

経済成長率の事後修正に関する一考察*

実質 GDP のリアル・タイム・データによる分析

内閣府 経済社会総合研究所 特別研究員 河越 正明

1 はじめに

多くの統計数値は、当初の公表値から事後的に改訂され、その意味では複数の実績値が存在する。こうした事後改訂を踏まえると、公表時点を明確にしていつの時点でのどのようなデータが利用可能であったかを考えることが必要である。この場合、データはその公表時点 v を明示した $y_{v,t}$ とあらわされ、リアル・タイム・データと呼ばれる。

本稿では実質 GDP のリアル・タイム・データを分析し、実績値がどのように事後修正されてきたかを検討する。米国においては、RTDSM (Real-time Data Set for Macroeconomists) が Dean Croushore 及び Tom Stark らによって作成され、分析が行われている¹。日本についても、データの改訂状況、それが GDP ギャップの推計値に与える影響、さらにはその財政金融政策に対する含意などについて、幾つかの研究がある²。

ここでは、統計のユーザーの観点から以下の二つを分析課題として取り上げる。まず、データの事後改訂はどのような性格をもつのか、“noise”なのか“news”なのか(e.g. Mankiw, Runkle and Shapiro(1984))を検討する。前者であれば、事後の改訂は公表値の測定誤差によるものとなる。つまり、後から出てくる「真の値」を予測する上で、既公表値をどの程度割り引いて考えるかが問題となって、事後改訂はまさに除くべきノイズである。しかし、後者であれば、事後修正は公表時点では利用できなかった情報が反映されているのであって、既公表値は「合理的な期待値」として、たとえ事後修正があるとしても、次に公表される値の予測値としては一番優れていると考えられる。つまり、事後修正は予め予見できないニュースである。

もう一つの課題は、データの事後的な改訂は基準年の変更などでは大きなものとなるが、この結果、経済の大きな姿がどのように変化してきたかである。そのため、1995年基準固定価格、1995年基準連鎖価格、2000年基準連鎖価格の3

種類のデータで共通に計測が可能な期間について、それぞれの系列がどのような経済の姿を描くかを検討し、分析の際にどの時点のデータを用いているのか、データのヴィンテージを明らかにすることの重要性を指摘する。

本稿の先行研究と比べた比較優位は、分析対象が比較的最近のデータである点である。リアル・タイム・データ分析の先行研究で検討されているデータは、そのほとんどが68SNAであるので、93SNAへの移行はもちろん、QEの公表の仕方の変更(2002年8月)を経た現行システムへの含意は必ずしも明らかではない。その唯一の例外は筆者の知る限り小巻(2005a)であるが、これでも2004年6月までに公表されたデータが分析対象であるので、連鎖価格への価格計算方法の変更等が反映されたデータではない。

本稿の構成は以下の通りである。まず、次節で実質 GDP の四半期伸び率(季調済前期比年率)の事後改訂について検討する。第3節では、こうした事後修正が累積した結果、5年間の年間平均成長率にどのような影響が出るかを検討する。第4節はまとめである。

2 四半期成長率の事後改訂の特徴付け

2-1 分析のフレーム

Mankiw et al.(1984)のマネー・ストックの事後改訂の分析を嚆矢とし、Mankiw and Shapiro(1986)、Faust, Rogers and Wright(2005)では実質経済成長率の事後改訂をそれぞれ米国、G7について検討している。また、小巻(2005a)は日本の実質経済成長率の改訂について同様の分析を行っている。

Mankiw et al.(1984)が提起した“noise”なのか“news”なのかという問題は、以下のようにしてテストできる。まず、実質 GDP 成長率の速報値 X_t^p と事後改訂値 X_t^f の標準偏差を比べ、(1)もしノイズ・ビューが正しければ前者の方が大きく、(2)もしニュース・ビューが正しければ前者の方が小さくなるはずである。そこで、

