

家族の消費行動におけるライフステージと習慣形成の関係¹

早稲田大学現代政治経済研究所特別研究員
岩本光一郎²

1.はじめに

経済主体として個人ではなく、所得のプーリング範囲であり、収支をバランスさせる基準でもある家族を単位として消費行動を考える場合、何に気を付けなければいけないだろうか。経験的に、家族は「拡大→安定→縮小」という過程をとることが見出されており、社会学などではこの過程をある程度パターン化したものをファミリー・ライフサイクル、そのライフサイクル上の位置をライフステージと呼称する。ライフステージが異なれば家族形態も異なることから、ライフステージごとの消費パターンにも差異があると考えられ、実際、岩本(2002a)ではライフステージの違いは家族の消費行動に有意な差異を与えるとの結論を得ている。家族社会学的な視点に立てば、家族成員が期待される役割を果たすために家族内で達成すべき課題、すなわち発達課題がライフステージごとに異なり、このことがステージ間の消費パターンの差異を生み出す一因となっていると考えられる。

表1 ファミリー・ライフステージとその発達課題
・ライフステージ
・発達課題

(0) [準備期]	[家族形成準備]
(1) 新婚期	夫婦関係の形成、基本的生活設計
(2) 育児期	父母から役割の取得
(3) 教育期	子弟の教育
(4) 接出期	子どもの独立援助
(5) 引退期	安定した老後生活の確保

森岡・望月(1993)より作成

表1は森岡・望月(1993)によるライフステージの設定と、ステージごとの発達課題を示したものである。「子弟の教育」を発達課題とする教育期にある家族では、教育費に対する支出がかなり優先的に為されるだろうことが容易に予想される。これは、発達課題が家族の消費に影響する分かりやすい例と言えるだろう。この教育費のような支出は、ある家族が教育期のライフステージに居続ける限り、強いられ続けるものと考えられ、家族の消費には、ライフステージごとに異なる拘束的な部分があることが示唆されている。つまり家族の消費行動には、基本的に同じ消費パターンに縛られる部分があるものと解釈できる。

経済学の分野においても Stone (1954)などに見るように、一部の費用が優先的に消費され、またその過去の実績が現在の消費に影響を及ぼす拘束消費という概念が古くから存在している。

現在、この拘束消費の概念は「過去の消費という消費者の経験が習性として、その後の消費者行動を拘束する」という理解から、習慣形成(habit formation)という言葉で表現されることが多い。習慣形成は、近年さかんに行なわれている DGE タイプのマクロモデルによる政策分析などで前提として仮定されることも多く、消費主体の行動パターンとして、かなり受け入れられているようである。ここで先ほどの家族の消費についての解釈を、拘束消費という言葉を習慣形成と置き換えてみると、家族の消費行動はライフステージごとに形成される消費習慣によって規定されている、と表現できるだろう。本稿においては、日本の家族の消費行動をこの習慣形成の観点から理解し、その理解が正しいかどうかを検証することを目的としている。

本節以降の構成は以下の通り。4.2節では総務省『全国消費実態調査』のデータを用いてライフステージごとに消費パターンが違うことと、それが長期に渡り継続されていることを確認し、4.3節では家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』のパネルデータを用いて、ライフステージの違いを考慮した消費の習慣形成の実証分析を行う。なお、推定に使用するモデルは、擬似パネルデータによる分析を行った第三章と同じものである。4.4節では主要な結果をまとめた上で、残された課題について検討する。

ところで、本稿に使用した『消費生活に関するパネル調査』のデータは財団法人 家計経済研究所から貸与を受けたものである。ここに記して謝意を表す次第である。

2.日本の家族のライフステージと消費習慣

岩本(2002a)で既に、ライフステージの違いが家族の消費行動に有意な影響を与えることを確認しているが、ここでは総務省『全国消費実態調査』の世帯類型別データをライフステージ別に再集計し³、日本の家族がライフステージごとにどのような消費パターンを持っており、それがステージ間でどう異なるのかを再確認する。

表2 居用者核家族のライフステージ設定

ステージ名	分類基準
夫婦前期	夫が40歳未満の夫婦
夫婦中期	夫が40~59歳の夫婦
育児期	長子が小学生未満の夫婦
教育期	小中 長子が小中学生の夫婦 高 長子が高校生の夫婦 大 長子が大学生の夫婦
接出期	長子が15歳以上で非就学の夫婦
夫婦後期	夫が50歳以上の夫婦

なお本節では、二人以上の居用者核家族(夫婦のみ、もしくは夫婦とその子どもからなる勤労者世帯)について表1を元に、ライフステージを表2のように設定している。

¹ 本稿は、生活経済学会第20回研究大会(2004年6月)報告論文「家族のライフステージ推移と消費行動の関係」に封筒からコメント他を元に、大幅に修正・加筆したものである。

² 連絡先: 2092501b@toki.waseda.jp

³ 世帯分布をウェイトとして加重平均した。

表3 ライフステージ別実施属性

	夫婦前期	夫婦中期	育児期	教育期			排出期	夫婦後期
				小中	高	大		
世帯分布	1969年	10.8%	6.1%	35.5%	29.3%	8.0%	2.6%	5.9%
	1974年	6.7%	5.4%	27.7%	33.6%	8.4%	3.5%	12.5%
	1984年	5.8%	7.8%	20.6%	35.5%	10.5%	3.6%	13.8%
	1989年	5.7%	8.1%	19.3%	30.2%	11.8%	4.2%	16.7%
	1994年	6.0%	9.2%	17.3%	27.7%	9.9%	4.7%	18.9%
	1999年	6.6%	10.2%	19.2%	25.0%	9.4%	4.3%	19.7%
	2004年	6.1%	10.9%	17.4%	25.9%	8.8%	4.8%	18.8%
世帯人員 (人)	1969年	2.0	2.0	3.3	3.8	3.8	3.1	2.0
	1974年	2.0	2.0	3.5	4.1	3.9	3.8	2.0
	1984年	2.0	2.0	3.6	4.1	4.0	3.8	3.7
	1989年	2.0	2.0	3.8	4.2	4.0	3.9	3.7
	1994年	2.0	2.0	3.5	4.2	4.0	3.9	3.6
	1999年	2.0	2.0	3.5	4.1	4.1	3.9	3.6
	2004年	2.0	2.0	3.5	4.1	4.0	3.9	3.6
世帯主の年齢 (歳)	1969年	29.4	50.8	31.6	39.5	46.9	51.2	53.4
	1974年	28.6	51.2	31.4	39.4	46.2	50.3	52.7
	1984年	30.0	52.6	32.0	39.2	46.1	50.3	52.4
	1989年	30.5	52.6	32.5	39.6	45.8	50.2	53.1
	1994年	30.5	52.5	32.8	40.0	48.1	50.3	53.4
	1999年	31.1	52.5	33.0	40.6	46.8	50.7	54.3
	2004年	31.0	52.8	33.7	40.7	47.3	51.3	55.4

全国消費実態調査より作成

表3は、実際に1969～2004年の全国消費実態調査のデータを世帯分布・世帯人員・世帯主年齢について再集計したものである。表によれば、この35年間に、世帯分布については夫婦中期と夫婦後期の割合大幅増および育児期の割合大幅減が見られ、日本の人口のいわゆる少子高齢化の流れを裏付ける結果となっている。しかし雇用者核家族の世帯人員（＝家族規模）には目立った変化は見られず、世帯主年齢についても夫婦中期と育児期で2歳ほどの上昇があるものの、極端に大きな変化はない。つまり近年の日本の家族においては、ライフステージ別構成比にはそれなりに大きな変化があったが、各ステージ内での規模、世帯の代表者の年齢など外見的な変化は小さかったと見られる。

