

2026年6月24日

財務総研リサーチ・ペーパー

法人企業景気予測調査を用いたナイト流不確実性に直面する可能性のある企業の割合の推計

財務総合政策研究所客員研究員 鈴木 孝介*

財務総合政策研究所客員研究員 櫻井 智章

(ポイント)

法人企業景気予測調査(内閣府・財務省)では、一定割合の企業が景況感の先行きについて「不明」と回答しており、これらの企業はナイト流不確実性に直面していると考えられる。本稿では、成長曲線という簡便な枠組みを用い、同調査で得られる2期先までの情報から $s(= \infty)$ 期先における「不明」の割合を計算し、潜在的にナイト流不確実性に直面し得る企業の割合の推計を試みた。それによれば、そのような企業の割合は高々8割程度であり、一定割合の企業は状況によらず、ベイズ流の見通しを行う可能性が示唆された。これはナイト流不確実性の直接計測を試みたBachman et al.(2020)の先行研究と同様の結果である。また、潜在的にナイト流不確実性に直面し得る企業の割合は、経済状況によらず、ほぼ一定である可能性が示唆された。

1. はじめに

近年、経済動向の分析や予測を行う上で、先行きに対する不透明感や不確実性の高まりを考慮することは看過出来ない重要な要素となっている。従前より、足元の経済動向やその見通しに関する不確実性は経済主体の行動に様々な影響を及ぼすと考えられ、研究の対象となってきた(Knight(1921))。しかしながら、未知の感染症が未曾有の規模に拡大したコロナ禍や世界各地における地政学的緊張・衝突の増加、各国通商政策の大幅かつ急速な転換など、近時において経済社会が被っている大きな変化は、家計や企業の期待形成を従前に比して極めて困難なものにしている。このような中、不確実性に関する実証研究に対しても、改めて関心が高まっている。企業や家計が直面する不確実性を直接把握することは一般に困難とされ、これまでの不確実性についての研究の多くは、株価の変動や各種経済指標の見通しに対する予測誤差等の代理変数を通じて、不確実性を間接的に捉えようとしたものである。このため、現状において不確実性そのものや不確実性が家計や企業などの経済主体の行動に及ぼす影響については、必ずしも十分な分析が行われてきたとは言えず、当該分野の研究のより一層の深化が求められている。

本稿は法人企業景気予測調査(内閣府・財務省、以下「予測調査」と呼ぶ)に着目して不確実性の分析を行っている。同調査は、景況感に関する指数(Business Survey Index: BSI)を作成するた

* 本レポートの内容は全て執筆者の個人的見解であり、財務省、財務総合政策研究所あるいは著者が現在所属する機関(内閣府経済社会総合研究所(鈴木)、総務省統計局(櫻井))の公式見解を示すものではない。本レポートの作成に当たって、法政大学理工学部・木村光宏教授、中央大学商学部・福田公正教授、その他関係者から大変貴重なご意見を賜った。記して感謝申し上げたい。なお、あり得べき誤りは全て筆者に帰する。

めに、四半期ごとに回答企業における自社及び国内の景況感の方向性や雇用及び設備の過不足感を調査しており、調査対象期当期の現況に加え、翌期及び翌々期の見通しについて、「上昇」、「下降」、「不変」、「不明」の中から1つを選択する形で尋ね、その割合が公表されている¹。このうち「不明」の回答は、企業が直面する主観的不確実性を捉えていると考えられ、後述するように、直接計測することが極めて困難なナイト流不確実性の代理指標としての性格を有していると指摘されている (Morikawa(2022))。我が国の企業や家計の景況感については様々な機関が Diffusion Index などの指標を公表しているが、「不明」を調査しているものは管見の限りでは他に見当たらず、この点、予測調査は、極めて重要な情報を提供しているユニークな統計調査と言えよう²。このため、近年、この予測調査を用いた不確実性に関する分析が進んでいる (Morikawa(2018, 2022)、鈴木・櫻井(2025)など)。本稿も、予測調査を利用する一連の不確実性研究に属するものである。

本稿では、上述した予測調査における、自社の景況感の望ましい水準に不確実性を有する企業 (貴社の景況に「不明」と回答した企業) の割合に着目している。不確実性を有する企業の割合は、当期、翌期、翌々期と高まっていく。これは、個々の企業にとって、先行きの見通しに関する情報が観測時点から離れるほど不足することと関係していると考えられる。一方、短期の見通しについて考えると、不確実性を有する企業の割合は、その時々企業を取り巻く経済社会の状況にも大きく左右される。例えば、コロナ期には、当期及び翌々期の自社の景況について不確実性を有する企業の割合は、多くの部門において、それぞれ1割程度、5割程度とその他の時点に比して高い水準となった (図1)。本稿では、(1)予測調査では直接観測されない3期目以降の見通しに対する不確実性の割合を一般化成長曲線によりモデル化して外挿推計する枠組みを構築し、(2)同モデルを用いて長期見通しに対する不確実性を有する企業の割合はどの程度まで高まり得るのか、について分析を行っている。一般化成長曲線は、時間の経過に伴う拡散過程等の様々な現象の描写・予測に用いられるロジスティック曲線やゴンペルツ曲線に代表される成長曲線について、多数の曲線形を包含するよう一般化された統一表現であり、成長曲線の形状をあらかじめ決める場合に比べて、推計結果の当てはまりが良くなり、予測力が高まるとされる (木村(2020))。これまで、企業の主観的不確実性を直接捉えようとした研究は少なく、とりわけ長期的な見通しに対するナイト流不確実性に直面する企業割合の変化について分析した研究は筆者が調べた範囲では存在しない。本稿の貢献は、長期的な見通しに対するナイト流不確実性に直面する企業割合の変化を一般化成長曲線に当てはめて推測する、という簡便であるが新しいアプローチを提示し、当該割合の収斂値についても検討を加えていることである。

本稿の問いは以下のとおりである。

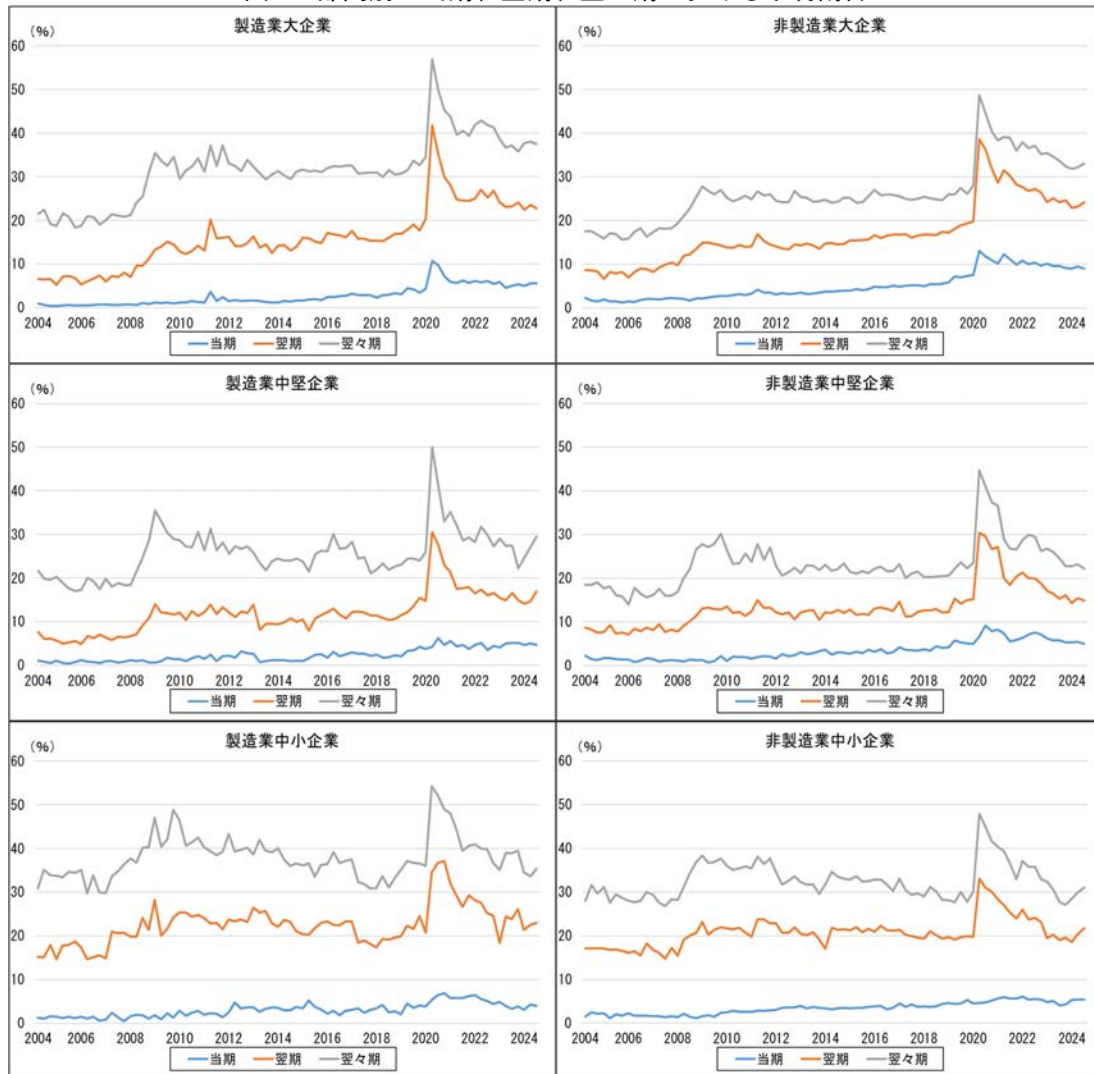
- (1) 景況感の見通しに対する企業の主観的不確実性の推移は一般化成長曲線で描写出来るか。
- (2) 企業の主観的不確実性は、見通し期間が長くなった場合、潜在的にどの程度まで高まるか。
- (3) 企業の主観的不確実性の潜在的な上限値は経済状況や時点によってどのように変化するか。

¹ 判断調査項目には、「貴社の景況」及び「国内の景況」の他に、「生産・販売などのための設備」及び「従業員数」がある。前2者については、当期、翌期、翌々期の景況判断を「上昇」、「下降」、「不明」から選択する形式である一方、「生産・販売などのための設備」については「不足」、「適正」、「過大」、「不明」から、「従業員数」については「不足気味」、「適正」、「過剰気味」、「不明」から各期末における判断を選択する形式の調査項目である。

² 消費動向調査 (内閣府) には家計の物価見通しについて「分からない」という回答の選択肢がある。

本稿の構成は以下のとおりである。2. では、不確実性研究の現状について概観し、ナイト流不確実性の計測及び景況感の伝播に関する先行研究を紹介する。3. では、景況感の長期見通しに対するナイト流不確実性の推計に関する手法を提案し、4. では、その推計結果について検討を加える。5. では、本稿のまとめと今後の展望について述べる。

図1：部門別の当期、翌期、翌々期における不明割合



(注) 季節調整は筆者による。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

2. 先行研究

本節では、先行研究に基づき、不確実性研究を概観した上でナイト流不確実性研究の現状について整理する。不確実性に関する研究は多岐に亘るが、ここでは、主に日本における最近の研究

を中心に概観している。また、本稿は先行きに対する不確実性に直面する企業の割合の経時的な変化に着目しているが、これは主観的不確実性が企業の間で広がっていく過程と捉えることが出来る。主観的不確実性の拡散過程を直接分析した研究は管見の限り見当たらないが、主観的不確実性は景況感の一部を構成することから、景況感が企業の間でどのように伝播していくかという問題を取り扱った先行研究についても俯瞰しておくことは有意義である。

2. 1. 不確実性研究の現状

不確実性は、個々の経済主体における行動変化を喚起し、そのことがひいては経済全体にも影響を与えるという観点から幅広く分析の対象となってきた。また、不確実性が経済に与える影響を明らかにする上では、不確実性そのものを精確に計測することも必要である。これらの分野に関する包括的な解説は、藤谷他(2022)、山口(2024)、森川(2025)などを参照されたい。

不確実性が経済に及ぼす影響に関しては、民間企業の活動が経済発展の根幹を成すものであることから、企業行動への影響を実証的に分析した事例は多岐に亘る。経済主体は先行きの不透明感が高まると判断を留保する傾向（リアルオプション効果）があり、企業においては、設備投資の抑制などにつながる。この不確実性と設備投資の関係について、予測調査を用いた最近の分析事例としては、企業レベルのマイクロデータを用いて分析した Morikawa(2018, 2022)や公表値を利用してマクロレベルの分析を行った鈴木・櫻井(2025)があり、いずれも、「不明」の回答で捉えられる企業の主観的不確実性が高まると、設備投資が抑制される傾向にあることを示唆している。同様に、不確実性は家計の行動やマクロの経済動向にも様々な影響³を及ぼすとされるが、これらの研究に関する包括的な解説については、森川(2025)を参照されたい。

不確実性が経済活動に与える影響は政策担当者にとっても重要である。伝統的な経済学の枠組みでは、完全市場の下、全ての経済主体が先行きの見通しに関する期待形成も含めて、合理的に振る舞うことが前提とされる。しかしながら、不確実性の存在は、このような前提条件が満たされている状況であっても経済に大きな変動をもたらす、採るべき政策について再考を迫る。例えば、Bloom(2009)は、企業の業況（生産性の変動）を時点ごとに集計した分散をマクロの不確実性指標とし、不確実性が一時的に増大すると、経済は、企業による投資や雇用の先送りにより一旦減速した後、元の水準を超えて拡大（オーバーシュート）してから傾向線へ戻ることを数値計算で示した。Bloom(2009)は、このような不確実性の増大に起因する景気後退局面では、金利などの政策手段に対する企業の感応度は低下しており、不確実性そのものを縮小させる政策が有効であることを指摘している。また、現実の経済において、市場は完全ではなく、個々の経済主体の情報の処理能力も多様であり、必ずしも合理的な期待形成・行動を取るとも限らない。例えば、取引において、片方の経済主体が相手方より少ない量の情報しか有していない場合には、前者の直面する不確実性は高くなり、情報の非対称性による市場の失敗として、何らかの政策介入や市場

³ 高不確実性下においては、リアルオプション効果以外にも、万一に備えて貯蓄を増やす予備的貯蓄効果や資金調達コストが上昇するリスクプレミアム効果など、総じて経済活動に対して抑制的に働く影響がある一方、成功時の利得が失敗時の損失よりも大きくなることからリスクを取る投資が行われ易くなるという成長オプション効果などもあるとされる（森川(2025)）。

の規律づけが妥当とされる場合がある⁴。更に、経済主体は必ずしも合理的な判断を行うとは限らず、特に不確実性が高い状況下では、近視眼的な取引や群衆行動などを通じて金融市場などに大きな変動をもたらす可能性も示唆されている（山田(2011)）。

これに対して、様々な指標を用いて間接的に不確実性を計測する研究も進んできた。経済主体が直面する不確実性を把握するには、経済主体が持つ将来の予測に対する主観的確率を直接尋ねることが有効とされている（Manski(2018)）。しかし、後述するようにこのような情報を得ることは、通常の統計調査とは異なる質問票を必要とするなど、容易ではないことから、不確実性を間接的に把握するための様々な代理指標が開発されてきた。山口(2024)、森川(2025)は、これまで提案されてきた不確実性に対する代理指標を以下の4つに分類している。具体的には、(1)株価等のボラティリティを指標としたもの、(2)新聞報道等におけるキーワードを基にしたもの、(3)エコノミスト等による経済予測の予測誤差を指標としたもの、(4)対企業の景況感調査等の情報から得られる個々の企業における事後的予測誤差を指標としたもの、である。このうち(1)～(3)は主にマクロレベルの不確実性に関する指標である。(1)の代表例としては、VIXなどの株価指数のボラティリティに関する指標が挙げられる。また、(2)の例としては、新聞における経済に関する「不確実性」などの用語を含む記事の割合から作成される指数がある（例えば藤谷他(2022)）。同指数は、財政や金融などのカテゴリーごとの指標作成も可能であり、国際比較も容易といった特徴がある。(3)は、市場参加者や専門家による経済成長率などの見通しと実績値の乖離に着目するものであるが、サンプル数が小さいなどの統計上の課題がある。一方、(4)はミクロレベルの指標であり、業況に対する個々の企業の予測と実績の差（「事後的予測誤差」と呼ばれる）のばらつきにより定式化される。具体例として、山口(2024)による、日本政策金融公庫総合研究所が実施する全国中小企業動向調査及び中小企業景況調査の個票データを利用した研究が挙げられる。同調査では、業況判断や売上などの今期の実績とともに、来期以降の予測を尋ねている。山口(2024)は、連続して調査対象となった企業の個票データを利用し、今期調査における来期の業況判断予測と翌期調査における当該期の実績との乖離について標準偏差を計算することで不確実性指標とし、当該指標を用いて不確実性が企業活動に与える影響をマクロ、ミクロの両方のレベルで分析している。

2. 2. ナイト流不確実性に関する研究

経済主体が直面する不確実性は、先行きの見通しに対する主観的確率が事前に推定可能な「リスク」と、主観的確率が推定不可能な「ナイト流不確実性」に大別される。経済主体が直面するナイト流不確実性は、その定義からして、これを直接に調査・数量化することは極めて困難であるため、不確実性に関するこれまでの研究の多くはリスクを扱ったものである（森川(2025)）。リスクを直接計測する方法としては、例えば、経済成長率などの見通しに関する企業の主観的確率をアンケート調査によって直接把握する形式のものが挙げられる（Morikawa(2021)）。

しかしながら、企業が直面するナイト流不確実性について、何らかの形で定量的な把握を試みることは、これまでよりも重要になってきていると考えられる。昨今のように、大規模な金融危

⁴ 例えば、若園・首藤(2008)は、金融サービスの高度化に伴う情報の非対称性の拡大が取引の不確実性を高め得ることから、米国の動向を参照しつつ、日本においても倫理規定の充実など、市場による自律あるいは政府による他律の双方向から市場の規律を高める仕組みが必要、との議論を展開している。

機やパンデミックなど、世界規模の様々なショックにより経済社会の情勢が大きな変動を余儀なくされる局面においては、多くの経済主体にとって、過去の経験等に基づいて先行きの見通しを立てることは極めて困難となり、ナイト流不確実性に直面する場面は少なくないと言える。また、人工知能（AI）の急速な発展や気候変動の深刻化などを受けて、長期的な観点から経済社会の先行きを展望することが、企業を始めとする様々な経済主体にとって必要不可欠となってきた。しかしながら、一般的に、予測期間が長くなるほど情報が少なくなることなどから、見通しを立てることはより一層困難となり、多くの経済主体は、長期的な見通しに対してナイト流不確実性に直面していると考えられる。

既述のとおり、ナイト流不確実性を調査し数量化することは困難であるため、ナイト流不確実性を実証的に扱った研究は限定的である。しかしながら、様々な形で不確実性の直接的な把握を試みることはナイト流不確実性の計測につながるものと考えられる。例えば、Ilut and Schneider(2022)は、リスクと曖昧さを峻別した上で、家計や企業が認識する曖昧さについて直接計測を試みた既存研究を整理し、経済主体の有する主観的確率の不確かさが多頻度で観測される場合は、当該経済主体が非ベイズ流の状況認識をしている可能性を指摘している。本稿でも取り上げる企業の直面する不確実性を扱った海外の事例としては、ドイツ国内の製造業を対象とした *Ifo Business Tendency Survey* における調査データを用いた Bachmann et al.(2020)の研究や、スイス国内の民間企業を対象とした *KOF Business Tendency Survey* の調査データを用いた Dibiasi and Iselin(2021)の研究が挙げられる。前者は、ナイト流不確実性を直接調査した数少ない事例であり、企業の売上予測を単一の数値または区間で回答させ、予測を区間で回答した企業はナイト流不確実性に直面しているとしたものである。後者は間接的に調査した事例であり、過去及び将来それぞれの直近3ヶ月間における自社製品・サービスに対する需要について、「増加」、「不変」、「減少」のうちいずれに当たるか回答をさせ、過去の需要については回答したが将来の需要については回答しなかった企業の割合をナイト流不確実性指標として定義している。このうち Bachmann et al.(2020)は、上記のデータを用いて、(1)企業はベイズ流見通しとナイト流不確実性の間を頻繁に行き来しているため、同一の企業が常にナイト流不確実性に直面している訳ではないこと、(2)調査期間中に一度でもナイト流不確実性に直面したことがある企業の割合は8割程度である一方、ある一時点でナイト流不確実性に直面している企業の割合は、2015年のギリシャ危機のような不透明感が強い局面であっても、3割強程度であったことを明らかにしている。他方、我が国においてナイト流不確実性を直接調査した事例は、筆者の知る範囲では存在しないが、1. で述べたとおり、間接的に把握可能な事例として予測調査における各種判断項目に対する「不明」の回答が挙げられる。Morikawa(2022)は、自社の景況感の先行きについて不明と回答した企業は、見通しを立てることが出来ないナイト流不確実性に直面していると解釈出来るとしており、同回答は、企業の主観的不確実性を把握する上で有用な情報を含んでいると述べている。ただし、Morikawa(2022)が指摘しているように、ナイト流不確実性は、景況感の先行きについて、「上昇」、「不変」あるいは「下降」とまでは判断出来てもその主観的確率が不明な状態も含むため、先行きの方向性が分からないだけの回答「不明」は、ナイト流不確実性を狭義に捉えている可能性がある。

以上、ナイト流不確実性の実証研究について概観したが、上述の事例は、いずれも1年以内の短期見通しに対するナイト流不確実性を計測したもので、1年を超える長期見通しに対するナイ

ト流不確実性を計測した事例は、筆者の知る限りにおいて存在しない。これに関し、本稿では、将来において潜在的に一度でもナイト流不確実性に直面する可能性のある企業を、長期見通しに対するナイト流不確実性に直面する企業と見做し、同企業が全体に占める割合を推計することを試みている。

2. 3. 経済主体による期待形成の異質性

経済主体によって期待形成のあり方が大きく異なる場合、政策担当者にとって、これを把握し、計測することは効果的な政策を考案・実施していく上で重要である。例えば、経済主体におけるインフレ期待の形成には、各時点における利用可能な全ての情報に基づく合理的な期待形成や過去の実績値に影響される適格的な期待形成など、いくつかの仮説が提示されている。これまでの研究は、日本企業のうち完全情報による合理的期待形成に基づいてインフレ予想を行っているのは全体の2割程度と見込まれると分析しているが（北村・田中(2019)）、合理的な期待形成を行う経済主体の割合が小さい場合、政策効果が低下したり、その発現が遅れたりする可能性があることが指摘されている（日本銀行(2016, 2021)）。

不確実性は経済主体の期待形成や行動に影響を与えるが、既述のとおり、Bachmann et al.(2020)はナイト流不確実性に直面する企業の割合を直接計測することを試み、企業はベイズ流の見通しとナイト流の不確実性の間を頻繁に行き来し、過去に一度でもナイト流不確実性に直面したことのある企業の割合は高々8割であることを示している。他方で、Morikawa(2022)は、予測調査を用いてナイト流不確実性に直面している企業は設備投資を抑制する可能性があることを示している。これらの研究結果は、安定した経済成長を実現するためには、経済主体の直面する不確実性そのものを低減していくことが政策的に重要であることに加え、どのような経済主体がナイト流不確実性に直面し易い傾向にあるのかを把握していくこと、すなわち経済主体の属性やそれを取り巻く環境等によって異なってくる景況感の期待形成過程を解明し、その異質性を数量的に把握していくことが重要であることを示している。

本稿は、このような問題意識から、ナイト流不確実性に直面する企業の割合を、業種別・企業規模別に計測することを試みている。

2. 4. 景況感の企業間における伝播

本稿は、不確実性に直面する企業の割合の変化に着目した分析を行っているが、これは主観的不確実性が企業間で伝播していく過程を分析しているものと捉えることが出来る。主観的不確実性は、企業の景況感を構成するものと考えられ、景気が良いあるいは悪いといった景況感と同様、個々の企業の状態やマクロ全体の経済状況の影響を受けるのみならず、取引等の企業間の様々な相互関係を通じて伝播していくと考えられる。例えば、Bloom et al.(2020)では、企業への質問調査の情報を用いて、個々の企業や工場における出荷額の見通しの分散（主観的不確実性）は、工場における過去の出荷額や、企業や当該企業が属する産業の株価収益率の分散と相関が強いことを示している。このうち個別企業の不確実性と産業レベルの不確実性の関連性は、マクロの景気動向や産業内取引等が個々の企業の景況感に影響している可能性を示唆している。とりわけ、近年では、企業間の供給網が国境を越えて複雑化しており、内的あるいは外的な経済ショックは、

地理的に限定的なものであっても、企業間ネットワークを通じて広範に波及することが知られている。このような企業間の相互依存関係の深化は、個々の企業が様々な情報を基に景況感を形成していく際にも影響を及ぼしている可能性がある。

