KISER Discussion Paper Series No.21
2010/11

消費税率引き上げパスに関する シミュレーション分析

清水　玄彦

（財）関西社会経済研究所　客員研究員

KISER 財団法人 関西社会経済研究所
Kansai Institute for Social and Economic Research

消費税率引き上げパスに関するシミュレーション分析*

清水　玄彦[†]

2010年11月

概 要

本稿は消費税増税の経路について、どの上げ方が望ましいかをシミュレーション分析したものである。分析で必要となる異時点間代替率のパラメーターは、ベイジアンの手法を用いて推定した。過去の消費税増税時には、消費者はリスク回避的に行動していることが判明した。

次に、将来の消費税率を15%に設定し、現在の5%からスタートして(i)一回で15%まで上げる、(ii)5%を2回上げる、の2通りの実験を消費財別に行った。また、それぞれに対して2通りの主観的割引率を設定し、計4通りのシミュレーションを実施した。

その結果、主観的割引率が高い、すなわち利子率が非常に低い場合には、そうでない場合に比べて駆け込み需要の規模が大きくなることが分かった。また、消費税率を一度に引き上げるよりも、二度に分けて上昇させる方が消費額および税収も多くなる傾向にあることが示された。

Keywords:

異時点間代替率、ベイズ推定、シミュレーション

注： 全ての図は参考文献の後ろに添付されている。

*本稿を作成するにあたり、小葉武史氏（神戸大学海事科学研究科）には大変お世話になった。戸田淳仁氏（リクルート・ワークス研究所）には貴重なアドバイスを、また塚原一郎氏（福山大学経済学部）からも有益なコメントをいただいた。跡田直澄教授（嘉悦大学）からは、ひとかたならぬ有益な助言を賜った。ここに記して謝意を表したい。なお、本稿における誤謬は全て筆者に帰するものである。

[†]E-mail: shimizu-h@kiser.or.jp

1 はじめに

1.1 本稿の問題意識

現在のわが国の財政赤字は約 900 兆円にまで膨らんでいる。現に進行している高齢化社会において、社会保障費は増加の一途を辿っており、確実性の高い税収確保は喫緊の課題である。中でも、消費税と法人税による税収が議論されることが多い。前者は税率引き上げによる税収増を、後者は税率引き下げで企業活動を誘発し、その結果としての税収増を見込んだものである。

図 (1)–(4) は消費財の財別季調済データをプロットしたものである。これらの図から分かるように、耐久財と半耐久財については駆け込み需要の消費者行動が観察される。一方で、非耐久財とサービス財では消費税の影響は、さほど見られない。以下の計量分析でも明らかになるように、消費財の耐久性が高いほど、駆け込み需要が起こる可能性が高いことを示唆している。

消費者行動を決定する重要な変数として、利子率があげられる。利子率の大きさにより、消費者は貯蓄額を変化させ、その結果として消費額が変化するからである。昨今のように、きわめて低い金利の状況では、消費者は貯蓄をするインセンティブが低いため、消費をおこなうと考えられる。

そこで本稿では、税率の引き上げ方と駆け込み需要について、シミュレーション分析を行って関係性を明らかにすることを目的とする。

1.2 先行研究

本稿のように、利子率の消費（または貯蓄）への影響を分析することは重要な政策課題であり、古くから研究蓄積のあるテーマである。Hall (1978) のランダム・ウォーク仮説は、従来のように消費関数を推定するのではなく、もし消費が恒常所得仮説に従っているとしたら、消費の流列はどのようなモデルで記述できるかを探ったものである[1]。初期の研究では、消費関数や貯蓄関数が利子率にどのように反応するかを検証することが主眼であった。最近では、恒常所得仮説の検証と同様に、オイラー方程式を直接推計する方法が主流である。このような研究として、Mankiw

[1]ランダム・ウォークモデルの導出および仮説検定については、山本 (1988) または Hamilton (1994) を参照せよ。

(1982)、Hansen and Singleton (1983)、Hall (1988) および Campbell and Mankiw (1989) などが挙げられる。なお、Mankiw(1982) は耐久財の場合を考察し、Hall(1978) が示したような AR(1) 過程ではなく、ARMA(1, 1) 過程に従うことを示した[2]。

邦語文献で本稿と問題意識が比較的近いものとして、森岡 (2006) がある。そこでは、消費税導入および税率引き上げと、個人消費との関係を財別に観察し、駆け込み需要の存在を確認している。また、消費者物価指数の上昇率とマクロの消費関数とを推定し、消費税の導入と税率引き上げとがいずれも消費に影響を及ぼしていることを示している。

しかしながら、森岡 (2006) の推定結果を精査すると、高い決定係数と低い Durbin-Watson 統計量が報告されているため、見せかけの回帰（または相関）である可能性が高い。推定期間である 1985 年から 2005 年の間では、多くのマクロ経済変数は右肩上がりの動きを示しており、ランダム・ウォークの可能性が示唆される[3]。したがって、森岡 (2006) の結果をそのまま受け入れることはできない。

また、本間・滋野・福重 (1995) では、消費税導入の価格への影響を時系列分析の手法を用いて検証している。同様の分析は小方 (2006) でもなされており、そこでは家計部門への影響の試算として、消費税率 1%ポイントの引き上げは、消費者物価を 0.9%押し上げることを示している。

なお、消費課税の実証的研究に関するサーベイについては、上村 (2008) がある。ここでは、所得階級別の消費税負担について、経済行動を考慮しない分析と考慮した分析とに分けて、紹介されている。

1.3 本稿の構成

2 節で動学モデルを設定し、オイラー方程式および政策関数を導出する。3 節では、シミュレーションの際に必要となる異時点間代替率のパラメーターを、従来の方法とは違い、ベイジアンの手法で推定する。あわせて、従来から用いられている一般化モーメント法 (GMM) の問題点について簡単に触れる。4 節では、得られたパラメーターを用いてシミュレーションを行い、どの消費税率引き上げの経路が望ましいかを、消費額の

[2]ただし、実証分析の結果からは成立しないことも報告している。

[3]一般に時系列データを分析するにあたっては、各変数の和分の次数を検定し、一つの回帰モデルには同じ次数の変数が含まれるようにしなければならない。変数が非定常過程にしたがっている場合、変数が共和分していることを確認しなければならない。和分の次数および共和分の検定方法については、Hamilton(1994) などを参照せよ。

大小で判断する。最後に結論と今後の課題について論じる。

2　動学モデル分析

以下では理論モデルからオイラー方程式を導出し、シミュレーションを行うための政策関数を求める。

2.1　問題の定式化

次の消費者の時間を通じた消費貯蓄決定問題を考える：

$$\begin{aligned}
&\max_{c_{t+j}} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j u(c_{t+j}) \\
&\text{s.t. } a_{t+1} = R(a_t + y - p_t c_t) \\
&\quad a_t : \text{given, TVC}
\end{aligned} \tag{1}$$

ここで $\beta \in (0,1)$ は割引率、$u(\cdot)$ は効用関数（関数形は後に特定化する）、c_t は消費、a_t は資産、$R = 1 + r$ は利子率、y は所得であり、時間を通じて一定とする。p_t は消費財価格であり、消費税率の変化を p_t の変化とみなす。(1) は資産動学方程式であり、初期資産 a_t を所与とし、横断性条件 (TVC) が成り立つと仮定する。

消費者は消費税率の変化による消費財価格 p_t の変化について完全予見であると考えられる。これは、消費税率の変化は国会の審議等から事前に把握することが可能であることによる。

