家計消費の経済分析

(10)　流動性制約

阿部修人
一橋大学経済研究所

平成 30 年 10 月 16 日

1　導入

若年期に所得が低く、後に所得が上昇していくケースを考えてみよう。若年期の所得が、生涯に得られる平均的な所得 (恒常所得) よりも低い水準に留まっている場合、若年期において借金をし、後に返済することが生涯効用を最適化させる消費計画となる。ここで、もしも何らかの理由で、家計が望むほどの借り入れが不可能であるなら、最適な消費計画は実現されなくなる。自由に負債を発行できない家計は、消費のオイラー方程式が成立していない可能性が高くなり、前節まで展開してきた様々な消費理論が成立しなくなる。自由に借り入れが出来ない状況は流動性制約 (Liquidity Constraint) と呼ばれ、消費が今期の所得、あるいは前期の所得に対し恒常所得が予想するよりも過剰に反応しているという Flavin (1981) 等の結果に関する、一つの有力な説明として重視されてきており、大量の実証分析が行われている[1]。

流動性制約は、マクロ経済学や家計消費分析以外にも、多くの分野で頻繁に登場する概念であるが、その定義は必ずしも統一されているわけではない。マクロ経済学では、現金制約 (Cash in Advanced Constraint)、すなわち、商品を購入する際には、それに見合うだけの現金を保有していなければならないという制約として扱われることが多い[2]。この場合、流動性制約下にある家計の消費額と当期の所得額は一致することになる。一方、ミクロデータを用いた分析では、流動性制約をより広義にとらえ、家計が望むだけの借り入れを行えない場合、すなわち信用 (借り入れ) 制約下 (Credit Constraint、もしくは Borrowing Constraint) にある場合を流動性制約下にあると定義される。現金制約、信用・借り入れ制約いずれの場合においても、制約下にある家計にとり、最適な消費計画が実現できず、オイラー方程式が等号で成立しなく

[1] 1980 年代半ばまでに行われた流動性制約に関する分析に関しては Hayashi (1987) がサーベイを行っている。

[2] 貨幣理論の背景として流動性制約を用いる時は、Clower constraint と呼ばれることもある。詳細は Blanchard and Fisher (1989) の第 4 章を参照せよ。

なる。

なお、No Ponzi Game Condition より、通常のモデルにおいては、家計は最終期までに負債をすべて返却せねばならない。家計が返済可能な最大の負債額は、今期以降の全ての消費をゼロにしたときの、将来所得の現在割引価値の総和と現在保有する純資産高の合計値であり、この額以上の負債は、仮定より家計の最適化問題において排除されている。この、生涯で返済可能な最大の負債額は自然負債限度 (Natural Debt Limit) と呼ばれる。Natural Debt Limit は負債総額に対する制約ではあるが、合理的な家計にとり、各期の消費の限界効用がゼロ点において無限大になっている限り (CRRA 型効用関数等)、その制約がバインドすることはありえない。したがって、No Ponzi Game Condition では流動性制約に直面する家計をモデルすることは不可能であり、モデルの外から外生的に家計に負債発行限度を設定するか、流動性制約が発生するようなメカニズムをモデルに組み込まねばならない。

流動性制約をモデル化する、ということは、Arrow-Debreu モデルから離れることを意味する。なぜなら、金利は信用市場における価格であり、完全競争下では、需要と供給が一致するような水準で決定される、すなわち、均衡金利では、借り手と貸し手が任意の額の信用を取引できることになるためである。信用制約のモデル化は古くから行われているが、影響力の強かった Stiglitz and Weiss (1981) では、貸し手と借り手の間の情報の非対称性を仮定し、貸し手にとり、借り手が破産するリスクを正確に把握できないため、十分に返済能力のある借り手が融資を受けられない状況をモデル化している。また、近年では、Alvarez and Jeramann (2000) が、ソルベンシー制約 (Sovency Constraints) を導入した動的契約モデルを構築している。そこでは、家計が負債を返却しなかった場合のペナルティとして、その後二度と借り入れが出来なくなるような動的契約が導入されており、家計は、自発的に返済する意志のある金額までしか借り入れが出来なくなる、すなわち、流動性制約が動的契約の中で内生的に生じるようなモデルとなっている[3]。

家計が直面する流動性制約の重要性を実際に計測することは容易ではない。第一の理由は、流動性制約下にある家計とそうでない家計の識別が困難であることである。マクロデータしか利用できない場合はもちろん、家計レベルのミクロデータがあっても、年間所得と消費および資産の総額が全ての情報があることは稀であり、したがって、消費が所得と完全に連動しているか否かを正確に把握することは容易ではない。第二に、例え流動性制約がバインドしていなくとも、将来流動性制約に陥る可能性がある、という理由で、家計行動が変化することがある。例えば、第 1 章の 4 節で紹介したライフサイクルモデルのシミュレーションでは、負債保有を許容しておらず、家計は借り入れが出来なくなっている。そのモデルでは若年期において所得が恒常所

