

付 注



## 付注1-1 要因分解について

## (1) 経常利益の要因分解

以下の式により、要因分解を行った。

$\pi$  : 経常利益

S : 売上高

F : 固定費 (=P : 人件費 + I : 金融費用 + D : 減価償却費)

V : 変動費

として、 $\pi = S - V - F$  より、

$$\pi = S - S \times \frac{V}{S} - P - I - D$$

$$\begin{aligned} \Delta \pi &= \Delta S - \frac{V}{S} \times \Delta S - \Delta \frac{V}{S} \times S - \Delta P - \Delta I - \Delta D \\ &= \underbrace{\left(1 - \frac{V}{S}\right) \times \Delta S}_{\text{売上高要因}} - \underbrace{\Delta \frac{V}{S} \times S}_{\text{変動費要因}} - \underbrace{\Delta P}_{\text{人件費要因}} - \underbrace{\Delta I}_{\text{金融費用要因}} - \underbrace{\Delta D}_{\text{減価償却要因}} \end{aligned}$$

## (2) 損益分岐点比率の要因分解

以下の式により、要因分解を行った。

BEP : 損益分岐点比率

BES : 損益分岐点売上高

S = 売上高

F : 固定費 (=P : 人件費 + I : 金融費用 + D : 減価償却費)

MPR : 限界利益率

として、 $BEP = BES \div S$  より、

$$BEP = F \div MRP \div S$$

$$\begin{aligned} \Delta BEP &= \Delta F - \Delta MRP - \Delta S \\ &= \underbrace{\Delta P + \Delta I + \Delta D}_{\text{固定費要因}} - \underbrace{\Delta MRP}_{\text{限界利益率要因}} - \underbrace{\Delta S}_{\text{売上高要因}} \end{aligned}$$

## 付注1-2 物価予想が耐久消費財購入に与える影響の分析について

第1-2-9図の分析の詳細は次のとおり。

1. 内閣府「消費動向調査」の99年6月調査～2002年3月調査、2009年1月調査～2010年1月調査の個票を用いてプロビット分析により推計。推計式は次のとおり。

$$Cons = \alpha + \beta_1 \cdot \pi^e + \beta_2 \cdot Age + \beta_3 \cdot Number + \beta_4 \cdot Loan + \beta_5 \cdot Income + \varepsilon$$

ただし、*Cons*：耐久消費財購入の時期、 $\alpha$ ：定数項、 $\pi^e$ ：物価予想、*Age*：世帯主の年齢、*Number*：世帯人員、*Loan*：住宅ローンの有無、*Income*：年間収入、 $\varepsilon$ ：誤差項。

2. 被説明変数は、耐久消費財の購入を先延ばしする場合に1をとるダミー変数。具体的には、「耐久消費財の買い時としては、今後半年間に今よりも良くなると思いますか。」との質問に対し、「良くなる」又は「やや良くなる」と回答した場合を「1」、「悪くなる」又は「やや悪くなる」と回答した場合を「0」としている。

3. 説明変数は、物価予想、世帯主の年齢、世帯人員、ローンダミー及び年間収入。

物価予想は、下がる（低くなる）場合に1、上がる（高くなる）場合に5をとる5段階の変数。2009年～2010年は「分からない」と回答した者を除く。具体的には、99年～2002年は、「物価の上がり方は、今後半年間に今よりも高くなると思いますか。」との質問に対し、1=低くなる、2=やや低くなる、3=変わらない、4=やや高くなる、5=高くなるの5段階。2009年～2010年は、「あなたの世帯が日ごろ良く購入する品物の価格について、1年後どの程度になると思いますか。」の質問に対し、1=▲2%以上下がる、2=▲2%未満で下がる、3=変わらない、4=2%未満で上がる、5=2%以上上がるの5段階。

ローンダミーは、ローンがある場合に1をとるダミー変数。

年間収入は、税金及び社会保険料を除く前年1～12月の世帯全員の年間収入で、以下の区分による5段階の変数。1=300万円未満、2=300～400万円未満、3=400～550万円未満、4=550～750万円未満、5=750～950万円未満、6=950～1200万円未満、7=1200万円以上。

4. 推計結果の係数の符号を前回デフレ期と比較すると以下のとおり。

説明変数	前回デフレ期（調査12回分）			
	先延ばしする （係数の符号が+と なった回数）	係数の符号が+で 有意となった回数	先延ばししない （係数の符号が-と なった回数）	係数の符号が-で 有意となった回数
物価下落予想	12	12	0	0
世帯主の年齢	11	4	1	0
世帯人員	0	0	12	7
住宅ローンの有無	0	0	12	3
年間収入	12	9	0	0

説明変数	今回デフレ期（調査13回分）			
	先延ばしする （係数の符号が+と なった回数）	係数の符号が+で 有意となった回数	先延ばししない （係数の符号が-と なった回数）	係数の符号が-で 有意となった回数
物価下落予想	13	13	0	0
世帯主の年齢	10	7	3	0
世帯人員	1	0	12	4
住宅ローンの有無	0	0	13	7
年間収入	13	7	0	0

### 付注1-3 テイラー・ルールによる金利試算

#### (1) 推計式

$$r_t = \lambda r_{t-1} + (1-\lambda) [i_t + \alpha Y_t + \beta \Pi_t]$$

$r_t$  : 有担保オーバーナイトコールレート

$i_t$  : 均衡実質金利(潜在GDP成長率) + 目標インフレ率

$Y_t$  : GDPギャップ

$\Pi_t$  : 消費者物価指数の前年比と目標インフレ率との差

$\lambda$  : 金利スムージングの強さを表すパラメータ

#### (2) 推計結果（括弧内はt値）

	$\lambda$	$(1-\lambda)\alpha$	$(1-\lambda)\beta$	adj-R2	$\alpha$	$\beta$
目標インフレ率 1.0%	0.82 (12.13)	0.11 (2.65)	0.11 (0.92)	0.92	0.63	0.62
目標インフレ率 2.0%	0.71 (10.01)	0.04 (1.03)	0.48 (3.74)			