次に、ライフステージごとの消費行動について見てみることにする。各ステージの消費パターンを見るにあたっては、消費支出を家計調査や全国消費実態調査で言う十大費目⁵に分割して観察するが、その際、和田(2006)に倣って「特化係数」という概念を利用する。

$$\text{特化係数} = \frac{\text{(各ステージの当該費目の支出)}}{\text{(各ステージの総消費支出)}} / \frac{\text{(各ステージの全費用の平均)}}{\text{(各ステージの全費用の平均)}}$$

本節の特化係数は上記の定義によって計算される。定義式から理解できるように、特化係数はある費目について日本の雇用者核家族の平均よりも高い割合で支出を行なった場合に1を超える。

⁴ 全国消費実態調査は1959年から5年おきに行なわれているが、1959,64,79年については、データ上の制約から表2の基準でライフステージを設定できなかったため、割愛した。

⁵ 全国消費実態調査では家計調査と同じく、1980年以前の調査では十大費目ではなく五大費目を採用していた。そのため、1969,74年の数字は二重構造Bの方法で筆者が十大費目に変換している。

そのため特化係数は、あるステージでその費目につき、重点的に支出がなされたかどうかの指標になる。

表4 ライフステージ別特化係数表

	夫婦前期	夫婦中期	育児期	教育期			排出期	夫婦後期
				小中	高	大		
1969年	1.食料	0.82	0.79	1.04	1.08	0.99	0.83	0.88
	2.住居	1.65	0.84	1.25	0.81	0.61	0.62	0.75
	3.光熱・水道	0.94	0.96	1.01	1.03	0.99	0.85	1.00
	4.家具・家事用品	1.05	1.04	1.00	1.04	0.98	0.77	1.08
	5.被服及び履物	0.95	0.96	0.96	1.00	1.00	1.05	1.24
	6.保健医療	0.83	0.80	1.25	0.92	0.79	0.73	0.81
	7.交通・通信	1.34	1.08	1.06	0.84	0.91	1.18	0.88
	8.教育	0.01	0.02	0.77	1.05	2.70	4.58	0.00
	9.娯楽・娯楽	0.67	1.04	0.82	1.23	0.95	0.97	0.93
	10.その他	1.00	1.45	0.91	0.89	1.07	1.11	1.28
1974年	1.食料	0.81	0.82	1.02	1.08	0.86	0.86	0.87
	2.住居	1.60	0.81	1.33	0.88	0.67	0.54	0.81
	3.光熱・水道	0.92	0.98	1.00	1.02	1.02	0.88	0.99
	4.家具・家事用品	1.24	1.07	1.04	0.96	1.00	0.73	1.09
	5.被服及び履物	1.02	1.01	0.95	0.99	1.03	1.10	1.05
	6.保健医療	0.92	0.82	1.22	0.97	1.04	0.84	0.78
	7.交通・通信	1.16	0.99	1.11	0.93	0.94	1.20	0.90
	8.教育	0.02	0.00	0.95	0.99	1.76	3.27	0.00
	9.娯楽・娯楽	0.89	0.95	0.86	1.15	1.01	0.98	0.95
	10.その他	0.98	1.30	0.80	0.88	1.02	1.08	1.26
1984年	1.食料	0.89	0.78	0.80	1.14	1.05	0.86	0.83
	2.住居	2.30	0.83	1.80	0.88	0.61	0.49	0.63
	3.光熱・水道	0.83	0.87	1.03	1.06	1.05	0.89	0.99
	4.家具・家事用品	1.08	1.12	1.05	0.99	0.94	0.67	1.03
	5.被服及び履物	1.09	1.05	0.84	0.96	0.97	1.05	1.09
	6.保健医療	1.00	0.97	1.41	0.93	0.83	0.81	0.86
	7.交通・通信	1.26	1.06	1.11	0.92	0.91	1.01	1.04
	8.教育	0.00	0.00	0.75	1.01	1.97	3.72	0.00
	9.娯楽・娯楽	1.17	0.86	0.83	1.18	0.91	0.82	0.80
	10.その他	0.87	1.46	0.89	0.83	0.95	0.94	1.24
1988年	1.食料	0.86	0.85	0.90	1.18	1.06	0.81	0.89
	2.住居	2.23	0.87	1.80	0.93	0.84	0.46	0.70
	3.光熱・水道	0.86	0.88	1.05	1.09	1.02	0.84	0.95
	4.家具・家事用品	0.89	1.07	1.06	1.01	0.88	0.72	1.07
	5.被服及び履物	1.11	1.06	1.01	0.97	0.62	1.02	1.02
	6.保健医療	1.00	0.84	1.48	0.98	0.87	0.72	0.80
	7.交通・通信	1.46	1.00	1.18	0.88	0.89	1.04	0.99
	8.教育	0.04	0.01	0.63	1.02	2.01	3.58	0.00
	9.娯楽・娯楽	1.21	0.92	1.04	1.23	0.85	0.77	0.78
	10.その他	0.83	1.41	0.79	0.80	0.98	0.93	1.34
1994年	1.食料	0.87	0.84	0.97	1.19	1.05	0.80	0.94
	2.住居	2.47	0.86	1.92	0.94	0.53	0.45	0.63
	3.光熱・水道	0.89	0.83	1.07	1.11	1.02	0.81	0.98
	4.家具・家事用品	0.94	1.03	1.08	1.03	0.88	0.73	1.05
	5.被服及び履物	1.02	1.01	1.03	1.00	0.94	0.95	1.07
	6.保健医療	1.01	0.89	1.53	0.87	0.67	0.73	0.79
	7.交通・通信	1.35	1.04	1.13	0.85	0.85	1.02	0.96
	8.教育	0.01	0.00	0.68	1.06	2.08	3.67	0.00
	9.娯楽・娯楽	1.26	0.95	1.02	1.23	0.82	0.75	0.84
	10.その他	0.78	1.44	0.74	0.75	0.90	0.87	1.30

1999年	1.食料	0.87	0.88	0.94	1.18	1.04	0.80	0.99	1.00
	2.住居	2.24	0.80	1.78	0.96	0.56	0.41	0.70	0.85
	3.光熱・水道	0.87	0.82	1.08	1.12	1.00	0.80	1.01	1.01
	4.家具・家事用品	0.93	1.04	1.04	1.03	0.87	0.81	1.00	1.20
	5.被服及び履物	1.06	1.01	1.05	1.03	0.90	0.87	1.00	0.99
	6.保健医療	1.08	0.87	1.46	0.99	0.82	0.68	0.87	1.25
	7.交通・通信	1.26	0.92	1.17	0.94	0.88	0.94	1.01	0.89
	8.教育	0.01	0.01	0.71	1.08	2.14	4.03	0.81	0.01
	9.飲食・娛樂	1.21	0.95	1.00	1.21	0.85	0.72	0.87	1.19
	10.その他	0.82	1.80	0.74	0.75	0.89	0.89	1.24	1.13

2004年	1.食料	0.86	0.89	0.92	1.15	1.02	0.81	1.03	1.02
	2.住居	2.39	0.95	1.82	0.87	0.55	0.50	0.68	0.83
	3.光熱・水道	0.79	0.85	1.00	1.12	1.02	0.78	1.07	0.99
	4.家具・家事用品	1.03	1.00	1.12	0.87	0.81	0.72	1.05	1.27
	5.被服及び履物	1.11	1.02	1.12	1.04	0.81	0.88	0.84	0.86
	6.保健医療	0.85	0.92	1.31	1.00	0.80	0.71	0.96	1.25
	7.交通・通信	1.29	0.97	1.15	0.98	0.93	0.89	0.87	0.91
	8.教育	0.01	0.00	0.72	1.06	2.18	3.83	0.83	0.00
	9.飲食・娯楽	1.14	0.95	1.01	1.25	0.84	0.71	0.85	1.13
	10.その他	0.86	1.48	0.77	0.76	0.83	0.84	1.24	1.20