[3]ソルベンシー制約を用いた動学モデルは現在急速に研究が進展している分野である。近年の代表的な研究の一つである Lustig and Nieuwerburgh (2005) はソルベンシー制約を導入したマクロモデルをカリブレートし、アメリカの住宅価格と金融市場の動きの再現に成功している。

得水準よりも低いため、全ての家計は負債を保有するインセンティブがある。しかし、人々の消費・貯蓄行動をシミュレートすると、引退 20 期前に資産保有がゼロになっている家計、すなわち流動性制約が実際にバインドしている家計は全体の 4 割弱でしかない。全ての家計は、借り入れが可能であれば可能であったであろう最適な消費水準よりも低い水準の消費を行っている、という点で、流動性制約の影響を受けているが、実際に、流動性制約がバインドし、オイラー方程式が等号で成立していない家計はその一部に過ぎないのである。流動性制約に陥ると、オイラー方程式を満たすことができず、消費平滑化が出来なくなる。人々は、流動性制約に陥ることを恐れ、事前に資産蓄積を行うため、流動性制約がバインドしなくなる家計が発生するのである。前章で紹介した Carroll の緩衝在庫モデルでは、所得がゼロになるリスクがあるため、流動性制約がバインドする経路は No Ponzi Game 条件を満たさない。したがって、資産がゼロになる家計は存在せず、全ての家計は消費のオイラー方程式を等号で満たす。流動性制約がバインドしない状況も含めた流動性制約の影響を分析するためには、家計の動学問題を完全に解き切る必要があり、所得過程や資産分布等に関して強い仮定が必要になる。そのため、多くの実証分析では、第二の点よりも第一の点を重視し、実際に流動性制約にある家計をどう識別するか、そのような家計がどの程度存在するか、の検証が主に行われている。

2　流動性制約下にある家計割合の推計

家計レベルで、流動性制約に直面しているか否かに関する情報が全くないと仮定しよう。例えば、マクロデータしかない場合、あるいはミクロデータが利用可能でも、資産や流動性保有、信用に関する情報が全くない状況を想定する。このような時でも、消費関数に強い仮定を設けることにより、流動性制約に直面している家計の割合を計算することが可能である。Hall (1978) は、その非常に有名な論文の中で、消費が過去の所得に対し過剰に反応する理由として、経済の一定割合の家計が流動性制約下にあり、当期所得をそのまま消費に回している可能性を指摘している。その後、Hall (1978) の示唆に基づき、消費の過剰反応を利用し、流動性制約に直面している家計の割合を求める多くの試みがなされた。そのアイディアはとても簡単である。

経済には二種類の家計が存在し、タイプ 1 の家計は、流動性制約に直面しており、その消費額は当期の可処分所得に一致している。一方、タイプ 2 の家計は Hall (1978) 流の恒常所得仮説に従い、消費は恒常所得に一致していると仮定する。タイプ 1 の家計は全可処分所得のうち割合 λ、λY_t を受け取り、一方、タイプ 2 の家計は $(1-\lambda)\,Y_t$ の所得を受け取っていると仮定する。このとき、タイプ 1 の家計消費 、c_t^1 は流動性制約に直面しているので、

$$\Delta c_t^1 = \lambda \Delta Y_t, \tag{1}$$

一方、タイプ 2 では

$$\Delta c_t^2 = u + (1-\lambda)\,\varepsilon_t, \tag{2}$$

ただし、u は時間に依存しないパラメターであり、ε_t は恒常所得の予測に関する期待誤差である。タイプ 2 の家計消費は Hall (1978) のモデルと同様に、マルチンゲールとなっている。このとき、実際に観察される総消費 c_t の階差は

