経済研究
Vol. 49, No. 4, Oct. 1998

相続を通じた世代間移転*

麻　生　良　文**

1. はじめに

この論文では，新しい手法を用いて相続を通じた世代間移転の推計を行った．推計結果によれば，1994年における一世帯当たりの遺産額は1億円程度とかなり巨額である．したがって，家計の貯蓄行動を説明する場合，何らかの種類の遺産動機を考慮する必要がある．遺産額の推計が難しかった理由はデータの制約のためである．まず，非課税遺産については統計が存在しない．一方，課税遺産に関しては相続税統計で把握できるが，課税対象となる人の割合はごくわずかであり，しかも，その正確な数字がわからない．さらに，相続税統計で観察される課税遺産には「二重計算」の問題がある．この論文では，資産分布関数のパラメータを推計するという手法を用いることでこうした問題をうまく回避した．以下では，2. において推計上の問題点を述べ，3. において世代間移転の推計方法について説明し，4. において推計結果を報告する．

2. 推計上の問題点

Kotlikoff and Summers (1981) の推計によれば，アメリカの家計資産のきわめて大きな割合 (81%) が世代間移転によるものであり，ライフサイクル貯蓄によるものは小さいという．しかし，彼らの推計に問題が無いわけではない．まず，ライフサイクル貯蓄の概念そのものに関しては，Modigliani (1988) と Kotlikoff (1988) の間で論争が行われた．また，麻生・神谷 (1998) では，ライフサイクル的に行動している人の割合が多いと，Kotlikoff and Summers の推計はライフサイクル貯蓄を過小に推計してしまうことを指摘している．

Barthold and Ito (1992) は，相続税データを用いるという方法で相続の大きさを推計した．それによれば，日本では家計の保有する土地資産のおよそ40%，金融資産の28%程が相続によるものである．なお，この論文で用いられる推計方法は，基本的には Barthold and Ito のアイデアを発展させたものである．以下で述べるように，相続税統計の二重計算の問題，非課税遺産の推計に関しては，資産分布を推計するという手法で彼らの手法を改善した．以下では，相続税統計の利用の際の問題点を述べよう．

相続税統計で注意すべきは，世代間移転の二重計算の問題である．夫婦の死亡は通常，同時ではないから，子供への移転は2回発生する．資産が十分大きい場合には相続税は2回課されることになる．したがって，相続税統計から世代間移転を推計する際には，1回目の移転と2回目の移転を識別する必要がある．しかし，相続税統計では，配偶者控除を受けた相続人数がわかるだけで(これはたぶん1回目の移転であろう)，相続税の課税対象となった資産のうち，どの程度の資産が配偶者控除の適用を受けた資産なのか，あるいはその場合の資産分布についての情報は得られない．

さて，世代間移転の推計で第2に注意すべきなのは，高額資産保有者の扱いである．彼らは人数の比率としては小さいが，資産シェアーについては大きい．標本に基づく調査では，高額資産保有者の標本数が十分でないという問題がある．また，自己申告に基づく調査では，高額資産保有者の回答が過少になりがちだという問題がある．後者の問題が重要ならば，このような調査に基づいた世代間移転の推計は過少推計

