



SHIGA UNIVERSITY



DEML Center working paper series

Working Paper No.2

コロナ禍の EBPM に資する
宿泊・飲食サービス業の就業者予測

川上 幹男

楠田 浩二

March 2021

Data Engineering and Machine Learning Center

1-1-1 BANBA, HIKONE,

SHIGA 522-8522, JAPAN

コロナ禍の EBPM に資する 宿泊・飲食サービス業の就業者数予測

川上 幹男 楠田 浩二*
滋賀大学大学院修士課程 滋賀大学

2021 年 3 月 29 日

概要

宿泊・飲食サービス業の就業者数の予測重回帰モデルを、予測精度、速報性、説得力、政策決定支援力の EBPM に資する 4 要件を満たすモデルとして構築する。四半期毎に 2 四半期先までの就業者数を予測する平常時モデルに加え、今般の緊急事態宣言のような不測の事態の影響を織り込める非常時モデルを VAR モデルのインパルス応答分析により構築する。非常時モデルは就業者数が世界金融危機時の就業者数に迫る水準に達することを予測しており、当該業界向けの支援策が喫緊の課題であることを示している。

キーワード：経済，EBPM，コロナ禍，データ解析，統計，予測

1 序論

コロナ禍で最も深刻な打撃を受けている宿泊・飲食サービス業の失業問題が懸念されている。我々は、観測できない業種別失業者数の代理変数として宿泊・飲食サービス業の就業者数を考察の対象にする。本研究では、政策決定過程における重要課題とされている evidence based policy making (EBPM) に資する宿泊・飲食サービス業就業者数予測モデルの構築を企図する。EBPM に資する予測モデルとして、我々は予測精度、速報性、説得力、政策決定支援力の 4 要件を満たす重回帰分析モデルを構築する。¹

* Email: kusuda@biwako.shiga-u.ac.jp. 本研究は、帝国データバンク Engineering and Machine Learning Center のコロナ対策プロジェクトの一環として行われた楠田・川上 [1] を大幅に発展させ、論文形式に取りまとめたものである。本研究の過程で多大なご指導ご鞭撻を賜った杉本知之センター長ならびに大里隆也主任に厚く感謝申し上げます。

¹ 昨今、機械学習手法による予測モデルが注目されている。しかし、機械学習の予測過程を解釈するのは困難な場合が少なくなく、機械学習手法は EBPM の要件のうち、説得力と政策決定支援力を満たすことは難しい。これに対し、重回帰分析は目的とする被説明変数の予測だけでなく、被説明変数と説明変数の関係を重回帰式の係数の符号から定性的に、係数の水準から定量的に捉えられる。

本研究における EBPM に資する 4 要件を満たす主な方法は次の通りである。まず、重回帰分析において必要とされる諸検定を行い、帰無仮説棄却時には GLS 推定量、MM 推定量等の適切な推定量を導出し、モデル選択の際には AIC 等の予測精度の観点から適切な情報量基準を用いるほか、日銀短観判断項目データの予測系列や当該業界固有の観光促進政策要因を捉えるための「民泊事業者数」を説明変数として利用することによって予測精度を高める。また、予測時に未公表の変数を予測する予測サブモデルを別途構築することにより、速報性を確保する。さらに、モデル選択に際して、上記情報量基準のみならず、経済理論と整合的な符号条件を課すほか、説明変数候補集合に政策判断に用いられる変数と政策上制御可能な変数をできるだけ取り入れることにより説得力と政策決定支援力を担保する。

我々は、昨年 12 月末時点で 2021 年第 1・第 2 四半期の宿泊・飲食サービス業就業者数を予測する「平常時モデル」を構築した。同モデルでは 4 半期毎に予測を更新することが想定されており、次回更新は 4 月初旬であった。しかし、その後 2 度目の緊急事態宣言が発出されたので、現時点で同影響を織り込んだ「非常時モデル」を構築した。2 度目の緊急事態宣言が非常時モデルの主要説明変数である生産設備 DI と第 3 次産業活動指数に与える影響を VAR モデルのインパルス応答分析により評価し、2021 年第 1・第 2 四半期の就業者数を予測した。

本研究の先行関連研究をジャーナル採択論文を対象に整理すると、以下の通りである。まず、我が国の宿泊・飲食サービス業の就業者数の予測に関する論文は、我々の知り得る限り存在していない。そこで、関連研究として失業率予測研究についてみると、説明力の高いデータを模索する研究と説明力の高いモデルを構築する研究に大別される。²ただ、これらの研究では、予測精度のみに重きが置かれているが、本研究で構築するモデルには、予測精度のみならず、速報性、説得力、政策決定支援力も要求されている。

次章以降の構成は次の通りである。第 2 章では、平常時予測モデルと予測サブモデルについて説明する。第 3 章では、非常時予測モデルと同モデルに基づく予測結果を示す。第 4 章では、結論を述べる。補論では、使用データの詳細を解説する。

2 平常時予測モデルと予測サブモデル

本章では、宿泊・飲食サービス業就業者数予測重回帰モデルと予測サブモデルの構築過程を説明した後、構築されたモデルの予測精度を示すほか、宿泊・飲食サービス業就業者数の主な変動要因を検証し、本モデルが説得力と政策決定支援力を有することを示す。

² 説明力の高いデータを模索する研究としては、消費者調査のような市民の今後の景況感の期待を捉える質的データを検討した Claveria[17] や Google の検索クエリのデータを組み入れた Maas[20], Smith[23], Fondeur and Karamé [18] が挙げられるが、いずれも失業率予測精度の改善に有用であることが示唆されている。説明力の高いモデルを構築する研究としては、オクンの法則やフィリップス曲線などの経済理論に基づき GDP 成長率、失業率、インフレ率を変数とする状態空間モデルを用いて予測した Chua *et al.*[16], 複数の時系列モデル (ARIMA, SARIMA, TAR, MSA, VAR) を用いて予測を試みた Montgomery *et al.*[21], 失業率推移の線形と非線形性をそれぞれ ARIMA, ARNN モデルで表現するアプローチを提案した Chakraborty *et al.*[15], 線型性を考慮した時系列モデルと非線形性を機械学習手法 (ニューラルネットワーク, SVM, スプライン回帰) で考慮した Katris[19] 等が挙げられる。

まず、宿泊・飲食サービス業がコロナ禍において失業問題が最も深刻な業種であることを確認するため、「業種別就業者数」³を対象に、2020年4～9月の前年同期比較を行った（図1・2参照）。

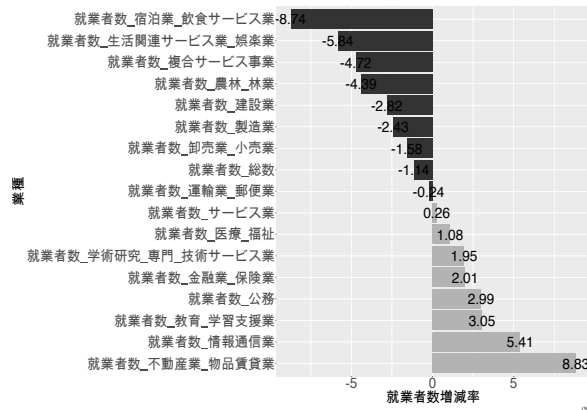


図1 業種別前年同期比減少率

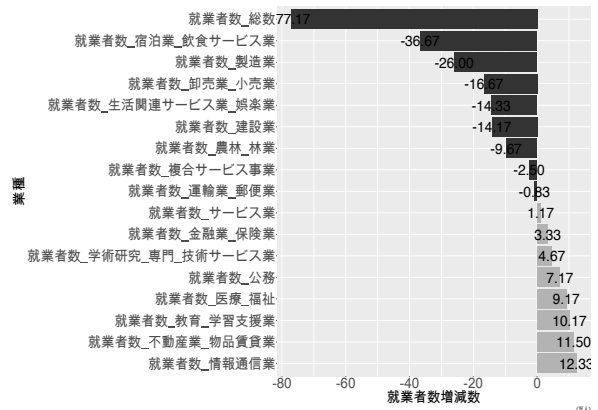


図2 業種別前年同期比減少数

前年同期比減少率・減少数何れにおいても、宿泊・飲食サービス業が最大となっている。

2.1 就業者推移の特徴

本モデルの被説明変数となる季調済宿泊・飲食サービス業就業者数の2008年第1四半期～2020年第3四半期の推移は下図の通りである。⁴

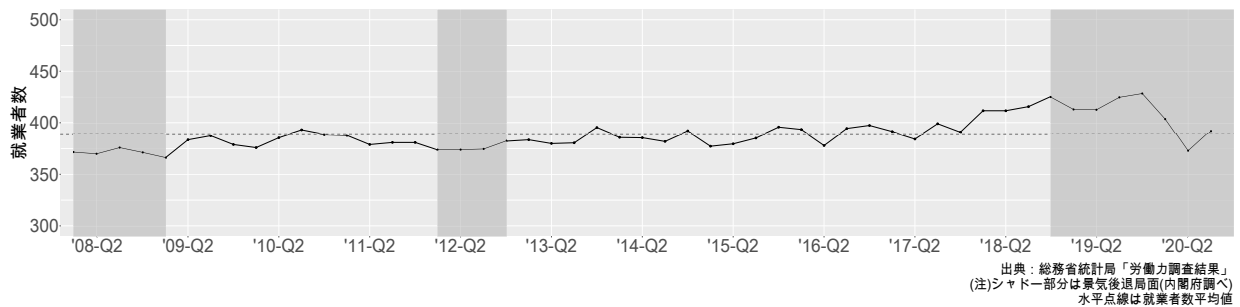


図3 宿泊・飲食サービス業就業者数の推移

図3の宿泊・飲食サービス業就業者数の推移から、次の3つの特徴がみとれる。

- 2017年第4四半期まで、趨勢的に増加している

³ 本研究で利用した業種別就業者数データは、総務省統計局 [6] の労働力調査に基づくものであり、業種は日本標準産業分類に基づいている。なお、就業者数とは、従業者数と休業者数の合計である。詳細は総務省統計局 HP「労働力調査用語の解説」(総務省統計局 [5])を参照されたい。

⁴ 図中、シャドー部分は内閣府 [7] が発表する景気基準日付を元にした景気後退局面であるが、2019年第4四半期以降の景気後退局面は暫定であることに注意されたい。

- 増加の速度が 2018 年第 1 四半期～2018 年第 4 四半期まで加速している
- 2020 年第 1 四半期から 2 期連続で大幅に落ち込んだものの、第 3 四半期には推定期間平均水準を若干上回る水準まで急回復している

