

# 日本における予想誤差ボラティリティの実態<sup>(1)</sup>

## Volatility of Management Forecast Errors in Japan

調 勇 二

1. はじめに
2. サンプル
3. 予想誤差ボラティリティの時系列推移および業種別傾向
4. 予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係
5. おわりに

### 1. はじめに

本稿では、日本における経営者予想誤差のボラティリティ<sup>(2)</sup>の実態を把握する。ここで、経営者予想誤差は経営者予想値と実績値の差として定義される。経営者予想誤差ボラティリティは、筆者の知る限り Hilary et al. (2014) で初めてアーカイバル・データを用いた実証分析において検証の対象とされた指標であり<sup>(3)</sup>、日本においてその実態を詳細に検討した先行研究は未だ存在しない。それゆえ、日本企業を対象として予想誤差ボラティリティに関する検証を行うにあたっては、その実態を十分に把握し、実態に応じてリサーチ・デザインを設計する必要があると考えられる。本稿では、当期純利益および経常利益の双方について、予想誤差ボラティリティを複数の測定期間で算出し、時系列での推移や業種別の傾向について検討する。併せて、予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性がどのように関係するのかについても検討する。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では、実態分析のためのサンプル抽出に関する説明、および記述統計量および相関マトリックスに基づいて予想誤差ボラティリティの変数としての特徴を明らかにする。第3節では、予想誤差ボラティリティの時系列推移および業種ごとの傾向について検討する。第4節では、予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係性について検討する。第5節は本稿のまとめである。

### 2. サンプル

本稿で分析に用いる経営者予想の予想誤差ボラティリティ  $MFEVOL_{i,t}$  は、直近3期 ( $t-2$ 期~ $t$ 期)の予想誤差の標準偏差として定義される。予想誤差は、各期の経営者予想利益から各期の実績利益を減じて、前期末の時価総額で基準化した値である。ここでは、会計利益として当期純利益および経常利益を用いる。

変数の作成に用いるデータは、NEEDS Financial QUEST 2.0 から取得している。本稿が分析対象とするのは、2000年度<sup>(4)</sup>から2015年度における決算に関する期初経営者予想であり、以下の条件を満たす企業年観測値がサンプルに含まれている。

- ①日本の株式市場に上場し日本の会計基準を用いる企業
- ②銀行・証券・保険・その他金融等の金融業を除く業種に属する企業<sup>(5)</sup>
- ③決算月数が12ヶ月である企業
- ④前期の決算短信上で当期の期初経営者予想を開示している企業
- ⑤MFEVOL<sub>i,t</sub>が算定できる企業

表1. 業種別および年度別の観測値分布

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	業種別合計
食品	127	121	126	132	137	136	132	131	131	128	124	121	119	119	119	121	2,024
繊維	61	61	62	55	56	54	53	56	53	51	49	45	45	45	46	45	837
パルプ・紙	26	21	23	23	24	25	26	25	24	22	23	23	21	21	21	23	373
化学	178	179	183	185	186	188	187	185	189	188	192	193	193	189	189	187	2,991
医薬品	47	47	49	46	46	46	43	44	44	44	45	46	47	45	44	43	726
石油	8	8	8	8	8	8	10	10	10	12	11	11	11	12	12	11	158
ゴム	23	24	24	21	21	21	21	21	21	21	21	20	19	19	20	20	337
窯業	65	63	65	65	66	65	65	61	63	62	62	59	58	57	57	56	989
鉄鋼	54	54	53	52	51	52	52	52	52	53	50	51	46	43	40	41	796
非鉄金属	131	132	134	132	128	127	126	122	125	124	121	121	120	116	117	119	1,995
機械	225	225	225	226	227	221	218	223	225	227	225	222	221	220	223	215	3,568
電気機器	230	233	229	231	239	239	245	253	254	259	257	251	243	243	244	238	3,888
造船	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	5	5	4	5	5	90
自動車	78	79	80	79	76	76	75	77	79	81	81	77	78	75	75	70	1,236
輸送用機器	18	18	14	15	13	13	13	14	14	13	13	13	12	11	11	11	216
精密機器	38	39	38	41	45	45	48	47	49	48	47	47	47	48	47	44	718
その他製造	95	97	95	99	100	100	99	101	108	115	115	112	112	113	114	113	1,688
水産	9	8	9	8	9	9	9	9	9	10	10	10	10	10	9	8	146
鉱業	8	8	8	7	7	7	7	7	6	7	7	8	8	8	7	7	117
建設	193	190	186	180	184	184	184	185	180	177	170	168	170	168	168	166	2,853
商社	278	287	290	302	310	315	321	325	328	337	331	328	328	328	326	323	5,057
小売業	166	165	172	195	200	203	203	218	224	232	244	239	229	226	224	232	3,372
不動産	51	52	55	58	66	74	77	88	87	91	104	103	99	88	89	88	1,270
鉄道・バス	31	31	33	33	31	30	28	28	28	28	28	27	27	27	28	28	466
陸運	30	29	30	33	33	32	32	33	35	36	35	34	34	34	34	32	526
海運	19	19	19	19	19	18	18	18	16	16	16	16	16	16	15	14	276
空運	5	5	4	5	5	6	6	5	5	4	5	4	4	4	4	5	76
倉庫	35	34	35	37	38	38	38	38	39	38	40	39	39	38	38	37	601
通信	14	15	11	17	22	22	24	26	27	27	27	27	26	28	27	27	367
電力	10	10	10	11	11	12	12	13	11	11	10	8	9	5	5	3	151
ガス	8	8	10	11	12	12	13	13	13	13	13	13	13	11	10	10	183
サービス	244	268	287	330	391	431	463	517	570	619	651	644	634	625	615	629	7,918
年度別合計	2,511	2,536	2,573	2,662	2,767	2,815	2,854	2,951	3,027	3,100	3,133	3,085	3,045	2,996	2,983	2,971	46,009

