



**Discussion Paper Series**

No.113

借り入れ制約と親からの移転

坂本和靖

September 2005

**Hitotsubashi University Research Unit  
for Statistical Analysis in Social Sciences**

A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research  
Hitotsubashi University  
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan  
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

# 借り入れ制約と親からの移転\*

坂本和靖†

2005年9月3日

## 概要

本稿では、1990年代以降、家計の債務負担が増大している状況下で、「借り入れ制約」に直面している世帯の実態を捉えることを目的としている。

具体的には、親からの贈与、家計補填などの移転、家族間の繋がりが、子ども世帯（世帯主年齢20歳代～50歳代の有配偶世帯）の借り入れ制約に対して、どのような影響を持ちうるのかということに焦点をあて、（ ）借り入れ制約が家計行動に与える影響の考察、（ ）借り入れ制約の規定要因に関する分析を行っている。

本分析より得られた知見は、借り入れ制約に陥った直後、消費支出、とくに「交際費」、「教養・娯楽」などの自由裁量支出を抑制し、貯蓄を取り崩して対応していることが確認できた。また、借り入れ制約に陥る家計ほど、親からの家計補填、生前贈与などの授与割合が低い傾向が見られた。

そして、借り入れ制約に陥るかどうかにについては、世帯の可処分所得、流動性の高い資産保有、勤め先規模など当該家計の経済的要因とともに、親からの移転、親の経済力（所得）が、子どもの家計借り入れ制約に対して影響を持つことが確認された。

Keywords : 借り入れ制約 債務負担 親からの移転 「消費生活に関するパネル調査」

JEL Classification : D12 ; D14

---

\*本稿は、財団家計経済研究所編（2004）での拙稿の分析結果を大幅に加筆修正したものである。論文作成に当たり、小原美紀、町北朋洋各氏より、有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げます。いうまでもなく、本稿の誤りのすべては筆者に帰す。

†財団法人家計経済研究所研究員、一橋大学経済研究所 HI-STAT COE 特別研究生。  
E-mail : sakamoto@kakeiken.or.jp

# 1 序

## 1.1 家計の債務負担の増加

1990年代後半以降、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)」<sup>1</sup>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年では508.0万円と高止まりしている<sup>2</sup>。また年収比(負債÷年収)でみた場合、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)。

<<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、90年代以降の住宅ローン保有者割合は増加傾向にある<sup>3</sup>。

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。

<<図表2>>

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、あるいは既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<sup>4</sup>。

<sup>1</sup>2000年(平成12年)末までは「貯蓄動向調査」として調査されていた。

<sup>2</sup>最新のデータである平成16年7~9月平均では、負債平均残高は528万円となっている。

<sup>3</sup>2004年では、住宅ローン返済世帯割合(勤労者世帯)は過去最高(1979年の調査開始以来)の35.5%となっている。

<sup>4</sup>近年特に多重債務者が増加しており、個人破産申立件数はこの10年(1993~2002年)で、43,545件から214,638件と約5倍に増加している(最高裁判所『司法統計年報』より)。

本稿では、「消費生活に関するパネル調査」(Japanese Panel Survey of Consumers、以下 JPSC)<sup>5</sup>の1998年(wave6)~2003年(wave11)の6カ年分のデータを用いて、家計における借り入れ制約に関する分析を行う。

## 1.2 本稿の目的

本稿での焦点は、Jappelli(1990)、小原・ホリオカ(1999)などで行われている、借り入れ制約者によるセレクションバイアスを考慮した、消費関数や資産保有関数の推計にあるのではなく、むしろどのような家計が借り入れ制約に陥るのか、という点にある。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。

これに関する先行研究は、Cox(1987)の理論研究を嚆矢とし、Cox(1990)、Altonji, Hayashi and Kotlikoff(1995)(以下、AHK(1995))などの実証研究において、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)が行われないこと、また子どもの変動所得(Current Earning)が高いほど、親からの移転が小さくな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、借り入れ制約下にいない家計とのつながりがないことを強調している<sup>6</sup>。1990年代後半から2000年代初頭の日本においても、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るのだろうか。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、JPSCでは、質問票から、直接対象者が借り入れ制約にあるかどうかみることができるので、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。

本稿では、1998年(wave6)~2003年(wave11)のデータを用いて、世帯主年齢が20歳代~50歳代である家計における、借り入れ制約に直面している家計割合の推移(第2節)、また、借り入れ制約下にある家計とそうでない家計では家計行動にどのような違いがみられるのか、また家計

<sup>5</sup>財団法人家計経済研究所が実施するパネル調査である(1993年~)。対象は24~34歳女性(1993年当時、コーホートA)、24~27歳(1997年当時、コーホートB)、24~29歳(2003年当時、コーホートC)となっている。

<sup>6</sup>Cox(1990)では、子どもの恒常所得が親からの移転に対して正の影響を、Altonji, Hayashi and Kotlikoff(1995)では、逆に負の影響を持つことが示されている。

は借入れ制約というリスクに対して、どのような対応をとっているのか（第3節）、家計が借入れ制約に直面する決定要因についての分析を行う（第4、5節）。また補論として、親からの家計補填の動機に関する分析を試みる（補論）。

## 2 どれほどの家計が借入れ制約に直面しているのか

### 2.1 借入れ制約の定義

ここで扱う「借入れ制約」とは、お金を借りようとしたとき、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、借入れ機関から借入れ額を制限される場合、あるいは借入れる側自身が借入れを行う前からあきらめている場合などの資金制約が存在する状態をさしている<sup>7</sup>。

JPSCでは、借入れ制約について、以下のような質問を行っている<sup>8</sup>。

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

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

白石・松浦（2002）によれば、借入れ制約下にある家計とは

申し込みを行ったが信用供与を拒否された（全額拒否された）。  
申し込みを行ったが減額された（一部の金額を拒否された）。  
拒否されると考え申し込みを行わなかった（予めあきらめていた）。

のいずれかにあてはまる家計であり、また借入れ制約に直面していない家計とは、

（借入れの）申請を行い、希望どおり信用を供与された。  
借入れが不必要で（借入れの）申請を行わなかった。

のいずれかにあてはまる家計としている。

<sup>7</sup>「借入れたい額が借入れられる額より大きければ「借入れ制約に直面している」という」（小原・ホリオカ 1999: 232）。

<sup>8</sup>1993年、1998年～2003年に調査されている。

日本を事例とした先行研究では、借り入れ制約下にある家計の割合は、識別に用いる代理変数、また用いるデータによって、様々な値が推計されているのが現状である（竹中・小川（1987）では23%、Hayashi（1985）では13~16%、林（1986）では7~15%、松浦・白石（2004）では13%となっている）。JPSCでは、上記したように、借り入れに関する質問を設けており、これを用いて家計が借り入れ制約に直面するかどうかを確認することができる。JPSCを用いた先行研究である小原・ホリオカ（1999）では、有配偶世帯の約8.5%、無配偶世帯の約5.2%が借り入れ制約下にあるという結果を得ている（1993年（wave1）分データを用いての結果）。

本稿では、小原・ホリオカ（1999）、白石・松浦（2002）にしたがい、「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= ）」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= ）」場合も含めたもの（つまり、+ ）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= ）」場合まで含めたもの（つまり、+ + ）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。またここでは、Jappelli（1990）、小原・ホリオカ（1999）、松浦・白石（2004）同様に、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く<sup>9</sup>。

