

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。

π : 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、

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

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

(2) 図表のデータは各要因を前年の売上高で除して、基準化している。

付注1-2 住宅エコポイントによる前倒し着工戸数の推計について

1 考え方

2011年7月末の住宅エコポイント期限切れに伴い、同ポイントの権利を得るために確認申請後にスケジュールを前倒しして着工した戸数を求める。ここでは、①実績の着工戸数（7月）と②確認申請件数を利用して推計した着工戸数（7月）との差分を前倒し相当分として推計した。

2 推計方法

推計手順は以下の通りである。

(1) 推計精度を考慮し、推計の対象は、持家・戸建分譲（戸建系）着工戸数とした。また、推計に利用した確認申請件数は、4号建築物とした。

(2) 推計期間は、着工統計ベースで2008年6月～2011年2月である。

(3) 住宅着工の推計に用いる確認申請件数は、着工の1ヶ月前と2ヶ月前の確認申請件数を加重平均した。加重平均の比率については、実績着工戸数との決定係数が高くなる比率を採用した。

$$\cdot \text{shinsei}'_t = 0.7 \times \text{shinsei}_{t-1} + 0.3 \times \text{shinsei}_{t-2}$$

$\text{shinsei}'_t$: 確認申請件数（着工戸数推計用）

shinsei_t : 確認申請件数

(4) 続いて、「住宅着工戸数」（前年比）を「確認申請件数（推計用）」（前年比）で単回帰し、着工戸数を推計した。回帰係数 α は、1.02（t 値=14.8）と推定された。

$$\cdot \text{pchy}(\text{chakkou}_t) = \alpha \times \text{pchy}(\text{shinsei}'_t)$$

chakkou_t : 住宅着工戸数

$\text{pchy}(x)$: x の前年比

(5) 2011年2月以降の予測値については、予測誤差の2%ポイントを加えている。

3 結果

推計された着工戸数（7月）と、実績の着工戸数（7月）との差は約2400戸（戸建系）である。住宅着工戸数の総戸数に占める戸建系の割合は5割程度であるから、総戸数ベースでは、4,800戸程度（年率換算5.8万戸、毎月の住宅着工全体の6～8%程度）が前倒しされたと試算された。

付注1-3 雇用保蔵者数の推計について

1 考え方

雇用保蔵者数を推計するため、まずは稼働率とタイムトレンドを説明変数とする労働生産性関数を計測する。その上で、潜在稼働率を用いて雇用の過剰程度を求める。潜在稼働率としては、期間中のピーク時の稼働率（ケース1）、日銀短観の雇用人員判断DIがゼロであった2005年第2四半期の稼働率（ケース2）の二種類を想定する。また、それらを代入した結果を適正労働生産性とした。なお、全産業の稼働率は製造業のもので代用した。

2 推計結果

$$\begin{aligned} \text{全産業} : 10,000 \times Y / (L \times H) &= 34.96 + 0.21 \rho + 0.42t && \text{決定係数} : 0.97 \\ & (8.68) (5.53) (52.68) && () \text{は } t \text{ 値} \\ &&& \text{計測期間 1980 年第 1 四半期} \sim \text{2010 年第 4 四半期} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{製造業} : 10,000 \times Y / (L \times H) &= -13.81 + 0.62 \rho + 0.49t && \text{決定係数} : 0.98 \\ & (-4.56) (21.86) (80.43) && () \text{は } t \text{ 値} \\ &&& \text{計測期間 1980 年第 1 四半期} \sim \text{2010 年第 4 四半期} \end{aligned}$$

各記号は以下のとおりである。

Y：全産業は実質国内総生産（2005年平均=100）、製造業は鉱工業生産指数

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、次式により雇用保蔵率を求めた。

$$E = \{L - 10,000 \times Y / (P^* \times H^*)\} / L$$

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)を推計して算出）

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1-4 フィリップス・カーブの推計

1 考え方

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が一層大きくなり、また、GDPギャップや失業率の水準を改善しようとする物価上昇率が一層高くなる、という関係を示している。

この場合、何故、物価上昇率とGDPギャップや失業率が非線形になるのかとの疑問が生じるが、この点は、先行研究（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関係が現れるとの指摘がある。こうした指摘を踏まえ、構造失業率と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。

2 推計結果

(1) GDPギャップによる推計

$$\Delta CPI_t = c + \alpha GDPgap_{t-1} + \beta E\pi_t + \varepsilon_t$$

	α	β	Adj-R2
係数推計値	0.14	0.49	0.85
t 値	(2.95)***	(7.60)***	

t 値はNewey-West の頑健標準誤差から得られた値。***は1%水準で統計的に有意を示す。

(2) 循環失業率による推計

$$\Delta CPI_t = c + \gamma (UNEMP_t - structuralUNEMP_t) + \delta E\pi_t + \varepsilon_t$$

	γ	δ	Adj-R2
係数推計値	-0.57	0.48	0.87
t 値	(-3.69)***	(7.76)***	

t 値はNewey-West の頑健標準誤差から得られた値。***は1%水準で統計的に有意を示す。

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（詳細は付注1-4-1を参照）

$(UNEMP_t - structuralUNEMP_t)$: (失業率－構造失業率) = 循環失業率

データは四半期で期間は1980年第1四半期から2011年第2四半期まで。

なお、構造失業率の推計は以下の通り。

$$\ln U_t = c + \zeta \ln V_t + \eta QR_t + \theta CR_t + \kappa \ln U_{t-1} + \varepsilon_t$$

	ζ	η	θ	κ	Adj-R ²	LM test
係数推計値	-0.15	-0.15	0.01	0.87	0.99	0.33 (p 値=0.56)
t 値	(-7.42)***	(3.32)***	(2.48)***	(34.95)***		

***は1%水準で統計的に有意を示す。LM test のラグ次数は1。

U_t : 雇用失業率(=完全失業率/(完全失業者数+雇用者数)×100)