以上のサンプル抽出条件の下で、当期純利益を用いた場合の最終サンプルは46,009企業年観測値、経常利益を用いた場合の最終サンプルは45,992企業年観測値である。なお、異常値が分析結果に及ぼす影響を考慮して、各変数について上下1%に含まれる観測値をそれぞれ上下1パーセントイル値に置換している。表1は当期純利益を用いた場合の最終サンプル(46,009企業年)における観測値の分布を業種および年度別に示している。加えて、図1は業種別の観測値数をパレート図として示している。最も多くの企業年観測値が属している業種はサービス業(7,918企業年)であり、サンプル全体の17.21%を占める。次いで、商社(5,057企業年、10.99%)、電気機器(3,888企業年、8.45%)、機械(3,658企業年、7.76%)、小売業(3,372企業年、7.33%)と続く。

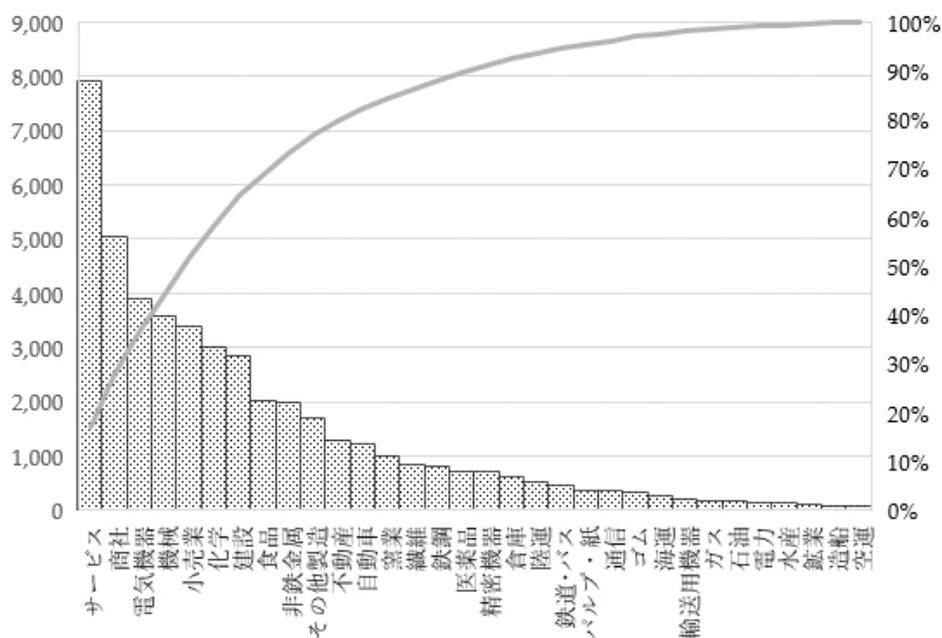


図 1. 業種別の観測値数および累積比率

表 2 には当期純利益および経常利益に基づく  $MFEVOL_{i,t}$  の記述統計量が示されている。予想誤差ボラティリティを 3 期間で測定した場合に加えて、5 期間および 8 期間<sup>⑥</sup>で測定した場合の変数も記載している。当期純利益と経常利益を比較すると、中央値で見れば、当期純利益ベースの  $MFEVOL_{i,t}$  は経常利益ベースの  $MFEVOL_{i,t}$  よりも小さいが、一方で、平均値で見ると当期純利益ベースのそれがより大きな値を示している。ここから、特別損益項目により変動する当期純利益についての経営者予想誤差が、経常利益のそれよりも大きくばらつくことが示唆される。

表 2. 記述統計量

	Mean	S.D.	Min.	25%	Median	75%	Max	N
$MFEVOL_{i,t}$ (当期純利益, 3期)	0.070	0.098	0.001	0.014	0.033	0.081	0.504	46,009
$MFEVOL_{i,t}$ (当期純利益, 5期)	0.080	0.095	0.003	0.020	0.043	0.097	0.435	39,781
$MFEVOL_{i,t}$ (当期純利益, 8期)	0.087	0.093	0.005	0.025	0.051	0.112	0.409	37,442
$MFEVOL_{i,t}$ (経常利益, 3期)	0.058	0.059	0.002	0.018	0.038	0.076	0.294	45,992
$MFEVOL_{i,t}$ (経常利益, 5期)	0.065	0.056	0.004	0.025	0.048	0.087	0.265	39,760
$MFEVOL_{i,t}$ (経常利益, 8期)	0.069	0.054	0.006	0.030	0.053	0.093	0.247	37,433