これに関しては、従前より、景況感そのものがある経済主体から他の経済主体へ伝播することで、経済全体の景況感がどのように形成されていくかについての検討が行われてきた。その際、実体経済を構成する重要な要素である経済主体間の取引や情報交換といった相互依存関係を明示的に考慮することが必要となる。そのうち実物取引、すなわち取引は重要な媒介であるが、De Grauwe and Ji(2016)は、将来期待を含む二国間取引モデルにおいて、取引を通じて二国間の景況感（経済成長に対する先行き期待）の同期が強まるとともに景気循環の相関も高まることを示している。これに対して、Angeletos and La'O(2013)は、企業間の情報交換に着目しており、島国から構成される経済モデルにおいては、それぞれの国の企業が取引相手の経済状況について徐々にしか情報が得られない場合、企業が合理的に行動するとしても、初期の誤った情報（景況感）が景気変動を生じさせ、正しい情報は（S字曲線的に）初めのうちは徐々にしか広がっていかないことを示している。Kukavec and Oberhofer(2018)は、景況感の伝播を実データから計測している数少ない事例であり、産業連関表を用いて、EU各国における産業別の景況感が、産業連関を通じた中間財投入の変化といった実物取引面の変動の影響を受けるのみならず、産業連関表で表象される産業間の結びつきを通じた情報交換により下流の産業へと直接伝播する可能性を示唆している。

本稿は、公表されている集計データを用いていることから、個々の企業の相互依存関係は明示的に取り扱っていないものの、企業の主観的不確実性が、企業部門というマクロレベルで見た時に、どのように企業間で拡散していくかについて、より一般的な成長曲線関数を適用することで計測し、その拡散過程についての洞察を得ようと試みるものである。

3. 分析枠組み

本節では、本稿における分析の枠組みについて述べる。既述のとおり、本稿では予測調査における自社の景況感について「不明」と回答した企業の割合（以下「不明割合」と呼ぶ）を用いて分析を行っている。また、先行研究に倣い、「不明」と回答した企業は景況感に対するナイト流不確実性に直面していると考えられる。ここで、予測調査の観測データには2つの時間軸があることに注意する。まず、予測調査における調査時点の四半期を時点(t)と呼ぶこととする。次に、予測調査は、時点 t ごとに、当期（調査時点と同じ四半期）、翌期、翌々期の景況感及び同見通しを尋ねているが、これを期(s)と呼び、時点と区別する。 s は、当期の0から始まり、翌期に1、翌々期に2を取る時間変数である。その上で、本稿では、以下の手順で分析の枠組みを構築した。

- (1) 観測データに基づき、ある時点 t において主観的不確実性に直面する企業の割合は期 s が進むに伴い成長曲線に従って増加していくと仮定する。
- (2) 各 t 時点における不明割合の s 期に沿った成長曲線について、観測データからパラメータの推定を試みる。その際、パラメータを適切に推定するため、成長曲線としてより一般的な関数

形を採用する。

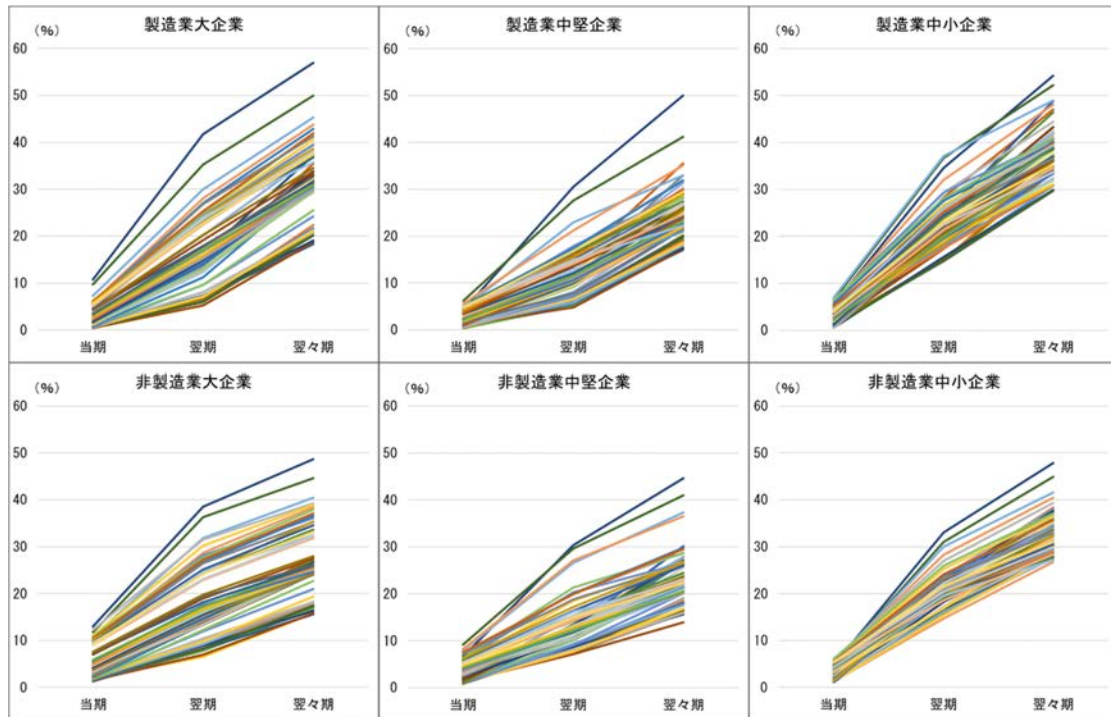
- (3) 最初に、成長曲線のパラメータが時点 t に関する時系列のランダムウォークに従うと考え、これを推定する（基本モデル）。
- (4) (3)の推定結果を踏まえ、成長曲線のパラメータが各時点 t の外的ショック（以下「不確実性ショック」と呼ぶ）に影響されると仮定する別のモデルを提示し、これを推定する（修正モデル）。修正モデルの推定結果については次節で述べる。

3. 1. 不明割合の見通しに対する成長曲線の適用

最初に予測調査による不確実性指標を概観する。観測時点ごとに、当該観測時点を起点として当期、翌期、翌々期の四半期ごとに主観的不確実性に直面している、または直面すると予想している企業の割合（不明割合）を見ると、期を経るごとに割合が増加している様子が見て取れる（図2）。本稿が対象としたデータ期間（観測対象となった時点 t の範囲）では期 s が進むにつれて不明割合が低下するケースは見られなかった。このように期を経るごとに割合が増加していくのは、他の景況感である「上昇」、「下降」あるいは「不変」の割合が減少または変動しているのとは異なる特徴であり、産業別・企業規模別の各部門（以下、予測調査における製造業と非製造業の2つの産業区分と大、中堅、中小の3つの企業規模区分の組み合わせを「部門」と呼ぶ。部門数は6）に共通している。また、中小企業を除けば、増え方は一定ではなく、低い水準から始まる時には増加幅は期を経るごとに逡増する傾向がある一方、当期が高い水準の時には増加幅は逡減する傾向が見て取れる。これは、ロジスティック曲線などのいわゆる成長曲線の描く経路（S字曲線）の特徴に類似している。ただし、非製造業中堅企業ではこの傾向は必ずしも顕著ではない。

本稿は、上記の観察事実を踏まえ、以下のような考え方にに基づき、不明割合の期ごとの変化が成長曲線に従うとの仮定を置く。成長曲線は、微生物の繁殖や技術革新の拡散過程など、経時的な変化がS字曲線を描く変数を記述・予測するのに適した数理モデルである。モデルとしては比較的単純であり、後述するように傾きに関する微分方程式が線形となることから実証分析の枠組みとして扱いが容易であるという特徴を有している。また、時間軸について見ると、拡散過程が日あるいは週単位の超短期のものから年単位の事象まで広く適用されている（金井他(2014)、藤沢(2017)、安部(2019)、木村(2020)）。

図 2：部門別に見た各時点における不明割合の当期から翌々期にかけての変化



(注) 上図は、各部門について、2004年第2四半期～2024年第3四半期の82時点ごとの当期、翌期、翌々期の不明割合の推移を線グラフで示したものである。色の異なる各線グラフが各時点に対応している。季節調整は筆者による。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

まず、主観的不確実性が企業間に拡散していく過程について検討する。先に見たように不明割合は時間軸sに沿って単調増加していく様子が観察される。これは、不確実性という景況感が企業の間で広がっていく一種の拡散過程と見做すことが出来る。不確実性は主に2つの経路を通じて伝播していくと考えられる。1つは企業間の直接的な取引関係を通じて生じるものである。例えば、海外市場における先行き不透明感の増大といった外的ショックが生じた時、まず、輸出に強く依存している企業が不確実性に直面する。次に、そのような企業と取引のある別の企業が、売り上げや仕入れなどにおける不透明感の増大を通じて、あるいは取引先から得た様々な情報を基に、自社の景況感の先行きについて不確実性が高くなったと認識する。もう1つは間接的な波及である。上の例であれば、海外市場やそれに影響を受ける国内産業に関する報道、それを受けた株価や金利といった金融市場の反応あるいは消費者心理の変化といった情報を基に、自社の業況に対する不透明感が高くなっていると認識するケースが考えられる。もちろん、同じようなショックがあった時に不確実性に直面し易いかどうかは企業の規模や財務体質などによっても異なるであろう。このように、一般に、企業の景況感は、マクロレベルの経済全般の状況に加え、取引関係等を通じて当該企業が直面するミクロレベルの固有の状況も考慮されながら形成されていると考えられる。これは、新製品の普及のようなコミュニケーションを通じた情報の拡散過程において、個々人のネットワークに加え、マスメディア等を通じた波及経路も重要とされる

(Rogers(1962)) ことと同様である。このような技術革新や新製品等の普及過程は、縦軸に普及率、横軸に時間を取ると、S 字曲線となることが知られている (Rogers(1962))。以上のことを踏まえると、不明割合の期 s に沿った増加を、企業の実性(業種、規模、取引ネットワーク⁵など)に応じた、先行き不透明感の企業間における伝播として捉え、その推移に成長曲線を当てはめて分析することが可能と考えられる。また、不明割合には、(1)既述の観察事実から推測されるように、先行きに対する見通し期間が長くなるほど情報が不足するため、期 s が進むほど増加すること、(2)しかしながらその上限は 100%を超えないこと、といった特性があり、このことから単調増加かつ上限値(収斂値)を有するという性質を持つ成長曲線を適用することは適当であると考えられる。

次に、上記の考察を踏まえ、主観的不確実性の企業間における拡散過程が単純な成長曲線モデルを用いて表せることを確認する。単純化のため、企業の属する産業や規模の違いは考慮しない。観測時点 t における見通し期 s において不確実性に直面する企業数を K とする。期 s が 1 単位だけ経過する間に、既に不確実性に直面している企業 1 社から、直接・間接の経路を通じて、平均 r 社の企業に対して不透明感が伝播すると考える。この不確実性の伝播に関するパラメータ r は、その時点 t に生じた外的ショックなどによって変化するものの、当該観測時点においては一定であると仮定する。この時、不確実性に直面する企業数が増加する速さは 1 見通し期間ごとに rK となる。一方、既に不確実性に直面している企業は景況感を変えない(「不明」のまま、すなわち不明割合は単調増加するとの仮定を置いていることと同値)と考えると、不確実性が伝播していく対象となるのは、これ以外の企業である。全体の企業数を K_{all} とすると、 s 期において不確実性に直面していない企業の割合は、 $(K_{all} - K)/K_{all}$ であるので、これを不透明感の増加速度に乗ずれば、 s 期における不透明感が企業間に広がる速さは、

$$(1) \frac{dK}{ds} = rK \left(\frac{K_{all} - K}{K_{all}} \right) = rK \left(1 - \frac{K}{K_{all}} \right),$$

と表せる(上式において、時点 t は省略している)。これは成長曲線の 1 つであるロジスティック曲線に対応する微分方程式となっている。

ここまで主観的不確実性の拡散過程を成長曲線で表すことの妥当性を述べてきたが、成長曲線による分析は、以下に述べるようにいくつかのメリットを有している。まず、既述のとおり、本稿のようにマクロレベルのデータを取り扱う場合、成長曲線は実証分析のための容易な枠組みを提供する。これに加えて、成長曲線の特性を利用することで、観測値の背景にある構造の分析も可能となると考えられる。具体的には、各 t 時点の成長曲線モデルが適切に推定されれば、 $s = \infty$ における収斂値を(近似的に)外挿計算することで、経済状況に関する不透明感が高まった時に、

⁵ 不透明感の伝播が企業間ネットワークのみに依存すると考えれば、大企業を中心とした取引関係のような偏りのあるネットワーク(複雑ネットワーク)における情報拡散過程として分析することも考えられるが(複雑ネットワーク上の情報拡散過程は、Kempe et al.(2003)などを参照)、本文で述べたように、企業の直面する主観的不確実性の拡散過程は、企業間ネットワーク以外の要素にも左右されると考えられる。なお、複雑ネットワークにおいて、各ノード(本稿のケースでは個別企業)の状態が互いに独立との仮定の下、個別ノードのネットワーク接続次数などについて平均的な値を用いて近似すると(平均場近似)、情報拡散過程は、成長曲線の 1 つであるロジスティック曲線で表される(南川・塩田(2017))。ただし、平均場近似は、複雑ネットワーク内の偏りを捨象して単純化したものであることから、ロジスティック曲線による観測値の再現性は高くないとされる(南川・塩田(2017))。

潜在的にどの位の割合の企業が不確実性に直面し得るかという最大値が推計可能となる。仮に最大値が経済状況などに応じて変化している場合、それを基に、時点ごとの主観的不確実性に影響した外的ショックの大きさを計測・評価することも可能性となるであろう。更に、成長曲線の収斂値は純粋なナイト流不確実性を表している可能性がある。2. で述べたように、予測調査における「不明」の回答には、自社の景況感が「上昇」または「下降」と見通しているものの、その程度が分からない企業は含まれないため、ナイト流不確実性を狭義に捉えている可能性が指摘されている (Morikawa(2022))。しかしながら、見通し期間が観測時点 (当期) から遠く離れるほど ($s \gg 0$)、たとえ景況感の方向性だけであっても的確に見通すことは困難となっていくため、方向性 (上昇または下降) だけ判断出来るがその程度が分からないという企業の割合は小さくなっていくと考えられる。すなわち、仮に 100 期先の景況感を尋ねられた場合、「上昇」または「下降」と回答した企業の多くは、方向性とその程度の両方についてある程度の確度を持った見通しを有していると考えられる。これに対して、「不明」と回答した企業は、景気の方角性のみならずその程度も分からないと考えている可能性が高い。このため $s = \infty$ における s 期先の不明割合の収斂値は直接観測出来ないナイト流不確実性そのものを捉えていると見做せる可能性がある。

他方、成長曲線によるマクロデータ分析の欠点としては、個々の企業の属性や企業間のネットワークの特性 (例えば大企業の方が取引関係が多い) など、ミクロの状況を十分に考慮出来ないことが挙げられる。この点について、本稿では公表データに基づき、製造業・非製造業を区別し、更に企業規模別に分けた部門別の分析を通じて、この問題に可能な限り対処するよう試みている。

3. 2. 一般化成長曲線による基本モデル

先述の単純なモデルにおいて導出されたロジスティック曲線やその派生形は、マクロレベルで見た企業による技術革新の模倣過程 (中島(2013)) を記述・推計する際に用いられるなど、適用範囲が広く、扱いも容易なモデルとされている。特に普及過程を先駆者と模倣者に分解した形で描出する Baas モデル (Mahajan et al.(1990)) については、新技術や新製品の普及過程を始めとして幅広く適用されている (金井他(2014))。しかしながら、ロジスティック曲線はあくまで成長曲線の 1 つに過ぎず、成長曲線には他にもゴンペルツ曲線など、様々な曲線が含まれている (藤沢(2017)、安部(2019)、木村(2020))。また、本稿で用いる予測調査からは当期、翌期、翌々期のみデータしか得られず、3 期分の情報からはどのようなタイプの成長曲線の当てはまりが良いか (例えば、ロジスティック曲線なのかゴンペルツ曲線なのか) をあらかじめ決めることは出来ない。このため、本稿では以下のようなアプローチを用いる。

まず、木村(2020)に基づき、より一般的な成長曲線モデルを導入する。不明割合は期 s が進むにつれ、成長曲線に従い増加していくが、この成長曲線は時点 t ごとに異なっているとす。この時、時点 t 、期 s における不明割合を表す一般化成長曲線は、以下のように表すことが出来る。既述のとおり、一般化成長曲線の式は、複数の形状の成長曲線を包含した統一表現となっている。

$$(2) H(s, t) = \left[h_{0,t}^{1-d_t} + (1-d_t) \frac{e^{a_t}}{b_t^{c_t+1}} \gamma(c_t + 1, b_t s) \right]^{\frac{1}{1-d_t}} \quad (s \geq 0).$$

ここで、 H は主観的不確実性に直面している企業の割合（不明割合）であり、 $h_{0,t}$ は時点 t における当期（ $s = 0$ ）の不明割合である（ $h_{0,t} = H(0, t) > 0$ ）。 γ は不完全ガンマ関数を表す。また、 a_t 、 b_t 、 c_t 、 d_t は成長曲線の形状を規定するパラメータ（成長曲線パラメータ）であり、成長曲線が時点 t ごとに異なるため、成長曲線パラメータも時点 t ごとに異なる値を取るものとする（ただし、以下では簡便のため成長曲線パラメータの添え字 t は特に必要な場合を除き省略する）。各成長曲線パラメータは $b > 0$ 、 $c > -1$ 及び $d \geq 0$ を満たすものとする。なお、以下では $d \neq 1$ を前提としているが、この妥当性については付録で議論する⁶。

この成長曲線に対応する微分方程式は、以下のとおりである（木村(2020)）。

$$(3) \log \left[\frac{dH(s, t)}{ds} / s^c / H(s, t)^d \right] = a - bs.$$

ここで、パラメータ c の扱いについて検討する。本稿の大枠は、 $t \times s$ 個の観測データから成長曲線パラメータを推定し、それを用いて不明割合の推計値を計算（再現）する、というものであるが、 s の値については0, 1, 2の3つの値しか得られないことに注意する。式(3)を変形すると、

$$(4) \log \left[\frac{dH(s, t)}{ds} \right] = c \cdot \log s + d \cdot \log H(s, t) + a - bs,$$

となる。ここで観測値を用いて何らかの方法により式(4)を推定し、 c の推定値を得る問題を考える。右辺第1項に着目すると、 $s = 0$ の時は、 c によらず $c \cdot \log s = -\infty$ となり、 $s = 1$ の時も、 c によらず $c \cdot \log s = 0$ となる。従って、 c の推定に用いることが出来るのは $s = 2$ の時の観測値だけであるが、この時 $\log s$ 、 s は t によらず一定であることから、仮に a が識別可能であっても b 、 c は識別不能である⁷。このため、3期分（ $s = 0, 1, 2$ ）のデータから c を推定することは出来ない。そこで、本稿では、より一般性を損なわないよう $c = 0$ とした上で、残りの a 、 b 、 d を推定することを試みる。これは、以下のとおり藤沢(2017)で示された一般化成長曲線モデルと同じものである。なお、ロジスティック曲線やゴンペルツ曲線などの成長曲線はいずれも $c = 0$ であることに注意する。

式(2)において $c = 0$ とすると、不完全ガンマ関数 γ について、

$$(5) \gamma(1, x) = 1 - e^{-x},$$

が成立することから、式(2)は $d \neq 1$ の場合、

⁶ $c = 0$ 、 $d = 1$ の成長曲線はゴンペルツ曲線と呼ばれる。詳細は藤沢(2017)、木村(2020)を参照されたい。

⁷ この問題は、 $c' = \frac{\log s}{s} c$ として c' を推定する問題に置き換えることが出来るが、この時、右辺第1項は $c's$ と書き換えられ、第4項との和が $s(c' - b)$ となるため、 c' と b は識別出来ない。

$$(6) H(s, t) = \left(\frac{h_{0,t}^{d-1}}{1 - \frac{(d-1)e^a}{b} (1 - e^{-bs}) h_{0,t}^{d-1}} \right)^{\frac{1}{d-1}},$$

となり、藤沢(2017)において時間変数（本稿では s ）が整数値を取る場合の離散型の一般化成長曲線とされているものと同じ形の式が得られる。なお、一般化成長曲線について離散型と連続型を区別する必要は特段なく、本稿では s を連続型の時間変数として扱う。式(6)に対応する微分方程式は、式(3)に注意すると、

$$(7) \log \left[\frac{dH(s, t)}{ds} / H(s, t)^d \right] = a - bs,$$

となる。この式を変形して次式を得る。

$$(8) \log \left[\frac{dH(s, t)}{ds} \right] = d \cdot \log(H(s, t)) + a - bs.$$

式(8)の左辺は、成長曲線の s 方向への時間微分、すなわち期 s における傾き、の対数となっている。

以下では、この傾きに関する微分方程式を観測方程式とし、また、成長曲線パラメータ a 、 b 、 d が時点 t に関する時系列のランダムウォーク過程に従うと仮定して⁸、以下の状態空間モデルにより成長曲線パラメータを推定することを考える。その上で、得られた成長曲線パラメータを式(6)に代入することで時点 t ごとに $s = 1, 2$ における不明割合の推計値を計算し、成長曲線による観測値の再現可能性を確認する。ただし、式(8)の左辺については、安部(2019)や木村(2020)を参考に、観測データから近似的に計算する。具体的には、式(9)のとおり、翌期は当期と翌々期の中心差分を、翌々期は翌期と翌々期の後退差分を代用する⁹。すなわち、 $H(s, t) = h_{s,t}$ として、

$$(9) \frac{dH(s, t)}{ds} = \begin{cases} \frac{h_{2,t} - h_{0,t}}{2} & (s = 1) \\ \frac{h_{2,t} - h_{1,t}}{1} & (s = 2) \end{cases},$$

であり、これを用いると推定する状態空間モデルは、以下のとおりとなる（分かり易くするため、成長曲線パラメータに添え字 t を付している）。本稿ではこれを「基本モデル」と呼ぶ。

⁸ これは、成長曲線パラメータが、その時々における独立した外的ショックなどの影響を受け、時点 t の進行とともに徐々に変化する、と仮定していることと同じである。

⁹ 観測データを増やすために当期の傾きを当期と翌期の不明割合から前進差分として計算することも考えられるが、一般化成長曲線については、 $s < 0$ において、実数での水準値が存在するとは限らない。このため $s = 0$ における傾きが定義出来ないことに注意する。なお、ロジスティック曲線やゴンベルツ曲線など、一部の成長曲線は $s < 0$ においても水準値が存在するため、当期の傾きも計算可能である。

観測方程式：

$$(10), (11) \quad \begin{cases} \log \left[\frac{h_{2,t} - h_{0,t}}{2} \right] = d_t \cdot \log(h_{1,t}) + a_t - b_t + e_{1,t} \\ \log \left[\frac{h_{2,t} - h_{1,t}}{1} \right] = d_t \cdot \log(h_{2,t}) + a_t - 2b_t + e_{2,t} \end{cases},$$

$$e_{s,t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{s,t}^2) \quad (s = 1, 2),$$

状態方程式：

$$(12), (13), (14) \quad \begin{cases} a_t = a_{t-1} + u_{t-1} \\ b_t = b_{t-1} + v_{t-1} \\ d_t = d_{t-1} + w_{t-1} \end{cases}$$