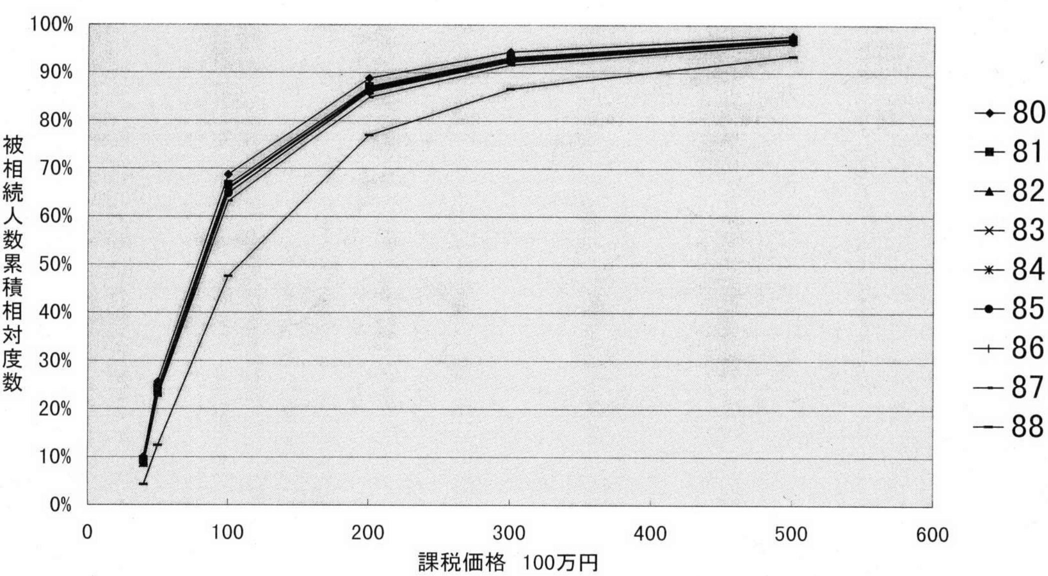
のおそれがある．これらの点において，相続税統計は優れている．死亡者のみの，しかも相続税の対象となる高額資産保有者のみの情報ではあるという欠点はあるものの，相続税対象者についての標本調査ではなく全数調査であるという利点がある．また，過少申告のバイアスも存在しない．もちろん，生前贈与や相続税の対象外の移転(教育投資や事業の継承)については捕捉できないので，完全に下方バイアスが無いとは言えない．しかし，「貯蓄動向調査」や「全国消費実態調査」などの他の調査に比べると，バイアスの問題は少ないと思われる．

さて，相続税統計を利用することで，相続税の課税対象となる世代間移転に関する情報を得ることができる．しかし，相続税の課税最低限が高いため，世代間移転のかなりの部分が相続税の課税から免れている．そこで，非課税層の世代間移転を何らかの統計で補う必要がある．もし，高齢者の死亡確率と資産分布が独立ならば，非課税層の世代間移転は高齢者世帯の資産分布を推計することで求められる．このためには，世帯主年齢別の資産分布の情報が必要である．この論文においては「全国消費実態調査」(平成6年)を用いた．残念なことに，過去の「全国消費実態調査」では総資産の分布はわからない(金融資産と住宅・土地資産の分布が別々に報告されている)．また，他の調査，例えば，「貯蓄動向調査」では，家計の実物資産を含んだ総資産保有額の分布がわからない．したがって，この論文では，「全国消費実態調査」のデータが利用可能な平成6年(1994年)時点における相続額の推計を行う．

3. 世代間移転の推計方法

世代間移転の推計方法を述べる前に，実際の資産分布がどうなっているかをみておこう．図1は1980年から1988年までの相続税対象資産の分布をグラフにしたものである．横軸に資産額をとり，縦軸に被相続人の累積相対度数をとっている．グラフからわかることは，1988年を例外として(相続税の改正の影響と思われる)，グラフの形状が驚くほど一致していることである．1989年以降は，相続税統計の資産階級の刻みが変わったためグラフには掲載していないが，同様のグラフを作成してみると，1989年以降も資産分布の形状が驚くほど一致していた．つまり，資産分布は，少なくとも高額資産に関してはかなり安定しているのである．

図1. 相続税対象資産の分布 80-88年



資産分布関数を推計することで，相続による世代間移転の推計を行うことがこの論文の目的である．相続は通常2回発生する．既に述べたように，相続税統計で利用可能なデータは1回目の移転と2回目の移転が混合されたデータである．しかし，1回目の移転時の資産分布と2回目の移転時の資産分布には単純な関係があり，これを利用すると，相続税統計から資産分布の真のパラメータを推計することができる．以下では，このことを説明する．また，この論文では，一般の資産保有者と高額資産保有者では異なる資産分布を当てはめるが，これらの分布を接合し，1世帯当たりの世代間移転を計算する方法も説明する．なお，一般の資産保有者の資産分布は対数正規分布でうまく近似できることが経験的に知られている．一方，高額資産保有者については，分布の形状から判断すると，パレート分布が適切ではないかと思われる．

