

借り入れ制約と親からの移転と消費行動

坂本 和靖

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

本稿では、1990年代後半から2000年代にかけて、どのような家計が借り入れ制約に陥っているかについての検証と、それがもたらす消費関数の推計上のバイアスについて検証した。

経済学において、借り入れ制約が消費に与える影響について論じた先行研究は実に多い。特に、Jappelli (1990)、小原・ホリオカ (1999) などでは、消費関数の推計時に、借り入れ制約者がサンプルとして含まれることで、「借り入れ制約に直面している家計の場合は、現行所得と消費が大きな相関をもつ」という理由から、現行所得の効果が過大に推計される推計バイアスを考慮した推計が行われている。本稿では、上記のような借り入れ制約下の家計が含まれることによる推計バイアス問題だけでなく、どのような家計が借り入れ制約に陥っているのかについても詳しく論じたいと思う。

本稿の特徴として、以下の3点を挙げるができる。第一に、借り入れ制約と世帯内支援、親の経済状況との関連性について検証している点である。これは、本稿で用いる「消費生活に関するパネル調査」(以下、JPSC) から詳細な家族に関する情報を得ることで可能となった。

第二に、先行研究にはない新しい手法(ヘックマンプロビット)を用い、借り入れを希望する者が、その後、金融機関から信用供与されるか二段階に分割している点である(第3節)。これまで、単一プロビット、同時プロビットによって分析が

行われてきたが、二段階かつサンプルセレクションを考慮することで、より正確に借り入れ制約の問題を検証した。

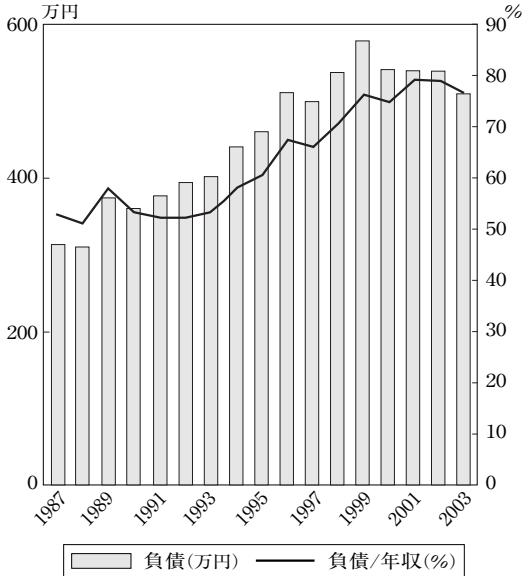
第三に、パネルデータの特徴を生かしたセレクションモデルを用いて、消費関数を推計している点にある(第4節)。ここでは、Wooldridge (1995, 2002) の手法にならない、サンプルセレクションバイアスを考慮した固定効果推計を行った。

本稿の構成は以下のようにになっている。第2節では、1990年代後半から2000年代における日本の家計における借り入れに関する状況を概観し、第3節では、JPSCの1998年(wave6)～2004年(wave12)のデータを用いて、世帯主年齢が20歳代～60歳代である有配偶世帯における、借り入れ制約に直面している家計割合を計算し、また、家計が借り入れ制約に直面する決定要因についての分析を行う。最後に、第4節では、借り入れ制約者による推計バイアスを考慮した消費関数の推計を行っている。

2. 家計の借り入れ状況

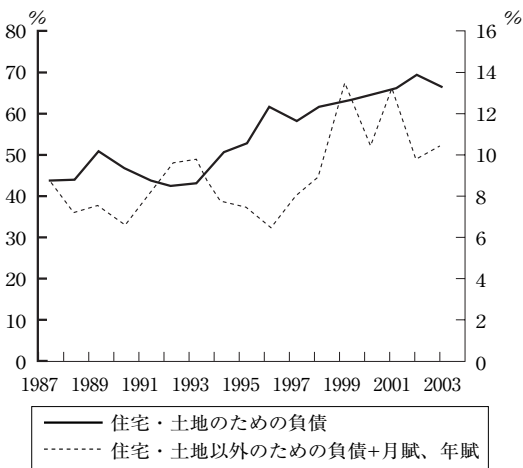
1990年代後半から2000年代にかけて、家計における債務負担は増加の一途をたどっている。「家計調査(貯蓄・負債編)」によれば、1世帯あたりの負債平均残高は、1990年の359.2万円から1999年の573.3万円をピークに上昇し、その後は徐々に減少するものの、(300万円台だった1980年代後半から1990年前半と比べると)2003年には508.0万円と高止まりしている。また年収比(負債÷年収)で

図表-1 債務負担年収比 (1987~2003年)



資料: 総務省「家計調査」、「貯蓄動向調査」

図表-2 1世帯あたりの負債の残高と年収比 (1987~2003年)



資料: 総務省「家計調査」、「貯蓄動向調査」

左軸: 住宅・土地のための負債 (%)

右軸: 住宅・土地以外のための負債 (%)

みた場合、1999年以降も伸び続けており、過去最高水準の高さで推移している (図表-1)。

この債務負担増加の要因は2つ考えられる。第一の要因は、住宅需要の増加である。1996年の消費税率上昇前の駆け込み需要、1999、2001年の税制改革に伴う、住宅ローン控除による住宅購入の

