HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	資産格差の規定要因
Author(s)	鹿又, 伸夫
Citation	北海道大學文學部紀要, 47(2), 125-150
Issue Date	1998-10-23
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/33719
Type	departmental bulletin paper
File Information	47(2)_P125-150.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

北大文学部紀要 47-2 (1998)

資産格差の規定要因

鹿 又 伸 夫

1．はじめに

1980年代半ばからはじまった地価上昇は，不動産資産額の上昇をもたらし，資産格差を拡大させた。80年代半ばには，資産にもとづく購買力と消費の階層分化が広がっているという議論があらわれ(小沢，1985)，バブル経済の中で地価や株価の上昇が進んだ80年代末には，拡大した資産格差が世代間で固定化する可能性が指摘された。たとえば『国民生活白書』でも，ジニ係数の分析で土地資産格差が所得格差や金融資産格差にくらべて拡大していることを確認しながら，所得と違って資産は次世代に受け継がれていくので「持てる者」と「持たざる者」の不平等が世代間で固定する可能性が示唆されている（経済企画庁，1989：84－88，1990：27－30)。

1990年代にはいってバブル経済の崩壊とともに地価は下落し，90年代後半には資産デフレが指摘されるようになり，資産格差の問題は一時の深刻さを失ったかにみえる。しかし，ジニ係数の分析からたびたび指摘されるように，資産は所得よりも格差が大きい。また，家計資産のうち遺産による世代間移転が占める比率は，30%以上の数値が報告されている（高山・麻布・宮地・神谷，1996：158－61；高山・有田，1996：41，64－5)。税・社会保険・年金など社会政策による再分配はあっても，資産は相続や贈与によって直接的に世代間で継承されうるので，次世代の生活水準や資産形成まで直接的に影響する。

他方で，世代間階層移動も資産格差をもたらすメカニズムと考えられる。

これまでの社会階層と社会移動の研究では，親の教育と職業が子供の教育に影響し，その教育が職業を，そしてその職業が所得を規定する，という階層的地位間の影響関係を明らかにしてきた(富永，1979；鹿又，1990)。この世代間階層移動における影響関係が，所得を媒介した帰結としての資産格差をもたらすと想定できる。親の資産や所得の格差が，子供への教育投資（人的投資）をとおして次世代の所得・資産格差を生みだすとも指摘されている（下野，1991；連合総合生活開発研究所，1992：45－6；樋口，1994)。とくに下野(1991：1，116－36)の遺産額推計の研究では，遺産相続額と教育投資(学歴）が正の相関関係をもつことから，これらが補強しあう世代間資産移転メカニズムを指摘し，「資産格差と結びついた所得階級の固定化」という階級社会を懸念している。

資産格差についての研究は，これまでおもに経済学の分野においておこなわれてきた。そこでの関心は，資産格差の時間的推移，学歴・職業・所得・遺贈経験など属性別の資産額推定，高齢者の資産状況，税制による所得の再分配，社会保障制度（年金）と世代間再分配，遺産動機などに焦点があてられてきた。

しかし，これらの研究では，資産格差にたいする諸要因がそれぞれどの程度の影響力をもち，どのようなメカニズムで資産格差が形成されているか，そしてそのメカニズムは資産格差の世代間固定化を導くものなのかを明らかにしたとはいいがたい。

そこで本稿では，資産格差形成のメカニズムを明らかにするための分析の第1段階として，資産格差に影響する要因の規定力を比較しながら，資産格差の直接的規定要因を明らかにする。分析データは1995年SSM調査（社会階層と社会移動全国調査)のB票データをもちいる。SSM調査は，1955年第1回から10年ごとに継続的に実施されている全国調査である。1995年調査は第5回めで，3種類の調査票がもちいられたが，資産にかんする設問を含むB票は有効回収数2,704（有効回収率67.1%）であった。

2．資産保有額の分布と変動

資産変数としたのは，金融資産，住宅ローン残債，純金融資産，不動産，純資産の５つである。金融資産は，預貯金，株式・債券の時価総額であり，生命保険などは含まれていない。住宅ローン残債は，世帯として返済すべき残債である(以下では住宅ローンと記す)。純金融資産は，金融資産から住宅ローンを差し引いた金額で，その他の負債は控除していない。不動産は，居住中の住宅に限らず，所有する不動産の時価の自己評価額である。純資産は，金融資産と不動産の加算額から住宅ローンを差し引いた額である[1)]。これらはすべて，回答者が属する世帯にかんする数値である。量的変数として扱う場合は，回答カテゴリーを万円の単位に変換した金額，またはそれにもとづいた算出額とした。まず，各資産保有額の分布，そして既存研究との比較から資産保有額の変化を確認する。

図１から図５まで，各資産変数の分布を，全世帯と有配偶者世帯に分けてしめした。金融資産（図１）は，１万以上300万円未満から1,000万円までが多く，全世帯の中で61.1%，有配偶者世帯の中で61.7%となっている。住宅ローン（図２）は，全世帯でも有配偶者世帯でも，70%以上の世帯で残債がなく，分布が偏っている。純金融資産（図３）は，全世帯でも有配偶者世帯でも，１万以上1,000万円以下に約47%が集中し，それを中心に対称的に分布し，−1,000万円から2,000万円までに約80%強が占めている。

不動産（図４）は，全世帯で26.9%，有配偶者世帯で23.5%で不動産を所有しておらず，分布が偏っている。3,000万円位の不動産資産を保有する世帯が全世帯の中で26.9%，有配偶者世帯で23.5%で，他の保有額より多い分布となっている。

純資産（図５）は，全世帯でも有配偶者世帯でも，１万以上1,000万円以下にほぼ30%が，１万以上から3,000万以下までに約55%が分布しており，マイナスになっている世帯は１%強程度できわめて少ない。純金融資産とくらべると，１万円以上1,000万円以下が最頻値になることは同じだが，それ

