

中小企業の予測形成と予測バイアス*

日本政策金融公庫総合研究所主任研究員

山口 洋 平

要 旨

企業は足元の実績だけではなく、今後の予測も踏まえながら、設備・雇用・生産水準の決定といった経営判断を行う。ゆえに、企業の予測は、実体経済にも無視できない影響を及ぼし得る。しかし、どのような要因が企業の予測に影響を与えるのか、企業の予測の立て方に何らかのバイアスは含まれるのかといった事実について、多くは知られていない。

本稿では、日本政策金融公庫総合研究所が実施する「中小企業景況調査」の個票データをもとに、中小企業の予測形成の特徴とその経営への影響に関する観察事実を提示する。主要な結果は、以下のとおりである。第1に、中小企業は、予測できたはずの変化を見誤る傾向がある。すなわち、完全情報下における合理的期待形成仮説は棄却される。第2に、中小企業は足元の環境変化を、売り上げや利益額の予測に過大に反映させる傾向をもつ。これは、リーマン・ショックや新型コロナウイルス感染症といった大きな経済ショックがみられた時期を除き、一貫してみられる傾向である。第3に、分析対象企業のうち3～5割は、長期間にわたって自社の売り上げや利益額の予測を同一方向に誤る（過大ないしは過小予測を行う）傾向があるという意味で、予測にバイアスをもつ。第4に、予測バイアスは設備・雇用・生産を適正水準から乖離かいりさせることを通じて、企業の利益を下押しする可能性がある。第5に、経営経験の蓄積による予測バイアス・予測誤差の縮小効果は小さい。

* 本稿の作成に当たっては、中央大学商学部・本庄裕司教授から助言をいただいた。ここに記して感謝したい。ただし、あり得べき誤りはすべて筆者個人に帰するものである。

1 はじめに

企業は足元の業績だけではなく、今後の予測も勘案しながら、設備・雇用・生産などの水準を決める。予測を誤れば、それらは最適な水準から乖離し、企業業績を下押しするかもしれない。正確な予測を立てることは、経営を左右する重要な要素である。

だが、企業の予測形成の特徴とそれが経営に与える影響について、わかっていることは少ない。そもそも、企業は売り上げ、利益額といった自社の計数について、どのように予測を立てているのだろうか。足元までの実績の計数から予測を立てる企業もあれば、経営者の経験に基づく直観によって、予測を立てる企業もあるだろう。あるいは、企業の予測には、強気、弱気といった主観的なバイアスが含まれているのだろうか。もしそれが予測と実績の乖離を生むのだとすれば、業績にも影響しているかもしれない。

企業の予測形成の特徴を分析するには、個社ごとの予測と実績を長期間にわたって追跡した、パネルデータが必要になる。こうしたデータの代表が、景況感を把握する目的で使用される、ビジネスサーベイの個票データである。ビジネスサーベイは、実績だけではなく、予測についても継続的に尋ねている場合が多く、企業の予測形成を分析するうえでの貴重なデータとなっている。特に近年では、予測形成についての関心の高まりもあり、こうしたサーベイを用いた研究が進んでいる。しかし、中小企業を対象とした予測形成の分析は、使用できるデータの制約の問題もあり、必ずしも多くはない。

本稿では、日本政策金融公庫総合研究所が毎月実施する「中小企業景況調査」の1996年1月～2023年12月までの個票データをもとに、中小企業の予測形成の特徴とその経営への影響を探る。「中小企

業景況調査」はサンプル替えの頻度が少なく、長期間にわたって中小企業の予測と実績を追跡したパネルデータが構築できる。この特徴を生かし、本稿では中小企業の予測の決定要因、予測に含まれるバイアス、そしてそれらが企業業績に与える影響などを明らかにする。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では企業の予測形成を取り扱った先行研究を概観する。第3節では、合理的期待形成の検証を含めた、中小企業の予測形成に関する観察事実を提示する。第4節では、中小企業の予測に含まれるバイアスの存在と、それが企業経営に与える影響について検証する。第5節は結論であり、本稿の結果をまとめるとともに、残された研究課題について議論する。

2 先行研究

企業の予測形成に関する代表的な研究としては、ドイツのIFO景況感調査の個票を用いたものが挙げられる。このビジネスサーベイは、欧州最古の景況感調査として知られており、1980年以降の個票が研究者に公開されている (Carstensen and Bachmann, 2023)。このデータを用いて企業の予測形成の特徴を分析した初期の研究としては、Nerlove (1983) がある。Nerlove (1983) はIFO景況感調査の個票データをもとに、企業の予測形成が、いわゆる適応的期待仮説に沿うものかを実証的に検証した。

Nerlove (1983) 以降、この分野の実証研究は停滞していたが、2010年代以降、予測形成に関する関心の高まりから、論文が増加している。IFO景況感調査の個票データを用いて、企業の期待形成の特徴について分析した近年の代表的な論文としては、Bachmann and Elstner (2015)、Massenot and Pettinicchi (2018)、Enders, Hünnekes, and Müller (2019) などがある。Bachmann and Elstner (2015) は、IFO景況感調査対象企業の生産の予測と実績に関

する数量データをもとに予測誤差を計算し、およそ3分の1が、長期にわたって実績よりも過大ないしは過小な予測を行うことを明らかにした。Massenot and Pettinicchi(2018)は、同じくIFO景況感調査の個票データにおけるカテゴリカルデータと数量データの両方を用いて、企業は足元の変化を過度に予測に反映させる結果として、予測誤差を拡大させる傾向があることを示した。Enders, Hünnekes, and Müller (2019)は同様のデータをもとに、欧州中央銀行(ECB)の政策変更のアナウンスが企業の予測に与える影響を分析した。識別戦略として、金融政策変更の直近前後に回答した企業の反応の差を用いることで、政策変更のアナウンスが実際に企業の予測に働きかけたことを示している。

IFO景況感調査以外のデータをもとに企業の予測形成について分析を行った論文としては、Coibion, Gorodnichenko, and Kumar (2018)、Morikawa (2019)、Boneva, *et al.* (2019)、Andrade, *et al.* (2022)などがある。Coibion, Gorodnichenko, and Kumar (2018)はニュージーランドの企業サーベイをもとに、企業のインフレ率に対する予測形成について分析を行っている。Morikawa (2019)は、経済産業省「製造工業生産予測調査」の個票データをもとに、個社レベルの不確実性が業種や規模によって変わり得ることを示している。Boneva, *et al.* (2019)は英国のCBI (Confederation of British Industry)が実施する企業サーベイをもとに、企業の価格、賃金、受注、雇用についての予測形成を分析している。Andrade, *et al.* (2022)はフランスの企業サーベイである“Quarterly Survey of Economic Conditions in the Industry”をもとに、企業の予測形成に対して産業レベルのショックとマクロレベルのショックが与える影響を分析している。

なお、企業の予測形成を分析する際のモチベーションの一つは、マクロ経済学で用いられる完全情報下での合理的期待 (Lucas, 1973)、ないしは不完全情報下での合理的期待 (Mankiw and Reis, 2002; Sims, 2003) の実証的な確認である¹。その端緒となったのは、Coibion and Gorodnichenko (2012, 2015)である。Coibion and Gorodnichenko (2015)は合理的期待形成を検証するため、予測改定に対する予測誤差の反応を確認するというフレームワークを提示した。そのうえで、米国の“Survey of Professional Forecasters”を用いて、完全情報下での合理的期待形成仮説は棄却されること、予測修正は足元の変化に対して過小反応であることなどを示した。一方、Bordalo, *et al.* (2020)は、Coibion and Gorodnichenko (2015)の結論が個人レベルのデータに着目した場合は反転すること、すなわち予想修正は足元の変化に対して過大反応となることを示している。この点について、Barrero (2022)は、Altig, *et al.* (2022)によって作成された企業の予測を数量的に計測したサーベイをもとに、同じく企業の予測は足元の変化に対して過大に反応することを示している。Born, *et al.* (2024)はイタリア中央銀行が実施する“Survey on Inflation and Growth Expectations”をもとに、企業の予測は自社の業績の変化 (micro news) に対しては過大に、マクロ的な変化 (macro news) に対しては過小に反応することを示している。

このほかに、企業の予測形成が企業経営に与える影響を検証した論文として、Enders, Hünnekes, and Müller (2021)がある。Enders, Hünnekes, and Müller (2021)は識別戦略として傾向スコアマッチングを用いることで、企業の生産に対する予測の違いが足元の生産や価格に与える影響を検証した。その結果、生産について上昇 (低下) と回答

¹ 「完全情報下の合理的期待」は、予測を行う主体は予測を行う時点で入手可能なすべての情報を用いて、期待形成を行うことを仮定する。他方、情報の入手にコストがかかる、あるいは情報にノイズが含まれるなどの制約の下で、なお合理的に期待形成を行う場合、「不完全情報下の合理的期待」に分類される。

した企業は、生産や価格を上昇（低下）させる確率が15%程度増加することを示している。

本稿で扱う予測形成の分析手法は、企業の予測形成に関するサーベイであるBorn, *et al.* (2023)や、Coibion and Gorodnichenko(2015)に端を発する、合理的期待形成の検証を行った論文 (Bordalo, *et al.*, 2020; Born, *et al.*, 2024; Massenet and Pettinicchi, 2018) などに基づいている。また、本稿の後半で扱う予測バイアスに関する推計については、Bachmann and Elstner (2015)、予測バイアスが企業業績に与える分析については、Enders, Hünnekes, and Müller (2021) などの手法を参考にしている。

なお、第1節で述べたとおり、中小企業のみを対象としたサーベイを用いて予測形成を分析した研究は、筆者の知る限り存在しない。手法については先行研究を踏襲しているものの、本稿の分析はこの点で先行研究とは異なる。