需要増大、さらに2004年は、住宅ローン控除の規模縮小を見込んだ駆け込み需要が発生しており、1990年代以降の住宅ローン保有者割合は増加傾向にある。

第二の要因は、住宅ローン以外のローンの増大である。「住宅・土地以外のための負債、月賦、年賦」の年収に対する比率が、1999年に初めて10%を超えるなど、住宅ローン以外の借り入れも増加している (図表-2)。この背景には、まず金融機関の貸出部門における競争に伴い、貸し出し条件の緩和、利用手続きの簡便化が進み、借り入れがしやすくなったこと (供給側要因)、そして、所得の伸び悩みから、家計補填のため借り入れる世帯が増えたこと (需要側要因) が考えられる。

このような債務負担の増加は、所得が伸び悩む景気低迷期においては、家計収支に占める借り入れ返済割合の増加を意味しており、近年では、債務不履行となる者、あるいはすでに多額の借り入れを行い、借り入れ申請が (一部) 認められない者など、借り入れ制約に直面している家計が増加している。本稿では、上記のように、家計において、借り入れが大きな位置を占めるようになった1990年代後半以降から2000年代にかけての家計を対象に分析を進めていく。

3. 借り入れ制約に関する分析

(1) 借り入れ制約と親からの移転

本稿での焦点の一つは、どのような家計が借り入れ制約に陥るのか、という点をより深く掘り下げる点にある。特にここで注目したのは、家族間の繋がり、世帯内借り入れ・支援である。

借り入れ制約と親からの移転に関する先行研究は、Cox (1987) の理論研究を嚆矢とし、Cox (1990)、Cox & Jappelli (1990)、Altonji, Hayashi and Kotlikoff (1997) などの1970年代から80年代の米国を事例とした実証研究において、所得に対して十分な資産がある家計は、親からの移転 (金銭的移転のみならず、現物での移転も含め) が行われないうこと、また、本稿でも用いている借り入れ制約ダミー (借り入れを断られた、借り入れし

図表-3 借り入れ制約経験家計の割合(借り入れ制約A) 単位: %

コーホートA(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
定義1	5.0	5.4	4.9	5.5	5.7	-	-
定義2	6.5	6.8	5.9	6.8	6.8	-	-
定義3	9.8	10.2	9.4	9.1	9.9	-	-
コーホートB(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
定義1	4.7	5.1	5.9	6.2	5.8	-	-
定義2	6.2	7.0	7.2	8.0	7.6	-	-
定義3	8.1	10.7	10.8	9.3	11.1	-	-
コーホートC(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
定義1	-	-	-	-	-	6.8	-
定義2	-	-	-	-	-	8.0	-
定義3	-	-	-	-	-	13.4	-

どの資金制約が存在する状態をさしている。JPSCでは、借り入れ制約について、以下のような質問を行っている(1993、1998~2002年では過去の経験を含めたものを、2003年以降は過去一年以内の借り入れの際に限定されたもの)。

たかったがあきらめた者を1、それ以外を0としたダミー)は親からの所得移転を増加させる効果があることを示している。さらにCox(1990)では、家計が借り入れ制約に直面する理由を、借り入れ制約下にはない家計とのつながりがないことを強調している。1990年代後半から2000年代にかけての日本においても、借り入れ制約に対して、家族からの援助が果たして機能していたのだろうか。この点に注目しながら、分析を進めていきたい。

家計が借り入れ制約下にあるかどうかは、経済学のモデルにおいて、支出行動を分析する上で、非常に有用な情報であるが、一般的には、実際にどの家計がその制約下にあるかは捕捉することが難しく、先行研究では、カード保有の有無(新谷1994)、流動資産/年収(Zeldes 1989)などの様々な指標が用いられている。しかしながら、本稿で用いたJPSCでは、借り入れ制約に直面しているかについて判断できる質問を有している(後述)。ここではこれを活用し、借り入れ制約と親からの移転とに関連がみられるか検証したいと思う¹⁾。

(2) 借り入れ制約の定義

ここで扱う「借り入れ制約」とは、お金を借りようとしたとき、①貸し出し機関の与信(商取引において取引相手に信用を供与すること)を受けられなかった場合、②借り入れ機関から借り入れ額を制限される場合、③あるいは借り入れる側自身が借り入れを行う前からあきらめている場合な

問A あなたは、借り入れをしたかったのに、断られたことがありますか。(〇はいくつでも)

1. 断られたことがある
2. 認められたが減額されたことがある
3. ない

問B あなたは、借り入れをしたかったのに、断られることを見込んで最初からあきらめたことがありますか。

1. 最初からあきらめたことがある
2. ない

以上の設問を生かし、「借り入れ制約」を3種類に定義する。まず、第一の定義(以下「定義1」)は、「借り入れを申し込んだが断られた(問Aで1を回答=①)」場合のみとする。第二の定義(定義2)は、定義1に加えて、「借り入れを申し込んだが減額された(問Aで2を回答=②)」場合も含めたもの(つまり、①+②)とする。第三の定義(定義3)は、定義2に加えて、「実際に断られたことはないが、断られると見込んで最初からあきらめたことがある(問Aで3、問Bで1を回答=③)」場合まで含めたもの(つまり、①+②+③)とする。定義1が最も狭い定義で、定義3が最も広い定義ということになる。これらの定義は、小原・ホリオカ(1999)、白石・松浦(2002)にしたがっている。

図表-4 借り入れ制約経験家計の割合(借り入れ制約B)

