分布ラグ消費関数の計測*

井　上　勝　雄

§1　最近の計量経済モデルの中で，消費関数を分析する際に，ラグ付消費水準が現行消費水準を説明する要因として重要な変数にとり挙げられている．これは，所得水準のみで説明する静学的な消費関数に対してモデルの動学化を試みる手段として重要であるし，さらに，ラグ付消費関数が分布ラグ消費関数の変換としての意味をもつことが明らかにされて，その消費関数の経済的意味付けが豊富になったからでもあろう[1)]．そうして，ラグ付消費関数，あるいは分布ラグ消費関数の性格や，それを推定する際同種の経済変量の数期間以上にわたっての観測値が必要なことから，実際には，時系列データを用いての推定が多くなされている．しかし，二期間以上にわたってのクロス・セクション・データが得られるならば，それを利用してのラグ付消費関数や分布ラグ消費関数の推定も可能である．また，クロス・セクション・データによる推定結果と時系列データによる推定結果とを比較することによって，その経済学的意味をより深化させ得るかもしれない．このような観点から，われわれは以前にもクロス・セクション・データによる計測結果を報告した．本稿では，その際にあった二三の不備な点を改良して得られた推定結果を提示したい．

---

*）本稿における計測結果は斎藤光雄教授（神戸大学）との共同研究の一部である．

1）ラグ付消費関数を始めてとり挙げたのは Brown, T. M.〔1〕である．また分布ラグ・モデルについてその経済的意味や推定法に関しての議論を明示的にとり扱ったのは Koyck, L. H.〔10〕である．彼の実証的適用は投資関数である．消費関数への適用に関しては，Liviatan, N.〔11〕あるいは拙稿〔5〕がある．

§ 2　クロス・セクション・データを利用することを前提に，典型的な幾何級数型分布ラグ消費関数の定式化から始める.[1)]

第 i 第目の家計の t 期における消費水準，所得水準を $C_{t,i}$，$Y_{t,i}$ として，その家計の消費関数を

$$(1) \qquad C_{t,i}=\alpha+\beta\sum_{j=0}^{\infty}\lambda^{j}Y_{t-j,i}+u_{t,i}$$

とする．$u_{t,i}$ はその家計の消費行動における攪乱的要因を表わし，統計学的には確率変数である．パラメータ α, β は各家計の同質性を前提に共通である．

一方，

$$(2) \qquad w_{t,i}=u_{t,i}-\lambda u_{t-1,i}, \qquad \alpha'=\alpha(1-\lambda)$$

とすることによって，(1)を

$$(3) \qquad C_{t,i}=\alpha'+\beta Y_{t,i}+\lambda C_{t-1,i}+w_{t,i}$$

と変形できる．ラグ付消費関数(3)の攪乱項 $w_{t,i}$ は，特にクロス・セクション分析において考慮しなければならないように，その分散が所得水準 $Y_{t,i}$ に依存すると仮定する．すなわち，高所得層の家計は相対的に多額の消費支出の可能性をもっており，それと同時に消費水準の変動幅が，低所得層の家計よりも大きいと見做し得るからである．したがって，消費水準の攪乱的な変動幅が所得水準に比例すると考えるなら (3) において，確率変数 $w_{t,i}$ は

$$(4) \qquad w_{t,i} \sim N(0,\ \sigma^{2}Y_{t,i}^{2})$$

と前提し得る．いま，確率変数 $v_{t,i}$ を

$$(5) \qquad v_{t,i} \sim N(0,\ \sigma^{2})$$

としておくと，考察中の消費関数モデル(3)，(4)は

$$(6) \qquad \frac{C_{t,i}}{Y_{t,i}}=\alpha'\frac{1}{Y_{t,i}}+\beta+\lambda\frac{C_{t-1,i}}{Y_{t,i}}+v_{t,i}$$

---

1) より厳密な分布ラグモデルの一般的な定式化，推定についての考察は拙稿〔6〕でしている．

とできる.[1)]

