

家計所得過程の共分散構造分析*

阿部修人・稲倉典子

日本の家計パネルデータを用い、有配偶者世帯の男性勤労所得および労働時間プロセスの動学的特徴を共分散構造分析を通じて分析した。また、アメリカでの先行研究である Abowd and Card(1989)と比較し、日米家計の比較分析も行った。その結果は、(1)日本の所得変化率の分散はアメリカの1/3程度である、(2)所得変化率の一階のラグとの共分散はマイナスであり、分散の1/2弱である、(3)二期以上はなれると、相関はほぼ消滅する、(4)所得と労働時間の相関は極めて小さく、多くの場合有意に検出されない、の4点である。(2)と(3)はアメリカでの先行研究とほぼ同じであり、(1)と(4)が大きく異なる。これは、日本の家計所得過程の傾向としてはアメリカと似ているが、いくつか重要な相違があることも同時に示している。所得・労働時間を Random Walk と Measurement Error の混合モデルを用いて推計したものは、MA(2)よりも良好な Fit を得ることが出来、所得分散の2/3程度が Measurement Error であるという結果を得た。

1. 導入

日本の家計行動、特に消費・貯蓄を動学モデルでシミュレーションあるいは構造推定を試みようとする研究者は、直ちに大きな問題に直面することになる。誘導形による分析とは異なり、構造方程式を用いる時には、選好や技術、予算制約に関するパラメータを特定する必要がある。一部のパラメータに関してはマクロデータの First Moment から導くことが可能であり、また一部のパラメータはモデルの構造から得られるデータ制約から推計することも可能である。しかしながら、家計の直面する不確実性の確率構造や余暇・消費の代替性パラメータ等、動学モデルにおいて極めて重要な要素に関しては、日本のマイクロデータに基づく先行研究は極めて限られており、欧米のデータに基づくパラメータを採用するか、自分で適当に設定するか、のいずれかの選択を迫られることになるのである。

本稿は、日本家計の消費・貯蓄行動を動学モデルを解く際に必要な、家計所得の動学的な確率構造に関して、限定的ではあるが、分析を試みるものである。その際に、特に二つの目標を設定している。第一は、一般の研究者に利用可能な唯一の長期に渡る日本の家計パネルデータ

である家計経済研究所のデータを用い、所得および労働時間のデータに含まれる真の情報と測定誤差を識別することである。より具体的には、経験年数や年齢などをコントロールした後の所得変動のどの程度が恒常的なものであり、どの程度が Measurement Error によるものかを計算する。第二の目標は、アメリカの PSID 等のデータを用いた先行研究である Abowd and Card(1989)により得られた共分散行列と同様の行列を計算し、日米比較を通じて日本家計の特徴を明らかにすることである。主要結果は下記の通りである。

- (1)日本の所得変化率の分散はアメリカの1/3程度である。
- (2)所得変化率の一階のラグとの共分散はマイナスであり、分散の1/2弱である。
- (3)二期以上はなれると、相関はほぼ消滅する。
- (4)所得と労働時間の相関は極めて小さく、多くの場合有意に検出されない。

(2)と(3)はアメリカでの先行研究とほぼ同じであり、(1)と(4)が大きく異なる。これは、日本の家計所得過程はアメリカと同様の傾向を有

しているが、分散の大きさの点で相違があることを示している。また、所得および労働時間を Random Walk と Measurement Error の混合モデルにより近似し、推計した場合は MA(2) モデルよりも良好な Fit を得ることが出来た。また、同時に観察される所得分散の 2/3 程度が Measurement Error であるという結果を得た。

次節で簡単に先行研究を紹介し、三節で使ったデータセットに関し詳細に説明する。四節で単純な仮定の下での回帰分析の結果、および共分散構造分析に関し議論し、五節でモデル分析の結果を紹介する。なお、データセットおよび推計の技術的側面の説明はすべて Appendix で説明している。

2. 先行研究

家計所得を所得や貯蓄決定の説明変数としてではなく、被説明変数として分析を行うものには長い歴史があり、包括的なサーベイは本論文の範疇をはるかに超える。ここでは、本研究に直接関わる若干の先行研究を紹介するとどめる¹⁾。Lillard and Wills(1977)は PSID を用い所得階層間移動に注目しつつ、家計所得を恒常所得と一時的変動に分割し推計を行っている。MaCurdy(1982)は同様に PSID を用い、誤差項にさらに複雑な構造を許容し、Random Walk と MA(1)要素のコンビネーションにより適切にデータを説明できるとしている。Abowd and Card(1989)は所得のみでなく労働時間の決定も分析対象とし、様々なモデルの検定を行っている。Abowd and Card(1989)は、まず First Stage の回帰により経験年数等、所得成長率に影響を与えられる変数の効果を除去し、その残差の共分散構造を眺めることから分析を開始し、そこでの観察に基づいて様々なモデル推計をおこなっている。この手法はその後の研究の標準となり、多くの研究が踏襲している。Abowd and Card(1989)は所得や労働時間の一階の階差を用いて推計しているが、Baker(1997)はこの手法には十分な power がないと批判し、所得の水準を用いて共分散分析を行い、所得過程を Random Walk で記述する

ことは不適切であると論じている。Baker and Solon(1999)はカナダの税務当局のデータを用い、カナダの所得分配の不平等化は、持続的な所得ショックに起因する割合が多いと議論している。Guvenen(2005)は PSID のアンバランスパネルデータを用い、十分なサンプルサイズを確保した上で、MaCurdy(1982)や Abowd and Card(1989)のような、Random Walk モデルではなく、家計毎に所得プロファイルが異なるモデルの採用を主張している²⁾。

