

# 応用マクロ経済学講義ノート (5)

## 完備市場とその検証

阿部修人  
一橋大学経済研究所

October, 2023

### 1 導入

今日のマクロ経済学にとって、家計による動学的消費決定メカニズムは、その動学メカニズム、ショックの波及経路などにおいて非常に重要な要素となっている。しかしながら、マクロモデルでは非常に単純な家計消費決定メカニズムが仮定されることが多い。例えば、近年のニューケインジアンの流れを組む確率的動学一般均衡モデル(Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, DSGE)や実物景気循環モデル(Real Business Cycle Models, RBC)の多くでは、家計消費は無限に生きる代表的個人によって決定されると仮定されており、家計レベルで観察される所得・資産格差、あるいは病気等のリスクがモデルに登場することは、近年動学均衡モデルにおいても増加傾向にあるとはいえ、まだまだ発展途上である。また、異質な家計がモデルに登場したとしても、それらの多くはex anteには同一、すなわち不確実なショックがない場合は同質であると仮定されることが多い。

経済に存在する無数の家計の消費が代表的個人の消費決定で描写可能であるとするDSGE、あるいはRBCの仮定は一見極めて非現実的に見えるかもしれないが、経済理論において「標準的」な条件の下で正当化することが可能である。具体的には、市場が完備、すなわちすべての財に対して、取引するための市場が存在している場合、たとえ多くの家計が家計独自のショック(病気や事故、勤め先企業の倒産、あるいは勤め先企業の業績による賃金変動等)にさらされていても、全ての家計の消費行動は完全に連動し、あたかも代表的個人による家計消費決定と同じような均衡を得ることが出来る。無論、実際の

経済データでは全ての家計の消費が連動し、全く同じ動きをみせることはないが、もしも、かなりの程度で連動していれば、例えば景気の好不況で消費が連動していれば、単純なDSGEモデルが依拠している仮定は、一次近似としては許容可能かもしれない。一方、家計消費の連動性がほとんどない場合は、代表的家計に依拠したマクロモデルは深刻な問題を抱えている可能性がある。

完備市場のモデルを厳密に描写するには多くの数学的準備が必要になるが、その経済学的なメカニズムは単純である。経済に多くの家計が存在し、それぞれの家計は、病気や失業などのリスクを抱えているような状況を考える。従って、所得や資産、健康状態等多くの面で、家計は異なり、大量の資産を保有している家計もいるし、失業者や低所得家計も存在する。しかし、もしも市場が完備であり、全ての状態に応じた財に関して市場が存在するならば、家計は様々なリスクに対して保険を買うことが可能である。例えば、今、25歳の個人が直面する問題を考えてみよう。この人物は、現在は働いているが、近い将来失業する可能性がある。一方、将来、現在よりもよい職が見つかり、高収入を得る可能性もある。さらには交通事故や病気になる可能性もある。もしも市場が完備なら、25歳のこの人物は「全ての」不確実性に対して保険を買うことができる。1年後に失業し、2年後によい職を得る場合、あるいは2年後に失業し、その後事故にあいそれまでの就業を継続できなくなる場合、あるいは今後30年以上、現在の職を続けることが出来る場合、等等。不確実性の数は事実上無限であるが、市場が完備であれば、それらの「全ての」状態に対して保険を買い、その状態が発生した時に支払いを受ける、あるいは支払うような契約を結ぶことができる。この人物が消費を平滑化させることを望むなら、保険を十分に買うことにより、どんな状態になっても一定の消費水準を維持することが出来るのである。

上記の例は明らかに極端であり、現実から程遠く思われるかもしれない。しかしながら、保険は実際に市場で商品として取引されていなくとも、家族や親族、あるいは周辺住民から暗黙のうちに提供されることもある。市場を経由しなくとも、経済主体間での助け合い、すなわちリスク・シェアリングが存在していれば、完備市場の仮定は現実から極端に遊離したものとはいえなくなる。実際、自分が失業したり病気になった場合、家族や親族の助けを受けることは、それほど非現実なことではなく、インフォーマルな保険はかなり広く提供されていることが想像できる。特に、保険市場が未発達な低開発国においては、インフォーマルな保険が公的な失業・医療保険の代替として機能している可能性がある。そのため、経済発展分析においては、地域や村落単位でのリスク・シェアリングの有無の検証のため、完備資本市場のフレームワークが用いられている。

完備保険市場の検証とその定量的な評価は、マクロ・ミクロ、先進国・途上国を問わず、多くの研究者の関心をひいてきた。後述するように、完備市場の経済理論は一般的か

つ強固なものである一方、理論予測が強力であるため、その仮説検証は容易になっている。しかしながら、同じデータセットを用いても研究者により結果はかなり異なっている。完備市場の検定が試みられてから30年もの長い時間が経過しているが、いまだ研究者間で、完備市場がどれほど現実経済の近似となっているかに関し、意見は統一されていない。

## 1.1 完備市場モデルの設定

本節では完備市場における消費の動向を描写する、単純なモデルを紹介する<sup>\*1</sup>。

0期から $T$ ( $\infty$ も許容)期間存続する経済を考える。経済には $I$ 家計が存在し、各家計は0期から $T$ 期まで存続する。各家計は保存不可能な消費財を各期に受け取る。各期に家計 $i$ がうけとる消費財の量には不確実性が存在し、その流列は $\{y_t^i\}$ で与えられるとする。 $y^{i,t} = (y_0^i, y_1^i, y_2^i, y_3^i, \dots, y_t^i)$ を、家計 $i$ が $t$ 期までの $t+1$ 期間にわたりうけとる消費財の流列とする。

家計がうけとる消費財の量を含め、経済には様々な不確実性が存在するとする。全ての確率変数の $t$ 期における実現値のベクトルを $s_t$ で表わし、 $t$ 期における事象(event)と呼ぶ。 $t$ 期までのeventの歴史を $s^t = (s_0, s_1, \dots, s_t)$ で表わす。

$\pi_t(y^{i,t})$ を $y^{i,t}$ が生じる主観的確率、 $\pi_t(s^t)$ を $s^t$ が生じる確率であるとする。各主体の主観的確率は経済全体のeventの歴史が生じる確率と同一である、すなわち、各主体は合理的な期待をもつと仮定する。また、単純化のため $y_t^i \in Y$ は離散の値をとり、集合 $Y$ の要素の数は有限で $M$ であるとする。また、同様に、 $s_t \in S$ であり、集合 $S$ の要素の数もまた有限で $K$ であるとする。

$S^t = \prod_{s=0}^t S_s$ 、および $Y^t = \prod_{s=0}^t Y_s$ をそれぞれ $S$ と $Y$ の $t+1$ 個の直積とする。このとき、 $s^t \in S^t, y^{i,t} \in Y^t$ となる。

各家計は経済の状態を所与とし、消費計画を考える。状態 $s^t$ の下で実現される、家計 $i$ の $t$ 期における消費を $c_t^i(s^t)$ で表わすと、この経済における全家計の消費水準の流列は $\left\{ (c_t^i(s^t))_{i \in I} \right\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$ と記することができる。

