資料3

QE 需要側・供給側推計値の統合比率の検証*

1　前回報告のポイント

2017 年 12 月 11 日の国民経済計算体系的整備部会の懇談会では、内閣府より受領した需要側・供給側推計値をもとに、下記の回帰式で統合比率 α、β を算出した（表 1)。

$$\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}-1\right)=\alpha\left(\frac{D_t}{Y_{t-1}}-1\right)+\beta\left(\frac{S_t}{Y_{t-1}}-1\right)+const.+u_t, \tag{1}$$

ただし、Y_t、 D_t、 S_t は、それぞれ t 年における実額ベースの年次推計値、 需要側推計値、 供給側推計値。

General-to-simple アプローチに従い、有意とならなかった変数を順番に落としてモデル選択を行うと、

1. 国内家計最終消費支出については、const、α ともに有意とならず、**供給側推計値のみを用いたモデル (3) が最適なモデル**として選ばれた。同モデルは、乖離（Dev）ではモデル (1) に劣るが、標準偏差（SE)、$\bar{R}^2$、AIC では他のモデルより優れている。Encompassing Test もモデル (3) を選択している。
2. 同様のモデル選択を行うと、設備投資については、**定数項のみを落としたモデル (2) が最適**となった。
3. 内閣府推計の現統合比率（モデル (2'))は、$\alpha+\beta=1$ の制約条件を課しているが、この制約条件自身は Wald 検定により棄却されたのみならず、Dev、SE、$\bar{R}^2$、AIC でみても悪化する。なお、**国内家計最終消費支出で α が（限界的に）有意になったのは、$\alpha+\beta=1$ の制約条件を課したときのみ**である。
4. 以上の統合比率の推計は、サンプル数が 19 個と限られたものであるため、今後、**年次推計でサンプル数が増えるたびに毎年検証を行う**ことが望まれる。実際、サンプル期間を変えると、上記の推計結果は大きく変化した（再掲省略)。

* 2018 年 2 月 16 日

表 1　統合比率の推計 (1)

(1) 国内家計最終消費支出

$\alpha+\beta=1$	(1) 制約なし	(2) 制約なし	(2') 制約あり 現統合比率	(3) 制約なし 最適モデル
α	0.10	0.11	0.31*	
	(0.17)	(0.17)	(0.17)	
β	0.72***	0.72***	0.69***	0.81***
	(0.15)	(0.15)	(0.17)	(0.06)
const.	0.06			
	(0.11)			
Dev	0.343	0.349	0.388	0.347
SE	0.435	0.425	0.484	0.418
$\bar{R}^2$	0.887	0.892	0.860	0.895
AIC	1.316	1.227	1.438	1.147