2.2 EBPM に資するモデルの 4 要件確保のための対応

EBPM に資するモデルの 4 要件である予測精度、速報性、説得力、速報性を確保するための本研究における対応について説明する。

2.2.1 予測精度の確保

まず、誤差項の不均一分散と系列相関、多重共線性、影響点に関する検定を行い、帰無仮説棄却時には GLS 推定量、MM 推定量等の適切な推定量を導出するほか、モデル選択の基準として AIC 等の予測精度の観点から適切な情報量基準を用いる。また、当該業界固有の観光促進政策要因を捉えるため「民泊事業者数」を説明変数として利用する。さらに、予測モデル固有の制約、例えば 1 四半期先予測モデルでは、基本的に、被説明変数よりも 1 期以前の説明変数しか使えないという制約を克服するため、日銀短観の判断項目データのうち、業況ディフュージョン・インデックス (DI)、雇用人員 DI、生産設備 DI、販売価格 DI、仕入価格 DI に着目した。これらの DI データは、当期実績値に加え、1 四半期先予測値が存在する。こうした企業向けアンケート調査に基づく予測値は、コロナ禍のような業種によって業況に大きな跛行性のある状況では、信頼性の高い情報と解釈できる。

実際に上記 DI の予測値系列が実績値系列を高い精度で予測出来ているかを回帰分析により検証した。すなわち、上記 DI について、実績値系列を被説明変数、予測値系列を説明変数とする回帰分析を行うこととした。ただ、回帰分析においては、見せかけの回帰⁵の問題がある。そこで、被説明変数である宿泊・飲食サービス業就業者数の単位根の ADF 検定を行ったところ、単位根有りの帰無仮説は全 DI で棄却できた。回帰分析は、まず OLS 推定を行い、系列相関が検出された場合は GLS 推定を行った。その結果、世界金融危機期の 2009 年第 1 四半期、コロナ発生期の 2020 年第 1 四半期、第 1 次緊急事態宣言期 2020 年第 2 四半期が外れ値となっていることが判明したので、これらの期間を推定期間から除外してあらためて推定を行った結果は下表の通りである。

表 1 日銀短観 DI 予測系列の予測力検証

	業況 DI	雇用人員 DI	生産設備 DI	販売価格 DI	仕入価格 DI
自由度修正済み決定係数	0.881	0.961	0.814	0.883	0.911

予測値系列が非常時を除くと、実績値系列の高い予測力を有していることが示されている。そこで、1 四半期先予測モデルでは、パラメータ推定に際しては当期実績値を説明変数とし、1 四半期

⁵ 見せかけの回帰は、回帰モデルにおいて、被説明変数と説明変数がともに単位根過程に従う場合、本来は説明力が低いにも拘わらず、高く推定される現象である。

先予測に際しては当該変数を1四半期先予測値に置き換えることとする。

2.2.2 説得力と政策決定支援力の確保

モデル選択の基準として、上記情報量基準のみならず、経済理論と整合的な符号条件を課す。また、現実の政策判断に用いられているデータ、特に、同水準が政策上制御可能なデータをできるだけ説明変数候補集合に取り込むこととする。説明変数候補の中核となる日銀短観データは、全国の企業動向を把握し、金融政策の適切な運営に資することが目的とされており、日銀が金融政策の決定において、同調査結果を重要な判断材料としていることが伺われる。このほか、貸出約定平均金利、貸出態度DI、資金繰りDI、実質実効為替レートを説明変数候補として選択するが、これらは金融政策により間接的に制御可能な変数と解釈できる。

2.2.3 速報性の確保

本予測モデルは、四半期ごとに予測値を算出する。しかし、説明変数として利用するデータの中には約1ヶ月遅れて公表されるものもある。例えば、実質実効為替レートは翌月の20日頃発表されている。従って、1月に2四半期先の予測値を公表するために1月20日まで待つ必要があり、速報性が失われる。そこで本研究では、1ヶ月先予測モデル（以下、予測サブモデル）等を重回帰分析と時系列分析により構築し、予測値公表の速報性を確保する。

2.3 平常時予測モデル構築の全体像

ここで、平常時予測モデル構築の全体像を俯瞰するために、その概要を図示しておく。

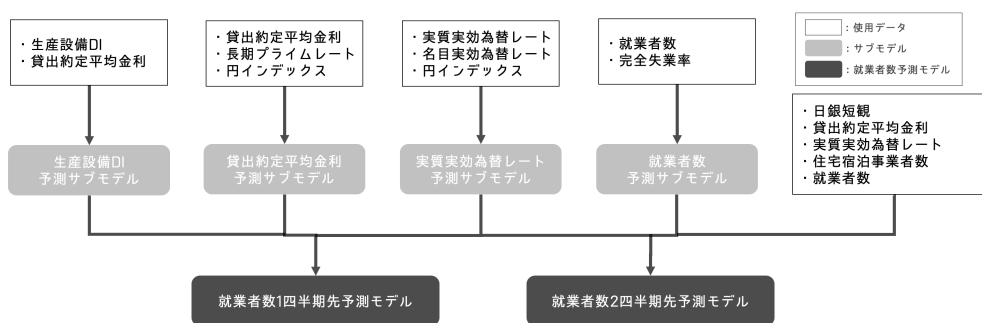


図4 平常時予測モデル構築の概要

2.4 説明変数候補

2.4.1 日銀短観DIデータ

本予測モデルにおいて説明変数候補の中核をなす日銀短観DIデータは、業況、雇用人員等の13項目の設問について、3つの選択肢から回答企業が選ぶ形式で集計され、回答結果は次式で定義さ

表2 日銀短観判断項目の設問に対する選択肢

	1	2	3
業況 DI	良い	さほど良くない	悪い
雇用人員 DI	過剰	適正	不足
資金繰り DI	楽である	さほど苦しくない	苦しい
貸出態度 DI	緩い	さほど厳しくない	厳しい
生産設備 DI	過剰	適正	不足
販売価格 DI	上昇	もちあい	下落
仕入価格 DI	上昇	もちあい	下落

れる DI に加工される。

$$DI(\% \text{ポイント}) = \text{第1 選択肢の回答社数構成比}(\%) - \text{第3 選択肢の回答社数構成比}(\%)$$

本研究で用いた日銀短観データの判断項目の設問は次の通りである。

業況 DI 回答企業の収益を中心とした、業況についての全般的な判断

雇用人員 DI 回答企業の雇用人員の過不足についての判断。

資金繰り DI 回答企業の手元流動性水準、金融機関の貸出態度、資金の回収・支払い条件などを統合した資金繰りについての判断。

貸出態度 DI 回答企業からみた金融機関の貸出態度についての判断。

生産設備 DI 回答企業の生産設備、営業用設備の過不足についての判断。

販売価格 DI 回答企業の主要製商品の販売価格、または主要サービスの提供価格についての判断。

仕入価格 DI 回答企業の主要原材料購入価格(外注加工費を含む)または主要商品の仕入れ価格についての判断。

上記各設問の選択肢は、表2の通りである。

2.4.2 説明変数候補集合と説明変数の符号条件

説明変数候補集合を選択するに際し、EBPMに資する4要件を考慮し、宿泊・飲食サービス業就業者数に影響を与える指標として、業況、人件費負担、設備費負担、採算性、対外通貨価値要因、借入の量的負担、借入の金利負担、観光促進効果、季節要因を取り上げる。季節要因を除く各指標を表し得る説明変数とその符号条件を次のように決定した。

- **業況** 一般に、就業者数は不況期に減少し、好況期に増大する傾向がある。業況 DI は業種ごとに実績値と予測値が利用できる。以上を踏まえて、業況 DI(全規模・宿泊・飲食サービス業)を選択する。そして、宿泊・飲食サービス業の就業者数は業況がよくなれば増加し、悪くなれば減少すると考えられるので、符号条件は正である。次の雇用需要・人件費負担と設備需要・設備費負担は、雇用者数・生産設備は一定であっても、業況が良くなれば、需要は高まり負担感は軽減するという意味で、業況を表す指標ともなっていることに留意され

たい。

雇用需要・人件費負担 予測値が利用できる雇員 DI を選択する。就業者数は、雇用の過剰感が強まると減少し、過剰感が弱まると増大すると考えられるので、符号条件は負である。

設備需要・設備費負担 予測値が利用できる生産設備 DI を選択する。就業者数は、生産設備の過剰感が強まると減少し、過剰感が弱まると増大すると考えられるので、符号条件は負である。

- **採算性** 販売価格 DI と仕入価格 DI は何れも予測値が利用できることを考慮して、販売価格 DI から仕入価格 DI を差し引いたものを選択する。就業者数は、採算性が改善すれば増大し、悪化すれば減少すると考えられるので、符号条件は正である。
- **対外通貨価値要因** 交易のある全諸外国との名目為替レートを内外価格差を考慮して実質化し、交易量で加重平均をとった実質実効為替レートを選擇する。実質実効為替レートは円高で高まり、円安で低まる。宿泊・飲食サービス業では、円高はインバウンド需要を抑制する反面、輸入原材料の仕入価格低下をもたらすので、事前に符号条件は決定できない。
- **借入の量的負担** 資金繰り DI と貸出態度 DI を選擇する。資金繰りは楽になれば就業者数が増大し、苦しくなれば就業者数が減少すると考えられるので、符号条件は正とする。また、貸出態度は緩やかになれば就業者数は増大し、厳しくなれば就業者数は減少すると考えられるので、符号条件は正である。
- **借入の金利負担** 貸出約定平均金利 (新規・長期・国内銀行) を選擇する。就業者数は、銀行の貸出金利が上昇すれば減少し、低下すれば増大すると考えられるので、符号条件は負である。
- **観光促進政策効果** 宿泊・飲食サービス業就業者数は 2018 年第 1 四半期から顕著に増大している。これは「住宅宿泊事業法 (民泊新法)」が施行されるとみられていた 2018 年 1 月 (実際の施行は 6 月) と時期が一致していることから、政府が取り組んできたインバウンド需要促進等の広義の観光促進政策が民泊解禁を契機に顕現化したものと推測し、同効果を捉える指標を説明変数候補に加えた。まず、同効果を捉える指標として、2018 年第 1 四半期から観光促進政策効果ダミー変数を加える。そして、同効果は実際に民泊新法が施行された同年 6 月からは「住宅宿泊事業者数」(観光庁 [3]) として徐々に顕現化されてきたと考え、同ダミー変数の効果は線形に減少すると仮定した。減少速度については、AIC に基づいて、2018 年第 1 四半期の 1 から每期 1/9 減少し 2020 年第 1 四半期に消失するダミー変数を選択した。

被説明変数と説明変数が同期の場合を「当期」、1 期前の場合を「前期」、2 期前の場合を「前々期」と呼ぶ。1 期先予測モデルの場合、予測値が利用できる業況 DI、雇員 DI、生産設備 DI、販売価格 DI - 仕入価格 DI は「当期」を説明変数に含められる。2 期先予測モデルの場合は、予測精度確保の観点から必須と考えられる短観 DI は、予測サブモデルの予測結果を使用することで「当期」を説明変数に含める。また、住宅宿泊事業者数は、シナリオ予測により「当期」を説明変