## 付注1-4 構造的・循環的財政収支の推計について

### 1. 構造的・循環的財政収支の推計方法の考え方

景気変動の影響を受ける（すなわち、自動安定化機能を持つ）歳入・歳出項目として、歳入面では、所得税、法人税、間接税、社会保障負担、歳出面では、雇用保険支出を取り上げ、景気循環要因を取り除いた構造的財政収支を推計する。

まず、経済がその潜在GDP水準を実現した際の財政収支には、景気循環要因はゼロであると考えられる。ここで用いる潜在GDPは、過去のトレンド的な労働量と資本量を投入して持続的に生産可能な値である。潜在GDPが実現されていると仮定した場合に、年度毎の税収及び政府支出がどのような値になるかを、現実の税収及び政府支出から、潜在GDPと現実のGDPの比率と、それぞれの税目及び政府支出についてのGDP弾性値を考慮して計算し、構造的財政収支を導出する。

構造的財政収支（推計値）

= トrend GDPに対応する歳入 - トrend GDPに対応する歳出

具体的には、

$$\frac{T_i^*}{T_i} = \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\alpha_i}, \quad \frac{G^*}{G} = \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\beta}$$

各税目の収入を合計し、政府支出を引くと、

$$B^* = \sum T_i (Y^*/Y)^{\alpha_i} - G (Y^*/Y)^{\beta}$$

$B^*$ : 構造的財政収支
$T_i$ : 税目 <i>i</i> の政府収入
$T_i^*$ : 税目 <i>i</i> の構造的な政府収入
$Y$ : GDP
$Y^*$ : 潜在GDP
$G$ : 政府支出
$G^*$ : 構造的な政府支出
$\alpha_i$ : 税目 <i>i</i> のGDP弾性値
$\beta$ : 政府支出のGDP弾性値

なお、政府支出のGDP弾性値（ $\beta$ ）は雇用保険支出の循環的変動のみを反映すると考え、雇用保険支出のGDP弾性値を当該支出が政府支出に占めるウエイトでかけたものを用いている。雇用保険支出の政府支出全体に占めるシェアが非常に小さいことを踏まえると、政府支出のGDP弾性値は、おおむねゼロと近似できる。

循環的財政収支は、現実の財政収支から構造的財政収支（推計値）を差し引くことで求められる。

$$\text{循環的財政収支} = \text{財政収支の実績値} - \text{構造的財政収支（推計値）}$$

## 2. 構造的財政収支の推計に必要な弾性値について

景気変動の影響を受ける歳出・歳入項目の実質GDP弾性値は、それぞれ以下の値を用いた。

	実質GDP弾性値
所得税	1.35
社会保障負担	0.71
法人税	1.39
間接税	1.00
政府支出	0

（注）上記の弾性値は、所得税については2009年度の制度、社会保障負担については2009年度の標準報酬月額表（10月の厚生年金保険料率引上げ前）に基づき試算した。

推計方法等は、西崎・水田・足立（1998）「財政収支指標の作り方・使い方」（エコノミック・リサーチNo.4、経済企画庁経済研究所編、1998年11月）、OECD（2000）“The size and role of automatic fiscal stabilizers in the 1990s and beyond, Economics Department Working Papers No.230”を参考にした。

なお、法人税収のGDP弾性値の推計にあたっては、OECD（2000）を参考に、所得税の課税ベースのGDP弾性値と法人税の課税ベースのGDP弾性値は、労働分配率と資本分配率で加重平均すると1になるとの前提をおいている。

## 付注1-5 長期金利関数の推計について

(推計式) 固定効果モデル推計<sup>1</sup>

$$RL_{it} = 1.566 + 0.661 RS_{it} + 0.171 \Delta CPI_{it} + 0.084 \Delta GDP_{it} - 0.098 FB_{it} + \beta_i$$

(12.30<sup>\*\*\*</sup>) (31.88<sup>\*\*\*</sup>) (5.68<sup>\*\*\*</sup>) (3.971<sup>\*\*\*</sup>) (-7.319<sup>\*\*\*</sup>)

括弧内はt値。

\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準を示す。

(変数)  $RL_{it}$ : 長期金利  $\beta_i$ : 各国の定数項  
 $RS_{it}$ : 短期金利  $\Delta CPI_{it}$ : 物価上昇率  
 $\Delta GDP_{it}$ : GDP成長率  $FB_{it}$ : 財政収支の対GDP比

パネルデータとして採用した国及び期間と、固定効果推計により得られた各国の定数項。

	期間	定数項
オーストラリア	1980-2008	0.13
オーストリア	1980-2008	0.09
ベルギー	1980-2008	-0.25
カナダ	1980-2008	0.13
チェコ	2001-2008	-0.83
デンマーク	1980-2008	1.25
フィンランド	1980-2008	0.45
フランス	1980-2008	0.27
ドイツ	1992-2008	-0.10
ギリシャ	1997-2008	-1.58
ハンガリー	2000-2008	-2.78
アイスランド	1992-2008	0.31
アイルランド	1984-2008	-0.46
イタリア	1980-2008	-0.63
日本	1980-2008	-0.61
韓国	1991-2008	0.66
ルクセンブルク	1994-2008	0.25
オランダ	1980-2008	0.07
ニュージーランド	1986-2008	0.07
ノルウェー	1980-2008	1.19
ポーランド	2000-2008	-1.76
ポルトガル	1980-2008	1.58
スロバキア	1996-2008	-2.07
スペイン	1980-2008	-0.31
スウェーデン	1982-2008	0.61
スイス	1990-2008	-0.47
英国	1980-2008	-0.62
アメリカ	1980-2008	-0.13

