

付 注

付注1-1 輸出の所得・価格弾力性と調整速度の推計について

1. 輸出は、長期的に輸出相手国の所得、及び輸出の相対価格に依存すると仮定して、輸出の長期均衡式を推計した。

(推計式)

$$\ln EX = \gamma_0 + \gamma_1 \times \ln y^* + \gamma_2 \times \ln RXP + EC$$

ただし、 $\ln EX$ ：自国の輸出（実質輸出の対数値）、 $\ln y^*$ ：輸出相手国の所得（輸出相手国の実質GDP対数値の輸入額ウェイトによる加重平均値）、 $\ln RXP$ ：輸出の相対価格（自国の輸出デフレーター／各輸出相手国における競争国の輸出デフレーターの輸出額ウェイトによる加重平均値）、 EC ：誤差項。

推計値のうち γ_1 が長期的な輸出の所得弾力性値、 γ_2 が価格弾力性値である。

2. 長期均衡から輸出が短期的にかい離した場合に、長期均衡にどの程度迅速に向かうかについてエラーコレクションモデルを推計して検証した。

(エラーコレクションモデルの推計式)

$$\Delta \ln EX = \beta_0 + \beta_1 \times EC(-1) + \beta_2 \times \Delta \ln EX(-1) + \beta_3 \times \Delta \ln y^*(-1) + \beta_4 \times \Delta \ln RXP(-1) + v$$

ただし、 v ：誤差項、 Δ ：前期差。

推計値のうち β_1 が輸出の調整速度を示す。

3. 参考文献

Wu, Yi (2008), "Growth, Expansion of Markets, and Income Elasticities in World Trade," *Review of International Economics*, Blackwell Publishing, vol.16 (4), pages 654-671, 09.

付注1-2 均衡経常収支の推計について

1. モデル

千明・深尾（2002）を基礎とし、本モデルを示す式は、

$$Y - C(Y - T(Y), \frac{\pi \times Pm^*}{P}) - G - I(r) = X(\frac{Px}{\pi \times Pw^*}, M^*(S)) - M(\frac{\pi \times Pm^*}{P}, Y) \cdots (a)$$

また、輸出価格に関しては、輸出財生産に輸入原材料と国内生産要素が投入されていることを反映して、

$$Px = \alpha + \beta \times (\pi \times Pm^*) \cdots (b)$$

ただし、

Y = GDP（実質値、以下同様）、C = 民間消費、T = 純租税、G = 政府支出、I = 民間投資、X = 輸出等、M = 輸入等、M* =（日本を除く）世界輸入、S = 米国株価、r = 実質金利、 π = 名目為替レート（円建て）、P = GDPデフレーター、P* = 米国GDPデフレーター、Px = 輸出価格（円）、Pm* = 輸入価格（ドル）、Pw* = 競争国輸出価格（ドル）、

実質為替レートを $\theta = \pi \times \frac{P^*}{P}$ とすると、(a)、(b) 式を実効為替レート θ について解くことができる。両式を θ 及び米国GDPデフレーターP*で書き直すと、

$$Y - C(Y - T(Y), \theta \times \frac{Pm^*}{P^*}) - G - I(r) = X(\frac{1}{\theta} \times \frac{Px}{P} \times \frac{P^*}{Pw^*}, M^*(S)) - M(\theta \times \frac{Pm^*}{P^*}, Y) \cdots (a)'$$

$$\frac{Px}{P} = \alpha + \beta \times \theta \times (\frac{Pm^*}{P^*}) \cdots (b)'$$

潜在GDP時に、ともに θ の関数である均衡貯蓄投資差額と均衡Xと均衡Mとの差額を一致させる θ を求め、そのときの財・サービス収支を均衡財・サービス収支とした。

ただし、乱高下した2008年の原油価格の影響を除くため、2008年第3四半期、第4四半期の原油価格、輸出入価格、デフレーターは第2四半期の値を用いた。

2. 推計結果

・消費、投資、租税関数

1) 消費デフレーター

$$\frac{PCT}{PGDP} = 0.2807 + 0.6823 \times \frac{PCT(-1)}{PGDP(-1)} + 0.0001 \times YENDOL \times \frac{PIM}{PGDP} \\ - 0.0316 \times RFSL(-1) + 0.0004 \times TIME$$

(5.28) (11.46) (5.09) (-2.20) (5.29)

$$AR^2 = 0.983 \quad SE = 0.003 \quad DW = 2.056$$

(1980Q2~2008Q1)

2) 民間消費 (実質)

$$CT = 0.9300 \times CT(-1) + 0.0651 \times \frac{GDPV - D - T}{PCT}$$

(53.29) (4.29)

$$AR^2 = 0.998 \quad SE = 2096.444 \quad DW = 2.573$$

(1981Q1~2008Q1)

3) 民間投資 (実質)

$$I = -39053.1 + 0.5820 \times I(-1) + 0.3148 \times GDP - 0.0766 \times K(-1) - 998.47 \times (RSGB - GPE)$$

(-5.84) (12.86) (8.60) (-9.26) (-4.64)

$$AR^2 = 0.988 \quad SE = 1815.036 \quad DW = 1.288$$

(1981Q2~2008Q1)

4) GDPデフレーター前期比上昇率

$$GPGDP = 0.7990 + 0.1463 \times GPGDP(-1) + 0.5083 \times DY$$

(4.02) (1.58) (5.41)

$$AR^2 = 0.343 \quad SE = 1.697 \quad DW = 2.109$$

(1981Q1~2008Q1)

5) 間接税 - 補助金

$$LOG(TIN) = -3.8070 + 1.3601 \times LOG(GDPV) + 0.1054 \times Q1 + 0.0081 \times Q2 - 0.0455 \times Q3$$

(-15.31) (30.84) (8.76) (0.67) (-3.75)

$$AR^2 = 0.911 \quad SE = 0.045 \quad DW = 2.344$$

(1981Q1~2008Q1)

6) 家計の直接税

$$LOG(TH) = \underset{(320.37)}{0.6671} \times LOG(GDPV) + \underset{(12.82)}{0.2107} \times Q1 - \underset{(-13.88)}{0.2302} \times Q2 + \underset{(8.86)}{0.1470} \times Q3$$

$$AR^2 = 0.900 \quad SE = 0.061 \quad DW = 0.321$$

(1981Q1~2008Q1)

7) 法人税

$$LOG(TC) = \underset{(-5.75)}{-4.6472} + \underset{(10.39)}{1.4749} \times LOG(GDPV) + \underset{(10.60)}{0.0353} \times DY4 + \underset{(12.80)}{0.1855} \times Q1 - \underset{(-40.21)}{0.5876} \times Q2$$

$$\underset{(-28.10)}{-0.4101} \times Q3 + \underset{(5.77)}{0.0827} \times D37.5 + \underset{(6.34)}{0.2091} \times D40 + \underset{(7.66)}{0.2568} \times D42 + \underset{(8.00)}{0.2580} \times D43.3$$

$$AR^2 = 0.974 \quad SE = 0.054 \quad DW = 1.425$$

(1981Q1~2008Q1)

8) GDPギャップ

$$DY = \frac{GDP - GDPF}{GDPF}$$

9) 一般政府純租税

$$T = TIN + TH + TC + TR$$

10) 実質GDP

$$GDP = CT + I + G + EGS - MGS$$

11) 名目GDP

$$GDPV = PGDP \times GDP$$

・貿易関数

12) 財貨・サービスの輸入 (SNAベース、実質)

$$LOG(MGS) = -1.5528 + 1.0840 \times LOG(GDP) + 0.0024 \times TIME - 0.0779$$

(-2.69) (11.15) (13.83)

$$\times LOG(YENDOL \times \frac{PIM}{PGDP})$$

アーモンラグ、次数2、ラグの長さ6、終点制約有り

ラグ	係数	t値
0	0.2445	11.46
1	0.0964	10.56
2	-0.0139	-3.47
3	-0.0866	-10.48
4	-0.1215	-11.15
5	-0.1187	-11.34
6	-0.0782	-3.47

$$SUM = -0.0779$$

$$AR^2 = 0.992 \quad SE = 0.016 \quad DW = 0.506$$

(1981Q3~2008Q1)