2.2　Euler 方程式の導出

ここでは動的計画法 (Dynamic Programming: DP) を用いて、上述の問題を解いてゆく。

2.3 Bellman 方程式

$$V(a_t) = \max_{c_t} \{u(c_t) + \beta V(a_{t+1})\} \tag{2}$$

ただし、$V(\cdot)$ は価値関数 value function である。

2.3.1 First Order Condition

$$u'(c_t) = \beta R p_t V'(a_{t+1}) \tag{3}$$

2.3.2 包絡線定理　Envelope Theorem

$$V'(a_t) = \beta R V'(a_{t+1}) \tag{4}$$

2.3.3 オイラー方程式　Euler Equation

(3) と (4) から、以下の Euler 方程式を得ることができる：

$$u'(c_t) = \beta R \frac{p_t}{p_{t+1}} u'(c_{t+1}) \tag{5}$$

左辺は貯蓄することで今期の消費が減少したことによる効用の減少分、右辺は来期の消費が上昇したことによる効用の増加分を表す。

2.4 関数形の特定

(5) において、$\beta R = 1$ を仮定する。また、効用関数を CRRA 型 $u(c) = \dfrac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ に特定化する。このとき (5) は次のようになる：

$$c_{t+1} = \left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right)^{\frac{1}{\gamma}} c_t \tag{6}$$

2.5 異時点間の予算制約式

資産動学方程式 (1) の逐次代入および横断性条件から、以下の異時点間予算制約式を得る：

$$\bar{y} = a_t + \frac{1}{1-\beta}y = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j p_{t+j} c_{t+j} \tag{7}$$

ここで左辺は恒常所得 $\bar{y}$ である。初期資産 a_t が所与であることに注意すると、恒常所得は時間に依存しない定数となる。

2.6 政策関数の導出

以上、(6) および (7) から、以下の政策関数を得る：

$$c_t = \left(\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j p_{t+j}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{-1} p_t^{-\frac{1}{\sigma}} \bar{y} \tag{8}$$

2.7 理論的考察

上述の CRRA 型効用関数において、$\gamma = 1$ のときには、効用関数は対数型 $u(c_t) = \log c_t$ となる。このとき、政策関数 (8) は次のようになる：

$$c_t = (1-\beta)\frac{\bar{y}}{p_t} \tag{9}$$

ここで $t+1$ 期に消費税が増税されて p_{t+1} が上昇する場合を考える。このショックは (9) から分かるように、t 期の消費 c_t には影響することはない。これは、対数効用関数の仮定から、以下の二つの効果が相殺されることによる：

- 所得効果：消費財価格 p_t が上昇することで、実質所得が減少する。したがって、c_t が減少する。
- 異時点間代替効果：時間を通じて相対価格が変化することにより、t 期の消費が有利になる。結果として、c_t を上昇させる働きがある。

これら二つの効果の相対的な大きさは、CRRA 型効用関数における異時点間代替弾力性 σ の値の大きさに依存する。σ が小さいほど消費パスが傾

くことを受け入れやすくなり、異時点間代替効果が強くはたらく。$\sigma < 1$ の場合は、異時点間代替効果が支配的となり、「駆け込み需要」が観察されることとなる。

2.8 主観的割引率 β

シミュレーションを行うにあたり、オイラー方程式における β と σ の値が必要である。σ の推計は次節で行う。

櫻川・細野 (2010) では、$\beta = \dfrac{1}{1.02} = 0.9803$ を用いている。そして、この値は Sugo and Ueda (2007) の 0.995 と整合的であると論じている。したがって、シミュレーションでは両者の間をとった 0.99 を一つの値として採用する。また、比較対象として $\beta = 0.95$ の値も用いることとする。これらの値でのシミュレーションを比べることにより、利子率と駆け込み需要との関係を把握することが可能であると考えられる。

3 異時点間代替率 γ の推計

ここでは、(6) から推定することを考える。

(6) の両辺の対数をとって整理すると

$$\log\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right) = \frac{1}{\gamma}\log\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right) \tag{10}$$

ただし log は自然対数をあらわす。

(10) を以下のような回帰式とみなし、γ を推定する：

$$y_t = a + bx_t + \varepsilon_t, \tag{11}$$

ただし

$$y_t = \log\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right), \quad x_t = \log\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right), \quad b = \frac{1}{\gamma},$$

である。

3.1 推定方法：GMM

多くの既存研究では、オイラー方程式のパラメーター推定に GMM（一般化モーメント法）を用いている。この推定方法は以下の利点を有して

いる[4]：

1. 動学的最適化の1階の条件であるオイラー方程式のように、経済理論は通常データの分布形を特定化しないモーメント条件を含意する。このようなモーメント条件モデルは分布形を仮定しない意味において一種のセミパラメトリック・モデル (semiparametric model) であり、GMMはセミパラメトリックなモーメント条件モデルを推定・検定する上で統一的な枠組みを提示する。
2. GMMは標準的な回帰モデルだけでなく、CAPM (Consumption Asset Pricing Model) のような説明変数・被説明変数を区別しない一般的な非線形モデルにも応用することができる。また、時系列、横断面、パネルなどさまざまなタイプのデータに広く応用することができる。
3. 最小2乗法、操作変数法、最尤法などの従来の推定方法についてもGMMの枠組みで解釈することができる。とくに推定量の（セミパラメトリックな意味での）有効性を分析する上でGMMは重要である。

したがって、本稿の分析では1. および2. の点で有用であるといえる。

しかしながら、GMMには下記の問題点が指摘されている[5]：

1. パラメーター制約の数が多い場合、ワルド検定は過大なサイズをもちやすい（誤った帰無仮説の棄却の頻度が高くなる）。
2. 時系列データにおいて、GMMの大標本理論の当てはまりが悪い。

時系列データを用いている本稿では、上記2. の批判からGMMを用いるべきでないと判断した。

さらに、GMMで必要となる操作変数の選択に恣意性が介在する点が指摘される。また、仮に適当な操作変数を選択できたとしても、弱識別 weak identification（または弱操作変数 weak instrument）の問題が出てくる可能性がある。

本稿の分析の観点からは、GMMによる推定は以下の問題点を有していると指摘できる。

1. GMMにおける操作変数の選択では、Hallのランダム・ウォーク仮説を仮定している。ランダム・ウォークが成立している場合、過去のいかなる値も将来の値に影響を与えない。したがって、独立な値であ

[4] 大津 (2006) pp.53-54.

[5] 大津 (2006) p.57.

るとみなすことができるため、操作変数として用いることができる。

2. しかしながら、Mankiw (1982) が指摘しているように、耐久消費財は AR(1) ではなく ARMA(1,1) にしたがっているために、ランダム・ウォークではなくなるので操作変数を選択することができない。
3. 本研究では消費税増税の影響を観察することが主眼であり、1989 年および 1997 年という特定の時期を含む比較的短い観測期間のデータを用いるため、標本数が非常に限られてしまう。
4. また、特定の時系列モデルを仮定することなく分析を行うために、GMM を用いない。

3.2 ベイズ推定

前節の GMM を含め、一般的な推定方法の理論的基礎である標本理論 sample theory では、パラメーターは未知の固定された値で、データが確率変数であると想定している。しかしながら、人文科学・社会科学で用いられるデータの多くは、基本的に繰り返し実験が不可能であるため、人文・社会科学者はデータに関して受動的観測者でしかない[6]。したがって、データは所与のものと仮定し、パラメーターが確率変数であると考えるベイズ分析を適用するのが適当であると考えられる。

そこで、本稿ではパラメーターのベイズ推定を試みる。なお推定式は (11) である。

3.2.1 事前分布の設定

ベイズ分析では、必ず事前分布を設定しなければならない[7]。なぜなら、すべてのベイズ分析はベイズの定理

$$\text{事後分布} \propto \text{事前分布} \times \text{尤度}$$

を用いているからである。これは、分析者が持っている情報を活用できるという点で、ベイズ分析の特徴の一つとして挙げられる。右辺第 2 項の尤度とは、データから得られる情報を意味する。すなわち、事前に持っている情報を尤度と組み合わせて情報を更新して、事後の情報を得ることになる。