V_t : 欠員率(=有効求人数-(就職件数)/{(有効求人数-就職件数)+雇用者数}×100)

QR_t : 離職率

CR_t : 非正規率(臨時・日雇の雇用者数/雇用者数)

U_{t-1} : 1期前の雇用失業率

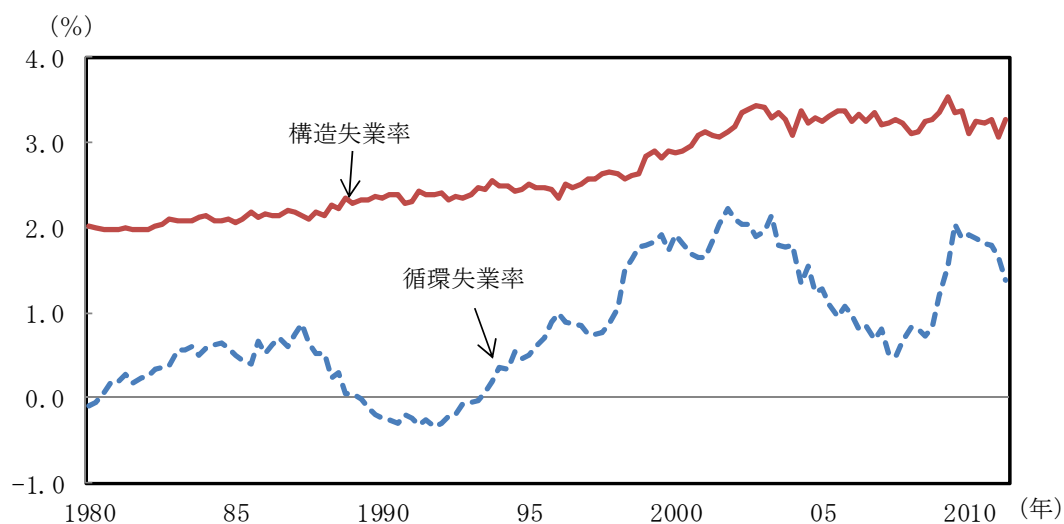
$U_t = V_t$ となる雇用失業率(均衡雇用失業率)を U_t^* とすると

$$\ln U_t^* = \frac{c + \eta QR_t + \theta CR_t}{(1 - \zeta - \kappa)}$$

均衡失業者数 = (雇用者数) / (100 - U_t^*) × U_t^*

均衡失業率 = (均衡失業者数) / (就業者数 + 均衡失業者数)

付注1-4図 構造失業率と循環失業率の推移



(備考) 総務省「労働力調査」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」、厚生労働省「職業安定業務統計」より作成。

付注1-4-1 期待インフレ率の推計について

第1-1-11 (1) 及び (2) 図で使用した期待インフレ率は、内閣府「消費動向調査」のデータを用いて、カールソン＝パーキン法を合理的期待形成により一部修正して計測した期待物価上昇率と、加重平均により算出した期待物価上昇率を接続したものを利用した。

<カールソン＝パーキン法による期待物価上昇率の推計（～2004年第1四半期）>

カールソン＝パーキン法は、物価上昇率等の経済変数に関する人々の予想について、アンケート調査を基に、回答母集団の平均的予想水準を導出する方法で、定性的な回答を定量化する際に用いられる。ここでは、カールソン＝パーキン法を合理的形成仮説により一部修正した方法により期待物価上昇率を推計した。

合理的期待形成仮説に基づく期待物価上昇率の導出過程は以下のとおり。

(1) 次の2つの仮定を置く。

仮定(i) 各回答者は、物価上昇率の騰落を感知できる臨界点 δ_t を有し、この臨界点はすべての回答者について共通である。

仮定(ii) 各回答者は、期待物価上昇率について主観的確率分布を持ち、その中央値 m_t は、正規分布 $N(\mu_{p,t}, \sigma_{p,t}^2)$ に従う。ただし、 $\mu_{p,t}$ は期待物価上昇率の母集団の平均値 $\sigma_{p,t}^2$ はその分散とし、求める期待物価上昇率 P_t^e を $\mu_{p,t}$ とおく。

(2) 期待物価上昇率 P_t^e の算出式を導く。

(1) の仮定のもとで、各回答者は、あらかじめ指定された物価上昇率 p_t (「消費動向調査」においては2004年第1四半期までは、予想時点の現実の物価上昇率、2004年第2四半期以降は0) と比較し、

(i) $p_t + \delta_t < m_t$ であれば「物価上昇率は p_t よりも上昇する」

(ii) $p_t - \delta_t < m_t < p_t + \delta_t$ であれば「物価上昇率は p_t と変わらない」

(iii) $m_t < p_t - \delta_t$ であれば「物価上昇率は p_t よりも下落する」

と回答すると考えることができる。

ここで、 m_t 、 $p_t + \delta_t$ 、 $p_t - \delta_t$ を正規化したものを y_t 、 a_t 、 b_t とすると、

$$y_t = \frac{(m_t - \mu_{p,t})}{\sigma_{p,t}}$$

$$a_t = \frac{(p_t + \delta_t - \mu_{p,t})}{\sigma_{p,t}}$$

$$b_t = \frac{(p_t - \delta_t - \mu_{p,t})}{\sigma_{p,t}}$$

となり、これより、

$$P_t^e = \mu_{p,t} = p_t - \delta_t \{(a_t + b_t)/(a_t - b_t)\} \quad \dots (1)$$