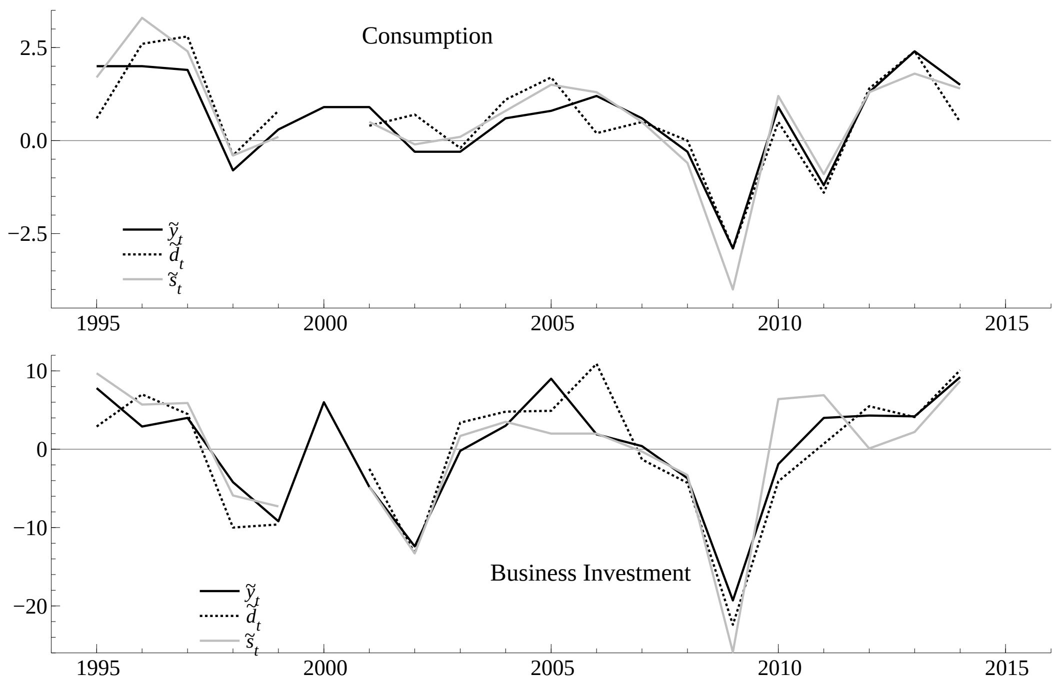
(2) 設備投資（除く R&D 等）

$\alpha+\beta=1$	(1) 制約なし	(2) 制約なし 最適モデル	(2') 制約あり 現統合比率	(3) 制約なし
α	0.41***	0.41***	0.49***	
	(0.14)	(0.13)	(0.14)	
β	0.43***	0.43***	0.51***	0.79***
	(0.14)	(0.13)	(0.14)	(0.08)
const.	0.06			
	(0.58)			
Dev	1.917	1.914	2.048	2.059
SE	2.525	2.450	2.696	2.985
$\bar{R}^2$	0.883	0.890	0.867	0.837
AIC	4.834	4.730	4.873	5.076

注： サンプル期間は 1995 年から 2014 年（2000 年は除く）でサンプル数は 19。( ) 内は標準偏差。「***」、「**」、「*」は、それぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。Dev は絶対値乖離幅の平均、SE は残差項の標準偏差、$\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数、AIC は Akaike Information Criteria（小さい値ほどよい）。$\alpha+\beta=1$ の制約は、Wald 検定では国内家計最終消費支出、設備投資とも 5% 有意水準で棄却。「最適モデル」は尤度比検定（encompassing test）で選択されたモデル。

出所： 内閣府

図 1　年次推計値と需要側・供給側推計値



注： $\tilde{y_t}$ は年次推計値、$\tilde{d_t}$ は需要側推計値、$\tilde{s_t}$ は供給側推計値。それぞれ前年比。
出所： 内閣府

2　$\alpha + \beta = 1$ の制約条件について

2.1　$\alpha + \beta < 1$ は妥当か

上記の推計結果について、$\alpha + \beta = 1$ の制約条件を付さないと解釈が難しいのではとの議論があった。

この点を式に沿って敷衍するために、まず、国内家計最終消費支出でも設備投資でも有意ではなかった定数項を落としたうえで、(1) 式を対数近似して表すと、

$$\Delta y_t = \alpha(d_t - y_{t-1}) + \beta(s_t - y_{t-1}) + u_t, \tag{2}$$

が得られる。ここで、小文字は、それぞれの値の自然対数値、Δ は階差オペレーターで

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ である。u_t も一旦して捨象して、これをさらに変換すると、

$$y_t = \alpha d_t + \beta s_t + (1 - \alpha - \beta) y_{t-1}. \tag{3}$$

議論のポイントは、同式において $\alpha + \beta = 1$ の制約条件を付さないと生じる y_{t-1} の解釈にある。今期の y_t を推計するのに、何故前年の情報である y_{t-1} が必要になるのか疑問だということである。

これに対する答えは幾通りか考えられるが、ここでは上式を以下のように変換する。

$$\begin{aligned} y_t = {} & \alpha d_t + \beta s_t \\ & + y_{t-1} - \alpha d_{t-1} - \beta s_{t-1} \\ & + \alpha(d_{t-1} - y_{t-1}) + \beta(s_{t-1} - y_{t-1}). \end{aligned} \tag{4}$$

まず右辺の 3 行目 $\alpha(d_{t-1} - y_{t-1}) + \beta(s_{t-1} - y_{t-1})$ は、統合比率を求めるときの回帰式で、需要側推計値、供給側推計値の前年比を計算する際に D_{t-1}、S_{t-1} ではなく Y_{t-1} を使っていることに由来するもので、議論の本質にはかかわらない。この点は、前年比を計算する際には D_{t-1}、S_{t-1} で基準化するケースを考えるとクリアになる。この場合、(1) 式に相当するものは（定数項は捨象)、

$$\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} - 1\right) = \alpha\left(\frac{D_t}{D_{t-1}} - 1\right) + \beta\left(\frac{S_t}{S_{t-1}} - 1\right) + u_t,$$