*本稿は河越(2007)に基づく。2007年4月5日の経済社会総合研究所内のセミナーで黒田昌裕所長、広瀬哲樹次長をはじめ、出席者の方からコメントを頂いた。また、大貫裕二氏及び水田豊氏(ともに内閣府(当時))から草稿段階でコメントを頂戴した。さらに、データ収集について遠山仁人氏((社)経済企画協会)及び尾崎真美子氏(内閣府)からご協力を頂いた。以上の方々に謝意を表す。もちろん、ありうべき誤りはすべて筆者の責任である。なお、本稿の基となる河越(2007)は国民経済計算調査会議第2回推計手法検討委員会が開催(4月19日)される前に脱稿しているので、同委員会の議論は反映されていない点に留意されたい。

1 Croushore 及び Stark の一連の研究があり、この分野のサーベイとしては Croushore(2006)が便利である。

2 例えば、データの改訂については小巻(2005a)がある。GDP ギャップや政策に与える影響については、鎌田・増田(2001)、小巻(2002, 2005b)、竹田・小巻・矢嶋(2005, 第9章)などがある。

$RS_{pf} \equiv std(X_t^p) / std(X_t^f)$ を計算し、 RS_{pf} と 1 との大小関係をみればよい³。

よりフォーマルな統計的なテストとしては、事後修正 $R_t \equiv X_t^f - X_t^p$ について、

$$R_t = \alpha + \beta X_t^p + u_t \quad (1)$$

を推計し、帰無仮説 $\beta = 0$ を対立仮説 $\beta < 0$ の下で有意に棄却できればノイズ・ビューが正しく、棄却できなければニュース・ビューが正しい⁴。さらに、速報値の不偏性 (unbiasedness) と組み合わせると、 $\alpha = \beta = 0$ を仮説検定することができる。

加えて速報値が事後改訂値の合理的な予測値だと考えると、速報値公表時点での情報集合 Ω_t に含まれる任意の変数 $Y_{it} \in \Omega_t$ を説明変数に加えることにより、すなわち、

$$R_t = \alpha + \beta X_t^p + \sum_{i=1}^I \gamma_i Y_{it} + u_t \quad (2)$$

を推計し、 $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_I = 0$ をテストすることができる。

事後改訂がどのようなものかは、予測実務及び計量分析を行うに当たって大きな意味をもつ。予測実務については、例えば公表された 1 次 QE が極めて高い成長率であった時に当該年度の年度成長率の予測値をどう更新するか、考えてみよう。ノイズ・ビューに従えば、その 1 次 QE が事後的にどの程度下方修正されるかを考えて、当該年度の成長率の予測値を見直すので上方修正幅は限定的となろう。ところが、ニュース・ビューに従えば、その 1 次 QE をそのまま使用するので、当該年度の成長率の予測値の修正幅は大きくなる⁵。

また、計量分析については、多くの場合、分析する時点で最新のデータを用いているので、過去の値については事後改訂値を使用していることになる。つまりこうした分析は、事後改訂値が利用可能になる前からあたかもそれを知っているかの如く分析していることになるので、経済主体に「完全予見」を仮定していることになる。こうした分析方法は、ノイズ・ビューが正しく事後改訂が完全に予想できるという場合に正当化できる。その反対の極がニュース・ビューであり、事後改訂値を予見できず速報値をそのまま使うことが一番良いのであり、事後改訂値による分析は到底正当化できない。

OECD の *Main Economic Indicators* のデータベースで G 7

の経済成長率の事後改訂について分析を行った Faust et al. (2005) によれば、式(1)において、 $\alpha = \beta = 0$ はフランス以外の 6 ヶ国で棄却される。さらに、日本については、(1) イギリス・イタリアとともに式(1)は β がマイナスであることを強く示唆するし、(2) $RS \approx 1.4$ であることから、ノイズ・ビューが適当であるという結果になっている。ただし、Faust et al. (2005) で使用されているのは 68SNA による 1997 年第 4 四半期までのデータであり、かつ、2002 年 8 月以前と以後では QE の計算及び公表の仕方が大きく異なることを考えると、上述の結論が現在でも妥当かどうかはわからない。

また、小巻(2005a)は、日本の実質経済成長率について 1980 年第 4 四半期～2004 年第 1 四半期のデータを分析し、事後改訂は計測誤差によると結論している。ただし、これは全サンプルでの結論であり、QE の新公表形式に移行後のサブ・サンプルでどのような結果になるかは(おそらくはサンプル数の制約のため)分析されていない。

