

New ESRI Working Paper Series No.2

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—

by

河越 正明

May 2007



内閣府経済社会総合研究所
Economic and Social Research Institute
Cabinet Office
Tokyo, Japan

新ESRIワーキング・ペーパー・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所の研究者および外部研究者によってとりまとめられた研究試論です。学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

なお、研究試論という性格上今後の修正が予定されるものであり、当研究所及び著者からの事前の許可なく論文を引用・転載することを禁止いたします。

(連絡先) 総務部総務課 03-3581-0919 (直通)

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

河越正明*

2007年5月

概要

2002年8月以降2007年2月までに公表された実質GDP成長率のデータを分析すると、1次QEから2次QE、最新値(2007年2月公表値)への改訂は、1次QEの値が説明力をもつという点とともに測定誤差と特徴付けられる。すなわち、Mankiw, Runkle and Shapiro (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。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のか検討すると、1994~2003年を1998年第4四半期で前後に区切った場合、1995年基準固定価格、同連鎖価格、2000年基準連鎖価格ではかなり経済の姿が異なる。こうした3種類のデータの切り替えが2004年から2006年の短期間に相次いで実施されたので、この時期に行われた例えばTFPの推計については、使用したデータの種類が推計結果に影響している可能性がある。

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*1、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*2。日本についても、データの改訂状況、それがGDPギャップ

* 内閣府経済社会総合研究所特別研究員

*1 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)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おり、同委員会の議論は反映されていないが、同委員会はSNAのいわばメーカーの立場からの検討であるので本稿のようなユーザーからの立場の検討とは異なるものである。

*2 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。

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^{*3}。

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 et al. (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,

^{*3} 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。

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” 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、 $RS_{pf} \equiv std(X_t^p)/std(X_t^f)$ を計算し、 RS_{pf} と 1 との大小関係をみればよい^{*4}。

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の見方が正しい^{*5}。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 $Y_i \in \Omega_t$ を説明変数に加えることにより、すなわち、

$$R_t = \alpha + \beta X_t^p + \sum_i \gamma_i Y_i + u_t \quad (2)$$

を推計し、 $\gamma_i = \gamma_{i+1} = \dots = \gamma_l = 0$ 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る。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^{*6}。

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

^{*4} 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。

^{*5} したがって、これは片側検定でテストされることになる。

^{*6} 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。

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、事後改訂値を予測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。

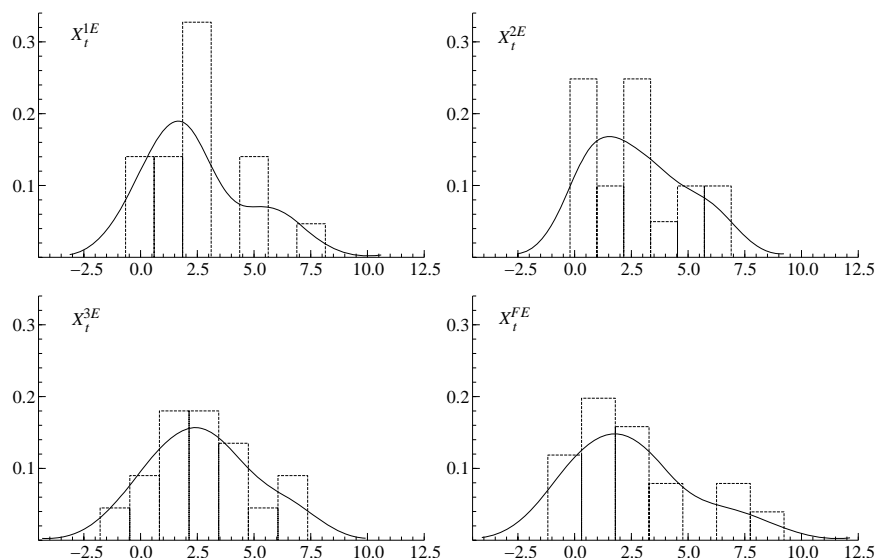
2.2 実証分析

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、それらの 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う 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})、次期の 1 次 QE 時点の前期の値 (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。最新値とは、3 種類のデータのそれぞれ利用できる最

図表 1: 成長率 (季節調整済年率) の分布



新のデータ系列をさす*7。したがって、ここで計算する事後改訂は、データの基準年の違い及び価格の計算方法の違いに起因するものを含まず、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*8、欠落月の補充などから生じたものである*9。

$X_t^i (i = 1E, 2E, 3E, FE)$ 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、 $RS_{i,j}$ を計算すると、

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

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。

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 及び RMSE 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

