

# パネルデータにおける家計消費の変動要因

—測定誤差とデータ集計期間に関する一考察—<sup>1)</sup>

阿部修人・稲倉典子

標準的な家計消費モデルに従うと、家計消費は所得に比べてスムーズに変化し、その動きはランダムウォークに近くなる。しかしながら、各国のパネルデータに記録されている家計消費変化率の分散は所得変化率の分散よりも大きく、ランダムウォークよりも i. i. d. に近い挙動を示している。本論文では、消費データの不安定性が測定誤差によるものなのか、それとも調査期間が短いためであるかを検証した。分析の結果、測定誤差よりはむしろ、消費支出調査期間の短さが消費変動の主要因であるという結論を得た。Needs-Scan/Panel を用いた食料消費支出の分析では、家計消費がランダムウォークに近くなるのは四半期以上の長期間の集計期間を用いた場合であり、またその場合でも、長期保存可能な食料品への支出はランダムウォークよりも i. i. d. に近い挙動を示した。これは通常の一週間や一か月間の情報に基づく家計消費データでは、消費支出の平滑化やランダムウォーク性の検証を行うことが困難であることを示唆するものである。

JEL Classification: D12, E21, C81

## 1. はじめに

標準的な家計消費モデルによると、家計消費は所得に比べスムーズに変化し、その動きはランダムウォークに近いものとなる。上記の性質は効用関数が時間に関して加法に分離可能であり、各時点での効用関数が凹関数であるという標準的な仮定に基づくものであり、マクロ動学モデルに限らず、家計の動学的意思決定を扱う多くの経済分析の基礎となっている。そのため、家計消費の平滑化およびランダムウォーク仮説に関しては非常に多くの検証がなされてきた<sup>2)</sup>。

マクロの消費データや家計レベルのクロスセクションデータを用いる限り、消費データは所得データよりも安定しており、その動きはランダムウォークに近いものであることが多くの研究により指摘されている<sup>3)</sup>。しかしながら、消費平滑化の背後にある構造パラメターの推計、たとえばリスク回避度や主観的割引率の推計に関しては、マクロデータに基づく推計量は安定しないことが知られている。また、クロスセクションデータに基づく推計では家計属性に関して強い仮定を課す必要がある。

家計レベルのパネルデータを用いれば、家計属性に関し強い仮定を置かずに構造パラメターを推計することが可能である。そのため、近年の家計消費動学の分析では、アメリカ合衆国の Panel Study of Income Dynamics (PSID)、イ

ギリスの British Household Panel Survey (BHPS)、日本の「消費生活に関するパネル調査」(JPSC)等の家計パネルデータに基づくものが大半を占めている。しかしながら、家計パネルにおける消費データは、所得に比べてその変動が非常に大きいという、消費平滑化に反する特徴をもつことが知られている。PSID を用いた Zeldes (1989) は、食料支出変化率の標準偏差が 32% にのぼり、選好のシフトや家計の期待錯誤により説明するには大きすぎると述べている。ノルウェーの家計パネルデータを用いた Mork and Smith (1989) によると、消費変化率の分散は所得分散の 5 倍の水準にある。家計経済研究所による日本の家計データを用いた阿部・稲倉 (2007) も、同様に家計消費変化率の分散が所得よりもはるかに大きいことを報告している。このように不安定な消費変動は家計消費平滑化仮説に反するものであり、消費モデルの基本であるオイラー方程式を推計する上で大きな問題となりうる。

家計パネルデータを用いて消費関数の推計をおこなった Hall and Mishkin (1982) は家計消費データの変動が大きい理由として、(1) 測定誤差、および (2) 消費データに含まれる一時的要素 (Transitory Component) の存在をあげている。消費データに含まれる測定誤差に関してはすでに多くの分析がなされている。消費パネルデータに深刻な測定誤差が含まれる理由の一

つとして、パネルデータが家計の記憶(Recall)に基づいて作成されていることをあげることができる。例えば、PSIDでは平均してどの程度食費のために一週間支出しているか尋ねている<sup>4)</sup>。また、慶應義塾大学の家計パネルデータ(KHPS)では食料や外食等の主要支出項目に関し、調査の前月の一か月間の支出額について質問している。総務省による家計調査やアメリカのConsumer Expenditure Survey(CEX)等の家計簿ベースの消費データと比較し、記憶にもとづく消費データには、家計が正確に記憶しているとは限らないという意味で、測定誤差が含まれる可能性が高いのである。消費データの測定誤差に関する多くの先行研究は、家計簿ベースのデータと記憶ベースのデータを比較して行われている。しかしながら、実際に消費関数を推計する際には、Altonji and Siow(1987)のように、測定誤差が金利や所得等の経済諸変数と相関のないものと仮定し、残差の一部として扱うことがほとんどである<sup>5)</sup>。

一方、消費の一時的要素の重要性に関する定量的な分析は、Temporal Aggregationの関連でもっぱらマクロデータを用いて行われてきた。Temporal Aggregationに関する一連の研究では、マクロの消費データが、家計の消費決定タイミングよりも長期の集計期間を採用していることによる歪みが主な研究対象となっている。例えば、Christiano, *et al.*(1991)は、本来連続時間の問題として定式化すべきオイラー方程式を四半期間の集計量を用いて推計することにより、誤ってオイラー方程式の成立を棄却してしまうことを指摘している。一方、Heaton(1993)はChristiano *et al.*(1991)の結果が月次データと非整合的であることを指摘し、家計消費支出のDurabilityおよびHabit Formationを考慮したモデルを提唱している。さらに、Rossana and Seater(1995)は、データを集計することで、High Frequencyのみではなく、Low Frequencyの変動もデータから取り除かれてしまうことを指摘している<sup>6)</sup>。一方、ミクロの消費データを用いた、消費平滑化やオイラー方程式とTemporal Aggregationの関係の分析は筆者の知る限りほとんど行われていない<sup>7)</sup>。そもそも、ミクロの消費データは一週間や一か月間という短期間の調査結果であり、かつ変動が大きいという特徴を持つ。Temporal Aggregationの問題意識である、長期間の集計

によるスムージング、あるいは複雑な自己相関が生じておらず、データ集計期間と消費変動の関係に対する関心は低かったものと思われる。

本論文は、日本の家計消費データを用い、家計消費パネルデータの不安定性における測定誤差と一時的要因の重要性に関して考察する。測定誤差に関しては、記憶ベースと家計簿ベースの支出データを比較することで、一時的要因に関しては、スーパーマーケットのレジから作成された家計支出の日次データを基に、週次や月次等、異なる期間毎に集計し、各集計期間での消費支出の特徴を比較することで分析する。本論文の分析の結果、(1)少なくとも日本の消費データに関しては測定誤差よりも消費支出調査期間の短さが重要であり、(2)十分に長い期間の消費データを用いると、消費変化率の分散は低下し、ランダムウォークに近い動きをする、という結果を得ることができた。また、ヨーグルト等の賞味期限の短いものは、砂糖やカップラーメンのように保存可能な商品に比べてより強い平滑化が行われていることがわかった。これは、月次や週次の消費データを用いてオイラー方程式の推計を行う場合、様々な商品の保存可能性および支出と消費のラグを考慮する必要性があることを強く示唆するものである。