単純化のため、各家計の効用関数は同一であり、時間に関して加法に分離可能であり、一定値をとる主観的割引因子 $\beta \in (0, 1)$ をもつとする。すなわち、家計 $i$ は下記のような効用

---

<sup>\*1</sup> 理論の展開や証明は本節においてかなり簡略化、あるいは省略している。厳密な理論の展開や定理の証明に関してはMas-Colell et al. (1995)等の大学院向けのミクロ経済学の教科書を参照してもらいたい。

関数を有すると仮定する\*2。

$$U^i = \sum_{t=0}^T \sum_{s^t \in S^t} \beta^t \pi_t(s^t) u^i(c_t^i(s^t), s^t). \quad (1)$$

**Definition 1.1** 実現可能性

下記の条件をみたすとき、消費  $\left\{ (c_t^i(s^t))_{i \in I} \right\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$  は実現可能であるという。

$$c_t^i(s^t) \geq 0 \text{ for all } i, t, \text{ and } s^t \quad (2)$$

$$\sum_{i=1}^N c_t^i(s^t) \leq \sum_{i=1}^N y_t^i(s^t) \text{ for all } t, s^t. \quad (3)$$

最初の条件は、消費水準が非負であるということの意味するだけであり、第二の条件は、各期において、実際に消費される量は、経済に存在する消費財の総量を超えることはできないということの意味している。

**Definition 1.2** パレート効率性

消費配分がパレート効率的であるというのは、消費配分が実現可能であり、かつ、下記の条件をみたす他の実現可能な消費配分  $\left\{ (\tilde{c}_t^i(s^t))_{i \in I} \right\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$  がないときである。

$$U^i(\tilde{c}^i) \geq U^i(c^i) \text{ for all } i \in I. \quad (4)$$

また、議論を簡単にするため、各期において常に正の値の消費が行われるように下記の仮定をおく。

仮定: 各期の効用関数  $u^i$  は二回連続微分可能かつ、第一要素に関して強く増加関数、かつ強く凹であり、かつ、下記の稲田条件を満たす。

$$\lim_{c \rightarrow 0} u_c^i(c, s^t) = \infty, \text{ for all } s^t \in S^t \quad (5)$$

$$\lim_{c \rightarrow \infty} u_c^i(c, s^t) = 0, \text{ for all } s^t \in S^t. \quad (6)$$

以上の仮定の下、厚生経済学の第二基本定理を用い、競争均衡の存在定理を導くことが可能である。

---

\*2 なお、各期の効用水準は、その期までの歴史、 $s^t$  に依存することを許容していることに注意せよ。

## 1.2 Arrow-Debreu均衡

資本市場が完備な場合、ゼロ期において、家計は、ありとあらゆる不確実性、すなわち、 $s^t$ の実現値に依存した条件付き消費財を、 $s^t$ が実現する前に取引することができる。 $p_t(s^t)$ をゼロ期に発行される、 $s^t$ が実現した時に一財の消費を行うときの価格であるとする。 $p_t(s^t)$ は、ある種の債券であると解釈できる。このような債券はArrow-Debreu債券と呼ばれ、ゼロ期において将来の全ての不確実性について保険が取引される。すると、各家計の予算制約式は

$$\sum_{t=0}^T \sum_{s^t \in S^t} p_t(s^t) c_t^i(s^t) \leq \sum_{t=0}^T \sum_{s^t \in S^t} p_t(s^t) y_t^i(s^t), \quad (7)$$

となる。

### Definition 1.3 Arrow Debrue均衡

Arrow Debrue均衡とは、消費財と価格の集合、すなわち、 $\left\{ (c_t^i(s^t))_{i \in I} \right\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$  および  $\{p_t(s^t)\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$  であり、下記の条件をみたすものをいう。

(1)  $\{p_t(s^t)\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$  を所与としたとき、各家計 $i$ は、(1)を(??)と(2)の下で最大化している。

(2)  $\left\{ (c_t^i(s^t))_{i \in I} \right\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$  は、すべての $t, s^t$ に関して、(3)を満たしている。

### Theorem 1.1 競争均衡の存在

任意のArrow Debrue均衡は、適当なPareto Weight  $(\alpha_i)_{i=1}^N$  を用い、下記の社会厚生関数最大化問題の解として記述することができる。

$$\max \sum_{i=1}^N \alpha_i u^i(c^i), \quad (8)$$

$$s.t. (2) \text{ and } (3). \quad (9)$$

稲田条件を課しているので、非負制約(2)を無視し、(3)に対し、ラグランジュ乗数 $\lambda(s^t)$ を用いると、社会厚生関数最大化問題のラグランジュ関数を下記のように定義可

能である。

$$L = \sum_{i=1}^N \alpha_i \sum_{t=0}^T \sum_{s^t \in S^t} \beta^t \pi_t(s^t) U^i(c_t^i(s^t), s^t) + \lambda(s^t) \left( \sum_{i=1}^N y_t^i(s^t) - \sum_{i=1}^N c_t^i(s^t) \right). \quad (10)$$

ここで $\alpha_i$ は正の値をとる定数であり、Negishi (1960)で定式化されたように、競争均衡における各家計の所得の限界効用の逆数であり、しばしばNegishi Weightと呼ばれる。一階条件は

$$\alpha_i \beta^t \pi_t(s^t) U_c^i(c_t^i(s^t), s^t) = \lambda(s^t) \text{ for all } i \in I \quad (11)$$

異なる家計間の限界代替率を計算すると

$$\frac{U_c^i(c_t^i(s^t), s^t)}{U_c^j(c_t^j(s^t), s^t)} = \frac{\alpha^j}{\alpha_i} \text{ for all } t \text{ and } s^t \quad (12)$$

したがって、異なる家計間の消費の異時点間代替率は、経済の状態や時間によらず一定となる。異なる家計間の消費の限界代替率が時間や経済の状態によらず一定であるとき、そのような消費配分 $\left\{ (c_t^i(s^t))_{i \in I} \right\}_{t=0, s^t \in S^t}^T$ は完全な消費保険を満たすと呼ばれる。すなわち、この経済においては、完全な消費保険が成立している。

さらに、効用関数がCRRA型であり、選好ショックが存在しない、またはショックが消費と加法に分離可能、すなわち

$$U^i(c_t^i(s^t), s^t) = \frac{c_t^{i1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + v(s^t), \quad (13)$$

であるとする(ただし $\sigma \geq 0$ )。

この仮定のもとでは、限界効用は

$$U_c^i(c_t^i(s^t), s^t) = c_t^i(s^t)^{-\sigma}. \quad (14)$$

したがって、

$$\frac{c_t^i(s^t)}{c_t^j(s^t)} = \left( \frac{\alpha_i}{\alpha_j} \right)^{\frac{1}{\sigma}}. \quad (15)$$

すなわち、異なる家計間の消費の割合は、経済の状態や時間によらず一定となる。このことからただちに、

$$c_t^i(s^t) = \theta_i c_t(s^t) \quad (16)$$

$$\text{ただし、} \quad c_t(s^t) = \sum_{i=1}^N c_t^i(s^t), \quad (17)$$

$$\theta_i = \frac{\alpha_i^{\frac{1}{\sigma}}}{\sum_{j=1}^N \alpha_j^{\frac{1}{\sigma}}}. \quad (18)$$

