

＜修士論文＞

コロナ禍における観光誘起施策が
宿泊客の回復過程に与えた影響の分析

滋賀大学大学院
データサイエンス研究科
データサイエンス専攻

修了年度：2024年度
学籍番号：6023141
氏名：松下 剛士
指導教員：清水 昌平
提出年月日：2025年1月14日

目次

第1章	研究背景	1
1.1	新型コロナウイルス感染症が観光産業に与えた影響	1
1.2	コロナ禍における観光誘起施策	1
1.2.1	GoToトラベル事業	1
1.2.2	和歌山県の観光誘起施策	2
1.3	観光誘起施策の効果検証	3
第2章	研究目的	4
2.1	本研究の目的	4
第3章	研究手法	5
3.1	使用データ	5
3.2	季節調整法	6
3.2.1	経済時系列データの変動要因	6
3.2.2	X-12-ARIMA法	7
3.3	分断時系列解析	8
3.3.1	施策が与えた介入効果の推定手法	9
3.3.2	Prais-Winsten法	10
第4章	分析結果	12
4.1	季節調整	12
4.2	ITS分析の結果	12
4.2.1	和歌山県のモデル式	13
4.2.2	分析結果	14
第5章	考察	18
5.1	宿泊者全体の分析結果に対する考察	18
5.2	県内宿泊者に限定した場合の分析結果に対する考察	19
5.3	まとめと今後の展望	20
第6章	結び	21
	謝辞	22
	参考文献	23

第1章 研究背景

本章では、研究背景として、新型コロナウイルス感染症 (coronavirus disease 2019: COVID-19) が日本における観光産業に与えた影響、その対応策として日本政府及び各自治体が実施した観光誘起施策に関して述べる。

1.1 新型コロナウイルス感染症が観光産業に与えた影響

日本における観光業は、地方創生の切り札、成長戦略の柱として位置づけられている (観光庁, 2016)。訪日外国人旅行者をより多く取り入れるべく、ビザ緩和や消費税免税制度の拡充等、大胆な取り組みが政府を中心として実施されている。

2019 年末には、訪日外国人旅行者数が過去最高を記録し、インバウンド市場は活況を呈していた (観光庁, 2019)。しかし、2019 年末に新型コロナウイルス感染症が中国で確認され、瞬く間に世界各地に拡大した。これを受けて、世界各国が渡航制限を実施した結果、訪日外国人旅行者数は大幅に減少した。また、日本国内でも緊急事態宣言の発出や外出自粛の影響で国内旅行者数も急減し、観光業界は未曾有の危機に陥った。2020 年の国内延べ旅行者数は 3 億 3,165 万人と前年の約 55.6% に留まり (観光庁, 2024)、国内旅行消費額も 9 兆 9,741 億円と前年の約 45.5% に落ち込んだ (観光庁, 2021)。

以上のような、新型コロナウイルス感染症のパンデミックによる大きな影響を受けた時期を一般に「コロナ禍」と呼称されている。本稿においても同様に「コロナ禍」と表現する。

1.2 コロナ禍における観光誘起施策

コロナ禍における観光誘起施策に関して、全国規模で実施された GoTo トラベル事業について述べたのち、和歌山県で実施された各種観光誘起施策について時系列に沿って述べる。

1.2.1 GoTo トラベル事業

コロナ禍によって深刻な打撃を受けた観光需要の回復を図るべく、GoTo トラベル事業 (以下、「トラベル事業」) が 2020 年 7 月 22 日より開始された。事業開始当初、東京発着分は対象外であった。補助内容としては 35% の旅行代金の割引 (上限 1 万 4,000 円) と 15% の地域共通クーポン (上限 6,000 円) から構成されていたが、地域クーポンの発行が間に合わず、旅行代金の割引

のみが先行して開始された(クーポンの発行は同年10月1日から実施)。また、最初期には除外されていた東京発着分も同年10月1日より追加され、事業が本格的に実施された(経済産業省, 2020)。

しかしながら、2020年11月24日に、北海道札幌市及び大阪府大阪市における感染拡大を受け、同地域を目的地とする旅行へのトラベル事業の適用を一時停止することが発表された。その後、全国的な感染の拡大を受け、12月14日に政府は、トラベル事業の一時停止措置を公表した。当初の予定では、2020年12月28日から翌年1月11日までの年末年始が停止期間であったが、感染収束の見通しが立たないことから、トラベル事業が再開されることはなかった(真子, 2022)。

2021年3月、政府は全国規模でのトラベル事業の再開が難しいと判断し、トラベル事業とは別の地域観光事業支援として、各都道府県が自らを事業主体として実施する観光誘起施策に対して財政的支援を行う形をとった(観光庁, 2021)。

1.2.2 和歌山県の観光誘起施策

和歌山県では、国内初の院内感染事例が報告されたものの、その後感染者が爆発的に増えることはなく、感染拡大は抑制されていた。そのような状況で、先述のトラベル事業とほぼ同時期に実施された県民向け観光誘起施策が「わかやまりフレッシュプラン(以下、「リフレッシュプラン」)」である。県内周遊施策として実施されたリフレッシュプランは、宿泊を伴う県内旅行を想定しており、和歌山県内在住の人々のみを対象としていた。施策内容は、1人1泊あたり最大1万円(総旅行代金の1/2以内)の補助であった。実施期間は2020年7月8日から同年9月30日までであり、総利用者数は約14万人に上る(公益社団法人 和歌山県観光連盟, 2020)。リフレッシュプラン終了後は、和歌山県内においても、新型コロナウイルス感染新規感染者数が、連日過去最高を更新したことから、観光はおろか日常生活においても、不要不急の外出を控える状況が続いた。そのため、県内在住者に対しても県内観光を促す新たな政策は実施されなかった。

続いて実施されたのが、「わかやまりフレッシュプラン2nd」(以下、「リフレッシュプラン2nd」)及び「わかやまりフレッシュプラン3rd(以下、「リフレッシュプラン3rd」)」である。これらは、政府が全国規模でのトラベル事業に代わり行った地域観光事業支援の一環である。和歌山県が実施主体となって、リフレッシュプラン2ndが6月22日から10月7日まで、リフレッシュプラン3rdが10月8日から12月31日までと連続で実施された。補助内容としては、リフレッシュプランの補助内容に加え、1人1泊あたり、土産物店などで使える2,000円分の地域クーポンの付与であった。施策対象者は和歌山県内在住者であり、リフレッシュプラン2ndおよび3rdを合わせた総利用者数は前回は大きく上回る約54万人であった(公益社団法人 和歌山県観光連盟, 2022)。リフレッシュプランよりも長期間実施された施策であったということもあるが、コロナ禍前の2019年の宿泊者数のうち、県内在住者が占める人数は約59万人(和歌山県観光振興課, 2020)であったことを踏まえると、本施策が県内観光需要の誘起に対して効果的だったことが伺える。

2022 年以降は、感染拡大の落ち着きやワクチンの普及などにより、施策の対象範囲が段階的に拡大された。まず第 1 弾として、「近畿」ブロックを対象とした「わかやまりフレッシュプラン S（以下、「リフレッシュプラン S」）」が実施された。これは、県内在住者に加え、三重県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、徳島県の周辺 2 府 5 県が対象として加えられた。実施時期は、2022 年 4 月 1 日から 10 月 10 日（ゴールデンウィーク期間（4 月 29 日から 5 月 8 日）は除く）であり、1 人 1 泊あたり最大 5,000 円（総旅行代金の 1/2 以内）の補助と地域クーポン 2,000 円分が付与された。続いて第 2 弾として、全国の旅行者を対象とした全国旅行支援である「わかやまりフレッシュプラン S ワイド（以下、「リフレッシュプラン S ワイド」）」が 2022 年 10 月 11 日から 12 月 27 日まで実施された。補助額は、バスツアーなど交通付宿泊は最大 8,000 円、交通無し宿泊もしくは日帰りの場合は最大 5,000 円（総旅行代金の 40%以内）であった。

1.3 観光誘起施策の効果検証

1.2 節で述べたように、新型コロナウイルス感染症の発生によって大きな打撃を受けた観光産業の回復を図るべく、約 3 年間にわたり、複数回の観光誘起施策が実施された。トラベル事業終了後は、和歌山県が実施した観光誘起施策と類似した施策が他の都道府県においても実施されていた。