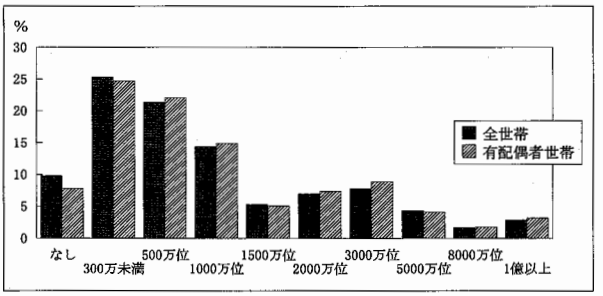


図1　金融資産の分布

全世帯 N＝1834　有配偶者世帯 N＝1522

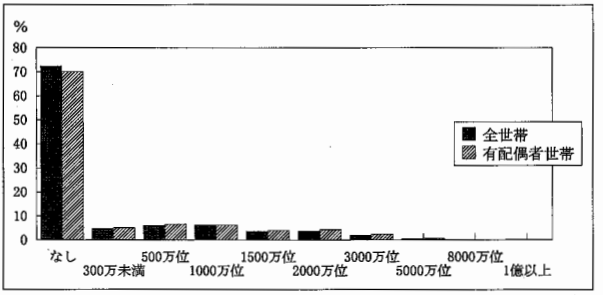


図2　住宅ローンの分布

全世帯 N＝2525　有配偶者世帯 N＝2037

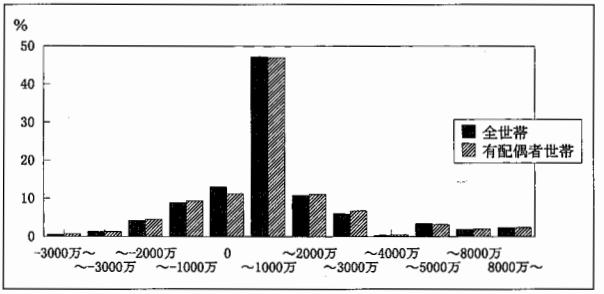


図3　純金融資産の分布

全世帯 N＝1806　有配偶者世帯 N＝1499

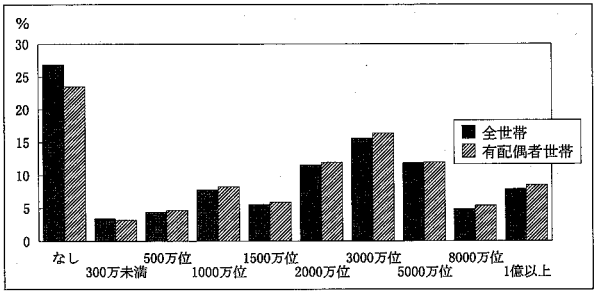


図 4　不動産資産の分布
全世帯 N＝1890　有配偶者世帯 N＝1547

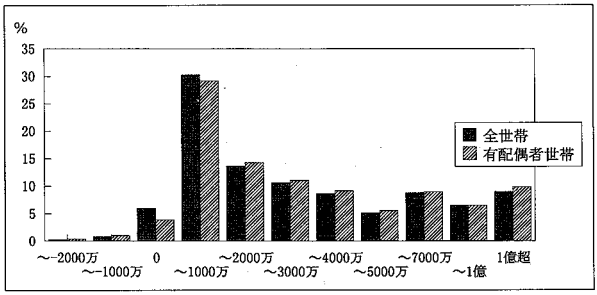


図 5　純資産の分布
全世帯 N＝1594　有配偶者世帯 N＝1328

に属する比率は 20%近く少なく，不動産資産が加算されるので純金融資産よりも高い所有額に分布が多くなっている。

全世帯と有配偶者世帯の比較でいえば，不動産変数で，不動産をもたない世帯に若干の相違がみられるが，全体としてはそれほど大きな差異はない。

表 1 は，各資産の保有額について，全世帯と有配偶者世帯の平均値，中央値(メディアン)，標準偏差を計算したものである。各資産変数で，平均値より中央値が低く，各資産保有額および負債額は，平均値より少ない方向に多く分布している(図 1 ～図 5 参照)。図 6 は，表 1 の平均値をしめしたもので，全世帯と有配偶者世帯の資産保有額の平均値が近似していることを確認でき

表1　各資産の保有額

上段：平均値（中央値）　下段：標準偏差（サンプル数）　単位＝万円

対　象	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	純資産
全世帯	1390(500)	358(0)	974(500)	2663(2000)	3632(2000)
	2121(1834)	*917(2525)*	*2203(1806)*	*2998(1890)*	*4396(1594)*
有配偶者世帯	1452(500)	396(0)	1005(500)	2819(2000)	3815(2150)
	2154(1522)	*963(2037)*	*2255(1499)*	*3041(1547)*	*4456(1328)*

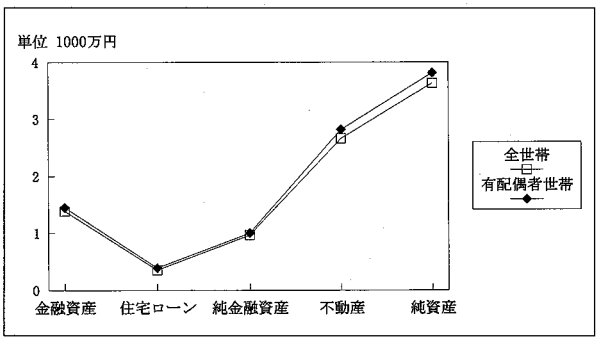


図6　世帯資産の平均値

る。さらに，全世帯にしめる有配偶者世帯の比率も80%を超えており，資産保有の全体像を分析する点において，有配偶者世帯に分析を限定しても問題はほとんどない。以下でおこなう分析では，とくに記す場合をのぞいて有配偶者世帯（夫と妻のいずれかが回答者）を対象とする[2)]。

次に，有配偶者世帯の平均値を高山・有田（1994：69；1996：13）が『全国消費実態調査』をもちいて推計した平均値と比較し，資産保有額の推移をみてみる。本稿での金融資産には生命保険が含まれず，負債残高は住宅ローンしか含まれない，また高山らは2人以上の普通世帯を対象としているなど推計方法が異なっている。そこで，実物資産を土地と住宅に限定するなどして，なるべく近い算出方法に調整して比較したのが表2である。

3時点のあいだに，金融資産および純金融資産は伸びている。1995年の負

表 2　各資産平均値の推移（単位＝万円）

	1984年[1]	1989年[1]	1995年[2]
金融資産	676	1103	1452
負債残高	268	381	396[3]
純金融資産[4]	409	722	1005
不動産[5]	1848	3705	2819
純資産[6]	2257	4427	3815

1）高山・有田（1994：69，表 2-4；1996：13，表 1-5）を調整した数値。
2）1995 年 SSM 調査 B 票にもとづく。
3）住宅ローン残債だけの数値。
4）金融資産から負債残高を引いた数値。
5）土地と住宅の資産額。
6）純金融資産と不動産の加算額。

債残高は住宅ローンに限定されているので，前の 2 時点にくらべて過小な数値と考えられるので，純金融資産の増加は実質的には表 2 の傾向以上かもしれない。他方で，不動産と純資産は 1984 年から 1989 年にかけて急激に増大し，1989 年から 1995 年にかけて減少している。バブル経済のために不動産の資産額が増加し，その崩壊後は地価下落によって資産額が急速に低下したことを反映している。約 10 年間のあいだに起きた資産保有額の変動は，次のようなものであった。つまり，金融資産が着実に伸び，住宅ローンはそれほど増加しなかったため，純金融資産は増加したが，他方で不動産が急騰後に急落したため，純資産はそれに対応しておおきく上下動した[3]。

3．資産格差の規定要因

経済学の研究では，資産格差をもたらす要因として，年齢，所得格差，資産収益率，遺産と贈与，制度的要因，インフレ率，属性別の貯蓄率格差などが指摘されている（高山，1980；下野，1991）[4]。これらの要因が指摘されるようになったのは，ライフサイクル仮説の検討が進んだからでる。ライフサイクル仮説とは，個人の消費や貯蓄が生涯にわたる所得を考慮してなされるとするものである。とくに貯蓄つまり金融資産は，引退というライフサイクルにそなえて蓄積され，引退後にそれが取り崩されるとする。この仮説は，

