広島経済大学経済研究論集
第25巻第2号　2002年9月

日本のコーホートデータによる同時点間の代替の弾力性の推計

中　嶋　則　夫*

は　じ　め　に

Auerbach and Kotlikoff（1987）が想定した家計の行動は，ライフサイクルモデルに表されている。そして，家計の最適行動の決定式は，このモデルから導出される。

本稿は，その Auerbach and Kotlikoff（1987）のモデルに従い，賃金率の変化率が余暇消費や消費支出とどのような関係であるかについて考える際に重要となる同時点間の代替の弾力性 ρ の働き，そしてその値の大きさとその値の異世代間較差の存在の有無を明らかにすることを目的とする。

中嶋（2001）では，Auerbach and Kotlikoff（1987）と同様に家計の行動を想定したモデルから得られる最適消費支出の決定式において，今期の消費支出にどのような変数が影響を与えるかについて分析を試みている。まず，最適消費支出決定式の1次近似を行ない，その最適消費支出の1次近似式により表現された今期の消費支出は，過去の消費支出，賃金率，利子率に依存する形で表現されることを示している。

その1次近似式を用いて，各変数の係数に関する考察と係数の推計から，異時点間の代替の弾力性 γ より同時点間の代替の弾力性 ρ 大きな値となること，そして両者は正であることが明らかにされている。

このことは，同時点間の代替の弾力性 ρ が具体的にどのくらいの値になるのかが明らかにされれば，異時点間の代替の弾力性 γ の上限が決定されることを意味する。

また，異時点間の代替の弾力性 γ の上限を決定する同時点間の代替の弾力性 ρ と異時点間の代替の弾力性 γ の差の大小に依存して，今期賃金率が今期消費支出に異なる効果を与えることも指摘している。

---

* 広島経済大学経済学部講師

以上を踏まえ，本稿では，先に述べたように同時点間の代替の弾力性 ρ に関して，定性的な議論と定量的な議論を行なうことにする。

先ず，Auerbach and Kotlikoff（1987）に従い同時点間の代替の弾力性 ρ に関連がある最適消費支出と最適余暇率の関係を表す式を導出する。そして，その関係式から，同時点間の代替の弾力性 ρ の意味について考察を行なう。それに続き，同時点間の代替の弾力性 ρ の推計へと議論を進めることにする。はじめに推計する式を示し，次に推計に用いるデータについて言及する。最後に，これらを用いて推計されたパラメータに関して統計的な検証を行うことになる。そして，これらの統計的検証を経て，異なる世代全般において推計式の定数項と同時点間の代替の弾力性 ρ に違いがある点と比較的近い世代間ではそれらに統計的有意な差が無い点が明らかになる。

本稿は，以下のような順序で議論を進めていく。

1．最適消費と最適余暇率の関係式

2．同時点間の代替の弾力性 ρ の定性的考察

3．同時点間の代替の弾力性 ρ の推計

（a）同時点間の代替の弾力性 ρ の推計式

（b）推計に用いるコーホートデータ

（c）同時点間の代替の弾力性 ρ の推計

（d）同時点間の代替の弾力性 ρ の異世代間較差の検証

4．結論

1　最適消費と最適余暇率

ここでは家計の選好パラメータについて議論をするために必要となる，最適消費支出の関係をあらわす式を先ず明らかにする。以下では，Auerbach and Kotlikoff（1987）に従い家計の行動の定式化を行う。定式化に続き，生涯効用最大化の一階条件から最適消費支出と最適余暇率の関係式を導出する。

1.1　ライフサイクルモデルによる家計の行動の定式化

まず，家計は，3期間生存し，第1期と第2期に労働供給を行い所得を得て消費と貯蓄による資産形成を行い，第3期には退職し勤労期に形成した資産により生活を行うこととする。また，この家計は，同時点間と異時点間に関する選好を有しており，モデルの外から賃金率と利子率が与えられると，それに対応し労働供給と資産の規模を決定する。さらに，本モデルでは，家計の完全予見が仮定されている。

この家計は，t 期の効用 u_t を消費支出 c_t と余暇率 l_t からを得る。この関係を式により表せば以下に示すようになる。この式に登場する α は余暇選好パラメータ，ρ は同時点間の代替の弾力性を示している。

$$u_t = \left(c_t^{1-\frac{1}{\rho}} + \alpha l_t^{1-\frac{1}{\rho}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\rho}}} \tag{1}$$