さらに，家計の消費関数を考察している場合，その消費水準を説明する要因に，家計の保有している期初の流動資産残高（$L_{t,i}$），及び家計人数（$N_{t,i}$）が付け加わるであろう．いま，単純に(6)へ追加的にそれらを説明変数として導入するならば，われわれの消費関数は，

$$(7)\qquad \frac{C_{t,i}}{Y_{t,i}}=\alpha'\frac{1}{Y_{t,i}}+\beta+\lambda\frac{C_{t-1,i}}{Y_{t,i}}+\gamma'\frac{L_{t,i}}{Y_{t,i}}+\delta'\frac{N_{t,i}}{Y_{t,i}}+v_{t,i}$$

とできる．

(6)または(7)の型の消費関数を昭和39年，昭和40年の「貯蓄動向調査」を用いて推定する．この調査で採用されている貯蓄の概念，調査方法，調査範囲等については，「貯蓄動向調査年報」に詳細に記されている．データの同質性を保つため，もとの標本から選別したデータによって[2)]，勤労者家計の消費関数を次のように得た．推定方法は，単純最小二乗法（OLS）と，$\frac{Y_{t-1,i}}{Y_{t,i}}$を操作変数とする操作変数法（IV）の二つの方法をとった．

I．クロス・セクション・データによる計測結果

推定方法	α'	β	λ	γ'	δ'
(1) OLS	35.7 (15.4)	0.756 (0.031)	0.101 (0.026)		
(2) OLS	35.5 (15.4)	0.743 (0.033)	0.100 (0.026)	0.034 (0.031)	

1) 確率変数 $v_{t,i}$ について(5)で前提したように正規分布にする必要はない．本質的に前提しなければならないことは，期待値が0で，分散が一定数 σ^2 であるということである．また，ここではクロス・セクション・データを利用することを前提にしているので，$v_{t,i}$，$v_{t,j}$ $(i\neq j)$ の相関はないとする．

2) もとの標本から次の基準によって選択されている．
 (1) 勤労者世帯の家計報告のみとり挙げる．
 (2) 2年間通じて報告のある標本
 (3) 家計人員1人当りの年間所得が20万円以下および家計人員1人当り年間消費が5万円以下の家計は除く．
 (4) 年初流動資産残高が負または，80万円以上の家計，及び年間所得140万円以上の家計は除く．

(3)	OLS	15.4 (19.0)	0.729 (0.034)	0.094 (0.026)	0.036 (0.031)	7.97 (4.41)
(4)	IV	40.1 (16.0)	0.770 (0.034)	0.076 (0.036)		
(5)	IV	40.2 (16.0)	0.758 (0.035)	0.073 (0.036)	0.036 (0.031)	
(6)	IV	18.6 (19.2)	0.743 (0.036)	0.066 (0.036)	0.037 (0.031)	8.57 (4.45)

われわれが上に得た推定結果は，リヴィエタン〔12〕が三種のクロス・セクション・データによって得た結果と大きな差はない．彼は，アメリカにおける1947～48年の *Surveys of Consumers Finances* (*SCF*) および1954—55年の *Ford Panel Study* (*FPS*)，それとイスラエルにおける1958～59年の *Israel Reinterview Savings Survey* (*IRSS*) との三種類のデータより次に掲げる計測結果を得ている．

リヴィエタンの計測結果

データ	推定方法	β	λ
SCF	OLS	0.755 (0.032)	0.108 (0.032)
	IV	0.782 (0.047)	0.073 (0.056)
FPS	OLS	0.676 (0.031)	0.085 (0.040)
	IV	0.663 (0.044)	0.106 (0.062)
IRSS	OLS	0.797 (0.029)	0.082 (0.035)
	IV	0.809 (0.045)	0.064 (0.062)

われわれは攪乱項の分散について不均一性を考慮して推定したが，リヴィエタンの推定結果にはそれが前提されていないし，他の説明変数の効果も計測せられていない．もちろん，計測の対象が異なるのであるから直接に比較することはできないが，短期の限界消費性向 (β)，一期前の消費水準にかかる係数 (λ) の推定値には大差ない．これは，上で得たわれわれの推定結果が，クロス・セ

クション・データによる消費関数の推定値として妥当し得るものと思われる.