注 (1) ハウスマン検定の結果、固定効果モデルを採用。



(経常黒字国の推計式：上記と同様に固定効果モデルで推計)

$$RL_{it} = 1.454 + 0.733 RS_{it} + 0.144 \Delta CPI_{it} + 0.077 \Delta GDP_{it} - 0.076 FB_{it} + \beta_i$$

(7.87\*\*\*)    (18.95\*\*\*)    (2.27\*\*)    (2.15\*\*)    (-4.4\*\*\*)

経常収支黒字国	期間	定数項
ベルギー	1980-2008	-0.27
デンマーク	1980-2008	0.94
日本	1980-2008	-0.66
ルクセンブルク	1994-2008	0.00
オランダ	1980-2008	-0.04
ノルウェー	1980-2008	0.47
スイス	1990-2008	-0.66

(経常赤字国の推計式：上記と同様に固定効果モデルで推計)

$$RL_{it} = 0.317 + 0.602 RS_{it} + 0.118 \Delta CPI_{it} + 0.294 \Delta GDP_{it} - 0.263 FB_{it} + \beta_i$$

(1.10)    (14.89\*\*\*)    (2.20\*\*)    (6.39\*\*\*)    (-6.67\*\*\*)

経常収支赤字国	期間	定数項
オーストラリア	1980-2008	0.24
ニュージーランド	1986-2008	0.74
ポーランド	2000-2008	-2.04
ポルトガル	1980-2008	0.94
スペイン	1980-2008	-0.52
英国	1980-2008	-0.55
アメリカ	1980-2008	-0.06

## 付注1-6 財政再建期間の定義と該当国・時期について

第1-3-16、17、18図における財政再建期間の定義及びそれに該当する国・時期は次のとおり。

### 1. 定義

財政再建開始期：構造プライマリーバランスの潜在GDP比が1年で1%ポイント以上改善するか、2年間で1%ポイント以上改善し、その初年度に0.5%ポイント以上改善した年。

財政再建終期：構造プライマリーバランスの潜在GDP比が悪化するか、改善幅が0.2%ポイント以下にとどまるとともにその翌年悪化した年。

なお、構造プライマリーバランスの潜在GDP比はOECD推計値を用いた。

## 2. 該当国・時期

オーストラリア :	1979-80, 1986-88, 1994-99, 2002-03
オーストリア :	1981, 1984-85, 1992, 1996-97, 2001, 2005
ベルギー :	1984-87, 1993-98, 2006
カナダ :	1981, 1986-90, 1993-97
デンマーク :	1983-86, 1999, 2004-05
フィンランド :	1981, 1984, 1988-89, 1994, 1996-98, 2000
フランス :	1979-80, 1983-85, 1987, 1994, 1996-98
ドイツ :	1992-94, 1997-1999
アイスランド :	1990-92, 1995-97, 1999-2000, 2004-06
アイルランド :	1982-84, 1986-89, 1993-94, 2000, 2003-04, 2006
イタリア :	1980, 1982-83, 1990-93, 1995-97, 2007
日本 :	1980-87, 2001, 2004, 2006
ルクセンブルク :	1993-97, 2000
オランダ :	1981-83, 1988, 1991, 1993, 1996, 2004-05
ノルウェー :	1985-86, 1993-97, 1999-2000
ニュージーランド :	1987, 1989, 1991-94, 2000-03
ポルトガル :	1982-84, 1986, 1988, 1992, 1995, 2002-03, 2006-08
スペイン :	1983-84, 1986-87, 1992, 1994-97, 2005-06
スウェーデン :	1981, 1983-84, 1986-87, 1994, 2004-05, 2007
スイス :	1994-95, 1999-2000
英国 :	1979-82, 1994-2000
アメリカ :	1981, 1987-1989, 1993-98, 2005-06

### (参考文献)

Guichard, Stephanie, Mike Kennedy, Eckhard Wurzel and Christophe André (2007).  
“What Promotes Fiscal Consolidation: OECD Country Experiences” *OECD  
Economics Department Working Papers* No 553.

## 付注1-7 歳入・歳出構造の主成分分析について

## ①歳入の主成分分析

歳入については、個人所得税、法人所得税、間接税、財産税、社会保険料の5項目について主成分分析を行った。結果は以下のとおり。

		第一主成分	第二主成分	第三主成分	第四主成分	第五主成分
固有値		1.512	1.329	0.998	0.638	0.523
寄与率		0.302	0.266	0.200	0.128	0.105
累積寄与率		0.302	0.568	0.768	0.895	1.000
固有 ベクトル	個人所得税	-0.460	-0.569	0.110	0.097	-0.666
	法人所得税	0.322	-0.280	0.777	-0.455	0.080
	社会保険料	-0.100	0.596	0.569	0.485	-0.276
	財産税	0.502	-0.457	0.031	0.717	0.155
	間接税	-0.651	-0.180	0.244	0.184	0.671

## ②歳出の主成分分析

歳出については、最終消費支出、利払費、総固定資本形成、社会保障給付、その他歳出の5項目について主成分分析を行った。結果は以下のとおり。

		第一主成分	第二主成分	第三主成分	第四主成分	第五主成分
固有値		2.353	1.095	0.720	0.526	0.307
寄与率		0.471	0.219	0.144	0.105	0.061
累積寄与率		0.471	0.690	0.833	0.939	1.000
固有 ベクトル	最終消費支出	0.514	0.035	0.454	-0.551	-0.474
	利払費	0.354	-0.634	0.305	0.611	-0.082
	総固定資本形成	-0.415	0.251	0.835	0.116	0.232
	社会保障給付	0.575	0.131	0.040	-0.110	0.799
	その他歳出	0.328	0.719	-0.053	0.545	-0.276