が導出される。

(3) a_t , b_t , δ_t の値を算定し、期待物価上昇率 P_t^e を求める。

物価上昇率が p_t より「上昇する」と回答する標本比率 A_t を、「下落する」と回答する標本比率を B_t とすると、

$$A_t = \Pr(p_t + \delta_t < m_t) = \Pr(a_t < y_t)$$

$$B_t = \Pr(m_t < p_t - \delta_t) = \Pr(y_t < b_t)$$

となり、 a_t 、 b_t は正規分布の統計数値表から求めることができる。

δ_t の算定に当たっては、合理的期待仮説を仮定し、過去 n 期間の実現値を情報として期待物価上昇率が形成されるとする。ここでは人々が過去1年間（4四半期）の物価上昇率の実績を基に期待形成するものとし、 $n = 4$ とした。このとき、

$$\delta_t = \left(C_t + \sqrt{C_t^2 + 16D_t} \right) / 8$$

$$C_t = \left\{ \sum_{k=n}^t (q_k - p_k)(a_k^2 - b_k^2) \right\} / (t - n - 1)$$

$$D_t = \left\{ \sum_{k=n}^t (q_k - p_k)^2 (a_k - b_k)^2 \right\} / (t - n - 1)$$

q_t は物価上昇率の事後的実現値である。ここでは t 期から1年間の物価上昇率の実現値（4四半期平均）と定義している。

最後に、こうして求めた a_t 、 b_t 、 δ_t の値を（1）式に代入し、期待物価上昇率 P_t^e の値を求める。

なお、「消費動向調査」の設問は、1991年第1四半期までは「今後1年間」、1991年第2

四半期から2004年第1四半期までは「今後半年間」の物価の上がり方を尋ねている。このため、1991年第2四半期～2004年第1四半期の期待物価上昇率（前年比）の算定に当たっては、2四半期前比を年率化する調整を行っている。

<加重平均値を段差修正した期待物価上昇率（2004年第2四半期～）>

2004年第2四半期以降は、加重平均により算出した期待物価上昇率をカールソン＝パーキン法により算出した期待物価上昇率との差により段差修正した系列を用いた。具体的には、2004年第2四半期～2007年第1四半期の3年間の両系列の差の平均を段差（0.9%程度）とし、加重平均により算出した期待物価上昇率から差し引いている。

加重平均による期待物価上昇率は、1年後の物価水準の予測に関する回答のうち、「－5%以上」（「－10%以上」と「－10%未満～－5%以上」の合計）を－5%、「－5%未満～－2%以上」を－3.5%、「－2%未満～」を－1%、「0%程度」を0%、「～2%未満」を1%、「2%以上～5%未満」を3.5%、「5%以上」（「5%以上～10%未満」と「10%以上」の合計）を5%として算出した。

（備考）1. 消費動向調査の設問は以下のとおり。

～1991年3月（四半期調査）

物価の上がり方は、今後1年間に今よりも高くなると思いますか。

1991年6月～2004年3月（四半期調査）

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。

2004年4月～（月次調査）

あなたの世帯が日ごろよ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。

2. カールソン＝パーキン法による期待物価上昇率の計測の詳細については、堀雅博・寺井晃（2004年）「カールソン・パーキン法によるインフレ期待の計測と諸問題」を参照。

付注1-5 テーラー・ルールによる金利決定式の推計とデフレのコスト試算

1 考え方

オリジナルのテーラー・ルールに加え、前期の金利とのスムージングを考慮した式を推計した。目標インフレ率としては、1%及び2%を仮定し、GDPギャップとインフレギャップを参照しながら金利を決定する式である。また、均衡時の実質金利（自然利子率）は潜在成長率を用いている。

2 結果

推計式、用いた変数とデータ、そして結果は以下のとおりである。

$$i_t = \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)[(r_t + \pi^*) + \alpha GDPgap_t + \beta(CPI_t - \pi^*)]$$

各変数は以下の通り。

i_t : 有担保オーバーナイトコールレート

r_t : 実質金利（潜在成長率）

π^* : 目標インフレ率

$GDPgap_t$: GDPギャップ

$CPI_t - \pi^*$: 消費者物価指数の前年比と目標インフレ率との差

λ : 金利スムージングの強さを表すパラメーター

データは四半期で、期間は1996年以降の低金利政策の期間を除いた1983年第1四半期から1995年第4四半期まで。

	λ	$(1 - \lambda) \alpha$	$(1 - \lambda) \beta$	adj-R ²	α	β
目標インフレ率：1.0%	0.8 (11.3)***	0.12 (2.8)***	0.07 (0.49)	0.92	0.74	0.41
目標インフレ率：2.0%	0.7 (8.8)***	0.05 (1.29)	0.49 (3.45)***	0.92	0.17	1.63

3 デフレのコスト試算

テーラー・ルールから導かれる金利と実際の実質金利差を求め、当該差分と乗数を掛け合わせることで、金利変化のGDPに対する影響を試算している。利用した乗数は、佐久間他(2011)である。

付注1-6 潜在GDPの推計方法について

1 推計方法

ここでの潜在GDPは、「経済の過去のトレンドから見て平均的な水準で生産要素を投入した時に実現可能なGDP」と定義している。推計方法については以下の通りであるが、2011年第1～3四半期においては、東日本大震災による供給制約を加味した調整を行っている。

まず、コブ・ダグラス型生産関数を想定し、現実成長率を資本、労働、ソロー残差としての全要素生産性に分解する。定式化は①のとおりである。

$$Y = A (KS)^a (LH)^{(1-a)} \dots\dots\dots ①$$

ただし、Y：生産量(実質GDP)、A：TFP(全要素生産性)、KS：資本投入量(K：資本ストック、S：稼働率)、LH：労働投入量(L：就業者数、H：労働時間)、a：資本分配率(0.33を仮定)である。

①式の両辺をLHで割り、対数変換すると、②式を得る。

$$\ln(Y/LH) = \ln A + a \ln(KS/LH) \dots\dots\dots ②$$

②式に現実の資本・労働投入量等を代入してAを求め、HP(Hodrick-Prescott)フィルターにより平滑化した値を全要素生産性として使用する。これに資本と労働の潜在値を加えると、③式により、潜在GDPが求められる(変数の右上の*は潜在)。

$$\exp[\ln(Y^*)] = \exp[\ln A + a \ln(K^*S^*) + (1-a) \ln(L^*H^*)] \dots\dots\dots ③$$