[6] この点に関する興味深い考察に小尾 (1972) がある。

[7] 事前分布の設定に関しては、畠中 (1996, pp.273-275) の議論も参照されたい。

事前密度の設定には、大きく二通りの方法がある：

1. 自然共役事前分布 natural conjugate prior
2. 無情報事前分布 noninformative prior

以下では両者の事前分布を仮定して、事後分布を導出する[8]。

3.2.2 自然共役事前分布

事前分布を

$$g(\beta,\sigma) \propto \sigma^{-n_*} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[\nu_* s_*^2 + \left(\beta-\hat{\beta}_*\right)' C \left(\beta-\hat{\beta}_*\right)\right]\right\}$$

とし、尤度を

$$\ell(\beta,\sigma\,|\,\mathrm{data}) \propto \sigma^{-n} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[\nu s^2 + \left(\beta-\hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta-\hat{\beta}\right)\right]\right\}$$

とする。このとき、事後密度関数は次式で与えられる：

$$\begin{aligned} g(\beta,\sigma\,|\,\mathrm{data}) &\propto g(\beta,\sigma)\ell(\beta,\sigma\,|\,\mathrm{data}) \\ &\propto \sigma^{-(n_*+n)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[\nu_* s_*^2 + \nu s^2 + \left(\beta-\hat{\beta}_*\right)' C \left(\beta-\hat{\beta}_*\right) + \left(\beta-\hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta-\hat{\beta}\right)\right]\right\} \end{aligned}$$

ここで括弧内の二次形式の和を整理して

$$g(\beta,\sigma\,|\,\mathrm{data}) \propto \sigma^{-(n_*+n)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[\nu_p s_p^2 + \left(\beta-\tilde{\beta}\right)' (C+X'X) \left(\beta-\tilde{\beta}\right)\right]\right\}$$

を得る。ただし

$$\nu_p s_p^2 = \nu_* s_*^2 + \hat{\beta}_*{}' C \hat{\beta}_* + y'y + \left(\hat{\beta}_*{}' C + y'X\right) (C+X'X)^{-1} \left(C\hat{\beta}_* + X'y\right)$$

である。

以上より、事後分布は

$$g(\sigma\,|\,\mathrm{data}) \propto \sigma^{-(n_*+n)} \exp\left\{-\frac{\nu_p s_p^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$g(\beta\,|\,\mathrm{data}) \propto \left[\nu_p s_p^2 + \left(\beta-\tilde{\beta}\right)' (C+X'X) \left(\beta-\tilde{\beta}\right)\right]^{-(n_*+n-1)/2}$$

となる。したがって、β の事後分布は多変量 t 分布、σ^2 の事後分布は逆ガンマ分布であることが分かる。

[8] 以下の導出は Tsurumi(2006) に負っている。

3.2.3 無情報事前分布

前節では、事後分布が事前分布と同じ分布族にしたがうように事前分布を仮定した分析をおこなった。しかしながら、実際の分析では事前分布を特定化することは容易ではない。このため、事前分布に特定の分布を仮定せずに事後分布を導出することが代替案として挙げられる。このような事前分布を無情報事前分布[9]という。

以下では、Jeffreys の事前分布を用いることとする。

古典的な回帰モデル

$$y = X\beta + \epsilon$$

において、尤度関数は以下のように与えられる：

$$\begin{aligned}\ell(\beta, \sigma^2 \,|\, y, X) &= (2\pi)^{-\frac{2}{n}} \sigma^{-n} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y - X\beta)'(y - X\beta)\right\} \\ &\propto \sigma^{-n} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y - X\beta)'(y - X\beta)\right\}\end{aligned}$$

事前分布を

$$g(\beta, \sigma) = g(\beta \,|\, \sigma) g(\sigma) \propto g(\sigma) \propto \sigma^{-1}$$

とする。[10]。

このとき、β と σ の事後密度は以下のようになる：

$$\begin{aligned}&g(\beta, \sigma \,|\, y, X) \\ &\propto \sigma^{-(n+1)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y - X\beta)'(y - X\beta)\right\} \\ &\propto \sigma^{-(n+1)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[\nu s^2 + \left(\beta - \hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta - \hat{\beta}\right)\right]\right\} \\ &\propto \sigma^{-(n-k)-1} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\nu s^2\right\} \cdot \sigma^{-k} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left(\beta - \hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta - \hat{\beta}\right)\right\} \\ &\propto g(\sigma \,|\, y) g(\beta \,|\, \sigma, y)\end{aligned}$$

[9] 非報知的事前分布とも訳される。

[10] $g(\sigma) \propto \sigma^{-1}$ の導出については、Zellner(1971)、畠中 (1996) などを参照せよ。

ただし

$$
\begin{aligned}
\nu s^2 &= y'My, \quad \nu = n-k \\
\hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'y \\
g(\sigma \mid y) &= (2\pi)^{-\frac{n-k}{2}} \sigma^{-(n-k)-1} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\nu s^2\right\} \\
g(\beta \mid \sigma, y) &= (2\pi)^{-\frac{k}{2}} \sigma^{-k} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left(\beta-\hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta-\hat{\beta}\right)\right\}
\end{aligned}
$$

である。

以上のセットアップから、β および σ の周辺事後密度関数を導出することができる。

β の周辺事後密度関数

$$
\begin{aligned}
g(\beta \mid \mathrm{data}) &= \int_0^\infty g(\beta, \sigma \mid \mathrm{data})\, d\sigma \\
&\propto \int_0^\infty \sigma^{-(n+1)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[\nu s^2 + \left(\beta-\hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta-\hat{\beta}\right)\right]\right\} d\sigma \\
&\propto \int_0^\infty \sigma^{-(n+1)} \exp\left(-a\sigma^{-2}\right) d\sigma \\
&\qquad \text{where} \quad a = \frac{1}{2}\left[\nu s^2 + \left(\beta-\hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta-\hat{\beta}\right)\right] \\
&\propto \frac{1}{2}\left\{\frac{1}{2}\left[\nu s^2 + \left(\beta-\hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta-\hat{\beta}\right)\right]\right\}^{-\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) \\
&\propto \left[\nu s^2 + \left(\beta-\hat{\beta}\right)' X'X \left(\beta-\hat{\beta}\right)\right]^{-\frac{n}{2}}
\end{aligned}
$$

となり、これは多変量 t 分布の密度関数である[11]。この密度関数から個々のパラメーターの周辺密度関数を導出すれば、一変量 t 分布の密度関数になる。

[11] 3 番目の式から 4 番目の式を導出するにあたり、逆ガンマ分布の密度関数に関する公式を用いている。Box and Tiao (1973) を参照せよ。

σ の周辺事後密度関数

β の場合と同様に導出することにより、逆ガンマ分布になることを示すことができる。

3.2.4 実証分析

データは原系列の年度データ（1981 年から 2009 年）で下記のものを利用した：

- y_t : 民間最終消費支出
- x_t : 消費者物価指数

以上のセットアップのもとで異時点間代替率を推定したところ[12]、次の結果を得た：

消費財	推定値
耐久財	0.54
半耐久財	0.79
非耐久財	0.9
サービス財	0.8

この結果より異時点間代替率は 0 と 1 の値をとるので、消費者はリスク回避的であると言える。値が小さいほど、駆け込み需要の影響が大きくなる。

4 シミュレーション分析

上で求めた財別の γ の値を用いて、シミュレーションを行う。以下のセットアップでシミュレーションをおこなった：

- 消費税率引き上げ前の消費を 1 に基準化している。
- 6 期目に消費税率上昇のアナウンスメントをおこなう。

[12]推定結果の 95%信用区間 credible interval には 0 が含まれていないため、0 と有意に異なる。

- 一度に15%まで上げる場合は、36期目に実施する（case 1)。
- 二度に分けて上げる場合は、1回目を30期目に、2回目を42期目に実施する（case 2)。