## 付注1-8 社会資本の生産力効果の推計について

### (1) 推計式

社会資本ストックを明示的に考慮したコブ＝ダグラス型生産関数を次のとおりに想定。

$$Y_t = A_t \cdot L_t^\alpha \cdot K_t^\beta \cdot KG_t^\gamma \quad \dots(1)$$

ただし、 $Y$ ：生産量、 $A$ ：経済の技術水準、 $L$ ：労働投入量、 $K$ ：民間資本投入量、 $KG$ ：社会資本投入量。

推計に当たっては、(1)式において、労働投入量については労働時間、資本投入量については稼働率を考慮し、両辺の対数をとることで次式を得る。

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln H_t E_t + \beta \ln CU_t K_t + \gamma \ln KG_t + \varepsilon_t \quad \dots(2)$$

ただし、 $H$ ：労働時間、 $E$ ：就業者数、 $CU$ ：稼働率、 $\varepsilon$ ：誤差項。

また、製造業の稼働率を $MCU$ 、非製造業の稼働率を $NCU$ 、製造業資本ストックの資本ストック全体に占める割合を $m$ とし ( $CU = mMCU + (1-m)NCU$ )、資本稼働率が1に近い値をとることを利用して対数型に近似するとともに、 $NCU_t = MCU_t^\theta$ を仮定して次のように産業全体の稼働率を得る。

$$\ln CU_t = m_t \ln MCU_t + \theta(1-m_t) \ln MCU_t \quad \dots(3)$$

(3)式を(2)式に代入し、社会資本の公共財的性格を考慮して民間資本投入量と労働投入量に関する収穫一定の仮定を置き ( $\alpha + \beta = 1$ )、次式を得る。本報告では次式を推計した。

$$\ln \left( \frac{Y_t}{MCU_t K_t} \right) = a_0 + a_1 t + b_1 \ln \left( \frac{H_t E_t}{MCU_t K_t} \right) + b_2 (1-m) \times \ln MCU_t + b_3 \ln KG_t + \varepsilon_t \quad \dots(4)$$

ただし、 $t$ ：タイムトレンド、 $b_1 = \alpha$ 、 $b_2 = -(1-\alpha)(1-\theta)$ 、 $b_3 = \gamma$

### (2) 推計結果

$a_0$	$a_1$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	Adj-R <sup>2</sup>	D.W.
-1.107 (-4.681)	0.003 (1.545)	0.566 (6.695)	-0.158 (-2.356)	0.102 (2.144)	0.996	1.191

推計期間は1970年度～2008年度。( )内はt値。

## (3) データ

内閣府「国民経済計算」、「日本の社会資本2007」。なお、民営化以降のNTT、JR、新幹線鉄道保有機構、東京メトロ、成田国際空港については、それぞれの相当分を民間資本ストックから除き、社会資本ストックに追加した。調整額については、NTT、JRは内閣府「日本の社会資本2007」を参考に、その他は民営化年度の前後の年度の前年増減率を平均した値を当年に掛けて民営化がなかったと仮定した場合の金額を算出し、原データの金額との差分を除外・加算した。2004年度以降の社会資本ストックは、国民経済計算の公的固定資本形成と社会資本ストックの1988年度～2003年度の平均減耗率を元に推計した。

## (4) 限界生産性の計算式

$$MPK=(1-b_1)\times Y_t/K_t$$

$$MPG=b_3\times Y_t/KG_t$$

$MPK$  = 民間資本の限界生産性

$MPG$  = 社会資本の限界生産性

## (5) 性質別社会資本の生産力効果の推計結果

(4) 式をもとに経済基盤直結型社会資本と生活基盤直結型社会資本の生産力効果はそれぞれ推計。推計結果は次のとおり。

## 経済基盤直結型社会資本

$a_0$	$a_1$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	Adj-R <sup>2</sup>	D.W.
-1.107 (-4.504)	0.002 (1.096)	0.550 (5.986)	-0.132 (-1.768)	0.093 (1.732)	0.996	1.284

推計期間は1970年度～2008年度。( )内はt値。

## 生活基盤直結型社会資本

$a_0$	$a_1$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	Adj-R <sup>2</sup>	D.W.
-0.945 (-4.196)	0.003 (1.811)	0.562 (7.194)	-0.184 (-2.841)	0.097 (2.329)	0.996	1.136

推計期間は1970年度～2008年度。( )内はt値。

## (参考文献)

畑農鋭矢 (1998)「社会資本とマクロ経済の生産能力」『一橋論叢』第119巻6号：738-756  
三井清・太田清編著 (1995)『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社

## 付注2-1 誤差修正モデルによる平均消費性向分析

### (1) 長期均衡関係式及び短期均衡関係式

#### ①長期均衡関係式

$$\text{消費性向} = \frac{22.2}{\langle 3.83 \rangle} + \frac{2.94}{\langle 7.16 \rangle} \times (1000000/\text{実質可処分所得}) +$$

$$\frac{0.88}{\langle 4.78 \rangle} \times (\text{実質純資産}/\text{実質可処分所得}) + \frac{0.87}{\langle 5.85 \rangle} \times (60\text{歳以上人口比率})$$

