

付 注

付注1-1 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、

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

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、

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

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、

$$\begin{aligned} Y - C(Y - T(Y), \theta \times \frac{Pm^*}{P^*}) - G - I(r) \\ = X(\frac{1}{\theta} \times \frac{Px}{P} \times \frac{P^*}{Pw^*}, M^*(S)) - M(\theta \times \frac{Pm^*}{P^*}, Y) \quad \dots (a)' \\ \frac{Px}{P} = \alpha + \beta \times \theta \times (\frac{Px}{P}) \quad \dots (b)' \end{aligned}$$

Yが潜在GDPと等しい時に、ともに θ の関数である貯蓄投資差額、及び輸出と輸入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。

2 推計結果

(1) 消費、投資、租税関数

1) 消費デフレーター

$$\frac{PCT}{PGDP} = 0.1884 + 0.7939 \times \frac{PCT(-1)}{PGDP(-1)} + 0.0001 \times YENDOL \times \frac{PIM}{PGDP} \\ + 0.0227 \times RFSL(-1) + 0.0001 \times TIME$$

(3.77) (14.58) (2.61) (1.44) (2.32)

$$AR^2 = 0.973 \quad SE = 0.004 \quad DW = 1.971$$

(1980Q3~2011Q1)

2) 民間消費 (実質)

$$CT = 0.8573 \times CT(-1) + 0.0960 \times \frac{GDPV - D - T}{PCT}$$

(36.80) (6.30)

$$AR^2 = 0.998 \quad SE = 2046.992 \quad DW = 2.287$$

(1981Q2~2011Q1)

3) 民間投資 (実質)

$$I = -12503.5 + 0.6708 \times I(-1) + 0.2027 \times GDP - 0.0518 \times K(-1) - 1069.94 \times (RSGB - GPE)$$

(-2.54) (19.13) (7.95) (-9.66) (-5.15)

$$AR^2 = 0.981 \quad SE = 1913.18 \quad DW = 1.500$$

(1981Q2~2011Q1)

4) GDPデフレーター前期比上昇率

$$GPGDP = 0.3045 + 0.4133 \times GPGDP(-1) + 0.2469 \times DY$$

(1.51) (5.23) (2.87)

$$AR^2 = 0.266 \quad SE = 2.134 \quad DW = 2.290$$

(1980Q2~2011Q1)

5) 間接税 - 補助金

$$LOG(TIN) = -3.8111 + 1.3639 \times LOG(GDPV) + 0.0187 \times Q1 + 0.0115 \times Q2 - 0.0646 \times Q3$$

(-11.91) (24.07) (1.28) (0.78) (-4.40)

$$AR^2 = 0.836 \quad SE = 0.057 \quad DW = 2.220$$

(1981Q1~2011Q1)

6) 家計の直接税

$$LOG(TH) = 0.6820 \times LOG(GDPV) + 0.2058 \times Q1 - 0.2336 \times Q2 + 0.1452 \times Q3$$

(11.70) (13.71) (-15.43) (9.59)

$$AR^2 = 0.905 \quad SE = 0.059 \quad DW = 0.347$$

(1981Q1~2011Q1)

7) 法人税

$$LOG(TC) = -2.5303 + 1.0937 \times LOG(GDPV) + 0.0295 \times DY4 + 0.1838 \times Q1 - 0.6080 \times Q2$$

(-2.80) (6.91) (10.35) (11.95) (-39.23)

$$-0.4210 \times Q3 + 0.0815 \times D37.5 + 0.2227 \times D40 + 0.2606 \times D42 + 0.2779 \times D43.3$$

(-26.94) (5.24) (6.28) (7.26) (8.10)

$$AR^2 = 0.971 \quad SE = 0.060 \quad DW = 1.596$$

(1981Q1~2011Q1)

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

$$GDPV = PGDP \times GDP$$

(2) 貿易関数

12) 財貨・サービスの輸入 (SNAベース、実質)

$$\text{LOG}(MGS) = -3.9174 + 1.4930 \times \text{LOG}(GDP) + 0.0020 \times \text{TIME} - 0.00194 \times$$

(-5.84) (13.48) (7.70)

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

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	0.08215	1.96
1	0.035	1.88
2	-0.00035	-0.04
3	-0.0239	-1.59
4	-0.0356	-1.78
5	-0.0356	-1.83
6	-0.0237	-1.86

$$\text{SUM} = -0.0779$$

$$\text{AR}^2 = 0.979 \quad \text{SE} = 0.0254 \quad \text{DW} = 0.229$$

(1981Q3~2011Q1)

13) 財貨・サービスの輸出 (SNAベース、実質)

$$\text{LOG}(EGS) = 1.0147 + 0.5987 \times \text{LOG}(MW) - 0.3485 \times \text{LOG}\left(\text{YENDOL} \times \frac{\text{PEX}}{\text{PWE}}\right)$$

(10.48) (39.22)

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	-0.1574	-2.20
1	-0.1048	-3.19
2	-0.0622	-6.06
3	-0.0297	-1.44
4	-0.0072	-0.24
5	0.0052	0.18
6	0.0076	0.39

$$\text{SUM} = -0.3485$$

$$\text{AR}^2 = 0.976 \quad \text{SE} = 0.025 \quad \text{DW} = 0.330$$

(1981Q3~2011Q1)

14) 輸出物価

$$YENDOL \times \frac{PEX}{PGDP} = 6.6196 + 0.9456 \times YENDOL(-1) \times \frac{PEX(-1)}{PGDP(-1)} + 0.0220 \times YENDOL \times \frac{PIM}{PGDP} - 0.0335 \times TIME$$