次に、主観的割引率βの値として0.95と0.99の2つの値を想定する[13]。上記のパターンをグラフ化すると、図(5)–(8)のようになる。

- 図(5)：case 1で$\beta = 0.95$
- 図(6)：case 1で$\beta = 0.99$
- 図(7)：case 2で$\beta = 0.95$
- 図(8)：case 2で$\beta = 0.99$

アナウンスをした時点から、消費税を15%に引き上げる直前の時期までの消費額および税収を計算すると、以下のようにまとめられる（以下の値は小数第3位を四捨五入している。個々の消費額・税収とそれぞれの合計は必ずしも一致しない)。

[13]なお利子率rは(6)および(8)を導出する際に$\beta R = 1$と仮定しているので、内生的に決定される。

- Case 1 : 5% → 15%
  - 税収

割引率	耐久財	半耐久財	非耐久財	サービス財	総額
0.95	1.56	1.52	1.51	1.52	6.10
0.99	1.60	1.53	1.51	1.53	6.18

  - 消費額

割引率	耐久財	半耐久財	非耐久財	サービス財	総額
0.95	31.12	30.34	30.15	30.34	122.01
0.99	32.07	30.59	30.26	30.59	123.52

- Case 2 : 5% → 10% → 15%
  - 税収

割引率	耐久財	半耐久財	非耐久財	サービス財	総額
0.95	2.42	2.37	2.35	2.37	9.51
0.99	2.47	2.38	2.36	2.38	9.59

  - 消費額

割引率	耐久財	半耐久財	非耐久財	サービス財	総額
0.95	36.60	35.78	35.60	35.78	143.77
0.99	37.48	36.03	35.71	36.03	145.26

以上のシミュレーションおよび計算結果から、以下のことがわかる：

- 税率を現行の 5% から 15% に上げた場合、消費額は 1 から 0.913 に減少する。したがって、税収は $1 \times 0.05 = 0.05$ から $0.913 \times 0.15 = 0.13695$ となり、税率と同じ割合では増えない。
- 低金利の下では貯蓄するインセンティブが小さいので消費が大きく変動する傾向にある。したがって、早目にアナウンスすることで、比較的大きな駆け込み需要を得ることができる。
- β が小さいほど（= 利子率 r が大きいほど）消費経路は右上がりになり、アナウンスメント期よりも税率変化直前の消費が高まる。

- 現在の日本経済のように利子率が非常に低い状況の下では、アナウンスメントとともに消費が上昇するので、駆け込み需要を高めるには「早目に教えてあげる」ことが必要という議論ができる可能性がある。

5 おわりに

本稿では消費貯蓄問題の動学モデルから分析を始め、シミュレーションを行った。その結果、消費税を現行の5%から15%に引き上げることを想定した場合、2度に分けて税率引き上げを実施するのが望ましいことが示された。過去の消費税導入時および税率引き上げ時と同様に、駆け込み需要が観察された。ただし、税率引き上げ後は引き上げ前よりも全体の消費額は低迷するために、税収は引き上げ率と同様に伸びることはない。

なお、本稿では消費財別にパラメーターを推定し、シミュレーションを行っているものの、同じ種類の財であっても、個々の財で過去の税率変更時における消費量の変化は異なっている。なかでも耐久消費財に関しては、個々の消費財で減価償却率が違うことが考えられるので、細かい分類でより精緻な分析を行うことが望ましい。また、異時点間代替率のパラメーター推定に関しては、ブートストラップ法やマルコフ連鎖モンテカルロ（MCMC）法などを用いることも可能である。これらについては、今後の課題として取り組んでいきたいと考えている。

参考文献

[1] Box, G.E.P. and Tiao, G.C. (1973) *Bayesian Inference in Statistical Analysis*, Addison-Wesley.

[2] Campbell, J. and Mankiw, G. (1989)"Consumption, income, and interetst rate: Reinterpreting the time series evidence," *NBER Macroeconomic Annual*, 4, 185-216.

[3] Hamilton, J.D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

[4] Hall, R.E. (1978) "Stochastic implications of life cycle-permanent income hypothesis," *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.

[5] Hansen, P. and Singleton, K. (1983) "Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns," *Journal of Political Economy*, 91, 249-265.

[6] 畠中道雄 (1996)『計量経済学の方法』改訂版、創文社

[7] 林文夫 (1985b)「恒常所得仮説の拡張とその検証」『経済分析』101, 1-23.

[8] 本間正明、滋野由紀子、福重元嗣 (1995)「消費税の導入による消費者物価上昇効果の分析—時系列モデルによる計測—」『経済研究』46(3), 193-215.

[9] Johnston, J. and DiNardo, D. (1997) *Econometric Methods*, 4th edition, McGraw-Hill.

[10] Mankiw, G. (1982) "Hall's consumption hypothesis and durable goods," *Journal of Monetary Economics*, 10, 417-425.

[11] Mehra, R. and Prescott, E.C. (1985) "The equaity premium: A puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-161.

[12] 森岡隆司 (2006)「消費税率引き上げと個人消費」経済調査月報、中国電力（株）エネルギア総合研究所

[13] 小尾恵一郎 (1972)『計量経済学入門』日本評論社

[14] 小方尚子 (2006)「消費税引上げの影響を考える」『Business & Economic Review』日本総合研究所

[15] 大津泰介 (2006)「一般化モーメント法の問題とその修正」田中辰雄・中妻照雄編著『計量経済学のフロンティア』慶應義塾大学出版会、2006年　所収

[16] 櫻川昌哉、細野薫 (2010)「日本の財政の維持可能性のカリブレーションによる検証」KESDP No. 07-6、慶應義塾大学（英語版："Fiscal Sustainability of Japan: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach," Forthcoming in *Japanese Economic Review.*)

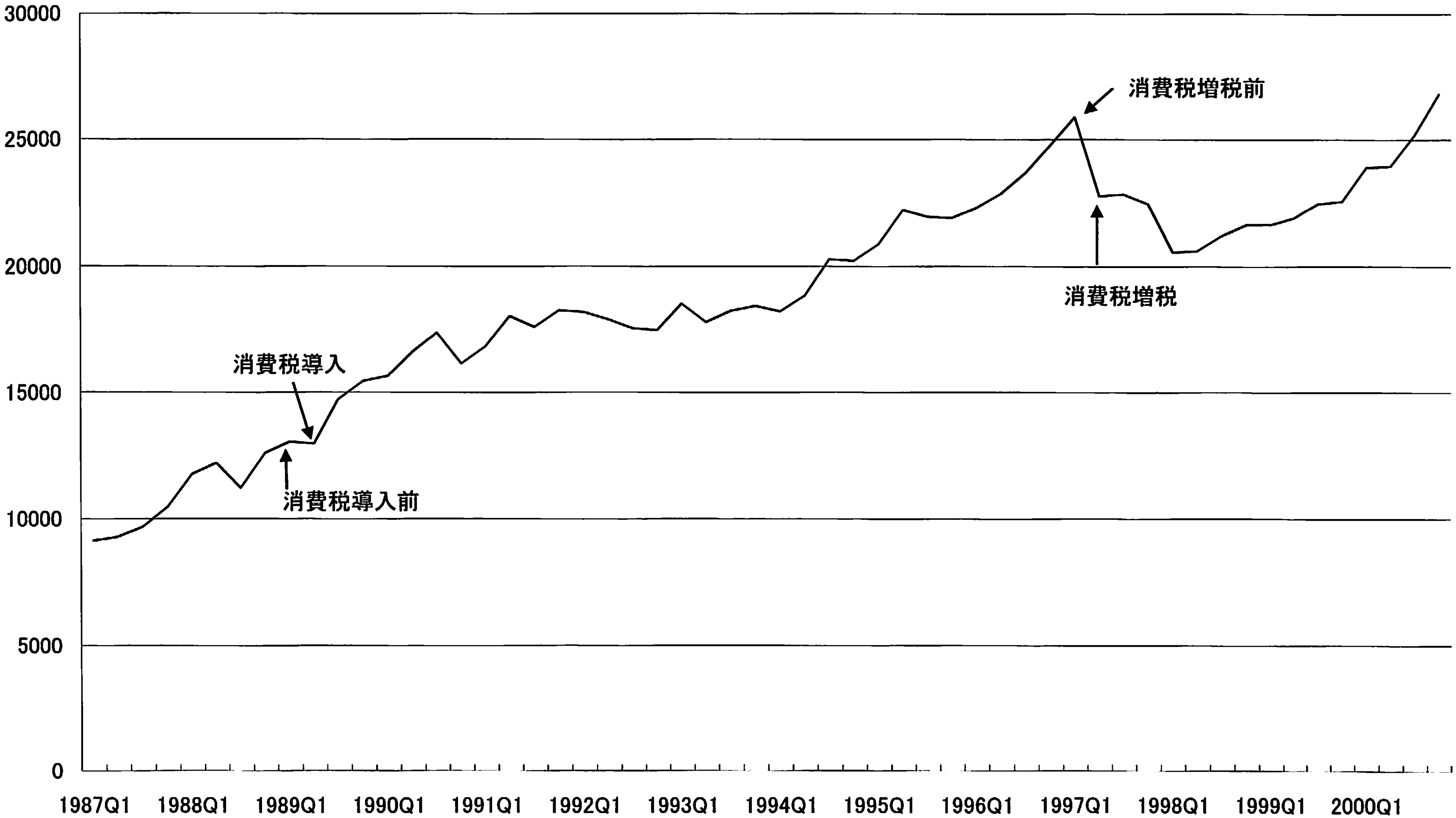
[17] 鈴木亘 (2005)「消費者行動に関する個票を用いた先行研究のサーベイ」未定稿、RIETI 特別セミナー