トラベル事業から全国旅行支援まで、一連の観光誘起施策に対して、全国規模でその効果検証を実施した先行研究は、Funashima ら (Funashima and Hiraga, 2022) や小巻（小巻, 2023）などが挙げられる。

Funashima らは、都道府県単位の国内宿泊者数のパネルデータを用いた差の差分析を実施しており、トラベル事業が国内宿泊者数を増加させる効果があったと結論づけている (Funashima and Hiraga, 2022)。また小巻は、観光誘起施策の実施による宿泊料への価格転嫁率や消費喚起効果に着目し、観光誘起施策の経済効果を推計している。その結果、観光誘起施策には明確な消費喚起効果は得られなかったものの、全国旅行支援による価格転嫁率が 100%を下回っていることから、全国旅行支援が観光関連産業の収益改善に寄与したと結論づけている（小巻, 2023）。

以上のように、コロナ禍に実施された観光誘起施策の効果検証については、いくつか分析がなされているが、いずれも全国規模の分析である。また、トラベル事業終了後、施策実施主体が都道府県に移行した後、各都道府県は施策期間中の延べ旅行者数や利用金額を報告するにとどまり、施策効果の定量的分析は行われていない。2023 年には国内延べ旅行者数はコロナ禍前を上回り、施策の成功が示唆されているが、各施策が宿泊客の回復に与えた影響は明確でない。新型コロナウイルス感染症は 1918 年のスペイン風邪以来の世界的な大流行である。今後もこうした伝染病の拡大が、我々の想定しない形で発生する可能性は否定できない。そのために、伝染病対策の適否について整理しておくことは重要であると言える。

第2章 研究目的

本章では、研究目的について述べる。

2.1 本研究の目的

コロナ禍において実施された複数の観光誘起施策について、全国レベルではいくつかの効果検証がなされているものの、都道府県レベルでは不十分であると考えられる。都道府県ごとに観光産業の規模やその特性が異なることを踏まえると、今後このような災害が発生した際にどのような時期にどのような内容の経済対策を実施するかは、都道府県ごとに異なる。そのため、都道府県レベルでコロナ禍に実施された各観光誘起施策がどれほどの効果を発揮したのか明らかにすることは、施策の予算規模、割引率、実施期間など、今後の制度設計に向け有用であると考えられる。

以上を踏まえ、本研究では、コロナ禍に実施された観光誘起施策が宿泊客の回復にどれほど寄与したのかを定量的に評価することを目的とする。コロナ禍に実施された観光誘起施策は、主として宿泊を伴う旅行に対して助成する施策であったことから延べ宿泊者数を評価指標として用いることとする。

第3章 研究手法

本章では、使用したデータ、季節調整法及び分断時系列解析について述べる。

3.1 使用データ

本研究では、延べ宿泊者数を評価指標としていることから観光庁が公開している宿泊旅行統計のうち、延べ宿泊者数データの月次データを用いた。また、2014年1月から2023年3月までのデータを用いた(観光庁, 2024)。

図 3.1(A) に示した和歌山県の宿泊者数推移に着目すると、新型コロナウイルス感染症が発生する以前は、8月に宿泊者数が突出して多く、次いで7月、卒業旅行シーズンである3月が多いという特色を有していることが確認できる。また、図 3.1(B) の宿泊者数の前年同月比推移をみると、和歌山県では国内初の院内感染が確認された2020年2月時点では、新型コロナウイルス感染症の影響は小さいと見える(前年同月比 0.924)。しかし、2020年3月は、前年同月比 0.511 と急速に宿泊者数が減少していることが確認できる。このことから、和歌山県においては、2020年3月からコロナ禍に入ったとみなし、以降では、2020年3月以降を「コロナ禍」と再定義する。

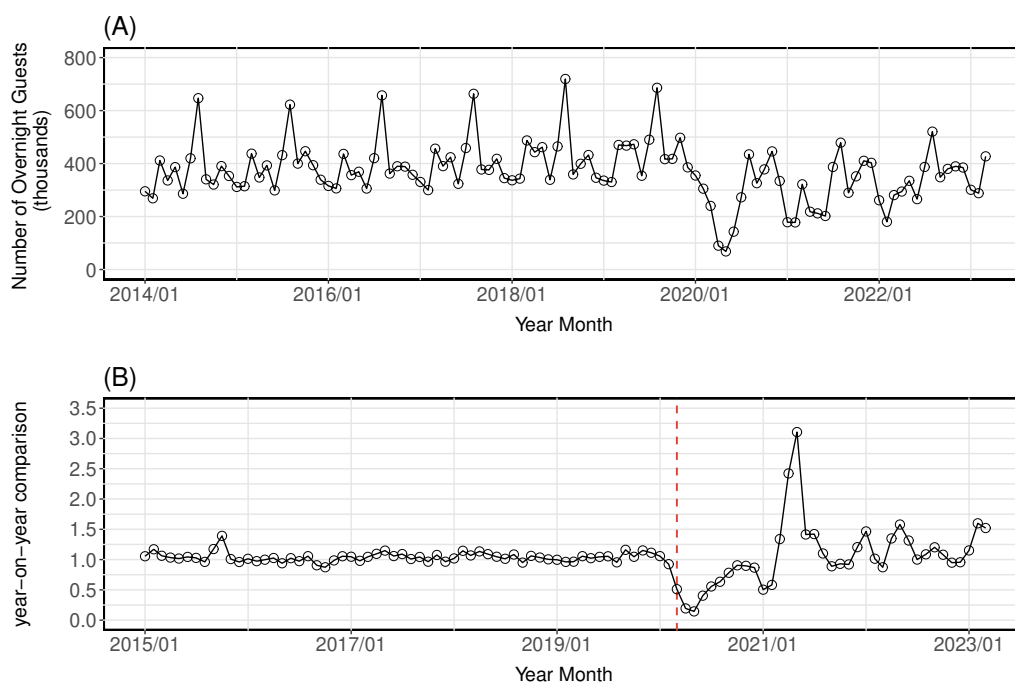


図 3.1 和歌山県の宿泊者数時系列データ

3.2 季節調整法

本研究で扱うような経済時系列データには、複数の要素から構成されると考えられる (Granger, 1978). 本節では、経済時系列データを構成する4つの要素について述べ、そのうちの1つである季節性を経済時系列データから除去する季節調整について述べる.

3.2.1 経済時系列データの変動要因

国内総生産、消費者物価指数、そして本研究で扱う観光客データなどの経済時系列データは、その原系列 O_t について、大きく4つの変動要因: 傾向変動 T_t , 循環変動 C_t , 季節変動 S_t , 不規則変動 I_t に分解することができる (有田, 2012). また、経済時系列データモデルは式 (3.1) に示すように加法型分解モデルと乗法型分解モデルに分類することができる. わが国の経済時系列データの場合、乗法型分解モデルの方が適合するという考えが一般的である (経済産業省, 2010).

$$O_t = \begin{cases} T_t + C_t + S_t + I_t & \text{加法型分解モデルの場合} \\ T_t \times C_t \times S_t \times I_t & \text{乗法型分解モデルの場合} \end{cases} \quad (3.1)$$

まずはじめに傾向変動 T_t は、原系列 O_t の変動のうち、趨勢的な長期変動を表す. 観測する期間でその変動傾向は大きくは変化せず、大抵は線形、指数曲線などで仮定することが多い.

第2に、循環変動 C_t は、観測する期間において周期的に発生する変動のうち、その周期が1年を超える中期的な変動を指す. 代表例として家計支出や鉱工業指数が挙げられる.

第3に、季節変動 S_t は、1年を周期とする変動成分である. 季節変動の大きさは、年を追っても安定的、または緩やかにしか変化しないという特長を持つ. 和歌山県の宿泊客数データを例にとると、宿泊客数が8月に急激に増える変動や閑散期である2月の落ち込みなどが挙げられる. 1年間の季節変動 S_t 平均値は、加法型分解モデルでは0、乗法型分解モデルでは1となると仮定される.