さて，(5)あるいは(7)において $C_{t-1,i}$ と $v_{t,i}$ が独立であれば，われわれは操作変数法(IV)で推定する必要はない．しかし，(2)を考慮するならば，$C_{t-1,i}$ と $v_{t,i}$ とに相関があることが予想され得るのであり，したがって，推定量の一致性という大標本的特性を持つ推定法として操作変数法をも考慮したのである.

他方，$C_{t-1,i}$ と $v_{t,i}$ とが独立でない場合，最小二乗法による推定量は一致性を持たないが，推定量の分散が最小であるという有効性を保持している．したがって，操作変数推定量の分散が一般的には大きくなることを考えるならば，両者の推定量に有意な差がない限り，最小二乗推定値も放棄する必要はないともいえる.[1)]

分布ラグ消費関数(1)に，始めから追加的に説明変数として，流動資産残高($L_{t,i}$)，および家計人数($N_{t,i}$)を導入し，(1)における確率変数 $u_{t,i}$ の分散が $\sigma^2 Y_{t,i}^2$ であるとするならば，われわれは，

$$(8)\qquad C_{t,i}=\alpha+\beta\sum_{j=0}^{\infty}\lambda^j Y_{t-j,i}+\gamma L_{t,i}+\delta N_{t,i}+u_{t,i}$$

および，

$$(9)\qquad u_{t,i}\sim N(0,\ \sigma^2 Y_{t,i}^2)$$

から考察すべきである．(8)，(9)より，われわれが推定する際に用いるべきモデルは

$$(10)\qquad \frac{C_{t,i}}{Y_{t,i}}=\alpha(1-\lambda)\frac{1}{Y_{t,i}}+\beta+\lambda\frac{C_{t-1,i}}{Y_{t,i}}+\gamma\left(\frac{L_{t,i}}{Y_{t,i}}-\lambda\frac{L_{t-1,i}}{Y_{t,i}}\right)+\delta\left(\frac{N_{t,i}}{Y_{t,i}}-\lambda\frac{N_{t-1,i}}{Y_{t,i}}\right)+v_{t,i}$$

$$(11)\qquad v_{t,i}\sim N(0,\ (1+g_{t,i}^2\lambda^2)\sigma^2),\qquad g_{t,i}=\frac{Y_{t-1,i}}{Y_{t,i}}$$

---

1) 最小二乗推定量と操作変数推定量の有意差を検定する検定方式を Liviatan は[11]で提案している．リヴィエタンの推定結果と同様われわれの推定式(1)，(4)を比較しての両推定値の有意差は認められなかった.

である.[1)]

以上に述べたことから，先に提示した計測結果には，特に，λ の OLS 推定値の下への偏りがあり，γ の推定値は過少に推定されているように思われるのである.

(8)，(9)を厳密に変型して得られた消費関数モデル(10)，(11)を推定する場合，単純最小二乗法（OLS）や，操作変数法（IV）では斉合的な推定値は得られないであろう．それは，たとえば，推定値 $\hat{\lambda}$, $\hat{\gamma}$ と $\dfrac{L_{t-1,i}}{Y_{t,i}}$ にかかる係数 $(\widehat{\lambda\gamma})$ の推定値との関係は，斉合的にはならないからである.

上に述べた理由から，われわれは(8)あるいは(10)を推定するため，最尤推定法を採用して，次の結果を得た.

Ⅱ　クロス・セクション・データによる計測結果

推定方法		α	β	λ	γ	δ
(1)	ML	23.9 (18.8)	0.726 (0.033)	0.175 (0.035)		
(2)	ML	22.7 (19.0)	0.701 (0.037)	0.183 (0.037)	0.055 (0.035)	
(3)	ML	7.6 (30.9)	0.695 (0.031)	0.175 (0.075)	0.055 (0.034)	6.5 (6.8)

上に得られたクロス・セクション・データによる諸結果の意味を検討してみよう.

まず，推定結果から明らかになることは，短期の限界消費性向の推定値について，操作変数推定値が一番高く，最尤推定値が最とも低く計測されていることである.

