

付 注

付注1-1 輸入関数の推計

①推計式

$$\ln(IQI_t) = \alpha \times \ln(CI_{t-1}) + \beta \times \ln(RPI) + \gamma \times \ln(OSPDR_t) \\ + \delta_1 \times \text{dummy}(\text{shinsai}) + \delta_2 \times \text{dummy}(\text{mf})$$

IQI：輸入数量指数、CI：景気動向指数（一致指数）、RPI：相対価格（＝輸入価格指数／企業物価指数）、OSPDR：海外現地生産比率、dummy(shinsai)：大震災構造ダミー（1=2011M4～、0=～2011M3）、dummy(mf)：環境税ダミー（1=2012M9、0=～2012M8、2012M10～）。

いずれの変数も2005年＝100とした指数。

推計にはアーモンラグ法を用いた（次数2、ラグの長さ6、終点制約有り）。

なお、環境税ダミーは、2012年10月に環境税（地球温暖化対策税）が導入されることに際して、鉱物性燃料の駆け込み輸入があったことを考慮したもの。

②推計結果

サンプル期間：2005年～2012年				
変数	係数	標準誤差	t値	Prob.
In (CI) (-1)	0.713235	0.028656	24.88945	0.0000
In (RPI)	-0.1769	0.04249	-4.16296	0
(t=0)	0.00719	0.0243	0.29593	
(t=1)	-0.01587	0.01343	-1.18184	
(t=2)	-0.03159	0.00759	-4.16296	
(t=3)	-0.03996	0.00793	-5.03899	
(t=4)	-0.04099	0.00944	-4.344	
(t=5)	-0.03467	0.00899	-3.85819	
(t=6)	-0.02101	0.0059	-3.56024	
In (OSPDR)	0.460892	0.026455	17.42202	0.0000
dummy (shinsai)	0.030983	0.005538	5.594221	0.0000
dummy (mf)	0.06763	0.022043	3.068172	0.0028
R ² adj	0.870699			
Durbin-Watson stat	1.497619			

付注1-2 消費の基調的な動きからのかいり

①消費関数による試算値

1. 使用データ

(1) 消費支出及び雇用者報酬

「国民経済計算」の民間最終消費支出及び雇用者報酬の実質原系列を使用。

(2) 金融資産

「資金循環統計」の家計純金融資産残高を使用。「国民経済計算」の家計最終消費支出(除く持ち家の帰属家賃)で実質化。

(3) 消費者マインド

「消費動向調査」の消費者態度指数を使用。

(4) 高齢者比率

「人口推計」を用いて、総人口における60歳以上人口の割合を算出。

2. 推計結果

(1) 推計期間

1999年1-3月期～2013年7-9月期

(2) 推計式

$$C = \alpha_1 * Y + \alpha_2 * FA(-1) + \alpha_3 * CCI + \alpha_4 * OLD + \alpha_5 dmE + \alpha_6 dmL$$

$$R^2 = 0.51 \quad D.W. = 1.25 \quad \text{括弧内はラグ次数}$$

C：消費支出前年比　Y：雇用者報酬前年比　FA：金融資産前年比　CCI：消費者マインド前年差　OLD：高齢者比率前年比　dmE：2011年1-3月期に1をとるダミー
dmL：2009年1-3月期に1をとるダミー

	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6
係数推計値	0.26	0.09	0.06	0.26	-3.28	-2.27
t値	2.72**	2.22**	1.90*	3.99**	-3.14**	-2.29**