2 変数の作り方

(1) 資本投入量

現実投入量： Σ (製造・非製造業別資本ストック×製造・非製造別稼働率)

潜在投入量： Σ (製造・非製造業別資本ストック×製造・非製造別潜在稼働率)

製造業の稼働率は存在するが、非製造業の稼働率は存在しない。そこで、製造業の資本単位当たり生産(=生産指数/資本ストック)と製造工業稼働率指数との間に成立する関係を非製造業においても準用することで求める。この際、非製造業の生産指数としては、第3次産業活動指数を利用する。また、潜在概念の稼働率は、製造業及び非製造業の稼働率をそれぞれに対応する日銀短観「生産・営業用設備判断DI」で回帰し、景気要因を除去した値である。また、「民間企業資本ストック」については、連鎖方式が実質値に導入されていないため、1980年以降の連鎖版資本ストック系列は、1980年第1四半期の固定基準値をベンチマークとして、連鎖方式によるSNA民間企業設備投資額を累積している。算式は以下のとおりである。

民間企業資本ストック(80年第2四半期以降、試算値)(新)

= (80年第1四半期の資本ストック(旧定義) + 投資の累積(新)) × かい離率

なお、ストックは取付ベースの前期末値である。(新)は連鎖方式、(旧)は固定基準年方式

である。また、かい離率は、各期の民間企業資本ストック（旧）を、80年第1四半期の民間企業資本ストック（旧）をベンチマークに固定基準年方式QEの民間企業設備（旧）を積み上げたもので割った系列である。

（2）労働時間

現実投入量：総実労働時間（30人以上の事業所データ）

潜在投入量：総実労働時間をHPフィルターにより平滑化した値

（3）就業者数

現実投入量：就業者数

潜在投入量：「(15歳以上人口×トレンド労働力率) × (1 - 構造失業率)」

なお、トレンド労働力率は、労働力率（労働力人口/15歳以上人口）をHPフィルターにより平滑化した値である。また、構造失業率は、UV分析による雇用失業率と雇用欠員率の関係から推計し、HPフィルターにより平滑化した値である。

3 その他の留意点

上述の具体的変数を計算する過程においては、季節調整や基準年固定による指数化、公的資本が民間資本に移行した際の影響除去等を行っている。また、2011年第1～3四半期は、東日本大震災の影響による電力不足やサプライチェーンの寸断等の供給制約により、潜在稼働率が低下しているものとみなした。具体的には、2011年第1四半期中、震災後に観測された現実稼働率の低下率に沿って潜在稼働率も低下すると仮定した。その後、製造業の潜在稼働率は、3月を底にして2011年第4四半期に震災前の水準を回復する軌跡を歩むと仮定した。この際、第2及び第3四半期内の月次公表値を踏まえて、回復経路の再計算を随時実施した。また、非製造業の潜在稼働率は、第三次産業活動指数の水準が震災前に戻っていることを踏まえ、第1四半期を除いて、通常の推計を行った。

4 データの出典

実質GDP	：内閣府「国民経済計算」
資本ストック	：内閣府「民間企業資本ストック」
稼働率	：経済産業省「鉱工業指数」「第3次産業活動指数」、 日本銀行「全国企業短期経済観測調査」
労働時間	：厚生労働省「毎月勤労統計調査」
就業者数	：総務省「労働力調査」
構造失業率	：総務省「労働力調査」 厚生労働省「毎月勤労統計調査」「職業安定業務統計」

付注 1-7 為替レート関数の推計について

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 1-2-5 図は、 $\ln E$ の推計値について、 e を底数にべき乗した値を用いている。

$$\ln E = c + \alpha KINRISA + \beta STOCK + \gamma DUMMY(plaza) + \delta DUMMY(kanwaj) + \varepsilon DUMMY(kanwaus) + \epsilon GDP + \zeta \ln BOUEKIZAI + \eta \ln E(-1)$$

係数	推計値 (t 値)	係数	推計値 (t 値)
C	-0.167(-0.727)	ε	0.023(0.929)
α	0.004(2.658)	ϵ	-0.001(-1.003)
β	-0.186(-1.759)	ζ	0.654(6.691)
γ	0.044(1.932)	η	0.392(5.180)
δ	0.047(3.434)	自由度修正済 $R^2=0.984$ D.W. = 1.509	

(推計期間=1971 年第 1 四半期～2011 年第 2 四半期)

E : 名目為替レート (円/米ドル)

C : 定数項

KINRISA : 実質短期金利差 (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 F F 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

STOCK : (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)

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)

DUMMY(kanwaj) : 日本量的緩和ダミー (1 = 2001 年第 1 四半期～2006 年第 1 四半期、2010 年第 4 四半期～2011 年第 2 四半期、0 = 左記以外期間)

DUMMY(kanwaus) : アメリカ量的緩和ダミー (1 = 2008 年第 4 四半期～2010 年第 1 四半期、2010 年第 4 四半期～2011 年第 2 四半期、0 = 左記以外期間)

GDP : 一人当たり実質 GDP 成長率差 (アメリカ-日本、なお、実質化には貿易財価格を利用)

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

貿易財価格 : [(自国輸出物価 × 自国輸出金額) / (自国輸出金額 + 自国輸入金額) + [(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。