最後に不規則変動 I_t について述べる. 不規則変動は周期性を持たないランダムな変動である. この不規則変動は傾向変動 T_t , 循環変動 C_t , 季節変動 S_t を除去した残りの変動として扱われる. 不規則変動を生み出す要因は多岐にわたるが、地震、伝染病等の自然災害や税率の変更、補助金の交付などの政策によるものが挙げられる. 複数時点の不規則変動 I_t の平均値は、加法型分解モデルでは0、乗法型分解モデルでは1を仮定している.

季節調整は、経済時系列データの原系列 O_t から季節変動 S_t を除去することである. 上記4つの変動成分のそれぞれの役割を考慮したうえで、季節調整を行う理由を長期的分析および短期的分析の2つの観点から整理する.

まず、長期的分析では、傾向変動および循環変動が持つ中長期的な変動を把握することが中心の課題となることが多い. また、不規則変動は、経済変動が直接引き金となって発生するものであったり、逆に経済変動を引き起こす要因になることがあるので重要な要素である. 一方で、

季節変動は通常、季節や社会的慣習によって発生するものであるため、長期的な経済・景気の動向把握の観点からは不向きな変動である。

続いて、短期的分析では、自然災害や政策変更など特定の要因が経済に与える影響を評価することが焦点となることが多い。その際、月単位や四半期単位での変動、すなわち不規則変動が重要になると考えられる。季節調整を実施せずに分析を行うと、その変動が不規則変動によるものなのか季節変動によるものなのか判断が難しくなる。そこで、原系列から季節変動を除去することで、より適切な分析が可能となると考えられる。また、短期的分析では、傾向変動および循環変動は一定もしくは直線的に安定していると仮定されることが多い。

本研究では、突発的に発生した新型コロナウイルス感染症と、その対応策として比較的短期間に実施された観光誘起施策の大きく2つの不規則変動に着目する。そのため、短期的分析の観点から季節調整を実施する。また、傾向変動および循環変動については、時間に対する線形性を仮定して分析を行うこととする。

3.2.2 X-12-ARIMA 法

本項では、具体的な季節調整法について述べる。本研究では X-12-ARIMA 法 (Findley et al., 1998) を用いた。X-12-ARIMA 法はアメリカ商務省センサス局が 1996 年に発表した移動平均型季節調整プログラムである。X-12-ARIMA 法は世界各国の統計機関で利用されると共に、わが国においても経済産業省や総務省、日本銀行等で利用されている (有田, 2012)。X-12-ARIMA 法による季節調整の流れを図 3.2 に示した。X-12-ARIMA の特徴を見ると、(1)REGARIMA(レグアリマ)による原系列の事前調整パート、(2) 季節調整パート、(3) 事後診断パートの大きく3つのパートに分けられる (奥本, 2015)。

それぞれのパートについて詳しく見ると、まず第1に、REGARIMA モデルを用いて事前調整を行う。REGARIMA は "regression and ARIMA" の略で回帰式と ARIMA モデル (George, et al., 2008) を組み合わせており、原系列を異常値・曜日変動等を表現する回帰部分と ARIMA モデルを用いて表現できる部分に分解し、各パラメータを推定する。続いて、回帰による推定値によって異常値、曜日変動を除去したうえで、ARIMA モデルの推定値による「事前調整済み系列 O'_t 」を作成する。また、この際後述する移動平均を適用するため、事前調整済み系列 O'_t のデータ端点に、ARIMA モデルによる推計値を数時点分新たに加えたものを出力する。

パート (2) では、パート (1) で得られた事前調整済み系列 O'_t に対して、季節調整を実施する。この部分は X-12-ARIMA 法の前身である X-11 法 (Shiskin et al., 1967) の季節調整法をそのまま流用しており、その基礎は移動平均による季節性の抽出である。一般に時刻 $t - m$ から時刻 $t + n$ までのデータを用いて原系列 O_t から調整系列 O_t^* へと移動平均を作用させるとは、式 (3.2) により表される。ここで、ウェイト係数 w_i ($i = -m, \dots, n$) は $\sum_{i=-m}^n w_i = 1$ を満たすように定める。移動平均では、季節性が1年単位での周期を持つのであれば、その単位で平均と取る操作により、季節変動 S_t を除去することができる。しかしその際、不規則変動 I_t も同時に除去して

しまう特性を持つため、その後に不規則変動 I_t を抽出する操作が必要となる。X-11 法では、季節変動 S_t と不規則変動 I_t を除去した系列に対して、複数年同一月の平均を取る操作を実施することにより、季節変動 S_t のみを抽出し、事前調整済み系列 O_t^* から季節変動 S_t を除き、調整系列 O_t^* を得ている。これは、Henderson の 13 項移動平均と呼ばれる (Findley et al., 1998)。

$$O_t^* = \sum_{i=-m}^n w_i O_{t+i} \quad (3.2)$$

これまで、REGARIMA による事前調整パートで、曜日変動や異常値の調整を行い、季節調整パートにて、X-11 法を用いて季節変動 S_t を除去した調整系列 O_t^* を算出した。ここまでの操作により季節調整の大部分が完了している。最後の事後診断パートでは、季節調整結果の評価を行う。ここでは、不規則変動 I_t の推定値から、スペクトル密度関数や調整系列 O_t^* の安定性に関するいくつかの統計量を算出し、事前調整パートで決定した回帰係数や ARIMA モデルをもとにして得られる季節調整値が安定的であるか否かを診断する (高岡, 2015)。ここでの安定的とは、データ期間が変化しても、季節調整により推定される季節変動 S_t が大きく変化しないことを指す。

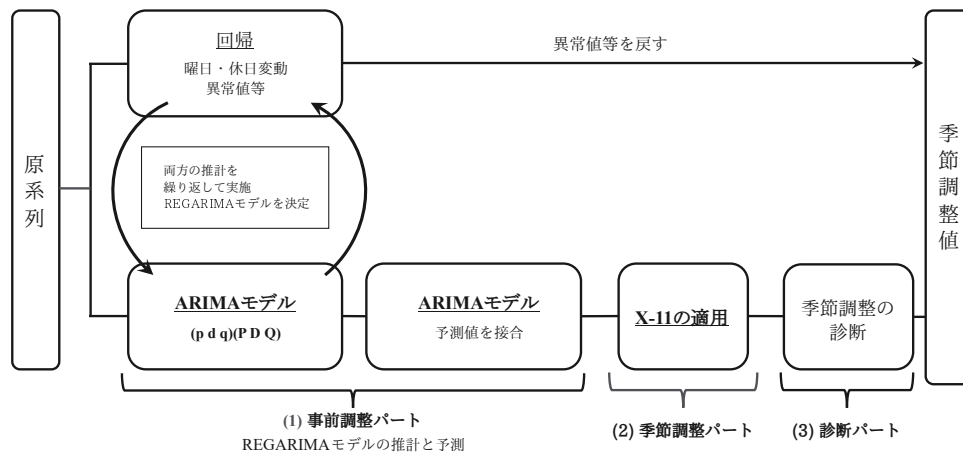


図 3.2 X-12-ARIMA 法の概要 ((有田, 2012) を基に筆者作成)

3.3 分断時系列解析

第 1 章で述べた観光誘起施策が宿泊者数に与えた介入効果を検討するには、施策を実施した場合と、施策を実施しなかった場合の差分を推定することが考えられる。しかし、同じ地域を対象として施策を実施しなかった場合を観測することは不可能である。このような場合、例えば、施策が実施された地域 (介入群) と施策が実施されなかった地域 (統制群) の介入時点と統制時点の差分を比較する差分の差分法 (Snow, 1855) が考えられる。しかし、宿泊客数はスキーや海水浴など地域の観光資源の特性によって大きく変動することに加え、コロナ禍における各種観光誘起施策は、全国レベルで実施されていることから比較対象を見出すことが困難である。他

にも、ある閾値の近傍における無作為化を仮定して、その処置効果を推定する回帰不連続デザイン (Thistlethwaite and Campbell, 1960) が考えられるが、この度の観光誘起施策は年齢や所得など個人の属性に関係なく、全国民もしくは全県民に対して適用されたため、回帰不連続デザインの適用も難しい。そこで、本研究では、比較対象を必要とせずに、観光政策 (松下, 2019) や教育政策 (Auger et al., 2020) など様々な分野で用いられている分断時系列解析 (interrupted time series: ITS) (Cook and Campbell, 1979) による、介入効果の評価を試みる。

