易統計を対象とした試算を行ったが、生産や観光、インバウンドに関わるデータでの検証も必要と思われる。

ダミー変数の構成については、時期によるばらつきを許容する変数や、旧暦の周期性を考慮した変数なども考えられるので、引き続き今後の課題としたい。

輸入数量指数（世界）

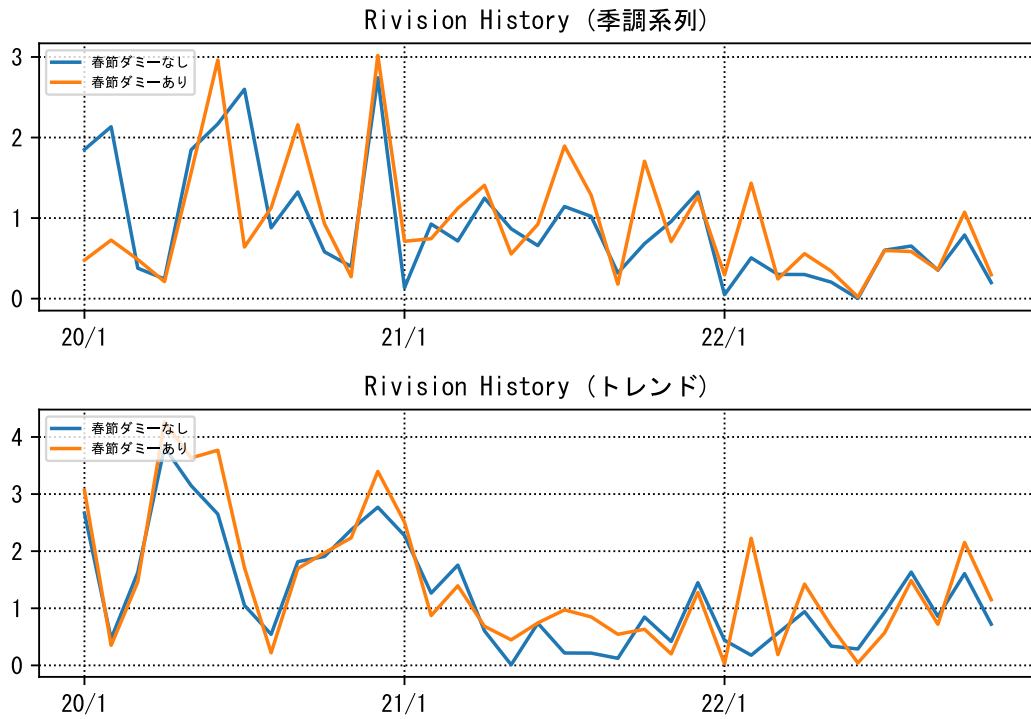


図 34 輸入数量指数（世界）

参考文献

Bell WR and SC Hillmer (1983), 'Modeling Time Series with Calendar Variation', Journal of the American Statistical Association, 78(383), pp 526534.

Lin J-L and T-S Liu (2003), 'Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan', Taiwan Economic Forecast and Policy, 33(2), pp 137.

総額(輸出)

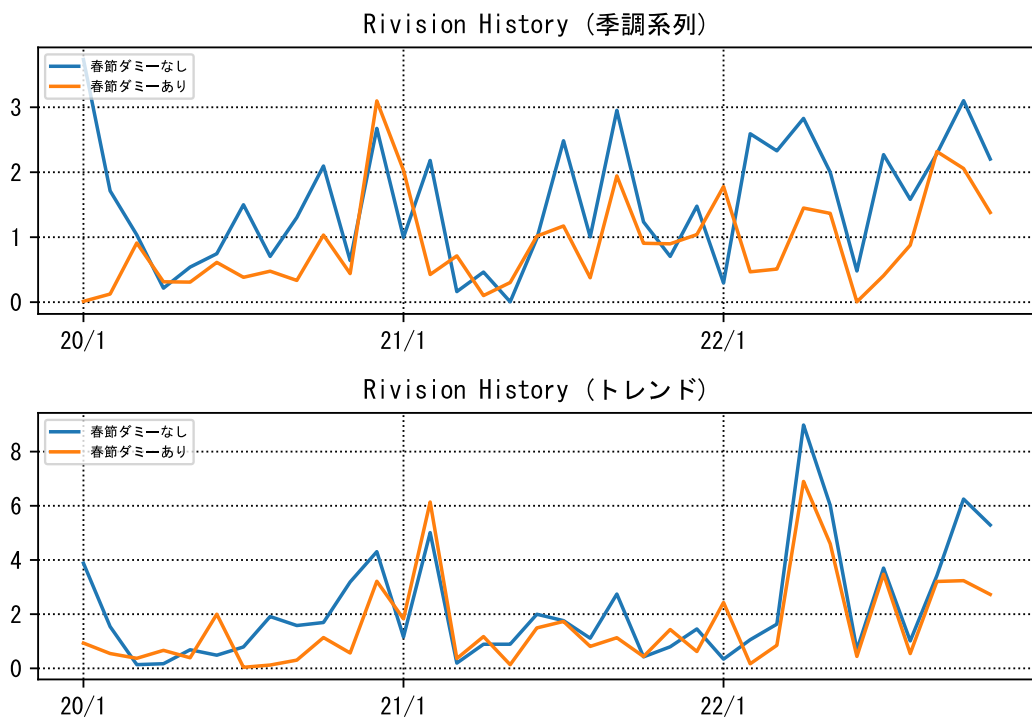


図 35 総額(輸出)

総額(輸入)

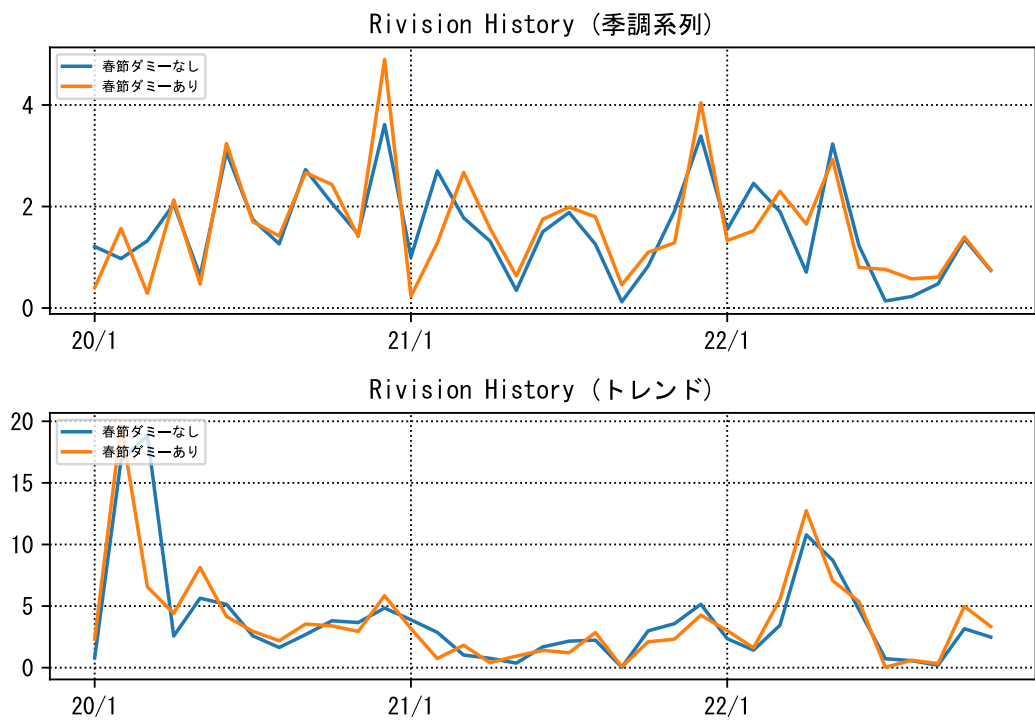


図 36 総額(輸入)

食料品(輸出)

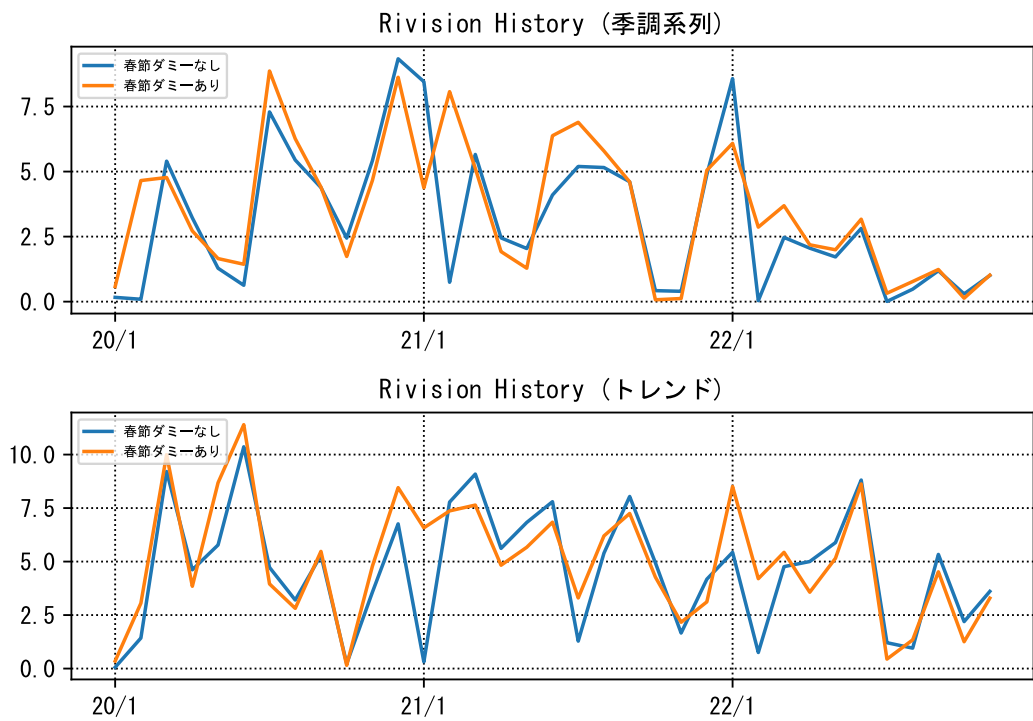


図 37 食料品(輸出)

食料品(輸入)

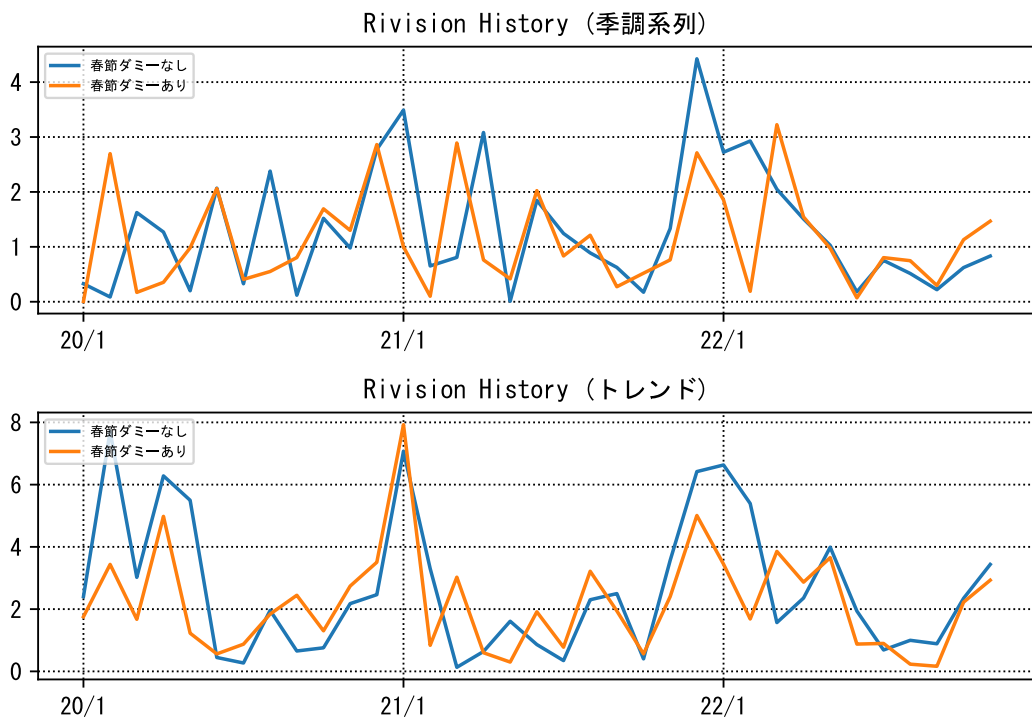


図 38 食料品(輸入)

原料品(輸出)

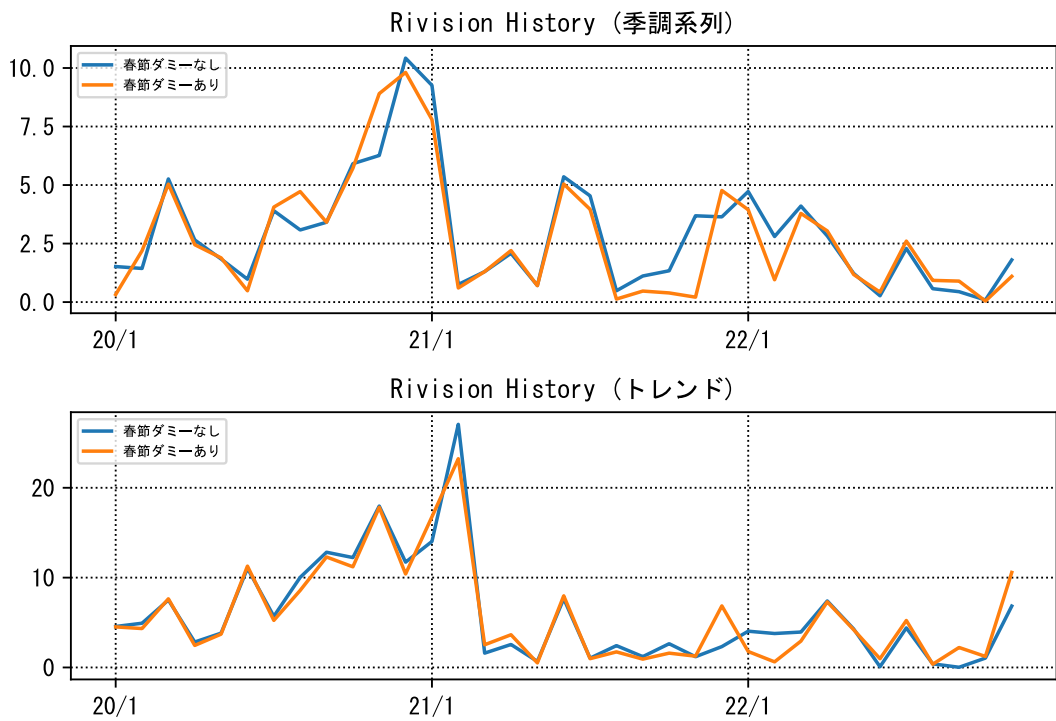


図 39 原料品(輸出)

原料品(輸入)