推計期間：90年Ⅰ期～2009年Ⅰ期 <>内はt値

#### ②短期変動推計式

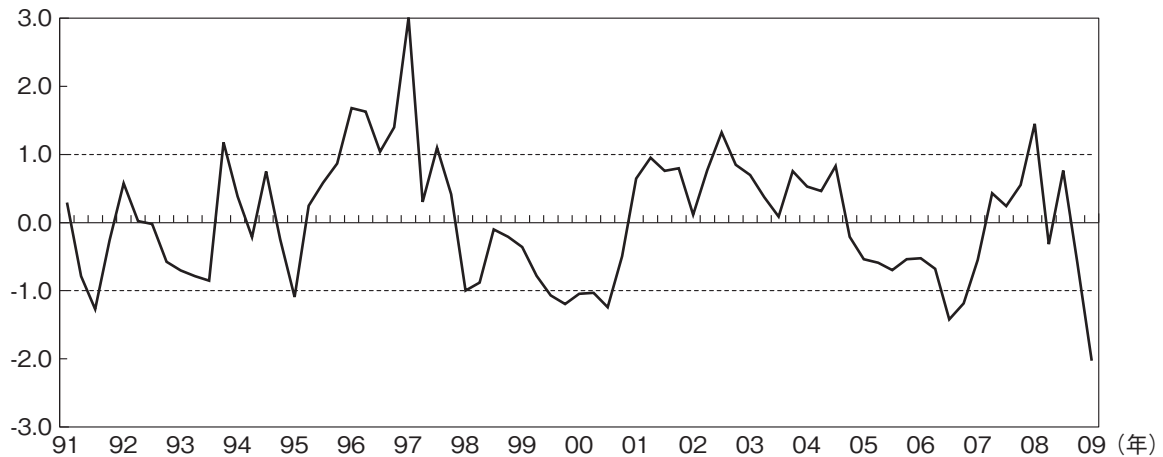
$$\text{消費性向前期差} = \frac{5.35}{\langle 11.9 \rangle} \times (1000000/\text{実質可処分所得})\text{前期差} +$$

$$\frac{1.71}{\langle 2.95 \rangle} \times 60\text{歳以上人口比率前期差} - \frac{0.46}{\langle -4.96 \rangle} \times \text{誤差修正項}(-1)$$

推計期間：90年Ⅱ期～2009年Ⅰ期 <>内はt値 D.W値：1.79 Adjusted R-squared：0.72

### (2) 平均消費性向の長期均衡からのかい離

(%ポイント)



(備考) 内閣府「国民経済計算」、総務省「人口推計」により作成。

## 付注2-2 概念調整済み平均消費性向について

平均消費性向は、内閣府「国民経済計算」（以下SNA）と総務省「家計調査」から公表されており、両者の動きや水準に大きな乖離があることが知られている。

両者の違いを大きく分けると、①集計世帯のカバレッジ、②消費、可処分所得それぞれの概念、③複数の統計から作成されているかどうか、の3つが挙げられる。家計調査における平均消費性向は、勤労者世帯と無職世帯が公表されているものの、自営業者等（自営業者、法人企業の役員、自由業等）は公表されていない。それに対してSNAは総世帯ベースで集計されている。両者の消費と所得の概念についても様々な違いがあるが、その中で最も大きな違いが「持ち家の帰属家賃」の扱いである。SNAでは、持ち家を所有している世帯は居住している住宅から便益を受けていると考え、それを帰属家賃として消費額に加算している。一方で家計調査はそれを計上していない。持ち家の帰属家賃は46.7兆円と、家計最終消費支出の16.9%を占めており、無視できない規模である（数値は2009年）。そのほか、SNAは家計調査に加え、家計消費状況調査や国勢調査、鉱工業指数等、様々な統計から消費・所得額を推計しているため、家計調査と異なった動きをしている。

ここでは宇南山（2009）に従い、上記のような違いを調整した。具体的には、SNAと家計調査（二人以上の勤労者世帯と無職者世帯の合計）の概念を擦り合わせた後に、家計調査の消費額を家計消費状況調査の消費額へ調整し、財産収入の対可処分所得比率をSNAへ調整した。

こうして得られた家計調査ベースにおける*t*期の概念調整済み平均消費性向（ $C_t/Y_t$ ）を下記のように寄与度分解した。

$$\begin{aligned} \Delta(C_t/Y_t) &= \Delta C_t/Y_{t-1} + C_{t-1}(1/Y_t - 1/Y_{t-1}) + (\text{交絡項}) \\ &= \sum_i \Delta(C_{i,t} w_{i,t}) / Y_{t-1} + \sum_i C_{t-1} [1 / \{Y_t + \Delta(Y_{i,t} w_{i,t})\} - 1/Y_{t-1}] + (\text{交絡項}) \end{aligned}$$

$$\left[ \begin{array}{l} C_t : \text{消費支出、 } Y_t : \text{可処分所得、 } i : \text{世帯主年齢層} \\ w_{i,t} : i \text{世帯の世帯数ウェイト} \end{array} \right]$$

### 付注2-3 裁量的支出と必需的支出の代替関係について

消費支出から必需的な消費支出を除いたものを裁量的な消費支出とすると、裁量的な消費支出が増加した場合、必需的な消費支出はどの程度減少するのであろうか。ここでは新堂（2003）の手法を参考に、低所得者層（年間収入第Ⅰ分位）と高所得者層（同第Ⅴ分位）について裁量的支出と必需的支出の代替関係を調べた。

具体的には、第2-2-16図で定義した必需的消費支出と裁量的消費支出に加え、相対価格、実質可処分所得の4変数でVECM（Vector Error Correction Model）を推計した。VECMを用いたのは、各変数が非定常で変数間に共和分関係が存在するためである。VECMのラグの次数はSC（Schwarz information criterion）で、共和分ランクはJohansen Cointegration TestのTrace testで選んだ。推計結果は以下に掲載している。

次に、VECMで推計した裁量的支出を非説明変数とする式の誤差項に対して、誤差項の1標準偏差分のショックを与え、それによって変化した裁量的消費支出に対する累積的な必需的消費支出の減少分の割合を代替率とした。