生涯効用を U とすれば生涯効用を示す関数は以下のように示すことができる。但し，以下の生涯効用を示す関数に登場する2つのパラメーター δ と γ はそれぞれ時間選好率，異時点間の代替の弾力性を表している。

$$U = \frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}} \sum_{t=1}^{3} \left(\frac{1}{(1+\delta)} \right)^{(t-1)} (u_t)^{\left(1-\frac{1}{\gamma}\right)} \tag{2}$$

また，家計は，毎期以下のような予算制約式に従っている。ここで，A_{t+1} は，$t+1$ 期首の資産を表し，r_t は t 期の利子率，$t_{r,t}$ は t 期の利子所得税率，$t_{w,t}$ は t 期の勤労所得税率，w_t は t 期の労働の効率1単位あたりの賃金率，e_t は労働の効率性[(1)]，$t_{b,t}$ は t 期の年金所得税率，b_t は t 期に政府から受取る年金受給額，$t_{c,t}$ は t 期の消費税率である。

$$A_{t+1} = \left(1 + r_t\left(1 - t_{r,t}\right)\right) A_t + \left(1 - t_{w,t}\right) w_t e_t \left(1 - l_t\right) + \left(1 - t_{b,t}\right) b_t - \left(1 + t_{c,t}\right) c_t \tag{3}$$

この式は，来期の期首の資産が，今期の期首資産，所得，年金受け取りの和から，今期の最適消費支出を差し引いた額であることを意味している。

また，この制約式に登場する年金は，政府から支給され，その年金受給額 b は，ある家計の平均労働効率 $e_{avg.}$ の一定割合 ψ に決められているものとする。この関係を式として表すならば，年金受給額は以下のようになる。

$$b_t = w_t \psi e_{avg.} \tag{4}$$

1.2 問題の定式化

以上に示した，家計の各期の効用関数と，その集計である生涯効用を表す関数，さらに制約条件から，問題を次のように定式化する。

$$max \quad U = \frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}} \sum_{t=1}^{3} \left(\frac{1}{(1+\delta)} \right)^{(t-1)} \left(u_t\left(c_t, l_t\right)\right)^{\left(1-\frac{1}{\gamma}\right)} \tag{5}$$

$$s.t.\quad A_{t+1}=\left(1+r_t\left(1-t_{r,t}\right)\right)A_t+\left(1-t_{w,t}\right)w_te_t\left(1-l_t\right)+\left(1-t_{b,t}\right)b_t-\left(1+t_{c,t}\right)c_t \tag{6}$$

ラグランジュ関数は以下のように定義できる。

$$\begin{aligned} L \;=\; & \frac{1}{1-\frac{1}{\gamma}}\sum_{t=1}^{3}\left(\frac{1}{(1+\delta)}\right)^{(t-1)}\left(u_t\left(c_t,l_t\right)\right)^{\left(1-\frac{1}{\gamma}\right)} \\ & +\sum_{t=1}^{3}\lambda_t\left\{\left(1+r_t\left(1-t_{r,t}\right)\right)A_t-A_{t+1}+\left(1-t_{w,t}\right)w_te_t\left(1-l_t\right)+\left(1-t_{b,t}\right)b_t-\left(1+t_{c,t}\right)c_t\right\} \\ & +\lambda_0\left(\overline{A}_1-A_1\right) \end{aligned} \tag{7}$$

但し，$A_1=A_4=0$ である。$A_1=A_4=0$ とは，家計は経済主体として登場するときと，生涯を閉じるときには資産が 0 の状態であることを表している。

1.3　最適消費と最適余暇率の関係式の導出

ここでは，最適消費と最適余暇率の関係を表す式を下記の一階の条件から導出する。

まず最適解の一階の条件は次の通りである。

$$L_{c_t}=\left\{\frac{1}{(1+\delta)}\right\}^{(t-1)}u_t^{-\frac{1}{\gamma}}\frac{\partial u_t}{\partial c_t}-\lambda_t\left(1+t_{c,t}\right)=0 \tag{8}$$

$$L_{l_t}=\left\{\frac{1}{(1+\delta)}\right\}^{(t-1)}u_t^{-\frac{1}{\gamma}}\frac{\partial u_t}{\partial l_t}-\lambda_t\left(1-t_{w,t}\right)w_te_t=0 \tag{9}$$

$$L_{A_t}=\left(1+r_t\left(1-t_{r,t}\right)\right)\lambda_t-\lambda_{t-1}=0 \tag{10}$$

$$L_{\lambda_t}=\left(1+r_t\left(1-t_{r,t}\right)\right)A_t-A_{t+1}+\left(1-t_{w,t}\right)w_te_t\left(1-l_t\right)+\left(1-t_{b,t}\right)b_t-\left(1+t_{c,t}\right)c_t=0 \tag{11}$$