$$\Delta c_t = u + \lambda \Delta Y_t + (1-\lambda)\,\varepsilon_t, \tag{3}$$

となる。マクロの総消費と可処分所得は観察可能であるため、(3) 式から λ の推計が可能である。この推計は容易であり、かつ、流動性制約に直面している家計の割合を推計可能であることから、非常に多くの分析が現在まで行われている。恐らく、最初の推計は Hall and Mishkin (1982) によるものであり、PSID を用い、$\lambda = 0.2$ という結果を得ている。日本のマクロデータを用いた竹中・小川 (1987) もほぼ同じ値である 0.23 程度という結果を得ている。Delong and Summers (1986) は、1899 年から 1982 年までのアメリカの長期年次データを用い、流動性制約に陥る家計の割合が時期により大きく変動することを報告している。Campbell and Mankiw (1990) はアメリカの四半期マクロデータを用い、λ はほぼ 0.5 であるという結果を得ている。Ogawa (1990) は、日本のマクロデータを用い、λ を観察不能なランダムウォークに従う潜在変数とみなし、カルマンフィルターを用いた推計を行った。その結果、日本でもアメリカと同様に λ の値は大きく変動することを報告している。Campbell and Mankiw (1991) は、アメリカ、イギリス、カナダ、フランス、日本、スウェーデン各国のマクロデータを用い、λ の値の国際比較を行った。その結果、日本のみ λ の値が有意に検出されないと報告している。

今まで紹介した分析では、ミクロデータを用いた Hall and Mishkin (1982) も含め、家計レベルの金融資産保有状況等の情報を一切用いず、観察される消費と所得パターンの情報のみを用いた推計が行われていた。Hayashi (1985b) は、アメリカの Survey of Financial Characteristics of Consumers[4]の個票データを用い、下記のようなモデルの推計を行っている。ここでは、各期の家計の最適消費水準 c_t^* が、下記のような観察可能な変数 X_t の線形関数で描写されるとする。

$$c_t^* = X_t\beta + \varepsilon_t, \tag{4}$$

ここで、ε_t は観察不可能な誤差項で正規分布に従うと仮定する。各家計は、流動性制約に陥る可能性があり、そのとき、最適消費は実現できず、観察される消費は下記のような上限を持つとする。

$$c_t \le L \equiv 0.85\left(Y_t + 0.2 * LIQ\right), \tag{5}$$

[4]現在行われている Survery of Consumer Finance (SCF) につながる家計レベルの金融資産保有に関する調査である。

なお、Y_t は家計の可処分所得、LIQ は家計の保有する金融資産、L は流動性制約による消費の上限値である[5]。そして、下記のような TOBIT モデルの推計を行っている[6]。

$$
\begin{aligned}
c_t &= c_t^* \qquad \text{if } c_t^* < L && (6)\\
&= L \quad \text{otherwise.} && (7)
\end{aligned}
$$

誤差項 ε_t が正規分布に従っているという仮定により、このシステムは最尤法で推計可能である。Hayashi (1985b) は、流動性制約の存在のため、消費は平均して 5.5% 低下しているという結果をえている。また、流動性制約に直面している家計の割合は約 56% と高い値になっている。新谷 (1994) は同様の推計を『日経 NEEDS-RADAR 金融行動調査』(金融 RADAR) を用いて行っている。金融 RADAR に含まれるクレジットカード保有状況および消費者ローン使用実績等の情報も利用した推計の結果、流動性制約に陥った場合の消費下落率は Hayashi (1985b) の推計量よりも大きく、60 歳以上家計の場合は 30% 程度にも達すると報告している。

3 流動性制約下のオイラー方程式

Hayashi (1985b) や新谷 (1994) はミクロデータを利用しているものの、静学モデルに基づく誘導形を用いた分析であった。Zeldes (1989b) は、オイラー方程式を利用し、流動性制約の影響を分析している。

第 4 章で紹介した Hall (1978) のモデルに従い、無限視野で、流動性制約が存在しない家計の行動について考える。t 期の予算制約は下記で与えられると仮定する。

$$a_{t+1} - (1+r)\,a_t = (1+r)\,(y_t - c_t)\,. \tag{8}$$

No Ponzi Game Condition を用い、生涯の予算制約を下記のように書く。

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{c_{t+s}}{(1+r)^s} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} + a_t \equiv W_t. \tag{9}$$

各期の効用関数が消費に関する二次関数のとき、消費はマルチンゲールとなり、

$$E_t E_{t+1} c_{t+2} = E_t c_{t+1} = c_t. \tag{10}$$

したがって、

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{c_{t+s}}{(1+r)^s} = c_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^s} = \frac{(1+r)}{r} c_t. \tag{11}$$

---

[5]0.2 および 0.85 というパラメター値の根拠に関する説明はなく、他のパラメター値での結果も報告している。

[6]Hayashi (1985b) のモデルでは、さらに消費データの計測誤差も考慮されている。

単純化すると、

$$c_t = \frac{r}{(1+r)} W_t. \tag{12}$$

ところで、資産の階差をとると、

$$\begin{aligned}
\Delta a_{t+1} &\equiv a_{t+1} - a_t \\
&= (1+r)(y_t - c_t) + r a_t \\
&= (1+r) y_t - (1+r) c_t + r a_t \\
&= (1+r) y_t - \frac{r(1+r)}{(1+r)} \left(E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} + a_t \right) + r a_t \\
&= (1+r) y_t - r E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} \\
&= y_t - r E_t \sum_{s=1}^{\infty} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} \\
&= y_t - E_t \sum_{s=1}^{\infty} \left[\frac{y_{t+s}}{(1+r)^{s-1}} - \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} \right] \\
&= -E_t \sum_{s=1}^{\infty} \left[\frac{\Delta y_{t+s}}{(1+r)^{s-1}} \right].
\end{aligned} \tag{13}$$

