

経済財政見通しと政府収支^{*1}

川出 真清^{*2}

要 約

本稿は、各国の経済及び財政見通しとその帰結を調査し、財政再建における経済財政見通しの意義を検討した。オーストラリア、フランス、イギリス、ドイツ、イタリア、日本、オランダ、スウェーデンの8カ国における、実質GDP成長率、物価変化率、一般政府債務残高、一般政府支出、一般政府収入、一般政府収支について、各国とOECDの予測値により評価した。まず、予測の不偏性、効率性および予測変数間の関係を検証した。その際、予測時点の現状認識である予測当年の見込み値と実績値のかい離である見込み誤差も考慮した。その結果、財政変数の多くに予測の偏りが見られたが、OECDでも類似の傾向があること、また財政変数は予測当年の見込みと将来予測とが強く相関していることが明らかとなった。最後に、財政変数の見込み値、見込み誤差および予測値と実績値の関係を評価したところ、見込み誤差が実績値に一定の逆相関を持つことが確認でき、楽観的な見込みが実績値に悪影響を与えている可能性が示唆された。今後、財政再建が不可欠な我が国でも、予測の中立性も必要だが、特に偏りを生じやすい財政変数は予測時点の見込みを控えめにすることが、政府収支の改善に有益であることが示唆される。

I. はじめに

日本をはじめ、多くの国々で財政再建が喫緊の課題となっている。その際、政府支出の効率化と、税制改革による税収の拡大を図る際の中長期的な目標や大枠ともいえる、財政規律を実現するための制度やルールが設定されることが多い。たとえば、欧州連合では、2013年の新財政協定により、構造的財政収支の赤字を対GDP比で0.5%以内に押さえ、規律違反に制裁金を課すなどの対応もとられている。さらに、

イギリスやスウェーデンなどは3年から4年程度の中期財政フレームにより財政再建を図っている。

このとき、現在および将来の経済および財政の経済学的評価が、国内外への財政運営に関する説明やルールに活用される。そのためマクロ経済変数や財政変数の経済学的な評価や予測に対して、以前よりも増して注目が集まっている。経済財政予測は従来から、予算編成時の経

^{*1} 本稿は論文検討会において、小林慶一郎氏（慶應義塾大学経済学部教授）から、有益なコメントを頂いた。ここに記して深い感謝の意を表したい。なお、全ての誤りは筆者の責に帰す。

^{*2} 日本大学経済学部准教授

済諸変数の見通しを示し、景気変動下の財政運営の妥当性を確認する役割を担ってきた。実際、各国でも経済財政予測は経済学の枠組みと整合的な財政運営を示す手段として定着している。しかし、近年の経済財政予測は政府収支の改善のため、予測された収入の範囲内に支出を抑制するといった形で、さらなる実質的な役割を期待されるようになりつつある。そこで、本稿では、予測の信頼性評価、さらに予測が政府収支に与える影響について、統計学的な分析を試みる。本稿の分析を通じて、単なる見通しや予測にとどまらない、財政の実態に与える効果

を評価する。

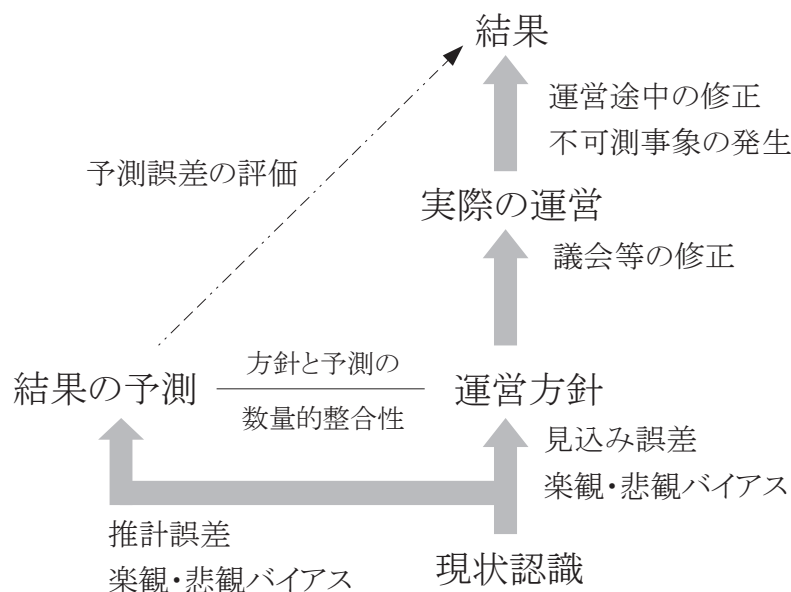
本稿の構成は以下のとおりである。まず、Ⅱ節で既存研究の概観と分析方法を述べる。Ⅲ節で経済財政予測を平均誤差と二乗平均平方根誤差で評価する。Ⅳ節で仮説検定が可能な合理的期待仮説による評価と、その拡張を試みる。Ⅴ節では財政変数の予測について、他の見込みおよび予測変数との相関を検証する。Ⅵ節では、財政予測を規定すると考えられる予測当年の見込み誤差が実際の政府変数にどのような影響があるかを評価する。Ⅶ節で本稿をまとめる。

Ⅱ．既存研究と分析方法

各国政府および国際機関による経済財政予測の妥当性評価は、様々な形で行われてきた。Mincer and Zarnowitz (1969) がマクロ経済予測に関する評価を試みたのをはじめとして、

Artis and Marcellino (2001) やDreher et al. (2008) は国際機関について、Blix et al. (2001) は民間機関も含めて、各国の予測精度を評価している。また、日本でも伴・齊藤 (2001) がマクロ

図1 経済財政予測と実績の関係と問題点



(出所) 筆者作成

モデルにおける物価の予測誤差について、民間の33機関における事前予測の予測誤差と事後的な予測誤差を比較し、小峰他（2010）が複数の経済予測専門家による予測値を集めた内閣府によるESPフォーキャストを用いて、その予測精度を評価している。

さらに、欧州連合において財政規律と監視の強化が図られる中、特に財政変数の予測の中立性に注目が集まっている。Frankel（2011）は33カ国の政府機関の予測を調査し、楽観的な予測が財政健全化の機会を逸したと指摘している。Afonso and Silva（2012）は欧州委員会の政府収支データを用いて、望ましい財政再建ルールを持っている国は政府収支のGDP比率の実績と予測値のかい離において財政規律に望ましい性質を持つとしている。Cimadomo（2012）は構造的な財政収支のリアルタイムデータとその後の予測誤差を用いて、OECD諸国が実績値とは逆に、各時点では反景気循環的な財政政策のスタンスをとっていたとしている。Merola and Perez（2013）では、選挙の日程が、各国の経済予測のみならず、欧州委員会及びOECDの予測にも影響を与えている可能性を見出し、European Commission（2006）およびHagemann（2011）などで議論された各国における独立推計機関の有効性を述べている。これらの分析は、意図的か否かを問わず、経済財政予測において、一定の恣意性や結果への実質的な効果についての可能性を示唆しており、単なる予測としてではなく、実績への影響も踏まえた、予測の扱いをする必要性を示している。日本でも、田中（2011）が我が国の中央政府の歳出歳入の予測値の評価を試み、一般会計の歳出総額と歳入総額が過少予測されているとし、特別会計歳出総額は過大評価されているとしている。

なお、財政運営と予測、結果との関係は図1のように整理できるだろう。まず、現状認識を

踏まえ、財政の運営方針が構築される。その際、経済財政予測は妥当性を示す意味でも運営方針と整合的であることが求められる。その後方針の修正や不可測事象の発生などで、予測と結果がかい離する（予測誤差）。なお、経済理論および統計学的方法論に起因する推計誤差やその他の要因から生じる楽観・悲観バイアスが予測誤差に影響する。既存研究が注目するのは主にこの部分である。本稿は特に現状認識の影響に注目し、運営方針と整合的な経済財政予測の評価や、現状認識の誤差を加えた予測値と実績値の関係を評価する。

その際、我が国、そして財政規律について一定の成果を得ているオーストラリアを加え、欧州のうちフランス、イギリス、ドイツ、イタリア、オランダ、スウェーデンの8カ国を分析対象とした。日本とオーストラリア以外の国は欧州連合に加盟し、安定化計画又は収斂計画を1998年以降毎年提出しており、一般政府の予測値が入手できる。さらに、8カ国の同一項目について、OECDのEconomic Outlookによる予測値も用いて、予測の妥当性を比較した。データ入手の点から、多くの国で入手可能なマクロ変数及びSNAベースの一般政府に絞って、1年から2年先の予測に限定して分析する。対象となる変数は、実質GDP成長率、物価（オーストラリアのみ消費者物価、その他はGDPデフレーター）の対前年変化率、一般政府債務残高（オーストラリアのみ純債務残高、その他は粗債務残高）、一般政府収支、一般政府収入、一般政府支出の対名目GDP比の合計6項目である。なお、オーストラリアは、一般政府債務の入手可能な予測値が純債務のためそのまま用い、物価も非農業部門GDPデフレーターで予測されているため、消費者物価で代用した。さらに、各変数に、実績値、予測当年の見込み値、1年先の予測値、2年先の予測値の4種類を用いた。経済財政の見通しは次年度予算案の提

示などの際に合わせて示されるもので、特に12月頃に示される資料を中心に収集した¹⁾。なお、予測当年のマクロ・財政変数は見込み値に留まり、まだ確定値とはなっていない。そのため、この見込み値も分析に加えた。

データの入手期間は1999年から2011年までの13年間である。なお、たとえば、1999年の予測は2000年度の経済および財政の予測値であり、予測期間としては2000年から2013年まで存在する²⁾。実績値は2013年まで入手可能なものをそのまま用いる。各国の公表資料における予測値は、たとえば日本の一般政府収入お

よび支出のように入手できないデータが存在するため、観測数が全て揃わないことがある³⁾。これらの値は欠損値として取り扱い、分析から除外する。全ての変数に関する基本統計量を表1に示した。

予測の信頼性評価は、一般的に予測の偏りと効率性という観点で評価される。そこで、予測の標準的評価指標である、平均誤差と二乗平均平方根誤差を用いる。ただし、両者は仮説検定ができないため、合理的期待仮説による評価により詳細に検討する。さらに、予測変数間の関係、予測と実績値の関係へと分析を進める。