13) 財貨・サービスの輸出 (SNAベース、実質)

$$LOG(EGS) = 0.6175 + 0.6637 \times LOG(MW) - 0.6406 \times LOG(YENDOL \times \frac{PEX}{PWE})$$

(11.25) (71.67)

アーモンラグ、次数2、ラグの長さ6、終点制約有り

ラグ	係数	t値
0	-0.1204	-2.11
1	-0.1203	-4.63
2	-0.1144	-9.11
3	-0.1029	-4.78
4	-0.0857	-3.07
5	-0.0628	-2.34
6	-0.0342	-1.95

$$SUM = -0.6406$$

$$AR^2 = 0.984 \quad SE = 0.019 \quad DW = 0.235$$

(1981Q3~2008Q1)

14) 輸出物価

$$YENDOL \times \frac{PEX}{PGDP} = 55.0900 + 0.4844 \times YENDOL(-1) \times \frac{PEX(-1)}{PGDP(-1)} + 0.1904$$

(7.06) (7.14) (7.38)

$$\times YENDOL \times \frac{PIM}{PGDP} - 0.2195 \times TIME$$

(-6.16)

$$AR^2=0.992 \quad SE=3.281 \quad DW=1.095$$

(1980Q2~2008Q1)

15) 日本を除く世界の実質輸入

$$LOG(MW) = -1.5202 + 1.8259 \times LOG(GDPUS) + 0.1270 \times LOG\left(\frac{OIL}{PGDPUS}\right) + 0.0845$$

(-6.50) (13.38) (3.54)

$$\times LOG(ST)$$

アーモンラグ、次数2、ラグの長さ4、終点制約有り

ラグ	係数	t値
0	0.4485	1.97
1	0.4549	8.66
2	0.4132	6.34
3	0.3235	2.97
4	0.1858	2.12

$$SUM = 1.8259$$

$$AR^2=0.995 \quad SE=0.016 \quad DW=0.433$$

(1981Q1~2008Q1)

16) 競争国輸出価格

$$LOG\left(\frac{PWE}{PGDPUS}\right) = 0.0128 + 0.9526 \times LOG\left(\frac{PWE(-1)}{PGDPUS(-1)}\right) - 0.0010 \times RRL - 0.0004 \times ASIA$$

(1.32) (39.65) (-1.24) (-1.09)

$$AR^2=0.974 \quad SE=0.011 \quad DW=1.470$$

(1980Q2~2008Q1)

17) 米国長期実質金利

$$RRL = RLAUS - GDUSE$$

18) 米国GDPデフレーター前期比上昇率

$$GPUSE = 1.1812 + 0.7452 \times GPGDPUS(-1) + 0.0632 \times DYUS - 0.0076 \times TIME$$

(3.23) (12.72) (1.17) (-2.02)

$$AR^2=0.704 \quad SE=1.002 \quad DW=2.464$$

(1980Q2~2008Q1)

19) 米国GDPギャップ

$$DYUS = \frac{GDPUS - GDPFUS}{GDPFUS}$$

20) 日本輸入価格

$$\frac{PIM}{PGDPUS} = 0.2566 + 0.8233 \times \frac{PIM(-1)}{PGDPUS(-1)} + 0.0019 \times \frac{OIL}{PGDPUS} - 0.0066 \times RRL + 0.0050 \times GMW4 - 0.0065 \times ASIA - 0.0613 \times DUM1$$

(1.13) (-3.15) (-2.56)

$$AR^2 = 0.974 \quad SE = 0.040 \quad DW = 1.358$$

(1981Q1～2008Q1)

(備考)

1. 所得収支及び経常移転収支は外生扱いし、財サービスの収支を推計している。
2. () 内はt値、(-1) は1期ラグを表す。
3. AR^2 : 自由度修正済決定係数、SE : 標準偏差、DW : ダービン・ワトソン比。

3. 変数一覧

変数の原出所及び内容については以下のとおり。

消費、投資、租税関数

変数名	資料	内容
PCT	SNA	民間消費デフレーター（2000年＝1）
PGDP	SNA	GDPデフレーター（2000年＝1）
YENDOL	MESM	名目円・ドルレート（邦貨建て期中平均）
PIM	IFS	輸入単価指数（ドル、2000年＝1）
TIME		1980Q1を1として每期1ずつ増加するトレンド
CT	SNA	民間最終消費支出（2000年価格）
GDPV	SNA	名目GDP
D	SNA	固定資本減耗
T	SNA	一般政府純租税
I	SNA	実質民間投資（設備＋住宅＋在庫）（2000年価格）
K	SNA	民間企業資本ストック
GDP	SNA	実質GDP（2000年価格）
RSGB	MESM	長期国債（10年、利付）応募者回り（％、期中平均）
GPE		期待インフレ率
GPGDP		GDPデフレーターの上昇率（当期から来期まで、年率）
DY	作成	GDPギャップ
TIN	SNA	間接税－補助金
Q1		} 季節ダミー変数
Q2		
Q3		
TH	SNA	家計の直接税
TC	SNA	法人税
D37.5		} 法人税率ダミー変数
D40		
D42		
D43.3		
DUM1		1986Q2～87Q1を1とするダミー
GDPF	作成	潜在GDP
TR	SNA	その他の純租税
EGS	SNA	輸出等（2000年価格）
MGS	SNA	輸入等（2000年価格）
ET	SNA	海外からの要素所得受取（2000年価格）
MT	SNA	海外からの要素所得支払（2000年価格）
ASIA	作成	工業製品世界輸出に占めるアジア地域（韓国、香港、中国、シンガポール、タイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン）のシェア

貿易関数

MW	IFS	日本を除く世界実質輸入（2000年価格）
ST	S&P	米国株価
PEX	IFS	輸出単価指数（ドル、2000年＝1）
PWE	作成	競争国（米、加、英、仏、独、伊、韓国、香港、中国、シンガポール、タイ）輸出価格（ドル、2000年＝1）
GDPUS	IFS	米国実質GDP（2000年価格）
PGDPUS	IFS	米国GDPデフレーター（2000年＝1）
OIL	貿易統計	原油価格（ドル／バレル）
RRL		米国長期実質金利（⑰により作成）
RLAUS	IFS	米国10年物国際利回り（％、期中平均）
GDPUSE		米国期待インフレ率（⑱のGPGDPUSの理論値）
GPGDPUS		米国GDPデフレーターの上昇率（当期から来期まで、年率）
DYUS	EO	米国GDPギャップ
GDPFUS	EO	潜在GDP
GMW4		世界輸入対前期比成長率の当期から3期ラグまでの平均

（資料）SNA：内閣府「国民経済計算」

MESM：日本銀行「金融経済統計月報」

IFS：IMF「International Financial Statistics」

EO：OECD「Economic Outlook」

S&P：Standard&Poor's

付注1-3 為替レートから消費者物価へのパススルーの推計方法について

1. 為替レートの変化に対する輸入物価の弾性値

為替レートの変化に対する輸入物価の弾性値は、以下の式において為替レートに係る係数（ $a_0 \sim a_{-4}$ ）の合計値とした（使用したデータは四半期値）。

$$\Delta p_t^j = \alpha + \sum_{i=0}^{-4} a_i^j \Delta e_{t-i}^j + \sum_{i=0}^{-4} b_i^j \Delta w_{t-i}^j + c^j \Delta gdp_t^j$$

ただし、 p ：輸入デフレーター、 e ：名目実効為替レート、 w ：海外の生産コスト、 gdp ：海外の実質GDP

2. 輸入物価の変化に対する消費者物価の弾性値

輸入物価の変化に対する消費者物価の弾性値は、貿易財（国内生産分）、貿易財（輸入分）、非貿易財についての弾性値の加重平均（計算式は後掲）。それぞれの弾性値はCES型効用関数などを前提とした経済モデルより導かれる以下の式より計算。

貿易財（国内生産分）：

$$\eta^{P(h),e} = \frac{\theta}{\theta-1} \left[(\eta^{P(n),e} + \eta^{m(h),e}) \frac{m(h:e)P(n)}{P(h)} + (1 + \eta^{u(h:e),e}) \frac{\mu(h:e) \frac{eW^*}{Z_f}}{P(h)} \right]$$