ここで、もしも所得が i.i.d. で $y_t = \varepsilon_t$ とし、階差をとると、

$$E_t \Delta y_{t+s} = E_t (\varepsilon_{t+s-1} - \varepsilon_{t+s}) = -\varepsilon_t \quad \text{if s = 0}, \tag{14}$$

$$E_t \Delta y_{t+s} = E_t (\varepsilon_{t+s-1} - \varepsilon_{t+s}) = 0 \quad \text{if s >0}. \tag{15}$$

したがって、

$$\Delta a_{t+1} = -E_t \sum_{s=1}^{\infty} \left[\frac{\Delta y_{t+s}}{(1+r)^{s-1}} \right] = \varepsilon_t$$

すなわち、所得が i.i.d. のとき、資産保有高はランダムウォークとなる。これは、資産、あるいは負債が有界でなくなることを意味する。非定常過程の特徴として、無限先には、確率 1 で、負債額は Natrual Debt Limit を超えてしまう。無限視野で、効用関数が二次のとき、流動性制約が全く存在しないと仮定することは、そもそもモデル設計上無理があるのである[7]。

ここで、流動性制約として

$$a_{t+1}\left(s^t\right) \geq 0 \quad \text{for all } s^t \tag{16}$$

[7]なお、効用関数が二次関数のとき、すなわち Hall のランダムウォークモデルでは、ベルマン方程式を満たす価値関数は一意に定まらない。ベルマン方程式が縮小写像にならないためである。

を導入する。これは、各家計は借り入れが全くできないと仮定していることを意味する。この制約に対するラグランジュ乗数を $\mu(s^t)$ とする。

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t \left(s^t\right) u\left(c_t\left(s^t\right), s^t\right) + \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^{t+1}|s^t} \lambda_t\left(s^t\right) \left(y_t\left(s^t\right) + a_t\left(s^{t-1}\right) - c_t\left(s^t\right) - \frac{a_{t+1}\left(s^t\right)}{1+r}\right)$$
$$+ \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^{t+1}|s^t} \mu\left(s^t\right) a_{t+1}\left(s^t\right). \tag{17}$$

このとき、資産に関する一階条件は下記のスラック補完性条件を含む。

$$\frac{\lambda_t\left(s^t\right)}{1+r} - \mu\left(s^t\right) = \sum_{s^{t+1}|s^t} \lambda_{t+1}\left(s^{t+1}\right), \tag{18}$$

$$\mu\left(s^t\right) a_{t+1}\left(s^t\right) = 0, \tag{19}$$

$$\mu\left(s^t\right), a_{t+1}\left(s^t\right) \geq 0. \tag{20}$$

消費に関する一階条件は

$$\beta^t \pi_t\left(s^t\right) u_c\left(c_t\left(s^t\right), s^t\right) = \lambda_t\left(s^t\right).$$

したがって、

$$u_c\left(c_t\left(s^t\right), s^t\right) - \mu\left(s^t\right)(1+r) = (1+r) \sum_{s^{t+1}|s^t} \beta^t \pi_{t+1}\left(s^{t+1}\right) u_c\left(c_{t+1}\left(s^{t+1}\right), s^{t+1}\right). \tag{21}$$

スラック条件を用い、上式における選好ショックを無視すると

$$u_c(c_t) \geq \frac{1+\rho}{1+r} E_t u_c(c_{t+1}) \tag{22}$$
$$= \frac{1+\rho}{1+r} E_t u_c(c_{t+1}) \quad \text{if } a_{t+1} \geq 0.$$

ところで、予算制約式から、負債を発行できないという条件の下では、消費は手元資産 (Cash on Hand) よりも小さくなる。すなわち、

$$c_t = y_t + a_t - \frac{a_{t+1}}{1+r}$$
$$\leq y_t + a_t. \tag{23}$$

効用関数の二階微分が負であれば、$a_{t+1} = 0$ のとき、

$$u_c(y_t + a_t) = u_c(c_t). \tag{24}$$

$a_{t+1} > 0$ のとき、

$$u_c(y_t + a_t) < u_c(c_t) = \frac{1+\rho}{1+r} E_t u_c(c_{t+1}). \tag{25}$$

したがって、流動性制約が存在する時のオイラー方程式は、

$$u_c(c_t) = \max \quad \left[u_c(y_t + a_t), \frac{1+\rho}{1+r} E_t u_c(c_{t+1}) \right]. \tag{26}$$