日本における家計所得過程の推計の先行研究は極めて限られている。消費や貯蓄分析における説明変数として恒常所得水準や所得の不安程度を用いる分析は存在するが³⁾、家計所得そのものを動的な過程と捉えて分析したものは少ない。阿部・山田(2005)は、家計調査の個票データを用い、消費変動を恒常的な所得変動と同一視し、同一家計が直面する所得変動の分散を推定している。また Ohtake and Saito(1998)や Abe and Yamada(2006)は 4 回分の全国消費実態調査の個票データを用い、Deaton and Paxson(1994)の手法に従い所得過程の分析を行っている。特に Abe and Yamada(2006)は非線形の所得過程を推計し、日本の所得過程は欧米の先行研究とは極めて異なる性質をもつ可能性があり、特に 50 代で所得の恒常的な変動のリスクが高まることを示している。しかしながら、こうした研究は長期のパネルデータを用いてはいないことから、MaCurdy(1982)や Abowd and Card(1989)の結果と直接比較することは困難であり、かつ一時的ショックや家計固有効果の大きさを測定することが極めて難しいという欠点を有している。また、家計調査や全国消費実態調査のような政府統計の個票データのアクセスは一般に困難であり、含まれるデータに教育歴や労働時間等の推計上必要な情報が含まれていないという欠点もある。日本の女性の就業状況、特に出産行動や夫の所得との関係については多くの研究があるが⁴⁾、我々の問題意識である、「日本の家計が直面する所得リスクを推計すること」、からはかなり距離のある問題に焦点が当てられている。

表 1. サンプル数の推移

調査年度	サンプル数			推定に用いたサンプル数			
	コーホート A	コーホート B	(合計)	バランスパネルデータ		アンバランスパネルデータ	
				勤労所得	労働時間	勤労所得	労働時間
1993	1500	—	1500	262	262	798	
1994	1422	—	1422	262	262	776	750
1995	1342	—	1342	262	262	795	765
1996	1298	—	1298	262	262	803	796
1997	1255	500	1755	262	262	937	931
1998	1196	442	1638	262	262	914	912
1999	1137	412	1549	262	262	899	908
2000	1102	386	1488	262	262	890	866
2001	1059	366	1425	262	262	904	835
2002	1032	344	1376	262	262	879	832
合計	12343	2450	14793	2620	2620	8595	7595

注) 推定に用いたサンプル数とは、勤労所得、労働時間をそれぞれ被説明変数とする際に、これら被説明変数と説明変数に欠損値があるサンプルを除いた数を表す。

3. データ

本稿では、財団法人家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」を用いた。この調査における対象者は若年女性であり、収入・支出・貯蓄、就業行動、家族関係などの諸側面から若年女性の生活実態を明らかにすることが調査目的としてあげられている。調査対象として選ばれた若年女性には、学校卒業後就職し、結婚・出産を迎えるといったように世帯変動が大きく、または、シングルとしての生活を継続するといったように個人のライフスタイルが多様な年齢にあることという点に大きな特徴がある。また、先に挙げた生活実態の把握という点に加え、世代の違い、ライフステージの移行過程での変化、特別な出来事に直面しての変化に着目することによって、国民生活に関わる適切な提言を行うという点も調査の大きな目的である⁵⁾。

次に、調査の具体的内容について以下に述べる。第1回調査が行われたのは1993年で、その時点における満24歳から34歳までの女性が調査対象となっている⁶⁾。第1回調査の完了数は1500票(コーホートA)で、1997年調査(第5回調査)で満24歳から27歳までのサンプル500票(コーホートB)が追加されている。我々が使用したデータは、1993年(第1回調査)から2002年調査(第10回調査)までの計10回分である。10年間のサンプル数の推移については表1に示した。ここで、パネルデータを利用す

る際には、脱落データの問題について留意する必要がある。「消費生活に関するパネル調査」を用いて脱落サンプルの研究を行った坂本(2003)は、脱落サンプルには以下のような特徴があると報告している。それは、結婚予定者や新婚者といった、大きなイベント前後における脱落傾向が強く見られるという点であり、また、有配偶者については、本人、夫の収入変化額が正に大きいほど脱落する傾向があるという点である。さらに坂本(2003)は、脱落サンプルによる推計バイアスの影響について、世帯消費の推計を例に考察しており、脱落サンプルによる影響は観察されないと報告している。

調査の全体像は上に述べたとおりであるが、これ以降、本稿の分析で対象とする世帯、諸変数について説明を行う。はじめに勤労所得⁷⁾、年間労働時間⁸⁾の共分散構造を求める際に対象とした世帯の選択方法について述べ、次にAbowd and Card(1989)に即して分散共分散行列を推計する前段階での推定(First Stageの推定)について説明を行う。

対象とした世帯は、夫に関してプラスの勤労所得、プラスの労働時間⁹⁾が確認される世帯である。これにより、配偶者のいないサンプルや、夫が勤労所得以外の所得を得ているサンプルなどが除かれる¹⁰⁾。これらの選択によって、サンプル数は以下になる。初年度における有配偶者率は66.8%(1002/1500世帯)である¹¹⁾。さらに、有配偶者のうち、初年度で夫が就業している世帯は99.2%(994/1002世帯)で、このう