(備考) *は10%、**は5%水準で統計的有意。

推計値と実績のかいりを、個人消費の基調からのかいりとみなした。なお、推計結果については幅を持って理解される必要がある。

②形態別の試算値

1. 使用データ

「消費総合指数」を試算する際に副次的に算出される形態別（耐久財、半耐久財、非耐久財、サービス）の消費支出を使用。実質季節調整値。

2. 推計方法

(1) 耐久財

2012年7月～2013年8月の期間におけるトレンド（タイムトレンド）を推計。推計値と実績のかいりを、個人消費の基調からのかいりとみなした。

(2) 半耐久財、非耐久財、サービス

2013年1月～12月の期間におけるトレンド（タイムトレンド）を推計。推計値と実績のかいりを、個人消費の基調からのかいりとみなした。

付注1-3 耐久財における異時点間の代替効果の変動要因

(1) 試算の概要

内閣府（1998）に基づく異時点間モデルを用いて、消費税率引上げがもたらす代替効果がどのような要因によって、どの程度の影響を受けるかを検証した。

なお、以下の試算に当たっての前提は以下のとおりである。

【標準ケース】

実質利子率：7%、減耗率：4%（四半期）、価格上昇率：2%、時間選好率：2%

【インパクトケース】

実質利子率、減耗率、価格上昇率が、それぞれ1%変化した場合に、駆け込み需要の規模がどの程度大きくなるかを試算。

(2) モデル

①モデルの枠組み

消費者の効用は、消費財のストックの水準により決まる。消費者は、以下の式で表される将来にわたる効用の期待値を最大にするような消費財ストックを想定する。

$$E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} (1+\gamma)^{-s} U(K_{t+s}) \right\}$$

上記の消費財ストックに沿うように財を購入していく。

$$C_{t+s} = K_{t+s} - (1-\delta)K_{t+s-1} \quad (C_{t+s} \geq 0)$$

ただし、次の予算制約式に従う。

$$\sum_{s=0}^{\infty} (1+r)^{-s} \{K_{t+s} - (1-\delta)K_{t+s-1} - \omega_{t+s}\} = 0$$

E_t ：t 期に得られる情報を基にした期待値 r ：実質利子率 γ ：時間選好率

$U()$ ：効用関数 K ：消費財のストック水準 δ ： K の減耗率 ω ：所得 C ：消費額

②仮定

ここでは、すべての s ($=0, 1, 2, \dots$) について次のように仮定する。

$$E_t \{U(K_{t+s})\} = \ln K_{t+s}, \quad \omega_{t+s} = \bar{\omega} \text{ (一定)}$$

また、 δ が小さいほど耐久性のある商品であり、理論上は非耐久財は $\delta=1$ と考えられる。t-1 期に「t+1 期に消費税率引上げ」のアナウンスメントがあったとする。t 期に駆け込み需要が発生し、t+1 期以降その反動が現れる（税率の上昇分を π とする）。

③最適消費財ストックの導出

このときの消費財ストックの最適点は、以下のラグランジュ関数を解くことで導出される。

$$L = E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} (1+\gamma)^{-s} U(K_{t+s}) \right\} \\ + \lambda \left[\{K_t - (1-\delta)K_{t-1} - \bar{\omega}\} + (1+r)^{-1} \{ (1+\pi)(K_{t+1} - (1-\delta)K_t) - \bar{\omega} \} \right. \\ \left. + \sum_{s=2}^{\infty} (1+\gamma)^{-s} \{ (1+\pi)(K_{t+s} - (1-\delta)K_{t+s-1}) - \bar{\omega} \} \right]$$

ここから、次の結果が得られる。

$$K_{t+s} = \begin{cases} \frac{1+r}{1+\gamma} \phi K_t & (s=1) \\ \frac{1+r}{1+\gamma} K_{t+s-1} & (s=2, 3, 4\cdots) \end{cases} \quad (1)$$

$$\left[1 + \frac{1+\pi}{1+r} \left\{ \frac{1+r}{1+\gamma} \phi - (1-\delta) \right\} + \frac{1+\pi}{\gamma(1+r)} \phi \left\{ \frac{1+r}{1+\gamma} - (1-\delta) \right\} \right] K_t - \left[\frac{1+r}{r} \bar{\omega} + (1-\delta) K_{t-1} \right] = 0 \quad (2)$$