これらの最適解の一階の条件式の中から，式（8）と式（9）を用いれば，同時点における最適消費と最適余暇率の関係を導出することができる。

以下がその関係を表す式である。

$$l_t=\left(\frac{\alpha\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)w_te_t}\right)^{\rho}c_t \tag{12}$$

1.4 同時点間の代替の弾力性ρとは

ここでは，式(12)に含まれている同時点間の代替の弾力性ρが賃金率の変化率や最適消費と最適余暇率の変化率とどような関係であるかについて述べる。そして，その値の大きさの違いがどのような意味を持つのか考察する。

1.4.1 最適消費，最適余暇率の変化率と賃金率の変化率

まず，最適消費と最適余暇率の関係式を$w_t e_t$により微分を行なうと次式[(2)]が得られる。

$$\frac{d}{dw_t e_t}\left(\frac{l_t}{c_t}\right) = \frac{d}{dw_t e_t}\left(\frac{\alpha\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)w_t e_t}\right)^{\rho}$$
$$= \frac{l_t}{c_t}\frac{1}{w_t e_t}(-\rho)$$

従って，同時点間の代替の弾力性ρは次の様にあらわされる。

$$\rho = -\frac{d\left(l_t/c_t\right)/\left(l_t/c_t\right)}{d\left(w_t e_t\right)/w_t e_t}$$

$d\left(l_t/c_t\right) = \frac{l_t}{c_t}\left(\frac{dl_t}{l_t} - \frac{dc_t}{c_t}\right)$を考慮すると，上の式は次の様に変形される。

$$\frac{dl_t}{l_t} - \frac{dc_t}{c_t} = -\rho\left(\frac{d\left(w_t e_t\right)}{w_t e_t}\right) \tag{13}$$

1.4.2 同時点間の代替の弾力性ρのについて

式(13)より同時点間の代替の弾力性ρは，$w_t e_t$の変化率のどのくらいの割合がl_tとc_tの変化率の差になるのかを決定する値であると言える。

また，中嶋（2001）では，$\rho>0$であり，賃金率$w_t e_t$の変化がc_tに正の影響を与える点を指摘している。従って，賃金率の変化が正の場合，dc_tも正となる。この関係を用い，$\frac{dl_t}{l_t}$，$\frac{dc_t}{c_t}$，$-\rho\left(\frac{d\left(w_t e_t\right)}{w_t e_t}\right)$間の大小関係を表に整理する。

表1から1と4の場合，絶対値の大小関係にかかわり無く式(13)は成立する。1と4は賃金率の変化が余暇率に対して負となる関係であり，具体的には，賃金率の増加（減少）は余暇率の減少（増加）となっている。

また，2と3のように賃金率の増加（減少）に対して余暇率も増加（減少）する

表1　大小関係

	$d(w_te_t)$	$-\rho\left(\frac{d(w_te_t)}{w_te_t}\right)$	$\frac{dl_t}{l_t}$	$-\left(\frac{dc_t}{c_t}\right)$	絶対値の大小関係
1	+	−	−	−（+）	絶対値の大小関係に関係なく成立（負）
2	+	−	+	−（+）	$\left\|\frac{dl_t}{l_t}\right\| < \left\|\frac{dc_t}{c_t}\right\|$
3	−	+	−	−（−）	$\left\|\frac{dl_t}{l_t}\right\| < \left\|\frac{dc_t}{c_t}\right\|$
4	−	+	+	−（−）	絶対値の大小関係に関係なく成立（正）

（注）1と4は，$d(w_te_t)$と$\frac{dl_t}{l_t}$の符号が異なり，1の場合賃金率の増加に対して余暇率が減少する関係を示している。逆に，2と3は，$d(w_te_t)$と$\frac{dl_t}{l_t}$の符号が同じであり，賃金率の増加（減少）に対して余暇率も増加（減少）する関係を表している。