はじめ1950年代に提示されたが（Modigliani and Brumberg, 1954），その後，それまでの絶対所得仮説，つまり所得の増大とともに貯蓄率（平均貯蓄性向）が上昇するという仮説にかわって注目された[5]。

これらの仮説は，マクロ経済学の消費関数や総貯蓄にかんする研究としてはじめ提示されるが，日本ではとくに1980年代以降に，家計資産や資産格差についての仮説として検討されるようになる。そうした日本の研究では，次のような知見が得られている。第1に，金融資産や実物資産（土地・住宅・耐久消費財など）は，加齢にともなって蓄積されている。第2に，高齢者の資産は減少せず，単純なライフサイクル仮説は適合しない。第3に，居住地域，学歴，所得などの属性の違いによる資産格差がある。第4に，それらの属性のなかでとくに，持家の有無別で，そして相続贈与経験の有無別での格差が大きい。（橘木，1990；労働大臣官房政策調査部，1991；下野，1991；高山，1992；橘木・下野，1994；高山・有田，1996．など）

表3は，ライフサイクル的な資産保有の変化をみるために，年齢段階別にみた各資産保有額の統計量である。その平均値をみると，住宅ローンをのぞいて各資産は加齢とともに蓄積され，とくに定年退職者が多い60歳代になっても金融資産（預貯金）は取り崩されておらず，単純なライフサイクル仮説は適合しないことが確認される。不動産資産額は，年齢段階が高くなるにつれて急激に増加するが，50歳代と60歳代でほぼ同じである。これは，有配偶者世帯の持家率が50歳代で86.0%，60歳代で88.7%となっており，多くの人が50代までに土地住宅の取得（購入・相続）を終了させているためである[6]。

資産保有は，住宅の所有・非所有による格差，そして相続贈与の有無による格差が大きいとたびたび指摘されてきたが，表4は各区分別の統計量である。平均値をみると，たしかに大きな格差を見せている。その格差はとくに不動産資産そして純資産で際だっている。有配偶者世帯の中で住宅を所有する世帯は約75%，非所有の世帯は約25%であるが，後者は各資産すべての保有額がとくに少ない層である。他方で，相続贈与経験のある世帯は約30%，経験のない世帯は約70%であり，経験層は非経験層とくらべて，住宅ローン

をのぞく各資産とくに不動産と純資産が多い。

表 3　年齢段階別の資産（有配偶者世帯）

上段：平均値（中央値）　下段：標準偏差（サンプル数）

対　象	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	純資産
夫20歳代	533(150)	202(0)	297(150)	750(0)	1007(150)
	854(55)	*724(74)*	*1062(55)*	*1674(58)*	*2145(53)*
夫30歳代	913(500)	514(0)	367(150)	1759(500)	2007(650)
	1592(267)	*1071(337)*	*1818(263)*	*2584(265)*	*3214(231)*
夫40歳代	1320(500)	573(0)	671(500)	2785(2000)	3503(2000)
	2034(477)	*1101(592)*	*2019(469)*	*2850(474)*	*4124(420)*
夫50歳代	1566(750)	385(0)	1144(500)	3389(3000)	4548(3150)
	2280(352)	*884(500)*	*2458(345)*	*3180(379)*	*4628(308)*
夫60歳代	1956(1000)	175(0)	1764(1000)	3313(2000)	5155(3500)
	2369(319)	*801(451)*	*2375(315)*	*3242(319)*	*4922(271)*

表 4　住宅所有別・相続贈与経験有無別の資産（有配偶者世帯）

上段：平均値（中央値）　下段：標準偏差（サンプル数）

対　象	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	純資産
住宅所有	1747(1000)	517(0)	1149(500)	3736(3000)	4910(3500)
	2362(1134)	*1072(1559)*	*2543(1111)*	*3012(1122)*	*4695(958)*
住宅非所有	591(150)	0(0)	591(150)	397(0)	980(500)
	946(388)	*0(478)*	*946(388)*	*1274(425)*	*1748(370)*
相続贈与経験あり	1932(1000)	490(0)	1421(500)	4197(3000)	5513(3925)
	2554(446)	*1111(490)*	*2702(438)*	*3306(500)*	*5036(438)*
相続贈与経験なし	1253(500)	366(0)	833(500)	2160(1500)	2980(1575)
	1931(1076)	*910(1547)*	*2018(1061)*	*2666(1047)*	*3879(890)*

4．規定要因の比較

次に，金融資産，住宅ローン残債，純金融資産，不動産，純資産のそれぞれを従属変数とする重回帰分析を並行しておこない，資産格差を規定する要因の影響力について検討する。使用する諸変数を図7のように整理した。

4-1　独立変数

独立変数は，都市規模と年齢を統制変数として，所得を夫・妻・他の世帯員にわけ，住宅所有と相続贈与の変数を設定した。また，資産の加齢による蓄積とともに，家族的な影響を検討するための変数も導入した。さらに，階層的地位変数として夫と妻それぞれの教育・職業にかんする諸変数をもちいた。

統制変数：統制変数としたのは，都市規模と夫年齢である。これらは所得

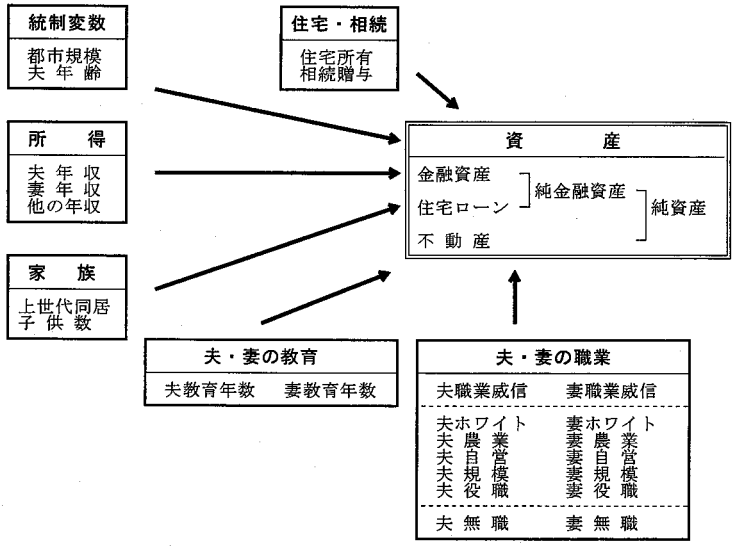


図7　資産格差の規定要因

(そこから派生する貯蓄)および不動産価格の地域格差を，そして各資産の加齢による蓄積効果をコントロールするために採用した。都市規模は，居住地の人口規模について，「2万未満」「2～5万」「5～20万」「20～100万」「100～200万」「200万以上」にそれぞれ1から6までの数値をあたえた。夫の年齢と妻の年齢は相関係数 r が.957ときわめて高いので，前者だけを採用した。