(1.44) (33.19) (0.85) (-0.95)

$$AR^2=0.986 \quad SE=4.405 \quad DW=1.640$$

(1980Q2~2011Q1)

15) 日本を除く世界の実質輸入

$$LOG(MW) = -1.6722 + 1.8748 \times LOG(GDPUS) + 0.0955 \times LOG\left(\frac{OIL}{PGDPUS}\right) + 0.0740 \times$$

(-7.66) (13.38) (3.29)

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	0.6700	3.30
1	0.5090	10.33
2	0.3614	6.70
3	0.2274	2.44
4	0.1070	1.42

$$SUM = 1.8748$$

$$AR^2=0.996 \quad SE=0.016 \quad DW=0.397$$

(1981Q1~2011Q1)

16) 競争国輸出価格

$$LOG\left(\frac{PWE}{PGDPUS}\right) = 0.0044 + 0.9066 \times LOG\left(\frac{PWE(-1)}{PGDPUS(-1)}\right) - 0.0005 \times RRL$$

(0.72) (30.52) (-0.56)

$$-0.0002 \times ASIA$$

(-0.50)

$$AR^2=0.910 \quad SE=0.013 \quad DW=1.587$$

(1980Q3~2011Q1)

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)

$$AR^2 = 1.000 \quad SE = 0.000 \quad DW = 2.452$$

(1980Q3~2011Q1)

19) 米国GDPギャップ

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

20) 日本輸入価格

$$\frac{PIM}{PGDPUS} = 0.1135 + 0.8952 \times \frac{PIM(-1)}{PGDPUS(-1)} + 0.0008 \times \frac{OIL}{PGDPUS} - 0.0099 \times RRL + 0.0114 \times GMW4 - 0.0030 \times ASIA + 0.0003 \times DUM1$$

(1.78) (22.55) (2.01) (-1.30) (1.95)

(-0.61) (0.02)

$$AR^2 = 0.909 \quad SE = 0.074 \quad DW = 1.527$$

(1981Q2~2011Q1)

(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。

(1) 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 (2005年=1)
PGDP	SNA	GDPデフレーター (2005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、2005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 (2005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) (2005年価格)
K	SNA	民間企業資本ストック
G	SNA	政府消費支出 (2005年価格)
GDP	SNA	実質GDP (2005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 (2005年価格)
MGS	SNA	輸入等 (2005年価格)
ET	SNA	海外からの要素所得受取 (2005年価格)
MT	SNA	海外からの要素所得支払 (2005年価格)
ASIA	作成	工業製品世界輸出に占めるアジア地域 (中国と韓国で代表) のシェア

(2) 貿易関数

MW	IFS	日本を除く世界実質輸入（2005年価格）
ST	S&P	米国株価
PEX	IFS	輸出単価指数（ドル、2005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、2005年=1）
GDPUS	IFS	米国実質GDP（2005年価格）
PGDPUS	IFS	米国GDPデフレーター（2005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年物国債利回り（%、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1-2 生産のグローバル化の推計

1. 海外現地生産比率（5年後見通し）の推計式（第1-1-11図（1）及び（3））

為替レートの変動と成長率格差の影響をみるため、以下の式を推計した。

$$f5 = c + \alpha * be + \beta * wjg + \gamma * f5(-1)$$

各変数は、f5：海外現地生産比率（5年後見通し）、be：採算円レート、wjg：成長率格差、c、 α 、 β 、 γ はパラメータである。パネル分析（固定効果モデル）による推計結果は以下のとおりである。

サンプル期間：1988～2011年

クロスセクション数：15

観測値数：360

変数	係数	標準誤差	t値	Prob.
定数項 (c)	-15.198	6.29702	-2.4135	0.0163
採算円レート (be)	-0.6054	0.20036	-3.0217	0.0027
成長率格差 (wjg)	4.11097	1.26139	3.25908	0.0012
5年後見通し (f5 (-1))	0.58368	0.0428	13.685	0
R-squared	0.84573	Mean dependent var		2.24651
Adjusted R-squared	0.83806	S.D. dependent var		0.81013
S.E. of regression	0.32601	Akaike info criterion		0.64491
Sum squared resid	36.3479	Schwarz criterion		0.83921
Log likelihood	-98.084	Hannan-Quinn criter.		0.72217
F-statistic	110.289	Durbin-Watson stat		2.21406
Prob (F-statistic)	0			

なお、業種ごとの固定効果は以下の通りである。

業種	係数	業種	係数
食料品	-0.3004	非鉄金属	1.10733
繊維	0.2168	金属製品	-0.2124
パルプ・紙	-0.3033	一般機械	0.07427
化学	0.00802	電機機器	0.36492
医薬品・その他	-0.4929	輸送用機器	0.1947
ゴム	0.28294	精密機器	0.34482
窯業・土石	-0.0831	その他製造	0.05864
鉄鋼	-0.2605		

2. 海外現地生産比率の推計式（第1-1-11図（1）及び（4））

為替レートの変動と成長率格差の影響をみるため、以下の式を推計した。

$$op = c + \alpha * be + \beta * wjg + \gamma * op(-1)$$

各変数は、op：海外現地生産比率、be：採算為替レート、wjg：成長率格差、c、 α 、 β 、 γ はパラメータである。パネル分析（固定効果モデル）による推計結果は以下のとおりである。