3.1　1回目の移転と2回目の移転の資産分布の関係

1回目の移転と2回目の移転の関係を求めるために，以下の仮定をおく．まず，夫婦のうち，夫が先に死亡する．この段階で，妻名義の資産は存在せず，夫の資産は，一部は妻に移転され，残りは子供に移転される．妻と子供の配分方法は，法定相続分と等しいものとする(この配分方法が最も税負担が少ない)．妻は法定相続分を相続し，そのうちの一定割合を消費する．そして消費されなかった分が子供に遺産として残る．結局，世代間移転は最初の移転で直接子供に移転される分と，妻を経由して子供に移転される分の合計となる．

さて，1回目の移転時の資産額を x としよう．相続人が妻と子供の場合，妻の法定相続分は1/2である．妻が相続した資産は妻が一定割合を消費して子供に残されるが，この消費割合を c で表そう．すると，妻の死亡時の資産 z は次の式で表される．

$$z = 0.5(1-c)x \equiv \theta x \qquad (1)$$

ここで，θ は，妻を経由して子供に移転される資産の比率である．θ の値は0から0.5の間の値をとる(妻が相続した資産を全く消費しなければ0.5，全部消費すれば0となる)．

さて，2回目の移転時(妻の死亡時)の資産分布は変数変換の公式を用いて，1回目の移転時の資産分布から求めることができる．1回目の移転時の資産分布の密度関数を $f(x)$，2回目の移転時のそれを $h(z)$ とすれば，それは次の関係を満たすものである．

$$h(z) = f(x)\,dx/dz = \theta^{-1}f(\theta^{-1}z) \qquad (2)$$

3.2　対数正規分布のケース

一般の資産保有者の資産分布は対数正規分布の当てはまりが良いことが経験的に知られている．x を資産額，μ，σ^2 を資産の対数値の平均，分散だとすると，$\ln x$ は平均 μ，分散 σ^2 の正規分布に従う．1回目の移転時の密度関数を $f(x)$，2回目の移転時のそれを $h(x)$ とすると，それらは，

$$f(x) = (\sqrt{2\pi}\sigma x)^{-1} \cdot \exp[-0.5\sigma^{-2}(\ln x-\mu)^2] \qquad (3)$$

$$h(x) = (\sqrt{2\pi}\sigma x)^{-1} \cdot \exp[-0.5\sigma^{-2}(\ln x-(\mu+\ln\theta))^2] \qquad (4)$$

で与えられる(なお，(4)は(2)と(3)から導かれる)．つまり，2回目の移転時の資産分布は，資産の対数値が平均 $\mu+\ln\theta$，分散 σ^2 の正規分布に従う．

3.3　パレート分布のケース

相続税の対象となるようなある一定以上の高額資産の分布はパレート分布にしたがうとした．パレート分布の密度関数は次の式で与えられる($x \geq x_0$ の範囲において)．

$$f(x) = (a/x_0)(x_0/x)^{a+1} \qquad (5)$$

パレート分布は，x_0 と a の二つのパラメータで記述できる分布である．x_0 はパレート分布にしたがう変数の下限を示している．この場合，2回目の移転時の資産分布の密度関数は，$x \geq \theta x_0$ において，

$$h(x) = (a/\theta x_0)(\theta x_0/x)^{a+1} \qquad (6)$$

となる．$f(x)$ とパラメータ a の値は同一で，

x_0 の値が θx_0 に変化しただけの違いがある．

3.4　集計問題

相続税統計で観察される資産分布は，$f(x)$ と $h(x)$ の混合である．x_0，θx_0 はそれぞれのパレート分布の下限であるとしよう．また，x_1 を1回目の移転時の基礎控除額，x_2 を2回目の移転時の基礎控除額であるとし，それぞれ x_1, x_2 以上の移転のみが観察されるものとしよう．ただし，$x_1 > x_0 > x_2 > \theta x_0$ であるとする[1]．現実に観察される分布は，基礎控除より多い資産を持つ分布である．さて，以下では $f(x)$ と $h(x)$ の両者が混合しているときでも，回帰分析を用いて，パラメータ a を正しく推計することができることを示そう．