われわれの用いたサーヴェイ・データにおいて，昭和39年の貯蓄は固定資産

---

1)　(10)において

$$v_{t,i}=\frac{u_{t,i}}{Y_{t,i}}-\lambda\frac{u_{t-1,i}}{Y_{t,i}}=\frac{u_{t,i}}{Y_{t,i}}-\lambda\, g_{t,i}\frac{u_{t-1,i}}{Y_{t-1,i}}$$

であり，(9)より $\dfrac{u_{t,i}}{Y_{t,i}}$ および $\dfrac{u_{t-1,i}}{Y_{t-1,i}}$ は $N(0,\sigma^2)$ に従う確率変数となるから，(11)が導出される.

への投資分を含むが，昭和40年のそれは流動資産の増分だけである．貯蓄を固定資産への投資分をも含むとして，昭和39年だけのデータによる計測結果から判断すると，上の結果より限界消費性向は約0.04程度低くなると推測せられる．

第2に，われわれは限界消費性向は常に一定という仮説のもとにいくつかの推定をした．しかし，同一の所得水準であっても，家計人数の相違が限界消費性向に影響を与えるかもしれない．いま，限界消費性向が家計人数に比例する部分もあるという仮説のもとに計測した結果は次のようであった．

$$\text{(OLS)}\qquad \hat{\beta}=\underset{(0.045)}{0.722}+\underset{(0.007)}{0.011}\cdot N$$

$$\text{(IV)}\qquad \hat{\beta}=\underset{(0.046)}{0.733}+\underset{(0.007)}{0.011}\cdot N$$

上の結果から家計人員が一人増すごとに限界消費性向は0.011増加することになる．たとえば，家計人員が4人という平均的な家計の場合，限界消費性向は点推定で0.766あるいは0.777である．これらの値は，先に得たOLS, IVによる限界消費性向の推定値0.729あるいは0.743より高く計測されているが，推定値の標準誤差を考慮するならば有意な差は認められない[1)]．したがって，限界消費性向が家計人員に依存するという仮説もあるいは常に一定であるという仮説も排他的には選択し得ない．

第3に，一期前の消費水準にかかる係数 λ の点推定では，最尤推定値が最とも高く，また操作変数推定値が最低に計測されている．先に述べたように，最小二乗法推定（OLS）と操作変数（IV）との有意な差は認められなかったが，最尤推定値（ML）と OLS 推定値や IV 推定値とは有意な差がある．

われわれは，OLS 推定値に偏りがあるかもしれないことや，IV 推定値では操作変数の選択の仕方で標準誤差が大きくなることを考えるならば，結論的に，ML 推定値を採用し得るであろう．

1）家計人数が4人の場合の限界消費性向の信頼係数95％の区間推定で，（0.702, 0.830）および（0.703, 0.851）であった．これらの区間は先の計測結果Iにおける点推定値を含んでいる．

§ 3　家計の消費関数を推定する場合は，用いるデータの各家計における消費行動様式の同質性が前提されなければならない．他方，時系列データによって集計的消費関数を推定する場合は，用いる期間内の国民経済的レベルでの消費パターンの時間経過における違いはないと前提しなければならない．したがって，昭和30年より昭和45年のデータを用いるわれわれの場合，この期間中の消費パターンの構造的変化はないものと想定している．

まず，われわれが推定しようとする集計的消費関数は

(12)　$$C_t=\alpha'+\beta Y_t+\lambda C_{t-1}+\gamma' L_t+w_t$$

である．C_t, C_{t-1} は1人当り消費水準，及び前年のそれであり，Y_t, L_t は各々1人当り所得水準，期初の流動資産残高である．いずれも実質額表示であり，われわれが計測する際は昭和40年の消費者物価水準を100とするデフレータで実質化する．この(12)の型の消費関数の計測結果は次の通りである．

Ⅲ　時系列データによる計測結果

推定方法		α'	β	λ	γ'	観測期間
(1)	OLS	8.60 (1.45)	0.777 (0.007)			A 昭和30年～45年
(2)	OLS	16.15 (7.16)	0.628 (0.139)		0.134 (0.124)	A
(3)	OLS	5.13 (1.93)	0.497 (0.123)	0.391 (0.162)		A
(4)	OLS	12.94 (7.00)	0.364 (0.163)	0.362 (0.162)	0.139 (0.120)	A
(5)	OLS	7.69 (1.52)	0.783 (0.008)			B 昭和30年～44年
(6)	OLS	12.37 (7.82)	0.693 (0.148)		0.080 (0.131)	B
(7)	OLS	3.47 (1.78)	0.473 (0.100)	0.435 (0.139)		B
(8)	OLS	6.80 (6.98)	0.421 (0.148)	0.419 (0.147)	0.057 (0.114)	B