となり、これを対数近似すると

$$\Delta y_t = \alpha \Delta d_t + \beta \Delta s_t + u_t. \tag{5}$$

本来、D_{t-1}、S_{t-1} で基準化しようが、Y_{t-1} で基準化しようが事の本質は変わらないはずである。多くの先行研究からして Y_t、D_t、S_t が非定常の系列であると考えられるため、何らかの値で基準化しなければ、「みせかけの回帰（spurious regression)」になってしまう[1]。(5) 式を用いた場合、(4) 式の 3 行目は消える。つまり、当該部分は前年比を計算するときの基準化の仕方に起因するものということである。

(4) 式の 1 行目と 2 行目に戻る。$\alpha + \beta < 1$ であると、例えば d_t と s_t が等しいときに、y_t が d_t、s_t よりも小さな値になってしまうのではないかとの問いもあった。確かに、1 行目の $y_t = \alpha d_t + \beta s_t$ をみる限り、その通りである。しかし、その場合、2 行目の $y_{t-1} - \alpha d_{t-1} - \beta s_{t-1}$ が正の値になる。すなわち、**d_t、s_t で捉えきれていない y_t の**

[1] 実務的には、(2) 式を使うか、(5) 式を使うかはどちらが推計誤差が小さくなるかで決めればよい。

動きを、前年の乖離幅を足しあげることによって補充しようということである。従って、$\alpha + \beta < 1$ のときの (3) 式における y_{t-1} の役割は、上述の基準化の役割に加えて、こうした水準調整の役割（こちらの方が本質的）も果たしていると考えられる。

2.2 $\alpha + \beta = 1$ は妥当か

以上は $\alpha + \beta < 1$ であっても問題がないという話だが、$\alpha + \beta = 1$ の制約条件の必要性の有無も含めて、そもそも統合比率の計算でいったい何をやっているのかを、Data Generation Process (DGP) にまで遡って考えたい。以下の議論は、(2) 式であれ (5) 式であれ当てはまる。notation の簡略化のため、両式をいったん以下の形に置き換える。

$$\tilde{y_t} = \alpha\tilde{d_t} + \beta\tilde{s_t} + u_t. \tag{6}$$

˜は、(2) 式であれば y_{t-1} からの乖離 ($\tilde{x_t} = x_t - y_{t-1}$) を、(5) 式であれば各変数の階差 ($\tilde{x_t} = x_t - x_{t-1}$) をとっていることを表わす。$u_t$ は $N(0, \sigma^2)$ の正規分布に従うとする。

ここで、右辺の説明変数は、以下のような DGP に従うと考える。

$$\tilde{d_t} = \phi\tilde{y_t} + v_t, \tag{7}$$
$$\tilde{s_t} = \psi\tilde{y_t} + w_t. \tag{8}$$

v_t、w_t は、それぞれ $N(0, \sigma_v^2)$、$N(0, \sigma_w^2)$ の正規分布に従い、両者の間の相関はないと、取敢えず考える。また、v_t、w_t は u_t とも相関がないと考える。(7) 式、(8) 式の意味するところは、需要側推計値 $\tilde{d_t}$、供給側推計値 $\tilde{s_t}$ とも年次推計値 $\tilde{y_t}$ の情報を含有しているが、家計調査のサンプリング・エラーや生産動態統計のカバレッジ不足等々の理由により、真の値たる年次推計値 $\tilde{y_t}$ と乖離しうるということである[2]。例えば、$\tilde{d_t}$ の毎期毎期の振れが大きければ、「ϕ が 1 を上回る」and/or「σ_v^2 が大きな値をとる」ことになる。(6) 式は、このようなプロセスで生じる需要側推計値、供給側推計値を情報変数として用いて、真の値たる年次推計値を推測しようという試みに他ならない。このとき統合比率 α、β は、乖離 u_t を一番小さくするものとして、最小二乗法等で求めることになる。

こうしたフレームワークで考えると、**$\alpha + \beta = 1$ とする制約条件を課すことができるのは、$\phi = \psi = 1$ といったかなり特殊なケースに限られる**ことがわかる[3]。(7) 式、(8) 式を