表 2. 基本統計量

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
年間勤労所得(万円)	530.58	498.01	215.85	18.13	4055.78
年間労働時間(時間)	2326.25	2262.73	612.89	142.10	5763.33
世帯主年齢(歳)	36.04	36	5.68	22	63
世帯主の就業年数(年)	15.55	15	6.11	0	48
家族構成ダミー					
夫婦のみの世帯	0.10	0	0.31	0	1
夫婦と子のみの世帯	0.55	1	0.50	0	1
親と同居している世帯	0.35	0	0.48	0	1
その他	0.00	0	0.00	0	0
同居の親が働いているダミー	0.11	0	0.32	0	1
サンプル世帯数合計=7595					

注) 1. 年間労働時間を被説明変数とする推定で用いた変数についての基本統計量。

2. 年間勤労所得のサンプル数のみ 7204。

表 3. 基本統計量(バランス)

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
年間勤労所得(万円)	578.55	556.56	198.42	103.41	2517.62
年間労働時間(時間)	2300.39	2236.82	535.99	273.95	4987.50
世帯主年齢(歳)	37.51	37	5.12	24	55
世帯主の就業年数(年)	16.77	16	5.76	1	37
家族構成ダミー					
夫婦のみの世帯	0.05	0	0.21	0	1
夫婦と子のみの世帯	0.58	1	0.49	0	1
親と同居している世帯	0.37	0	0.48	0	1
その他	0.01	0	0.10	0	1
同居の親が働いているダミー	0.12	0	0.32	0	1
サンプル世帯数=262					

ちの 84.6%(841/994 世帯)について夫が勤労者である。

次に、First Stage の推定について以下に説明する。Abowd and Card(1989)では、世帯間、世帯内での就業経験の相違をコントロールするために、勤労所得 (Y_{it}) と労働時間 (L_{it}) の対数差分を被説明変数とする以下の推定を第一段階で行なっている。

$$\Delta \ln Y_{it} = X_{it}\beta' + v_{it} \quad (1)$$

$$\Delta \ln L_{it} = X_{it}\beta' + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\Delta g_{it} = \hat{v}_{it}, \Delta h_{it} = \hat{\mu}_{it} \quad (3)$$

ここで得られた残差 Δg_{it} , Δh_{it} が経験、年齢などでコントロールされた勤労所得、労働時間の変動分(Experience Adjusted Changes)であり、本稿における分散共分散行列の推定もこれらを用いて行なわれる。

説明変数 X_{it} として Abowd and Card(1989)は、年次ダミー、年齢と就学年数から求めた就業年数¹²⁾を用いているが、本稿ではこれに加え家族構成、同居の親に所得がある世帯を識別するダミー変数を用いた。

これまでに挙げた変数について、各年におい

て欠損値がある世帯を取り除いた結果、推定に用いたサンプル数は表 1 のようになる。ちなみに、サンプル期間すべてを通じて当該変数に欠損値のない世帯を対象とした場合は、サンプル世帯数 262 のバランスパネルデータになる。First Stage の推定に用いた変数について基本統計量を表 2 に示した。年間勤労所得の平均値は 530 万円である。年間労働時間の平均値は 2326 時間で、例えば、1 年間に 52 週、週休 2 日で働いたとすると、1 日あたり 8.9 時間労働したことになる。世帯主年齢の平均値は 36 歳で、就業年数の平均値は約 15 年となっている。家族構成については、

夫婦と子のみという世帯が最も多く(55%)、次いで親と同居している世帯が多い(35%)。また、同居している親が働いている世帯の割合は 11% で、親と同居している世帯のうち、約 3 分の 1 の世帯について親に所得があることがわかる。また、バランスパネルデータについての基本統計量を表 3 に示した。アンバランスパネルデータと比較した場合、年間勤労所得は 578 万円でアンバランスパネルデータよりも高く、年間労働時間は 2300 時間と若干短い。また、家族構成について、バランスパネルデータに該当する世帯では、夫婦のみの世帯の割合が 5% と低くなっている。

次に、勤労所得と年間労働時間の推移について表 4 に示した¹³⁾。上段がレベルの推移で、下段は対数差分の推移を表している。年間勤労所得平均値は 1998 年、1999 年で若干減少するものの、サンプル期間を通じてゆるやかに増加していることがわかる。一方、年間労働時間は年によって減少もしくは増加しており、一貫した傾向はみられない。バランスパネルデータについての勤労所得と年間労働時間の推移は表 5 に

表 4. 勤労所得と年間労働時間の推移

レベル	調査年度	年間勤労所得	年間労働時間
	1993	482.62	—
	1994	494.98	2319.70
	1995	517.76	2351.98
	1996	524.82	2336.16
	1997	525.13	2319.34
	1998	523.95	2326.98
	1999	523.55	2307.95
	2000	534.89	2320.12
	2001	541.49	2321.82
	2002	553.28	2336.76
サンプル世帯数合計		8595	7595
対数差分			
	1993-1994	0.039	—
	1994-1995	0.027	0.011
	1995-1996	0.058	0.007
	1996-1997	0.035	-0.001
	1997-1998	0.005	0.006
	1998-1999	0.014	0.006
	1999-2000	0.026	0.014
	2000-2001	0.013	0.002
	2001-2002	0.011	0.004
サンプル世帯数合計		6879	6018

表 5. 勤労所得と年間労働時間の推移(バランス)