Ⅲ．予測の不偏性と効率性の評価 1： 平均誤差と二乗平均平方根誤差

まず、統計的予測を評価する際に標準的に用いられることの多い、平均誤差と二乗平均平方根誤差を用いて、予測自体の不偏性と効率性を確認する。

Ⅲ－1．平均誤差と二乗平均平方根誤差による 評価方法

予測は必ず一定の誤差を伴い、その誤差の性質が予測値の信頼性を表現する。まず、対象とする t 年における i 年先の変数を y_{t+i} とその予測値 $y_{t+i|t}$ を考える（ $y_{t+i|t} \equiv E[y_{t+i} | \Omega_t]$ ）。なお、 Ω_t は t 時点に入手可能な情報集合を表し、 e_{t+i} をその時点で予測不能なショックなどによる予測誤差と考えると、(1)式で表すことができる。

$$y_{t+i} = y_{t+i|t} + e_{t+i} \quad (1)$$

この時、 e_{t+i} について解いて、予測誤差 $e_{t+i} = y_{t+i} - y_{t+i|t}$ とおく。このとき、予測精度の標準的指標として、平均誤差（ME：Mean Error）と二乗平均平方根誤差（RMSE：Root Mean Square Error）がある。MEは(2)式のような、予測通期の予測誤差の平均である。

$$ME_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+i} \quad (2)$$

e_{t+i} が実績値の予測値からの差で定義されることから、たとえば、正值であれば実績値が予測値を上回る（すなわち、予測が悲観的である）ことを示している。

次に、RMSEは(3)式で示され、予測期間の予測誤差の二乗和の平均にさらに平方根をとったものである。

1) 多くの国で、12月前後に公表されているが、大きな変動のあった年は予測値が翌年以降に示される場合や、公表されない場合があるなど、必ず12月前後に公表されるわけではないことに留意を要する。

2) 2008年12月の物価の予測値を始め、特にリーマン・ショックの時期に、各国の予測値が欠損することが散見された。経済見通しの困難さのため、公表を控えたものと考えられるが、本論ではそれらも欠損値として扱う。

3) 日本の政府支出における予測値は、2001年から2005年までは入手可能であった。また、一般政府収支は2001年以降公表されていたことから、2001年から2005年までは一般政府支出と一般政府収支の和によって、一般政府収入を求めている。

表 1 分析に用いた変数の基本統計量

	観測数	平均	標準偏差	最大	最小
各国実績値					
GDP成長率	105	1.52	1.94	5.50	-5.20
物価変化率	98	1.56	1.49	5.75	-2.00
一般政府債務残高	99	65.44	39.63	181.80	-3.80
一般政府収支	98	-2.30	3.38	4.60	-9.90
一般政府収入	88	42.96	9.77	59.20	21.90
一般政府支出	88	44.82	10.18	57.50	21.20
各国予測値(1年先)					
GDP成長率	105	1.96	1.17	4.60	-2.00
物価変化率	99	1.66	1.19	5.75	-1.80
一般政府債務残高	101	66.15	40.24	184.90	-3.70
一般政府収支	99	-2.15	3.05	3.50	-8.20
一般政府収入	89	42.77	9.70	58.30	21.60
一般政府支出	89	44.52	10.12	58.00	21.10
各国予測値(2年先)					
GDP成長率	85	2.33	0.72	4.25	0.30
物価変化率	81	1.90	0.56	3.25	0.40
一般政府債務残高	99	65.97	41.49	188.80	-5.10
一般政府収支	97	-1.61	2.87	6.00	-7.30
一般政府収入	87	42.60	9.64	57.00	21.60
一般政府支出	87	43.94	10.02	56.30	20.60
OECD実績値					
GDP成長率	104	1.67	1.61	5.10	-3.40
物価変化率	104	1.63	1.73	7.20	-2.50
一般政府債務残高	104	75.23	46.22	211.70	-5.70
一般政府収支	104	-2.38	3.25	3.80	-12.60
一般政府収入	104	43.42	7.57	59.30	29.70
一般政府支出	104	45.80	7.03	59.00	31.40
OECD予測値(1年先)					
GDP成長率	104	1.98	1.04	4.30	-1.00
物価変化率	104	1.52	1.08	3.90	-1.60
一般政府債務残高	104	76.20	47.79	219.10	-6.10
一般政府収支	104	-2.40	3.05	3.30	-13.30
一般政府収入	104	43.25	7.40	59.20	29.90
一般政府支出	104	45.64	6.91	58.60	31.00
OECD予測値(2年先)					
GDP成長率	104	2.46	0.73	4.20	0.80
物価変化率	104	1.61	0.99	3.20	-1.60
一般政府債務残高	104	76.83	49.40	226.80	-7.10
一般政府収支	104	-2.15	3.03	3.80	-12.50
一般政府収入	104	43.16	7.32	58.50	30.20
一般政府支出	104	45.31	6.74	57.50	30.50

$$RMSE_i = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+i}^2} \quad (3)$$

これは、標準偏差と似た概念で⁴⁾、RMSEが大きいほど予測誤差が平均的に大きくなる。前述のMEが実績値を基準とした上での予測の偏りを示すものであるとすればRMSEは実績値を中心とした予測誤差の幅（予測の効率性）を示すものである。そのため、両者を総合して評価する。

Ⅲ－２．平均誤差と二乗平均平方根誤差による評価結果

各国の予測値の評価結果は表2に、比較のためのOECDの同一カテゴリーの結果も表3に示した。まず、表2ではGDP成長率予測のMEはすべての国で負値であるのが特徴的である。これは1期先の予測でも、2期先の予測でも同じで、平均的に見て予測は楽観的だ（実績値よりも予測値が大きいことで負値を取る）といえる。一方、1年先のGDP予測におけるRMSEは平均的に見て1.86であり、オーストラリアの1.1を除いてほぼその平均値の前後にあり、傾向的に大きな差があるとはいえない。表3のOECD予測の結果と比較しても、それほど大きな違いはなく、各国の予測と明確な差が

あるとはいえない。この結果は物価変化率もほぼ同じである。

政府債務残高はMEで見ると、オーストラリアの1年目の予測値を除いて、すべての国で正値となっており、いずれの国も平均的には実績値よりも低い見通しを持っていることがわかる。さらに、ME自体は2年目になると更に低くなることから、政府債務残高は楽観的になっている。ただし、OECDの結果を見ても、オーストラリアの2年目の予測値とイギリスを除いて、同じ傾向である。このことは、政府収支ほかでも同様である。

以上は、将来予測の誤差だが、予測当年の経済見込みにも一定の誤差（以下、見込み誤差）があることに注意を要する。GDP成長率は、各国による予測はMEが8カ国平均で0.21%であり、小さいとはいえ一定の誤差は存在している。さらに、一般政府収支はMEで見てイギリスが-2.35%、ドイツが2.82%とその他と比べるとかなり大きな見込み誤差が生じている。比較として、OECDの一般政府収支の見込み誤差はイギリスやドイツは小さい（表3）。また、政府収入、政府支出も政府収支に比べて見込み値が実績値に比べて低めになっている。したがって、予測時点の現状認識の誤差である見込み誤差も重要な要因として留意すべきことが示唆される。

Ⅳ．予測の不偏性と効率性の評価2：合理的期待仮説

標準的に用いられるⅢ節の方法は平均的特徴の把握には有効だが、合理的期待仮説に基づく推計は仮説検定が利用できるため、さらに有用

である。そこで、本節では合理的期待仮説に基づく予測の評価を試みる。

4) なお、RMSEは既知の予測値と実績値の差に関する標本標準偏差に近いが、標本標準偏差と比較してその過程で必要となる標本分散を求める段階で、 e_{t+i} から標本平均 $\bar{e}$ が引かれていない。このことは、もし $\bar{e} \neq 0$ であれば、RMSEは標本標準偏差に比べて過大に評価されることになり、予測の偏り（ME）の影響も包含した不偏性を前提とした統計量であることに注意を要する。

表2 各国の経済財政予測のMEとRMSE

	ME			RMSE		
	見込み	1年先予測	2年先予測	見込み	1年先予測	2年先予測
<u>GDP成長率 各国</u>						
全平均	0.2095	-0.4192	-0.9922	0.8420	1.8621	2.4284
AUS	0.4238	-0.0623	-0.4750	1.0612	1.1003	1.2278
FRA	0.0338	-0.6723	-1.3190	0.5308	1.4076	2.1373
GBR	0.4662	-0.1369	-1.0325	0.9937	1.5415	2.6037
GER	0.2269	-0.3562	-0.6367	0.8253	1.9897	2.5312
ITA	0.0962	-0.8869	-1.8650	0.5274	1.6631	2.8318
JPN	-0.0943	-0.5585	NA	0.9178	2.0523	NA
NED	0.3515	-0.4815	-0.9125	0.8152	1.7386	2.0245
SWE	0.1954	-0.1992	-0.5867	0.8947	2.8658	2.8665
<u>物価変化率 各国</u>						
全平均	-0.0321	-0.1091	0.0669	0.6990	1.0432	0.9350
AUS	0.0623	0.3100	0.4525	1.4678	1.8606	1.4105
FRA	0.3050	0.2350	0.1200	0.5037	0.6361	0.6084
GBR	-0.2000	-0.1931	0.0033	0.5631	0.5881	0.4774
GER	-0.1292	-0.4231	-0.4145	0.4452	0.7594	0.6582
ITA	-0.1769	0.1800	0.3075	0.4493	0.6817	0.8764
JPN	-0.1057	-0.7538	NA	0.3482	0.9376	NA
NED	0.1092	0.0962	0.2608	0.5848	1.2676	1.2613
SWE	-0.0411	-0.2850	-0.2411	0.4564	0.8515	1.0145
<u>政府債務残高 各国</u>						
全平均	-0.5905	0.7382	3.1377	2.7615	4.7139	7.8757
AUS	-0.1923	-0.2077	0.6417	2.4177	3.0658	4.3817
FRA	0.4425	1.7892	4.8982	1.1862	3.7001	7.5681
GBR	-1.3315	0.1623	3.2933	2.0305	3.1048	7.9629
GER	0.9585	1.5862	4.6033	1.5369	4.8229	7.6739
ITA	-0.9450	1.2631	4.1283	2.2085	4.0036	6.1170
JPN	-3.3740	0.3370	3.8389	3.7307	5.0881	10.0549
NED	-0.4823	0.5585	2.3164	5.0364	7.9933	11.6409
SWE	-0.3900	0.3246	1.6350	1.9672	4.1006	6.2375
<u>政府収支 各国</u>						
全平均	0.0174	-0.3514	-1.1389	1.9156	2.5266	3.5274
AUS	0.0154	-0.0538	-0.4750	1.4497	2.1406	2.3379
FRA	-0.0775	-0.6358	-1.6618	0.3307	1.4094	2.6345
GBR	-2.3508	-3.1785	-4.8225	2.8258	3.9420	5.7081
GER	2.8200	2.9192	2.2767	3.5283	3.4107	2.9915
ITA	-0.2367	-0.9477	-1.0925	0.9300	1.5302	1.8782
JPN	0.6130	-0.1670	-1.7167	1.4372	2.1759	5.4042
NED	0.0325	-0.5475	-0.7944	0.8642	2.4186	3.1139
SWE	-0.5646	-0.1946	-0.9267	1.3962	1.9082	2.4942
<u>政府収入 各国</u>						
全平均	0.3586	0.5158	0.6464	1.8422	1.9230	1.9368
AUS	0.8000	1.2846	1.2083	1.9115	2.3844	2.4161
FRA	-0.3808	-0.2575	-0.0764	0.8717	0.9207	0.9556
GBR	1.5977	1.4269	0.8833	2.2635	2.2228	1.8525
GER	2.4708	2.7292	3.0208	2.9275	3.0659	3.2915
ITA	-0.8550	-0.9046	-0.1592	1.1970	1.2142	1.1477
JPN	NA	NA	NA	NA	NA	NA
NED	-0.5867	-0.4475	-0.0456	1.3196	1.2286	0.9666
SWE	-0.7585	-0.3538	-0.5400	1.4117	1.2801	1.4319
<u>政府支出 各国</u>						
全平均	0.4089	0.8880	1.7203	2.0240	2.5991	3.2802
AUS	0.7846	1.3385	1.6833	1.3829	2.3859	2.6010
FRA	-0.3033	0.3783	1.5855	0.7805	1.1831	2.3138
GBR	3.9485	4.6054	5.7058	4.5229	5.3269	6.3309
GER	-0.3492	-0.1900	0.7442	0.9847	1.2047	1.9638
ITA	-0.6183	0.0431	0.9333	1.0274	0.8509	1.4802
JPN	NA	NA	NA	NA	NA	NA
NED	-0.6192	0.1000	0.7489	1.5204	2.2748	3.0177
SWE	-0.1938	-0.1592	0.3867	0.8487	1.9839	2.6647