[2] さらに一般化すると、両式は定数項も含む形にすべきだが、(6) 式同様に、その点は捨象する。

[3] より厳密には、$\phi = \frac{1-\psi+\alpha\psi}{\alpha}$ をみたしていればよく、$\psi = 1$ であれば $\phi = 1$、$\psi = 1.1$ であれば $\phi = \frac{1.1\alpha-0.1}{\alpha}$ となると、$\alpha + \beta = 1$ が成り立つ。しかし、この条件が一般的に成立すると仮定するのは難しい。

(6) 式に代入して期待値をとると、

$$\begin{aligned} E(\tilde{y_t}) &= \alpha E(\tilde{d_t}) + \beta E(\tilde{s_t}), \\ &= \alpha\phi E(\tilde{y_t}) + \beta\psi E(\tilde{y_t}). \end{aligned}$$

同式より $\alpha\phi + \beta\psi = 1$ となり、$\phi = \psi = 1$ であれば、$\alpha + \beta = 1$ となる。しかし、$\phi = \psi = 1$ であることは先験的には明らかではなく、ϕ、ψ ともに 1 を上回ることもあれば、下回ることもありえる。ϕ、ψ とも 1 を上回れば（もしくはいずれかの値が十分に 1 を上回れば)、$\alpha + \beta < 1$ となる。これは、**需要側推計値、供給側推計値の振れが大きいときには、計測される統合比率は、そうした振れを均すような働きを有する**と解釈できる。

やや式は複雑になるが、(6) 式で α、β を最小二乗法で求めると、

$$\begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} var(\tilde{d_t}) & cov(\tilde{d_t}, \tilde{s_t}) \\ cov(\tilde{d_t}, \tilde{s_t}) & var(\tilde{s_t}) \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} cov(\tilde{y_t}, \tilde{d_t}) \\ cov(\tilde{y_t}, \tilde{s_t}) \end{pmatrix},$$

となる。この DGP では、$var(\tilde{d_t}) = \phi^2\sigma^2 + \sigma_v^2$、$var(\tilde{s_t}) = \psi^2\sigma^2 + \sigma_w^2$、$cov(\tilde{d_t}, \tilde{s_t}) = \phi\psi\sigma^2$、$cov(\tilde{y_t}, \tilde{d_t}) = \phi\sigma^2$、$cov(\tilde{y_t}, \tilde{s_t}) = \psi\sigma^2$ であることに注意して上式を解くと、

$$\begin{aligned} \alpha &= \frac{\phi\sigma_w^2}{\psi^2\sigma_v^2 + \phi^2\sigma_w^2 + \frac{\sigma_v^2\sigma_w^2}{\sigma^2}}, \\ \beta &= \frac{\psi\sigma_v^2}{\psi^2\sigma_v^2 + \phi^2\sigma_w^2 + \frac{\sigma_v^2\sigma_w^2}{\sigma^2}}, \end{aligned}$$

が求められる[4]。これらから、前の段落と同じく、ϕ、ψ とも 1 を上回れば（もしくはいずれかの値が十分に 1 を上回れば)、$\alpha + \beta < 1$ となる。また、σ_v^2、σ_w^2 が大きければ、その分、回帰係数は割り引いて計算されるということになる。すなわち、上では $\phi > 1$、$\psi > 1$ という意味での振れの大きさをみたが、**σ_v^2、σ_w^2 が大きという意味で需要側推計値、供給側推計値の振れが大きいときにも、計測される統合比率は、そうした振れを均すような働きを有する**と解釈できる。

3　共通推計品目

QE には、需要側・供給側推計値によらない共通推計品目もあるが、その取り扱いは、国内家計最終消費支出と設備投資で異なっている。すなわち、設備投資では R&D やソフ

[4] α、β が上式のように求まっても、(3) 式にみたように、d_t、s_t、y_{t-1} にかかるパラメーターの和は 1 になる。

トウェアなどの共通推計品目を取り除いたうえで、需要側・供給側推計値の統合比率を計算しているのに対し（表１で「設備投資（除く R&D 等)」となっているのは正確には「設備投資（除く共通推計品目)」)、国内家計最終消費支出については、共通推計品目（自動車、飲食サービス、住宅賃貸料など）を左辺の年次推計値も右辺の需要側・供給側推計値も含むかたちになっている。