全国消費実態調査より作成

表4は表3と同じく、1969～2004年の全国消費実態調査から作成したライフステージ別の特化係数表である。表中、灰色で塗られている部分は、そのステージで最も特化係数が大きい費用であるが、一見してこの35年間、灰色部分の費用に殆ど変化がないことが看取できる。すなわち、各ステージで特に重点的に支出がなされる費用にはあまり変化がない。さらに以下では、ステージごとの特徴を簡単に見てみる。

夫婦前期：表1でいう新婚期の家族が多く含まれるステージと考えられる。家族の形成が始まるとともに、そのためファミリー・ライフサイクル後半のステージに比して持家率がかなり低い。そのことが、住居費の特化係数の高さに繋がっていると思われる。その他、交通通信費の特化係数も35年間一貫して高い。

表5 ライフステージ別持ち家率 (%)							
夫婦前期	夫婦中期	育児期	教育期			排出行期	夫婦後期
			小中	高	大		
1989年	24.4	74.1	32.8	61.7	76.1	84.2	84.1
1994年	20.1	74.1	31.5	61.0	77.9	82.0	84.0
1999年	27.7	76.3	38.3	64.5	77.8	84.9	85.9
2004年	30.8	79.2	45.1	70.8	84.4	86.8	86.1

全国消費実態調査より作成

夫婦中期：35年間、一貫して特化係数が最も大きい「その他」は、内訳は諸雑費・小遣い・交際費・仕送りに大別される。「その他」の特化係数が1を超えるステージについて、内訳の特化係数を示した表6からは、その中でも、仕送りの特化係数が特に大きいことが看取できる（ただし、その仕送りの送り先が別居している父母なのか子弟なのかまでは、全国消費実態調査からは判別できない）。

表6 その他内訳の特化係数表

1999年	夫婦中期	その他 特化係数 交際費 仕送り 小遣い				
		夫婦中期	夫婦後期	夫婦中期	夫婦後期	夫婦中期
	夫婦中期	1.50	1.15	1.62	3.81	0.89
	夫婦後期	1.24	1.10	1.10	0.97	1.51
	夫婦中期	1.13	1.40	1.89	0.40	0.89
	夫婦後期	1.48	1.12	1.51	3.48	0.98
	夫婦中期	1.24	1.05	1.06	1.01	1.57
	夫婦後期	1.20	1.25	2.05	0.62	0.81

全国消費実態調査より作成

育児期：35年間、もっとも特化係数が大きいのは住居費である。これは表5から分かるように、夫婦前期と同じく持家率の低さの影響と思われる。また乳幼児を抱えるこのステージでは、保健医療費の特化係数が住居費と並んで特に高い（ライフサイクルの中でも夫婦後期と並んでトップクラスの高さである）。この傾向は、35年間一貫している。

教育期（小中）：35年間、一貫して教養娯楽費の特化係数がもっとも大きい。また、これも35年間概く傾向だが、食費の特化係数が全ステージ中、最も大きくなっている。これは、いわゆる食べ盛りの子弟が家族内にいる影響と思われるが、家族の消費行動には、生物学的なライフサイクルも影響を与えていることを示唆する結果と言える。

教育期（高）：教育費の特化係数の高さが目立ち、教育、特に高等教育がこの35年間、日本の家族の消費行動に影響を与えてきたことがはっきりと分かる。

教育期（大）：教育費が家族の消費に影響を与えていた傾向がさらに強くなっている。その他、教育期（高）との違いとして、食費の特化係数が相対的に低い。

排出行期：夫婦中期よりはやや小さくなるが、35年間ずっと「その他」の特化係数が最も大きくなっている。表6によると、その内訳も夫婦中期と異なり、小遣い（世帯主および世帯主以外の家族員も含む）の特化係数が大きくなっている。

夫婦後期：1974年を除き、保健医療費の特化係数が最も大きくなっている。雇用者核家族を対象とする本筋のステージ設定では老齢引退期のステージは含まれないものの、このステージに属する家族が老境にあることは疑いなく、妥当な結果といえる。また、「その他」の特化係数も大きくなる傾向にある（表6によると、中でも交際費の特化係数が大きい）。

これらの簡単な観察事項から、近年の日本の家族の消費行動について、①ライフステージごとに重視する支出が異なり、消費パターンに違いがあること②その消費パターンは、少なくとも近年においてはさほど変化していないこと、が確認できる。これは、家族の消費行動には習慣的な部分があり、その習慣はライフステージごとに異なる、と言い換えることができよう。つまり、ライフステージ単位で習慣形成が成り立っている可能性が高いものと考えられる。

3. 実証分析

日本の家族の消費行動について、消費の習慣形成が成り立っているかどうかを検証するためには、習慣形成を織り込んだ消費者行動のモデルが必要になる。そこで本稿においては、岩本

(2002b)と同じく、標準的なライフサイクルー恒常所得モデルに習慣形成を織り込んだ Dynan (2000)のモデルを分析に使用する。Dynan (2000)では消費の習慣化を考慮して、ある経済主体¹の t 期における消費(C_{it})を、消費支出(CE)との関係から次のように考えている ($\alpha (>0)$ は習慣形成の度合を示す習慣形成パラメータ)。

$$C_{it} = CE_{it} - \alpha CE_{it-1} \quad (1)$$

さらに、経済主体(消費者)の効用関数が以下のように設定されている (T : 効用関数のシフト変数、 $\cdot \rho$: 消費の限界効用の弾力性)。

$$u(C_{it}; T_{it}) = T_{it} \frac{C_{it}^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (2)$$

つまり、前期消費支出の一部が消費習慣化して当期には最優先で支出され (=消費生活を拘束している)、その部分は当期の効用に影響を与えない構造である。Dynan (2000)では、(2)のような効用関数をもつ経済主体が、資産と労働所得を制約として生涯期待効用を最大にするための一階効用関数を対数線形化した次のモデルを推定に使用している (ϵ_{it} : 誤差項、 α の条件 (オイラー方程式) を対数線形化した次のモデルを推定に使用している (ϵ_{it} : 誤差項、 $\alpha_1 \sim \alpha_2$: パラメータ)⁸。

$$\Delta \ln CE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln CE_{it-1} + \alpha_2 \Delta \ln T_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

α_1 は(1)の習慣形成パラメータ α に等しく、習慣形成が成り立っている場合は 1 よりも小さい正の数字になることが期待される。

本稿では(3)を推定して、ライフステージごとに習慣形成が成り立つかどうかを検証する。推定は、サンプルをライフステージごとに分割したケースと、分割せずに全サンプルそのままのケースの二通り行う。後者の推定については、ライフステージの違いが消費に有意な影響を与えると言う岩本(2002a)および前節の考察から、ライフステージの違いをダミー変数で処理して分析を行う。このダミー変数が有意である場合、ライフステージの違いが家族の消費に影響を与えていることが動力学的な分析からも確認されることになる。つまり本稿の分析は、岩本(2002b)のみならず岩本(2002a)の拡張でもあることになる。

なお、(3)は明らかに同一の経済主体についての動力学的行動モデルである。また、効用関数から分かるようにその経済主体は個別の消費主体であり、推定のためには時系列方向にマイクロレベルで連続した真パネルデータが必要になる。そのため、本稿では推定に使うデータとして、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』を採用する。