レベル	調査年度	年間勤労所得	年間労働時間
	1993	500.81	—
	1994	522.50	2272.52
	1995	535.08	2325.83
	1996	562.75	2329.44
	1997	586.09	2236.59
	1998	593.16	2301.09
	1999	603.33	2310.41
	2000	615.38	2315.15
	2001	623.37	2305.43
	2002	642.98	2307.02
対数差分			
	1993-1994	0.049	—
	1994-1995	0.022	0.019
	1995-1996	0.048	0.005
	1996-1997	0.040	-0.039
	1997-1998	0.012	0.029
	1998-1999	0.014	0.003
	1999-2000	0.018	-0.009
	2000-2001	0.007	0.004
	2001-2002	0.021	-0.011
サンプル世帯数=262			

示した。勤労所得はサンプル期間を通じて一貫して上昇しているが、労働時間については、アンバランスパネルデータ同様、一貫した上昇あるいは減少傾向はみられない。これら二つの表から、バランスパネルデータとアンバランスパネルデータでは、年間勤労所得の平均値を比べた場合、前者の方が常に上回っていることがわかる。この背後には、脱落せずに全サンプル期間中観察される世帯を用いたサンプルセットと、そうでない世帯のサンプルセットに何らかの違いが存在する可能性は否めない。ただし、対数

差分に目を移した場合、これらのデータセット間で系統だった違いは観察されない。

4. 予備的分析

共分散構造を用いた詳細なモデル分析の前に、本節では前節で説明したデータを用い(1)様々な回帰分析、および(2)共分散行列の観察を通じて、日本家計の所得・労働時間の特徴に関して考察する。

4.1 回帰分析

表 6 および表 7 は対数家計所得および対数労働時間を自己ラグ等に回帰した結果である。残念ながら、回帰分析の結果はあまり好ましいものとは言えない。被説明変数のラグを含む固定効果推定は、ラグ項に関しては負のバイアスが、通常の OLS に関しては正のバイアスが発生することが知られている。事実、表 6 における固定効果モデルの所得ラグ項の係数は 0.131 であり、OLS 推定量に比べてはるかに低い。また、変量効果モデルの決定係数の分解から、家計所得分散の大部分が家計間格差であることがわかる¹⁴⁾。

表 7 の Arellano and Bond による推定量では、一階のラグ項は有意であるか、有意であっても極めて小さい値となっている。ラグ項の推定値が極めて小さいことは、このデータに含まれる Measurement Error が大きいことを強く示唆している。測定誤差が深刻な問題である場合、回帰分析の推定量は下方バイアスをもち、この影響を是正するには操作変数が必要であるが、適切な操作変数を見つけるのは極めて困難である。

単純なモデルの推計結果が思わしくない場合、とるべき道の一つは、より複雑なモデルの推計を試みることであろう。Meghir and Pistaferri(2004)のようにパネル GARCH を行う試み、あるいは Alvarez, Browning, and Ejrnae(2001)のように、非常に多くのモデルを SMD で推計し比較していくアプローチも考えられる。本稿では、このようなアプローチをとらず、データの共分散構造をまず眺め、その共分散行列

表 6. 所得・労働時間回帰分析

	所得			労働時間		
	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect
log(世帯主年間勤労所得) $t-1$	0.819 ** (0.009)	0.680 ** (0.011)	0.131 ** (0.015)	0.364 ** (0.012)	0.188 ** (0.013)	-0.072 ** (0.014)
世帯主年齢	0.011 (0.009)	0.010 (0.011)	-0.003 (0.017)	0.003 (0.01)	0.004 (0.013)	0.014 (0.022)
世帯主年齢 ²	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
世帯主の就業年数(年)	-0.002 (0.003)	0.000 (0.004)	0.418 ** (0.02)	0.002 (0.004)	0.003 (0.005)	0.126 ** (0.039)
世帯主の就業年数(年) ²	0.000 (0.001)	0.000 * (0.001)	-0.001 ** (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
夫婦と子のみの世帯	-0.017 (0.012)	-0.012 (0.014)	0.020 (0.02)	0.038 ** (0.013)	0.038 * (0.016)	0.008 (0.025)
親と同居している世帯	-0.034 ** (0.013)	-0.039 ** (0.016)	0.032 (0.024)	0.024 (0.015)	0.023 (0.018)	-0.004 (0.03)
同居の親が働いているダミー	-0.005 (0.012)	-0.002 (0.013)	0.005 (0.015)	-0.003 (0.011)	0.000 (0.012)	0.005 (0.012)
切片	0.884 ** (0.14)	(dropped)	-2.735 ** (0.565)	4.859 ** (0.187)	(dropped)	5.220 ** (0.911)
R^2	0.654	0.651	0.020	0.143	0.141	0.001
(within)		0.054	0.145		0.004	0.009
(between)		0.839	0.025		0.464	0.001
サンプル数	6875	6875	6875	6012	6012	6012