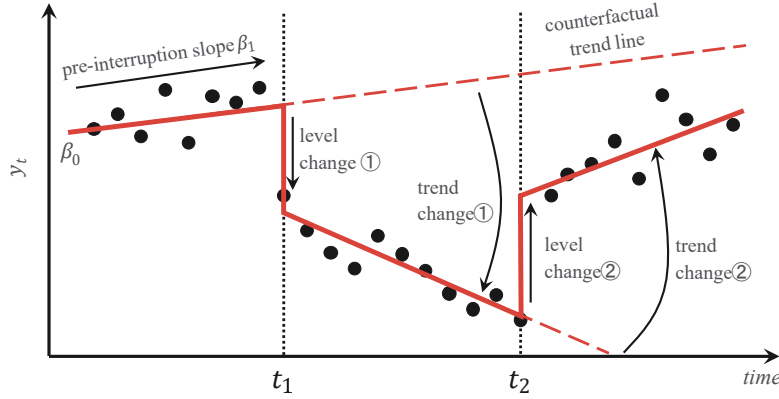


図 3.3 ITS 法の考え方

3.3.1 施策が与えた介入効果の推定手法

ITS 分析は、時系列データに対して適用する準実験的手法である。介入がなかった場合、観測値のトレンドに変化がないという仮定のもと、つまり介入前のトレンドを「反事実」とみなして、その介入が母集団に与えた平均処置効果を推定する。観光誘起施策のように人為的に発生させた介入のみならず、コロナ禍のように自然発生した事象を介入とみなして ITS 分析を適用することも可能である。

ITS 分析では、式 (3.3) に示すような介入前と介入後と比較する回帰モデルを仮定する。ここでは、2 回にわたる介入を考えている。 y_t は観測値、 t は $1, 2, 3, \dots$ と時間の経過とともに増加する変数、 D_i は介入前までは 0 をとり、介入後は 1 をとるダミー変数、 T_i は介入前までは 0 をとり、介入後は $1, 2, 3, \dots$ と増加する変数である。 ε_t は残差であり、 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ を仮定する。 β_0, β_1 は基準となるレベル、トレンドを表し、介入によりレベルとトレンドに変化が生じた場合は、 lev_i, tre_i が反映される。このように施策の介入効果をレベル変化とトレンド変化に分離して推定できることが ITS 分析の大きな特徴であり、利点だと言える。

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + lev_1 D_1 + tre_1 T_1 + lev_2 D_2 + tre_2 T_2 + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

式 (3.3) のモデルは、通常の最小二乗法による回帰 (OLS) により推定することができる。しかし OLS では、残差 ε_t が互いに独立である場合にのみ、結果として得られる推定量の有効性が満

たされる。この仮定は、観測値間がしばしば自己相関を持つ時系列データにおいては満たされず、残差 ε_t が正の相関を持つことが多い。この状況において、OLS 推定量は一致性を持つが、有効性を持たない。具体的には、標準誤差 Se が過小評価され、その結果、p 値や信頼区間が非保守的に推定される傾向がある (Wooldridge, 2009)。

自己相関を持つ時系列データに対して、適切に回帰分析を行うためには、一般化最小二乗法 (GLS) を用いた、2つのアプローチが考えられる。まず1つ目は、誤差項に1次自己相関を仮定し、Cochrane-Orcutt 法 (Cochrane and Orcutt, 1949) や Prais-Winsten 法 (Prais and Winsten, 1954) を用いて推定を行う方法である。これらの手法により推定される回帰係数は有効性を持つ (Greene, 2020)。2つ目が誤差項に自己回帰移動平均 (ARMA) モデルを仮定し、最尤法による推定を行う方法である (Hamilton, 1994)。

$$\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots \phi_p \varepsilon_{t-p} + \theta_1 \eta_{t-1} + \cdots + \theta_q \eta_{t-q} + \eta_t \quad (3.4)$$

$$L = \prod_{t=2}^T f(y_t | y_{t-1}, \dots, y_1; \zeta) \quad (3.5)$$

ARMA モデルは、式 (3.4) で表されるように p 次の自己回帰 $AR(p)$ と q 次の移動平均 $MA(q)$ 部分の線形和で構成される。 η_t は擾乱項であり、 $\eta_t \sim N(0, \sigma^2)$ を仮定する。このモデルを仮定したデータの尤度関数は式 (3.5) のように表される。この尤度を最大化するように、式 (3.3) および式 (3.4) に含まれるパラメータ群 $\zeta = (\beta_0, \dots, \text{tre}_2, \phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, \sigma^2)$ を推定する。

Bottomley ら (Bottomley et al., 2023) は、式 (3.3) で示した ITS モデルに対して、複数の手法を適用し、シミュレーションによって最適な手法の検証を行った。その結果、Prais-Winsten 法が最適な手法であることが示されている。そのため、本研究においても Prais-Winsten 法を採用する。

また、Prais-Winsten 法による推定が自己相関を考慮できていることを確認するために式 (3.6) で定義される Durbin-Watson (DW) 統計量を用いる。DW 統計量は、残差の自己相関の程度を表す指標であり、DW 統計量が 2 に近いほど、自己相関に適切に対処できている (Wooldridge, 2009)。

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (3.6)$$

3.3.2 Prais-Winsten 法

Prais-Winsten 法は、誤差項が1次の自己相関を持つと仮定した GLS の一種であり、Cochrane-Orcutt 法の拡張版である。Prais-Winsten 法や Cochrane-Orcutt 法では式 (3.7) のような時系列回帰モデルを仮定する。

$$\begin{aligned}
y_t &= \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \cdots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t \\
\varepsilon_t &= \rho \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad (|\rho| < 1, \quad \eta_t \sim (0, \sigma^2))
\end{aligned} \tag{3.7}$$

時刻 t と $t-1$ の相関係数 ρ が既知の場合、相関係数 ρ を用いて変形することで誤差項の系列相関を修正することが可能である。具体的には、 $t = 2, 3, \dots, T$ に対して $\tilde{y}_t = y_t - \rho y_{t-1}$, $\tilde{x}_t = x_t - \rho x_{t-1}$ とすることで、式 (3.8) のように変形される。

$$\tilde{y}_t = \beta_0(1 - \rho) + \beta_1 \tilde{x}_{t1} + \cdots + \beta_k \tilde{x}_{tk} + \eta_t \quad (t = 2, 3, \dots, T) \tag{3.8}$$

ここで、式 (3.8) における誤差項 η_t は互いに独立であるので、標準的な回帰分析モデルの仮定を満たすため、 $\hat{\beta}_k$ は最良線形不偏推定量 (BLUE) となる。通常、相関係数 ρ は未知なので、相関係数 ρ の推定量 $\hat{\rho}$ を用いて、推定を行うこととなる。

Praise-Winsten 法では、回帰係数 β_k 推定のために次の操作を行う。(1) y_t に対して x_t による OLS を適用し、その残差 $\hat{\varepsilon}_t$ を求める。(2) $\hat{\varepsilon}_t$ と $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ で OLS を行い、相関係数の推定量 $\hat{\rho}$ を得る。(3) 得られた $\hat{\rho}$ によって、回帰係数の推定量 $\hat{\beta}_k$ を得る。これら (1)~(3) の操作を推定量が収束するまで繰り返す。この操作では、 $t = 1$ のデータが欠落するため、 $\tilde{y}_0 = y_0 \sqrt{(1 - \hat{\rho})}$, $\tilde{x}_0 = x_0 \sqrt{(1 - \hat{\rho})}$ によって初期値を補完しながら推定を行う。

第4章 分析結果

本章では、まずは和歌山県の宿泊者数データに対して、X-12-ARIMA 法による季節調整を実施した結果を示す。続いて ITS 分析の結果を述べる。なお、本研究における分析はすべて統計解析ソフトウェアである R (Version 4.4.2) (R Core Team, 2024) を用いて分析を実施した。