ただし、

$$\phi = \frac{(1+r) - (1+\pi)(1-\delta)}{(1+\pi)(r+\delta)}$$

さらに、 K_{t-1} は税率変更のアナウンス前であることから、 $\pi=0$ であるときのトレンド上にあると仮定する。つまり、 $K_{t-1} = \frac{1+r}{1+\gamma} \frac{\gamma}{r} \frac{\bar{\omega}}{\alpha+\delta}$ を代入し、上記の(1)(2)式を解く。その結果は以下のとおり。

$$K_{t+s} = \begin{cases} \psi(1+\alpha)^2 \frac{\gamma}{r} \frac{\bar{\omega}}{\alpha+\delta} & (s=0) \\ \phi \psi(1+\alpha)^3 \frac{\gamma}{r} \frac{\bar{\omega}}{\alpha+\delta} & (s=1) \\ \phi \psi(1+\alpha)^{s+2} \frac{\gamma}{r} \frac{\bar{\omega}}{\alpha+\delta} & (s=2, 3, 4\cdots) \end{cases}$$

ただし、

$$\psi = \frac{(1+\gamma)(\alpha+\delta) + \gamma(1-\delta)}{(1+r) - (1+\pi)(1-\delta)}, \quad (1+\alpha) = \frac{1+r}{1+\gamma}$$

付注1-4 実質可処分所得への影響の試算方法

【1997年度】

消費税率の引上げ	▲ 4.6兆円	1996年度の可処分所得に、消費税率引上げによるCPIへの影響（1.5%）を乗じて算出。
ネット社会保障給付	0.6兆円	
受取	1.7兆円	
年金給付	1.9兆円	現物社会移転以外の社会給付のうち、現金による社会保障給付と年金基金による社会給付の和の前年度差。
医療・介護等社会保障給付	▲ 0.1兆円	現物社会移転のうち、現物社会給付の前年度差。
支払	▲ 1.2兆円	
社会保険料	▲ 1.2兆円	社会負担（支払）のうち、雇用者の社会負担の前年度差。
その他	▲ 1.2兆円	1997年度の「所得に課される税」の前年度差。 なお、1994年～96年度に実施された所得税等の特別減税が廃止された。
合計	▲ 5.2兆円	

【2014年度】

消費税率の引上げ	▲ 6.1兆円	2012年度の可処分所得を、2013年度の雇用者報酬の伸び率で延長推計した値に、消費税率引上げによるCPIへの影響（2.1%）を乗じて算出。
ネット社会保障給付	3.2兆円	
受取	3.7兆円	
年金給付	1.5兆円	
年金受給者数の増加に伴う影響	1.8兆円	65歳以上人口の増加率に、2013年度の年金給付額見込みを乗じて算出。
年金特例水準の解消等	▲ 0.4兆円	2014年度の年金額の変化率（年金特例水準の解消による影響を含む）に、2013年度の年金給付額見込みを乗じて算出。
医療・介護等社会保障給付	2.2兆円	医療、介護、子ども子育てなどへの給付の合計。
支払	▲ 0.5兆円	
社会保険料	▲ 0.5兆円	①2013年度の年金保険料×2014年度の保険料率の変化率 ②2013年度医療保険料×2014年度の保険料率の変化率 ①と②の和から本人負担分を試算
その他	0.5兆円	経済財政パッケージにおける、簡素な給付措置、住宅取得等に係る給付措置、住宅ローン減税等の拡充措置の予算額合計。
合計	▲ 2.4兆円	

- (備考) 1. 内閣府「国民経済計算」、経済企画庁調査局「平成10年版日本経済の現況」、経済財政諮問会議資料（2013年10月1日）、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」、厚生労働省社会保障に係る費用の将来推計の改定について（平成24年3月）により作成。
2. ネット社会給付およびその他は、医療・介護等社会保障給付以外について、消費税引上げによる物価上昇の影響を控除。

付注1-5 雇用者報酬・その他所得の変化による消費への影響

推計結果は以下の通り。

$$\ln CE_t = 0.46 \cdot \ln INC_t + 0.03 \cdot \ln Other_t + 0.24 \cdot \ln FA_t$$

(18.09**) (4.30**) (24.87**)