2-2 実証分析

ここでは、現行の QE の公表システムに移行した 2002 年 8 月以降、2007 年 2 月までに公表された実質 GDP のデータを分析対象とした。これは、上述のように時点をあまり古くまで遡っても SNA 統計の推計及び公表の仕方が変化したために現時点には妥当しないことを踏まえたものであるが、他方、これには言うまでもなくサンプル数が減少するというコストが伴う。

現行のシステムでは、各年の 2,5,8,11 月の各月に、その 2 ヶ月前に終了した四半期の 1 次 QE が公表され、その 1 ヶ月後に 2 次 QE が公表される。ただし、扱うデータには計算方法の違い 3 種類がある。2004 年 11 月までに公表された 7 系列は 1995 年基準固定価格、2005 年 11 月までの 8 系列は 1995 年連鎖価格、2005 年 12 月以降の 9 系列は 2000 年基準連鎖価格である。

これらのデータから計算される季節調整済前期比年率 X_t について分析する。比較するのは、1 次 QE (X_t^{1E})、2 次 QE (X_t^{2E})、 $t+1$ 期の 1 次 QE 時点が公表された時点の t 期の値 (X_t^{3E}) 及び最新値 (X_t^{FE}) であり、サンプル期間は 2002 年第 2 四半期～2006 年第 3 四半期、サンプル数は 17 となる。なお、最新値とは、3 種類のデータのそれぞれ利用できる最新のデータ系列をさす⁶。

ここで計算する事後改訂は、データの基準年の違い及び

3 これは、株価がファンダメンタルズによって決定されるかという、株価の excess volatility と同様の議論である。Shiller(1981)は、株価が配当の流列の予測値であるならば、予測値である株価の変動は実現値である配当の変動よりも小さくなるという点を分析した。

4 したがって、これは片側検定でテストされることになる。

5 その他に、予測実務上は次期に反動減がくると考えて年度成長率の予測値を動かさないという選択肢があるが、これは本稿での検討の範囲外である。

6 1995 年基準固定価格、1995 年基準連鎖価格は、それぞれ最後に公表されたデータ系列を用いている。

価格の計算方法の違いに起因するものを含まない。2004年第3四半期は、1次QEは1995年基準固定価格、2次QEは同連鎖価格となるので、サンプルから除いている。すなわち改訂は、一次統計が追加的に利用可能となったことや季節調整のかけ直し⁷、欠落月の補充などから生じたものである。

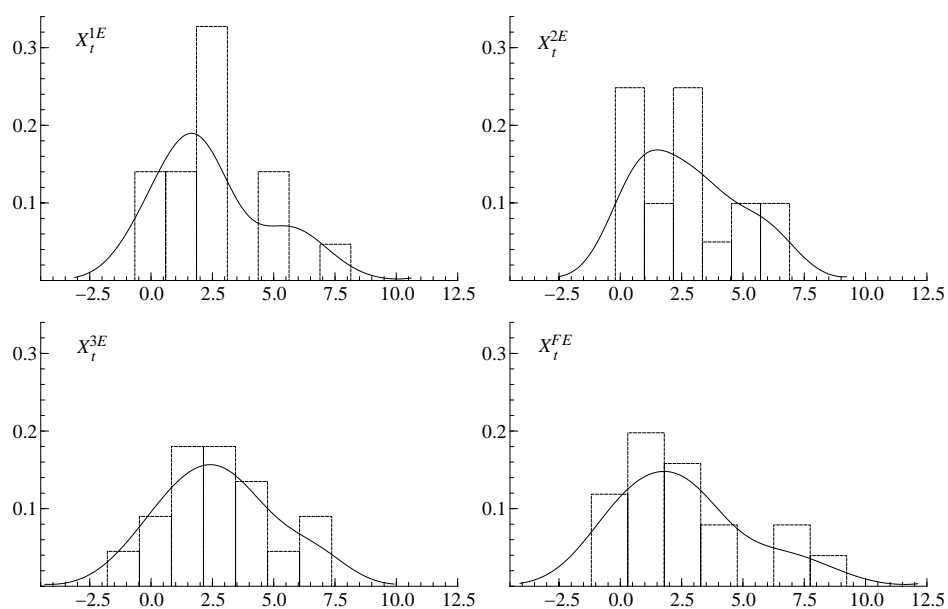
$X_t^i (i = 1E, 2E, 3E, FE)$ それぞれの分布を示したのが、図表1である。これをみると、サンプル数が少ないために