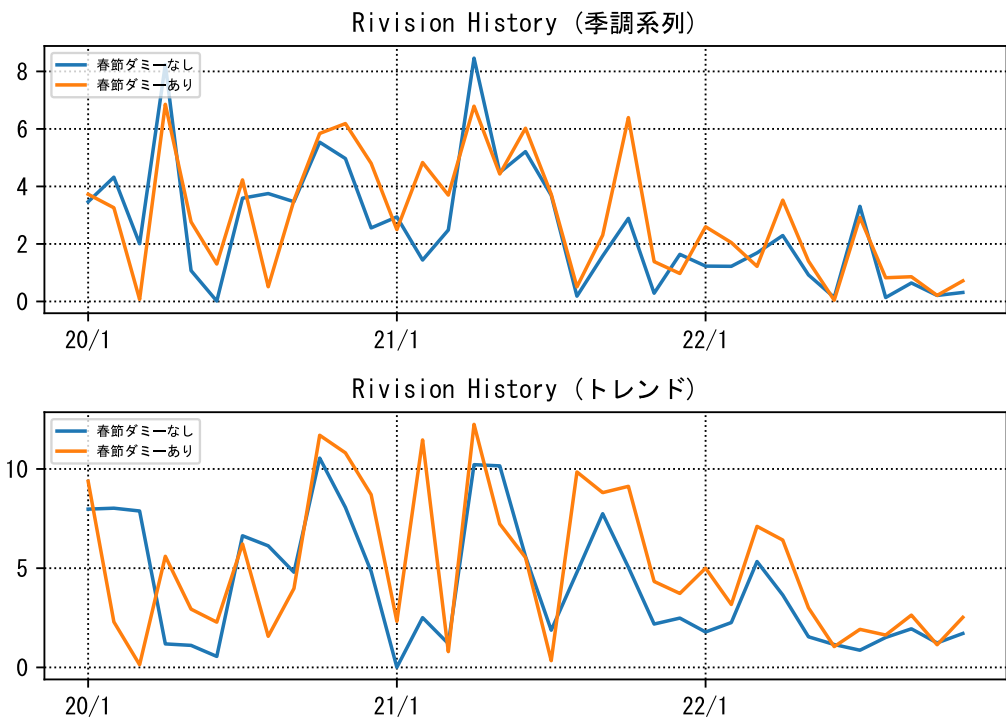
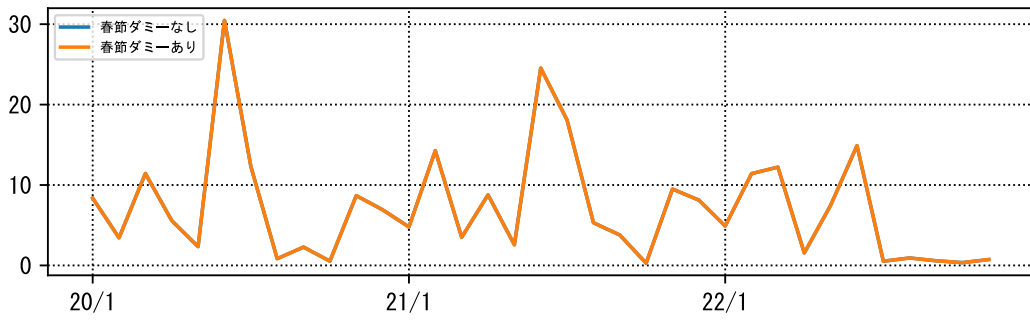


図 40 原料品(輸入)

鉍物性燃料(輸出)

Revision History (季調系列)



Revision History (トレンド)

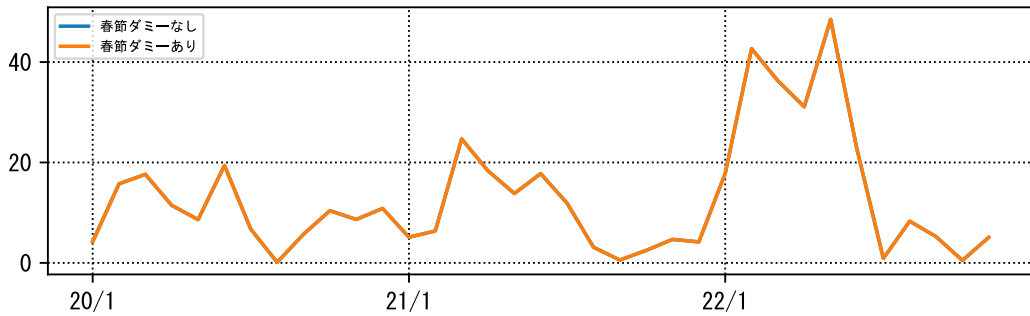


図 41 鉍物性燃料(輸出)

鉱物性燃料(輸入)

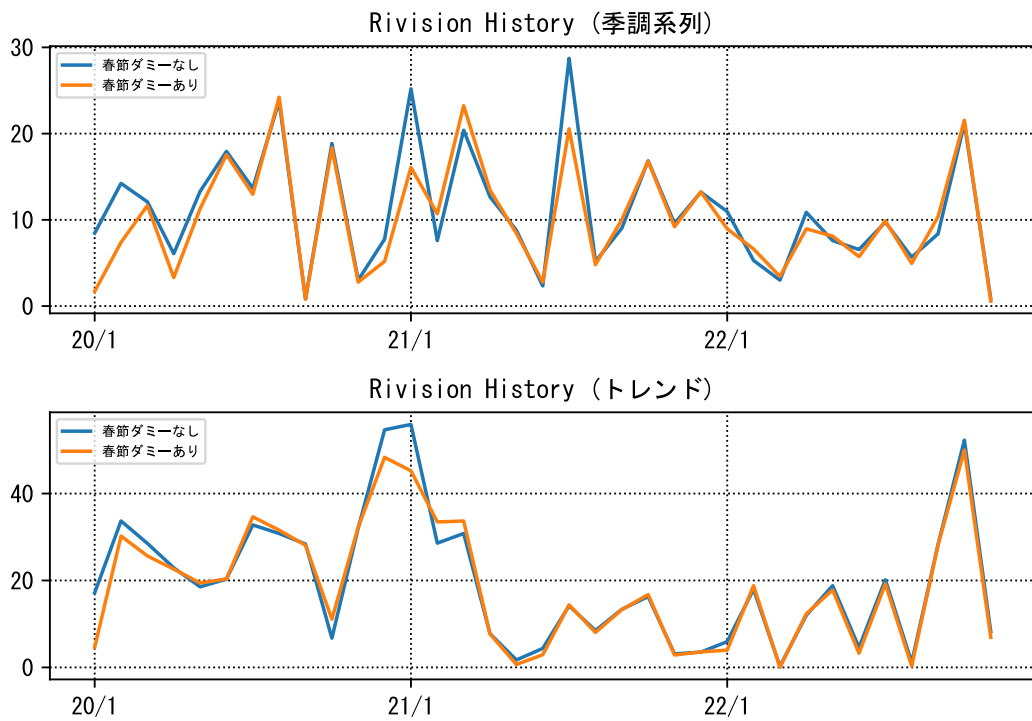


図 42 鉱物性燃料(輸入)

化学製品(輸出)

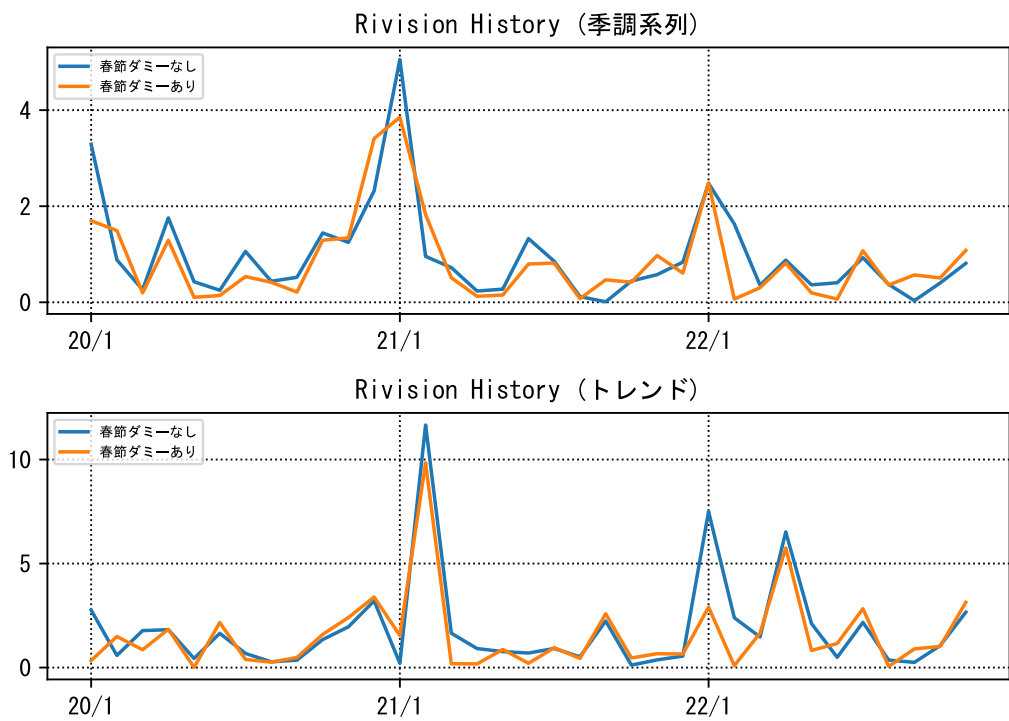


図 43 化学製品(輸出)

化学製品(輸入)

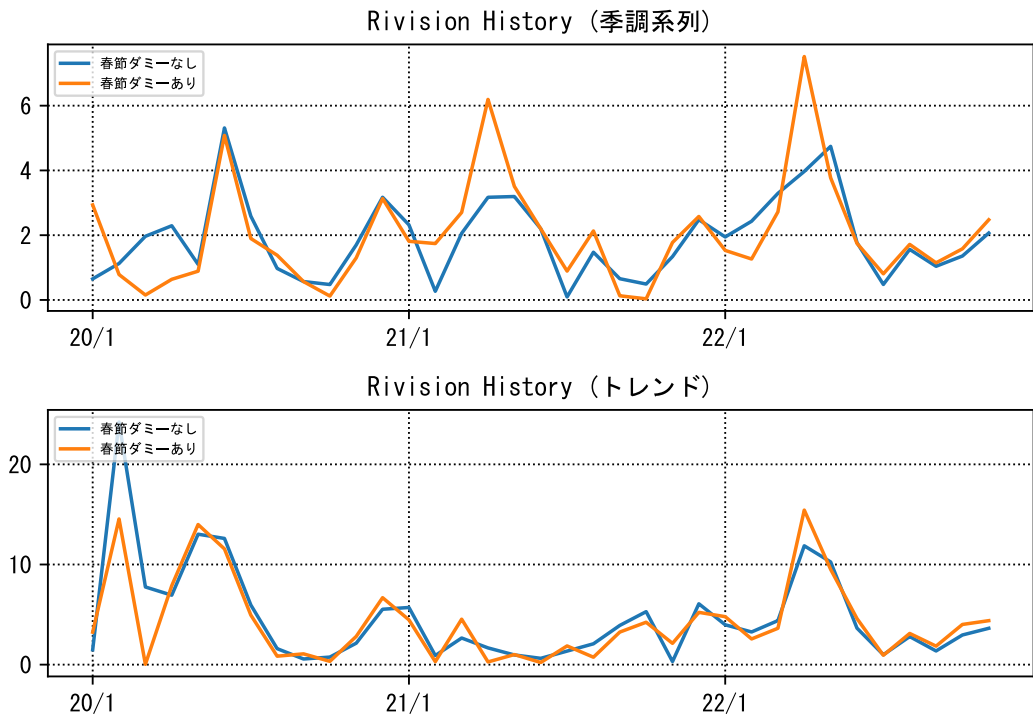
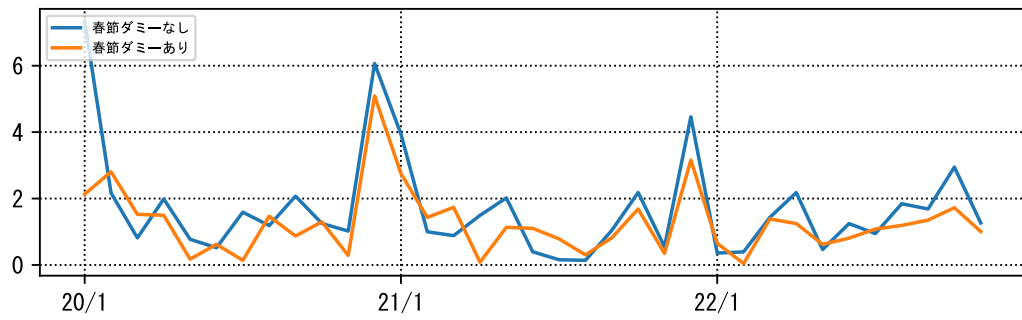


図 44 化学製品(輸入)

原料別製品(輸出)

Revision History (季調系列)



Revision History (トレンド)

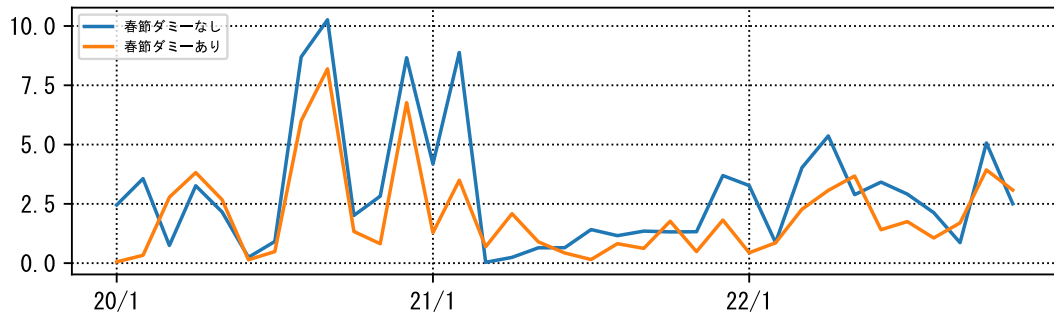
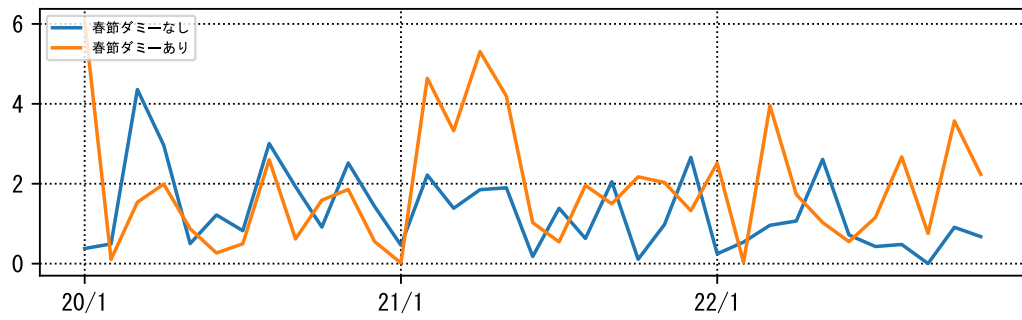


図 45 原料別製品(輸出)

原料別製品(輸入)

Revision History (季調系列)



Revision History (トレンド)

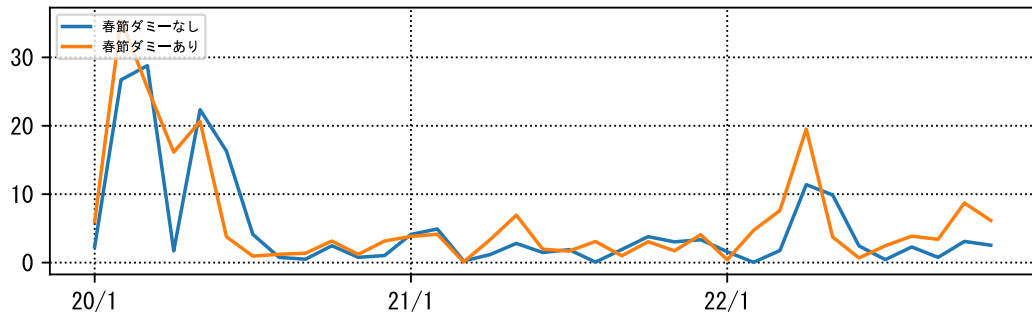


図 46 原料別製品(輸入)

一般機械(輸出)

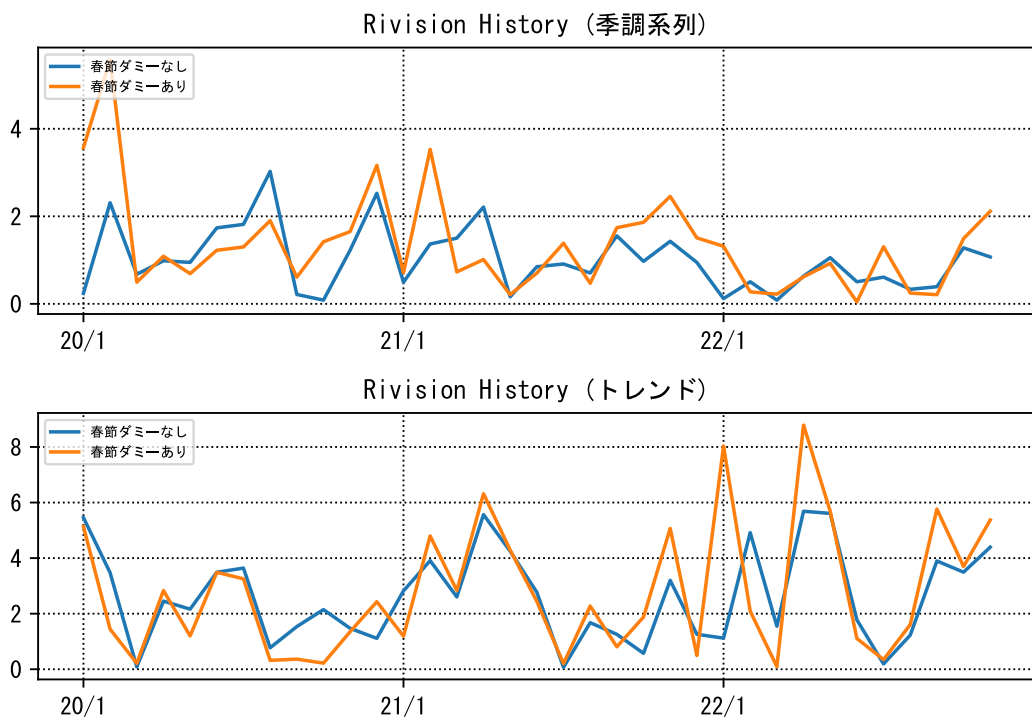


図 47 一般機械(輸出)