貿易財（輸入分）：

$$\eta^{P(f),e} = 1 - \frac{\theta}{\theta-1} \frac{(m(f:e)P(n))}{P(f)} \left[1 - (\eta^{m(f),e} + \eta^{P(n),e}) \right]$$

非貿易財：

$$\eta^{P(n),e} = \frac{\theta}{\theta-1} (1 + \eta^{u(n:e),e}) \left[\frac{\mu(n:e) \frac{eW^*}{Z_f}}{P(n)} \right]$$

ただし、 $P(h)$ ：貿易財（国内生産分）の価格、 $P(f)$ ：貿易財（輸入分）の価格、 $P(n)$ ：非貿易財の価格、 θ ：消費の弾力性、 $\mu(h:e)$ ：中間投入（貿易財の国内生産）に占める輸入財比率、 $\mu(n:e)$ ：中間投入（貿易財の国内生産）に占める輸入財比率、 $\eta^{u(h:e),e}$ ：為替レートの変化に対する中間投入（貿易財の国内生産）に占める輸入財比率の弾性値、 $\eta^{u(n:e),e}$ ：為替レートの変化に対する中間投入（非貿易財）に占める輸入財比率の弾性値、 $m(h:e)$ ：貿易財（国内生産分）の商業・運輸マージン率、 $m(f:e)$ ：貿易財（輸入分）の商業・運輸マージン率、 $\eta^{m(h),e}$ ：為替レートの変化に対する貿易財（国内生産分）の商業・運輸マージンの弾性値、 $\eta^{m(f),e}$ ：為替レートの変化に対する貿易財（輸入分）の商業・運輸マージンの弾性値、 W^* ：海外の賃金、 Z_f ：海外の生産性（貿易

財の輸入分)

輸入物価の変化に対する消費者物価の弾性値は、以下の式により貿易財（国内生産分）、貿易財（輸入分）、非貿易財についての弾性値を加重平均した。

$$\eta^{P,e} = \alpha \cdot \alpha_T \left(\frac{P(h)}{P} \right)^{1-\phi} \eta^{P(h),e} + \alpha \cdot (1-\alpha_T) \left(\frac{P(f)}{P} \right)^{1-\phi} \eta^{P(f),e} + (1-\alpha) \left(\frac{P(n)}{P} \right)^{1-\phi} \eta^{P(n),e}$$

ただし、 α ：消費に占める貿易財の比率、 α_T ：貿易財の消費に占める国内生産分の比率、 ϕ ：貿易財消費と非貿易財消費の代替性

3. 参考文献

Campa, Jose M., and Linda S. Goldberg, “Distribution Margins, Imported Inputs, and the Insensitivity of the CPI to Exchange Rates,” *NBER Working Paper* No. 12121, National Bureau of Economic Research, 2006

付注1-4 産業別均衡為替レートの推計

1. 産業別均衡為替レートの概要

為替レート決定の理論の一つとして、為替レートは長期的に国際的な一物一価が成立するような値になるとする購買力平価説がある。業種別均衡為替レートは、購買力平価説を基礎に、基準時点を設定し、日本とアメリカにおいて業種ごとに一物一価が成立するような為替レートである。

2. 産業別均衡為替レートの推計

産業別均衡為替レートについては、以下のように作成した。

- i) 基準時点における為替レートの設定については、日本とアメリカの経済状況、データの制約から、1979年1-3月期の実勢レートが1979年の輸出産業全体の均衡為替レートに等しいとした。
- ii) その後の均衡為替レートの変化については、日本とアメリカにおける各産業の単位あたり生産額に対する中間投入と雇用者報酬の合計から、日本とアメリカにおけるそれぞれの産業に係る価格指数を作成し、相対価格の比率を算出した。具体的には、日本とアメリカについて、繊維、化学、一次金属、一般機械、電気機械（精密機械含む）、輸送機械の6業種の産業別の価格指数を次式で求めた。

$$\text{価格指数} = (\text{雇用者報酬} + \text{中間投入額}) / \text{実質産出額}$$

次に両国のそれぞれの産業別価格指数の相対価格比率に対し、日本の輸出に占める各業種別のシェアを加重平均することで、輸出産業全体の産業別価格指数の相対価格比率を求めた。

$$\begin{aligned} (\text{全体の価格指数の相対比率}) &= \Sigma (\text{産業別の価格指数の相対比率}) \\ &\quad \times (\text{各産業の輸出ウエイト}) \end{aligned}$$

なお、均衡為替レートについては、様々な推計方法があり、基準時点の取り方や産業のカバレッジ等によってもその値は変化するため、十分幅を持って考える必要がある。

- (備考) 1. 内閣府「平成7年度年次経済報告」、吉川洋「日本経済とマクロ経済学」、貞廣彰「戦後日本のマクロ経済分析」を参考に作成。
2. 内閣府「国民経済計算」、米国商務省、財務省「貿易統計」、日経NEEDSより作成。

付注1-5 経済対策における主要な個人消費刺激策の概要

名称	内容
定額給付金	景気後退下での住民の不安に対処するため、生活支援を行うとともに、住民に広く給付することにより、地域の経済対策に資することを目的とする。 世帯ごとに、対象者1人につき12,000円、2009年2月1日現在の年齢で18歳以下および65歳以上の人は1人につき20,000円を、口座振込等の方法により申請・受給者である世帯主に給付する。 申請期限は、市町村における申請受付開始日から6か月。給付開始時期は、市町村によって異なるが、2009年3月から5月に給付を開始。
環境対応車の購入促進措置	環境性能の良い新車の買い換え・購入を促進することにより、環境対策と景気対策を効果的に実現することを目的とする。 古い車を廃車して一定の環境性能を有する車を購入する場合、または古い車の廃車を伴わなくとも環境性能に優れた車を購入する場合に補助金を交付する。補助金額は、経年車の廃車を伴う新車購入補助については、乗用車12.5～25万円、重量車40～180万円、経年車の廃車を伴わない新車購入補助については、乗用車5～10万円、重量車20～90万円となっている。期間は、2009年4月10日から2010年3月31日までで、当該期間に新車新規登録、新車新規検査届出、廃車された（引取業者に「使用済自動車」として引き渡された）自動車が対象となる。廃車の場合、初度登録日（軽自動車は初度検査日）から13年に達した自動車が対象。 なお、これに先立って、一定の排ガス性能・燃費性能を備えた自動車について、自動車重量税および自動車取得税の減税措置が行われている。自動車重量税については、50～100%減税、自動車取得税については、新車は50～100%減税、中古車も条件に応じて一定の減税措置がとられている。適用期間は、自動車重量税が2009年4月1日から2012年4月30日まで、自動車取得税が2009年4月1日から2012年3月31日まで。
エコポイント	地球温暖化対策の推進、経済の活性化及び地上デジタル放送対応テレビの普及を目的とする。 2009年5月15日以降に購入した省エネ性能の高いエアコン、冷蔵庫、地上デジタル放送対応テレビに対して、一定のエコポイントを付与する。エアコンの場合冷房能力に応じて6,000～9,000点、冷蔵庫の場合容積に応じて3,000～10,000点、テレビの場合サイズに応じて7,000～36,000点のエコポイントが付与され、買い替えをしてリサイクルを行う場合はさらにポイント（3,000～5,000点）が加算される。購入者はこれを使って様々な商品等と交換できる（ポイントの換算は商品によって異なる）仕組み。 エコポイント取得の対象となる購入時期は、2009年5月15日から2010年3月31日まで。また、2009年7月1日以降、2010年4月30日までエコポイントの登録申請が可能。

（備考）総務省、国土交通省、環境省、財務省資料等により作成。

付注1-6 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する。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
α_i ：税目 <i>i</i> のGDP弾性値
β ：政府支出のGDP弾性値

なお、政府支出のGDP弾性値（ β ）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ェイトでかけたものを用いている。雇用保険支出の歳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、概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	1.20
社会保障負担	0.67
法人税	1.30
間接税	1.00
政府支出	0