推計期間：1997年10-12月期～2013年1-3月期

自由度修正済決定係数：0.93 ダービン・ワトソン比：1.09

括弧内の数値はt値。**は5%有意。

各変数は以下のとおり。

CE_t ：民間最終消費支出の実質季節調整値/15歳以上人口

INC_t ：雇用者報酬の実質季節調整値/15歳以上人口

$Other_t$ ：その他所得/15歳以上人口

FA_t ：金融資産残高の実質季節調整値/15歳以上人口

その他所得は、実質可処分所得から実質雇用者報酬を引いたもの（内閣府による季節調整値）。実質化には、家計最終消費支出（除く持家の帰属家賃）のデフレーターを使用。

付注1-6 住宅受注状況から推計される着工戸数について

- (1) 持家、貸家のそれぞれについて、戸建注文住宅、低層賃貸住宅の住宅景況判断指数を用いて、 $\text{Order}=1+([\text{住宅景況判断指数}]/1000)$ とおき、着工戸数 (=House) の前年比を次の①、②の通り推計した。

① 持家

$$\begin{aligned} & \text{LN}(\text{House}_t) - \text{LN}(\text{House}_{t-4}) \\ & = 1.814 * \text{LN}(\text{Order}_{t-1}) + 1.008 * \text{LN}(\text{Order}_{t-2}) - 0.010 \\ & \quad (5.7) \qquad \qquad \qquad (3.2) \\ & \quad (R^2: 0.632) \end{aligned}$$

② 貸家

$$\begin{aligned} & \text{LN}(\text{House}_t) - \text{LN}(\text{House}_{t-4}) \\ & = 1.619 * \text{LN}(\text{Order}_{t-1}) + 2.074 * \text{LN}(\text{Order}_{t-2}) - 0.035 \\ & \quad (2.9) \qquad \qquad \qquad (3.6) \\ & \quad (R^2: 0.329) \end{aligned}$$

1. 下付きのtは四半期を表す。
2. 各係数は、線形回帰によるもので、係数下の () 内はt値。推計に用いた期間は1996年～2012年。

- (2) (1) で算出した前年比を用いて、季節調整値を次式の通り算出。

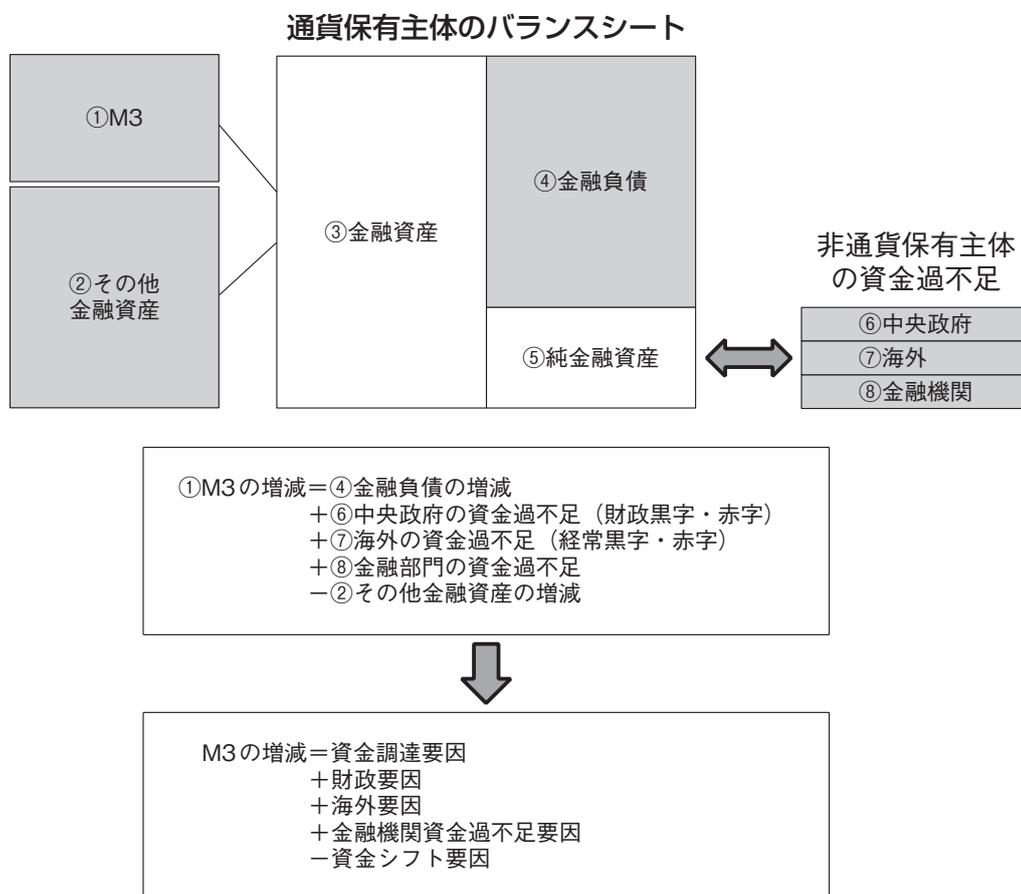
$$\begin{aligned} & \text{Change} : \text{LN}(\text{House}_t) - \text{LN}(\text{House}_{t-4}) \\ & \text{Act} : \text{着工戸数の実績値 (原数値)} \\ & \text{Act_SA} : \text{着工戸数の実績値 (季節調整値)} \end{aligned}$$