上の計測結果より明らかなことは，消費関数における説明変数を増加すればそれだけ推定値の標準誤差が大きくなっていることである．特に，説明変数が

所得水準だけの推定式(1)あるいは(5)に対して，流動資産残高をさらに説明変数として付け加えた推定式(2)あるいは(6)の推定係数の標準誤差はかなり大きくなっている．それと同時に，推定期間の異なるA，Bの結果を比較してわかるように，推定値が不安定である．つまり，推定式(1)，(5)の β の推定値に大きな差はないが，A，Bの推定期間は1年だけの違いであるにもかかわらず，推定式(2)，(6)の β，および γ' の点推定値は大きな差違が認められる．これは，しばしば時系列データを扱うさいに注意されなければならないことであるが，データに多重共線性が存在するからである．つまり，所得水準と流動資産残高に多重共線関係が存在するのである．

ここで，時系列データにある所得水準と流動資産残高水準との多重共線性より起こる問題点を回避するために，クロス・セクション・データによる結果を利用する方法をとる．すなわち，流動資産残高の消費水準に及ぼす効果をクロス・セクション・データでの推定値を用いてそれを所与とすることによって，時系列データから集計的消費関数を計測する．消費水準に与える流動資産効果を，クロス・セクション・データでの最尤推定値0.055を用いる結合推定方法によって得られた推定結果は次の通りである．

Ⅳ　時系列データによる計測結果

	推定方法	α'	β	λ	γ'	観測期間
(1)	OLS(p.m.)	11.71 (1.41)	0.716 (0.007)		0.055*	A
(2)	OLS(p.m.)	10.23 (1.86)	0.444 (0.113)	0.379 (0.157)	0.055*	A
(3)	OLS(p.m.)	10.90 (1.50)	0.721 (0.007)		0.055*	B
(4)	OLS(p.m.)	6.71 (1.76)	0.422 (0.099)	0.420 (0.137)	0.055*	B

上の推定結果は，流動資産残高水準の消費水準に与える効果をクロス・セクション・データによる推定値で代用する，いわゆる pooling method を採用することによってデータの多重共線性を廻避できている．つまり，われわれの推定結果で，昭和30年より昭和45年までのケースAおよび，昭和44年までのケ

ースBを比較してわかるように，両ケースの推定値の間に大きな差はなく，推定値が安定的に得られている．

次に，上に掲げた推定結果ⅢおよびⅣからさらに問題になることは，一期前の消費水準を説明変数に加えることによって生じている短期の限界消費性向 β の推定値の違いである．さらに，クロス・セクション・データによる計測結果との β，および λ の推定値の差である．

上に得た時系列データによる推定結果は，他の多くの計量モデルにおける消費関数の計測結果と大差ない．つまり，短期の限界消費性向は約そ 0.5 あるいはそれ以下であり，一期前の消費水準にかかる係数の推定値は 0.4 あるいはそれ以上である.[1)]

クロス・セクション・データによる消費関数の推定結果と時系列データによるそれとの推定値の相違の生じる理由はいくつか考えられる．その主たる理由の1つに，統計学的な推定問題として，おそらく時系列データによる集計的消費関数の場合における攪乱項の系列的相関の存在と，それに伴う最小二乗推定値の偏りが計測結果に現われていることが考えられる．

ここで，クロス・セクション・データによる消費関数の計測する場合でも考察したように，集計的消費関数が分布ラグ消費関数であると前提した議論を進めよう．

集計的消費関数は⑿ではなく，それの最初の定式化を次の⒀～⒂とすることから考察する.[2)]

1） たとえば，「中期マクロモデル」での推定結果〔9〕は，

$$\beta=\underset{(0.063)}{0.447}, \qquad \lambda=\underset{(0.089)}{0.464}$$

であり，クライン新開モデル〔8〕では

$$\beta=\underset{(0.072)}{0.230}, \qquad \lambda=\underset{(0.069)}{0.576}.$$

の推定値を得ている．

2） マクロ的な集計的消費関数を分析する場合，クロス・セクション・データを用いる時のような攪乱項の分散の不均一性を前提する必要はないように考えられる．ただし数十年に渡る観測値から推定する場合は別である．さらにわれわれは1人当りですべての変量を扱っているので人口規模を説明変数に加えることはしない．