## 2.2 借り入れ制約を直面（経験）している家計割合の推移

コーホート毎に、借り入れ制約を直面（経験）している家計の割合の推移をみると、まず有配偶者は、コーホートA<sup>10</sup>、B<sup>11</sup>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（図表3）ものの、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。2003年に、借り入れ制約を経験した家計の割合が減少しているが、これは2003年調査のみ、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たためである（コーホートC<sup>12</sup>を除く）、連続性は欠けるが参考値として図示した。

無配偶では、コーホートA、Bともに、2000年あたりを境に借り入れ制約を経験した家計の割合が上昇しており、（コーホートA：5.7%〔1998年〕

<sup>9</sup>3節2項、5節の一部において、新規借り入れ制約者に関する分析も行った。

<sup>10</sup>1959~69年生まれ。

<sup>11</sup>1970~73年生まれ。

<sup>12</sup>1974~79年生まれ。

13.7%〔2002年〕、コーホートB：5.6%〔1998年〕 10.1%〔2000年〕)。2003年では、前述したとおり、1年以内において借入れを行おうとしたサンプルに限定されてしまうため、大きく減少している。借入れ制約の定義の内訳をみると、定義1と定義2はほぼ同じ割合であることから、申し込みを行ったが減額されたケースは少ないことがわかる。さらに定義3の40～50%が最初から借入れをあきらめたケース<sup>13</sup>で占められていることが確認できる。

<<図表3>>

<<図表4>>

次に、それぞれのコーホートが20歳代半ばだった時点<sup>14</sup>に限定してコーホート間比較を行った（図表5）。有配偶者は、より後のコーホートになるほど、借入れ制約に直面している（または直面した経験のある）家計の割合が高くなることがわかる。特に、定義3の場合、コーホートCは16.9%と非常に高く、コーホートAの1.6倍、コーホートBの2.1倍となっており、この5年間で大きな変化がみられた。

また無配偶者は、逆に後のコーホートになるほど、借入れ制約に直面している（または直面した経験のある）家計の割合が（コーホートAとコーホートCの間で）2%ほど小さくなっていることが確認された。

<<図表5>>

---

<sup>13</sup> 定義3と定義2との残差。

<sup>14</sup> 借入れ制約に関する質問が、1993年、1998～2003年に行われているために、コーホートA、コーホートCは24～27歳、コーホートBは25～28歳時点での比較となる。



### 3 借り入れ制約が与える家計行動への影響

#### 3.1 家計タイプ別家計行動比較

本節では、まず借り入れ制約の有無により消費パターンにどのような違いがみられるかを確認するため、借り入れ制約の有無別の消費額（9月の1ヶ月分）の平均値、（収支全体に占める）平均割合を比較した。以下では、安定したサンプル数が確保できる有配偶の回答に限定して分析を行っている。ここでは、家計を借り入れ制約に直面している、「定義2」、「定義3」と、借り入れ制約に直面していないが、現在借り入れをしている、「制約なし〔借り入れあり〕」と、借り入れ制約に直面しておらず、かつ借り入れも行っていない、「制約なし〔借り入れなし〕」の4タイプに家計を分類している。

支出＋貯蓄＋ローンの支払いを「（収支）全体」とした場合、「（収支）全体」に占める支出割合（1998～2002年合計）は、「制約なし〔借り入れなし〕」の家計が73.1％と最も高く、「定義2」、「定義3」の家計が64.0％、64.4％と続く（図表6）。最も低かったのは、「制約なし〔借り入れあり〕」の家計の60.1％となっている。借り入れ制約がない場合でも、「借り入れ」の有無により、10％ポイント以上の差が確認できる。

貯蓄割合（1998～2002年合計）は、借り入れ制約の有無別で二分されており、制約下の家計は約14％弱、制約下にいない家計は約18.8％～24.3％となっていることがわかる。ローンの支払いの割合は、借り入れしている家計すべてで、ほぼ21～22％となり、大きな違いがみられなかった。

<<図表6>>

続いて、図表7に、借り入れ制約の有無別に消費<sup>15</sup>の各項目別の平均値、平均割合を示し、比較を行った。ここでは消費を「生活基礎支出<sup>16</sup>」、「自由裁量支出<sup>17</sup>」の2つに分け、借り入れ制約状況別に支出内容をみると、（支出総額に占める）生活基礎支出割合（1998～2002年合計）は、「制約なし〔借り入れなし〕」（50.3％）が最も高く、「定義3」（49.0％）、「定義2」（47.8％）、「制約なし〔借り入れあり〕」（45.6％）が後に続く。

自由裁量支出割合（1998～2002年合計）では、「制約なし（借り入れなし）」（11.6％）、「制約なし〔借り入れあり〕」（12.1％）、「定義3」（9.9

<sup>15</sup>JPSCでは、1998年以降、14大項目別（食費、家賃・地代・住宅の修繕、電気・ガス・水道、家具・家事用品、衣類・はき物、保健医療、交通、通信、教育、教養・娯楽、交際、夫・妻・子どもへの小遣い/仕送り、親への小遣い/仕送り、その他）の支出額を尋ねている。

<sup>16</sup>生活基礎支出とは、食料、家賃・地代・住宅の修繕、電気・ガス・水道、家具・家事用品、保険・医療の費目合計をさす。

<sup>17</sup>自由裁量支出とは、被服・はき物、教養・娯楽、交際の費目合計をさす。

%)「定義2」(9.8%)と続いている。借り入れ制約がない場合、「自由裁量支出」の割合が大きいですが、借り入れ制約下家計との差はそれほど大きく開いてはいない。この理由として、JPSCでは、生活費として耐久消費財などの価額(価格×数量)に関する情報がないため<sup>18</sup>、(家具以外の)テレビ、ステレオ、ゲーム、パソコンなどの嗜好品的特性の強い支出額をみることができないことが考えられる。

<< 図表7 >>

### 3.2 借り入れ制約に陥る前後の家計変化

続いて、家計が借り入れ制約に直面した場合、家計はこの「危機」にどのように対応しているのだろうか。ここでは、1999~2003年の間に新規に借り入れ制約に陥った<sup>19</sup>有配偶家計<sup>20</sup>をサブサンプルとして用いている<sup>21</sup>。

まず、考えられる対応として、支出の抑制が挙げられる。借り入れ制約に陥っている、「定義2」、「定義3」タイプの家計ともに生活費の支出全体の変化率では、前年(借り入れ制約に陥る前)比がマイナスとなっている(図表8-1)。支出内容では、生活基礎支出が増加している(増加した世帯数は、368世帯のうち116世帯)のに対して、自由裁量支出を減少させ、対応していることがわかる(減少した世帯数は、368世帯のうち102世帯)。さらに、支出の内容を詳しくみると、「定義3」では、「食料」、「家賃・地代」、「電気・ガス・水道」などの生活基礎支出に関しては変動がなかったものの、「定義3」タイプの家計において、「教養・娯楽」、「交際」、「夫・妻・子どもへの小遣い・仕送り」、「親への小遣い・仕送り」などが、減少していることが確認できる。

また、借り入れ制約のない2タイプの家計(「借入制約なし・ローンあり」、「借入制約なし・ローンなし」)が世帯貯蓄(ストック)が増加している一方で、借り入れ制約下にある2タイプの家計(「定義2」、「定義3」)

<sup>18</sup>家具や家庭電化製品、車などの耐久消費財の保有状況についての質問項目はある。ただそれが、いくらのものであるか、買い換えたものであるかどうかについては不明であるため、ここでは用いることができなかった。

<sup>19</sup>wave6~wave10:前年まで借り入れ制約下にいなかったのに、翌年借り入れ制約に陥った家計。wave11:当該年に借り入れ制約下に陥っている家計。