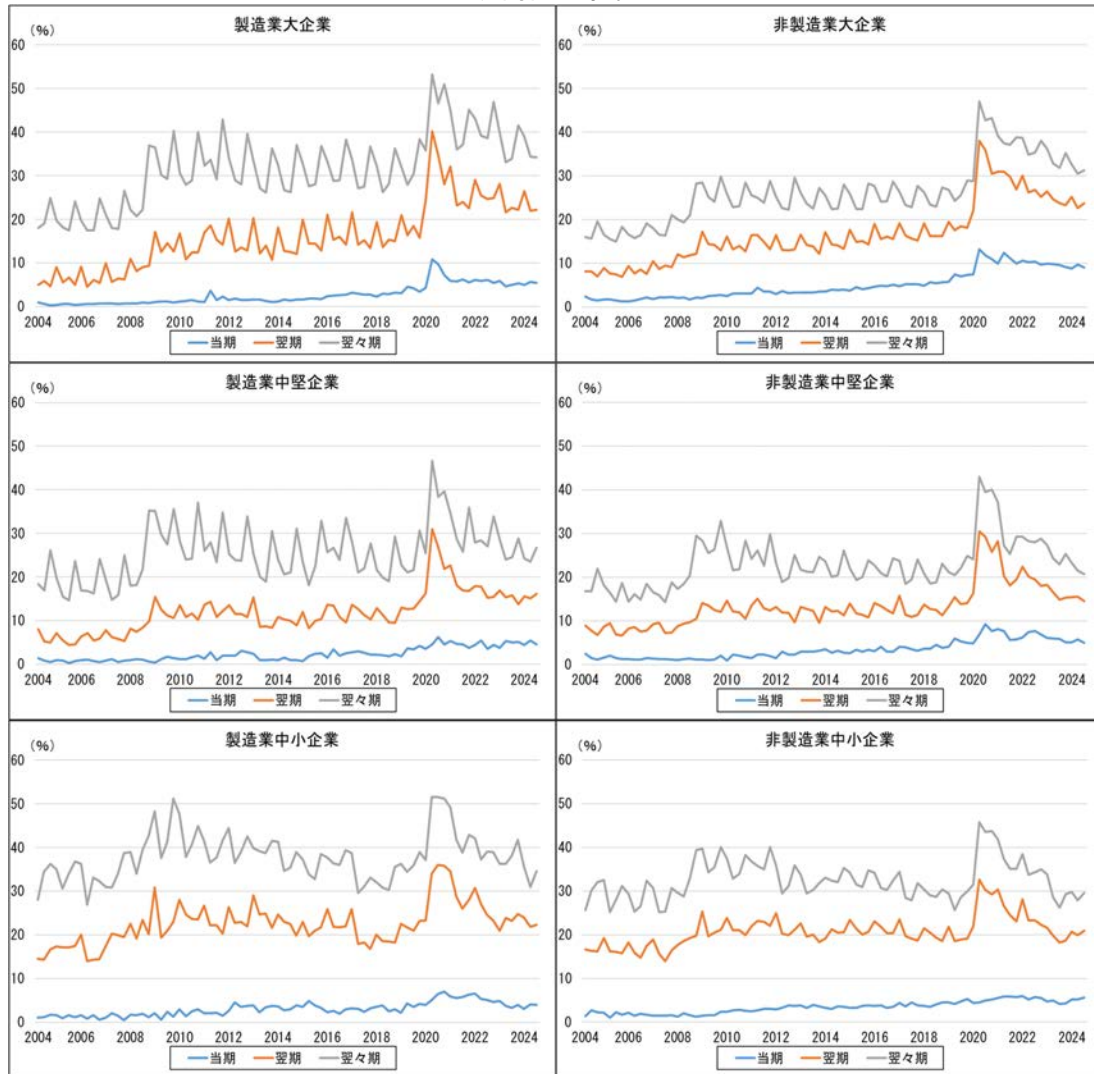
$$\begin{cases} u_t \sim i.i.d. N(0, \pi_{u,t}^2) \\ v_t \sim i.i.d. N(0, \pi_{v,t}^2) \\ w_t \sim i.i.d. N(0, \pi_{w,t}^2) \end{cases}$$

ここで、観測方程式(10)及び(11)における $e_{s,t}$ は時点 t 期 s における誤差項であり、 $e_{1,t}$ と $e_{2,t}$ の間に相関はないと仮定する。同様に、状態方程式(12)～(14)における成長曲線パラメータ a 、 b 、 d の誤差項についても相互に相関はないと仮定する。なお、推定に用いた企業の不明割合の原データには季節性があることから（図3）、本稿の分析においては、LightStone®のEviews®14におけるSTL分解を用いて季節調整を施したものをを用いている。データ期間は2004年第2四半期～2024年第3四半期、すなわち時点 t の数は82である。推定は、既述のとおり、部門別（業種（2区分）×企業規模別（3区分））に行っている。

以下では、上記の基本モデルによる成長曲線パラメータの推定結果及びそれを用いた $h_{1,t}$ 、 $h_{2,t}$ の推計値（以下、時点 t を省略して h_1 、 h_2 と表す）、また $s = \infty$ における収斂値 $h_{\infty,t}$ （ t を省略して h_f と表す）を示す（表1、図4、図5）。このうち成長曲線パラメータ a 、 b 、 d については、平滑値を示している。収斂値の外挿計算に当たっては、式(15)のとおり、 $b > 0$ の下、 $s \gg 0$ においては、 $e^{-b \cdot s} \rightarrow 0$ の関係を用いている。

$$(15) \quad h_f = H(\infty, t) = \left(\frac{h_{0,t}^{d-1}}{1 - \frac{(d-1)e^a}{b} h_{0,t}^{d-1}} \right)^{\frac{1}{d-1}}.$$

図3：不明割合の原系列データ



(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

表1：状態空間モデルによる成長曲線パラメータの推定結果

製造業大企業					非製造業大企業				
	推定値	標準誤差	z統計量	p値		推定値	標準誤差	z統計量	p値
$\sigma_{1,t}$	0.03	0.00	10.21	0.00	$\sigma_{1,t}$	-0.01	0.01	-0.56	0.57
$\sigma_{2,t}$	0.02	0.01	1.89	0.06	$\sigma_{2,t}$	0.03	0.01	3.11	0.00
$\pi_{u,t}$	0.01	0.01	0.50	0.62	$\pi_{u,t}$	0.04	0.02	2.19	0.03
$\pi_{v,t}$	-0.04	0.01	-8.09	0.00	$\pi_{v,t}$	-0.04	0.01	-7.33	0.00
$\pi_{w,t}$	0.00	0.00	1.20	0.23	$\pi_{w,t}$	0.01	0.01	0.82	0.41
	最終状態	平均平方誤差	z統計量	p値		最終状態	平均平方誤差	z統計量	p値
a	1.49	0.05	27.22	0.00	a	0.13	0.17	0.76	0.45
b	0.37	0.05	7.84	0.00	b	0.57	0.05	11.38	0.00
d	0.53	0.02	23.91	0.00	d	0.92	0.06	16.08	0.00
最大対数尤度：	214.42	赤池情報量規準：	-5.11		最大対数尤度：	218.55	赤池情報量規準：	-5.21	
パラメータ数：	5	シュワルツ基準：	-4.96		パラメータ数：	5	シュワルツ基準：	-5.061739	

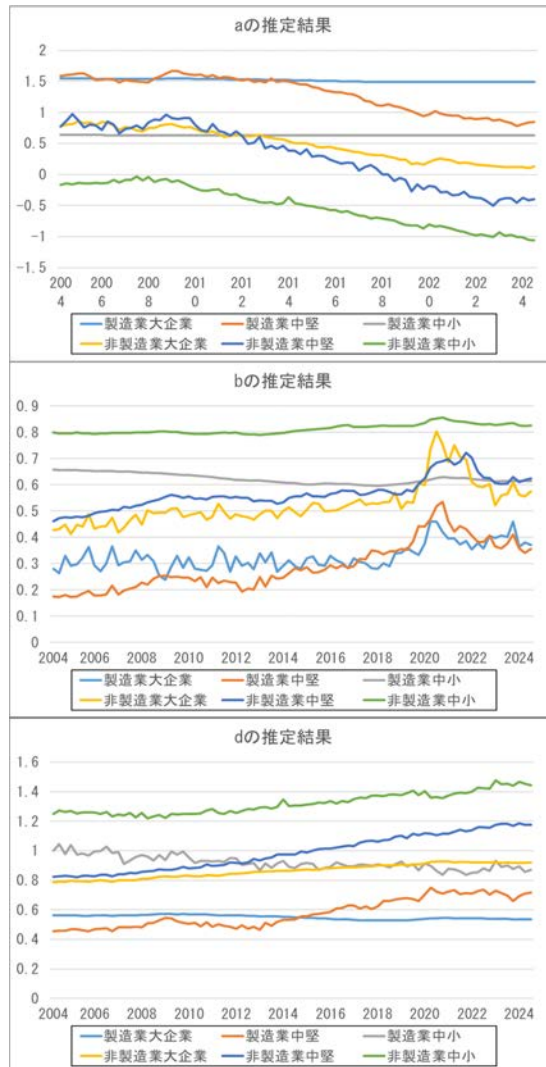
製造業中堅企業					非製造業中堅企業				
	推定値	標準誤差	z統計量	p値		推定値	標準誤差	z統計量	p値
$\sigma_{1,t}$	0.02	0.02	0.89	0.37	$\sigma_{1,t}$	0.01	0.03	0.31	0.76
$\sigma_{2,t}$	0.05	0.01	3.46	0.00	$\sigma_{2,t}$	0.03	0.01	3.18	0.00
$\pi_{u,t}$	0.06	0.04	1.59	0.11	$\pi_{u,t}$	0.08	0.03	3.23	0.00
$\pi_{v,t}$	0.05	0.02	3.04	0.00	$\pi_{v,t}$	0.02	0.01	3.97	0.00
$\pi_{w,t}$	0.03	0.02	2.06	0.04	$\pi_{w,t}$	0.02	0.02	1.30	0.19
	最終状態	平均平方誤差	z統計量	p値		最終状態	平均平方誤差	z統計量	p値
a	0.85	0.24	3.55	0.00	a	-0.40	0.23	-1.78	0.08
b	0.36	0.09	3.98	0.00	b	0.62	0.05	13.17	0.00
d	0.72	0.11	6.64	0.00	d	1.18	0.09	12.76	0.00
最大対数尤度：	165.64	赤池情報量規準：	-3.92		最大対数尤度：	184.86	赤池情報量規準：	-4.39	
パラメータ数：	5	シュワルツ基準：	-3.77		パラメータ数：	5	シュワルツ基準：	-4.24	

製造業中小企業					非製造業中小企業				
	推定値	標準誤差	z統計量	p値		推定値	標準誤差	z統計量	p値
$\sigma_{1,t}$	0.02	0.01	1.50	0.13	$\sigma_{1,t}$	0.00	1.15	0.00	1.00
$\sigma_{2,t}$	0.04	0.01	4.92	0.00	$\sigma_{2,t}$	0.02	0.01	3.00	0.00
$\pi_{u,t}$	0.00	0.13	0.01	0.99	$\pi_{u,t}$	-0.05	0.04	-1.33	0.18
$\pi_{v,t}$	0.01	0.00	1.87	0.06	$\pi_{v,t}$	0.01	0.00	2.95	0.00
$\pi_{w,t}$	0.03	0.00	7.14	0.00	$\pi_{w,t}$	0.02	0.01	2.69	0.01
	最終状態	平均平方誤差	z統計量	p値		最終状態	平均平方誤差	z統計量	p値
a	0.63	0.11	5.71	0.00	a	-1.06	0.20	-5.33	0.00
b	0.62	0.03	23.22	0.00	b	0.83	0.03	28.28	0.00
d	0.87	0.05	16.82	0.00	d	1.44	0.07	19.42	0.00
最大対数尤度：	181.00	赤池情報量規準：	-4.29		最大対数尤度：	246.39	赤池情報量規準：	-5.89	
パラメータ数：	5	シュワルツ基準：	-4.15		パラメータ数：	5	シュワルツ基準：	-5.74	

(注) 状態空間モデルの推定において、 $\sigma_{1,t}$, $\sigma_{2,t}$, $\pi_{u,t}$, $\pi_{v,t}$, $\pi_{w,t}$ の初期値は0.1とした。なお、実際の推定では、分散、すなわち、これらの2乗値を最尤法により推定した。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

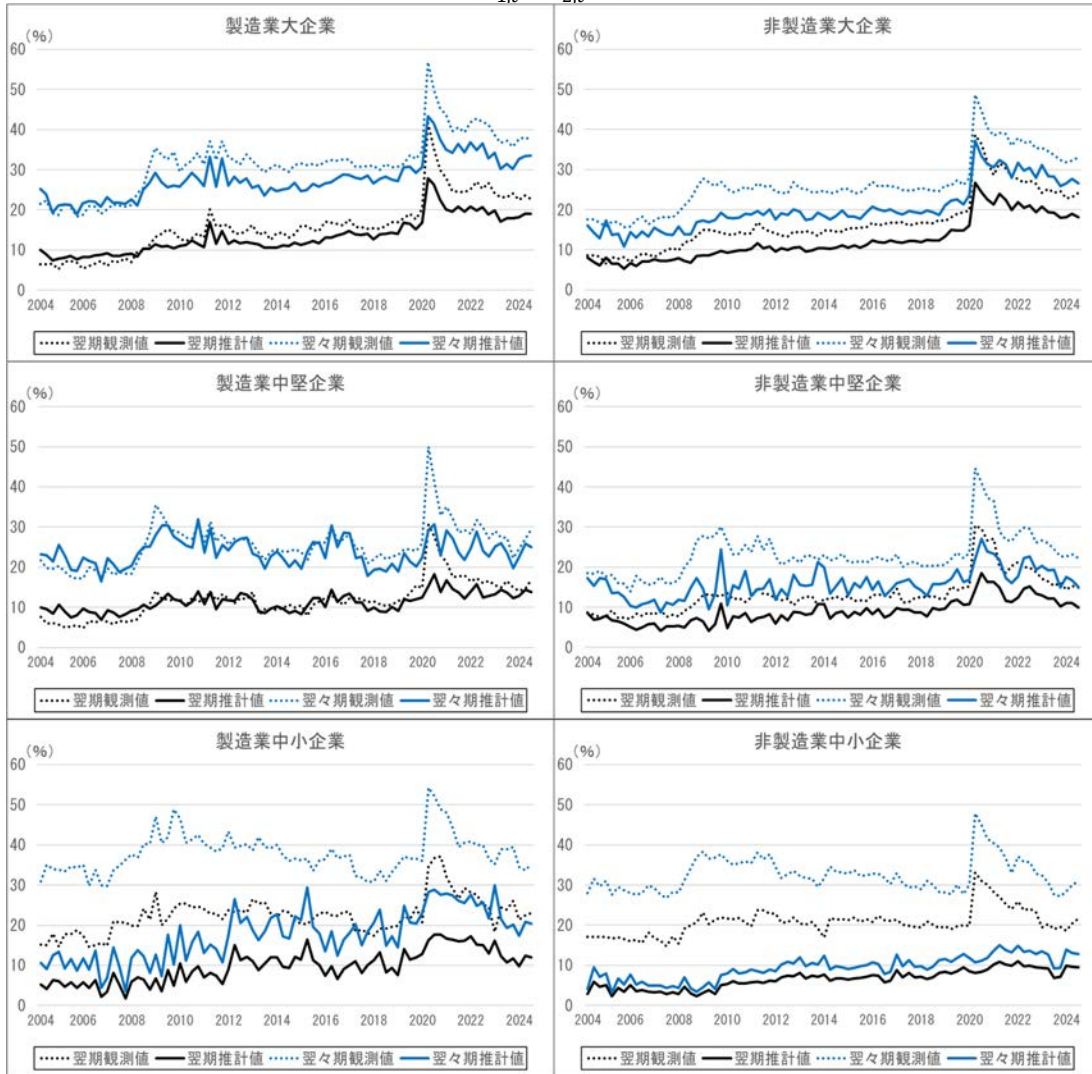
図4：成長曲線パラメータの推定結果



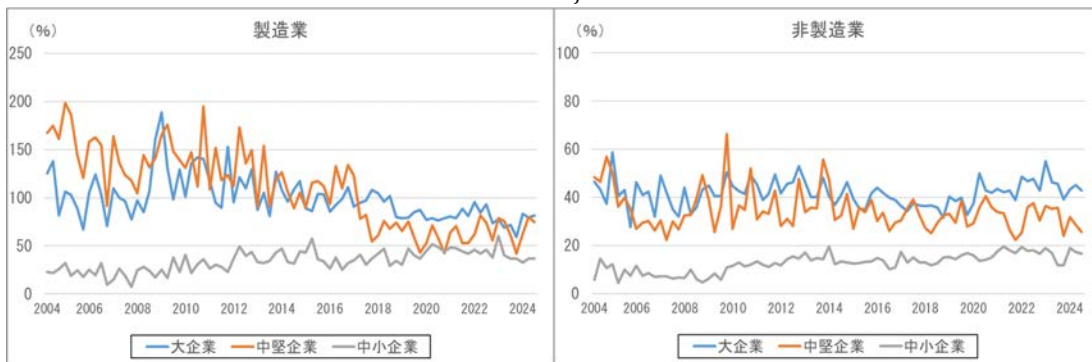
(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

図5：状態空間モデルによる不明割合の推計値

(1) $h_{1,t}$, $h_{2,t}$ の推計値



(2) 収斂値 h_f の推計値



(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査(内閣府・財務省)を基に筆者作成。

まず、これらの成長曲線パラメータの平滑値の動きを見ると（図4）、 a は、製造業大企業、同中小企業を除くと時点 t が進むほど低下する傾向があり、値については、 $-1\sim 2$ と大きく幅がある。 b は、いずれも理論値に整合した正の値であり、製造業中小企業を除くと右上がりであるが、 $0\sim 1$ の間という狭い範囲に収まっている。 d についても、理論値と整合する正の値を取っており、製造業大企業、同中小企業を除くと右上がりであり、概ね $0.4\sim 1.5$ の間に収まっている。

次に状態空間モデルの推定結果を見ると（表1）、成長曲線パラメータの最終推定値（2024年第3四半期時点における推定値）は、非製造業大企業、同中堅企業の a を除けば、いずれも統計的に有意となっている。しかしながら、他の推定値について見ると、製造業大企業以外では $s = 1$ における観測方程式の誤差項（標準偏差の推定値）が有意水準を満たしておらず、また状態方程式となっているランダムウォーク過程の誤差項（標準偏差の推定値）についても、5%有意水準で見ると、6部門中、 a は4部門、 b は1部門、 d は3部門で有意ではない。このため、これらの成長パラメータは適切に推定されていない可能性がある。そこで、これらの成長曲線パラメータを用いて、翌期と翌々期の不明割合 h_1, h_2 の推計値を計算してみると（図5）、製造業大企業及び同中堅企業では、観測値を比較的良好に再現するが、他の4部門では、推計値は全ての時点において観測値に比して過小となり、再現性は高くない。

ところで、収斂値を計算すると（図5）、 h_1, h_2 の再現性が高い製造業大企業、同中堅企業において、2010年代半ば頃までは100%を超える時点が多い。不明割合の収斂値は定義上100%を超えてはならないが、これら2部門における2010年代半ば頃までの観測値の大部分は成長曲線の変曲点を含まないため、成長曲線パラメータが適切に推定されなかったと考えられる¹⁰。この点、観測データの多くが変曲点を含む最近時点（2018年以降）において、上記2部門の収斂値が80%、65%程度で、増加・減少傾向を示さず、安定していることが注目される。他の4部門では、収斂値が観測された h_2 よりも低くなるなど、推計値は総じて過小であるが、非製造業大企業、同中堅企業については、上下の変動はあるものの、それぞれ40%、35%程度で安定している。このように収斂値が増加・減少傾向を示さず、比較的安定していることは、成長曲線パラメータが適切に推定されれば、収斂値は観測時点によらず一定の幅に収まる可能性を想起させるものである。

3. 3. 当期の不確実性ショックを考慮した修正モデル

基本モデルによる成長曲線パラメータの推定結果は必ずしも有意ではなく、また再現された推計値や収斂値が過小・過大となるなどの課題があることが分かった。そこで以下では、分析に用いるモデルを次のように修正する。

- (1) 各 t 時点に不確実性を引き起こしたショックが、当該時点の成長曲線パラメータに直接反映されるようにモデルを修正する。
- (2) 上記のモデルを推定するために同時方程式体系を構築する。
- (3) 推定の精度を高めるために成長曲線の傾きだけでなく水準も含めた推定の枠組みを構築する。

¹⁰ 観測値について、時点 t における h_0 の水準が低い時には、当期、翌期、翌々期の不明割合の推移を結んだ曲線は下に凸となる傾向がある。下に凸の観測値には、接線の傾きが増加から減少に変わる変曲点の期のデータは含まれず、その場合、成長曲線パラメータの推定値の精度が低下することが指摘されている（藤沢(2017)）。これに関して、本稿において、3期分のデータを結んだ曲線が上に凸となる場合は、その期間に変曲点を含んでいる。

3. 3. 1. 不確実性ショックを考慮した修正モデル 1

コロナ禍における感染動向のようなある時点の不確実性ショックが、当該時点における主観的不確実性の拡散速度に影響を与えることで、不明割合に関する成長曲線の形状を変化させると考えることは不自然ではない。基本モデルにおいては、各観測時点における不確実性ショックは、成長曲線パラメータの推定された誤差項として間接的に捉えられていると考えられる。これに対して本節では、不確実性ショックが成長曲線パラメータに直接影響する新たな分析枠組みを導入する。

まず、成長曲線パラメータについては、基本モデル同様、係数 1（単位根）の AR(1)過程に従うものの、その誤差項の変動は不確実性ショックに比例していると考え。ここで、ある時点 t 、すなわち当期（ $s = 0$ ）において不確実性に直面する企業の割合の変化は、その時点における不確実性ショック（外的ショック）の大きさに比例すると仮定する。これは、当期の不明割合の 1 階差分（ $h_{0,t} - h_{0,t-1}$ ）を不確実性ショックの代理変数と見做すことと同じである。不明割合の 1 階差分の計算に当たっては、コロナ禍の際に瞬間的に変動が大きくなっていることなど、観測値における分散不均一性を考慮して、 $h_{0,t}$ に対数変換を施すこととする。この時、成長曲線パラメータは、 Δ を 1 階差分オペレータとして、

$$(16) \quad a_t = a_{t-1} + k \cdot \Delta \log(h_{0,t}),$$

$$(17) \quad b_t = b_{t-1} + l \cdot \Delta \log(h_{0,t}),$$

$$(18) \quad d_t = d_{t-1} + m \cdot \Delta \log(h_{0,t}),$$

と表せる。上式は、不確実性ショック $\Delta \log(h_{0,t})$ が平均値 0 の定常過程に従う場合、各成長曲線パラメータは、階差系列同士が比例関係にあるランダムウォーク過程に従うことを意味している¹¹。

ここで成長曲線パラメータに関する(16)、(17)及び(18)の 3 本の関係式は誤差項なしの形であり、各パラメータの遷移が構造モデルにより確定的に行われるものとなっている。そこで本稿では以下のとおり、基本モデルとは異なる別の推定方法を採用する。

式(16)~(18)は a 、 b 、 d の初期値を適当に取ることで、以下のように変形出来る。

$$(19) \quad a_t = c_a + k \cdot \log(h_{0,t}),$$

$$(20) \quad b_t = c_b + l \cdot \log(h_{0,t}),$$

$$(21) \quad d_t = c_d + m \cdot \log(h_{0,t}).$$

ここで c_a 、 c_b 、 c_d は a_0 、 b_0 、 d_0 に相当する定数パラメータである。これら 3 本の式を成長曲線の傾きに関する式(8)に代入し、式(9)の近似式を適用した上で、誤差項 $e_{s,t}$ を添え、2 つの推定式を得る。

¹¹ 本稿には推定結果を記載していないが、当期の不明割合（対数値）の 1 階差分について t 検定を行うとその平均値は 0 であることが棄却されない。また同変数について、Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 検定（KPSS 検定）（Kwiatkowski et al.(1992)）を適用すると、定常性は棄却されない。このため、不明割合（対数値）はランダムウォーク過程、その 1 階差分である不確実性ショックは平均値 0 の定常過程であると考えられる。

$$(22) \log \left[\frac{h_{2,t} - h_{0,t}}{2} \right] = (c_d + m \cdot \log(h_{0,t})) \cdot \log(h_{1,t}) + c_a + k \cdot \log(h_{0,t}) - c_b - l \cdot \log(h_{0,t}) + e_{1,t},$$

$$(23) \log \left[\frac{h_{2,t} - h_{1,t}}{1} \right] = (c_d + m \cdot \log(h_{0,t})) \cdot \log(h_{2,t}) + c_a + k \cdot \log(h_{0,t}) - 2 \cdot (c_b + l \cdot \log(h_{0,t})) + e_{2,t},$$

$$e_{s,t} \sim i.i.d.N(0, \mu_{s,t}^2).$$

これは6つの定数パラメータと時点 t に関する時系列の観測値を含む2本の式から構成される同時方程式であり、完全情報最尤法（Full Information Maximum Likelihood Method: FIML）を用いることで定数パラメータを推定することが出来る。これを「修正モデル1」とする。なお、2つの式の誤差項の間に相関はないと仮定する。