## 2. 家計消費モデルと消費のランダムウォーク

本節では、後半の分析の基礎となる基本モデルを紹介する。無限期間存続する家計が不確実な所得  $Y_t$  に直面していると仮定し、下記の期待効用関数を最大化させる。ただし、 $C_t$  は  $t$  期の消費であり、 $\beta > 0$  である。

$$E[U] = E_0 \left[ \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t u(C_t) \right]. \quad (1)$$

各期の家計の予算制約は以下で与えられる。ただし、 $A_t$  は資産であり、 $r$  は金利で一定とする。

$$A_{t+1} \leq (1+r)A_t + Y_t - C_t. \quad (2)$$

効用最大化のためのオイラー方程式は下記のようなになる<sup>8)</sup>。

$$\beta(1+r)E[u'(C_{t+1})] = u'(C_t). \quad (3)$$

ここで、 $\beta(1+r)=1$  と仮定すると

$$E[u'(C_{t+1})] = u'(C_t). \quad (4)$$

両辺を線形近似すると

$$EC_{t+1} = C_t. \quad (5)$$

すなわち

$$C_{t+1} = C_t + \varepsilon_{t+1}, E(\varepsilon_{t+1}|t) = 0. \quad (6)$$

と書くことが可能であり、線形近似されたオイラー方程式によると、消費はランダムウォークに従う<sup>9)</sup>。

### 3. 測定誤差とデータ Frequency の重要性の検証方法

消費データに測定誤差があり、真の消費  $C_t^*$  に誤差項  $\omega_t$  が加えられると仮定する。

$$C_t = C_t^* + \omega_t. \quad (7)$$

両辺の分散をとると、下式をえる。すなわち、

$$\begin{aligned} \text{Var}(C_t) &= \text{Var}(C_t^*) + \text{Var}(\omega_t) \\ &+ \text{Cov}(C_t^*, \omega_t). \end{aligned} \quad (8)$$

仮に真の消費のデータ  $C_t^*$  が利用可能であり、かつ  $\text{Cov}(C_t^*, \omega_t) = 0$  であれば上式より測定誤差の分散を推計することが可能である。具体的には、消費データに潜む測定誤差が Recall ベースによるものであり、家計簿に基づくデータが正確であると仮定するならば、記憶ベースと家計簿ベースのデータの分散を比較することで上記の式を推計することが可能となる。

消費がランダムウォークに従うか否かを検証する際には、家計固定効果の影響を除去するため、消費の階差  $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} - C_t$  を用いる。測定誤差が無視できるほど小さいと仮定すると、消費変化分の一階の自己共分散は

$$\text{Cov}(\Delta C_{t+1}, \Delta C_t) = \text{Cov}(\varepsilon_{t+1}, \varepsilon_t)^{10}. \quad (9)$$

家計の期待形成が合理的であれば、 $\varepsilon_{t+1}$  は前期の期待誤差に依存せず、 $\text{Cov}(\varepsilon_{t+1}, \varepsilon_t) = 0$  となるはずである。したがって、

$$\text{Cov}(\Delta C_{t+1}, \Delta C_t) = \text{Corr}(\Delta C_{t+1}, \Delta C_t) = 0 \quad (10)$$

を得る<sup>11)</sup>。

いま、消費データに測定誤差が含まれず、かつ正しいデータ集計期間を用いた場合に消費支出はランダムウォークに従うと仮定しよう。このとき、消費支出の集計期間を日次、週次、月次、四半期等に変換し、上記の自己相関係数を用いてランダムウォークからの距離、すなわち自己相関係数が 0 からどの程度乖離しているかを検証することにより、適切な消費支出集計期間を検証することが可能になる。

### 4. 測定誤差の検証

記憶ベースと家計簿ベースの消費データの比較により消費データの測定誤差を分析する試みには、CEX を用いた Battistin(2002)、Papua New Guinea の異なる家計に対し家計簿ベース

と記憶ベースの二つの調査を行った Gibson(2002)、カナダの同一家計に対し、家計簿ベースと記憶ベースのデータを作成した Ahmed, Brzozowski, and Crossley(2006)等がある<sup>12)</sup>。日本家計に関しては、Abe(2008)が家計簿ベースの全国消費実態調査(NSFIE)と記憶ベースの KHPS の比較を試みている。先行研究の多くは、測定誤差が真の消費と直交しているという仮定に対しては疑問を投げかけているが、概して記憶データはかなり正確であるという結果を得ている。本節では、PSID と CEX の家計簿サンプルの比較、および Abe(2008)の結果を紹介する。

前述のように、PSID は「平均的な」一週間の食費に関する質問を行っている。一方、CEX は一週間の消費支出を家計簿に記録させている。両方とも全米家計のランダムサンプリングを行っており、多くの消費研究で補完的なデータセットとして使われている<sup>13)</sup>。ここでは、PSID の 1996 年、1997 年データ、および CEX の 1997 年データを用いて両者を比較する。

表 1 は PSID および CEX の基本統計量を示している。表からわかるように、食費に関しては、記憶ベースの PSID の標準偏差のほうが家計簿ベースの CEX より小さくなっている。もっとも、PSID は「平均的な」一週間の食費を質問しているのに対し、CEX は「実際の」一週間の食料支出を記録しており、両者は厳密には異なるものであることに注意する必要がある。家計簿ベースの食費データの分散が大きいことは Battistin(2002)やイタリアの家計簿および Recall を比較した Battistin, Miniaci, and Weber(2003)でも指摘されている。

PSID はパネルデータなので、同一家計の消費や所得の変化率を計算することが可能である。表 1 には消費・所得変化率の標準偏差も示してあるが、多くの先行研究が指摘しているように、PSID の食費変化率の標準偏差は所得変化率の標準偏差よりも大きく、消費平滑化と矛盾する結果となる。

記憶ベースの消費変化率の分散が大きい理由として、先行研究の多くは、家計簿の記録期間が短く、多くの消費支出が計上されない可能性があることを指摘している<sup>14)</sup>。残念ながら、CEX や PSID は一週間単位の情報なので、より長期にわたる消費データに関しては他のデータセットを探さねばならない。日本の全国消費

表1. PSIDとCEXの比較

	PSID		CEX	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
食費合計(ドル/週)	119.815	44.492	115.306	56.441
世帯主の年間所得(ドル/年)	37781.26	15529.36	34880.79	16981.02
対数食費変化率	0.026	0.315	.	.
対数所得変化率	0.071	0.248	.	.
サンプルサイズ	1328		1035	

注) 1. 1997年データ。なお、変化率は1996年からの変化率。  
 2. 世帯主が年齢25～65歳で、勤労者の世帯、かつ有配偶の世帯に限定。過去1年間にフードスタンプを利用した世帯は除く。CEXでは、年収が80000ドル以上の場合、topcodingされ額が特定できないため、これらの世帯は除いた。これにともない、PSIDでも年収が80000ドル以上の世帯は除いた。食費、所得とも上下1%の世帯は除いた。  
 3. 家計簿ベースのCEXはクロスセクションであるため、変化率を計算することができない。