（注）上記の弾性値は、平成17年度年次経済財政報告において推計したもの。所得税については2004年度の制度、社会保障負担については2004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月を参考にした。

付注1-7 交易利得の要因分解について

交易利得を為替要因とその他価格要因（資源価格等）の2つへ分解するため、まず輸出入デフレーターを為替要因と交易条件要因に分解する。具体的には、輸出入物価指数を前述の2要因へ分解し、それらを各デフレーターへ推計して求めた。

輸出物価指数の為替要因は、円ベースの輸出物価指数を輸出物価指数のウェイトで加重平均した国内企業物価で除して求めている。これは、輸出する製品の価格と、その製品を国内で販売した場合の価格との相対価格を表しており、企業の価格転嫁動向を加味した名目実効為替レートと言い換えることができる。一方で、輸入物価指数の為替要因は、円ベースの輸入物価指数を契約通貨ベースの同指数で除して求めた。

このようにして得た指数を用いて、交易利得を以下の式で要因分解した。

$$\Delta T_{Exchange} = \left(\frac{2}{\frac{1}{X^N} + \frac{1}{I^N}} \right) \left(-\frac{1}{E_M} \times \frac{\Delta E_M}{E_M} + \frac{1}{E_X} \times \frac{\Delta E_X}{E_X} \right)$$

$$\Delta T_{Other} = \left(\frac{2}{\frac{1}{X^N} + \frac{1}{I^N}} \right) \left(-\frac{1}{\hat{P}_M} \times \frac{\Delta \hat{P}_M}{\hat{P}_M} + \frac{1}{\hat{P}_X} \times \frac{\Delta \hat{P}_X}{\hat{P}_X} \right)$$

$$\Delta T = \Delta T_{Exchange} + \Delta T_{Other} + \text{交絡項}$$

ただし

$$P_i = \hat{P}_i \times E_i \quad (i = X, M)$$

$$\left[\begin{array}{l} (T: \text{交易利得}, \Delta T_{Exchange}: \text{為替要因}, \Delta T_{Other}: \text{その他価格要因 (資源価格等)}) \\ X^N: \text{名目輸出}, I^N: \text{名目輸入}, P_i: \text{円ベースのデフレーター} \\ \hat{P}_i: \text{為替の影響を除いたデフレーター}, E_i: \text{名目実効為替レート} \end{array} \right]$$

付注1-8 雇用保蔵者数の推計について

稼働率とタイムトレンドの2変数を説明変数とする労働生産性関数を計測する。

稼働率については、

ケース1：期間中のピーク時の稼働率

ケース2：日銀短観の雇用人員判断DIがゼロであった2005年の稼働率

を用いて、それらを代入した結果を適性労働生産性とした。

なお、全産業の稼働率は製造業のもので代用した。

$$\begin{aligned} \text{全産業：} Y/(L \cdot H) &= 44.75 + 0.15 \rho + 0.39t && \text{決定係数：0.977} \\ & (14.05) (4.98) (64.37) && () \text{は} t \text{値} \\ &&& \text{計測期間80年第1四半期～2009年第1四半期} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{製造業：} Y/(L \cdot H) &= -7.65 + 0.56 \rho + 0.50t && \text{決定係数：0.989} \\ & (-2.88) (22.16) (98.07) && () \text{は} t \text{値} \\ &&& \text{計測期間80年第1四半期～2009年第1四半期} \end{aligned}$$

Y：全産業では実質国内総生産、製造業では鉱工業生産指数

L：常用雇用指数 H：総実労働時間指数 ρ ：稼働率指数

以上で求めた適正労働生産性に平均的な労働時間を用いて、次式により雇用保蔵率を求めた。

$$E = \{L - Y/(P^* \cdot H^*)\} / L$$

E：雇用保蔵率 P^* ：適正労働生産性

H^* ：平均的な労働時間（ H ＝定数項＋トレンド項）を推計し算出。

こうして求めた雇用保蔵率に労働力調査の雇用者数を乗じて雇用保蔵者数を求めた。
製造業の雇用者数については内閣府において季節調整したものを使用した。

付注2-1 「追い貸し・金利減免」を受けていた企業の割合の推計について

1. 概要

「追い貸し・金利減免」を受けていた企業とは、銀行の追い貸しや金利の減免などにより、業績が悪化しているにもかかわらず倒産処理などを先延ばしし、生き延びていた企業のことである。先行研究によれば、1990年代の日本の経済停滞の要因として「追い貸し・金利減免」を受けていた企業の増加があげられている。例えば、「追い貸し・金利減免」を受けていた企業の生産性が低いことや、「追い貸し・金利減免」を受けていた企業の増加が健全な企業に不利な競争環境をもたらすことで、全体としての生産性の向上を抑制してきたことなどが報告されている。

2. 「追い貸し・金利減免」を受けていた企業の割合の推定方法

「追い貸し・金利減免」を受けていた企業の割合は、中村・福田（2008）に基づき推定を行った。これはCaballero et. al.（2006）を改良した方法で、最低限支払うべき利息をカバーできない収益状況にある企業が金利減免や追加貸出を受けた場合に、「追い貸し・金利減免」を受けたとするものである。

具体的には、次のような収益性基準と金融支援基準の双方を満たす企業を「追い貸し・金利減免」を受けた企業と考える。収益性基準とは、①営業損益＋受取利息配当金、②利払前税引前損益、のいずれかが「最低支払利息」を下回る場合に満たすものである。一方、金融支援基準とは、実際に支払った利息が「最低支払利息」よりも低い場合（金利減免などを受けたとみなせる場合）、または、前年度の借入金残高（1年以内返済長期借入金残高を控除したもの）に対して当年度の借入金残高が増えている場合（新規貸出があったとみなせる場合）に満たすものである。

ここで、「最低支払利息」とは以下の式より計算されるもので、健全な企業（金利減免などを受けていない企業）が支払うべき利息の下限を表す。

$$R^*_{i,t} = rs_t \times BS_{i,t-1} + \left(\frac{1}{5} \sum_{j=0}^4 rl_{t-j} \right) \times BL_{i,t-1} + rcb_{\min \text{ overlast5year}, t} \times Bonds_{i,t-1}$$

i ：企業を表す添字、 t ：時間を表す添字、 R^* ：「最低支払利息」

BS ：短期借入金、 BL ：長期借入金、 $Bonds$ ：社債・転換社債

rs ：短期プライムレート、 rl ：長期プライムレート

$rcb_{\min \text{ overlast5year}}$ ：過去5年間に観察可能な全転換社債のクーポンレートの最低値

以上の式は、次のような考え方に基づいている。第一に、借入金については、健全な企業は借入時点におけるプライムレート以上の利子を支払うはずである。従って、短期借入金については、短期借入金に短期プライムレートをかけた額を、健全な企業が支払

うべき利息の下限とした。一方、長期借入金については、そのうちいくら額が何年前に借入されたものかという期間構成がわからないという問題がある。ここでは、長期借入金は過去5年間にわたって1/5の額ずつ借入されたと仮定した。

第二に、社債・転換社債については、長期借入金と同様に期間構成がわからないという問題がある。ここでは、企業は過去5年間のうち自己の有利な時点で社債・転換社債を発行したと仮定した。また、社債・転換社債のクーポンレートは、普通社債よりもクーポンレートが低いと考えられる転換社債で統一した。

3. 参考文献

- 中村純一・福田慎一（2008）、「いわゆる「ゾンビ企業」はいかにして健全化したのか」、『経済経営研究』Vol.28（1）、日本政策投資銀行設備投資研究所
- Caballero, R., Hoshi, T., and A. Kashyap（2006）“Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” *NBER Working Paper* No.12129.