表 7. 所得・労働時間 GMM 分析

所得	所得			労働時間		
	GMM-one-step			GMM-one-step		
log(世帯主年間勤労所得) $t-1$	0.029 (0.03)	0.130 * (0.056)	-0.124 (0.07)	0.041 (0.022)	0.108 ** (0.032)	0.033 (0.042)
log(世帯主年間勤労所得) $t-2$		0.062 * (0.031)	-0.057 (0.039)		0.074 ** (0.024)	0.014 (0.032)
log(世帯主年間勤労所得) $t-3$			-0.057 * (0.024)			-0.028 (0.026)
世帯主年齢	-0.019 (0.026)	0.011 (0.029)	(dropped)	-0.006 (0.036)	-0.035 (0.043)	-0.260 * (0.116)
世帯主年齢 ²	0.001 ** (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
世帯主の就業年数(年)	0.388 ** (0.032)	0.321 ** (0.035)	0.311 ** (0.037)	0.220 * (0.1)	0.205 (0.107)	0.257 * (0.11)
世帯主の就業年数(年) ²	-0.002 ** (0.001)	-0.001 ** (0.001)	-0.001 ** (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
夫婦と子のみの世帯	0.003 (0.026)	0.043 (0.037)	0.045 (0.045)	-0.037 (0.034)	-0.122 * (0.049)	-0.102 (0.071)
親と同居している世帯	-0.011 (0.032)	0.031 (0.042)	0.049 (0.048)	-0.096 * (0.042)	-0.166 ** (0.057)	-0.146 (0.077)
同居の親が働いているダミー	0.002 (0.013)	-0.005 (0.015)	-0.008 (0.015)	0.017 (0.018)	0.016 (0.02)	0.004 (0.023)
切片	-0.356 ** (0.038)	-0.276 ** (0.04)	-0.234 ** (0.045)	-0.218 * (0.101)	-0.193 (0.109)	(dropped)
The Sargan Test	$\chi^2(35) = 41.36$ [0.21]	$\chi^2(33) = 42.52$ [0.12]	$\chi^2(30) = 40.58$ [0.09]	$\chi^2(27) = 38.90$ [0.06]	$\chi^2(25) = 35.95$ [0.07]	$\chi^2(22) = 26.69$ [0.22]
Arellano-Bond test that Average autocovariance in residuals						
of order 1 is 0	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
of order 2 is 0	[0.13]	[0.89]	[0.53]	[0.10]	[0.88]	[0.76]
サンプル数	5483	4344	3366	4704	3619	2705

が示唆する若干のモデルについて推定を行うことにする。このアプローチを採用する理由の一つは、共分散構造そのものは、特定のモデルに依存せず推定することが可能であることである¹⁵⁾。どのようなモデルを仮定するにせよ、所得・労働時間の共分散構造は極めて重要な情報であるし、まずそのパターンを眺めることは重要なステップであると考えられる。第二の理由は、所得・労働時間の共分散構造分析は、欧米において膨大な先行研究がある一方、日本において、筆者の知る限り存在しないことである。我々の用いるデータが果たして欧米のデータと比較可能であるか否かという問題は残るが、データの加工および統計手法に関しては他の先行研究とそろえることが可能であり、日本のデータの特徴を掴むことが可能となる。第三の理由は、データに含まれる Measurement Error の大きさある程度推計することが可能であることをあげることができる。モデルとデータを fit する際、データに潜む誤差をあらかじめ知っておくことは、モデルの評価の際に絶対に必要であるためである。

4.2 共分散構造

表8は日本の勤労所得変化率および労働時間変化率の共分散行列である。先行研究に従い、上三角部分は相関係数を、下三角部分は共分散成分を示し、括弧内の数値は共分散成分の標準誤差を示している¹⁶⁾。まず目につくのは、所得成長率の分散が年により一定ではなく、1996-97年の0.0388と2001-02年の0.1053まで大きな変化が生じていることがあげられる。標準誤差が小さいことから、検定するまでもなく、所得過程が定常ではないことがわかる¹⁷⁾。それに比べると総労働時間変化率の分散は安定しており、0.09から0.1程度である。次に、所得変化率、労働時間変化率共に、一期先との相関は負であり、共分散の絶対値は分散の半分程度となっていることがわかる。しかしながら二年以上経つと相関は急速に低下し、ときおり標準誤差が小さくなるときはあっても、二年以上離れた所得変化率、および労働時間いずれも無相関に

近い。これは、所得・労働時間の変化率に関しては、家計固有効果が無視できるほど小さいことを示している。すなわち、家計間で、所得・労働時間のトレンドに関しては、Heterogeneityは小さい、ということである。また、所得と労働時間の相関をみると、1998-99年を除くと正であるが、その共分散は極めて小さいことがわかる。

表9はアメリカ合衆国のPSIDを用いたAbowd and Card(1989)のTable IVである。日本の共分散行列と比較して直ちにわかることは、分散、共分散のいずれも日本の所得変化率はPSIDの半分から1/3程度しかない、すなわち日本の所得変化率の家計間格差はアメリカ合衆国に比べて著しく小さいことがわかる¹⁸⁾。一方、労働時間に関しては、日本のほうが分散は小さいが、所得ほど顕著な差は見られない。一期先の変化率との相関が負であり、共分散の絶対値が分散の半分弱である点は、アメリカと日本は同じである。PSIDでは、二期先の変化率とも弱いながらも有意な負の相関がみられるが、これは日本では明確には出てこない。すなわち、アメリカの所得・労働変化率は、日本よりも長い系列相関を持つ。三期以上先との相関はほぼゼロなので、変化率のトレンドに家計間の差はほとんどみられない、という点は日米で共通である。所得と労働時間の相関は、同一時点では有意であり、0.5程度と極めて大きな相関が観察されている。所得・労働時間いずれも分散は一定ではない点も日米共通である。

以上、まとめると、アメリカ家計データと日本家計データの共通点は(1)所得・労働時間いずれも一期先と負の相関があり、その共分散の絶対値は分散の半分弱である、(2)労働時間の分散は0.1程度、(3)三期以上先のデータとは相関はなく、変化率のトレンドに関しては家計間格差は無視できるものである、(4)所得・労働時間の分散は一定ではない。一方、相違点は(1)所得の分散・共分散いずれも日本の値はアメリカの半分以下である、(2)二期先の負の相関は日本では観察されない、(3)所得と労働時間の相関はアメリカでは高いが、日本では極め