実態調査は三か月間の家計簿ベースの消費データを記録しており、他の一週間や一か月の家計簿データよりも期間が長く、一時的な消費の影響は少ないことが期待される。

Abe(2008)は一か月の支出を質問しているKHPSと、三か月間の家計簿ベースの全国消費実態調査(NSFIE)の個票データを用い、様々な消費項目に関して基本統計量の比較を行っている。表2はその結果をまとめたものであり、交通費等の一部を除き、NSFIEとKHPSは平均値、標準偏差ともにほぼ同じ水準となっている。対数消費支出と対数年間所得の水準の

比較では、消費支出のほうが標準偏差は小さいが、変化率を比較すると、消費支出のほうが所得よりも変動が大きいことも他国のデータセットに基づく先行研究の結果と整合的である。全国消費実態調査は三か月の消費支出の平均であるのに対し、KHPSは一か月の消費支出であることを考慮すると、家計簿ベースで、かつ長期の平均をとっている全国消費実態調査のほうが分散は小さくなっていることが期待されるが、実際にはそうになっていない。これは、記憶データに含まれる測定誤差

は、通常想定されるほど大きなものではないこと、および三か月という期間をとっても、いまだ一時的な消費支出が含まれており、十分に長い期間とはなっていない可能性を示している<sup>15)</sup>。なお、Abe(2008)は、Gibson(2002)に従い、食料支出と家計属性の相関構造をNSFIEとKHPSに関して比較し、両者が極めて似ているという結果を得ている。これは記憶ベースの食料支出および総支出データに含まれる測定誤差は、深刻な推計バイアスをもたらさないことを示唆している。

前節で示された測定誤差の推計式(7)を基本

表2. NSFIEとKHPSの比較

Variable	NSFIE		KHPS		KHPS Difference ΔC		KHPS Corr(ΔC, ΔC(-1))
	(1) Mean	(2) Std. Dev.	(3) Mean	(4) Std. Dev.	(5) Mean	(6) Std. Dev.	
Food(inc. eat out)	4.2293	0.3799	4.1385	0.4375	-0.0165	0.4415	-0.4897
Dining Out	2.2215	0.9739	2.5258	0.6994	0.0632	0.6925	-0.4355
Rent & Repair*	1.7376	2.1418	3.6689	0.7992	-0.0402	0.5338	-0.5103
Electricity, Gas, and Water	2.9220	0.3671	3.0981	0.4000	-0.0231	0.4229	-0.5135
Furniture, Daily Use	1.7866	0.8894	1.9373	0.7953	0.0094	0.9979	-0.5228
Clothes & Footware	2.1443	1.0709	2.5092	0.7950	0.0406	0.8770	-0.4766
Medical Expense	1.8558	1.1278	2.2477	0.8728	0.0174	1.0784	-0.4791
Transportation	3.0467	1.0878	3.6203	1.1285	0.0485	0.8533	-0.4002
Communication**	2.6690	0.6112	2.6118	0.6674	-0.0585	0.6372	-0.4395
Education	2.8836	0.6624	3.1866	0.8667	0.0218	0.8864	-0.4307
Social Intercourse	3.4114	1.1654	3.4793	0.7974	0.0186	0.7892	-0.4851
Total Expense	5.6967	0.4470	5.6328	0.4362	0.0169	0.4221	-0.4999
Earning***	8.5272	0.4786	8.4647	0.5159	0.0095	0.2517	-0.3637

NSFIE: 全国消費実態調査。  
 KHPS: 慶應家計パネルデータ。  
 NSFIE: Average of September-November, 2004. Married, Male Head, Working as Employees, aged between 25 and 65.  
 KHPS: December or January in 2004-2007. Married, Male Head, Workers, aged between 25 and 65.  
 Samples which are below the lowest 1% or above the highest 1% are excluded.  
 All the variables are in natural logarithms(in 1000 yen).  
 \*: Excluding Imputed Rents.  
 \*\*: Including internet connection fee.  
 \*\*\*: Annual Earning by male head in the previous year.  
 出典) Abe(2008).

表 3. Needs-Scan/Panel の基本属性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプルサイズ
申込者の性別(1:女性, 0:男性)	0.996	0.060	0	1	9294
夫※の有無(1:いる, 0:いない)	0.960	0.195	0	1	9294
同居している人数(本人も含める)	3.675	1.091	1	8	9294
過去1年間の税込年収(万円)(同居している家族全体)	881.172	426.192	200	2000	9292
夫の年齢	48.021	10.449	21	99	8961
夫の最終学歴					
中学卒	0.049	0.215	0	1	8927
高校卒	0.376	0.484	0	1	8927
短大卒	0.032	0.176	0	1	8927
大学・大学院卒	0.543	0.498	0	1	8927
夫の就業状況(1:無職, 0:それ以外)	0.059	0.235	0	1	8923
妻の年齢	45.657	10.276	20	100	9254
妻の最終学歴					
中学卒	0.045	0.207	0	1	9252
高校卒	0.537	0.499	0	1	9252
短大卒	0.261	0.439	0	1	9252
大学・大学院卒	0.158	0.364	0	1	9252
妻の就業状況(1:無職, 0:それ以外)	0.569	0.495	0	1	9247

注) 1. 夫がいない場合でも、「中心的な存在の男性(20歳以上)」がいれば1とカウントしている。

2. 1998年から2001年の間に1回以上更新を行った世帯すべてをプールした。

に上記の結果を解釈すると、少なくとも測定誤差の分散  $Var(\omega_t)$  は無視できるほど小さく、深刻な問題を引き起こすものではないということになる。しかしながら、表1および2からわかるように家計消費変化率の分散は大きく、表2の最後の列から、家計消費変化率の自己相関係数は各消費項目に関して0ではなく-0.5、すなわち家計消費はランダムウォークではなく i. i. d. に近くなっていることがわかる。

測定誤差が真の消費と負の相関をもつならば、すなわち、 $Cov(C_t^*, \omega_t) < 0$  であれば、測定誤差の分散と共分散が打ち消しあい、観察される消費データの分散が小さく、かつ測定誤差の分散が大きいことと整合的となる。しかし、Abe (2008)は、測定誤差が当期の恒常ショックおよび消費支出と相関があっても、過去の恒常ショックと無相関であると仮定した場合は、消費変化率の自己相関はゼロとなることを示している。消費変化率の自己相関の大きさを測定誤差により説明するならば、かなり複雑な構造を測定誤差に仮定せねばならないのである。