表3 OECDの経済財政予測のMEとRMSE

	ME			RMSE		
	見込み	1年先予測	2年先予測	見込み	1年先予測	2年先予測
<u>GDP成長率 各国</u>						
全平均	0.0292	-0.4250	-1.1442	1.1686	1.7764	2.4023
AUS	0.1000	-0.2000	-0.6231	0.5817	0.8674	0.9644
FRA	-0.1500	-0.6308	-1.3923	0.9925	1.2197	1.9983
GBR	0.2500	-0.2077	-0.9615	1.1343	1.6680	2.6322
GER	0.1917	-0.2308	-1.1462	1.3232	1.9915	2.6010
ITA	-0.1000	-0.8769	-1.9769	0.9747	1.8807	2.7410
JPN	-0.4083	-0.4769	-0.7538	1.6127	2.2247	2.6704
NED	0.4083	-0.5615	-1.4846	0.7500	1.5480	2.4434
SWE	-0.0583	-0.2154	-0.8154	1.5655	2.3185	2.6341
<u>物価変化率 各国</u>						
全平均	0.0323	0.1202	0.0010	0.8669	1.0305	1.1780
AUS	0.4250	0.9769	0.6846	1.1737	2.0812	2.1745
FRA	0.3000	0.2615	0.3385	0.4453	0.4169	0.7243
GBR	0.0083	0.1923	0.4385	0.7297	0.9136	0.8426
GER	-0.1833	-0.2308	-0.0077	0.6570	0.6645	0.5240
ITA	-0.4333	0.4231	0.2231	1.0424	0.5864	0.7830
JPN	-0.2250	-0.6923	-0.9923	0.9106	0.8440	1.1952
NED	0.3667	0.2000	-0.0077	0.9120	0.9389	1.2845
SWE	0.0000	-0.1692	-0.6692	0.8515	0.8814	1.0824
<u>政府債務残高 各国</u>						
全平均	1.0625	2.1365	4.0500	6.4157	7.7721	9.7464
AUS	-1.4231	-1.5154	-0.8692	3.2897	3.6455	4.8899
FRA	1.4846	2.7231	5.1077	3.2013	5.5905	8.5127
GBR	-3.5077	-1.7385	0.9077	7.0607	7.7661	9.8235
GER	0.9923	2.2923	4.0538	2.5236	4.3169	7.7602
ITA	3.0154	4.5692	7.0615	6.5223	9.1885	11.5931
JPN	4.1154	5.4538	7.2000	12.5540	12.7322	12.4402
NED	2.2846	3.0308	5.1769	5.9874	8.3996	11.5395
SWE	1.5385	2.2769	3.7615	4.0013	6.5312	9.1933
<u>政府収支 各国</u>						
全平均	0.0038	-0.2038	-0.7904	0.9987	1.9631	2.6161
AUS	0.0615	-0.4846	-1.0538	1.1858	2.0334	2.6949
FRA	0.0692	-0.4077	-0.9769	0.3563	1.3975	2.1302
GBR	0.1231	-0.2769	-1.4000	1.1503	2.6778	3.3203
GER	0.0538	0.3308	-0.2231	0.3340	1.4679	2.3500
ITA	-0.1692	-0.5769	-0.7846	0.7961	1.4183	1.9818
JPN	0.2923	0.2462	0.1154	1.2619	2.2804	2.9468
NED	0.0769	-0.3231	-1.0231	0.9495	2.2330	2.8141
SWE	-0.4769	-0.1385	-0.9769	1.3728	1.7940	2.4234
<u>政府収入 各国</u>						
全平均	-0.1442	-0.0221	0.0394	1.4717	1.5177	1.6011
AUS	-0.0769	-0.2385	-0.3769	1.7620	1.9676	2.3243
FRA	0.3154	0.4923	0.8077	1.1049	1.2613	1.6127
GBR	-0.7462	-0.7769	-0.8923	1.2893	1.4047	1.3672
GER	0.5000	0.7385	0.8538	0.9683	1.2216	1.2022
ITA	-0.4923	-0.2308	0.0692	0.9038	0.9140	0.9770
JPN	0.2692	0.5154	0.6692	1.1310	1.2536	1.5015
NED	0.4385	0.5308	0.6769	1.8032	1.6611	1.4915
SWE	-1.3615	-1.2077	-1.4923	2.2482	2.0816	1.9383
<u>政府支出 各国</u>						
全平均	-0.1481	0.1817	0.8298	1.5993	2.2030	2.5911
AUS	-0.1385	0.2462	0.6769	1.5826	1.8145	2.0925
FRA	0.2462	0.9000	1.7846	1.1923	1.8121	2.5014
GBR	-0.8692	-0.5000	0.5077	1.8677	2.4948	2.7047
GER	0.4462	0.4077	1.0769	1.1149	1.8578	2.5549
ITA	-0.3231	0.3462	0.8538	1.0414	1.5092	1.8261
JPN	-0.0231	0.2692	0.5538	0.5623	1.5584	2.1690
NED	0.3615	0.8538	1.7000	2.1685	3.0663	3.6018
SWE	-0.8846	-1.0692	-0.5154	2.3880	2.9095	2.8667

Ⅳ－１．予測の不偏性に関する評価方法

変数 y_{t+i} の予測において合理的期待仮説が成り立つ場合、(1)式が成り立つと考え、 $E[e_{t+i}] = 0$ と考える。この時、合理的期待形成の仮説検定として、(4)式において、

$$y_{t+i} = \alpha + \beta y_{t+i|t} + \varepsilon_{t+i} \quad (4)$$

$\alpha = 0$ と $\beta = 1$ が同時に成り立つかどうかを仮説検定するのが Mincer and Zarnoviz (1969) をはじめ一般的な方法である。しかし、Clements and Hendry (1998) は Holden and Peel (1990) にならない、(5)式のように変形すると、

$$e_{t+i} = \alpha + (\beta - 1)y_{t+i|t} + \varepsilon_{t+i} \quad (5)$$

となる。さらに、両辺に期待値をとることで、 $E[e_{t+i}] = 0$ 、 $E[\varepsilon_{t+i}] = 0$ ならば、 $\alpha = (1 - \beta)E[y_{t+i|t}]$ となる。このとき、 $\alpha = 0$ は予測の不偏性、 $\beta = 1$ が予測誤差の分散 $\text{Var}[e_{t+i}]$ の最小化に関する効率性の条件であるため、合理的期待仮説の評価に(4)式を用いることは、予測の偏りと効率性に基づく同時検定、すなわち合理的期待形成の十分条件であり、その必要条件ではないとしている。そのため、同時検定ではなく、次小節以降で示す必要条件による個別の仮説検定を提案している。

Ⅳ－２．予測の不偏性に関する評価方法と拡張

Clements and Hendry (1998) は、前小節で述べた理由から、予測の偏りを個別に検出するため、 $E[e_{t+i}] \neq 0$ については(6)式において、

$$e_{t+i} = \alpha + \varepsilon_{t+i} \quad (6)$$

$\alpha \neq 0$ となるか否かを統計的な仮説検定することを提案している。この時、 ε_{t+i} は t 時点で予測不能なショックと考えることができる。その際、(6)式における統計学的仮説を次のように設定し、 α の統計的有意性に関する仮説検定(t 検定)によって、その妥当性を評価する。

$$H_0: \alpha = 0$$

(帰無仮説：予測に偏りは存在しない)

$$H_1: \alpha \neq 0$$

(対立仮説：予測に一定の偏りが存在する)

この方法は Artis and Marcellino (2001) や田中 (2011) で用いられた方法である。

この時、(4)式の誤差項 ε_{t+i} の二乗和が最小となる最小二乗推定量 $\hat{\alpha}$ が $\hat{\alpha} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+i}$ となるため、 $E[e_{t+i}] = 0$ を仮説検定しているのと同値である。もし、帰無仮説 H_0 が統計的な有意性をもって棄却されるならば、一定の偏りが存在することになる。

ただ、(6)式の定式化が正しいとは限らない。そのため、Clements and Hendry (1998) でも、(8)式のように t 時点に入手可能な様々な情報 z_t で回帰し、その有意性を確認することで、情報の効率的な利用を検討可能であることを示した。これは Merola and Perez (2013) などでも用いられている。

$$e_{t+i} = \alpha + \gamma z_{t+i} + \eta_{t+i} \quad (8)$$

なお、加えるべき説明変数が存在する場合、それを加えないことは過少定式化の問題を引き起こし、推定量が歪み、本来の仮説検定自体が正しく行えない。その影響を見るため、まず(9)式を最小二乗法で回帰したとする。

$$e_{t+i} = \hat{\alpha} + \hat{\varepsilon}_{t+i} \quad (9)$$

この時、正しい定式化がある変数を加えた(10)式であったとする ($E[\eta_{t+i}^*] = 0$)。

$$e_{t+i} = \alpha^* + \gamma^* z_{t+i} + \eta_{t+i}^* \quad (10)$$

(9)式の $\hat{\alpha}$ の推定量は $\hat{\alpha} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+i}$ で求められるが、推定量の期待値を取ると、

$$\begin{aligned} E[\hat{\alpha}] &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E[e_{t+i}] = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E[\alpha^* + \gamma^* z_{t+i} + \eta_{t+i}^*] \\ &= \alpha^* + \gamma^* E[z_t] \neq \alpha^* \end{aligned} \quad (11)$$