⁸ 導出過程は岩本(2002b)を参照。

3.1 データ

本稿で推定に使用するのは、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』(以下『パネル調査』)による真パネルデータ 7 期分 (1993~1999 年) である。『パネル調査』は、日本全国に住む 1500 人の女性(調査開始時 24~34 歳)を対象に、家計状況や生活行動・意識を同一人物について継続的に調査したものである。なお、『パネル調査』は個人を有配偶と無配偶で区別して行なわれている調査であるが、本稿では有配偶者データのみを分析の趣旨に載せることにする(サンプル数の内訳は、93 年時点での有配偶者 1000、無配偶者 500)。これは通常、表 1 にみるよう、ある家族のスタートは、その中心的な存在である夫婦の結婚からはじまるものと考えられるからである⁹。基本的に個人を対象とする本調査であるが、有配偶者については併せて調査されている同居家族の情報を使うことで、家族全体についてのデータを得ることが可能である。また、前節と同じく、本節の分析対象は核家族に限定する¹⁰。

3.1.1 消費支出

消費支出については、有配偶サンプルについて調査されている 9 月分の「家族全体の生活費その他についての支出(以降、生活費)」を、必要に応じた加工を施した上で消費支出として用いる¹¹。

下の表 7 はパネル調査の生活費と家計調査の消費支出¹²を比較したものである。表中のパネル調査の生活費については、季節性を除去するために、家計調査の 9 月分と暦年平均の消費支出の比率を以て割り戻し、さらに 12 倍したものを年平均支出としている。家計調査の消費支出については、パネル調査が調査対象を既述のように 1993 年時点で 35 歳未満の女性と比較的若年層に限定していることに合わせて、世帯主年齢 40 歳未満の層¹³の消費支出を掲載している。

⁹ 調査期間中に結婚して無配偶→有配偶となったサンプルについては、無配偶の期間を表 1 にある家族形成準備のための单身期と考えることもできる。しかし本稿では分析対象を核家族に絞っているため、結婚前と結婚後では所属している家族は別物になる。家族社会学では、前者の結婚前に所属している家族を定位家族、後者の結婚後、自ら形成する家族を生殖家族と呼び、区別している。

¹⁰ このように分析対象を有配偶・核家族に限定するため、本稿で分析対象とするパネルデータは、非バランス・パネルデータということになる。

¹¹ 前節でみたように、各ライフステージで固有の消費パターンができるのは、特定の要目に重点的な支出がなされるからであり、その意味では費用別支出に分析対象にすることが望ましいが、今回、用意したデータセットでは費用別支出データが二年分しかないため、断念した。今後の課題としたい。

¹² 税務省統計局が HP 上で公開している『家計調査のしくみと見方』では、家計調査の消費支出について「いわゆる生活費である」と注釈されている。

¹³ パネル調査の対象者の配偶者平均年齢は 93 年時点で約 33 歳(標準偏差 4.8)、99 年時点で約 37 歳(標準偏差 5.7)で、パネル調査の対象夫婦のどちらが世帯主でも、大半が「世帯主年齢 40 歳未満」の層に含まれるだろうと考えた。

表7 パネル調査と家計調査の比較：家族あたり年間消費支出
年平均 月次(年平均)/12 万円

サンプル 数(パネ ル調査) (有配偶)	生活費 (パネル調査、 40歳未満)	消費支出 (家計調査、40 歳未満)	生活費 (パネル調査、 有配偶)	消費支出 (家計調査、40 歳未満)
1993年	949	256.0	357.0	21.3
1994年	976	259.2	357.1	21.6
1995年	972	263.0	350.7	21.9
1996年	970	278.1	354.3	23.2
1997年	961	270.8	354.8	22.8
1998年	1,140	289.2	346.1	24.1
1999年	1,108	296.7	343.9	24.7

消費生活に関するパネル調査および家計調査より作成

表によれば、パネル調査の生活費は家計調査の消費支出に比べて年平均で50～100万円、月平均で4～8万円、低くなっている。パネル調査と家計調査の年収¹²がかなり近い水準にあることを考えれば（表8）、パネル調査の生活費の数字はやはり低めになっていると言えよう。

表8 パネル調査と家計調査の比較：二人以上家族の世帯年収

サンプル 数(パネ ル調査) (有配偶)	年収 (パネル調査、 有配偶)	年収 (家計調査、40 歳未満)	年収 (家計調査、35 歳未満)	年収/12 (パネル調査、 有配偶)	年収/12 (家計調査、40 歳未満)	年収/12 (家計調査、35 歳未満)
1993年	897	561.8	568.5	46.8	49.0	46.8
1994年	887	576.4	580.3	48.0	48.4	44.5
1995年	791	613.2	594.9	55.1	49.8	45.9
1996年	849	633.4	600.8	55.9	52.8	50.1
1997年	662	642.3	611.8	57.4	53.5	47.9
1998年	1,041	645.2	600.9	55.8	53.8	50.1
1999年	1,065	640.0	598.3	55.5	53.3	49.7

消費生活に関するパネル調査、家計調査より作成。なお家計調査は労働者世帯のデータを集計。

パネル調査の生活費が家計調査に比して低めになっている理由については、一つの可能性が考えられる。本調査の質問票を見ると、支出を問う設問は「貯蓄、ローン返済を除く生活費その他の支出」について尋ねている。ここで回答者が「生活費」という言葉に強く捕らわれていた場合、食費や光熱費など生活必需品以外に対する出費が本問への回答から欠落してしまう可能性を否定しきれない。その一つの具体例として、耐久財への出費を考えられよう。家計調査および全国消費実態調査では、家庭用耐久財・教養娯楽耐久財・自動車購入費などの費目で耐久財への支出が集計されている。家計調査・全国消費実態調査における耐久財支出は、たとえローンで購入するような高額な商品でも、その月に一括して支払ったものとして扱われ¹³、消費支出の平均金額を引き上げている。この耐久財支出が消費支出に含まれているかどうかの違いが、パネル調査と

12 パネル調査の年収は、直近一年間の夫婦の税込所得の合計として求めた。家計調査の世帯主40歳および35歳未満の世帯年収は、二人以上の労働者世帯について世帯主年齢階級(5歳刻み)ごとに実収入を12倍し、世帯分布で加重平均して求めている。なお、参考までに全国消費実態調査の二人以上全世帯の年収を、家計調査と同じ方法で求めると、1994年556.3万円(世帯主35歳未満)、1999年613.4万円(世帯主40歳未満)となり、こちらもパネル調査の年収とかなり近い水準である。

13 同時に、その一括支払金額と同額が負債として記録される。

家計調査の支出の差に繋がっているのかも知れない。

本稿で家族の消費支出として扱うパネル調査の生活費に、耐久財支出が含まれているかどうかは、習慣形成の有無を検証する本稿にとって大きな意味を持っている。購入された耐久財は一度に消費されてしまうのではなく、持続的かつ分割的に消費され、支出が発生した時点のみならず、一定期間にわたってその家族に便益を与え続ける。つまり過去の支出の一部が、現在および将来にわたって消費されてゆくことを意味している。これを消費と消費支出の関係を表した(1)を当てはめて考えると、一期前の支出に掛かっている係数 α は1より小さい負の数字になるはずである。このように、耐久財の持つ性質、耐久性(durability)は消費に対して習慣形成と逆方向の影響を与えるため、家族の消費支出として使用する変数に耐久財支出が含まれていると、習慣形成効果が相殺されて本稿の検証でうまく検出できない可能性がある。

パネル調査の消費支出に、耐久財への支出は含まれるのだろうか。1994年(第二回調査)以降、本調査では主要な耐久財の購入歴と金額についても調査しているものの、その対象は直近一年間に購入した耐久財全てであり、9月中に購入したもののみを切り離すことは不可能で、9月中の消費支出と突き合わせることはできない。ただ、本調査では1998年(第六回調査)以降、9月中の支出について、生活費その他の出費とは別に、家計調査や全国消費実態調査の十大費目に相当する区分で費目別の支出額を問う設問が付加されている(つまりパネル調査の費目別支出の合計額は、家計調査・全国消費実態調査の消費支出にほぼ相当する)。設問内では自動車購入費用や教養娯楽用耐久財を支出に含めることが明記されており、この新設の消費支出に耐久財支出が含まれていることは、まず間違いないと考えられる。