滑らかな分布ではないが、 X_t^{1E} では大きなバラツキを示したものが、 X_t^{2E} では小さくなり、 X_t^{FE} では再度バラツキが大きくなったように見える。実際、 RS_{ij} を計算すると、

$$[RS_{1E,2E} \quad RS_{1E,3E} \quad RS_{1E,FE}] = [1.06 \quad 0.96 \quad 0.85]$$

となって、1次・2次QEの比較では弱いながらもノイズ・ビュー、1次QEと最新値の比較ではニュース・ビューと整合的な結果となった。

図表1 成長率(季節調整済年率)の分布



次に、式(1)を推計しよう。被説明変数は $R_t^{21} (\equiv X_t^{2E} - X_t^{1E})$ 及び $R_t^{F1} (\equiv X_t^{FE} - X_t^{1E})$ であり、説明変数は X_t^{1E} である。被説明変数である R_t^{21} 及び R_t^{F1} について記述統計を示したのが、図表2である。ここから、1次QEから2次QEへは平均的には約0.3%ポイントの上方修正となる。修正の大きさをゼロを基準にみるためにMAE (Mean Absolute Error)及びRMSE (Root Mean Square

Error)を計算すると、0.7~0.9となって1次QEの平均値の3分の1程度に相当する。1次QEから最新値への事後修正は平均するとほぼゼロであるが、これはプラスとマイナスの修正が相殺している結果である。MAEやRMSEが示す修正幅は2超とかなり大きく、1次QEの平均値にほぼ相当する。このように、 R_t^{21} と R_t^{F1} ではだいぶ様子が違うことが、この記述統計から看取できる。

図表2 事後改訂の記述統計

	R_t^{21}	R_t^{F1}	(参考)		
			X_t^{1E}	X_t^{2E}	X_t^{FE}
平均	0.275	0.054	2.483	2.758	2.537
標準偏差	0.883	2.873	2.156	2.029	2.549
MAE	0.708	2.144			
RMSE	0.900	2.788			

⁷ 季節調整方法の設定(例えば異常値やレベルシフト調整の設定)は、式(1)及び(2)の推計結果に影響する可能性があるが、設定変更の推計結果に及ぼす影響は本稿では検討していない。

推計結果は、図表3の(a)及び(c)で示す通りである。ただし、(a)については、残差に不均一分散のおそれがあるので、Whiteにより修正した標準誤差を報告している⁸。(a),(c)ともに β は有意にマイナスであり、帰無仮説 $\alpha = \beta = 0$ も棄

却できる($\chi^2_{(2)}$ テスト)。したがって、どちらの事後改訂についてもノイズ・ビューと整合的な結果といえるが、 X_t^{1E} で説明できる部分は R_t^{21} で1割程度、 R_t^{F1} で4分の1程度と大きくないことに注意が必要である⁹。

図表3 実質 GDP 成長率の事後改訂に関する統計的なテスト

推計式	(a)		(b)		(c)		(d)	
被説明変数	R_t^{21}		R_t^{21}		R_t^{F1}		R_t^{F1}	
説明変数	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
const.	0.625	0.303 *	0.937	0.320 **	1.765	0.956 *	1.616	1.778
X_t^{1E}	-0.141	0.059 **	-0.152	0.055 **	-0.689	0.294 **	-0.604	0.345 †
D2			0.146	0.579			0.102	1.939
D3			-1.116	0.470 **			0.654	2.003
D4			-0.281	0.313			-1.044	1.953
R^2		0.119		0.440		0.267		0.309
adj- R^2		0.060		0.253		0.219		0.079
$\chi^2_{(2)}$ テスト		5.861 *				5.484 *		