と書くことができる。

オイラー方程式を用いて流動性制約の重要性を分析し、後に大きな影響を与えた Zeldes(1989) の分析は、下記のオイラー方程式に準拠して行われる。

$$\begin{aligned} u_c(c_t) &= \frac{1+\rho}{1+r} E_t u_c(c_{t+1}) + \lambda_t > \frac{1+\rho}{1+r} E_t u_c(c_{t+1}) : \text{ 流動性制約下} \quad (27) \\ &= \frac{1+\rho}{1+r} E_t u_c(c_{t+1}) : \text{ 内点解} \end{aligned}$$

なお、$\lambda_t > 0$ は流動性制約に対するクーンタッカー乗数である。流動性制約に陥っている家計の今期の消費の限界効用は、来期の限界効用よりも高い (消費は低い) はずである。なぜなら、流動性制約に陥っている家計は消費を増やすことができず、その分消費の限界効用が高まっているためである。一方、消費をさらに減らすことは可能なので、クーンタッカー乗数は正となる。Zeldes (1989b) は、アメリカの PSID を用い、下記の推計を行っている。

$$GC_{it+1} = \sum_{j=1}^{N} c^j FD_i^j + \sum_k d^k WD_{it}^k + a_1 age_{it} + a_2 GAFN_{it+1} \tag{28}$$

$$+ a_3 \ln(1 + r_{it}) + \varepsilon_{it+1}. \tag{29}$$

ここで、GC_{it+1} は家計食料消費成長率、FD_i^j は家計ダミー、WD は PSID の調査年ダミー、$GAFN$ は食料支出必要性指標であり、家計構成人年齢の加重平均と総家計人数で代理されている。$(1 + r_{it})$ は税引き後資産収益率であるが、これは t 期首では実現しておらず、消費成長率の予測誤差と相関をもつ可能性がある。そこで、t 期の所得と限界税率を操作変数とした二段階推計が行われている。

Zeldes の推計には、家計を流動性制約に陥っているものとそうでないものを識別することが必要である。Zeldes は PSID に含まれる資産保有情報を用い、流動性制約に陥ってる可能性の高い家計を選別している。基本的な区分けは、(1) 二ヵ月分の所得に相当する流動資産を有しているか否か、(2) 六ヵ月分以上の所得に相当する流動資産を有するか否か、の情報を用い、流動資産保有量の低い家計をグループ 1 と定義し、流動性制約に陥っている可能性が高いとみなす。一方、豊富な流動資産を保有する家計をグループ 2 と定義し、流動性制約に陥っていないとみなす。

Zeldes は、まず、(28) 式に t 期の可処分所得を加え、その係数がグループ 1 では負で有意であるが、グループ 2 では有意でないことを報告している。次に、グループ 2 での推計値にグループ 1 の説明変数の値を代入し、生み出される残差の平均値が正で有意になることを報告している。これは、クーンタッ

カー乗数の推計量となっており、それが正で有意であるということは、流動性制約の存在が有意に検証できたことになる。

Runkle (1991) は、Zeldes (1989b) の結果が、消費の計測誤差の影響を無視していること、および推計手法に誤りがあることを指摘し、全く異なる結果を導いている。(28) 式に所得を加えて推計する際、合理的期待に従えば、確かに、t+1 期の消費成長率の予測誤差は t 期の所得と相関をもたない。t 期の所得は t 期における条件付き期待値の情報集合に含まれているからである。しかしながら、Zeldes (1989b) は (28) 式を固定効果で推計しており、実際に推計する際には、被説明変数、説明変数のすべてに固定効果変換、すなわち、家計毎の時間平均からの乖離値が用いられる。この場合、誤差項もまた前後の時間に依存することになり、t 期の所得と直交しなくなる。Runkle (1991) は GMM を用いこのバイアスを修正し、さらに消費データに含まれる計測誤差もモデル化した上で、過去の所得データが流動性制約下にあると思われる家計に関しても有意な説明力をもたないことを報告し、単純なライフサイクル・恒常所得モデルと PSID の家計データが整合的であると論じている。

4　流動制約下にある家計の識別

Zeldes (1989b) や Runkle (1991) が用いている家計分割法には問題があることが指摘されている。資産額が少ない家計と流動性制約に陥っている家計とは必ずしも一致しないからである。Zeldes (1989b) 同様に後に大きな影響を与えた Jappelli (1990) は 1983 年の Survey of Cosumer Finance (SCF) を用い、家計に対し、実際に金融機関で借り入れを拒否された経験を持つかどうか、あるいは、断られることを予想し借り入れを申し込まなかったか否かの情報を用い、流動性制約に陥いる家計を定義している[8]。Jappeli(1990) によると、家計の 19% が流動性制約に陥っている。そして、流動性制約に陥る可能性は、所得や資産に強く依存していることが示されている。