3 中小企業の予測形成

(1) データ

最初に、本稿で用いるデータについて説明する。「中小企業景況調査」(以下、景況調査)は、当研究所が実施する月次の景況調査である。調査対象は三大都市圏(首都圏・中京圏・近畿圏)に所在する日本政策金融公庫中小企業事業の取引先900社であり、約7割を製造業が占める。回答率は毎月およそ6~7割程度で推移している。景況調査はサンプルの入れ替えが少なく、パネルデータを構築することで、個社ごとの予測と実績の推移を長期にわたり追跡できる。後述するとおり、こうした特性が本稿の予測形成の分析において重要となる。

本稿の分析では、景況調査の1996年1月~2023年12月までの個票をパネル化して用いる。主に用いる変数を表-1に示した。特に着目するのは、売り上げおよび利益額の実績と予測に関する設問である。分析に当たっては、売り上げ予測についてのみ、5択の選択肢を三つに置き換えて使用している。これは、後述する事後的予測誤差を計算する際に、実績と予測の回答の選択肢の数を合わせる必要があるためである。なお、景況調査は当月の実績について、当月中旬までの回答を求めている。そのため、実績の回答には一部見込みが含まれている²。

主な変数の記述統計を表-2に示している。本稿の分析では、サンプルを1996年1月~2023年12月の間に96回以上、すなわち96カ月間=8年間以上、回答を行った企業に限定する。これは、企業の予測形成がもつ特徴を、なるべく景気変動による影響を除いて分析するためである。企業の予測は景気循環に大きく左右される。例えば、予測は好景気の期間においては強く、不景気の期間においては弱く出る傾向がある。このとき、好況(不況)の期間のみに回答を行った企業をサンプルとして取り出してしまうと、企業は実績よりも強い(弱い)回答を行うバイアスがあるという、誤った結論を導いてしまう可能性がある。一方、好況・不況を含む長い期間にわたって回答をした企業にサンプルを限定すれば、こうした景気循環にかかわらずみられる、企業の予測形成の特徴を取り出すことができる³。サンプルを限定した結果、分析対象は776社となる。

分析の前に、景況調査の時系列DIの動きから、売り上げおよび利益額の実績と見通しの関係を確認したい。図-1、図-2は2008年1月~2023年12月

² 売り上げと利益額では予測の期間が異なる点にも注意が必要である。すなわち、売り上げは当月を含む3カ月間を、利益額は翌月以降の3カ月間の予測を尋ねている。例えば、5月の調査であれば、売り上げの予測は5~7月、利益額の予測は6~8月について回答を行っていることになる。

³ 8年間という基準は、先行研究であるBachmann and Elstner (2015)を参考にした。

表-1 分析に用いる主な変数

変数	内容
売り上げ実績 (前月比)	「増加」= 1、「横ばい」= 0、「減少」=-1
売り上げ予測 (当月以降3カ月間と 過去3カ月間との比較)	「増加見込み」「やや増加見込み」= 1、「横ばい見込み」= 0、 「減少見込み」「やや減少見込み」=-1
利益額実績 (当月を含む最近3カ月間)	「普通減価償却後、大幅黒字」= 2、「普通減価償却後、まづまづの黒字」= 1、 「普通減価償却後、ほぼ収支トントン」= 0、 「普通減価償却後は赤字となるが、減価償却前では黒字」=-1、 「減価償却前で赤字」=-2
利益額予測 (翌月以降3カ月間)	「普通減価償却後、大幅黒字」= 2、「普通減価償却後、まづまづの黒字」= 1、 「普通減価償却後、ほぼ収支トントン」= 0、 「普通減価償却後は赤字となるが、減価償却前では黒字」=-1、 「減価償却前で赤字」=-2
在庫実績	「過剰気味」= 1、「ほぼ適正」= 0、「不足気味」=-1
資金繰り実績	「余裕含み」= 1、「おおむね順調」= 0、「窮屈」=-1
販売価格実績 (前月比)	「上昇」= 1、「横ばい」= 0、「低下」=-1
仕入価格実績 (前月比)	「上昇」= 1、「横ばい」= 0、「低下」=-1
従業員過不足実績	「かなり過剰」= 2、「やや過剰」= 1、「ほぼ適正」= 0、 「やや不足」=-1、「かなり不足」=-2
設備の状況	「かなり過剰」= 2、「やや過剰」= 1、「ほぼ適正」= 0、 「やや不足」=-1、「かなり不足」=-2
従業員規模	「19人以下」「20~29人」「30~49人」「50~99人」 「100~199人」「200~299人」「300人以上」
業種区分	「食料品」「一般機械器具」「電気機械器具」など24区分

資料：日本政策金融公庫総合研究所「中小企業景況調査」（以下断りのない限り同じ）

表-2 記述統計

変数	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
売り上げ実績	135,102	-0.065	0.597	-1	1
売り上げ予測	129,409	0.012	0.739	-1	1
利益額実績	134,099	0.109	1.007	-2	2
利益額予測	134,084	0.125	0.943	-2	2
在庫実績	113,821	0.159	0.447	-1	1
資金繰り実績	132,707	-0.032	0.521	-1	1
販売価格実績	132,984	-0.030	0.389	-1	1
仕入価格実績	132,461	0.135	0.454	-1	1
従業員過不足実績	134,942	0.016	0.648	-2	2
設備の状況	133,096	0.120	0.642	-2	2

までの売上げDIおよび黒字企業割合-赤字企業割合の実績と見通しの時系列データを示している。まず、黒字企業割合-赤字企業割合については、時期によって多少のずれはあるものの、おおむね実績と見通しが同様の動きを示しているようにみえる。一方、売上げDIの見通しは実績と比較して明らかに強い動きとなっている。実績と見通しの

設問は必ずしも一致しないため解釈に留意は必要であるものの、この事実は、景況調査の対象である中小企業の予測に、何らかのバイアスが含まれている可能性を示唆する。ただし、時系列データでは個社ごとの予測と実績のずれを把握することはできない。以降では個票データを用いながら、企業の予測形成について詳細な分析を行う。

図-1 売上げDIと売上げ見通しDI (季節調整値)

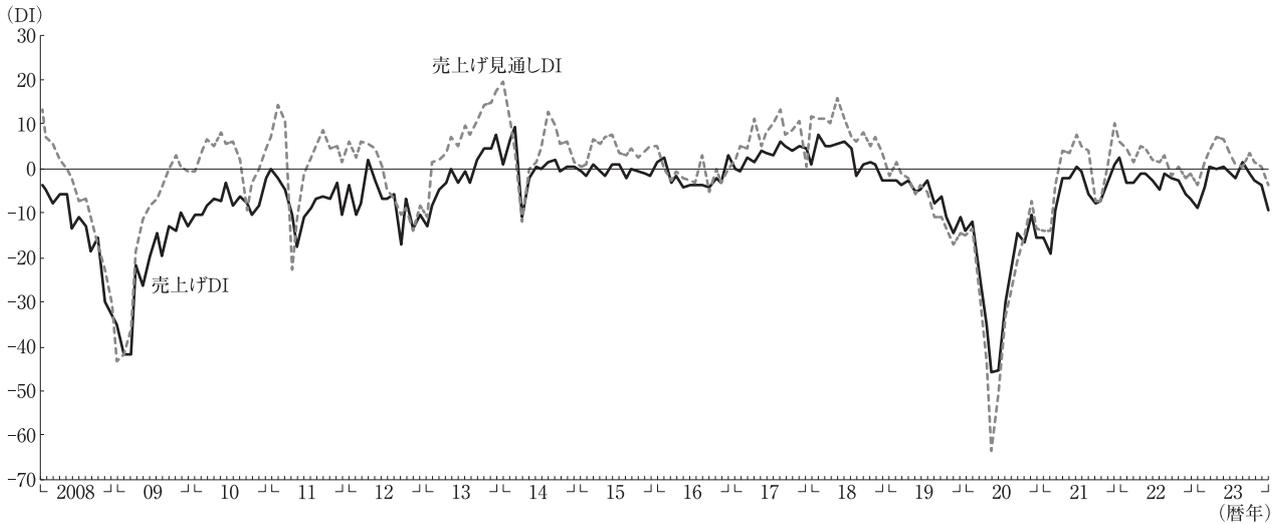
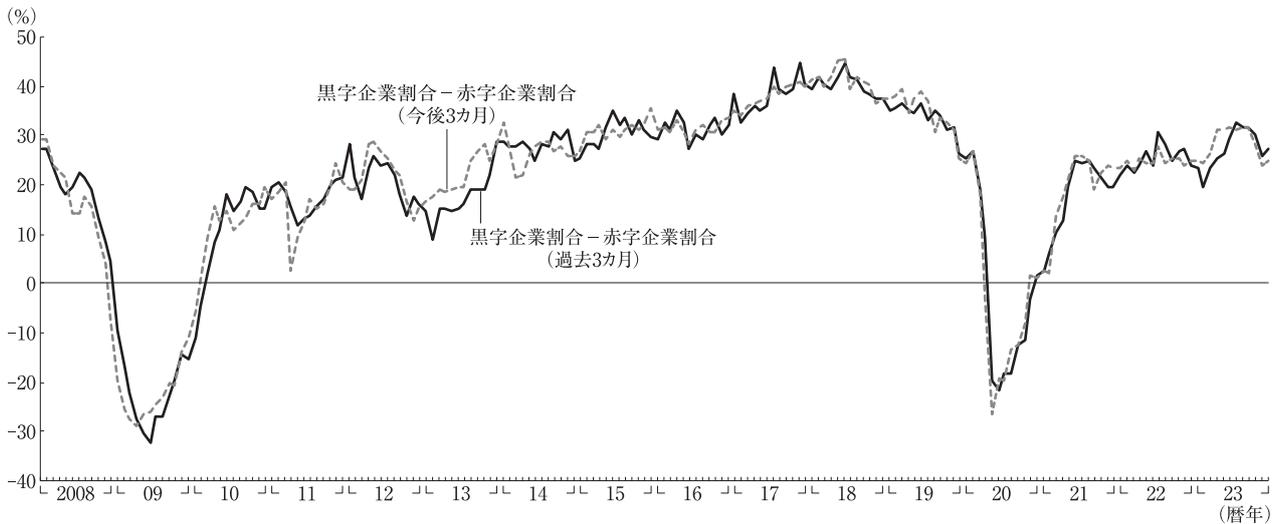