まず，それぞれの移転において，基礎控除額よりも高い資産を保有している確率は，$1-F(x_1)$，$1-H(x_2)$ である．ここで，$F(x)$, $H(x)$ は1回目および2回目の移転時の資産の分布関数である．相続税統計で観察される資産分布の密度関数を $g(x)$ としよう．$g(x)$ は $f(x)$ と $h(x)$ の加重平均である．したがって，$x > x_1$ のみの範囲の分布を考えるならば，$g(x)$ は

$$g(x) = s\{[1-F(x_1)]^{-1}f(x) + k[1-H(x_2)]^{-1}h(x)\} \qquad (7)$$

と表すことができる．ここで，k は1回目の移転と比較した2回目の移転の数の比率(1回目の移転と2回目の移転の時期は離れているため，母数が異なる)，s は密度関数の性質を満たすための定数，つまり $g(x)$ を積分して1にするための調整項である．s を計算すると次の通りとなる．

$$s = x_1{}^a/(x_1{}^a + k\cdot x_2{}^a) \qquad (8)$$

(7)，(8)を用い，$g(x)$ を実際に計算すると次の通りになる．

$$g(x) = (a/x_1)(x_1/x)^{a+1} \qquad (9)$$

つまり，$g(x)$ もパレート分布に従い，しかも，分布のパラメータ a は保存される．このことから，現実に観察される分布から，求めるパラメータ a を推計できることがわかる．

3.5　全体の資産分布

さて，対数正規分布の密度関数を $l(x:\mu,\sigma)$，パレート分布のそれを $p(x:x_0,a)$ としよう．ただし，μ，σ，x_0，a はそれぞれの分布のパラメータである(意味は(3)，(5)式と同じ)．そして，これらを結合させてできる全体の資産分布の密度関数を求めよう．求める密度関数 $f(x)$ は，q と r をウェイトとして次のように表すことができる．

$$f(x) = \begin{cases} q\cdot l(x:\mu,\sigma) & x < x_0 \\ r\cdot p(x:x_0,a) & x \geq x_0 \end{cases} \qquad (10)$$

ただし，q，r は次の条件を満たす必要がある．

$$\int_0^\infty f(x)\,dx = q\int_0^{x_0} l(x:\mu,\sigma)\,dx + r\int_{x_0}^\infty p(x:x_0,a)\,dx = 1 \qquad (11)$$

$$q\cdot l(x_0:\mu,\sigma) = r\cdot p(x_0:x_0,a) \qquad (12)$$

(11)は密度関数の性質を満たすための条件であり，(12)は，$x = x_0$ における連続性の条件である．さらに，x_0 はパラメータ d を用いて次のように表せたとする．

$$\ln x_0 = \mu + d\sigma \qquad (13)$$

(11)，(12)，(13)式を q，r について解くと次の結果を得る．

$$q = a[(\sqrt{2\pi}\sigma)^{-1}\exp(-d^2/2) + a\cdot\Phi(d)]^{-1} \qquad (14)$$

$$r = (\sqrt{2\pi}\sigma)^{-1}\exp(-d^2/2) \cdot[(\sqrt{2\pi}\sigma)^{-1}\exp(-d^2/2) + a\cdot\Phi(d)]^{-1} \qquad (15)$$

ここで，$\Phi(\ )$ は標準正規分布関数を表す．なお，q と r は d, a, σ の関数であることもわかる．

(10)，(14)，(15)式で全体の資産分布の密度関数が求められた．これを用いて，1世帯当たりの世代間移転の期待値 $E(BW)$ が計算できる(導出は Appendix を参照のこと)．

$$E(BW) = (1-c/2)\exp(\mu+\sigma^2/2) \cdot[q\cdot\Phi(d-\sigma) + r\cdot a(a-1)^{-1} \cdot\exp(d\sigma - \sigma^2/2)] \qquad (16)$$