付注 1－8 輸出比率と労働生産性の推計

輸出比率に対する労働生産性の影響をみるため、以下の式を推計した。

$$ex = c + \alpha * b + \beta * ex(-1)$$

各変数は、 ex ：産業別輸出比率（輸出額／国内産出額）、 b ：産業別労働生産性（実質GDP／就業者数）、 c 、 α 、 β はパラメータである。

推計結果は以下のとおりである。

サンプル期間：1981～2009年

クロスセクション数：11

観測値数：319

変数	係数	標準誤差	t 値	Prob.
定数項 (c)	0.00716	0.0033	2.17223	0.0306
労働生産性 (α)	0.05093	0.02925	1.74098	0.0827
前年輸出比率 (β)	0.94285	0.02222	42.4313	0
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.98861	Mean dependent var		0.16836
Adjusted R-squared	0.98816	S. D. dependent var		0.13121
S. E. of regression	0.01427	Akaike info criterion		-5.6208
Sum squared resid	0.06235	Schwarz criterion		-5.4674
Log likelihood	909.517	Hannan-Quinn criter.		-5.5595
F-statistic	2213.39	Durbin-Watson stat		1.5167
Prob(F-statistic)	0			

なお、パネル分析（固定効果モデル）による業種ごとの係数は以下の通りである。

業種	係数	業種	係数
食料品	-0.011344	一般機械	0.005995
繊維	0.008187	電気機械	0.009396
パルプ・紙	-0.009382	輸送用機器	0.005512
化学	-0.005082	精密機械	0.014826
一次金属	-0.004949	その他の製造業	-0.005506
金属製品	-0.00769		

（備考）内閣府「国民経済計算」により作成。

付注 1－9 電力需要の生産弾性値の推計について

1 推計方法

産業部門ごとに、鉱工業生産に対する電力需要の弾性値を以下の推計式により推計した。

$$\log ED_i = c + \alpha \log IIP_i + \beta \log EP + \gamma \log ED_i(-1)$$

ED_i : 産業 i の電力需要 (大口電力業種別需要電力量と業種別自家発自家消費電力量の合計)

IIP_i : 産業 i の鉱工業生産指数 (付加価値ウェイト)

EP : 産業用特別高圧電力の総合単価 (GDPデフレーターにより実質化)

$ED_i(-1)$: 産業 i の 1 期前の電力需要

電力需要は、日本エネルギー経済研究所「エネルギー・経済統計要覧」、総合単価は電気事業連合会統計委員会「電気事業便覧」及び経済産業省「電力需要調査」からそれぞれ得た。推計期間は 1980 年度～1999 年度 (第 I 期) と 1990 年度～2008 年度 (第 II 期) の二期間に分けた。ただし、1999 年度については、価格データが得られなかったためサンプルから除いた。また、2009 年度については、リーマンショックの影響により生産と電力需要の関係が歪んでいる恐れがあると見做し、推計期間から除いた。なお、全て年度データを用いた。

2 推計結果

各推計期間の推計結果は以下のとおり。

1980 年度～1999 年度 (第 I 期)

		C (定数項)	α (IIP 弾性値)	β (価格弾性値)	γ (ラグ項弾性値)
鉱業	係数	0.527	0.758**	-0.096	0.496*
	(t 値)	(0.436)	(3.31)	(-0.814)	(1.924)
製造業合計	係数	7.152**	0.315**	-0.260**	0.375**
	(t 値)	(3.16)	(4.083)	(-2.217)	(2.667)
食料品	係数	2.342	0.176	-0.317	0.752**
	(t 値)	(0.608)	(1.078)	(-0.91)	(2.984)
繊維工業	係数	3.664**	1.059**	-0.653**	0.116
	(t 値)	(4.511)	(7.702)	(-6.438)	(0.842)
パルプ・紙・ 紙加工品	係数	5.646**	0.546**	-0.120	0.247*
	(t 値)	(3.384)	(8.77)	(-1.117)	(1.876)
化学工業	係数	5.458**	0.321**	-0.047	0.383**
	(t 値)	(3.111)	(4.82)	(-0.459)	(2.859)
石油製品 石炭製品	係数	2.118**	-0.087	-0.241**	0.880**
	(t 値)	(2.567)	(-0.469)	(-3.477)	(7.338)
窯業・	係数	1.067	0.524**	-0.061	0.649**

土石製品	(t 値)	(0.608)	(5.452)	(-0.95)	(4.77)
鉄鋼業	係数	1.356	0.445**	-0.023	0.704**
	(t 値)	(0.887)	(4.767)	(-0.457)	(5.838)
非鉄金属	係数	1.118	0.489	0.131	0.622**
	(t 値)	(0.353)	(1.113)	(0.475)	(6.285)
機械器具	係数	0.446	0.355**	-0.029	0.825**
	(t 値)	(0.26)	(3.444)	(-0.166)	(6.899)
その他	係数	-0.389	0.111	0.004	0.989**
	(t 値)	(-0.266)	(1.274)	(0.039)	(11.335)

**…5%水準で有意、*…10%水準で有意

1990年度～2009年度（第Ⅱ期）

		C (定数項)	α (IIP 弾性値)	β (価格弾性値)	γ (ラグ項弾性値)
鉱業	係数	-0.694	0.121	-0.001	1.011**
	(t 値)	(-1.034)	(0.462)	(-0.004)	(12.635)
製造業合計	係数	4.052**	0.404**	-0.242**	0.583**
	(t 値)	(5.075)	(5.758)	(-4.39)	(9.544)
食料品	係数	-1.565	0.201**	-0.088	1.088**
	(t 値)	(-1.199)	(2.044)	(-1.265)	(12.403)
繊維工業	係数	3.711**	0.650**	0.562	0.019
	(t 値)	(3.323)	(3.262)	(1.713)	(0.062)
パルプ・紙・ 紙加工品	係数	-0.310	0.094	0.046	0.977**
	(t 値)	(-0.068)	(0.192)	(0.145)	(4.053)
化学工業	係数	7.013**	0.404**	-0.143	0.228
	(t 値)	(6.863)	(3.551)	(-1.737)	(1.76)
石油製品 石炭製品	係数	-2.484	1.373**	0.148	0.543**
	(t 値)	(-1.036)	(2.608)	(0.602)	(4.6)
窯業・ 土石製品	係数	-0.464	0.175	0.025	0.938**
	(t 値)	(-0.835)	(0.581)	(0.114)	(5.18)
鉄鋼業	係数	6.966**	0.441**	-0.161**	0.238**
	(t 値)	(6.155)	(7.814)	(-3.05)	(2.261)
非鉄金属	係数	0.186	0.770**	0.178	0.575**
	(t 値)	(0.125)	(3.752)	(1.014)	(4.759)
機械器具	係数	2.638**	0.320**	-0.447**	0.732**
	(t 値)	(5.577)	(5.721)	(-6.089)	(17.977)
その他	係数	0.046	0.169	-0.322**	0.996**
	(t 値)	(0.022)	(1.238)	(-2.929)	(7.091)