単位: %

コーホートA(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
定義1	-	2.4	2.1	2.8	2.1	1.5	1.9
定義2	-	2.8	2.5	3.1	2.5	1.8	2.2
定義3	-	4.2	4.2	4.0	3.6	3.5	4.2
コーホートB(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
定義1	-	2.8	3.2	2.7	3.1	3.2	1.4
定義2	-	4.2	3.2	3.6	3.6	3.2	1.4
定義3	-	5.6	5.0	3.6	5.3	5.4	4.6
コーホートC(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
定義1	-	-	-	-	-	-	2.1
定義2	-	-	-	-	-	-	2.7
定義3	-	-	-	-	-	-	5.2

4)。また双方において、若いコーホートほど、借り入れ制約に直面する傾向が見られた。

(4) 借り手(家計)と貸し手(金融機関)それぞれの要因

本節では、どのような家計が、前節で示した「借り入れ制約」に直面しないし、経験して

Jappelli (1990)、小原・ホリオカ (1999)、松浦・白石 (2004) では、過去の借り入れ制約が現在も続いているという仮定を置いていた。以下では、その仮定にならった借り入れ制約(借り入れ制約A)とともに、過去1年以内に借り入れ制約に直面したもののみに限定した借り入れ制約(借り入れ制約B)についても併せてみたいと思う。

いるのかについて考察する。以下では、ヘックマンプロビット分析(Binary Response Model with Sample selection、サンプルセレクションプロビット分析)⁵⁾を用いて、借り入れ制約に直面する家計の特徴をとらえたい。

(3) 借り入れ制約に直面(経験)している家計割合の推移

まず、過去に借り入れ制約を経験している、「借り入れ制約A」²⁾では、コーホートA³⁾、B⁴⁾とともに、広義の借り入れ制約(定義3)に陥った家計の割合は全体の約9~11%あたりで推移しており、この6カ年で大きな変化はみられないものの、同データの1993年の8.5%(小原・ホリオカ 1999)と比べると上昇していることがわかる(図表-3)。2003年以降、質問内容がこの1年以内に借り入れ申請を行った人(あるいは行おうとした人)に限定した質問形式に変更しているため、接続が難しいので、2003年以降の数値は割愛している。

小原・ホリオカ(1999)では、単一プロビット分析を用いていたが、これについて、白石・松浦(2002)は、定義3などのように、「借り入れ申請をあきらめた」を含む場合、単一プロビット分析では、借り手(家計)が貸し手(金融機関)の反応を予想して行動しているため、借り手と貸し手の行動を識別できない可能性が高いことを指摘し、その問題を解決するために、借り手側、貸し手側にモデルを分割し、同時決定プロビット分析を用いている。

本稿ではさらに、調査対象者が全員借り入れを希望しているわけではないことを考慮すると、同時決定プロビットよりも、まず借り入れを希望するかどうか、次に、借り入れを希望した者が金融機関から信用を供与されるか否かに分けた分析を行うべきであると考え。このことを考慮するため、ヘックマンプロビット分析を行った。

「借り入れ制約B」では、この1年以内に借り入れをしたかったが、借り入れ制約に直面した者(2003年~)、また前年(t-1年)まで借り入れ制約下にいなかったものの、当該年(t年)に新規に借り入れ制約に直面した者を対象としている(1998~2002年)。この場合、定義3にあてはまる世帯は、(有配偶世帯全体のうち)4~5%台で推移しており、大きな変化はみられない(図表-

①借り手側(家計): 第一段階として、調査対象者が、信用供与を希望する($y_1=1$)か信用供与を希望しない($y_1=0$)かについて、峻別している。

$$y_1 = 1[x_1 \beta_1 + \varepsilon_1 > 0] \quad \varepsilon_1 \sim N(0,1) \quad (1)$$

図表-5 基本統計量

変数名	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
借り入れ制約: 定義3	3,015	0.07	0.26	0	1
信用供与希望ダミー	3,015	0.76	0.43	0	1
世帯可処分所得(対数値)	3,015	6.38	0.51	2.51	9.05
夫年収(対数値)	2,944	6.25	0.44	0	8.32
金融資産(預貯金+有価証券、対数値)	3,015	5.56	1.23	2.30	9.08
世帯貯蓄額(対数値)	3,013	5.51	1.21	2.30	8.99
ローン残高(対数値)	3,015	3.68	3.49	0	9.25
持ち家	3,015	0.68	0.46	0	1
夫年齢	3,015	37.62	5.53	23	61
夫就学年数	3,015	13.67	2.26	9	19.5
自営業	3,015	0.14	0.34	0	1
親の年収: 250万円未満	3,015	0.25	0.43	0	1
同: 250万~500万円未満	3,015	0.23	0.42	0	1
同: 500万~1000万円未満	3,015	0.15	0.36	0	1
同: 1000万円以上	3,015	0.06	0.23	0	1
14大都市	3,015	0.22	0.42	0	1
その他の市	3,015	0.58	0.49	0	1
町村	3,015	0.20	0.40	0	1
親からの移転ダミー	3,015	0.30	0.46	0	1
消費(対数値)	3,015	5.78	0.42	3.83	8.27

は、夫がサラリーマンである世帯とは異なり、事業資金を賄うためなど職業がら借り入れを行う機会が多いからである。

続いて、「金融機関側からの判断」を示す第(2)式で用いる説明変数は、春日・松浦(2000)、白石・松浦(2002)にならい、夫の所得、世帯の預金、負債、持ち家ダミー、夫の年齢、夫の就学年数、都市規模ダミー、夫の自営業ダミー、夫の就業先規模ダミーを