すなわち、各家計消費支出は、経済全体の総消費に比例し、その比例定数は時間や家計別のショックの実現値に依存しないことがわかる。また、(16)から、この経済の家計消費の行動は、代表的個人の最大化問題に変換可能であることもわかる。DSGEやRBC等のマクロモデルで、代表的個人の存在を仮定する場合、背後に完備資本市場の存在を仮定しているのである。

### 1.3 逐次均衡 (Sequential Equilibrium)

Arrow-Debreu均衡では、全ての取引がゼロ期に行われると仮定されていたが、この仮定は緩めることが可能であり、各期に一期先の消費財に関する条件付き財のみが取引されると仮定する経済を考えることが出来る。たとえば、 $q_t(s^t, s_{t+1} = \eta^j)$ は、 $t$ 期に交わされる契約であり、 $t+1$ 期のEventの実現値が $\eta^j$ であるとき、一単位の消費財を $t+1$ 期に受け取る債券の価格である。これはArrow債券と呼ばれる。Arrow債券が取引される経済の均衡は逐次均衡 (Sequential Equilibrium)と呼ばれる。

$t$ 期に購入されたArrow債券の量を $a_{t+1}^i(s^t, s_{t+1})$ とすると。予算制約は

$$c_t^i(s^t) + \sum_{s_{t+1}} q_t(s^t, s_{t+1}) a_{t+1}^i(s^t, s_{t+1}) \leq y_t^i(s^t) + a_t^i(s^t) \quad (19)$$

となる。各個人は、 $t+1$ 期に生じるあらゆるEventの実現に対応するArrow債券を購入することが可能であるが、 $t+1$ 期になると、そのなかの、実現したEventに対応したもののみが消費財と交換されることになる。

各家計が破産しないという条件を追加することで、Arrow-Debreuの完全保険均衡はSequential Equilibriumの均衡にもなることが知られている。

## 2 完全保険の検証

完全保険が存在する場合、すなわち(15)が成立しているとき、家計が直面する家計独自ショック(idiosyncratic shock)全てに関して保険が存在し、人々の消費水準は、ショックの発生やその大きさに依存しなくなる\*<sup>3</sup>。ショックが恒常的であるか一時的であるかにか

---

\*<sup>3</sup> なお、経済全体の変動(資源総量の変化)に対するリスクヘッジはできない。あくまで、家計間で独立した(idiosyncratic)ショックに対する保険である。

かわらず、すべての家計独自ショックが保険の対象となり、消費に関するリスクはなくなる。極端な例をあげると、交通事故や深刻な病気になったとしても、また失業しても、人々の消費行動には変化はない、というのが完全保険市場の予測である。

もちろん、実際にはすべての不確実性に対して保険市場があるわけではない。また、交通事故や病気で深刻な後遺症が残った場合、人々の行動原理そのものが変化してしまうだろう。<sup>\*4</sup>実証分析では、保険市場の欠落が、消費決定にどの程度の影響を与えるかが検証されてきた。

これまでの実証分析の結果を紹介する前に、理論モデルの注意点をいくつか指摘しておく。各家計の消費変化率が経済全体の消費変化率と完全に連動する、という予測は、完備保険市場の存在以外にも多くの仮定に依存している。例えば、(1)効用関数における経済の状態 $s^t$ と消費からの効用の分離可能性はかなり強い仮定である。たとえば、世帯主が病気になった場合、あるいは交通事故にあった場合、所得が完全に保障されていたとしても、消費パターンが異なることは十分ありうることである。また、余暇の扱い、具体的には配偶者の就業状態と消費も、たとえば外食の多さ等を通じて影響がある可能性が高い。不確実性が全く存在しなくとも、家計の効用関数が時間を通じて変化することも十分ありうることである。子供が大学生になるときは、教育支出は大きくなる。これらを外生的な支出として考えると、教育支出も含めた総支出から得られる効用は、それまでよりも低下していると考えることができる。この場合、消費支出全体は高まるであろうが、それはリスクや保険市場の有無とは無関係な消費の変動である。(2)人々の情報集合が全ての家計で共通、という仮定も非常に強いものである。ある家計の所得が変動する確率に関して、当該家計も他の家計もみな等しい予測を持っている、というのは極端な仮定であり、正当化することは困難であるが、情報の非対称性を導入すると完全情報経済ではなくなり、完備市場の結果は崩れてしまう。

## 2.1 Mace (1991)

保険市場が完備であるとき、(16)が成立するため、そのため、「家計消費変化率の家計間の相関係数は1になる」、はずである。しかしながら、この検証を行うためには、利用する家計消費データに計測誤差があってはならないことになる。多くの場合、検証されるの

---

<sup>\*4</sup>。無論、ここでは、不確実性はそのような心身への直接の影響はないものと考え、ヘッジ可能なものしか扱わない。そのような心身への長期的な影響は保険でも完全にはヘッジ不可能なものであり、ここでの分析対象外であるが、実際の意思決定の際には、無視できない重要性があるだろう。



は消費の変化率とマクロ的な消費変化率の関係を表す下記のモデル、

$$\Delta \ln c_t^i = \alpha_1 \Delta \ln c_t + \alpha_2 \Delta \ln y_t^i + \varepsilon_t^i, \quad (20)$$

または

$$\Delta c_t^i = \alpha_1 \Delta c_t + \alpha_2 \Delta y_t^i + \varepsilon_t^i. \quad (21)$$

である。ただし、 $\Delta \ln c_t^i$ は家計*i*の*t* − 1期から*t*期にかけての対数消費支出の階差であり、 $c_t$ は経済全体の消費支出、 $y_t^i$ は家計*i*の*t*期における所得である。 $\varepsilon_t^i$ は誤差項であり、所得等の説明変数と無相関であると仮定される。完備な保険市場の場合、上記の回帰係数は $\alpha_1 = 1, \alpha_2 = 0$ となっているはずである。なお、この方程式は第一章で議論した消費に関するオイラー方程式ではない、ということに注意せねばならない。オイラー方程式の導出で問題になるような線形近似や条件付き期待値、あるいは予備的貯蓄の存在や所得変動の恒常的部分の抽出等、面倒な問題が上記の推計において発生しないのである。

Mace (1991)は、このような完全保険市場の検証の先駆けであり、後の分析に非常に強い影響を与えた。彼女の結果は、後述するように、その後多くの批判にさらされることになるが、消費のパネルデータと外生的なショックの代理変数が存在すれば検証可能であるため、今でもこの手法を用いる研究は多い。このため、本講義ノートでは、この先駆的な研究に関して詳細に説明しよう。

Mace (1991)が用いたデータはアメリカのConsumer Expenditure Survey (CEX)の個票データである。CEXはMaceの論文のみならず、その後の家計消費分析において中心的な役割を果たす重要なデータセットであり、広く外部の研究者に公開されている。Maceの研究結果を正しく評価するためにも、また、現在における家計消費の実証分析を理解するためにも、自分でアメリカのデータを用いた分析をする際にも、CEXのデータ構造について十分に理解することは重要である。