#### (1) 低所得者層

共和分方程式		VECM				
	CointEq1		D(CP1)	D(P1/P2)	D(Y)	D(CP2)
CP1(-1)	1.000	CointEq1	-0.342 (-4.58)	0.005 (3.59)	-0.091 (-0.68)	-0.219 (-2.47)
P1/P2(-1)	-24.936 (-3.45)					
Y(-1)	-0.460 (-4.78)	D(CP1(-1))	-0.112 (-1.00)	-0.005 (-2.67)	0.430 (2.11)	0.387 (2.90)
CP2(-1)	1.163 (4.04)	D(P1/P2(-1))	-5.556 (-0.98)	-0.240 (-2.37)	8.845 (0.86)	-1.081 (-0.16)
C	9.242	D(Y(-1))	-0.109 (-1.72)	0.000 (-0.06)	-0.489 (-4.30)	0.039 (0.52)
TREND	0.057 (4.14)	D(CP2(-1))	0.163 (1.40)	0.000 (0.01)	-0.133 (-0.63)	-0.354 (-2.56)
		C	-0.014 (-0.44)	0.002 (4.38)	-0.045 (-0.79)	0.012 (0.32)



## (2) 高所得者層

共和分方程式			VECM				
	CointEq1	CointEq2		D(CP1)	D(P1/P2)	D(Y)	D(CP2)
CP1(-1)	1.000	-	CointEq1	-0.770 (-5.11)	0.001 (0.85)	0.460 (1.29)	-0.174 (-0.94)
P1/P2(-1)	-	1.000	CointEq2	-10.749 (-4.88)	0.000 (0.02)	-7.429 (-1.43)	-11.525 (-4.27)
Y(-1)	-0.228 (-3.33)	0.009 (2.00)	D(CP1(-1))	-0.038 (-0.34)	0.000 (-0.13)	-0.297 (-1.12)	0.250 (1.81)
CP2(-1)	-0.743 (-4.33)	0.067 (5.98)	D(P1/P2(-1))	-8.237 (-0.61)	-0.238 (-1.99)	31.522 (0.98)	5.839 (0.35)
C	7.834	-3.112	D(Y(-1))	0.004 (0.79)	-0.001 (-1.40)	-0.314 (-2.88)	0.051 (0.90)
			D(CP2(-1))	0.121 (1.22)	0.001 (0.86)	0.093 (0.40)	-0.266 (-2.18)
			C	0.003 (0.04)	0.003 (4.08)	-0.121 (-0.72)	-0.030 (-0.35)

(備考) 1. 総務省「家計調査」、「消費者物価指数」により作成。

2. 低所得者は年間収入第 I 分位で、高所得者は第 V 分位を指す。表の括弧内の数値はt値。

3. 必需的・裁量的消費支出は同定義で作成したCPIで実質化し、可処分所得は持家の帰属家賃を除くCPIで実質化した。変数はすべてX-12(X-11default)で季節調整を行っている。推計期間は1990年1-3月期~2009年10-12月期。表の変数は下記の通り。

( CP1 : 実質必需的消費支出、 CP2 : 実質裁量的消費支出、 Y : 実質可処分所得、  
P1/P2 : 必需的消費者物価 ÷ 裁量的消費者物価、 TREND : トレンド項、 C : 定数項 )

## 付注2-4 住宅の潜在需要の推計について

1章1-1-27図において用いた住宅のストック増分、着工戸数及び建替戸数の関係式が、住宅着工戸数の変動要因を説明しているとみなして住宅の潜在需要の推計を行う。

(ストック増分、及び建替戸数の推計)

住宅の需要推計のための基礎データとして、年次のストック増分、及び建替戸数を推計する。具体的には、まず、建築着工統計及び住宅・土地統計調査による5年ごとの着工戸数、及びストック増分のデータを用いて、過去の5年ごとの建替戸数を推計する。次に、推計した5年ごとの建替戸数を、建築着工統計による除却戸数を用いて按分することで、各年の建替戸数を推計する。そして、各年の住宅ストックを以下の関係式を用いて推計する。

$$\text{当年の住宅ストック} = \text{前年の住宅ストック} + \text{当年の着工戸数} - \text{当年の建替戸数}$$

(先行き5年の住宅の潜在需要の推計)

住宅の潜在需要をストック増分と建替戸数の和とみなし、下記の前提を置いた上で、先行き5年（2009～2013年）の年平均の住宅の潜在需要を推計した。

推計の前提

1. 世帯数増加率は、日本の世帯数の将来推計をもとに2006年以降の推計人口による結果との差を補正したものをを用いた。
2. ストック増分は、居住世帯ありストックが世帯数増加率に従って増加するとみなした上で、以下の関係式を用いて推計した。

$$\begin{aligned} \text{住宅ストック} &= \text{居住世帯ありストック} + \text{居住世帯なしストック} \\ &= \text{居住世帯ありストック} / (1 - \text{空家率}) \end{aligned}$$

3. 空家率と建替戸数については以下の仮定をおいた。

	空家率の上昇トレンド	建替戸数
ケース1	07～08年における トレンドが継続される	建替戸数／前年住宅ストック比が一定 (04～08年の平均)
ケース2	04～08年における トレンドが継続される	
ケース3	ケース1と同じ	(09～13年建替戸数) = (04～08年) × (04～08年) / (99～03年)
ケース4	ケース2と同じ	

### 付注3-1 資本稼働率調整済みTFP上昇率の計測方法について

深尾・宮川（2008）、深尾・権（2003）を参考に、資本稼働率を調整したTFP上昇率を計測する。

$t$ 期の実質付加価値額を $V_t$ 、労働投入を $L_t$ 、資本投入を $K_t$ 、そしてTFPを $A_t$ とする。このとき、資本ストックの投入が資本ストック残存量ではなく、これに稼働率を掛けた値であると仮定すると、TFP上昇率（対数階差）は下記のように表すことができる。

$$\begin{aligned}\Delta \ln(A_t) &= \Delta \ln(V_t) - \bar{\mu}_{L_t} \Delta \ln(L_t) - \bar{\mu}_{K_t} \Delta \ln(K_t) \\ &= \Delta \ln(V_t) - \bar{\mu}_{L_t} \Delta \ln(L_t) - \bar{\mu}_{K_t} (\Delta \ln(\hat{K}_t) + \Delta \ln(Z_t))\end{aligned}$$