②貸し手側(金融機関)：第二段階として、信用供与を希望した者が金融機関から与信を供与される($y_2=1$)か、与信を供与されない($y_2=0$)かについて、峻別している。

$$y_2=1 [x_2\beta_2 + \varepsilon_2 > 0] \quad \text{if } y_1=1 \quad \varepsilon_2 \sim N(0,1) \quad (2)$$

$$\text{corr}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho$$

誤差項 ε_1 、 ε_2 はそれぞれ平均0、分散1となっており、両者の相関は ρ となっている。

ε_1 、 ε_2 の相関 (ρ) が0でない場合、貸し手側である金融機関の行動が、借り手である家計の行動に影響を与えていることをあらわしている。

借り手である「家計側の判断」を示す第(1)式では、説明変数として、世帯の可処分所得、世帯の金融資産(預貯金残高+有価証券)、持ち家ダミー、夫の年齢、都市規模ダミー、夫の自営業ダミーなどを用いる。借り入れを行うのは、現時点において、預貯金などの流動性の高い資産が少ないためであったり、手持ち現金収入が不足していることが考えられる。持ち家保有は、住宅ローンの借り入れを行っていることが考えられ、正の効果が予想される。夫の自営業ダミーを加えた理由

用いる。

家計側の判断と異なる点として、負債の返済義務が夫にのみかかるもの(債務契約者は夫)と想定して、夫本人のみの所得を用いる。また近年増加する自己破産、多重債務問題を考慮するため、現時点で抱えている負債残高の情報も加えることで、与信審査の判断材料とする。持ち家ダミーは担保として考えられるため、借り入れを受けられやすいと予想される。また金融資産ではなく、預金としたのは、「返済は流動性の高い資産から順になされる」(春日・松浦 2000: 11)ためであり、かつ有価証券を加えなかったのは、それが非常に変動的であり、保有者以外が価値を捕捉するのは困難であると考えられるからである。

さらに、本稿では、生前贈与などによる世代間移転が行われることで、借り入れ制約から逃れられるという考え(Cox 1990, 釜田 2000)、代理変数として、(妻の)親の収入を、親からの贈与ダミー(生前贈与や小遣い・仕送りなどの所得移転がある場合は1、それ以外は0)、両親持ち家ダミー(両親のどちらかの家が持ち家の場合は1、両親のどちらとも持ち家でない場合は0)を加えた。

図表-6 推計結果(借り入れ制約に直面するか)

被説明変数:	<借り入れ制約A> (1998, 2000~2002年)		<借り入れ制約B> (2000~2003年)	
	係数	頑健的 標準誤差	係数	頑健的 標準誤差
信用供与希望ダミー				
世帯可処分所得(対数値)	0.361	0.063 ***	0.299	0.061 ***
金融資産(預貯金+有価証券、対数値)	-0.469	0.028 ***	-0.444	0.026 ***
持ち家	0.627	0.059 ***	0.687	0.057 ***
夫年齢	0.028	0.005 ***	0.045	0.005 ***
夫就学年数	-0.012	0.013	-0.013	0.012
自営業	0.186	0.081 **	0.173	0.083 **
親の年収: 250万円未満 (同: 250~500万円未満)	0.020	0.065	-0.023	0.063
同: 500~1000万円未満	-0.130	0.074 *	-0.269	0.071 ***
同: 1000万円以上	-0.366	0.110 ***	-0.486	0.105 ***
13大都市 (その他の市)	-0.036	0.066	-0.050	0.063
町村	-0.377	0.069 ***	-0.319	0.068 ***
親からの贈与 定数項	-0.165 -0.013	0.059 *** 0.385	-0.280 -0.383	0.057 *** 0.373
被説明変数: 借り入れ制約A: 定義3	係数	頑健的 標準誤差	係数	頑健的 標準誤差
夫年収(対数値)	-0.078	0.122	-0.342	0.134 ***
世帯貯蓄額(対数値)	-0.229	0.034 ***	-0.168	0.045 ***
ローン残高(対数値)	0.089	0.017 ***	0.075	0.023 ***
持ち家	-0.182	0.101 *	-0.219	0.144
夫年齢	0.018	0.007 **	0.024	0.009 ***
夫就学年数	-0.059	0.020 ***	-0.009	0.026
夫就業先規模: 1~29人 (同: 30~500人)	-0.064	0.104	-0.138	0.122
同: 500人以上	-0.215	0.112 *	-0.072	0.143
自営業	0.439	0.098 ***	0.357	0.123 ***
実家持ち家	-0.165	0.139	-0.003	0.213
13大都市 (その他の市)	0.190	0.088 **	0.158	0.116
町村	-0.263	0.113 **	-0.096	0.145
親からの贈与 定数項	0.082 0.055	0.083 0.664	0.047 0.019	0.113 0.795
サンプル数	3015		2978	
Wald カイ2乗テスト	149.98		62.92	
Prob >カイ2乗	0.000		0.000	
対数疑似尤度比	-1998.104		-1668.894	
Wald test of rho=0	カイ2乗(1)=10.36		カイ2乗(1)=11.48	
	Prob >カイ2乗=0.0013		Prob >カイ2乗=0.0007	

***1%, **5%, *10%水準で統計的に有意

注: 1) 1999年、父親の収入に関する質問項目がないため、その分のデータは割愛している

2) 過去の経験を含めた「借り入れ制約」に関する質問項目は1998~2002年まで行われているため(2003年以降は当該年度(t年)に直面したかどうかについて尋ねている)、上段の「借り入れ制約A」での分析で用いたデータは2002年までとなっている。また、当該年度(t年)に借り入れ制約に直面したものに限定した「借り入れ制約B」では、前年(t-1年)に借り入れ制約に直面せず、かつ当該年度(t年)に直面しているものを峻別するため、1998年データを用いることができない