*7 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。

*8 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。

*9 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。

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			

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	
\bar{R}^2	0.060		0.253		0.219		0.079	
χ^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。

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} ではだいが様子が違うことが、この記述統計から看取できる。

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^{*10}。(a),(c) とともに 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^{*11}。

次に、追加的に説明変数 Y_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

^{*10} 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。

^{*11} 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、 $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \beta_1 X_t^p + \beta_2 (D_2 \cdot X_t^p) + \beta_3 (D_3 \cdot X_t^p) + u_t$ 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。

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		
\bar{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。

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 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)。

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^{*12}。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。

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^{21} と R^{21} 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のかもしれない。この結果は、竹田他 (2005, 第 9 章補論) が、ややデータは古いものを用いているものの、共分散構造分析を用いて得られた結果と整合的であると考えられる。

^{*12} 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。

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 $d_{v,t,T} = [(Y_{v,T}/Y_{v,t})^{4/(T-t)} - 1] \times 100$ 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 種類の系列があって、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 %であり、データ系列間にはコンマ数%ポイントの違いがある。他方、同系列の中ではヴィンテッジの違いによる差はごく僅かである。

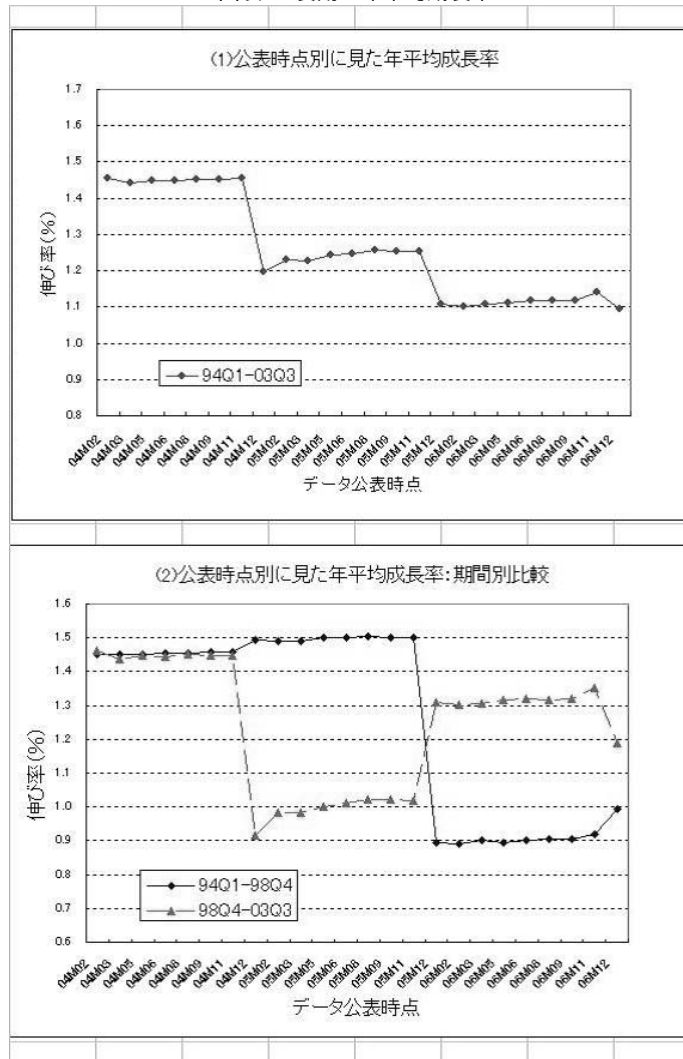
そこで、同期間を 1994 年第 1 四半期 ~ 1998 年第 4 四半期、1998 年第 4 四半期 ~ 2003 年第 3 四半期に期間を分割して、各期で平均成長率を計算した。その結果、図表 5(2) が示すように、1995 年基準固定価格では前期・後期とも 1.5 %で差がないが、1995 年基準連鎖価格では前期 1.5 %から後期 0.9 %に「減速」している一方、2000 年基準連鎖価格では前期 0.9 %から後期 1.3 %に「加速」していることがわかった。

このように、同じサンプル期間でも使うデータの種類次第で経済の姿がかなり違い、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、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ところであるが (e.g. 宮川 (2006))、上述の議論は、生産物の計測の問題、特にその公表時点が特に近年のデータの相次ぐ改訂によって重要性が高まっていることを示すものである。

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

図表 5: 長期の年平均成長率



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 年の年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。特にサンブ

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, Netherlands: North-Holland. 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，123–170 頁。
- 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，1–15 頁。
- 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*. Vol. 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。