3. 3. 2. 翌期及び翌々期の不明割合の水準を考慮する修正モデル2

成長曲線パラメータの推定に当たっては、計量分析における扱いが容易であることから、式(8)の傾きに関する微分方程式が用いられることが多いが、既述のとおり、観測データに変曲点が含まれない場合は、推定される成長曲線パラメータの精度は必ずしも高くないことが指摘されている。このため、観測される水準値から最小二乗法によって成長曲線パラメータを直接推定する方法や、微分方程式から推定された成長曲線パラメータを用いて推計した水準値と観測された水準値の差から同パラメータを修正する手法などが提示されている（安部(2019)、木村(2020)）。これに関して、本稿の基本モデルによる分析結果は、2010年代半ば頃までの観測データに変曲点が含まれないことから、傾きによる微分方程式のみでは十分な推定結果が得られないことを示している。ここでは、この点に対処するため、式(22)、(23)の傾きに関する2本の微分方程式に加え、観測される水準値 $h_{1,t}$ 、 $h_{2,t}$ に関する2本の関係式を新たに追加することで、推定精度を高めることを検討する。具体的には、式(19)～(21)を成長曲線的水準に関する式(6)に代入し、誤差項を ε として、 $s = 1, 2$ に注意すると、次の2式を得る。

$$(24) h_{1,t} = \left(\frac{h_{0,t}^{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}}{1 - \frac{(c_d + m \cdot \log(h_{0,t}) - 1) \cdot e^{c_a+k \cdot \log(h_{0,t})}}{c_b + l \cdot \log(h_{0,t})} (1 - e^{-(c_b+l \cdot \log(h_{0,t}))}) h_{0,t}^{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}} \right)^{\frac{1}{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}} + \varepsilon_{1,t},$$

$$(25) h_{2,t} = \left(\frac{h_{0,t}^{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}}{1 - \frac{(c_d + m \cdot \log(h_{0,t}) - 1) \cdot e^{c_a+k \cdot \log(h_{0,t})}}{c_b + l \cdot \log(h_{0,t})} (1 - e^{-2(c_b+l \cdot \log(h_{0,t}))}) h_{0,t}^{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}} \right)^{\frac{1}{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}} + \varepsilon_{2,t},$$

$$\varepsilon_{s,t} \sim i.i.d.N(0, \delta_{s,t}^2).$$

ここで、傾きに関する2つの微分方程式のみから構成される修正モデル1（式(22)及び(23)）に上記2式（式(24)及び(25)）を加えたものを「修正モデル2」とする。これらは6つの定数パラメータと時点 t に関する時系列の観測値を含む、4本の式から構成される非線形の同時方程式体系であり、FIMLによって推定することが出来る。推定に当たっては簡便のため4つの式の誤差項の間の相関はないと仮定する。

3. 3. 3. 収斂値一定の仮定を置く修正モデル3

後述するように、上記2つの修正モデルの推定結果から得られたパラメータを用いて s 期（ $s = \infty$ ）における収斂値 h_f を推計すると、パラメータが適切に推定されれば、 h_f は一定の値を取る可能性があることが示唆される。このため3つ目の修正モデルとして、あらかじめ収斂値が一定であるとの仮定を置いたモデルを考える（「修正モデル3」）。この修正モデル3は修正モデル2（式(22)～(25)）に新たに1本の式を加えたものである。成長曲線の収斂値が時点によらず一定の値となる場合、その値を定数パラメータ c_f 、誤差項を $\varepsilon_{f,t}$ として、 $b > 0$ の下、 $s \gg 0$ においては $e^{-b \cdot s} \rightarrow 0$ に注意すれば、次式を得る。

$$(26) \quad 0 = -c_f + \left(\frac{h_{0,t}^{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}}{1 - \frac{(c_d + m \cdot \log(h_{0,t}) - 1) \cdot e^{c_a+k \cdot \log(h_{0,t})}}{c_b + l \cdot \log(h_{0,t})} h_{0,t}^{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}} \right)^{\frac{1}{c_d+m \cdot \log(h_{0,t})-1}} + \varepsilon_{f,t},$$

$$\varepsilon_{f,t} \sim i.i.d. N(0, \varphi_f^2).$$

この修正モデル3は、7つの定数パラメータと時点 t に関する時系列の観測値を含む、5本の式から構成される非線形の同時方程式体系であり、本稿ではこれをFIMLで推定する。簡便のため5つの式の誤差項の間に相関はないと仮定する。

4. 分析結果

本節では、前節で提示した3つの修正モデルによる推定結果、また不明割合について、推定されたパラメータに基づく成長曲線の推計値と観測値の比較及び収斂値を外挿計算した値を示し、考察を加えている。

4. 1. 修正モデル1及び2の推定結果

最初に修正モデル1及び修正モデル2による推計結果を示す。まず、FIMLによる推定結果について述べる（表2）。

修正モデル1については、自由度調整済み決定係数で見た推定式の当てはまりは総じて高い。

しかしながら、成長曲線パラメータを構成する定数パラメータの推定結果を見ると、大企業のパラメータは総じて有意となっているが、企業規模が小さくなるほど、特に不確実性ショックに対する係数パラメータの有意性が低下し、中小企業では、とりわけ非製造業において、ほとんど有意ではなくなっている。基本モデルとの比較では、修正モデル 1 のうち大企業の製造業及び非製造業の成長パラメータの推定結果は比較的良好である。

次に修正モデル 2 について見ると、中小企業を除けば水準に関する推定式の当てはまり（自由度調整済み決定係数）は比較的良好である一方、傾きに関する微分方程式による推定式の当てはまりが修正モデル 1 に比して若干低下していることが見て取れる。中小企業については、いずれの推定式も自由度調整済み決定係数は大きく低下している。定数パラメータについては、中小企業を除くと総じて有意であるが、修正モデル 1 との比較では、製造業大企業のように違いがそれほど見られないケースもあれば、非製造業大企業のように有意性が低下しているケース、非製造業中堅企業のように有意性が向上しているケースもある。修正モデル 2 の推定結果は、それぞれの時点について異なる成長曲線を推定する上で、十分な（期s）数の観測データがないこと、特に 2 期目の傾きについては、本来望ましい中心差分ではなく、後退差分となっていることで、近似式における誤差が大きくなり、水準と傾き双方に整合的な定数パラメータの推定が難しくなっている可能性があることを示唆している。

表 2：修正モデル 1 及び修正モデル 2 による推定結果

(1) 修正モデル 1

製造業大企業					非製造業大企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c_d	0.78	0.03	24.87	0.00	c_d	1.03	0.04	27.86	0.00
m	-0.05	0.02	-2.34	0.02	m	-0.05	0.02	-2.90	0.00
c_a	1.23	0.06	22.13	0.00	c_a	0.57	0.10	5.63	0.00
k	-0.12	0.07	-1.70	0.09	k	-0.17	0.08	-2.08	0.04
c_b	0.51	0.05	11.17	0.00	c_b	0.55	0.09	6.33	0.00
l	-0.04	0.02	-2.04	0.04	l	0.02	0.04	0.62	0.53
最大対数尤度：	-223.96	赤池情報量規準：		5.61	最大対数尤度：	-162.03	赤池情報量規準：		4.10
平均対数尤度	-1.37	シュワルツ基準：		5.78	平均対数尤度	-0.99	シュワルツ基準：		4.27
式 (22)	決定係数：			0.91	式 (22)	決定係数：			0.92
	自由度調整済み決定係数：			0.90		自由度調整済み決定係数：			0.92
	標準誤差：			0.06		標準誤差：			0.06
	DW統計量：			1.86		DW統計量：			1.62
式 (23)	決定係数：			0.73	式 (23)	決定係数：			0.64
	自由度調整済み決定係数：			0.72		自由度調整済み決定係数：			0.62
	標準誤差：			0.07		標準誤差：			0.08
	DW統計量：			1.62		DW統計量：			1.53
製造業中堅企業					非製造業中堅企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c_d	0.77	0.04	18.81	0.00	c_d	1.01	0.04	23.06	0.00
m	-0.06	0.04	-1.48	0.14	m	-0.09	0.04	-2.33	0.02
c_a	1.24	0.13	9.81	0.00	c_a	0.63	0.18	3.46	0.00
k	-0.18	0.12	-1.42	0.16	k	-0.14	0.17	-0.83	0.41
c_b	0.49	0.10	4.74	0.00	c_b	0.62	0.14	4.44	0.00
l	-0.08	0.07	-1.13	0.26	l	-0.07	0.08	-0.82	0.41
最大対数尤度：	-270.43	赤池情報量規準：		6.74	最大対数尤度：	-218.52	赤池情報量規準：		5.48
平均対数尤度	-1.65	シュワルツ基準：		6.92	平均対数尤度	-1.33	シュワルツ基準：		5.65
式 (22)	決定係数：			0.73	式 (22)	決定係数：			0.81
	自由度調整済み決定係数：			0.72		自由度調整済み決定係数：			0.80
	標準誤差：			0.10		標準誤差：			0.09
	DW統計量：			1.55		DW統計量：			1.46
式 (23)	決定係数：			0.67	式 (23)	決定係数：			0.74
	自由度調整済み決定係数：			0.65		自由度調整済み決定係数：			0.73
	標準誤差：			0.11		標準誤差：			0.11
	DW統計量：			1.54		DW統計量：			1.57
製造業中小企業					非製造業中小企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c_d	0.77	0.05	16.05	0.00	c_d	1.09	0.09	12.55	0.00
m	-0.06	0.04	-1.25	0.21	m	-0.07	0.08	-0.87	0.39
c_a	1.12	0.21	5.23	0.00	c_a	0.36	0.48	0.75	0.45
k	0.03	0.18	0.19	0.85	k	-0.06	0.31	-0.19	0.85
c_b	0.51	0.16	3.27	0.00	c_b	0.71	0.37	1.94	0.05
l	0.00	0.10	0.03	0.97	l	-0.03	0.24	-0.11	0.91
最大対数尤度：	-287.47	赤池情報量規準：		7.16	最大対数尤度：	-205.52	赤池情報量規準：		5.16
平均対数尤度	-1.75	シュワルツ基準：		7.33	平均対数尤度	-1.25	シュワルツ基準：		5.34
式 (22)	決定係数：			0.71	式 (22)	決定係数：			0.84
	自由度調整済み決定係数：			0.69		自由度調整済み決定係数：			0.83
	標準誤差：			0.07		標準誤差：			0.06
	DW統計量：			1.50		DW統計量：			1.88
式 (23)	決定係数：			0.52	式 (23)	決定係数：			0.78
	自由度調整済み決定係数：			0.49		自由度調整済み決定係数：			0.77
	標準誤差：			0.12		標準誤差：			0.08
	DW統計量：			1.79		DW統計量：			1.99

(2) 修正モデル 2

製造業大企業					非製造業大企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c _d	0.53	0.08	6.94	0.00	c _d	0.52	0.29	1.78	0.08
m	-0.09	0.02	-4.28	0.00	m	-0.04	0.03	-1.24	0.21
c _a	1.64	0.06	25.82	0.00	c _a	1.19	0.14	8.64	0.00
k	0.28	0.09	3.08	0.00	k	0.25	0.33	0.76	0.45
c _b	0.30	0.10	3.03	0.00	c _b	0.17	0.36	0.46	0.64
l	0.04	0.04	1.20	0.23	l	0.18	0.11	1.65	0.10
最大対数尤度 :	-663.44	赤池情報量規準 :	16.33		最大対数尤度 :	-610.29	赤池情報量規準 :	15.03	
平均対数尤度 :	-2.02	シュワルツ基準 :	16.50		平均対数尤度 :	-1.86	シュワルツ基準 :	15.21	
式 (22)	決定係数 :		0.82		式 (22)	決定係数 :		0.74	
	自由度調整済み決定係数 :		0.81			自由度調整済み決定係数 :		0.72	
	標準誤差 :		0.09			標準誤差 :		0.10	
	DW統計量 :		0.69			DW統計量 :		0.35	
式 (23)	決定係数 :		0.63		式 (23)	決定係数 :		0.47	
	自由度調整済み決定係数 :		0.61			自由度調整済み決定係数 :		0.44	
	標準誤差 :		0.08			標準誤差 :		0.10	
	DW統計量 :		1.28			DW統計量 :		1.12	
式 (24)	決定係数 :		0.90		式 (24)	決定係数 :		0.90	
	自由度調整済み決定係数 :		0.89			自由度調整済み決定係数 :		0.89	
	標準誤差 :		2.35			標準誤差 :		2.29	
	DW統計量 :		0.82			DW統計量 :		0.50	
式 (25)	決定係数 :		0.79		式 (25)	決定係数 :		0.83	
	自由度調整済み決定係数 :		0.78			自由度調整済み決定係数 :		0.82	
	標準誤差 :		3.49			標準誤差 :		2.90	
	DW統計量 :		0.58			DW統計量 :		0.42	

製造業中堅企業					非製造業中堅企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c _d	0.69	0.07	10.23	0.00	c _d	0.55	0.17	3.25	0.00
m	-0.07	0.03	-2.49	0.01	m	0.10	0.05	1.87	0.06
c _a	1.35	0.05	29.74	0.00	c _a	1.47	0.13	11.46	0.00
k	-0.03	0.10	-0.31	0.76	k	-0.29	0.10	-3.04	0.00
c _b	0.44	0.11	4.09	0.00	c _b	0.35	0.21	1.69	0.09
l	-0.03	0.05	-0.54	0.59	l	0.14	0.09	1.44	0.15
最大対数尤度 :	-719.69	赤池情報量規準 :	17.70		最大対数尤度 :	-692.57	赤池情報量規準 :	17.04	
平均対数尤度 :	-2.19	シュワルツ基準 :	17.88		平均対数尤度 :	-2.11	シュワルツ基準 :	17.21	
式 (22)	決定係数 :		0.70		式 (22)	決定係数 :		0.54	
	自由度調整済み決定係数 :		0.68			自由度調整済み決定係数 :		0.51	
	標準誤差 :		0.11			標準誤差 :		0.14	
	DW統計量 :		1.13			DW統計量 :		0.41	
式 (23)	決定係数 :		0.64		式 (23)	決定係数 :		0.63	
	自由度調整済み決定係数 :		0.62			自由度調整済み決定係数 :		0.61	
	標準誤差 :		0.12			標準誤差 :		0.13	
	DW統計量 :		1.53			DW統計量 :		1.15	
式 (24)	決定係数 :		0.64		式 (24)	決定係数 :		0.70	
	自由度調整済み決定係数 :		0.61			自由度調整済み決定係数 :		0.69	
	標準誤差 :		2.91			標準誤差 :		2.66	
	DW統計量 :		0.73			DW統計量 :		0.61	
式 (25)	決定係数 :		0.29		式 (25)	決定係数 :		0.44	
	自由度調整済み決定係数 :		0.24			自由度調整済み決定係数 :		0.40	
	標準誤差 :		4.71			標準誤差 :		4.13	
	DW統計量 :		0.69			DW統計量 :		0.52	

製造業中小企業					非製造業中小企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c_d	0.18	0.36	0.49	0.63	c_d	0.18	0.67	0.27	0.79
m	0.04	0.06	0.68	0.50	m	0.06	0.19	0.30	0.76
c_a	2.54	0.57	4.43	0.00	c_a	2.51	1.10	2.27	0.02
k	-0.01	0.09	-0.05	0.96	k	-0.10	0.24	-0.41	0.68
c_b	0.17	0.39	0.43	0.67	c_b	0.24	0.65	0.36	0.72
l	0.15	0.12	1.25	0.21	l	0.16	0.25	0.62	0.54
最大対数尤度 :	-800.50	赤池情報量規準 :	19.67		最大対数尤度 :	-749.80	赤池情報量規準 :	18.43	
平均対数尤度 :	-2.44	シュワルツ基準 :	19.85		平均対数尤度 :	-2.29	シュワルツ基準 :	18.61	
式 (22)	決定係数 :		0.22		式 (22)	決定係数 :		0.16	
	自由度調整済み決定係数 :		0.17			自由度調整済み決定係数 :		0.11	
	標準誤差 :		0.11			標準誤差 :		0.13	
	DW統計量 :		0.45			DW統計量 :		0.33	
式 (23)	決定係数 :		0.31		式 (23)	決定係数 :		0.44	
	自由度調整済み決定係数 :		0.26			自由度調整済み決定係数 :		0.41	
	標準誤差 :		0.14			標準誤差 :		0.13	
	DW統計量 :		1.47			DW統計量 :		1.11	
式 (24)	決定係数 :		0.37		式 (24)	決定係数 :		0.16	
	自由度調整済み決定係数 :		0.33			自由度調整済み決定係数 :		0.10	
	標準誤差 :		3.69			標準誤差 :		3.17	
	DW統計量 :		0.64			DW統計量 :		0.45	
式 (25)	決定係数 :		0.17		式 (25)	決定係数 :		0.04	
	自由度調整済み決定係数 :		0.12			自由度調整済み決定係数 :		-0.02	
	標準誤差 :		4.59			標準誤差 :		4.18	
	DW統計量 :		0.55			DW統計量 :		0.44	

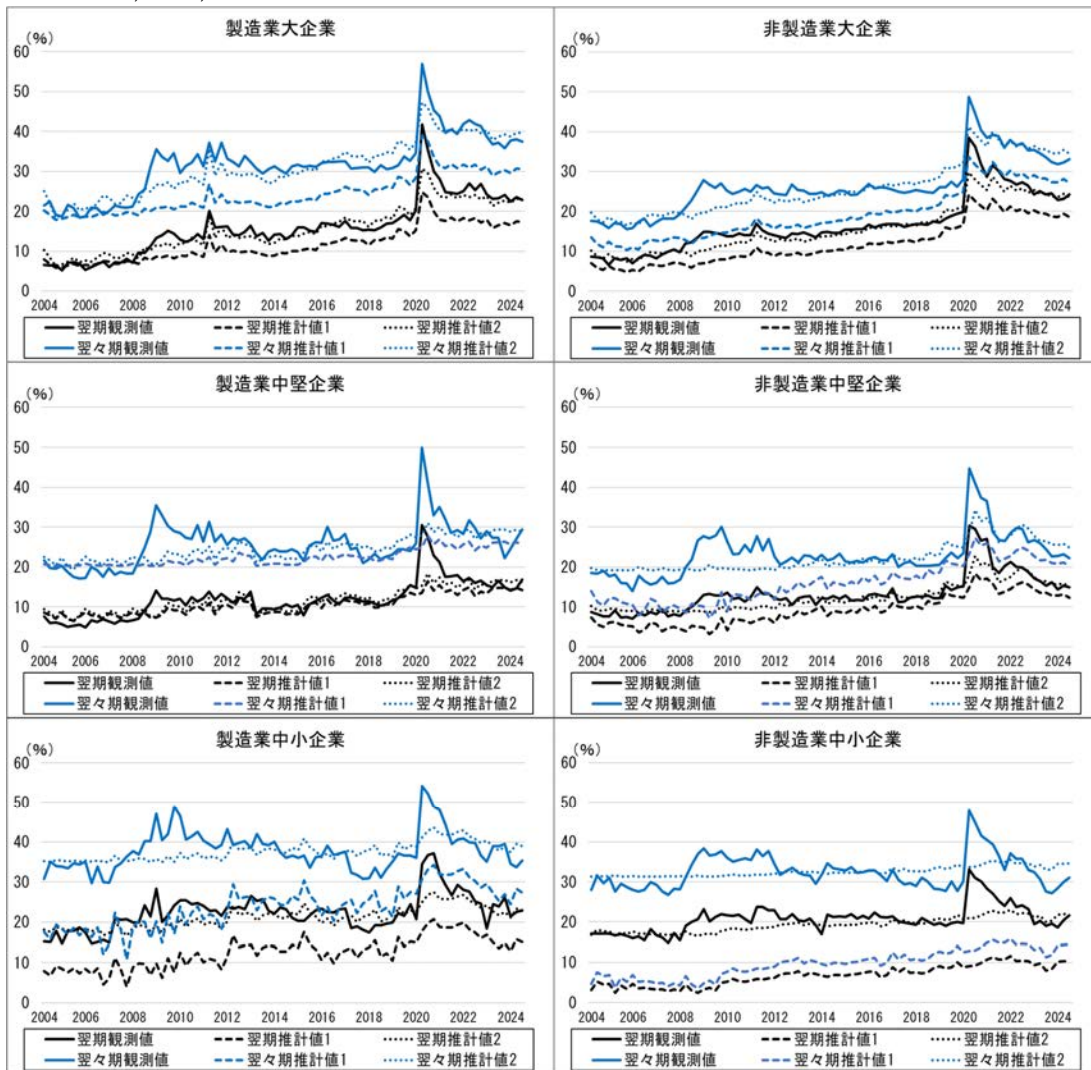
(出所) 法人企業景気予測調査 2004 年 4-6 月期調査～2024 年 7-9 月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

次に、推定された定数パラメータを用いて成長曲線パラメータ a , b , d を計算し、これを用いて $h_{1,t}$, $h_{2,t}$ 及び h_f を推計した (図 6)。

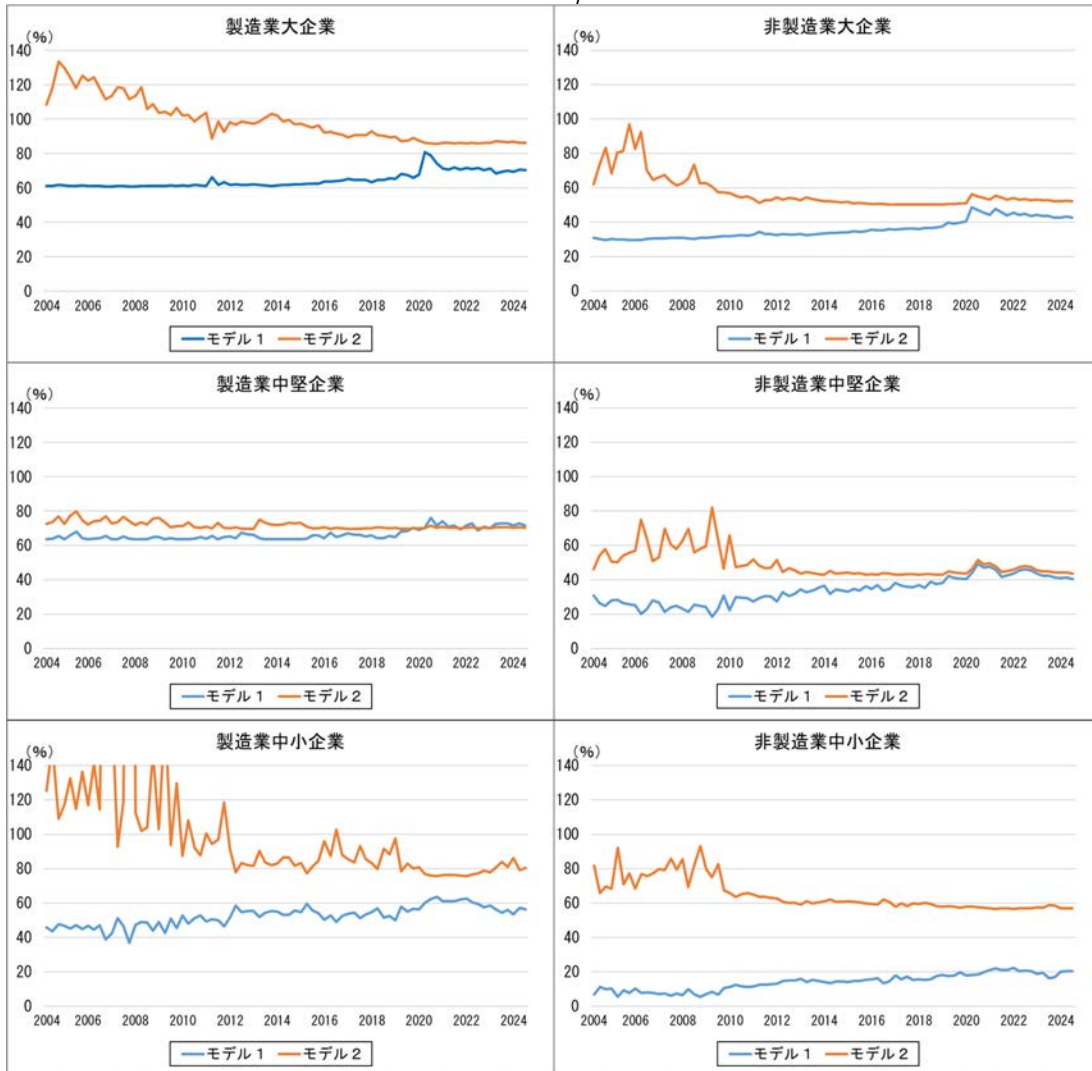
推計結果を見ると、観測された水準 $h_{1,t}$, $h_{2,t}$ に関する関係式を定数パラメータ推定に用いていない修正モデル 1 は、基本モデル同様、推計された水準値が観測値よりも低くなる傾向がある。これに対して、修正モデル 2 は、大企業、中堅企業については、世界金融危機やコロナ禍など、不明割合が大きく増加している時点を除くと、基本モデルや修正モデル 1 に比して、観測値に近い値を再現出来ている。ただし、製造業、非製造業ともに中小企業については、推計値の時点 t 方向の平均的な値は観測値と整合しているものの、各時点における翌期、翌々期の不明割合の変動を十分に再現出来ているとは言えない。特に翌々期については観測値との乖離が大きい。

不明割合の収斂値 h_f については、修正モデル 1 は、コロナ禍が始まった頃から水準が高まる形で段差が生じているが、総じて比較的安定して推移しており、100%を超える推計結果も見られない。修正モデル 2 については、2010 年頃までは、部門によっては 100%を超える時点もあり、安定していないが、それ以降はほぼ一定の水準で安定ないし収束する傾向を示している。また、2010 年頃以降の安定した水準は、修正モデル 1 の収斂値に近いがやや高めとなっている。修正モデル 1 の収斂値が修正モデル 2 よりも低くなることは、修正モデル 1 による翌期、翌々期の不明割合の水準の推計値が観測値より低くなることと整合している。修正モデル 2 はパラメータ推定に当たって収斂値に関する条件を課していないが、推計された収斂値が一定の水準で安定ないし収束していることは、不明割合の理論的な収斂値が時点によらず一定であることを示唆している。修正モデル 2 において、2010 年頃以前の収斂値が 100%を超えたり、不安定な動きを示したりしているのは、翌々期までの観測データには変曲点が含まれていないことによるものと考えられる。