サンプル期間：1988～2011年

クロスセクション数：15

観測値数：360

変数	係数	標準誤差	t値	Prob.
定数項 (c)	-16.777	6.51697	-2.5744	0.0105
採算円レート (be)	-0.6565	0.20647	-3.1799	0.0016
成長率格差 (wjg)	4.45679	1.33936	3.2755	0.001
海外現地生産比率 (op (-1))	0.63396	0.03974	15.9517	0
R-squared	0.87937	Mean dependent var		1.89254
Adjusted R-squared	0.87338	S.D. dependent var		0.90198
S.E. of regression	0.32096	Akaike info criterion		0.61373
Sum squared resid	35.2321	Schwarz criterion		0.80804
Log likelihood	-92.471	Hannan-Quinn criter.		0.69099
F-statistic	146.655	Durbin-Watson stat		2.18139
Prob (F-statistic)	0			

なお、業種ごとの固定効果は以下の通りである。

業種	係数	業種	係数
食料品	-0.2882	非鉄金属	0.0847
繊維	0.1759	金属製品	-0.2471
パルプ・紙	-0.1969	一般機械	0.07586
化学	0.0062	電機機器	0.33179
医薬品・その他	-0.4702	輸送用機器	0.21157
ゴム	0.29001	精密機器	0.27622
窯業・土石	-0.0697	その他製造	0.01909
鉄鋼	-0.2605		

（備考）内閣府「企業行動に関するアンケート調査」、IMF “World Economic Outlook” により作成。

付注1-3 経常利益の要因分解について

1 経常利益の要因分解

経常利益の定義式から要因分解を行った。まず、 π ：経常利益、 S ：売上高、 F ：固定費（人件費(P)、金融費用(I)と減価償却費(D の和))、 V ：変動費、と置くと、経常利益は以下のように書ける。

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

なお、図表のデータは各要因を前年の売上高で除すことにより基準化している。

付注1-4 消費関数の推計について

1 使用データ

使用したデータは以下のとおりである。

消費支出 (C)：

家計調査より算出した高齢世帯・その他の世帯の消費支出（支出額（除く設備修繕維持、仕送り金）×世帯数）の割合を基にして、SNAの家計最終消費支出（除く帰属家賃、FISIM）を四半期毎に分割する。

可処分所得 (Y)：

家計調査より算出した高齢世帯・その他の世帯の可処分所得の割合（※）を基にして、SNAの可処分所得（除く持家の営業利益、現物収入、FISIM調整前）を分割。分割後、現物社会給付を高齢世帯、個別的な非市場財・サービスの移転をその他の世帯に加算。

$$(\ast) Y_{total} = H_{other}^{job} * Y_{other}^{job} + H_{old}^{job} * Y_{old}^{job} + H_{other}^{nojob} * Y_{other}^{nojob} + H_{old}^{nojob} * Y_{old}^{nojob}$$

(H：世帯数、Y：可処分所得、job:世帯主が有業、nojob:世帯主が無業、old:高齢世帯、other:その他の世帯)

- 勤労世帯（世帯主が雇用者）の可処分所得と勤労世帯以外の有業世帯の可処分所得が等しいと仮定している。
- 有業世帯の可処分所得は、家計調査の勤労世帯（総世帯）を使用。無職世帯（総世帯）は、無職世帯（総世帯）の可処分所得（年平均値）を、無職世帯（2人以上世帯）により四半期化した。

純金融資産（NW）：

家計調査「貯蓄・負債編」（2人以上世帯）より算出した高齢世帯・その他の世帯の資産・負債（資産・負債×世帯数）の割合を基にして、日本銀行「資金循環統計」の家計資産・家計負債を高齢世帯・それ以外の世帯に分割。資産－負債より純金融資産額を算出。

マインド（M）：

消費動向調査の「暮らし向き」項目。2004年4月～は総世帯における高齢世帯・その他の世帯の四半期毎の平均値。ただし、2004年5月～2007年2月の6、9、12、3月は、調査方法が他の月と異なるため、平均的な水準差を利用してデータを補正している。2002年第1四半期～2004年第1四半期に関しては、消費動向調査（四半期）と単身世帯消費動向調査（四半期）を、世帯数をウェイトに加重平均して算出。

物価（P）：

SNAの家計最終消費支出（除く持ち家の帰属家賃）を使用。連鎖方式。

世帯数（H）：

国勢調査を線形補完。間の期間は総務省「人口推計」を使用。

高齢世帯（old）：世帯主が60歳以上の世帯。単身世帯を含む。

その他の世帯（other）：総世帯のうち高齢世帯以外の世帯。単身世帯を含む。

2 推計結果

(1) 高齢世帯

$$\text{cold} = \alpha * \text{yold} + \beta * \text{nwold}(-3) + \gamma * \text{mold}(-2)$$

cold：高齢世帯における1世帯当たりの実質消費支出前年比

yold：高齢世帯における1世帯当たりの実質可処分所得前年比

nwold：高齢世帯における1世帯当たりの実質純金融資産前年比

mold：高齢世帯におけるマインド前年差

係数	推計値 (t値)	係数	推計値 (t値)
α	0.43235 (2.83**)	β	0.18565 (1.88*)
γ	0.17908 (2.55**)	自由度修正済 $R^2 = 0.615$ D.W. = 1.54	

(備考) 1. 推計期間 = 2003年第4四半期～2011年第1四半期

2. **は5%水準、*は10%水準で統計的有意を示す。

(2) その他の世帯

$$\text{cother} = \alpha * \text{yother} + \beta * \text{nwother} + \gamma * \text{mother}(-2) + \varepsilon * \text{dummy}(LS) + \epsilon * \text{dummy}(GEJE)$$

cother：その他の世帯における1世帯当たりの実質消費支出前年比

yother：その他の世帯における1世帯当たりの実質可処分所得前年比

nwother：その他の世帯における1世帯当たりの実質純金融資産前年比

mother：その他の世帯におけるマインド前年差

dummy (LS)：リーマンショックダミー (2009年第1四半期 = 1)

dummy (GEJE)：東日本大震災ダミー (2011年第1四半期 = 1)