所得：所得変数としたのは，夫年収，妻年収，その他の世帯員の年収の3変数である。その他の世帯員の年収は，世帯年収から夫年収と妻年収を差し引いた額で，図表では「他の年収」と表記した。

家族：家族変数としたのは，上世代同居と子供数である。上世代同居は，回答者と同居している（本人および配偶者の）親および祖父母の世代の数で測定した。子供数は，同居していない子供を含む数である[7]。

住宅・相続：住宅所有変数は，一戸建てまたはマンションの住宅を所有する場合に1，その他を0とするダミー変数である。また，相続贈与変数は，現在所有する不動産を取得した際の相続および生前贈与（経済的援助）について質問しており，夫婦のいずれか（またはその双方）の親からの相続贈与である。金融資産・住宅ローン・実質金融資産を従属変数とする分析では相続贈与分の時価の自己評価額を使用した。また，不動産および純資産を従属変数とする分析では，相続贈与があった場合を1，なかった場合を0とするダミー変数を使用した。

夫・妻の教育：量的変数として，学校教育を受けた年数で測定した夫教育年数と妻教育年数をもちいる。

夫・妻の職業：量的変数として，職業威信スコアで測定した夫職業威信と妻職業威信をもちいる。しかし，職業威信は1次元的尺度であり階層的地位を多次元的に測定できない。また，無職の威信スコアがないので，職業威信を変数として投入すると，無職者を分析から除外することになる。こうした理由のため，威信変数と代替的に，ホワイトカラー，農業，自営，規模，役職，無職の各種職業変数をもちいる。ホワイトカラー，農業，自営，無職の各変数は，それぞれ該当する場合に1，その他を0とするダミー変数である。

ただし，自営は企業規模30人未満で非農業とし，非農自営をあらわす変数とした。規模変数は，従業企業の従業者数「5人未満」「5～29人」「30～299人」「300～999人」「1,000人以上および官公庁」にそれぞれに0，1，2，3，4をあたえた。役職変数は，被雇用で「役職なし」「監督・職長・班長・組長，係長および係長相当職」「課長および課長相当職」「部長および部長相当職，経営者・役員・高官」にそれぞれ0，1，2，3をあたえ，自営および農業の場合は0とした。

4-2 基本モデル

次に，これらの独立変数を同時に重回帰分析に投入して，資産保有額が各要因にどの程度影響されているかを検討した。表5は，各資産変数を従属変数として，教育・職業をのぞく独立変数を投入した重回帰分析の結果である。

表5 基本的変数による重回帰モデル（有配偶者世帯）

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

独立変数	従属変数（単位：万円） 金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	純資産
都市規模	70.8(.05)*	65.4(.10)**	−1.0(−.00)	133.9(.07)**	107.3(.04)
夫年齢	30.4(.17)**	−20.4(−.24)**	51.3(.27)**	46.0(.18)**	100.9(.27)**
夫年収	1.7(.31)**	0.5(.19)**	1.2(.20)**	2.5(.32)**	3.8(.33)**
妻年収	1.0(.09)**	0.3(.06)*	0.8(.06)*	1.9(.11)**	2.6(.10)**
他の年収	1.5(.15)**	0.4(.08)**	1.1(.10)**	2.6(.20)**	3.8(.19)**
上世代同居	160.8(.03)	−171.1(−.08)**	254.5(.05)	998.2(.15)**	1224.3(.12)**
子供数	−154.2(−.07)**	57.3(.05)*	−222.1(−.09)**	85.2(.03)	−205.3(−.04)
住宅所有	428.8(.09)**	749.1(.33)**	−340.0(−.07)*	——	——
相続贈与	.2(.18)**	−.0(−.04)	.2(.20)**	1481.5(.23)**	1722.0(.19)**
定数	−1802.2**	215.9	−2005.8**	−2867.7**	−5034.9**
R^2	.262	.171	.178	.337	.331
(N)	*(1403)*	*(1641)*	*(1386)*	*(1379)*	*(1243)*

*5％水準で有意　**1％水準で有意　R^2 自由度調整済み決定係数　*(N)* サンプル数

独立変数の「相続贈与」は，従属変数が不動産および純資産の場合にダミー変数とした。これは，相続贈与額という量的変数にすると，不動産と純資産の資産額という従属変数の中に独立変数が含まれてしまい，たがいに排他的事象であるべき変数間関係として分析できなくなるからである。同様の理由で「住宅所有」は，不動産および純資産にたいする独立変数として投入しなかった。次に，偏回帰係数 b および標準偏回帰係数 β によって，各資産額にあたえる影響を，各独立変数ごとに検討する[8]。

都市規模が大きいほど，所得額（実質的には可処分所得から消費支出を差し引いた貯蓄フロー）および土地価格が高くなり，そのため金融資産，不動産そして純資産が多くなることが予想される。しかし，都市規模が大きくなることは，金融資産だけではなく，住宅ローンにも増大効果をもたらし，そのため純金融資産には有意な効果をもたらしていない。また，不動産について有意な増大効果をもたらしているが，住宅ローンへの増大効果のため純資産にたいして有意な効果となっていない。

表3にみられた加齢による資産蓄積は，表5でも確認される。つまり，夫の年齢が高いほど，住宅ローンが減少し，その他の資産変数は増加している[9]。

加齢ではなく，家族周期的な視点からの資産形成をみるため，図8では有配偶者世帯に未婚者（40歳以下の男女）を加えて，家族周期別に資産保有額の平均値をしめした。義務教育前の子供だけの段階より，子供が小中学生だけの段階で，金融資産とともに住宅ローンが高くなり，それにともなって純金融資産が減少している。子供が小中学生以上，高校生以上，教育終了と進むにつれて金融資産が増加する一方で，住宅ローンは減少し，純金融資産は直線的に増加している。こうした家族周期別の相違は，子供が小中学生の段階で住宅購入する人が多く，その後に貯蓄とローン返済が進むためだといえよう[10]。また，既婚で子供なしの段階（妻40歳以下に限定）以降に不動産および純資産が直線的に増大しているのは，一方で住宅購入後の貯蓄とローン返済が進み，他方で土地住宅の相続が次第に増加するためである。子供のいる世帯は貯蓄率が低く，とくに高校生・大学生のいる世帯は消費性向が高ま

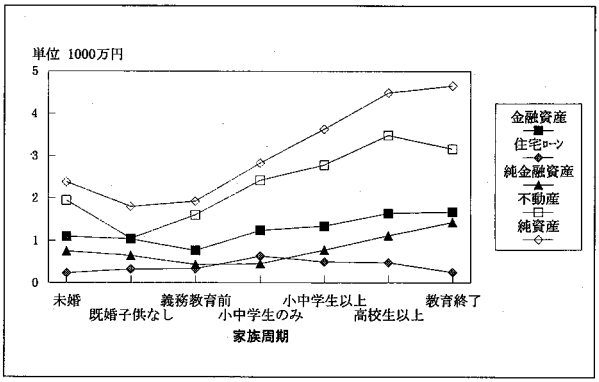


図 8　家族周期別の世帯資産

り，子供の教育段階が消費と貯蓄におおきく影響することが指摘されている（樋口，1990：184，191；経済企画庁，1996：250）。しかし，資産形成という点では，子供の義務教育段階における住宅取得が家族周期的な制約になっているといえよう。