$$\text{Change}_t * \text{Act}_{t-4} * \text{Act_SA}_t / \text{Act}_t$$

付注1-7 マネーストックの要因分解の考え方について

マネーストックの要因分解には、通貨保有主体のバランスシートアプローチを用いた。これは、M3が通貨保有主体の金融資産であることに着目し、M3の増減を通貨保有主体のバランスシートにおける他の資産・負債の増減と関連付けて分析するものであり、下図のように表される。

なお、バランスシートアプローチはあくまでも事後的な恒等式による分析であり、必ずしも通貨需給を変動させる要因と現実のマネーストックの変動との間の因果関係を示しているわけではないことには留意する必要がある。



(備考) 詳細は、日本銀行 (2013) 「マネーストック統計の解説」を参照。

付注1-8 財政健全化データと財政健全化の景気動向への影響

1. 財政健全化データ（財政健全化のための財政収支改善幅のデータ）について

第1-3-5図にて、Devries et. al (2011) に示される財政健全化のための財政収支改善幅に関するデータを用いた。該当のOECD17か国、具体的健全化年・期間は以下に示すとおりである（なお、以下に示したOECD17か国が財政健全化した年を累計すると173年、連続する期間を1期間として数えると、52期間存在したことになる）。

オーストラリア：	1985-88, 1994-99
オーストリア：	1980-81, 1984, 1992, 1996-97 (○), 2001-02
ベルギー：	1982-85, 1987 (○), 1990, 1992-94, 1996-97
カナダ：	1984-97
デンマーク：	1983-86, 1995
フィンランド：	1992-97
フランス：	1979, 1987, 1989, 1991-92, 1995-97 (○), 1999-2000 (○)
ドイツ：	1982-84, 1991-95, 1997-2000 (○), 2003-04 (○), 2006-07 (○)
アイルランド：	1982-88, 2009 (○)
イタリア：	1991-98, 2004-07
日本：	1979-83, 1997-98 (○), 2003-07 (○)
オランダ：	1981-88, 1991-93, 2004-05 (○)
ポルトガル：	1983, 2000, 2002-07
スペイン：	1983-84, 1989-90, 1992-97
スウェーデン：	1984, 1993-98
英国：	1979-82, 1994-99
アメリカ：	1978, 1980-81, 1985-86, 1988, 1990-98

2. 財政健全化の景気動向への影響（第1-3-5図）について

低インフレ期の財政健全化の経済への影響と、それ以外の状況下での財政健全化の経済への影響とを比較するため、それぞれの状況下での財政健全化が実質GDP、実質消費へどう波及するかを比較した。

まず、ここでは、本文にも記載したとおり、低インフレ期の財政健全化を、歳出削減のための財政健全化期間の初年度に物価上昇率（消費者物価指数上昇率）が2%未満の場合と定義し、OECD諸国における財政健全化の分析を行うこととした。この定義に該当する財政健全化を実施したことがあるのは、オーストリア、ベルギー、フランス、ドイツ、アイルランド、日本、オランダの7か国、11期間（1. に示した健全化期間の後に○を付したものに係る財政健全化である）。