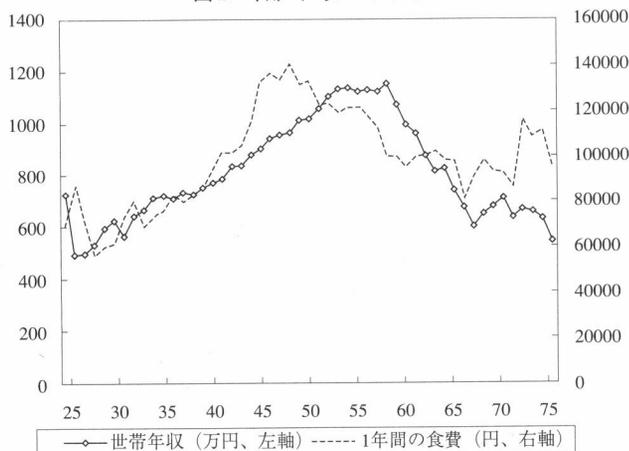
以上の考察から、記憶ベースと家計簿ベースの消費分散に大きな違いは存在せず、消費に関するあやふやな記憶が消費変動の大きさを説明するとは考え難いと言うことができるだろう。したがって、本論文の後半では、消費データの大きな変動の要因として、消費データに含まれる一時的な要素の重要性に関して考察する。

## 5. Needs-Scan/Panel を用いた家計消費データ集計期間の重要性の検証

家計消費データに一時的変動が多く含まれる要因として、測定誤差や流動性制約以外にもいくつか考えることができる。一つは、いわゆる買いだめによる消費支出の一時的集中であり、他にも価格変動の効果、クリスマスやサンクスギビング等の季節的変動、選好の変化等をあげることができる。ここでは、特に買いだめ等による消費と支出のタイミングのずれについて考察する<sup>16)</sup>。

カップラーメンやインスタントコーヒー等、長期間保存可能な商品に関しては、多くの家計が特売時に買いだめをすることが知られている<sup>17)</sup>。消費データが一週間や一か月の家計簿に基づいており、かつその調査期間内に特売が発生した場合、非常に多くのカップラーメンの購入歴が記録されることになる。一方、特売がなされない場合、カップラーメンの購入歴はほとんど記録されないことになる。この場合、カップラーメンの購入は消費モデルというよりも、在庫モデルに基づく投資行動により描写することがより適切となるだろう<sup>18)</sup>。一般に、家計消費支出は車やタンスなどの耐久消費財と非耐久消費財、半耐久財、およびサービスに分けられるが、全国消費実態調査ではカップラーメンやカレールー、干しシイタケや砂糖は非耐久消費

図1. 年齢-平均プロフィール



財に区分されている。実際には、砂糖には賞味期限がなく長期保存可能であり、カップラーメンも数か月の保存が可能である。このような商品の購入に際しては、支出と消費のタイミングが一致しないと考えるのが自然である。

消費と支出のタイミングが一致しない場合、消費データの集計期間は消費平滑化やランダムウォーク性を考える上で極めて重要となる。非常に極端な例として、1時間単位の消費決定を考えてみよう。すると、たとえ魚やパンのような保存性の低いものであっても、消費の平滑化は観察されないであろう。また、魚を毎日購入するとも限らないので、かなり頻繁に魚を消費する家計でないかぎり、一週間単位のデータであっても魚の消費は平滑化されていない可能性が高い。しかし、今年の魚消費と去年の魚消費を比較すると、魚への支出は平滑化されているかもしれない。どの程度の期間で消費平滑化が行われているかは、実証的に検証すべき課題である。次節では日次の消費支出データを用い、消費平滑化とデータ集計期間について考察する。

### 5.1 データ

用いるデータは、日経デジタルメディア社が提供する Needs-Scan/Panel である。これは神奈川と東京の2地域、三千世帯を対象とし、特定のスーパーマーケットでの家計の購入履歴を日次で記録したものであり、1998年1月1日から2001年12月31日までの4年間のデータが利用可能である。記録されている商品は Japanese Article Number (JAN) コードのついていないものに限定されており、魚や野菜等の生

鮮食料品は含まれていない<sup>19)</sup>。このデータは JAN コード別、家計別、日別の購入額・購入量が含まれており、総観察数は700万弱に及ぶ大規模なものである。

Needs-Scan/Panel は、家計の購入履歴に加え、毎年、家族構成や年収等に関する家計属性データを収集している。表3はサンプル家計の基本属性を示したものである。サンプルのほとんどは有配偶者であり、男性と女性いずれも高学歴な家計が多い。また、有業率も高く、94%の男性が仕事をしている。年齢のばらつきは大きく、男性、女性ともに20歳から100歳弱までの広い世代が対象となっている。税込家計年収は880万円と、平均年齢が48歳の家計としては高いが、これは高学歴家計が多いことを反映しているものと思われる。図1は1年単位で集計した家計食料支出および家計年収の年齢・平均プロフィールである。年収プロフィールのピークは50代前半であり、通常の家計・年齢プロフィールと大きな差はない。食費のプロファイルのピークは40代半ばであり、年収のピークよりも前にあることは、家計経済研究所のデータを用いた阿部・稲倉(2007)の結果と同様である。なお、Needs-Scan/Panel は加工食料品および一部の日用雑貨品が調査対象となっており、外食や床屋等のサービス支出や生鮮食料品、耐久消費財などの消費項目が含まれていない。また、本論文では対象を食料支出に限定しているため、図1に示されているプロフィールの形状をもって消費支出全体の傾向を論じることは慎重にならねばならないが、消費支出が Hump-Shape であることは、日本以外の家計データを用いた Gourinchas and Parker (2002) や Attanashio, *et al.* (1999) 等の先行研究の結果とも整合的である。

### 5.2 家計の来店頻度

本データでは、記録されている消費支出は特定の小売店における購入履歴のみであり、他の小売店で購入した場合はデータに表れないことに注意する必要がある。理想的には、すべての消費支出を当該小売店で行っている家計を用いるのが適切であるが、そのような家計を識別することは残念ながら不可能である。本論文では、家計の当該小売店にとっての重要性、すなわち Loyal Customer 度合いを示す指標として、一

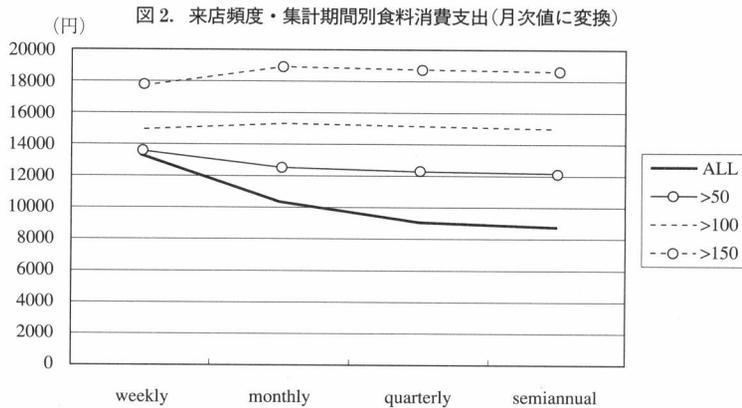


表4. 耐久度別・来店頻度別消費支出分散

集計期間	1年間の来店頻度	Total		Perishable		Not-Perishable	
		N	Variance	N	Variance	N	Variance
weekly	All	334544	0.904	319863	0.844**	223254	0.731
	>50	266225	0.861	257654	0.816**	182620	0.733
	>100	162567	0.780	159334	0.757**	116887	0.731
	>150	71275	0.628	70509	0.642	56017	0.728**
monthly	All	104038	1.221	101959	1.200**	88756	1.137
	>50	70084	0.722	69812	0.762	64000	1.036**
	>100	39576	0.506	39551	0.536	37297	0.970**
	>150	16790	0.360	16786	0.391	16239	0.868**
quarterly	All	37791	1.424	37456	1.451	35369	1.458
	>50	23674	0.591	23664	0.631	23231	1.097**
	>100	13277	0.411	13277	0.422	13134	0.964**
	>150	5616	0.300	5616	0.313	5581	0.801**
semiannual	All	19572	1.466	19488	1.524	18891	1.601*
	>50	11929	0.538	11928	0.568	11859	1.037**
	>100	6666	0.369	6666	0.374	6643	0.895**
	>150	2814	0.266	2814	0.274	2808	0.723**