[18] Tsurumi, H. (2006) *Econometrics I Lecture Notes*, Rutgers University.

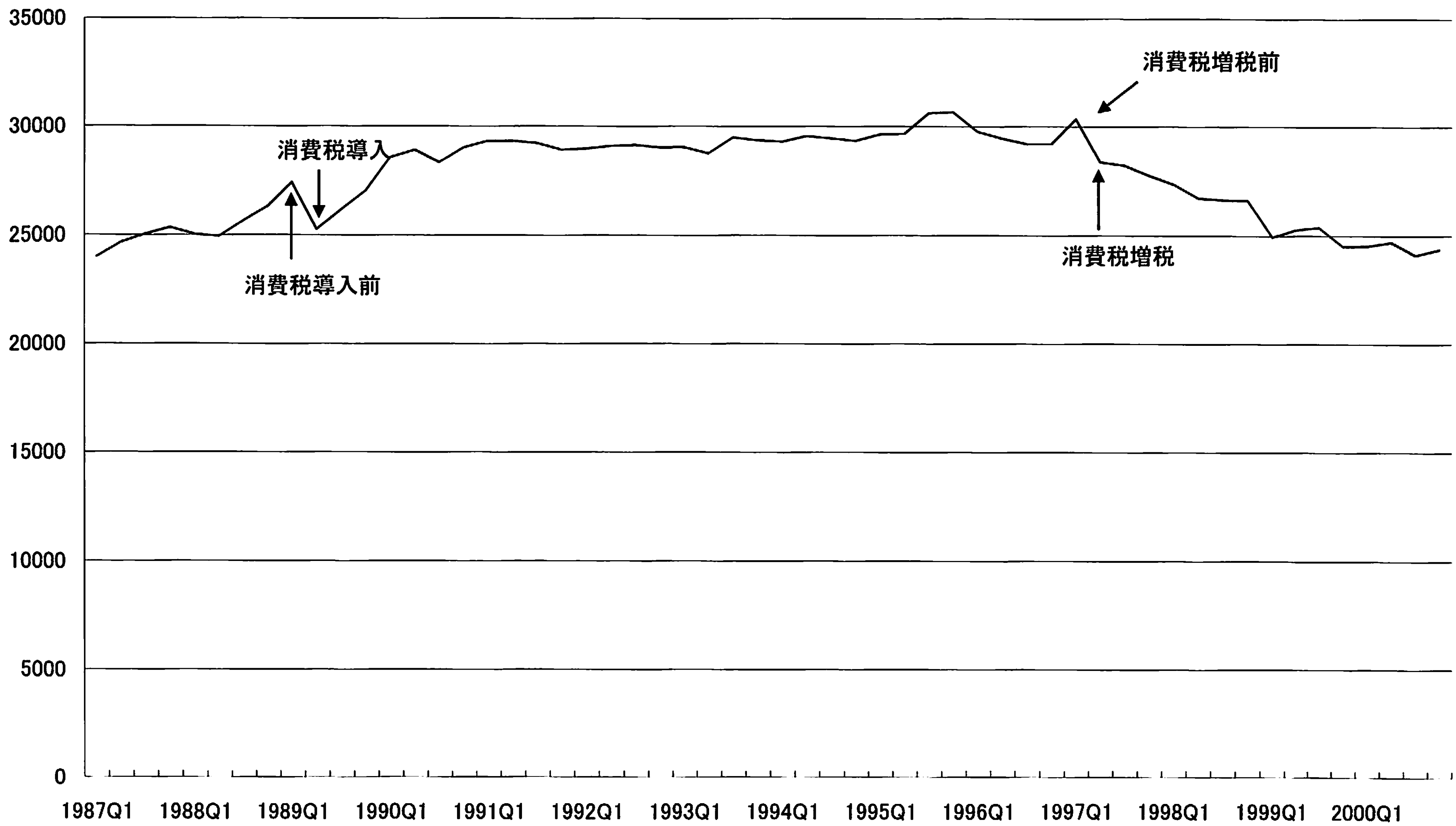
[19] 山本拓 (1988)『経済の時系列分析』創文社

[20] Zellner, A. (1971) *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, Wiley.（福場庸・大澤豊訳『ベイジアン計量経済学入門』培風館、1986年）

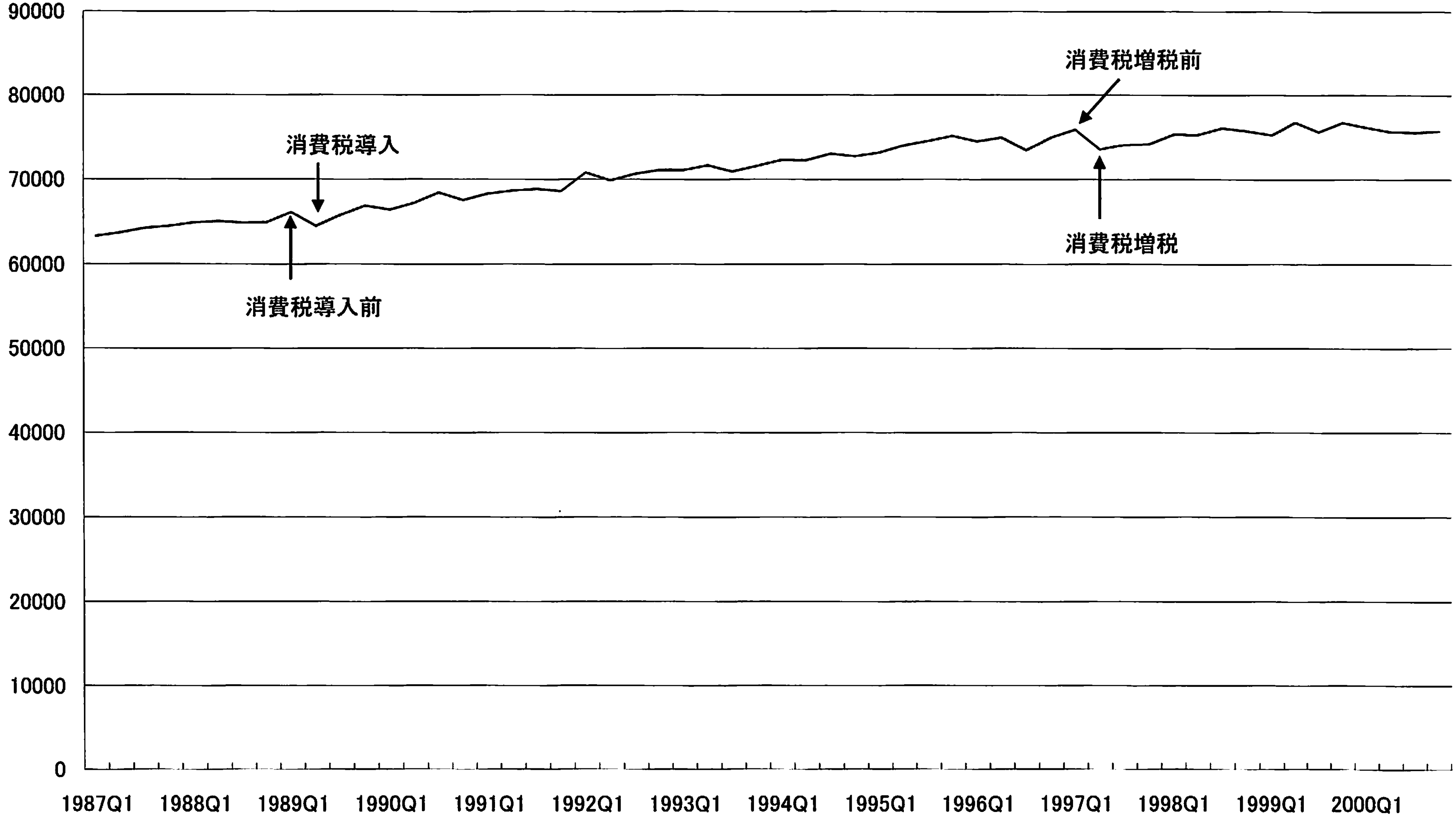
図(1):耐久財(季調済)