係数	推計値 (t値)	係数	推計値 (t値)
α	0.27596 (2.44**)	β	0.06513 (3.27**)
γ	0.10018 (3.22**)	ε	-4.10406 (-4.48**)
ϵ	-2.71997 (-3.13**)	自由度修正済 $R^2 = 0.748$ D.W. = 1.46	

(備考) 1. 推計期間 = 2003年第3四半期～2011年第1四半期

2. **は5%水準で統計的有意を示す。

付注1-5 雇用調整助成金等の効果の推計

1 はじめに

雇用調整助成金等（雇用調整助成金と中小企業緊急雇用安定助成金／以下、雇調金等という。）による失業率押下げ効果の測定にあたり、2の推計方法により算出した。また、雇調金等は、休業期間中に教育訓練を行った場合に訓練費として加算が生じることがあるため、教育訓練を実施した場合（全員が加算を受けたものと仮定）と、実施しない場合（全員が加算を受けないものと仮定）の2通りを検討した。

2 推計方法

(1) 1日当たり支給額

ア. 中小企業

1人当たり支給額 = 前年度の月間平均定期給与 ÷ 30（日）× 3/5（休業手当見合い）× 4/5（休業手当助成額）（+ 訓練費）

イ. 大企業

1人当たり支給額 = 前年度の月間平均定期給与 ÷ 30（日）× 3/5（休業手当見合い）× 2/3（休業手当助成額）（+ 訓練費）

なお、中小企業および大企業の定期給与については、「毎月勤労統計調査」の5～499人（一般）、500人以上（一般）を利用した。

(2) 延べ休業日数

延べ休業日数 = 雇調金等支給総額 ÷ 1日当たり支給額*

※ 大企業、中小企業各々の申請者数で按分した。

(3) 雇調金等の対象者数

雇調金等の対象者数 = 延べ休業日数 ÷ 平均所定内労働日数

(4) 失業率の押下げ効果

失業率の押下げ効果 = 雇調金等の対象者数 ÷ 労働力人口

付注1-6 様々な要因を考慮したフィリップス・カーブの推計について

1 期待インフレ率を考慮したフィリップス・カーブ

物価上昇率とGDPギャップ又は失業率の散布図からフィリップス・カーブを導くと、原点に対して凸な曲線になる。これは、物価の下落率が大きくなるとGDPギャップや失業率の変化も一層大きくなり、また、GDPギャップや失業率の水準を改善しようとするすると物価上昇率が一層高まる、という関係を示している。

この場合、物価上昇率とGDPギャップや失業率が非線形になるのはなぜか、との疑問が生じる。この点は、先行研究（例えば、貞廣（2005））において、①価格の粘性、②構造失業率の高まり、③期待の変化、という要因が検証されており、②や③によりフィリップス・カーブがシフトすることで、見かけ上の非線形な関係が現れるとの指摘がある。こうした指摘を踏まえ、ここでは期待物価上昇率の入ったフィリップス・カーブを推計している。

推計結果は以下の通り。

$$\Delta CPI_t = c + \alpha GDPgap_{t-3} + \beta E\pi_t + \varepsilon_t$$

	c	α	β
係数推計値	0.28	-0.2	0.47
t値	(3.87***)	(-7.42***)	(24.59***)

(備考) ***は1%水準で統計的有意、Adj-R2は0.90。

推計に用いた変数とデータは以下のとおり。

ΔCPI_t ：コアCPIの前年同期比（消費税調整済）

$GDPgap_t$ ：GDPギャップ（現実のGDP－潜在GDP）／潜在GDP

$E\pi_t$ ：期待インフレ率（詳細は「日本経済2011－2012」付注1-4-1を参照）

1980年第I四半期から2012年第I四半期までのデータを使用。

2 石油製品価格を考慮したフィリップス・カーブ

消費者物価（CPIコア）は、過去の期待インフレ、過去のGDPギャップ、過去の石油製品輸入物価に依存し、期待インフレは過去のCPIコア、過去の期待インフレ、足下の石油製品輸入物価に依存するとして、下式を3段階最小二乗法により推計した。また、本文中の第1-2-6図（1）及び（2）は、以下の②式を1期ずらして $E\pi_{t-1}$ の関係式としたうえで①式に代入し、 ΔCPI_t の初期値を定数項c、 $E\pi$ の初期値を1として、OILがある一定の値をとったときの ΔCPI と $E\pi$ の関係を図示した。

推計結果は以下の通り。

$$\Delta CPI_t = c + \alpha GDPgap_{t-3} + \beta E\pi_{t-1} + \gamma OIL_{t-1} + \varepsilon_t \quad \cdots \textcircled{1}$$

$$E\pi_t = \zeta \Delta CPI_{t-1} + \eta E\pi_{t-1} + \theta OIL_t + \omega_t \quad \cdots \textcircled{2}$$

ΔCPI_t : コアCPIの前年同期比

$GDPgap_t$: GDPギャップ (現実のGDP-潜在GDP)/潜在GDP

$E\pi_t$: 期待インフレ率 (詳細は「日本経済 2011-2012」付注1-4-1を参照)