また、測定期間別に比較すると、当期純利益および経常利益の双方について、測定期間が長いほど平均値・中央値が大きい傾向が観察される。サンプル全体の予想誤差ボラティリティが大幅に上昇した時期が存在する場合、測定期間が長く

なるとより多くの観測値にそのような大幅な上昇の影響が反映されるために、このような傾向が観察されるのかもしれない。

表 3 は当期純利益および経常利益に基づく  $MFEVOL_{i,t}$  の相関マトリックスを示している。当期純利益と経常利益の関係を見てみると、同一測定期間の予想誤差ボラティリティ間の相関係数は 0.709~0.824 と高いことがわかる。ここから、 $MFEVOL_{i,t}$  は異なる会計利益を用いた場合でも、ある程度共通する性質を有する変数であることが示唆される。

また、測定期間別の予想誤差ボラティリティ間の相関係数についていえば、当期純利益を用いた 3 期間  $MFEVOL_{i,t}$  と 5 期間  $MFEVOL_{i,t}$  のピアソン (スピアマン) 相関係数は 0.823 (0.829) であり、8 期間  $MFEVOL_{i,t}$  とのピアソン (スピアマン) 相関係数は 0.709 (0.730) である。同様に、経常利益を用いた場合には、3 期間  $MFEVOL_{i,t}$  と 5 期間  $MFEVOL_{i,t}$  のピアソン相関係数 (スピアマン相関係数) は 0.819 (0.818) であり、8 期間  $MFEVOL_{i,t}$  とのピアソン相関係数 (スピアマン相関係数) は 0.710 (0.722) である。したがって、予想誤差ボラティリティ変数  $MFEVOL_{i,t}$  は測定期間が短くとも、より長期間で測定した場合との相関は高く、予想誤差の時系列特性に関して相当程度共通する特性を捉えていると推察される。それゆえ、本稿の予想誤差ボラティリティに関する分析では十分な観測値数を確保するために、主として 3 期間で測定した  $MFEVOL_{i,t}$  を用いることとし、測定期間を変更した場合の分析結果の頑健性を適宜確認することとする。

表 3. 相関マトリックス

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) $MFEVOL_{i,t}$ (当期純利益, 3期)		0.829	0.730	0.782	0.711	0.650
(2) $MFEVOL_{i,t}$ (当期純利益, 5期)	0.823		0.891	0.678	0.818	0.765
(3) $MFEVOL_{i,t}$ (当期純利益, 8期)	0.709	0.878		0.600	0.740	0.824
(4) $MFEVOL_{i,t}$ (経常利益, 3期)	0.709	0.615	0.545		0.818	0.722
(5) $MFEVOL_{i,t}$ (経常利益, 5期)	0.634	0.756	0.688	0.819		0.894
(6) $MFEVOL_{i,t}$ (経常利益, 8期)	0.577	0.703	0.782	0.710	0.888	

左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

### 3. 予想誤差ボラティリティの時系列推移および業種別傾向

本節では、まず予想誤差ボラティリティの時系列推移を概観する。図 2 には、当期純利益に基づく予想誤差ボラティリティについて、平均値および中央値の時系列推移が示されている。予想誤差ボラティリティは、分析期間の初年度である 2000 年度から 2003 年度にかけて安定的に推移した後、2006 年度まで徐々に低下している。その後、2008 年度から 2010 年度にかけて大幅に上昇し、2011 年度から再び低下に転じている。2008 年度から 2010 年度における大幅な上昇は、世界金融危機の勃発により経済環境の不確実性が高まり、企業の内部者たる経営者にとってすら将来業績の予想がより困難になったことを示唆している。また、図 3 は経常利益に基づく予想誤差ボラティリティの推移を示している。経常利益