SCF は同一家計を追跡するパネルデータではないため、消費のオイラー方程式を家計レベルで推計することができない。そこで、Jappelli et al.(1998) では、SCF での流動性制約に陥る確率を計算し、得られた確率を PSID に応用し、家計のグルーピングを行っている。Zeldes (1989b) が、資産・所得比率のみを用いているのに比べ、より多くの情報を用いているのが特徴である。Jappelli et al.(1998) は、流動性制約に陥っている家計とそうでない家計をスイッチング回帰を用いて分割し、消費のオイラー方程式と流動性制約に陥る確率の同時推計を行い、Zeldes (1989b) よりも強い流動性制約の効果を見出している。

小原・ホリオカ (1999) は、日本の家計経済研究所によるパネルデータ (JPSC)

[8] 英文は Was there any time in the past few years that you (or your husband/wife) thought of applying for credit at a particular place but changed your mind because you thought you might be turned down?

を利用し、流動性制約がオイラー方程式に与える効果を分析している。JPSC はパネルデータであり、なおかつ SCF のように、借入を断られた経験があるか否か、または断られるとの予想の下で申し込まなかったかの情報を有するパネルデータである。さらに、家計消費や所得データに関する情報も有するという利点もある。すなわち、所得・消費・資産に加え詳細な家族情報を有し、流動性制約に陥っている家計を直接識別できるパネルデータであり、流動性制約の検証にとり非常に望ましいデータである[9]。小原・ホリオカ (1999) によると、Zeldes (1989b) や Hayashi (1985b) のように、流動資産情報を用いる分割と Jappelli(1990) に従った彼らの分割では、流動性制約下にある家計の識別に大きな違いがあり、流動資産情報を用いた区分けでは、流動性制約に直面している家計を誤って直面していないと判断する可能性が高いと論じている。小原・ホリオカ (1999) による流動性制約がバインドしている家計の割合は有配偶で 8.5% 、無配偶で 5.2% 程度である[10]。

Meghir and Weber (1996) は Zeldes や Jappelli とは全く異なるアプローチをとっている。流動性制約の存在は、消費の限界効用がマルチンゲールにならないことを意味する。また、マルチンゲール性そのものは効用関数が時間に関して分離可能であるという仮定に依存している。したがって、限界効用のマルチンゲール性を否定できなければ、もしくは効用関数の時間に関する分離可能性が否定できなければ、流動性制約の存在は、少なくとも重要ではないことになる。Meghir and Weber(1996) は、消費財を食品、交通、サービスの三種類に分け、t 期の効用関数を

$$u_t = u_t\left(X_t, X_{t-1}\right), X_t : \text{food, Transportation, and Service at t} \tag{30}$$

とし、トランスログ型の効用関数を仮定している。これにより、三種類の商品間の限界代替率とオイラー方程式が出てくるが、時間に関する分離可能性が仮定されていないため、t 期の食品と交通の間の限界代替率は、t-1 期および t+1 期の消費水準にも依存してくる。もしも効用が時間に関し分離可能、あるいは流動性制約がなければ t 期の限界代替率は t 期の消費と価格比のみに依存するはずである。また、オイラー方程式も同様に、一階の差分方程式ではなく、高階の差分方程式となる。CEX のコホートデータを用い、Meghir and Weber (1996) は、効用が分離可能であり、かつ限界効用がマルチンゲールであることを棄却できない、すなわち、流動性制約の存在を確認できないことを報告している。

[9]ただし、JPSC は若年女性にサンプルが限定されており、中高年層の情報が不十分であるという欠点がある。

[10]Kohara and Horioka (2006) は、同じく JPSC のより長期の個票データを用いて、流動性制約が消費のオイラー方程式に影響を与えているか否かを検証し、例え流動性制約に直面していなくとも、日本においてはオイラー方程式が成立していないことを報告している。

5 シミュレーションによる流動性制約の分析 (Hubbard, et al. (1995))

Hubbard, et al. (1995) は流動性制約の論文として極めて著名なものである。これまで紹介した分析と違い、Hubbard, et al. (1995) はカリブレーションを用い、流動性制約、将来の不確実性、および社会保障制度が合わさり、極めて大きな資産蓄積上の歪みが生じていることを示したものである。