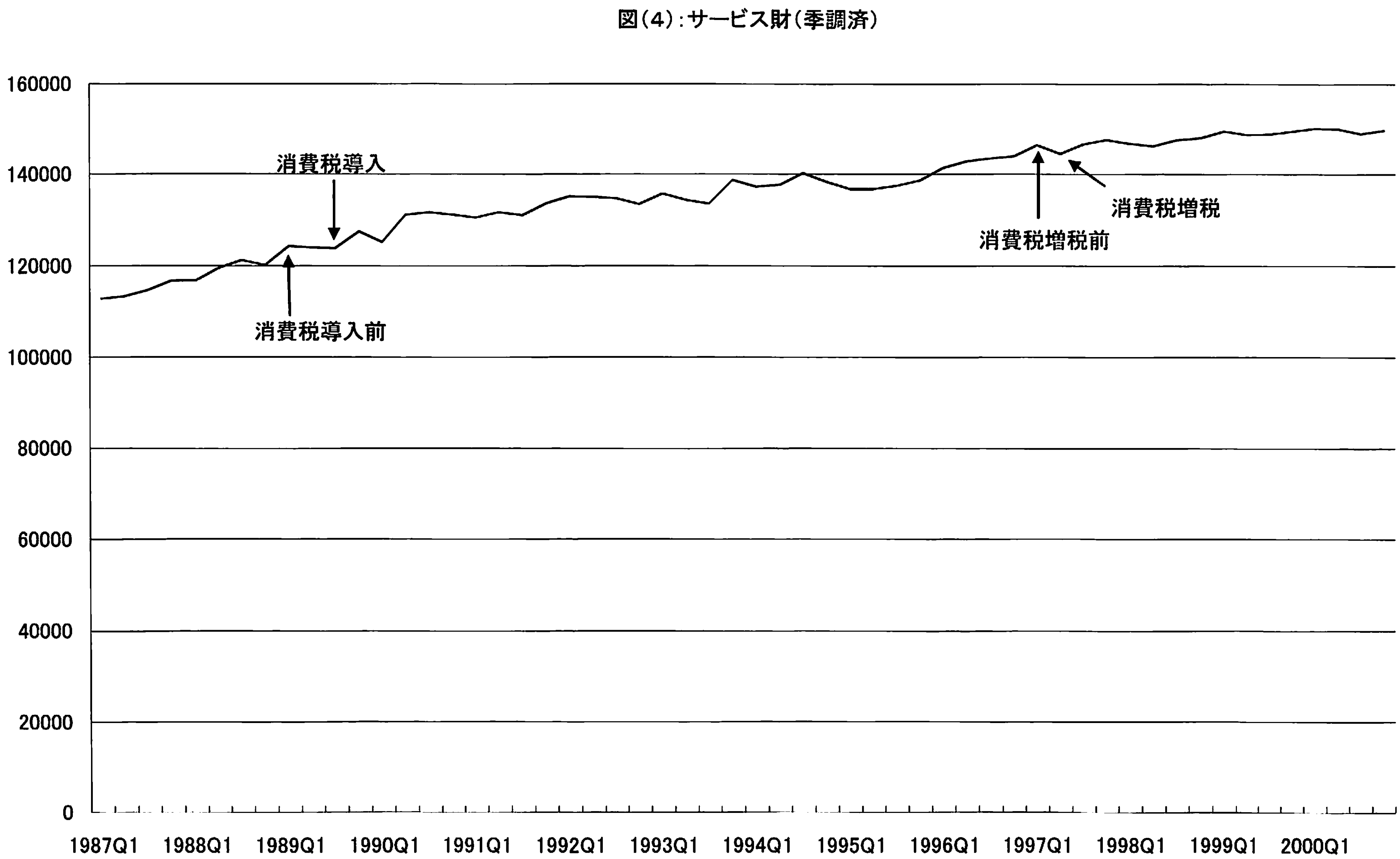

30000
25000
20000
15000
10000
5000
0
消費税増税前
消費税増税
消費税導入
消費税導入前
1987Q1
1988Q1
1989Q1
1990Q1
1991Q1
1992Q1
1993Q1
1994Q1
1995Q1
1996Q1
1997Q1
1998Q1
1999Q1
2000Q1

図(2):半耐久財(季調済)