この式の意味は次のとおりである．まず，$1-c/2$ は，夫の死亡時の資産がどのくらい子供

に移転されるかを表す比率である(cは妻の消費割合を表していた)．また，$\exp(\mu+\sigma^2/2)$は，資産額の全ての範囲において対数正規分布が当てはまるとした場合での資産の平均値である．したがって，[ ]の中はパレート分布を考慮することで，資産の平均値が何倍になるかを表す乗数と考えることができる．これを$M(d,\sigma,a)$で表すと，

$$M(d,\sigma,a)=q\cdot\Phi(d-\sigma)+r\cdot a(a-1)^{-1}\exp[d\sigma-\sigma^2/2] \quad (17)$$

となる．d，σ，aが時間を通じて安定的ならば$M(d,\sigma,a)$は定数になる．その場合，(16)式からわかるように，μの値の変化がわかれば，一世帯当たりの移転額の時系列的な変化を簡単に求めることができる．aの値は安定的な可能性があるので，$M(d,\sigma,a)$が安定的かどうかはσに依存する．残念ながら，データの制約から，家計の総資産に関してσの値の時系列的変化を調べることは現在のところできない．

4. 推計結果

4.1 対数正規分布

まず，全国消費実態調査のデータから，対数正規分布のパラメータμとσ^2を推計するためには，次の式を推計すればよい．

$$CF_i=\Phi(\alpha+\beta\ln x_i)+u_i$$

ここで，$CF_i(\ )$は累積相対度数，$\Phi(\ )$は標準正規分布関数，x_iは資産額，u_iは誤差項を表す．添え字iはi番目のオブザベーションを表す．α，βが回帰分析において推定される係数である．$\mu=-\alpha/\beta$，$\sigma=1/\beta$から求めるパラメータが得られる．

対数正規分布の当てはめの結果が表1にまとめられている．データは「全国消費実態調査」(平成6年)の世帯主年齢階級別資産額を用いた．回帰分析は表にあるように5通りが行われている．そして，当てはめられた分布と現実の分布の比較も行ってみたが，総資産が1000万円未満の当てはまりは必ずしも良くないが，それ以上の水準の当てはまりはきわめて良好である．低資産層で当てはまりが悪いのは，住宅・宅地資産のゼロ保有が現実にはあるが，推計においてはそれを考慮していないからである．しかし，これはこの論文の推計結果に大きな影響を与えるとは考えられない．なお，参考までに年齢階級別総資産額の平均値を報告しておくと，50歳代では6300万円，60歳代で8100万円，70歳以上になると9200万円を超えている(全世帯の場合)．勤労者世帯に限っても，総資産額は5500万円から7800万円である．そして，総資産に占める住宅・土地資産の割合は7割から8割にも達している．なお，資産の平均保有高は都市規模や地域によってかなり異なる．1994年の「全国消費実態調査」によれば，全国平均の総資産額(全年齢)は5400万円ほどだが，東京都区部では8500万円，3大都市圏では6800万円である．一方，町村では3700万円ほどでしかない．東京都区部は全国平均の1.6倍，3大都市圏や大都市では1.3倍であり，町村では0.7倍である．この都市規模や地域による資産格差の

表1. 資産分布の推計結果(対数正規分布)

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
a	−8.123	−19.3	−8.024	−35.9	−8.033	−32.8	−8.554	−22.1	−7.559	−30.5
b	0.964	18.8	0.971	35.5	0.942	31.8	1.004	21.5	0.886	29.5
age60			−0.25	−6.7						
age70			−0.24	−6.4						
対数尤度	43.25		59.64		41.29		20.86		23.47	
サンプル数	24		24		16		8		8	
世帯主年齢	50歳以上		50歳以上		60歳以上		60歳		70歳	
パラメータ										
μ	8.431		8.263		8.524		8.516		8.532	
σ	1.038		1.030		1.061		0.996		1.129	