図-2 黒字企業割合-赤字企業割合の実績と見通し (季節調整値)



(2) 予測の決定要因

以下では、中小企業の予測形成に関する、いくつかの観察事実を提示する。最初に見るのは、売上げと利益額の予測の決定要因である。景況調査では、当月以降3カ月間の売上げの予測（過去3カ月との比較）と今後3カ月間の利益額（黒字・赤字などの水準）の予測を尋ねている。企業は、どのような情報を参考に、自社の業績についての予測を行っているのだろうか。一つの判断材料は、

売上げや利益額の実績だろう。足元までの実績が好調であれば、それが当面継続するものとして予測を回答するかもしれないし、逆に不調であれば、予測を抑制的に立てる可能性が高い。ただし、必ずしもそれぞれの項目の実績だけで、予測が決まるとは限らないだろう。企業規模や業種といった企業属性が、予測の立て方に影響を与える可能性もある。例えば、事業規模や属する業界によって計数管理の方法は異なり、それが予測の立て方に影響を与えるかもしれない。また、各種のマク

表-3 予測の決定要因（実績・企業属性・マクロ指標）

被説明変数	(1)		(2)	
	売り上げ予測		利益額予測	
	サンプルサイズ	疑似決定係数	サンプルサイズ	疑似決定係数
実績	129,395	0.122	133,740	0.214
企業属性（規模・業種）	129,407	0.003	134,082	0.018
マクロ指標	117,530	0.005	121,744	0.010
実績+企業属性（規模・業種）	129,393	0.123	133,738	0.219
実績+マクロ指標	117,517	0.125	121,441	0.221
企業属性（規模・業種）+マクロ指標	117,528	0.009	121,752	0.023
実績+企業属性（規模・業種）+マクロ指標	117,515	0.127	121,439	0.226

資料：日本政策金融公庫総合研究所「中小企業景況調査」、経済産業省「鉱工業指数」、総務省「消費者物価指数」「労働力調査」（表-6も同じ）

(注) 1 それぞれの説明変数のセットを用いて順序プロビットモデルによる推計を行い、その疑似決定係数を示したもの。

2 実績はそれぞれの被説明変数に対応する当月実績値。企業属性は業種および規模ダミー。マクロ指標は鉱工業生産指数（前年同月比）、消費者物価指数（前年同月比）、完全失業率の1カ月ラグ。

3 サンプルは1996年1月～2023年12月の間に、96回（96カ月＝8年）以上回答した企業に限定している（以下同じ）。

ロ指標をもとに、経済全体の動きを勘案しながら、自社の業績に関する予測を立てることもあり得るだろう。それぞれの要素は、予測形成にどの程度影響しているのだろうか。

以下では、中小企業の予測に影響を与え得る要因を①実績、②企業属性（規模・業種）、③マクロ指標（鉱工業生産指数、消費者物価指数、完全失業率）の三つにグルーピングし、それぞれが予測に与える影響を確認する。具体的には、売り上げおよび利益額の予測を被説明変数とする推計を行い、それぞれの要因が与える影響の大きさを、決定係数によって比較する。各要素の予測に対する影響が大きいほど、決定係数は上昇する。前掲表-1で示したとおり、被説明変数は売り上げ、利益額のいずれも3値の離散変数であるため、推計には順序プロビットを用いている。そのため、計測に用いる指標は疑似決定係数である。変数の選択、分析手法は、Born, *et al.* (2023) を参考にした。

表-3は推計結果である。係数などの記載は省略し、それぞれの要因の組み合わせによって生じる疑似決定係数のみを記載している。また、①実績はそれぞれ被説明変数に対応する変数(売り上げ、利益額)の当期実績、②企業属性は、前掲表-1に示した従業員規模および業種ダミー、③マクロ指

標は、鉱工業生産指数（前年同月比）、消費者物価指数（前年同月比）、完全失業率の1カ月ラグを用いている。マクロ指標について1カ月ラグを用いているのは、各企業が予測を回答した時点で入手可能な情報に、説明変数を限定するためである。

結果をみると、①実績の影響が最も強く、②企業属性や③マクロ指標の影響は限定的である。例えば、売り上げ予測を被説明変数とした推計(1)をみると、実績のみの疑似決定係数が0.122であるのに対し、企業属性、マクロ指標単体の疑似決定係数はそれぞれ0.003、0.005に過ぎない。結果として、実績、企業属性、マクロ指標のすべてを加えても、疑似決定係数は0.127であり、実績単体とほとんど変わらない。同様の傾向は、利益額についてもみられる。すなわち、利益額予測についても、①実績の影響が明らかに大きく、②企業属性や③マクロ指標の影響は無視できる程度でしかない。以上から、中小企業の多くは実績を頼りに予測を立てる傾向があり、その他の影響は小さいといえる。この点は、Born, *et al.* (2023) と同様の結果である。

表-3の推計では、予測を行った当月の実績のみの影響を考えた。だが、実績の変化はその月の予測だけではなく、その先の一定期間にわたって、企業の予測に影響を与え続けるかもしれない

表-4 実績のラグ項が予測に与える影響

被説明変数 推計手法	(1)	(2)
	売り上げ予測 順序プロビット	利益額予測 順序プロビット
実績 (当期)	0.980*** (0.018)	0.740*** (0.032)
実績 (1期ラグ)	0.321*** (0.012)	0.051*** (0.011)
実績 (2期ラグ)	0.120*** (0.011)	0.068*** (0.013)
実績 (3期ラグ)	-0.012 (0.011)	0.100*** (0.019)
実績 (4期ラグ)	0.016 (0.011)	0.083*** (0.012)
実績 (5期ラグ)	0.038*** (0.013)	0.162*** (0.018)
サンプルサイズ	90,870	92,681
疑似決定係数	0.139	0.257

(注) 1 ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す (以下同じ)。

2 上段は係数、下段の () 内はクラスター頑健標準誤差を記載 (以下同じ)。

(Massenot and Pettinicchi, 2018)。この点を確認するため、回答月の実績および1～5期(カ月)までのラグ項が予測に与える影響を売り上げ、利益額のそれぞれについて確認したものが表-4である。前掲表-3と同じく、被説明変数はそれぞれ3値の離散変数であるため、順序プロビットを用いて推計を行っている。

結果をみると、売り上げについては当月から2期ラグまで(ただし、5期ラグは有意)、利益額については実績および1～5期までのすべてのラグについて、係数が1%水準で有意になっている。売り上げの方が利益額よりも有意となるラグ項が少ないのは、売り上げ予測の変動が大きいことを反映しているのかもしれない。すなわち、売り上げの予測は変化(当月以降3カ月間と過去3カ月間との比較)を尋ねているのに対し、利益額の予測で尋ねているのは水準(黒字・トントン・赤字)であるため、売り上げの方が予測の変動が激しく、結果、予測への反映もより直近の実績に限られるのかもしれない。だが、いずれにせよ、売り上げ、利益額ともに、実績の変化が一定期間にわたって、企業の予測に影響を与えているといえる。

(3) 事後的予測誤差

第2節でも述べたとおり、予測形成に関する実証研究は、合理的期待形成を検証するというモチベーションを背景にもつものが多い(Coibion and Gorodnichenko, 2015; Bordalo, *et al.*, 2020)。そして、完全情報下での合理的期待は多くの研究において棄却されているものの、それが何によって生じるのかについては、必ずしも合意には達していない(Born, *et al.*, 2023)。

中小企業について、合理的期待形成は成り立つのだろうか。成り立たないのだとすれば、何によって理論と実証の乖離が生じるのだろうか。Coibion and Gorodnichenko (2015) 以降の研究では、実際の着地(実績)と予測の差として定義される事後的予測誤差を用いて、仮説の妥当性を検証することが多い。そのため、本稿でも同様のアプローチを踏襲する。まずは分析に先立って、景況調査における事後的予測誤差の計算について説明する。

事後的予測誤差とは、実際の着地と将来予測との乖離を表す。ここでt期の事後的予測誤差は、予測を立てた時点であるt期のものであり、実績が明ら

表－5 景況調査における事後的予測誤差の計算方法

(1) 売り上げの事後的予測誤差

条件	事後的予測誤差
$Salesforecast_{t,t+2} > 0$ かつ $\sum_{k=t}^{t+2} Sales_k > 0$	0
$Salesforecast_{t,t+2} < 0$ かつ $\sum_{k=t}^{t+2} Sales_k < 0$	0
上記以外	$(\sum_{k=t}^{t+2} Sales_k - Salesforecast_{t,t+2}) / 3$

(2) 利益額の事後的予測誤差

		t+3期時点の過去3カ月の実績 (t+1, t+2, t+3期)				
		普通減価償却後、 大幅黒字	普通減価償却後、 まずまずの黒字	普通減価償却後、 ほぼ収支トントン	普通減価償却後は 赤字となるが、 減価償却前では黒字	減価償却前で赤字
t期時点の 今後3カ月の 予測 (t+1, t+2, t+3期)	普通減価償却後、 大幅黒字	0	-1	-2	-3	-4
	普通減価償却後、 まずまずの黒字	1	0	-1	-2	-3
	普通減価償却後、 ほぼ収支トントン	2	1	0	-1	-2
	普通減価償却後は赤字となるが、 減価償却前では黒字	3	2	1	0	-1
	減価償却前で赤字	4	3	2	1	0