注: 両側検定で*は10%水準、**は5%水準でそれぞれ有意。片側検定で†は10%水準で有意。

次に、追加的に説明変数 $Y_{i,t}$ を加えた式(2)を推計しよう。加える変数として、まず各四半期に対応するダミー変数を取り上げた結果が、図表3の(b)及び(d)である。 R_t^{21} については、 β は依然として有意にマイナスであるほか、第3四半期のダミー変数D3が有意にマイナスとなり、事後修正に季節性が検出された。 R_t^{F1} については、 β は片側検定10%水準で有意であるが、その他の変数は有意でなく季節性も見られない。

さらに、同時期の金融・資本市場の変数が事後的な GDP

の改訂を予測する上で役に立つか、検討した。こうした変数は、実現値が直ちに明らかになるので、情報集合 Ω_t に含まれることになる。具体的には、株価上昇率 STK_t (対前期比年率)及び長期金利 LR_t を追加的な変数として、推計式に加えた。図表4が示すように、 R_t^{21} についてはこれらの変数は説明力を持たないものの、 R_t^{F1} については株価上昇率が一定の説明力を有するという結果となった(10%で有意)。

図表4 金融・資本市場の変数の説明力

推計式	(e)		(f)	
被説明変数	R_t^{21}		R_t^{F1}	
説明変数	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
const.	2.030	0.878 **	4.904	2.654 *
X_t^{1E}	-0.171	0.074 **	-0.892	0.294 **
$STK(\times 10^{-3})$	-0.794	4.764	32.175	17.420 *
LR	-0.813	0.546	-2.241	1.841
D3	-0.982	0.375 **		
R^2		0.500		0.449
adj- R^2		0.333		0.322

注: 両側検定で*は10%水準、**は5%水準でそれぞれ有意。

このように1次QEから2次QEへの改訂は(説明力はそれほど高くないものの)ノイズ・ビューが一貫して支持される一方、1次QEから最新値への改訂については、RSと式(1)による結果は相反するものとなっている。この点を

再検討すると、サンプル数が少ないために、ある特定のデータの動きが影響している¹⁰。このデータを除くと、 $RS_{1E,FE} = 1.04$ と僅かながら1を上回る一方、推計結果は(c)と大差ない。

8 不均一分散のテストは有意ではないが、Whiteによる補正を行わないと、標準誤差は(a)では0.099と約2/3大きくなる。

9 分析対象には3種類のデータを含むため、式(1)において切片 α や傾き β に違いが出る可能性も考慮し、

$$R_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \beta_1 X_t^{1E} + \beta_2 (D_2 X_t^{1E}) + \beta_3 (D_3 X_t^{1E}) + u_t$$

を推計したが、帰無仮説 $\alpha_2 = \alpha_3 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ は棄却されない。

10 2003年第3四半期の成長率は、1次QEで2.2%だったが、1.4%に2次QEで改訂された後、最新値では8.3%と大幅に上方修正された。

以上から、ノイズ・ビューが概ね妥当であるものの、既知のデータの説明力は低いと結論付けられる。Faust et al. (2005)及び小巻(2005a)の結果が再確認されたといえよう。しかし、既知のデータの説明力が低いことから、事後改訂値のみを使用するような「完全予見」を前提としたような分析を行うことは、あまり適当ではないことがわかる。

また、 R_t^{21} と R_t^{F1} では図表2~4が示す結果から、統計的に性質がやや違うようである。これは1次QE、2次QEとも主として同じ需要側の統計から作るのに対し、その後の改定値、例えば確報は主として供給側の統計によって作成されるということが反映している可能性がある。この結果は、竹田・小巻・矢嶋(2005, 第9章補論)が、やや古いデータを用いているものの、共分散構造分析によって得られた結果と整合的であると考えられる。

3 長期の平均成長率

次にこうした事後修正がどのように長期でみた成長率に影響するかを検討しよう。たとえば、仮に事後修正 $R_t^{21}, R_t^{32}, \dots$ がホワイト・ノイズの場合は相互に相殺し合う結果、長期の成長率に大きな影響はないことになる。事後修正の累積がどのような影響を及ぼすのが、本節での検討課題である。