(13) $$C_t=\alpha+\beta\sum_{j=0}^{\infty}\lambda^j Y_{t-j}+u_t$$

(14) $$u_t=\rho u_{t-1}+e_t$$

(15) $$e_t \sim N(0,\ \sigma^2)$$

この場合，(13)を変形して

(16) $$C_t=\alpha'+\beta Y_t+\lambda C_{t-1}+(u_t-\lambda u_{t-1}),\qquad \alpha'=(1-\lambda)\alpha$$

が得られる．

この方程式を推定する場合，最小二乗法を用いれば推定値の偏りが生ずる．β の最小二乗推定値の偏りは，

$$-(\rho-\lambda)\frac{\sigma^2}{1-\rho^2}\cdot\frac{Ey_tc_{t-1}}{Ey_t{}^2Ec_{t-1}^2-(Ey_tc_{t-1})^2}$$

であり，λ のそれは，

$$(\rho-\lambda)\frac{\sigma^2}{1-\rho^2}\cdot\frac{Ec_{t-1}^2}{Ey_t{}^2Ec_{t-1}^2-(Ey_tc_{t-1})^2}$$

である[1)]．

このことから，先に得られた計測結果において，$\rho>\lambda$ の場合には限界消費性向 β は小さく推定され，一期前の消費水準にかかる係数 λ は過大に計測されているように思われるのである．

さて，われわれは，集計的消費関数を，

(17) $$C_t=\alpha+\beta\sum_{j=0}^{\infty}\lambda^j Y_{t-j}+\gamma L_t+u_t$$

とし，攪乱項については(14)，(15)と前提して推定することを考える．(17)を変形して，

(18) $$C_t=\alpha(1-\lambda)+\beta Y_t+\lambda C_{t-1}+\gamma(L_t-\lambda L_{t-1})+w_t\qquad w_t=u_t-\lambda u_{t-1}$$

を得る．この方程式を最尤推定法によって計測し，つまり方程式のパラメータ α, β, λ および γ を，さらに攪乱項の系列相関パラメータ ρ をも推定する．

1) β, λ の OLS 推定値の偏りについての詳しい計算は，拙稿〔6〕p.116でしている．ここで y_t, c_t 等は Y_t, C_t の平均偏差である．

この計測結果は次の通りである.

V　時系列データによる計測結果

推定方法	α	β	λ	γ	ρ	観測期間
(1)　ML	9.20 (2.48)	0.750 (0.024)	0.036 (0.025)		0.561 (0.208)	A
(2)　ML	19.58 (6.50)	0.517 (0.123)	−0.144 (0.050)	0.299 (0.110)	0.486 (0.221)	A
(3)　ML(p.m.)	10.73 (2.14)	0.750 (0.020)	−0.051 (0.023)	0.055*	0.502 (0.219)	A
(4)　ML	8.27 (2.55)	0.527 (0.029)	0.363 (0.232)		0.447 (0.235)	B
(5)　ML	19.67 (6.20)	0.496 (0.116)	−0.061 (0.030)	0.239 (0.107)	0.491 (0.228)	B
(6)　ML(p.m.)	11.63 (2.34)	0.581 (0.026)	0.218 (0.030)	0.055*	0.501 (0.226)	B

計測結果Vの(1)〜(6)の係数推定値を比較すると，推定パラメータはかなり不安定である．限界消費性向 β に関してはおよそ0.6を中心に0.5〜0.75の値が得られている．一期前の消費水準にかかる係数 λ の推定値についてはより不安定であり，経済的意味からすれば，負の推定値を採用することは誤りであるかもしれない．これは，観測標本個数に対して，攪乱項の系列相関パラメータ ρ をも含めて推定すべきパラメータが多過ぎることにその原因がある．しかし，最小二乗法を採用して得られた結果に対して，最尤法によれば限界消費性向 β についてはより大きな値が，一期前の消費水準にかかる係数 λ についてはより小さい値が得られるように思われる．特に，推定式(6)は，クロス・セクション・データによる最尤推定結果とほぼ等しい結果を得ている．ここで主張し得ることは，β の値は0.5より大きく，λ の値は0.3〜0.4 より大きくはないであろうということである．