表9 1999年パネル調査における二つの名目消費支出

調査名	内容	年平均	月平均
パネル調査	生活費その他の支出(サンプル数1,096)	297.0	24.7
パネル調査	費目別支出の合計(サンプル数1,096)	346.4	28.9
家計調査	世帯主40歳未満の二人以上家族	343.9	28.7
全国消費実態調査	世帯主40歳未満の二人以上家族	337.4	26.1

消費生活に関するパネル調査・家計調査・全国消費実態調査より作成

試みに1999年(第七回調査)のデータについて、9月分の生活費と費目別支出の両設問に答えている有配偶サンプルを選び¹⁴、両支出額を表7と同じ方法で年平均に直して比較したのが表9である。表によると、やはり生活費の方が費目別支出合計額よりも低く、しかも費目別支出合計の方は家計調査および全国消費実態調査の消費支出(世帯主40歳未満)とほぼ同水準となっている。

14 また、家族以外への仕送りなども生活費以外の出費と判断する家族がいるかもしれない。家計調査・全国消費実態調査共に、仕送りについても調査して消費支出に含めており、パネル調査と家計調査の支出の差に繋がる可能性はある。その他、理論上の可能性としては、この設問は質問票の設定上、99万8千円以上の支出は折衷されとして処理されるため、平均支出額を引き上げるような高額の支出をした家族のデータが、集計から弾かれているかもしれないことがある。そこで念の為、本稿で扱う期間(1998～99年)についてデータセットを確認したところ、荷あふれサンプルは98年に2、99年に5であり、消費支出額の平均にはほとんど影響はないであろうことが分かった。

15 このため表8は、表7に比して10サンプルほど少なくなっている。

表10 消費支出の差額(費目合計-生活費)

サンプル数	平均	標準偏差	最小	25%分位	50%分位	75%分位	最大
1,096	3.8	8.1	-28.3	0.0	0.0	6.5	93.5

(1,096サンプルのうち)

基準ゼロのサンプル数:475

差額一円以内のサンプル数:92

さらに、表10は表9の集計に用いた1,096サンプルについて、9月分の費目別支出合計額と生活費その他の差額を計算した結果である。これら両支出には平均4万円弱の差があり、最大で90万円ほど費目別支出合計額の方が超過している。

表11 超過額30万円以上家族(11サンプル※1)が最多

費目	サンプル 数	平均金額(万 円)	超過額に占める割 合の平均
食料	3	18.7	45.4%
住居	1	50.0	81.7%
交通	※2 4	62.8	87.1%
教育	1	10.0	30.0%
義理の親への仕送り	2	31.5	107.8%
その他	1	39.2	87.3%

※1:食料と教育が同額支出のサンプルが1つあるためサンプル

合計は12になっている

※2:うち3サンプルは直近一年間に乗用車を購入している

表11はこの1,096サンプルのうち、費目別支出合計の超過額が30万円を超える11サンプルについて個別に見るために、全費目中、最も金額の大きい費目と平均支出額、その支出と費目別支出の超過額の平均的な割合を示している。表によれば11サンプル中4サンプルで耐久財支出(自動車購入)を含む可能性のある「交通」への支出が最大となっている。特にこの4サンプル中には、費目別支出超過額が70万円を超える最上位の3サンプルが含まれるが、これら3サンプルは交通に対して超過額にほぼ匹敵する支出をしており、かつ直近一年以内に乗用車を購入している。つまり、これら3サンプルでは費目別支出合計額の超過が自動車の購入に由来しており、生活費に耐久財支出を含めていないと判断できる。また、「住居」にも設備器具費として耐久財支出が含まれている可能性がある。表11は、パネル調査で調査されている二種類の消費支出の内、1993年(第一回調査)以来尋ねている生活費その他の金額に、耐久財支出を含めていない家族が調査対象の中に確かに存在していることを示唆していると言えよう¹⁶。

さらに、調査対象期間が9月の一ヶ月間だけと短いため、耐久財支出自体がなかった可能性も低くはないだろう。そこで本稿では、生活費その他の支出に耐久財支出を含まないと考えて、表7と同じ方法で季節要素のみを緩和して、年平均化したものを消費支出データとして使用する。推定に使用する消費支出は実質値であり、実質化には帰属家賃を除いた総合CPI(1995年基準)を用いる。

¹⁶ただし、この11サンプルだけを見ても、教育や仕送りという耐久財とは言い難く、かつ生活費ではないと回答者が判断する可能性のある費目に多額の支出をしている家族が半数ほどあり、生活費と費目別支出の非難が、各々の支出に耐久財支出を含まれるか否かで全て説明できるわけではない。

なお、本稿でこのように扱うからと言って、これが直ちにパネル調査の生活費その他の支出中に、耐久財支出がまったく含まれないと結論づけられる訳ではないことは、強調しておくべきだ。表10にあるように、生活費と費目別支出合計額が完全に一致するサンプルが1,096中475サンプルとおよそ半数、プラスマイナス一円以内の差を誤差と見なすならば両支出がほぼ一致するサンプルが567と過半数になる。この中にも直近一年間に耐久財を購入しているサンプルは存在しており、567サンプル全てが耐久財支出を全く生活費に含めていないと断言できるかは疑わしい。この生活費と費目別支出の関係については、パネル調査のデータを利用した消費行動の分析を行うにあたり、今後とも検討すべき課題の一つと言える。

3.1.2 ライフステージとその他の変数

本稿では推定のため、核家族(夫婦とその子どものみの家族)のライフステージを以下の様に設定する。これは表2のライフステージの定義をもとに、『パネル調査』の調査項目から作成可能なよう再定義したものである(子弟の教育段階などは長子のそれに拡張している)。なお、先述の様にスタート時点の調査対象が「24~34歳の女性(とその家族)」であり、かつ使用データがスタートから7年間のものであるため、設定したのは以下の5区分のみである。

表12 分析のための被験者ライフステージ設定

No.	ステージ名	定義
ステージ1	夫婦期	夫婦のみ家族
ステージ2	育児期	長子が乳幼児の夫婦家族
ステージ3	義務教育期	長子が小中学生の夫婦家族
ステージ4	高等教育期	長子が大学生の夫婦家族
ステージ5	排出期	長子が卒就業した夫婦家族

その他、推定に必要な変数は効用関数のシフト変数である。Deaton(1992)によれば、この変数の変動でライフサイクル上に限界効用が異なる時期を作り出すことで、ライフサイクルと消費の関係をより巧妙に描写できる。本稿ではこのシフト変数としてDynan(2000)と同じく世帯主年齢、家族人数を採用する。なお、本調査では世帯主が誰かということを調査していないので、専業主婦・無職の場合は配偶者(夫)を、有職の場合は夫と年収を比較して、平均的に年収が多い方を世帯主とした。この処理の結果、妻が世帯主であるサンプルは、1993年時点で12家族となっていた。

さらに、説明変数としてではなく、推定の際の操作変数として、可処分所得、就業人数、世帯主就業ダミーを使用する。可処分所得は、パネル調査で調査している夫および妻の昨年分の年収合計から、同じく調査している昨年分の税金・社会保険料合計を差し引いて求めている。

3.1.3 基本統計量

ここで作成した変数とその基本統計量の一覧を以下に示す。なお、分析の対象となるサンプルは、横端な外れ値を除去するために、①消費支出60万円以上②可処分所得60万円以上、1500万円以下、という条件で絞り込んでいる¹⁷。