に基づく予想誤差ボラティリティも同様の傾向を示していることがわかる。

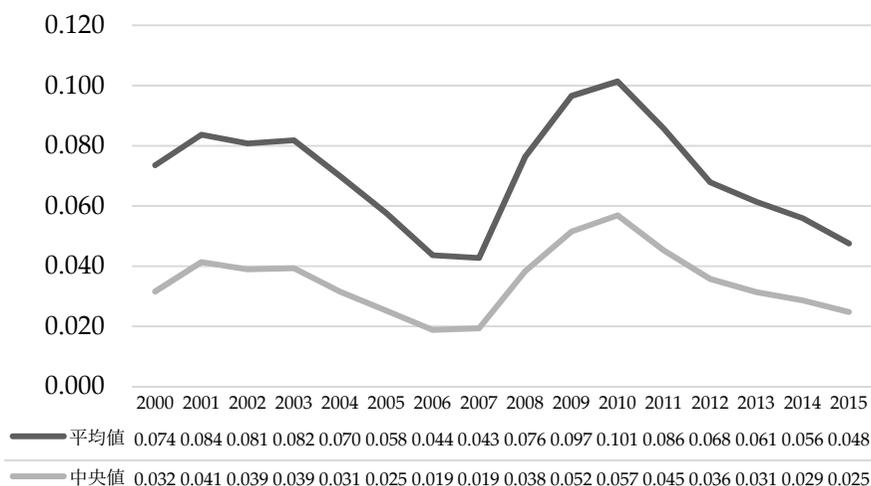


図 2. 当期純利益に基づく予想誤差ボラティリティの推移

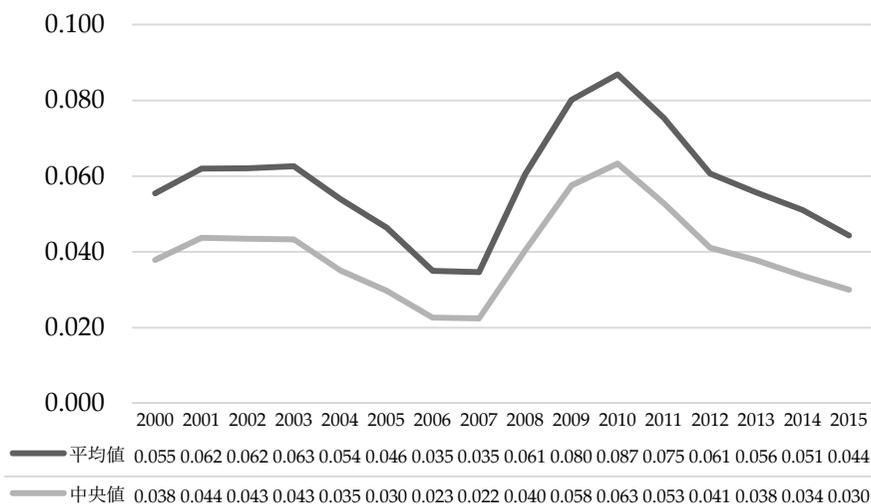


図 3. 経常利益に基づく予想誤差ボラティリティの推移

次に、予想誤差ボラティリティの業種別の傾向を把握する。図 4 および図 5 はそれぞれ、当期純利益および経常利益に基づく予想誤差ボラティリティの業種別傾向を示している。当期純利益についていえば、予想誤差ボラティリティが大きい 5 業種（平均値ベース）は、順に不動産、建設、空運、石油、鉄鋼であり、予想誤差ボラティリティが小さい 5 業種は、順にガス、医薬品、鉄道・バス、電力、水産である。業績が資源価格や製品価格の変動、景気動向の変化に左右されやす

い業種ほど、将来業績の予想がより困難であることを反映していると考えられる。一方で、需要が景気動向等に左右されにくい傾向にある業種ほど、将来業績の予想がより容易であると示唆される。

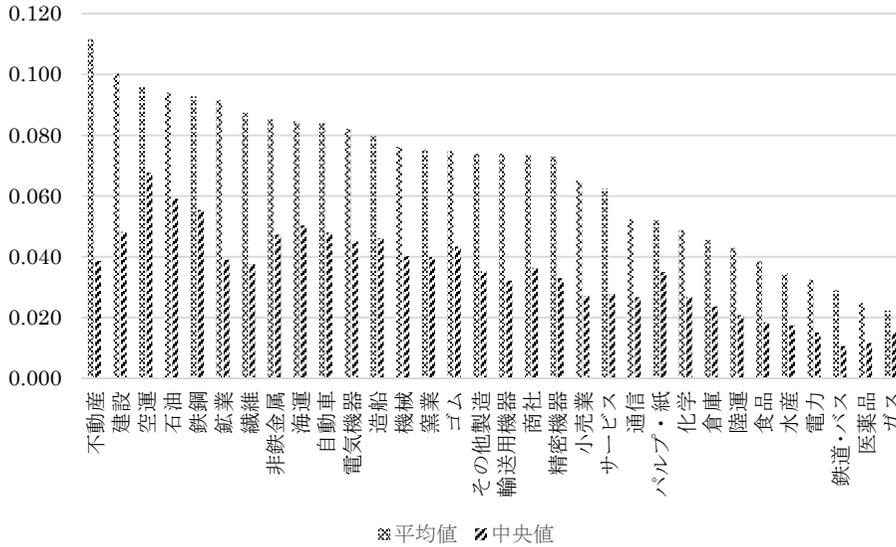


図4. 当期純利益に基づく予想誤差ボラティリティの業種別傾向

図5からは、経常利益についても当期純利益と同様の傾向が観察されることがわかる。経常利益についていえば、予想誤差ボラティリティが大きい5業種（平均値ベース）は、石油、造船、海運、鉄鋼、自動車であり、予想誤差ボラティリティが小さい5業種は、鉄道・バス、医薬品、ガス、電力、食品である。業績が資源価格や製品価格の変動、景気動向の変化に左右されやすい業種ほど、将来業績の予想がより困難であることを反映していると考えられる。一方で、需要が景気動向等に左右されにくい傾向にある業種ほど、将来業績の予想がより容易であると示唆される。