### 2.1.1 Consumer Expenditure Survey (CEX)

CEXはアメリカのBureau of Labor Statisticsが1980年より現在まで行っている家計調査であり、詳細な消費支出データと所得・資産・家計状況に関するデータが記録されている。家計は家計簿サンプル(Diary Sample)とインタビューサンプル(Interview Sample)に分けられ、前者は二週間、家計簿に支出の記録をつける。前者は各家計一度だけであり、家計レベルのパネルデータにはならない。後者のサンプルに含まれる家計は四半期に一度、計5回のインタビューをうけ、過去の消費支出や所得に関する質問に答える。サンプルに含まれる家計数はそれぞれ7000程度である。家計簿サンプルは、消費支出の計測誤

差の分析ではよく使用されるが、家計消費の分析ではもっぱらインタビューサンプルが使用されている。

インタビューサンプルに選ばれた家計は、まず最初のインタビューで、人種や教育水準、家計構成や耐久消費財などの質問に答える。消費に関しては最初のインタビューでは質問されない。その後、三か月に一度、その間の三か月分の消費支出に関して質問が行われる。下記は、2005年の調査票の一部である。

Section 4, Part B deals with other telephone expenses, including the purchase of pre-paid telephone cards and spending on public telephone use.

Since the first of the reference month, have you or any members of your CU purchased any pre-paid telephone cards?

Yes

No

What was the total amount paid? [enter value] \_\_\_\_\_

How much of the total was paid this month? [enter value] \_\_\_\_\_

Since the first of the reference month, have you or any members of your CU had any expenses for public pay phone services not already reported?

\* Do not include expenses for phone cards associated with the regular phone bill or pre-paid phone cards

Yes

No

What was the total amount spent?

\* For amounts less than \$0.50, enter \$0

For amounts \$0.50 to \$0.99, enter \$1

[enter value] \_\_\_\_\_

How much of the total amount was spent this month? [enter value] \_\_\_\_\_

このように、過去三か月分と直前の一か月分の支出に関して質問されている(項目によっては、三か月分しか質問していない)。調査項目は膨大な数にのぼり、教育から住宅、食料、医療まで、家計支出のほぼ全てを網羅している。

一方、所得に関しては、第二インタビューと第五インタビューでのみ行われ、過去一年分の所得に関して質問されている。したがって、消費データは一か月、あるいは三か月のデータが4回存在し、所得に関しては一年分のデータが二回存在している。

Mace (1991)は、一か月分の支出データを用い、下記の4式を推計している。

$$\Delta \ln c_t^i = a_0 + \alpha_1 \Delta \ln c_t + \alpha_2 \Delta \ln y_t^i + \varepsilon_t^i, \quad (22)$$

$$\Delta c_t^i = a_0 + \alpha_1 \Delta c_t + \alpha_2 \Delta y_t^i + \varepsilon_t^i, \quad (23)$$

$$\Delta \ln c_t^i = a_0 + \alpha_1 \Delta \ln c_t + \sum_{k=1}^M \gamma_k \Delta E_{kt}^i + \varepsilon_t^i, \quad (24)$$

$$\Delta c_t^i = a_0 + \alpha_1 \Delta c_t + \sum_{k=1}^M \gamma_k \Delta E_{kt}^i + \varepsilon_t^i, \quad (25)$$

ただし、 $E_{kt}^i$ は家計メンバー $k$ の就業状態である。

表1は、Mace(1991)において、消費水準の一階の階差を被説明変数とした場合の結果である。F統計量は $\alpha_1 = 1, \alpha_2 = 0$ を帰無仮説とするものである。

最も重要な結果は、消費支出の階差を用いた上記の表において、第(4)列で示されているF統計量が極めて小さく、多くの場合棄却できない、すなわち完全保険市場の存在を否定できない、ということである。また、対数差分、すなわち消費の変化率に関しても、 $a_1$ は極めて1に近く、 $a_2$ は有意であってもその値は非常に小さいことが報告されている。すなわち、完全な保険市場が観察されない財に関しても、その動きは完全な保険市場下での動きに極めて近い、ということになる。

## 2.2 Cochrane (1991)とMiller and Altug (1990)

Mace (1991)と同じ号の*Journal of Political Economy*に、Cochraneによる、Maceと良く似た結果を含む論文が掲載されている。Mace (1991)と異なり、Cochrane (1991)はPanel Study of Income and Dynamics (PSID)を用い、かつ、マクロショックをより一般的な形で扱っている。

Cochraneは、PSIDの1980年から1983年までのデータを使用している。PSIDはCEXと異なり、同一家計を長期間追跡しているため、かなり長い期間の変化を知ることができる。ただし、PSIDには食料支出しか存在せず、かつ、典型的な一週間の消費支出しか質問していない。そのため、支出データの質としてはCEXよりも劣るが、同一家計のパネルデータになっているという利点は大きい。Cochrane (1991)は、1980年をベースとし、その後の1983年までの累積変化、すなわち4年間の消費変化および様々なリスク指標の変

表1: Maceの結果

| Mace (1991)の主要結果                                |                   |                |                  |                                   |                |
|-------------------------------------------------|-------------------|----------------|------------------|-----------------------------------|----------------|
| Consumption Measure                             | Inetercept(1)     | Δ C (2)        | Δ y (3)          | $\alpha_1=1,$<br>$\alpha_2=0$ (4) | R <sup>2</sup> |
| Total Consumption                               | -77.87<br>(19.32) | 1.06<br>(0.11) | 0.03<br>(0.02)   | 1.27                              | 0.008          |
| Services                                        | -30.47<br>(7.48)  | 1.01<br>(0.10) | 0.01<br>(0.007)  | 1.14                              | 0.009          |
| Nondurables                                     | -13.97<br>(3.33)  | 0.99<br>(0.06) | 0.01<br>(0.003)  | 7.71*                             | 0.023          |
| Durables                                        | -32.44<br>(16.87) | 1.03<br>(0.15) | 0.004<br>(0.02)  | 0.06                              | 0.004          |
| Food                                            | -7.46<br>(2.12)   | 1.01<br>(0.08) | 0.005<br>(0.002) | 2.52                              | 0.016          |
| Housing                                         | -13.80<br>(3.45)  | 0.92<br>(0.10) | 0.004<br>(0.003) | 1.10                              | 0.008          |
| Utilities                                       | 0.62<br>(1.01)    | 1.00<br>(0.40) | 0.002<br>(0.001) | 1.60                              | 0.060          |
| Household furnishings                           | -17.01<br>(10.69) | 0.94<br>(0.18) | -0.02<br>(0.01)  | 1.72                              | 0.003          |
| Clothing                                        | -6.83<br>(2.18)   | 1.00<br>(0.04) | 0.006<br>(0.002) | 3.51*                             | 0.058          |
| Medical care                                    | 1.92<br>(2.79)    | 0.98<br>(0.16) | -0.02<br>(0.003) | 0.18                              | 0.004          |
| Transportation                                  | -15.40<br>(12.11) | 1.01<br>(0.14) | 0.02<br>(0.01)   | 1.68                              | 0.005          |
| Recreation                                      | -11.65<br>(5.70)  | 0.93<br>(0.13) | 0.01<br>(0.006)  | 2.78                              | 0.005          |
| Mace (1991)のTable 2                             |                   |                |                  |                                   |                |
| 括弧内は標準誤差。自由度は10633。(4)はF統計量で、*は5%で有意であることを意味する。 |                   |                |                  |                                   |                |