<sup>20</sup>さらに、「消費生活に関するパネル調査」では、配偶別に調査内容に齟齬があるため、ここでは有配偶継続家計に限定している。

<sup>21</sup> )1999~2002年分は、前年までは借り入れ制約がなく、当該年に借り入れ制約〔定義2・3〕に陥った者、 )2003年分は、この1年間で、借り入れ申請をしたが信用供与されなかった、あるいは申請をあきらめた者を用いている。財団法人家計経済研究所編(2004)では、 )のみを用いて分析を行ったが、十分なサンプル数を得ることができないなどのコメントを受けて、今回 )の部分を加えて、再計算を行った。

では、世帯貯蓄が減少している（図表 8-2）。これは、世帯貯蓄の取り崩しによる対応がはかられていることが推測される<sup>22</sup>。ここでは、同時に年収の減少も確認できており、澤田（2003）にも示されているように、資金借入制約に直面する家計は負の所得リスクが生じた場合に自己の所有する実物資産や金融資産を取り崩すことで対応していることがここでも確認できた。

最後に、借り入れ制約の有無による違いとして、親からの所得補填、贈与を受けているかという点が挙げられる。4タイプとも「親からの家計補填あり」の割合は減少しているが、借り入れ制約ありタイプ家計（「定義 2」、「定義 3」）は、相対的にその減少幅が大きくなっており、さらに、親から生前贈与の授与平均金額・割合の変化でも、借り入れ制約ありタイプ家計での減少幅は大きくなっている。これは、前述の支出や貯蓄などの借り入れ制約に対する反応とは異なり、所得の減少などのリスクに対応するために、貯蓄の取り崩しだけでなく、家族・親類からの借り入れや資金援助を得られることが重要であることが推測される<sup>23</sup>。

<< 図表 8-1 >>

<< 図表 8-2 >>

以上の結果をまとめると、第一に、1998 年から 2002 年（2003 年）までの借り入れ制約タイプ別の家計行動の推移をみると、借り入れ制約のある家計（「定義 2」、「定義 3」）は、同じく借り入れを行っている「制約なし（借り入れあり）」と比べて、ローン返済額・割合はそれほど違いがみられないものの、消費支出額・割合がやや高く（かつその内訳では、生活基礎支出額・割合が相対的に高い）、その分フローの貯蓄額・割合が低いということがわかった。

第二に、借り入れ制約に陥った直後の家計行動の変化をみると、借り入れ制約のある「定義 3」タイプの家計は、借り入れ制約のない家計と比べて、生活費支出が前年比マイナスとなっており、自由裁量支出の減少傾向がみられる。さらに詳細に見ると、「教養・娯楽」、「交際」などの自由裁量支出項目の減少傾向が強く出ている。また、借り入れ制約に陥った直後

<sup>22</sup>ホリオカ・小原・村上（2004）においても、多くの日本の家計においては、失業や破産などの負の家計変動への対応として、貯蓄取り崩しが多くなされていることが示されている。

<sup>23</sup>また、さらに 90 年代に増加した、住宅ローン保有世帯と借り入れ制約の問題はどのように関係しているのだろうか。1998 年以降、借り入れ制約（定義 3）に直面した世帯（有配偶、コーホート A、B 計）は、前述した通り、平均約 9.7 %（各年平均世帯数 109 世帯）となっており、そのうち住宅ローンを保有している世帯は平均 54.2 %（各年平均世帯数 56 世帯）となっている。住宅ローン保有により、固定的に支払わなければならない費用（ローン支払い）が増大し、家計を逼迫させ、借り入れ制約に直面するのであるか。これについては、今後の課題としたい。

は、貯金金額が取り崩されており、自己保険によるリスクへの対処法がとられていることがわかる。そして、借入れ制約下にある家計は、親からの資金援助を得られる傾向が低く、親からの追加的所得によってリスクに対処することができなかったと考えられる。

## 4 借り手(家計)と貸し手(金融機関)それぞれの要因

前節までは、借り入れ制約を経験している家計とそうでない家計との家計行動の違いについてみた。本節では、どのような家計が借り入れ制約に直面しないし、経験しているのかについて考察する。以下では、プロビット分析を用いて、借り入れ制約に直面する家計の特徴をとらえたい。

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)<sup>24</sup>は、「借り入れ申請を諦めた」を含む定義<sup>3</sup><sup>25</sup>に対して、単一プロビット分析を行った場合、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。しかしながら、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もの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。本稿では、このことを考慮するため、二段階プロビット分析<sup>26</sup>を行う。

### 単一プロビット分析の場合：

調査対象者が、借り入れ制約に直面(経験)する( $y = 1$ )か、借り入れ制約に直面(経験)していない( $y = 0$ )かについて、峻別している。

$$y^* = x'\beta + \epsilon, \quad y = 1 \quad \text{if} \quad y^* > 0, \quad y = 0 \quad \text{otherwise}$$

### 二段階プロビット分析の場合：

’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( $y_1 = 1$ )<sup>27</sup>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。

$$y_1^* = x_1'\beta_1 + \epsilon_1, \quad y_1 = 1 \quad \text{if} \quad y_1^* > 0, \quad y_1 = 0 \quad \text{otherwise}$$

’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に申請した場合( $y_2 = 1$ )、金融機関がその者に与信を供与する( $y_2 = 0$ )か、与信を供与しない( $y_2 = 1$ )かについて、峻別している。

<sup>24</sup>白石・松浦(2002)では、データとして「家計における金融資産選択調査」(1988年分、郵政研究所)を用いている。

<sup>25</sup>定義1、2、3については、第2節を参照。

<sup>26</sup>STATA8.0では、heckprobというコマンドで推計することができる。

<sup>27</sup>春日・松浦(2002)では、申請を最初から諦めた者も「潜在的な借入希望がある」者と考えて、信用を希望する者(=借り入れ申請を行う者)に含めている。本稿でもこれにしたがう。

$$y_2^* = x_2' \beta_2 + \epsilon_2, \quad y_2 = 1 \quad \text{if} \quad y_2^* > 0 \text{ and } y_1^* > 0, \\ y_2 = 0 \quad \text{if} \quad y_2^* \leq 0 \text{ and } y_1^* > 0$$

誤差項  $\epsilon_1$ 、 $\epsilon_2$  はそれぞれ平均 0、分散 1 となっている。

$\epsilon_1$ 、 $\epsilon_2$  の相関 ( $\rho$ ) 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<sup>28</sup>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<sup>29</sup>。

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、夫の教育年数、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、現在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、保有者以外が価格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ことを考え（Cox 1990、釜田 2000）、代理変数として、両式に（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）を加えた<sup>30</sup>。

単一プロビット分析では、小原・ホリオカ（1999）にならい、世帯の可

<sup>28</sup>夫が 10 人未満の農林漁業、商・工・サービス業を営む自営業者か家族従業員であるならば 1、それ以外であるならば 0 とする。

<sup>29</sup>松浦・白石（2004）第 5 章では、職業による所得変動のリスクを示す指標として、自営業ダミーを用いている。

<sup>30</sup>親の持ち家保有やストックに関する情報での分析を試みたが、有意な結果が得られなかった。そのため、親の経済状況を示す代理変数として、（妻の）親の所得を用いている。

処分所得<sup>31</sup>、金融資産（預貯金 + 有価証券）、持ち家ダミー、負債、都市規模ダミーなどに加えて、先述したような、（妻の）親の年収を用いている。

また、子ども世帯の家計を借入れ制約に対して、親からの所得移転がどのような影響を持つのかについて、検証するべく、親からの贈与ダミーを説明変数として扱い、親からの移転の代理変数として用いていることとする。この分析で用いるサンプルは、有配偶継続の回答者（つまり新婚の回答者は含まれない）とする。