表 8. Covariance of log Income and Hours Growth

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
with:	$\Delta \log g \Delta$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$
1. $\Delta \log g$	93-94	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02
1. $\Delta \log g$	0.0523 (0.0065)	-0.3339 (0.0709)	0.0070 (-0.3208)	-0.0111 (0.0025)	-0.0060 (0.0110)	0.0545 (0.0210)	-0.1023 (-0.0409)	-0.0322 (0.0305)	-0.0558 (0.1019)	-0.0661 (0.0242)	-0.0790 (-0.0230)	0.0945 (0.0173)	-0.0282 (0.0165)	-0.0201 (-0.0222)	0.0066 (-0.0010)	0.0715 (0.0372)	-0.0275 (-0.0770)
2. $\Delta \log g$	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	
2. $\Delta \log g$	0.0709 (0.0174)	-0.3208 (0.0653)	-0.2730 (0.0154)	0.0025 (0.0137)	0.0110 (0.0126)	0.0210 (0.0001)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	0.0372 (0.0001)	
3. $\Delta \log g$	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02		
3. $\Delta \log g$	-0.0262 (0.0137)	-0.0126 (0.0001)	0.0388 (0.0023)	-0.2730 (0.0154)	0.0025 (0.0137)	0.0110 (0.0126)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	0.0372 (0.0001)	
4. $\Delta \log g$	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02			
4. $\Delta \log g$	-0.0005 (0.0025)	0.0001 (0.0015)	-0.0126 (0.0023)	-0.2730 (0.0154)	0.0025 (0.0137)	0.0110 (0.0126)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	0.0372 (0.0001)	
5. $\Delta \log g$	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02				
5. $\Delta \log g$	-0.0002 (0.0018)	0.0001 (0.0015)	-0.0126 (0.0023)	-0.2730 (0.0154)	0.0025 (0.0137)	0.0110 (0.0126)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	0.0372 (0.0001)	
6. $\Delta \log g$	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02					
6. $\Delta \log g$	0.0023 (0.0033)	0.0001 (0.0015)	-0.0126 (0.0023)	-0.2730 (0.0154)	0.0025 (0.0137)	0.0110 (0.0126)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	0.0372 (0.0001)	
7. $\Delta \log g$	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02						
7. $\Delta \log g$	-0.0044 (0.0043)	-0.0020 (0.0018)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	0.0372 (0.0001)	
8. $\Delta \log g$	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02							
8. $\Delta \log g$	-0.0017 (0.0036)	0.0018 (0.0034)	-0.0021 (0.0021)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	
9. $\Delta \log g$	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02								
9. $\Delta \log g$	-0.0044 (0.0027)	0.0015 (0.0028)	-0.0021 (0.0021)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	
10. $\Delta \log h$	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	
10. $\Delta \log h$	-0.0046 (0.0043)	0.0015 (0.0028)	-0.0021 (0.0021)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	
11. $\Delta \log h$	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02		
11. $\Delta \log h$	-0.0027 (0.0036)	0.0013 (0.0033)	-0.0021 (0.0021)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	
12. $\Delta \log h$	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02			
12. $\Delta \log h$	-0.0057 (0.0036)	0.0013 (0.0033)	-0.0021 (0.0021)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	
13. $\Delta \log h$	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02				
13. $\Delta \log h$	-0.0012 (0.0031)	0.0010 (0.0027)	-0.0021 (0.0021)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	
14. $\Delta \log h$	98-99	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02					
14. $\Delta \log h$	-0.0012 (0.0031)	0.0010 (0.0027)	-0.0021 (0.0021)	-0.0026 (0.0021)	-0.0044 (0.0015)	0.0025 (0.0022)	0.0110 (0.0022)	-0.0409 (0.0001)	0.0305 (0.0001)	0.1019 (0.0001)	0.0242 (0.0001)	-0.0230 (0.0001)	0.0173 (0.0001)	0.0165 (0.0001)	-0.0222 (0.0001)	-0.0010 (0.0001)	
15. $\Delta \log h$	99-00	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02						
15. $\Delta \log h$	0.0004 (0.0029)	0.0000 (0.0028)	0.0002 (0.0026)	0.0001 (0.0024)	0.0018 (0.0062)	0.0033 (0.0046)	0.0013 (0.0031)	-0.0024 (0.0043)	0.0010 (0.0035)	0.0005 (0.0033)	0.0037 (0.0031)	-0.0065 (0.0035)	-0.0025 (0.0035)	-0.0359 (0.0071)	0.1058 (0.0151)	-0.5042 (0.0151)	0.0776 (0.0151)
16. $\Delta \log h$	00-01	01-02	94-95	95-96	96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02							
16. $\Delta \log h$	0.0028 (0.0052)	-0.0019 (0.0054)	0.0000 (0.0035)	-0.0004 (0.0024)	0.0040 (0.0031)	-0.0016 (0.0035)	-0.0024 (0.0033)	-0.0007 (0.0076)	0.0112 (0.0054)	-0.0054 (0.0033)	0.0057 (0.0034)	-0.0063 (0.0041)	-0.0015 (0.0041)	-0.0031 (0.0036)	0.0075 (0.0051)	-0.0507 (0.0118)	0.1132 (0.0185)
17. $\Delta \log h$	01-02																
17. $\Delta \log h$	-0.0019 (0.0028)	-0.0054 (0.0048)	0.0000 (0.0035)	-0.0004 (0.0024)	0.0040 (0.0031)	-0.0016 (0.0035)	-0.0024 (0.0033)	-0.0007 (0.0076)	0.0112 (0.0054)	-0.0054 (0.0033)	0.0057 (0.0034)	-0.0063 (0.0041)	-0.0015 (0.0041)	-0.0031 (0.0036)	0.0075 (0.0051)	-0.0507 (0.0118)	0.1132 (0.0185)