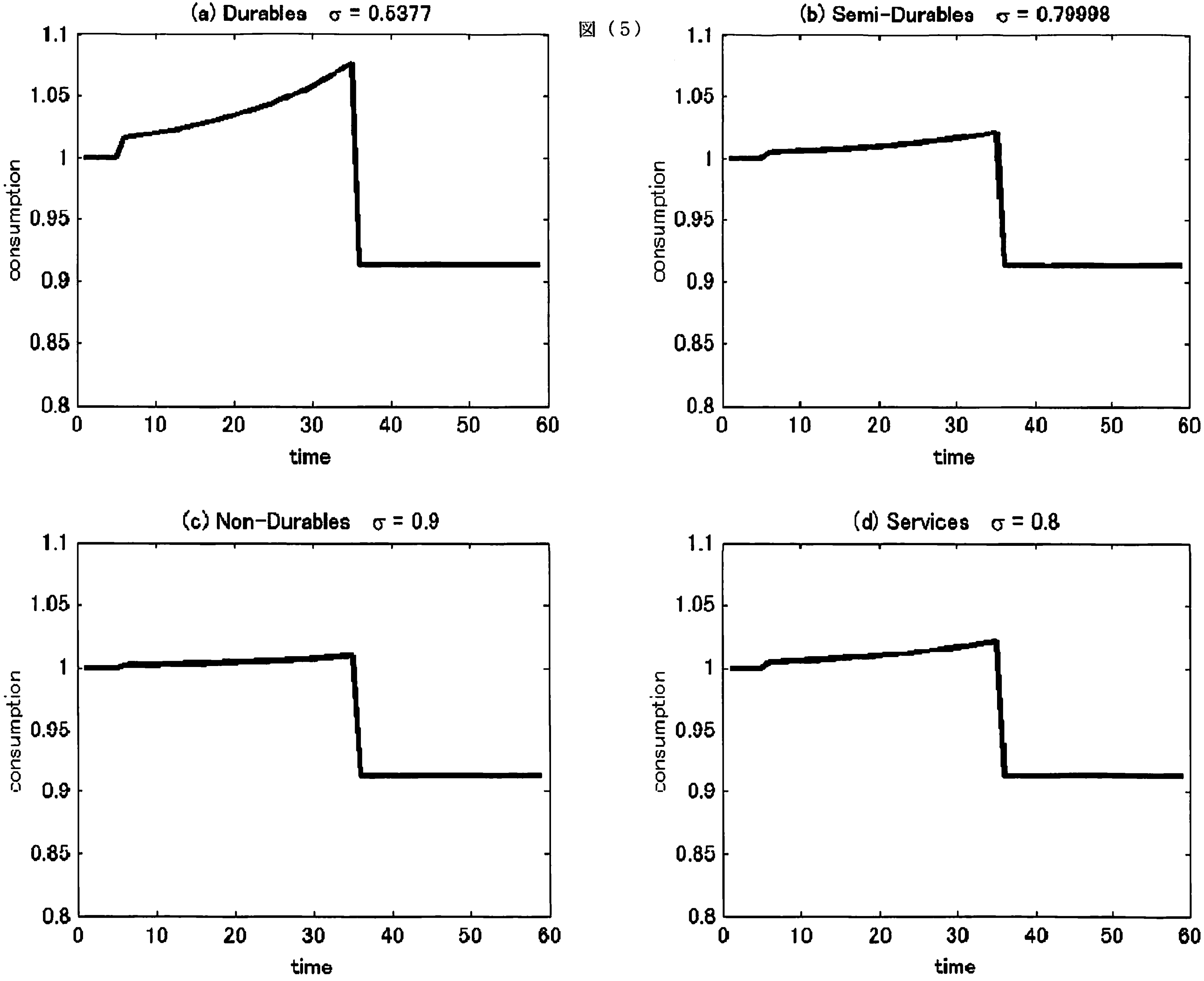

35000
30000
25000
20000
15000
10000
5000
0
消費税導入
消費税導入前
消費税増税前
消費税増税
1987Q1
1988Q1
1989Q1
1990Q1
1991Q1
1992Q1
1993Q1
1994Q1
1995Q1
1996Q1
1997Q1
1998Q1
1999Q1
2000Q1

図(3):非耐久財(季調済)


90000
80000
70000
60000
50000
40000
30000
20000
10000
0
消費税増税前
消費税導入
消費税増税
消費税導入前
1987Q1
1988Q1
1989Q1
1990Q1
1991Q1
1992Q1
1993Q1
1994Q1
1995Q1
1996Q1
1997Q1
1998Q1
1999Q1
2000Q1

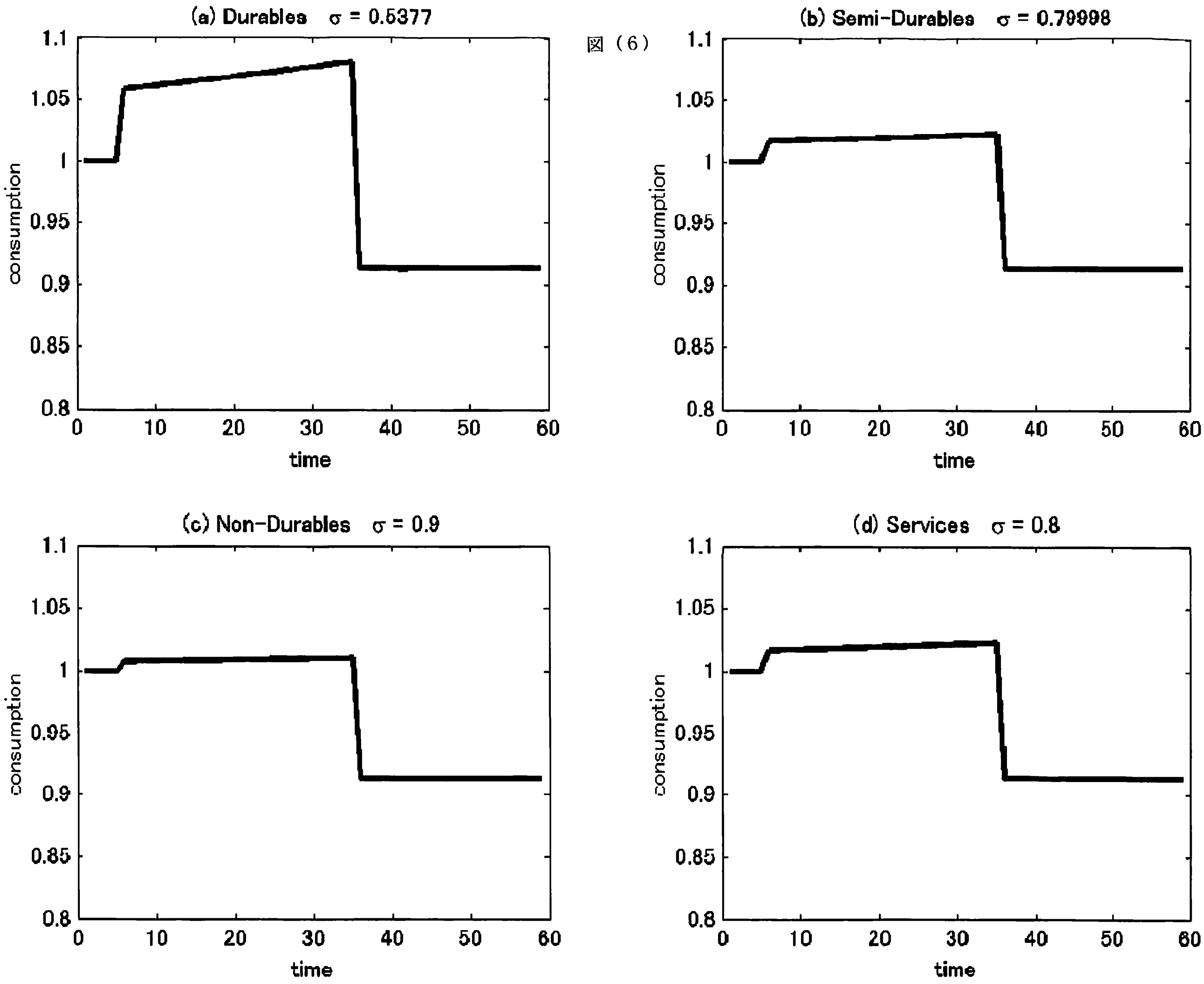

図(4):サービス財(季調済)
160000
140000
120000
100000
80000
60000
40000
20000
0
消費税導入
消費税導入前
消費税増税
消費税増税前
1987Q1
1988Q1
1989Q1
1990Q1
1991Q1
1992Q1
1993Q1
1994Q1
1995Q1
1996Q1
1997Q1
1998Q1
1999Q1
2000Q1