となるため、分析に加えられる説明変数の期待値が $E[z_t]=0$ でない限り、推定量の不偏性を満たさないことがわかる。したがって、必要な説明変数が不足する過少定式化は、母数 α^* が0か否かにかかわらず、推定に影響を与える。

なお、説明変数 z_t は、通常、予測誤差がその他の入手可能な情報で説明できることを意味し、統計的に有意であれば、偏った情報で予測されていることを意味する。このとき、 t 時点の情報集合 Ω_t には加わらないものの、 ε_{t+i} とは異なる別の要因 ϕ_t が存在すると考えてみる。さらに、 ϕ_t は t 時点に起きているが、 Ω_t の情報集合にはないショックであり、 t 時点には観測されない（ $E[\phi_t|\Omega_t]=0$ ）とし、将来にその事実が明らかになるとする。すなわち、各時点の情報が完全ではなく、その時点の事後情報 Φ の中で、事後的に明らかになると考える（ $E[\phi_t|\Phi]\neq 0$ ）。事後情報はその時点には入手できない情報だが、事前情報による予測（見込み）と事後情報による実績値の差を見込み誤差と考えれば、一定の影響を持つと考えられる。また、当時入手できなかった ϕ_t による予測への影響の評価を考えることもできる⁵⁾。

将来見通しを意味する「予測（projection）」を公表する予測当年には、経済財政の諸指標が確定値でないことが多く、「見込み（estimate）」にとどまるのが普通である。実際、後年度の実績値と見込み値が大きくかけ離れることも多い。そこで、当時認識されなかった要因を見込み誤差 ϕ_t として（12）式のように定義する。

$$\phi_t \equiv y_t^* - E[y_t|\Omega_t] \quad (12)$$

なお、一般的には $E[y_t|\Omega_t]=y_t^*$ で与えられるが、本稿は真の変数の値 y_t^* が事前に明らかではないとし、実績値と見込み値 $E[y_t|\Omega_t] (\neq E[y_t|\Phi]=y_t^*)$ の差で見込み誤差 ϕ_t を定義する。

適切なモデルによる推定では、加える必要のない過剰な説明変数は自由度の減少を通じて、

推定の効率性を悪化させる。一方、過少定式化である場合は、必要な説明変数を加えなければ推定量は歪んでしまう。さらに、加えた説明変数が本来想定される説明変数（真の説明変数）の代理変数である場合、補論にあるように、定数項の推定量に真の説明変数を代理変数で回帰した際の定数項の影響が出てしまう。そのため、本来、統計的に有意ではない予測の不偏性を表す定数項に、代理変数に起因する統計的有意性が検出される可能性がある。したがって、本稿では定数項が重要な推定量のため、予測の偏りと見込み誤差の判定において、（4）式の説明変数を加えない推計式（従来型）と（10）式の見込み誤差を加えた推計式を組み合わせ、表4のように定義する。

まず、従来型において、予測の偏りが確認できる、すなわち（9）式の定数項が0であるとする帰無仮説が統計的に有意に棄却できる場合、一定の偏りがある可能性を前提として、見込み誤差を評価する。まず、従来型で偏りが検出され、定数項および見込み誤差が統計的に有意であった場合は、見込み誤差を表す式が過少定式化されていたと考え、双方が存在すると考える。次に、定数項および見込み誤差の双方が統計的に有意でない場合は、従来型で偏りが検出されたとする。その理由としては、各国各変数とも最大13の観測数しかなく、ダミー変数を加えたことで、自由度修正済みの自由度が9前後に留まる。そのため、新たに見込み誤差を加えると、新しい説明変数による自由度の減少により、推定の効率性が低下し統計的な検出が難しくなることが考えられるからである。

見込み誤差の項のみ有意な場合には、従来型の偏りは見込み誤差についての過少定式化に起因したものだと考える。最後に、定数項のみが有意な場合には、観測誤差が再確認されたと考える。その場合、推定及び仮説検定上の自由度の理由から、従来型の有意な値が妥当とする。

5) なお、事前情報と事後情報の違いによる予測の相違とそれぞれの特徴は、伴・齊藤（2001）やForni and Morgigliano（2004）でも論じられている。

次に、従来型で予測の偏りが検出できない、すなわち従来型で定数項が統計的に有意でない場合は、偏りが無いことを前提として、過少定式化の可能性を検討する。まず、定数項および見込み誤差が統計的に有意な場合には、従来型は過少定式化による推計で必要な変数が不足していたと考える。補論にあるように、過少定式化は推定量に歪みを生じさせる一方、それを修正するために加えた変数が真の変数か、代理変数かを識別できない。したがって、従来型で偏りを検出できず、見込み誤差を加えたことで、偏りと見込み誤差が検出される場合は過少定式化の可能性に留めざるをえない。なお、偏りを表す定数項、見込み誤差共に、統計的に有意でない場合には、予測誤差に偏りは検出できないと考える。

次に、見込み誤差が統計的に有意で定数項が有意でない場合は、前述の定数項が有意である場合と異なり、予測の偏りとは別に、見込み誤

差との相関があると考ええる。最後に、見込み誤差が統計的に有意にならず、定数項が有意になった場合には、補論で述べたように説明変数の期待値が0ではないため、定数項が有意になった可能性である。そのため、積極的に予測の偏りを支持できる根拠が無いと考え、検出できないとする。

Ⅳ－３．予測の弱効率性に関する評価方法

Clements and Hendry (1998) は従来と別の合理的期待に基づいた予測の効率性の評価法を提案している。効率性とは、二乗平均平方根誤差を最小とする予測値か否かを意味し、その際に弱効率性として、以下の性質を提示している。

$$E[e_{t|t-h}|v_{t|t-h}, v_{t|t-h-1}, v_{t|0}] = 0 \quad (13A)$$

$$E[v_{t|t-h}|v_{t|t-h-1}, v_{t|t-h-2}, v_{t|0}] = 0 \quad (13B)$$

なお、ここで $v_{t|t-h}$ は t 時点の予測の改定幅

表４ 予測の偏りと見込み誤差の判定方法

従来型で予測の偏りが検出された場合

		定数項	
		有意	有意でない
見込み誤差	有意	予測の偏りと見込み誤差を検出	予測誤差ではなく、見込み誤差を検出
	有意でない	予測の偏りを検出	従来型では検出

従来型で予測の偏りが検出されない場合

		定数項	
		有意	有意でない
見込み誤差	有意	過少定式化を検出	見込み誤差あり
	有意でない	検出できず	検出できず

$v_{t|t-h} \equiv y_{t|t-h} - y_{t|t-h-1}$ を表す。そのため、(13A)は過去の予測改定がその時点からの将来の予測誤差と独立であることの必要条件となる。さらに、(13B)は過去の予測の改定が現在時点の予測の改定と独立に決まることの必要条件である。この(13A)と(13B)を合わせ、過去の予測の改定からは各時点の予測誤差が推測できないこと、またその後の予測の改定自体も過去の予測の改定からは影響を受けないことを意味する。これらは、将来の予測の改定は過去の改定から独立していることを意味し、Nordhaus (1987)は予測自体が政府部内のコンセンサスを優先するスタンスや変化の好まない国民感情などによって、穏便な予測する場合を弱効率性を満たさない例として挙げている。

その検出のために、(14)式で示されるような推定式で α_0 を除く、回帰係数の

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{s=1}^N \alpha_{1+s} v_{t|t-s} + \kappa_t \quad (14)$$

有意性に関する仮説検定で検証可能であることを示した。また、Artis and Marcellino (2001)は(14)式を応用して、

$$e_{t|t-h} = y_t - y_{t|t-h} = v_{t|t} + \dots + v_{t|t-h+1} \quad (15)$$

と表現できることを利用し、(9)式の誤差項の系列相関によって、検出可能であるとしている⁶⁾。この際、誤差項を1階の自己相関ではなく、より高い自己相関まで評価することで、1階の相関では観測されないものも検出可能であるとしている。

IV-4. 従来型の予測及び見込みの偏りの評価

見込み誤差を説明変数に含まない予測の不偏性推計（従来型）は各国政府によるものが表5、OECDのものが表6に示されている。な

お、リーマン・ショックによる影響を除去するため、2008年と2009年にダミー変数を用いた最小二乗推定をしており、表2で示したMEと異なる値になる点に留意を要する。

GDP成長率では、イタリア（1年先、2年先）で偏りがある。物価変化率は、ほとんどの国で偏りがあるとはいえないが、フランス、日本（共に1年先）、イタリア、ドイツ（共に2年先）で偏りがある。ただし、いずれの国ともOECDの予測とほぼ等しく、その国固有の偏りとはいいい難い。政府収支は、フランス、イギリス、イタリア、ドイツ（共に1年先、2年先）で偏りが検出される。一方、OECD予測では政府収支はすべての国で偏りがなかった。政府収入は特に1年先予測ではデータが入手可能な国のうちでスウェーデンを除き、偏りが検出された一方、OECD予測との比較からオーストラリア、フランス、ドイツ、オランダ（共に1年先）の予測に国固有の偏りが示唆される。政府支出は、オーストラリア、イギリス、フランス、イタリア（共に2年先）に偏りが検出され、OECDの予測では偏りは検出されなかった。

見込み誤差では、GDP成長率はフランス、イギリス、スウェーデン、物価変化率はフランスとイギリスに統計的に有意な偏りが存在する。さらに、財政変数は、政府収支がオーストラリア、イギリス、ドイツで、政府収入ではスウェーデンとデータのない日本を除く全ての国で、政府支出はドイツとスウェーデン、データのない日本を除く全ての国で統計的に有意な偏りを検出している。

まとめると、マクロ変数はおおむね予測誤差、見込み誤差共に大きな偏りを見出すことはなかった。しかし、財政変数ではその方向は各国間で必ずしも一定ではないものの、特に政府

6) なお、Artis and Marcellino (2001)の定式化による仮説検定は、予測改定の期間内で複数の予測改定が繰り返されているとの仮定のもとでの弱効率性を評価する試みであり、実際に計測される予測改定値を利用した(14)式とは厳密には評価方法が異なる。しかしながら、過去データの制約から、Artis and Marcellino (2001)や田中(2011)に従い、本稿もこの方法を用いた。