こうした共通推計品目の存在を明示的に考慮に入れると、前節の DGP は以下のようになる。

$$Y_t = Y_t^c + Y_t^n, \tag{9}$$

ただし、Y_t^c は共通推計品目の実額、Y_t^n は共通推計品目に寄らない年次推計値の実額に当たる。(7) 式、(8) 式は、厳密には、この Y_t^n に対応していると考えるべきであるので

$$\tilde{d}_t = \phi \tilde{y}_t^n + v_t, \tag{10}$$

$$\tilde{s}_t = \psi \tilde{y}_t^n + w_t, \tag{11}$$

となる。また、共通推計品目の QE 段階（リアルタイム）での推計値の実額を C_t とすると、これについても上と同じような DGP が考えられるため、

$$\tilde{c}_t = \gamma \tilde{y}_t^c + \varepsilon_t, \tag{12}$$

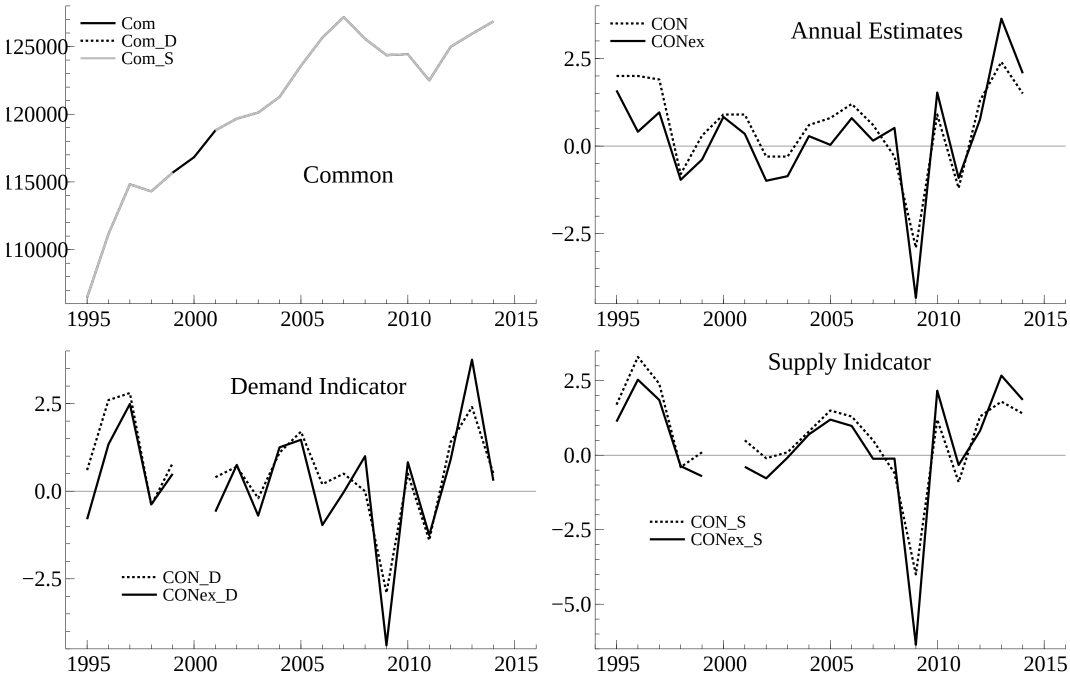
となる。

内閣府から受領した 88 目的分類の内訳データをみると、C_t には年次確報値の共通品目 Y_t^c がそのまま使われていることが分かった。このため、図 2 左上段パネルで年次推計値、需要側・供給側推計値の中に含まれている共通品目をプロットすると、3 者は重なっている。この取扱いは、α、β の統合比率の推計値には影響を与えないと考えられるため、ここでの検証には直接関係しないが、前節の議論で明らかなように、**(12) 式でも $\gamma = 1$ を先験的に仮定する訳にはいかない**ことは十分に意識するべきかと思われる。この点は、将来の検証で、論点となりえる[5]。

(12) 式は取り敢えず捨象して、設備投資と同様に、国内家計最終消費支出についても (9)-(11) 式に従って、α、β を求めるとどうなるのか。共通推計品目を除くと、年次推計

[5] 今回受領データをみると、設備投資の供給側推計値の計算では、控除項目の住宅投資は年次推計値、公共投資は QE 推計値が使われていた。本来であれば、住宅投資も公共投資も、供給側推計値を計算するときに得られるリアルタイムのデータを用いて、統合比率を検証すべきと思われる。また、これとの関係では、将来、公共投資の QE 推計値の精度向上が図られたときに、統合比率がどのような値になるのかという論点もありえる。