付注2-2 財政再建等に関する先行研究

1. 財政再建の方法について

Alesina and Ardagna (1998)

60～94年のOECD20か国のデータを用いて、財政再建策の成功例と失敗例を定義し、その要因を分析。金融政策のスタンスの違いによる財政再建の成否への影響は見られないものの、成功した財政再建策では、歳入の増加よりも、移転支出や人件費を中心とした歳出削減が積極的な役割を果たしたと指摘している。また、財政再建の成功は、その後の経済成長率の上昇にも寄与したとしている。Ardagna (2007) も、1970-2006年のOECD25か国のデータに基づき、Alesina and Ardagna (1998) と類似の分析を行ない、ほぼ同様の結論を得ている。

Lambertini and Travares (2003)

デンマークやスウェーデンの財政再建の試みを分析。財政再建が成功した例では、公共投資の削減や公共部門の民営化努力といった歳出削減と、租税や社会保障負担の増加といった歳入の増加の両者が同時に起こっている。また、自国通貨の減価を背景とする経常収支の改善が国内産業の競争力を高めたことも、財政再建の成功を後押しする重要な要因であったとしている。

Leigh, Plekhanov and Kumar (2007)

OECD諸国の14の事例を用いて、短期・長期の財政再建が経済活動に与える影響や、最近の財政再建の成功例において重要であった要因などを分析。財政再建は短期的には経済活動を縮小させる効果があるものの、政府の効率性を失わせるような過度の歳出削減は行なわないとの前提の下、長期的には経済活動を拡大させることができるとしている。

McDermott and Wescott (1996)

70年～95年の工業国における財政拡大と財政再建の経験に基づき、財政動向と経済動向との相互作用を分析。財政再建努力は、特に中期的に見て、景気の下押し圧力とはならないこと、移転支出や公務員給与といった歳出の削減に特化した財政再建は、税制改革による歳入重視の財政再建よりも公的債務の削減に有効であることなどを指摘している。

2. 財政制度と財政再建の関係

Von Hagen and Harden (1994)

財政制度において、予算担当大臣の他の閣僚に対する権限の優位性の程度が財政運営に及ぼす影響を分析。フランスと英国では、予算担当大臣が他の閣僚に対して支配的な権限を持つ制度となっており、両国は大規模な公的部門を抱えながらも、フランスでは財政赤字の問題に直面することなく、また、英国では過去20年間にわたって、相対的に低位な成長率にとどまることもなかったと指摘。反対に、予算担当大臣が他の閣僚と比べて特別な権限を与えられていない国として、アイルランド、イタリア、ベルギー、ギリシャ、ポルトガルを例示しており、最初の3か国では90年代の初期まで債務残高のGDP比率が高水準であり、他の2か国では債務残高のGDP比率が急速に高まっていると指摘している。

Perotti, Strauch and von Hagen (1998)

欧州通貨同盟の維持に当たって課題となるEU加盟国の財政の持続可能性について分析。過去25年間ににおけるOECD20か国の大規模な財政拡大の事例に基づいて、予算編成に係る意志決定過程を管理する財政の制度面が財政収支や財政赤字の動向にとって重要であるとしている。

3. 財政運営の経済に及ぼす影響

Ardagna, Caselli, and Lane (2007)

OECD16か国の数十年間のデータを用いて、政府債務残高及び財政赤字の水準が長期金利に与える影響を分析。財政赤字の増加は長期金利の上昇をもたらし、単年の財政赤字が長期金利の上昇に及ぼす効果よりも、持続的な財政赤字が長期金利の上昇に与える効果の方がはるかに大きなものとなっている。また、債務の水準が平均的な水準を上回っている国において、長期金利上昇の効果がより大きく見られていることから、財政赤字の長期金利に与える影響は非線形であるとしている。加えて、OECD諸国全体としての債務の増加が加盟各国の長期金利の上昇をもたらす効果も確認しており、また、債務残高や財政赤字の水準を欧州通貨同盟のように国際的に管理した場合においても、個別の政府の財政政策は当該国内の金利水準に影響を及ぼし続けるとしている。

Alesina, Ardagna, Perotti, and Schiantarelli (2002)

OECDの60～96年のデータを用いて、財政政策の効果を分析。財政支出は、政府部門の雇用の増加を通じて、民間部門の労働コストを上昇させることで、民間企業の利益や投資に対して大きなネガティブの効果をもたらすとしている。その効果は、政府部門の雇用者への賃金支払い額が大きい財政支出の場合において、より大きなものとなり、ま

た、このネガティブな効果は、中期に渡って影響があるとしている。加えて、財政支出がもたらす効果よりは小さいものの、租税負担の増加についても、利益に対してネガティブな効果を与えるとしており、租税政策の中でも、特に労働者に対する税負担の増加は、より大きなネガティブな効果を生むと指摘している。

(参考文献)

- Alesina, A. and S. Ardagna (1998) "Tales of Fiscal Adjustments," *Economic Policy*, vol.13 (27), p487-545, October
- Ardagna, S. (2007) "Determinants and Consequences of Fiscal Considerations in OECD Countries"
- Lambertini, L., and J. Tavares (2003) "Exchange Rates and Fiscal Adjustments : Evidence from the OECD and Implications for EMU"
- Leigh D., A. Plekhanov and S. Kumar (2007) "Fiscal Adjustments : Determinants and Macroeconomic Consequences," *IMF Working Papers* No.178
- McDermott, C. John and F. Wescott (1996) "An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments" *IMF Staff Papers*, vol.43, p725-53, December
- Von Hagen and Ian H. Harden, (1994), "National Budget Processes and Fiscal Performance," *European Economy, Report and Studies*, 3, p311-418
- Perotti, R., R. Strauch and H. Hagen (1998) "Sustainability of Public Finances," CEPR *Discussion Paper* No.1781
- Ardagna S., F. Caselli, T. Lane (2007) "Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt Service : Some Estimates for OECD Countries" *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol.7
- Alesina, A., S. Ardagna, R. Perotti and F. Schiantarelli (2002) "Fiscal Policy, Profits, and Investment" *The American Economic Review*, vol.92, No.3, p571-589, June

付注3-1 非正規雇用者が家計に与える影響の推計について

1. 貯蓄関数の推計について

二人以上の世帯のうち、世帯主の年齢が25～40歳の勤労者世帯について次の貯蓄関数を推計し、非正規雇用ダミー（ D_NONR ）に係る係数を図示した。これは世帯主が非正規雇用とみられる世帯について、それ以外の世帯と比べてどの程度多めに貯蓄を行うかを試算したものである。

（貯蓄関数）

○実際の収入が理論値よりも15%以上低い世帯主を非正規雇用者とみなした場合

$$\begin{aligned} \frac{S}{Y} = & 1.02 + 0.06 \times D_NONR - 163.3 \times \frac{1}{Y} - 0.002 \times \frac{ASSET}{Y} - 0.003 \times \frac{DEBT}{Y} \\ & (-2.17^{**}) (3.95^{***}) \quad (-104.5^{***}) \quad (-14.2^{***}) \quad (-15.3^{***}) \\ & -0.05 \times HEADS - 0.04 \times WORKERS + 0.01 \times AGE - 0.02 \times \frac{AGE^2}{100} \\ & (-7.38^{***}) \quad (-2.93^{***}) \quad (0.30) \quad (-0.54) \\ & -0.10 \times D_MAN - 0.02 \times D_PARENTS + 0.21 \times D_OWNER \\ & (-3.01^{***}) \quad (-0.32) \quad (13.0^{***}) \end{aligned}$$

+ 企業規模ダミー + 産業ダミー + 時間ダミー

括弧内の数値は t 値。

t 値横の***は1%、**は5%水準で有意であることを示す。

○実際の収入が理論値よりも25%以上低い世帯主を非正規雇用者とみなした場合

$$\begin{aligned} \frac{S}{Y} = & 1.04 + 0.08 \times D_NONR - 163.5 \times \frac{1}{Y} - 0.002 \times \frac{ASSET}{Y} - 0.003 \times \frac{DEBT}{Y} \\ & (2.22^{**}) (4.42^{***}) \quad (-104.6^{***}) \quad (-14.2^{***}) \quad (-15.3^{***}) \\ & -0.05 \times HEADS - 0.04 \times WORKERS + 0.01 \times AGE - 0.02 \times \frac{AGE^2}{100} \\ & (-7.39^{***}) \quad (-2.94^{***}) \quad (0.29) \quad (-0.54) \\ & -0.10 \times D_MAN - 0.02 \times D_PARENTS + 0.21 \times D_OWNER \\ & (-2.92^{***}) \quad (-0.26) \quad (13.1^{***}) \end{aligned}$$