収支と政府収入において、予測の偏りを散見することができる。ただ、この方法では予測誤差の要因について検討ができない。そこで、IV－

5節ではIV－1節で検討した見込み誤差を組み込んだ分析を試みる。

表5 各国の予測の不偏性

	不偏性(見込:従来)	不偏性(1年:従来)	不偏性(1年先)	見込み誤差	不偏性(2年:従来)	不偏性(2年先)	見込み誤差
GDP成長率 各国							
AUS	0.4518	-0.2118	-0.1408	-0.1572	-0.6550	-0.3374	-0.4861
FRA	0.2200 *	-0.5191	-0.8635 **	1.5655	-1.5550 *	-1.3900	-1.4346
GBR	0.7273 ***	0.1345	-0.2037	0.4650	-1.0670	-2.0541	1.2853
GER	0.3382	-0.1718	-0.2858	0.3371	-1.1480	-0.7873	-1.0639
ITA	0.2273	-0.7873 *	-1.0372 **	1.0999	-2.2280 ***	-2.5369 **	1.2763
JPN	0.1246	-0.7750	-0.4627	-1.5724	-	-	-
NED	0.4264	-0.1245	-0.5562	1.0123 **	-0.9420	-1.1426	0.4053
SWE	0.4073 *	-0.2018	-0.3546	0.3750	-1.0330	-1.8067	1.4197
物価変化率 各国							
AUS	0.0355	0.4736	0.4994	-0.7270 **	0.3450	0.4158	1.2141
FRA	0.3738 **	0.4463 **	0.1768	0.7208 **	0.2750	0.5423	-0.6078
GBR	-0.2973 *	-0.3036	-0.4215 *	-0.3964	-0.1370	-0.0236	0.3458
GER	-0.0936	-0.3555	-0.3184	0.3957	-0.2578 **	-0.2424 **	0.4786
ITA	-0.1291	0.2509	0.3374 *	0.6702	0.5450 **	0.5261 *	-0.1287
JPN	-0.0777	-0.7538 ***	-0.6255 **	0.4550	-	-	-
NED	0.1536	0.3255	0.2296	0.6236	0.3930	0.2665	0.6456
SWE	-0.0411	-0.2850	-0.3323	0.2956	-0.3850	-0.3356	0.5812
政府債務残高 各国							
AUS	-0.7909	-1.0091	-0.2135	1.0059 ***	-0.4100	1.1187	1.2037 *
FRA	0.2010	1.2745	1.1805	1.0770	4.5833 **	4.4728 *	0.4899
GBR	-0.9545 ***	-0.0764	1.4937	1.6448 *	2.9850	7.2577 *	3.9489
GER	0.7818 *	0.4645	-1.0484	1.9351 *	3.6320 *	2.2314	1.4234
ITA	-1.4650 **	0.3191	1.8216	0.7908	3.6550 **	5.6411 *	0.8693
JPN	-3.6778 ***	-0.9056	0.5918	0.4071	2.2313	3.4299	0.3157
NED	-1.9173 ***	-0.9182	3.5341	2.3222 *	0.4400	9.5795	4.0862
SWE	-0.7382	-0.0073	0.2616	0.3642	1.5440	2.1439	0.7176
政府収支 各国							
AUS	0.5545 **	0.2455	0.1518	0.1688	-0.3400	-0.3725	0.0581
FRA	-0.0830	-0.5080 *	-0.3774	1.5731 *	-1.6222 **	-1.4310 *	2.6897
GBR	-2.1418 ***	-2.8936 ***	-0.8475	0.9553 **	-4.9330 ***	-2.3634	1.0627
GER	3.3300 ***	3.3391 ***	1.8188 *	0.4566 *	2.3320 ***	2.3689	-0.0101
ITA	-0.2650	-1.0236 **	-0.9623 ***	0.8402 **	-1.2650 **	-1.0664	0.3401
JPN	0.4111	0.1089	-0.3053	1.0074	-1.5913	-2.4542	1.2198
NED	0.1780	-0.0860	-0.2867	1.1278 **	-0.2914	-0.2521	-0.1787
SWE	-0.7118	-0.3582	0.2035	0.7891 *	-1.1500	-1.0880	0.0825
政府収入 各国							
AUS	1.4182 ***	1.9545 ***	1.5785 *	0.2652	1.9100 ***	2.0791 *	-0.1105
FRA	-0.6220 ***	-0.4580 *	0.2178	1.0865 ***	-0.2578	0.3595	0.9229 **
GBR	1.0691 **	1.0382 *	-0.2409	1.1964 ***	0.4990	-0.6228	1.3105 ***
GER	2.8482 ***	2.9655 ***	0.5245	0.8570 ***	3.2730 ***	1.7898	0.4680
ITA	-0.9850 ***	-1.0518 ***	-0.3896	0.6420 **	-0.1750	0.7923	0.7725
JPN	-	-	-	-	-	-	-
NED	-0.8590 **	-0.6920 *	-0.0746	0.7187 ***	-0.1871	0.1785	0.4723
SWE	-0.6755	-0.1982	0.3039	0.7434 ***	-0.2180	0.1556	0.4974 *
政府支出 各国							
AUS	0.8636 **	1.7091 ***	1.5091 **	0.2316	2.2500 ***	2.1106 **	0.1438
FRA	-0.5390 **	0.0500	0.4977	0.8306 *	1.3644 *	2.2775 **	1.5274
GBR	3.2109 ***	3.9318 ***	1.1529	0.8655 **	5.4320 ***	2.1348	1.0071 *
GER	-0.4818	-0.3736	-0.5370	-0.3390	0.9410	0.5964	-0.7240
ITA	-0.7200 **	-0.0282	0.3171	0.2140	1.0900 **	1.5193 **	0.5112
JPN	-	-	-	-	-	-	-
NED	-1.0370 **	-0.6060	0.1578	0.7366 *	0.1043	1.2518	1.1542
SWE	0.0364	0.1600	0.1248	0.9673	0.9320	0.9308	1.2390

(注) *は10%, **は5%, ***は1%の統計的有意性を示す。

Ⅳ－５．見込み誤差を加えた評価との比較

Ⅳ－１節で述べたように、見込み値がその後に明らかとなる実績値と異なる場合、予測誤差

自体が見込み誤差に影響される可能性がある。

そこで、(9)式の説明変数を見込み誤差として、最小二乗推定した。

表6 OECDの予測の不偏性

	不偏性(見込:従来)	不偏性(1年:従来)	不偏性(1年先)	見込み誤差	不偏性(2年:従来)	不偏性(2年先)	見込み誤差
GDP成長率 各国							
AUS	0.0600	-0.1545	-0.2147	0.4109	-0.5727 **	-0.4903	-0.1615
FRA	0.0900	-0.4727 *	-0.6306 **	0.2292	-1.5818 ***	-1.6854 **	0.6152
GBR	0.5400 *	0.2000	-0.0076	0.1066	-1.0091	-1.5650	0.8610
GER	0.4600	-0.0364	-0.2978	0.3431	-1.6545 **	-1.1660	-1.2260
ITA	0.2300	-0.6273	-0.6941	-0.6342	-2.2545 ***	-2.0065 **	-1.6675
JPN	-0.3909	-0.0333	-0.4569	-0.3111	-1.1333	-0.9975	-0.2481
NED	0.3900 *	-0.3545	-0.7584	0.6112	-1.6273 **	-2.0870 **	0.9153
SWE	0.5000 ***	-0.1364	-0.8311	1.0423	-1.2000	-2.1970	2.0141
物価変化率 各国							
AUS	0.1800	1.0273 *	0.8084	0.6758	0.3455	0.1028	1.0399
FRA	0.2900 **	0.3455 ***	0.2663 ***	0.2196 **	0.3545	0.2881	0.1102
GBR	-0.0800	0.0091	0.1914	0.0175	0.2091	0.3070 **	0.5875 **
GER	-0.1900	-0.3000	-0.0824	0.2507	-0.0636	0.0097	0.3144
ITA	-0.3000	0.4545 ***	0.4961 ***	0.0870	0.3182	0.3248	0.3826
JPN	-0.0364	-0.7250 ***	-0.6146 **	0.2914	-0.9167 ***	-0.9228 ***	-0.2255
NED	0.2300	0.3727	0.1421	0.4254	0.0182	-0.2924	0.2279
SWE	-0.0500	-0.2455	-0.2556	-0.3119	-0.6091 *	-0.6840 *	-0.0795
政府債務残高 各国							
AUS	-1.1091	-1.6818	-0.3587	1.1930 ***	-1.4818	0.0456	1.3771 **
FRA	0.5091	1.5182	1.1088	0.8042	4.5091 **	4.2327 *	0.5428
GBR	-3.9909 *	-2.8818	1.1900	1.0203 ***	-0.7455	3.1429	0.9743 **
GER	0.7000	1.3000	0.8839	0.5944	2.9455 *	2.9000	0.0650
ITA	2.2273	3.3909	1.7177	0.7512 *	7.4818 **	5.9974 *	0.6665
JPN	4.6167	4.6917	1.0683	0.8652 ***	6.4417 *	3.5277	0.5749 **
NED	2.1091	2.8364	0.8212	0.9555 **	5.0545	3.4742	0.7493
SWE	1.3909	2.2364	0.6919	1.1104 ***	4.4182	2.3929	1.4561 **
政府収支 各国							
AUS	0.3727	0.0727	-0.3018	1.0049 **	-0.6455	-1.0535	1.0947
FRA	0.0636	-0.2818	-0.3860	1.6374 **	-1.1182 *	-1.2719 **	2.4162
GBR	0.1727	-0.0818	-0.1172	0.2048	-1.7545 *	-1.6807 *	-0.4275
GER	0.0545	0.4909	0.3717	2.1854 *	-0.3273	-0.4783	2.7687
ITA	-0.1909	-0.5545	-0.3370	1.1395 ***	-0.9455	-0.8566	0.4653
JPN	0.3500	0.7250	0.3556	0.8729 **	0.5000	0.1627	0.6447
NED	0.2364	0.0455	-0.3040	1.4783 ***	-0.9364	-1.1996	1.1135
SWE	-0.5909	-0.3091	0.0682	0.6386	-1.3000 *	-1.2929	0.0120
政府収入 各国							
AUS	0.2545	0.2455	0.0111	0.9208 ***	0.1273	-0.1371	1.0387 ***
FRA	0.1636	0.3455	0.1977	0.9028 ***	0.6000	0.4436 *	0.9555 ***
GBR	-0.9000 **	-0.6273 *	-0.0642	0.6256 **	-0.7818 **	-0.3197	0.5134 *
GER	0.4636	0.6091 *	0.2195	0.8404 ***	0.8000 **	0.6354 *	0.3550
ITA	-0.6091 **	-0.3545	0.1049	0.7543 **	-0.0091	0.3053	0.5162
JPN	0.2833	0.6250 *	0.5428	0.4508	0.8333 *	0.6694	0.4969
NED	0.4636	0.5818	0.1959	0.8324 ***	0.7273	0.4331	0.6345 ***
SWE	-1.5727 **	-1.4818 **	-0.2825	0.7626 ***	-1.6000 ***	-0.9857 *	0.3906 *
政府支出 各国							
AUS	-0.1182	0.1727	0.2912	1.0028 ***	0.7727	0.8937 **	1.0238 ***
FRA	0.1000	0.6273	0.5161 **	1.1116 ***	1.7182 **	1.6120 ***	1.0617 **
GBR	-1.0727 *	-0.5455	-0.0905	0.4241	0.9727	1.3363	0.3389
GER	0.4091	0.1182	-0.3009	1.0244 ***	1.1273	0.7735	0.8647
ITA	-0.4182	0.2000	0.6124 *	0.9862 ***	0.9364	1.3076 **	0.8876 *
JPN	-0.0667	-0.1000	0.0032	0.7596	0.3333	0.3520	-0.2978
NED	0.2273	0.5364	0.2710	1.1676 ***	1.6636	1.4141 *	1.0980 ***
SWE	-0.9818	-1.1727	-0.1425	1.0493 ***	-0.3000	0.6194	0.9365 ***