化をまとめ、両者の相関を調べている。Cochraneの推定式はクロスセクションデータを用いた、下記のような単純なOLSである。

$$\Delta \ln c^i = a_0 + \alpha_2 \Delta \ln X^i + \varepsilon^i, \quad (26)$$

ただし、 $X^i$ は様々なリスク尺度(病気、非自発的失業、非自発的失業による求職期間、ストライキの日数、非自発的移動、所得成長率等)である。

Mace (1991)の推計式と比較すると、この手法、すなわち、マクロ変数を用いない手法には大きなアドバンテージがある。それは、ここではマクロショックはすべて定数項に含

まれており、推計する必要がないのである。Ravallion and Chaudhuri (1997)は、完全保険の存在検証に用いられる二つの推計式

$$\Delta (\ln c_t^i - \ln c_t) = a_0 + \alpha_1 \Delta \ln y_t^i + \varepsilon_t^i \quad (27)$$

$$\Delta \ln c_t^i = a_0 + \sum_k \delta_k \Delta D_{kt}^i + \alpha_1 \Delta \ln y_t^i + \varepsilon_t^i \quad (28)$$

を比較し、(28)が真のデータ生成過程で、かつ、 $\alpha_1$ が正であるとき、(27)による $\alpha_1$ の推計量は

$$\alpha_1^{ols} = \alpha_1 (1 - \text{plim } R_y^2), \quad (29)$$

$$R_y^2 = \frac{\sum_i \sum_t (\Delta \ln \bar{y}_t - \Delta \ln \bar{y})^2}{\sum_i \sum_t (\Delta \ln y_t^i - \Delta \ln \bar{y})^2}, \quad (30)$$

と、下方バイアスが生じることを示している。直観としては、 $\Delta \ln y_t^i$ にはマクロショックと個別ショックの両方が含まれており、(28)ではマクロショックが(個々の家計に与える影響が同一である限り)完全にコントロールされているのに対し、(27)ではコントロールが不完全であり、個別ショックの指標としてはノイズが入っていることになる。そのノイズの大きさは、所得の総変動のうち、マクロショックの割合、 $R_y^2$ 、に依存しているのである。Mace (1991)や彼女の推計式を利用している研究では、すべてのマクロショックは $\ln c_t$ によってコントロールされると仮定しているが、ダミー変数を用いる、あるいはデータ期間を一時点にし、定数項を推計式に含めることで、よりマクロショックに対してロバストな推計を行うことが可能となるはずである。

Mace (1991)との比較で、第二の利点は、長期間の変動をとっていることにある。Mace (1991)は四半期、すなわち三ヶ月間の消費変化を見ていたが、ここでは四年間の変化であり、より多くのリスクを分析することが可能となっている。もっとも、食料消費しか存在しないことは、他の消費支出からの分離可能性を仮定せねばならないことを意味しており、Mace (1991)よりも限定的な分析に留まっている点もある。

Cochrane (1991)の結果は、(1)100日以上病気により欠勤、(2)非自発的失業、のリスクに関しては、消費は保証(insure)されていないが、ストライキや非自発的移動、非自発的失業による求職期間の長さ、および100日より短い病気による欠勤、に対しては消費はinsureされている。というものである。Cochraneは、これらの結果から、完備保険市場が存在しない、という結論を導くことに対しては慎重である。また、非自発的失業後の求職期間は消費成長率にプラスの影響を与えているが、これは解釈が困難であり、非自発

的、という概念そのものに問題がある可能性、あるいは、長期にわたる病気が消費を引き下げるように選好を変化させている可能性を示唆している。

Cochrane (1991)と同様にPSIDを用いながら、Miller and Altug (1990)はGMMの過剰識別検定を通じ、完備資本市場の有無を検証している。彼らは家計消費支出の変動のうち、家族構成の変化と時間ダミーの効果を除いた残差が過去の賃金変化率と直交するという条件を用い、GMM推計を行い過剰識別検定、すなわち、条件付き期待値がゼロからどの程度乖離するかを検証した。その結果は、完備資本市場の存在を棄却することはできないというものであった。Altonji, et al. (1996)によると、Miller and Altug (1990)の結果はロバストではなく、サンプル期間の変更および異なる操作変数の選択次第で完備資本市場の存在を棄却可能であると指摘している。CochraneやMaceによる研究では、完備資本市場の有無は特定の変数の係数により検証されていたが、Miller and Altug (1990)等による推計式全体の過剰識別検定による手法は、完備資本市場が予測する多くの条件を同時に用いている点で効率的である。ただ、過剰識別検定により完備資本市場が棄却されたとしても、得られたSargan統計量、あるいはp値から、実際に完備資本市場からどの程度乖離しているかの情報は得られないことに注意する必要がある。たとえば、完備資本市場からの逸脱が軽微なものであったとしても、サンプルサイズが十分に大きく、検出力の強い統計量で検証すると、完備資本市場は明確に棄却されてしまう。実際の経済に完備資本市場が文字通り成立と考えることは非現実的であり、検証すべきは、完備資本市場から実際の経済がどの程度乖離しているかを計測することであろう。

## 2.3 その他の国々

### 2.3.1 Kohara, et al (2002)

Mace (1991)の手法を日本のパネルデータに適用した代表的な論文がKohara, et al (2002)である。彼女達は1989年から1997年までの総務省統計局による『家計調査』の個票データを使用し、様々な消費支出に関して、(22)を推計している。

『家計調査』は総務省が毎月行っている調査であり、約7000家計に対し、六ヵ月間、詳細な家計消費および所得状況に関して家計簿をつけさせ、毎月提出させている。『家計調査』の結果はGDPの速報値にも利用されており、日本政府が行っている数少ない家計パネルデータでもある。家計簿に基づく、全国の毎月の支出状況がわかる点で、精度の高く利用価値の高いものである一方、サンプルは原則として勤労家計であり、六ヵ月という短期間調査であり、長期的な変化を追うことができない点が欠点となっている。

Kohara, et al (2002)は、様々な消費カテゴリー毎に、一ヵ月間の支出変化率、あるい

は五か月間の変化率を計算し、総支出変化率および家計所得変化率に回帰している。その結果 $\alpha_1 = 1, \alpha_2 = 0$ のFテストは棄却されるケースが多く、 $\alpha_2 = 0$ も正で有意であるものがほとんどである。一方、 $\alpha_1$ の推計量は1に極めて近く、一方 $\alpha_2$ の係数は極めて小さい。したがって、日本の家計消費は完備保険市場を棄却するが、その動きは完備保険市場に近いと解釈可能である。

### 2.3.2 Townsend (1994)

インドの貧しい農村に関して保険の存在の有無およびその定量的評価を行ったTownsend(1994)の論文は、Mace (1991)とならび、この分野では極めて影響力の強い論文であり、かつ同様に多くの批判の対象にもなったものである。