数に含める。他方、予測値が利用できない実質実効為替レート、資金繰り DI、貸出態度 DI、貸出約定平均金利(新規・総合・国内銀行)、同(新規・長期・国内銀行)については、説明変数に含められるのは、1期先モデルでは前期から、2期先モデルでは前々期からとなる。以上の点を次の一覧表に整理しておく。

表3 説明変数候補集合と符号条件

対象指標	説明変数候補	時点	符号条件	1期先	2期先
業況	業況 DI(全規模・宿泊・飲食サービス業)	当期	正	○	○
	第3次産業活動指数	当期	正	○	○
	人件費負担 雇用人員 DI(全規模・宿泊・飲食サービス業)	当期	負	○	○
	設備費負担 生産設備 DI(全規模・宿泊・飲食サービス業)	当期	負	○	○
採算性	販売価格 DI - 仕入価格 DI(全規模・宿泊・飲食サービス業)	当期	正	○	○
		前期	正	○	○
対外通貨価値要因	実質実効為替レート	前期	-	○	-
		前々期	-	○	○
借入の量的負担	資金繰り DI(全規模・宿泊・飲食サービス業)	前期	正	○	-
		前々期	正	○	○
	貸出態度 DI(全規模・宿泊・飲食サービス業)	前期	正	○	-
		前々期	正	○	○
借入の金利負担	貸出約定平均金利(新規・長期・国内銀行)	前期	負	○	-
		前々期	負	○	○
特需要因	住宅宿泊事業者数	当期	-	○	○
	観光促進政策効果ダミー	-	-	○	○
季節調整	季節ダミー Q1~Q3	-	-	○	○

上記以外の有力な説明変数候補として、財政支出が挙げられるが、財政支出は、速報性のある信頼できるデータの入手ができない。財政支出による就業者数への効果は、業況 DI、雇用人員 DI、生産設備 DI を通じて、掬い取ることができると考えられるので、本説明変数候補集合からは割愛した。

以下では、適宜、生産設備 DI を「設備 DI」、貸出約定平均金利を「貸出金利」、実質実効為替レートを「為替レート」、観光促進政策効果ダミーを「観光促進ダミー」、住宅宿泊事業者数を「民泊事業者数」と略記する。

2.5 平常時予測モデル

2 四半期先までの宿泊・飲食サービス業就業者を予測するための重回帰モデルを構築する。宿泊・飲食サービス業就業者数予測モデルは、1 四半期先である 2021 年第 1 四半期の宿泊・飲食サービス業就業者を予測するための「1 期先就業者数予測モデル」と、2 四半期先である 2021 年第 2 四半期の宿泊・飲食サービス業就業者を予測するための「2 期先就業者数予測モデル」を構築する。

2.5.1 1 期先予測モデル

まず、見せかけの回帰の問題に関して、ADF 検定を村尾 [13] で提唱されている手順に従って行った。すなわち、トレンド項と定数項を含む回帰モデルを仮定し、単位根有りの帰無仮説の検定を行ったところ、検定値 -3.928 が 5% 有意水準の臨界値 -3.45 を下回っていたので、帰無仮説は

棄却でき、宿泊・飲食サービス業就業者数は単位根無しと判断できた。

2.4.2 で選択された説明変数候補集合を対象として、1 期先就業者数予測モデルの OLS 推定を行ったところ、誤差項の系列無相関の帰無仮説が、DW 検定の結果、有意水準 5% で棄却された。そこで、誤差項が 1 階の自己相関を持つことを仮定し、あらためて、PW 変換による GLS 推定を行うこととした。同 GLS 推定に基づき、符号条件及び AIC 基準によりモデル選択を行った結果、設備 DI(当期)、貸出金利(新規・長期・国内銀行・前期)、為替レート(前期)、民泊事業者数(当期)、観光促進ダミー、季節ダミー Q1、同 Q2 の 7 変数モデルが選択された。

同モデルに対し、Cook's D の切断点に基づき、影響点 3 点を検出した。同 3 点全てが外れ値 (Y 方向の影響点) であれば、通常の影響点推定を適用すれば良いが、作用点 (X 方向の影響点) が含まれていれば、有界影響頑健推定を適用する必要がある。そこで、作用点の有無を図 5 の L-R プロットで確認した。外れ値 (三角点) のみならず、作用点 (四角点) が存在しており、有界影響頑健推定の必要性を示している有界影響頑健推定の必要性を示している。そこで、PW 変換後に有力な有界影響頑健推定である MM 推定を行った。MM 推定では、崩壊点と漸近的有効性を制御できるので、推定量の頑健性と効率性を両立できる。そこで、崩壊点 50%、漸近的有効性を 95% に設定した MM 推定を行った。MM 推定は一般化加重最小 2 乗法と解釈できるが、各データへの加重は図 6 の通りである。影響点への加重を外れ値を中心に低下させ、影響点の推定量への影響を低下させている姿が窺われる。

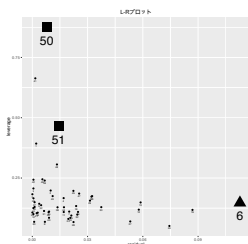


図 5 L-R プロット

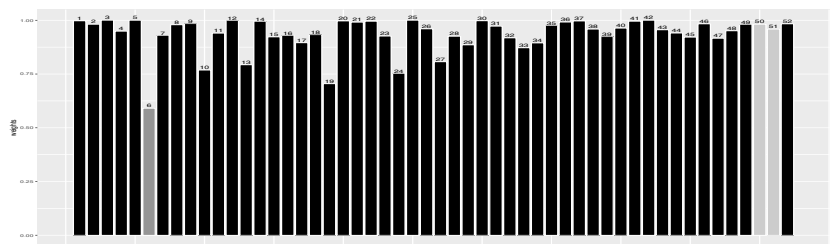


図 6 1 期先予測モデル MM 推定の各ウェイト

1 期先モデルの GLS・MM 推定の結果は表 4 の通りである。誤差項の不均一分散、系列相関、多重共線性の問題は生じていないと判断できる。従って、表 4 の結果を宿泊・飲食サービス業就業者数 1 期先予測モデルとして採用する。

表 4 宿泊・飲食サービス業就業者数 1 期先予測モデルの GLS・MM 推定結果

説明変数	時点	符号条件	就業者数	p 値	VIF
生産設備 DI	当期	負	-0.9815***	3.7e-05	1.744
貸出約定平均金利	前期	負	-14.4050**	0.020	2.387
実質実効為替レート	前期	正	0.1964	0.142	2.118
民泊事業者数	当期	正	0.0012***	8.1e-05	2.042
観光促進ダミー	-	-	23.6378***	1.0e-04	1.345
季節ダミー Q1	-	-	-5.7339***	0.008	1.302
季節ダミー Q2	-	-	-6.6642***	0.002	1.302
定数項	-	-	383.7524***	1.3e-33	-
観測数	52	DW 検定	2.05		
決定係数	0.8829788		(0.361)		
自由度修正済決定係数	0.8730196	BP 検定	4.82		
Residual Std. Error	6.218		(0.681)		

() 内は p 値 Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

2.5.2 2 期先予測モデル

2.4.2 で選択された説明変数候補集合を対象として、2 期先就業者数予測モデルの OLS 推定を行ったところ、誤差項の系列無相関の帰無仮説が、DW 検定の結果、有意水準 5% で棄却されたので、PW 変換による GLS 推定を行った。同 GLS 推定に基づき、符号条件及び AIC 基準によりモデル選択を行った結果、設備 DI(当期)、貸出金利(新規・長期・国内銀行・前々期)、為替レート(前々期)、民泊事業者数(当期)、観光促進ダミー、季節ダミー Q1、同 Q2 の 7 変数モデルが選択された。次に、Cook's D の切断点に基づき、影響点 4 点を検出したので、L-R プロットを確認したところ、作用点を検出した。そこで、GLS・MM 推定を行った結果は表 5 の通りである。

表 5 宿泊・飲食サービス業就業者数 2 期先予測モデルの GLS・MM 推定結果

説明変数	時点	符号条件	完全失業率	p 値	VIF
生産設備 DI	当期	負	-0.9951***	4.9e-05	1.691
貸出約定平均金利	前々期	負	-10.3205*	0.079	2.248
実質実効為替レート	前々期	正	0.1640	0.198	1.920
住宅宿泊事業者数	当期	正	0.0012***	9.1e-05	2.054
観光促進ダミー	-	-	24.4877***	4.0e-04	1.338
季節ダミー Q1	-	-	-5.6084***	1.2e-04	1.306
季節ダミー Q2	-	-	-6.4066***	0.004	1.308
定数項	-	-	381.8859***	2.1e-32	-
観測数	52	DW 検定	2.039		
決定係数	0.8687627		(0.345)		
自由度修正済決定係数	0.8478841	BP 検定	5.29		
Residual Std. Error	6.582		(0.624)		

() 内は p 値 Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

誤差項の不均一分散・系列相関・多重共線性の問題は生じていないと判断できるので、表 5 の結果を宿泊・飲食サービス業就業者数 2 期先予測モデルとして採用する。

2.6 予測サブモデルと予測シナリオ

ここでは、生産設備、貸出約定平均金利、宿泊・飲食サービス業就業者数の予測サブモデルと住宅宿泊事業者数の予測シナリオを順に説明する。

2.6.1 生産設備 DI 予測サブモデル

2 期先モデルでは設備 DI の当期を使用するため、12 月末時点での 2 期先予測のためには 2021 年第 2 四半期の値が必要となる。そこで生産設備 DI 予測サブモデルを時系列分析により構築する。推定期間は、データが入手可能な 2008 年第 1 四半期～2020 年第 4 四半期とした。モデルは、諸仮定を満たすモデルのうち、AIC 基準で最適なモデルを、ARIMA(p, d, q) モデル群と VAR(p) モデル群の中から選択することとした。まず、ARIMA(p, d, q) を AIC で選択した結果、ARMA(1,1) が選択された。しかし、ARMA(1,1) は攪乱項の独立同一分布に従う仮定を満たさなかったため、次数を 1 ずつ増やして攪乱項の系列無相関と独立同一分布の両仮定が満たされるモデルを探索した。その結果、ARMA(2,2) が選択された。次に、VAR(p) モデルの変数候補として貸出金利と産業活動指数を選択した結果、設備 DI と金利の VAR(2) が選択された。同モデルを ARIMA(p, d, q) モデル群の中から選択された ARMA(2,2) と AIC で比較したところ、設備 DI と貸出金利の VAR(2) が選択された。同モデルの推定結果は表 6 の通りである。