§ 4　われわれが用いたクロス・セクション・データは勤労者家計のみのサーヴェイ・データであり，この標本からは典型的な勤労者家計の消費行動パターンを表わす分布ラグ消費関数を推定するに充分である．ただ，われわれの用

いたデータで，貯蓄に関して昭和40年のそれには固定資産への投資分が含まれていないことに多少欠点がある．他方，時系列データは勤労者家計だけではなく他の経済単位の消費行動をも含んでおり，二つのデーのとり扱っている対象に差異がある．

また，時系列データで消費関数を推定する場合，経済変量の相互依存関係があり，それが識別され得るためには連立方程式体系でなければならないかもしれない．他方，われわれは消費関数を単一方程式で扱うために攪乱項の系列相関をモデルに組み入れたのである．しかし，クロス・セクション・データで消費関数を推定する場合ほどの確実な計測が得られていないであろう．

上述のことから，クロス・セクション・データによる結果と，時系列データによる推定結果とを直接的に比較することは困難であろう．さらに，先の§で示したように，クロス・セクション・データでは標本数が347個でその個数はかなり多く，最尤推定値の統計学上の漸近理論における妥当性が満たされていると考えられる．しかし，時系列データでは標本数が16あるいは15と小さい．したがって，望ましい性質をもった推定値としての保証は小さいし，事実，推定結果としては，不安定な推定値しか得られなかった．

以上のいくつかの難点があるとしても，われわれが採用した最尤推定方法を分布ラグ消費関数に適用するとき，しかも，利用するデータによってモデルの定式化，攪乱項の前提にいくつかの変更を加えるならば，クロス・セクション・データによる推定値と時系列データによるそれとの斉合性が保たれるように思われる．勤労者家計の分布ラグ消費関数において，限界消費性向 β は0.6～0.7程度であり，一期前の消費水準にかかる係数 λ は0.2程度であると結論し得るであろう．

参考文献

1. Brown, T. M., "Habit persistence and Lags in Consumer Behaviour," *Econometrica*, July, 1952, pp. 355–71.
2. Dhrymes, P. J., "Efficient Estimation of Distributed Lags with Autocorrela-

ted Errors," *International Economic Review*, February, 1969, pp. 47–67.

3. ———, "On the Strong Consistency of Estimators for Certain Distributed Lag Models with Autocorrelated Errors," *International Economic Review*, June, 1971, pp. 329–43.
4. Hannan, E. J., "The Estimation of Relationships Involving Distributed Lags," *Econometrica*, January, 1965, pp. 206–24.
5. 井上勝雄,「クロス・セクション・データによる分布ラグ消費関数の計測」,『経済学論究』第26巻2号, 1972年7月, pp.113～32.
6. ———,「分布ラグモデルの推定について」,『経済学論究』第26巻4号, 1973年1月, pp.109～25.
7. Klein, L. R., "The Estimation of Distributed Lags," *Econometrica*, October, 1958, pp. 553–65.
8. Klein, L. R. and Y. Shinkai, "An Econometric Model of Japan, 1930–59," *International Economic Review*, January, 1963, pp. 1–28.
9. 経済審議会計量委員会編, 計量委員会第2次報告（東京：大蔵省, 1968）
10. Koyck, L. H., *Distributed Lags and Investment Analysis*, (Amsterdam: North Holland Publishing Co., 1954).
11. Liviatan, N., "Consistent Estimation of Distributed Lags," *International Economic Review*, January, 1963, pp. 44–52.
12. ———, "Estimates of Distributed Lag Consumption Functions from Cross Section Data," *Review of Economics and Statistics*, February, 1965, pp. 44–53.
13. 斎藤光雄,「クロス・セクション・データによる貯蓄関数の計測」,『国民経済雑誌』第124巻第5号, 1971年11月, pp.82～102.
14. 総理府統計局, 貯蓄動向調査年報, 昭和40年（東京：総理府統計局）.