**…5%水準で有意、*…10%水準で有意

付注1-10 CGEモデルによる試算

1 データとモデルの概要

発電コストの上昇が日本経済に与える影響は、CGE（応用一般均衡）モデルを用いて試算した。データは、GTAP（7版、2010年5月公表、基準年は2004年）を世界12カ国・地域、15産業・商品に集計した（付注第1-10-1図）。また、モデルは、一国が家計、政府、企業から成り立っている。家計と政府は独立した所得制約式を持たず、合成された所得概念の制約の下でマクロ的な社会厚生関数がコブ・ダグラス型で設定されており、貯蓄、政府消費、家計消費が決定する。

消費は、国内財と輸入財で構成されるが、両者の相対価格が変化すると代替が発生する。家計消費は、財別の需要弾性値が所得水準に依存して決まるように設計され、財別支出ウェイトが変化する。企業は競争的な環境にあると仮定され、所与の価格体系の下で生産と要素需要を決定する。派生需要としては、付加価値要素と中間投入要素に分かれるが、両者はCES関数（代替弾性力が一定の関数）で接合され、代替が生じる。また、労働や資本を含む付加価値要素間、また、中間投入財の国内及び輸入財の間でもCES関数が設定されているので代替が生じる。また、投資については、生産活動から仮想的な資本サービスという需要が生じ、これを満たす資本ストックが実現する純投資（粗投資－減耗）変化が定義される。

2 貯蓄と投資のバランス

貯蓄と投資は事後的にバランスするが、ここでは二つの調整方法が用いられている。第一は、投資と貯蓄が世界で集計され、各国・地域に再配分される方法である。貯蓄はそれぞれの国で定率だが、投資は、世界の資本収益率変化に各国の資本期待収益率変化が一致する水準で決定される。この結果、貿易収支（貯蓄投資差額）が変化する。第二は、貯蓄と投資が国内でバランスすると同時に、投資が資本ストックの水準を変化させ、その後、生産水準と収益率が変わることで貯蓄と投資が再び変化して均衡を回復する方法である。

本章の場合、ケース1は第一の方法を用いている。図で動きをみると、当初の経済が①にあり、対応する貯蓄、投資、資本ストックは実線でつながるバランスにあった。生産性ショックにより生産関数が下方シフトし、経済は②へ移動する。②に対応する貯蓄が決まり、資本ストックが変化しない中で世界収益率変化に対応した投資が決まる。これは必ずしも貯蓄と一致しないので、その差が対外収支の変化として現れる。

ケース2は第二の方法を用いているが、ケース1との違いは、経済が②では止まらない点である。投資の減少により資本ストックも低下し、経済は②から③へ移動する。③では、①の投資率を再現して貯蓄投資バランスのGDP比が不変になるので、貿易収支は概ね45度線付近に戻る（付注第1-10-2図）。

付注第1-10-1表 国・地域、産業・商品の分類

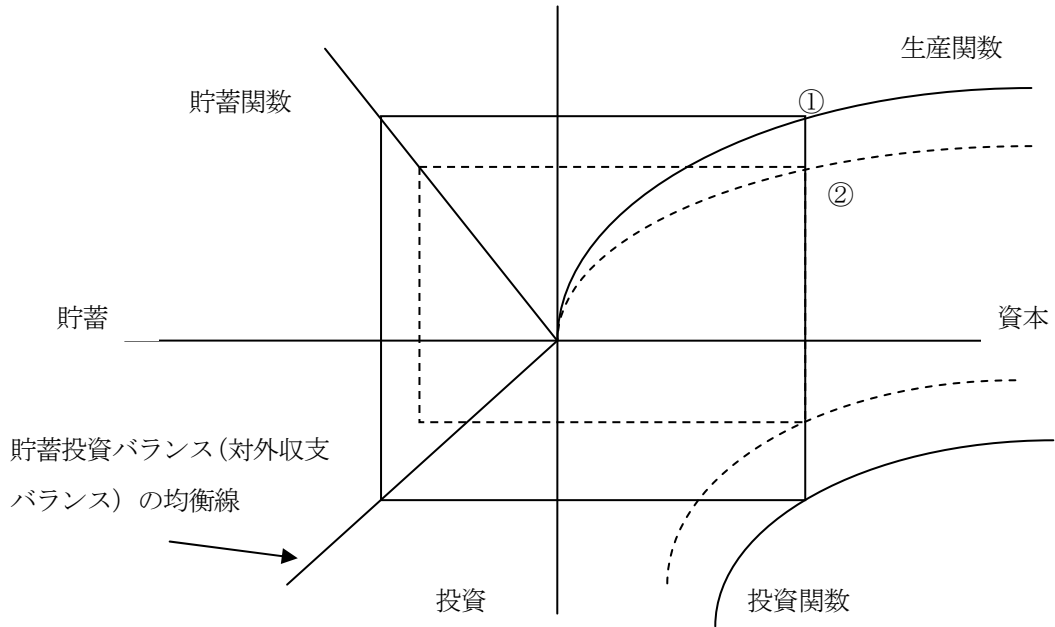
No.	略号	国・地域名	GTAP データ上の分類
1	OCE	オセアニア	Australia; New Zealand; Rest of Oceania.
2	CHN	中国 (中国香港含む)	China; Hong Kong.
3	JPN	日本	Japan.
4	EEA	東アジア	Korea; Taiwan; Rest of East Asia.
5	SEA	東南アジア	Cambodia; Indonesia; Lao People's Democratic Republic; Myanmar; Malaysia; Philippines; Singapore; Thailand; Viet Nam; Rest of Southeast Asia.
6	SOA	南アジア	Bangladesh; India; Pakistan; Sri Lanka; Rest of South Asia.
7	NAM	北アメリカ	Canada; United States; Mexico; Rest of North America.
8	LAM	中央・南アメリカ	Argentina; Bolivia; Brazil; Chile; Colombia; Ecuador; Paraguay; Peru; Uruguay; Venezuela; Rest of South America; Costa Rica; Guatemala; Nicaragua; Panama; Rest of Central America; Caribbean.
9	EU25	EU 諸国	Austria; Belgium; Cyprus; Czech Republic; Denmark; Estonia; Finland; France; Germany; Greece; Hungary; Ireland; Italy; Latvia; Lithuania; Luxembourg; Malta; Netherlands; Poland; Portugal; Slovakia; Slovenia; Spain; Sweden; United Kingdom.
10	MEN	中近東、北アフリカ	Rest of Western Asia; Egypt; Morocco; Tunisia; Rest of North Africa.
11	SSA	アフリカ	Nigeria; Senegal; Rest of Western Africa; Central Africa; South Central Africa; Ethiopia; Madagascar; Malawi; Mauritius; Mozambique; Tanzania; Uganda; Zambia; Zimbabwe; Rest of Eastern Africa; Botswana; South Africa; Rest of South African Customs.
12	ROW	その他世界	Switzerland; Norway; Rest of EFTA; Albania; Bulgaria; Belarus; Croatia; Romania; Russian Federation; Ukraine; Rest of Eastern Europe; Rest of Europe; Kazakhstan; Kyrgyzstan; Rest of Former Soviet Union; Armenia; Azerbaijan; Georgia; Iran Islamic Republic of Turkey.