一般機械(輸入)

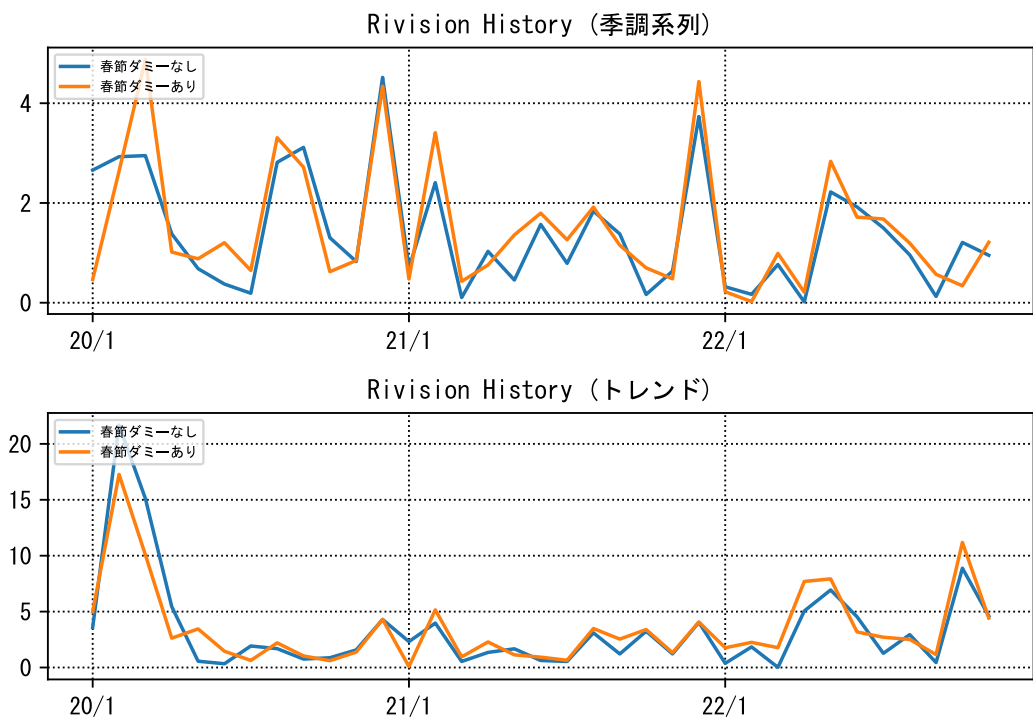


図 48 一般機械(輸入)

電気機器(輸出)

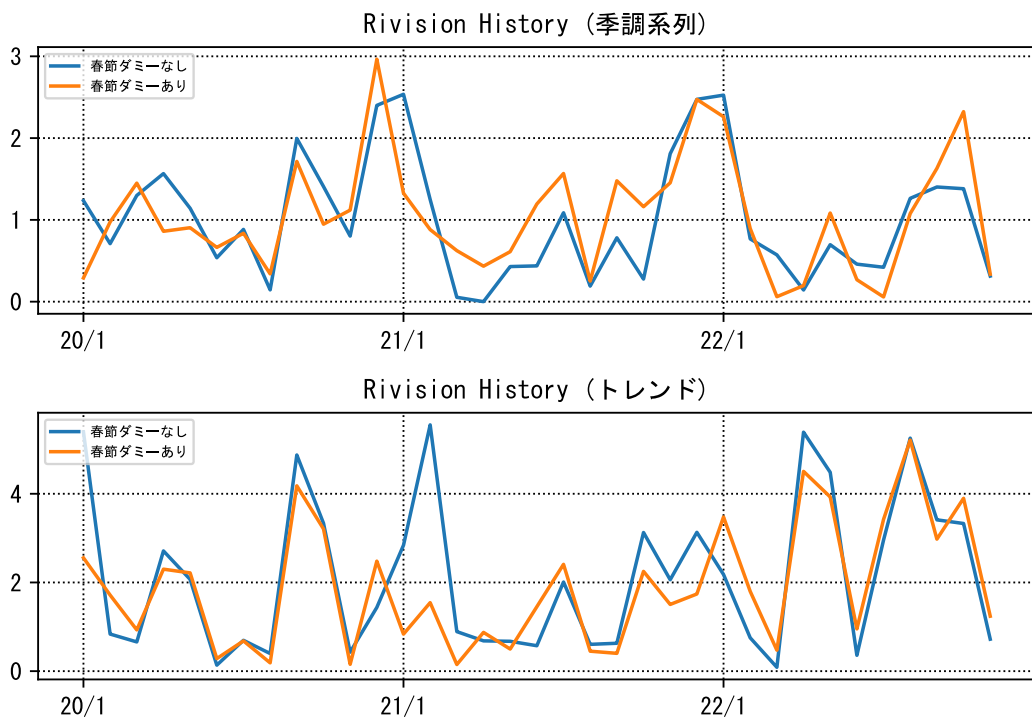


図 49 電気機器(輸出)

電気機器(輸入)

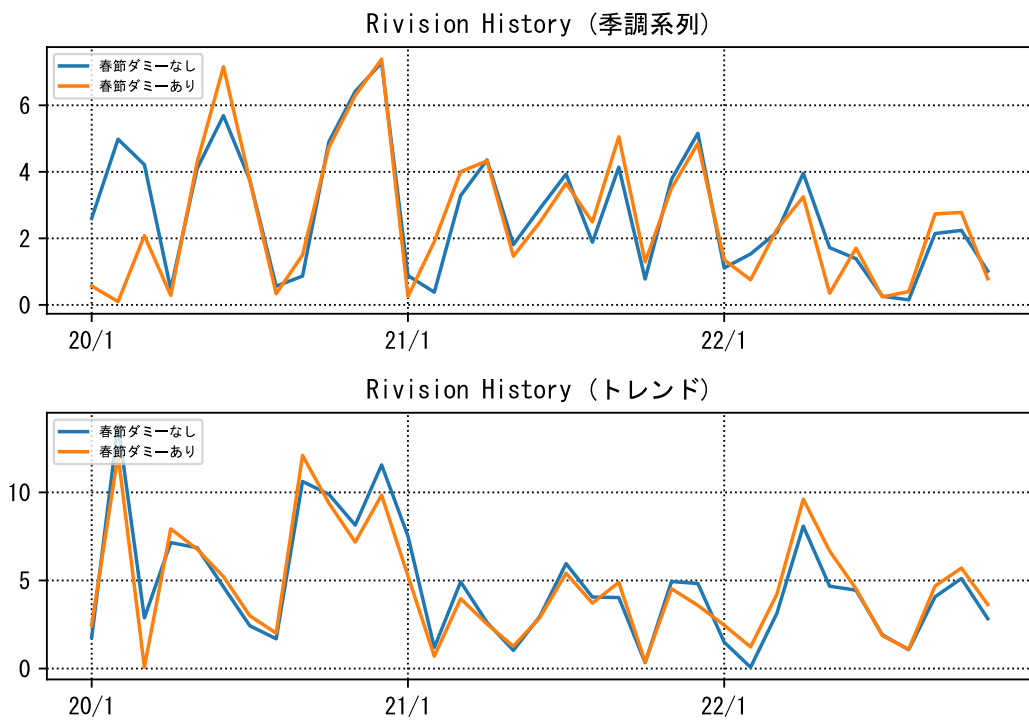


図 50 電気機器(輸入)

輸送用機器(輸出)

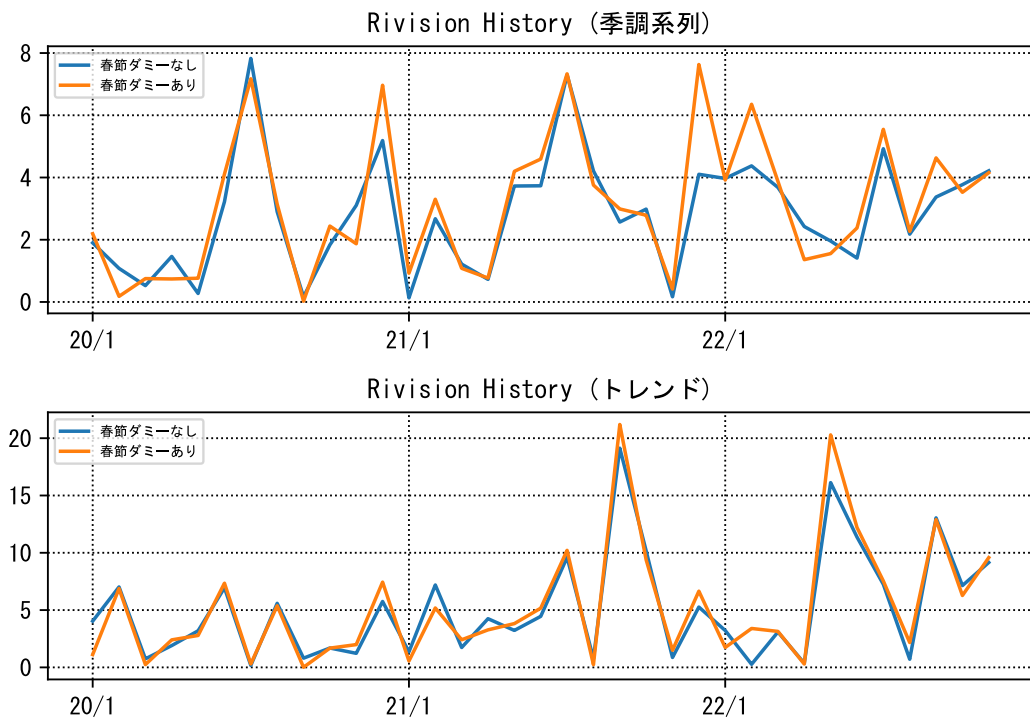


図 51 輸送用機器(輸出)

輸送用機器(輸入)

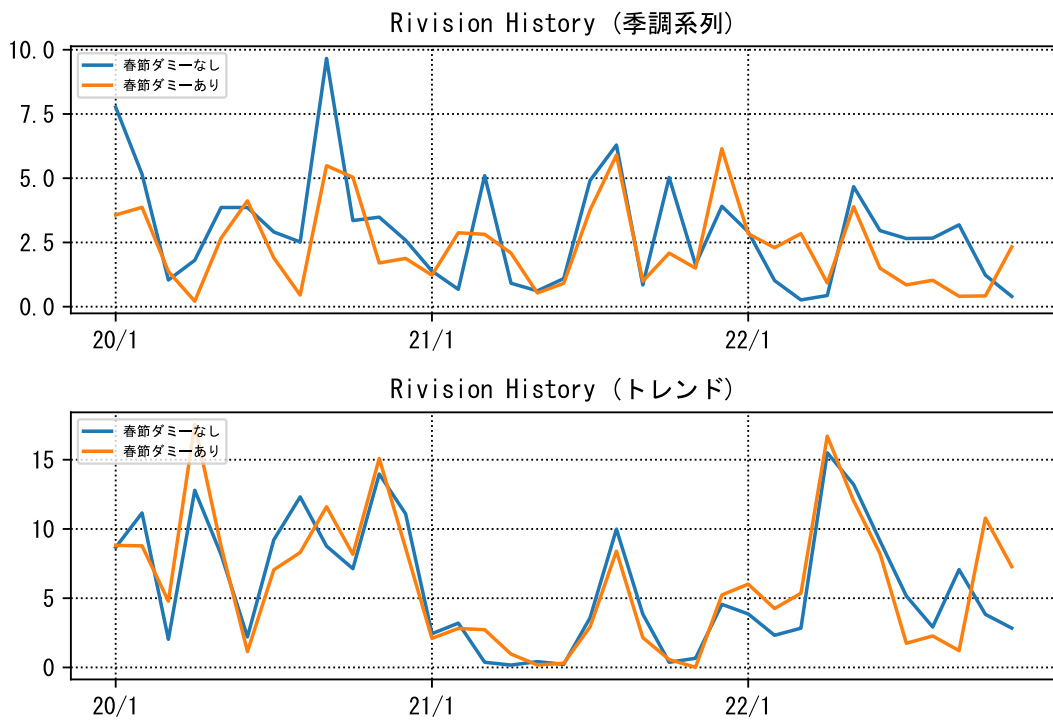


図 52 輸送用機器(輸入)

その他(輸出)

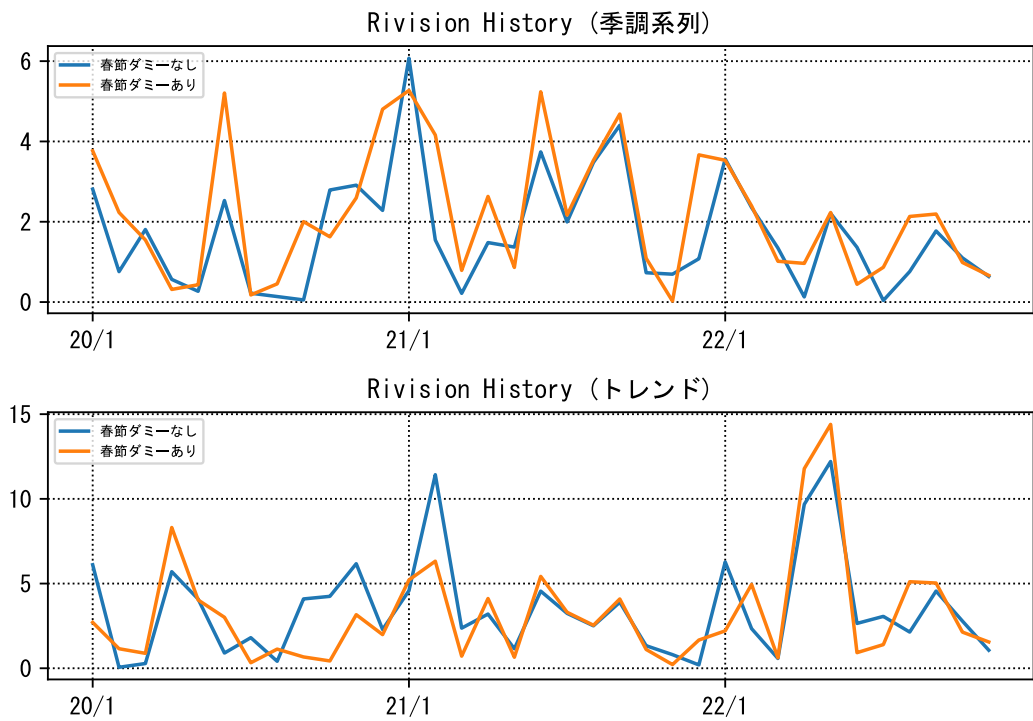


図 53 その他(輸出)

その他(輸入)