表 6 生産設備 DI 予測サブモデル 2 変量 VAR(2) の推定結果

説明変数	生産設備 DI	貸出約定平均金利
生産設備 DI.lag1	1.1859***	-0.0004627
貸出約定平均金利.lag1	8.2055	0.7604918***
生産設備 DI.lag2	-0.5154***	0.0028493*
貸出約定平均金利.lag2	-6.4711	0.1622595
定数項	-2.0463	0.0644290***
観測数	52	
誤差項の独立性:Ljung and Box(lag=12)	16.104	(0.9997)
誤差項の不均一分散:ARCH-LM(lag=12)	106.46	(0.5239)

() 内は p 値 Note:*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

攪乱項の系列無相関, 均一分散の帰無仮説は棄却されていない。また, 特性方程式の同伴行列の固有値は単位円内にあり (図 7 参照), 定常性が確認されている。

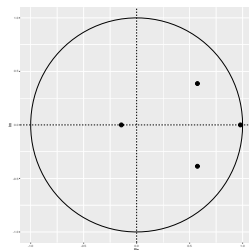


図 7 VAR 特性方程式の固有値プロット

以上より, 生産設備 DI 予測サブモデルとして設備 DI と貸出金利の 2 変量 VAR(2) を採用する。同モデルの 2021 年第 2 四半期の予測結果は次表の通りである。

表 7 生産設備 DI 予測結果

年月	2020-Q1 実績値	2020-Q2 実績値	2020-Q3 実績値	2020-Q4 実績値	2021-Q1 短観予測値	2021-Q2 予測値
生産設備 DI	6	27	26	15	15	9.91

予測モデルにおける 2021 年第 2 四半期の生産設備 DI は, 表 7 の予測値を使用する。

2.6.2 貸出約定平均金利予測サブモデル

貸出約定平均金利は, 翌月下旬または翌々月の月上旬に公表されるため, 11・12 月の貸出金利を予測する必要がある。そこで, 被説明変数に貸出金利, 説明変数に国債 10 年利回り, 長期プライムレートを使用した重回帰モデルの推定を行う。なお, 月次データを使用し, 貸出約定平均金利は

X12-ARIMAにより季節調整を行う。データの推定対象期間は2007年1月～2020年10月とした。重回帰分析の結果、誤差項の1階の系列無相関無の帰無仮説がDW検定により1%有意水準で棄却された。従って、誤差項がAR(1)に従っていることが示唆されているため、誤差項の1階の系列相関を前提とする適切な推定量として、Prais-Winsten変換に基づくGLSEを求めた(表8参照)。

表8 貸出約定平均金利予測サブモデルのGLS推定結果

説明変数	時点	符号条件	貸出約定平均金利	VIF
国債10年利回り	当期	正	0.28334***	3.497153
長期プライムレート	当期	正	0.30807***	3.497153
定数項	無	無	0.47931***	
観測数	166	DW検定	2.1925	(0.8768)
決定係数	0.9072423			
自由度修正済決定係数	0.9061042	BP検定	0.68177	(0.7111)
Residual Std. Error	0.048		F Statistic	4,572.483***

()内はp値 Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

表8のGLS推定結果をみると、誤差項の系列無相関の帰無仮説は棄却されていない。また、誤差項の均一分散の帰無仮説はBP検定を行ったが、棄却されていない。さらに、両説明変数のVIFが10未満となっており、多重共線性も生じていない。モデルの説明力については、自由度修正済決定係数が90%を超えており、高い説明力を示している。従って、本モデルを貸出約定平均金利予測サブモデルとする。同モデルの2020年11・12月の予測結果は次の通りである。

表9 貸出約定平均金利(季調済)予測結果

年月	2020/08 実績値	2020/09 実績値	2020/10 実績値	2020/11 予測値	2020/12 予測値
貸出約定平均金利	0.665	0.840	0.807	0.796	0.794

2020年第4四半期の貸出金利は、同年10月の実績値と表9の11・12月の予測値の期中平均値を使用する。

2.6.3 実質実効為替レート予測サブモデル

実質実効為替レートは、翌月20日頃に公表される。12月末時点で倒産件数の2期先予測を行うには翌年1月20日頃に公表される12月分実質実効為替レートを予測する必要がある。我々は名目実効為替レートは、日次データが公表されている円インデックスの形式で実質実効為替レートよりも先立って公表されているので、名目実効為替レートの方が予測の速報性が確保し易いことに

着目した。名目実効為替レートから実質実効為替レートを差し引いた値を「内外インフレ率差」と定義すると、実質実効為替レートは、名目実効為替レートから内外インフレ率差を差し引いたものとなるので、実質実効為替レート予測サブモデルを次の手順で構築する。なお、月次データを使用し、実効為替レートは X12-ARIMA により季節調整を行う。

1. 内外インフレ率差を $ARIMA(p, d, q)$ モデルで予測する。
2. 名目実効為替レートを円インデックスを説明変数とする単回帰モデルで予測する。
3. 2 で予測した名目実効為替レートから 1 で予測した内外インフレ率差を差し引いて実質実効為替レートの予測値を算出する。

■内外インフレ率差予測サブモデル 内外インフレ率差を、 $ARIMA(p, d, q)$ 過程によりモデリングし予測する。推定期間は、推定対象期間に合わせた 2007 年 12 月から 2020 年 11 月とする。内外インフレ率差の定常性を満たす $ARIMA(p, d, q)$ モデルの選択を、サンプル・サイズが小さい場合有効とされる修正済赤池情報量基準 (以下、AICc) に基づいて行った。最大モデル選択範囲は p, d, q 全て 12 までとして、モデル選択を行った結果、ARMA(4,1) が選択された。

表 10 内外インフレ率差予測サブモデル ARMA(4,1) の推定結果

被説明変数:			
説明変数	内外インフレ率差	説明変数	
AR1	1.8003***	AR4	0.1377
AR2	-0.4955***	MA1	-0.8475***
AR3	-0.4428***		
観測数	156		
$Q^*(10)$	6.019444	(0.3043)	
転換点に関する検定	-1.2733	(0.203)	

() 内は p 値 Note:*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Ljung-Box 検定 $Q^*(10)$ と転換点に関する検定結果より、何れも帰無仮説が有意水準 5% で棄却されず、攪乱項がラグ 10 期まで系列無相関で、且つ同一の分布に従っているとの帰無仮説は維持される。また、AR 構造の定常性と MA 構造の反転可能性の診断を特性方程式の同伴行列の固有値に基づいて行った結果、特性方程式の同伴行列の固有値が複素数平面上の単位円内 (固有値 1 未満) にあり、推定モデル ARMA(4,1) は AR 構造の定常性および MA 構造の反転可能性が確認されている。上記診断結果より、内外インフレ率差の予測サブモデルとして ARMA(4,1) を採用する。

■名目実効為替レート予測サブモデル 名目実効為替レート自体は月次で公表されているが、名目為替レートと概ね同等の円インデックスは日次で先立って公表されている。そこで、名目実効為替レート予測モデルを円インデックスを説明変数とする単回帰モデルを推定した。推定期間は、

2007年12月～2020年11月とした。円インデックスは日次データの平均値を使用し、名目実効為替レート、円インデックスとともにX12-ARIMAによる季節調整を行っている。名目実効為替レート予測サブモデルのOLS推定でDW検定の1階の系列相関無しという帰無仮説が1%有意水準で棄却されたことからGLS推定により名目実効為替レート予測サブモデルを構築した。GLS推定結果を表11に示す。

表11 名目実効為替レート予測サブモデルのGLS推定結果

説明変数	時点	符号条件	被説明変数:
			名目実効為替レート
円インデックス	当期	正	0.854077***
定数項	無	無	0.129538
観測数	156	DW検定	1.8801
決定係数	0.9939556		(0.2033)
自由度修正済決定係数	0.9939163	BP検定	0.0060988
Residual Std. Error	0.4214		(0.9378)
F Statistic	1.051e+06***		

()内はp値 Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

表11のGLS推定結果より、系列相関、不均一分散の問題に対処した推定値が得られている。また、自由度修正済決定係数が99.39%と非常に説明力が高いので、本結果を名目実効為替レート予測サブモデルとして採用する。上記予測サブモデルによる、2020年12月の予測結果は次の通りである。

表12 実質実効為替レート予測結果

年月	2020/08 実績値	2020/09 実績値	2020/10 実績値	2020/11 実績値	2020/12 予測値
実質実効為替レート	76.78	77.17	77.64	77.69	77.36

2020年第4四半期の実質実効為替レートは、表12の実質実効為替レート2020年12月予測値を使用する。

2.6.4 宿泊・飲食サービス業就業者数予測サブモデル

宿泊・飲食サービス業の就業者数は翌月に公表されるので、12月末時点では、12月の就業者数を予測する必要がある。そこで、宿泊・飲食サービス業の就業者数予測サブモデルを時系列分析により構築する。推定期間は、2008年1月～2020年11月とする。宿泊・飲食サービス業の就業者数に対して、定常性を満たすARIMA(p, d, q)モデルをAICc基準で選択した結果、AR(5)が選択された。他方、VAR(p)モデル群の中から、系列無相関、均一分散、定常性を満たすAIC最小モ

デルを探索した結果、同就業者数と完全失業率の2変量VAR(5)が選択された。AR(5)と同モデルを比較した結果、2変量VAR(5)が選択されたので、同モデルを宿泊・飲食サービス業の就業者数予測サブモデルとする。同モデルによる2020年12月の予測結果は次表の通りである。

表13 宿泊・飲食サービス業就業者数の予測結果

年月	2020/08 実績値	2020/09 実績値	2020/10 実績値	2020/11 実績値	2020/12 予測値
宿泊・飲食サービス業就業者数	391	403	410	391	386

2020年第4四半期の宿泊・飲食サービス業の就業者数は、11・12月の実績値と表13の予測値の期中平均値を使用する。

2.6.5 住宅宿泊事業者数のシナリオ予測

住宅宿泊（民泊）事業者数は、毎月公表される。本予測モデルでは民泊事業者数の当期データを使用しているため、12月末時点では、2021年第1、第2四半期の値が必要となる。民泊事業者数は、2016年6月からのデータしか利用できず、需要変動の影響を十分に織り込めないため、予測サブモデル構築は断念し、シナリオ分析により予測することとした。同事業者数の推移をみると、第1次緊急事態宣言下の2020年5月以降、減少傾向にある。先行きは見通し難いが、慎重な見方として、足許の減少速度（月133件減少）が継続すると予測した。