OIL_t : 円ベース輸入物価 (石油・石炭・天然ガス) の前年同期比

	α	β	γ	ζ	η	θ
係数推計値	-0.40	0.35	0.013	0.38	0.72	0.010
t値	(-6.08 ^{***})	(10.76 ^{***})	(3.74 ^{***})	(4.21 ^{***})	(13.32 ^{***})	(4.30 ^{***})

(備考) ^{***}は1%水準で統計的有意。Adj-R²は①式0.79、②式0.94。

3 交易条件を考慮したフィリップス曲線

2と同様に、下式を3段階最小二乗法により推計した。また、本文中の第1-2-5 (3) 図も、上記第1-2-6図と同様の方法により作成した。

$$\Delta CPI_t = c + \alpha GDPgap_{t-3} + \beta E\pi_{t-1} + \gamma ToT_{t-1} + \varepsilon_t \quad \cdots \textcircled{1}$$

$$E\pi_t = \zeta \Delta CPI_{t-1} + \eta E\pi_{t-1} + \theta ToT_t + \omega_t \quad \cdots \textcircled{2}$$

ToT_t : 交易条件 (輸出物価/輸入物価×100)

	α	β	γ	ζ	η	θ
係数推計値	-0.47	0.27	-0.01	0.18	0.81	-0.02
t値	(-6.59 ^{***})	(6.69 ^{***})	(-2.27 ^{**})	(1.99 ^{**})	(15.79 ^{***})	(-2.99 ^{***})

(備考) ^{***}、^{**}は1%、5%水準で統計的有意、Adj-R²は①式0.75、②式0.94。

付注1-7 貨幣乗数の対前年比の要因分解について

貨幣需要の定義から、以下の変数を用いて乗数を求める。

H：マネタリーベース、M：マネーストック、m：貨幣乗数、

C_n ：非金融部門保有現金、 C_b ：金融部門保有現金、 R_b ：預金準備、D：預金、として定義式を書くと、

$$H = C_n + C_b + R_b$$

$$M = C_n + D$$

$$m = \frac{M}{H} = \frac{C_n + D}{C_n + C_b + R_b} = \frac{C_n/D + 1}{C_n/D + C_b/D + R_b/D}$$

となる。ここで、 cd_n ：非金融部門・現金／預金比率、 cd_b ：金融部門・現金／預金比率、 rd_b ：金融部門・準備／預金比率とすると、貨幣乗数は以下のように定義される。

$$m = \frac{cd_n + 1}{cd_n + cd_b + rd_b}$$

これを時間に関して微分し、 $\partial cd_n / \partial t = \Delta cd_n$ 等とおくと

$$\frac{\Delta m}{m} = \left(\frac{cd_n}{cd_n + 1} - \frac{cd_n}{cd_n + cd_b + rd_b} \right) \cdot \frac{\Delta cd_n}{cd_n} - \frac{cd_b}{cd_n + cd_b + rd_b} \cdot \frac{\Delta cd_b}{cd_b} - \frac{rd_b}{cd_n + cd_b + rd_b} \cdot \frac{\Delta rd_b}{rd_b}$$

= 非金融部門・現金／預金比率の変化による寄与
 - 金融部門・現金／預金比率の変化による寄与
 - 金融部門・準備／預金比率の変化による寄与
 である。

付注1-8 為替レート関数の推計について

1 考え方

為替レートの決定要因については様々なとらえ方があるが、本推計では以下のアプローチを組み合わせている。まず、長期的な為替変動を説明するメカニズムとして、一物一価の法則に基づく購買力平価がある。購買力平価をモデルに組み込む際の物価の取り方には企業物価、消費者物価、輸出物価にGDPデフレーターと様々あるが、ここでは貿易財価格という概念をGrossmann and Simpson (2010) やXu (2003) に従って用いている。この価格は、輸出財と輸入財の価格を合成したものであるが、その対象となる財の範囲は国内で供給される財から非貿易財を除いた概念に相当し、流通段階としては卸段階の総供給概念に近い。次に、資産市場の需給に基づく考え方としては、アセット・アプローチ、中でもリスクプレミアムを考慮したポートフォリオ・バランス・モデルといったものがある。本推計では、これを組み込むため、実質金利の他、リスクプレミアムの代理変数として直接投資や外貨準備を控除した累積経常収支を採用している。最後に、マネーの需給に注目するマネタリー・アプローチを取り入れるため、ここでは、寺井・飯田・浜田 (2003) の結果を踏まえ、マネタリーベースを用いている。なお、この他、本推計では取り入れていないが、経常収支に現れる為替の実需に注目するフロー・アプローチ等の考え方がある。

2 推計結果

以上の考え方に沿って推計した結果は以下の (1) ~ (3) である。第1-2-26図において引用している例は以下の (1) である。

(1) 第1-2-26図の場合

名目円ドルレート関数の推計式と結果は以下のとおりである。なお、第1-2-26図は、対数推計値を戻した値を用いている。

(推計式)

$$\ln E = c + \alpha \text{Rate} + \beta \text{RP} + \gamma \text{Trade Goods} \\ + \delta \text{Monetary base} + \zeta \ln E(-1) + \eta \text{Dummy(plaza)}$$

(変数)