¹⁷ 全有配偶サンプルについてのバーセンタイルをとると、消費の1%点が65.8万円になるところから消費の下限を60

表13 基本統計量

		平均	標準偏差	最小	最大	サンプル数
消費支出	万円	280.4	114.5	60.4	1072.3	2,980
可処分所得(昨年分)	万円	560.0	204.3	69.1	1442.9	1,239
世帯主年齢	歳	34.6	5.2	22.0	60.0	2,980
家族人数	人	3.6	1.0	1.0	7.0	2,980
家族内就業人数	人	1.7	0.5	0.0	2.0	2,980

サンプル数	(うち割り込み)	
	96	より移動分
ライフステージ	ステージ1	427 143
	ステージ2	1,279 42.9
	ステージ3	1,274 42.8
	合計	2,980 100.0
就業ダミー	無職	38 1.3
	有職	2,942 98.7
	合計	2,980 100.0

さらに、設定したライフステージのうちステージ4,5についても推定に必要なデータが揃ったサンプルが非常に少ないため、③所属ライフステージは1~3、という絞り込みも行っている。なお、時間の経過と共にライフステージは推移する可能性があるが、このデータセット内では全ての移動が一段階ごとであり、その内訳はステージ1から2への移動が107、ステージ2から3への移動が161である。このライフステージの移動については、移動があった場合(=前年は別のステージにいた場合)を1、前年も同じステージにいた場合を0とするライフステージ移動ダミーを作成し、推定式に加える。

①~③の絞り込みの結果、消費支出が欠損でないサンプルが2,980得られた。ただ、可処分所得は1,239とその半数以下しか得られていない。これはパネル調査に限らずどんなアンケート調査でも、具体的な所得額や支払税額については無回答率が高くなる傾向が一般に見られることに加えて、本調査では1993~98年の間、税金・社会保険料支払額を問う設問において「昨年一年分もしくは今年9月分」について尋ねており、対して税込年収は昨年一年分を問うているため、せっかく税金・社会保険料支払額を回答してもらっているにもかかわらず、可処分所得が計算できないサンプルが散見されたことに拡っている。

3.2 推定方法

推定モデルである③には、被説明変数でもある実質消費支出が説明変数としてラグ付きの形で含まれている。パネルデータによる③のようなラグ付きモデルの分析は、一般にダイナミック・パネル分析と呼ばれる。北村(2005)によれば、ダイナミック・パネルデータを使った推定を行う際に問題になるのは、ラグ付き被説明変数が説明変数に入っていることから、説明変数と誤差項が相関してしまうことである。

簡単な事例で考えてみよう。パネルデータに対して適用するモデルを以下のように仮定する。

(4)

$$y_{it} = y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

万円(=5万円×12)に設定し、その消費を支えるという観点から、可処分所得の下限も同額にした。また、可処分所得の99%点は1,443万円であるところから、可処分所得の上限を1500万円に設定した。なお、全有配偶サンプルの可処分所得の最大値は7,660万円である。

誤差項 ε には真の確率的誤差項に加え、各経済主体*i*の(時間に依存しない)固定的な効果が含まれていると考えられる。つまり、真の誤差項を v 、固定効果を μ とすると、(4)式は以下のようになります(αはパラメータ。*i*は経済主体、*t*は時点を表す)。

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \mu_i + v_{it} \quad (5)$$

このとき、固定効果は時間に依存しない説であるから、(6)にみるように $t-1$ 期の y が必ず μ と相関することは明らかである。

$$y_{it-1} = \alpha y_{it-2} + \mu_i + v_{it-1} \quad (6)$$

また、およそ半年の間、詳細な家計簿を付ける形になる家計調査と違い、「パネル調査」の消費支出調査は一ヶ月間の総生活支出額のみを留置式のアンケートで問うものであり、意識・無意識を問わず記入ミスが発生している可能性を否定できない。すなわち、本稿で使用する実質消費支出には、測定誤差が混入しているおそれがある。この測定誤差の存在も、説明変数と誤差項の相関を発生させてしまう可能性がある事がよく指摘されている。

説明変数と誤差項が相関している場合、OLSによる推定では推定パラメータにバイアスが発生することが知られている。そのため本稿では、推定の方法として Hansen (1982)によって開発され、多くの研究者に改良されることによって発展してきた一般化積率法(GMM)を採用する。説明変数と誤差項の相関が疑われるような推定の場合、通常の時系列データ等に対して一般によく使われる推定方法は操作変数法であるが、GMMも操作変数を用いた推定であるという点は共通している¹⁴。共に操作変数に求められる性質は、「説明変数と相関があり、誤差項とは相関がない」ことであるが、(4)のモデルで一階差を考えると固定効果が消えて

$$(y_{it} - y_{it-1}) = \alpha(y_{it-1} - y_{it-2}) + (v_{it} - v_{it-1}) \quad (7)$$

となり、誤差項に2階以上の系列相関がなければ、二期ラグをとった被説明変数 y が、元の推定モデル(4)の一階差モデル(7)を推定する際の操作変数として使えることが分かる。Arellano and Bond (1991)は、このような考え方を元にダイナミック・パネル推定を行うためのGMMを提唱した。本稿で採用するGMMは、この方法をさらに拡張した Blundell and Bond (1998)によるシステムGMMと呼ばれる方法である¹⁵。ちなみに Arellano and Bond (1991)の方法は、システムGMMの階差推定部分に相当する。

なお、ダイナミック・パネル推定をGMMで行うにあたり、誤差項に2階以上の系列相関がある場合には、(7)からも分かるように操作変数にふさわしくないラグ付被説明変数が出てくる可能性があることに留意しなければならない。そのため Arellano and Bond (1991)では、彼らのGMMを使用する際には系列相関についての検定を行なうことと、その方法も併せて提案している。無論この検定は、Arellano and Bond (1991)の方法を内包するシステムGMMにおいても、行われるべきものである。

3.3 推定結果とファインディングス

¹⁴ むしろGMMも操作変数法も、共にモーメント法の一簇に属する兄弟分であると言える。北村(2005)によれば、操作変数法のみならず OLS、GLS、MDEなどは GMM の特徴形として分類できる。

¹⁵ 彼らが開発した手法は、汎用統計分析パッケージである Stata の xtabond2 コマンドで利用できる。

3.3.1 全サンプルを使った推定結果

(3)式の推定を、全サンプル（ライフステージ1～3）について行なった結果を以下に示す。被説明変数は消費支出（対数差分）、説明変数は消費支出（対数差分、一期ラグ）、世帯主年齢とその二乗、家族人数（対数差分）、ライフステージ移動ダミー、定数項である。その他、全家計に共通するマクロショックをコントロールするために年ダミーを作成・追加している。

表14 推定結果 ¹⁾		ロバスト標準誤差			t統計量		P値	
システムGMM推定	パラメータ							
消費の対数差分(一期ラグ)	-0.4435	0.0875	-5.07	0.000				
世帯主年齢	-0.0873	0.4008	-0.19	0.850				
世帯主年齢(二乗)	0.0008	0.0061	0.14	0.890				
家族人数の対数差分	0.1096	1.5578	0.07	0.844				
ステージ移動ダミー	-1.2773	0.6295	-2.03	0.043				
サンプル数	432							
グループ数	264							
F検定	4.70 (0.000)							
Hansen 検定	1.88 (0.984)	カッコ内はP値						
Arellano-Bond 検定(AR2)	-1.48 (0.139)							
習慣形成パラメータの95%信頼区間	(-0.6157, -0.2712)							

¹⁾表示されていない説明変数: 定数項、年ダミー(1996, 97, 98, 99年)