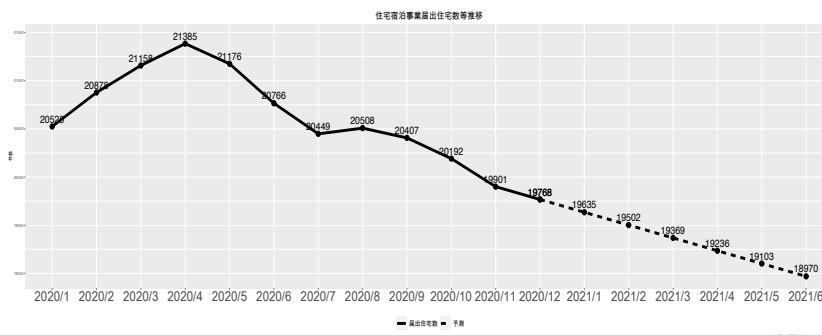


図8 民泊事業者数のシナリオ予測

表14 民泊事業者数のシナリオ予測に基づく予測値

四半期	'20-Q2 実績値	'20-Q3 実績値	'20-Q4 実績値	'21-Q1 予測値	'21-Q2 予測値
住宅宿泊事業者数	20,766	20,407	19,768	19,369	18,970

平常時予測モデルにおける2021年第1・第2四半期の民泊事業者として、表14の予測値を使用する。

2.7 平常時予測モデルの予測値と信頼区間

2.7.1 1期先予測モデルの予測値と信頼区間

宿泊・飲食サービス業の就業者数の推移、1期先予測モデルに基づく予測値の推移、90%信頼区間を図9に示す。なお、縦点線は本モデルのパラメータ推定の対象期間(2008年第1四半期～2020年第4四半期)を表している。90%信頼区間幅は相当程度狭いほか、実績値が推定対象全期間で90%信頼区間に収まっていることから、同就業者数の変動を高精度で予測していると評価できる。

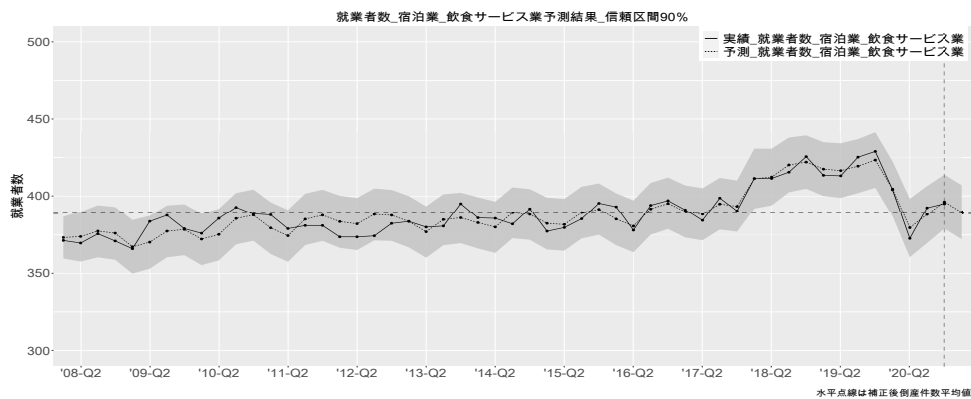


図9 宿泊・飲食サービス業就業者数1期先モデルの予測結果

2.7.2 2期先予測モデルの予測値と信頼区間

宿泊・飲食サービス業の就業者数の推移、2期先予測モデルに基づく予測値の推移、90%信頼区間を図10に示す。90%信頼区間幅は相当程度狭いほか、実績値が推定対象全期間で90%信頼区間に収まっていることから、同就業者数の変動を高精度で予測していると評価できる。

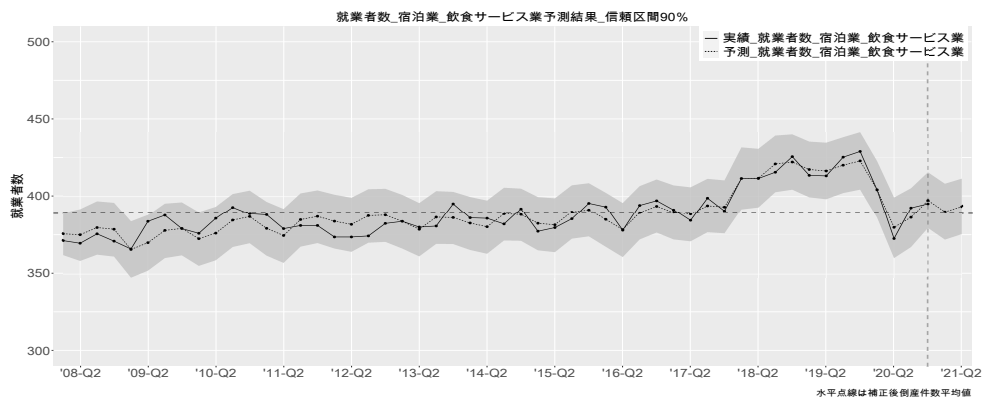


図10 宿泊・飲食サービス業就業者数2期先モデルの予測結果

2.8 就業者数の推移の要因分解と政策上の含意

宿泊・飲食サービス業の就業者の推移の要因分解を行った結果を図 11 に示す。

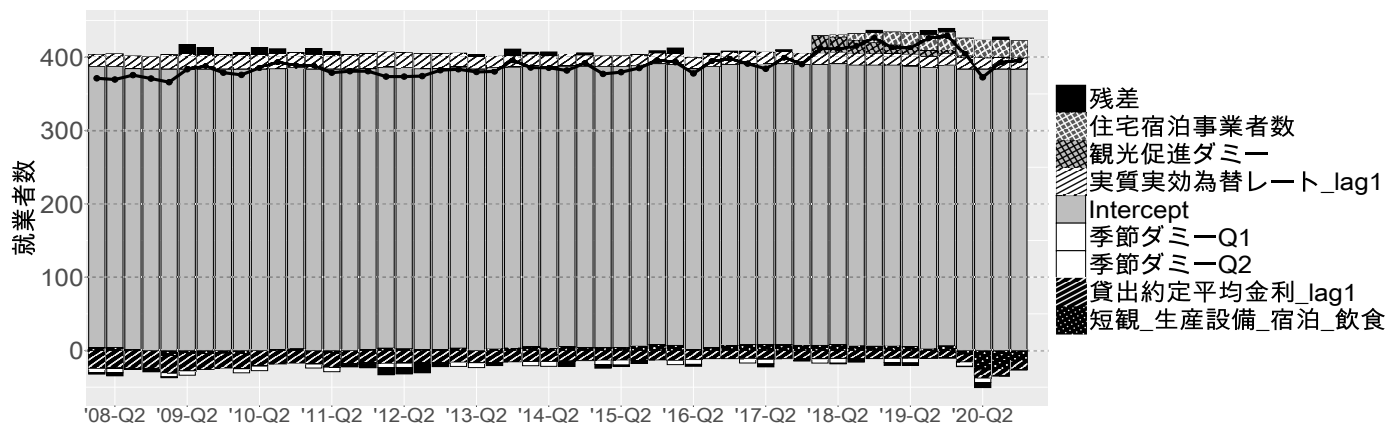


図 11 宿泊・飲食サービス業就業者数の推移の要因分解

宿泊・飲食サービス業の就業者数の推移の特徴として、2017年第4四半期まで趨勢的に増加していること、増加速度が2018年第1四半期～2018年第4四半期まで加速していること、2020年第1四半期から2期連続で落ち込んだ後、第3四半期に急回復していることを指摘した。図 11 より、2017年第4四半期までの趨勢的増加は、貸出金利と設備 DI が寄与していることから、この間の日銀の大幅な金融緩和、就中、量的質的金融緩和に伴う景気の長期拡大がもたらした需要の長期拡大と経営環境の改善であることが示されている。また、2018年第1四半期～第4四半期の増加速度の加速は、観光促進ダミーと住宅宿泊事業者数が主因であることが明確に窺われる。インバウンド需要促進等の広義の観光促進政策が民泊解禁を契機に顕現化したものと推測される。

一方、2020年第1四半期・第2四半期の急激な減少の主因は設備 DI における大幅な過剰感の台頭にあらわれている需要の急激な減少とこれに伴う固定費負担の増大によるものと見られる。

2020年第3四半期・第4四半期の回復の主因は設備過剰感の急速な緩和から推測される需要の急回復と固定費負担の緩和が挙げられる。こうした需要の急回復の背景として、第1次緊急事態宣言の解除に加えて、新型コロナウイルス感染症対応休業支援金・給付金、営業短縮要請に応じた飲食店等に対する協力金支給、持続化給付金、そして、Go To トラベルや Go To イート等の宿泊・飲食サービス業界向けの需要促進政策等の財政政策も寄与しているものと推察される。また、金融緩和政策下においても、不況下では経営危機に陥った企業を中心に、銀行の貸出態度は相当程度厳格化し、貸出金利の上昇をもたらす場合もあるが、今回このような徴候がみられないのは、コロナ禍で採られた民間金融機関での実質無利子・無担保・据置最大5年・保証料減免融資、日本政策金融公庫での新型コロナウイルス感染症特別貸付等の財政政策上の金融対応が寄与していることも推察される。こうしたコロナ禍における財政政策の効果については、同効果を検証する説明変数を取

り込めなかったため、直接検出できていないが、設備 DI の急回復と貸出金利の超水準での推移は、こうした財政政策の効果が間接的に表れているものと推測される。

2.9 宿泊・飲食サービス業就業者数の予測結果

宿泊・飲食サービス業の就業者数の 2 四半期先 (2021 年第 2 四半期) までの予測結果を実績値と併せて表に示す。

表 15 原系列の予測結果

	'20-Q1 実績	'20-Q2 実績	'20-Q3 実績	'20-Q4 実績	'21-Q1 予測	'21-Q2 予測
上限値	-	-	-	-	406	411
就業者	404	373	393	395	390	394
下限値	-	-	-	-	373	376

表 16 季調済系列の予測結果

	'20-Q1 実績	'20-Q2 実績	'20-Q3 実績	'20-Q4 実績	'21-Q1 予測	'21-Q2 予測
上限値	-	-	-	-	411	417
就業者	409	379	393	395	395	400
下限値	-	-	-	-	378	382

2021 年第 2 四半期まで宿泊・飲食サービス業就業者数は推定対象期間平均を若干上回る水準で推移すると予測されている。但し、最悪の場合 (90% 信頼区間下限値) では、2021 年第 1 四半期にコロナ禍の最悪水準 379 万人 (原計数 373 万人) と同程度で推移すると予測されている。

但し、本モデルの主要な説明変数である設備 DI の予測値は日銀 12 月短観調査点のものであり、その後の Go To トラベル停止、第 2 次緊急事態宣言等の影響は織り込まれていない。こうした不測の事態に対して DI の予測系列は予測能力を全く有していない。次章では、第 2 次緊急事態宣言等の影響を織り込んだ非常時予測モデルの構築を試みる。

3 非常時予測モデルと予測結果

本章では、第 2 次緊急事態宣言の影響を考慮した非常時予測モデルを構築し、宿泊・飲食サービス業就業者数の 2 四半期先までの予測結果を示す。以下では、適宜、第 1 次緊急事態宣言を「第 1 次宣言」、第 2 次緊急事態宣言を「第 2 次宣言」と略記する。