(注) *は10%，**は5%，***は1％の統計的有意性を示す。

GDP成長率は見込み誤差を考慮しない場合、イタリア（1年先、2年先）のみが偏りを検出したが、見込み誤差を加えても、偏りを検出している。フランス（1年先）は従来型で偏りを検出できない一方、見込み誤差を加えると偏りが統計的に有意になるが、表4から偏りを検出できないとする。なお、オランダ（1年先）で見込み誤差が統計的に有意であった。一方、OECD予測でも、フランス（1年先）およびオーストラリア、フランス、イギリス、イタリア、オランダ（共に2年先）で統計的に偏りが確認された。イタリアの1年先予測は楽観的な予測だと考えられるが、各国のGDP予測はOECDのそれに比べて良好と考えられる。

物価変化率は、日本（1年先）は見込み誤差を加えても偏りが検出された。なお、フランス（1年先）は従来型で偏りがあるものが見込み誤差で有意となっており、定数項が統計的に有意でないことから、見込み誤差に関する過少定式化が起きていると考える。イギリス、イタリア（共に1年先）は従来型の評価では統計的に有意となっておらず、偏りを検出できないとする。一方で、ドイツ、イタリア（共に2年先）は見込み誤差を加えても、定数項が統計的に有意であり、一定の偏りを検出できる。また、オーストラリア（1年先）は従来型では偏りが観測されなかったが、見込み誤差が統計的に有意な結果となっている。OECD予測と比較すると、フランス（1年先）は従来型での予測の偏りに加え、見込み誤差を加えても、予測の偏り、見込み誤差の双方が検出され、日本、イタリア（共に1年先）は見込み誤差を加えても予測の偏りが検出される。日本については、長期的なデフレ期にあったことを考慮すると、楽観的な見通しを日本、OECD共に持っていたと考えられる。

政府債務残高は、フランス、イタリア（共に2年先）で見込み誤差を加えても、予測の偏りを検出している。オーストラリア（1年先、2年先）、イギリス、ドイツ、オランダ（共に1年先）で見込み誤差の影響が検出される。な

お、OECD予測ではフランス、イタリア（共に2年先）は各国予測と同様で、両国だけが偏った予測をしているわけではない。さらに、1年先予測はほぼすべての国で見込み誤差が有意に出ていることから、政府債務での見込み誤差は各国で一般的なことだと考えることもできる。

政府収支はドイツ、イタリア（共に1年先）で、従来型の偏りの原因に見込み誤差が含まれていたことがわかる。フランス（2年先）は従来型の予測の偏りが再確認され、フランス、イギリス、オランダ、スウェーデン（共に1年先）で、見込み誤差のみが有意に検出される。イギリスとフランスは従来型でも偏りがあり、その偏りは見込み誤差が原因だったと考えられる。また、オランダとスウェーデンは従来型では偏りを検出できないものの、見込み誤差が予測誤差に一定の影響を持つと考えられる。OECD予測は、見込み誤差が1年先予測ではイギリスとスウェーデン以外で偏りがあり、政府収支の予測誤差に見込み誤差は一定の影響を持つことが示唆される。

政府収入は、オーストラリア（1年先、2年先）で従来型でも見込み誤差を加えた場合でも予測の偏りが検出される。また、フランス、イギリス、ドイツ、イタリア、オランダ（共に1年先）で従来型の予測の偏りが見込み誤差が原因だと確認でき、フランス、イギリス（共に2年先）、スウェーデン（1年先、2年先）についても、従来型では観測されない見込み誤差の予測への影響を検出した。OECDの予測でも、1年先及び2年先の予測の多くで、従来型の評価による偏りが見込み誤差が確認できる。

政府支出はオーストラリア（1年先、2年先）、フランス、イタリア（共に2年先）で見込み誤差を加えた場合でも偏りを検出し、イギリス（1年先、2年先）は従来型の偏りが見込み誤差によるものだったとわかる。フランス、オランダ（共に1年先）で、予測の偏りとして検出されない見込み誤差の影響が存在しているとわかる。OECDの予測ではフランスとイタリアは同様の偏りが検出され、オーストラリアは

1年先予測で偏りが検出できなかった。

以上のことをまとめると、マクロ変数および財政変数は従来型の予測誤差の偏りとされたもののうち、見込み誤差が原因とされるものが多く、各国で恣意的な予測の偏りが顕著であるとはいえない。

Ⅳ－6. 予測の弱効率性による評価と比較

予測の弱効率性は従来型の推定で得られた残差によるBreusch-GodfreyによるLM検定を用いた。表7にその結果が示されている。表7は、1年先の予測では、イタリアの物価、フランスの政府支出で、弱効率性を満たすとするp値が10%を下回り、系列相関をkarouじて検出できるため、弱効率性を満たさないケースも

存在しているが、明確に非弱効率性を満たさない予測は見出されない。OECD予測でも、政府収支の予測でp値が10%を下回るケースもあることから、大きな違いはないといえる。一方、2年先予測では、GDPでオーストラリアとイタリアをはじめ、弱効率性が満たされない可能性が散見される。ただし、こちらも各国が12であり、OECDの10と比較しても多いわけではない。

したがって、予測が長期になるにつれて、効率性の問題が出てくる可能性はあるものの、各国政府で目立ってその傾向が見られるわけではない。その意味で、予測の効率性、すなわち、予測改定の際に過去の見解を継続することによる予測精度の悪化は目立った形では見られない。

V. 予測の決定要因に関する評価

これまでの予測誤差に関する評価とは別に、予測は変数間に一定の整合性があるとするのが自然である。その際、もし偏りのある変数を基にその他の変数が予測されていれば、他の変数はその偏りに影響される。そこで、本稿では財政変数が受ける影響に注目し、1年先の政府収支、政府収入、政府支出の予測値と、GDP成長率、物価変化率、その変数自身の見込み値、および予測値と財政の予測変数との相関関係を評価する。

具体的には、マクロの見込および予測変数が財政変数に影響すると考えて、

$$y_{t+1|t} = \alpha + \beta_1 y_{t|t} + \beta_2 GDP_{t+1|t} + \beta_3 GDP_{t|t} + \beta_4 PGDP_{t+1|t} + \beta_5 PGDP_{t|t} + Y_{2008} dummy_{2008} + Y_{2009} dummy_{2009} + \varepsilon_t \quad (16)$$

を用いて回帰する。なお、 $y_{t|t}$ は予測変数自身の予測時点の見込み値($y_{t|t} = E[y_t | \Omega_t]$)、 $dummy_t$ は年次ダミー変数を示す。なお、いずれの国もそれぞれ最大13しか観測数が存在しないため、推定上の自由度確保の観点からⅣ節とは

異なり、ダミー変数を2008年と2009年としつつも、統計的有意性のない変数を落として推計する。

その最小二乗推定の結果は表8に示され、政府収支、政府収入、政府支出のいずれの変数も、予測された他の変数であるGDP成長率や物価変化率よりも、予測当年のその変数自身の見込み値に強い関係をもつことがわかる。特に政府収支はその見込み値がすべての国でその予測値に影響を与えている。

さらに、オーストラリアと日本を除き、GDP成長率の見込み値も、政府収支の予測値に影響を与えている。すなわち、GDPが足元で改善（悪化）すると見込む場合、翌年の政府収支の改善（悪化）を予測することを意味する。

政府収入は見込み値がオーストラリアとオランダおよび、データが入手できない日本以外で相関が確認され、イタリアとオランダでは当年のGDP成長率の見込み値、イギリスでは翌年の予測値が相関を持つ。一方で、オーストラリアとイタリアでは、翌年のGDP成長率の予測

表7 予測の弱効率性に関する仮説検定

	1年予測	2年予測	1年予測	2年予測	1年予測	2年予測	1年予測	2年予測
	国内 GDP		OECD GDP		国内 政府収支		OECD 政府収支	
AUS	0.2271	0.0341	0.8114	0.6666	0.9933	0.3897	0.2984	0.2933
FRA	0.2191	0.1468	0.3144	0.4671	0.6352	0.2477	0.2425	0.1992
GBR	0.5373	0.4863	0.6734	0.5521	0.3975	0.4310	0.9158	0.0979
GER	0.1962	0.2333	0.3248	0.1109	0.9748	0.0742	0.0736	0.2206
ITA	0.1667	0.0555	0.9418	0.0740	0.4520	0.2113	0.1391	0.3464
JPN	0.8281	—	0.8517	0.7014	0.9424	0.9860	0.2983	0.0740
NED	0.5320	0.8729	0.9926	0.1996	0.8179	0.3790	0.0750	0.0360
SWE	0.5549	0.8719	0.6508	0.0433	0.3936	0.3095	0.3336	0.3793
	国内 物価		OECD 物価		国内 政府収入		OECD 政府収入	
AUS	0.1517	0.6613	0.6688	0.2366	0.9631	0.2234	0.3256	0.6613
FRA	0.9113	0.4021	0.6372	0.2872	0.1749	0.0633	0.7372	0.5944
GBR	0.1007	0.0956	0.8003	0.0346	0.2417	0.0928	0.1607	0.1222
GER	0.4471	0.0620	0.4346	0.3054	0.2259	0.0844	0.6470	0.2058
ITA	0.0579	0.1570	0.6937	0.4265	0.1711	0.1263	0.3462	0.1063
JPN	0.9102	—	0.4711	0.1038	—	—	0.7630	0.8333
NED	0.6221	0.5118	0.6104	0.7887	0.1791	0.1087	0.1669	0.2689
SWE	0.3295	0.3260	0.7380	0.0564	0.7237	0.3549	0.6616	0.4199
	国内 政府債務		OECD 政府債務		国内 政府支出		OECD 政府支出	
AUS	0.2632	0.0091	0.6724	0.3402	0.7857	0.1115	0.3417	0.5219
FRA	0.7814	0.8544	0.0320	0.0345	0.0986	0.0277	0.7735	0.6783
GBR	0.8346	0.0620	0.2798	0.2735	0.4651	0.0903	0.2927	0.5527
GER	0.5885	0.1798	0.0248	0.0337	0.9777	0.1563	0.3161	0.2796
ITA	0.4228	0.7265	0.0692	0.1240	0.4153	0.8269	0.5291	0.2109
JPN	0.9866	0.9866	0.3226	0.3043	—	—	0.6604	0.7984
NED	0.5404	0.7069	0.1605	0.7886	0.8373	0.2101	0.0187	0.0622
SWE	0.4344	0.9713	0.1048	0.5810	0.5300	0.3896	0.2806	0.4034