資料：筆者作成

かとなった将来時点のものではないことに注意が必要である。例えば、t期にt+3期時点の値を2と予測し、t+3期の実績が1となれば、事後的予測誤差は $1 - 2 = -1$ であるが、これは予測を行ったt期における予測誤差であると解釈する。

本稿における売り上げおよび利益額に対する事後的予測誤差の計算方法を表－5に示す。まず、売り上げの事後的予測誤差の計算について説明する。前掲表－1で示したとおり、景況調査では当月の実績を前月比で、今後の見通しについては、調査月（当月）を含む向こう3カ月間について尋ねている。実績と見通しの設問が一致しないため、単純に予測と実績を差し引くことによって予測誤差を計算することはできない。そのため、売り上げの予測誤差については、Bachmann, Elstner, and Sims (2013) と同様の計算手法を用いる（表－5(1)）。ここで、 $Salesforecast_{t,t+2}$ はt期時点のt期からt+2期までの予測の数字、 $Sales_t$

はt期の売り上げの実績の数字を示す。もし予測の数字の符号と実績のt期からt+2期の合計の数字の符号が一致すれば、予測誤差をゼロとみなす。一方、実績と予測の和の符号が乖離した場合は、実績の和から予測の値を差し引き、それを3（3カ月）で割ることで基準化する。この計算によれば、売り上げの予測誤差が取り得る値は $-\frac{4}{3} \sim \frac{4}{3}$ となる。

次に、利益額の事後的予測誤差の計算について説明する（表－5(2)）。景況調査では利益額について、最近3カ月の実績と今後3カ月の予測を尋ねている。売り上げとは異なり、利益額の回答は実績、予測について選択肢の数が一致する。そのため、利益額のt期の予測誤差は、t+3期時点で回答されたt+1期からt+3期までの実績の数字から、t期時点のt+1期からt+3期までの予測の値を差し引いた値として定義される。結果、利益額の事後的予測誤差が取り得る値は-4～4である。

(4) 合理的期待形成

経済の動きが不確実である以上、企業が自社の売り上げや利益額を完全に予見することは不可能である。ただし、企業がその時点で入手可能なすべての情報を用いて、可能な限り正確な予測を行うことは、原理的にはあり得る。このように、利用可能な情報すべてを用いて意思決定を行うとする考え方は、完全情報下での合理的期待形成と呼ばれる。ただし、これは数理モデルの扱いを容易にするための仮定という側面があり、現実の企業に妥当するとは考えにくい。現在の研究で想定されているのは、情報入手にコストがかかる (Mankiw and Reis, 2002)、あるいは個人や企業などの主体は状況を完全には観察できず、ノイズを含むシグナルをもとに期待を更新する (Sims, 2003) といった仮定を置く、不完全情報下での合理的期待形成モデルである。そして、完全情報下での合理的期待は、多くの研究において棄却されている。

完全情報下での合理的期待形成は、本稿の対象である中小企業のデータにおいても棄却されるだろうか。この点を確認するためのシンプルな方法は、企業の予測誤差を予測時点で入手可能であった情報、例えば、企業自身の実績や予測時点で判明していたマクロ指標に回帰し、それらの係数が統計的に有意となるかを確認することである (Born, *et al.*, 2023)。もし完全情報下での合理的期待形成が正しければ、予測誤差を予測時点で判明していた変数に回帰しても、説明変数の係数が統計的に有意になることはない。なぜなら、もし有意となる係数があれば、予測時点でそれらの情報を用いることで、企業は予測誤差を縮小することができたはずだと考えられるからである。

表-6は、以上の考えに基づき、完全情報下における合理的期待形成を確認した結果である。被説明変数には、売り上げおよび利益額の予測誤差を用いている。ここでは、予測誤差を離散変数とみ

なし、順序プロビットを用いて推計を行っている。説明変数には、前掲表-1で示した企業自身の実績を示す変数のほか、マクロ指標として鉱工業生産指数と消費者物価指数の前年同月比および完全失業率(いずれも1期ラグ)を用いている。前掲表-3と同じく、マクロ指標について1期ラグを用いているのは、各企業が予測を回答した時点で入手可能な情報に、説明変数を限定するためである。

推計結果をみると、売り上げや利益額、販売価格といった企業の足元の実績が統計的に有意になっていることに加え、鉱工業生産指数や消費者物価指数も同じく有意に、予測誤差と相関している。これは予測時点で利用可能な情報、ここでは自社の売り上げや利益額や販売価格、そして鉱工業生産指数などのマクロ指標をもとに、企業はより正確な予測を行い、誤差を縮小できたことを意味する。少なくとも完全情報下での合理的期待形成は棄却される。

(5) 過大反応か過小反応か

それでは、企業の予測形成のどのような特徴が、完全情報下での合理的期待形成からの乖離を生み出すのだろうか。Coibion and Gorodnichenko (2015)は、予測改定が予測誤差に与える影響について、米国の“Survey of Professional Forecasters”を用いて分析した。結果として、予測改定の係数がプラスとなることから、予測は状況の変化に対して過小反応であり、こうした性質が予測誤差の拡大に貢献していること、この事実はSims (2003)などの不完全情報下での合理的期待形成と整合的な結果であることを示した。一方、Bordalo, *et al.* (2020)は、Coibion and Gorodnichenko (2015)の結果は個人レベルで見ると逆転すること、すなわち予測を行う主体は、足元の変化を過大に予測に反映させていることを示している。足元の環境の変化に対する過大な予測改定が予測誤差の拡大を招くという結果は、いくつかのビジネスサーベイを用いた

表－6 完全情報下での合理的期待形成の確認

被説明変数 推計手法	(1)	(2)
	売り上げ事後的予測誤差 順序プロビット	利益額事後的予測誤差 順序プロビット
売り上げ	0.302*** (0.012)	-0.131*** (0.010)
利益額	0.041*** (0.008)	-0.032*** (0.010)
在庫	0.001 (0.019)	-0.057*** (0.018)
資金繰り	0.008 (0.017)	0.020 (0.016)
販売価格	-0.060*** (0.017)	-0.030** (0.015)
仕入価格	0.010 (0.014)	0.024** (0.012)
従業員過不足	0.053*** (0.012)	0.016 (0.012)
設備の状況	0.008 (0.015)	0.003 (0.015)
鉱工業生産指数 (前年同月比) 1期ラグ	-0.148** (0.063)	0.276*** (0.068)
消費者物価指数 (前年同月比) 1期ラグ	-1.251** (0.512)	-2.421*** (0.489)
完全失業率 1期ラグ	-6.576*** (0.849)	0.110 (0.867)
サンプルサイズ	88,035	90,521
疑似決定係数	0.012	0.003

(注) 説明変数はマクロ指標を除き、すべて回答当月の実績。

分析においても報告されている (Barrero, 2022; Born, *et al.*, 2024)。だが、予測改定が過大となる傾向があるのか、それとも過小となる傾向があるのかについては、明確なコンセンサスは存在しないと考えられる。

景況調査の対象である中小企業の予測誤差が拡大する要因は、足元の変化に対して過大反応 (over-reaction) であるからなのか、それとも過小反応 (under-reaction) であるからなのか。この点を確認するために、以下では予測改定が予測誤差に与える影響を推計する。

最初に、予測改定を定義する。本稿では t 期の予測改定について、 t 期の予測と $t-1$ 期の予測の差分として定義する。例えば、 $t-1$ 期の売り上げの予測が「横ばい見込み」(0)、 t 期の予測が「増加見込

み」(1) であれば、 t 期の予測改定は $1 - 0 = 1$ である。

企業はどのくらいの頻度で、予測改定を行っているだろうか。表－7 は売り上げおよび利益額の予測改定の遷移確率行列を示している。例えば、売り上げについて、 $t-1$ 期に当月以降の3カ月間が「増加見込み」と回答し、 t 期に「増加見込み」、 $t+1$ 期に「減少見込み」と回答したとする。この場合、表－7 において、回答は t 期が「変更なし」、 $t+1$ 期が「引き下げ」のセルにカウントされる。

遷移確率行列を確認すると、売り上げについては、 t 期の「変更なし」から、 $t+1$ 期の予測を「引き上げ」ないしは「引き下げ」というかたちで変更する確率は3割弱程度であり、相当程度の企業が予測を柔軟に変更していることがみてとれる。利益

表－7 予測改定の遷移確率行列

(1) 売り上げ

(単位:%)

		予測の前回からの変化 (t+1期時点)			合計
		引き上げ	変更なし	引き下げ	
予測の前回から の変化 (t期時点)	引き上げ	8.5	54.4	37.0	100.0
	変更なし	13.8	72.0	14.2	100.0
	引き下げ	38.0	53.4	8.7	100.0

(2) 利益額

(単位:%)

		予測の前回からの変化 (t+1期時点)			合計
		引き上げ	変更なし	引き下げ	
予測の前回から の変化 (t期時点)	引き上げ	8.5	56.2	35.2	100.0
	変更なし	8.8	81.4	9.8	100.0
	引き下げ	39.2	52.3	8.5	100.0

額については、t期に「変更なし」と回答した企業が予測を「引き上げ」ないしは「引き下げ」というかたちで変更する確率は2割弱程度とやや落ちるものの、依然として相当割合の企業で変更がみられる。利益額の方が変更確率が低くなるのは、売り上げは変化を尋ねているのに対し、利益額は水準を尋ねているため、変動が少ないことを反映しているのかもしれない。

それでは、中小企業はどのように足元の変化を予測に反映し、それは予測誤差にどのような影響を与えているのだろうか。この点を確認するため、以下ではCoibion and Gorodnichenko (2015)、Born, et al. (2024) を参考に、以下の式を推計する。

$$FE_t^i = \beta_0^i + \beta_1^i FR_{t-1}^i + \varepsilon_t^i$$

FE_t^i はt期における企業iの予測誤差、 FR_{t-1}^i はt-1期からt期にかけての予測改定を示す。このとき、予測改定の係数がマイナスで有意となるならば、その企業は足元の変化を予測に過大に反映させる結果として、予測誤差を拡大させていることを意味する。