夫・妻・他世帯員の年収が資産に与える影響には，次のような規則性がみられた。(1)各年収は，金融資産だけでなく，住宅ローンにも増大効果をもっているが，純金融資産にたいしてなお増大効果がみられる。所得が高いほど金融資産は増加し，また住宅ローンも高所得による借入（返済）能力が高まるために増大する。それでもなお純金融資産に増大効果がみられるのは，高所得なほど，借入してもなお預貯金が残る（または貯蓄できる）実態が推測される。(2)各年収は，各資産にたいして増大効果があり，とくに金融資産と不動産（そしてそのため純資産）に強い効果がみられる。すなわち，所得の上昇とともに貯蓄率が増大するという「絶対所得仮説」にしたがった貯蓄そして資産形成を否定しきれない。(3)これらの効果は，夫，他世帯員，妻の各年収の順で大きい。

上世代同居変数（回答者より上の世代で同居している世代の数）は，住宅ローンを少なくし，不動産および純資産を増大させる効果をしめしている。そのためこの変数の効果は，住宅取得をした人や，親や祖父母の所有する住

宅に同居して相続の予備軍である人たちの傾向と考えられる。上の世代との同居は不動産資産の形成には有利になる。ただし，この効果は同居だけの効果であり，同居する上世代の世帯員に所得がある場合は，上述のように，夫年収につぐ強い資産増大効果をもつ。

もう１つの家族変数である子供数は，金融資産を減少させ，住宅ローンを増加させ，実質金融資産を減少させている。子供の数が多いことは資産形成に不利な効果をしめしている。

住宅の所有は，金融資産を高めるが，住宅ローンをおおきく増大させるために，純金融資産を減少させている。住宅を取得する人には，購入するだけでなく相続する人もいるので，金融資産への増大効果がどのような実態を反映しているか特定することは難しい。つまり，相続した人が貯蓄をする，購入者が購入資金以上の十分な預貯金をしている，購入者が購入後に貯蓄をする，などの実態を想定できる。しかし，相続贈与変数で相続による貯蓄効果がコントロールされていることを考慮すると，住宅購入層の特徴が反映されていると評価するのが妥当であろう。

相続贈与は，不動産だけでなく，金融資産および純金融資産も増加させ，結果として純資産を増大させている。さらに，興味深いのは，住宅ローンへの偏回帰係数 b が０に近く，相続贈与を受けても住宅ローンが減少しないことである。これは，不動産相続の場合はローン借入がなく，住宅購入の場合は購入資金の不足分を贈与によって補うために，ローン借入額の減少がみられないのだろう。

上世代同居変数が住宅ローンを減少させ，不動産を増加させる効果が大きかったのにくらべると，相続贈与は金融資産と不動産を増加させていた。つまり，上世代と同居することと相続贈与を受けることは，たがいに異なる資産形成効果をもつといえる。標準偏回帰係数 β の数値を比較すると，相続贈与は夫年収より小さいが，他の世帯員年収より大きい。下野(1991：100)は，シミュレーション分析から，所得の高低にかかわらず相続遺産・贈与額が資産形成におおきく影響すると指摘した。ここでの分析結果は，それを支持するもので，相続贈与が所得とは別個に保有資産額をおおきく左右することを

しめした。

各資産にたいする独立変数の影響力を標準偏回帰係数 β で比較してみると，夫と他世帯員の年収，夫年齢，相続贈与などの効果が一貫して強い。また，決定係数 R^2 は，不動産と純資産でそれぞれ.337 と.331 と比較的高く，ついで金融資産が.262，そして住宅ローンと純金融資産が.171 と.178 となっている。これらの数値は，比較的良好な説明力をもつことをしめし，上記の変数が強い影響力をもつことをあらわしている。

表6は，図3および図5でみたように住宅ローンと不動産の保有額の分布に大きな偏りがあったので，住宅ローンのある世帯と不動産所有世帯にそれぞれ限定して，さらに住宅所有変数をのぞいて分析したものである。その結果，回帰係数の値にいくつか相違があらわれた[11]。

対象を限定することによって標準偏回帰係数 β の数値がおおきく変わったのは，第1に，住宅ローンにたいする夫年収の影響力が増大したことであ

表6　住宅ローンと不動産の重回帰分析

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（分析対象）	
独立変数	住宅ローン （住宅ローンのある世帯）	不動産 （不動産所有世帯）
都市規模	100.4(.10)*	278.6(.14)**
夫年齢	−25.3(−.18)**	37.5(.14)**
夫年収	1.1(.29)**	2.4(.33)**
妻年収	0.6(.09)*	1.7(.11)**
他の年収	0.7(.14)**	2.5(.21)**
上世代同居	−89.9(−.03)	821.6(.13)**
子供数	60.1(.04)	33.1(.01)
相続贈与	.1(.07)	843.6(.14)**
定　数	1150.7**	−1918.8**
R^2	.132	.246
(N)	*(525)*	*(1058)*

* 5％水準で有意　** 1％水準で有意　R^2 自由度調整済み決定係数　*(N)* サンプル数

る(表5で.19，表6で.29)。これは，住宅購入者に限定されることによって，夫年収の借入返済能力の相違が明確にあらわれたものである。第2の相違は，不動産にたいする相続贈与の効果が弱まったことである（表5で.23，表6で.14)。これは，保有不動産額についての相続贈与経験有無別の格差が，不動産の非所有者を含めた場合にくらべて，所有者内部では小さいからである。

これらの相違はあるが，いずれも，表5の結果に現れた各資産への影響関係の基本像を覆すようなものではなかった。そこで，表5の変数に階層的地位変数を追加して分析を進めた。追加をしても，表5でもちいた各変数の回帰係数そして決定係数は，ほとんど変わらなかった。そのため，追加した変数の結果についてのみ言及する。