図（5）

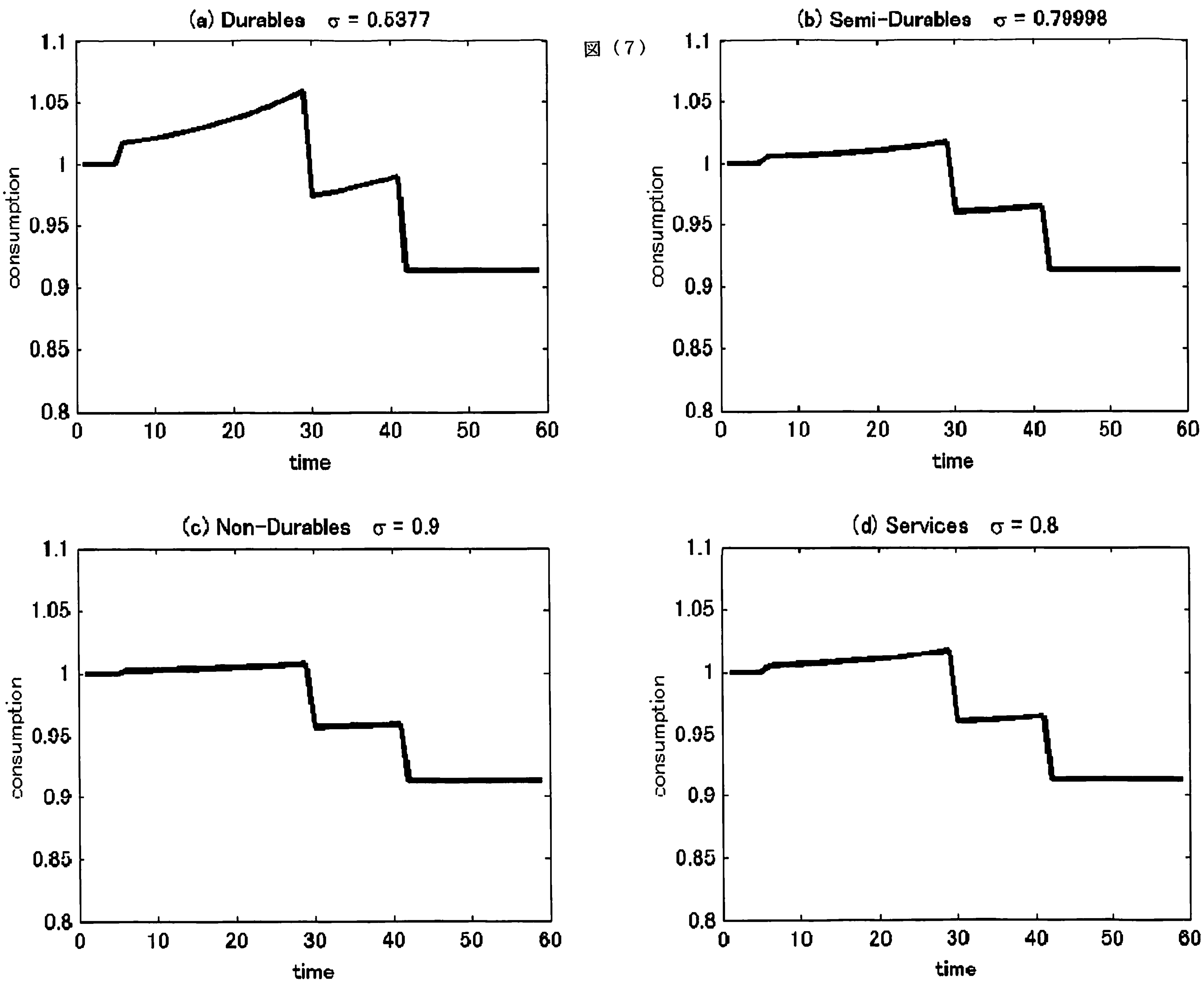


(a) Durables σ = 0.5377
(b) Semi-Durables σ = 0.79998
(c) Non-Durables σ = 0.9
(d) Services σ = 0.8
consumption
time
1.1
1.05
1
0.95
0.9
0.85
0.8
0
10
20
30
40
50
60

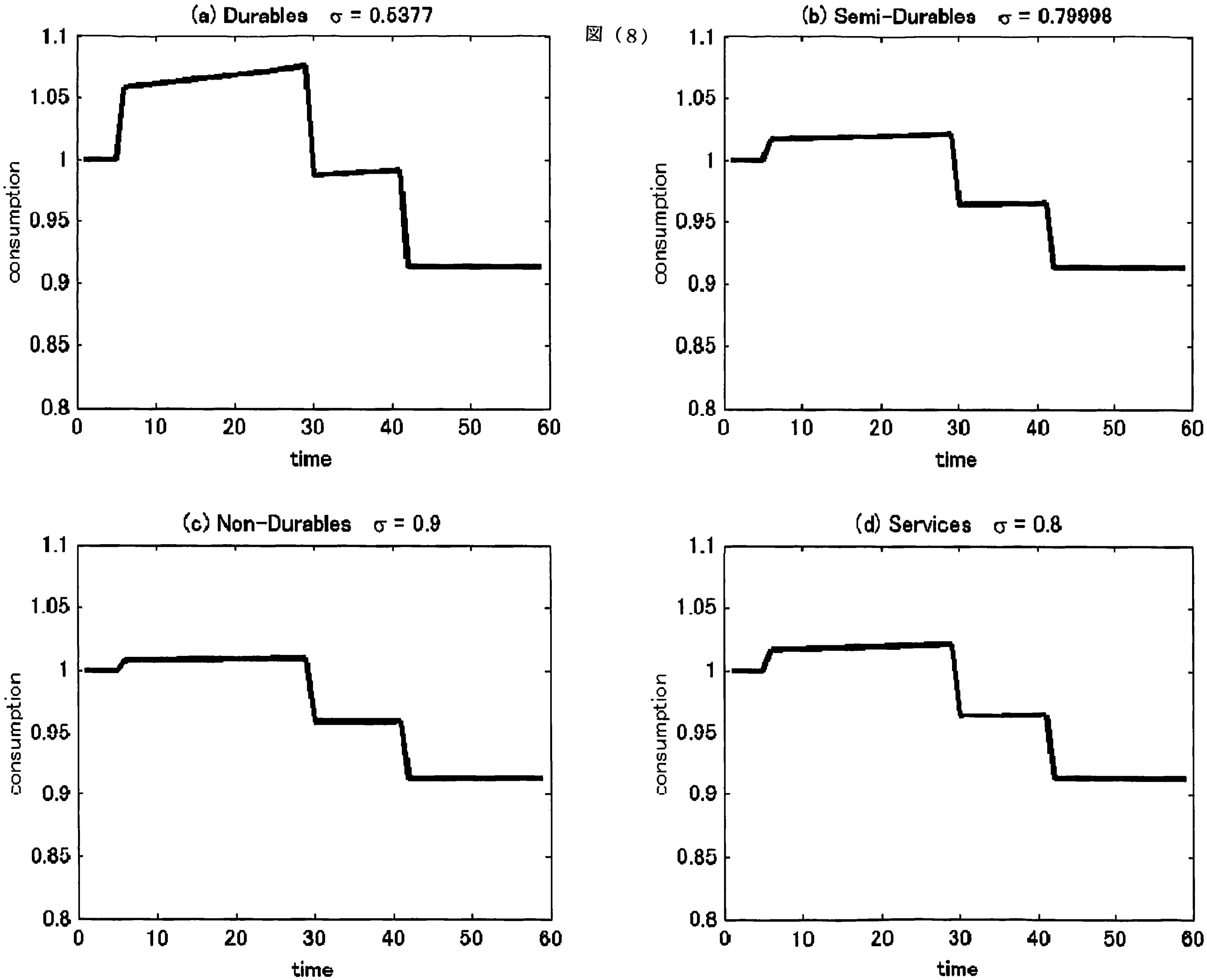
図（6）


(a) Durables σ = 0.5377
(b) Semi-Durables σ = 0.79998
(c) Non-Durables σ = 0.9
(d) Services σ = 0.8
consumption
time
1.1
1.05
1
0.95
0.9
0.85
0.8
0
10
20
30
40
50
60

図（7）


(a) Durables σ = 0.5377
(b) Semi-Durables σ = 0.79998
(c) Non-Durables σ = 0.9
(d) Services σ = 0.8
consumption
time
1.1
1.05
1
0.95
0.9
0.85
0.8
0
10
20
30
40
50
60

図（8）


(a) Durables σ = 0.5377
(b) Semi-Durables σ = 0.79998
(c) Non-Durables σ = 0.9
(d) Services σ = 0.8
consumption
time