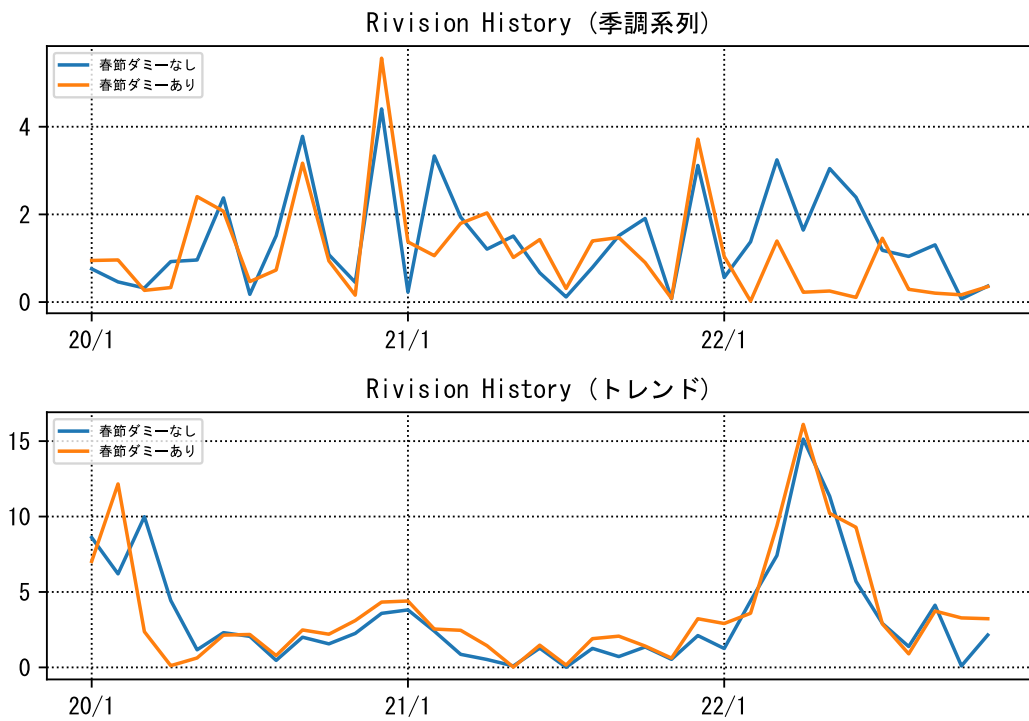


図 54 その他(輸入)

非定常季節経済時系列における欠測値問題⁶

2024-5-22

2024-10-15(Revised)

国友直人⁷

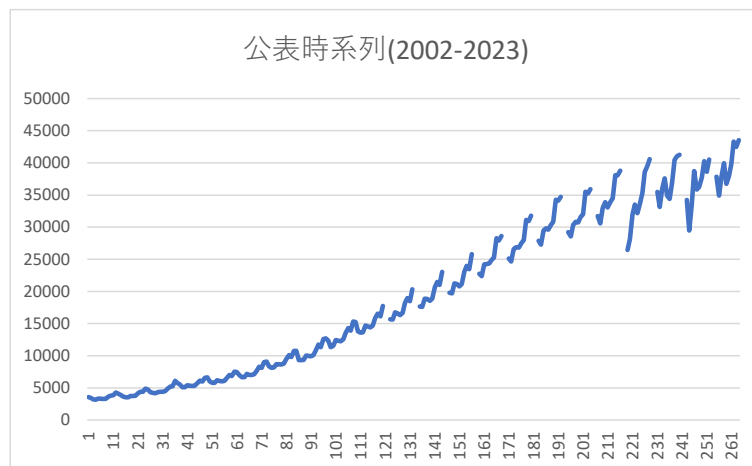
1. はじめに

近年になり中国経済の拡大とともに日本経済、世界経済などとの連関、その影響力も高まっている。そうした中国経済のマクロ経済動向、とりわけ最近の大きな変動の行方は日本のエコノミストの間でも大きな関心事となっている。ところが中国の公的統計を担う当局は幾つかの理由から主要な先進諸国とは異なるマクロ情報を公表の形式をとることがあり、中国の実体経済の動きを把握することを困難にしている。例えば近年では重要なマクロ経済指標である小売業データについて月次データにも関わらず1月と2月の数値を公表せず、1月・2月の合算データを事後的に公表するということが行われている。これは中国の統計当局が春節の影響など他の主要な先進諸国と異なる季節的変動を考慮して公表することで公表値が内外に誤解を与えないようにしている、などとも解釈できるだろう。以下の図1は中国統計局から公表された2002年～2023年の月次の中国・小売業データである。2012年以降は1月・2月の公的データは欠損値になっている。(なお1月・2月については現系列の合算値を事後的に公表している。)

⁶本稿は統計コンサルティング 演習「移動型休日と経済指標の季節性」の為に準備されたメモである。

⁷統計数理研究所

図 1:小売業売上データ (2002-2023)



他方、日本を始め先進諸国の公的統計関係者やエコノミストの間では主要なマクロ経済データでは原系列から季節調整済系列を作成することが一般的であり、その際には季節調整法として米国センサス局が開発した X-12-ARIMA 法, X-13ARIMA-SEATS 法を利用することが多いが、原データに欠測値がある場合についてはどの様に季節性を適切に処理するかは定かではない。

本稿では中国の幾つかの重要なマクロ経済時系列の分析への応用を念頭に、非定常季節経済時系列における欠測値問題を扱う。実際に観察されるマクロ経済時系列の原系列ではトレンド・循環成分、季節成分、不規則成分など非定常性と定常性が混在する時系列とみることが妥当と思われる。しかし、この場合には通常の統計的時系列分析の文献ではこれまで十分に議論されていない統計的問題がかなりあると考えられる。本稿ではこうした状況下で統計分析を行う方法として DECOMP フィルタリングや SIML フィルタリングを利用した欠測値問題の扱いと時系列データ分析の解釈を考察する。

2. 非定常時系列における欠測値処理

簡単化のために次元 $p = 1$ としてデータ y_i の観察期間は $i = 1, \dots, n$ であるが全体集合 $\mathbf{I}_n = \{1, 2, \dots, n\}$ の一部分 $i \in \mathbf{I}_c$ のデータが missing(欠測) しているとする。

$$(1) \quad y_i = x_i + v_i \quad (i \in \mathbf{I}_n).$$

ここで x_i は非定常時系列、 v_i は定常時系列とするが、統計的時系列の分析で説明されている季節 ARIMA モデルなどは特殊ケースとして含まれている。

このとき次のように問題を定式化できる。例えば欠測データが h 個あるとき、欠測データの集合を $\mathbf{I}_n^c = \{m, m+h-1\}$ 、観察される時系列データの集合を $\mathbf{I}_n = \{1, 2, \dots, m-1, m+h, m+h+1, \dots, n\}$ とすると、データ数は $n-h$ 個である。全体の観測ベクトル $\mathbf{y}(\mathbf{I}_n)$ 、欠測データを y_i ($i \in \mathbf{I}_c$) とすると $(n-h) \times 1$ ベクトル \mathbf{b}_i を用いて $\hat{y}_i = \mathbf{b}_i' \mathbf{y}(\mathbf{I}_n)$ である。したがって $\hat{y}_i = \mathbf{e}_i' \mathbf{y}$ ($i \in \mathbf{I}_n$) (\mathbf{e}_i は単位ベクトル), $\hat{y}_i = \mathbf{b}_i' \mathbf{y}$ ($i \in \mathbf{I}_c$) とすると、 $n \times (n-h)$ 変換行列により、 $n \times 1$

ベクトル

$$(2) \quad \hat{\mathbf{y}} = \mathbf{B}\mathbf{y}(\mathbf{I}_n)$$

が構成できる。この形は欠測データが実際の応用例のように飛び飛びであっても添え字を変更すればよいので一般的な表現である。そこでベクトル $\hat{\mathbf{y}}$ を観測ベクトルと見なすと \mathbf{b}_i ($i \in \mathbf{I}_c$) を所与とする時系列分解が可能である。

観測データがしたがう同時分布が既知であれば、条件付分布 $y_i | \mathbf{Y}_{i-1}$ ($i \in \mathbf{I}_n$) を $f(y_i | \mathbf{Y}_{i-1})$ とすると、全てのデータが観測可能の時には

$$(3) \quad L_n(\mathbf{I}_n) = \prod_{i \in \mathbf{I}_n} f(y_i | \mathbf{Y}_{i-1})$$

となる。観測データに欠測値がある場合には $i \in \mathbf{I}_n \setminus \mathbf{I}_c$ とする必要がある。変換 \mathbf{B} にある種の制約があれば尤度関数を $L_n(\mathbf{I}_n) = \prod_{i \in \mathbf{I}_n} f(\hat{y}_i | \hat{\mathbf{Y}}_{i-1})$ と近似することができることが期待できる。

例えば真の状態が ARIMA モデルにしがっているとする、データ数に対して欠測値が多くなければ、変換が真の ARIMA モデルを含むように設定すると consistent に推定可能である。こうした場合には適切に母数 $\boldsymbol{\theta}$ に依存するように $\mathbf{b}_i(\boldsymbol{\theta})$ ($i \in \mathbf{I}_c$) を設定すると、状態変数 x_i が何らかの確率過程にしがっていると仮定すれば最尤推定法が可能である。

なお統計的欠測値問題ではガウス分布など尤度関数が既知ならば EM アルゴリズムを利用することが一般的である。今回の応用上で議論する非定常時系列の場合に収束の正当化を含めて興味深い問題であるが、ここでは議論しないことにした。実際の欠測値問題では欠測がランダムに起きる場合を含め様々な可能性があるが、そうした場合にも本節の後半で説明する SIML 法は簡単に拡張可能である。

(i) **Decomp** の場合 : Kitagawa (2020) は Gaussian 尤度関数を仮定、状態変数を導入して

$$(4) \quad x_i = t_i + s_i + c_i ,$$

t_i はトレンド、 c_i は循環成分、 s_i は季節成分を意味する。(a) $\Delta^k t_i = v_i^{(t)}$ (k は階差次数), (b) $(\sum_{j=0}^{p-1} c_{i-j} = v_i^{(s)})$ (p は季節周期), (c) $c_i \sim AR(m)$ はノイズ $v_i^{(v)}$ の定常時系列にしたがうとする。(d) 各ノイズには正規性を仮定、母数は $v_i^{(t)}, v_i^{(s)}, v_i$ の分散である。Decomp では母数についての最尤推定を行っている。

Kitagawa (2020) によれば欠測データに対応する時刻には観測値がないので、フィルタリングは行わずに状態推定値は予測値を利用し、予測誤差から求められる尤度関数を最大化することにより状態変数の推定、さらに smoothing を利用することで安定した状態推定値が得られることを例を用いて指摘している (例えば Kitagawa (2020) Chapter 9)。

DECOMP の場合には予測 (prediction) による予測誤差による最尤推定、しかし平滑化 (smoothing) を行っているようであるから実際の計算方法は自明ではない。例えば初期状態推定を行い、繰り返し計算による方が容易であり実用的と云えるだろう。また曜日ダミー変数などの扱いも可能と思われるが、既存のプログラムは存在しないので計算プログラムを開発する必要がある。

(ii) **SIML** の場合 : 次に述べる Sato の SIML-filtering プログラム (Kunitomo-Sato (2021), Sato-Kunitomo (2024)) では変換データ法によりトレンド・循環成分や季節成分の状態推定を行う方法は容易に計算可能であるから実用的と云えるので以下ではより詳しく説明する。

注目すべき論点としてはトレンド・循環部分を推定したい場合には $x_i = t_i + c_i, v_i$ に定常的な季節成分を含むことにすると、季節成分や不規則変動成分には特定の分布などを仮定する統計的モデリングは必要とせず、最大周波数パラメター m の選択により 1 年以上の周期成分のみを nonparametric に推定、それを時間領域に逆変換すれば良いことである。したがって、欠測値を補間する方法よりもより頑健なトレンド・循環部分の状態推定が可能と考えられる。

3.F-フィルタリングと B-フィルタリング

時刻 i 期に観測した j 番目の変数を y_{ji} ($i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, p$) としよう。ここで $\mathbf{y}_i = (y_{1i}, \dots, y_{pi})'$ を $p \times 1$ ベクトル、 $\mathbf{Y}_n = (\mathbf{y}_i)$ ($= (y_{ij})$) を $n \times p$ の観測行列、 \mathbf{y}_0 (or \mathbf{y}_n) を $p \times 1$ 初期値ベクトルで観測可能とする。ここでトレンド・循環成分を持つ非定常な状態変数 $\mathbf{x}_i = (x_{ji})$ ($i = 0, 1, \dots, n$) は $I(1)$ 過程であり、定常な不規則成分 $\mathbf{v}'_i = (v_{1i}, \dots, v_{pi})$ が互いに独立な系列で変数誤差表現

$$(5) \quad \mathbf{y}_i = \mathbf{x}_i + \mathbf{v}_i \quad (i = 0, 1, \dots, n),$$

を満足すると仮定する。まず

$$(6) \quad \Delta \mathbf{x}_i = (1 - \mathcal{L})\mathbf{x}_i = \mathbf{v}_i^{(x)} \quad (i = 1, \dots, n),$$

かつ $\mathbf{E}(\mathbf{v}_i^{(x)}) = \mathbf{0}$, $\mathbf{E}(\mathbf{v}_i^{(x)} \mathbf{v}_i^{(x)'}) = \Sigma_x$ を満たす確率変数列、 \mathbf{v}_i ($i = 0, 1, \dots, n$) を i.i.d. 系列で $\mathbf{E}(\mathbf{v}_i) = \mathbf{0}$, $\mathbf{E}(\mathbf{v}_i \mathbf{v}_i') = \Sigma_v$ を満たす場合を考える。

ここでさらに二つの確率変数列 $\Delta \mathbf{x}_i$, \mathbf{v}_i が互いに独立に正規分布 $N_p(\mathbf{0}, \Sigma_x)$, $N_p(\mathbf{0}, \Sigma_v)$, にしたがって、 $n \times p$ 観測行列 $\mathbf{Y}_n = (\mathbf{y}_i)$ とすると、初期条件 \mathbf{y}_0 の下で $np \times 1$ ベクトル $(\mathbf{y}'_1, \dots, \mathbf{y}'_n)'$ の分布は

$$(7) \quad \text{vec}(\mathbf{Y}_n) \sim N_{n \times p} \left(\mathbf{1}_n \cdot \mathbf{y}'_0, \mathbf{I}_n \otimes \Sigma_v + \mathbf{C}_n \mathbf{C}'_n \otimes \Sigma_x \right),$$

で与えられる。ただし $\mathbf{1}'_n = (1, \dots, 1)$,

$$(8) \quad \mathbf{C}_n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \cdots & 0 \\ 1 & \cdots & 1 & 1 & 0 \\ 1 & \cdots & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}_{n \times n}$$

である。

次に \mathbf{K}_n -変換 (\mathbf{Y}_n から $\mathbf{Z}_n (= (\mathbf{z}'_k))$) に適用するが、

$$(9) \quad \mathbf{Z}_n = \mathbf{K}_n (\mathbf{Y}_n - \bar{\mathbf{Y}}_0), \quad \mathbf{K}_n = \mathbf{P}_n \mathbf{C}_n^{-1},$$

ただし

$$(10) \quad \mathbf{C}_n^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 & \cdots \\ 0 & 0 & -1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 1 \end{pmatrix}_{n \times n},$$

(k, j) 要素 ($\mathbf{P}_n = (p_{kj}^{(n)})$) は

$$(11) \quad p_{kj}^{(n)} = \sqrt{\frac{2}{n + \frac{1}{2}}} \cos \left[\frac{2\pi}{2n+1} \left(k - \frac{1}{2}\right) \left(j - \frac{1}{2}\right) \right]$$

により定義する。このとき行列のスペクトル変換 (Kunitomo-Sato (2025) の 2 章 Lemma A.1), $\mathbf{C}_n^{-1} \mathbf{C}_n'^{-1} = \mathbf{P}_n \mathbf{D}_n \mathbf{P}_n$, \mathbf{D}_n は対角行列で k 要素は $d_k = 2[1 - \cos(\pi(\frac{2k-1}{2n+1}))]$ ($k = 1, \dots, n$), である。以下では

$$(12) \quad a_{kn}^* (= d_k) = 4 \sin^2 \left[\frac{\pi}{2} \left(\frac{2k-1}{2n+1} \right) \right] \quad (k = 1, \dots, n)$$

と記す。

一般の場合には (1) 式 $\mathbf{y}_i = \mathbf{x}_i + \mathbf{v}_i$, 状態変数の差分 $\Delta \mathbf{x}_i = \mathbf{v}_i^{(x)}$ をとり、ノイズ成分 \mathbf{v}_i ($i = 0, 1, \dots, n$) および状態変数成分 $\mathbf{v}_i^{(x)}$ ($= \Delta \mathbf{x}_i$) が定常確率過程であり、

$$(13) \quad \mathbf{v}_i = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \mathbf{C}_j^{(v)} \mathbf{e}_{i-j}^{(v)}$$

$$(14) \quad \mathbf{v}_i^{(x)} = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \mathbf{C}_j^{(x)} \mathbf{e}_{i-j}^{(x)},$$