E：名目為替レート（円／米ドル）

C：定数項

Rate：実質金利差（アメリカ実質金利－日本実質金利）

アメリカ実質金利：アメリカFFレート－アメリカ貿易財価格前年比

日本実質金利：日本コールレート－日本貿易財価格前年比

RP：リスクプレミアム（累積経常収支－累積直接投資－外貨準備高）／GDP

（なお、累積は1971年第1四半期から）

TradeGoods：貿易財価格比（日本貿易財価格／アメリカ貿易財価格）×100

Monetarybase：マネタリーベース比（日本マネタリーベース／アメリカマネタリーベース）

Dummy (plaza)：プラザ合意ダミー（1＝1971年第1四半期～1985年第3四半期、0＝1985年第4四半期以降）

なお、

貿易財価格：〔(自国輸出物価×自国輸出金額)＋(自国輸入物価×自国輸入金額)]／
〔自国輸出金額＋自国輸入金額〕

輸出入物価については、日本は輸出入物価指数、アメリカは輸出入価格を使用

(推計結果)

係数	推計値 (t値)	係数	推計値 (t値)
c	1.6788 (6.98***)	ζ	0.5897 (10.01***)
α	0.0016 (3.55***)	η	0.0667 (3.14***)
β	-0.0024 (-2.63***)		
γ	0.0022 (5.01***)		
δ	0.0007 (2.69***)	自由度修正済R ² = 0.985	D.W. = 1.77

(推計期間＝1971年第1四半期～2011年第4四半期)

***は1%水準で統計的有意を示す。

(結果)

円ドルレート関数の説明変数は全て1%水準で統計的有意を示している。実質金利差、対外資産、貿易財価格比、マネタリーベース比の全てが理論的に想定された符号条件を満たしている。

(2) マネタリーベースを除いた場合

(1) で用いている為替レート関数にはマネタリーベースの比を含めているが、これを除いた場合の推計結果は以下の通りである。パラメーターは全て有意であり、理論的な符号条件を満たしている。

(推計式)

$$\ln E = c + \alpha \text{Rate} + \beta \text{RP} + \gamma \text{TradeGoods} + \zeta \ln E(-1) + \eta \text{Dummy(plaza)}$$

(推計結果)

係数	推計値 (t値)	係数	推計値 (t値)
c	1.53399 (6.42***)	ζ	0.65634 (12.04***)
α	0.00196 (4.32***)	η	0.05157 (2.47**)
β	-0.00368 (-4.43***)		
γ	0.00152 (4.15***)		
		自由度修正済R ² = 0.984	D.W. = 1.79

(推計期間 = 1971年第1四半期～2011年第4四半期)

***、**は1%、5%水準でそれぞれ統計的有意を示す。

(結果)

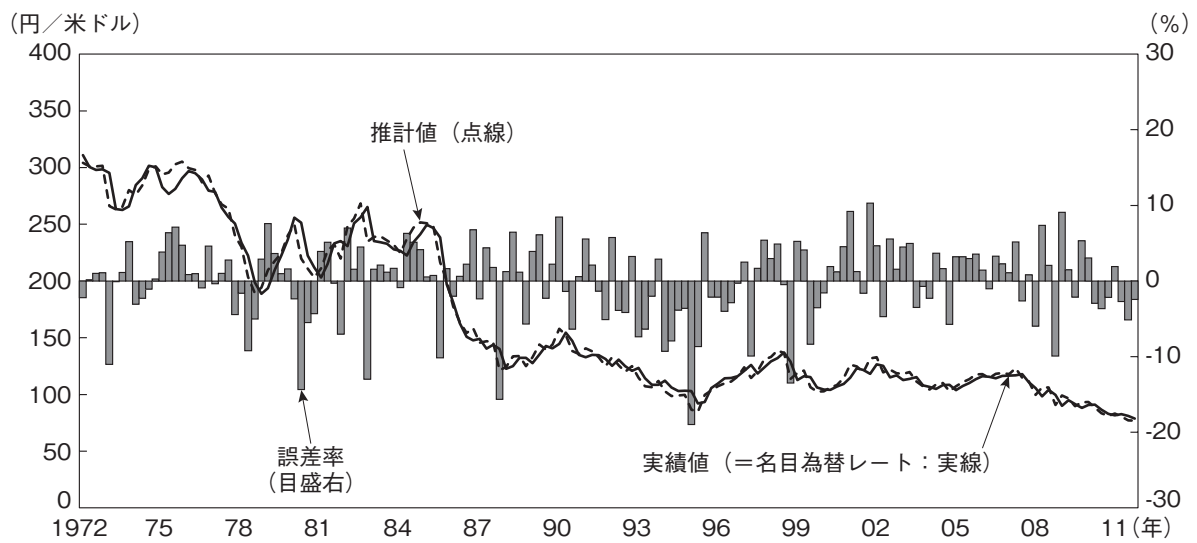
本文の第1-2-26図と同じ形式で描いたものが付注1-8図である。マネタリーベースの項がないことによって生じた違いについて整理する。まず、1971年第3四半期～2011年第4四半期の平均誤差率は、(1) 式が-0.14%、(2) 式は-0.14%と概ね同じである。また、2002年第1四半期～2011年第4四半期の平均誤差は、(1) 式が0.15%、(2) 式は0.66%と(2) 式の誤差率が若干大きい。しかし、2007年第1四半期～2011年第4四半期の平均誤差は、(1) 式が0.76%、(2) 式は-0.12%と(1) 式の誤差率が逆に大きい。

次に、2001年第4四半期から2011年第4四半期までの累積誤差を比べると、実績の円ドルレートは41.6%程度の円高変化になっていたのに対し、(1) 式は39.5%程度の円高であり、(2) 式は33.9%程度の円高であった。10年分の累積では、(1) 式の追跡力が5.5%ポイント程度良いことになる。