4-3 階層的地位と資産

表7は，階層的地位変数である夫・妻の教育年数および職業威信を，基本

表7 夫婦の教育年数・職業威信を追加した重回帰モデル（有配偶者世帯）

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（単位：万円）				
独立変数	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	純資産
都市規模	9.5(.01)	72.9(.10)**	−61.5(−.04)	80.9(.04)	7.4(.00)
夫年齢	32.6(.17)**	−25.6(−.25)**	59.7(.29)**	60.6(.21)**	124.6(.31)**
夫年収	1.5(.27)**	.8(.26)**	.7(.11)**	2.7(.33)**	3.6(.30)**
妻年収	1.3(.12)**	.4(.07)*	1.0(.08)**	2.1(.13)**	2.8(.12)**
他の年収	2.0(.21)**	.3(.06)*	1.7(.17)**	2.9(.21)**	4.9(.25)**
上世代同居	100.6(.02)	−194.4(−.09)**	217.1(.05)	860.4(.13)**	988.6(.11)**
子供数	−172.6(−.08)**	47.9(.04)	−234.7(−.10)**	44.9(.01)	−274.7(−.06)*
住宅所有	376.5(.08)*	811.1(.32)**	−457.4(−.09)**	——	——
相続贈与	.1(.15)**	−.0(−.05)	.2(.17)**	1207.0(.19)**	1517.6(.17)**
夫教育年数	49.8(.07)	−5.1(−.01)	53.1(.07)	84.2(.07)	147.8(.09)*
妻教育年数	34.0(.03)	−6.6(−.01)	46.9(.04)	44.9(.03)	118.8(.06)
夫職業威信	7.6(.04)	−.4(−.00)	8.2(.04)	−13.6(−.05)	−15.7(−.04)
妻職業威信	5.4(.02)	−5.1(−.04)	9.6(.04)	2.8(.01)	17.3(.04)
定数	−3267.5**	652.0*	−3983.3**	−4440.0**	−8946.7**
R^2	.287	.182	.182	.346	.368
(N)	*(973)*	*(1117)*	*(959)*	*(953)*	*(861)*

* 5％水準で有意　** 1％水準で有意　R^2 自由度調整済み決定係数　*(N)* サンプル数

モデルに追加投入した結果である。全般に，夫と妻それぞれの教育年数が長い方が，そして威信的地位が高い方が，住宅ローンが少なく，その他の各資産が高くなっている[12]。しかし，ほとんど有意にはなっておらず，職業威信を使用しているので夫婦ともに就労している世帯に分析対象が限定されている。

そこで，夫婦の威信にかえて，夫の各種職業変数を投入したモデル(表８)，そして妻の職業変数を投入したモデル（表10）によって職業的地位の影響を

表８　夫職業にかんする変数を追加した重回帰モデル（有配偶者世帯）

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（単位：万円）				
独立変数	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	純資産
都市規模	49.9(.04)	62.0(.09)**	−17.9(−.01)	127.2(.06)**	90.3(.03)
夫年齢	27.7(.15)**	−19.8(−.24)**	47.8(.25)**	40.7(.16)**	90.4(.24)**
夫年収	1.7(.31)**	.5(.19)**	1.2(.20)**	2.4(.30)**	3.7(.32)**
妻年収	.9(.08)**	.3(.05)*	.7(.06)*	1.6(.10)**	2.3(.09)**
他の年収	1.4(.15)**	.4(.08)**	1.0(.10)**	2.5(.19)**	3.6(.18)**
上世代同居	187.6(.04)	−170.9(−.08)**	278.0(.06)*	950.9(.14)**	1177.5(.12)**
子供数	−146.4(−.06)**	58.6(.06)*	−216.9(−.09)**	59.9(.02)	−235.6(−.05)*
住宅所有	423.7(.09)**	749.8(.33)**	−348.6(−.07)*	——	——
相続贈与	.2(.18)**	−.0(−.04)	.2(.20)**	1420.9(.22)**	1676.9(.18)**
夫ホワイト	313.6(.07)**	95.3(.05)	193.9(.04)	277.3(.05)	418.0(.05)
夫農業	−499.6(−.05)	−90.2(−.02)	−428.7(−.04)	−109.9(−.01)	−462.7(−.02)
夫自営	188.9(.04)	102.6(.04)	103.6(.02)	959.3(.14)**	971.0(.10)**
夫規模	3.7(.00)	26.7(.04)	−25.6(−.02)	−6.2(−.00)	−78.7(−.03)
夫役職	−50.5(−.02)	−50.3(−.05)	26.3(.01)	73.8(.02)	112.1(.02)
夫無職	522.1(.08)*	93.6(.03)	420.0(.06)	459.5(.05)	764.3(.05)
定数	−1802.0**	118.9	−1882.2**	−2810.5**	−4692.1**
R^2	.269	.173	.179	.349	.339
(N)	*(1404)*	*(1643)*	*(1387)*	*(1379)*	*(1243)*

* 5％水準で有意　** 1％水準で有意　R^2 自由度調整済み決定係数　(N) サンプル数

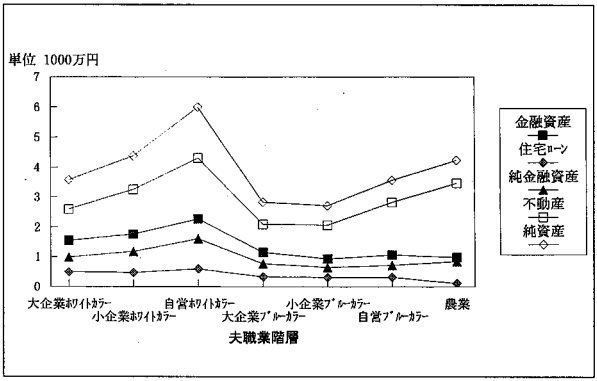


図 9　夫職業階層別の世帯資産
有配偶者世帯

検討した。表 8 の結果では，有意で強い効果をみせた変数は少ない。夫がホワイトカラーの場合に金融資産を，自営の場合に不動産・純資産を増大させる一方で，無職の場合も金融資産を増大させていた。

図 9 は，夫（就労者）の職業階層を 7 分類にして各資産平均値をしめしたもので，表 8 の結果を確認できる。ホワイトカラーの金融資産・純金融資産は，大企業（300 人以上）・中小企業（300 人未満）・自営（家族従業員を含む）のいずれも，ブルーカラーと農業のそれよりも高くなっている。また，自営の不動産および純資産は，ホワイトカラーとブルーカラーのいずれの中においても，被雇用者のそれよりも高くなっている。単純化していえば，ホワイトカラーは金融資産中心，自営は不動産中心の資産階層で，とくに自営ホワイトカラーは金融資産および不動産の双方を所有する富裕な資産階層としての特徴が強いといえる。

表 9 は，未婚者を含んだ回答者およびその配偶者について，性別・年齢段階別にみた無職率である。男性の無職率は，50 歳代で少し，そして 60 歳代で急激に上昇するが，40 歳代以下ではきわめて少ない。つまり，表 8 でみられた，無職が金融資産を増大させる効果は，定年退職にともなう退職金によるものと考えられる。

表 9　性別×年齢段階別にみた無職率

性別	年齢段階 20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代	全体	*(N)*
男性	2.6%	0.6%	1.1%	6.5%	34.0%	9.9%	*(2051)*
女性	62.0%	50.2%	29.2%	37.0%	63.5%	43.6%	*(2118)*