注) 1. データ：Needs-Scan/Panel. 期間：1998年1月1日から2001年12月31日。  
 2. 総食料品支出は上位1%シェアの商品カテゴリーの家計毎の集計量をもとに計算。  
 3. 灰色の部分は、PerishableとNot-Perishable間で分散が大きい方を示す。\*\*, \*はそれぞれ1%, 5%の有意水準で灰色側の分散が大きいことを示す。

年間に家計が当該小売店で買い物をした頻度を用いる<sup>20)</sup>。

図2は来店頻度別の、週次、月次、四半期、半年の食料支出額を示したものである。ただし、それぞれの集計期間を定数倍(例えば、半年であれば1/6倍)することで、月次データと比較可能なように単位を揃えてある。図から明らかなように、来店頻度を全く考慮しないと、集計期間を長くするほど食料支出は減少してしまう。これは、減多に当該小売店で購入しない家計を含めてしまうことによる効果であり、消費支出の変化を分析するためには、そのような家計はサンプルから除外することが望ましい。図2から、年間来店頻度が100回以上の家計であれば、

週次と半年データがほぼ整合的、すなわち、ほぼ水平線となることがわかる。

表4は、消費支出に占める割合が上位1%を占める20カテゴリーに関して、商品を耐久性のあるものとなないものに分け、来店頻度別・集計期間別の対数家計食料支出の分散を示したものである<sup>21)</sup>。なお、季節性の影響を除去するため、対数家計支出を週次ダミーや月次ダミー等に回帰した後の残差の分散を用いている。この表から、来店頻度が多いほど、また集計期間を長くするほど分散は小さくなっていることがわかる。また、週次および月次データの一部を除き、耐久度の低い財の分散は、耐久度の高い財よりも小さくなっており、消費の平滑化は耐久

表5. 耐久度別・来店頻度別消費支出変化率分散・自己相関係数

集計期間	1年間の来店頻度	Total			Perishable			Not-Perishable		
		N	Var( $\Delta C_t$ )	Corr( $\Delta C_t, \Delta C_{t-1}$ )	N	Var( $\Delta C_t$ )	Corr( $\Delta C_t, \Delta C_{t-1}$ )	N	Var( $\Delta C_t$ )	Corr( $\Delta C_t, \Delta C_{t-1}$ )
weekly	A11	206580	0.905	-0.508	188557	0.910	-0.509	81425	0.986**	-0.506
	>50	196421	0.894	-0.508	180359	0.902	-0.510	78690	0.983**	-0.506
	>100	140970	0.826	-0.507	132334	0.847	-0.509	60893	0.966**	-0.504
monthly	>150	66995	0.657	-0.503	64642	0.705	-0.505	35429	0.908**	-0.501
	A11	84570	0.527	-0.462	81437	0.552	-0.456	60689	0.786**	-0.473
	>50	64168	0.361	-0.447	63438	0.409	-0.444	50858	0.722**	-0.472
quarterly	>100	36765	0.235	-0.435	36687	0.279	-0.442	31388	0.617**	-0.457
	>150	15693	0.156	-0.403	15679	0.191	-0.410	14358	0.505**	-0.438
	A11	28290	0.431	-0.378	27725	0.457	-0.379	24499	0.647**	-0.415
semiannual	>50	18430	0.196	-0.304	18413	0.229	-0.311	17474	0.480**	-0.397
	>100	10512	0.129	-0.292	10510	0.144	-0.276	10156	0.389**	-0.393
	>150	4502	0.095	-0.268	4502	0.110	-0.260	4425	0.297**	-0.386
	A11	10723	0.368	-0.226	10635	0.407	-0.253	10031	0.553**	-0.334
	>50	6785	0.166	-0.191	6784	0.190	-0.253	6667	0.362**	-0.317
	>100	3906	0.103	-0.206	3906	0.117	-0.211	3854	0.293**	-0.347
	>150	1664	0.072	-0.197	1664	0.086	-0.167	1652	0.192**	-0.359

注) 1. データ: Needs-Scan/Panel, 期間: 1998年1月1日から2001年12月31日, 各データ集計期間に関し3期間のラグをとることが可能なサンプルに限定, 総食料品支出は上位1%シェアの商品カテゴリの集計毎の集計量をもとに計算, 2. 灰色の部分は, PerishableとNot-Perishable間で分散が大きい方を示す, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%の有意水準で灰色側の分散が大きいことを示す, 3. 灰色の部分は, PerishableとNot-Perishable間で分散が大きい方を示す, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%の有意水準で灰色側の分散が大きいことを示す.

挙動を示している。牛乳やヨーグルトなど、長期にわたる保存が不可能な商品に関しても傾向は同様である。家計経済研究所のパネルデータや慶應パネル等の月次データを用いた阿部・稲倉(2007)およびAbe(2008)でも消費支出変化率の自己相関係数は-0.5に近い値となっており、消費支出はランダムウォークからはほど遠い挙動を示している。一方、集計期間を四半期や半年まで拡大すると、消費変化率の分散、自己相関係数ともに低下し、特に、年間来店頻度が150を超える家計では、変化率の分散が0.1未満となり、消費支出は極めてスムーズになる。また、長期保存可能な財に関しては、データ集計期間を四半期や半年にしても、-0.35から-0.4の間にあり、ランダムウォークよりもi.i.d.に近い。一方、牛乳等の財に関しては、自己相関係数は-0.2程度であり、ランダムウォークにより近いものとなっている。表5から、月次や週次のパネルデータが示す消費変化率の不安定性は、データ集計期間が短すぎるためである可能性が高いことがわかる。また、通常、非耐久消費財として区分けされる食料支出に関しても、耐久性に関して必ずしも同質とは言えないことがわかる。

表5では、変化率を計算する際に、直前の期からの変化を用いている。例えば、5月の消費支出変化率は、4月からのか月分の変化率である。しかしながら、通常のパネルデータの変化率は前年同期比で与えられることが多い。一年前が現在からs期前だと仮定し消費支出に含まれる測定誤差、あるいは一時的要素を $\omega_t$  恒常ショックを $\varepsilon_t$ としたとき、一年前からの変化率の分散および自己相関係数は下記で与えられる。

$$Var(\Delta C_{t-s}) = 2Var(\omega) + sVar(\varepsilon) \quad (11)$$

$$Corr(\Delta C_t, \Delta C_{t-s}) = \frac{-Var(\omega)}{2Var(\omega) + sVar(\varepsilon)} \quad (12)$$