Townsend (1994)では、総消費支出として、全国の消費量ではなく、村落単位の消費支出を用い、家計消費変化率が村落平均からどの程度乖離しているかを保険の指標としている。すなわち、彼の分析対象は、村落単位の保険の有無である。推計式は

$$\Delta (\ln c_t^i - \ln c_t) = a_0 + \alpha_1 \Delta \ln y_t^i + \varepsilon_t^i \quad (31)$$

であり、支出データとしては食料消費支出が用いられている。分析の中心は村落単位での様々な所得指標の係数、 $\alpha_1$ の大きさおよび有意性の検証である。結果はモデルの特定化次第で $\alpha_1$ は有意になったりならなかったりするが、 $\alpha_1$ の値そのものは全般的に極めて小さく、完備保険市場に近い、すなわち村落単位で消費の保険が提供されていることが示唆されている。

もっとも、この結果は、消費の測定誤差によるものではないかという指摘もなされている。Townsend (1994)は、家計が申告する自家消費と市場からの購入額の和を消費支出額として用いているが、Ravallion and Chaudhuri (1997)は、その指標によると食料消費/所得比率が低く、消費が過少に申告されている可能性があるという指摘した。そして、消費支出として、生産量から在庫および市場での売却額を除いた値を農家の自家消費として用いると、 $\alpha_1$ の推計量は10倍近く増加し、0.4から0.5程度となることを示している。

### 2.3.3 バングラディシュ・エチオピア・マリ・メキシコ・ロシア

家計の消費と所得に関するパネルデータが存在すれば、完備保険の検証は可能である。近年では、各国の家計パネルデータのアーカイブが整理され、かなり自由に使えるようになってきている。Skoufias and Quisumbing (2003)は、バングラディシュ等の多くの国の家計パネルデータを用い、保険の有無を検証している。その結果は、バングラディシュに関

しては男性の病気リスク、エチオピアに関しては家畜の病気、都市部ロシアに関しては所得と失業リスクがinsureされておらず、完備保険市場は棄却されている。一方、マリとメキシコに関しては様々なリスク指標は消費変化率に影響を与えておらず、またロシア家計における失業リスクの与える影響も係数は大きいとは言えず、かならずしも一貫した図を描けてはいない。

#### 2.3.4 その他

これまでは家計レベルの消費変動に対する保険の検証を紹介してきたが、もっと大きなレベルでの保険を検証する分析もある。例えば、Lewis (1996)やPrete (2008)は、OCDE諸国のマクロ消費とマクロの所得が世界全体での消費変動とどの程度相関するかを検証している。国境を超えた保険を検証しているのである。同様の研究はアジア諸国に関しても、また日本の都道府県に関しても可能であり、林(2000)は、日本の1975年から1993年までの県民経済計算のデータを用い、都道府県間の保険の有無の検証を行い、多くの場合、完備保険市場を棄却できないことを報告している。

### 2.4 Maceに対する批判

Mace (1991)等の研究は、その後多くの批判の対象となっている。Nelson (1994)は、Maceに対するコメント論文の中で、(1)CEXの一月間データのみを用いること、および(2)所得ショックの指標の不適切さ、の二点を批判している。CEXは三か月間の支出データを記録しているが、一月間と三か月データでは、標準偏差が全く異なり、三か月データのほうが標準偏差が小さくなっている。これは、一月間データには多くの一時的要因が含まれていることを示唆しており、Nelson (1991)は、これを購入頻度が低い商品が多いためではないかと推察している。また、所得ショックの指標として、一年間の所得変化率ではなく、失業期間を用いることを提案している。三か月の消費データおよび失業期間を用いた推計では、失業期間は多くの場合有意であり、完備保険市場を帰無仮説とするF検定も棄却される。したがって、完備保険市場を棄却できない、としたMace(1991)の結果は、一月間データの短期の消費データを用いたために生じたものである可能性があるとNelsonは指摘している。一方、Nelsonの推計においても所得変化率の係数は小さく、総消費の係数は1に近いという結果はそのままであり、全体の動きとしては完備保険市場に近いものとなっている。もっとも、Nelson (1994)は、この係数の小ささは所得データに含まれる測定誤差によるものではないかと推測している。

CEXの所得データは、消費と異なり、二回目と五回目のインタビューにおいて、過去



一年分の所得額を調査しており、二回分のデータしか存在しない。また、二回目と五回目の間には九カ月しかなく、その結果三か月分の重複が生じる。二回目のインタビューでは、消費は過去三か月分、所得は過去一年分の調査が行われる。ここで重要なことは、消費変化率と所得変化率を計算する時に、両者のタイミングが一致しないことである。例えば、2000年の第一四半期と2000年の第四四半期における消費変化率を計算する場合、利用可能な所得は、1999年の第二四半期から2000年の第一四半期までの一年間の値と、2000年の第一四半期から同第四四半期までの一年間の所得である。二つの所得は2000年の第一四半期が重複されており、かつ、2000年の第一四半期の消費データは、同時期の所得を反映している可能性が高い。CEXの所得データには、消費データと対応させる場合は、期間のずれによる測定誤差が含まれているのである。

Gervais and Klein (2009)に従い、第七期と第四期の間の消費、所得変化を下記のように書く。

$$C = C_7 - C_4, \quad (32)$$

$$Y = Y_7 - Y_4. \quad (33)$$

完備保険市場の検定は

$$C = \beta Y + \varepsilon, \quad (34)$$

の回帰分析で、 $\beta$ の有意性に基づいてなされる。実際には、 $Y$ は観察不可能であり、測定誤差 $\eta$ を含む $\hat{Y}$ しか観察できない。

$$\hat{Y} = Y + \eta. \quad (35)$$

OLS推計量は、 $Cov(\eta, C) = Cov(\eta Y) = 0$ と仮定すると

$$C = \beta \hat{Y} + \varepsilon, \quad (36)$$

$$\text{plim } \beta^{OLS} = \frac{Cov(\hat{Y}, C)}{Var(\hat{Y})} = \frac{Cov(Y, C)}{Var(Y) + Var(\eta)} = \beta \left( \frac{Var(Y)}{Var(Y) + Var(\eta)} \right) < \beta, \quad (37)$$

となり、下方にバイアスが生じる。完全保険を支持する方向にバイアスが生じるのは、この種の検定では望ましいものではない。

Dynarski and Gruber (1997)は、CEXに含まれる追加的な所得データを操作変数として使用している。これは、第二期と第五期の二回、最後の給与所得額について質問して

いるものであり、月に一度の支払いであれば一か月の給与所得となる。この情報により、3月と12月の所得額を知ることが出来る。この差分、すなわち

$$Z = y_{12} - y_3, \quad (38)$$

を所得の操作変数として利用している。このときのIV推計量は

$$\text{plim } \beta^{IV} = \frac{\text{Cov}(Z, C)}{\text{Cov}(\hat{Y}, Z)}, \quad (39)$$