分析に際し、当該7カ国の財政健全化期間について、以下の3ケースを比較した。

- ①ケース1（低インフレ期ケース）：上記の7カ国の11期間に係る財政健全化を考慮したケース。
- ②ケース2（低インフレ期以外のケース）：上記7カ国の11期間以外の財政健全化期間（18期間）に係る財政健全化を考慮したケース。
- ③全財政健全化ケース：上記7カ国の全ての財政健全化期間（29期間）に係る財政健全化を考慮したケース。

その上で、Guajardo et al (2011) を参考として、当該7カ国を対象に、以下をOLS推計した（推計期間は1978年～2012年）。

$$\begin{aligned}\Delta Y_{i,t} &= \mu_i + \varphi_t + \sum_{j=1}^2 \alpha_j \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{k=0}^2 \beta_k \Delta C_{i,t-j} + \sum_{s=0}^2 \gamma_s \Delta F_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t} \\ \Delta C_{i,t} &= \mu_i + \varphi_t + \sum_{j=1}^2 \epsilon_j \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{k=1}^2 \theta_k \Delta C_{i,t-j} + \sum_{s=0}^2 \vartheta_s \Delta F_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t} \\ \Delta F_{i,t} &= \mu_i + \varphi_t + \sum_{j=1}^2 \rho_j \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{k=1}^2 \sigma_k \Delta C_{i,t-j} + \sum_{s=1}^2 w \Delta F_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

iは国、tは年、 ΔY は実質GDP成長率、 ΔC は実質家計最終消費成長率、 ΔF は財政健全化のための財政収支改善幅対GDP比率、 μ_i は国別固定効果、 φ_t は年ダミー、 $\varepsilon_{i,t}$ は平均ゼロの誤差項を表す。

なお、上記の3ケースについて、それぞれ $\Delta F_{i,t}$ を以下のように置いて推計している。

- ①ケース1：上記11期間以外の財政健全化期間（18期間）の $\Delta F_{i,t}$ をゼロと置く。
- ②ケース2：上記11期間の $\Delta F_{i,t}$ をゼロと置く。
- ③全財政期間ケース： $\Delta F_{i,t}$ に、上記29期間全ての財政収支改善幅を考慮する。

上記の推計式から明らかなおとおり、財政健全化ショックの特定は、コレツキー分解により行った。

（参考文献）

Devries, P., Guajardo, J., Leigh, D., Pescatori, A. (2011) "A New Action-based Dataset of Fiscal Consolidation," IMF Working Paper No.11/128

Guajardo, J., Leigh, D., Pescatori, A. (2011). "Expansionary Austerity New International Evidence," IMF Working Paper No.11/158

付注1-9 事業形態選択と税負担率差について

1. 主な前提

田近・八塩（2005）を参考に、事業を通じ名目所得1,000万円を得た世帯が、個人形態を取った場合と法人形態を取った場合の税負担率を、以下の前提で計算した。

- ・モデル家族として、事業主、配偶者と子供2人の4人家族を想定。配偶者は、事業の家族従業員として、所得の一部を給与として受け取る一方、子供2人は事業主の扶養家族と想定。
- ・分析では、所得税、住民税、事業税を対象とし、98年実施の所得税減税、99年以降2006年まで実施されていた所得税・住民税に係る定率減税の影響を考慮した。なお、社会保険料負担は考慮していない¹。