関係の場合，式(13)が成立するには，絶対値の大小関係で$\left|\frac{dl_t}{l_t}\right| < \left|\frac{dc_t}{c_t}\right|$が成立してなければならない。

2　同時点間の代替の弾力性 ρ の推計

ここでは，同時点間の代替の弾力性 ρ の推計を行なうにあたり，まず同時点間の代替の弾力性 ρ の推計式について言及し，続いて，推計に用いるコーホートデータの説明を行なう。そして，最後に異世代間の推計式の定数項と同時点間の代替の弾力性 ρ に関する検証を行なう。

2.1　同時点間の代替の弾力性 ρ の推計式

同時点間の代替の弾力性 ρ を，コーホートデータを用いて推計(3)を行う。まず，実際に推計に用いる推計式についてまず触れておくことにする。前節で，生涯にわたる効用最大化の解として導き出された最適な消費支出と余暇率との関係は以下の式であった。

$$l_t = \left(\frac{\alpha\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)w_te_t}\right)^{\rho} c_t \tag{14}$$

両辺を c_t で割り，自然対数表示すると以下を得る。

$$Ln\frac{l_t}{c_t}=Ln\left(\alpha\frac{\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)}\right)^{\rho}+\rho Ln\left(\frac{1}{w_t e_t}\right) \tag{15}$$

上式が推計の際に用いられる式である。この式の定数項 $Ln(\alpha^*)^{\rho}$ を θ として，α^* を求めるためには，以下の計算を推計結果を用いて行えば良い。但し，

$\alpha^*=\alpha\frac{\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)}$ とする。

$$\hat{\alpha}^*=exp\left\{\frac{\hat{\theta}}{\hat{\rho}}\right\} \tag{16}$$

このようにして，α^*，ρ を推計により求めることができる。

更に推計において，異なる世代により，α^* や ρ が統計的に異なるのかどうかの統計的仮説検定も行う。

2.2　推計に用いるコーホートデータ

データは『賃金センサス：賃金構造基本統計調査』（労働省政策調査部編）に掲載されている，月平均労働時間（超過実労働時間含）と平均月間決まって支払われる現金給与（実質，単位10万円），『家計調査年報』（総務庁統計局編集）に掲載されている勤労世帯の年平均１ヶ月支出（実質，単位10万円）を用いた。余暇率 l_t を求めるために用いた月間の余暇賦存量は，420時間[(4)]とした。

データは1970年から1995年までのクロスセクションデータであり，それらをコーホートデータに編集し直し，それを用いて推計を行なう。

クロスセクションデータをコーホートデータへ加工する手順は次のとおりである。クロスセクションに登場するデータは５歳刻みになっていて，20歳から24歳まで，25歳から29歳まで，という具合に65歳以上の区分まで10個の世代に区切られている。

まず，各世代の区分に１から10までの番号を付け，その番号とデータに登場した年の下２桁を使い，各世代データに ID を付けることにする。具体的には，1970年に20歳から24歳の区分つまり，第１区分に属するデータのある家計を701とする。この ID 番号が701の世代では，５年後には25歳から29歳の区分，つまり，第２区分に入っていて，以降同様に５年毎に701のデータを得ることができる。つまり，この世代は，1970年，1975年，1980年，1985年，1990年，1995年の６個の l_t/c_t と

$w_t e_t$ のデータを得ることができる。

同様の方法で，異なる世代のデータを編集すればコーホートデータを得ることになる。これらを pooled 形式[5]に並べ，非バランスデータと呼ばれるコーホートデータとしこれを用いて先に挙げた推計式のパラメータを推計する。

2.3　同時点間の代替の弾力性 ρ の推計

ここでは，上記で示した非バランスデータ形式のコーホートデータを用いて推計を行い，異世代間の定数項と同時点間の代替の弾力性 ρ の違いについて F 検定を行なう。初めに，全データを用いた推計を行い，それに引き続き，一部の世代データを用いた推計を行なっている。その手順と結果を以下に示す。