(5) 分析結果

図表-5に基本統計量を、図表-6は「借り入れ制約A」(定義3)を被説明変数とした推計結果を、図表-7に「借り入れ制約B」(定義3)を被説明変数とした推計結果を示した。

(a) 借り入れ制約A

家計が借り入れを希望するかどうか、さらに、その借り入れ希望主体が、金融機関から信用を供与されるかどうかと、二段階に分けてプロビット分析を行うと、(1)式の「家計側の判断」では、信用供与ダミー(信用供与を希望する=1、信用供与を希望しない=0)⁶⁾に対して、金融資産は負に有意となり、保持する金融資産がそれぞれ高い場合、信用供与を希望する確率は低いという結果が得られた。しかしながら、世帯の可処分所得は、予想とは異なり、正に有意となり、収入があるほど、借り入れを希望することが示されている。

この点を精査するため、(住宅ローン以外のローンの)借り入れ理由についてみると、本稿の対象である有配偶世帯(1998~2004年)では、「自動車の購入のため」にローンを抱えている世帯が最も多く(1504世帯×年)、「耐久消費、衣料などの購入のため」(416世帯×年)、「趣味・レジャーのため」(197世帯×年)が続いている。逆に「生活費の補填のため」(272世帯×年)、「借金の返済のため」(119世帯×年)となっている。これは、ある程度お金があることで、将来の収入を見越して、ローンを積極的に活用していると考えられる。

また持ち家ダミーは正に有意となっており、これは家を購入するために、住宅ローンを行っているからと考えられる。自営業ダミーの係数は負となり、サラリーマン世帯と比べて、事業を運営するためなど借り入れを行う事実と合致しない結果となった。

また、世帯内支援、親の経済状況に関する説明変数を見ると、親の収入では、(レファレンスグループである250万~500万円未満と比べて)親の所得が250万円未満では有意に正に、逆に500万~1000万円、1000万円以上では負に有意という結果が得られた。またさらに、親からの贈与ダミーは負に有意となっている。これらの結果の一つの解

釈として、親が裕福な場合、銀行や消費者信用から借り入れを行う必要がなくなることが推測される。

(2)式の「金融機関側からの判断」では、信用供与ダミー(信用供与を拒否する=1、信用供与を認める=0)に対して、負債残高は正に有意となっており、多重債務などによる貸し倒れを考慮した与信審査の結果と考えられる。持ち家は負に有意となっており、担保としての効果を有していることが確認された。

また自営業ダミーは正に有意となっており、サラリーマン世帯(就業先規模30~500人)などと比べて、借り入れを拒否される確率が高いことが示されている。夫の勤め先規模をみると、(レファレンスグループである従業員数30~500人)と比べて、500人以上の企業は、供与を断られる確率は統計的に低いことが確認された。中小企業に比べて、相対的に安定的な職場に勤めることで信用を得られやすいという結果となっている。また、実家が持ち家であることは、負となるものの有意とはならなかった。また誤差項の相関($\rho=0$)仮説が棄却されており、(1)式、(2)式の各誤差項に相関関係があり、ヘックマンプロビットを用いる意義が確認された。

(b) 借り入れ制約B

次に、パネルデータの特性を生かして、前年($t-1$ 年)、借り入れ制約に陥っていなかったサンプルが、当該年(t 年)に借り入れ制約に陥っているかどうか、新規に借り入れ制約に直面したかどうか(「借り入れ制約B」)を被説明変数とした推計結果では、(1)式については、「借り入れ制約A」とほぼ同じ結果が得られた。(2)式では、統計的に有意となる説明変数は少なくなるものの、夫年収、持ち家は負に有意となり、想定通りの結果となっている。

上記の結果を踏まえると、本稿で注目している、世帯内支援、親の経済状況は、信用供与するかどうかに関与しており、親からの贈与(生前贈与、仕送りなど)がある場合、借り入れを希望しない傾向が強いことが確認された。また、借り入れを希望した者に限ってみると、親の家が持

図表-7 推計結果(消費関数)

<借り入れ制約A>(1998, 2000~2002年)

	①OLS		②Fixed Effect		③Wooldridge	
	借り入れ制約A、定義3		借り入れ制約A、定義3		借り入れ制約A、定義3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
可処分所得	0.197	0.015***	0.076	0.024***	0.045	0.022**
夫の年齢	0.018	0.001***	0.063	0.071	0.036	0.006***
夫の就学年数	0.006	0.003*			0.053	0.071
同居家族人数	0.012	0.006**	0.003	0.017	0.023	0.015
持ち家	-0.161	0.018***	-0.164	0.035***	-0.196	0.033***
(1998年)	-	-	-	-	-	-
1999年						
2000年	0.010	0.020	-0.063	0.144	-0.095	0.127
2001年	0.017	0.021	-0.083	0.215	-0.205	0.138
2002年	-0.041	0.021*	-0.184	0.286	-0.557	0.141***
2003年						
λ					0.638	0.114***
定数項	3.799	0.102***	3.111	2.538	2.968	0.135***
サンプル数	2,795		2,795		2,795	
F値	58.77		9.53		43.58	
Prob > F	0.000		0.000		0.000	
R-squared	0.1444		0.093		0.1821	
F test H ₀ : 全個体特集効果=0			3.030			
Prob > F			0.000			