したがって、遡る期間が長くなればなるほど、すなわちsが長くなればなるほど、消費変化率の分散は上昇し、自己相関係数の絶対値は低下する。

度の低い財のほうが強いことが示唆されている。

### 6. 家計食料消費支出の平滑化とランダムウォーク性の検証

表5は対数家計食料支出の変化率および自己相関係数をまとめたものである。週次や月次の集計期間では、来店頻度に関わらず自己相関係数は高く、-0.5に近い、すなわちi.i.d.に近い

表 6. 直近および前年同期比の比較

集計期間	1年間の 来店頻度	直近との階差			1年前との階差		
		N	Var( $\Delta C_t$ )	Corr( $\Delta C_t, \Delta C_{t-1}$ )	N	Var( $\Delta C_t$ )	Corr( $\Delta C_t, \Delta C_{t-s}$ )
weekly	All	231263	0.9227	-0.5155	110571	0.9372	-0.4585
	>50	217986	0.9086	-0.5161	98755	0.9080	-0.4590
	>100	151418	0.8054	-0.5154	66925	0.8077	-0.4524
	>150	69066	0.5870	-0.5129	29885	0.6117	-0.4501
monthly	All	88163	0.4894	-0.4677	41502	0.6674	-0.3922
	>50	64662	0.3034	-0.4539	29310	0.4392	-0.3754
	>100	36808	0.1928	-0.4404	17294	0.3065	-0.3465
	>150	15697	0.1299	-0.4203	7268	0.2278	-0.3244
quarterly	All	28780	0.3946	-0.3776	15780	0.5576	-0.2764
	>50	18437	0.1653	-0.2913	10080	0.2796	-0.2433
	>100	10515	0.1043	-0.2769	5885	0.1926	-0.2035
	>150	4503	0.0753	-0.2609	2464	0.1480	-0.1860
semiannual	All	10777	0.3319	-0.2132	8212	0.4357	-0.1395
	>50	6786	0.1452	-0.1950	5148	0.2012	-0.1607
	>100	3906	0.0850	-0.1880	2993	0.1285	-0.1130
	>150	1664	0.0561	-0.1713	1255	0.0910	-0.0744

注) 1. データ：Needs-Scan/Panel. 期間：1998年1月1日から2001年12月31日。  
2. ここでの食料総額は上位1% シェアの商品カテゴリーに限らない。

月次データの年間変化率を計算する場合、(11)と(12)に $s=12$ を代入すればよい。 $s$ の値と、対応する期間での消費変化率の分散および自己相関係数がわかれば、そこから $Var(\omega)$ と $Var(\epsilon)$ の値を計算することが可能である。

表6は、全食料支出に関して、直近との階差および一年前との階差を用いた場合の対数食料消費支出変化率の分散および自己相関係数を示している<sup>22)</sup>。消費支出変化率の分散は、直近よりも一年前との階差のほうが大きく、自己相関係数は逆に前年同期比のほうが小さくなっている。これらは、いずれも(11)および(12)式と整合的である。また、通常のパネルデータである、月次消費支出の一年前との階差に関しては、自己相関係数の絶対値が-0.3よりも大きく、ランダムウォークからはほど遠い挙動を示している<sup>23)</sup>。

表7は、表6で示された消費変化率の分散および自己相関係数を基に、(11)および(12)式を用いて恒常ショック、 $Var(\epsilon)$ 、および一時ショック、 $Var(\omega)$ 、を推計したものである。なお、直近との階差を用いた週次データでは、自己相関係数の絶対値が-0.5より大きくなっているため、恒常ショックを推計できていない。まず、直近との階差情報を用いた結果をみると、一時ショックの大きさはデータ集計期間の減少関数となっている。これは、集計することにより一時ショックが消滅する自明な効果による。

一方、恒常ショックは逆にデータ集計期間の増加関数となっているが、これも、例えば真のプロセスが月次のランダムウォークであると仮定すれば、四半期や半年に集計することにより、変化率分散が上昇するのは自然なことである。恒常ショックと一時ショックの大きさの比は最後の2列に示されている。この値が大きいほど、消費データの変動要因は恒常的なものであることになる。この値が1を超えるのは四半期よりも長期の集計期間をとった場合のみであり、半年データでは消費支出はほとんど、恒常的要因により動かされている。

前年同期比情報を用いて計算した一時ショックおよび恒常ショックの大きさは直近情報を用いた場合と大きくは変わらないが、相対的には一時ショックがより大きく推定されている。直近の推計量を用いて、年間変化率の自己相関係数を計算した5列と実際の年間変化率を示した6列を比較すると、明らかに6列のほうが絶対値が大きく、年間変化率はよりi.i.d.に近い挙動を示している。両者がほぼ一致するのは半年という長期のデータ集計期間を用いた場合のみである。これは、(11)および(12)の方程式が週次や月次では成立していない、すなわち、消費のランダムウォークを考える場合の集計期間が週次や月次では短すぎ、年間での変化率と非整合となっていることを示している。

表7. 一次ショックと恒常ショックの推定量

集計期間	1年間の来店頻度	Var( $\omega$ )		Var( $\epsilon$ )		Corr( $\Delta C_t, \Delta C_{t-s}$ )		Var( $\epsilon$ )/Var( $\omega$ )	
		直近との階差 (1)	前年同期との階差 (2)	直近との階差 (3)	前年同期との階差 (4)	直近のVar( $\omega$ )を用いて予測 (5)	前年同期との階差 (6)	直近との階差 (3)/(1)	前年同期との階差 (4)/(2)
weekly	All	0.4641	0.4297	NA	0.0015	NA	-0.4585	NA	0.0035
	> 50	0.4570	0.4168	NA	0.0014	NA	-0.4590	NA	0.0034
	> 100	0.4029	0.3654	NA	0.0015	NA	-0.4524	NA	0.0040
monthly	All	0.2902	0.2753	NA	0.0012	NA	-0.4501	NA	0.0043
	> 50	0.2281	0.2618	0.0308	0.0120	-0.2763	-0.3922	0.1349	0.0458
	> 100	0.1366	0.1649	0.0278	0.0091	-0.2251	-0.3754	0.2036	0.0553
quarterly	All	0.0832	0.1062	0.0238	0.0078	-0.1842	-0.3465	0.2857	0.0738
	> 50	0.0524	0.0739	0.0223	0.0067	-0.1409	-0.3244	0.4248	0.0902
	> 100	0.1481	0.1541	0.0976	0.0623	-0.2157	-0.2764	0.6589	0.4045
semiannual	All	0.0478	0.0680	0.0693	0.0359	-0.1283	-0.2433	1.4483	0.5275
	> 50	0.0288	0.0392	0.0468	0.0286	-0.1176	-0.2035	1.6258	0.7285
	> 100	0.0196	0.0275	0.0363	0.0232	-0.1065	-0.1860	1.8476	0.8441
	All	0.0704	0.0608	0.1903	0.1571	-0.1351	-0.1395	2.7015	2.5842
	> 50	0.0282	0.0323	0.0883	0.0683	-0.1210	-0.1607	3.1335	2.1114
	> 100	0.0163	0.0145	0.0523	0.0497	-0.1186	-0.1130	3.2165	3.4248
	> 150	0.0102	0.0068	0.0359	0.0387	-0.1102	-0.0744	3.5371	5.7204