---

<sup>31</sup>可処分所得に関する質問項目は、調査前年（1～12月）の分を尋ねているため、他の説明変数と時期を合わせるために、年収を1期後のものを用いなければならない。よって、ここでは所得の値は1999年（wave7）～2003年（wave11）分を、その他の変数の値は1998年（wave6）～2002年（wave10）分を用いた分析を行う。

## 5 分析結果

図表 9 に基本統計量を、図表 10、11、12 に推計結果を示した。

<< 図表 9 >>

<< 図表 10 >>

<< 図表 11 >>

まず単一プロビット分析の場合、定義 2、定義 3 はほぼ同じ結果が得られた。推計値が統計的に有意な変数について、詳細にみていくと、まず預貯金、有価証券などの流動性の高い金融資産は負に有意となっており、持ち家ダミーも負に有意な結果が得られた。白石・松浦（2002）で指摘されているように、住宅ローンがまだ残っている場合は、担保としての効果が相殺されてしまう恐れがあったが、ここでは担保としての効果が確認された。また予想通り、世帯のローン残高が高いほど、借り入れ制約に直面（経験）する確率は高くなっている。自営ダミーは正に有意であり、これはサラリーマン世帯と比べると所得変動が大きいことから、信用供与を認められない（貸し渋られる）確率が相対的に高いという結果となっている。

最後に、親との関係が子どもの世帯の借り入れ制約にどのような影響を与えたかをみると、（妻の）親の収入は、（レファレンスグループである 250～500 万円未満と比べて）500～1,000 万円以上では負に有意に、250 万円未満では有意ではないが係数は正の値を取っており、親からの贈与は有意な結果が得られなかった。

次に、家計が借り入れを希望するか、次に、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、二段階に分けてプロビット分析を行うと、モデル 1 の第 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）に対して、世帯の可処分所得、金融資産は負に有意となり、収入が高い場合、信用供与を希望する確率は低いという結果が得られた。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。自営ダミーは有意ではないものの係数は負となり、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、親の収入では、（レファレンスグループである 250～500 万円未満と比べて）親の所得が 250 万円未満では正であるものの有意ではなく、1,000 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。

第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、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。ここでも予想通り、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。

単一プロビット分析における結果同様、ここでも自営は正に有意となっており、サラリーマン世帯などと比べて、借り入れを拒否される確率が高いことが示されている。

夫の勤め先規模を加えてみると、（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結果となっている。

また、モデル2では、第2式に（妻の）親の収入を加えて推計を行った、（レファレンスグループである250～500万円未満と比べて）500～1,000万円以上では負に有意に、250万円未満では有意ではないが係数は正の値となっている。親の所得が高いほど、借り入れを行いやすいことが確認された。1,000万円以上の最も高い所得階層が有意にならなかったのは、第1方程式で確認されたように、そもそも借り入れを行わないという結果と関係していると考えられる。また誤差項間の相関 $\rho = 0$ 仮説が棄却されており、二式の誤差項に相関があることが確認された。これにより、二段階に分けてプロビット分析を用いる意義が確認された。

最後に、パネルデータの特徴を活かして、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）に借入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を被説明変数とした、二段階プロビット分析の結果を図表12に挙げておく。

ここでも、親からの贈与が借り入れ申請に対して負に有意な結果が得られているが、誤差項の相関 $\rho = 0$ 仮説が棄却されなかった。

<< 図表 12 >>

## 6 まとめ

本稿では、JPSCの1998年から2003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。

第一に、1990年代後半から2000年代にかけての借り入れ制約に直面・経験している家計の推移についてみると、有配偶、無配偶共に借り入れ制約経験家計の割合が徐々に上昇しているのが確認できた。また、20歳代後半に限定したコーホート比較を行うと、有配偶は、新しい世代ほど借り入れ制約に直面・経験していることが確認された。

第二に、借り入れ制約に直面する前後の家計行動の変化をみると、支出、とくに「教養・娯楽」、「交際」などの自由裁量支出項目の支出を削減しており、かつまた貯蓄を取り崩しなどして、リスクに対応していることが確認された。また、借り入れ制約下にある家計は、親からの資金援助得られる傾向が低く、親からの追加的所得によってリスクに対処することができなかったと考えられる。

また第4、5節は、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二段階プロビット分析を行った。

その結果、第1式（家計側の判断、信用供与を希望するかどうか）では、世帯の可処分所得は負に有意となり、所得が高い場合、信用供与を希望する確率は低いという結果が得られた。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）。

第2式（金融機関側の判断、与信を供与するかどうか）では、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。

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結果となっている。

また、(妻の)親の収入を加えた場合、(レファレンスグループである250~500万円未満と比べて)500~1,000万円以上では負に有意に、250万円未満では有意ではないが係数は正の値を取っており、親の所得が高いほど、信用を供与されやすいことが確認された。(親の所得階層が)1,000万円以上の最も高い所得階層が有意にならなかったのは、第1方程式で確認されたように、そもそも借入れを行わないという結果と関係していると考えられる。

いずれにしろ、親の所得や親からの贈与が、子どもの家計が借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。ただし、この背後に直接的な金銭の授受があるのか、教育投資という形での世代間移転が施されているのかは、本分析では明確ではない。この点を解明するためには、より厳密な分析が必要となってくる。また、サンプル数の問題から本稿では扱えなかった、無配偶世帯における借入れ制約の問題についても今後の課題としたい。

## 7 補論：所得移転の動機

では補論として、親からの所得移転が、どのような動機によって行われているかについての予備的な考察を進めたいと思う。

Cox (1987)、Cox, Rank (1992) で示されている通り、親から子どもへの所得移転動機が「利他的動機」の場合は、子どもの世帯収入が低いほど、家計補填するため、より多くの移転が施さ、係数の符号は負となるとされている。また、「交換動機」である場合も、子どもの世帯収入が高いほど、親から移転を与える必要がなくなり、また子どもがそれに対して交換的に親への移転を行う必要もなくなるため、係数の符号は負となることが想定される。

両者の違いは、利他的動機の場合、子どもの収入の上昇は、家計補填の必要がなくなるため、移転確率、移転金額ともに減少を招く一方、交換動機の場合は、子どもの収入上昇は、家計補填の機会を減じることとはなるが、子どもの収入が大きいほど、子どもから得られる経済的援助（見返り）が大きいと考え、子どもへの経済的援助を積極的に行うため、子ども世帯の収入は、親からの所得移転に対して、正の影響を持ちうる。このため、所得移転の動機がどちらであるか峻別するためには、移転の有無だけでなく、どれだけ移転されたかについて見る必要があり、ここでは、移転金額に対する子どもの世帯収入の係数が、負の場合は利他的動機、正の場合は交換動機であると想定される。下記の推計式を用いて、分析を試みたい。

### 親からの移転の有無 (Probit)

$$T_{it} = \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 p_{it} + \alpha_3 X_{it} + \epsilon_{it}$$

$$T_{it} = 1 \quad \text{if} \quad trans_{it} > 0, \quad T = 0 \quad \text{otherwise}$$

### 親からの移転額 (Tobit)

$$trans_{it} = \beta_1 y_{it} + \beta_2 p_{it} + \beta_3 X_{it} + \epsilon_{it} \quad \text{if} \quad trans_{it} > 0$$