<借り入れ制約B>(2000~2003年)

	①OLS		②Fixed Effect		③Wooldridge	
	借り入れ制約B、定義3		借り入れ制約B、定義3		借り入れ制約B、定義3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
可処分所得	0.233	0.015***	0.001	0.024	0.085	0.022***
夫の年齢	0.019	0.001***	0.288	0.269	0.051	0.006***
夫の就学年数	0.002	0.003			0.068	0.078
同居家族人数	0.016	0.006**	-0.014	0.019	0.027	0.014*
持ち家	-0.164	0.018***	-0.129	0.040***	-0.197	0.032***
1998年						
1999年						
(2000年)	-	-	-	-	-	-
2001年	0.005	0.020	-0.254	0.270	-0.354	0.241
2002年	-0.049	0.021**	-0.577	0.539	-1.199	0.252***
2003年	-0.047	0.021**	-0.816	0.808	-1.687	0.283***
λ					1.163	0.205***
定数項	3.606	0.103***	-4.783	10.024	2.860	0.139***
サンプル数	2,755		2,755		2,755	
F値	68.82		3.48		49.74	
Prob > F	0.000		0.001		0.000	
R-squared	0.167		0.076		0.2027	
F test H ₀ : 全個体特集効果=0			2.900			
Prob > F			0.000			

***1%、**5%、*10%水準で統計的に有意

注: Wooldridgeの推計では、year dummyは、 λ との交差項 (year dummy $\times \lambda$) となっている。また、各説明変数の平均値 (\bar{x}_i) の推計結果は割愛している

ち家である場合、信用供与を拒否されず、借り入れできることが確認された。

4. 消費関数の推計

(1) 推計方法

次に、サンプルセレクションバイアスを考慮した消費関数の推計を行う。ここでは、Heckman推計をパネルデータでの推計にまで拡張した推計方法（Wooldridge 1995, Wooldridge 2002）にならって、サンプルセレクションを考慮した固定効果パネル推計を行った。

セレクションバイアスを考慮した消費関数の推計であるが、以下では、前節までとは逆で、借り入れ制約に陥っていない者（借り入れを行う必要がなかった者、借り入れを行ったが希望額の信用を受けられた者）を1、借り入れ制約に陥った者（定義3）を0としたダミーを被説明変数とし、単一プロビット推計を行っている。ここでの選択方程式では、前節のように、「家計側の判断」、「金融機関側の判断」と二段階で分類することが難しいため、単一プロビット分析をもって、借り入れ制約に直面しないかどうか推計を行っている。続いて、借り入れ制約に陥っていない家計に限って、消費関数を推計している。具体的には、以下のような手順で行う。

まず、借り入れ制約に直面していないかどうかの選択方程式の推計を行う。ここでは、Mundlak (1978) の方法に基づき、個体特有効果は説明変数の平均値 (\bar{x}_i) に依存していることを仮定し、説明変数が x_{it} とその平均値 \bar{x}_i を用いたプーリングプロビット推計を行い⁷⁾、この推計結果から逆ミルズ比 (λ_{it})⁸⁾ を計算し、消費関数の推計に用いる。その際、通常のHeckman推計のように、逆ミルズ比を加えるだけでは、 β の一致推定量は得られない。

$$y_{it1} = x_{it1}\beta_1 + c_{i1} + u_{it1} \quad t = 1, \dots, T$$

: 行動方程式(消費関数)

消費額 y_{it1} は、借り入れ制約に直面していない

ときだけ ($y_{it2}=1$)、観測可能となる。 c_{i1} は消費関数における個体特有効果、 u_{it1} は誤差項をさしている。

$$y_{it2} = 1 [x_i\phi_{t2} + v_{it2} > 0], \quad v_{it2} | x_i \sim N(0,1)^{9)}$$

: 選択方程式(非借り入れ制約関数)

y_{it2} が 1 の場合、借り入れ制約に直面していない、 y_{it2} が 0 の場合、借り入れ制約に直面していることをさしている。以下では、両式の誤差項に 2 つの仮定を置き、推計を行っている。

$$\textcircled{1} E(u_{it1} | x_i, v_{it2}) = E(u_{it1} | v_{it2}) = \rho v_{it2} \rightarrow$$

$$E(u_{it1} | x_i, y_{it2} = 1) = \rho E[v_{it2} | x_i, y_{it2} = 1]$$

$$\textcircled{2} E(c_{i1} | x_i, v_{it2}) = L(c_{i1} | x_i, v_{it2}) = x_i\pi_1 + \phi_{t1}v_{it2}$$

②では、 $L(\)$ は線型結合を意味しており、個体特有効果 c_{i1} と x_i 、 v_{it2} は線型表示できることをさしている。以上の仮定より、行動方程式は以下ようになる。

$$E(y_{it1} | x_i, y_{it2} = 1) = x_{i1}\beta_1 + x_i\pi_1 + (\rho + \phi)\lambda(x_i\phi_{t2})$$