以上、予想誤差ボラティリティの時系列推移および業種別の傾向の観察の結果からは、予想誤差ボラティリティが年度によって変動し、業種間における平均的な水準には一定程度のばらつきが存在することが明らかにされた。

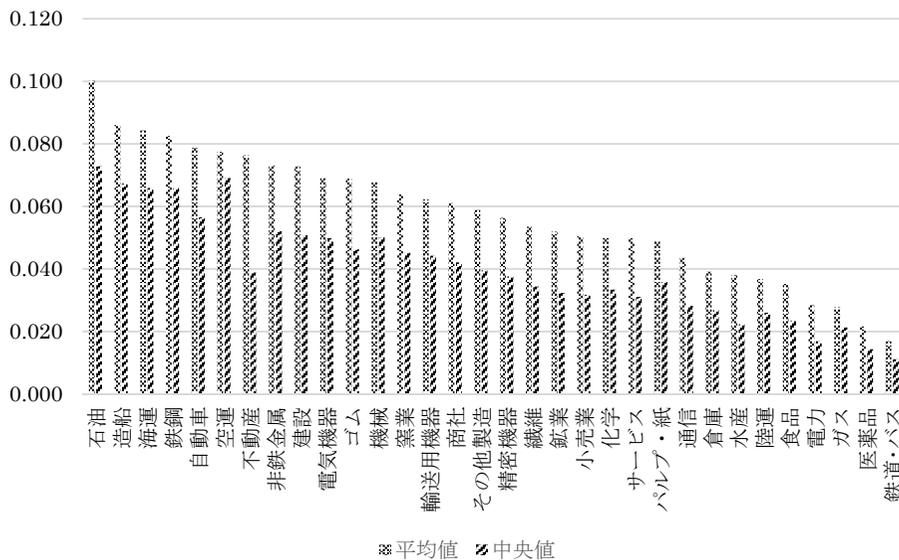


図 5. 経常利益に基づく予想誤差ボラティリティの業種別傾向

#### 4. 予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係

本節では、予備的分析として、予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係を分析する。本稿では、先行研究で主たる関心の対象となっていた予想誤差の中心的傾向ではなく予想誤差の時系列特性を分析するために、Hilary et al. (2014) と同様に、予想誤差ボラティリティに着目するアプローチを採用している。一方、予想誤差の時系列特性を分析する先行研究においては、予想誤差の持続性に着目するアプローチが主に用いられてきた (Ota, 2006; 清水, 2007; Gong et al., 2011)。予想誤差の持続性に着目するアプローチでは、予想誤差の自己回帰モデルの回帰係数を用いるが、推定結果の信頼性を確保することが難しいため、個別企業ごとに推定を行うことはせず、一般にクロスセクション・データあるいはパネル・データにおける推定に基づいた分析を行っている。したがって、予想誤差の持続性に関する分析では、サンプルの全体的な傾向を測定していることになり、個別企業間の差異に焦点を当てることは容易ではない。他方、予想誤差ボラティリティを用いる場合には、各企業年について予想誤差のボラティリティを算出するため、個々の企業の予想誤差の時系列特性の差異に焦点を当てることが可能となる。予想誤差ボラティリティに着目するアプローチにはこのような利点があるものの、予想誤差ボラティリティが予想誤差の持続性とどのような関係にあるかは、先行研究では明らかにされていない。それゆえ本節では、予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係を明らかにする。

予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係を分析するために、まずサンプルを  $MFEVOL_{i,t}$  に基づいて五分位点で区分する。第 1 五分位は  $MFEVOL_{i,t}$  が最も小さいサブ・サンプル、つまり予想誤差ボラティリティが最も小さいサブ・

サンプルであり、第5五分位は予想誤差ボラティリティが最も大きいサブ・サンプルである。前節で予想誤差ボラティリティの時系列変動および産業間の差異が観察されたことを考慮し、サンプル全体の五分位点での区分、および産業年ごとの五分位点での区分という2通りの方法でサンプルを区分する。そのうえで、区分した各サブ・サンプルについて、先行研究 (Ota, 2006; 清水, 2007; Gong et al., 2011) に基づいて設定された以下の(1)式および(2)式を推定する。

$$MFE_{i,t} = \alpha + \beta_1 MFE_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$MFE_{i,t} = \alpha + \beta_1 MFE_{i,t-1} + \beta_2 MFE_{i,t-2} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$MFE_{i,n}$ は企業*i*の*n*期における予想誤差、すなわち*n*期の経営者予想利益から*n*期の実績利益を減じて、*n-1*期末の時価総額で基準化した値である。また、年度効果 (*Year*) および産業効果 (*Industry*) がコントロールされている。予想誤差の持続性は予想誤差のラグ変数の係数である  $\beta_1$  および  $\beta_2$  によって測定される。予想誤差の時系列特性に関して、予想誤差ボラティリティが予想誤差の持続性で測定されるのと共通の特性を捉えているのならば、予想誤差ボラティリティが小さい (大きい) 企業ほど、予想誤差の持続性が高い (低い) と予想される。それゆえ、 $\beta_1$  および  $\beta_2$  は  $MFEVOL_{i,t}$  が小さい (大きい) サブ・サンプルにおいて、より大きい (小さい) 値を示すと予想される。