4.1 季節調整

まず、和歌山県の宿泊者数データから系列相関の要因となりうる季節性を除くべく、X-12-ARIMA 法による季節調整を実施した。季節調整結果を図 4.1 に示す。(A) は 2014 年 1 月から 2023 年 3 月までの宿泊客数および季節調整値を示し、(C) は対数値に対する季節調整結果を示している。(B)、(D) はそれぞれ (A)、(C) のデータのうち、2020 年のみを抽出した結果である。なお、赤色破線は和歌山県のコロナ禍の開始時期である 2020 年 3 月を表す。(A) および (C) を比較すると、コロナ禍以前までは、8 月のピークが適切に抑制され、ほとんどフラットなデータ推移となっていることが確認できる。また、コロナ禍においては、緊急事態宣言の発出による落ち込み (2020 年 4 月) や感染状況の変化により想定される不規則変動が表現できていることから概ね適切な季節調整がなされているように思える。しかし、(B)、(D) に着目すると、リフレッシュプランが実施されていた、6 月から 9 月の間で季節調整値に差異が確認できる。宿泊客数の実数値に対して季節調整を実施した (B) では、2020 年 8 月が、同年 6 月に比べて宿泊者数が減少するという季節調整結果であった。一方 (D) では、6 月から 8 月にかけて値が単調増加するような調整結果である。和歌山県では 8 月の宿泊者数抜きんで多いこと、リフレッシュプランが実施されていた期間であることを踏まえると、宿泊者数の対数値に対する季節調整の方が自然な調整結果であることが考えられる。つまり、宿泊者数の実数値に対する季節調整は、コロナ禍以前の傾向に牽引され、8 月の宿泊客数が過剰に調整されたと考えられる。以上より、より自然な調整がなされた宿泊客数の対数値の季節調整値 $\log(y_t)_{adj}$ を目的変数として設定し、ITS 分析を実施する。

4.2 ITS 分析の結果

続いて、和歌山県における ITS 分析のモデル式を説明し、分析結果を述べる。

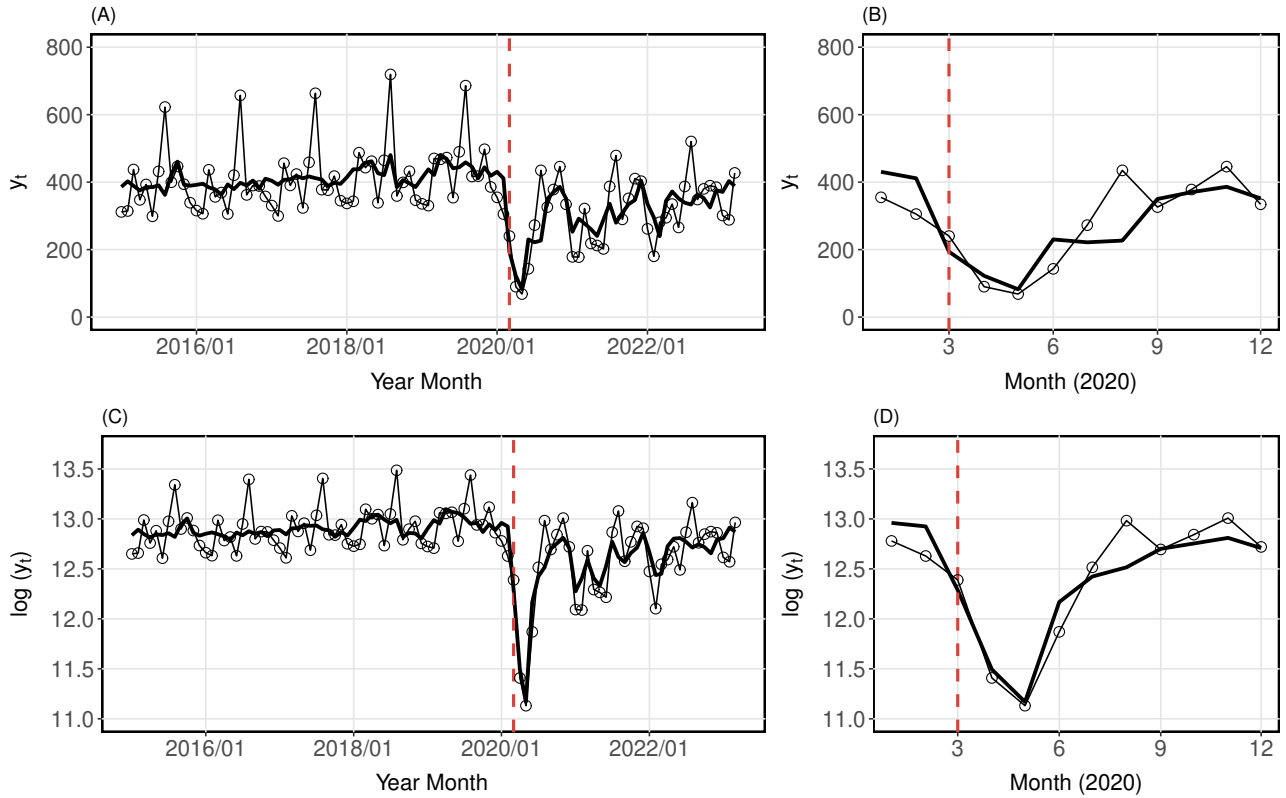


図 4.1 X-12-ARIMA による季節調整結果. 太線が季節調整値を表し, 赤破線は 2020 年 3 月を示す.

4.2.1 和歌山県のモデル式

和歌山県のモデル式は式 (4.1) のように仮定する. また, 表 4.1 では, コロナ禍から始まり, トラベル事業および和歌山県の観光誘起施策の始期・終期を時系列順にまとめている. 各始期・終期において丸付き番号が ITS 分析における介入時点に相当する. 本研究では, 月次データでの分析を実施するので, 同月に開始された施策の効果を分離できないことに留意されたい. また, ITS 分析では, ある介入時点から次の介入時点までの期間が少なくとも 2ヵ月空いていないと回帰直線が一意に定まらず, 適切な分析ができない. 以上より, 本研究における介入時点は計 8ヵ所とした. 式 (4.1) において, 介入に相当する項は第 3 項のレベル変化項と第 4 項のトレンド変化項である. また, 本分析では, 2014 年 1 月から 2023 年 3 月までの月次データを用いたため, サンプルサイズは月数に相当する 111 である.

続いて, 共変量について述べる. 式 (4.1) では, 第 5 項から第 8 項が共変量を表現している. 本研究では, 宿泊者数に影響を及ぼすであろう共変量として, 宿泊施設数 n_f (観光庁, 2024), 新型コロナウイルス新規陽性者数 n_c (厚生労働省, 2024), 緊急事態宣言発出の有無を示すダミー変数 s_1 およびまん延防止等重点措置適用の有無を示すダミー変数 s_2 の計 4 つの共変量を仮定した. 宿泊施設数 n_f は, 宿泊施設の新規開業・廃業が宿泊者数の受け入れ能力に大きな影響と及ぼすと考えられるためであり, 残りの 3 つについては, 新型コロナウイルスの感染拡大状況が旅行需要の増減に直接的に影響を及ぼすと考えられるためである. なお, 新型コロナウイルス新規

陽性者数 n_c は1カ月前の数値を適用している。これは、旅行の計画を立てる際に、事前に感染状況を確認しながら旅行先や旅行の可否を判断するだろうと考えられるためである。

$$\begin{aligned} \log(y_t)_{adj} = & \beta_0 + \beta_1 t + \\ & \sum_{i=1}^8 lev_i D_i + \sum_{i=1}^8 tre_i T_i + \\ & z_1 n_f + z_2 n_c + z_3 s_1 + z_4 s_2 \end{aligned} \quad (4.1)$$

4.2.2 分析結果

コロナ禍では、観光誘起施策の対象を和歌山県民に限定した時期とその他の地域も対象に含めた時期があった。そこで、本研究では、宿泊者全体に対する分析と和歌山県内からの宿泊者(以降、県内宿泊者)に限定した分析の2通りを実施した。その結果を図4.2、表4.2および表4.3に示す。多くの係数は統計的に有意な結果を得られなかった。サンプルサイズが十分でなかった可能性もある。そこで、全体的な傾向の変化を把握しながら考察を進める。