+ 企業規模ダミー + 産業ダミー + 時間ダミー

各変数の定義は以下の通り。

S ：貯蓄額（黒字額）、 Y ：可処分所得、 C ：定数項、

D_NONR ：非正規雇用ダミー、 $ASSET$ ：金融資産残高、 $DEBT$ ：負債残高、

$HEADS$ ：世帯人員数、 $WORKERS$ ：有業人員数、 AGE ：世帯主の年齢、

D_MAN ：男性ダミー（世帯主）、 $D_PARENTS$ ：両親同居ダミー、

D_OWNER ：持ち家ダミー

また企業規模ダミーと産業ダミーは、世帯主の勤め先企業の規模と産業に関するダミー変数群。時間ダミーは調査時点に関するダミー変数群。

2. 非正規雇用ダミーについて

上記貯蓄関数の説明変数に用いた非正規雇用ダミーは、実際の世帯主収入が、次の賃金関数より推計される理論値よりも一定率以上低い場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数である。なお、賃金関数は男女別（世帯主）に推計した。

（賃金関数）

○世帯主が男性

$$\ln(W) = 11.5 + 0.04 \times AGE - 0.02 \times \frac{AGE^2}{100}$$

(54.8***) (3.03***) (-0.98)

+ 企業規模ダミー + 産業ダミー + 時間ダミー

○世帯主が女性

$$\ln(W) = 13.8 - 0.08 \times AGE + 0.12 \times \frac{AGE^2}{100}$$

(10.4***) (-1.06) (1.06)

+ 企業規模ダミー + 産業ダミー + 時間ダミー

ただし、 W ：世帯主の定期収入。

3. その他の事項について

- (1) 図の数値は、実際の世帯主の収入が理論値よりも、15%以上（図左）、および25%以上（図右）低い場合に、当該世帯主を非正規雇用者であるとみなした場合の非正規雇用ダミーに係る係数の推計値。この基準によると、世帯主の約3割（図左）および約2割（図右）が非正規雇用者とみなされる。
- (2) 推計に用いた個表は2007年10月～2008年9月の1年間分である。
- (3) 推計対象世帯の貯蓄率の平均値は21.6%。

4. 参考文献

- 阿部修人・山田知明（2004）「ライフサイクルにおける消費水準の決定：予備的動機とライフサイクル動機に関する構造推定」Hi-Stat Discussion Paper Series, No.37.
- 斎藤光雄（1971）「クロス・セクション・データによる貯蓄関数の計測」神戸大学『国民経済雑誌』124巻5号pages 82-102
- 松浦克己（2000）「家計調査、貯蓄動向調査からみた家計の貯蓄と消費、分配の動向」郵政研究所『郵政研究所月報』2000年8月号

付注3-2 ジニ係数について

所得が完全に平等に分配されている場合に比べて、どれだけ分配が偏っているかを数値に示したもの。完全平等であればゼロであり、完全不平等（世の中の所得を一人の人が独占し、それ以外の者の所得がゼロ）であれば、ほぼ1となる。このジニ係数は、幾何的には、累積世帯比率と累積所得比率をプロットした「ローレンツ曲線」と対角線で囲まれた三日月形の部分の面積の、対角線を斜辺とする直角二等辺三角形の面積に対する比率として表現される。ローレンツ曲線は所得が平等に分布されているほど対角線に接近し、不平等に分布されるほど下にたわむことになる。中所得層における所得分布の変化に比較的敏感である。

計算式であらわすと、以下のとおり。

$$GC = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |y_i - y_j|$$

（ y_i は第*i*世帯の所得、 μ はその平均、 n は世帯数）

（備考）「人口減少時代の社会保障改革」（小塩隆士、2005）を参考。

付注3-3 平均対数偏差（MLD）について

平均所得に対する各人の所得の比の対数値を計算し、その社会全体における平均を求めたもの。この平均対数偏差の値は所得が完全に平等に分布していればゼロになり、不平等度が大きいほど大きくなる。低所得層における所得分布の変化に比較的敏感である。

数式であらわすと以下のとおり。

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right)$$

（備考）「人口減少時代の社会保障改革」（小塩隆士、2005）を参考。

付注3-4 異時点間の平均対数偏差変化の要因分解

所得分布の格差を把握する指数である平均対数偏差（以下、MLDという。）は、母集団の格差を、母集団を何らかのグループ別にわけたグループ内の格差とグループ間の格差に要因分解できる性質をもつ。例えば、母集団が全部で m のグループで構成され、第 g 階層の所得平均と平均対数偏差及び全体に占める比率をそれぞれ Y_g , MLD_g , α_g とすると、

$$MLD = \sum_{g=1}^m \alpha_g \cdot MLD_g + \sum_{g=1}^m \alpha_g \cdot \ln(\bar{Y}/Y_g)$$

と表現することができる。

この性質を用いて、Mookherjee and Shorrocks (1982) に基づきMLDの変化について要因分解を行うと、時点0から時点1にかけてのMLDの変化 ΔMLD は、

$$\begin{aligned} \Delta MLD &= \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g \cdot \Delta MLD_g && \cdots \cdots \text{第1項} \\ &+ \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g \cdot \{ \ln(\bar{Y}^{01}/Y_g^1) - \ln(\bar{Y}^0/Y_g^0) \} && \cdots \cdots \text{第2項} \\ &+ \sum_{g=1}^m \overline{MLD}_g \cdot \Delta \alpha_g && \cdots \cdots \text{第3項} \\ &+ \sum_{g=1}^m \bar{\ln}(\bar{Y}/Y_g) \cdot \Delta \alpha_g && \cdots \cdots \text{第4項} \\ &+ \ln(\bar{Y}^1/\bar{Y}^{01}) && \cdots \cdots \text{第5項} \end{aligned}$$

と表される。ここで、母集団を m 年齢階層に区分したとして、 $\bar{Y}^{01} = \sum_{g=1}^m \alpha_g^0 \cdot Y_g^1$ は、年齢構成を時点0で固定した上での時点1における第 g 年齢階層の平均所得を表し、式中のバーは、それぞれの値の時点0及び1における平均値を表すものとする。

この式における、

- ①右辺第1項は、同一年齢階層内部の格差変化による全体の所得格差変化の寄与度（年齢階層内効果）
- ②右辺第2項は、異なる年齢階層間の格差変化による全体の所得格差変化の寄与度（年齢階層間効果）
- ③残り3つの項の合計は、0時点における格差を固定したとして、人口構成が変化することによる全体の所得格差変化の寄与度（人口動態効果）を意味している。

付注3-5 ジニ係数の改善度の分析方法の見直し

所得再分配調査においてジニ係数の改善度の分析が公表されているが、平成17年調査より分析方法の見直しを行った。新しい分析方法による結果は平成5年調査分まで公表されており、それ以前については従来の分析方法による公表値のため、第3-2-11図では、両方の推移を示している。

分析方法の違いは、以下の通り。

〈従来の分析方法〉

- ①当初所得
- ②税による再分配所得 = ① - 税金
- ③社会保障による再分配所得 = ① + 現物給付 + 社会保障給付金 - 社会保険料
- ④再分配所得 = ① + 現物給付 + 社会保障給付金 - 社会保険料 - 税金

税による改善度 = $1 - \text{②のジニ係数} / \text{①のジニ係数}$

社会保障による改善度 = $1 - \text{③のジニ係数} / \text{①のジニ係数}$

再分配による改善度 = $1 - \text{④のジニ係数} / \text{①のジニ係数}$

〈今回調査の分析方法〉

- ①当初所得
- ②(当初所得に社会保障給付金を加え、社会保険料を控除したもの)
= ① + 社会保障給付金 - 社会保険料
- ③可処分所得 = ② - 税金
- ④再分配所得 = ③ + 現物給付