当期純利益および経常利益のそれぞれについて、(1)式および(2)式を、2通りの方法でサンプルを区分した上で推定するので、(2種類の会計利益) × (2つのモデル) × (2通りのサンプル区分方法) から計8通りの推定結果が得られることになる。

表4は、会計利益として当期純利益を用いた場合の分析結果を示している。各パネルの(Total)列は全サンプルでモデルを推定した結果を示しており、(Low)列は予想誤差ボラティリティが最も小さい第1五分位サブ・サンプルの結果を示している。同様に、(2)列、(3)列、(4)列はそれぞれ第2五分位、第3五分位、第4五分位サブ・サンプルの結果を示している。最後列の(High)列には予想誤差ボラティリティが最も大きい第5五分位サブ・サンプルの結果が示されている。

表4のPanel A ((1)式、全体区分) を見てみると、(Total)列における  $MFE_{i,t-1}$  の係数は正の値であり1%水準で有意である。0.308という係数の大きさは、純利益に基づく  $MFE_{i,t-1}$  の係数推定値として、Ota (2006) で得られた値である0.348<sup>(7)</sup>、清水 (2007) の0.38<sup>(8)</sup>、およびGong et al. (2011) の0.326<sup>(9)</sup> と大きく異ならない。各サブ・サンプルの推定結果を見てみると、(Low)列から(High)列にかけて  $MFE_{i,t-1}$  の係数が段階的に小さくなっていることがわかる (0.965 → 0.659 → 0.521 → 0.438 → 0.115)。この結果は、予想誤差ボラティリティが小さい (大きい) 企業ほど予想誤差の持続性が高い (低い) ことを示唆しており、予想と整合的である。表4のPanel B ((1)式、産業年区分) も同表のPanel Aと同様に、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど予想誤差の持続性が高いことを示唆する

表 4. 当期純利益に基づく予想誤差バラティリティと予想誤差の持続性の関係

Panel A: (1)式, 全体区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Pooled					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.308	0.965	0.659	0.521	0.438	0.115
	[12.81]***	[86.98]***	[12.80]***	[16.08]***	[15.51]***	[6.17]***
Constant	0.030	-0.001	0.002	0.007	0.018	0.153
	[4.24]***	[-2.78]***	[1.16]	[2.54]**	[3.10]***	[7.20]***
Adj-R-squared	0.142	0.936	0.489	0.344	0.282	0.126
N	46,009	9,202	9,202	9,202	9,202	9,201

Panel B: (1)式, 産業年区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Industry-Year					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.308	0.933	0.634	0.545	0.351	0.087
	[12.81]***	[64.14]***	[13.24]***	[17.56]***	[12.57]***	[3.94]***
Constant	0.030	-0.001	0.000	0.002	0.020	0.139
	[4.24]***	[-1.17]	[0.11]	[0.39]	[2.86]***	[8.29]***
Adj-R-squared	0.142	0.878	0.447	0.375	0.232	0.144
N	46,009	9,406	9,214	9,178	9,214	8,997

Panel C: (2)式, 全体区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Pooled					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.277	0.540	0.457	0.390	0.350	0.117
	[12.58]***	[61.13]***	[18.41]***	[19.50]***	[19.35]***	[6.31]***
$MFE_{i,t-2}$	0.109	0.440	0.310	0.250	0.197	-0.033
	[7.80]***	[40.84]***	[12.26]***	[11.79]***	[8.09]***	[-2.78]***
Constant	0.029	-0.001	0.003	0.008	0.018	0.156
	[3.99]***	[-1.14]	[1.90]*	[3.09]***	[3.28]***	[7.13]***
Adj-R-squared	0.152	0.949	0.539	0.386	0.311	0.127
N	46,009	9,202	9,202	9,202	9,202	9,201

Panel D: (2)式, 産業年区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Industry-Year					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.277	0.511	0.438	0.389	0.301	0.089
	[12.58]***	[21.07]***	[11.95]***	[15.18]***	[13.24]***	[4.03]***
$MFE_{i,t-2}$	0.109	0.456	0.324	0.291	0.154	-0.058
	[7.80]***	[21.09]***	[10.03]***	[8.62]***	[6.76]***	[-3.26]***
Constant	0.029	0.000	0.003	0.007	0.020	0.144
	[3.99]***	[0.51]	[1.43]	[1.56]	[2.87]***	[8.60]***
Adj-R-squared	0.152	0.903	0.501	0.425	0.248	0.147
N	46,009	9,406	9,214	9,178	9,214	8,997