2.3.1　同時点間の代替の弾力性 ρ の推計 1

まず，どのようなモデルを想定して推計を行い，推計されたパラメータの検定を行なっているかについて述べることにする。2.1で示した推計式は，一般的に $y_{t,i}=a_i+b_i x_{t,i}$ と表すことができる。但し，i は世代を表し，t は i 世代の t 区分に属しているデータであることを表す記号となっている。また，a_i，b_i は i 世代の値であることを表している。特に，本稿では，推計式の定数項に相当する a_i と同時点間の代替の弾力性 ρ に相当する b_i が異なる世代間で差があるのかを明らかにすることを目的にしているので，次の仮説を検定する必要がある。

検定を行なう帰無仮説 H_0 は，「H_0：a_i と b_i ともに世代に関係なく同じ値 $a_i=a$, $b_i=b$ である。」である。従って，対立仮説 H_1 は「H_1：各世代の a_i，b_i はそれぞれ異なる。」である。

以上から，推計されるパラメータの数は，制約なしのモデルで世代数×２であり，制約を課したモデルでは，２である。このことから，分母の自由度は，データ数－（世代数×２）となり，分子の自由度は，（世代数×２）－2 となる。

次に，コーホートデータからどのデータを用いるかについて議論する。コーホートデータを編集する際に，各世代のデータ数に差が生じている。最小で３つの区分のデータを保有する家計が存在し，最大で６つの区分のデータを保有する世代が存在する。推計ではできるだけ多くの総データ数と同時に各世代の保有するデータ数も多い方が望ましいので，５区分から６区分のデータを保有する世代のコーホートデータを推計に用いることにした。これらのデータの詳細は，世代数が28，総データ数が145となっている。これらの情報より，帰無仮説に従って計算される F 値の分母の自由度は，(89(＝145－28×2)) であり，分子の自由度は，(54(＝28×2－2)) となる。以下に示す表が推計結果である。

表2　非バランスデータを用いた推計結果1

	(制約なし)		(制約あり)	
	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ
推計値	$(\rho Ln(\alpha^*)_i)$	ρ_i	−6.09028	0.612519
t-value	—	—	(−432.829)	(24.4031)

(注)（制約なし）の推計式は，通常の推計式に定数項ダミーと係数ダミーを用いて推計されている。ここでは，それらが異世代間で異なるかどうかの検定を行なうことを目的とするため，(制約なし）については具体的な数値は表示していない。

表2から，F(54, 89)＝2.4876，P-value＝0.0001 が得られ，帰無仮説は棄却されることになる。結論として，定数項および同時点の代替の弾力性 ρ は世代間で統計的違いが存在するという対立仮説 H_1 が採択されることになる。

2.3.2　同時点間の代替の弾力性 ρ の推計2

2.3.1では，推計に用いたデータに含まれる全世代について推計されたパラメータに関する議論であった。ここでは，全データをおよそ10世代程度の異なる世代からなる複数のグループに分類し，それぞれのグループに含まれる異世代間のパラメータについて議論する。推計を行なうグループ数は，4グループであり，各グループは次のような構成となっている。第1グループは，データ ID[6]3883 から5255，第2グループは5355から6725，第3グループは6825から7714，第4グループは7814から8513となっている。

以上では，4つのそれぞれのグループに対して，同一の帰無仮説 H_0：グループ内におけるすべての世代の定数項と ρ が等しいとする仮説検定を行なった。

その結果，すべてのグループで仮説が採択された。このことから，各グループ内での各世代の推計されたパラメータは同じであると言える。しかしながら，グループ間の ρ の値を見てみると，第1グループの推計値は，$\hat{\rho}=0.668089$，第2グループ推計値の推計値は $\hat{\rho}=0.699444$ ，第3グループの推計値は推計値 $\hat{\rho}=0.520696$，第4グループの推計値は $\hat{\rho}=0.292431$ となっており，同じ値であるとは判断しにくい。2.3.1の結果とともに，これらの推計結果を考えるならば，比較的年代の近い世代では統計的に同じ値のパラメータであり，それらのパラメータは年を経ることで異なる値となると考えることができる。

表3　非バランスデータを用いた推計結果2

第1グループ（制約なし）			第1グループ（制約あり）	
	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ
推計値	$(\rho Ln(\alpha^*)_i)$	ρ_i	−6.14187	0.668089
t-value	—	—	(−304.116)	(13.3845)

世代数15，データ数64，F(28, 34)=0.56508，P-value=0.9374→H_0 を採択

第2グループ（制約なし）			第2グループ（制約あり）	
	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ
推計値	$(\rho Ln(\alpha^*)_i)$	ρ_i	−6.03612	0.699444
t-value	—	—	(−276.639)	(19.3761)