であり、 $E(\eta\varepsilon) = 0$ であれば、

$$\beta = \frac{\text{Cov}(Z, C)}{\text{Cov}(Y, Z)}. \quad (40)$$

変形して漸近的性質をみると、

$$\text{plim } \beta^{IV} = \beta \frac{\text{Cov}(Y, Z)}{\text{Cov}(Y, Z) + \text{Cov}(Z\eta)}. \quad (41)$$

したがって、 $\text{Cov}(Z\eta) = 0$ のとき、IV推計量は一致統計量となる。もっとも、この仮定が成立している可能性は低く、その場合、IV推計量にもbiasが生じることになり、その方向は $\text{Cov}(Z\eta)$ の符号に依存する。Gervais and Klein (2006)は、観察不能な四半期ごとの所得がAR1に従うと仮定し、GMM推計を行うことで上記のタイミングのずれによる測定誤差を修正することを提案している。彼らの計算によると、 $\text{Cov}(Z\eta) < 0$ であり、IV推計量はリスクシェアリングを過少に評価することになる。一方、OLS推計量は過大に評価し、彼らのGMM推計量は両者の中間程度、 $\beta$ の推計量は0.1程度となることが報告されている。消費を分割すると、外食を除く食費は所得にほとんど依存せず、一方耐久消費財は所得への依存度が高く、耐久消費財がバッファーとなり、全体の消費平準化が行われている様子が報告されている。無論、GMMの背後にある、四半期ごとの所得がAR1に従うという仮定は極めて強いものである。一般に、内生性や誤差の問題を扱う際には、新しいデータを用いる(操作変数、自然実験)か、経済理論に依拠して構造を与える、の二種類しかない。そして、どちらが適切で、かつ統計的検出が強いものであるかは自明ではない。正しい操作変数や自然実験を見つけることは容易ではなく、そのような変数やeventを見つけるには、経済理論に対する深い理解が必要なことが多い。

日本の家計調査を用いたKohara, et al. (2002)では、所得と消費のタイミングは一致しており、CEXを用いた研究で見られるようなバイアスは生じない。ただし、家計調査は六ヵ月間のパネル調査であり、データ頻度は一か月であることに注意する必要がある。Kohara et al. (2002)は、季節ダミーを用いて季節性を除去した推計も行い、結果に大き

な変化がなかったことを報告している。問題は、家計調査の主対象である勤労家計にはボーナスという大きな季節的所得変動があり、ボーナスが6月か8月かは人により異なる、すなわち季節性パターンは人により異なる点にある。季節ダミーで除去できるのは全家計に共通の季節変動のみであり、家計毎に異なる場合は除去できない。家計毎に異なる季節性変動を除去するには前年同月比を計算する必要があるが、残念ながら半年しかデータがない家計調査では不可能である。

## 2.5 Attanasio and Davis (1996)

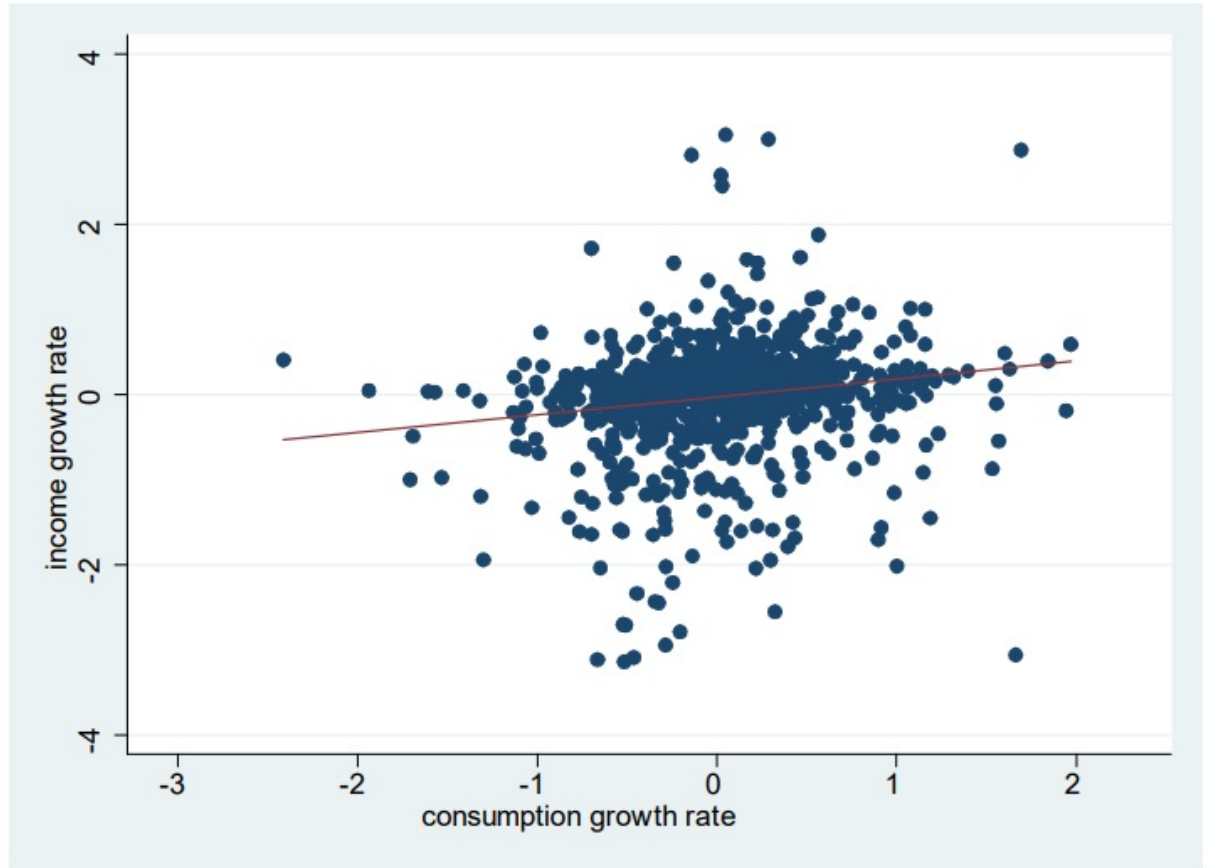
これまで紹介した完備市場の検証は、Cochrane(1991)を除き、比較的短期の所得変動に対し、家計消費が反応しているか否かに注目してきた。完備資本市場であれば、いかなる所得変動に対しても保険が成立するはずであり、その意味で、短期変動に対する保険の検証は誤りではないが、より経済学的に重要な保険の有無は、長期的な所得変動、すなわち恒常的所得変動に対する保険の有無であろう。Frideman (1957)以来、消費変動は一時的な変動には貯蓄等に対応できるが、恒常的な変動に対しては対応できず、消費は恒常所得の関数として定式化されることが多い。そのため、完備資本市場の仮定である、恒常所得に対しても保険が成立しているか否かを検証することは、消費理論にとり極めて大きな意味をもつ。Attanasio and Davis (1996)はCEXからコホート別パネルデータを作成し、平均賃金の10年間の上昇率と消費変化率の関係を調べ、正で有意な相関を発見した。これは、持続的所得変動に対する保険の存在を明確に否定するものである。また、消費変化率を長期的な賃金変化率に回帰すると、その係数は0.8程度と極めて大きく有意となっており、少なくとも、長期的な賃金変化に対する保険は機能していないと結論付けている。