注) モデル：$a+b^*\ln(x)=(\ln(x)-\mu)/\sigma$．age60，age70は年齢ダミー．『全国消費実態調査』1994年，総資産．

表 2. 相続税対象者の資産分布

	定数	t 値	$\ln x$	t 値	adj $R2$	自由度	a
1980	5.422	17.13	-1.461	-23.03	0.991	4	1.461
1981	5.088	16.72	-1.371	-22.48	0.990	4	1.371
1982	5.035	16.56	-1.355	-22.23	0.990	4	1.355
1983	4.993	16.75	-1.344	-22.50	0.990	4	1.344
1984	4.941	17.08	-1.331	-22.96	0.991	4	1.331
1985	4.837	18.22	-1.304	-24.51	0.992	4	1.304
1986	4.846	17.48	-1.306	-23.50	0.991	4	1.306
1987	4.673	17.22	-1.259	-23.14	0.991	4	1.259
1988	4.056	10.73	-1.066	-14.07	0.975	4	1.066
1980	5.878	16.48	-1.523	-22.25	0.992	3	1.523
1981	5.508	15.88	-1.428	-21.46	0.991	3	1.428
1982	5.444	15.60	-1.412	-21.08	0.991	3	1.412
1983	5.403	15.75	-1.401	-21.27	0.991	3	1.401
1984	5.344	16.01	-1.387	-21.65	0.992	3	1.387
1985	5.224	17.64	-1.357	-23.88	0.993	3	1.357
1986	5.240	16.91	-1.359	-22.85	0.992	3	1.359
1987	5.053	16.43	-1.311	-22.20	0.992	3	1.311
1988	4.513	10.67	-1.140	-14.05	0.980	3	1.140
1989	5.610	30.44	-1.271	-40.92	0.997	4	1.271
1990	5.452	24.02	-1.231	-32.17	0.995	4	1.231
1991	5.179	23.18	-1.169	-31.03	0.995	4	1.169
1992	6.584	21.31	-1.349	-28.06	0.994	4	1.349
1993	7.161	17.31	-1.460	-22.66	0.990	4	1.460
1994	7.376	20.84	-1.499	-27.21	0.993	4	1.499
1995	7.605	16.59	-1.541	-21.60	0.989	4	1.541

注） 推定にあたっては，最下位階級のデータは切り捨てた．
1982 年から 1988 年については，下位 2 階級のデータを切り捨てての回帰も行った．（自由度が 3 の回帰がそれ）
a が推定されたパレート分布のパラメータ．

原因は土地資産額である．金融資産については，都市規模や地域による格差はほとんどない．

4.2　パレート分布

パレート分布の分布関数 $P(x)$ は，$P(x)=1-(x_0/x)^a$ で与えられる．$\ln[1-P(x)]=a\ln x_0-a\ln x$ だから，$y=\ln[1-P(x)]$ とおき，$y=\alpha+\beta\ln x+u$ を最小二乗法で推計し，$\beta=-a$ の関係を用いれば，パラメータ a が推定できる．なお，x_0 に関しては別途仮定をおく．したがって，興味のあるパラメータは a のみとなる．

表 2 にはパレート分布の推計結果が報告されている．80 年から 88 年については下位の 2 階級を切り捨てた回帰も行っている．一般に，下位の階級には，相続人の数がゼロだったり，通常の相続とは異なるような相続が含まれている．また，課税最低限が据え置かれていて，課税割合が高くなるような時期には対数正規分布の当てはまるような世帯が含まれている可能性がある．下位階級を切り捨てたのはこれらを避けるためである．なお，表からわかるように，必ずしも a の値は安定していない[2)]．1990 年前後には a の値は 1.2 程度と非常に小さい．しかし，最近では 1.5 程度まで上昇している．時系列的にみても，1980 年に 1.5 程度であり，その後，1980 年代後半の 1.3 程度まで減少していく．そして，バブル期にもっとも低くなり，バブル崩壊後は 1980 年頃の値に戻っている．この原因として，バブル期には課税される割合がかなり高くなり，したがって，相続税対象資産のうちに対数正規分布に従うような資産がかなり紛れ込んでしまったことが考えられる．