まず、典型的な事実 (Stylized Facts) とし、PSID に基づき、(1) 低学歴家計の資産蓄積が乏しく、50 代家計でも、三割の家計が年収以下の資産しか有しておらず、資産のコブ型 (Hump Shape) が弱い[11]、(2) 学士号を有している家計では、50 代家計の 95% 以上が年収以上の資産を有しており、資産のコブ型も強い、の二点を指摘している。次に、アメリカの社会保障制度の特徴として、Food Stamp や Medicaed 等の社会保障を受け取る際、その資格要件として資産額に上限があることを指摘している。また、医療支出や所得に関する不確実性、とくに uninsurable な不確実性は無視できないほど大きいとしている。

以上の Stylized Facts を基に、Hubbard, et al.(1995) は下記のような議論を展開する。uninsurable な不確実性が存在する場合、Carroll や Deaton の予備的貯蓄モデルに従うと、資産蓄積が促進される。Carroll や Deaton は時間選好率が金利よりも高いことを仮定し、資産蓄積がそもそも少なくなるようにしている。この論法に従うと、アメリカの低学歴家計の時間選好率は高学歴家計よりも高いことになる。しかしながら、この仮定を支持する実証分析は多くない。低学歴家計と高学歴家計の両方が同一の選好を有していると仮定しても、社会保障制度が存在すれば、政府によるリスクシェアリングが提供され、予備的貯蓄動機が小さくなり、低学歴家計の資産蓄積が阻害される。さらに、社会保障制度を利用する際に、資産の上限が決まっている場合は、資産蓄積の阻害がさらに強化される。以下、Hubbard et al.(1995) のモデルをより詳しく見てみよう。

効用関数は CRRA であり、$\gamma = 3$ と仮定されている。

$$E_t \sum_{s=t}^{T} \frac{D_s}{(1+\delta)^{s-t}} \left(\frac{c_s^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right). \tag{31}$$

家計は 100 歳を上限として、各期で死ぬ確率 $(1 - D_s)$ に直面している。経済に参加するのは 21 歳からであり、それ以降、最大 80 期の間、家計は消費・貯蓄決定を行う。予算制約は

$$A_s = A_{s-1}(1+r) + E_s + TR_s - M_s - c_s, \tag{32}$$

$$A_s \geq 0, \tag{33}$$

[11]標準的なライフサイクルモデルでは、資産額は引退時をピークとする山型になっている。

ただし、A_s:資産、E_s:税引き後労働所得 (外生)、M_s:医療支出 (外生)、TR_s: 社会保障受け取り、である。なお、Cash on Hand は

$$X_s = A_{s-1}(1+r) + E_s + TR_s - M_s, \tag{34}$$

と定義できる。そして、社会保障受け取りは

$$TR_s = \max \quad [0, (\bar{c} + M_s) - \{A_{s-1}(1+r) + E_s\}], \tag{35}$$

と定義される。ただし、$\bar{c}$ は政府により定められる最低保障消費水準である。上式は、社会保障抜きの Cash on Hand が、最低保障消費水準よりも下回っていれば、その不足分が社会保障として支払われることを意味する。逆に、社会保障抜きの Cash on Hand が少しでも最低保障消費水準を上回っていれば社会保障は提供されない。また、たとえば Cash on Hand が最低保障水準よりも 10 万円低かったと仮定し、所得が 5 万円増加したとすると、5 万円社会保障が減額されてしまう。これは資産所得に関しても同様であり、資産蓄積に対し、100% の課税がなされるのと同じである。したがって、このような社会保障プログラムは資産蓄積に対し強い負の効果を与える。

不確実性の発生要因として、Hubbard et al.(1995) は医療支出および勤労期の所得に関して下記のような確率過程を仮定する。まず所得に関しては、

$$y_{it} = Z_{it}\beta + u_{it} + v_{it}, \tag{36}$$

$$u_{it} = \rho_e u_{it-1} + e_{it.} \tag{37}$$

ここで、Z_{it} は年齢と年ダミーに関する三次関数であり、v_{it} と e_{it} は白色ノイズの誤差項である。ただし、以降の分析では v_{it} は存在しないものと仮定されている。すなわち、一時的所得は存在せず、すべてのショックは持続的であると仮定される。医療支出は下記のように仮定される。

$$m_{it} = G_{it}\Gamma + \mu_{it} + \omega_{it}, \tag{38}$$

$$\mu_{it} = \rho_u \mu_{it-1} + \varepsilon_{it}. \tag{39}$$

所得過程と同様に、ω_{it} は以降の分析では無視される。PSID および 1977 年の National Health Care Expenditure Survey および Naional Nursing Home Survey のクロスセクションデータを用い、各学歴別に上記の確率過程を推計し、その推計パラメターをそれ以降のカリブレーションで用いている。最低保障消費水準として、1000 ドルと 7000 ドルの両方を仮定し、カリブレーションを行っている。