図 2　共通推計品目（国内家計最終消費支出）



注： 左上段パネルは共通推計品目（実額）の推移。「Com」は年次推計値、「Com_D」は需要側推計値、「Com_S」は供給側推計値。右上段パネルは年次推計値、左下段パネルは需要側推計値、右下段パネルは供給側推計値で、それぞれのパネルで共通推計品目を含む系列と除く系列（ex と表示）を比較している（前年比、%）。

出所： 内閣府

値、需要側・供給側推計値ともより振れの大きな系列となる傾向がある（図 2）。こうした系列を使って推計しても、得られた結果は基本的には表 1 と同じである（表 2）。すなわち、需要側推計値の係数である α は有意にならず、General-to-simple アプローチに従うと、供給側推計値のみを用いたモデル (3) が最適である。ただし、乖離（Dev）や標準偏差（SE）をみると、表 1 では現行統合比率から最適モデルの改善幅は、それぞれ 0.388 から 0.347、0.484 から 0.418 と小さかったのに対し、表 2 では 0.672 から 0.570、0.832 から 0.732 と、改善幅がやや大きくなる。表 1 での推計は、式 (1) の左辺、右辺に共通推計品目が含まれていたため、見かけ上のフィットがよく、そもそも乖離や標準偏差が小さかったため、改善幅も小さくなっていたということが考えられる。

表 2　統合比率の推計 (2)

国内家計最終消費支出 (除く共通推計品目)

	(1)	(2)	(2')	(3)
$\alpha+\beta=1$	制約なし	制約なし	制約あり 現統合比率	制約なし 最適モデル
α	0.11	0.11	0.32*	
	(0.18)	(0.17)	(0.17)	
β	0.65***	0.65***	0.68***	0.73***
	(0.15)	(0.15)	(0.17)	(0.09)
const.	-0.02			
	(0.18)			
Dev	0.583	0.580	0.672	0.570
SE	0.767	0.745	0.832	0.732
$\bar{R}^2$	0.772	0.785	0.732	0.792
AIC	2.452	2.347	2.521	2.265

注： サンプル期間は 1995 年から 2014 年（2000 年は除く）でサンプル数は 19。( ) 内は標準偏差。「***」、「**」、「*」は、それぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。Dev は絶対値乖離幅の平均、SE は残差項の標準偏差、$\bar{R}^2$ は自由度修正済み決定係数、AIC は Akaike Information Cirteria（小さい値ほどよい）。$\alpha+\beta=1$ の制約は、Wald 検定では 5% 有意水準で棄却。「最適モデル」は尤度比検定（encompassing test）で選択されたモデル。