時点 v に公表された実質GDPのデータ $Y_{v,t}$ から、 t 期から T 期までの平均成長率(年率)を

$$d_{v,t,T} = \left[\left(Y_{v,T} / Y_{v,t} \right)^{1/(T-t)} - 1 \right] \times 100 \text{ と計算する。2004}$$

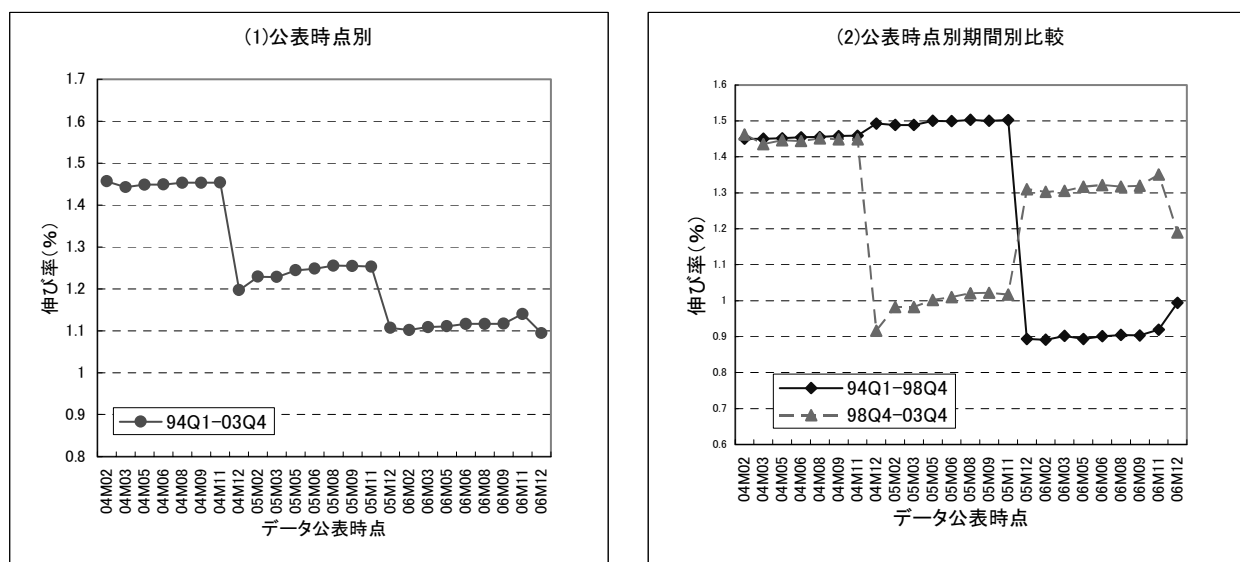
年2月以降2006年12月までの全24系列を対象とし、これ

らに共通なサンプル期間として、 t 期は1994年第1四半期、 T 期は2003年第3四半期と設定した。各系列について平均成長率を計算したものが、図表5(1)で示される。前述のように3種類の系列があり、大ざっぱには1995年基準固定価格では1.5%、1995年連鎖価格では1.2%、2000年基準連鎖価格では1.1%である。データ系列間にはコンマ数%ポイントの違いがあるものの、同系列の中ではヴィンテージの違いによる差はごく僅かである。

そこで、同期間を1994年第1四半期~1998年第4四半期、1998年第4四半期~2003年第3四半期の二つに分割し、それぞれ平均成長率を計算した。その結果、図表5(2)が示すように、1995年基準固定価格では前期・後期とも1.5%で差がないが、1995年基準連鎖価格では前期1.5%から後期0.9%に「減速」している一方、2000年基準連鎖価格では前期0.9%から後期1.3%に「加速」していることがわかった。

このように、同じサンプル期間でも使うデータの種類の次第で経済の姿がかなり違う。これは様々な経済分析に影響を与える可能性がある。例えば、現在の潜在成長率はどれ位なのか、中でもTFPの伸びがどれ位なのかは、中長期的な経済の姿を考える上で重要な意味を持つ。TFPの計測については、これまで要素投入量の計測の問題、すなわち稼働率の調整(特に非製造業)や要素の「質」の問題が指摘されてきた(e.g. 宮川(2006))。上述の議論は、生産物の計測の問題も重要であり、特に近年のデータの相次ぐ改訂によって公表時点を明示しつつ分析を行う必要性が高まっていることを示すものである。