世代数15，データ数78，F(28, 48)=1.1404，P-value=0.3374→H_0 を採択

第3グループ（制約なし）			第3グループ（制約あり）	
	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ
推計値	$(\rho Ln(\alpha^*)_i)$	ρ_i	−6.08427	0.520696
t-value	—	—	(−665.237)	(28.6488)

世代数10，データ数49，F(18, 29)=0.72547，P-value=0.7593→H_0 を採択

第4グループ（制約なし）			第4グループ（制約あり）	
	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ	$\rho Ln(\alpha^*)$	ρ
推計値	$(\rho Ln(\alpha^*)_i)$	ρ_i	−6.14879	0.292431
t-value	—	—	(−458.241)	(8.46878)

世代数8，データ数27，F(14, 11)=1.3481，P-value=0.3132→H_0 を採択

（注1）2.3.1における推計の場合と同様の仮説検定である。
（注2）$\rho Ln(\alpha^*)_i$ や ρ_i に登場する i は各グループ内の異なる世代を表している。
（注3）（制約なし）の推計式は，通常の推計式に定数項ダミーと係数ダミーを用いて推計されている。ここでは，それらが異世代間で異なるかどうかの検定を行なうことを目的とするため，（制約なし）については具体的な数値は表示していない。

結　　論

本稿では，先ず最適消費支出と最適余暇率との関係式に含まれる，同時点間の代替の弾力性 ρ が持つ意味を議論した。そこでは，次のような点が明らかになった。

1．ρ は賃金率の変化率のどの程度が，余暇率の変化率 dl_t/l_t と消費支出の変化率 dc_t/c_t の差に相当するのかを決定する役割があること。
2．中嶋（2001）で ρ が正の値であるとの指摘から，賃金率の変化が正の場合，

dc_t も正となるので，余暇率の変化率 dl_t/l_t が賃金率の変化率にどう反応するかに依存して dc_t/c_t と dl_t/l_t の絶対値の大小関係が決定する。

これらの定性的な考察に続き，同時点間の代替の弾力性 ρ を含むパラメータの推計と異なる世代間におけるそれらのパラメータの差異の存在について統計的な検証を行った。そこでは，以下のような点が明らかになった。

1．2.3.1で用いたデータに含まれる各世代の定数項および同時点の代替の弾力性 ρ には，統計的違いが存在すること。
2．2.3.2で用いたデータを複数の比較的近い世代からなるグループに分け推計をした結果，各グループ内に含まれる各世代の定数項および同時点の代替の弾力性 ρ には，統計的違いが存在しないこと。
3．同時点の代替の弾力性 ρ が若い世代ほど小さな値となる傾向を示していること。

以上から，同時点間の代替の弾力性 ρ は， w_te_t の変化率のどのくらいの割合が l_t と c_t の変化率の差になるのかを決定する値であり，世代間の同時点間の代替の弾力性 ρ は長期的には変化し，その値が今回のように小さくなる傾向を示すとするならば，賃金率の変化率が消費支出の変化率 dc_t/c_t と余暇率の変化率 dl_t/l_t との間に大きな差を生まなくなる傾向が生じることを意味していると言える。本稿では，家計の選好パラメータの一つである同時点間の代替の弾力性 ρ が時間を経て変化する傾向にあることが示された。この同時点間の代替の弾力性 ρ は，ライフサイクルモデルを用い，課税ベースの選択や租税の帰着を考えるときに必要となる重要な家計の選好パラメータであり，先行研究では，代表的家計の選好が長期間変化せず同一であると想定されている場合が多く見られる。このように代表的家計の選好が長期間変化しない想定で得られる結果と本稿の結果を考慮した場合に得られる結果の比較を行なうことを今後の課題とする。

付　　　録

A　同時点間の代替の弾力性 ρ について

以下が同時点間の代替の弾力性 ρ の詳細な導出過程である。

$$\frac{d}{dw_t e_t}\left(\frac{l_t}{c_t}\right) = \frac{d}{dw_t e_t}\left(\frac{\alpha\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)w_t e_t}\right)^{\rho}$$

$$= \frac{d}{dw_t e_t}\left(\left(\frac{\alpha\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)}\right)^{\rho}\left(w_t e_t\right)^{-\rho}\right)$$

$$= \left(\frac{\alpha\left(1+t_{c,t}\right)}{\left(1-t_{w,t}\right)w_t e_t}\right)^{\rho}\left(w_t e_t\right)^{-1}(-\rho) = \frac{l_t}{c_t}\frac{1}{w_t e_t}(-\rho)$$