下記の図は、日本の家計パネルデータを用い、2004年から2009年までの家計所得の変化率と家計支出の変化率の関係を表したものである\*<sup>5</sup>。家計支出変化率を所得変化率に回帰すると、係数は0.139であり、t統計量は5.56と有意となっている。一方、2008年から2009年までの一年間の変化だけを用いた回帰では、係数は0.086でt統計量は3.31である。一年間の変化を用いた場合でも係数は有意であるが、その値は小さく、Kohara, et al. (2002)によるものと整合的であるが、六年間の所得変化に対しては、比較的大きな係数となっており、長期的な所得変化に対しては、日本においてもAttanasio and Davis (1996)と同様に保険が存在していないことを示している。

---

\*<sup>5</sup> 慶應大学によるパネルデータ(KHPS)であり、家計所得は、男性配偶者の勤労所得、支出は家計総支出である。

図1: 日本における長期的な所得変化と支出変化の関係



## 2.6 Deaton and Paxson (1994)

完備市場の主張である「家計所得がどのような値をとったとしても消費はその影響をうけない」、という含意が正しいのであれば、Attanasio and Davis (1996)のように長期的な消費と所得の反応をみるまでもなく、経済全体の消費の分散が所得分散と連動しているか否かをみることで十分な検証が可能である。1991年には、Cutler and Katz (1991)がマクロ経済全体の消費分散が時代とともに大きく変動し、所得分散と連動していることを示しているが、より詳細に、年齢階層別、コホート別に消費分散と所得分散の推移を分析し、その後の消費分析に大きな影響を与えたものがDeaton and Paxson (1994)である。Deaton and Paxson (1994)は、台湾、アメリカ合衆国およびイギリスにおけるそれぞれ

の個票データを用い、所得分散と消費分散が共に年齢とともに増加していくことを示している。これは、Attanasio and Davis (1996)と同様に、長期的な所得変動に対しては保険が存在せず、所得分散の増加に伴い消費分散が増加していくことを示している。この結果は、その後のライフサイクル・恒常所得仮説に基づく消費分析の実証的な基礎となったものであり、後の講義ノートで詳細に紹介する。

## 2.7 まとめ

もしも現実の経済が完備市場により近似が可能であり、各家計の消費がかなりの程度で連動していれば、代表的個人によりマクロ経済全体を描写することを正当化できる。Mace (1991)に始まる一連の、家計消費の連動性を検証した分析によれば、完備市場の仮説そのものは棄却されるケースが多いものの、家計間消費支出の連動性は極めて高く、また、家計可処分所得との相関は小さい。日本の家計調査を用いたKohara et al. (2002)も同様に、完備市場は棄却しているが、完備市場からの乖離はそれほど大きくないという結果を得ている。また、Townsend (1994)によるインド農村の検証では、村落単位での有効な保険の存在が示唆されている。これらの結果は、代表的個人モデルでマクロ経済全体を描写することを支持するものである。一方、Mace (1991)やTownsend (1994)による研究に対しては批判も多く、データに含まれる計測誤差やタイミングのずれ等の影響を考慮すると、完備市場からの乖離が大きくなるという指摘もある。より強力に完備市場仮説に疑問を投げかける結果は長期的な所得変動に対する消費の反応を分析したAttanasio and Davis (1996)、およびコホート別の所得・消費分散の推移を分析したDeaton and Paxson (1994)により提示されており、彼らの結果に従うと、少なくとも長期的な所得変動リスクに対する完全な保険は存在しておらず、消費は長期的な所得変動に反応し変化する。彼らによるこの結果はFriedman (1957)が提示した恒常所得仮説、すなわち、消費は恒常的な所得変化に対して反応する、という仮説に沿うものとなっている。完備資本市場に実際の経済がどの程度近いものであるかについては、結論を出すのは時期尚早である。ただ、一連の研究結果からは、短期的な変動に対してはある程度の保険が存在し、長期的な変動に対しては保険の存在を確認できない、と解釈するのが自然であるように思われる。

## 2.8 参考文献

Altug, S. and R.A.Miller (1990) "Household Choices in Equilibrium," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 58(3), pages 543-70.

Altonji, J. F., Hayashi, F., and L. Kotlikoff (1996) "Risk-Sharing between and within Families," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 64(2), pages 261-94.

Attanasio, O. and S. J. Davis (1996) "Relative Wage Movements and the Distribution of Consumption," *Journal of Political Economy*, Vol. 104(6), pp. 1227-62.

Chari, V. V., P.J. Kehoe, and E. R. McGrattan (2007) "Business Cycle Accounting," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 75(3), pp. 781-836.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans (2005) "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol. 113(1), pp. 1-45.

Cochrane, J. H. (1991) "A Simple Test of Consumption Insurance," *Journal of Political Economy*, Vol. 99(5), pp. 957-76.

Cutler D. M. and L. F. Katz (1991) "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged," *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, Vol. 22(2), pp. 1-74.

Deaton, A. and C. Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Inequality," *The Journal of Political Economy*, Vol. 102(3), pp. 437-467.

Dynarski, S. and J. Gruber (1997) "Can Families Smooth Variable Earnings?," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, pp.229-303.

Frieman, M. (1957) "A Theory of the Consumption Function," Princeton University Press.

Gervais, M. and P. Klein, (2009) "Measuring consumption smoothing in CEX data," Discussion Paper Series In Economics And Econometrics 0906, Economics Division, School of Social Sciences, University of Southampton.

Townsend, R. M. (1994) "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, Vol.62(3), pp.539-591.

Kohara, Ohtake, and Saito (2002) "A Test of the Full Insurance Hypothesis: The Case of Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 16, pp. 335-352.

Lewis, K. K. (1996) "What Can Explain the Apparent Lack of International Consumption Risk Sharing?," *Journal of Political Economy*, Vol. 104(2), pp.267-297.

Mace, B. J. (1991) "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," *Journal of Political Economy*, Vol.99(5), pp.928-956.

Mas-Colell, A., M. D. Whinston, and J. R. Green (1995) "Microeconomic Theory"

Oxford University Press, USA

Negishi, T. (1960) "Welfare Economics and Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy," *Metroeconomica*, Vol. 12, pp.92-97.

Nelson, J. A (1994) "On Testing for Full Insurance Using Consumer Expenditure Survey Data: Comment," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, Vol. 102(2), pp. 384-94.

Prete A.L. (2007) "International Consumption Insurance and Within-Country Risk-Reallocation"

Ravallion, M. and S. Chaudhuri (1997) "Risk and Insurance in Village India: Comment," *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 65(1), pp. 171-184.

Skoufias, E. and A.R. Quisumbing (2003) "Consumption insurance and vulnerability to poverty," FCND briefs 155, International Food Policy Research Institute (IFPRI)

阿部修人 (2011) 『家計消費の経済分析』 岩波書店.

林由子 (2000) 『家計消費の実証分析』 信山社.