$T_{it}$  は、親から家計補填・贈与 ( $trans_{it}$ ) が行われたかどうかを示すダミー (家計補填・贈与が0以上場合 ( $trans_{it} > 0$ ):  $T_{it} = 1$ 、家計補填・贈与が0の場合 ( $trans_{it} = 0$ ):  $T_{it} = 0$ )、 $y_{it}$  は、移転前所得 (AHK (1995) にならぬ、ここで用いる所得は、資産所得は事前の移転 (Prior transfer) に影響されるため含めず、子ども夫婦の賃金所得のみを用いている。)、 $p_{it}$  は社会保障給付、 $X_{it}$  は子どもの年齢、学歴などの子ども世帯の特性、

さらに親などの他の世帯員の所得<sup>32</sup>をさす。また子ども世帯の恒常所得 (Permanent Earning) の推計方法は、King and Dicks-Mireaux(1982)、村田 (2003) にならって行っている<sup>33</sup>。

尚、本稿で用いる推計方法は、それぞれ Panel Logit 推計 (Random Effect)、Panel Tobit 推計 (Random Effect) とし、サブサンプルは、(親の所得を捕捉するため) 親と同居している有配偶世帯とする。

<< 図表 13 >>

<< 図表 14 >>

分析結果より、本稿では、子ども夫婦の変動所得は負に有意な結果が得られており、社会保障給付は正に有意な結果が得られている。また、子どもの夫婦の恒常所得は正となり、純粋な意味での利他的な所得移転とはなっていないが、一般的な統計的判断水準「10%以下」には至ってはいない(15%水準では有意となっている)。これより、子どもの変動所得が低いほど、親からの移転を受けられる確率が上昇することが確認された。さらに、Tobit 分析による移転された金額に対する子ども世帯の所得の効果を見ると、変動所得は負に有意となっており、JPSC を用いた 1990 年代後半から 2000 年代初頭の日本の有配偶世帯 (夫の年齢は、主に 20 歳代後半から 50 歳代前半) においては、利他的動機による親からの移転が行われていたことが確認できる。

以下、社会保障給付、子ども世帯の特性、親の所得などの効果について述べる。Kang & Sawada(2002) などと異なり、社会保障給付の係数は正となっており、社会保障給付が私的移転を抑制するといった「クラウディングアウト効果」はみられなかった。この一つの解釈として、JPSC で得られる社会保障給付の多くは、児童手当と推測されるものが多く<sup>34</sup>、出産・育児に費用がかかるため、(社会保障給付だけでは賄えない育児費用を補填するために) 親からの移転が増加することが考えられる。社会保障の内容の違いが結果の違いとしてあらわれたのではなかろうか。また、本人の恒常所得を含めないケースでは、親の所得は正に有意となっており、所得が高い親ほど、子どもに施しを与えていることが確認できる。夫の年齢効果が正に有意となっているが、これは JPSC が若い世代に限定されているため、Cox(1990) でいわれているような、年齢を経る毎に所得が上がり、

<sup>32</sup>本来ならば、AHK (1995) などで行われているように、親の恒常所得も用いて分析するべきであったが、JPSC では、各年における親に関する情報 (就業状態など) が少なく推計が困難であった。そのため、ここでは変動所得 (Current Earning) を用いることとする。

<sup>33</sup>ここでの推計時点は、各サンプルの最終回答年度としている。

<sup>34</sup>この点は、村田 (2003) でも指摘されている。

安定してくる（年齢効果は負である）といった年齢層の域にまで達していないことが、係数が正となった理由として考えられる。

補論での分析は primitive なものであり、推計手法をより工夫する必要が問われている<sup>35</sup>。親からの移転の動機に関する分析については、稿を改めて行うこととする。

---

<sup>35</sup>不動産などのストック面での親の経済状況のコントロール、また、移転に、親からの実物的サービスを含めた考察など。

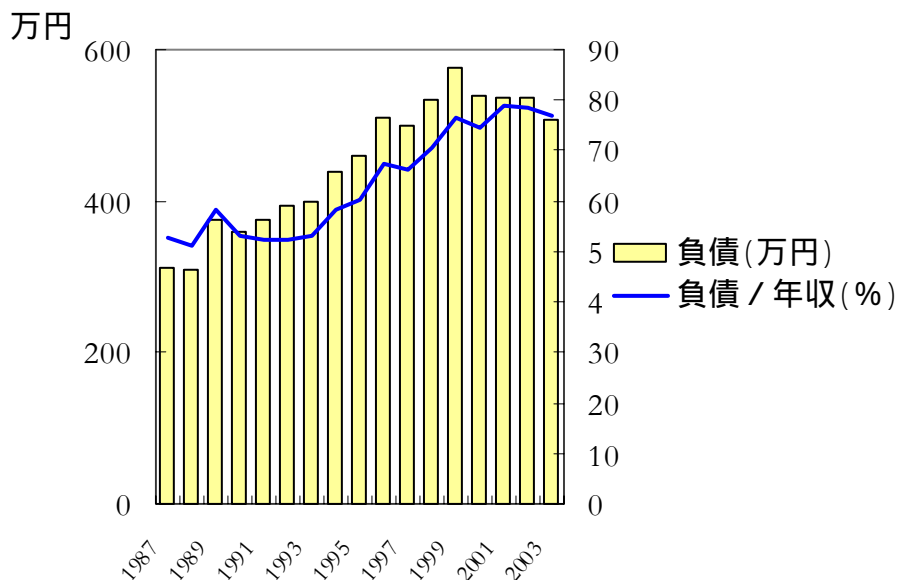
## 参考文献

- [1] 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，ディスカッションペーパー・シリーズ 2000-08．
- [2] 小川一夫，2003，「家計はどう変わったのか - 消費行動と銀行信用 - 」，『大不況の経済分析』，139-153.
- [3] 釜田公良，2000，「流動性制約、生前贈与と世代間所得移転政策」『世代間所得移転政策と家族の行動』勁草書房，109-124．
- [4] 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．
- [5] 財団法人家計経済研究所，2004，『共依存する家計』国立印刷局．
- [6] 澤田康幸，2003，「通貨危機の社会的インパクト 展望と韓国家計データによる例示」，高木信二編著『通貨危機と資本逃避 アジア通貨危機の再検討』東洋経済新報社，157-185.
- [7] 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．
- [8] 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.
- [9] 竹中平蔵・小川一夫，1987，『対外不均衡のマクロ分析』東洋経済新報社．
- [10] 林文夫，1986，「恒常所得仮説の拡張とその検証」『経済分析』110: 1-23．
- [11] ホリオカ チャールズ ユウジ・小原美紀・村上あかね，2004，「デフレ時代におけるリスク対処法」，樋口美雄・太田清・家計経済研究所編著，『女性たちの平成不況』，日本経済新聞社，235-260.
- [12] 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。
- [13] 村田啓子，2003，「ミクロデータによる家計行動分析 - 将来不安と予備的貯蓄 - 」，日本銀行研究所、Discussion Paper、No.2003-J-9.

- [14] Altonji, J., F. Hayashi and L. Kotlikoff, 1995, "Parental Altruism and Inter Vivos transfers: Theory and Evidence," National Bureau of Economic Research Working Paper, No.5378.
- [15] Cox, D., 1987, "Motivte for Private Income Transfers," Journal of Political Economy, 95: 508-46.
- [16] Cox, D., 1990, "Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints," Quarterly Journal of Economics, 105: 187-217.
- [17] Cox, D., M. Rank, 1992, "Inter-Vivos Transfer and Intergenerational Exchange", The Review of Economics and Statistics, 74: 305-314.
- [18] Hayashi, F., 1985, "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption ", Quarterly Journal of Economics, 100: 183-206.
- [19] Jappelli, T., 1990, "Who is Credit Constraints in the U.S. Economy?" Quarterly Journal of Economics, 105: 219-234.
- [20] Kang, S., and Sawada, Y. , 2002 , "Are Private Transfers Altruistically motivated? The Case of Korea before and during the Financial Crisis" , mimeo.
- [21] King, M., and L. Dicks-Mireaux , 1982 , "Asset Holdings and the life-Cycle" Economic Journal, 92, pp.247-267.
- [22] Zeldes, S. , 1989 , "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", Journal of Political Economy, 97: 305-346.