図6：修正モデル1及び修正モデル2の推計結果
 (1) $h_{1,t}$, $h_{2,t}$ の推計値 (1が修正モデル1、2が修正モデル2の結果に対応している)



(2) 収斂値 h_f の推計値



(注) 製造業中小企業の修正モデル2による h_f の最大値は2007年第4四半期の569である。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査(内閣府・財務省)を基に筆者作成。

4. 2. 修正モデル3の推定結果

以上の修正モデル1及び修正モデル2による推定・推計結果を踏まえると、収斂値は時点によらず一定の値を取ることが予想される。このため、前節で既に述べたように収斂値が一定の仮定を組み入れた第三の修正モデルによりパラメータ推定を行った結果を示す(表3)。

まず、成長曲線パラメータ a , b , d を規定する定数パラメータは総じて有意であり、有意水準は大企業、中堅企業では修正モデル2と同程度となっている。定数パラメータの大きさも、製造業大企業、同中堅企業では修正モデル2に近い値となっている。他方、中小企業の定数パラメータの有意性は、修正モデル1、修正モデル2に比して大きく改善しているが、これについては、後述するように、モデルの当てはまりの改善に必ずしもつながらないことに注意が必要である。理論的な収斂値に相当する定数パラメータ c_f についてはいずれの部門でも有意となっている。傾きに

関する微分方程式、水準に関する関係式の当てはまり（自由度調整済み決定係数）は、中小企業で低下しているものの、大企業、中堅企業では総じて高く、修正モデル 2 と同程度となっている¹²。全体的に見て、大企業、中堅企業については、修正モデル 3 は修正モデル 1 及び修正モデル 2 に比して良好な推定結果となっていると言えよう（表 4）。なお、パラメータ b の変動を規定する定数パラメータ（不確実性ショックに対する係数）はいくつかの部門で有意性が低くなっており、 b の変動は必ずしも各時点の不確実性ショックに連動していない可能性も示唆される。ただし、この点に関する詳細な分析は、本稿では扱っておらず、今後の検討課題である。

¹² 式(26)については、被説明変数が定数 0 であり、その平均も 0 であることから、全変動も 0 となり、自由度調整済み決定係数は計算出来ない。

表3：モデル3の推定結果

製造業大企業					非製造業大企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c_d	0.66	0.03	25.11	0.00	c_d	0.80	0.04	18.96	0.00
m	-0.10	0.00	-28.55	0.00	m	-0.21	0.02	-11.37	0.00
c_a	1.51	0.03	43.82	0.00	c_a	0.71	0.15	4.81	0.00
k	0.18	0.03	6.99	0.00	k	0.55	0.10	5.48	0.00
c_b	0.45	0.03	17.16	0.00	c_b	0.34	0.03	9.88	0.00
l	0.01	0.01	1.34	0.18	l	0.06	0.02	3.34	0.00
c_f	78.61	3.09	25.44	0.00	c_f	54.28	1.35	40.19	0.00
最大対数尤度：	-559.19	赤池情報量規準：	13.81		最大対数尤度：	-553.11	赤池情報量規準：	13.66	
平均対数尤度：	-1.36	シュワルツ基準：	14.01		平均対数尤度：	-1.35	シュワルツ基準：	13.87	
式(22)	決定係数：		0.75		式(22)	決定係数：		0.68	
	自由度調整済み決定係数：		0.73			自由度調整済み決定係数：		0.66	
	標準誤差：		0.11			標準誤差：		0.11	
	DW統計量：		0.53			DW統計量：		0.43	
式(23)	決定係数：		0.71		式(23)	決定係数：		0.57	
	自由度調整済み決定係数：		0.69			自由度調整済み決定係数：		0.54	
	標準誤差：		0.07			標準誤差：		0.09	
	DW統計量：		1.53			DW統計量：		1.37	
式(24)	決定係数：		0.89		式(24)	決定係数：		0.85	
	自由度調整済み決定係数：		0.89			自由度調整済み決定係数：		0.84	
	標準誤差：		2.37			標準誤差：		2.73	
	DW統計量：		0.80			DW統計量：		0.46	
式(25)	決定係数：		0.80		式(25)	決定係数：		0.78	
	自由度調整済み決定係数：		0.78			自由度調整済み決定係数：		0.77	
	標準誤差：		3.45			標準誤差：		3.30	
	DW統計量：		0.61			DW統計量：		0.49	
式(26)	標準誤差：		0.64		式(26)	標準誤差：		0.38	
	DW統計量：		0.86			DW統計量：		0.70	
製造業中堅企業					非製造業中堅企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c_d	0.78	0.03	24.25	0.00	c_d	0.78	0.04	21.85	0.00
m	-0.09	0.00	-21.56	0.00	m	-0.14	0.00	-34.84	0.00
c_a	1.25	0.04	33.10	0.00	c_a	1.07	0.09	12.54	0.00
k	0.00	0.03	-0.15	0.88	k	0.14	0.06	2.35	0.02
c_b	0.52	0.04	12.27	0.00	c_b	0.47	0.04	11.38	0.00
l	-0.03	0.02	-2.06	0.04	l	-0.01	0.03	-0.29	0.77
c_f	64.08	4.05	15.84	0.00	c_f	49.28	2.90	16.98	0.00
最大対数尤度：	-560.19	赤池情報量規準：	13.83		最大対数尤度：	-594.67	赤池情報量規準：	14.67	
平均対数尤度：	-1.37	シュワルツ基準：	14.04		平均対数尤度：	-1.45	シュワルツ基準：	14.88	
式(22)	決定係数：		0.63		式(22)	決定係数：		0.56	
	自由度調整済み決定係数：		0.61			自由度調整済み決定係数：		0.53	
	標準誤差：		0.12			標準誤差：		0.14	
	DW統計量：		0.98			DW統計量：		0.53	
式(23)	決定係数：		0.66		式(23)	決定係数：		0.66	
	自由度調整済み決定係数：		0.64			自由度調整済み決定係数：		0.64	
	標準誤差：		0.11			標準誤差：		0.13	
	DW統計量：		1.63			DW統計量：		1.40	
式(24)	決定係数：		0.65		式(24)	決定係数：		0.57	
	自由度調整済み決定係数：		0.63			自由度調整済み決定係数：		0.54	
	標準誤差：		2.86			標準誤差：		3.21	
	DW統計量：		0.84			DW統計量：		0.54	
式(25)	決定係数：		0.26		式(25)	決定係数：		0.20	
	自由度調整済み決定係数：		0.21			自由度調整済み決定係数：		0.15	
	標準誤差：		4.81			標準誤差：		4.92	
	DW統計量：		0.74			DW統計量：		0.46	
式(26)	標準誤差：		0.47		式(26)	標準誤差：		0.37	
	DW統計量：		1.26			DW統計量：		0.95	

製造業中小企業					非製造業中小企業				
	回帰係数	標準誤差	z統計量	p値		回帰係数	標準誤差	z統計量	p値
c _d	0.42	0.10	4.29	0.00	c _d	0.54	0.14	3.85	0.00
m	-0.11	0.00	-25.48	0.00	m	-0.15	0.01	-23.48	0.00
c _a	2.12	0.14	15.16	0.00	c _a	1.84	0.17	11.09	0.00
k	0.25	0.05	4.63	0.00	k	0.29	0.11	2.76	0.01
c _b	0.41	0.09	4.33	0.00	c _b	0.54	0.13	4.06	0.00
l	-0.01	0.02	-0.83	0.40	l	-0.03	0.04	-0.68	0.50
c _f	80.87	9.13	8.86	0.00	c _f	57.72	4.03	14.31	0.00
最大対数尤度 :	-707.80	赤池情報量規準 :	17.43		最大対数尤度 :	-574.17	赤池情報量規準 :	14.17	
平均対数尤度 :	-1.73	シュワルツ基準 :	17.64		平均対数尤度 :	-1.40	シュワルツ基準 :	14.38	
式 (22)	決定係数 :		0.10		式 (22)	決定係数 :		-0.10	
	自由度調整済み決定係数 :		0.04			自由度調整済み決定係数 :		-0.17	
	標準誤差 :		0.12			標準誤差 :		0.14	
	DW統計量 :		0.39			DW統計量 :		0.25	
式 (23)	決定係数 :		0.38		式 (23)	決定係数 :		0.53	
	自由度調整済み決定係数 :		0.33			自由度調整済み決定係数 :		0.50	
	標準誤差 :		0.13			標準誤差 :		0.12	
	DW統計量 :		1.46			DW統計量 :		1.20	
式 (24)	決定係数 :		0.26		式 (24)	決定係数 :		0.03	
	自由度調整済み決定係数 :		0.21			自由度調整済み決定係数 :		-0.04	
	標準誤差 :		3.99			標準誤差 :		3.41	
	DW統計量 :		0.63			DW統計量 :		0.43	
式 (25)	決定係数 :		0.09		式 (25)	決定係数 :		-0.01	
	自由度調整済み決定係数 :		0.03			自由度調整済み決定係数 :		-0.08	
	標準誤差 :		4.81			標準誤差 :		4.30	
	DW統計量 :		0.55			DW統計量 :		0.41	
式 (26)	標準誤差 :		0.21		式 (26)	標準誤差 :		0.08	
	DW統計量 :		1.10			DW統計量 :		1.13	

(出所) 法人企業景気予測調査 2004 年 4-6 月期調査～2024 年 7-9 月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

表 4：修正モデル1～3の比較表

製造業大企業							非製造業大企業						
モデル1		モデル2		モデル3			モデル1		モデル2		モデル3		
推定値	p値	推定値	p値	推定値	p値		推定値	p値	推定値	p値	推定値	p値	
c _d	0.78	0.00	0.53	0.00	0.66	0.00	c _d	1.03	0.00	0.52	0.08	0.80	0.00
k	-0.05	0.02	-0.09	0.00	-0.10	0.00	k	-0.05	0.00	-0.04	0.21	-0.21	0.00
c _a	1.23	0.00	1.64	0.00	1.51	0.00	c _a	0.57	0.00	1.19	0.00	0.71	0.00
m	-0.12	0.09	0.28	0.00	0.18	0.00	m	-0.17	0.04	0.25	0.45	0.55	0.00
c _b	0.51	0.00	0.30	0.00	0.45	0.00	c _b	0.55	0.00	0.17	0.64	0.34	0.00
l	-0.04	0.04	0.04	0.23	0.01	0.18	l	0.02	0.53	0.18	0.10	0.06	0.00
c _f	-	-	-	-	78.61	0.00	c _f	-	-	-	-	54.28	0.00
自由度調		自由度調		自由度調			自由度調		自由度調		自由度調		
整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	
定係数		定係数		定係数			定係数		定係数		定係数		
式(22)	0.90	0.06	0.81	0.09	0.73	0.11	式(22)	0.92	0.06	0.72	0.10	0.66	0.11
式(23)	0.72	0.07	0.61	0.08	0.69	0.07	式(23)	0.62	0.08	0.44	0.10	0.54	0.09
式(24)	-	-	0.89	2.35	0.89	2.37	式(24)	-	-	0.89	2.29	0.84	2.73
式(25)	-	-	0.78	3.49	0.78	3.45	式(25)	-	-	0.82	2.90	0.77	3.30
式(26)	-	-	-	-	-	0.64	式(26)	-	-	-	-	-	0.38

製造業中堅企業							非製造業中堅企業						
モデル1		モデル2		モデル3			モデル1		モデル2		モデル3		
推定値	p値	推定値	p値	推定値	p値		推定値	p値	推定値	p値	推定値	p値	
c _d	0.77	0.00	0.69	0.00	0.78	0.00	c _d	1.01	0.00	0.55	0.00	0.78	0.00
k	-0.06	0.14	-0.07	0.01	-0.09	0.00	k	-0.09	0.02	0.10	0.06	-0.14	0.00
c _a	1.24	0.00	1.35	0.00	1.25	0.00	c _a	0.63	0.00	1.47	0.00	1.07	0.00
m	-0.18	0.16	-0.03	0.76	0.00	0.88	m	-0.14	0.41	-0.29	0.00	0.14	0.02
c _b	0.49	0.00	0.44	0.00	0.52	0.00	c _b	0.62	0.00	0.35	0.09	0.47	0.00
l	-0.08	0.26	-0.03	0.59	-0.03	0.04	l	-0.07	0.41	0.14	0.15	-0.01	0.77
c _f	-	-	-	-	64.08	0.00	c _f	-	-	-	-	49.28	0.00
自由度調		自由度調		自由度調			自由度調		自由度調		自由度調		
整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	
定係数		定係数		定係数			定係数		定係数		定係数		
式(22)	0.72	0.10	0.68	0.11	0.61	0.12	式(22)	0.80	0.09	0.51	0.14	0.53	0.14
式(23)	0.65	0.11	0.62	0.12	0.64	0.11	式(23)	0.73	0.11	0.61	0.13	0.64	0.13
式(24)	-	-	0.61	2.91	0.63	2.86	式(24)	-	-	0.69	2.66	0.54	3.21
式(25)	-	-	0.24	4.71	0.21	4.81	式(25)	-	-	0.40	4.13	0.15	4.92
式(26)	-	-	-	-	-	0.47	式(26)	-	-	-	-	-	0.37

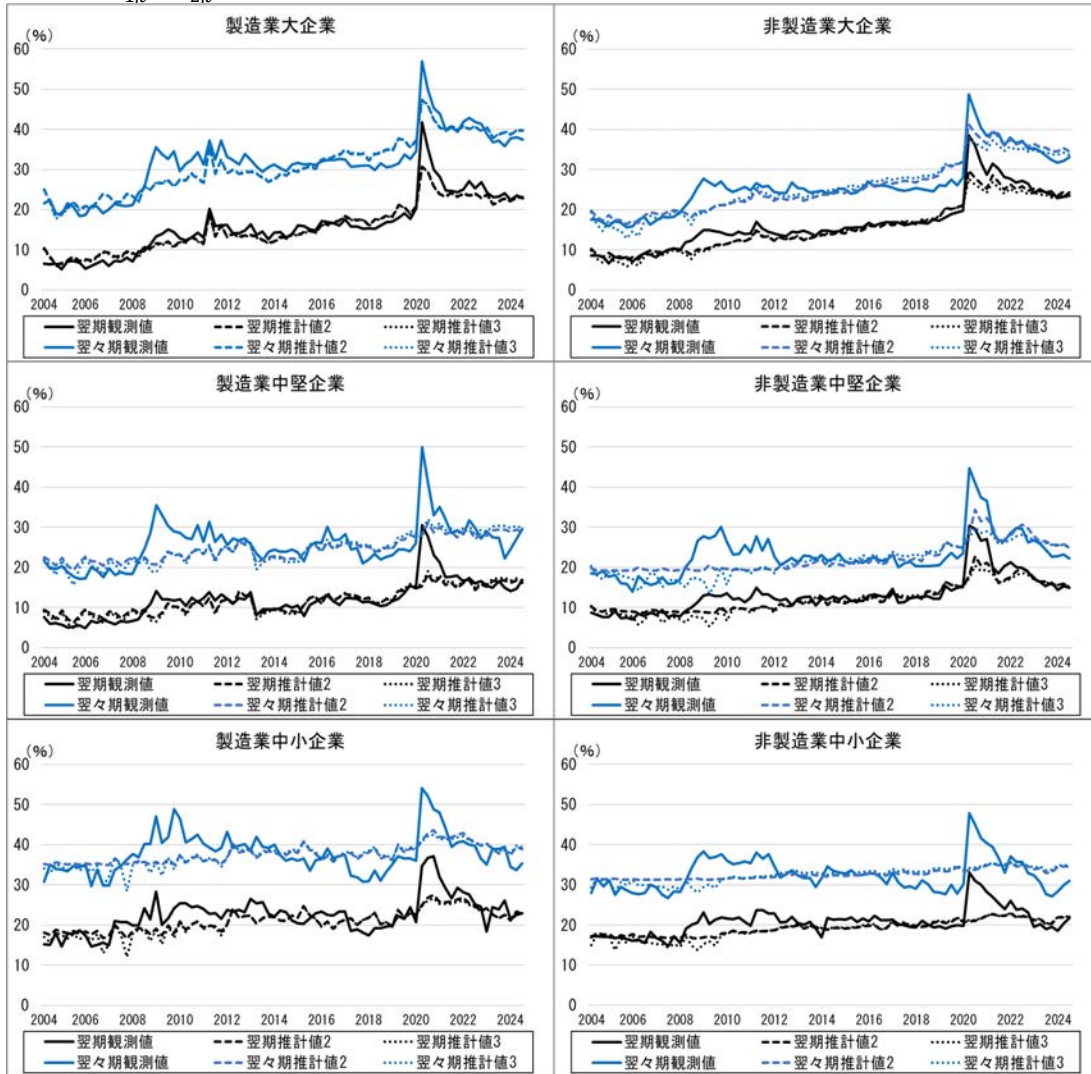
製造業中小企業							非製造業中小企業						
モデル1		モデル2		モデル3			モデル1		モデル2		モデル3		
推定値	p値	推定値	p値	推定値	p値		推定値	p値	推定値	p値	推定値	p値	
k	0.77	0.00	0.18	0.63	0.42	0.00	c _d	1.09	0.00	0.18	0.79	0.54	0.00
k	-0.06	0.21	0.04	0.50	-0.11	0.00	k	-0.07	0.39	0.06	0.76	-0.15	0.00
m	1.12	0.00	2.54	0.00	2.12	0.00	c _a	0.36	0.45	2.51	0.02	1.84	0.00
m	0.03	0.85	-0.01	0.96	0.25	0.00	m	-0.06	0.85	-0.10	0.68	0.29	0.01
l	0.51	0.00	0.17	0.67	0.41	0.00	c _b	0.71	0.05	0.24	0.72	0.54	0.00
l	0.00	0.97	0.15	0.21	-0.01	0.40	l	-0.03	0.91	0.16	0.54	-0.03	0.50
c _f	-	-	-	-	80.87	0.00	c _f	-	-	-	-	57.72	0.00
自由度調		自由度調		自由度調			自由度調		自由度調		自由度調		
整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	整済み決	標準誤差	
定係数		定係数		定係数			定係数		定係数		定係数		
式(22)	0.69	0.07	0.17	0.11	0.04	0.12	式(22)	0.83	0.06	0.11	0.13	-0.17	0.14
式(23)	0.49	0.12	0.26	0.14	0.33	0.13	式(23)	0.77	0.08	0.41	0.13	0.50	0.12
式(24)	-	-	0.33	3.69	0.21	3.99	式(24)	-	-	0.10	3.17	-0.04	3.41
式(25)	-	-	0.12	4.59	0.03	4.81	式(25)	-	-	-0.02	4.18	-0.08	4.30
式(26)	-	-	-	-	-	0.21	式(26)	-	-	-	-	-	0.08

(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査(内閣府・財務省)を基に筆者作成。

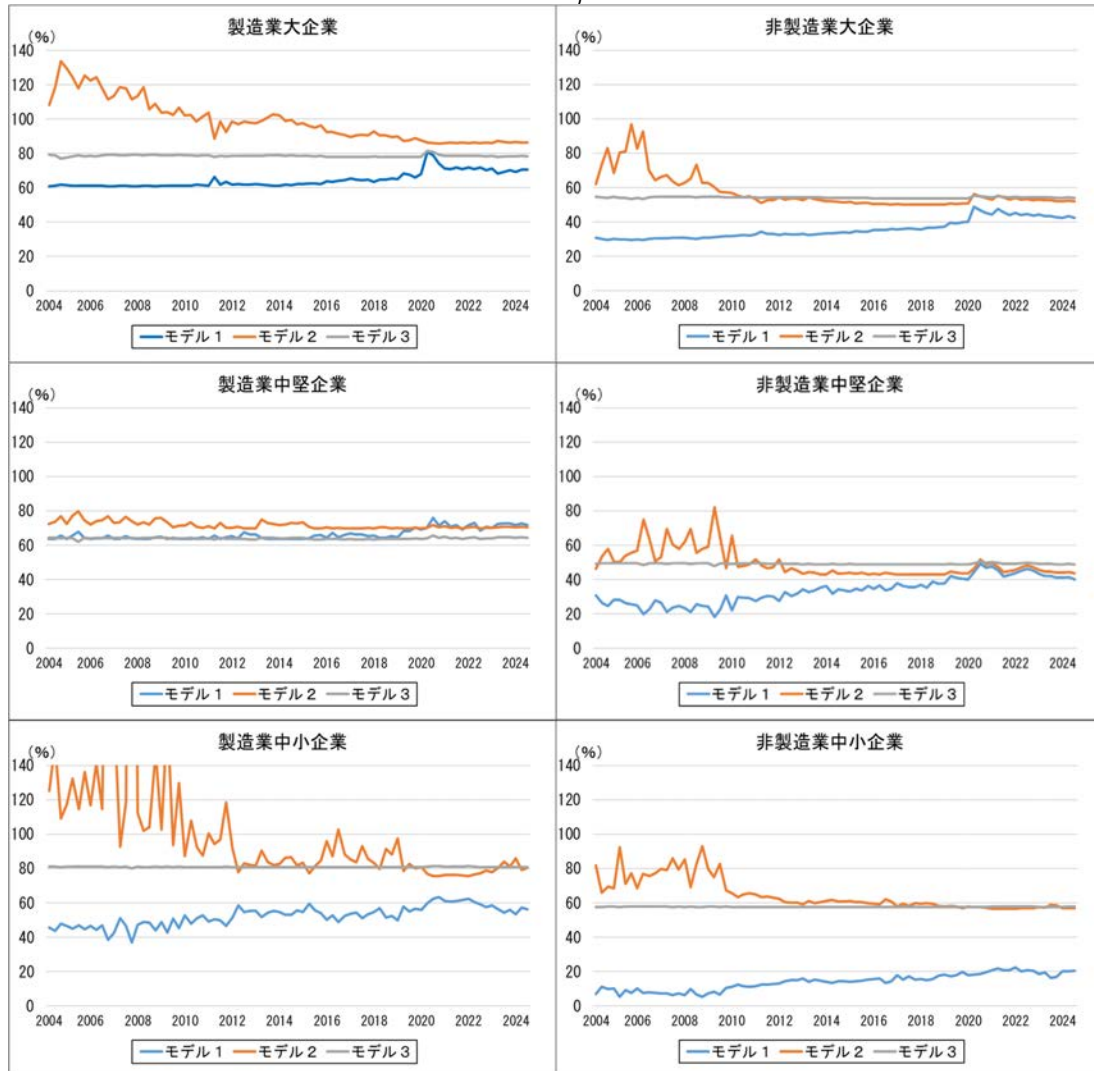
次に推定された定数パラメータを用いて成長曲線パラメータを計算し、それによって翌期、翌々期、無限期先の不明割合を計算した（図7）。まず、 $h_{1,t}$ 、 $h_{2,t}$ について見ると、いずれの部門も、修正モデル3による推計結果は、修正モデル2の結果とほぼ同一であり、大企業、中堅企業に関しては、世界金融危機やコロナ禍の時点を除くと観測値の動きを比較的良好に再現出来ている。しかしながら、中小企業については、特に非製造業において、平均的な水準は追えているものの、時点によっては観測値との乖離が大きくなっている。次に、外挿計算した収斂値 h_f について見ると、いずれの部門についても修正モデル3から得られる収斂値 h_f は、より制約条件の緩い修正モデル2における最近時点の収斂値 h_f に近い値となっている。既述のとおり、修正モデル2における最近時点の収斂値が安定しているのは、翌々期までの観測データが変曲点を含んでいるためと考えられるが、このことは、過去時点においても、仮に翌々期以降の観測値が存在し、かつ、それらのデータが変曲点を含んでいれば、修正モデル2によっても修正モデル3に近い収斂値が得られた可能性を示唆している。修正モデル3による収斂値 h_f は、いずれの部門においても100%を下回っており、この点を鑑みても、推計結果は妥当であると言えよう。

図7：モデル3による不明割合の推計結果

(1) $h_{1,t}$, $h_{2,t}$ の推計値 (2が修正モデル2、3が修正モデル3の結果に対応している)



(2) 収斂値 h_f の推計値



(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

4. 3. 推計された成長曲線パラメータの比較

次に異なるモデルによって推定された定数パラメータから計算された成長曲線のパラメータ a , b , d を比較した (図 8)。総じて見ると、観測値 $h_{1,t}$, $h_{2,t}$ を比較的良く再現出来ている修正モデル2と修正モデル3のパラメータが、特に中小企業では必ずしも同じような動きはしていないものの、比較的近い水準となっている。修正モデル1については、他の2つのモデルとは全く異なる水準となっている部門が多い。