出所： 内閣府

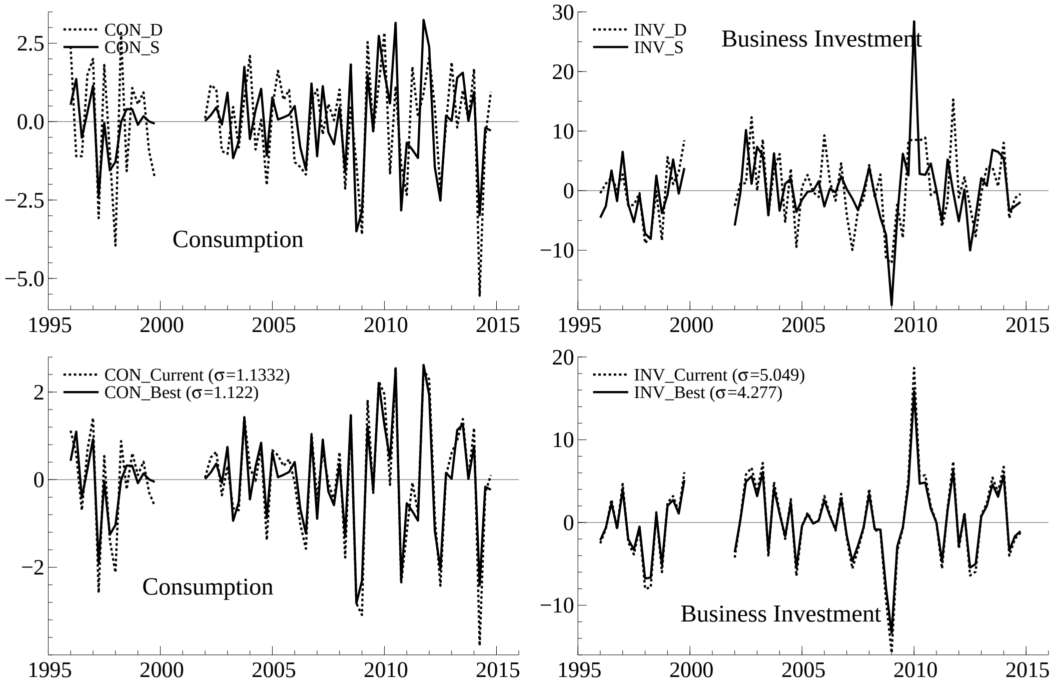
4　四半期推計値

統合比率を現行のものから最適モデルのものに変えたときに、四半期系列はどのような推移となるのだろうか。

内閣府から受領した四半期ベースの需要側・供給側推計値をみると、国内家計最終消費支出のケースでは特に顕著だが、需要側推計値の方が振れが大きい傾向がある（図 3、上段)。なお同図では、後の計算に用いる原系列前期比の季節性を簡易的に取り除くために、「原計数前期比の前年差」を示している。こうした振れの大きな系列のウェイトを下げると、四半期系列はより振れが小さなものになると予測される。

実際に、需要側・供給側推計値の原系列前期比を、現行と最適モデルの統合比率でそれ

図 3　四半期推計値



注：各パネルとも原計数前期比の前年差。上段パネルは、需要側推計値（D）と供給側推計値（S）の推移を比較。下段パネルは現統合比率（Current）と最適モデルの統合比率（Best）による推計値の推移を比較している。

出所：内閣府

ぞれ統合して四半期系列を求め、その前年差を比較すると、国内家計最終消費支出、設備投資とも、**最適モデルで得られた系列の方が振れが小さくなる**ことが確認された（図3、下段）。得られた系列の標準偏差をみると、国内家計最終消費支出では現統合比率では1.332 であったものが最適モデルでは 1.122 へ、設備投資では 5.049 から 4.277 になる。国内家計最終消費支出の方が、縮小幅が小さい結果となったのは、そもそも国内家計最終消費支出は設備投資に比べて振れが小さい系列であるということの他に、前節でみたように、上記の計算では国内家計最終消費支出には共通推計品目が含まれていることも影響しているとみられる。

なお、国内家計最終消費支出を最適モデルの統合比率で計算した場合、QE 推計値はどうなるのだろうか。2014 年を例に、簡易的に QE 推計値に相当するものを求めるため、まず (i) 2013 年までの年次確報値を、前段で求めた現行と最適モデルの統合比率から計算

した原計数前期比の情報を用いて四半期分割したうえ[6]、(ii) 2013 年 10-12 月期を発射台に原計数前期比で 2014 年の各四半期の値を求め、(iii) 得られた原計数に季節調整をかけてみた。季節調整をかけるにも 2001 年からしかデータがないなど、ここでの計算はかなり簡略した作業ではあるが、おおよその感触はつかめるであろう。なお、本来であれば、設備投資についても同じような計算を行いたいところだが、設備投資の共通推計品目は受領データに含まれていないため、試算はできなかった。

試算結果をみると、**2014 年 1-3 月期、4-6 月期の消費税率引き上げに伴う駆け込み反動が、大きく均された**かたちになった（図 4、左パネルは 2001 年からの全系列、右パネルは QE 推計の 2014 年だけをハイライトしたもの)[7]。これは、こうした駆け込み・反動が需要側推計値でより大きく出ていたためである。景気判断を行う立場からすると、現統合比率でみるか、最適モデルの統合比率を使うかで、現状評価が十分に異なりうるほどの差はある。因みに、2014 年 10-12 月期の 1 次 QE は、ここで求めた現統合比率よりも振れがさらに大きくなるが、これは当時の QE では需要側推計値により大きなウェイトを付していたためではないかと思われる。

5　まとめ

今回の追加検証で判明したことをまとめると以下のとおり。第一に、$\alpha+\beta=1$ を先験的に仮定することは難しく、需要側・供給側推計値の方が年次推計値よりも振れが大きいときには、理論的には $\alpha+\beta<1$ となる可能性が高いということである。第二に、国内家計最終消費支出について、共通推計品目を取り除いたかたちで推計しても、統合比率については前回検証で得られたものとほぼ変わらなかったということである。ただし、現統合比率から最適モデルのそれに変えた場合の乖離や標準偏差の改善度合いは大きくなる。第三に、最適モデルの統合比率を用いて四半期系列を計算すると、現行のものに比べて、四