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。

括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

結果を報告している。

次に、表 4 の Panel C ((2)式、全体区分) についていえば、(Total)列における  $MFE_{i,t1}$  の係数は正の値であり 1%水準で有意である。0.277 という係数の大きさは、上述した先行研究で得られた結果と比較して、幾分小さい値となっている。各サブ・サンプルの推定結果を見てみると、 $MFE_{i,t1}$  および  $MFE_{i,t2}$  の係数は、(Low)列から(High)列にかけて段階的に小さくなる傾向が観察される ( $MFE_{i,t1}$ , 0.540→0.457→0.390→0.350→0.117;  $MFE_{i,t2}$ , 0.440→0.310→0.250→0.197→0.033)。くわえて、同表の Panel D ((2)式、産業年区分) からも同様の傾向が観察される。したがって、当期純利益を用いた(2)式の推定結果からも、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど予想誤差の持続性が高いことが示唆される。

以上の通り、会計利益として当期純利益を用いた場合の分析結果からは一貫して、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど予想誤差の持続性が高いことが示されており、予想誤差ボラティリティは、予想誤差の時系列特性に関して、予想誤差の持続性と共通の傾向を捉えていると解釈することは妥当だと考えられる。また、サンプルの区分方法の違いは分析結果に顕著な影響を及ぼしていないことがわかる。

表 5 には、会計利益として経常利益を用いた場合の分析結果が示されている。Panel A ((1)式、全体区分) を見てみると、(Total)列における  $MFE_{i,t1}$  の係数は正の値であり 1%水準で有意である。0.344 という係数の大きさは、経常利益に基づく  $MFE_{i,t1}$  の係数推定値として、清水 (2007) で得られた値である 0.33<sup>(10)</sup> とほぼ同等であると考えられる。各サブ・サンプルの推定結果を見てみると、(Low)列から(High)列にかけて  $MFE_{i,t1}$  の係数が段階的に小さくなっていることがわかる (0.940→0.658→0.538→0.409→0.210)。この結果は、予想誤差ボラティリティが小さい (大きい) 企業ほど予想誤差の持続性が高い (低い) ことを示唆しており、予想と整合的である。同表の Panel B ((1)式、産業年区分) もまた、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど予想誤差の持続性が高いことを示唆する結果を報告している。

次に、表 5 の Panel C ((2)式、全体区分) についていえば、(Total)列における  $MFE_{i,t1}$  の係数は正の値であり 1%水準で有意である。0.318 という係数の大きさは、上述した先行研究で得られた結果と大きく異ならない。各サブ・サンプルの推定結果を見てみると、 $MFE_{i,t1}$  および  $MFE_{i,t2}$  の係数は、(Low)列から(High)列にかけて段階的に小さくなる傾向が観察される ( $MFE_{i,t1}$ , 0.534→0.453→0.417→0.346→0.219;  $MFE_{i,t2}$ , 0.429→0.303→0.222→0.153→0.051)。くわえて、同表の Panel D ((2)式、産業年区分) からも同様の傾向が観察される。したがって、経常利益に基づく(2)式の推定結果からも、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど予想誤差の持続性が高いことが示唆される。会計利益として経常利益を用いた場合の分析結果をまとめると、当期純利益に基づく分析結果と同様に、一貫して予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど予想誤差の持続性が高いことを示している。

表 5. 経常利益に基づく予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係

Panel A: (1)式, 全体区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Pooled					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.334	0.940	0.658	0.538	0.409	0.210
	[15.39]***	[69.38]***	[30.44]***	[26.84]***	[18.70]***	[12.47]***
Constant	0.006	-0.001	-0.001	0.000	0.004	0.034
	[0.92]	[-0.66]	[-0.51]	[-0.00]	[0.68]	[1.43]
Adj-R-squared	0.163	0.896	0.497	0.356	0.261	0.174
N	45,992	9,200	9,197	9,199	9,198	9,198

Panel B: (1)式, 産業年区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Industry-Year					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.334	0.890	0.577	0.501	0.373	0.192
	[15.39]***	[47.12]***	[21.67]***	[20.61]***	[15.41]***	[9.75]***
Constant	0.006	-0.003	-0.003	-0.003	0.005	0.027
	[0.92]	[-2.72]***	[-1.19]	[-0.78]	[0.70]	[1.74]*
Adj-R-squared	0.163	0.817	0.392	0.305	0.228	0.156
N	45,992	9,405	9,205	9,181	9,205	8,996

Panel C: (2)式, 全体区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Pooled					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.318	0.534	0.453	0.417	0.346	0.219
	[15.31]***	[56.94]***	[39.86]***	[29.41]***	[22.97]***	[12.07]***
$MFE_{i,t-2}$	0.050	0.429	0.303	0.222	0.153	-0.051
	[4.56]***	[38.39]***	[19.75]***	[15.13]***	[7.04]***	[-4.13]***
Constant	0.006	0.000	0.001	0.002	0.006	0.033
	[1.03]	[0.53]	[0.81]	[0.43]	[1.00]	[1.39]
Adj-R-squared	0.165	0.916	0.545	0.388	0.279	0.177
N	45,992	9,200	9,197	9,199	9,198	9,198