と表現できるとしよう。ここで $\mathbf{e}_i^{(v)}$ および $\mathbf{e}_i^{(x)}$ は i.i.d. 確率変数列であり、 $\mathbf{E}(\mathbf{e}_i^{(v)}) = \mathbf{E}(\mathbf{e}_i^{(x)}) = \mathbf{0}$, $\mathbf{E}(\mathbf{e}_i^{(v)} \mathbf{e}_i^{(v)'}) = \Sigma_e^{(v)}$ (非負定符号行列), $\mathbf{E}(\mathbf{e}_i^{(x)} \mathbf{e}_i^{(x)'}) = \Sigma_e^{(x)}$ (非負定符号行列) である。基準化の為に $\mathbf{C}_0^{(v)} = \mathbf{C}_0^{(x)} = \mathbf{I}_p$ とおき、 $p \times p$ 係数行列 $\mathbf{C}_j^{(v)}$ および $\mathbf{C}_j^{(x)}$ ($j =$

$\dots, -1, 0, 1, \dots$) について $\sum_{j=-\infty}^{\infty} \|\mathbf{C}_j^{(v)}\| < \infty$, $\sum_{j=-\infty}^{\infty} \|\mathbf{C}_j^{(x)}\| < \infty$ と収束することを仮定する。ただし $\|\mathbf{C}_j^{(v)}\| = \max_{k,l=1,\dots,p} |c_{k,l}^{(v)}(j)|$ (行列 $\mathbf{C}_j^{(v)} = (c_{k,l}^{(v)}(j))$) $\|\mathbf{C}_j^{(x)}\| = \max_{k,l=1,\dots,p} |c_{k,l}^{(x)}(j)|$ (行列 $\mathbf{C}_j^{(x)} = (c_{k,l}^{(x)}(j))$) である。

本稿ではノイズ項に季節要素を含むことが可能であるが、その場合には $\mathbf{s}_i = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \mathbf{C}_{sj}^{(s)} \mathbf{e}_{i-sj}^{(s)}$ ($s \geq 2$) および、 $\mathbf{e}_i^{(s)}$ は i.i.d. 確率変数列で $\mathbf{E}(\mathbf{e}_i^{(s)}) = \mathbf{0}$, $\mathbf{E}(\mathbf{e}_i^{(s)} \mathbf{e}_i^{(s)'}) = \Sigma_e^{(s)}$ を満たすとする。(ここで係数行列 $\mathbf{C}_{sj}^{(s)}$ の絶対値和は収束 $\sum_{j=-\infty}^{\infty} \|\mathbf{C}_j^{(s)}\| < \infty$) である。一般的には非定常季節要素を組み込むことも可能であるが、本稿では議論を省略する。

ここで説明する SIML 法は変換により非定常時系列を時間領域から周波数領域に変換することでトレンド、循環、季節性、ノイズと云う時系列の構成要素を明確に区別、必要な状態変数を観測系列からフィルタリングにより取り出そうとする方法である。利用する \mathbf{K}_n -変換における \mathbf{P}_n 変換は実数値をとる一種の離散フーリエ変換であり、結果としては変数ベクトル \mathbf{z}_k ($k = 1, \dots, n$) in \mathbf{Z}_n は漸近的に無相関となることが知られている。(例えば Anderson (1971) Ch.7, Kunitomo and Sato (2025)などを参照。)

次に変換に基づいた状態変数についての二つのフィルタリング法について説明する。前向きフィルタリング (forward filtering) とは変換 \mathbf{K}_n -に基づいた実数値をとる (ほぼ) 直交過程から逆変換により一部の周波数要素を取り出す方法である。 $n \times p$ 行列

$$(15) \quad \hat{\mathbf{X}}_n(Q) = \mathbf{C}_n \mathbf{P}_n \mathbf{Q}_n \mathbf{P}_n \mathbf{C}_n^{-1} (\mathbf{Y}_n - \bar{\mathbf{Y}}_0)$$

および

$$(16) \quad \mathbf{Z}_n = \mathbf{P}_n \mathbf{C}_n^{-1} (\mathbf{Y}_n - \bar{\mathbf{Y}}_0), \mathbf{Y}_n = \bar{\mathbf{Y}}_0 + \mathbf{X}_n^{(0)} + \mathbf{V}_n,$$

を考えよう。ただし初期条件 $\mathbf{X}_n^{(0)} = (\mathbf{x}_i^{(0)'})$, $\mathbf{V}_n = (\mathbf{v}_i')$ は $n \times p$ 行列、 $\mathbf{x}_i^{(0)} = \mathbf{x}_i - \mathbf{x}_0$ ($i = 1, \dots, n$) とする。ノイズの初期値をゼロベクトルとして、 $\mathbf{y}_0 = \mathbf{x}_0$ とする。

ここで確率過程 \mathbf{Z}_n 原時系列 \mathbf{Y}_n の周波数領域における直交過程であ

り、 \mathbf{Q}_n は $n \times n$ のフィルタリング行列である。観測行列 \mathbf{Y}_n は非定常時系列とするので変換 \mathbf{K}_n ((?) 式) は特殊な形をとっていることに注意しておこう。トレンド・循環要素の平滑化 (あるいは filtering) は重要なのでここで特に説明しておこう。(その他の変換例については例えば国友・櫻井・佐藤 (2022) を参照されたい。)

ここで $m \times n$ 選択行列 $\mathbf{J}_m = (\mathbf{I}_m, \mathbf{O})$ を利用して $n \times p$ 行列

$$(17) \quad \hat{\mathbf{X}}_n(m) = \mathbf{C}_n \mathbf{P}_n \mathbf{Q}_n^{(m)} \mathbf{P}_n \mathbf{C}_n^{-1} (\mathbf{Y}_n - \bar{\mathbf{Y}}_0),$$

を考えよう。ただし $n \times n$ 行列 $\mathbf{Q}_n^{(m)} = \mathbf{J}_m' \mathbf{J}_m$ とした。

ここで $n \times p$ 潜在変数行列 \mathbf{X}_n に対して低周波数成分のみを \mathbf{Z}_n の逆変換により取り出し、高周波数成分を無視することを考える。こうして得られるトレンド・循環成分は

$$(18) \quad \mathbf{X}_n(m) = \mathbf{C}_n \mathbf{P}_n \mathbf{Q}_n^{(m)} \mathbf{P}_n \mathbf{C}_n^{-1} \mathbf{X}_n^{(0)}$$

である。

この状態推定量は \mathbf{X}_n と異なるが (?) と (?) に現れる状態変数 \mathbf{x}_i ($i = 1, \dots, n$) は観測ベクトル \mathbf{y}_i ($i = 1, \dots, n$) のトレンド・循環成分だけではなく、観測誤差成分も含まれている。そこで周波数領域に変換し、トレンド・循環成分のみを取り出そうとする方法である。トレンド・循環成分は周波数ゼロに近い成分に対応するが、観測誤差成分は変換 $(\mathbf{v}_i - \mathbf{v}_{i-1})$ によりほぼ無視できるほど小さくなるのが期待できる。

この SIML 法は従来の周波数領域分析や時間領域分析とは関係はするが、見方が少し異なっていることに注意しておこう。ここでの変換と逆変換による観測ベクトル \mathbf{y}_i のデータ分析法についての統計的正当化については Kunitomo and Sato (2025) が詳しく議論しているが、階差系列 $\mathbf{r}_i^{(n)} = \Delta \mathbf{y}_i (= \mathbf{y}_i - \mathbf{y}_{i-1})$ の周波数分析により可能である。

次に後ろ向きフィルタリング (backward-filtering) に基づく方法を説明しよう。 $n \times p$ 行列 $\mathbf{Y}_n^* = (\mathbf{y}'_{i-1})$ 、 $np \times 1$ 確率ベクトル $(\mathbf{y}'_0, \dots, \mathbf{y}'_{n-1})'$ とする⁸。初期条件 \mathbf{y}_n とするとき $np \times 1$ 確率ベクトル $(\mathbf{y}'_0, \dots, \mathbf{y}'_{n-1})'$ –

⁸初期条件 \mathbf{y}_n とするときの確率ベクトル $(\mathbf{y}'_{n-1}, \dots, \mathbf{y}'_0)'$ の同時分布を考察する。ただし \mathbf{y}_i ($i =$

$\mathbf{1}_n \cdot \mathbf{y}'_n$ ($\mathbf{1}'_n = (1, \dots, 1)$) の分散共分散行列は

$$(19) \quad \text{Cov}[\text{vec}(\mathbf{Y}_n)] = \mathbf{I}_n \otimes \boldsymbol{\Sigma}_v + \mathbf{C}_n \mathbf{C}'_n \otimes \boldsymbol{\Sigma}_x,$$

で与えられる。ただし \mathbf{C}_n は ((??) 式) ある。

ここで \mathbf{Y}_n^* から $\mathbf{Z}_n^* (= (\mathbf{z}_k^*))$ への \mathbf{K}_n^* -変換

$$(20) \quad \mathbf{Z}_n^* = \mathbf{K}_n^* (\mathbf{Y}_n^* - \bar{\mathbf{Y}}_n^*), \quad \mathbf{K}_n^* = \mathbf{P}_n^* \mathbf{C}'_n{}^{-1},$$

を適用する。ただし $\bar{\mathbf{Y}}_n^* = \mathbf{1}_n \mathbf{y}'_n$,

$$(21) \quad \mathbf{C}'_n{}^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & -1 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & \cdots \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}_{n \times n},$$

であるが、 (k, j) -要素 ($\mathbf{P}_n^* = (p_{kj}^{(n)})$) を

$$(22) \quad p_{kj}^{*(n)} = \sqrt{\frac{2}{n + \frac{1}{2}}} \sin \left[\frac{2\pi}{2n + 1} \left(k - \frac{1}{2}\right) j \right]$$

により定める。この時、スペクトル分解より $\mathbf{C}'_n{}^{-1} \mathbf{C}_n^{-1} = \mathbf{P}_n^* \mathbf{D}_n \mathbf{P}_n^*$ および \mathbf{D}_n の対角成分は $d_k = 2[1 - \cos(\pi(\frac{2k-1}{2n+1}))]$ ($k = 1, \dots, n$) で与えられる。(Lemma A-1, Sato and Kunitomo (2024) による。)

以上で述べた二つの変換における固有値は同一であり $a_{kn}^* (= d_k) = 4 \sin^2 \left[\frac{\pi}{2} \left(\frac{2k-1}{2n+1}\right) \right]$ ($k = 1, \dots, n$) で与えられる。

次に変換された確率過程の逆変換により $n \times p$ 行列

$$(23) \quad \hat{\mathbf{X}}_n^*(\mathbf{Q}_n) = \mathbf{C}'_n \mathbf{P}_n^* \mathbf{Q}_n \mathbf{P}_n^* \mathbf{C}'_n{}^{-1} (\mathbf{Y}_n^* - \bar{\mathbf{Y}}_n^*)$$

及び

$$(24) \quad \mathbf{Z}_n^* = \mathbf{P}_n^* \mathbf{C}'_n{}^{-1} (\mathbf{Y}_n^* - \bar{\mathbf{Y}}_n^*), \quad \mathbf{Y}_n^* = \bar{\mathbf{Y}}_n^* + \mathbf{X}_n^* + \mathbf{V}_n^*,$$

を構成する。ただし $\mathbf{X}_n^* = (\mathbf{x}_{i-1}^*)$, $\mathbf{V}_n^* = (\mathbf{v}_{i-1}^*)$ は $n \times p$ 行列、 $\mathbf{x}_{i-1}^* = \mathbf{x}_{i-1} - \mathbf{x}_n$ ($i = 1, \dots, n$) である。

$0, 1, \dots, n$) である。

ここで原過程 \mathbf{Y}_n^* から変換した確率過程 \mathbf{Z}_n^* は周波数領域における直交分解に対応し、 $\mathbf{Q}_n(n \times n)$ はファイルタリング行列である。原確率過程 \mathbf{Y}_n^* は非定常時系列であるので特殊な変換 \mathbf{K}_n^* を用いたことに注意しよう。例えばトレンド変換には $n \times p$ 行列

$$(25) \quad \hat{\mathbf{X}}_n^*(m) = \mathbf{C}'_n \mathbf{P}_n^* \mathbf{Q}_n^{(m)} \mathbf{P}_n^* \mathbf{C}_n'^{-1} (\mathbf{Y}_n^* - \bar{\mathbf{Y}}_n^*)$$

および $\mathbf{Q}_n^{(m)} = \mathbf{J}'_m \mathbf{J}_m$ とすればよい。

潜在変数 $n \times p$ 行列 \mathbf{X}_n^* の推定において \mathbf{Z}_n^* の低周波数成分のみを用いているので、ここでの記号では推定している状態変数は

$$(26) \quad \mathbf{X}_n^*(m) = \mathbf{C}'_n \mathbf{P}_n^* \mathbf{Q}_n^{(m)} \mathbf{P}_n^* \mathbf{C}_n'^{-1} \mathbf{X}_n^{*(0)},$$

となる。ただし $\mathbf{X}_n^{*(0)} = (\mathbf{x}_i^{*(0)'})'$ は潜在変数行列であり、 $\mathbf{x}_i^{*(0)} = \mathbf{x}_i^* - \mathbf{x}_n^*$ ($i = 0, \dots, n-1$) とした。この行列は潜在変数の m 低周波成分に対応している。

4. 関連する問題

(i) **トレンド・循環成分の選択**：エコノミストの多くは季節成分の動きではなく原系列から季節性を取り除いた季節調整済み系列の変動に関心が寄せられる。ここで注意する必要があるのは、センサス X-13ARIMA-SEATS などでは季節調整済み系列 y_t^* ($t = 1, \dots, T$) は原系列 y_t , 推定された季節成分 \hat{S}_t とすると

$$(27) \quad y_t^* = y_t - \hat{S}_t \quad (t = 1, \dots, T)$$

により推定することである⁹。したがって季節調整済み系列にはには不規則変動成分が含まれている。観測データに欠損値がある場合には X-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATS などでは季節成分 S_t の推定法は複雑となり、現時点でははっきりしない。

これに対して DECOMP では正規性を仮定するなど必要であるが、比較的単純に処理することが可能となることを北川(2020)が説明している。

⁹センサス局で開発された季節調整法 X-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATS については例えば <https://stat-expert.ism.ac.jp/wp/wp-content/uploads/2023/03/SSE-DP-2023-1.pdf> を参照されたい。

他方、もし一時的、短期的変動に関心がないのならトレンド・循環成分の変動に注視すべきであり、これは SIML-filtering における m の選択問題になる。常識的には m は 1 年以上の周期成分とするのが良いと判断される。SIML 法では大きな変動、変化点分析を組み入れることができる。(Sato-Kunitomo (2024), Kunitomo-Sato (2025) などを参照されたい。)

(ii) SIML 季節調整値

国友・櫻井・佐藤 (2022) では Type-II スムージングと呼ばれる方法を開発したが、この方法を利用すると欠損値がある場合に特定の分布に依存することなく季節調整値を比較的容易に構成することができる。ここでは国友・櫻井・佐藤 (2022) の記号を変更して全体の観測数を n 、 L 年間のデータで $n = 4L$ あるいは $n = 12L$ としておく。：季節性の状態推定を組み込むときにはより複雑な変換が必要となる。 $nq \times n$ 行列 \mathbf{F}_q ($0 < q < n$) を後述のように構成して変換した季節周波数成分行列を

$$(28) \quad \mathbf{S}_s = \mathbf{F}_q \mathbf{P}_n \mathbf{C}_n^{-1} (\mathbf{Y}_n - \bar{\mathbf{Y}}_0)$$

とする。ここで \mathbf{F}_q (以下で定めるように四半期データ、あるいは月次データに対応して \mathbf{F}_q^Q あるいは \mathbf{F}_q^M) とする
ここで

$$(29) \quad \mathbf{Q}_n = \mathbf{I}_n - \mathbf{F}_q' \mathbf{F}_q$$

は $\mathbf{F}_q \mathbf{F}_q' = \mathbf{I}_q$ とすると射影子になるが、季節性を除いた成分は

$$\hat{\mathbf{X}}_{Tn*} = \mathbf{C}_n \mathbf{P}_n [\mathbf{I}_n - \mathbf{F}_q' \mathbf{F}_q] \mathbf{P}_n \mathbf{C}_n^{-1} (\mathbf{Y}_n - \bar{\mathbf{Y}}_0)$$

により推定できる。この場合、観測系列は $\mathbf{Y}_n = \mathbf{S}_s + \hat{\mathbf{X}}_n^*$ という分解が可能となる。

特に四半期データの場合には $s = 4$ 、周波数 $\lambda_s = 1/4, 1/2$ ($1/2$ は 2 四半期周期, $1/4$ は 4 四半期周期) 対応するが、四半期データから 12ヶ月周期と 6か月周期の波動を区別するのは困難である。そこで $m_1 = \lfloor 2L/s \rfloor$ として $(n - 2h - 1) \times n$, $(n - 3h - 2) \times (n - 2h - 1)$ 選