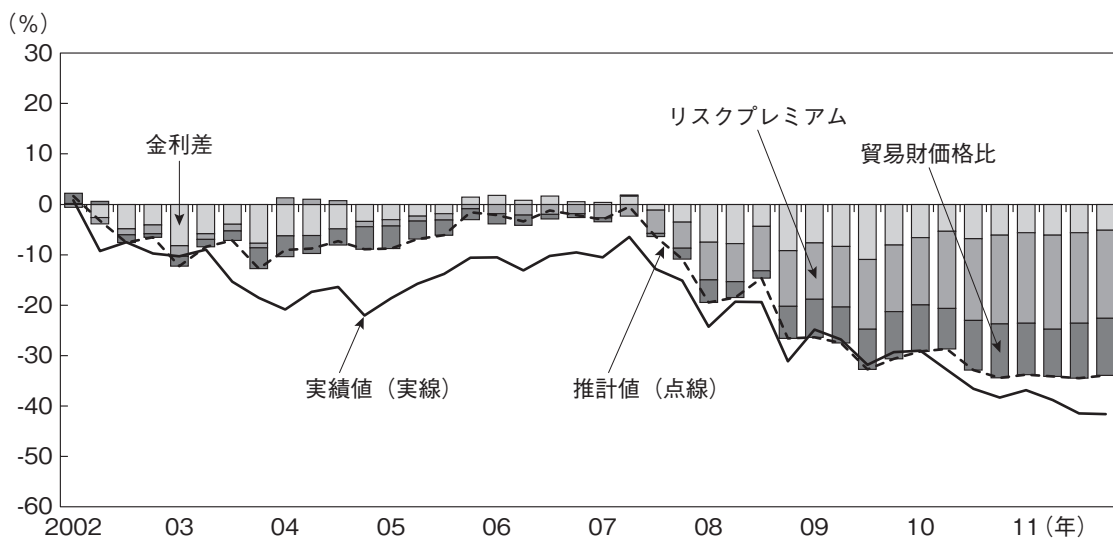
なお、この5.5%ポイント程度の違いを分解すると、マネタリーベースが説明していた12.5%ポイント分の変化を他の変数で追加的に説明出来た部分とかい離幅の拡大部分に分けることができる。金利差の寄与は+1.5%ポイント、リスクプレミアム（累積経常収支）の寄与は+7.7%ポイント、と合計で9.2%ポイント分の変化を捉えたものの、相対物価は2.3%ポイントの寄与低下となった。このため、(2) 式全体では6.9%ポイント分の追加的な説明しかできなかった。

付注1-8図 マネタリーベースを抜いた場合の為替レート関数の推計結果

(1) 為替レートの長期推移と推計式



(2) 為替レート変化の累積寄与度分解 (2002年第1四半期以降)



(備考) 1. 日本銀行「企業物価指数」、「マネタリーベース」、「コールレート」、BEA “National Income and Product Accounts”、IMF “International Financial Statistics”、Bloomberg、日経NEEDSにより作成。

2. 推計式は下の通り。

$$\ln(\text{為替レート}) = 1.53 + 0.002(\text{日米実質金利差}) - 0.004(\text{リスクプレミアム}) + 0.002(\text{貿易財価格比}) +$$

(6.4***) (4.3***) (4.4***) (4.1***)

$$0.66\ln(\text{為替レート}(-1)) + 0.05(\text{プラザ合意ダミー})$$

(12.0***) (2.5**)

(3) マネタリーベースの代わりにM2を使用した場合

マネタリーベースの代わりにM2を用いた推計結果は以下の通りである。M2は統計的に有意だが、理論的な符号条件を満たさない。マネタリーベースとM2の間で結果が異なる点については、寺井・飯田・浜田（2003）においても指摘、検討されている。ここでは、貨幣数量説が各時点のマネーと各時点の物価のリンクではないことを前提とした上で、マネタリーベースから期待を経由した影響が為替レートに表れるとしている。具体的には、マネタリーベースには単なる量ではなく政策スタンスという情報も含まれており、それが物価や為替の期待に影響しているというものである。こうした解釈に従えば、必ずしもマネーの量自体が為替レートに影響するわけではないため、政策スタンスとは距離のあるM2が有意な影響を持たないこともマネタリーベースについての結果と整合的である。なお、寺井・飯田・浜田（2003）はM2について、マネタリーベースのみならず、信用乗数の変動に影響を受けることから理論的な符号条件を満たさない可能性があるとして、その動きについても検討している¹。

(推計式)

$$\ln E = c + \alpha \text{Rate} + \beta \text{RP} + \gamma \text{Trade Goods} + \delta \text{Moneystock} + \zeta \ln E(-1) + \eta \text{Dummy}(\text{plaza})$$

(変数)

Moneystock：マネーストック比（日本M2／アメリカM2）

(推計結果)

係数	推計値 (t値)	係数	推計値 (t値)
c	1.940616 (6.84***)	ζ	0.619283 (11.16***)
α	0.002387 (5.01***)	η	0.031902 (1.46)
β	-0.006936 (-4.58***)		
γ	0.001251 (3.35***)		
δ	-0.001105 (-2.55**)	自由度修正済R ² = 0.985	D.W. = 1.73

(推計期間 = 1971年第1四半期～2011年第4四半期)

***、**は1%、5%水準でそれぞれ統計的に有意を示す。

注

(1) 飯田・原田・浜田（2003）の分析結果によると、家計の現金保有比率の上昇やBailey-Friedman 仮説（金利の上昇により信用乗数が上昇するという仮説）が妥当することから、信用乗数は期待インフレ率の低下に伴って低下する傾向がある。