4.3　世代間移転の推計結果

表 3 に，(17)式の $M(d,\sigma,a)$ の値と世代間移転の推計結果がまとめられている．$M(d,\sigma,a)$ の値に関するシミュレーションを行ってみると，d や σ の値の変化に関してはあまり感応しないが，a の値の変化には敏感である[3)]．表 3 では，a の値は表 2 における 1994 年時の推計値を用いている．μ や σ の値は表 1 の(3)から(5)のケースに相当する値を用いた．表 3 においては，$M(d,\sigma,a)$ の値は 1.3 程度である．つまり，高額資産保有を考慮せず，対数正規分布だけで遺産の平均値を求めると 30% 程度過少推計になることがわかる．表からわかるように，妻の消費性向が 0 の場合，相続を通じた世代間移転(税込み)の平均値は 1994 年時点で 1 億円を超えている．消費性向が 0.5 の場合でも，8000 万円から 9000 万円の世代間移転が存在することがわかる．

5. まとめ

以上の分析から，1994 年時点で 1 世帯当たり平均でおよそ 1 億円の遺産が残されていることがわかった(なお，遺産の少なくとも 70% から 80% は土地資産である)．このことは，家計の貯蓄行動を説明する理論として，純粋なライフサイクル・モデルは適切でないことを意味して

表 3. 世代間移転の推計結果

	(a)	(b)	(c)
	パラメータ		
a	1.4999	1.4999	1.4999
d	1.6449	1.6449	1.6449
μ	8.524	8.516	8.532
σ	1.061	0.996	1.129
m	8,837	8,199	9,597
M	1.33	1.37	1.30
c	世代間移転額		
0.00	11,796	11,193	12,492
0.25	10,322	9,794	10,931
0.50	8,847	8,394	9,369
0.75	7,373	6,995	7,808
1.00	5,898	5,596	6,246

注)　m は対数正規分布の場合の遺産の平均値．M は遺産の平均値が m の何倍になるかを示す乗数．c は妻の消費性向．

いる．しかし，これはBarro流の遺産動機モデルが適切だということを意味しない．遺産の存在は，死亡時期の不確実性や病気等の不意の出費に備えるための貯蓄が事後的に遺産として残るというモデルとも矛盾しないからである．高山・麻生・宮地・神谷(1996)，麻生・神谷(1998)は郵政研究所の調査をもとに遺産動機に関する分析を行っているが，そこでは，Barro流の遺産動機モデルに従う家計はほとんど存在せず，ライフサイクル的に行動している家計が大半であることを明らかにしている．したがって，不確実性，土地市場の流動性の低さのために事後的に巨額の遺産が残される可能性が強い[4)]．

さて，この論文での分析によれば，相続税の対象となるような資産の分布の形状は，パレート分布のパラメータ a の値は多少不安定だったものの，驚くほど安定していた．一般の資産保有者についても資産分布の形状自体が安定しているかどうかがわかれば，世代間移転の時系列的な推移もかなりの精度で推計できるものと思われる．また，この論文では一般資産保有者と高額資産保有者の資産分布をやや恣意的に特定化した．より厳密には，統計的手法を用いて観察されたデータから分布関数自体を決定すべきだろう．これらは今後の課題である．

(日本大学経済学部)

Appendix　世代間移転額の平均値の計算

$E(BW)$ は資産分布を表すパラメータで簡単に表すことができる．ここでは，その導出方法を記述する．記号の意味は本文と同じである．まず，

$$\begin{aligned}E(BW) &= (1/2)\int xf(x)\,dx+\int zh(z)\,dz\\ &= (q/2)\int_0^{x_0} x\cdot l(x:\mu,\sigma)\,dx\\ &\quad+(r/2)\int_{x_0}^{x_\infty} x\cdot p(x:x_0,a)\,dx\\ &\quad+q\int_0^{\theta x_0} x\cdot l(x:\mu+\ln\theta,\sigma)\,dx\\ &\quad+r\int_{\theta x_0}^{\infty} x\cdot p(x;\theta x_0,a)\,dx \end{aligned}\tag{A1}$$