て小さい。

表 10 は日本の家計データをバランズデータとした所得・労働時間の变化率の共分散を計算したものである。アンバランスデータを用いた表 8 と比較すると、分散水準そのものが小さくなっていることがわかるが、その他の傾向はアンバランスデータとそれほど変わらない。

5. モデル分析

本節では、前節で計算した共分散行列を用い、極めて単純な Data Generating Process を仮定した上で、そのモデルの説明力を検証する。特に重視するのは、家計モデルで重要な役割をはたす所得の恒常的変動要因とデータに含まれる Measurement Error の測定である。

家計所得(経験年数や年齢をコントロールした後)が Random Walk で記述できる場合、所得変動は恒常的なものであること

表 9. Covariance of log Income and Hours Growth (US)

with:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log g$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$	$\Delta \log h$
1. $\Delta \log g$	0.161 (0.018)	-0.23 (0.019)	-0.04 (0.019)	0.00 (0.014)	0.02 (0.014)	0.03 (0.014)	-0.04 (0.014)	-0.01 (0.014)	-0.01 (0.014)	0.00 (0.014)	0.48 (0.014)	-0.17 (0.014)	-0.01 (0.014)	0.07 (0.014)	-0.01 (0.014)	0.05 (0.014)	-0.06 (0.014)	0.02 (0.014)	-0.01 (0.014)	0.01 (0.014)
2. $\Delta \log g$	-0.036 (0.013)	0.158 (0.019)	-0.39 (0.019)	-0.02 (0.014)	0.00 (0.014)	0.03 (0.014)	-0.04 (0.014)	0.00 (0.014)	0.04 (0.014)	-0.02 (0.014)	-0.09 (0.014)	0.53 (0.014)	-0.23 (0.014)	0.01 (0.014)	-0.03 (0.014)	0.02 (0.014)	-0.04 (0.014)	0.03 (0.014)	0.00 (0.014)	-0.00 (0.014)
3. $\Delta \log g$	-0.007 (0.007)	-0.064 (0.013)	0.170 (0.019)	-0.41 (0.014)	-0.05 (0.014)	-0.06 (0.014)	0.05 (0.014)	0.05 (0.014)	-0.03 (0.014)	0.01 (0.014)	-0.01 (0.014)	-0.19 (0.014)	0.56 (0.014)	-0.20 (0.014)	-0.10 (0.014)	0.00 (0.014)	0.02 (0.014)	-0.01 (0.014)	0.03 (0.014)	-0.02 (0.014)
4. $\Delta \log g$	0.000 (0.006)	-0.002 (0.008)	-0.062 (0.013)	0.134 (0.014)	-0.28 (0.014)	-0.07 (0.014)	0.00 (0.014)	0.07 (0.014)	0.04 (0.014)	0.00 (0.014)	0.02 (0.014)	-0.04 (0.014)	-0.17 (0.014)	0.38 (0.014)	0.04 (0.014)	-0.07 (0.014)	-0.02 (0.014)	-0.02 (0.014)	0.03 (0.014)	0.02 (0.014)
5. $\Delta \log g$	0.003 (0.005)	0.000 (0.005)	-0.007 (0.007)	-0.036 (0.006)	0.129 (0.015)	-0.35 (0.021)	-0.01 (0.015)	-0.06 (0.015)	-0.01 (0.015)	0.00 (0.015)	-0.01 (0.015)	0.02 (0.015)	-0.06 (0.015)	0.05 (0.015)	0.37 (0.015)	-0.15 (0.015)	-0.02 (0.015)	0.00 (0.015)	-0.05 (0.015)	-0.01 (0.015)
6. $\Delta \log g$	0.004 (0.005)	0.005 (0.005)	-0.010 (0.007)	-0.011 (0.006)	-0.054 (0.015)	0.181 (0.021)	-0.44 (0.015)	-0.06 (0.015)	-0.03 (0.015)	0.00 (0.015)	-0.02 (0.015)	0.02 (0.015)	-0.06 (0.015)	-0.03 (0.015)	-0.07 (0.015)	0.51 (0.015)	-0.30 (0.015)	-0.04 (0.015)	0.02 (0.015)	-0.01 (0.015)
7. $\Delta \log g$	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.005)	0.010 (0.008)	0.000 (0.008)	-0.001 (0.006)	-0.088 (0.007)	0.224 (0.028)	-0.42 (0.010)	-0.07 (0.010)	0.00 (0.010)	0.03 (0.010)	-0.05 (0.010)	0.06 (0.010)	-0.02 (0.010)	-0.06 (0.010)	-0.20 (0.010)	0.59 (0.010)	-0.25 (0.010)	-0.08 (0.010)	-0.03 (0.010)
8. $\Delta \log g$	-0.002 (0.005)	0.000 (0.005)	0.009 (0.008)	0.011 (0.008)	-0.010 (0.006)	-0.011 (0.007)	-0.087 (0.008)	0.194 (0.018)	-0.34 (0.018)	0.01 (0.018)	-0.02 (0.018)	0.03 (0.018)	-0.02 (0.018)	0.05 (0.018)	-0.09 (0.018)	0.02 (0.018)	-0.28 (0.018)	0.58 (0.018)	-0.20 (0.018)	-0.02 (0.018)
9. $\Delta \log g$	-0.003 (0.007)	0.006 (0.007)	-0.005 (0.008)	0.006 (0.007)	-0.001 (0.006)	-0.006 (0.007)	-0.015 (0.008)	-0.066 (0.018)	0.193 (0.027)	-0.24 (0.027)	-0.01 (0.027)	0.04 (0.027)	-0.01 (0.027)	-0.07 (0.027)	0.02 (0.027)	-0.09 (0.027)	0.02 (0.027)	-0.20 (0.027)	0.55 (0.027)	0.03 (0.027)