この動学問題の状態変数は、健康状態、資産、所得、そして年齢の 4 種類であり、かつ、ショック項に一階の自己相関が仮定されているため予備的貯蓄モデルにおいて Carroll が用いた技術が使えず、多くの状態変数に対処する必要がある。Hubbard et al.(1995) は、健康と所得をそれぞれ 9 グリッド

のマルコフ・チェーン、資産を 61 グリッドで近似している。65 歳までの所得には不確実性があり、それ以降は存在しない。最終期における境界条件から Backward Induction を用いてオイラー方程式を解いているが、極めて多くのグリッドで最適消費水準を計算せねばならず、高度な数値解析技術を駆使した分析となっている。

結果は極めて明確で、最低保障消費水準を 7000 ドルと設定すると、高学歴家計の資産蓄積は順調だが、低学歴家計の多くは資産蓄積をせず、社会保障に頼るようになってしまう。社会保障と流動性制約、予備的貯蓄と不確実性が組み合わさり、大規模な資産蓄積の歪みが発生しているのである。所得や健康状態に関する不確実性があるときの、社会保障システムの影響を動学モデルを用いて分析する試みは近年増加しており、政治過程を導入した Conesa and Krueger (1999)、社会保障システムの民営化の効果を分析した Nishiyama and Smetters (2007) 等がある[12]。

流動性制約の分析は、予備的貯蓄分析と密接な関係があり、予備的貯蓄のシミュレーション分析では、流動性制約の効果も合わせて報告していることが多い。Carroll and Kimball (2001) は流動性制約と予備的貯蓄が消費と貯蓄のライフサイクルパターンにどのような影響を与えるかを詳細に説明しており、Nirei (2006) は予備的貯蓄と流動性制約を共に含む一般均衡動学モデルを構築し、モンテカルロシミュレーションを行うことで、Zeldes (1989b) による (28) 式の推計にどの程度のバイアスがあるかを分析している。異質な個人を含むマクロ動学モデルでは Hugget (1993) や Aiyagari (1994) 等、流動性制約の存在を仮定することが一般的に行われており、最初に紹介した Alvarez and Jeramann (2000) による内生的流動性制約のモデル化等、近年では最も進展が早い分野の一つにもなっている。

6 まとめ

流動性制約がバインドし、消費が所得と一致すると、消費平滑化が出来なくなり、消費のオイラー方程式やリカードの等価定理が成立しなくなる。この経済学的含意は大きく、そのため、流動性制約の有無やその重要性に関して非常に多くの分析がなされてきた。本章では、1980 年代におけるマクロデータを用いた流動性制約の推計から、近年の様々な家計パネルデータを用いた分析結果を紹介した。初期のマクロデータを用いた分析結果では、五割程度の家計が流動性制約下にあるとする推計が多く、その割合は時間とともに大きく変化していた。マクロデータを用いた分析では、流動性制約下にある家計割合は、消費の過去所得への過剰反応の程度により推計されており、消費が過剰反応をしている限り、流動性制約下にある家計割合は正の値で推計さ

[12]Nishiyama and Smtters (2007) は流動性制約の存在を仮定しておらず、借り入れは可能になっている。

れる。一方、ミクロデータを用いた分析では、消費の過剰反応の存在そのものが議論の対象となっており、分析者により結果が大きくわかれている。そのため、流動性制約の存在に関する推計結果もマクロデータを用いた分析以上に統一性を欠いたものとなっている。

流動性制約と前章で紹介した予備的貯蓄は密接に関係している。流動性制約がバインドしなくても、流動性制約が存在し、将来バインドする可能性がある時、家計は予備的貯蓄を行い、オイラー方程式を等号でみたしつつも、流動性制約がない時よりも過小の消費しか行わなくなる。一方、流動性制約が存在しないと仮定しても、予備的貯蓄モデルの仮定によっては、家計があたかも流動性制約に陥ってるかのような動きをみせることもある。より詳細な分析のためには、オイラー方程式のみに依存するのではなく、境界条件も用い、家計の動学的な意思決定の諸側面を見る必要がある。そのためには、初期の資産保有量、所得に含まれる不確実性、おそらくは最大の負債保有要因である住宅購入の有無等に関する強い仮定が必要となる。より現実的な、そして一般的な状況下での最適消費行動の分析は現在も精力的に行われているが、そのためには、複雑な動学モデルの数値解析はもちろんのこと、住宅価格の動向や人々の健康リスク、資産ポートフォリオに関する詳細な情報が必要となり、金融や医療等、関連諸分野との一層の連携が重要となっている。