図表5 長期の年平均成長率



4 結び

本稿では統計のユーザーの観点から、2002年8月以降2007年2月までに公表された実質GDPのデータを分析し、実質GDP成長率の事後改訂について二つの分析を行った。まず、1次QEについては、2次QEへの改訂、最新値への改訂ともに1次QEの値が説明力をもつという点では測定誤差と理解できるものであり、1次QEは後から出てくる値の「合理的な期待値」ではない。さらに、2次QEへの改訂には季節性がみられ、最新値への改訂には株価上昇率の一定の説明力が認められた。つまり、Mankiw et al. (1984)の“noise or news”という問題提起については、ノイズという答えである。ただし、こうした推計式の説明力は高くないので、その時点では利用可能ではない事後改定値を用いて分析を行うような「完全予見」を前提にしたアプローチは望ましくない。本稿のサンプル数が17と小さい点には注意する必要があるものの、Faust et al. (2005)や小巻(2005a)の結論を概ね再確認するものである。

次に、こうした事後改訂がどのように長期的な経済の姿を変えたかを検討した。毎回のデータが公表される際の改訂は1994年から2003年の平均成長率にはほとんど影響せず、いわば事後改訂が相互に相殺していることがうかがえる。しかし、価格計算方式の変更及び基準年の変更は、大きな影響を与えている。特にサンプル期間を1998年第4四半期で前後に区切った場合に、1995年基準固定価格では経済は両期間とも「等速」で成長している姿であるが、同基準連鎖価格では「減速」、2000年連鎖価格では「加速」する姿となっている。このような3種類のデータの切り替えが2004～2006年の短期間に相次いで行われたため、この期間に例えばTFPの推計を行った場合に、使用した実質GDPのデータの種類の種類が推計結果に影響している可能性があると考えられる。

【参考文献】

- Croushore, Dean (2006) “Forecasting with Real-time Macroeconomic Data,” in Graham Elliott, Clive W. J. Granger and Allan Timmermann eds. *Handbook of Economic Forecasting*, Amsterdam, Netherland: Elsevier. pp. 961-982
- Faust, Jon, John H. Rogers and Jonathan H. Wright (2005) “News and Noise in G-7 GDP Announcements,” *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol.37, pp.403-419.
- 鎌田康一郎・増田 宗人(2001) 「統計の計測誤差がわが国の GDP ギャップに与える影響」『金融研究』第 4 号 pp.123-170
- 河越正明 (2007) 「経済成長率はいかに事後修正されたか: 実質 GDP のリアル・タイム・データによる分析」内閣府経済社会総合研究所 New ESRI Working Paper No.2
- 小巻泰之(2002)「Real-Time データによる GDP ギャップの推定の不確実性」 日本大学経済学部経済科学研究所 Working Paper 02-01
- 小巻泰之(2005a)「GDP 速報値における予測誤差と計測誤差」『国民経済雑誌』第 191 巻 pp.1-15
- 小巻泰之(2005b)「金融政策の評価におけるデータ改訂の影響」 日本大学経済学部経済科学研究所 Working Paper 05-01
- Mankiw, N. Gregory and Matthew D. Shapiro (1986) “News or Noise: An Analysis of GNP Revisions,” *Survey of Current Business*, May, pp. 20-25
- Mankiw, N. Gregory, David E. Runkle and Matthew D. Shapiro (1984) “Are Preliminary Announcements of the Money Stock Rational Forecasts ?,” *Journal of Monetary Economics*, vol.14, pp.15-27
- 宮川努(2006) 「生産性の経済学: 我々の理解はどこまで進んだのか」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-06
- Shiller, Robert J. (1981) “Do Stock Prices Move Too Much To Be Justified by Subsequent Changes in Dividends ?” *American Economic Review* vol.71, pp.421-435.
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次(2005)『期待形成の異質性とマクロ経済政策』東洋経済新報社