なお、宿泊者全体と県内宿泊者それぞれに対して、Praise-Winsten法を用いたITS分析を実施した結果、自由度調整済み決定係数は0.961と0.901であり、DW統計量は、それぞれ1.963と1.970となった。自由度調整済み決定係数はいずれのモデルにおいても0.9以上と大きく、適合度は十分である。また、DW統計量も十分2に近いので、自己相関の影響にも適切に対処できていると考えられる。

表 4.1 和歌山県の観光誘起施策一覧

出来事	始期	終期	対象
コロナ禍	① 2020年3月	-	-
緊急事態宣言発出	2020年4月16日	2020年5月4日	和歌山県
わかやまりフレッシュプラン	② 2020年7月8日	③ 2020年9月30日	和歌山県
GoTo トラベル事業	2020年7月22日	2020年12月27日	全国(東京都除く)
GoTo トラベル事業 東京都発着分が対象に追加 地域クーポン追加	2020年10月1日	④ 2020年12月27日	全国
わかやまりフレッシュプラン 2nd	⑤ 2021年6月22日	2021年10月7日	和歌山県
わかやまりフレッシュプラン 3rd	2021年10月8日	⑥ 2021年12月31日	和歌山県
まん延防止等重点措置適用	2022年2月5日	2022年3月6日	和歌山県
わかやまりフレッシュプラン S	⑦ 2022年4月1日	2022年10月10日	和歌山県, 三重県, 滋賀県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県および徳島県
わかやまりフレッシュプラン S ワイド	2022年10月11日	⑧ 2022年12月27日	全国

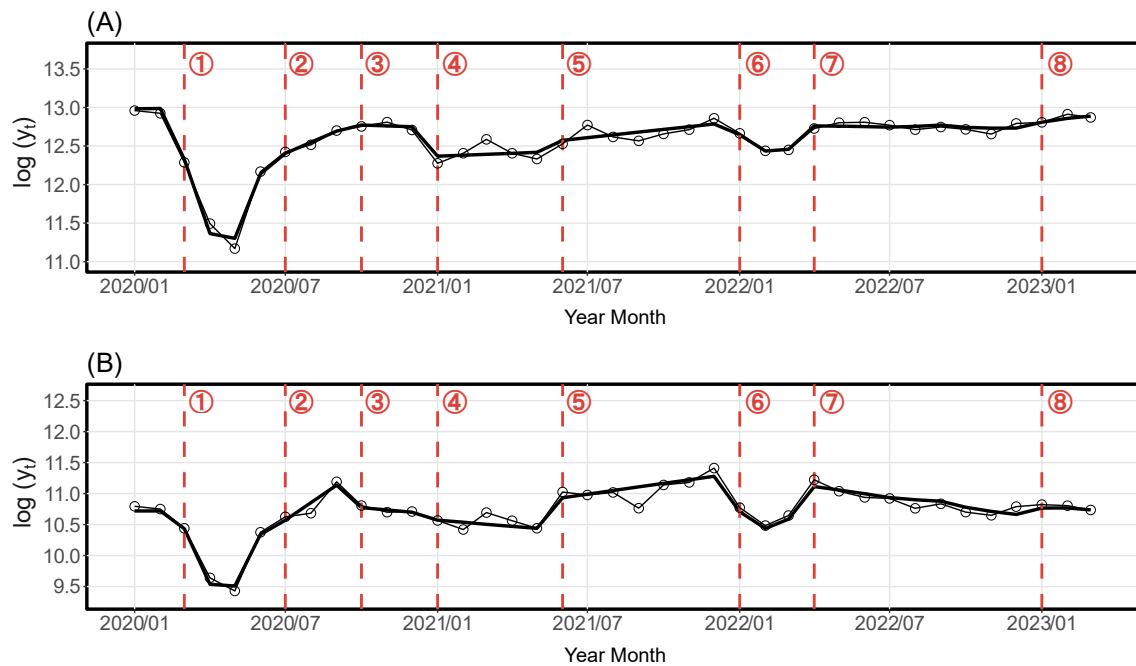


図 4.2 季節調整値と回帰直線. 太線が回帰直線を示す. (A) は宿泊者全体に対する回帰結果, (B) は県内宿泊者に対する回帰結果を表し, 各赤破線は介入時点を示している. 番号は, 表 4.1 の介入時点に対応.

表 4.2 ITS 分析の結果 (宿泊者全体)

説明変数		回帰変数	p 値	変化率 (%)	変化率の 95%信頼区間	
					Lower	Upper
基準レベル	β_0	12.6 ***	0.000	-	-	-
基準トレンド	β_1	2.01×10^{-3} *	0.027	-	-	-
コロナ禍開始	lev_1	-0.596 ***	0.000	-44.91	-54.31	-33.57
	tre_1	-6.60×10^{-2} **	0.042	-6.38	-12.15	-0.24
リフレッシュプラン・ トラベル事業開始	lev_2	0.121	0.287	12.91	-9.87	41.44
	tre_2	0.207 ***	0.000	23.03	9.03	38.83
リフレッシュプラン終了・ トラベル事業に東京発着分追加	lev_3	8.88×10^{-2}	0.434	9.28	-12.67	36.74
	tre_3	-0.154 *	0.034	-14.3	-25.68	-1.17
トラベル事業終了	lev_4	-0.393 ***	0.000	-32.47	-43.93	-18.67
	tre_4	2.33×10^{-2}	0.678	2.35	-8.40	14.37
リフレッシュプラン 2nd 開始	lev_5	0.120	0.151	12.72	-3.46	8.53
	tre_5	2.33×10^{-2}	0.430	2.36	-3.46	8.53
リフレッシュプラン 3rd 終了	lev_6	-0.178	0.169	-16.3	-35.9	7.93
	tre_6	-1.73×10^{-2}	0.844	-1.71	-17.4	16.96
リフレッシュプラン S 開始	lev_7	7.86×10^{-2}	0.659	8.17	-23.98	53.92
	tre_7	-2.28×10^{-2}	0.794	-2.25	-17.8	16.23
リフレッシュプラン S ワイド 終了	lev_8	4.74×10^{-3}	0.969	0.48	-21.35	28.36
	tre_8	5.44×10^{-2}	0.345	5.6	-5.78	18.35
宿泊施設数	n_f	2.61×10^{-4}	0.551	0.03	-0.06	0.11
新型コロナウイルス 新規陽性者数	n_c	7.51×10^{-7}	0.660	7.51×10^{-7}	-2.63×10^{-6}	-4.13×10^{-6}
緊急事態宣言の発出	s_1	-0.901 ***	0.000	-59.39	-64.18	-53.96
まん延防止等 重点措置の適用	s_2	-0.233	0.103	-20.82	-40.26	4.95

* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

表 4.3 ITS 分析の結果 (県内宿泊者のみ)

説明変数		回帰変数	p 値	変化率 (%)	変化率の 95%信頼区間	
					Lower	Upper
基準レベル	β_0	10.45 ***	0.000	-	-	-
基準トレンド	β_1	-4.79×10^{-3} *	0.030	-	-	-
コロナ禍開始	lev_1	-0.26	0.141	-22.79	-45.37	9.11
	tre_1	-2.81×10^{-2}	0.649	-2.77	-13.94	-9.85
リフレッシュプラン・ トラベル事業開始	lev_2	5.42×10^{-2}	0.784	-5.27	-36.00	40.21
	tre_2	0.31 **	0.009	36.75	8.13	72.94
リフレッシュプラン終了・ トラベル事業に東京発着分追加	lev_3	-0.33	0.098	-28.21	-51.41	6.36
	tre_3	-0.32 *	0.023	-27.17	-44.57	-4.30
トラベル事業終了	lev_4	-8.93×10^{-2}	0.600	-8.55	-34.73	28.14
	tre_4	3.68×10^{-3}	0.973	0.37	-19.21	24.69
リフレッシュプラン 2nd 開始	lev_5	0.44**	0.007	54.46	13.24	110.68
	tre_5	9.15×10^{-2}	0.150	9.59	-3.30	24.19
リフレッシュプラン 3rd 終了	lev_6	-0.78**	0.001	-54.03	-71.22	-26.55
	tre_6	8.60×10^{-2}	0.579	8.99	-19.80	48.11
リフレッシュプラン S 開始	lev_7	0.17	0.566	18.57	-34.06	113.21
	tre_7	-0.18	0.192	-18.29	-39.77	10.85
リフレッシュプラン S ワイド 終了	lev_8	5.70×10^{-2}	0.759	5.86	-26.66	52.81
	tre_8	6.00×10^{-2}	0.369	6.18	-6.94	21.15
宿泊施設数	n_f	7.87×10^{-4}	0.454	0.08	-0.13	0.29
新型コロナウイルス 新規陽性者数	n_c	1.20×10^{-6}	0.687	1.20×10^{-4}	-4.70×10^{-4}	-7.10×10^{-4}
緊急事態宣言の発出	s_1	-0.87 ***	0.000	-57.99	-66.32	-47.60
まん延防止等 重点措置の適用	s_2	-0.42	0.081	-34.26	-59.02	5.46

* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

第5章 考察

本章では、ITS 分析の結果について、宿泊者全体の場合と県内宿泊者に限定した場合の2つの観点から考察を述べ、最後に今後の展望について述べる。なお、本分析では、目的関数は宿泊者数の対数値であるため、各偏回帰係数の解釈は、宿泊者数の変化率で表現されることに注意されたい。

5.1 宿泊者全体の分析結果に対する考察

まず、表 4.2 に示した宿泊者全体に対する分析結果について、レベル変化に着目すると、和歌山県にてコロナ禍が始まった 2020 年 3 月には、約 -44.91% と非常に大きなレベル降下が発生している。全国的に新型コロナウイルス感染症が拡大した時期であること、同年 2 月に和歌山県にて国内初の院内感染が発生したことなどから、和歌山県への旅行需要が大きく減少したことが伺える。また、2020 年 4 月から 5 月にかけて発出された緊急事態宣言により、約 -59.39% とコロナ禍開始以上の大きなレベル降下が生じている。つまり、緊急事態宣言の発出は、人々の行動を抑制するという観点では、強力な効果を発揮していたことを確認することができる。コロナ禍に加え、緊急事態宣言が重なったことで、和歌山県の宿泊者数はさらに減少し、2020 年 5 月は例年の $1/5$ 程度であった。その後、緊急事態宣言が解除されたにより、宿泊者数は回復基調となった。

緊急事態宣言解除後に実施されたリフレッシュプランやトラベル事業の開始による介入に着目すると、レベル変化項については統計的に有意な結果ではなかった。よってこれらは、旅行需要の回復にレベル変化を生じさせるような大きなインパクトは与えたとは言えなかったと考えられる。しかしながら、トラベル事業終了後には、約 32.47% の落ち込みが生じており、施策の終了が旅行需要の減少につながったと考えられる。

続いて、トレンド変化に着目すると、コロナ禍開始後、約 -6.38% とトレンドは減少傾向を示している。その後、リフレッシュプランやトラベル事業の開始により、コロナ禍の下降トレンド以上に強力な上昇トレンドが発生している。上昇率は約 23.03% である。施策期間中、宿泊客数が最大となったのは 2020 年 11 月の約 44.6 万人であった。この時点で、一時的ではあるが、2019 年 11 月の 90% 程度まで宿泊客数が回復したことになる。またリフレッシュプラン終了と同時に再び下降トレンドに転換していることから、県民の旅行需要の減衰を読み取ることができる。トラベル事業では、リフレッシュプラン終了と同月に、東京都発着分の旅行が割引対象に追加されている。東京都の人口規模を考慮すると、リフレッシュプランが終了したとしても、トレンド傾

向の維持もしくは増大が観測されても不思議ではないが、結果として、リフレッシュプラン終了による旅行需要の減少の影響の方が大きかったと言える。

コロナ禍が始まり、社会情勢の変化が激しかった 2020 年中は、和歌山県の宿泊客数が過去最低レベルまで落ち込み、観光業界に深刻な打撃を与えた。コロナ禍初期の旅行控えの影響もあり、リフレッシュプランやトラベル事業は、宿泊客のトレンドにレベル変化を生じるほどの即効性は示さなかった。しかし、コロナ禍開始による下降トレンドを覆し、上昇トレンドへと転じる効果を発揮しており、着実に宿泊客の回復につながれたと考えられる。

表 4.2 から読み取れるように、2021 年以降に実施された観光誘起施策による介入効果はいずれも統計的に有意な結果とはならなかった。2021 年以降は、まん延防止等重点措置の適用期間の一時的な下落を除いて、宿泊者数は長期的に回復傾向にある。ITS 分析にて、施策による明確な観光需要回復効果は確認できなかったものの、ワクチンの普及や新型コロナウイルス感染症に対する人々の認識の変化といった、本モデルでは表現しきれない社会情勢の変化が、観光需要をコロナ禍前の水準へ回復させた要因ではないだろうか。

ところで、1.2.2 項で述べたように、県民を対象に実施されたリフレッシュプラン 2nd および 3rd の利用人数は半年間で約 54 万人にも上る。コロナ禍以前の年間県内宿泊者数は 59 万人程度であることを鑑みると、リフレッシュプラン 2nd および 3rd が宿泊者数の回復に寄与しなかったことは考えづらい。この点を検証するために、次節では、県内宿泊者に限定した場合の分析結果に対して考察を述べる。

5.2 県内宿泊者に限定した場合の分析結果に対する考察

5.1 節と同様に、時系列順に分析結果の整理・考察を行う。図 4.2 より、県内宿泊者数についても、宿泊者数全体と同様に、コロナ禍の開始および緊急事態宣言発出と同時期に宿泊者数が大きく減少していたことが分かる。表 4.3 より、コロナ禍開始によるレベル変化・トレンド変化についてはいずれも有意な結果とならず、緊急事態宣言の発出が宿泊者数減少の主な要因であったことが考えられる。その後開始されたリフレッシュプランおよびトラベル事業については、施策開始によるレベル変化は統計的に有意な結果とならず、トレンド変化のみを発生させていたという結果である。リフレッシュプランは施策実施期間が 3 カ月弱と比較的短かったものの、強力な上昇トレンドをもたらしたことにより、リフレッシュプラン終了時点で県内宿泊者数の水準は施策前よりも 10% 程度回復していた。この傾向は、前節で述べた宿泊者全体の動きと同様であると考えられる。

続いて、リフレッシュプラン 2nd および 3rd について着目すると、リフレッシュプラン 2nd の開始により変化率約 54.46% と非常に大きなレベル上昇が発生している。これら施策実施期間中は、コロナ禍以前と比較して県内宿泊者数が平均約 1.5 倍となっており、緊急事態宣言発出時期の宿泊客数減少分を打ち消すほどの大きな効果を発揮していたことが分かる。

県内宿泊者数についても宿泊者全体に対する結果と同様、リフレッシュプラン S 以降は、レベ

ル変化・トレンド変化ともに統計的に有意な結果となっていない。リフレッシュプランS以降は、施策の対象が県民のみから周辺都道府県や全国へと拡大し、それに伴って最大補助額が半分の5,000円まで減少した。このため、県民の関心がこれまでの施策に比べて薄れていた可能性が考えられる。

5.3 まとめと今後の展望

トラベル事業および和歌山県が実施した各種観光施策を総合的に考えると、コロナ禍が始まった2020年においては、落ち込んだ観光需要を回復させ、宿泊客を回帰させる一定の効果を発揮していたと言える。これは、コロナ禍において、旅行に行きたくても我慢している「自粛層」を取り込み、効率的に観光需要を喚起できたからだと考える。この点については、単に「お得に旅行ができる」という側面だけでなく、「旅行をしても良い」という社会的風潮を醸成するという観点からも効果を発揮していたと考えられる。