No.	略号	商品・産業名	GTAP データ上の分類
1	PRI	農林水産業	Paddy rice; Wheat; Cereal grains nec; Vegetables, fruit, nuts and; Oil seeds; Sugar cane,; sugar beet. Plant-based fibers Crops nec; Cattle, sheep, goats, horses Animal products; Raw milk; Wool, silk-worm cocoons Forestry; Fishing, Vegetable oils and fats; Sugar
2	MIN	鉱業	Coal; Oil; Gas; Minerals nec.
3	OIL	食品加工	Meat: cattle, sheep, goats, horse: Meat products nec; Dairy products; Processed rice Food products nec. Beverages and tobacco products
4	TXL	繊維・アパレル	Textiles; Wearing apparel.
5	LMA	軽工業	Leather products; Wood products Paper products, publishing and Manufactures nec.
6	PTC	石油・化学	Petroleum, coal products; Chemical, rubber, plastic prods.
7	NTL	非鉄金属	Mineral products nec; Ferrous metals.
8	MTL	鉄鋼・	Metals nec; Metal products.
9	MTE	輸送機械	Motor vehicles and parts; Transport equipment nec.
10	ELE	電機	Electronic equipment.
11	MES	機械	Machinery and equipment nec.
12	PUU	電力	Electricity.
13	CNS	建設・ガス・水道	Gas manufacture, distribution, Water; Construction.
14	TRV	運輸・通信	Trade, Transport nec; Sea transport; Air transport; Communication.
15	SRV	サービス	Financial services nec; Insurance; Business services nec; Recreation and other services; PubAdmin/Defence/Health/Education; Dwellings.

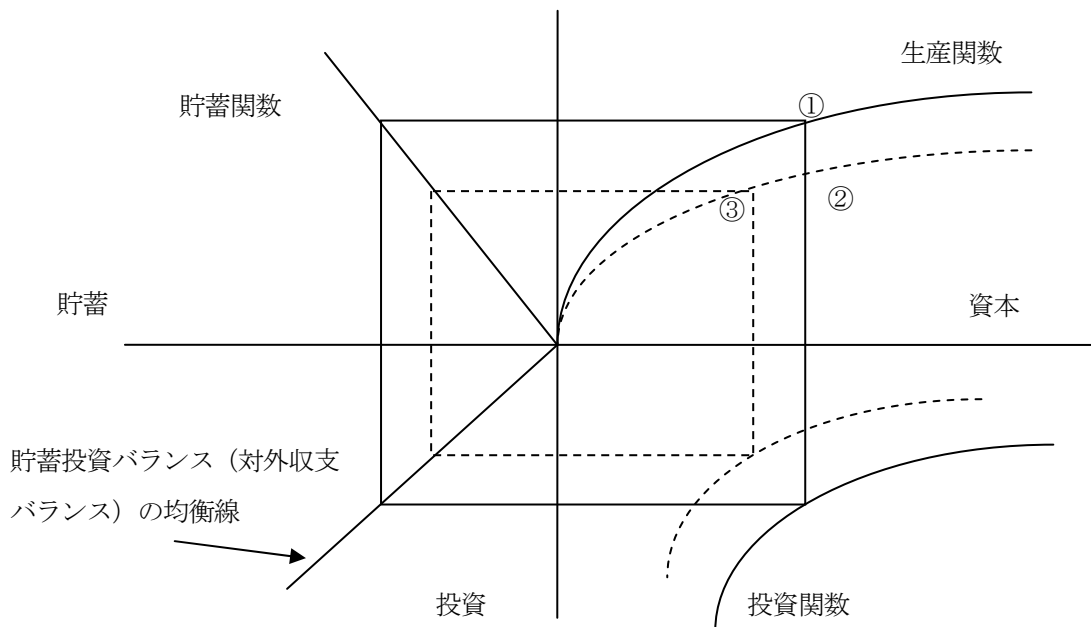
(備考) GTAPデータ第7版より作成。

付注第 1-10-2 図 ショックの考え方

(1) ケース 1



(2) ケース 2



(備考) 内閣府作成。

付注 2-1 オプション価格を用いた予想確率分布の推計について

リスク中立的な世界を想定すると、ヨーロピアンタイプのコールオプション価格 C は、

$$C = \exp[-r(T-t)] \int_{-\infty}^{+\infty} w(F_t) \max(0, F_t - K) dF_t \quad (\text{A-1})$$