[6] t 年の年次確報値を Y_t、当該年の原計数四半期値を、第一四半期から順に $Y_t^1, Y_t^2, Y_t^3, Y_t^4$ とする。

$$Y_t = Y_t^1 + Y_t^2 + Y_t^3 + Y_t^4.$$

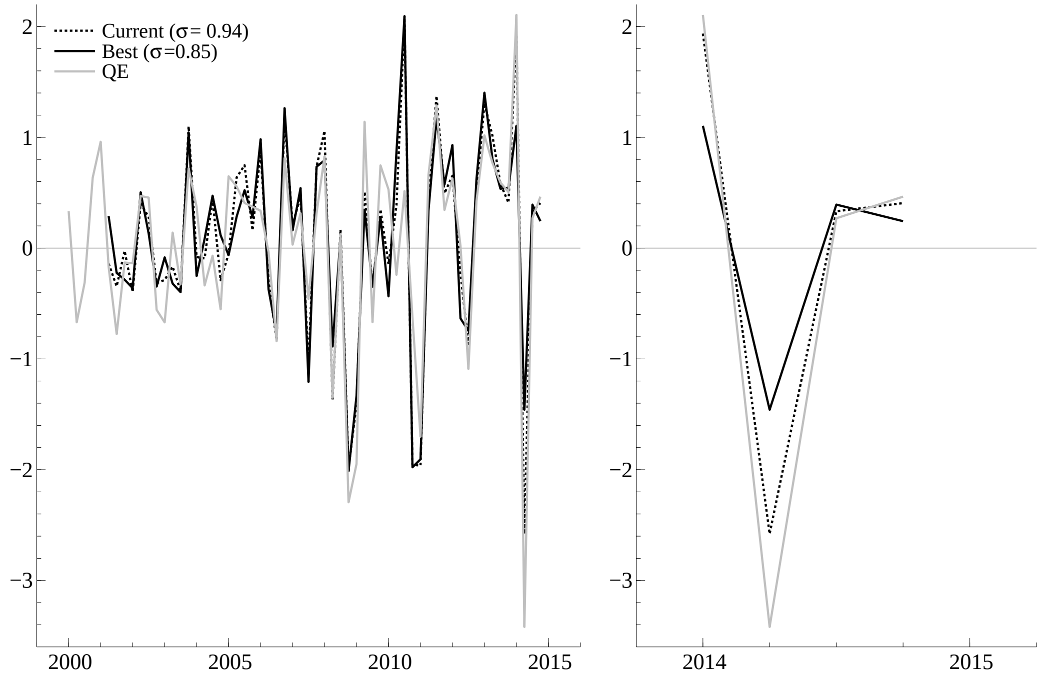
対応する伸び率を $r_t^2 = Y_t^2/Y_t^1$、$r_t^3 = Y_t^3/Y_t^2$、$r_t^4 = Y_t^4/Y_t^3$ として上記の式に代入すると、

$$Y_t = Y_t^1(1 + r_t^2 + r_t^2 r_t^3 + r_t^2 r_t^3 r_t^4).$$

r_t^2, r_t^3, r_t^4 に試算された原計数前期比を用れば、この関係より Y_t^1 が得られ、他の四半期の値も求まることになる。

[7] なお、同様の作業を 2013 年についても行ってみると、最適モデルの統合比率を用いた方が、現統合比率を用いたケースよりも、振れが小さくなるという結果は同じだった。

図４　名目国内家計最終消費支出



注： 季節調整済み前期比、%。右パネルは QE 推計期間に相当する 2014 年を拡大したもの。Current は現統合比率、Best は最適モデルの統合比率による推計値。QE は 2014 年 10-12 月期の 1 次 QE。
出所： 内閣府

半期の振れも小さくなることが確認された。

今後、統合比率を修正した場合の影響をより厳密に調べるためには、共通推計品目の取り扱いを国内家計最終消費支出、設備投資で揃えて、**年次（リアルタイム）と四半期ベースで 「共通推計品目」、「需要側推計値（除く共通推計品目）」、「供給側推計値（除く共通推計品目）」の 3 系列（年次の共通推計品目については確報値も）が利用可能になること**が望まれる。

以　上