3.1 非常時予測モデル

我々は、第 2 次宣言が、第 1 次宣言と同様に、当該四半期期初に発出されたほか、緊急事態宣言対象自治体において飲食業者に営業時間短縮要請が出されたなどの類似点に着目し、第 1 次宣言が主要説明変数に与えた影響を VAR モデルの攪乱項により定量的に評価し、第 1 次宣言と第 2 次宣言の影響を比較した上で、第 2 次宣言が同説明変数に与える影響を VAR モデルのインパルス応答分析により定量的に予測することとした。こうした方法を正当化するためには、まず、前章の 1 期先予測モデルにおける第 1 次宣言時の予測値を能うる限り実績値に近付けておく必要がある。そこで、説明変数に宿泊・飲食サービス業第 3 次産業活動指数 (産業活動指数) を加えた 8 変数重回帰モデルを構築した。GLS・MM 推定の結果は次の通りである。

表 17 非常時予測モデルの GLS・MM 推定結果

説明変数	時点	符号条件	就業者数	p 値	VIF
第 3 次産業活動指数	当期	正	0.3103	0.224	5.270
生産設備 DI	当期	負	-0.6891*	0.054	4.795
貸出約定平均金利	前期	負	-17.9926**	0.012	4.382
実質実効為替レート	前期	正	0.1616	0.202	2.137
住宅宿泊事業者数	当期	正	0.0012***	9.1e-05	2.181
観光促進ダミー	-	-	23.8287***	8.8e-05	1.341
季節ダミー Q1	-	-	-5.8066***	0.007	1.327
季節ダミー Q2	-	-	-6.5568***	0.003	1.303
定数項	-	-	360.4804***	5.7e-18	-
観測数	52	DW 検定	2.03		
決定係数	0.9136043		(0.338)		
自由度修正済決定係数	0.8975307	BP 検定	4.70		
Residual Std. Error	6.059		(0.789)		

() 内は p 値 Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

非常時モデルにおける第 1 次宣言時（2020 年第 2 四半期）の就業者数予測値 375.8 万人は、平常時 1 期先モデルの予測値 379.5 万人に比べ、実績値 372.6 万人を高精度で予測しており、企図した結果が得られている。非常時モデルに基づく就業者数の推移を要因分解すると、次図の通りである。

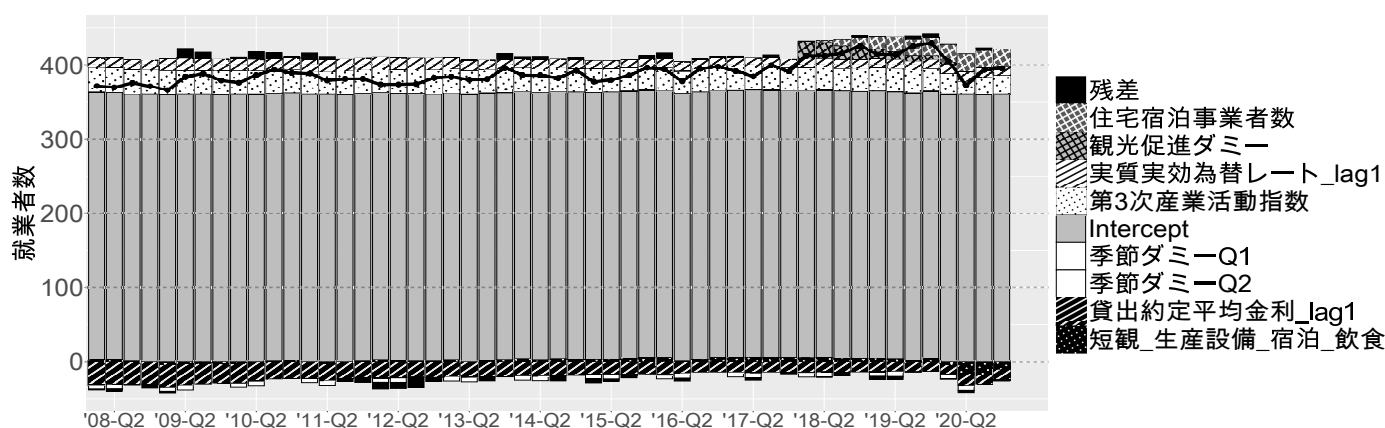


図 12 非常時モデルに基づく就業者数の推移の要因分解

第 1 次宣言前後の就業者数の大変動の主因が設備 DI と産業活動指数であることが示されている。従って、第 1 次宣言が設備 DI と産業活動指数に及ぼした影響を定量的に評価する必要がある。同影響を評価する前に、平常時モデル構築時以降に更新されたデータを用いて、貸出金利、実

質実効為替レート，民泊事業者数の予測値を更新しておく。

3.2 貸出約定平均金利，実質実効為替レート，住宅宿泊事業者数の予測

まず，2期先予測モデルにおける前期データとして必要な貸出約定平均金利と実質実効為替レートの2021年第1四半期予測値を前章の予測サブモデルに2020年12月末以降公表データに置き換えて算出する。予測結果は次表の通りである。

表 18 実質実効為替レート予測結果

年月	2020/11 実績値	2020/12 実績値	2021/1 実績値	2021/2 予測値	2021/3 予測値
貸出約定平均金利	0.716	0.718	0.740	0.810	0.742
実質実効為替レート	77.14	76.70	76.70	74.52	76.73

次に，当期データが必要な住宅宿泊事業者数については，2021年第1四半期・第2四半期を予測する。2020年1月以降の住宅宿泊事業者数の推移は図の実線の通りである。

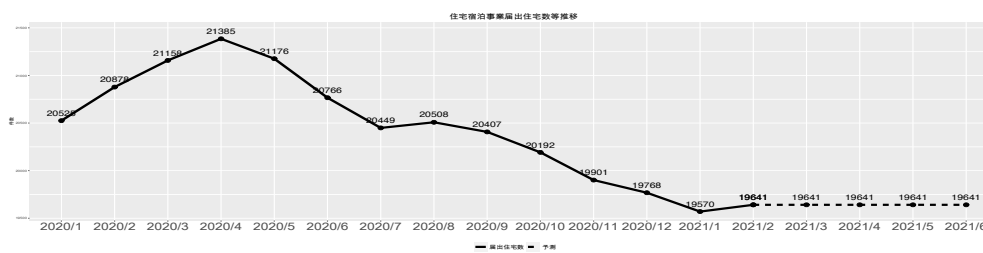


図 13 住宅宿泊事業者数の推移

2020年9月以降5カ月連続で減少していたが，2021年2月に僅かながら増加に転じている。先行きは見通し難いが，緊急事態宣言下で下げ止まったことを考慮して，先行きは現行の水準で推移すると予測した。

3.3 生産設備 DI と第 3 次産業活動指数の VAR モデルに基づく予測

2021年第1・第2四半期の設備 DI と産業活動指数を第2次緊急事態宣言の影響を織り込んで予測するため，これらを含む VAR モデルを構築し，第2次宣言の影響をインパルス応答分析により評価する。

まず，設備 DI と産業活動指数を含む VAR モデルを構築する。これまで，ARIMA モデル群と VAR モデル群の中からモデル選択を行う場合は AIC 基準を採用してきたが，ここでは VAR モデル群のみからモデル選択を行う。VAR モデルの選択では，AIC 基準の選択は高次モデルへの偏向が指摘されているので，AIC 基準と BIC 基準の中間に位置付けられる HQIC 基準を採用する。業況 DI，雇用人員 DI，資金繰り DI，貸出態度 DI，貸出金利，実質実効為替レートをそれぞれ加え

た3変量VARモデルをHQIC基準で選択した結果、設備DI、貸出金利、産業活動指数の3変量VAR(1)モデルが選択された。ここで、VARモデル構築に当たり直交化インパルス応答関数での結果は変数の順番に依存する問題が存在する。Sims[22]は、より原因となりやすそうな順に並べてインパルス応答分析を行うことを提唱しているので、本3変量VAR(1)モデルでは、貸出金利、産業活動指数、設備DIの順に並べてVARモデルを構築した。

3.3.1 第2次宣言が発出されなかった場合の予測

上で得られた3変量VAR(1)モデルで、2021年第1・第2四半期の設備DIと産業活動指数を予測した結果は次の通りである。

表19 3変量VAR(1)の設備DIと産業活動指数の予測結果

	2020-Q1 実績値	2020-Q2 実績値	2020-Q3 実績値	2020-Q4 実績値	2021-Q1 予測値	2021-Q2 予測値
設備DI	6	27	26	15	12.6	10.4
産業活動指数	89.0	55.4	72.6	80.6	82.9	84.7

同予測値を第2次宣言が発出されなかった場合の予測値として、上記の貸出金利、実質実効為替レート、民泊事業者数の各予測値とともに、第2次宣言下の就業者数予測モデルに代入すると、結果は図の通りである。

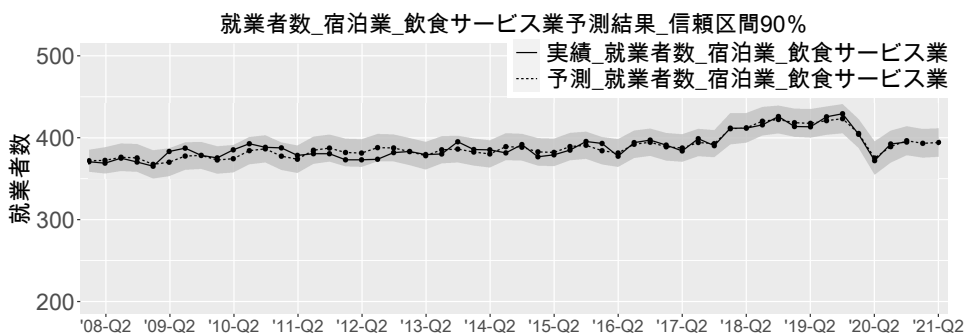


図14 第2次宣言が発出されなかった場合の予測

同予測値を12月末時点予測値と比較すると、概ね同水準であり、本3変量VAR(1)モデルが予測モデルとして妥当であることを示している。

3.3.2 インパルス応答分析

ここでは、第2次宣言の就業者数への影響を上記3変量VAR(1)モデルにおけるインパルス応答分析で予測する。すなわち、同VAR(1)モデルにおける産業活動指数と設備DIの2021年第1四半期及び第2四半期の攪乱項に適切なインパルスを与え、直交化インパルス応答分析の結果が

ら、第2次宣言の影響を織り込んだ2021年第1・第2四半期の産業活動指数と設備DIとの予測値を導出する。この際、2021年第1四半期の攪乱項に与えるインパルスは、第1次宣言下の2020年第2四半期における攪乱項の推定値を参考にして設定し、2021年第2四半期の攪乱項へのインパルスは第1次宣言直後の2020年第3四半期の攪乱項の推定値と同一の値を与えることとする。