2. 税負担率の試算について

- ① 家族従業員である配偶者の給与は、個人形態（青色申告）の場合と法人形態の場合で同額とした。配偶者の給与額は、『申告所得税標本調査』の専従者表から求めた。具体的には、800万円超1,000万円以下（階級値900万円）の専従者給与と1,000万円超1,200万円以下（階級値1,100万円）の専従者給与の加重平均とした。
- ② 次に、個人形態（青色申告）の事業主は、事業から得た1,000万円から①にて求めた配偶者への給与を控除した残額を事業所得として申告納税すると仮定した。一方、法人形態の場合は、事業から得た1,000万円から①にて求めた配偶者への給与を控除した残額を、自らへの給与として支払うと仮定した²。
- ③ 法人住民税（均等割）の計算においては、資本金額1千万円以下、市町村内の事務所等の従業者数50人以下の区分（97年～2012年を通じ、市町村法人均等割5万円、道府県法人均等割2万円）に該当するとした。
- ④ 個人形態（青色申告）の事業者には課せられる個人事業税の税額は、②にて求めた事業所得から事業主控除額を控除した残額に、5%の税率（第一種事業及び第三種事業の標準税率）を掛けて求めた。
- ⑤ 以上の前提で税負担額を計算すると、配偶者の支払う所得税額及び住民税額は法人形態、個人形態で同額であり、税負担率差をもたらすのは、事業主の税負担額である。個人形態（青色申告）の場合は、個人所得税、個人住民税に加え、個人事業税が課せられる一方、法人形態の場合は、法人住民税（均等割）に加え、事業者の給与と

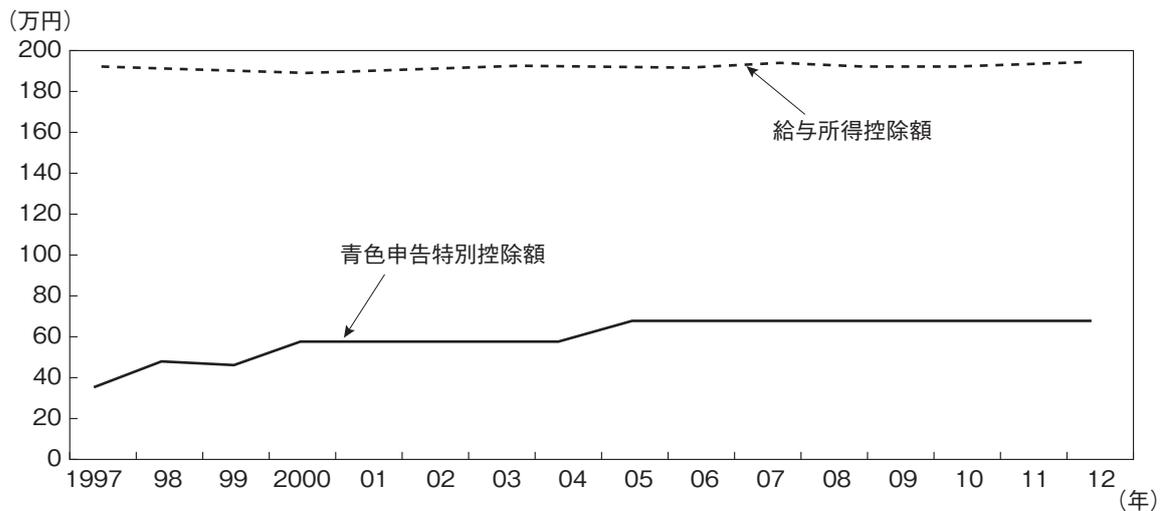
注

- (1) 従業員5人未満の法人については、社会保険料の任意適用事業所となるため、いずれのケースでも、夫婦とも国民健康保険加入となると考えられるため、税負担率差に影響しない。
- (2) 田近・八塩（2005）においては、配偶者の給与を引いた所得のうち、事業者の給与とする部分と法人に留保する所得を税負担が最小になるよう計算しているが、ここでは簡便化のため、全て事業者に給与として支払われると仮定した。なお、田近・八塩（2005）によると、1957年から2001年まで、名目所得1,000万円の場合、法人に留保する所得額は常にゼロとなっている。

なった所得に対し、個人所得税、個人住民税が課せられる。

つまり、事業主が法人形態をとった場合に、個人形態をとった場合より税負担が増えるか否かは、(法人住民税(均等割)額－個人事業税額)＋(給与所得控除額と青色申告控除額の差により生じる個人所得税・個人住民税に係る課税所得差がもたらす個人所得税・個人住民税負担額の差)により決まることとなる。

なお、本試算において、事業主に係る所得に関する給与所得控除額と青色申告特別控除額は、以下の図の通りである。



(備考) 田近栄治、八塩裕之 (2005) 「税制と事業形態選択—日本のケース」 財政研究 (日本財政学会機関誌) 第1巻、pp.177～194により作成。