( $\hat{K}_t$ : 資本ストック、 $Z_t$ : 資本稼働率。 $\bar{\mu}_{K_t}$ 、 $\bar{\mu}_{L_t}$ は投入コスト・シェア (Tornqvist 近似))

こうして算出された資本稼働率の寄与分をTFP上昇率から除いたものを資本稼働率調整済みTFP上昇率とした。

データベースはEU KLEMSを用いた。JIPデータベースと比べると、資本ストックの計測方法が異なることや産業分類が粗いこと等の違いがあるものの、国際比較が可能であるというメリットがある。

#### 【資本稼働率調整の具体的作業】

資本稼働率指数はEU KLEMSデータベースにないため、稼働率指数を用意する必要がある。日本については下記のように行った。

①製造業については「鉱工業指数」の稼働率指数をそのまま用いた。

②非製造業などで、日銀短観の生産設備DIがある業種

製造業で生産設備DIが存在する業種において、被説明変数を稼働率、説明変数を生産設備DI、一期前のDI、タイムトレンド及び業種ダミーとするパネル・モデルを推計した。次に、非製造業等のDIが存在する業種については、そこで得られた推計式に当該業種のDIを代入することで稼働率を推計した。

③②の業種において生産設備DIのデータがない時期の推計

非製造業の生産設備DIは1990年12月までしかデータを遡ることができない。そのため、90年以前については第3次産業活動指数/資本ストック比率を資本稼働率の代理

注 (1) 年の値の分割値を当該年と前後2年の年合計値の線形結合として求め、その係数は、①年系列が単調に伸びている場合は分割値も同様、②年系列が二つの値を交互にとる形で振動する場合には分割値はサインカーブ上の値をとる、という2つの制約を与えている。詳しくは大守（2002）を参照。

変数とした。資本ストックはLisman・Sandee法<sup>1</sup>によって年次データを四半期分割した。さらに、四半期データにした第3次産業活動指数/資本ストック比率からウォートン法<sup>2</sup>によって資本稼働率を推計し、それを年次ベースへ再集計した。

#### ④日銀短観の生産設備DIがない業種

生産設備DIがない業種は、②と同様に中間投入/資本ストック比率を資本稼働率の代理変数とした（②で第3次産業活動指数を用いたのは四半期データがあるため）。これを②と同様にウォートン法で資本稼働率を推計した。

なお、アメリカについては①～③の方法が用いることができないため、④によって稼働率を推計した。そのため、日本に比べると資本稼働率の推計が甘くなっていることには留意が必要である。

### 付注3-2 TFP上昇分の分配について

$t$ 期の実質付加価値額を $V_t$ 、労働投入を $L_t$ 、資本投入を $K_t$ 、そしてTFPを $A_t$ とすると、TFP成長率是对数階差を用いて下記のように表すことができる。

$$\Delta \ln(A_t) = \Delta \ln(V_t) - \bar{\mu}_{L_t} \Delta \ln(L_t) - \bar{\mu}_{K_t} \Delta \ln(K_t) \quad \cdots \textcircled{1}$$

( $\bar{\mu}_{K_t}$ 、 $\bar{\mu}_{L_t}$ は投入コスト・シェア (Tornqvist 近似))

一方、名目付加価値は労働と資本に分配される。

$$P_t^V V_t = W_t L_t + R_t K_t$$

( $P_t^V$ ：付加価値デフレーター、 $W_t$ ：名目賃金、 $R_t$ ：1単位当たりの名目資本コスト)

両辺に対数を取って時間に関して微分し、成長率を対数階差で近似すると、

$$\Delta \ln(P_t^V) + \Delta \ln(V_t) = \bar{\mu}_{L_t} [\Delta \ln(W_t) + \Delta \ln(L_t)] + \bar{\mu}_{K_t} [\Delta \ln(R_t) + \Delta \ln(K_t)]$$

$$\Delta \ln(V_t) = -\Delta \ln(P_t^V) + \bar{\mu}_{L_t} [\Delta \ln(W_t) + \Delta \ln(L_t)] + \bar{\mu}_{K_t} [\Delta \ln(R_t) + \Delta \ln(K_t)] \quad \cdots \textcircled{2}$$

注 (2) 景気循環の1サイクルごとにピークを結び、そこからのかい離を資本稼働率1からのかい離とみなした。

②を①に代入すると、TFP上昇率は下記の3つの部門へ分配される。

$$\begin{aligned} \Delta \ln(A_t) &= -\Delta \ln(P_t^V) + \bar{\mu}_{L_t} \Delta \ln(W_t) + \bar{\mu}_{K_t} \Delta \ln(R_t) \\ &= \underbrace{-[\Delta \ln(P_t^V) - \Delta \ln(P_t^D)]}_{\text{海外部門}} + \underbrace{\bar{\mu}_{L_t} [\Delta \ln(W_t) - \Delta \ln(P_t^{CP})]}_{\text{家計部門}} + \underbrace{[\bar{\mu}_{K_t} \Delta \ln(R_t) - \Delta \ln(P_t^D) + \bar{\mu}_{L_t} \Delta \ln(P_t^{CP})]}_{\text{企業部門}} \end{aligned}$$

( $P_t^D$  : 国内需要デフレーター、 $P_t^{CP}$  : 民間最終消費支出デフレーター)

ただし、 $L_t$ は総労働時間ではなく、労働者の様々な属性の違いを反映した労働投入指数であるため、上式で得られた $W_t$ は労働者の質の変化を加味した時間当たり賃金である。