B　コーホートデータとデータ ID

コーホートデータの属性を以下の表に示し，その後，番号の意味について述べる。

表4　コーホートデータの属性

データ ID	3883	3983	4074	4174	4274
データ連番	1－3	4－6	7－10	11－14	15－18
データ ID	4374	4474	4574	4674	4774
データ連番	19－22	23－26	27－30	31－34	35－38
データ ID	4865	4965	5056	5155	5255
データ連番	39－43	44－48	49－54	55－59	60－64
データ ID	5355	5455	5546	5645	5745
データ連番	65－69	70－74	75－80	81－85	86－90
データ ID	5845	5945	6036	6135	6235
データ連番	91－95	96－100	101－106	107－111	112－116
データ ID	6335	6435	6526	6625	6725
データ連番	117－121	122－126	127－132	133－137	138－142
データ ID	6825	6925	7016	7115	7215
データ連番	143－147	148－152	153－158	159－163	164－168
データ ID	7315	7415	7515	7614	7714
データ連番	169－173	174－178	179－183	184－187	188－191
データ ID	7814	7914	8014	8113	8213
データ連番	192－195	196－199	200－203	204－206	207－209
データ ID	8313	8413	8513		
データ連番	210－212	213－215	216－218		

(注) データ ID とは，各世代の ID である。また，データ連番とは，すべてのデータに1番から218番まで番号をつけたものである。

コーホートデータに付けられた番号の意味を以下に述べる。各データには4桁の番号が付されている。はじめの2桁は，その世代のデータが何年から存在するかを示し，次の数字は，どの区分のデータから始まっているかを示している。そして，最後は，その世代のデータの個数を表している。例としてその4桁の番号を5945とすると，59年の第4区分のデータから，第8区分のデータまで5個のデータ存在していることを示している。

注

(1) 労働の効率性

家計の所得を決定するのに重要な変数として労働の効率性 e がある。ここで労働の効率性 $e=1$ である経済主体が1時間労働を提供して，その金銭的な対価として1（千円/時間）の賃金を受け取るとすると，同じ労働供給を行って w（千円/時間）の賃金を受け取った経済主体は異なる労働の効率性 $e=w$ を持っていると考えることができる。賃金率の違いは，労働の効率性 e の違いから生じるので，異なる労働の効率性に対応した賃金率を以下の式のように表すことができる。

$e\times 1$（千円/時間）$=e$（千円/時間）

但し，ここでは，労働の効率性 $e=1$ の時の賃金率を1（千円/時間）としている。また，この労働の効率性は計算式から見て取れるように無名数であり単位は無く，この値は1時間あたりの労働の質を表しているものと解釈できる。

余暇時間の賦存量を1時間とし，余暇率を l とするならば，労働時間は1時間 $\times(1-l)$ で表される。労働の効率性が e である家計は，ここで供給した労働時間の評価が1時間 $\times(1-l)\times e$ となる。労働の効率性 $e=1$ のときの賃金率を w（千円/時間）とすれば，異なる労働の効率性 $e=e_1$ である家計の労働供給の対価として受け取る賃金は1時間 $\times(1-l)\times e_1\times w$（千円/時間）となる。

同様に，ある家計が t 期に労働の効率性 $e=e_t$ である場合，その家計の供給する労働1時間あたりの賃金率は w_te_t となる。

(2) 付録参照。

(3) 推計の際，クロスセクションデータに含まれている異なる経済主体の差異を考慮する必要がある。本稿での推計式は一般的に $y_{t,i}=a+bx_{t,i}$ 表すことができる。但し，i は世代を表し，t は時点を表す記号である。t 期のクロスセクションデータは，t 期に存在する異なる経済主体の実現した値である。つまり，世代により異なる定数項 a_i や係数 b_i となる可能性を考慮せず，クロスセクションデータに対して推計を行なうと，その結果 $x_{t,i}$ にかかる係数 b や定数項 a にバイアスが生じることになる。従って，異なる世代の同時点間の余暇率と消費の選択に関係するパラメータの推計を行う場合にも，クロスセクションデータをそのまま用いたならば，正確にパラメーターを推計できなくなる。このような理由から，クロスセクションデータをコーホートデータに編集し直し，異なる世代の差異を考慮しパラメーターの推計を行う。