まず、上記VARモデルにおいて、各変量の直交化攪乱項の推定値の推移をみると、図15の通りである。図中、点線は各確率過程の標準偏差の水準、破線は同2倍水準を表している。

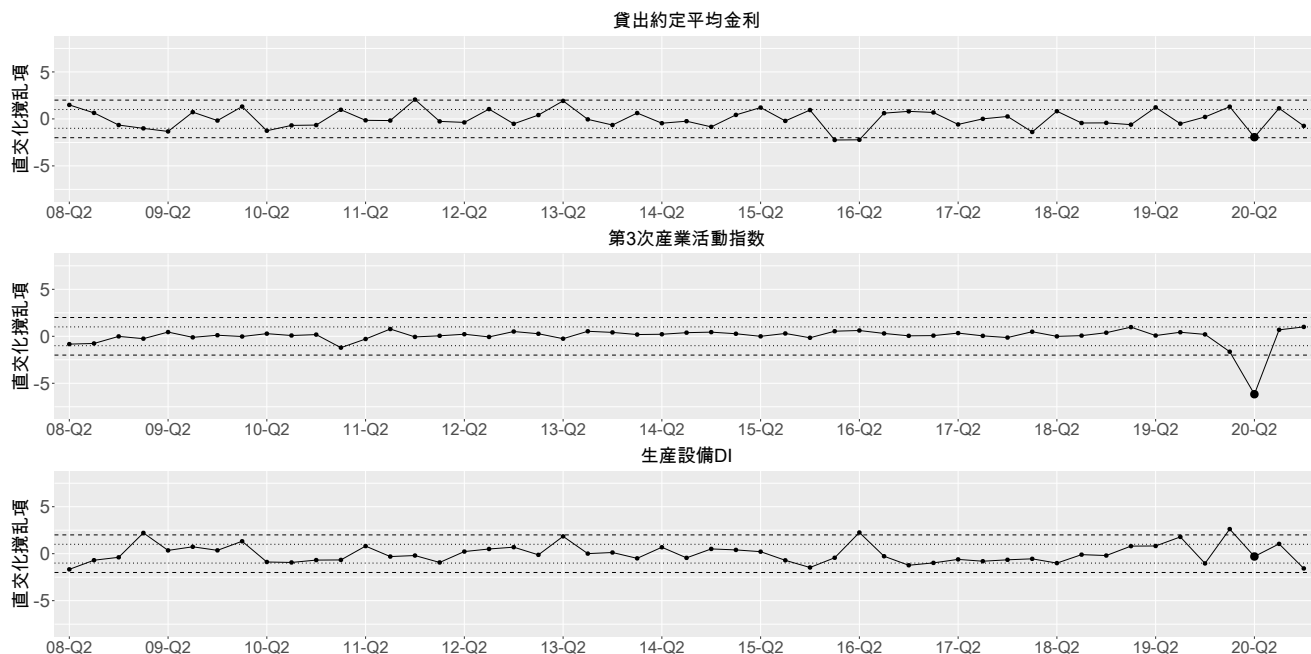


図15 直交化攪乱項の推移

第1次宣言下の2020年第2四半期の直交化攪乱項の推定値は（貸出金利，産業活動指数，設備DI）=（-1.94，-6.16，-0.30）標準偏差である。設備DIの直交化攪乱項は通常変動の範囲内であり、第1次宣言時の影響は産業活動指数の直交化攪乱項に現れていると判断できる。なお、貸出金利は標準偏差の2倍弱の水準であるが、貸出金利の予測サブモデルの2021年第1四半期予測値0.764%と3変量VAR(1)モデルの2021年第1四半期予測値0.745%が概ね一致していることから、貸出金利にはインパルスを与える必要は無いと判断した。従って、産業活動指数の直交化攪乱項推定値-6.16（標準偏差単位）を第1次宣言が設備DIと産業活動指数に与えたインパルスと結論付ける。

次に、第2次宣言下の2021年第1四半期では、産業活動指数にどの程度のインパルスを与えるべきかを第1次宣言と比較して考察する。まず、人流の減少率については、第2次宣言では第1次緊急事態宣言時に比べ格段に小さいほか、協力支援金当等による支援策も今般の方が充実しており、事業者側の販路開拓等の対応力も増大している。他方、対象都道府県については、第1次宣言では7都道府県であったのに対し、第2次宣言では11都道府県に拡大しており、対象期間につい

ても、第1次宣言が1カ月間であったのに対し、第2次宣言では6府県が2カ月弱、首都圏4都県は2か月2週間に及んでいる。また、第1次宣言以降の需要大幅減少が宿泊・飲食サービス業界に累積的な影響を与えており、休廃業の増大という形で顕現化している。従って、両宣言の産業活動指数と設備DIへの影響は何れが大きいかが判断し難い。そこで我々は2021年1月の就業者数を判断材料とすることとした（表20参照）。

表20 宿泊・飲食サービス業の就業者数の推移

	2020/4	2020/5	2020/6	2020/7	2020/8	2020/9	2020/10	2020/11	2020/12	2021/1
月次原系列	373	376	369	384	391	403	410	391	385	368
四半期原系列	372.6			392.7			395.3			368.0
季調済系列	379.0			392.7			395.3			373.8

2021年1月の就業者数373.8万人（季調済）は第1次緊急事態宣言下の2020年第2四半期の就業者数379.0万人（同）を若干下回る水準であることから、第2次宣言下の就業者数予測には第1次宣言下のインパルスと同程度か、若干上回るインパルスを与えることが妥当と判断した。そこで、第1次宣言下の直交化攪乱項推定値の90%~120%のインパルスを5%刻みで2021年第1四半期の産業活動指数に与え、当該期の就業者数予測値を算出した。結果は次表の通りである。

表21 インパルスと就業者数予測値の関係

倍率	90%	95%	100%	105%	110%	115%	120%
就業者数予測値	372.2	371.0	369.8	368.5	367.3	366.1	364.9

第1次宣言下における産業活動指数の直交化攪乱項の推定値の105%のインパルスを産業活動指数に与えた場合が2021年1月の就業者数368万人に最も近い予測となっている。そこで、2021年第1四半期の産業活動指数の直交化攪乱項に当該インパルスを与えることとした。また、2021年第2四半期の直交化攪乱項には、2020年第3四半期の直交化攪乱項の推定値である（産業活動指数，設備DI）=（0.68745, 1.04280）標準偏差を与えた。その結果、表22の予測値が示された。

表22 インパルス応答分析による設備DIと産業活動指数の予測結果

年月	2020-Q1 実績値	2020-Q2 実績値	2020-Q3 実績値	2020-Q4 実績値	2021-Q1 予測値	2021-Q2 予測値
設備DI	6	27	26	15	35.3	33.0
産業活動指数	89.0	55.4	72.6	80.6	50.2	72.9

2021年第1四半期の予測値は2020年第2四半期よりも若干悪化した水準となっている。他方、2021年第2四半期の予測値は、設備DIは2020年第3四半期よりも若干悪化した水準となっているのに対し、産業活動指数は2020年第3四半期と同程度の水準まで回復している。これは、第1次宣言後同様、産業活動指数から回復する姿であり、尤もらしい予測であることが窺われる。以上より、2021年第1・第2四半期の設備DIと産業活動指数は上表の予測値を使用する。

3.4 第2次宣言下の宿泊・飲食サービス業就業者数予測結果

宿泊・飲食サービス業の就業者数の2期先までの予測結果を表23・24に、実績値と予測値の推移を図16に示す。

表23 原系列の予測結果

	'20-Q1 実績	'20-Q2 実績	'20-Q3 実績	'20-Q4 実績	'21-Q1 予測	'21-Q2 予測
上限値	-	-	-	-	387.4	395.0
就業者	404	373	393	395	367.7	375.2
下限値	-	-	-	-	348.0	355.2

表24 季調済系列の予測結果

	'20-Q1 実績	'20-Q2 実績	'20-Q3 実績	'20-Q4 実績	'21-Q1 予測	'21-Q2 予測
上限値	-	-	-	-	393.2	401.5
就業者	409	379	393	395	373.5	381.7
下限値	-	-	-	-	353.8	361.8

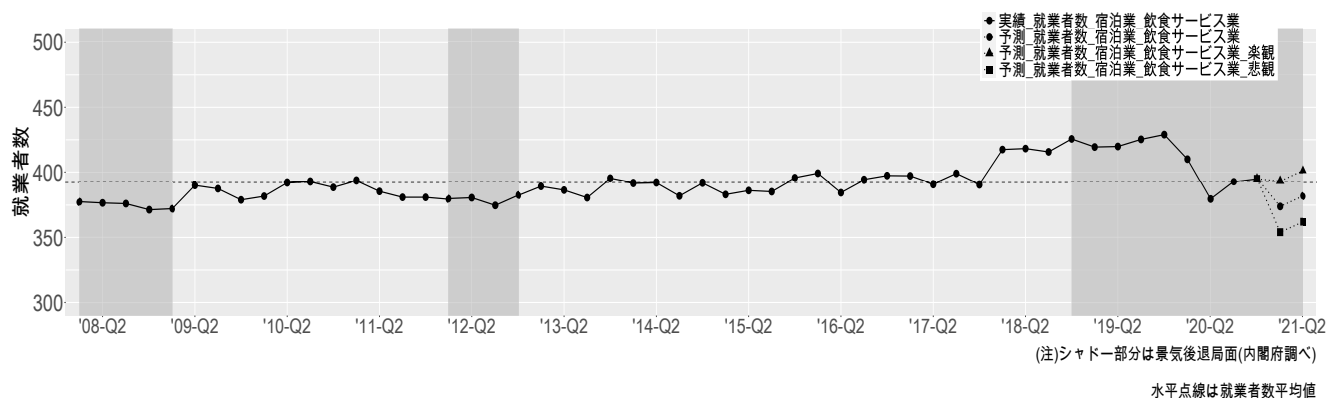


図16 第2次宣言下の就業者数（季調済）の予測結果

2021年第1四半期の季調済予測値373.5万人は第1次宣言下の379万人を下回っており、推定対象期間の最小季調済就業者数371万人（2008年第4四半期）に迫る水準となっている。そして、90%信頼区間下限値は353.8万人まで減少すると予測されている。

先行きの同年第2四半期は、産業活動指数の急回復に伴い相当程度回復するものの、依然381.7万と低水準に止まっており、第1次宣言後ほどの急回復は見込まれていない。一因として、非常時モデルの説明変数である貸出金利前期が2020年第2四半期では低下しているのに対し、2021年第1四半期では低下が予測されていないことが挙げられる。しかし、これ以上の金融緩和は副作用が懸念されることを考慮すると、金融政策対応ではなく、Go To トラベル等の当該業界向けの財政政策対応が喫緊の課題と思われる。

4 結論

我々は、コロナ禍のEBPMに資する宿泊・飲食サービス業の就業者数を予測するため、四半期毎に2四半期先までを予測する平常時モデルと、平常時モデルの説明変数が予測できなかった事象