択行列

$$(30) \quad \mathbf{J}_1^Q = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{m_1-(h+1)} & \mathbf{O} & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{O} & \mathbf{I}_{n-m_1-h} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{J}_2^Q = [\mathbf{I}_{n-3h-2}, \mathbf{O}],$$

より $q \times n$ 行列

$$(31) \quad \mathbf{F}_q^Q = \mathbf{J}_2^Q \mathbf{J}_1^Q$$

を構成する。 $(h > 0$ は小さな正整数、 $q = n - 3h - 2$ とする。)
 月次データ ($s = 12$) では 12 ヶ月周期の波動と 6, 4, 3, 2.4, 2 月
 周期の波動を区別することは困難である。そこで $m_l = l[2L/s]$ と
 して $(n - l(2h + 1)) \times (n - (l - 1)(2h + 1))$ 行列 ($l = 1, \dots, 5$),
 $(n - 5(2h + 1) - (h + 1)) \times (n - 5(2h + 1))$ 行列をそれぞれ

$$(32) \quad \mathbf{J}_l^M = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{m_l-(l-1)(2h+1)-(h+1)} & \mathbf{O} & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{O} & \mathbf{I}_{n-m_l-h} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{J}_6^M = [\mathbf{I}_{n-11h-6}, \mathbf{O}],$$

より構成して

$$(33) \quad \mathbf{F}_q^M = \prod_{j=1}^6 \mathbf{J}_{7-j}^M$$

とすればよい。 $(q = T - 11h - 6$ となる。)

なおここでの季節調整値の構成では特定の分布や移動平均操作など
 を使わず、さらに実は真の成分にあまり依存しないノンパラメトリッ
 クな方法である¹⁰。

(iii) 将来値の予測：経済判断の必要性からは非定常季節時系列デー
 タに欠測値がある場合において、将来値の予測方法を検討すること
 が望まれる。その際、季節性を除いたトレンド・循環成分の将来値、
 あるいは伸び率の予測値を構成する必要がある。簡単な方法として
 は(過去のデータ)-(不規則成分)-(季節成分)に対してARIMAモデル
 などを当てはめてトレンド予測をおこなうこと、などが考えられ
 る。

¹⁰実際の計算は佐藤整尚氏が開発した x12siml により行うことができる。季節周期に関するバンド幅は
 sorder として選択する。http://www.kunitomo-lab.sakura.ne.jp/x12simldoc92.pdf

5. 応用例

中国のマクロ小売販売データを実例として用いて統計分析を行った。過去の急速な市場の拡大、コロナ効果、その後の成長率の鈍化などの話題があるが、月次データにおいて途中から1月・2月のデータが欠測、しかし1月・2月の合算データが利用可能と云う特殊な時系列データである。

ここでは新しい計算プログラム開発の前段階として、幾つかの代入法を比較することにした。1月と2月のデータが利用可能でないが合算値が利用可能なので幾つかの代入法を考えることができる。まずダミー変数を使わずに既存のデータの代入法のAICを比較すると、 $y_{1月} = y_{12月}$, $y_{2月} = y_{3月}$ の代入法が最小であった。これは中国の小売売上についての12月と1月が連動するという、時系列の挙動が関係しているようである。しかし合算データ y_{12} が観測される場合、季節調整系列については $\hat{y}_{1月} + \hat{y}_{2月} = \hat{y}_{12}$ となる保証はない。例えば合算データ $y_{1月} + y_{2月} = y_{12}$ のデータは公表されているので $\hat{y}_{1月} = w_1 y_{12月} + w_2 y_{12} + w_3 y_{3月}$ ($w_k \geq 0$), $\hat{y}_{2月} = \hat{y}_{12} - \hat{y}_{1月}$ とすると、色々な可能性がある。この場合は $\sum_{k=1} w_k = 1$ とすると母数は2個となる。

さらに国友・櫻井・佐藤(2022)のプログラムを利用してトレンド・循環部分を推定してみると、幾つかの代入法による差はかなり小さいことが分かる。すなわち一部のデータが欠損している中国の月次マクロ経済指標として有効な系列の構成できる可能性があることが予想される。

原理的には北川(2020)のDECOMPを利用する上では制約条件を課した上で最尤推定する方法なども考えられるが、最終的にはトレンド・循環部分の推定値が重要であるので、この意味で季節性+不規則変動の影響がどの程度まで重要性があるのか、分析する必要がある。

ここで例示として幾つかのフィルタリングの計算例を示しておく。

図2は1990年～2023年の原系列における欠損値を保管して構成した時系列である。図から明らかなようにここ30年間の小売業の変動はトレンドの増加とともに季節変動の大きさが拡大、すなわち分散不均一性が著しい。Decompでは季節性を推定する際には分散不均一性を基準化することが重要であり、原系列に対し対数変換を行い、トレンド次数2, 季節性次数1としてRS-DECOMP¹¹を利用して季節調整済み系列を図3に掲載した。対数変換では若干ではあるが推定した季節性が時間とともに小さくなりこともあるのでBox-Cox変換を利用する可能性もある。なお推定された季節性は2010年頃から変化しているが、これはこの頃から1月・2月のデータが公表しなくなったことに関係すると思われる。月次データの補間方法を変えると推定される季節性のパターンも変化するが、これはデータの制約上から自然な結果と云えよう。

最後にS-SIML季節調整¹²の結果を示しておこう。原データの補間方法としては1月データ=前年12月データ, 2月データ=3月データによる補間(補間法1)、1月データ=2月データ=(合算)/2(補間法2)としてデータを分析した。佐藤SIML季節調整による補間されたデータの分析結果を見ると周波数成分における季節性が推定されているとともに、トレンド・循環成分の推定値は補間方法の違いによる変動は小さいことが確認できる。補間した月次時系列を利用して季節周期を除いた季節調整系列を構成することが可能であるが、推定した結果はRS-Decompと類似の結果が得られた。

参考文献

- [1] Kitagawa, G. (2020), *Introduction to Time Series Modeling with Applications in R*, Second Edition, CRC Press. (北川源四郎「Rによる時系列モデリング入門」岩波書店。)

¹¹ 次の統計数理研究所 Web サイトからオンラインで利用できる。利用例などの説明は例えば <https://stat-expert.ism.ac.jp/wp/wp-content/uploads/2023/03/SSE-DP-2023-1.pdf> を参照されたい。
<https://jasp.ism.ac.jp/RS-Decomp/>

¹² 佐藤・国友 (2024) で説明している季節調整法。

- [2] Kunitomo, N. and S. Sato (2021), “A Robust-filtering Method for Noisy Non-Stationary Multivariate Time Series with Econometric Applications,” *Japanese Journal of Statistics and Data Science*, 4, 373-410. <https://doi.org/10.1007/s42081-020-00102-y>.
- [3] Kunitomo, N. and S. Sato (2023), “Frequency Regression and Smoothing for Noisy Nonstationary Multivariate Time Series,” SSE-DP-2023-2, <https://stat-expert.ism.ac.jp/wp/wp-content/uploads/2023/03/SSE-DP-2023-2.pdf>
- [4] Kunitomo, N. and S. Sato (2025), *The SIML Filtering Method for Noisy Non-stationary Economic Time Series*, Springer. forthcoming.
- [5] Sato, S. and Kunitomo, N. (2024) “Forward and Backward Smoothing for Noisy Nonstationary Time Series,” SSE-DP-2024-5, <https://stat-expert.ism.ac.jp/wp/wp-content/uploads/2023/03/SSE-DP-2023-2.pdf>
- [6] 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*, 79, 1-20, 統計局.
- [7] 佐藤整尚・国友直人 (2024), “SarSIML 季節調整,” 未定稿.
- [8] Anderson, T.W. (1971), *The Statistical Time Series Analysis*, Wiley.

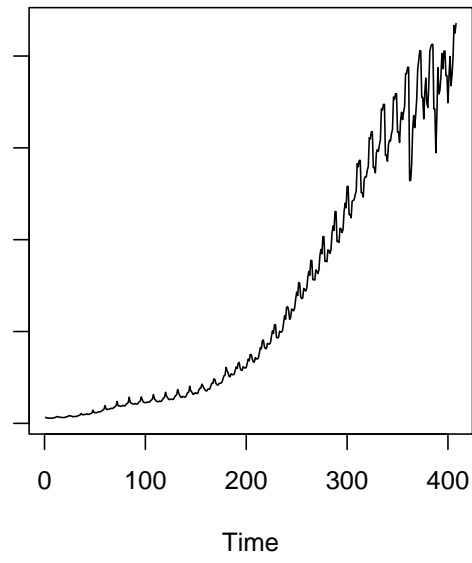


図2：補間された小売・月次系列（1990年-2023年, 原系列）

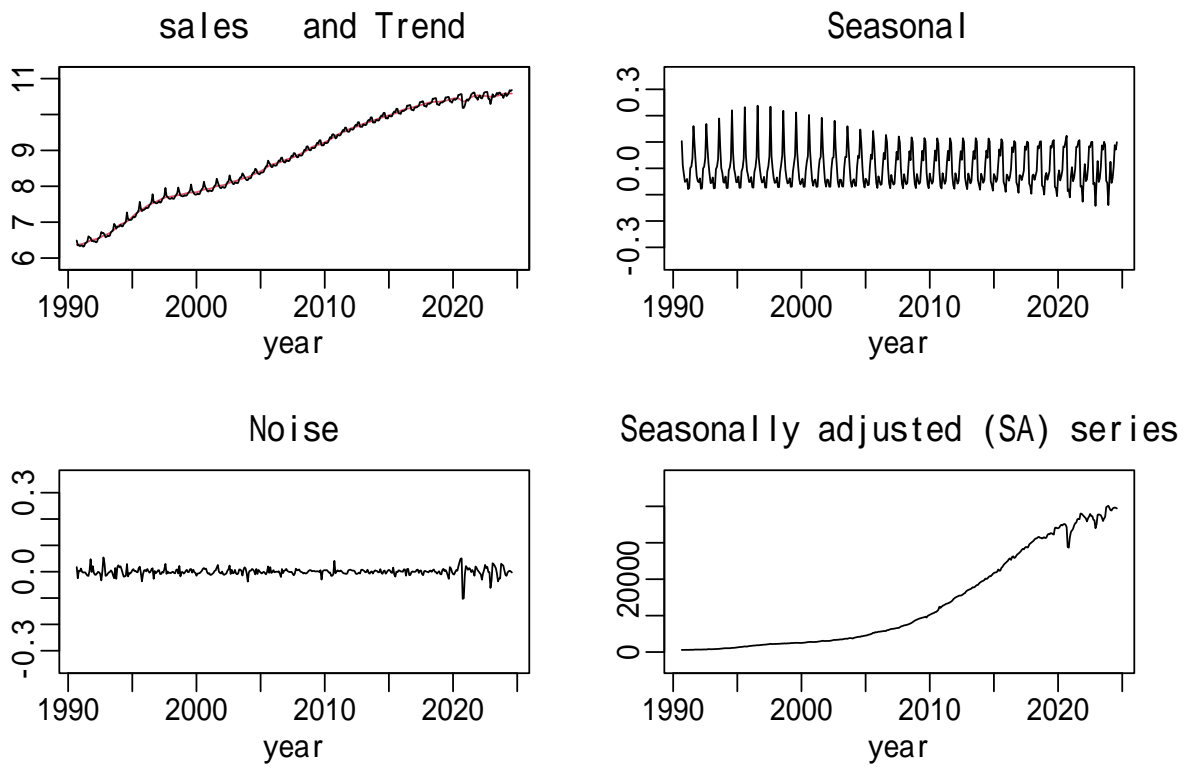


図3：RS-DECOMPによる成分分解（対数変換）

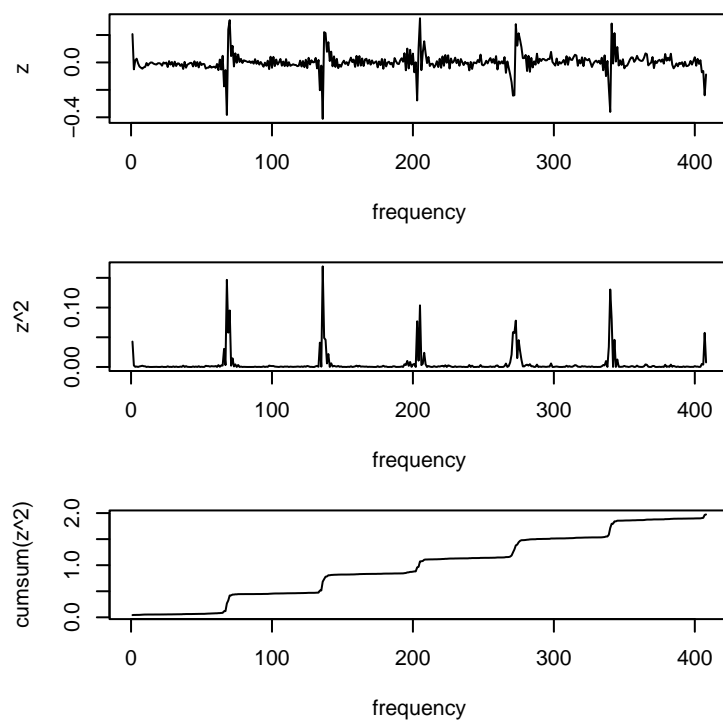


图 4 : SIML 成分分解 (原系列)

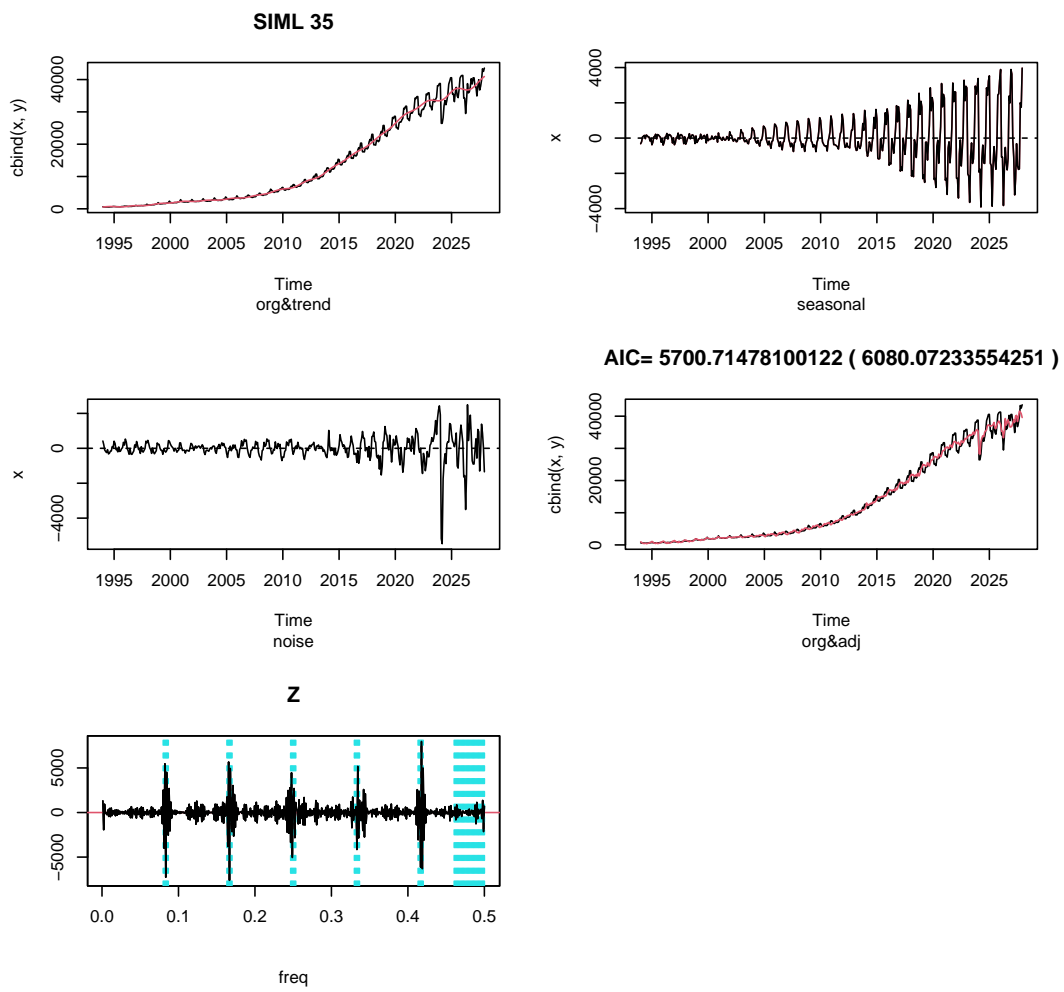


圖 5 : S-SIML 季節調整 1(1=12,2=3, 原系列)