(4) 1日24時間のうち睡眠に8時間，更に食事や入浴など睡眠以外に必要となる時間を2時間としその合計である10時間を24時間から差し引いて，1日の余暇賦存時間を14時間とした。1ヶ月を30日とし，1ヶ月の余暇賦存時間を14（時間/日）$\times 30=420$とした。

(5) pooled 形式のデータとは，異なる世代のデータに ID を付け，時系列方向に結合してされているような形式を言う。つまり，ID 番号505の系列のすぐ後に，554という系列が全体の系列に加わるように結合されているデータ形式である。

また，非バランスデータとは，各世代が持っている，データの個数やデータの開始時期がそれぞれ異なるものを言う。つまりある世代は，1980年から10年間のデータを持っており，またある世代は1977年から6年間のデータを持っているようなケースである。

(6) データ ID に関しては付録参照。

参　考　文　献

〔1〕井堀利宏（1996），『公共経済の理論』，有斐閣。

〔2〕上村敏之（1997），「ライフサイクル消費行動と効用関数の推計―異時点間消費の弾力性と時間選好率―」，産研論集（関西学院大学）24号。

〔3〕岡本　章（1995），「労働の異質性と高齢化社会における税制改革―累進税制の選択と資産格差への影響―」，帝塚山大学ディスカッションペーパー No. J－073。

〔4〕岡本　章（1996），「所得分布と高齢化社会の税制改革」，理論計量経済学会1996年度大会報告。

〔5〕成田淳司（1991），「コーホートデーターによる消費のライフサイクル仮説の検証」『季刊理論経済学』第42巻第1号。

〔6〕中嶋則夫（1997），「所得税の累進性と消費税―税収中立下での政策効果―」，広島大学経済学研究。

〔7〕中嶋則夫（2000），「家計の選好パラメーター―同時点間と異時点間の代替の弾力性―」，広島経済大学経済研究論集,第23巻，第2号。

〔8〕中嶋則夫（2001），「日本のコーホートデータによる同時点間と異時点間の代替の弾力性の検証」，広島経済大学経済研究論集，第24巻，第2号。

〔9〕西村和雄（1994），『ミクロ経済学』，東洋経済新報社。

〔10〕本間正明，跡田直澄，岩本康志，大竹文雄（1987），「ライフサイクル成長モデルによるシミュレーション分析―パラミーターの推定と感応度分析―」，大阪大学経済学。

〔11〕本間正明，跡田直澄，岩本康志，大竹文雄（1989），「年金：高齢化社会と年金制度」，浜田宏一，黒田昌裕，堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』第6章，東京大学出版会。

〔12〕本間正明，跡田直澄（1989），『税制改革の実証分析』，東洋経済新報社。

〔13〕蓑谷千凰彦（1991），『計量経済学の理論と応用』，日本評論社。

〔14〕伴　金美（1991），『マクロ計量分析』，有斐閣。

〔15〕伴　金美（1995），『TSP による経済データの分析［第2版］』，東京大学出版会。

〔16〕Auerbach, Alan J., Laurence J. Kotlikoff, Jonathan Skinner (1983), "The effciency gains from dynamic tax reform", *International Economic Review* Vol. 24, No. 1, pp. 81–100.

〔17〕Auerbach, Alan J., and Laurence J. Kotlikoff (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.

〔18〕George R. Zodrow (1990), "The choice between income and Consumption: Effciency and horizontal equity aspects," in S. Cnossen and R. M. Bird (eds.), *The personal income tax Phoenix from ashes?*, Norh-Holland.

〔19〕Johnston, J. (1972), *Econometric Methods 2nd edition*, McGraw-Hill（竹内　啓，関

谷　章，栗山規矩，美添泰人，船岡史雄訳（1991），『計量経済学の方法全訂版（上下）』，東洋経済新報社）。
〔20〕 Mankiw, N. G., J. J. Rotemberg and L. H. Summers (1985), "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics* pp. 225–251.
〔21〕 Varian, Hal R. (1992), *Microeconomic analysis 3rd ed*, W. W. Norton & Company.