(N) 性別サンプル数

表 10　妻職業にかんする変数を追加した重回帰モデル（有配偶者世帯）

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

独立変数	従属変数（単位：万円） 金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	純資産
都市規模	51.0(.04)	63.1(.09)**	−17.5(−.01)	118.3(.06)*	79.9(.03)
夫年齢	30.0(.17)**	−19.7(−.24)**	50.1(.27)**	42.8(.17)**	96.0(.26)**
夫年収	1.6(.29)**	.5(.19)**	1.1(.18)**	2.3(.30)**	3.5(.31)**
妻年収	.9(.08)**	.2(.03)	.9(.07)*	1.3(.07)**	1.9(.08)**
他の年収	1.4(.15)**	.4(.08)**	1.0(.10)**	2.4(.18)**	3.5(.18)**
上世代同居	198.2(.04)	−173.9(−.08)**	296.6(.06)*	948.9(.14)**	1181.7(.12)**
子供数	−149.4(−.07)**	54.8(.05)*	−212.7(−.09)**	64.5(.02)	−224.4(−.05)*
住宅所有	445.6(.09)**	733.0(.32)**	−308.4(−.06)*	——	——
相続贈与	.2(.17)**	−.0(−.05)*	.2(.19)**	1482.0(.23)**	1762.2(.19)**
妻ホワイト	206.6(.05)	73.5(.04)	83.2(.02)	464.8(.07)*	518.7(.06)
妻農業	−965.7(−.08)**	−178.8(−.03)	−807.2(−.07)*	−1282.4(−.08)**	−1908.2(−.08)**
妻自営	619.0(.11)**	162.5(.06)	470.5(.08)*	1820.4(.22)**	2414.6(.20)**
妻規模	15.9(.01)	19.4(.02)	3.1(.00)	98.9(.04)	130.9(.04)
妻役職	658.0(.10)**	−6.0(−.00)	730.9(.10)**	606.8(.06)**	1535.2(.11)**
妻無職	602.1(.14)**	31.8(.02)	576.6(.13)**	953.0(.16)**	1599.6(.18)**
定数	−2089.2**	165.4	−2234.3**	−3328.4**	−5769.3**
R^2	.285	.172	.196	.373	.369
(N)	*(1404)*	*(1643)*	*(1387)*	*(1379)*	*(1243)*

* 5％水準で有意　** 1％水準で有意　R^2 自由度調整済み決定係数　*(N)* サンプル数

表10は，妻の職業諸変数を加えた分析結果だが，夫の職業変数にくらべて，有意な効果をしめす変数が多い。妻が農業の場合は，住宅ローンも含めて各資産に減少効果がみられる。しかし，妻が自営である場合そして役職に就いている場合，住宅ローンをのぞく各資産を増大させている。

妻の職業変数についての偏回帰係数 b は，夫の職業変数のそれより大きく，プラスの数値になっているものが多い。妻の所得の効果は妻年収変数に現れているはずなのに，妻の職業変数の多くが資産増大効果をしめし，住宅ローンにたいしても増大効果をみせている。既存研究でも，妻の就労が貯蓄率を高めて保有資産額を増大させると報告されている（樋口，1990：196－204；高山・山崎・桜井，1996)。妻の就労は家族周期的な目的をもった貯蓄および資産形成に連動しているために，増大効果をみせたと考えられる。つまり，子供の教育や結婚の資金，住宅購入，老後の資金などの目的のために，所得の多くを貯蓄やローン返済にあてるケースが多いため，妻年収の効果をコントロールしても，妻の職業変数の効果がより強く現れたといえよう。

妻無職変数は，住宅ローン以外の各資産にたいして有意で強い増大効果をもっていた。しかし，表9をみると女性の無職率は，男性とは異なって各年齢層で高い率となっている。無職の妻は，一般的に，家事労働や倹約での貢献を別にして，所得をとおして資産形成に貢献することはない。つまり，妻無職の効果は，妻が就労による所得を得る必要のない層，または一定の資産を蓄積した層の特徴として現れている。いいかえれば因果関係はむしろ逆であって，一般的には，妻の就労とその所得は世帯内の経済的必要を補っているのであって，妻が無職なのは十分な夫の所得または資産保有によって就労する必要がないためだといえよう。

各資産を従属変数とした重回帰分析の結果から，資産格差におおきく作用していたのは，年齢，所得とくに夫の年収，相続贈与であった。年齢および家族周期の影響は小さくないが，加齢および家族周期の進展は誰しも通過するものであり，資産格差を直接的に規定する主要な社会的要因は所得と相続贈与であった。

夫と妻の階層的地位変数を追加しても，決定係数はほとんど変化せず，そ

れらの回帰係数に有意で強い直接的影響力はあまり認められなかった。図9でみた夫職業階層別の資産格差は大きいものだったが，そこでの統計量は所得の影響をコントロールしたものではなかった。つまり，職業という階層的地位は資産に直接的に影響するのではなく，所得をとおして資産形成に間接的に影響しているのである。

5．世代間階層移動と相続贈与

資産格差を直接的に規定する要因を分析してきた結果，次のような分析結果がえられた。

(1)居住する都市規模は，それが大きいほど，金融資産と不動産資産に増大効果をしめしたが，住宅ローンにも増大効果をもっていた。都市規模は，資産にたいしてプラスとマイナスの効果をもち，それらが相殺されてネットの資産（純金融資産と純資産）には効果をもっていなかった。

(2)年齢（加齢）は，住宅ローンを減少させ，その他の資産変数を増加させ，資産を蓄積させる効果があった。家族周期的にみても，子供の就学段階が高まることによって住宅ローンが減少し，他の資産が増大していた。しかし，子供が義務教育段階にある場合は，住宅購入にともなう制約があった。また，子供数が多いことは資産形成に不利であった。

(3)所得（年収）は，それが高いほど，住宅ローンにも増大効果をもっていたが，他の各資産に（とくに金融資産と不動産に）増大効果をしめし，とくに夫年収の効果が強かった。

(4)住宅の所有は，金融資産を増大させるが，住宅ローンをおおきく増大させ，純金融資産を減少させており，これらは住宅購入による効果と考えられる。

(5)上の世代との同居は，住宅ローンを少なくし，不動産および純資産を増大させていた。他方で相続贈与は，金融資産と不動産を増加させ，ネット資産（純金融資産と純資産）をおおきく増大させていた。上の世代との関係としての同居と相続贈与は，たがいに異なる資産効果をもっていた。

(6)各資産にたいする効果は，年収，年齢，相続贈与がきわめて強く，その中でもとくに夫の年収が一貫して強い効果をしめした。

(7)夫の職業については，そのほとんどが有意な効果ではなかったが，ホワイトカラーおよび無職が金融資産，自営が不動産を増大させていた。

(8)妻の職業については，農業が資産減少効果，自営および役職が増大効果をしめした。妻の就労は，一般的には，家族周期的な資産形成や経済的必要という明確な目的によっておこなわれていると考えられる。

資産形成の直接的規定要因として影響力が強かった所得，年齢，相続贈与などの各変数は，これまで指摘されてきた知見と一致するものであった。所得額にしたがう資産形成，そして加齢・家族周期というライフサイクルにもとづく資産蓄積の効果は，絶対所得仮説とライフサイクル仮説が二者択一の関係にあるのではなく，双方とも一定の説明力をもつことをしめしている。加齢と家族周期というライフサイクル的な資産蓄積および制約は誰しも経験する。したがって，社会的不平等という意味での資産格差を形成する社会構造は，所得格差をもたらす構造と，相続贈与という世代間移転構造である。