F_t : 権利行使時点 ($t = T$) における原資産価格 K : 権利行使価格
 r : 無リスク金利 $w(F_t)$: 現時点からみた F_t の確率密度分布関数

と表すことができる。なお、実際のオプション取引では、日々の取引において証拠金を通じた値洗いが行われるため、(A-1) 式は、

$$C = \int_{-\infty}^{+\infty} w(F_t) \max(0, F_t - K) dF_t \quad (\text{A-2})$$

と単純化することが可能である。さらに権利行使価格について最適化がされれば、

$$C_k = \int_k^{+\infty} w(F_t) dF_t \quad (\text{A-3})$$

$$C_{kk} = w(F_t) \quad (\text{A-4})$$

を得る。なお、 C_k 、 C_{kk} は、それぞれコールオプション価格の権利行使価格に関する 1 階、2 階の微係数である。また、プットオプション取引について、プットオプション価格を P とおけば、コールオプションと同様の定式化を行って、

$$P_k = \int_{-\infty}^k w(F_t) dF_t \quad (\text{A-5})$$

$$P_{kk} = w(F_t) \quad (\text{A-6})$$

を得る。 P_k 、 P_{kk} は、それぞれプットオプション価格の権利行使価格に関する 1 階、2 階の微係数である。

しかしながら、実際のオプション取引を観察すると、そこで設定される権利行使価格は不連続であり厳密な意味で上記式は成立しない。そこで (A-4) 式を 2 階の差分によって離散近似すると、ある権利行使価格 K に対する確率密度 $w(K)$ は、

$$w(K) \equiv C_{K-\Delta K} - 2C_K + C_{K+\Delta K} / (\Delta K)^2 \quad (A-7)$$

となる。また、閉区間 $[K-0.5\Delta K, K+0.5\Delta K]$ における確率、すなわち相対頻度 $p(K)$ は、

$$p(K) \equiv w(K) \cdot \Delta K \quad (A-8)$$

となる。しかし、この手法では分布の両端部分の確率が補足できないという点や、観察可能な権利行使価格の範囲が十分に大きくない場合は、補足できない範囲が大きくなり、確率の総和が1よりも小さくなるということに留意する必要がある。

なお、実際のオプション市場では、コールオプション取引とプットオプション取引のそれぞれが、イン・ザ・マネーのオプション価格においてミスプライスを起こしやすいことが知られているため、コールオプション取引、プットオプション取引のそれぞれアウト・オブ・ザ・マネーのオプション価格から導出した確率密度を、アット・ザ・マネーを境にして合算させ全体の密度関数として近似している（白塚・中村 [1998]）。

付注3-1 ネットワーク指標の算出方法

今久保（2009）を参考に、国際資金取引に関するネットワーク指標について Pajek（ネットワーク分析ソフト）を用いて算出した。

クラスター係数（Clustering Coefficient）：

直接結び付きのあるリンク次数と当該リンク次数を用いて構成しうる完全ネットワーク（全ノードが結びついている状態）との比率により、あるノード（点）を取り巻くネットワークがどの程度緊密化しているかを表す。

国際資金取引ネットワークにおいては、例えば、新興国は先進国の銀行部門を中心とした限られた相手先（近接領域）のみと取引しており、近接領域内ではほぼ完全なネットワークが構築されているため、そうした場合にはクラスター係数が高くなる。

$$CC_1(v) = \frac{2|E(G_1)|}{\text{deg}(v) \cdot (\text{deg}(v) - 1)}$$

$$\left(\begin{array}{l} CC_1(v) : \text{ノード } v \text{ のクラスター係数, } \text{deg}(v) : v \text{ のリンク次数,} \\ |E(G_{1(v)})| : v \text{ の 1-近隣 (1-neighborhood) 内のライン (線) の数} \end{array} \right)$$

近接中心性（Closeness Centrality）：

ネットワーク上のあるノード（点）から他のノードに到達するまでの平均最短経路（通過する最小のリンク数）の逆数であり、ネットワーク上の他のノードとの平均的な距離を表す。

国際資金取引ネットワークにおいては、より多くの国々と直接取引が存在し、少ないステップで資金を各地に移動できる国ほど近接中心性が高くなる。

$$Cc(v_i) = \frac{n-1}{s(v_i)}$$

$$\left(\begin{array}{l} Cc(v_i) : \text{ノード } v_i \text{ の近接中心性, } s(v_i) : \text{他のノードまでの距離 (最短経路数) の総和,} \\ n : \text{ネットワーク内の総ノード数} \end{array} \right)$$

媒介中心性（Betweenness Centrality）：

ネットワーク上のあるノードについて、ネットワーク上の他の2つのノードの最短経路が、当該ノードを通過する割合であり、仲介者としての役割を表す。

国際資金取引ネットワークにおいては、2国間で資金を移動させる場合には必ずその国を経由するような場合に媒介中心性が高くなる。

$$Cb(i) = \frac{\sum_{j < k} g_{jk}(i) / g_{jk}}{\frac{1}{2} N(N-1)}$$

$\left(\begin{array}{l} Cb(i) : \text{ノード } i \text{ の媒介中心性, } g_{jk} : i \text{ を通る } j\text{-}k \text{ 間の最短距離の数,} \\ N : \text{ネットワークの総ノード数} \end{array} \right)$