### 付注3-3 環境関連設備投資、補助金が環境・エネルギー関連の研究開発に与える影響に係る企業パネル推計

有村俊秀、杉野誠（2008）を参考にして、資本金1億円以上の製造業企業のうち、環境規制の代理指標と仮定した環境投資割合のデータが存在する10業種（繊維、パルプ・紙、化学、石油・石炭、窯業・土石、鉄鋼、非鉄金属、一般機械器具、電気機械器具、自動車・同付属品）に属する企業データを用いて、以下により、環境関連設備投資が環境・エネルギー関連の研究開発に与える影響をパネル分析により推計した。具体的には、(1)にて環境関連設備投資が環境・エネルギー関連研究開発の実施の有無に影響を及ぼすかを変量効果プロビットモデルにて推定し、(2)にて環境関連設備投資が環境・エネルギー関連研究開発割合に対して正の影響を及ぼすかを固定効果モデルにて推計を行った。推計期間は99年から2008年までの10期間であり、素材型産業、加工型産業の2グループでの推計を行った。

- (1) 環境・エネルギー関連の研究開発実施の有無（有=1、無=0）を被説明変数とし、プロビットモデルによる分析を行った。説明変数の係数とz値は以下のとおり。

	素材型産業	加工型産業
従業員数 (z値)	0.9676 (10.07)	0.3420 (9.04)
従業員数の2乗 (z値)	-0.0462 (-4.99)	-0.003 (-3.75)
利益 (z値)	2.5745 (1.04)	-1.2511 (-0.53)
環境投資割合 (z値)	0.019 (1.02)	-0.1055 (-1.54)
環境投資割合の1期ラグ (z値)	0.0258 (1.28)	-0.0424 (-0.69)
国等からの補助金 (z値)	0.00003 (3.7)	0.000004 (1.21)

※1. 業種ダミー、年ダミーは回帰分析に加えたが、上記には示していない。

2. 対象企業、観測数は素材型、加工型それぞれ以下のとおり。

素材型－観測数：8946、企業数：1366 加工型－観測数：12702、企業数：2166

- (2) 一般研究開発費総額に占める環境・エネルギー関連の研究開発費割合を被説明変数とし、固定効果モデルによる分析を行った。説明変数の係数とt値は以下のとおり。

	素材型産業	加工型産業
従業員数 (t値)	0.0038 (0.6)	-0.0032 (-1.46)
従業員数の2乗 (t値)	-0.0001 (-0.24)	0.00006 (1.73)
利益 (t値)	-0.0988 (-1.16)	0.0098 (0.18)
環境投資割合 (t値)	-0.0002 (-0.31)	-0.0052 (-2.78)
環境投資割合の1期ラグ (t値)	0.0033 (4.26)	0.0006 (0.34)
国等からの補助金 (t値)	-0.0000004 (-1.69)	-0.0000002 (-3.16)

※1. 業種ダミー、年ダミーは回帰分析に加えたが、上記には示していない。

2. 対象企業、観測数は素材型、加工型それぞれ以下のとおり。

素材型－観測数：8946、企業数：1366 加工型－観測数：12702、企業数：2166

(備考) 1. 経済産業省「企業金融調査」、総務省「科学技術研究調査」により作成。

2. 環境投資割合については、データの制約から、同一業種で同じ計数を採用している。

### 付注3-4 環境関連設備投資と生産性との関係の企業パネル推計

Paul Lanoie, Michel Party, and Richard Lajeunesse (2008) を参考にして、上場製造業企業のうち、環境規制の代理指標と仮定した環境投資割合のデータが存在する9業種（繊維、パルプ・紙、化学、石油・石炭、窯業・土石、一次金属、一般機械器具、電気機械器具、自動車・同付属品）に属する企業データを用いて、以下により、環境関連設備投資、総産出、稼働率が生産性に与える影響をパネル分析（固定効果モデル）により推計した。対象企業は1263企業、推計期間は94年から2005年までの12期間であるが、素材型と加工型での比較を行うため、製造業全体、素材型産業、加工型産業の3グループでの推計を行った。

$$(1) \text{ 推計式: } \Delta tfp_{it} = \sum_{j=0}^2 \alpha_{t-j} \Delta kisei_{i-t-j} + \beta \Delta output_{it} + \gamma \Delta kado_{it}$$

$\Delta tfp_{it}$  …t期におけるTFP（対数値）の前期差

$\Delta kisei_{it}$  …t期における環境投資割合の前期差

$\Delta output_{it}$  …t期における総産出の対数前期差

$\Delta kado_{it}$  …t期における稼働率の前期差

#### (2) 推計結果

	製造業全体	素材型産業	加工型産業
$\alpha_t$ (t値)	-0.0010 (-2.47)	-0.0015 (-3.68)	0.0035 (3.25)
$\alpha_{t-1}$ (t値)	0.0024 (6.33)	0.0025 (5.83)	0.0027 (2.61)
$\alpha_{t-2}$ (t値)	0.0012 (4.12)	0.0013 (3.83)	-0.0006 (-0.67)
$\beta$ (t値)	0.1847 (68.27)	0.1477 (32.97)	0.1995 (58.15)
$\gamma$ (t値)	0.0003 (3.47)	0.0007 (2.3)	0.0002 (1.49)

※業種ダミー、年ダミーは回帰分析に加えたが、上記には示していない。

- (備考) 1. 経済産業省「企業金融調査」、経済産業省「鉱工業指数」、(社)日本経済研究センター「EALC2009」により作成。
2. 環境投資割合、稼働率については、データの制約から、同一業種で同じ計数を採用している。
3. モデル選択に際しては、F検定、ハウスマン検定ともに棄却されたため固定効果モデルを採用した。