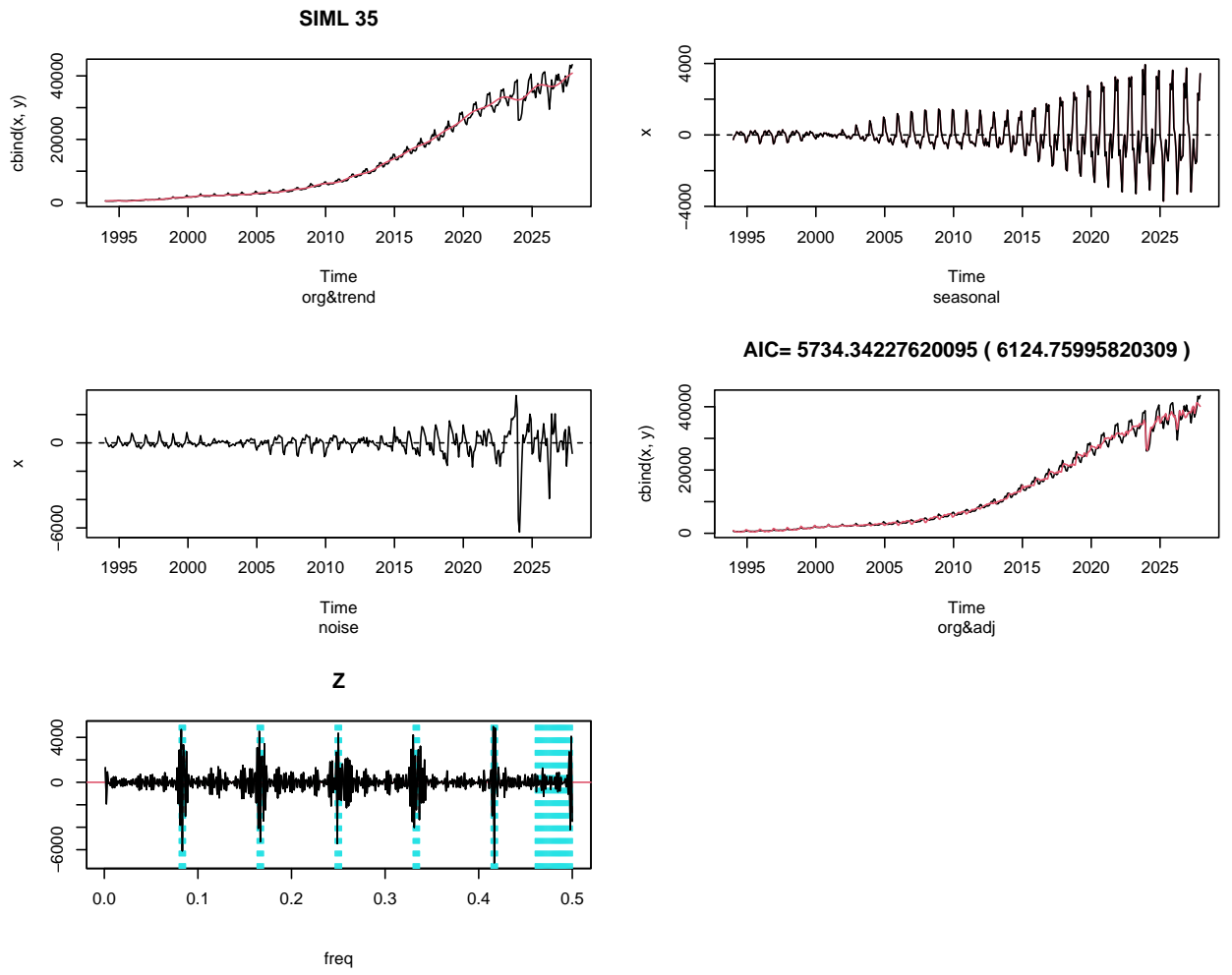


図 6 : S-SIML 季節調整 2(average, 原系列)

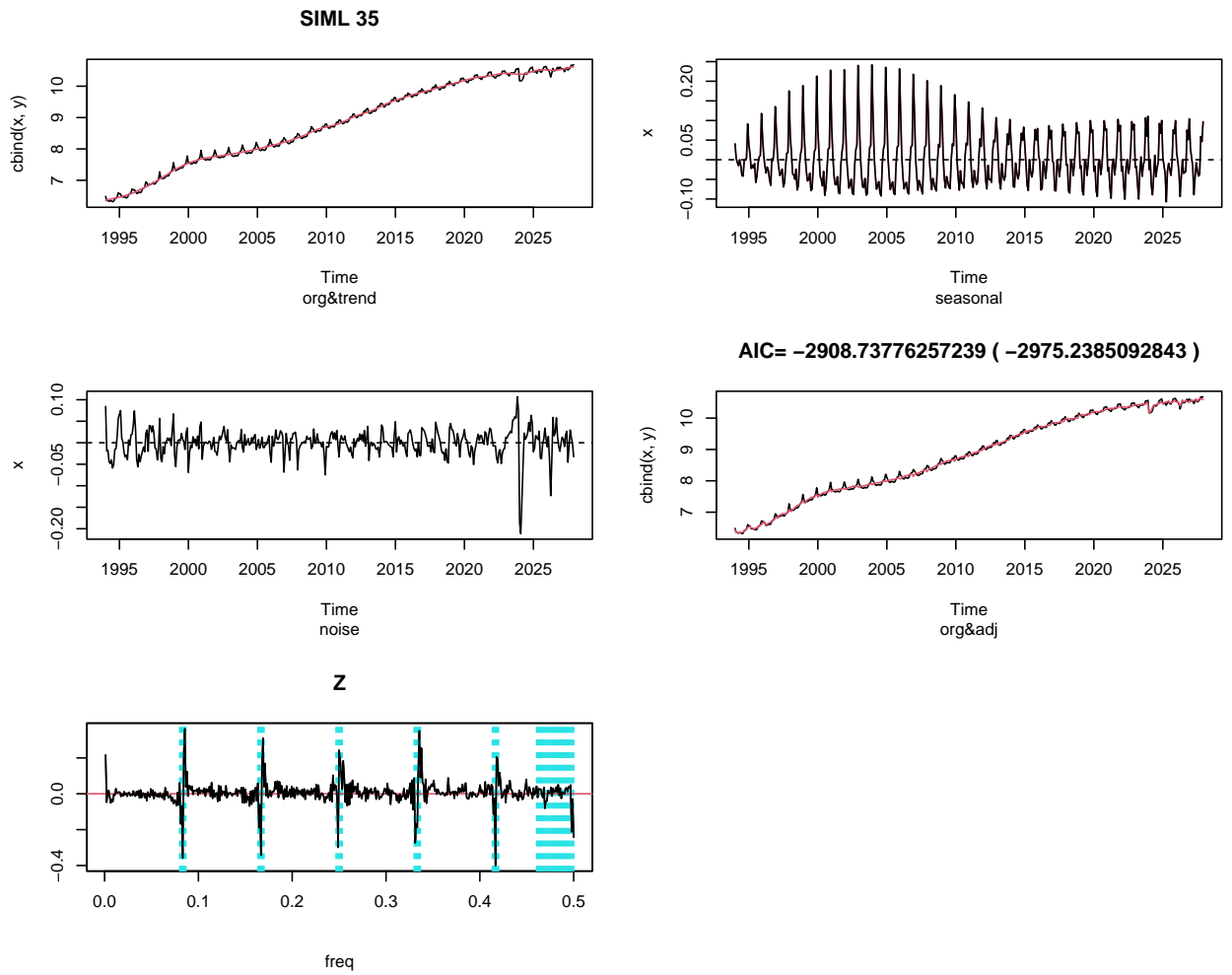


图 7 : S-SIML 季節調整 2(average, 对数变换系列)

SarSIML 季節調整

2024-10-17

2024-10-19(改訂)

佐藤整尚¹³

国友直人¹⁴

1. はじめに

時間の経過とともに多数の経済時系列が観察されている。特に主要なマクロ経済公的データの場合にはデータの収集上・作成上の理由から日々の系列、月次系列、四半期系列、年次系列など様々な頻度や異なる時間的タイミングで計測され、政府の各部署から公表されている。消費・投資・政府支出・輸出入など主要なマクロ時系列の各系列はそれぞれ基礎となる統計調査にもとづき系列が作成されるなどの事情からそれぞれの特徴があり、必ずしも相互に調整されて公表されるとは限らない。しかし、経済全体の動向を理解し、データ分析を行った上で政策判断を行うなどという目的からはこうしたデータの作成・公表を巡る事情は望ましいものとはいえない。経済全体の動向を示すマクロ系列の場合には、直近のマクロ経済状況を理解するため、なるべく早めに正確なデータを作成し、公表することが望ましいが、国全体のデータを作成するには基礎となる多くの調査データを収集する必要がある。例えば日本のGDPやその主要な項目はその基礎データが時間差をともない次々に公表されることから、一次速報に続き、二次速報、確報と改訂される。投資系列のデータはGDP一次速報が公表された後に、より正確と思われる基礎データが利用可能となるので、その結果、しばらく後に四半期系列の一次公表値が改訂されることになる。こうしたデータの改訂で生じる誤差は真の状態変数の推定の過程で生じる観測誤差とするが、公表される四半期データが直近で得られる月次系列など基礎データの情報と見かけ上で矛盾する事例なども散見される。また日本の公

¹³東京大学

¹⁴統計数理研究所

的統計では各系列を調査する担当部署が分かれているので、公表する責任がそれぞれ異なっていることも問題をより複雑にしている。特に日本を含む多くの国の公的統計では移動平均に基づく季節調整法 X-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATS が利用されているが、これらの季節調整プログラムでは Reg-ARIMA モデルという一変量時系列回帰モデルを内部の計算では利用している。日本では実務的には公表されている各系列に対して担当部局、系列の担当者が別個に Reg-ARIMA モデルを適用、運用している。したがって、マクロ時系列の場合には時系列間には様々な関係があるが、異なる構成要素が混在する為に時系列の成分分解が必要であるにもかかわらず、複数の時系列が整合的に季節調整が行われているとは限らない。

本稿ではこうした現状を打破する試みの一環として、統計的時系列分析の立場より開発された SIML フィルタリング・アプローチに基づく季節調整の方法、佐藤が開発した R プログラムによる S-SIML 季節調整を説明する。SIML フィルタリング法は Kunitomo-Sato (2021), Kunitomo-Sato (2025) などで展開された統計的時系列分析の方法であるが、トレンド・循環成分、季節成分、不規則成分、さらに変化点などの状態推定を行うことができる。日本語では国友・櫻井・佐藤 (2022) が解説している。SIML 法では周波数分解を通じて非定常性と季節性を持つ四半期系列や月時系列から直接的にトレンド・循環成分、季節成分、季節調整系列などの推定値を得ることができる。

2. S-SIML 季節調整プログラムの利用法

S-SIML 季節調整の R プログラム `sarsiml` を開発したので、その利用法を説明する。フリーソフト R 上でどこでも実行可能であるが、佐藤が開発したより広範な機能を持つ季節性と非定常性を持つ時系列経済データを分析する SIML 法についての R プログラムの `x12siml` (佐藤 (2023) を参照) の簡易版である¹⁵。

(i) R が起動する場所にファイルを置いて R 上で
`source("sarsiml_ver1.1.R")`

¹⁵<https://github.com/sato-labo/x12siml>

とするとインストール完了となる。

(あるいはRソースファイルを直接に読み込んでも良い。)

(ii) 次に四半期データなら

```
sarsiml(quarterlydataname)
```

月次データなら

```
sarsiml(monthlydataname, frequency=12)
```

と打ち込むと実行され、5個の図が出力される（原系列とトレンド・循環成分の図1、季節成分の図2、不規則成分の図3、原系列と季節調整値の図4、Z変換の図5、である）。

(iii) データはRコマンドにしたがい読み込むことで利用可能となる。

(iv) なおトレンド・パラメター m と季節ゆらぎパラメター $sorder$ は自動選択 ($sorder=1$, m は2年周期) としたが、目的により国友・櫻井・佐藤 (2022)、`x12siml` マニュアルなどを参考としてマニュアルで設定することも可能である。トレンド・循環成分、季節成分、不規則成分を持つ非定常経済時系列には様々な側面が存在するので柔軟に対処することが望まれる。例えば

```
x12siml(monthlydataname, frequency=12, trend=10, sorder=2)
```

とすれば設定は可能である。 $sorder=0$ を指定すると季節成分を推定しないことも可能である。なお時系列によってはデフォルト設定では季節性が十分にとれない場合がありうる。その場合には $sorder$ で対処するか、オプション

```
smooth=T
```

として周波数 $\lambda = 1/2$ 周辺の季節成分を幅広く取り除くことなども考えられる。

(v) 推定結果は

```
res <- x12siml(shouhi)
```

としてから

```
res$trend
```

```
res$adj
```

```
res$Z
```

```
res$seasonal
```

res\$noise

とすれば取り出して再利用することができる。

(vi) 図の中で AIC は推定されたノイズに基づきガウス分布にもとづく尤度から求めた疑似 AIC であり、データ数 n に基づく AIC とトレンド・循環成分のデータ数 m に基づく AIC を意味する。

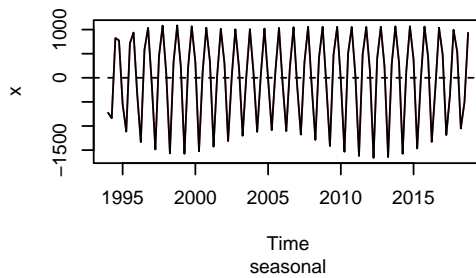
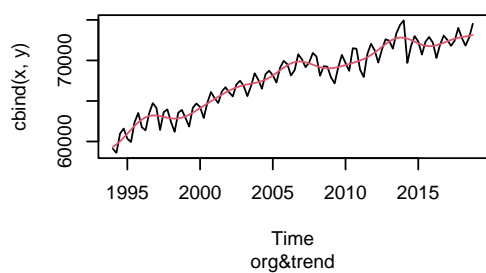
3. 実例

ここで四半期の実質最終消費系列 (1994-2019, 内閣府) の分析結果を例としてまとめて図 1 に示すが、図 1 の中の各図を説明しておこう。左辺の上の図は実線が原系列、赤線がトレンド・循環成分を意味する。右辺の右図は時系列から推定された季節成分、左辺の中央は推定されたノイズ成分を示している。2000 年代に入り、東日本大震災、リーマンショックなどマクロ的にも大きな変動があるが、これらは (原系列) から (推定された季節性) を引いて推定された不規則変動に含まれる。右辺の中央は原系列と季節調整系列であるが、(季節調整系列) は (原系列) から (推定された季節成分) を減じて推定されていることに注意しておく。

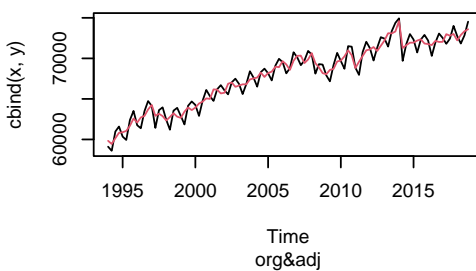
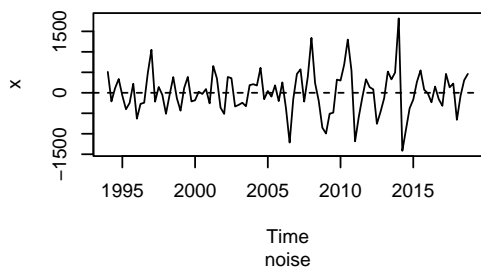
米国センサス局 X-12-ARIMA、X-13ARIMA-SEATS などとは異なり、季節性を周波数成分から直接に推定するので (季節調整系列) を求めるために Reg-ARIMA モデルなどは必要ない。また左辺の下図は K_n -変換で求めた Z 系列であるが季節性のある四半期マクロ時系列では四半期観測から周波数成分 $\lambda = 0.25, 0.5$ の周辺にのみ季節性があらわれる。

月次データの例として国友・櫻井・佐藤 (2022) でとりあげた家計調査による消費データ (2002~2019) の季節調整値を示しておこう。四半期データと同様にして原系列、季節成分、不規則成分、季節調整値を図 2 にまとめて掲載している。周波数における K_n -変換により求められた直交成分 Z は季節成分に対応する周波数 $\lambda = 1/12, 2/12, 3/12, 4/12, 5/12, 6/12$ 周辺に効果があらわれることが分かる。月次の経済時系列は離散時系列として見るとこれらの周波数