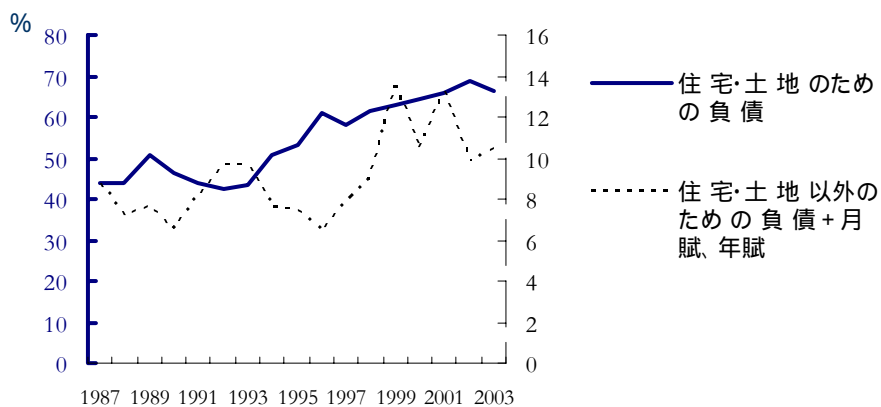


図表1 債務負担年収比（1987～2003年）



参照：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）



参照：図表1と同じ

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（%）

図表3 借り入れ制約経験家計の割合（有配偶）

コーホートA(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	単位：%
						2003年
定義1	5.0	5.4	4.9	5.5	5.7	1.4
定義2	6.5	6.8	5.9	6.8	6.8	1.6
定義3	9.8	10.2	9.4	9.1	9.9	3.5
コーホートB(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年
定義1	4.7	5.1	5.9	6.2	5.8	3.2
定義2	6.2	7.0	7.2	8.0	7.6	3.2
定義3	8.1	10.7	10.8	9.3	11.1	5.4
コーホートC(有配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年
定義1	---	---	---	---	---	6.8
定義2	---	---	---	---	---	8.0
定義3	---	---	---	---	---	13.4

図表4 借り入れ制約経験家計の割合（無配偶）

コーホートA(無配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	単位：%
						2003年
定義1	2.9	5.8	8.1	7.3	4.7	1.1
定義2	3.7	5.8	8.1	7.9	6.3	1.6
定義3	5.7	9.7	14.1	12.0	13.7	3.3
コーホートB(無配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年
定義1	3.0	2.5	3.0	5.0	5.9	1.0
定義2	3.0	3.0	3.7	5.0	5.9	1.0
定義3	5.6	4.1	9.3	8.5	10.1	3.0
コーホートC(無配偶)	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年
定義1	---	---	---	---	---	1.2
定義2	---	---	---	---	---	1.6
定義3	---	---	---	---	---	3.9

図表5 借り入れ制約経験世帯の割合（コーホート比較）

	単位：%					
	定義1		定義2		定義3	
	有配偶	無配偶	有配偶	無配偶	有配偶	無配偶
コーホートA	4.0	4.3	5.2	4.6	10.8	6.2
コーホートB	4.7	3.0	6.2	3.0	8.1	5.6
コーホートC	7.9	2.7	9.0	2.7	16.9	4.1

図表6 借り入れタイプ別の消費行動（有配偶継続）

単位：千円、（「全体」\*に占める割合%）

		1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	合計	2003年
消費	定義2	215.9 (61.3)	234.5 (63.0)	259.9 (67.5)	226.5 (61.9)	251.6 (66.6)	237.3 (64.0)	252.4 (66.0)
	定義3	220.9 (62.2)	233.0 (64.7)	243.5 (66.3)	229.6 (61.3)	246.4 (67.1)	234.7 (64.4)	233.6 (66.2)
	制約なし (借り入れあり)	217.7 (60.2)	217.0 (60.0)	224.1 (60.6)	235.7 (60.2)	241.8 (61.0)	219.1 (60.1)	247.3 (61.2)
	制約なし (借り入れなし)	227.8 (73.0)	232.4 (73.5)	233.5 (74.0)	236.6 (73.6)	249.9 (74.6)	226.8 (73.1)	265.7 (74.7)
	定義2	47.7 (13.9)	50.9 (13.2)	59.4 (14.4)	58.1 (15.4)	53.5 (12.7)	53.9 (13.9)	27.6 (6.7)
貯蓄	定義3	48.1 (13.9)	49.8 (13.3)	53.7 (13.7)	57.7 (15.4)	49.1 (12.5)	51.5 (13.7)	31.9 (9.3)
	制約なし (借り入れあり)	70.7 (18.9)	69.3 (18.9)	70.6 (18.3)	71.5 (17.9)	72.7 (17.8)	71.5 (18.8)	67.4 (16.5)
	制約なし (借り入れなし)	80.0 (24.6)	79.2 (24.3)	82.0 (23.7)	81.6 (23.6)	81.8 (23.2)	79.0 (24.3)	85.2 (22.7)
	定義2	90.8 (24.8)	82.7 (23.8)	71.9 (18.1)	85.5 (22.7)	77.1 (20.7)	81.8 (22.1)	106.3 (27.2)
	定義3	86.7 (24.0)	77.7 (21.9)	78.1 (20.0)	91.3 (23.4)	74.8 (20.4)	81.5 (22.0)	89.5 (24.5)
ローン返済	制約なし (借り入れあり)	75.5 (20.9)	76.8 (21.2)	80.6 (21.2)	84.9 (21.9)	83.9 (21.2)	77.2 (21.0)	87.6 (22.3)
	制約なし (借り入れなし)	---	---	---	---	---	---	---
	---	---	---	---	---	---	---	---

\*消費、貯蓄、ローン返済を合計したもの。

図表7 借り入れタイプ別の家計行動（有配偶継続）

単位：千円、（支出総額\*に占める割合、％）

		1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	合計	2003年
生活基礎支出	定義2	127.9 (47.3)	124.1 (45.8)	135.5 (47.2)	142.4 (51.2)	133.1 (47.9)	132.5 (47.8)	165.5 (50.0)
	定義3	131.4 (49.1)	129.0 (47.4)	131.1 (48.7)	139.4 (49.5)	137.1 (50.2)	133.4 (49.0)	145.6 (51.4)
	制約なし (借り入れあり)	114.5 (46.4)	114.8 (46.5)	118.5 (45.3)	117.6 (44.4)	121.0 (45.4)	117.4 (45.6)	118.8 (44.9)
	制約なし (借り入れなし)	122.8 (49.8)	131.5 (50.4)	129.5 (51.5)	126.7 (50.2)	132.8 (49.5)	128.5 (50.3)	134.6 (49.1)
	定義2	28.0 (9.3)	27.3 (9.0)	34.6 (11.8)	27.8 (9.4)	29.8 (9.9)	29.4 (9.8)	25.0 (8.4)
	定義3	27.6 (9.7)	26.7 (9.2)	31.8 (11.4)	28.8 (9.8)	28.1 (9.5)	28.6 (9.9)	23.2 (8.8)
自由裁量支出	制約なし (借り入れあり)	32.8 (12.5)	31.8 (12.0)	33.8 (12.2)	33.4 (11.8)	34.0 (11.9)	33.1 (12.1)	33.4 (11.7)
	制約なし (借り入れなし)	31.8 (12.3)	31.4 (11.5)	30.8 (11.5)	31.3 (11.4)	33.0 (11.4)	31.6 (11.6)	32.3 (11.0)