注) 集計期間別に、週次、月次、四半期、半年ダミーで回帰した residual を使用。

weekly: s=52, monthly: s=12, quarterly: s=4, semiannual: s=2

(5): 本文の(11)および(12)式より  $-(1列)/(2 \times (1列) + s \times (3列))$  として計算, (6): 表6より再掲, ただし,  $-(2列)/(2 \times (2列) + s \times (4列))$  と一致する。

### 7. 結論

本論文では家計パネルデータに記録される消費支出変化率の分散が大きい理由として, (1)消費データに含まれる測定誤差, (2)調査期間が短いことによる一時的消費支出の考慮の欠如の二つに関して考察した。正確であると期待さ

れる家計簿ベースの消費データと記憶ベースの消費データの比較では, 記憶ベースのデータが不正確であるとは言い切れず, むしろ, データ集計期間が短いことが潜在的により大きな問題であることがわかった。また, 日本のより集計期間の長い家計簿ベースのデータを用いた場合でも, 消費支出の分散は記憶ベースの消費分散と比べて大きな差はなかった。日次の家計の購入履歴を用いた家計消費支出の集計期間別・商品カテゴリー別の分析では, 家計消費がスムージングされ, ランダムウォークに近くなるのは Quarterly 以上の集計期間をとったときのみであり, 長期保存可能な商品はたとえ Semiannual データを用いてもランダムウォーク成分が支配的とならず, i. i. d. 成分が支配的であった。これらの結果は, 家計消費行動の背後を分析する際には, 極力集計期間の長いデータを用い, かつ商品の属性を考慮する必要があることを示唆するものである。異なる消費財購入を取り入れた家計動学モデルの推計を行うには, 各商品の価格に関する情報が必要となる。また, 家計が直面する物価水準は, 家計の購入する商品バスケットに依存し, 家計毎に異なるものとなる可能性が高い。たとえ名目金利や個別商品価格が家計間で共通であっても, 実質金利は家計により異なる可能性があるのである。幸い, 本論文で使用した Needs-Scan/Panel では家計毎の商品購入歴および単価の情報が含まれており, 家計毎の物価指数を

計算することが可能である。保存可能性等の商品属性を考慮し, まとめ買い等も取り入れた, より精緻な家計消費モデルの構築と家計別物価指数等の情報を利用したモデルの推計が次の課題である。

(一橋大学経済研究所・日本経済研究センター)

## 注

1) 本稿の経済研究所・定例研究会報告(2008年3月5日)に対する討論者であった黒崎卓氏のコメントに感謝する。また、同定例研究会の参加者からも多くの有意義なコメントを頂いた。なお、本研究で用いたNeeds-Scan/Panelに関して、日経デジタルメディア社および科学研究費補助金学術創成「物価変動ダイナミクスの解明」の協力を得た。ここに感謝の意を表す。さらに、阿部は科学研究費補助金若手(B)(18730185)の支援を受けた。RAとして文献収集・データ入力等で貢献してくれた十川亜希子氏にもここに感謝する。

2) 消費平滑化やランダムウォークの検証に関しては多くの研究が存在する。優れたサーベイとして、Deaton(1992), Browning and Lusardi(1996)およびAttanasio(1999)をあげることができる。

3) Kydland and Prescott(1982)によると、アメリカのマクロデータに基づくサービス支出の標準偏差は0.7%であり、一方総生産の標準偏差は1.8%である。クロスセクションデータに基づく分散比較に関しては、Deaton and Paxson(1994)を参照せよ。

4) 正確には“How much do you (and everyone else in your family) spend on food that you use at home in an average week?”(PSID 1997)。

5) Carroll(2001)とLudvigson and Paxson(2001)はオイラー方程式の推計の際、消費データに含まれる測定誤差が深刻な問題を引き起こしかねないことを指摘している。

6) Temporal Aggregationに関する研究は多く、古くはTiao(1972)、近年ではRossana and Seater(1992), Ermini(1993), Leone(1995), Marcellino(1999), Gulasekaran and Abeyasinghe(2002)等がある。

7) Temporal Aggregationではないが、Meghir and Weber(1996)は、アメリカの個票データを用い、Habit Formationや財の耐久性を考慮し、食料、交通、サービスの三種類の支出を含む家計モデルを構築した上で流動性制約の有無を検証している。

8) その他、通常のNo-Ponzi Game条件や消費支出の非負制約等を課す。

9) Hall(1978)のように効用関数が二次関数であると仮定するなら、線形近似の必要性はなくなる。

10) ここで、 $C_{t+1}^* = C_t^* + \varepsilon_{t+1}$  の関係を用いている。

11) ちなみに、もしも所得がi.i.d.であり、かつ家計がバインディングな流動性制約に直面しているという極端な仮定のもとでは消費もi.i.d.になり、 $Cov(\Delta C_{t+1}, \Delta C_t) = Cov(\omega_{t+1} - \omega_t, \omega_t - \omega_{t-1}) = -Var(\omega_t)$ ,  $Var(\Delta C_{t+1}) = Var(\Delta C_t) = 2Var(\omega_t)$ , したがって  $Corr(\Delta C_{t+1}, \Delta C_t) = -0.5$  となる。

12) 他にもWinter(2002, 2004)やBrowning, Crossley, and Weber(2002), Schmitt(2004)がある。

13) 例えば、Blundell, Pistaferri, and Preston(2004)を参照せよ。

14) 詳しくはBattistin(2002)を参照せよ。

15) また、家計が過去の消費支出を思い出す場合、実際の消費支出の平均値を答えている可能性があることをBattistin, *et al.*(2003)が指摘している。すなわち、先月の消費支出を質問しても、データには過去数か月間の消費支出の平均値が返ってきている可能性があり、その場合、DiaryサンプルよりもRecallサンプルのほうが分散が小さくなる。

16) 季節性の影響は、季節ダミーを用いることで容易に対処可能であるが、消費支出データの一時的変動の他の要因、例えば商品価格変動による実質利子率

や実質賃金がシフトしている可能性、および家計の嗜好変化の分析は容易ではない。商品価格の変化に関しては、本論文では食料消費支出全体の変動を対象としているので、個別商品への需要にくらべ、価格変動の影響は小さいものと推測されるが、価格変動の影響を実際に測定するためには、家計毎に異なる商品バスケットを用いた、家計別消費物価指数を作成せねばならない。これは今後の課題である。

17) カップラーメンの特売時の売り上げに関しては、Abe and Tonogi(2008)がNikkei POSデータに基づいた事例を報告している。それによると、いくつかの小売店では普段10個程度の売り上げの商品が特売時には1000個以上販売されている。

18) 家庭内在庫モデルの研究に基づき、家計の小売店選択を分析したFox, Metters, and Semple(2000)があるが、消費の平準化やランダムウォーク仮説の検証に用いた分析は、筆者の知る限り存在しない。