この点を理解するため、次のような例を考えよ

う。企業がt期においてt+1期の予測を立てているとする。このとき、t期の予測誤差は、「t+1期の実績-t期時点のt+1期に対する予測」である。この予測誤差に対して、t期の予測改定の係数がマイナスになるとしよう。これは、引き上げ（引き下げ）の結果、そのt+1期の予測がt+1期の実際の着地よりも高く（低く）なる傾向があること、つまり過大反応となり、予測誤差をマイナス（プラス）の方向に拡大させることを意味する。一方、予測改定の係数がプラスとなった場合、解釈は逆になる。すなわち、予測を引き上げ（引き下げ）たとしても、t+1期の予測がt+1期の実際の着地よりも低く（高く）なること、つまり過小反応となり、予測誤差をプラス（マイナス）の方向に拡大させることを意味する。最後に、予測改定の係数が統計的に有意とならなければ、企業の予測改定は足元の変化を適切に反映しており、プラス、マイナスを問わず予測誤差の拡大には寄与しないことになる。

表－8は被説明変数を売り上げと利益額の予測誤差、説明変数を同じく売り上げと利益額の予測改定とした、推計の結果である。この分析では、順序プロビットによる推計と線形回帰（固定効果

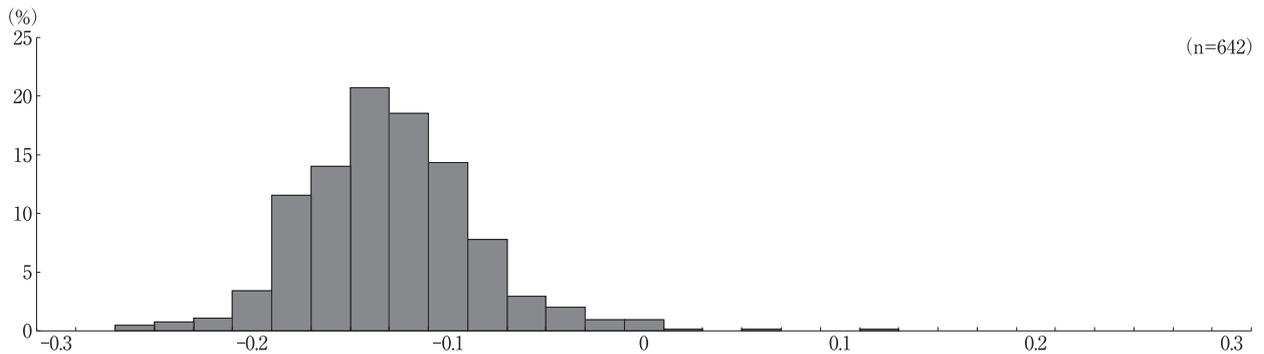
表－8 予測改定が予測誤差に与える影響

被説明変数	(1) 売り上げ 予測誤差	(2) 利益額 予測誤差	(3) 売り上げ 予測誤差	(4) 利益額 予測誤差
推計手法	順序プロビット	順序プロビット	固定効果	固定効果
売り上げ予測改定	-0.481*** (0.008)		-0.121*** (0.002)	
利益額予測改定		-0.567*** (0.012)		-0.391*** (0.006)
時点効果	有り	有り	有り	有り
業種コントロール	有り	有り	—	—
規模コントロール	有り	有り	—	—
サンプルサイズ	103,550	110,814	103,551	110,816
決定係数／疑似決定係数	0.048	0.056	0.101	0.119

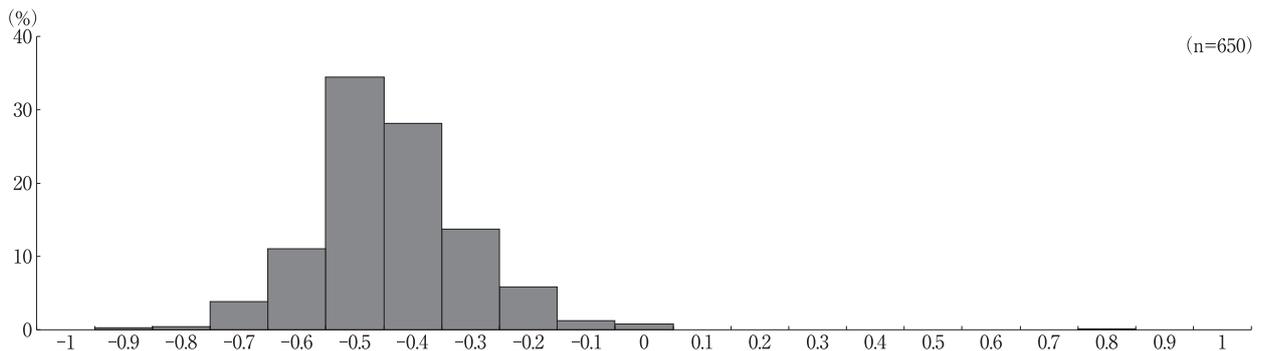
(注) 固定効果モデルの決定係数はoverall。

図－3 予測改定係数のヒストグラム

(1) 売り上げ



(2) 利益額



モデル)、両方による推計を行っている。結果をみると、いずれの推計についても予測改定の係数は、マイナスかつ1%水準で有意となっている。すなわち、企業は足元の変化を過大に予測に織り込む結果として、予測誤差を拡大させている可能性が示

唆される。

それでは、どの程度の企業がこうした過大反応の結果、予測誤差を拡大しているのだろうか。図－3は上記の推計式を会社ごとに推計し、推計された予測改定の係数のヒストグラムをみたもの

表－9 予測改定係数の記述統計 (全体)

	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	過大反応 企業比率
売り上げ	643	-0.120	0.045	-0.327	0.133	0.888
利益額	650	-0.387	0.139	-0.885	0.884	0.825

(注) 売り上げ、利益額の予測誤差を予測変化で回帰し、係数がマイナスかつ頑健標準誤差を用いて5%未満で有意となった企業について、過大反応企業と定義した(表-10も同じ)。

表－10 予測改定係数の記述統計 (従業員規模別)

(1) 売り上げ

	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	過大反応 企業比率
20～29人	133	-0.118	0.041	-0.233	0.025	0.895
30～49人	181	-0.120	0.041	-0.218	0.063	0.895
50～99人	143	0.122	0.046	-0.251	0.002	0.902
100～199人	42	-0.109	0.057	-0.327	0.013	0.810
200～299人	12	-0.109	0.082	-0.168	0.133	0.917

(2) 利益額

	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	過大反応 企業比率
20～29人	134	-0.378	0.169	-0.727	0.884	0.896
30～49人	182	-0.372	0.124	-0.809	0.001	0.819
50～99人	142	-0.393	0.133	-0.764	-0.014	0.810
100～199人	42	-0.398	0.111	-0.659	-0.181	0.833
200～299人	14	-0.382	0.167	-0.654	0.000	0.714

である。結果をみると、ヒストグラムが負の方向に大きく偏っていることがわかる。係数がプラスとなっている企業も存在はするものの、わずかでしかない。

表－9は予測改定の係数の記述統計を示している。いずれも平均はマイナスであり、予測改定は足元の環境変化に対して、過大反応となる傾向がある。さらに、表－9では予測改定の係数がマイナスとなり、かつ頑健標準誤差を用いて係数ゼロから5%水準で有意に乖離している企業を「過大反応企業」として定義し、その比率を示している。結果をみると、売り上げ、利益額ともに、8割超の企業が予想を過大に変化させていることがわかる。すなわち、予測改定が過大であるという性質は、ほぼすべての企業に共通する傾向といえる。

表－10は予測改定の係数の記述統計を従業員規

模別にみたものである。やや意外なことに、企業規模による明確な違いはみられない。言い方を変えれば、足元の環境変化を予測に対して過大に反応させるという特徴は、規模にかかわらずみられるものであることが示唆される。

ここまでの分析から、多くの中小企業は足元の変化を過剰に予測へ織り込む結果、予測誤差を拡大させていることがわかった。ただし、こうした特性は本稿の対象期間すべてでみた場合の、平均的な傾向でしかない。リーマン・ショックや東日本大震災、新型コロナウイルス感染症といった、通常の景気変動を超える経済ショックに対しても、中小企業は過大に予測を反応させているのだろうか。それとも、大規模な経済ショックに対しては予測が実態に追いつかず、過小反応となっているのだろうか。

表-11 経済ショックに伴う予測改定が予測誤差に与える影響

(1) 売り上げ			
	(1)	(2)	(3)
被説明変数	売り上げ予測誤差	売り上げ予測誤差	売り上げ予測誤差
推計手法	2SLS	2SLS	2SLS
操作変数	リーマン・ ショックダミー	東日本 大震災ダミー	新型コロナウイルス 感染症ダミー
売り上げ予測改定	0.358*** (0.079)	-0.124*** (0.036)	0.272*** (0.072)
固定効果	有り	有り	有り
サンプルサイズ	103,551	103,551	103,551
(2) 利益額			
	(1)	(2)	(3)
被説明変数	利益額予測誤差	利益額予測誤差	利益額予測誤差
推計手法	2SLS	2SLS	2SLS
操作変数	リーマン・ ショックダミー	東日本 大震災ダミー	新型コロナウイルス 感染症ダミー
利益額予測改定	2.423*** (0.339)	-0.459*** (0.146)	1.185*** (0.184)
固定効果	有り	有り	有り
サンプルサイズ	110,816	110,816	110,816

(注) 1 リーマン・ショックダミーは2008年10月～2009年1月、東日本大震災ダミーは2011年4月、新型コロナウイルス感染症ダミーは2020年3月～2020年5月を1とする変数。
2 2SLSは2段階最小二乗法 (two-stage least-squares) の略。