一方で、2021年以降に実施された施策に関しては、県民向けに実施されたリフレッシュプラン2ndおよび3rdは、観光需要を回復させる一定の効果は認められたものの、宿泊者全体に視野を広げると、明確な観光需要回復効果は確認されなかった。ワクチンの普及や新型コロナウイルス感染症の危険性に関する認知がある程度進んだ2021年以降は、「自粛層」が減り、旅行に「行く層」と「行かない層」の大きく2層に分かれていたと考える。この時期と施策の補助額の低減や内容のマンネリ化が重なったために、施策の効果が弱まった可能性がある。このような状況下では、旅行に「行かない層」を取り込むための新たな施策が求められる。具体的には、感染リスクの低いモデルコースの提案や、自然・屋外アクティビティへの優遇策など、安心して旅行を楽しめる内容を盛り込む必要があると考えられる。

本研究では、ITS分析について、統計的に十分な精度を得られなかった点や発生した事象を細かく分離して分析できなかった点については今後、改善の余地がある。また、本研究では、宿泊者数に着目して分析を実施したが、宿泊者数だけでなく、これら施策によって地域経済にどれほどの影響を与えたのか、経済的観点からの分析も必要であると考えられる。

他方、実施された観光誘起施策の評価について、都道府県単位での分析はまだ十分なされておらず、本研究で明らかになった点は、今後の予算規模や施策内容、実施時期など制度設計を検討する際の基礎資料として有用であると考えられる。

第6章 結び

本研究では、和歌山県の宿泊者数に対して、Praise-Winsten 法を用いた ITS 分析を実施し、コロナ禍に実施された観光誘起施策の定量評価を実施した。以下に、本研究で得られた知見をまとめる。

宿泊者全体に関しては、コロナ禍の開始・緊急事態宣言の発出は、宿泊者数のトレンドに大きなレベル降下をもたらし、宿泊事業者に対して深刻なダメージを与えていた。その後、2020 年に実施されたトラベル事業およびリフレッシュプランは回復率約 23% の大きな上昇トレンドをもたらした。これらはレベル変化を生じるほどの即効性は示さなかったが、着実な宿泊客の回復という形で効果を発揮したと考えられる。2021 年以降の各種施策については、いずれも統計的に有意な回復効果は確認されなかった。しかしながら、施策実施期間中、宿泊客数のトレンドはほとんど変化せずに推移していることから、これら施策が宿泊客の維持に効果を発揮していた可能性は否定できない。

続いて、県内宿泊者数に着目すると、コロナ禍初期に発生した宿泊者数の減少は、緊急事態宣言の発出が主因であると考えられる。その後に行われたトラベル事業およびリフレッシュプランがもたらした効果は宿泊者全体に対する分析結果と同様である。しかしながら、リフレッシュプラン 2nd および 3rd については、宿泊者全体に関する結果と異なり、大きなレベル上昇を発生させていた。これにより、県内宿泊者に限ると、リフレッシュプラン 2nd および 3rd は、コロナ禍初期の宿泊者数の減少分を補う形で効果を発揮したと考えられる。

以上より、主に県民を対象とした観光誘起施策は、コロナ禍という非常時において、県内観光産業の維持に大きく貢献していたと考えられる。一方で、似た内容の施策が長期間にわたり複数回実施される場合には、その効果が徐々に減衰することを鑑みて、施策内容の更新や実施時期等を熟慮したうえで、施策を展開する必要があると考えられる。

謝辞

終わりに臨み、本研究に際して終始懇切なるご指導、ご鞭撻を賜りました、清水昌平教授に心より深く感謝の意を表します。

また、清水研究室の諸兄には、本研究を進めるにあたり、非常に多くの助言をいただき、大変有意義な時間を過ごすことができました。ここに御礼申し上げます。

最後に、滋賀大学大学院での研究の機会をいただき、研究面や生活面において、様々な場面でサポートしていただきました、和歌山県企画部企画政策局企画課および和歌山県データ利活用センターの皆様に深く感謝の意を表します。

参考文献

- [1] “明日の日本を支える観光ビジョン”, 観光庁, 2016.
- [2] “令和元年版観光白書”, 観光庁, 2019.
- [3] 宿泊旅行統計調査, 観光庁, 2024.
https://www.mlit.go.jp/kankocho/tokei_hakusyo/shukuhakutokei.html
- [4] 旅行・観光消費動向調査, 観光庁, 2021.
- [5] 令和2年度経済産業省関連予算等の概要, 経済産業省, 2020.
- [6] 真子 和也, “Go To トラベル事業の経緯と論点”, 国立国会図書館, 2020.
- [7] “地域観光事業支援の実施について “ 観光庁, 2021.
https://www.mlit.go.jp/kankocho/news06_000503.html
- [8] “令和2年度事業実績報告書“, 公益社団法人 和歌山県観光連盟, 2020.
- [9] “令和3年度事業実績報告書“, 公益財団法人 和歌山県観光連盟, 2022.
- [10] “令和元年和歌山県観光客動態調査報告書“, 和歌山県観光振興課, 2020.
- [11] Fukushima, Y. and Hiraga, H., “Where to Go: The Japanese Government’s Travel Subsidy during COVID-19”, SSRN, 3746114, 2020.
- [12] 小巻, “全国旅行支援の経済効果に対する評価と課題”, ニッセイ基礎研究所, 2023.
- [13] Granger, C. W. J., “Seasonality: Causation, Interpretation, and Implications”, National Bureau of Economic Research, pp.33-56, 1978.
- [14] 有田 帝馬, 入門 季節調整, 東洋経済新聞社, 2012.
- [15] 経済産業省, “指数の作成と利用鉱工業指数読本”, 経済産業統計協会, 2010.
- [16] Findley, D. F., Monsell, B. C., Bell, W. R., Otto, M. C. and Chen, B. C., “New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, 127-152, 1998.

- [17] 奥本 佳伸, “季節調整プログラム センサス局法”, 千葉大学 経済研究 第 29 巻第 4 号, 2015.
- [18] George E. P. B., Gwilym, M. J. and Gregory, C. R., “Time Series Analysis Forecasting and Control 4th Edition”, Prentice-Hall International, Inc, 2008.
- [19] Shiskin, J., Young, A. H. and Musgrave, J. C., “The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program”, *Bureau of the census thhnical paper*, No.15, 1967.
- [20] 高岡 慎, 経済時系列と季節調整法, 朝倉書店, 2015.
- [21] Snow, J., “On the Mode of Communication of Cholera”, second edition, John Churchill, London, 1855.
- [22] Thistlethwaite, D. L. and Campbell, D. T., “Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment”, *Journal of Educational Psychology*, 51(6), 309-317, 1960.
- [23] 松下 哲明, “熊本地震における復興支援策「ふっこう割」が観光客の回復過程に及ぼした影響”, 土木学会論文集, Vol. 75, 1-10, 2019.
- [24] Auger, K. A., Shah, S. S. and Richardson, T., “Association Between Statewide School Closure and COVID-19 Incidence and Mortality in the US”, *JAMA*, 859-870, 2020.
- [25] Cook, T. D. and Campbell, D. T., “Quasi-experimentation: Design & analysis issues fo field settings”, MA: Houghton Mifflin Company, Boston, 1979.
- [26] Wooldridge, J. M., “Serial correlation and heteroskedasticity in time series regressions”, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, fifth edition, Mason, OH:South-Western, 2009.
- [27] Prais, S. J. and Winsten, C. B., “Trend estimators and serial correlation”, *Cowles Commission Discussion Paper*, No. 383, Chicago, 1954.
- [28] Cochrane, D. and Orcutt, G. H., “Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Auto- Correlated Error Terms”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 44, No. 245, 32-61, 1949.
- [29] Greene, H. W., *Econometric Analysis*, eighth edition, Pearson Education Limited, London, 2020.
- [30] Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.

- [31] Bottomley, C., Ooko, M., Gasparrini, A. and Keogh, R. H., “In praise of Prais-Winsten: An evaluation of methods used to account for autocorrelation in interrupted time series”, *Statistics in Medicine*, Vol. 42, 1277-1288, 2023.
- [32] R Core Team, R:a language and environment for statistical computing, 2024.
- [33] “データからわかる-新型コロナウイルス感染状況”, 厚生労働省, 2024.
<https://covid19.mhlw.go.jp/>
- [34] “令和3年度事業実績報告書”, 公益財団法人 和歌山県観光連盟, 2022.