\*生活基礎支出：食料、家賃・地代・住宅の修繕、電気・ガス・水道、家具・家事用品、保険医療の費目合計。自由裁量支出：衣類・はき物、教育、教養・娯楽、交際の費目合計。



図表 8-2 借り入れ制約タイプ別にみた家計行動の変化  
(貯蓄、年収、親からの移転)

	定義2				定義3			
	サンプル数	前年	当該年	%	サンプル数	前年	当該年	%
貯蓄(フロー、千円)	143	55.3	57.8	4.5	217	60.8	57.2	-5.9
ローン返済(千円)	143	79.7	78.6	-1.4	213	77.2	79.0	2.4
夫の年収(万円)	134	503.6	517.7	2.8	207	510.0	490.1	-3.9
夫婦の年収(万円)	147	563.7	571.1	1.3	226	571.1	550.1	-3.7
家族の年収(万円)	147	599.3	606.5	1.2	226	612.2	590.6	-3.5
世帯預金(ストック、万円)	89	281.2	267.6	-4.8	137	285.4	266.6	-6.6
親からの家計補填あり(%)	147	20.4	14.3	-30.0	226	20.8	15.9	-23.4
親からの金融資産+実物資産贈与(万円)	79	89.5	75.4	-15.7	134	139.0	110.0	-20.8
親からの金融資産+実物資産贈与の有無(%)	147	11.6	6.8	-41.2	226	10.2	6.6	-34.8

	借り入れ制約なし・ローンあり				借り入れ制約なし・ローンなし			
	サンプル数	前年	当該年	%	サンプル数	前年	当該年	%
貯蓄(フロー、千円)	2953	73.1	72.5	-0.9	1984	83.7	85.0	1.6
ローン返済(千円)	2964	79.2	84.7	6.9	1765	12.7	7.9	-37.8
夫の年収(万円)	2862	565.9	570.6	0.8	1920	534.4	540.7	1.2
夫婦の年収(万円)	3020	629.0	643.4	2.3	2050	591.5	603.4	2.0
家族の年収(万円)	3020	687.8	703.7	2.3	2050	661.8	669.6	1.2
世帯預金(ストック、万円)	2315	340.2	350.0	2.9	1700	613.9	664.3	8.2
親からの家計補填あり(%)	3020	20.3	20.3	-0.2	2050	22.6	21.5	-4.9
親からの金融資産+実物資産贈与(万円)	1773	141.9	119.3	-15.9	1202	160.9	128.4	-20.2
親からの金融資産+実物資産贈与の有無(%)	3020	9.0	7.2	-19.8	2050	6.8	5.6	-18.0

図表 9 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2	5419	0.068	0.253	0	1
借り入れ制約:定義3	5419	0.100	0.300	0	1
信用供与希望ダミー	5419	0.791	0.407	0	1
世帯可処分所得(対数値)	4723	6.771	1.122	2.509	9.828
夫年収(対数値)	5047	6.207	0.447	0	8.331
金融資産(預貯金+有価証券、対数値)	4360	5.513	1.235	2.296	9.077
世帯貯蓄額(対数値)	4339	5.466	1.215	2.303	8.987
ローン残高(対数値)	3212	6.272	1.902	0	9.415
持ち家	5416	0.674	0.469	0	1
夫年齢	5419	37.624	5.748	23	63
夫就学年数	5419	13.377	2.320	9	19.5
自営業	5419	0.149	0.356	0	1
親の年収:250万円未満	4321	0.260	0.439	0	1
同:250~500万円未満	4321	0.207	0.405	0	1
同:500~1,000万円未満	4321	0.137	0.344	0	1
同:1,000万円以上	4321	0.049	0.216	0	1
13大都市	5419	0.222	0.416	0	1
親からの移転(対数値)	5419	0.500	1.725	0	9.210

図表 10 推計結果(Probit)

被説明変数:借り入れ制約	定義2		定義3			
	係数	頑健的標準誤差	係数	頑健的標準誤差		
世帯可処分所得(対数値)	-0.041	0.046	-0.060	0.042		
金融資産(預貯金+有価証券、対数値)	-0.141	0.041	***	-0.204	0.037	***
ローン残高(対数値)	0.089	0.040	**	0.092	0.035	***
持ち家	-0.439	0.144	***	-0.430	0.128	***
夫年齢	0.008	0.009		0.016	0.008	*
夫就学年数	-0.059	0.024	**	-0.062	0.022	***
自営業	0.418	0.111	***	0.398	0.103	***
親の年収:250万円未満	0.074	0.107		0.064	0.098	
(同:250~500万円未満)	-0.426	0.162	***	-0.294	0.140	**
同:500~1,000万円未満	-0.056	0.236		0.082	0.214	
同:1,000万円以上	0.096	0.108		0.138	0.102	
13大都市	-0.182	0.135		-0.172	0.121	
(その他の市)						
町村						
親からの贈与	0.082	0.101		0.056	0.093	
定数項	-0.285	0.460		0.060	0.438	
サンプル数		1769			1769	
Wald $\chi^2$ 乗検定		59.94			85.02	
Prob > $\chi^2$		0			0	
Pseudo R <sup>2</sup>		0.0783			0.0895	
対数疑似尤度比		-437.393			-545.465	

6、\*\*5%、\*10%水準で統計的に有意。

図表 11 推計結果 (二段階 Probit)

(第2式) 被説明変数: 借り入れ制約: 定義3	モデル1			モデル2		
	係数	頑健的 標準誤差		係数	頑健的 標準誤差	
夫年収(対数値)	-0.149	0.134		-0.146	0.134	
世帯貯蓄額(対数値)	-0.264	0.035	***	-0.261	0.035	***
ローン残高(対数値)	0.086	0.036	**	0.089	0.036	**
持ち家	-0.102	0.117		-0.114	0.119	
夫年齢	0.021	0.008	***	0.017	0.008	**
夫就学年数	-0.053	0.022	**	-0.051	0.022	**
夫就業先規模: 1~29人 (同: 30~500人)	-0.106	0.113		-0.110	0.114	
同: 500人以上	-0.221	0.120	*	-0.220	0.121	*
自営業	0.341	0.107	***	0.342	0.107	***
親の年収: 250万円未満 (同: 250~500万円未満)	---	---		0.082	0.095	
同: 500~1,000万円未満	---	---		-0.278	0.131	**
同: 1,000万円以上	---	---		0.028	0.195	
13大都市	0.161	0.096	*	0.159	0.096	*
(その他の市)	---	---		---	---	
町村	-0.242	0.121	**	-0.263	0.120	**
定数項	0.310	0.723		0.399	0.722	
<hr/>						
(第1式) 被説明変数: 信用供与希望ダミー	係数	頑健的 標準誤差		係数	頑健的 標準誤差	
世帯可処分所得(対数値)	-0.030	0.017	*	-0.030	0.017	*
金融資産(預貯金+有価証券、対数値)	-0.506	0.017	***	-0.505	0.017	***
持ち家	0.985	0.049	***	0.986	0.049	***
夫年齢	0.028	0.004	***	0.028	0.004	***
夫就学年数	-0.001	0.009		-0.001	0.009	
自営業	0.191	0.053	***	0.187	0.053	***
親の年収: 250万円未満 (同: 250~500万円未満)	0.038	0.043		0.046	0.043	
同: 500~1,000万円未満	-0.041	0.051		-0.067	0.051	
同: 1,000万円以上	-0.334	0.100	***	-0.327	0.100	***
13大都市	0.025	0.045		0.024	0.045	
(その他の市)	---	---		---	---	
町村	-0.386	0.048	***	-0.386	0.048	***
親からの贈与	-0.145	0.039	***	-0.146	0.039	***
定数項	2.015	0.188	***	2.027	0.188	***
<hr/>						
サンプル数	2352			2352		
Wald カイ2乗テスト	110.88			118.86		
Prob > カイ2乗	0			0		
対数疑似尤度比	-1642.417			-1639.14		
Wald test of rho=0	カイ2乗(1) = 44.58			カイ2乗(1) = 30.49		
	Prob > カイ2乗 = 0.0000			Prob > カイ2乗 = 0.0000		