所得格差をもたらす社会構造として，教育・職業など階層的地位の移動つまり世代間階層移動という間接的メカニズムが考えられる。冒頭に述べたように，世代間階層移動の既存研究では，「親の教育・職業→子供の教育・職業→子供の所得」という連鎖的な階層メカニズムが確かめられている。つまり，世代間階層移動は，所得を媒介にして間接的に資産格差をもたらしているのである。この階層メカニズムは，本稿での分析結果にあてはめていえば，有配偶者世帯では主として夫を介してあらわれていた。他の世帯員は，所得のある場合，このメカニズムを補強していた。

資産格差をつくりだす社会構造的メカニズムは，所得を媒介にした世代間階層移動という間接的なメカニズムと，相続贈与による世代間移転という直接的メカニズムとの2つが主要なものである。前述した下野（1991：134）の指摘では，遺産相続額と教育投資が正の相関関係をもち，2つのメカニズムが補強しあっているとされていた。しかし，相続贈与額と教育の相関係数 r

を検討すると，そうした補強関係はみられなかった。相続贈与額との相関係数は，夫の教育年数と－.006，妻の教育年数と－.029であった[13]。これらの数値は，相関関係がほとんどないレベルのものである。つまり，相続贈与と階層移動は，たがいに補強しあっているのではなく，たがいに独立して資産格差をもたらしていると考えられる。

しかしながら，本稿では，親の階層的地位が相続贈与に影響するかを検討していない。もし，親の教育や職業が相続贈与に影響するならば，世代間階層移動という間接的メカニズムとともに，相続贈与という直接的移転メカニズムも階層的に規定されており，階層構造が資産格差の世代間固定化を導いていることになる。これらより，親の階層的地位と相続贈与の関連を検討することが，次に検討すべき重要な研究課題となる。

注

1）純資産は正味資産や総資産と呼ばれることが多い。しかし，ここでは負債が住宅ローンに，そして実物資産が土地・住宅に限定されているため，正味資産という用語を避けた。

2）ライフサイクルおよび家族周期の段階にしたがった資産形成を確認する必要があるので，有配偶者世帯への限定をおこなった。この限定によって除外されるのは，未婚そして死別・離別の者である。

3）厳密な比較とはいえないが，表2の平均値で純資産中の不動産の比率を計算すると，1984年で81.9%，1989年で83.7%，1995年で73.9%となり，土地資産の急落が現れている。耐久消費財を含む実物資産について，正味資産中での比率を計算したものでは，1975年で67.6%，1984年で63.4%や85.3%，1989年で86%などが報告されている（経済企画庁，1988；高山，1992：7－8；高山・有田，1996：5）。

4）資産収益率とは，資産が多いほど有利な投資機会があって収益率が高まるため，資産の多寡によって運用収益率が異なることを意味する。制度的要因とは，金融制度，金利，税制，相続制度などの要因などをさす。

5）その後の理論モデルおよび実証研究の展開は，大澤（1990）に詳しい。

6）有配偶者世帯での持家率（マンションを含む）は，全体で77.5%，20歳代から60歳代まで37.4%，60.7%，80.6%，88.7%であった。また，『家計調査』や『全国消費実態調査』のデータでは，50歳代後半で80%から90%程度の持家率が報告されている。

7）回答者より下の世代の同居世代数，世帯員数なども分析したが，それらの回帰係数は統計的に有意な効果をしめさなかった。

8）金額を対数変換した変数による分析もおこなったが，分析結果をおおきく変える結果にはならなかった。ここでは，回帰係数の解釈性を優先して，対数変換しないでおこなった分析結果をもちいる。

9）夫年齢を2乗した変数を投入した分析もおこなったが，その回帰係数は有意にならず，決定係数もほとんど増加しなかった。

10）上記の注6）に記したように，持家率は40歳代まで急増し，40歳代以降はゆるやかに上昇している。『家計調査』や『全国消費実態調査』のデータでも同じ傾向が報告されている。

11）表5とくらべて，決定係数 R^2 が減少しているが，これは分析対象が住宅と不動産それぞれの所有者に限定されたためである。

12）夫と妻の教育について，高卒と大卒をそれぞれあらわす学歴ダミー変数による分析もおこなった。その結果，住宅ローンをのぞく各資産について，学歴の高いほうがより大きな増大効果をしめしたが，それらのほとんどが有意ではなかった。

13）相続贈与と学歴ダミー変数（注12参照）の相関係数 r も分析した。しかし，夫の高卒で.005，大卒で－.030，妻の高卒で－.032，大卒で.016で，教育年数での分析と同様に相関関係はなかった。

文　献

小沢雅子．1985．『新「階層消費」の時代』日本経済新聞社．

大澤定順．1990．「貯蓄の理論分析 ── ライフサイクル仮説の意義 ──」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい：37－69．

鹿又伸夫．1990．「不平等の趨勢と階層固定化説」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造①社会階層の構造と過程』東京大学出版会：151－67．

経済企画庁．1988，1989，1990，1996．『国民生活白書』（昭和63年，平成元年，平成2年，平成8年版）大蔵省印刷局．

下野恵子．1991．『資産格差の経済分析 ── ライフサイクル貯蓄と遺産・贈与』名古屋大学出版．

高山憲之．1980．『不平等の経済分析』東洋経済新報社．

高山憲之編著．1992．『ストック・エコノミー ── 資産形成と貯蓄・年金の経済分析』東洋経済新報社．

高山憲之・有田富美子．1994．「家計資産の分配とその変遷」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会：59－78．

高山憲之・有田富美子．1996．『貯蓄と資産形成 ── 家計資産のマイクロデータ分析』岩波書店．

高山憲之・山崎勝代・桜井俊行．1996．「既婚女性の就業パターンと家計の状況・貯蓄率」高山憲之他編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社：113－31．

高山憲之・麻布良文・宮地俊行・神谷佳孝．1996．「家計資産の蓄積と遺産・相続の実態」高山憲之他編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社：134－73．

橘木俊詔．1990．「ライフサイクルと資産選択」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい：71－91．

橘木俊詔・下野恵子．1994．『個人貯蓄とライフサイクル』日本経済新聞社．

富永健一．1979．「社会階層と社会移動の趨勢分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会：33－87．

Modigliani, A. and R. Brumberg. 1954. "Utility Analysis and Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data" in *Post Keynesian Economics*, edited by K. K. Kurihara, Rutgers University Press.

樋口美雄．1990．「ライフスタイルの変化と就業行動・貯蓄行動」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい：165－217．

樋口美雄．1994．「大学教育と所得分配」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会：245－78．

労働大臣官房政策調査部編．1991．『資産格差 ── 豊かな住生活と資産形成に向けて』大蔵省印刷局．

連合総合生活開発研究所．1992．『現代の分配を考える ── 〝バブル〟をめぐる資産所得格差問題』連合総合生活開発研究所．

付記：この研究は1995年SSM調査研究の一環としておこなわれた。また，データの使用および結果の発表にあたって，同研究会の許可をえた。