この点を確認するために、以下ではリーマン・ショック、東日本大震災、新型コロナウイルス感染症といった経済ショックに伴う予測改定が、予測誤差に対してどのような影響を及ぼしているかについて確認を行っていく。具体的には、リーマン・ショックダミー(2008年10月～2009年1月)、東日本大震災ダミー(2011年4月)、新型コロナウイルス感染症ダミー(2020年3月～5月)を操作変数とし、それらの経済ショックが予測改定を通じて予測誤差に与えた影響を確認する。なお、それぞれのダミー変数の期間については、各経済ショックの発生時から売上げ見通しDIがボトムを迎えた期間までとして定義している。すなわち、経済ショックが発生してから、それによる予測改定(引き下げ)がピークを迎えたであろう時期に相当する。

表-11は、各種の経済ショックを通じた予測改定が、予測誤差に与えた影響の推計である。結果

をみると、リーマン・ショック、新型コロナウイルス感染症については、予測改定の係数がプラスであり、1%水準で有意となっている。すなわち、大規模な経済ショックに限定すれば、中小企業はその影響を予測に十分に織り込むことができず、結果として予測誤差を拡大させていることがわかる。ただし、東日本大震災の場合、係数はマイナスであるため、むしろ予測が過大に反応した結果として、予測誤差は拡大している。この点は、景況調査の対象先が首都圏、中京圏、近畿圏に限定されており、東日本大震災による被害が相対的にみれば限られていたことも影響しているかもしれない。加えて、リーマン・ショックや新型コロナウイルス感染症は発生当時、その影響がどこまで広がるかが不透明であり、企業としても予測が立てづらかったという事情もあると思われる。

まとめると、中小企業は、①通常の景気循環の

なかでは足元の変化を過大に予測に反映させ、結果として予測誤差を拡大させる傾向がある一方、②逆に大規模な経済ショックに際しては、足元の変化を十分に予測に織り込むことができず、結果として予測誤差を拡大する傾向があるといえるだろう。

4 予測バイアス

(1) 予測バイアスの推計

本節では、中小企業の予測形成に含まれるバイアスについて考察する。以下では、予測バイアスを「景気変動にかかわらず、一定方向に予測を誤り続けること」と定義する。企業の予測は景気循環に大きく左右される。例えば、企業の予測は好景気の期間においては強く、不景気の期間においては弱く出る可能性がある。しかし、こうした景気変動にかかわらず、一定の方向、例えば実際の着地よりも強い予測を立て続けるのであれば、それは予測を立てる企業がもつ一種のバイアスであると考えられる。こうしたバイアスの存在は、企業の予測形成に影響を与え、結果として企業の意思決定を歪める可能性がある。

なお、前節の分析において、中小企業の予測は大規模な経済ショックを除けば、足元の環境変化に対して過大に反応する傾向があることを示した。この事実は企業の予測に一定方向のバイアスが含まれることを必ずしも意味しない。例えば、プラス、マイナス双方の環境変化に対して、予測が同じように過大反応を示すのであれば、バイアスは生じない。一方、例えば、プラスの環境変化に対してより過大な反応を示すのであれば、それは予測が強気・楽観的な方向にバイアスをもつことを意味する。中小企業の予測に、こうしたバイアスは含まれるのだろうか。それは企業業績にどのような影響を及ぼすのだろうか。

予測バイアスを把握するため、以下では、対象期間中の各企業の予測誤差の平均値を推計し、その分布を確認する。もし予測誤差が平均的にプラス（マイナス）方向に大きく乖離しているとすれば、それは企業の予測が実際よりも弱く（強く）成される傾向があることを意味している。なお、第3節でも述べたとおり、本稿では1996年1月～2023年12月までの個票のうち、96回以上観測可能なサンプルに限定して分析を行っている。このように長期間にわたって回答を行っているサンプルに限定し、個社ごとの平均予測誤差を推計することで、景気変動や一時的な経済ショックの影響をならして企業の予測形成の特徴を確認できる。

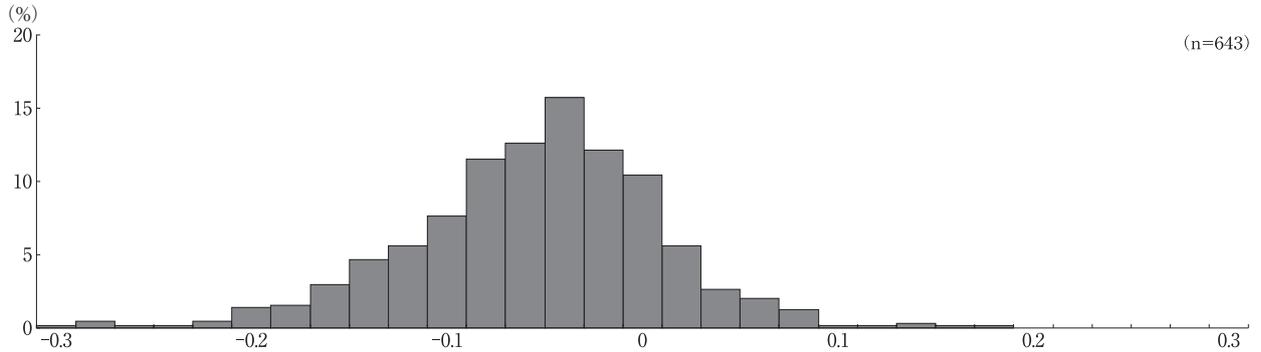
なお、平均予測誤差の推計は、個社ごとに予測誤差を定数項に回帰することで行っている。また、定数項の係数については、頑健標準誤差による有意性の確認を行っている。定数項の係数、すなわち平均予測誤差がゼロから有意に乖離するということは、その企業の予測に上方ないしは下方のバイアスが生じていることを意味する。

図-4は、以上の回帰分析によって推計された企業ごとの平均予測誤差のヒストグラムをみたものである。売り上げ、利益額ともに正規分布を描いているものの、相当割合の企業の平均予測誤差がゼロから乖離しており、多くの企業の予測に何らかのバイアスが生じていることがわかる。特に、売り上げについてはヒストグラムの中心がマイナスになっており、上方バイアスが強い。

表-12は、企業ごとの平均予測誤差の記述統計を示している。結果をみると、売り上げ、利益額のいずれもマイナスとなっており、予測に強気のバイアスが含まれる企業の方が多い。それでは、どの程度の割合の企業に、バイアスが生じているのだろうか。ここでは、定数項（平均予測誤差）が5%水準で有意にゼロから乖離している企業を「バイアス企業」と定義し、その割合を確認している。結果をみると、売り上げの基準では56.0%

図-4 平均子測誤差のヒストグラム

(1) 売り上げ



(2) 利益額

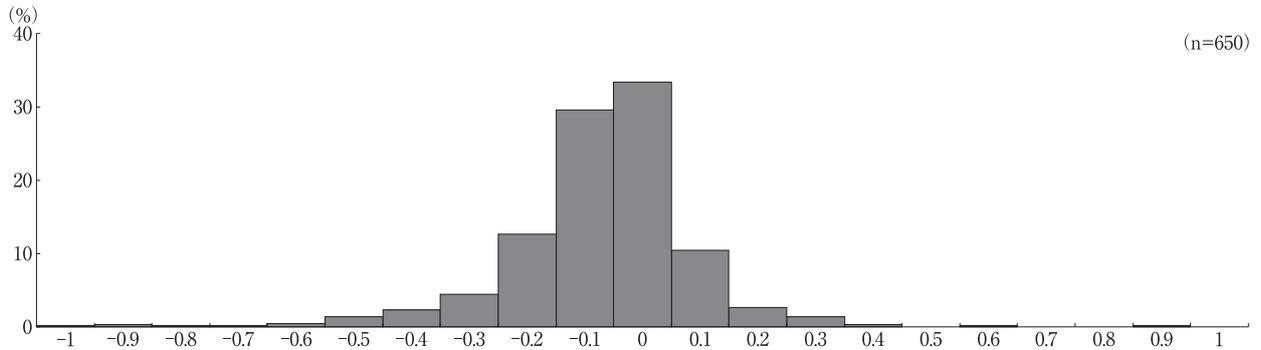


表-12 企業別平均子測誤差の記述統計 (全体)

	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	バイアス 企業比率
売り上げ	643	-0.044	0.064	-0.289	0.182	0.560
利益額	650	-0.022	0.162	-0.945	0.911	0.329

(注) 売り上げ、利益額の子測誤差を定数項で回帰し、頑健標準誤差を用いて5%水準で有意となった企業についてバイアス企業と定義した(表-13も同じ)。

の企業、利益額の基準では32.9%の企業の子測にバイアスが生じていることがわかる。つまり、企業の子測が外れるのは、企業が情報制約から経済情勢を予見できないという理由のみならず、過大ないしは過小な方向に子測を立てる傾向があるという意味での主観的なバイアスをもっていることに、一因があるといえる。

表-13は平均子測誤差を規模別に示したものである。結果をみると、利益額に限れば、企業規模が大きくなるにつれて、子測バイアスをもつ企業の割合が低下する傾向がみられる。従業員規模が大きくなるほど、サンプルサイズが小さくなるた

め、結果は慎重に解釈すべきであるものの、小さな企業であればあるほど、子測にバイアスが生じやすいということかもしれない。企業規模が小さくなるほど、計数管理に割ける経営資源は制約される可能性がある。その結果、計数に基づかない主観的な判断が子測に入り込み、バイアスが拡大するということはあり得る。

(2) 子測バイアスと企業業績

ここまでの分析で、少なからぬ割合の中小企業が、子測バイアスをもっていることが示唆された。子測バイアスの存在は、企業経営にどのような影

表-13 企業別平均予測誤差の記述統計 (従業員規模別)