\*\*\*1%、\*\*5%、\*10%水準で統計的に有意。



図表 12 推計結果（新規借り入れ制約者、二段階 Probit）

〔第2式〕被説明変数: 借り入れ制約:定義3	モデル3			モデル4		
	係数	頑健的 標準誤差		係数	頑健的 標準誤差	
夫年収(対数値)	-0.425	0.155	***	-0.417	0.156	***
世帯貯蓄額(対数値)	0.028	0.123		0.032	0.126	
ローン残高(対数値)	0.066	0.045		0.066	0.045	
持ち家	-0.525	0.264	**	-0.531	0.270	**
夫年齢	0.026	0.014	*	0.023	0.014	
夫就学年数	0.012	0.028		0.015	0.028	
夫就業先規模:1~29人	0.110	0.171		0.105	0.172	
(同:30~500人)	---	---		---	---	
同:500人以上	-0.081	0.176		-0.085	0.176	
自営業	0.324	0.181	*	0.318	0.184	*
親の年収:250万円未満	---	---		0.129	0.138	
(同:250~500万円未満)	---	---		---	---	
同:500~1,000万円未満	---	---		-0.142	0.212	
同:1,000万円以上	---	---		0.246	0.306	
13大都市	0.085	0.145		0.084	0.146	
(その他の市)	---	---		---	---	
町村	-0.116	0.208		-0.139	0.214	
定数項	-0.405	0.927		-0.439	0.934	
〔第1式〕被説明変数: 信用供与希望ダミー						
	係数	頑健的 標準誤差		係数	頑健的 標準誤差	
世帯可処分所得(対数値)	-0.039	0.030		-0.040	0.030	
金融資産(預貯金+有価証券、対数値)	-0.503	0.031	***	-0.503	0.031	***
持ち家	1.003	0.074	***	1.002	0.074	***
夫年齢	0.026	0.006	***	0.026	0.006	***
夫就学年数	0.000	0.014		0.000	0.014	
自営業	0.185	0.091	**	0.185	0.091	**
親の年収:250万円未満	0.061	0.076		0.055	0.076	
(同:250~500万円未満)	---	---		---	---	
同:500~1,000万円未満	-0.063	0.084		-0.059	0.084	
同:1,000万円以上	-0.291	0.137	**	-0.300	0.136	**
13大都市	0.047	0.079		0.047	0.079	
(その他の市)	---	---		---	---	
町村	-0.368	0.078	***	-0.367	0.078	***
親からの贈与	-0.163	0.067	**	-0.163	0.067	**
定数項	2.097	0.325	***	2.097	0.325	***
サンプル数		2352			2352	
Wald カイ2乗テスト		28.4			30.25	
Prob > カイ2乗		0.0028			0.007	
対数疑似尤度比		-1351.735			-1350.552	
Wald test of rho=0		カイ2乗(1) = 0.50			カイ2乗(1) = 0.46	
		Prob > カイ2乗 = 0.4783			Prob > カイ2乗 = 0.4968	

\*\*\*1%、\*\*5%、\*10%水準で統計的に有意。

図表 13 家計補填・贈与授受関数 ( Panel Probit )

被説明変数: 家計補填・贈与授与ダミー						
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
年齢(夫)	0.710	0.299	**	0.539	0.317	*
年齢(夫)^2	-0.008	0.004	**	-0.006	0.004	
子ども人数	0.090	0.206		0.106	0.206	
中学卒(夫)	0.383	1.288		-0.311	1.385	
高校卒(夫)	---	---				
専門・専修学校(夫)	-0.254	0.524		-0.274	0.520	
短大・高専学校卒(夫)	-0.093	0.902		-0.185	0.962	
大学・大学院卒(夫)	0.064	0.382		-0.043	0.385	
変動所得(夫婦、対数値)/10 <sup>3</sup>	-0.503	0.285	*	-0.630	0.308	**
社会保障(夫婦、対数値)	0.329	0.135	**	0.412	0.143	***
恒常所得(夫婦、対数値)/10 <sup>3</sup>	---	---		0.365	0.235	
13大都市ダミー	-1.256	0.488	***	-1.454	0.498	***
親の所得(対数値)	0.232	0.138	*	0.145	0.144	
wave6ダミー	---	---				
wave7ダミー	-0.439	0.385		-0.680	0.410	*
wave8ダミー	0.078	0.391		-0.036	0.417	
wave9ダミー	-1.088	0.408	***	-1.275	0.436	***
wave10ダミー	-0.308	0.366		-0.459	0.390	
定数項	-15.176	5.869	***	-13.763	6.162	**
サンプル数		892			824	
グループ数		268			240	
Wald カイ2乗テスト		28.22			29.02	
Prob > カイ2乗		0.02			0.02	
対数尤度比		-457.18			-414.54	
対数尤度比テスト						
カイ2乗		201.43			201.08	
Prob > カイ2乗		0.00			0.00	

\*\*\*1%、\*\*5%、\*10%、15%水準で統計的に有意。

図表 14 家計補填・贈与授受関数 (Panel Tobit)

被説明変数: 親からの移転・贈与額						
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
年齢(夫)	0.164	0.169		0.186	0.190	
年齢(夫) <sup>2</sup>	-0.001	0.002		-0.002	0.002	
子ども人数	-0.141	0.111		-0.141	0.118	
中学卒(夫)	0.048	0.425		-0.183	0.458	
高校卒(夫)	---	---				
専門・専修学校(夫)	0.089	0.289		0.064	0.308	
短大・高専学校卒(夫)	0.046	0.466		0.046	0.470	
大学・大学院卒(夫)	0.312	0.230		0.366	0.244	
変動所得(夫婦、対数値)/10 <sup>3</sup>	-0.452	0.147	***	-0.316	0.166	*
社会保障(夫婦、対数値)	0.062	0.064		0.080	0.068	
恒常所得(夫婦、対数値)/10 <sup>3</sup>	---	---		-0.112	0.147	
13大都市ダミー	-0.554	0.280	**	-0.589	0.307	**
親の所得(対数値)	-0.039	0.075		-0.056	0.079	
wave6ダミー	---	---				
wave7ダミー	-0.695	0.191	***	-0.682	0.201	***
wave8ダミー	0.101	0.192		0.153	0.203	
wave9ダミー	-0.862	0.196		-0.839	0.208	***
wave10ダミー	0.470	0.182	***	0.528	0.192	***
定数項	-3.266	3.329		-2.758	3.640	
サンプル数		892			824	
グループ数		268			240	
Wald カイ2乗テスト		122.56			114.97	
Prob > カイ2乗		0.00			0.00	
対数尤度比		-1783.65			-1658.05	

\*\*\*1%、\*\*5%、\*10%水準で統計的に有意。