実際に推計する消費関数は以下ようになる。この場合、推計に利用されるのは借り入れ制約に直面しないサンプルのみ用いることとする。

$$y_{it1} = x_{i1} + x_i + \hat{\lambda}_{it} + \hat{\lambda}_{it} \text{Year}1999 + \dots + \hat{\lambda}_{it} \text{Year}2003 + u_{it1} \quad \text{if } y_{it2} = 1$$

y_{it1} は消費額、 x_{i1} は説明変数、 x_i (各個体平均値 \bar{x}_i に置き換える)、Year は年ダミー (レファレンスは1998年) を示している。 $\hat{\lambda}_{it}$ は第一段階目の選択方程式をプロビット推計することによって得られる、逆ミルズ比をさす。これをプーリングOLS (最小二乗法) により推計する。

(2) 変数

ここでは、消費額として、調査前月の1カ月分(9月分)を年額に換算したものを利用する。換

算方法は、総務省『家計調査年報』の年間支出を各月別の1カ月間の支出で割ることで、換算率を計算した(例:1998年の9月の平均支出は308,775円で、換算率は12.754%となる)。消費関数で用いた変数は、小原・ホリオカ(1999)にならって、世帯可処分所得、夫の年齢、夫の就学年数、同居家族人数、持ち家ダミーを用いた。

また、選択方程式(借り入れ制約に直面しないか否か)で用いた説明変数は、世帯可処分所得、金融資産、ローン残高、持ち家ダミー、夫の年齢、夫の就学年数、自営業ダミー、親の所得(250万円未満、(250万~500万円:レファレンスグループ)、500万~1000万円未満、1000万円以上)、親からの贈与ダミー、両親持ち家ダミーと、それらの各個体平均値を用いた。

(3) 分析結果

まず、過去の借り入れ制約経験を含めた、借り入れ制約Aが消費関数推計に与える影響を検証しよう。

①OLSでは、前節で借り入れ制約Aの推計時に用いた全サンプルを、また、②Fixed Effectでは、①OLSと同じサンプルを、③Wooldridgeでは、借り入れ制約に直面しなかったサンプルだけに限定して推計を行った。その結果、可処分所得の消費への影響を示す係数は、0.197(①OLS)、0.076(②Fixed Effect)、0.045(③Wooldridge)と借り入れ制約者によるサンプルセレクションバイアスを取り除いた場合、小さくなっていることが確認された。

次に、当該年度に借り入れ制約に直面しているかどうかをみている、借り入れ制約Bが消費関数推計に与える影響をみよう。

可処分所得の消費への影響を示す係数は、0.233(①OLS)、0.001(②Fixed Effect)、0.085(③Wooldridge)となり(Fixed Effect推計以外、統計的に有意)、ここでも借り入れ制約者によるサンプルセレクションバイアスが発生していたことが確認された。

5. まとめ

本稿では、JPSCの1998年から2004年までのデータを用いて、借り入れ制約と消費に関する分析を行った。以下では、本稿の分析結果をまとめてみる。

本稿では、借り入れ制約を、過去に借り入れ制約に直面した経験を含めた、「借り入れ制約A」と、過去一年以内に借り入れ制約に直面した、「借り入れ制約B」に分類して、それぞれに直面する要因、そしてそれが消費関数の推計に与える影響について検証した。

第3節では、1990年代後半から2000年代にかけての借り入れ制約に直面・経験している家計(有配偶世帯)の推移についてみると、それぞれ、9~11%〔借り入れ制約A〕、定義3)、4~5%〔借り入れ制約B〕、定義3)で推移しており、また若いコーホートほど借り入れ制約に直面していることが確認された。

またさらに同節では、JPSCのパネル6以降(1998~2003年)のデータを用いて、どのような家計が、借り入れ制約に直面・経験するかについてヘックマンプロビット分析を行った。

その結果、(1)式(家計側の判断、信用供与を希望するかどうか)では、世帯が保有する金融資産は負に有意となり、金融資産が高いほど、信用供与を希望する確率は低いという結果が得られた。また持ち家ダミーは正に有意となっており、これは家を購入するために、住宅ローンを行っていることを示している。

次に親の所得階層を説明変数として用いたところ、(親の)所得が高いほど、信用の供与を希望しないことが確認された。これは、親の所得に比例して、子ども所得も高いことに起因していること(教育費に対して、多くの投資が行われたことにより、子どもが所得水準の高い職を得ることができた)が考えられる。また親からの贈与がある者ほど、信用の供与を希望しないことが確認されており、この解釈としては、親による世代間移転が施され、金融機関からの借り入れの必要がないことが考えられる(Cox 1990)。

(2)式(金融機関側の判断、与信を供与するかどうか)では、(1)式で、信用供与を希望しているサンプルに限定し、分析を行ったところ、世帯の貯蓄額が負に有意な結果が得られ、返済する場合に取り崩しやすい資産を保有している場合、信用供与は受諾されやすい。また負債残高は正に有意となっており、多重債務などによる貸し倒れを考慮した与信審査の結果と考えられる。さらに夫の勤め先規模では、大規模企業に勤めているほど供与を断られる確率は統計的に低いことが確認された。中小企業に比べて、相対的に安定的な職場に勤めることで信用を得られやすいという結果となっている。

また、親の経済的な状況が影響するのかどうかを検証するため、親の資産(両親持ち家ダミー)を加えたが、係数は負になるものの統計的に有意な結果が得られなかった。

いずれにしても、親の所得や親からの贈与が、子どもの家計が借り入れ制約を経験するかどうかに関係しているということは、非常に興味深い発見だといえる。親の所得階層が高いほど、子どもの家計は借り入れをしない(あるいはする必要がない)傾向にあり、また借り入れをする際においても、親の所得が高い方が信用を供与されやすい。これは、親の所得階層により、(借り入れ)市場へのアクセスが制限されてしまうといった一種の階層化の議論にもつながると考えられる。