(1) 売り上げ

	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	バイアス 企業比率
20~29人	133	-0.047	0.061	-0.201	0.098	0.526
30~49人	181	-0.048	0.061	-0.243	0.144	0.569
50~99人	143	-0.036	0.067	-0.277	0.172	0.552
100~199人	42	-0.042	0.053	-0.145	0.078	0.595
200~299人	12	-0.007	0.077	-0.101	0.182	0.583

(2) 利益額

	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	バイアス 企業比率
20~29人	134	-0.015	0.151	-0.643	0.482	0.336
30~49人	182	-0.028	0.164	-0.945	0.371	0.352
50~99人	142	-0.023	0.173	-0.827	0.911	0.331
100~199人	42	0.029	0.165	-0.854	0.269	0.286
200~299人	14	-0.073	0.161	-0.417	0.139	0.286

響を及ぼしているのだろうか。

企業は足元の業績だけではなく、今後の予測も加味しながら、設備・雇用・生産の水準を決定する。よって、仮に企業が予測バイアスをもっているとすれば、適正な規模の設備・雇用・生産の水準を維持することが難しくなり、それらは結果として収益にも影響をもたらす可能性がある。例えば、強気の予測バイアスをもつ企業であれば、適正規模を上回る設備・雇用・生産を行う結果、設備の稼働率が低下し、余剰人員が発生し、在庫も積み上がるかもしれない。逆に、弱気の予測バイアスをもつ企業であれば、設備・雇用・生産の規模が適正水準を下回り、結果として本来であれば得られたはずの利益を確保できないかもしれない。

実際に予測バイアスをもつ企業の設備・雇用・生産の水準は、適正規模から乖離する傾向があるといえるのだろうか。この点を確認するため、以下では景況調査における「設備の状況」「従業員過不足」「在庫水準」に関する設問への回答と、予測バイアスとの関係を確認する。

表-14は、前掲表-12で推計した売り上げおよび利益額の予測誤差に基づくバイアスありの企業とバイアスなしの企業のそれぞれについて、設備

の状況、従業員過不足、在庫水準の分布を確認したものである。結果をみると、予想どおりいずれについても「ほぼ適正」と回答する割合は、バイアスありの企業において低くなる。例えば、売り上げの予測バイアスとの関係をみた(1)をみると、設備の状況が「ほぼ適正」と回答した企業の割合は、予測バイアスが存在する企業では66.05%である一方、バイアスなしの企業では70.96%となる。従業員過不足についてはわずかな違いではあるが、予測バイアスが存在する企業で「ほぼ適正」との回答は65.78%である一方、バイアスなしでは66.13%となる。最後に、在庫水準が「ほぼ適正」と回答した企業の割合は、バイアスありの企業で75.70%、バイアスなしの企業で78.75%であり、いずれもバイアスありの企業の方が低くなる。利益額の予測バイアスを用いた集計についても、同様の傾向がみられる。すなわち、予測バイアスが経営判断を誤らせる結果、設備・雇用・生産の水準が適正規模から乖離している可能性がある。

それでは、こうした予測バイアスは、設備・雇用・生産に関する経営判断の誤りを通じて、企業利益にも影響を与えるのだろうか。ここではシンプルな推計として、利益額の実績（当月を含む過

表-14 予測バイアスと設備の状況・従業員過不足・在庫水準

(1) 売り上げの予測バイアス

(単位:%)

	設備の状況					合計
	かなり不足	やや不足	ほぼ適正	やや過剰	かなり過剰	
バイアスあり (n=68,371)	0.61	9.65	66.05	20.09	3.60	100.00
バイアスなし (n=50,569)	0.57	11.49	70.96	14.19	2.79	100.00

	従業員過不足					合計
	かなり不足	やや不足	ほぼ適正	やや過剰	かなり過剰	
バイアスあり (n=69,465)	0.80	14.17	65.78	17.42	1.83	100.00
バイアスなし (n=50,891)	0.98	17.51	66.13	13.93	1.45	100.00

	在庫水準			合計
	不足気味	ほぼ適正	過剰気味	
バイアスあり (n=58,863)	2.81	75.70	21.50	100.00
バイアスなし (n=43,622)	4.14	78.75	17.12	100.00

(2) 利益額の予測バイアス

(単位:%)

	設備の状況					合計
	かなり不足	やや不足	ほぼ適正	やや過剰	かなり過剰	
バイアスあり (n=41,078)	0.57	9.55	65.68	19.67	4.53	100.00
バイアスなし (n=78,818)	0.59	10.71	69.70	16.46	2.55	100.00

	従業員過不足					合計
	かなり不足	やや不足	ほぼ適正	やや過剰	かなり過剰	
バイアスあり (n=41,559)	1.08	15.76	63.98	17.15	2.04	100.00
バイアスなし (n=79,783)	0.76	15.42	67.21	15.18	1.43	100.00

	在庫水準			合計
	不足気味	ほぼ適正	過剰気味	
バイアスあり (n=36,293)	3.30	73.67	23.03	100.00
バイアスなし (n=66,881)	3.26	79.39	17.35	100.00

(注) 在庫水準の設問は、建設業、運輸・倉庫業以外の業種に対するもの。

去3カ月間)に対して、予測バイアスダミーが与える影響を確認する。コントロール変数としては、売り上げ、販売価格、仕入価格の実績および1期、2期ラグ、そして時点効果、業種ダミー、従業員規模ダミーを加えている。推計の直観的な解釈は、

売り上げ、販売価格、仕入価格、業種、規模といった条件がほぼ同じであるとしたとき、予測にバイアスが生じている企業とバイアスが生じていない企業の利益額に差が生じるかである。なお企業の利益額には、設備の状況、従業員過不足、在庫の

表-15 予測バイアスと利益額

被説明変数 推計手法	(1)	(2)	(3)	(4)
	利益額実績 変数効果	利益額実績 順序プロビット	利益額実績 変数効果	利益額実績 順序プロビット
予測バイアスダミー (売り上げ)	-0.079* (0.040)	-0.085* (0.045)		
予測バイアスダミー (利益額)			-0.080** (0.042)	-0.024 (0.048)
売り上げ	0.011* (0.009)	0.049*** (0.013)	0.014*** (0.009)	0.053*** (0.013)
販売価格	0.087*** (0.007)	0.135*** (0.010)	0.089*** (0.007)	0.139*** (0.010)
仕入価格	0.158** (0.009)	0.224*** (0.011)	0.158** (0.009)	0.227*** (0.011)
時点効果	有り	有り	有り	有り
従業員規模コントロール	有り	有り	有り	有り
業種コントロール	有り	有り	有り	有り
決定係数/疑似決定係数	0.166	0.078	0.165	0.077
サンプルサイズ	96,867	96,867	97,485	97,485

(注) 1 変数効果モデルの決定係数はoverall (表-16も同じ)。

2 このほかに売り上げ、販売価格、仕入価格の1期前、2期前実績をコントロール変数として加えているが、記載は省略している。

水準なども影響を及ぼすことが予想されるが、ここではバイアスが設備・雇用・生産を適正水準から乖離させることを通じて利益額を減少させるという経路を想定していることから、過剰制御を避けるためにコントロール変数には加えていない。

表-15は推計結果である。結果をみると、推計(4)を除き、予測バイアスダミーはマイナスで有意となっている。Born, *et al.* (2023) やEnders, Hünnekes, and Müller (2021)といった先行研究と異なり、コントロール変数が少ないため解釈には慎重を要すると考えられるものの、この結果からは予測バイアスの存在が設備・雇用・生産に関する経営判断を歪めることで、利益額を押し下げている可能性が示唆される。

(3) 予測バイアスと企業年齢

ここまでの分析から、予測バイアスの存在が、企業業績の押し下げにつながる可能性が示された。逆にいえば、これは予測バイアスの縮小が企業業績の改善につながる可能性を示唆している。

予測バイアスを縮小させることは可能なのだら

うか。予測形成を扱った先行研究は、企業年齢の上昇に伴う経営経験の蓄積が、予測バイアスを縮小させるという結果を報告している。例えば、Chen, *et al.* (2023) は、経済産業省「海外事業活動基本調査」の個票データをもとに、企業年齢が上昇するほど、予測誤差の絶対値が縮小していくことを示している。事業の立ち上げから時間が経過し、経営のノウハウを蓄積するほど、企業は主観を排した、より正確な予測を立てられるようになるということかもしれない。ただし、Chen, *et al.* (2023) によれば、こうした縮小効果がみられるのは設立から10年ほどまでであり、その後は大きな変化はみられない。

経営経験の蓄積による予測誤差・予測バイアスの縮小効果は、景況調査の対象である中小企業にはみられるのだろうか。以下では、景況調査の対象企業の企業年齢が予測の精度に対して与える影響を分析する。具体的には、①本節で定義した売り上げおよび利益額の予測バイアスダミー、②売り上げおよび利益額の予測誤差の絶対値を被説明変数とし、企業年齢およびその2乗項を説明変数と

表-16 予測バイアス・予測誤差と企業年齢

(1) 予測バイアスダミー

被説明変数	(1)	(2)
	予測バイアスダミー (売り上げ)	予測バイアスダミー (利益額)
推計手法	プロビット	プロビット
企業年齢	0.003 (0.003)	-0.008 (0.006)
企業年齢の2乗	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
従業員規模コントロール	有り	有り
業種コントロール	有り	有り
決定係数/疑似決定係数	0.03	0.04
サンプルサイズ	119,049	118,665

(2) 予測誤差絶対値

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
	売り上げ予測誤差 絶対値	利益額予測誤差 絶対値	売り上げ予測誤差 絶対値	利益額予測誤差 絶対値
推計手法	順序 プロビット	順序 プロビット	変量効果	変量効果
企業年齢	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.001)
企業年齢の2乗	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)
従業員規模コントロール	有り	有り	有り	有り
業種コントロール	有り	有り	有り	有り
決定係数/疑似決定係数	0.01	0.00	0.00	0.00
サンプルサイズ	114,987	118,306	114,987	118,306