が生じた場合に同事象の影響を織り込んだ非常時モデルを重回帰分析と時系列分析を統合することによって構築した。

本研究では、EBPM に資する 4 要件を満たすべく、次の方法を用いた。まず、予測精度を高めるため、重回帰分析における諸検定の結果、誤差項の系列相関と作用点が検出されたので GLS・MM 推定量を行ったほか、予測系列を有する日銀短観 DI や当該業界固有の観光促進政策要因を捉えるための「民泊事業者数」を説明変数として利用した。また、速報性を確保するため、予測時に未公表の変数を予測する予測サブモデルを別途構築した。さらに、説得力と政策決定支援力を担保するため、モデル選択に際して、情報量基準のみならず、経済理論と整合的な符号条件を課すほか、説明変数候補集合に政策判断に用いられる変数と政策上制御可能な変数をできるだけ取り入れた。

平常時モデルは就業者数の推移の特徴を説得力のある要因で説明している。すなわち、2017 年第 4 四半期までの趨勢的増加の主因は、この間の日銀の大幅な金融緩和政策がもたらした貸出金利の長期低下と、設備 DI の不足感の長期的強まりに現れている景気の長期拡大に伴う業況の改善であり、2018 年第 1 四半期～第 4 四半期の増加速度の加速の主因は、インバウンド需要促進等の広義の観光促進政策であることを示している。また、2020 年第 1 四半期・第 2 四半期の急減少の主因は設備 DI における大幅な過剰感の台頭に現れているコロナ禍、就中、第 1 次宣言下の需要の急減少とこれに伴う固定費負担の増大によるものである一方、2020 年第 3 四半期・第 4 四半期の回復の主因は設備 DI における過剰感の急速な緩和から推測される需要の急回復と固定費負担の緩和であることを示している。そして、こうした需要の急回復の背景として、第 1 次宣言の解除に加えて、コロナ対応の財政政策の寄与が指摘できる。

次に、非常時モデルは、第 1 次宣言と第 2 次宣言の類似性に着目し、第 1 次宣言時の就業者数急減の主因である設備 DI への影響を参考に第 2 次宣言の影響を VAR モデルのインパルス応答分析により定量的に評価して構築することを構想した。しかし、参考とする第 1 次宣言時の就業者数の予測精度は平常時モデルでは不十分であったことから説明変数に産業活動指数を追加した非常時モデルを構築した。非常時モデルでは、第 1 次宣言前後の就業者数の大変動の主因は設備 DI と産業活動指数と再解釈されたので、第 1 次宣言時の設備 DI と産業活動指数への影響を貸出金利、産業活動指数、設備 DI の 3 変数 VAR(1) モデルの直交化攪乱項の推定値により定量的に評価した。そして、同評価に基づいて VAR モデルの第 2 次宣言時の産業活動指数と設備 DI の直交化攪乱項にインパルスを与え、第 2 次宣言が産業活動指数と設備 DI に与える影響を試算した。

非常時モデルは、2021 年第 1 四半期の就業者数が 373.5 万人（季調済）と、第 1 次宣言下の 379 万人（同）を下回る水準に急減し、先行きの同年第 2 四半期に回復はするものの 381.7 万と依然低水準に止まることを予測している。一因として、貸出金利が 2020 年第 2 四半期では低下しているのに対し、2021 年第 1 四半期では低下が予測されていないことが挙げられるが、これ以上の金融緩和は副作用が懸念されることを考慮すると、コロナ感染状況が十分に収束した時点で Go To トラベル等の当該業界向けの財政政策対応が喫緊の課題と思われる。

参考文献

- [1] 楠田浩二, 川上幹男 (2020), 「コロナ禍の宿泊・飲食サービス業就業者数予測速報モデル」, 帝国データバンク Engineering and Machine Learning Center. <https://www.ds.shiga-u.ac.jp/DEML/results20201228.html>
- [2] 経済産業省 (2021), 「第 3 次産業 (サービス産業) 活動指数」 <https://www.meti.go.jp/statistics/tyo/sanzi/index.html>.
- [3] 国土交通省観光庁 (2021), 「住宅宿泊事業法の施行状況」 <https://www.mlit.go.jp/kankocho/minpaku/index.html>.
- [4] 財務省 (2020), 「国債金利情報:財務省」 https://www.mof.go.jp/jgbs/reference/interest_rate/.
- [5] 総務省統計局 (2018), 「統計局ホームページ/労働力調査/用語の解説」 <https://www.stat.go.jp/data/roudou/definit.html>.
- [6] 総務省統計局 (2020), 「統計局ホームページ/労働力調査 (基本集計) 2020 年 (令和 2 年) 11 月分結果」 <https://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/tsuki/index.html>.
- [7] 内閣府 (2020), 「景気基準日付-内閣府」 <https://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/hiduke.html>.
- [8] 日本銀行 (2011), 「「短観 (全国企業短期経済観測調査)」の解説」 <https://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/tk/extkre.htm/>.
- [9] 日本銀行 (2017), 「「外国為替市況」の解説」 <https://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/exrateyen.htm/>.
- [10] 日本銀行 (2019), 「「実効為替レート (名目・実質)」の解説」 <https://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/exrate02.htm/>.
- [11] 日本銀行 (2020a), 「「貸出約定平均金利の推移」の解説」 <https://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/exyaku.htm/>.
- [12] 日本銀行 (2020b), 「長・短期プライムレート (主要行) の推移」 <https://www.boj.or.jp/statistics/dl/loan/prime/prime.htm/>.
- [13] 村尾博 (2019), 『R で学ぶ VAR 実証分析—時系列分析の基礎から予測まで—』, オーム社.
- [14] Bank for International Settlements(2019), “Effective exchange rate indices,” <https://www.bis.org/statistics/eer.htm>.
- [15] Chakraborty, T. Chakraborty, A.K. Biswas, M., Banerjee, S. and Bhattacharya, S.(2020), “Unemployment Rate Forecasting: A Hybrid Approach,” *Computational Economics*.
- [16] Chua, C.L., Lim, G.C., and Tsiaplias, S.(2012), “A latent variable approach to forecasting the unemployment rate,” *Journal of Forecasting*, Vol.31, No.3, 229-244.
- [17] Claveria, O.(2019), “Forecasting the unemployment rate using the degree of agreement in consumer unemployment expectations,” *Journal for Labour Market Research*, Vol.53, No.3, 1-10.

- [18] Fondeur, Y. and Karamé, F.(2013), “Can Google data help predict French youth unemployment?,” *Economic Modelling*, Vol.30, 117-125.
- [19] Katris, C.(2020), “Prediction of Unemployment Rates with Time Series and Machine Learning Techniques,” *Computational Economics*, Vol.55, No.2, 673-706.
- [20] Maas, B.(2020), “Short-term forecasting of the US unemployment rate,” *Journal of Forecasting*, Vol.39, No.3, 394-411.
- [21] Montgomery, A.L., Zarnowitz, V., Tsay, R.S., and Tiao, G.C.(1998), “Forecasting the U.S. Unemployment Rate,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.93, No.442, 478-493.
- [22] Sims, C.A.(1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, Vol.48, No.1, 1-48.
- [23] Smith, P.(2016), “Google’s MIDAS Touch: Predicting UK Unemployment with Internet Search Data,” *Journal of Forecasting*, Vol.35, No.3, 263-284.

付録 A 補論

本研究で使用した日銀短観の判断項目データ、実質実効為替レート、円インデックス、貸出約定平均金利、長期プライムレート、第3次産業活動指数について、順に説明する。

A.1 日銀短観の判断項目データ

日本銀行全国企業短期経済観測調査、通称、日銀短観は、日本銀行 [8] 調査統計局が年 4 回 (3, 6, 9, 12 月)、業況に関する現状と先行きについて企業にアンケートを行い、その集計結果や分析結果を取りまとめている調査である。その目的は、全国の企業動向を把握し、金融政策の適切な運営に資することとされており、日銀が金融政策の決定において、同調査結果を重要な判断材料としていることが窺われる。調査対象は、「金融機関」および「経営コンサルタント業、純粋持株会社」を除いた全国の資本金 2,000 万円以上の民間企業の中から抽出された約 1 万社以上の企業である。日銀短観では、企業が自社の業況や経済環境の現状・先行きについてどうみているかといった判断項目と、売上高や収益、設備投資額といった事業計画の実績・予測値などの計数項目について多岐に亘る調査が行われている。3, 6, 9 月調査は翌月初に公表され、12 月調査は当月央に公表され、速報性が高い。

A.2 実質実効為替レート

実質実効為替レートは、当該国の貿易財の対外競争力、すなわち、当該国の対外競争力を「実質」と「実効」を考慮に入れた為替レート指標であり、日本銀行調査統計局 [10] が作成し月次で公表している。ここで、「実質」とは、名目の為替レートを自国と競合国の製品価格で調整することである。また、「実効」とは、対象となる複数国の為替レートを貿易額で加重平均することである。日

本銀行は、国際決済銀行 (Bank for International Settlements, BIS) [14] が公表している Broad ベースの対象国に基づく実効為替レートを利用している。

A.3 円インデックス

円インデックスは、日本銀行 [9] が、国際決済銀行 (BIS) が作成している実効為替レートの作成方法に準拠した名目実効為替レートを近似する指標で、日次で前営業日のレートが公表されている。

A.4 貸出約定平均金利

貸出約定平均金利は、銀行や信用金庫が個人や企業に資金を貸す際の金利を平均した指標であり、日本銀行金融機構局金融データ課預貸金統計グループ [11] が作成し月次で公表している。本研究では「国内銀行」で「新規」かつ貸出期間が「総合」もしくは「長期」のものを対象とした。ここで、「国内銀行」とは、銀行本体の設立根拠が銀行法に準拠している銀行のうち日本銀行と当座預金取引契約をしている銀行を、「新規」とは、当該月末貸出残高のうち当月中に実行した貸出をそれぞれ指す。また、「総合」とは、全期間の貸出を、「長期」は、約定時の貸出期間が1年以上の貸出をそれぞれ集計対象としたものである。また、銀行勘定の円貸出のうち金融機関向けの貸出を除外したものが集計対象となる。

A.5 長期プライムレート

長期プライムレートは、銀行が1年を超える期間で大企業向けに融資する際の指標となる金利である。本研究では、みずほ銀行が決定し、日本銀行 [12] で公表されているレートを用いている。

A.6 第3次産業活動指数

第3次産業活動指数は、経済産業省 [2] が作成し公表する第3次産業に属する業種の生産活動を総合的に捉えることを目的とした指標である。個別業種のサービスの生産活動を表す指数を、産業連関表の付加価値額による加重平均にて算出されている。本研究では、宿泊・飲食サービス業を含む生活娯楽関連サービスの第3次産業活動指数を使用している。