そこで、修正モデル3について、パラメータごとに見ると、 a は、中小企業がやや高めとなっているが、他の部門では概ね1~2程度の値となっている。時点ごとの動きは部門によって異なり、上昇傾向にあるものもあれば、変動が少ないもの、下降傾向にあるものもある。パラメータ b は、概ね0.2~0.6の範囲に収まっており、製造業中堅企業を除くと、時点を経るごとに上昇する傾向にある。パラメータ d は、部門によって上昇、安定、下降といった傾向が異なるが、全体的な水準

は0.2~0.7程度であり、部門ごとで見れば、比較的狭い範囲で変動している。このパラメータ d は成長曲線の型に関連する重要なパラメータであるが、推定の結果は、ロジスティック曲線($d = 2$)やゴンペルト曲線($d = 1$)のような単純な成長曲線とは異なるものであり、一般化成長曲線を適用することによって、より適切なパラメータ推定が可能となっていると言えよう¹³。

なお、一般化成長曲線のパラメータは、 $b > 0$ 、 $d \geq 0$ を満たす必要があるが(木村(2020))、今回の基本モデル、修正モデルによる一連の推定では特段の制約条件を課していない。符号や大きさに関する制約なしで理論に整合するパラメータ推定値が得られたことは、一般化成長曲線による定式化が一定の妥当性を持っていることを示唆していると言えよう。

4. 4. 収斂値への収束速度

成長曲線はパラメータの値によって収斂値に向かう速度が異なる。そこで、今回推定した修正モデル3の成長曲線パラメータを用いて、時点 t ごとに、収斂値の99%に達するまでの期数 $s^{\#}$ (単位は四半期)を次に示す式により計算した(図9)。

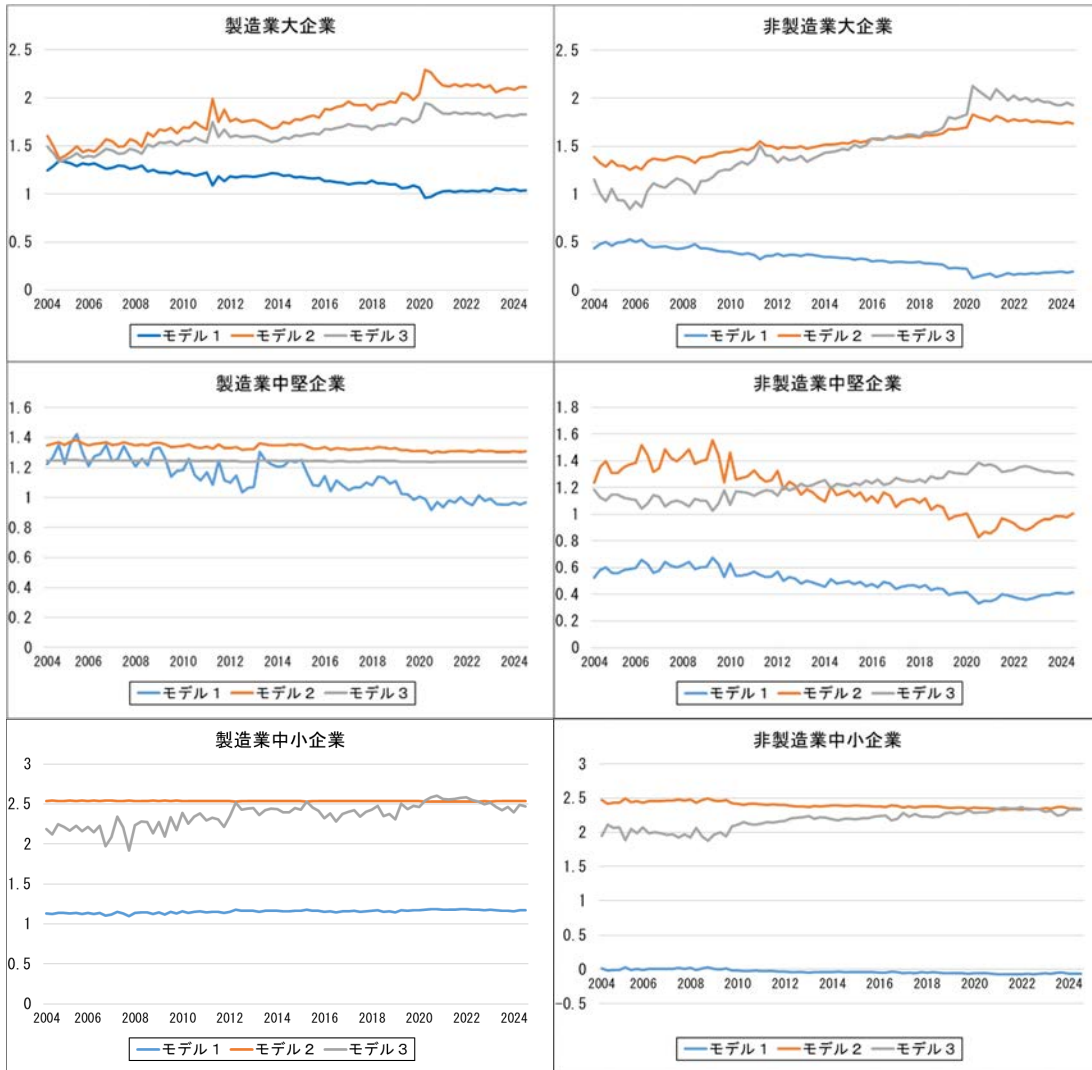
$$(26) \quad 0.99 \times H(\infty, t) = \left(\frac{h_{0,t}^{d-1}}{1 - \frac{(d-1)e^a}{b} (1 - e^{-bs^{\#}}) h_{0,t}^{d-1}} \right)^{\frac{1}{d-1}}$$

それによると、収斂値の99%に達するまでの期間 $s^{\#}$ は、部門によって大きな違いは見られず、総じて見れば10~12四半期(3年)程度である。このことは、多くの企業にとって、高々数年先であっても、自社の業況を確定的に見通すことは容易でない、ということを示唆している。また、FIMLによる推定結果や不明割合 h_1 、 h_2 の推計結果が良好な部門については、収束に必要な期間が最近時点ほど短くなる右下がりの傾向がある。これは、近年企業を取り巻く環境が大きく変化中、確定的な見通しを示し得る予測期間が、従前に比して短くなってきているということを示唆している。これに対して、成長曲線モデルの推定式の当てはまりや観測された不明割合の再現が良好でない部門については、収束までに必要な期間数について、時点ごとの変動があまり見られない結果となっている。

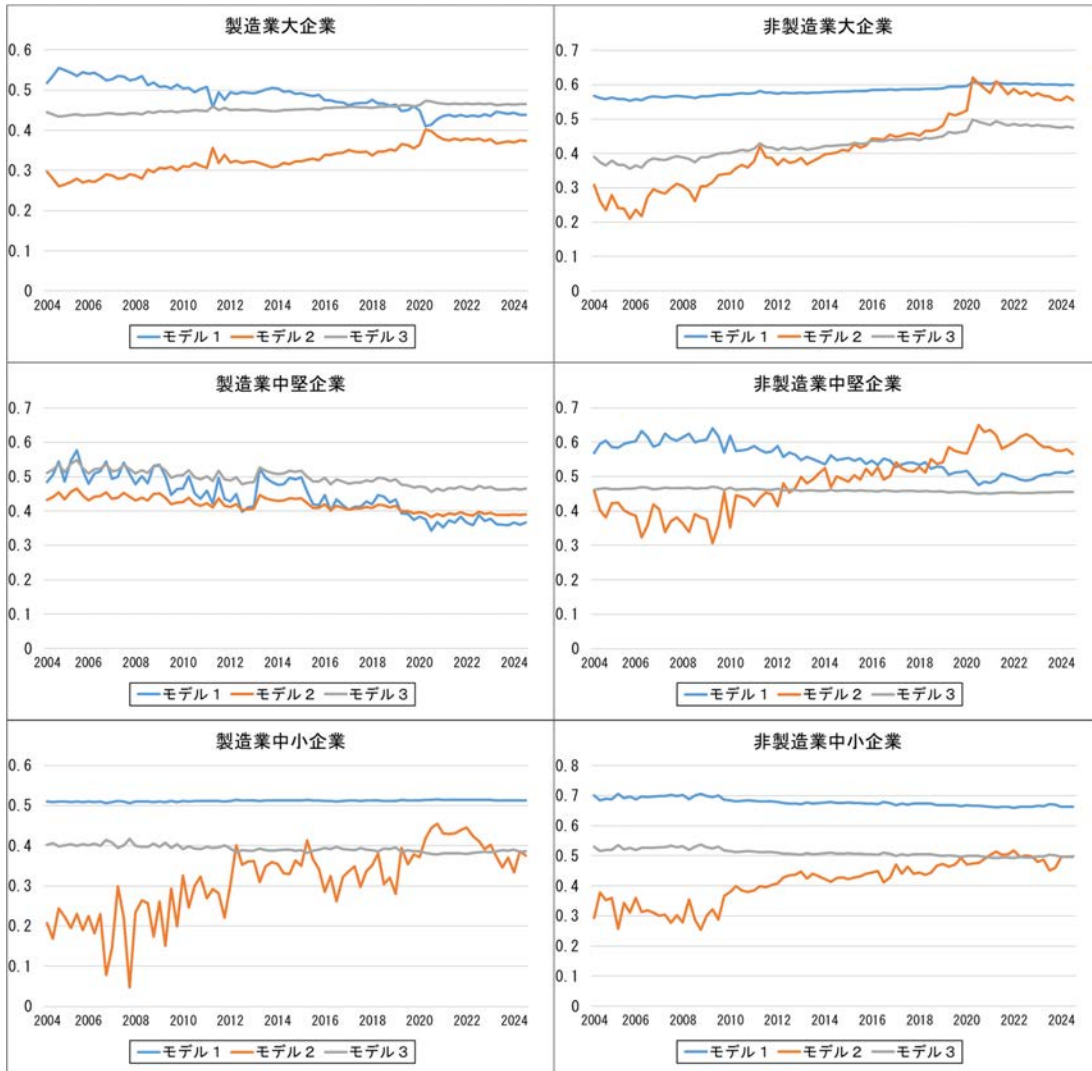
¹³ 付録において、パラメータ d の信頼区間について簡便的に計算した結果を示す。

図8：推計された成長曲線パラメータ（モデル間の比較）

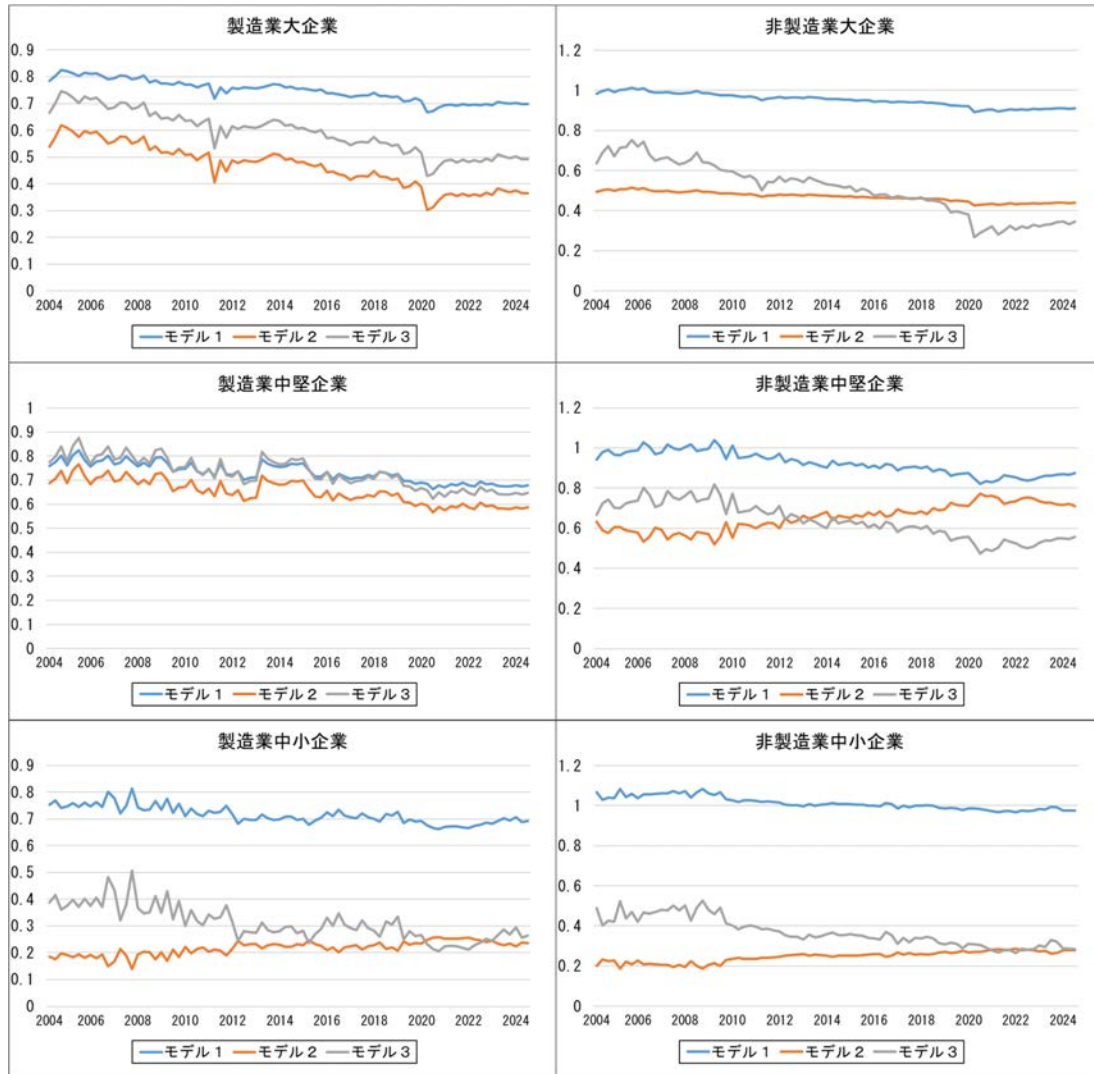
(1) パラメータ a



(2) パラメータb

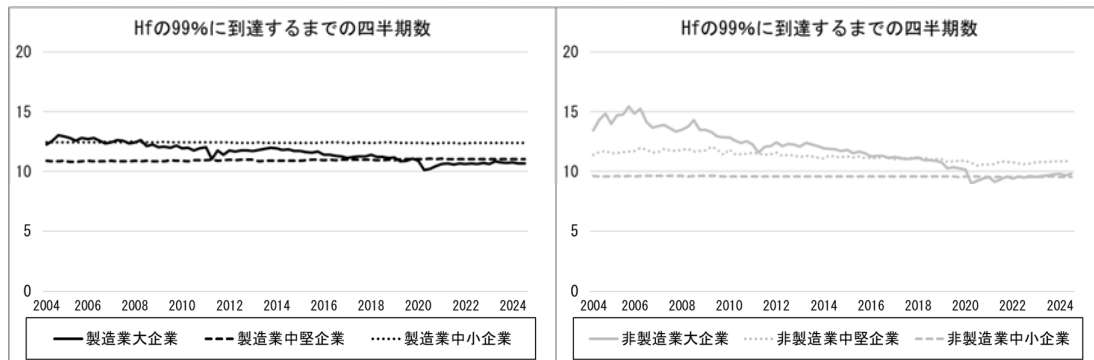


(3) パラメータd



(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

図9：収斂値の99%に達するまでの四半期数



(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

4. 5. 収斂値一定の判定

既述のとおり、修正モデル3に基づく h_f の外挿推計結果は収斂値が時点によらず一定であることを示唆している。そこで、ここでは、収斂値が時点 t によらず一定かどうかについて判定する方法を検討し、モデルの推定から得られた結果を用いて実際に判定を行う。

最初に、一般化成長曲線の収斂値の理論式を求める。式(2)について、 $s \gg 0$ の時には、 $bs \gg 0$ であり、 Γ をガンマ関数として、 $\gamma(c+1, bs) \approx \Gamma(c+1)$ が成り立つこと、また、 $c=0$ としているため、これが $\Gamma(1)=1$ に等しくなることに注意すると、 $s \rightarrow \infty$ における収斂値 $H(\infty, t) = h_f$ は、以下のように表される。

$$(27) \quad H(\infty, t) = \left[h_0^{1-d} + (1-d) \frac{e^a}{b} \right]^{\frac{1}{1-d}}.$$

これを t に関して対数微分して整理すると、収斂値が時点 t によらず一定であること、すなわち $H'(\infty, t) = 0$ は以下と同値である。

$$(28) \quad \frac{1-d}{h_0^d} h'_0 = (H(t)^{1-d} - h_0^{1-d}) \left(-a' + \frac{b'}{b} \right) + \left(H(t)^{1-d} \log H(t) - h_0^{1-d} \log h_0 + \frac{H(t)^{1-d} - h_0^{1-d}}{1-d} \right) d',$$

ただし、 A' は、関数 A の、 t に関する微分 (h では偏微分) を表す。これが成り立っているかどうかを実データから判定するため、左辺を移項した上で差分方程式の形に書き直すと、

$$(29) \quad \frac{d-1}{h_0^d} \Delta h_0 + (H(t)^{1-d} - h_0^{1-d}) \left(-\Delta a + \frac{\Delta b}{b} \right) + \left(H(t)^{1-d} \log H(t) - h_0^{1-d} \log h_0 + \frac{H(t)^{1-d} - h_0^{1-d}}{1-d} \right) \Delta d = 0,$$

となる。従って、収斂値が時点 t によらず一定であることを判定するためには、この式の左辺を F_t として、観測値 $h_{0,t}$ 、更には推定結果から計算される a 、 b 、 d 、及びそれによって推計された $H(\infty, t) = h_f$ を代入し、 $E(F_t) = 0$ となるかどうかを調べれば良い。判定に当たっては、左辺が、(1) 平均値0 ($\bar{F}_t = 0$)、(2) 定常過程 ($F_t \sim I(0)$)、の両方を満たすことを条件とし、前者には t 検定、後者には **KPSS** 検定を適用する。なお、ここで提示した判定枠組みは簡便なものであり、より厳密にはモンテカルロ・シミュレーションなどを適用することが必要であることに注意する。

上記の方法により判定を行った結果を以下に示す (表 5、表 6)。いずれの部門についても、 F_t について、平均値0、定常過程の帰無仮説は棄却されず、修正モデル3の推定結果から計算された各時点における成長曲線の収斂値 h_f 、すなわち不明割合の上限値は時点 t によらず一定の値であることが示唆される。

表 5 : t 検定の結果

帰無仮説 : $F_t = 0$

	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
標本平均	-0.16	-0.06	-0.81	-0.26	-0.07	-0.35
標本分散	1.47	0.76	7.14	1.88	0.88	2.44
t値	-0.96	-0.69	-1.02	-1.26	-0.75	-1.30
p値	0.34	0.49	0.31	0.21	0.46	0.20

(出所) 法人企業景気予測調査 2004 年 4-6 月期調査～2024 年 7-9 月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

表 6 : KPSS 検定の結果

帰無仮説 : $F_t \sim I(0)$

	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
KPSS検定統計量	0.259	0.139	0.325	0.131	0.130	0.310
1%有意水準	0.739	0.739	0.739	0.739	0.739	0.739
5%有意水準	0.463	0.463	0.463	0.463	0.463	0.463
10%有意水準	0.347	0.347	0.347	0.347	0.347	0.347

(注) KPSS 検定の式は $F_t = const + \epsilon_t$ であり、ここで F_t は対象となる変数、 ϵ_t は誤差項を表す。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004 年 4-6 月期調査～2024 年 7-9 月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

4. 6. ここまでの分析結果の概観及び暫定的結論

ここで、これまでの分析結果から導かれる結論を整理する。最初に各モデルによる推定・推計結果を比較する。基本モデル、修正モデル 1 及び修正モデル 2 との比較において、推定パラメータの有意性や各推定式の当てはまりを勘案すると、修正モデル 3 の推定結果が最も良好な結果であり、かつ推定されたパラメータから計算した不明割合の推計値も観測値を比較的良く再現出来ている。ただし、中小企業については定数パラメータの有意水準が高まっているにもかかわらず、推定式の当てはまりが低くなっており、不明割合の推計値が観測値の動きを十分に再現出来ているとは言えない。これは、中小企業においては、 h_0 の変動が小さいことと相まって、収斂値に関する式(26)の定式化に、定数パラメータの推定結果が強く影響されていることが考えられる¹⁴。

次に収斂値について見ると、修正モデル 3 による推定値 c_f の有意性に加え、修正モデル 3 のパラメータから外挿計算された h_f の安定性に関する式(29)による判定結果を考慮すれば、 s 期先 ($s \gg 0$) の各部門における不明割合の収斂値は時点 t によらず一定であることが示唆される。収斂値の水準については、修正モデル 3 の推定値 c_f によれば、製造業大企業 79%、製造業中堅企業 64%、製造業中小企業 81%、非製造業大企業 54%、非製造業中堅企業 49%、非製造業中小企業 58% となっている。これらの値は、潜在的にナイト流不確実性に直面する可能性のある企業の割合を示していると考えられる。このうち製造業における各部門の値は、Bachman et al.(2020)において示された、少なくとも一度はナイト流不確実性に直面したことがある製造業企業の割合 (76%) に近い値となっていることが注目される。このことは、経済の不透明感が高まったとしても、全ての

¹⁴ 例えば、変数 x について、 $y = const = ax + b$ という単純な回帰分析を考える。この時、 $a = 0$ 、 $b = const = y$ という推定結果が得られ、2つのパラメータの t 値は $t \gg 0$ となる。しかしながら、このことは当該回帰分析の当てはまりが良いことや定式化が適切であることを必ずしも意味しない。

企業がナイト流不確実性に直面する訳ではなく、製造業では少なくとも2~4割程度、非製造業では4~5割程度の企業は何らかの形でベイズ流の確定的なリスク想定を置く傾向がある可能性を示唆している。製造業の方がナイト流不確実性に直面する割合が高いのは、輸出入や資源市場といった変動が大きくかつ先の見通しが必ずしも容易でない外部環境や取引の影響を受け易いことが関係している可能性があると考えられるが、この点についての詳細は今後の課題である。

推定結果の当てはまりやパラメータの有意性が、企業規模の小さい部門ほど低下し、特に中小企業では推計値の変動と観測値のそれとの乖離が大きくなっていることについては既に述べたとおりである。この点については、中小企業における不明割合の観測データが他の部門のように明確なS字型の推移を示していないことから、成長曲線は不確実性の適切な拡散過程のモデルとなっていない可能性もある。また、本稿の分析枠組みでは、各時点 t の当期($s=0$)において主観的不確実性を有する企業の割合 $h_{0,t}$ が、不確実性を引き起こす外的ショックの大きさを捉える代理変数となっている。観測データを見ると、世界金融危機やコロナ禍などの大きなショックが生じた際の $h_{0,t}$ の変動が、企業規模が小さくなるほど $h_{1,t}$ 、 $h_{2,t}$ のそれに比して小さくなる傾向が見られ(図1)、この $h_{0,t}$ の変動の小ささが、パラメータの推定結果や $h_{1,t}$ 、 $h_{2,t}$ の推計精度に影響している可能性がある。ところで、一般的には外的ショックが生じた時の影響は企業規模が小さいほど大きくなると予想される。このため、 $h_{0,t}$ の変動が、企業規模が小さくなるほど小さくなることについては、 $h_{0,t}$ の観測精度が影響していることも考えられなくはない。予測調査は標本調査であり、推定に用いる不明割合は抽出率を基に復元された値となっているが、調査票の回収率を考慮した事後的な抽出率を見ると、規模によって大きく異なる値となっており、大企業と中小企業との差は大きい(表7)。一般的には、母集団に対する標本サイズ・回答数が少ないほど、復元された値の推計誤差が相対的に大きくなる可能性があることが知られている。ただし、 $h_{0,t}$ は $h_{1,t}$ や $h_{2,t}$ に比して水準が低いことから、誤差(真の不明割合(単位%)との違いであり、単位は%ポイント)の大きさ自体も相応に小さくなっていると考えられ、そのことが観測精度に大きな影響を与えているとは言えず、中小企業における当期不明割合の変動の小ささについては、別の要因や不確実性の拡散過程のモデル化の更なる精緻化あるいは見直し等も含め、今後の検討課題である¹⁵。

最後に、世界金融危機やコロナ危機のような大規模な外的性ショックが発生して主観的不確実性が大幅に高まる際には、翌期、翌々期の不明割合の観測値はそれらの推計値を上回る傾向がある。更にこの時、収斂値についても、一時的に通常の水準よりも高くなっている可能性がある。これらの点については、これまでの分析枠組みでは十分に考慮出来ておらず、詳細な検討は今後の課題であるが、このうち前者については、次の小節で簡単な追加分析を試みる。