付注1-9 大口電力需要の予測値推計について

1 考え方

大規模な産業向け電力である大口電力の需要について、東日本大震災以降の動向を確認するため、同需要との関係性が高いと考えられる鉱工業生産指数を用いて、2000年4月から2011年2月の関係を推計する。その関係が2011年3月以降にも成立するとみなした上で、大口電力需要の予測値を電力管内別に求め、実績値と予測値の乖離から節電行動等、震災後にみられた動きを定量的に評価する。

2 推計式

推計式は以下の通りである。

$$\log (LP_{\text{(電力会社)}}) = \alpha + \beta \log (RIIP_{\text{(電力管内)}})$$

ただし、

LP : 大口電力量 (mWh)

RIIP : 地域別鉱工業生産指数

と定義する。

3 推計結果

推計結果は付注表1-9-1のとおりである。

付注表1-9-1：大口電力需要量の推計（会社別）

会社名	係数	被説明変数（大口電力量）		
		推計値（t値）	自由度修正済R ²	サンプル数
北海道電力	定数項	9.7230 (27.27 ^{***})	0.403	131
	鉱工業生産指数	0.7292 (9.42 ^{***})		
東北電力	定数項	12.3719 (35.20 ^{***})	0.226	131
	鉱工業生産指数	0.4780 (6.24 ^{***})		
東京電力	定数項	13.8027 (154.99 ^{***})	0.788	131
	鉱工業生産指数	0.4289 (22.00 ^{***})		
中部電力	定数項	12.5972 (151.52 ^{***})	0.886	131
	鉱工業生産指数	0.5805 (31.75 ^{***})		
北陸電力	定数項	10.1600 (31.38 ^{***})	0.472	131
	鉱工業生産指数	0.7650 (10.82 ^{***})		
関西電力	定数項	12.8412 (67.91 ^{***})	0.527	131
	鉱工業生産指数	0.4993 (12.08 ^{***})		
中国電力	定数項	10.8280 (28.01 ^{***})	0.397	131
	鉱工業生産指数	0.7853 (9.31 ^{***})		
四国電力	定数項	8.2562 (22.27 ^{***})	0.592	131
	鉱工業生産指数	1.1138 (13.78 ^{***})		
九州電力	定数項	11.0822 (43.81 ^{***})	0.572	131
	鉱工業生産指数	0.7281 (13.22 ^{***})		

（備考）***は係数のt値が1%水準で有意であることを示す。

付注1-10 電灯需要の予測値推計について

1 考え方

家庭用向け電力である電灯の需要について、東日本大震災以降の動向を確認するため、まず、同需要との関係性が高いと考えられる電灯契約数及び気温データを用いて、2002年4月から2011年2月の関係を推計する。その関係が2011年3月以降にも成立するとみなした上で、電灯需要の予測値を電力管内別に求め、実績値と予測値の乖離から節電動向等、震災後にみられた動きを定量的に評価する。

2 推計式

推計式は以下の通りである。

$$LE_{(電力管内)} = \alpha + \beta (LC_{(電力会社)}) + \gamma (TEMP_{(電力管内)})$$

ただし、

LE：電灯電力量 (mWh)

LC：電灯契約数 (口)

TEMP：気温変化 (°C)

と定義する。なお、気温変化については、以下算定式により平年値からの変動値を用いている。

$$TEMP = \{ \text{avg}(T_n, T_{n-1}) - \text{avg}(Tn_n, Tn_{n-1}) \} \times \{ \text{avg}(Tn_n, Tn_{n-1}) - Ta \}$$

各変数は以下のとおりである。

T：月間平均気温の実績 (°C)

Tn：月間平均気温の平年値 (°C)

Ta：年間平均気温の平年値 (°C)

3 推計結果

推計結果は付注表1-10-1のとおりである。なお、検定統計量のt値は北海道電力管内の気温変化が10%水準で統計的に有意以外は1%水準で統計的に有意である。

付注表1-10-1：電灯需要量の推計（会社別）

会社名	係数	被説明変数（電灯電力量）		
		推計値（t値）	自由度修正済R ²	サンプル数
北海道電力	定数項	-1277467（-6.29***）	0.550	107
	電灯契約数	0.6324（11.04***）		
	気温変化	434.5283（1.88*）		
東北電力	定数項	-2853225（-5.29***）	0.547	107
	電灯契約数	0.7331（9.05***）		
	気温変化	6177.6048（6.78***）		
東京電力	定数項	-3747289（-3.27***）	0.611	107
	電灯契約数	0.4543（10.12***）		
	気温変化	37604.6964（7.89***）		
中部電力	定数項	-1222211（-2.48**）	0.487	107
	電灯契約数	0.4578（8.36***）		
	気温変化	10376.5299（5.95***）		
北陸電力	定数項	-434885（-8.12***）	0.806	107
	電灯契約数	0.6074（19.90***）		
	気温変化	2050.2774（8.07***）		
関西電力	定数項	-3309361（-4.69***）	0.597	107
	電灯契約数	0.6108（10.38***）		
	気温変化	19991.1502（7.57***）		
中国電力	定数項	-3345512（-9.24***）	0.687	107
	電灯契約数	1.0541（13.41***）		
	気温変化	6283.8228（7.29***）		
四国電力	定数項	-2029400（-7.65***）	0.598	107
	電灯契約数	1.1545（10.59***）		
	気温変化	2383.3024（6.50***）		
九州電力	定数項	-2755229（-7.83***）	0.716	107
	電灯契約数	0.6980（14.52***）		
	気温変化	7939.6809（6.33***）		

（備考）***、**、*は係数のt値がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。