*: 小標本バイアス調整済み

推定結果IはGMMによる推定結果である。推定にあたり、追加的な操作変数として世帯主就業ダミー（一期ラグ）、家族内就業人数（一期ラグ）、可処分所得（対数差分、二期ラグ）を加えている。これらの操作変数の有効性に関するHansenの過剰識別検定の結果は、有意水準10%でも帰無仮説は棄却されず、本節の選択を支持するものとなっている。また、誤差項の系列相関に関するArellano-Bondテストの結果は、系列相関なしという帰無仮説を二階の自己回帰過程について有意水準10%でも棄却しない。操作変数の選択と誤差項の系列相関という、GMM推定にあたって重要な二点については、おおむね問題ないものと判断できる。

ただ、モデルの設定には問題なくとも、サンプル数がかなり少なくなってしまっている。これは、推定に必要な変数について対数差分を作っていること（よって、データは1993年から始まっているものの、推定を開始できるのはレベル推定部分でも1995年からになる）、操作変数として既述のように元々、データ数が少ない可処分所得の対数差分に二期ラグをとって採用していることなど、複数の状況が重なったためで、推定に使用したサンプル数は432と全サンプル数(2,980)の1/7程度になっている。このように、分析対象データセットのサンプル数がかなり少くなり、また既述のように非バランス・パネルであることから、表14の各パラメータの標準誤差には小標本バイアス調整とロバスト修正を施している。

さて、GMM推定によって得られたパラメータを見ると、一期ラグをとった消費の対数差分のパラメータ、つまり(3)式では α_1 である習慣形成パラメータとライフステージ移動ダミーが有意水準5%で有意になっている。ここから分かることは、

- 1) ライフステージを移動すると、消費支出の成長率が変わる。
- 2) 消費支出には時間的な継続性というか、粘着性のようなものがある。

ということである。1)は、つまりライフステージ間で消費行動が異なるということであり、クロスセクション分析である岩本(2002a)に統いて、動学的な分析でも所属ライフステージの差異が、家族の消費行動に有意な影響を与えていていることが確認できる。

また本稿では、家族の消費行動にライフステージが影響を与える経路として、習慣形成という概念に着目し、これをモデルに組み込んでいる。そして2)がいう消費支出の粘着性は、習慣形成と整合的である。しかし、表14を見ると符号が負になっている。習慣形成パラメータの95%信頼区间を見ても、±0.17程度であり、完全にマイナスの範囲内に収まっている。習慣形成が成立している場合には、習慣形成パラメータは有意かつ符号が正であることが期待されるが、推定パラメータが有意で符号が負の場合は、習慣形成ではなく、既述のように消費の耐久性と整合的である。この結果を見る限り、核家族の消費行動が、習慣形成と整合的であるというevidenceは本節の推定からは得られなかったと言える。なおこれは、ほぼ同じモデルを擬似パネルデータで推定した岩本(2002b)と同様の結果である。

3.3.2 ステージごとの推定結果

全サンプルを使った推定結果I(表14)からは、ライフステージ間で消費行動が異なるということ、消費に粘着性があること、ただしその粘着性は本稿が想定していた習慣形成ではなく、消費の耐久性と整合的な性質を持つことが確認できた。次に、ステージ間で消費行動の違いが有意であることを踏まえて、サンプルをステージごとに分割した上で推定してみることで、各ステージの差異、特に消費の粘着性の違いを明らかにしたい。

下の表15は、ステージ1～3に属する全サンプルを使った推定の結果である表14に対して、ステージ1、2、3の各々にサンプルを分割した上で、システムGMMおよび最尤法で行なった推定の結果である(ただしステージ1については、サンプル数の不足からシステムGMMによる推定は行えなかった)。なお推定にあたっては、前年までは別のステージにいた268サンプル、すなわちライフステージ移動ダミーが1となっているサンプルは除いている。

¹⁾基本統計量一覧のサンプル数1,289は、単純に可処分所得が得られるサンプル数であり、複数のパネルにまたがって連続して可処分所得がわかるサンプルのみをとり上げると、サンプル数は激減する。

表15 推定結果II

a.システムGMM推定

	ステージ1		ステージ2		ステージ3	
	ロバスト標 パラメータ 標準誤差 P値					
消費の対数差分(一期ラグ)		-0.3687 0.1484 0.015	-0.3463 0.1087 0.002			
世帯主年齢		-0.0520 0.4328 0.905	-0.1835 0.3035 0.584			
世帯主年齢(二乗)	サンプル数	0.0006 0.0061 0.926	0.0022 0.0040 0.593			
家庭人数の対数差分	不足のため 推定できず	-0.0564 0.0867 0.935	-7.1042 11.9302 0.553			
サンプル数		173	182			
グループ数		117	117			
F検定		2.99 (0.004) カッコ	2.02 (0.050) カッコ			
Hansen 検定		6.82 (0.677) 内は	11.15 (0.265) 内は			
Arellano-Bond 検定(AR2)		-0.20 (0.845) P値	-0.44 (0.559) P値			
習慣形成パラメータの95%信頼区間		(-0.8606, -0.0728)	(-0.5818, -0.1310)			

※表示されていない説明変数: 定数項、年ダミー(1996, 97, 98, 99年)

*: 小標本バイアス調整済み

b.最尤法推定

	ステージ1		ステージ2		ステージ3	
	パラメータ 標準誤差 P値	パラメータ 標準誤差 P値	パラメータ 標準誤差 P値	パラメータ 標準誤差 P値	パラメータ 標準誤差 P値	パラメータ 標準誤差 P値
消費の対数差分(一期ラグ)	-0.5552 0.089 0.000	-0.4945 0.037 0.000	-0.4144 0.040 0.000			
世帯主年齢	0.0730 0.098 0.448	0.0339 0.031 0.287	0.0019 0.038 0.881			
世帯主年齢(二乗)	-0.0010 0.001 0.453	-0.0006 0.000 0.197	0.0000 0.000 0.971			
家庭人数の対数差分	1.3115 0.336 0.000	0.2242 0.146 0.124	0.3228 0.345 0.349			
サンプル数	92	441	445			
グループ数	52	210	228			
対数尤度	-24.20 カッコ	-129.66 カッコ	-182.68 カッコ			
LR 検定	48.15 (0.000) 内は	306.33 (0.000) 内は	107.98 (0.000) 内は			
尤度比検定	0.00 (1.000) P値	0.00 (1.000) P値	0.00 (1.000) P値			
習慣形成パラメータの95%信頼区間	(-0.7287, -0.3816)	(-0.5602, -0.4228)	(-0.4922, -0.3365)			

※表示されていない説明変数: 定数項、年ダミー(1996, 97, 98, 99年)

推定結果II-aは、システムGMMによるものである。推定にあたっては表14のモデルからステージ移動ダミーを外している。ただ、追加的操作変数は表14と同じである。また、ステージ2、3とも、Hansen検定、Arellano-Bond検定では、操作変数の選び方と誤差項の系列相関の有無という2つの点で本節のモデル設定を支持する結果を得ている。

GMMで推定されたパラメータを見ると、習慣形成パラメータ(=消費の対数差分ラグのパラメータ)はステージ2、3とも5%で有意であり、両ステージで消費に粘着性があることが確認できる。しかし共に符号は負であり、習慣形成ではなく消費の耐久性と整合的である。習慣形成パラメータの95%信頼区間を見るとステージ2は±0.3、ステージ3は±0.22程度とかなり範囲が広く、安定したパラメータとは言えないかもしれないが、95%信頼区間全体を見ても共にマイナスの範囲内である。つまり、ステージごとに分割した推定でも、観察されるのは消費の耐久性と整合的な結果で、核家族の消費行動が習慣形成と整合的であるというevidenceは得られなかつたと言える。なお、習慣形成パラメータの大きさについては、ステージ2の方がステージ3よりも0.02ほど絶対値が大きいが、95%信頼区間の広さからみても、その数値の精確さには疑問が残ると言わざるを得ない。