19) JANコードは、国際的な商品共通コードであり、商品毎に固有の13桁あるいは8桁の数値がふられている。詳細は流通システム開発センターのweb(<http://www.dsri.jp/index.htm>)を参照せよ。

20) 来店頻度ではなく、支出額の大小をもって指標とすることも可能である。家計調査の収入階級別食料支出と本データの食料支出の比率と来店頻度との相関は0.75と高い。しかしながら、家計調査の食料支出との比率と来店頻度では、来店頻度のほうがより明確な家計行動の差を観察することが可能であり、本論文では、来店頻度を指標として用いることにした。

21) このうち、Perishableとしたのは、賞味期限がほぼ10日以内である以下の13商品である。

Perishable: 豆腐・豆腐製品、納豆、漬物、チルド半製品、生めん・ゆでめん、ハム・ベーコン、ソーセージ、畜肉製品、ヨーグルト、牛乳、食パン、菓子パン・蒸しパン、和菓子。

また、賞味期限が10日以上、数か月、数年以上に及ぶ以下の7商品をNot-Perishableとした。

Not-Perishable: 清涼飲料、即席カップめん、チョコレート、スナック菓子、せんべい、冷凍総菜、レギュラーアイス。

22) 表5よりもサンプルサイズが多いのは、上位1%のシェアの20カテゴリーに限定していないためである。

23) この値は、表2の食料消費支出の自己相関係数(-0.4897)よりも小さいが、表2で使用されている慶應義塾家計パネルでは外食を含んでいるためと思われる。

## 参 考 文 献

- 阿部修人・稲倉典子(2007)「日本家計の消費・貯蓄・労働プロフィール」Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy Working Paper Series, No. 7.  
 Abe, N. (2008) “Volatility in Panel Data of Household Expenditure,” Hi-Stat, Discussion Paper Series, No. 237.  
 Abe, N. and A. Tonogi (2008) “Micro and Macro Price Dynamics over Twenty Years in Japan—A Large Scale Study Using Daily Scanner Data—,” Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy Working Paper Series, No. 18.  
 Ahmed, N., Brzozowski, M. and Crossley, T. (2006) “Measurement Errors in Recall Food Consumption Data,” IFS Working Papers, W06/21, Insti-

- tute for Fiscal Studies.
- Altonji, J. G. and Siow, A. (1987) "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, Issue 2, pp. 293-328.
- Attanasio, O. P., Banks, J., Meghir, C. and Weber, G. (1999) "Humps and Bumps in Lifecycle Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 1, pp. 22-35.
- Attanasio, O. P. (1999) "Consumption," in J. B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, North-Holland.
- Battistin, E. (2002) "Errors in Survey Reports of Consumption Expenditures," London: Institute for Fiscal Studies, Mimeo.
- Battistin, E., Miniaci, R. and Weber, G. (2003) "What Do We Learn from Recall Consumption Data?" *The Journal of Human Resources*, Vol. 38, No. 2, pp. 354-385.
- Blundell, R. and Pistaferri, L. and Preston, I. (2004) "Imputing consumption in the PSID Using Food Demand Estimates from the CEX," Working paper. The Institute for Fiscal Studies, London, UK.
- Browning, M., Crossley, T. F. and Weber, G. (2002) "Asking Consumption Questions in General Purpose Surveys," SEDAP Research Paper No. 77.
- Browning, M. and Lusardi, A. (1996) "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No. 4, pp. 1797-1855.
- Carroll, C. D. (2001) "Death to the Log-Linearized Consumption Euler Equation! (And Very Poor Health to the Second-Order Approximation)," mimeo.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. and Marshall D. (1991) "The Permanent Income Hypothesis Revisited," *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, pp. 397-423.
- Deaton, A. (1992) *Understanding Consumption*, Oxford University Press.
- Deaton, A. and Paxson, C. (1994) "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 3, pp. 437-467.
- Ermini, L. (1993) "Effects of Transitory Consumption and Temporal Aggregation on the Permanent Income Hypothesis," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 4, pp. 736-740.
- Fox, E., Metters, R. and Semple, J. (2000) "Every House a Warehouse: An Inventory-Theoretical Model of Retail Shopping Behavior," mimeo.
- Gibson, J. (2002) "Why Does the Engel Method Work? Food Demand, Economies of Size and Household Survey Methods," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 64, Issue 4, pp. 341-359.
- Gourinchas, P. O. and Parker, J. (2002) "Consumption Over the Life Cycle," *Econometrica*, Vol. 70, No. 1, pp. 47-89.
- Gulasekaran, R. and Abeyasinghe, T. (2002) "The Distortionary Effects of Temporal Aggregation on Granger Causality," Department of Economics Working Paper, No. 0204, National University of Singapore.
- Hall, R. (1978) "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, pp. 971-987.
- Hall, R. and Mishkin, F. (1982) "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, Vol. 50, No. 2, pp. 461-481.
- Heaton, J. (1993) "The Interaction Between Time-Nonseparable Preferences and Time Aggregation," *Econometrica*, Vol. 61, No. 2, pp. 353-385.
- Kydland, F. E. and Prescott, F. C. (1982) "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, Vol. 50, No. 6, pp. 1345-1370.
- Leone, R. P. (1995) "Generalizing What is Known about Temporal Aggregation and Advertising Carryover," *Marketing Science*, Vol. 14, No. 3, pp. G141-G150.
- Ludvigson, S. and Paxson, C. H. (2001) "Approximation Bias in Linearized Euler Equations," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 2, pp. 242-256.
- Marcellino, M. (1999) "Some Consequences of Temporal Aggregation in Empirical Analysis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 1, pp. 129-136.
- Meghir, C. and G. Weber (1996) "Intertemporal Non-separability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis Using a U. S. Consumption Panel," *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, pp. 1151-1181.
- Mork, K. A. and Smith, V. K. (1989) "Testing the Life-Cycle Hypothesis with a Norwegian Household Panel," *Journal of Business and Economic Statistics*, July, Vol. 7, No. 3, pp. 287-296.
- Rossana, R. J. and Seater, J. J. (1992) "Aggregation, Unit Roots and the Time Series Structure of Manufacturing Real Wages," *International Economic Review*, Vol. 33, No. 1, pp. 159-179.
- Rossana, R. J. and Seater, J. J. (1995) "Temporal Aggregation and Economic Time Series," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No. 4, pp. 441-451.
- Schmitt, J. (2004) "Estimating Household Consumption Expenditures in the United States Using the Interview and Diary Portions of the 1980, 1990, and 1997 Consumer Expenditure Surveys," DEMPATEM Working Paper, No. 1.
- Tiao, G. C. (1972) "Asymptotic Behaviour of Temporal Aggregates of Time Series," *Biometrika*, Vol. 59, No. 3, pp. 525-531.
- Winter, J. (2002) "Design Effects in Survey-Based Measures of Household Consumption," Working Paper Series, No. 02-34, Sonder Forschungs Bereich 504, University of Mannheim.
- Winter, J. (2004) "Response Bias in Survey-Based Measures of Household Consumption," *Economics Bulletin*, Vol. 3, Issue 9, pp. 1-12.
- Zeldes, S. (1989) "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, pp. 305-346.