Panel D: (2)式, 産業年区分						
Dependent Variable	$MFE_{i,t}$					
Sample Classification	Industry-Year					
Quintile of $MFEVOL_{i,t}$	Total	Low	2	3	4	High
$MFE_{i,t-1}$	0.318	0.504	0.408	0.386	0.326	0.204
	[15.31]***	[21.15]***	[13.96]***	[19.07]***	[17.94]***	[9.76]***
$MFE_{i,t-2}$	0.050	0.436	0.308	0.244	0.135	-0.072
	[4.56]***	[18.29]***	[8.63]***	[13.89]***	[6.01]***	[-4.86]***
Constant	0.006	-0.001	0.000	0.003	0.007	0.026
	[1.03]	[-0.58]	[-0.16]	[0.59]	[1.04]	[1.70]*
Adj-R-squared	0.165	0.852	0.444	0.344	0.241	0.160
N	45,992	9,405	9,205	9,181	9,205	8,996

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。

括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

本節の予備的分析の結果を概観すると、予想誤差ボラティリティは予想誤差の時系列特性に関して予想誤差の持続性と共通の傾向を捉えていると考えられる。予想誤差の持続性に関する先行研究では、予想誤差の持続性が経営者予想の情報有用性にどのような影響を及ぼすのかは明らかにされていなかった。その理由の1つとして、予想誤差の持続性を個社ごとに測定することの困難さがあると考えられる。予想誤差のボラティリティが予想誤差の時系列特性に関して、予想誤差の持続性と共通の傾向を捉えているのであれば、予想誤差のボラティリティに関する本稿の検証は、予想誤差の持続性に関する研究に対しても有益な示唆を与えられる可能性がある。

## 5. おわりに

本稿では、経営者予想のボラティリティ、より具体的には、経営者予想値と実績値の差として定義される経営者予想の予想誤差ボラティリティの日本における実態を把握した。具体的には、当期純利益および経常利益の双方について、予想誤差ボラティリティを複数の測定期間で算出し、時系列での推移や業種別の傾向について検討した。加えて、予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係についても検討がなされた。

検討の結果、予想誤差ボラティリティは異なる会計利益を用いた場合でも、一定程度共通する経営者予想の時系列特性を捉えた変数であることが確認された。また、予想誤差ボラティリティは短期で測定したとしても、より長期間で測定した場合との相関は高く、予想誤差の時系列特性に関して相当程度共通する特性を捉えていることが示唆された。

予想誤差ボラティリティの時系列の推移に関する検討からは、予想誤差ボラティリティにはマクロレベルの経済環境の不確実性が反映されることが示唆された。また、業種ごとの傾向に関する検討では、業績が資源価格や製品価格の変動、景気動向の変化に左右されやすい業種ほど、予想誤差ボラティリティが高く、業績が景気動向等に左右されにくい傾向にある業種ほど、予想誤差ボラティリティが低い傾向が観察された。

予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係に関する検討からは、予想誤差ボラティリティは予想誤差の時系列特性に関して、予想誤差の持続性と共通する傾向を捉えていることが示唆された。

本稿における経営者予想の予想誤差ボラティリティの日本における実態分析により、アーカイバル・データを用いた実証分析を行うための素地が整った。

### 【注】

- (1) 本稿は、調 (2018) の第3章を加筆・修正したものである。
- (2) 本稿では、「経営者予想誤差 (の) ボラティリティ」、「予想誤差ボラティリティ」を同義の用語として用いる。
- (3) Hilary and Hsu (2013)はアナリスト予想の予想誤差ボラティリティに関する検証を行っている。

- (4) 2000年度には、2000年4月期から2001年3月期を決算期とする企業年観測値が含まれる。他の年度も同様である。
- (5) 業種分類は日経業種中分類に基づく。
- (6) 8期間で測定する場合は、少なくともうち6期で予想誤差が算定可能な場合に予想誤差ボラティリティを算出している。
- (7) Ota (2006), Table 11.4.
- (8) 清水 (2007)、図表 4.
- (9) Gong et al. (2011), Table 3.
- (10) 清水 (2007)、図表 4.

### 【参考文献】

- Gong, G., L. Y. Li, and J. J. Wang. (2011). Serial Correlation in Management Earnings Forecast Errors. *Journal of Accounting Research* 49 (3): 677–720.
- Hilary, G., and C. Hsu. (2013). Analyst Forecast Consistency. *The Journal of Finance* 68 (1): 271–297.
- Hilary, G., C. Hsu, and R. Wang. (2014). Management Forecast Consistency. *Journal of Accounting Research* 52 (1): 163–191.
- Ota, K. (2006). Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan. In *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, edited by G. Gregoriou and M. Gaber, 267–294. Burlington, MA: Elsevier Press.
- 清水康弘 (2007)。「経営者予想に含まれるバイアスの継続性とミスプライシング」『証券アナリストジャーナル』45 (8): 80–96.
- 調勇二 (2018)。「経営者予想開示と財務的意思決定に関する実証研究」、一橋大学大学院商学研究科博士論文。

(2018年8月17日受理)