ここで推定結果II-bは、GMM推定と同じデータセット・同じモデルによる、最尤法推定の結果であり、GMMによる推定結果と比較・検討するために併記している。北村(2005)によれば最尤法は、ダイナミック・パネル分析においてGMMの有力な対立軸で、言い換えれば、GMMと並ぶダイナミック・パネル推定の主要な手法であると考えられる。GMMと異なり最尤法推定では階差もとらず、操作変数も使わないで、GMMよりは多くのサンプル数を確保できる。実際、本節の最尤

法推定でもGMM推定のおよそ2.5倍のサンプル数を確保でき、ステージ1についての推定も可能である。最尤法推定の結果は、GMMと同じく全ステージ(ステージ1も含む)で習慣形成パラメータが5%で有意であり、同時に符号が負となっており、GMMの推定結果と含意は殆ど変わらないと言える。ただし、全ステージについて、尤度比検定の結果は固定効果の分散=0という帰無仮説を棄却できおらず、残念ながら得られた最尤推定量は端点解である可能性が高い。

なお、習慣形成パラメータの95%信頼区間は、サンプル数が450程度あるステージ2、3では±0.7程度とGMM推定に比べてかなり安定している(ただ、サンプル数が100を切っているステージ1では±1.7程度と大きくなっている)。また、習慣形成パラメータの絶対値はステージ1→ステージ2→ステージ3の順に小さくなってゆき、ステージ間の絶対値の差も0.6~0.8とGMM推定のそれよりかなり大きい。

4. 終わりに: 結論と今後の課題

本稿ではパネルデータを用いて核家族の消費行動についての分析を行い、ライフステージと消費の習慣形成の関係についての考察から、二つの結論を得た²¹⁾。

①所属ライフステージの違いは、核家族の消費行動に有意な違いを生み出す。

②消費には粘着性がある。その性質は、消費の耐久性と整合的である。この結論は、核家族全体をみても、ライフステージごとにみても変わらない。

つまりクロスセクション分析である岩本(2002a)に統いて、本稿の動学的な分析でも、ライフステージ間で消費行動が異なるということは確認されたものの、その違いを生み出す経路が、本稿が当初、想定していた習慣形成であるというevidenceは得られなかった。むしろ逆に、得られたのは習慣形成と逆の効果を持つ消費の耐久性と整合的な結果であった。これは、家計調査の集計データから作成した、擬似パネルデータを使った分析である岩本(2002b)、家計調査の個票データから作成したパネルデータを使った林(1986)、北村(2005)の分析結果と同様の含意であると言える。なお、アメリカの家計パネルデータであるPSIDを使ったDynan(2000)と本稿の結論は、習慣形成のevidenceを得られなかったという点では共通しているが、彼女の分析結果では、日本の家計ほど強い消費の耐久性は検出されていない。

本稿で使用したパネル調査の消費支出(生活費)は、前節で詳述しているように、完全ではないものの耐久財支出が除かれている可能性は低くないはずである。にもかかわらず、消費の耐久性と整合的な分析結果が得られている。日本の家族の非耐久財支出が、耐久財支出と同じ傾向を示すこの現象は、林(1986)、北村(2005)でも観察されており、決して本稿だけの例外的な結果ではない。ここで北村(2005)は、非耐久財支出でも耐久財支出的な性質を持つケースが少なくないことを指摘する。たとえば食費において、支出とその時点の消費が正確に一致するのは外食の場合くらいであり、通常はまとめて購入した食材を冷蔵庫などに保管し、分割して消費することの

²¹⁾ ただしこの結論は、『パネル調査』が調査する比較的、若年層の核家族のみについてのものである。

方が多いであろう。同様に、恒常に使う日用品であれば、まとめ買いによるストックを常備していてもおかしくはない。つまりストックを少しづつ消費していくという、耐久財と同じような消費のあり方を非耐久財が持つことになる。違いは、消費されて減った分、すなわち減耗分が目に見えるかどうかだけである。このとき、非耐久消費財に通常想定される、「消費＝支出」という関係が崩れることになる。

ただし、非耐久財消費にも耐久性があるからといって、直ちに消費の習慣形成が否定されるわけではない。「非耐久財消費＝ストックを少しづつ使い漬す」であっても、そのストックを再構築する際に、過去のストック購入に拘束されるならば、これは習慣形成が想定する支出行動そのものである。つまり、「消費＝支出」となるサイクルに近い期間区分で計測されたデータからは、消費の習慣形成を検出しやすくなるものと考えられる。北村(2005)では、月次データでは非耐久財でも「消費＜支出」な状態を捉えてしまう可能性を指摘しており、データ計測の単位期間が短い場合、分析結果に耐久性が出やすくなると考えられる。実際、上述の林(1986)、北村(2005)は月次データを使用しており、岩本(2002b)も本稿も、年ベースに加工してはいても、元々は月次データである。ただ現実問題として、分析者がデータ計測の期間区分を自ら決められることは稀であろうから、消費の習慣形成の検証が目的であれば、データの単位期間と「消費＝支出」となるサイクルが近い財への支出データ、すなわち費目別の消費支出データを使って分析を行うことが考えられる。また「消費＝支出」サイクルの傾向は、財の種類だけでなく、時代と共に変化することも予想されるので²²、分析を行うにあたっては、事前に考慮しておく必要があるだろう。

最後に、今後に残された課題について言及する。本稿では、動学的な分析でもライフステージ間で家族の消費行動に有意な差異があることは確認できたが、そのメカニズム、なぜ差異があるのか、ということまでは特定できず、有力な候補であった消費の習慣形成については evidenceを得ることができなかった。しかし、各ライフステージの消費に粘着性があることは確認でき、上述のように習慣形成の成立も完全に否定された訳ではない。今後は、「消費＝支出」サイクルを考慮し、データの期間区分との整合性をとるためにも、費目別の分析に発展させた上で再度、ライフステージごとの消費パターンの違いを生むメカニズムとしての、消費の習慣形成の検証を行いたい。また可能ならば、分析で得られた知見を日本の家族全体に適用するために、今回は果たせなかつた若年層以外の家族をサンプルに網羅することも目指したい。

参考文献：

- Arellano, M. and Bond, S. (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data", *Review of Economic Studies*, 58
- Blundell, R.C. and Bond, S. (1998) "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87
- Deaton, A. (1992) *Understanding Consumption*, Oxford University Press.
- Dynan, Karen E. (2000) "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data", *The American Economic Review*, 90(3)
- Hansen, L.P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimation", *Econometrica*, 50
- Hayashi, F. (1985) "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 100(4)
- 岩本光一郎(2002a) 「家族のライフステージと消費の関係についての分析」『生活経済学研究』第17号
- 岩本光一郎(2002b) 「家計消費と習慣形成」『早稲田経済学研究』第56号
- 北村行伸(2005) 『パネルデータ分析』岩波書店
- 家計経済研究所(1995) 『消費生活に関するパネル調査（第1年度）』財団法人家計経済研究所
- 林文夫(1986) 「恒常所得仮説の拡張とその検証」『経済分析』101号
- 森岡清美・望月嵩(1993) 『新しい家族社会学』培風館

²² たとえば食料費について考えてみると、専業主婦がいる家族の場合、毎日、定期的にその日に消費する食料を購入することは珍しくないだろうが、夫婦とも働く共働き家族では、定期的にまとめ買いして、その食料ストックを毎日少しづつ消費することの方が多いであろう。つまりこの場合、食料について、専業主婦家族と共働き家族の比率が、日本の家族全体の「消費＝支出」サイクルの傾向を左右することになる。