最後に、第4節において、Wooldridge(1995, 2002)にならって、パネルデータにおける消費関数の推計バイアスを考慮した推計を行った。その結果、可処分所得が消費に与える影響は、借り入れ制約者が含まれることで、過大に推計されていることが確認された。これにより、小原・ホリオカ(1999)らによって、クロスセクションデータ推計によって検証された結果が、パネルデータ推計によっても確認することができた。

注

1)旧稿「借り入れ制約と親からの移転」については、小原美紀氏、町北朋洋氏、国立社会保障・人口問題研究所での研究会の参加者より、多くの示唆に富んだコメントを頂戴した。記して謝辞とかえささせていただきたい。本稿におけるあらゆる誤りは筆者に帰す。

- 2)実際の定義においては、一度借り入れ制約に直面した者が、その後ずっと継続して借り入れ制約を経験しているものとはしていない。毎年の回答から、借り入れ制約に直面しているか否かを判断している。
- 3)1993年時(調査開始時)に24~34歳だった調査回答者。
- 4)1997年時(調査開始時)に24~27歳だった調査回答者。
- 5)Wooldridge(2000: 570-571)
- 6)ここでは、借りたいけれども、あきらめた者も潜在的に借り入れを希望しているものとしている。
- 7)こちらの方が多くの自由度が得られるため、サンプル数が少ない場合には便利である。
- 8) $\lambda(x, \beta) = \phi(x, \beta) / \Phi(x, \beta)$ ϕ と Φ はそれぞれ標準正規分布の密度関数、分布関数をさす。
- 9)誤差項 v_{it} は個体特有効果 c_{it} と誤差項 e_{it} に分解することができ、 $v_{it} = c_{it} + e_{it}$ $e_{it} | (x_i, c_{i1}, c_{i2}) \sim N(0, 1)$ となる。

文献

- 春日教測・松浦克己, 2000, 「借入制約と危険資産の選択」郵政研究所, デスカッションペーパー・シリーズ2000-08.
- 釜田公良, 2000, 『世代間所得移転政策と家族の行動』勁草書房.
- 小原美紀・チャールズ ホリオカ ユウジ, 1999, 「借り入れ制約と消費行動」樋口美雄, 岩田正美編著『パネルデータからみた現代女性——結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社, 225-257.
- 白石小百合・松浦克己, 2002, 「何が日本家計の危険資産選択を抑制しているのか」JCER Discussion Paper No.82, 社団法人 日本経済研究センター.
- 新谷元嗣, 1994, 「日本の消費者と流動性制約」, 『大阪大学経済学』44: 41-53.
- 松浦克己・白石小百合, 2004, 「情報の非対称性下の借入制約と危険金融資産シェアの関係」, 『資産選択と日本経済』東洋経済新報社, 105-129.
- Altonji, J., F. Hayashi and L. Kotlikoff, 1997, "Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence," *The Journal of Political Economy*, 105: 1121-1166.
- Cox, D., 1987, "Motivate for Private Income Transfers," *Journal of Political Economy*, 95: 508-46.
- Cox, D., 1990, "Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, 105: 187-217.
- Cox, D., and T. Jappelli, 1990. "Credit Rationing and Private Transfers: Evidence from Survey Data," *The Review of Economics and Statistics*, 72: 445-454.
- Jappelli, T., 1990, "Who is Credit Constraints in the U.S. Economy?" *Quarterly Journal of Economics*, 105: 219-234.
- Mundlak, Y., 1978, "On the Pooling Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 46: 69-85.

Wooldridge, J., 1995, "Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions", *Journal of Econometrics*, 68: 115-132.

Wooldridge, J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT.

Zeldes, S., 1989, "Consumption and Liquidity

Constraints: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, 97: 305-346.

さかもと・かずやす 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「サンプル脱落に関する分析——消費生活に関するパネル調査を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」(『日本労働研究雑誌』551, 2006)。

20周年記念 思い出

家計のオアシス都市

重川 純子

(埼玉大学教育学部助教授)

大学院生時代に指導教官が主査であった「家計簿収集とその分析」プロジェクトに参加させていただいたのが家計経済研究所との最初の出会。その後、縁あって「消費生活に関するパネル調査」2年目の1994年9月に勤め始めた。同年10月には1年目の調査結果の記者発表が行われ、入ったばかりの私は横で見ただけだが、所内には新しいことが始まる活気が漲っていたように思う。その後少しの間は比較的ゆったりとしたペースで時間が流れていたが、2年目のパネルデータが上がってくるや状況が一変。今から考えると2年分だったのだが、不慣れなデータの扱いに悪戦苦闘。今も十分に活用できてはいないが、得難いデータに出会えたことは幸運だった。

少人数ではあるが異なる専門分野の研究員が在籍

し、人数の割に様々な活動・研究が行われてきたように思う。所外の大学、その他の研究者の方々のご協力を得てのことである。必ずしも積極的ではない私にとって、このような環境のおかげで、多岐にわたる分野の専門家の方々から多くを学ぶことができたのは貴重な財産である。

今もパネル調査、その他で研究所との関わりを得ている。広い意味での家族・家庭の経済活動を研究対象とする研究者の方々との出会い、新たな視点や刺激を得る貴重な場、オアシス都市のような存在である。これからも、さらに様々な分野の方を巻き込んで家計の研究を推進してほしい。

(しげかわ・じゅんこ)