税による改善度 = $1 - \text{③のジニ係数} / \text{②のジニ係数}$

社会保障による改善度

= $1 - \text{②のジニ係数} / \text{①のジニ係数} \times \text{④のジニ係数} / \text{③のジニ係数}$

再分配による改善度 = $1 - \text{④のジニ係数} / \text{①のジニ係数}$

(備考) 厚生労働省「平成17年所得再分配調査報告書」より。

付注3-6 所得再分配による平均対数偏差変化の要因分解

社会保障や税など再分配政策を行った後の所得である再分配所得によれば、その格差拡大の度合いは当初所得にかなり小さくなっており、格差拡大の抑制に貢献している。しかしながら、年金を中心とした社会保障制度は現役層が高齢層の給付を負担するという賦課方式的な仕組みで運営されている度合いが高く、人口高齢化が進めば年齢階層間の所得再分配の規模が自然と大きくなってしまう。このように年齢階層間の所得再分配によって説明できる部分が大きくなるほど、年齢階層間の公平性の観点からすると、所得再分配効果の評価は難しくなる。

そこで、以下のように、年齢階層内格差縮小効果を、年齢階層間の所得移転による効果と年齢階層内の純粋な格差縮小効果に分けることで、これらのバイアスを排除することとし、各世代内の再分配効果の影響を推計した。

1. 要因分解の方法

「所得再分配調査」を当初所得と再分配所得を用いて、所得再分配が当初所得のMLDに与える影響をOshio（2005）に基づき、分析する。

いまMLD変化を通常の分解方法に従って分解すると、

$$\Delta \text{MLD} = \sum_{g=1}^m \alpha_g \cdot (\text{MLD}_g^{\text{dis}} - \text{MLD}_g^{\text{in}}) \quad \cdots \cdots \text{第1項}$$

$$+ \sum_{g=1}^m \alpha_g \cdot \{\ln(\bar{Y}^{\text{dis}}/Y_g^{\text{dis}}) - \ln(\bar{Y}^{\text{in}}/Y_g^{\text{in}})\} \quad \cdots \cdots \text{第2項}$$

となる。ここで、inとdisの添え字は、それぞれ当初所得と再分配所得を意味する。ところが、このような要因分解は、上に述べたように、年齢階層間の所得移転を考慮しておらず、第1項の年齢階層内効果を過大評価することとなる。

そこで、これらのバイアスを排除するために、ここでは、第g年齢階層に属する各世帯がその層の当初所得（ Y_i ）の平均と再分配所得（ Y_g ）の平均の差額を一律に受け取ったとした場合に、年齢階層内の格差がどの程度縮小される分を年齢階層間の所得移転効果とみなし、通常のMLDの年齢階層内効果（第1項）から年齢階層間の所得移転効果を除いた分を第g年齢階層内における所得再分配に起因した純粋な格差縮小効果とみなして、上の式の第1項を変形すると、

$$\begin{aligned} \text{第1項} &= \sum_{g=1}^m \alpha_g \cdot (1/n_g) \left\{ \sum_{i \in g} \ln(Y_g^{\text{dis}} / (Y_i^{\text{in}} + Y_g^{\text{dis}} - Y_g^{\text{in}})) - \sum_{i \in g} \ln(Y_g^{\text{in}} / Y_i^{\text{in}}) \right\} \\ &\quad - X(\text{純粋な年齢階層内効果}) \text{となる。} \end{aligned}$$

2. 要因分解の結果

1980

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.032	-0.036	0.004	0.005
	35～44歳	-0.005	0.004	-0.009	0.008
	45～59歳	-0.018	0.000	-0.018	0.013
	60歳以上	-0.060	-0.039	-0.021	-0.028
-0.116	=	-0.115	-0.071	-0.044	-0.002

1983

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.002	0.003	-0.005	0.010
	35～44歳	-0.006	0.003	-0.009	0.015
	45～59歳	-0.029	-0.011	-0.019	0.022
	60歳以上	-0.164	-0.157	-0.007	-0.058
-0.211	=	-0.201	-0.161	-0.040	-0.011

1986

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.003	0.003	-0.007	0.013
	35～44歳	-0.008	0.002	-0.010	0.017
	45～59歳	-0.032	-0.013	-0.019	0.029
	60歳以上	-0.217	-0.207	-0.010	-0.072
-0.274	=	-0.261	-0.215	-0.046	-0.013

1989

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	0.000	0.004	-0.004	0.012
	35～44歳	-0.004	0.002	-0.006	0.016
	45～59歳	-0.024	-0.013	-0.011	0.030
	60歳以上	-0.243	-0.228	-0.014	-0.070
-0.283	=	-0.271	-0.235	-0.036	-0.012

1992

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.002	-0.008	0.005	0.013
	35～44歳	-0.006	0.001	-0.006	0.016
	45～59歳	-0.020	-0.007	-0.013	0.036
	60歳以上	-0.285	-0.266	-0.019	-0.081
-0.330	=	-0.313	-0.280	-0.033	-0.017

1995

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.001	0.003	-0.004	0.017
	35～44歳	-0.005	0.004	-0.009	0.020
	45～59歳	-0.013	-0.001	-0.012	0.040
	60歳以上	-0.325	-0.321	-0.003	-0.102
-0.369	=	-0.344	-0.316	-0.028	-0.025

1998

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.003	0.005	-0.008	0.021
	35～44歳	-0.004	-0.001	-0.003	0.022
	45～59歳	-0.016	-0.009	-0.007	0.047
	60歳以上	-0.389	-0.396	0.007	-0.124
-0.445	=	-0.412	-0.401	-0.012	-0.033

2001

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.004	0.005	-0.010	0.026
	35～44歳	-0.006	0.002	-0.008	0.026
	45～59歳	-0.022	-0.013	-0.009	0.058
	60歳以上	-0.480	-0.505	0.025	-0.159
-0.561	=	-0.513	-0.511	-0.002	-0.048

2004

再分配所得によるMLD変化	=	年齢階層内効果	うち所得移転効果	うち純粋な効果	年齢階層間効果
	35歳未満	-0.002	-0.003	0.001	0.021
	35～44歳	-0.004	0.000	-0.004	0.032
	45～59歳	-0.024	-0.021	-0.003	0.069
	60歳以上	-5.79	-0.623	0.045	-0.200
-0.687	=	-0.609	-0.647	0.038	-0.078

付注3-7 税制・社会保障制度のモデルについて

所得再分配効果の経年変化を観察する場合は、調査時点間の税・社会保障制度の改正も考慮する必要がある。そこで、先行研究（西崎・山田・安藤（1998）等）に倣って、国民生活基礎調査及び所得再分配調査の個票を用いたマイクロシミュレーションによってモデル化された税制・社会保障制度の下でのジニ係数を試算した。

世帯人員数で調整した等価再分配所得によるジニ係数を試算するために、個人の所得に応じた税・社会保障負担額を推計した後、世帯単位の再分配所得を推計した。個人単位での推計においては、個票から得られる情報を基に属性や所得金額を推計して、モデル化した税率・社会保険料等から負担額を推計することとする。税については、所得税及び個人住民税をモデルとしている。社会保障給付については、個人の履歴が必要になるなど個票から推計する事が困難であると考えられるため、個票から得られる給付額を用いた。

具体的には以下の手順によって推計した。

1. 世帯・個人の属性

扶養親族の人数や就業状態など、所得控除や適用する保険料率の種類に関わる属性を推計する。

2. 所得金額

国民生活基礎調査の個票データから、所得金額を以下の式により推計する。

$$\begin{aligned} \text{所得金額} = & \text{雇用者所得} + \text{公的年金} \cdot \text{恩給} + \text{事業所得} + \text{農耕} \cdot \text{畜産所得} \\ & + \text{家内労働所得} + \text{財産所得（家賃・地代の所得、利子・配当金）} \\ & - \text{給与所得控除} - \text{公的年金等控除} \end{aligned}$$

3. 社会保険料負担額

適用する社会保険制度に応じて、モデルによる保険料率等を用いて社会保険料負担額を推計する。

4. 課税所得

所得税・個人住民税ごとに配偶者控除、生命保険料・損害保険料控除等の控除を適用して所得金額から課税所得を推計する。

5. 税額

所得税・個人住民税ごとにモデルによる税率を用いて税額を推計する。

付注3-8 「雇用リスク」の計測について

雇用リスクは家計の雇用環境に対する不確実性を表しており、消費者態度指数の構成項目である雇用環境DIから、カールソン・パーキン法によって求めている（計測方法については小川（1991）、土居（2001）を参照）。カールソン・パーキン法による期待値と分散の計測は、2つの仮定に基づいている。