である．ここで，上式の第1項の積分を計算すると次の通りになる($\ln x=t$ とおいて置換積分をする)．ただし，$\Phi(\ )$ は標準正規分布関数を表す．

$$\int_0^{x_0} x\cdot l(x;\mu,\sigma)\,dx = \exp(\mu+\sigma^2/2)\cdot\Phi(d-\sigma) \tag{A2}$$

また，第2項の積分部分は次の通りである．

$$\int_{x_0}^{\infty} x\cdot p(x:x_0,a)\,dx = a(a-1)^{-1}x_0 \tag{A3}$$

同様の計算より，

$$\int_0^{\theta x_0} x\cdot l(x:\mu+\ln\theta,\sigma)\,dx = \exp(\mu+\sigma^2/2)\cdot\Phi(d-\sigma) \tag{A4}$$

$$\int_{\theta x_0}^{\infty} x\cdot p(x:\theta x_0,a)\,dx = a(a-1)^{-1}\theta x_0 \tag{A5}$$

を得ることができる．(A2)から(A5)を(A1)に代入し，さらに，$x_0=\exp(\mu+d\sigma)$ と $\theta=(1-c)/2$ を用いると，

$$\begin{aligned}E(BW) &= (1-c/2)\exp(\mu+\sigma^2/2)\\ &\cdot[q\cdot\Phi(d-\sigma)+r\cdot a(a-1)^{-1}\exp(d\sigma-\sigma^2/2)]\end{aligned}\tag{A6}$$

を得る．

注

＊　この論文は「相続を通じた世代間移転と相続税」(新潟大学ワーキングペーパー(1995))を修正し，大幅な書き直しをして完成した．論文の草稿段階から，多くの方から有益なコメントを頂いた．野口悠紀雄教授，高山憲之教授，吉野直行教授，橘木俊昭教授，井堀利宏教授，石川経夫教授，伊藤隆敏教授，深尾京司助教授からは特に貴重なコメントを頂いた．また，一橋大学経済研究所における研究会では出席者の方から非常に多くの有益なコメントを頂いた．

＊＊　日本大学経済学部助教授．

1)　1回目と2回目の移転で基礎控除額が異なるのは，1回目の移転時の方が法定相続人の数が1人多く，基礎控除額が法定相続人の数に応じて高くなるからである．

2)　グラフから観察する限りにおいては分布関数は

安定的のように思えたが，推計結果は必ずしもこのことを支持していない．パラメータの不安定性は，相続税統計の資産階級の刻みが粗いためかもしれない．

3)　a の値が低い時期には $M(d, \sigma, a)$ の値はかなり大きくなる．

4)　戦略的遺産動機や利他主義的遺産動機の場合には，相続税制の歪みも巨額の遺産に貢献しているかもしれない．現行税制のもとでは，小規模宅地の特例や，土地の相続税評価額が実勢価格と乖離している．この税制の歪みと土地資産の流動性の低さが，結果として巨額の遺産を残す行動を誘発しているかもしれない．

参考文献

麻生良文・神谷佳孝(1998)「王朝モデルは成り立つか」『郵政研究レヴュー』第8号，pp. 1-51.

高山憲之・麻生良文・宮地俊行・神谷佳孝(1996)「家計資産の蓄積と遺産・相続の実態」『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』高山憲之，チャールズ・ホリオカ，太田清編，日本評論社，pp. 134-173.

Barthold, T. A. and T. Ito (1992) "Bequest Taxes and Accumulation of Household Wealth: U.S.-Japan Comparison," *The Political Economy of Tax Reform*, T. Ito and A. Krueger (eds.), The University of Chicago Press. 1992.

Kotlikoff, L. J. (1988) "Intergenerational Transfers and Savings," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 2, No. 2, pp. 41-58.

Kotlikoff, L. J. and L. H. Summers (1981) "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 4, pp. 706-732.

Modigliani, F. (1988) "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 2, No. 2, pp. 15-40.