(注1) 表の数値は χ^2 分布の p 値を表す。

(注2) 網掛けは10%の統計的有意性を示す。

値が統計的に有意な負の相関を持っており、GDPの予測値が高まると政府収入の予測値が相対的に低下する。これは政府収入の予測値を対名目GDP比で求めるため、収入を前年と同水準に見積もることにより、GDPの増加がGDP比の低下となつてあらわれるのが原因ではないかと考えられる。なお、物価変化率は統計的に有意ではなかったため、物価による税収予測の影響はないと考えられる。

政府支出では、データのない日本を除く全ての国で、足元の見込み値が統計的に有意であ

る。GDP成長率は符号が負で統計的に有意なのは、イギリス、オランダ、スウェーデンは見込み値、オーストラリア、ドイツ、イタリア、スウェーデンでは1年先予測値である。政府収入と同様に、政府支出も名目GDP比のため、GDP成長率が増加すると分子の政府支出が相対的に小さくなるのが原因だと考えられる。なお、物価変化率の1年先予測はドイツで統計的に有意であり、物価が予測に影響を与える国もわずかにある。

表8 財政予測とマクロ見込および予測変数との相関

政府収支 国内				
	政府収支 (当年見込)	GDP (当年見込)	GDP (1年先予測)	
AUS	0.6840 ***		0.8162 ***	
FRA	0.7739 ***	0.3943 ***		
GBR	0.7673 ***	0.3314 ***		
GER	0.6989 ***	0.2949 ***		
ITA	0.7158 ***	0.2407 **	-0.3804 *	
JPN	0.9068 ***		0.5189 **	
NED	0.7754 ***	0.3290 ***		
SWE	0.6438 ***	0.2801 ***		
政府収入 国内				
	政府収入 (当年見込)	GDP (当年見込)	GDP (1年先予測)	
AUS			-0.2740 *	
FRA	0.8699 ***			
GBR	0.7312 ***		0.5367 ***	
GER	0.9027 ***			
ITA	0.9814 **	0.2121 **	-0.8436 ***	
JPN				
NED		0.2092 *		
SWE	0.8155 ***			
政府支出 国内				
	政府支出 (当年見込)	GDP (当年見込)	GDP (1年先予測)	物価 (1年先予測)
AUS	0.6738 ***		-0.9782 ***	
FRA	1.1220 ***			
GBR	0.7210 ***	-0.2894 **		
GER	0.8468 ***		-0.5911 ***	1.1803 ***
ITA	0.4784 ***		-0.6069 ***	
JPN				
NED	0.7972 ***	-0.3559 ***		
SWE	0.8800 ***	-0.1352 *	-0.4740 ***	

(注) *は10%, **は5%, ***は1%の統計的有意性を示す。

Ⅵ. 見込みと財政の実績との関係について

V節では、財政変数の予測値の多くは見込みや予測値とも相関があることが明らかとなった。Ⅳ節と合わせて考えると、財政変数はGDPや変数自身の見込みとの相関が高い。一方で、見込み値や予測値が実際の財政変数に影響するかは明らかなではない。そこで、最後に、様々な見込みと予測が財政変数の実績値に与える影響を評価する⁷⁾。

具体的には、(15)式のように各国の政府収支、政府収入、政府支出の実績値を、同時点のGDPと物価の実績値、更にその変数自身も加えた予測値、見込み値、見込み誤差を説明変数

として、パネル推定する。

$$y_{i,t}^* = \alpha_i + \beta_1 \text{GDP}_{i,t}^* + \beta_2 \text{PGDP}_{i,t}^* + \beta_3 \text{GDP}_{i,t-1|t-1} + \beta_4 \text{PGDP}_{i,t-1|t-1} + \beta_5 y_{i,t-1|t-1} + \beta_6 \text{GDP}_{i,t|t-1} + \beta_7 \text{PGDP}_{i,t|t-1} + \beta_8 y_{i,t|t-1} + \beta_9 \text{GDP}_{i,t-1} + \beta_{10} \text{PGDP}_{i,t-1} + \beta_{11} y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

なお、*は実績値、各変数の最後の文字Eは見込み誤差を表す。なお、全ての推定はアンバランスド・パネルでの最小二乗推定であり、ハウスマン検定により、固定効果および変量効果を選択した。結果は表9に示されている。

まず、政府収支はハウスマン検定により変量

表9 政府収支の実績に与える見込み値の影響

被説明変数: 政府収支	推定値	標準誤差	有意水準
定数項 (変量効果)	-0.5930	0.5992	
実績 GDP	0.3865	0.1282	***
実績 物価	-0.2446	0.1647	
前年見込 GDP	0.3451	0.1384	**
前年見込 物価	0.3424	0.2121	
前年見込 政府収支	0.3653	0.1770	**
前年予測 GDP	-0.5417	0.2030	***
前年予測 物価	-0.2124	0.2506	
前年予測 政府収支	0.4806	0.2204	**
見込み誤差 GDP	0.4980	0.2375	**
見込み誤差 物価	0.4784	0.2510	*
見込み誤差 政府収支	0.9240	0.0852	***
観測数: 92	決定係数: 0.8595		
Hausman Test: chisq = 8.0599 (df = 14)	修正済決定係数: 0.7193		

7) 定義の違いを考慮しつつ、各国の予測値とOECDの予測値の差を実際の政府収入、政府支出、政府収支などとパネル回帰を試みたが、統計的に有意な結果を得ることができず、見通しの相違が政府収支を始めとした財政変数と相関を持つことは観測できなかった。

被説明変数：政府収入	推定値	標準誤差	有意水準
定数項（変量効果）	2.0759	0.9126	**
実績 GDP	-0.0587	0.0959	
実績 物価	-0.0679	0.1143	
前年見込 GDP	0.0151	0.0873	
前年見込 物価	-0.2548	0.1558	
前年見込 政府収入	0.5648	0.1068	***
前年予測 GDP	-0.0999	0.1319	
前年予測 物価	0.1082	0.1555	
前年予測 政府収入	0.4068	0.1075	***
見込み誤差 GDP	0.1232	0.1875	
見込み誤差 物価	-0.1724	0.1716	
見込み誤差 政府収入	0.8340	0.0639	***
観測数：82		決定係数：0.9944	
Hausman Test: chisq = 2.9987 (df = 14)		修正済決定係数：0.8125	

被説明変数：政府支出	推定値	標準誤差	有意水準
定数項（固定効果）	—	—	—
実績 GDP	-0.4790	0.1153	***
実績 物価	0.2010	0.1335	
前年見込 GDP	-0.2259	0.1166	*
前年見込 物価	-0.5140	0.1772	***
前年見込 政府支出	0.5693	0.1430	***
前年予測 GDP	0.3780	0.1689	**
前年予測 物価	0.4313	0.1990	**
前年予測 政府支出	0.1610	0.1705	
見込み誤差 GDP	-0.4384	0.2133	**
見込み誤差 物価	-0.6436	0.1963	***
見込み誤差 政府支出	0.6604	0.0900	***
観測数：92		決定係数：0.8912	
Hausman Test: chisq = 27.8583 (df = 14)		修正済決定係数：0.6630	

(注) *は10%，**は5%，***は1％の統計的有意性を示す。

効果で推定した。結果はGDP成長率の実績値、GDP成長率および政府収支の見込みおよび予測値で統計的に有意となっている。すなわち、政府収支の実績値にその年のGDP成長率や前年の政府収支の見込み値や予測値が相関している。本稿で注目してきた見込み誤差は、GDP成長率、物価変化率と政府収支の全てで統計的に有意である。特に、政府収支の見込み誤差は政府収支の見込み値と同様に、1%の統計的有意性を持つ。また、その符号が正值で、見込み誤差が実績値の見込み値からの差（実績値－見込み値）で定義されることを考えると、両者は逆相関を持っている。このことは、予測当年の政府収支を悲観的（楽観的）に見込んでいる場合、翌年度の政府収支が結果的に改善（悪化）する可能性を示唆している。これは前年度の政府収支の見込みをベースに財政運営や予測を構成するため、その見込みが実態よりも良いものと見込んでしまうと、結果的に実際の財政運営が弛緩するからだと考えられる。

政府収入でも同様の傾向を見ることが出来る。政府収入は変量効果で推定しているが、政府収入の見込み、予測、見込み誤差が正值で統計的に有意となっている。見込み誤差の係数が正值であることは予測当年の政府収入の見込みが悲観的である場合、翌年の政府収入が高まることを意味している。これは予測当年の実績値が高いことによる翌年度への直接的な影響に加え、GDPの変化に対する税収の弾性値が1より大きいこと、さらには低い見込みに対する政府収入を引き上げる取り組みなされた可能性も

考えられる。一方、GDP成長率の実績値が統計的に有意ではなく、符号も負である。理由として、政府収入はGDP比で定義され、GDPの増加に対して、分母も増加するからと考えられ、必ずしも方向は明らかではない。したがって、符号が負となるのは、その効果が考えられる。

政府支出は固定効果により推定し、GDP成長率が負で有意な結果となっている。これは政府収入で述べたGDP比をとった際の分母の効果によるものだと考えられる。一方、GDP成長率、物価変化率の予測値、GDP成長率、物価変化率、政府支出の見込みおよび見込み誤差が統計的に有意となっている。自身の見込み誤差の係数が正值であることは予測当年の実績値が高いことによる翌年度への直接的な影響が考えられる。これは、政府収入でも同じ関係性だが、その係数が0.83であるのに対して、政府支出では0.66となっており、政府収入のほうが大きい。その差の原因としては前述の政府収入が上振れする効果が考えられ、結果的に見込みを慎重に見込むことで、政府収支が改善すると考えられる。なお、GDP成長率、物価変化率の見込み値は符号が負であり、好景気および物価が上昇する状況下では政府支出が相対的に低下することがわかる。GDP成長率、物価変化率の見込み誤差の符号も負で統計的にも有意であり、実績が見込みを上回る場合、翌年のGDPが水準で見て高くなることで、実績の政府支出の比の分母となるGDPの増加によって、実績値が低下するからと考えられる。

VII. まとめ

本稿は経済財政予測の不偏性や効率性、予測変数間の関係、さらに予測や見込みと財政変数の実績値への影響を評価した。8カ国のマクロ及び一般政府レベルの予測値を用い、同時に