（仮定1）各家計は、 t 期において雇用環境（ここでは有効求人倍率の逆数）の善し悪しを感知しうる共通の臨界点（ δ_t ）を有する。臨界点は期間を通じて一定（ $\delta_t = \delta$ ）。

（仮定2）各家計が雇用環境に対して持つ主観的確率分布の中央値の全家計についての分布は、正規分布 $N(\mu_t, \sigma_t^2)$ に従う。

雇用環境に対する予測の平均値 μ_t 、分散 σ_t^2 は、①～④式によって計算することができる。

$$\textcircled{1} \phi\left(\frac{u_t + \delta - \mu_t}{\sigma_t}\right) = 1 - A_t$$

$$\textcircled{2} \phi\left(\frac{u_t + \delta - \mu_t}{\sigma_t}\right) = B_t$$

$$\textcircled{3} \mu_t = u_t - \delta \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

$$\textcircled{4} \sigma_t = u_t - \frac{2\delta}{\alpha_t - \beta_t}$$

ただし

$$\alpha_t = \phi^{-1}(1 - A_t), \quad \beta_t = \phi^{-1}(B_t)$$

$$\left[\begin{array}{l} u_t : \text{有効求人倍率の逆数} \quad \phi(\cdot) : \text{累積標準正規分布関数} \\ A_t : \text{「悪くなる」、「やや悪くなる」と回答した人の割合} \\ B_t : \text{「よくなる」、「ややよくなる」と回答した人の割合} \end{array} \right]$$

臨界点（ δ ）の計算は合理的期待仮説を仮定しており、下記の式に基づいている。

$$E(q_t | \Omega_{t-1}) = \mu_t, \quad \text{Var}(q_t | \Omega_{t-1}) = \sigma_t^2$$

q_t は今後半年間（1991年3月までは今後1年間について）の雇用環境の予測の平均値で、 Ω_{t-1} は過去の雇用環境からなる情報集合を表している。これは、過去の情報に基づいた各世帯の予想の平均値は、今後半年間の雇用環境の平均値に合致し、分散もまた同様に過去に基づいたものと合致していることを示している。

δ は⑤～⑦式によって計算することができる。 m は、 Ω_{t-1} にどこまで過去の雇用環境の情報が含まれるかによって決定され、実際の計算では、 Ω_{t-1} を過去3年間（つまり $m = t - 11$ ）として求めた。

$$\textcircled{5} \delta = \frac{C_t + \sqrt{C_t^2 + 16D_t}}{8}$$

$$\textcircled{6} C_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_t - p_k) (\alpha_t^2 - \beta_t^2)}{t - m + 1}$$

$$\textcircled{7} D_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_t - p_k)^2 (\alpha_t - \beta_t)^2}{t - m + 1}$$

実際に、カールソン・パーキン法によって求めた雇用環境の予測の平均値（ μ_t ）と分散（ σ_t^2 ）を用いて貯蓄率（家計調査ベース、二人以上・勤労者世帯）を推計すると、 μ_t や σ_t^2 の上昇は貯蓄率に対してそれぞれ有意に押し上げる結果となった。

$$\left[\frac{S}{Y} \right]_t = 68.399 - 0.716 \times \left(\frac{1}{Y_t} \right) + 1.044 \times \mu_t + 0.017 \times \sigma_t^2 - 8.512 \times NH_t - 9.365 \times Dum_1 - 3.476 \times Dum_2 - 3.004 \times Dum_3$$

(24.37**) (-6.63**) (3.94**) (2.31*) (-11.87**) (-9.39**) (-5.72**) (-4.36**)

推計期間：1985年1-3月～2008年7-9月

修正済み R^2 ：0.966、 DW 値：2.024

括弧内の数値は t 値。1%有意水準には**、5%有意水準には*を付けている。

$$\left[\begin{array}{l} \left(\frac{S}{Y} \right)_t : \text{貯蓄率、} Y_t : \text{実質可処分所得、} \mu_t : \text{雇用環境の予測の平均値、} \\ \sigma_t^2 : \text{雇用環境の予測の分散、} NH_t : \text{世帯当たり人員} \\ Dum_1 \sim 3 : \text{季節のダミー} \end{array} \right]$$

- (備考) 1. 内閣府「消費動向調査」、総務省「家計調査」、「国勢調査」、「人口推計」、厚生労働省「職業安定業務統計」により作成。
2. 雇用環境の実績は有効求人倍率の逆数。予測の分散は1000倍している。実質可処分所得の単位は万円で、逆数にして1000倍している。

付注3-9 「家計の生活と行動に関する調査」について

1. 調査時期

平成21年2月27日～平成21年3月19日にかけて実施

2. 調査手法

郵送法

3. 調査対象

全国における15歳以上79歳以下の男女

調査会社のモニターとして登録されている5,057人

有効回答数4,201人（有効回収率83.1%）

	計	10～20代	30代	40代	50代	60代	70代以上
計	4201	767	755	672	826	723	458
男性	2083	392	378	333	397	355	228
女性	2118	375	377	339	429	368	230

注：調査対象者数は、「国勢調査（平成17年）」を用いて算出。性、年齢階級、地域の割合を参考にした。

4. 調査項目

この調査では、①消費に対する意識、②資産運用について、③対象者属性、④世帯主属性、⑤世帯状況、⑥社会保障の認知について調査した。

5. 高額療養費制度の認知

	よく知っている	聞いたことがある	聞いたことがない
全体（回答数4193）	29.6%	58.5%	11.9%

付注3-10 老後に対する不安が必要貯蓄額に及ぼす影響の推計方法と結果

老後や年金に対する不安が必要貯蓄額に及ぼす影響については、下記のとおり推計した。

$$\begin{aligned} target_o = & -783.14 + 198.22 \times DUM_1 + 284.62 \times DUM_2 + 178.64 \times DUM_3 \\ & (-0.66) \quad (2.15^{**}) \quad (2.74^{***}) \quad (1.88^{*}) \\ & + 0.69 \times income + 0.43 \times stock + 11.33 \times target_m + 69.97 \times age - 0.83 \times age^2 \\ & (4.85^{***}) \quad (11.68^{***}) \quad (4.10^{***}) \quad (1.25) \quad (-1.37) \end{aligned}$$

括弧内の数値はt値

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを表す

target_o：老後に必要な貯蓄額
DUM_1：「非常に心配である」と回答したダミー
DUM_2：「年金や保険が十分ではないから」と回答したダミー
DUM_3：「年金支給額が切り下げられると見ているから」と回答したダミー
income：1年間の手取り収入額
stock：現在の貯蓄残高
target_m：老後における1ヶ月の予想生活費
age：世帯主の年齢

(備考)

1. 「非常に心配である」は、「あなたのご家庭では、老後の暮らし（高齢者は、今後の暮らし）について、経済面でどのようになるとお考えですか。」という質問に対して「非常に心配である」と回答したものの。「年金や保険が十分ではないから」は上記質問に対して「多少心配である」あるいは「非常に心配である」と回答した人にその理由を質問した上で、「年金（公的年金、企業年金、個人年金）や保険が十分ではないから。」と回答したものの。「年金支給額が切り下げられると見ているから」は、「あなたのご家庭では、年金（公的年金・企業年金を含み、個人年金は除きます）で老後の必要資金をまかなえると思いますか。」との質問に「ゆとりはないが、日常生活費程度はまかなえる。」あるいは「日常生活費程度もまかなうのが難しい。」と回答した人にその理由を質問した上で、「年金が支給される金額が切り下げられると見ているから。」と回答したものの。
2. 不安がある人の必要貯蓄額における上乗せ額は、上記の回帰式により推計。なお、必要貯蓄額（「老後の生活資金として、主に家計を支えている方の年金支給時に準備しておけばよい貯蓄残高は、最低どれくらいだとお考えですか。」に対する回答）の平均は2033万円（ただし1億円以下かつ60歳未満）。