(注) 企業年齢は回答時点の暦年と創業年の差分として計算。

する回帰分析を行う。ここでは、予測誤差を離散変数とみなした順序プロビットによる推計と、連続変数とみなした線形回帰（変量効果モデル）による推計の両方を記載している。もし、経営経験の蓄積が、学習効果を通じて予測誤差を縮小させるのだとすれば、企業年齢が上昇するほど、予測バイアスダミーが生じる確率は低下し、予測誤差の絶対値は縮小するはずである。以下では、企業年齢を各企業の回答時点の暦年から創業年の差分として計算する。また、分析においては従業員規模、業種区分によるコントロールを行った。

表-16は推計結果である。まず、予測バイアスダミーを被説明変数とした推計(1)、(2)をみると、いずれについても企業年齢の係数は有意とはなっていない。また、予測誤差の絶対値を被説明変数

とした推計についても、有意となるのは売り上げ予測誤差の絶対値に対して変量効果推定を行った推計(3)のみとなる。こちらについても、1%水準で有意となつてはいるものの、係数は小さく、経営経験を通じた予測誤差の縮小効果は大きいものとはいえない。

この結果をどのように解釈するべきだろうか。一つの解釈は、Chen, *et al.* (2023) が示したとおり、経営経験の蓄積が予測精度の改善に貢献するのは、創業から10年程度に過ぎないというものである。景況調査の対象は日本政策金融公庫中小企業事業の取引先であり、新規開業企業の割合は少ない。結果、サンプル企業については、すでに経営経験の蓄積による予測バイアス・予測誤差の縮小効果は飽和点に達していると考えられるべきなのかもしれ

ない。

時間の経過に伴う経営経験の蓄積だけで予測バイアスの縮小を望めないのだとすれば、どのような対策が必要なのだろうか。一つの方向性として、Bloom, *et al.* (2021)は経営管理体制が優れている企業ほど、予測誤差が縮小する傾向があることを示している。ここで経営管理体制とは、企業としての目標設定の有無、設定しているパフォーマンス指標の数、企業目標の従業員に対する認知度、従業員のパフォーマンスの昇進・昇給への反映度などが含まれる。そして、この効果は企業規模をコントロールしても変わらない。すなわち、経営管理の強化が予測の精度を改善するという結果は、中小企業においても成立する。経営経験の蓄積によるバイアス縮小に限界があるのだとすれば、中小企業においても、こうした経営管理の強化といった抜本的な見直しが必要なのかもしれない。

5 結論

(1) インプリケーション

本稿では、中小企業の予測形成の特徴と予測バイアスの存在、そしてそれらが企業業績に与える影響を分析した。結果として、①中小企業は予測できたはずの変化を見誤る傾向があること、②中小企業は足元の環境変化を、売り上げや利益額の予測に過大に反映させる傾向をもつこと、③分析対象のうち3～5割の企業は、長期間にわたって自社の売り上げや利益額の予測を同一方向に誤る(過大ないしは過小予測を行う)傾向があるという意味で、バイアスをもつこと、④予測バイアスは設備・雇用・生産の水準を適正規模から乖離させることを通じて、企業の利益を下押しする可能性があること、⑤経営経験の蓄積のみによる予測バイアス・予測誤差修正の効果は小さく、抜本的な経営の見直しなしに、バイアスの解消は期待で

きないことを示した。

予測は主観的なものであり、そこに何らかの予測が含まれてしまうことは避けられない。しかし、予測の誤りが企業経営に決定的な影響を及ぼすのだとすれば、可能な限りそれを縮小させるための努力は必要だろう。だが、正確な予測を行うための人的、時間的リソースの制約といった問題を抱える中小企業にとって、経営管理の見直しはそれほど簡単な話ではない。それゆえ、中小企業自身の努力に加え、企業が正確な予測を立てられるための環境を整備するといった、政策的な支援も必要だと思われる。例えば、中小企業が経営資源の制約により十分な計数管理が行えない場合、これが主観的な判断を招き、結果として予測の誤りを拡大させることは十分にあり得る。こうした状況を少しでも是正するためにも、金融機関などを含めた外部機関により、中小企業が自社を取り巻く状況をより正確に把握できるようサポートを行うことが、問題を是正するための一助となるかもしれない。

(2) 今後の課題

最後に、本稿では扱うことのできなかった、今後の課題について述べる。第1に、本稿では予測形成や予測バイアスなどを分析する際に、カテゴリカルデータを用いざるを得なかった。しかし、カテゴリカルデータによる予測誤差の把握の精度には限界がある。Bachmann and Elstner (2015) や Massenot and Pettinicchi (2018) といった先行研究のように数量データを用いた場合には、予測形成や予測バイアスについて本稿の分析とは異なる結果が出る可能性は否定できない。本稿の結果の頑健性を確認するためには、数量データを用いた分析も併せて進めるべきだろう。第2に、本稿では予測バイアスと利益額の関係性を分析したが、コントロールできる変数に限界があったため、正確な因果推定とはなっていないと考えられる。Enders,

Hünnekes, and Müller (2021) はIFO景況感調査の個票データをベースに、財務データを組み合わせることで、こうした内生性の問題に対処している。

本稿で行った分析についても、今後は財務データなどを含んだより多くのコントロールを行ったうえでの検証が必要と考えられる。

<参考文献>

- Altig, David, Jose M. Barrero, Nicholas Bloom, Steven J. Davis, Brent Meyer, and Nicholas Parker (2022) “Surveying Business Uncertainty.” *Journal of Econometrics*, Vol.231 (1), pp.282-303
- Andrade, Philippe, Olivier Coibion, Erwan Gautier, and Yuriy Gorodnichenko (2022) “No Firm is an Island? How Industry Conditions Shape Firms’ Expectations.” *Journal of Monetary Economics*, Vol.125, pp.40-56
- Bachmann, Rüdiger, Steffen Elstner, and Eric R. Sims (2013) “Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.5 (2), pp.217-249
- Bachmann, Rüdiger and Steffen Elstner (2015) “Firm Optimism and Pessimism.” *European Economic Review*, Vol.79, pp.297-325
- Barrero, Jose M. (2022) “The Micro and Macro of Managerial Beliefs.” *Journal of Financial Economics*, Vol.143 (2), pp.640-667
- Bloom, Nicholas, Takafumi Kawakubo, Charlotte Meng, Paul Mizen, Rebecca Riley, Tatsuro Senga, and John Van Reenen (2021) “Do Well Managed Firms Make Better Forecasts?” *NBER Working Paper*, No.29591
- Boneva, Lena, James Cloyne, Martin Weale, and Tomasz Wieladek (2019) “Firms’ Price, Cost and Activity Expectations: Evidence from Micro Data.” *The Economic Journal*, Vol.130 (627), pp.555-586
- Bordalo, Pedro, Nicola Gennaioli, Yueran Ma, and Andrei Shleifer (2020) “Overreaction in Macroeconomic Expectations.” *American Economic Review*, Vol.110 (9), pp.2748-2782
- Born, Benjamin, Zeno Enders, Gernot J. Müller, and Knut Niemann (2023) “Firm Expectations about Production and Prices: Facts, Determinants, and Effects.” in Rüdiger Bachmann, Giorgio Topa, and Wilbert van der Klaauw (Eds.), *Handbook of Economic Expectations*, pp.355-383
- Born, Benjamin, Zeno Enders, Manuel Menkhoff, and Gernot J. Müller, and Knut Niemann (2024) “Firm Expectations and News: Micro v Macro.” *Working Paper*
- Carstensen, Kai and Rüdiger Bachmann (2023) “Firm Surveys.” in Rüdiger Bachmann, Giorgio Topa, and Wilbert van der Klaauw (Eds.), *Handbook of Economic Expectations*, pp.33-70
- Chen, Cheng, Tatsuro Senga, Chang Sun, and Hongyong Zhang (2023) “Uncertainty, Imperfect Information, and Expectation Formation over the Firm’s Life Cycle.” *Journal of Monetary Economics*, Vol.140, pp.60-77
- Coibion, Olivier and Yuriy Gorodnichenko (2012) “What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities?” *Journal of Political Economy*, Vol.120 (1), pp.116-159
- (2015) “Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts.” *American Economic Review*, Vol.105 (8), pp.2644-2678
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Saten Kumar (2018) “How Do Firms Form Their Expectations? New Survey Evidence.” *American Economic Review*, Vol.108 (9), pp.2671-2713
- Enders, Zeno, Franziska Hünnekes, and Gernot J. Müller (2019) “Monetary Policy Announcements and Expectations: Evidence from German Firms.” *Journal of Monetary Economics*, Vol.108, pp.45-63
- (2021) “Firm Expectations and Economic Activity.” *ECB Working Paper*, No.2021/2621
- Lucas, Robert E. (1973) “Some International Evidence on Output-inflation Tradeoffs.” *The American Economic Review*, Vol.63 (3), pp.326-334
- Mankiw, N. Gregory, and Ricardo Reis (2002) “Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve.” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.117 (4), pp.1295-1328

- Massenot, Baptiste and Yuri Pettinicchi(2018) “Can Firms See into the Future? Survey Evidence from Germany.” *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.145, pp.66-79
- Morikawa, Masayuki(2019) “Uncertainty over Production Forecasts: An Empirical Analysis Using Monthly Quantitative Survey Data.” *Journal of Macroeconomics*, Vol.60, pp.163-179
- Nerlove, Marc(1983) “Expectations, Plans, and Realizations in Theory and Practice.” *Econometrica*, Vol.51(5), pp.1251-1279
- Sims, Christopher A. (2003) “Implications of Rational Inattention.” *Journal of Monetary Economics*, Vol.50(3), pp.665-690