¹⁵ 中小企業における当期の不明割合の変動が小さい要因の1つとして、大企業や中堅企業に比して、平時においても「下降」と回答する企業の割合が多くなっており、外的ショックに対して、「不明」ではなく、「下降」(あるいは「上昇」)の割合が変化することで反応していることが考えられる。

表 7：予測調査の企業規模別抽出率

規模	資本金階層	業種	標本数	回答数	母集団数	事後抽出率 (%)
大企業	10億円以上	全業種	4,350	3,758	5,498	68.35
		製造業	1,430	1,265	1,757	72.00
		非製造業	2,920	2,493	3,741	66.64
中堅企業	1億円以上10億円未満	全業種	4,140	3,054	28,780	10.61
		製造業	1,024	865	6,069	14.25
		非製造業	3,116	2,189	22,711	9.64
中小企業	1千万円以上1億円未満	全業種	5,920	4,408	851,108	0.52
		製造業	1,822	1,418	133,644	1.06
		非製造業	4,098	2,990	717,464	0.42

(注) 事後抽出率は回答数÷母集団数×100による。予測調査においては、資本金階層 30 億円以上は悉皆調査。

(出所) 法人企業景気予測調査 2025 年 7-9 月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

4. 7. 観測値と推計値の差に関する追加分析

既述のとおり、翌期及び翌々期の不明割合 ($h_{1,t}$, $h_{2,t}$) については、世界金融危機やコロナ禍などの大きな外的ショックにより経済情勢の不透明感が高まると、観測値が修正モデルによる推計値を上回り、両者の乖離が拡大する傾向にある。これには、推計値、観測値それぞれが関連する要因が考えられる。推計値側の要因としては、次のようなものが挙げられる。大きな不確実性ショックが発生したある時点において、成長曲線パラメータ a , b , d が、式(19)~(21)で表される平時の動きとは異なる挙動をするのであれば、いずれの修正モデルも適切に推定されなくなり、推計値の精度が落ちる可能性がある。また、本稿で用いたモデルは、ある時点の成長曲線パラメータが同じ時点の不確実性ショックのみに依存するとしているが、不確実性ショックが大きい場合にはその影響が時間差を持って成長曲線パラメータに影響することも考えられる¹⁶。これに対して観測値側の要因としては、不確実性ショックが大きくなると回答率が低下したり、調査票の質問項目への精確な回答が難しくなったりすることから、調査統計における観測値の精度が下がることが考えられる。更に成長曲線の傾きに関する式(9)について、特に翌々期は、傾きが翌々期と翌期から成る後退差分として計算されていることから、中心差分である翌期に比して、誤差が大きくなっていることも考えられる。後退差分の精度は、不明割合が翌期から翌々期にかけて急速に増加するような局面で低下する可能性がある。本稿では、これらのうち回答率の変動¹⁷に着目して、推計値と観測値の乖離についての追加的な分析を試みた。なお、公表されている回答率には季節性が見られることから、Eviews®14 の STL 分解により季節調整を施した。

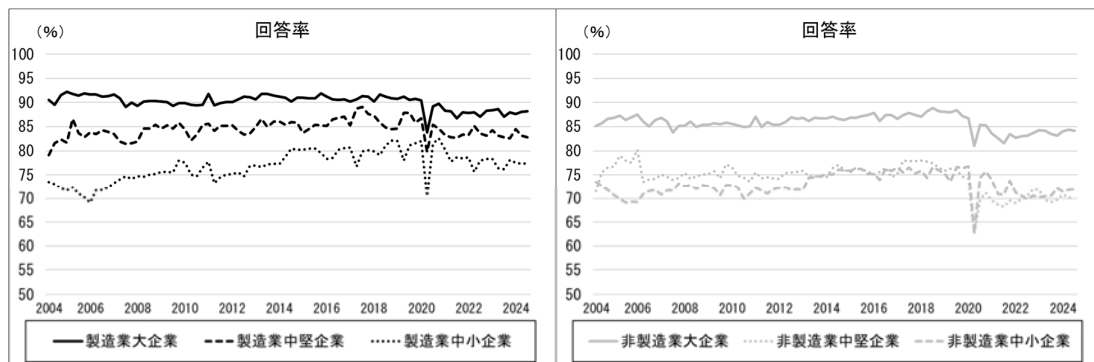
最初に予測調査の部門別回答率の推移を見ると、概して、不確実性を高めるような大規模な外的ショックがあると低下し、その後に回復する傾向が見られる (図 10)。時系列で見ると、2007 年第 3 四半期からの世界金融危機の際には、中堅企業では落ち込みは顕著ではないものの、大企業

¹⁶ 当期の不明割合の時間軸 t に関する 1 階差分について Q 検定を行うと、系列相関を有することが棄却されない。このことは、主観的不確実性の変動が外的な不確実性ショックを捉えていると仮定した場合、ある観測時点の不確実性ショックはそれ以前の時点における不確実性ショックの変動の影響を受けていることが否定出来ないということであり、履歴効果のようなものが存在することを示唆している。

¹⁷ 予測調査の公表資料では「回収率」という用語が用いられているが、本稿では回答率で統一する。回収率 (回答率) = 回答法人数 ÷ 抽出法人数 × 100。

とともに回答率は他の期間に比して低くなっている。ただし、中小企業では2006～2008年頃にかけて回答率が上昇するという逆の動きを示している。世界金融危機、東日本大震災と続く大きな外的ショックを経た後、2012年頃からは部門によらず回答率が上昇している。その後、人流が制限されたコロナ禍初期の2020年第2四半期には各部門とも大幅な落ち込みを示し、その後回復している。ただし、それ以前に比べると総じて低めの回答率となっている。もともと、外的ショックとは無関係と思われる動きを示しているところもある。2004～2006年にかけて、中堅企業では回答率が上昇、中小企業では低下しており、非製造業中堅企業では2006年に比較的大きな落ち込みが観察される。なお、企業規模、産業の違いについて見ると、規模が大きいほど回答率が高く、また製造業の方が非製造業より回答率が高い傾向にある。

図10：部門別回答率の推移



(注) 季節調整は筆者による。

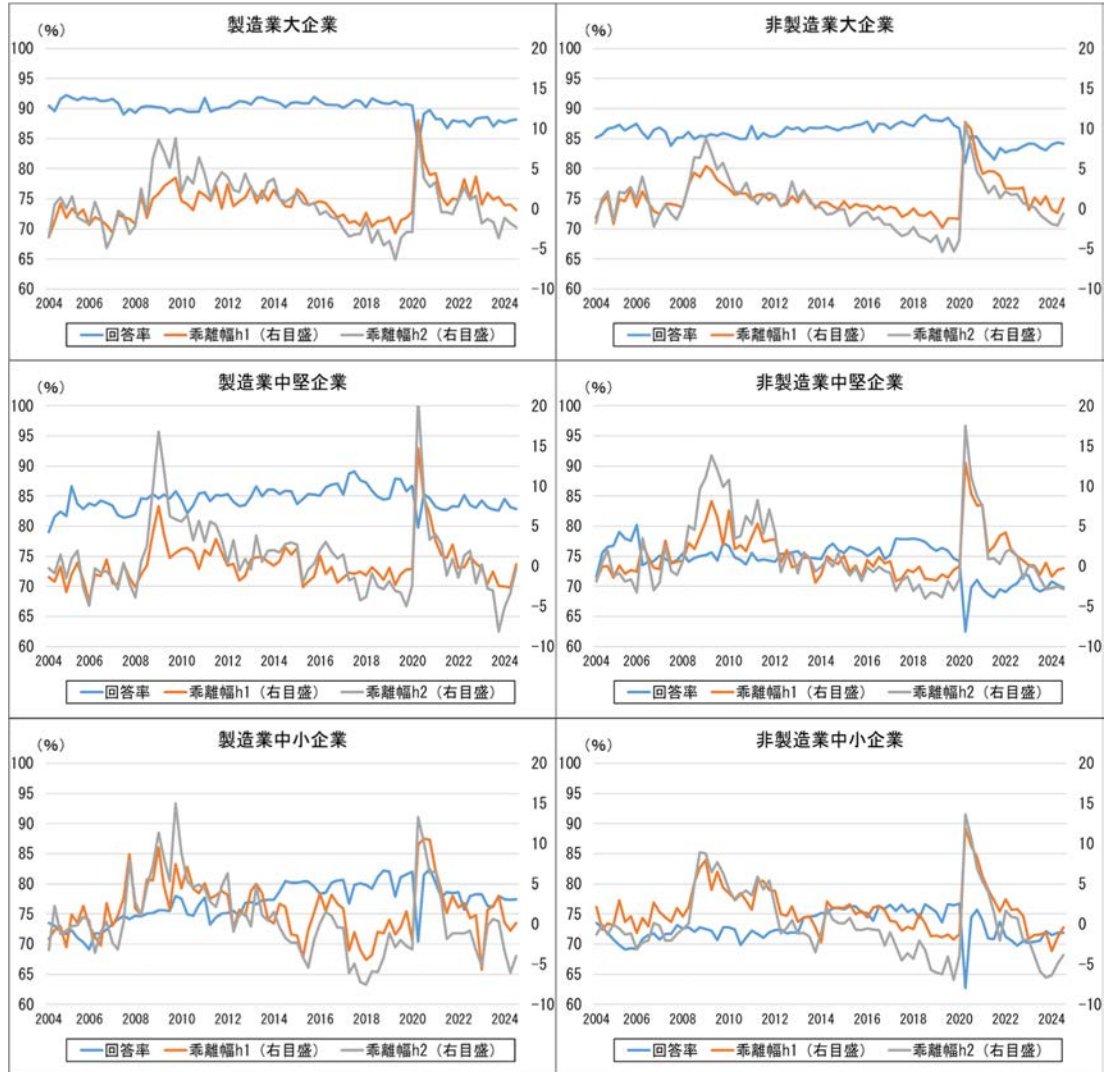
(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

次に回答率と観測される不明割合の関係を考察する。まず、「不明」という回答がナイト流不確実性を捉えているとすれば、ある時点において当期の景況感を「不明」と回答した企業は翌期以降についても不明と回答する可能性が高い。次に、ある時点における不明割合は、当期、翌期、翌々期と上昇していく。これは、当期に関して「上昇」、「不変」または「下降」と回答した企業が、翌期以降の見通しについては情報不足などによりナイト流不確実性に直面していることから、「不明」という回答に転ずることを意味している。調査対象法人は無作為に抽出されているため、「不明」、「上昇」、「不変」、「下降」の景況感を有する企業ごとの回答率が同じであれば、集計された観測値は、これら4つの区分の実際の景況感に関する適切な指標となるが、景況感の違いによって回答率が異なるのであれば、景況感ごとの観測値の精度に差が生じる可能性も考えられる。特に本稿で着目している「不明」については、当期の景況感のみならず先の見通しも含めて「不明」であるが故に意味のある回答が困難、と企業が考えているのであれば、他の景況感を有する企業に比して回答率が低くなることも考えられる。とりわけ、この影響は大きな外的ショックにより当期の不明割合が上昇する時、すなわち不確実性ショックが増大した時に拡大する可能性が高い。これに対して、「下降」の企業については、業況が著しく悪化することで回答作業自体が困難となり回答率が下がるケースもあれば、「下降」と認識している以上、回答そのものは困難でない、あるいは情報提供という観点から政府の統計調査に対してそのような状況を適時に回答する

ことに有用性を見出す、といった理由により回答率が上昇ないし維持されるケースも考えられる。「不変」「上昇」の企業については、「不明」「下降」の企業ほどには景況感と回答率の間に関連がないと考えられる。

次に、翌期と翌々期における不明割合 ($h_{1,t}$, $h_{2,t}$) の観測値と推計値の間の乖離率と回答率の関係を考察する。上で検討した景況感と回答率の関係を踏まえると、不明割合の観測値 ($h_{0,t}$, $h_{1,t}$, $h_{2,t}$) は、不透明感が高まり回答率が低下する時期においては、当期に不明だが未回答であった企業の分 ($\Delta\theta_t$) だけ真の値より押し下げられる。当期に不明以外と回答した企業のうち一定割合は、翌期以降の見通しに関して「不明」に転じるが、当期に観測された不明以外の割合は未回答企業分だけ真の値より大きくなっていることから、「不明」の観測値 $h_{1,t}$, $h_{2,t}$ はその分だけ押し上げられる。すなわち、当期以降継続して「不明」の景況感を有している企業の未回答が増えると、観測される不明割合の増加幅 $h_{1,t} - h_{0,t}$, $h_{2,t} - h_{0,t}$ は真の値より大きくなる。このため、不明割合の推計値が真の増加幅を捉えているならば、回答率が下がれば観測値と推計値の乖離は拡大する。実データを見ると、乖離幅と回答率は、2004～2007年頃の中堅・中小企業を除くと、一定の相関があるように見える (図 11)。

図 11：推計値と観測値の乖離幅と回答率



(注) 季節調整は筆者による。乖離幅は修正モデル 3 と観測値の差。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004 年 4-6 月期調査～2024 年 7-9 月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

これを数式で説明すると以下のとおりである。簡便のため、景況感の把握には抽出方式ではなく全数調査が行われていると仮定する。未回答企業は全て「不明」の景況感を有しており、当期、翌期、翌々期を通して回答しないと考える。時点 t において、 $h_{0,t}$ を当期の観測された不明割合、 $h_{0,t}^*$ を当期の真の不明割合、 $k_{0,t}$ を当期の観測された不明以外割合、 $k_{0,t}^*$ を当期の真の不明以外割合、 $\Delta\theta_t$ を未回答企業の割合とすると以下の関係がある。なお、割合は百分率ではなく全体を 1 とする比率で表す。

$$(30) \quad h_{0,t} = \frac{h_{0,t}^* - \Delta\theta_t}{k_{0,t}^* + h_{0,t}^* - \Delta\theta_t}$$

$$(31) k_{0,t} = \frac{k_{0,t}^*}{k_{0,t}^* + h_{0,t}^* - \Delta\theta_t},$$

$$\text{where } h_{0,t} + k_{0,t} = h_{0,t}^* + k_{0,t}^* = 1.$$

次に当期に「不明」と回答した企業は翌期以降も「不明」と回答すると考える。この時、 $z_{1,t}$ ($1 > z_{1,t} > 0$) を当期から翌期にかけて不明以外から不明に転ずる真の割合とすれば、不明割合について観測される増分及び真の増分はそれぞれ以下ようになる。

$$(32) h_{1,t} - h_{0,t} = \frac{z_{1,t} \cdot k_{0,t}^*}{k_{0,t}^* + h_{0,t}^* - \Delta\theta_t} = \frac{1}{1 - \Delta\theta_t} \cdot (z_{1,t} \cdot k_{0,t}^*),$$

$$(33) h_{1,t}^* - h_{0,t}^* = z_{1,t} \cdot k_{0,t}^*.$$

従って、観測される不明割合の増分は $1/(1 - \Delta\theta_t)$ だけ真の値より大きい。この傾向は「不明」の未回答企業の割合 $\Delta\theta_t$ が大きいほど拡大するが、 $\Delta\theta_t$ は不確実性ショックが大きいほど値が大きくなると考えられる。

ところで、 $h_{1,t}^* - h_{0,t}^* = (h_{1,t}^* - h_{0,t}^*)/1$ は成長曲線の翌期の傾きの近似値（後退差分）であり、成長曲線パラメータが適切に推定されていれば、それを用いて推計した水準値 $h_{1,t}^\#$ から計算される後退差分 $(h_{1,t}^\# - h_{0,t})/1$ は真の値に近似される¹⁸。従って、

$$(34) h_{1,t} - h_{0,t} > h_{1,t}^* - h_{0,t}^* \approx h_{1,t}^\# - h_{0,t},$$

$$(35) h_{1,t} - h_{1,t}^\# > 0,$$

となり、翌期の不明割合の観測値は、「不明」企業の回答率が低下するほど、推計値よりも大きくなる¹⁹。翌々期の乖離については、上記において、翌期を翌々期に置き換えれば、全く同じ議論が可能である。式(35)を式(32)及び式(33)に注意して更に変形すると以下を得る。

$$(36) h_{1,t} - h_{1,t}^\# \approx h_{1,t} - h_{1,t}^* = \frac{\Delta\theta_t}{1 - \Delta\theta_t} \cdot (z_{1,t} \cdot k_{0,t}^*) \approx (\Delta\theta_t + \Delta\theta_t^2 + \Delta\theta_t^3 \dots) \cdot (z_{1,t} \cdot k_{0,t}^*).$$

本稿では、上記の点について、簡便な方法で分析を試みた。具体的には、観測値と推計値の乖離を、式(36)の右辺における $\Delta\theta_t$ の次数が1の項までで近似することとし、最小二乗法により以下の回帰式を各部門について推定した。また、(1)コロナ禍の影響が強く出る可能性があるため²⁰、推

¹⁸ 実際のパラメータ推定で用いているのは、翌期の中心差分と翌々期の後退差分であるが、推定が適切になされていれば、推計値から計算されるこれら2つの差分 $((h_2^\# - h_0)/2, (h_2^\# - h_1^\#)/1)$ は、当該差分の真の値に近似される。これらを次のように適当に組み合わせることで、 $h_1^\# - h_0 = (h_2^\# - h_1^\#)/1 - 2 \cdot \{(h_2^\# - h_0)/2\}$ を得る。

¹⁹ $h_s^\#$ は観測値 h_0 を起点として計算した推計値であるため、観測値 h_s との乖離を見る際には、 h_0 からの増分を比較することが適当である。

²⁰ コロナ禍の際は、他の不確実性ショックの場合と異なり、罹患や人流の抑制など、感染症危機特有の物理的な制約要因によって回答率が下がったことも考えられる。

定期間を 2019 年第 4 四半期までとしたもの、(2)中堅企業及び中小企業の回答率が特異な動きを示している 2007 年までの期間を除いたもの、についても推定を行った。

$$(37) \text{観測値}(h_{t,s}) - \text{修正モデル 3 推定値}(h_{t,s}^{\#}) = p + q \cdot \text{回答率}_t + \text{誤差項}_t \quad (s = 1, 2).$$

推定結果を見ると、回答率の説明力は、製造業中堅・中小企業では低いものの、他の部門においては有意であり、乖離幅の一定割合（5～35%程度）は回答率の変化によって説明し得ることを示唆している（表 8）。特に推定期間を 2008 年以降とした場合、製造業大・中堅企業における一部のケースを除けば、回答率の説明力は高くなっており、回帰式の当てはまりも 10～60%程度と改善している（表 9）。予測調査は、法人企業動向調査（内閣府、標本法人数約 4,500 社）と財務省景気予測調査（財務省、標本法人数約 12,000 社）が 2004 年に統合されて出来た統計調査である。2004～2007 年にかけての回答率の動きについては、統合後の新しい調査（内閣府・財務省、標本法人数約 15,000 社）において、安定した回収率の実現など着実な実査の確立に年数を要した可能性も考えられる。

表 8：乖離幅と回答率の関係についての推定結果（全期間）

推計期間：2004年第2四半期～2024年第3四半期						
被説明変数：h1-h1*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-0.77***	-0.13	-0.07	-0.81***	-0.42***	-0.30**
標準誤差	0.14	0.16	0.12	0.13	0.09	0.12
調整済み決定係数	0.26	-0.005	-0.008	0.34	0.19	0.06

推計期間：2004年第2四半期～2019年第4四半期						
被説明変数：h1-h1*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-0.47*	0.12	-0.13	-0.85***	-0.47**	-0.34***
標準誤差	0.28	0.13	0.12	0.15	0.18	0.12
調整済み決定係数	0.03	-0.002	0.003	0.32	0.08	0.10

推計期間：2004年第2四半期～2024年第3四半期						
被説明変数：h2-h2*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-0.45*	-0.16	-0.37**	-0.93***	-0.43***	-0.56***
標準誤差	0.24	0.27	0.16	0.19	0.16	0.18
調整済み決定係数	0.03	-0.01	0.05	0.22	0.07	0.10

推計期間：2004年第2四半期～2019年第4四半期						
被説明変数：h2-h2*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-1.31**	0.03	-0.39**	-1.75***	-0.90**	-0.67***
標準誤差	0.53	0.27	0.17	0.29	0.35	0.19
調整済み決定係数	0.08	-0.02	0.06	0.36	0.09	0.15

(注) *は 10%有意、**は 5%有意、***は 1%有意を表す。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004 年 4-6 月期調査～2024 年 7-9 月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

表 9：乖離幅と回答率の関係についての推定結果（2008 年から）

推計期間：2008年第2四半期～2024年第3四半期

被説明変数：h1-h1*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-0.72***	-0.49**	-0.45***	-0.86***	-0.43***	-0.45***
標準誤差	0.15	0.20	0.16	0.13	0.11	0.14
調整済み決定係数	0.24	0.07	0.09	0.37	0.18	0.13

推計期間：2008年第2四半期～2019年第4四半期

被説明変数：h1-h1*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-0.50	-0.26	-0.66***	-1.18***	-0.82***	-0.77***
標準誤差	0.34	0.19	0.16	0.16	0.28	0.14
調整済み決定係数	0.02	0.02	0.25	0.55	0.14	0.38

推計期間：2008年第2四半期～2024年第3四半期

被説明変数：h2-h2*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-0.36	-0.59*	-0.92***	-1.03***	-0.39**	-0.78***
標準誤差	0.28	0.35	0.22	0.20	0.19	0.2
調整済み決定係数	0.01	0.03	0.20	0.28	0.05	0.17

推計期間：2008年第2四半期～2019年第4四半期

被説明変数：h2-h2*	製造業大企業	製造業中堅企業	製造業中小企業	非製造業大企業	非製造業中堅企業	非製造業中小企業
説明変数：回答率	-1.76**	-0.76*	-1.21***	-2.43***	-1.63***	-1.40***
標準誤差	0.70	0.4	0.23	0.29	0.53	0.22
調整済み決定係数	0.10	0.05	0.36	0.59	0.15	0.45

(注) *は10%有意、**は5%有意、***は1%有意を表す。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

5. まとめと課題

本節では、最後に、今回の分析の結果についてまとめるとともに今後の課題について整理する。

5. 1. 分析結果について

本稿は、予測調査の公表データから得られる、自社の景況感の現状及び見通しに関して「不明」と答えた企業の割合に着目し、当該割合の先行き見通しがどのように変化するかに着目して分析を行った。既存研究を踏まえると、予測調査において、景況感が「不明」と回答した企業は、ナイト流不確実性に直面していると考えられる。

まず、調査時点ごとの不明割合が、見通し期間に沿って期を経るにつれ上昇していく過程を一般的な成長曲線で捕捉することが出来るかどうかについて分析を行った。推定・推計結果によれば、製造業、非製造業ともに企業規模の大きい部門（大企業及び中堅企業）については、一般化成長曲線によって、観測された不明割合の変化を比較的良好に再現することが出来た。他方で、中小企業については、推定されたパラメータは有意であるものの、一般化成長曲線の当てはまりは必ずしも良好とは言えない。

一般化成長曲線を用いた本稿の意義は以下のとおりである。マクロレベルの情報拡散や新製品

普及などに成長曲線を当てはめる既存研究においては、ロジスティック曲線など、あらかじめその曲線形について強い仮定を置いた上で成長曲線パラメータの推定を行うケースが多い。これに対して本稿は、特定の曲線形を前提としない一般化成長曲線という方法を採用することにより、マクロレベルのデータの分析において、観測値の再現性がより高い成長曲線の推定を可能としたことに特徴がある。また、本稿は推定方法についても新しい手法を提示した。成長曲線パラメータの推定には傾きに関する微分方程式が用いられることが多い。この方法で推定された成長曲線パラメータを用いて計算された成長曲線は、特に観測データ数が少なく、上に凸となる変曲点が明確でないケースでは、観測された成長曲線を必ずしも十分に再現出来ないことが指摘されている。これに対して本稿では、成長曲線の傾きに加え、水準に関する観測値も含めた同時方程式により一般化成長曲線パラメータを推定する方法を採用した。これにより、特に企業規模の大きい部門では、推計された一般化成長曲線は、傾きだけの情報から推計されたものよりも、観測値を良好に再現出来ることが示された。

次に、推定された一般化成長曲線を用いて、時点ごとの不明割合の収斂値、すなわち ∞ 期先の景況感見通しを「不明」とする企業の割合を外挿計算した。この収斂値は潜在的にナイト流不確実性に直面する可能性のある企業の割合を表していると思ふことが出来る。複数の一般化成長曲線モデルによる推計結果は、収斂値が時点によらず一定であることを示唆するものであり、この中では収斂値一定の仮定を置いたモデルの当てはまりや観測値の再現性が最も良好であった。推計結果によると、製造業が非製造業に比して高くなる傾向があるが、収斂値は50~80%程度の範囲に収まる可能性が示唆された。推計された収斂値が100%を下回っていることから、一定の割合の企業はナイト流不確実性に直面せず、経済状況によらずベイズ流の景況感形成を行っていると考えられる。これは、ドイツの製造業におけるナイト流不確実性の直接計測を試みた **Bachman et al.(2020)**における、一度でもナイト流不確実性に直面したことのある企業の割合(76%)と整合する結果である。製造業の収斂値が高めとなるのは、海外や中間財の取引の多さなど、サービス業に比して広範かつ重層的となっている産業連関が、景況感の伝播の違いにも反映されているものと考えられる。なお、収斂値の大きさについては、企業規模による違いは見られなかった。