OECDによる予測を比較に用いながら、予測の妥当性などを評価した。また、既存の枠組みを踏襲しつつ、予測当年の見込み誤差を分析に加えた評価を試みた。

その結果、各国の予測誤差はおおむね類似しており、特に大きな差異は確認できなかったが、一部の予測には偏りがあることが確認された。また、その偏りはマクロ変数よりも財政変数に多く見られた。ただし、足元の各変数の見込み誤差を考慮すると、多くの場合で予測の偏りが予測時点の変数の見込み誤差によるものであることが確認でき、予測時点にその時の状況を正確に把握できていれば、多くの予測の偏りを縮減できる可能性がある。

さらに、見込みおよび予測変数の変数間の関係に絞って分析した結果、多くの国で財政変数の予測当年の見込みがその予測値に相関していることがわかった。このことは、財政運営が予測時点までの状況を基準とするからと考えられるが、同時に現状認識が将来の財政変数の推移を規定する可能性を示唆している。そこで、見込み及び予測値が財政変数の実績値に与える影響を評価したところ、予測当年の見込み誤差が、財政変数の実績値に相関を持つことがわかった。すなわち、予測当年の見込みが楽観的になると、実際の政府収支なども悪化することを意味する。その原因は、見込みを楽観的にすると、翌年の財政運営の枠組み自体が楽観的なものになり、それと整合的な予測も楽観的なものからだと考えるべきだろう。

財政変数の予測は一定の偏りを生じやすいとの本稿前段の結果と合わせ考えると、財政再建が重視される各国で、財政変数の偏りとどう向き合うかは重要であろう。その際には、予測当

年の見込みに影響されて偏りが生じている可能性が高いことを前提に、予測値自身を解釈する必要があるだろう。特に財政再建が必要な状況下では、極端ではない範囲で現状を慎重に見込んだ、「棚ぼた」効果による政府収支の改善も重要であろう。当然、財政変数の正確な現状把握は必要である。しかし、財政変数は多くの国で偏りを持つことも本稿で示しており、一定のリスク回避的な姿勢は財政再建において、妥当性のある偏りだと考えられる。

なお、本稿の分析には限界がある。まず、データ入手の限界である。今回は比較的手の容易な欧州連合の経済財政予測を中心にデータを収集したが、欧州連合のすべての国を網羅したわけではない。また、一般政府の予測を用いたため、一部の国の分析しかできなかった。さらに、本稿では1～2年の予測値のみが分析対象となり、3年を超える長期的な予測は対象としていない。社会保障などを議論する際に、1～2年の予測よりも中長期的な議論が意義深い。その意味で、長期的な予測が持つ、予測の偏りや影響関係は足元の経済状態だけに影響されるわけではないだろう。その意味で、本分析を中長期の結果にそのまま当てはめるのには一定の留意が必要である。

さらに、データの種類も主要な変数に限られ、見込み誤差以外に考えられる要因についても、十分に精査する必要もあるが、本分析ではそこまでは至っていない。その意味で、今後、さらに広範かつ精緻な調査が必要である。

参 考 文 献

Afonso, A., Silva, J. (2012) "The fiscal forecast-track record of the European Commission and Portugal," *Technical University of Lisbon, School of Economics and Management, Working Paper*, 37.
Artis, M. and M. Marcellino (2001) "Fiscal Forecasting : The Track Record of the IMF,

OECD and EC," *Econometrics Journal*, 4 (1), pp.S20-36.
Auerbach, A.J. (1999) "On the performance and use of government revenue forecasts," *National Tax Journal*, 52, pp.765-782.
Blix, M., Wadejford, J., Wienecke, U. and Adahl, M. (2001) "How good is the forecasting per-

- formance of major institutions?," *Sveriges Riksbank Economic Review* 3, pp.38-68.
- Clements, M. and Hendry, D. (1998) "Forecasting Economic Time Series," Cambridge University Press.
- Cimadomo, J. (2012) "Fiscal Policy in Real Time," *Scandinavian Journal of Economics*, 114(2), pp.440-465.
- Dreher, A., S. Marchesi and J. R. Vreeland (2008) "The Political Economy of IMF Forecasts," *Public Choice*, 137(1-2), pp.145-171.
- European Commission (2006) "Part III : national numerical fiscal rules and institutions for sound public finances," in *Public Finances in EMU, European Economy*, No 3, pp. 135-195.
- Forni, L. and S. Momigliano (2004) "Cyclical Sensitivity of Fiscal Policies Based on Real-Time Data," *Applied Economics Quarterly*, 50(3), pp.299-326.
- Frankel, J. (2011) "Over-Optimism in Forecasts by Official Budget Agencies and Its Implications," *Oxford Review of Economic Policy*, 27(4), pp.536-562.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1973) "Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts," *Applied Economics*, 5(1), pp.35-47.
- Hagemann, R. (2011) "How Can Fiscal Councils Strengthen Fiscal Performance?" *OECD Journal Economic Studies*, vol.2011, pp.1-24.
- Holden, K and Peel, D A. (1990). "On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts," *The Manchester School* vol. 58(2), pp.120-27.
- Leal, T., J. J. Perez, M. Tujula and J.-P. Vidal (2008) "Fiscal Forecasting : Lessons from the Literature and Challenges," *Fiscal Studies*, 29(3), pp.347-386.
- Merola, R. and J. J. Perez (2013) "Fiscal forecast errors : Governments versus independent agencies?," *European Journal of Political Economy*, 32 pp.285-299.
- Mincer, J. A. and Zarnowitz, V. (1969) "The Evaluation of Economic Forecasts," In Micer (ed) *Economic Forecasts and Expectations*, pp.1-46, National Bureau of Economic Research.
- Nordhaus, W. D. (1987) "Forecasting Efficiency : Concepts and Applications," *Review of Economics and Statistics*, 69(4), pp.667-674.
- Timmermann, A. (2007) "An Evaluation of the World Economic Outlook Forecasts," *IMF Staff Papers*, 54(1), pp.1-33.
- 小峰隆夫・伴金美・河越正明・吉田博 (2010) 「我々は日本の経済予測専門家のサーベイ調査から何を学んだか」, 『経済分析』, 183号, pp104-125, 内閣府経済社会総合研究所
- 田中秀明 (2011) 『財政規律と予算制度改革』, 日本評論社
- 伴金美・齊藤誠 (2001) 「マクロ計量モデルによるインフレ率予測誤差の分析」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, 01-12

補論：代理となる説明変数による 推定量の偏りについて

y_t を z_t で推定すべきところを、 z_t と相関があるが代理変数にあたる x_t で（A.1）式のような推定をした場合の影響を考える。

$$y_t = \delta + \zeta x_t + \hat{\rho}_t \quad (\text{A.1})$$

また、予測誤差の不偏性を表す正しい定式化と、真の説明変数とその代理変数との関係を表す式をそれぞれ、（A.2）式および（A.3）式で示されるとする。

$$y_t = \alpha^* + \beta^* z_t + \varepsilon_t^* \quad (\text{A.2})$$

$$z_t = a^* + b^* x_t + u_t^* \quad (\text{A.3})$$

なお、（A.2）式および（A.3）式を推定した場合に、それぞれが不偏性を満たすための必要条件、 $\text{Cov}(z_t, \varepsilon_t^*) = 0$ 、 $\text{Cov}(x_t, u_t^*) = 0$ が成り立つと仮定する。

この時、代理変数で推定される（A.1）式の関係式は（A.4）式のように表される。

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha^* + \beta^* z_t + \varepsilon_t^* \\ &= (\alpha^* + \beta^* a^*) + \beta^* b^* x_t + (\beta^* u_t^* + \varepsilon_t^*) \\ &= \delta^* + \zeta^* x_t + \rho^* \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

したがって、（A.4）式は δ は $\alpha^* + \beta^* a^*$ を、 ζ は $\beta^* b^*$ を、 $\hat{\rho}_t$ は $\beta^* u_t^* + \varepsilon_t^*$ を、それぞれ推定していることになる。もしこの推定が後述の $\text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*) = 0$ を満たしている場合にも、 δ が a^* を計測しているわけではない。ただし、 $\zeta^* \neq 0$ であれば、 $\beta^* \neq 0$ であることを同時に意味し、 $\beta^* = 0$ であれば δ^* が a^* であることを意味する。

次に、（A.1）式の推定量の不偏性を確認するため、上述の仮定 $\text{Cov}(z_t, \varepsilon_t^*) = 0$ から（A.5）式が導出でき、

$$\begin{aligned} \text{Cov}(z_t, \varepsilon_t^*) &= \text{Cov}(a^* + b^* x_t + u_t^*, \varepsilon_t^*) \\ &= b^* \text{Cov}(x_t, \varepsilon_t^*) + \text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*) = 0 \\ &\Rightarrow \text{Cov}(x_t, \varepsilon_t^*) = -\frac{\text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*)}{b^*} \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

もし $\text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*) \neq 0$ ならば、 $\text{Cov}(x_t, u_t^*) = 0$ から、

$$\begin{aligned} \text{Cov}(x_t, \rho^*) &= \text{Cov}(x_t, \beta^* u_t^* + \varepsilon_t^*) \\ &= \beta^* \text{Cov}(x_t, u_t^*) + \text{Cov}(x_t, \varepsilon_t^*) = -\frac{\text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*)}{b^*} \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

となる。すなわち、 $\text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*) = 0$ であれば、（A.2）式および（A.3）式の不偏推定が可能である。 $\text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*) \neq 0$ であれば、 $\text{Cov}(x_t, \rho_t^*) \neq 0$ となつて、 δ 、 ζ は不偏推定量とは成り得ない。ただし、真の変数 z_t が不明なため、 $\text{Cov}(u_t^*, \varepsilon_t^*) = 0$ を検出できない。したがって、（A.1）式による推定なのか、（A.2）式による推定なのかは明らかではない。

このような問題は通常の理論モデルの推定の際にも起こりうる。すなわち、モデルが正しかったとしても、選択された説明変数が厳密な意味での選ばれるべき真の説明変数 z_t ではなく、その代理変数 x_t となる場合がある。ただ、 z_t を x_t で回帰した際の誤差項が、元の推定式の誤差項と相関を持たなければ、不偏推定が可能である。しかし、誤差項間に相関がある場合には推定量が不偏性を持たなくなる。ただし、このような代理変数の可能性は、推定に用いられたデータが真の説明変数 z_t を正しく表しているか否かがわからなければ検出は困難で、多くの場合、理論上予測された結果と異なる推定値になることで、その可能性が示唆されるに留まる。

そこで、本稿ではモデル上想定される関係性が確認できた場合、すなわち、従来型の予測の偏りを検出した上で、見込み誤差を変数

に加えた推計の際、その係数が統計的に有意であった場合には、代理変数ではない正しい定式化に基づいた推定であると考ええる。一方、従来型の予測の偏りで検出できないにもかかわらず、見込み誤差を加えると定数項が

統計的に有意に出るなど、理論上想定されない結果は、正しいとはいえない代理変数によって、たとえば、説明変数の期待値が0でないことで生じた可能性などを考慮して、予測の偏りを検出できないとの評価に留める。