SIML 17



AIC= 1470.56455711408 (1533.04017521946



Z

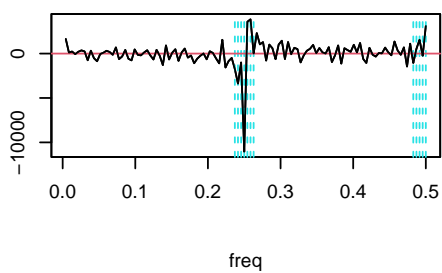


圖 1 : S-SIML 季節調整 (實質消費)

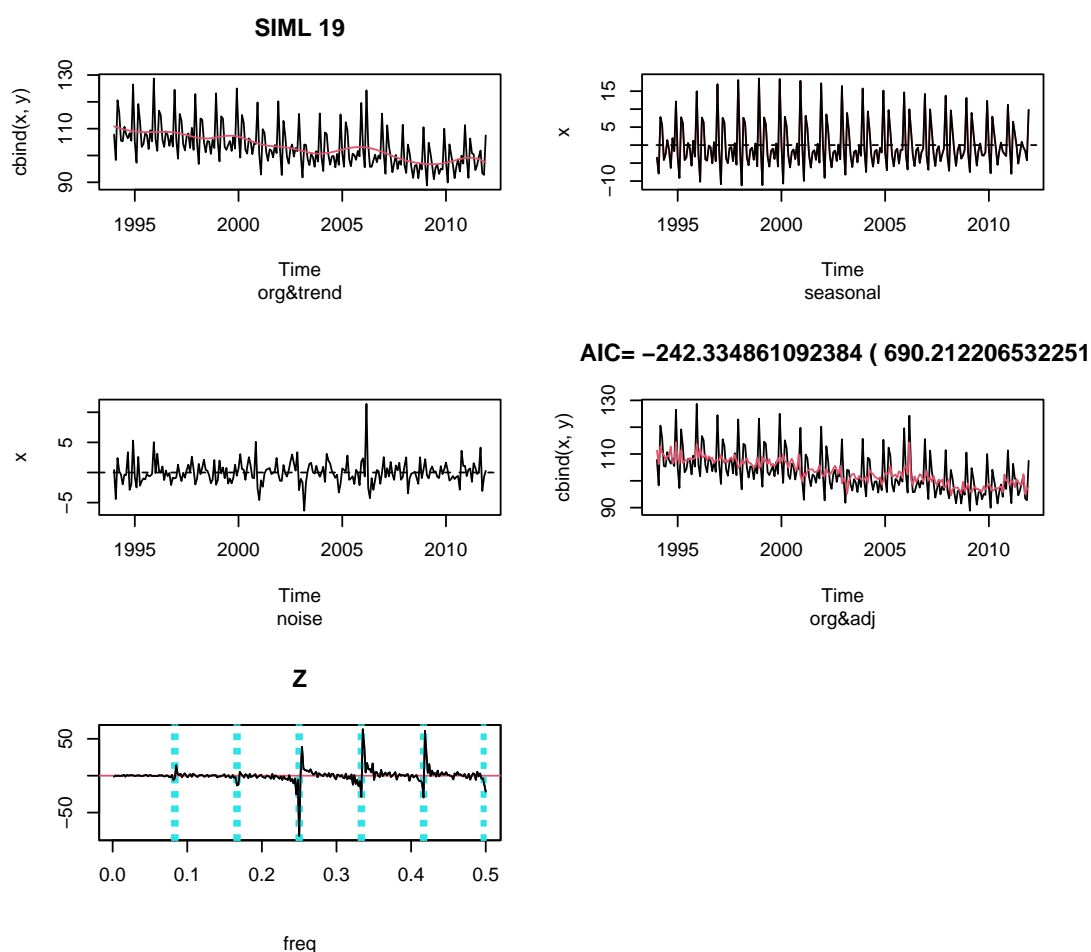


図 2 : S-SIML 季節調整 (家計消費)

に複合的に季節成分があらわれてくるので、これまでの多くの季節性を巡る議論が混乱していた理由の一つと考えられる。

4. おわりに

本稿ではノイズや季節性を含む非定常時系列の周波数分解を通じて非定常な四半期系列や月時系列から直接的にトレンド・循環成分、季節成分、季節調整系列を得る方法を説明した。詳しい説明は Kunitomo-Sato (2021), Kunitomo-Sato (2025), 国友・櫻井・佐藤 (2022) などに譲るが、周波数分析を利用した季節調整プログラムはあまり見かけないであろう。しかし「季節性を除去する」という意味を考えると周波数分解は自然な発想と考えられる。ただし経済時系列の多くは明らかに非定常成分を含んでいるからこのことを踏ま

えたスペクトル分解はあまり注目を浴びていないと想像される。

ここでは本稿の方法についての背景説明として中国のマクロ経済データについて言及しておく。中国の公的統計では一部の重要なマクロ経済指標について月次データにも関わらず1月の数値を公表せず、1月・2月の合算データを事後的に公表するなどの慣行が長い間行われている。これは中国の統計当局が春節の影響など他の主要な先進諸国と異なる季節的変動を考慮して公表することで公表値が内外に誤解を与えないようにしている、などと解釈することもできる。米国・日本、ヨーロッパ諸国の多くの公的統計ではマクロ経済状況を理解する為に季節調整済系列が作成され、マスメディアにより公表されているが、X-12-ARIMA, X13ARIMA-SEATS という米国センサス局が開発した季節調整プログラムが主に利用されているが、こうした季節調整では暗黙の裡にグレゴリア歴（太陽暦）が利用され、1年の季節性が定義されている。ところが中国では太陰暦などの影響が小さくなく、そもそも「季節性とは何か?」、「季節調整とは何か?」という根本的な問題を提起していると思われる。

本稿で説明した佐藤 SIML 季節法は非定常季節経済時系列において、たとえ欠損値があっても簡単な方法で適応可能であることを国友(2024)は例示している。この小論が経済時系列における季節性と季節調整法という統計的問題についての今後の展開の一つのきっかけとして寄与できれば幸いである。

参考文献

- [1] 国友直人 (2024), 「非定常季節経済時系列における欠測値問題」, 未定稿。
- [2] Kunitomo, N. and S. Sato (2021), "A Robust-filtering Method for Noisy Non-Stationary Time Series," Japanese Journal of Statistics and Data Science (JJSD, Springer), 4, 373-410, Open Access.

- [3] Kunitomo, N. and S. Sato (2025), *The SIML Filtering Method for Noisy Non-stationary Economic Time Series*, Springer, forthcoming.
- [4] 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, 79, 1-20, 統計局.
- [5] 佐藤整尚 (2023), “x12SIMLを使った季節調整の実際,” 未定稿.
(日本語 version)
<http://www.kunitomo-lab.sakura.ne.jp/x12simldoc92.pdf>
(English version)
[http://www.kunitomo-lab.sakura.ne.jp/x12simldoc92\(kuni2023-2-2\).pdf](http://www.kunitomo-lab.sakura.ne.jp/x12simldoc92(kuni2023-2-2).pdf)

<S-SIML 季節調整プログラム >

以下では本文で説明した方法に基づいて構成した S-SIML 季節調整プログラムは以下の Web 上からダウンロード可能である。

<https://github.com/sato-labo/x12siml>

季節性と季節調整を巡って¹⁶

2024-12-3

国友直人¹⁷

1. はじめに

近年になり中国経済の拡大とともに日本経済、世界経済などとの連関、その影響力も高まり、中国経済のマクロ経済動向、とりわけ最近の大きな変動の行方は日本のエコノミストの間でも大きな関心事となっている。ところが中国の公的統計を担う当局は幾つかの理由から主要な先進諸国とは異なるマクロ情報を公表の形式をとることがあり、中国の実体経済の動きを把握することを困難な側面がある。例えば重要なマクロ経済指標について月次データにも関わらず1月の数値を公表せず、1月・2月の合算データを事後的に公表するなどの慣行が長い間行われている。他方、日本を始め多くの国の経済政策の担当者やエコノミストの間では主要なマクロ経済データでは原系列から作成した季節調整済系列の数値に基づきマクロ経済状況を判断することが一般的である。近年では各国の統計作成・公表の担当者は季節調整法として米国センサス局が開発したX-12-ARIMA法、X-13ARIMA-SEATS法を利用することが多いが、例えばグレゴリオ歴（太陽暦）とは限らない太陰暦カレンダーの要因、あるいは原データに欠測値がある場合についてはどのようなオプションを採用すると季節性が適切に処理できるか、など経済時系列データの処理などへの答えは定かではない。

この小論では2024年に内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（海外担当）より依頼された統計コンサルティング・プロジェクト「移動型休日と経済指標の季節性」において検討した論点を補足する。なお検討した論点は多岐に及ぶが、統計コンサルティングの依頼の趣旨に照らして適切と考えられるいくつかの論点に

¹⁶本稿は内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（海外担当）より依頼された統計コンサルティングとして2024年に実施した「移動型休日と経済指標の季節性」において検討した内容を国友直人の責任で補足したものである。

¹⁷統計数理研究所

絞って検討内容を補足する。

2. 非定常マクロ時系列の加法的分解

多くのマクロ経済時系列における重要な要素として非定常性と季節性が顕著に観察されていることを挙げるができる。したがって伝統的な定常過程論に基づく統計的分析方法を直接的に適用することは妥当でないことが多い。経済マクロデータの伝統的分析では観察データに対して加法モデル

$$(\text{原系列}) = (\text{トレンド・循環}) + (\text{季節性}) + (\text{不規則変動})$$

をあてはめることが多い。ここで(不規則変動)とは、曜日効果や、変化点、閏年効果などの要素を含んでいることに注意しよう。

中国のマクロ時系列データを考察するには上の時系列分解よりさらに季節性を分解して

$$(\text{中国マクロ系列の季節性}) = (\text{太陽暦季節性}) + (\text{太陰暦季節性})$$

とすることが適切だろう。なお趙・国友(2024)が指摘しているように春節などの季節性は当局が指定するという側面があり、純粋に天文学的カレンダーに基づいているわけではないことには注意を要する。

3. センサス X-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATS の利用

センサス X-12-ARIMA 法では季節性を推定するために Reg-ARIMA モデルを用いてまず原系列から季節性ではないと見なす要素、例えば閏年効果、曜日変動効果、春節効果などを回帰モデルにより除去、複雑な移動平均(X-11 フィルター)により季節性を推定する。この季節性はここでは太陽暦季節性に対応すると見ることができる。そこでこの(太陽暦季節性)という状態の推定は、例えば趙趙ダミー変数を利用することで実行可能である。高岡(2024)は中国の貿易統計を例として用いているが、この時に求められる季節調整値は

$$(\text{季節調整済み系列}) = (\text{原系列}) - (\text{太陽暦季節性}) = (\text{トレンド・循環}) + (\text{太陰暦季節性}) + (\text{不規則変動})$$

であることに注意しよう。したがってエコノミストが関心のあるマクロ経済の状況は(トレンド・循環)の状態推定値、あるいは(季節

調整済み系列)-(太陰暦季節性)の状態推定値の利用が合理的と考えられる。

4. S-SIML の利用

センサス X-12-ARIMA モデルにおける季節性の定義はあいまいであり、複雑な移動平均の繰り返しにより推定している。しかし太陰暦季節性は考慮していないので(太陽暦季節性)と見ることができよう。S-SIML の季節調整では周波数分解によるトレンド・循環及び太陽暦季節性が定義されているので、季節性の定義は明確であり、季節周期および階差操作による季節周期の揺らぎを含めて状態変数としての季節因子の状態推定を行っている。季節調整系列は(原系列)-(太陽暦季節性)に対応するので(太陰暦季節性)を含んでいると考えられる。

S-SIML 季節調整法による非定常季節時系列における欠測値処理は国友(2024)が議論しているように、比較的容易に実行可能である。また太陰暦季節性の推定は周波数分解、ダミー変数により可能と考えられる。太陽暦では1年が約365日として処理されるが、太陰暦では約354日であるから、1年の周波数は太陽暦に比べて若干ずれる。したがって、sorder の拡大で処理するなどの方法が現実的で手軽な方法であろうが、中国のカレンダーは毎年当局が決定するのでダミー変数を利用する方法の可能性もあり、さらなる検討が必要だろう。いずれにしても、エコノミストにより経済現況の判断は(トレンド・循環) or (季節調整済み系列)-(太陰暦季節性)の状態推定値を利用することが合理的であろう。

5. おわりに

中国のマクロ経済データはこれまで経済統計では議論されていない幾つかの興味深い統計学的な論点を提供している。米国・日本・ヨーロッパ諸国の多くの公的統計ではマクロ経済状況を理解し、政策的な判断を行うために季節調整済み系列が作成され、マスメディアにより公表されている。ところが実際には X-12-ARIMA, X13ARIMA-SEATS という古典的と云うべき季節調整プログラムが利用されて

いる。こうした季節調整では暗黙の裡にグレゴリア歴（太陽暦）が利用され、1年の季節性が定義されているのである。他方、中国では太陰暦などの影響が小さくなく、そもそも「季節性とは何か?」、「季節調整とは何か?」という根本的な問題を提起している。

本稿がマクロ経済データにおける季節性を含むデータの統計的問題の扱いについての今後の展開の一つのきっかけとして寄与できれば幸いである。

参考文献

- [1] 趙宇・国友直人 (2024), 「中国のカレンダーと経済活動：趙ダミー」, 未定稿。
- [2] 高岡慎 (2024), 「中国の貿易統計と季節調整」, 未定稿。”
- [3] 国友直人 (2024), 「非定常季節経済時系列における欠測値問題」, 未定稿。
- [4] 佐藤整尚・国友直人 (2024), 「SarSIML 季節調整」, 未定稿。
- [5] Kunitomo, N. and S. Sato (2025), *The SIML Filtering Method for Noisy Non-stationary Economic Time Series*, Springer, forthcoming.
- [6] 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, 79, 1-20, 統計局.

おわりに

統計エキスパート養成プロジェクトの一環として企画した2024年度の統計コンサルテーション演習「移動型休日と経済指標の季節性」では内閣府における中国経済の分析を行っている担当者からの中国のマクロ経済データの分析における課題について説明を受けた。統計数理研究所・統計エキスパート養成事業には中国経済に詳しい専門家はいなかったが、統計的時系列分析における興味深い論点があることは理解できた。すなわちトレンドなどの非定常性が顕著なマクロ経済指標に対して、太陽暦の季節性とは限らない季節性が顕著な離散経済時系列における欠損値や季節性の処理という問題は自明ではない統計的課題なのである。この問題は既存の文献にはほとんど見かけることがないと思われるが、国際的には中国経済の存在感が増す中で経済統計における重要な問題と捉え、主に統計学的観点から検討、活発な議論を行う機会となった。すなわち、この統計コンサルテーション演習を経済時系列と実際の季節調整をめぐる新たな具体的な課題について考察する機会とした。

本報告で述べたように X-11, X-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATS など既存の季節調整法は米国やヨーロッパの季節性を前提として開発されたと考えられる。この演習でははまず中国のカレンダーの問題、グレゴリオ暦（太陽暦）と太陰暦、春節効果、などを検討し、季節調整法 X-2-ARIMA、X-13ARIMA-SEATS の運用にかかわる問題を検討した。さらに季節性を含む非定常系列において欠損値が存在する場合のフィルタリング問題、なども検討した。

本報告書は比較的自由的な学術的立場から、中国のマクロ経済データの扱いから経済活動における季節性や季節調整についての課題を解説、季節性を巡る基本問題にまで言及した。公的統計で普通に利用されている X-12-ARIMA 季節調整は実は統計科学的な見地からはその機械的な利用は望ましくないという論点があり、中国のマクロ経済統計はそれを現実的な問題として浮かび上がらせているのである。さらに本稿では統計学的見地からその代替案についても議

論した。本稿の議論が今後の日本における中国のマクロ経済の動向を理解する上で役立つことを期待したい。さらにこの報告書で説明した SarSIML 季節調整法 (あるいは S-SIML 季節調整) は実は広範な公的統計で利用可能である。この面においても、この報告書の内容が公的統計の改善、内外の経済情勢の判断や政策的判断にさいしての的確な情報を与えることに寄与することを期待したい。

今回の統計コンサルテーション演習は経済統計をめぐる基本的な統計的問題を検討する機会となった。この場を借りてご協力いただいた内閣府の関係者、統計エキスパート養成事業への参加者など関係各位に感謝したい。

2025 年 1 月

国友直人