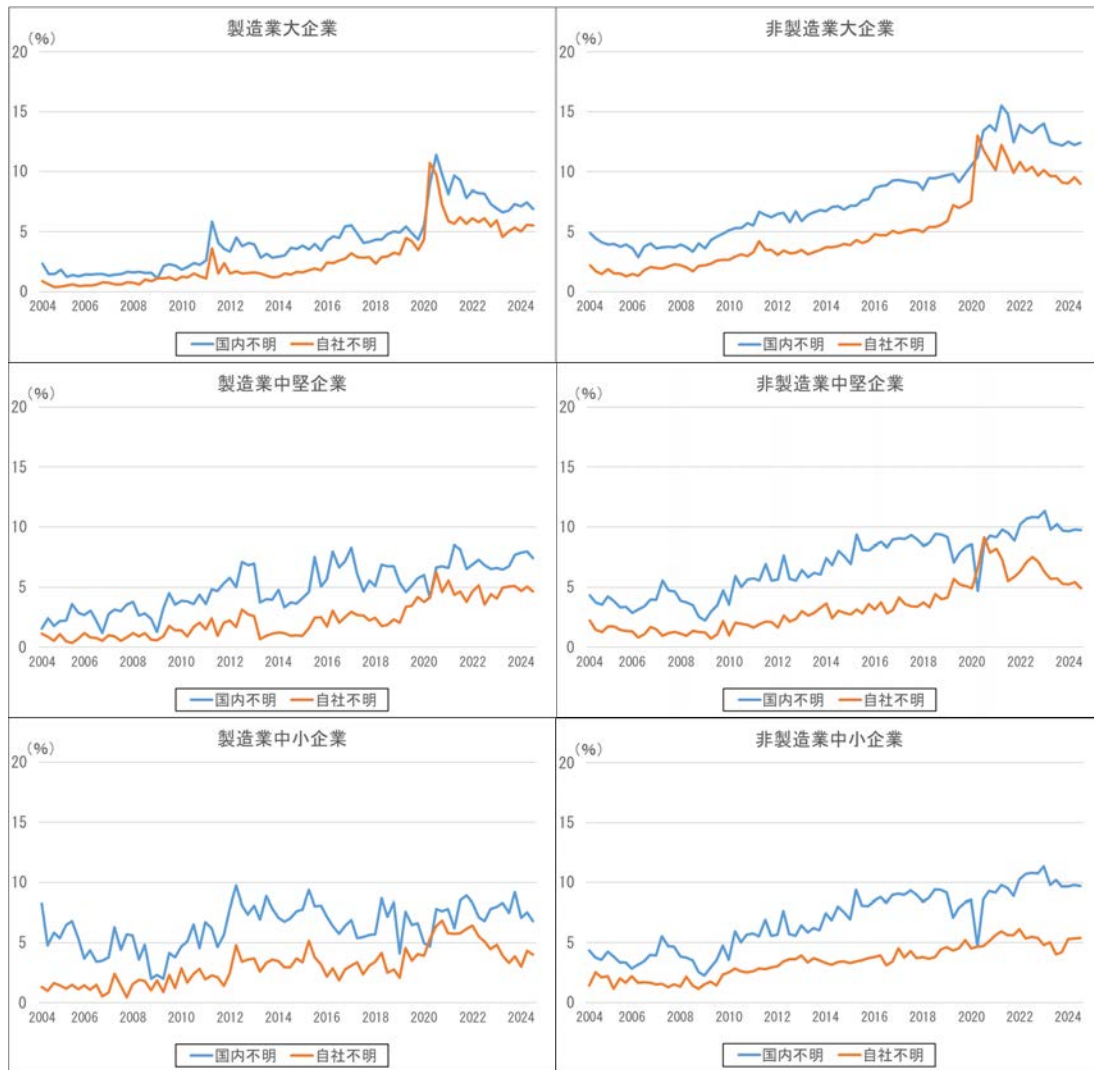
5. 2. 今後の課題

最後に今回の分析結果を踏まえた今後の課題について整理する。まず、本稿における分析枠組みはあくまで簡便なものであり、分析結果は幅を持って解釈すべきものであることを指摘しておきたい。特に、一般化成長曲線による定式化が真のモデルに合致しているかどうかについてはより厳密な検証を要することに注意が必要である。加えて、本稿では、期 s ごとの推定式の誤差項の間に相関がないという強い仮定を置いており、これについても検討が求められよう。また、既述のとおり、製造業、非製造業ともに中小企業での当てはまりが悪い点については、成長曲線パラメータの定式化や観測データの質が分析結果に与える影響のみならず、成長曲線モデルそのものの適応可能性を含め、更なる検討が必要であろう。このうち成長曲線パラメータの定式化については、より高度な推定モデルを採用することが考えられる。本稿で用いた修正モデル1~3は、成長曲線パラメータに対して、観測された不確実性ショックにのみ依存するという強い制約を課している。これに対して、本稿における基本モデルは、誤差項に制約のない、より一般的なランダ

ムワークによる成長曲線パラメータの生成過程を仮定している。非線形の状態空間モデルにより基本モデルを拡張し、修正モデル同様に成長曲線（不明割合）の水準値に関する関係式を組み込めることが出来れば、より適切な成長曲線パラメータの推定が可能となる可能性がある。

次に本稿の発展や応用の可能性について述べる。予測調査では、企業における雇用や設備の過不足感についての不明割合も集計・公表されている。雇用や設備の過不足感は、個別企業におけるマクロ及びミクロレベルの景況感と連動しているが、これらの生産要素に関する先行き不透明感は、より高次の概念である景況感の不確実性に比して、個別企業の置かれている状況により強く左右されると考えられる。このため、景況感の不確実性が企業間に伝播していく過程と、個別企業における望ましい生産要素レベルについての不透明感との関係を分析することは、これまで分析があまりなされていない企業内部における景況感の形成過程の詳細を明らかにすることにつながる可能性がある。更に予測調査では、自社の景況感だけではなく、当該企業が認識する「国内」経済一般の景況感についても調べており、当該指標に関しても先行きに関する不明割合が集計・公表されている。国内の景況感不明と自社の景況感不明について、その伝播の違いを分析することは、一国全体の景況感がどのように形成され、それがミクロレベルの意思決定とどのように影響しあっているかについて理解を進める上で有用と考えられ、そこから得られる知見は、企業が直面する不確実性を低減するための効果的な政策を考える上での重要な情報となり得る。集計された指標を見ると、自社と国内についての不明割合は必ずしも同じような動きを示す訳ではない（図 12）。例えば、コロナ禍初期には自社の当期の景況感について「不明」とする割合が増えた一方、国内の景況感については、「下降」が増加したため、「不明」は増加しておらず減少している部門もある。コロナ禍が終息に向かう際には、自社景況感についての不明割合は多くの部門で減少しているが、国内景況感の不明割合については大企業を除くと減少していない。

図 12：自社景況感と国内景況感における当期の不明割合



(注) 季節調整は筆者による。

(出所) 法人企業景気予測調査 2004年4-6月期調査～2024年7-9月期調査（内閣府・財務省）を基に筆者作成。

最後に、個票を使った分析精緻化の可能性について述べる。本稿で用いた一般化成長曲線は、個社の景況感の伝播についてマクロ的な視点で分析する枠組みであり、一社ごとに異なる企業というミクロの観点は捨象されていることに注意が必要である。例えば、マクロレベルでの新製品の普及曲線については、時間経過に伴う普及率の上昇が与件となっていることが課題とされ、異質な選好を有する個々の消費者の学習・選択という視点で分析枠組みを深化することが必要と指摘されている（天野(2025)）。この点、個々の企業に着目するという観点から近年注目を浴びている複雑ネットワークを用いた情報拡散モデルの適用も考えられるが、既述のとおり、企業の景況感企業同士の相互関係のみで形成されるものではなく、個社の状況に加え、マクロ経済の動向にも左右されるなど重層的な相互作用が働いていると考えられる。このため、景況感の形成・伝播過程のより詳細な分析を行うためには、このようなマクロとミクロの相互作用を取り込んだネ

ネットワーク分析の枠組みを検討する必要があると考えられる。この点、本節で述べている予測調査における様々な不明割合の分析に当たっては、集計された不明割合だけでなく、個票を使った分析も有用であろう。また、本稿の分析結果は、一定の割合の企業がベイズ流あるいは非ベイズ流の予測を行っている可能性を示唆しているが、個票を使った分析は、どのような属性の企業がベイズ流（あるいは非ベイズ流）の期待形成を行っているのかについての知見を提供してくれる可能性がある。このことは、政策担当者が、個々の企業にとって不確実性の低減に効果の高い政策を展開したり、不確実性ショックに対する経済全体の強靭性を高めるための方策を検討したりする上で有用な情報となる可能性がある。更に、今回の分析結果は、ある時点の当期の主観的な不確実性ショック（ $\Delta h_{0,t}$ ）が、その後の不確実性の広がり（ $h_{1,t}$, $h_{2,t}$, h_f ）の有用な先行指標となり得ることを示唆している。これは、当期において、他の企業に先んじて不透明感を認識する企業は、全体に占める割合が小さくとも、不確実性に関する先行指標として機能していることを示唆している。個票による分析は、どのような属性の企業が「炭鉱におけるカナリア」の役割を果たしているのかを明らかにすることにも資する可能性がある。

付録

修正モデル3の推定結果から得られる、パラメータ c_d と m の95%信頼区間を用いて、成長曲線パラメータ d の信頼区間を以下の方法で簡便に計算した。

$$(38) x^{low} = x \text{の FIML 推定値} - 1.96 \times x \text{の標準誤差} \quad (x = c_d, m),$$

$$(39) x^{high} = x \text{の FIML 推定値} + 1.96 \times x \text{の標準誤差} \quad (x = c_d, m),$$

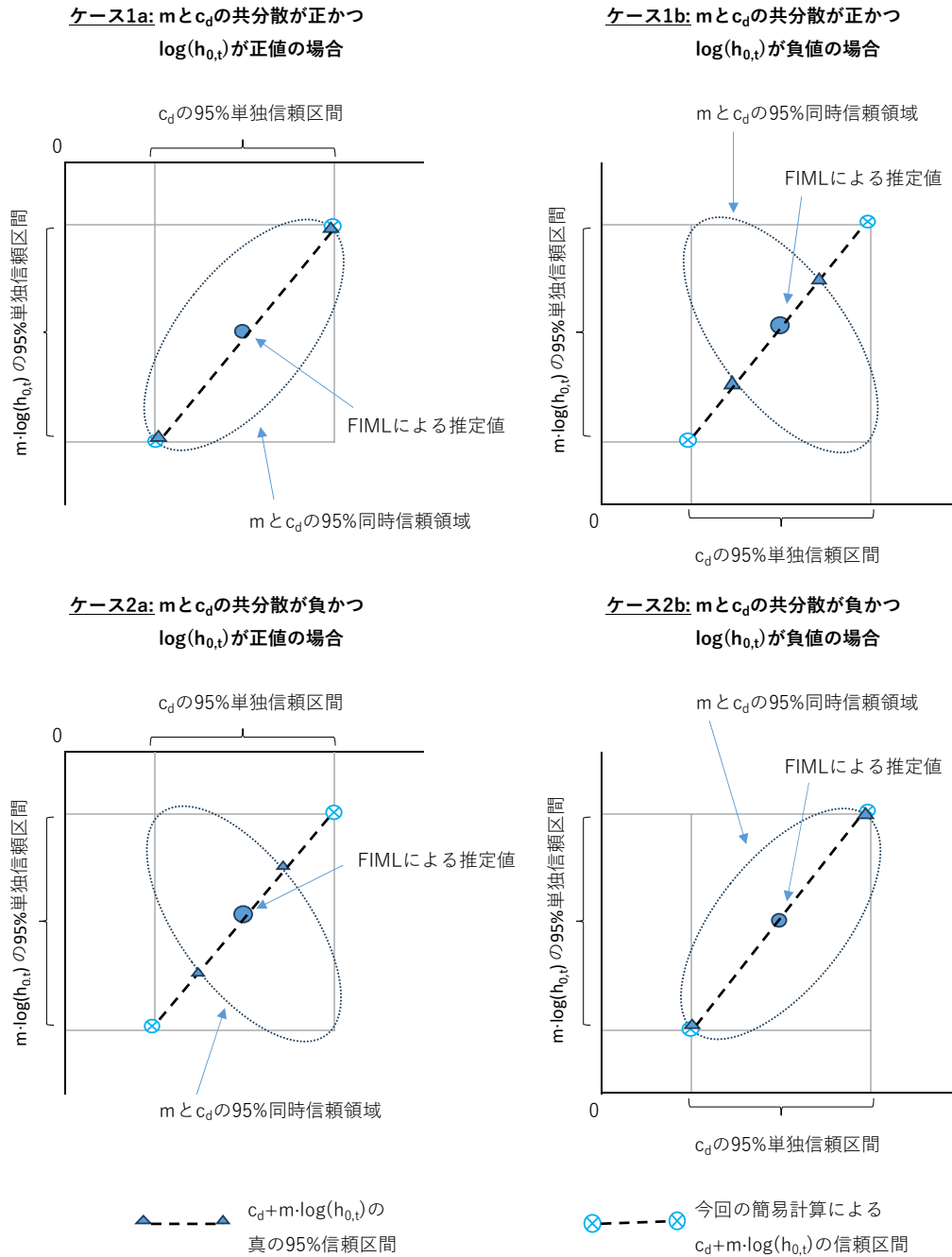
$$(40) d_t^{min} = \begin{cases} c_d^{low} + m^{low} \cdot \log(h_{0,t}) & (\log(h_{0,t}) > 0) \\ c_d^{low} + m^{high} \cdot \log(h_{0,t}) & (\log(h_{0,t}) < 0) \end{cases}$$

$$(41) d_t^{max} = \begin{cases} c_d^{high} + m^{low} \cdot \log(h_{0,t}) & (\log(h_{0,t}) < 0) \\ c_d^{high} + m^{high} \cdot \log(h_{0,t}) & (\log(h_{0,t}) > 0) \end{cases}$$

この方法では、FIML 推定結果において $c_d > 0$, $m < 0$ であることに注意すると、 c_d と m の共分散推定値及び $\log(h_{0,t})$ の符号の組み合わせによっては、計算された信頼区間が真の95%信頼区間より過大、すなわち幅広となる可能性がある（図13）。なお、 $\log(h_{0,t})$ については、 $h_{0,t}$ の水準次第で正負いずれの値も取り得る一方、 c_d と m の共分散は非製造業大・中小企業は負値、それ以外の部門では正値となっている。

計算結果を見ると、パラメータ d の信頼区間は、中小企業で大きくなっているが、大企業と中堅企業については比較的狭い範囲に収まっている。また、信頼区間の下限値及び上限値は、FIMLによる推定結果の当てはまりが低かった中小企業については、時点によっては下限値が一部負となっているもの（ただし製造業は2020年第4四半期の-0.0009のみ）、総じて見ると理論的下限値である0~0.9の間に収まっており、1未満となっていることが分かる（図14）。

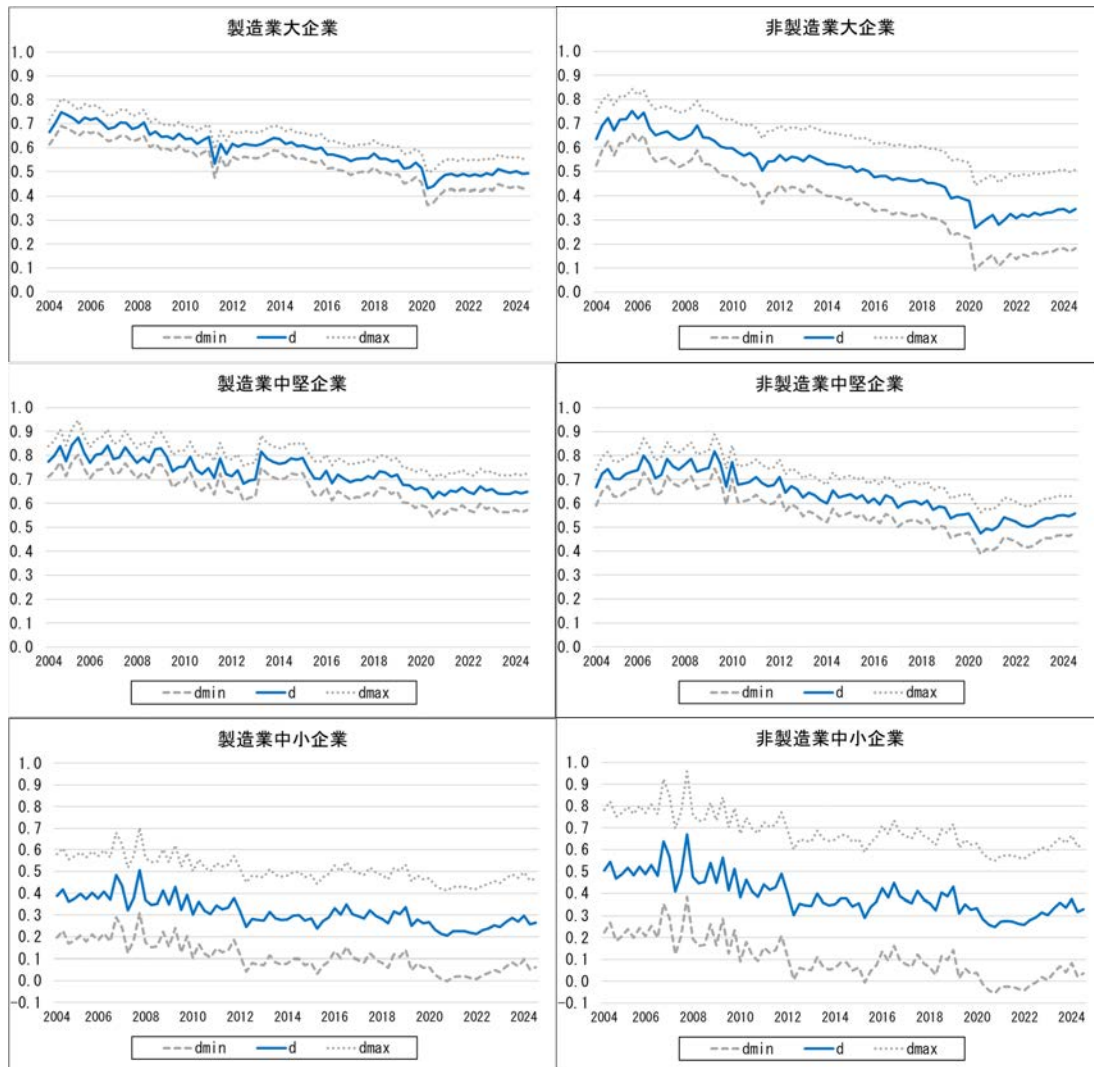
図 13：簡便法による信頼区間の計算イメージ



(注) ケース 1a と ケース 2b について、真の信頼区間と簡易計算の結果は必ずしも完全に一致しない。

(出所) 筆者作成。

図 14 : パラメータ d の信頼区間



(出所) 法人企業景気予測調査 2004 年 4-6 月期調査～2024 年 7-9 月期調査 (内閣府・財務省) を基に筆者作成。

参考文献

- 天野友道 (2025) 『イノベーション 普及する条件』、岩波書店。
- 安部彰悟 (2019) 「Box-Cox 変換と不完全ガンマ関数を用いた成長曲線に関する研究」、『法政大学大学院理工学・工学研究科紀要』第 60 号、pp.1-6。
- 金井康弘、阿部圭司、関庸一 (2014) 「価格-販売量推移曲線のモデル化と活用法—民生エレクトロニクス関連製品への適用—」、『日本オペレーションズ・リサーチ学会和文論文誌』第 57 巻、pp.44-66。
- 北村富行、田中雅樹 (2019) 「合理的無関心や粘着情報の企業のインフレ予想形成に対する含意—型マクロモデルを用いた分析—」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.19-J-10。
- 木村光宏 (2020) 「成長曲線群の統一表現とデータ分析への応用」、『応用数理』第 30 巻第 3 号、pp.7-15。
- 鈴木孝介、櫻井智章 (2025) 「企業の主観的不確実性と設備投資」、『ファイナンス』2025 年 5 月号、pp.50-57。
- 中島巖 (2013) 「技術革新の進化過程と波列解」、『専修経済学論集』第 47 巻第 3 号、pp.39-59。
- 日本銀行 (2016) 『「量的・質的金融緩和」導入以降の経済・物価動向と政策効果についての総括的な検証』。
- 日本銀行 (2021) 『より効果的で持続的な金融緩和を実施していくための点検』。
- 藤沢俊作 (2017) 「成長曲線の一般化と差分法公式による解析に関する研究」、『法政大学大学院理工学・工学研究科紀要』第 58 号、pp.1-6。
- 藤谷涼祐、服部正純、安田行宏 (2022) 「経済政策の不確実性と企業行動—先行研究のレビューと日本企業の投資行動の検証—」、『経済研究』第 73 巻第 4 号、pp.289-305。
- 南川雅人、塩田茂雄 (2017) 「ネットワーク上の情報拡散過程におけるノード相関の影響」、『電子情報通信学会技術研究報告』第 117 巻第 185 号、pp.43-48。
- 森川正之 (2025) 『不確実性と日本経済 計測・影響・対応』、日本経済新聞社。
- 山口洋平 (2024) 「中小企業を取り巻く不確実性」、『日本政策金融公庫論集』第 64 号、pp.1-25。
- 山田哲也 (2011) 「行動ファイナンスの新展開：不確実性下における投資理論を中心として」、『金融研究』第 30 巻第 1 号。
- 若園智明、首藤恵 (2008) 「証券業の機能と倫理—日米の動向を踏まえて—」、『早稲田大学ファイナンス総合研究所ワーキング・ペーパー・シリーズ』WIF-08-004。
- Angeletos, G.-M. and La'O, J. (2013) “Sentiments”, *Econometrica*, 81(2), pp.739–779.
- Bachmann, R., Carstensen, K., Lautenbacher, S., and Schneider, M. (2020) “Uncertainty is more than risk – Survey evidence on Knightian and Bayesian firms”, unpublished manuscript.
- Bloom, N. (2009) “The impact of uncertainty shocks”, *Econometrica*, 77(3), pp.623-685.
- Bloom, N., Davis, S., Foster, L., Lucking, B., Ohlmacher, S., and Saporta-Eksten, I. (2020) “Business-level expectations and uncertainty”, *NBER Working Paper*, 28259.
- De Grauwe, P. and Ji, Y. (2016) “Animal spirits and the international transmission of business cycles”, *CESifo Working Paper Series*, 5810, CESifo Group, Munich.
- Dibiasi, A. and Iselin, D. (2021) “Measuring Knightian uncertainty”, *Empirical Economics*, 61, pp.2113-2141.
- Ilut, C. and Schneider, M. (2022) “Modeling uncertainty as ambiguity: A review”, *NBER Working Paper*, 29915.
- Kempe, D., Kleinberg, J., and Tardos, E. (2003) “Maximizing the spread of influence through a social network”,

- In Proceedings of KDD'03, pp.137-146.
- Knight, F. (1921) *Risk, uncertainty and profit*, Houghton Mifflin Company: New York.
- Kukuevec, A. and Oberhofer, H. (2018) “The propagation of business sentiment within the European Union”, *Department of Economics Working Paper*, 257, Vienna University of Economics and Business, Vienna.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992) “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”, *Journal of Econometrics*, 54, pp.159-178.
- Mahajan, V., Muller, E., and Bass, F. (1990) “New product diffusion models in marketing: A review and directions for research”, *Journal of Marketing*, 54, pp.1-26.
- Manski, C. F. (2018) “Survey measurement of probabilistic macroeconomic expectations: Progress and promise”, *NBER Macroeconomics Annual 2017*, pp.411-471.
- Morikawa, M. (2018) “Measuring firm-level uncertainty: New evidence from a business outlook survey”, *RIETI Discussion Paper Series*, 18-E-030.
- Morikawa, M. (2021) “Uncertainty of firms’ economic outlook during the COVID-19 crisis”, *RIETI Discussion Paper Series*, 21-E-042.
- Morikawa, M. (2022) “Firms’ Knightian uncertainty during the COVID-19 crisis”, *RIETI Discussion Paper Series*, 22-E-089.
- Rogers, E. M. (1962) *Diffusion of innovations*, Free Press of Glencoe: New York. (第三版邦訳：青池慎一、宇野善康監訳 (1996) 『イノベーション普及学』、産能大学出版部。)

財務省財務総合政策研究所総務研究部
〒100-8940 千代田区霞が関3-1-1
TEL 03-3581-4111 (内線 5489)