10. $\Delta \log g$	0.000 (0.004)	-0.003 (0.005)	0.002 (0.005)	0.000 (0.004)	0.000 (0.003)	0.000 (0.005)	0.001 (0.006)	0.003 (0.006)	-0.044 (0.004)	0.179 (0.004)	-0.05 (0.004)	-0.01 (0.004)	0.02 (0.004)	0.04 (0.004)	0.02 (0.004)	0.03 (0.004)	-0.04 (0.004)	0.05 (0.004)	-0.04 (0.004)	0.48 (0.004)
11. $\Delta \log h$	0.067 (0.014)	-0.012 (0.010)	-0.001 (0.007)	0.002 (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.005)	0.004 (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.007 (0.004)	0.118 (0.015)	-0.34 (0.015)	-0.01 (0.015)	0.00 (0.015)	0.06 (0.015)	-0.05 (0.015)	0.00 (0.015)	-0.02 (0.015)	-0.01 (0.015)	-0.01 (0.015)
12. $\Delta \log h$	-0.022 (0.011)	0.071 (0.015)	-0.026 (0.011)	-0.005 (0.007)	0.002 (0.003)	0.003 (0.005)	-0.009 (0.006)	0.004 (0.005)	0.005 (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.040 (0.007)	0.115 (0.010)	-0.41 (0.015)	-0.05 (0.015)	-0.06 (0.015)	0.05 (0.015)	0.00 (0.015)	-0.02 (0.015)	0.00 (0.015)	0.04 (0.015)
13. $\Delta \log h$	-0.002 (0.007)	-0.031 (0.010)	0.079 (0.015)	-0.022 (0.010)	-0.007 (0.004)	-0.009 (0.004)	0.009 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.048 (0.004)	0.118 (0.015)	-0.37 (0.015)	-0.10 (0.015)	-0.04 (0.015)	0.02 (0.015)	-0.01 (0.015)	0.02 (0.015)	-0.05 (0.015)
14. $\Delta \log h$	0.008 (0.004)	0.001 (0.006)	-0.023 (0.011)	0.039 (0.005)	0.005 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.007 (0.005)	-0.009 (0.005)	0.005 (0.004)	0.000 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.036 (0.003)	0.080 (0.011)	-0.20 (0.011)	-0.01 (0.011)	-0.08 (0.011)	0.07 (0.011)	-0.06 (0.011)	-0.02 (0.011)
15. $\Delta \log h$	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.011 (0.006)	0.004 (0.005)	0.036 (0.007)	-0.008 (0.008)	-0.008 (0.007)	-0.010 (0.005)	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)	0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.010 (0.003)	-0.016 (0.003)	0.073 (0.007)	-0.34 (0.007)	-0.06 (0.007)	-0.03 (0.007)	-0.02 (0.007)	0.01 (0.007)
16. $\Delta \log h$	0.006 (0.004)	0.003 (0.004)	0.000 (0.005)	-0.009 (0.004)	-0.018 (0.007)	0.072 (0.013)	-0.031 (0.012)	0.002 (0.008)	-0.013 (0.009)	0.004 (0.006)	-0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.030 (0.005)	0.110 (0.013)	-0.45 (0.013)	-0.08 (0.013)	-0.02 (0.013)	-0.02 (0.013)
17. $\Delta \log h$	-0.009 (0.004)	-0.006 (0.004)	0.003 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.004)	-0.048 (0.012)	0.106 (0.022)	-0.047 (0.020)	0.003 (0.010)	-0.007 (0.006)	-0.002 (0.005)	0.000 (0.004)	0.003 (0.003)	-0.009 (0.003)	-0.006 (0.004)	-0.058 (0.013)	0.147 (0.021)	-0.44 (0.021)	-0.04 (0.021)	-0.02 (0.021)
18. $\Delta \log h$	0.004 (0.004)	0.004 (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.005)	0.000 (0.005)	-0.006 (0.006)	-0.044 (0.023)	0.097 (0.027)	-0.033 (0.014)	0.008 (0.008)	0.003 (0.005)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.004)	0.008 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.010 (0.006)	-0.064 (0.018)	0.143 (0.024)	-0.38 (0.024)	-0.03 (0.024)
19. $\Delta \log h$	-0.002 (0.004)	0.000 (0.005)	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	-0.007 (0.004)	0.002 (0.005)	-0.013 (0.015)	-0.033 (0.015)	0.088 (0.020)	-0.006 (0.010)	-0.001 (0.005)	0.000 (0.004)	0.002 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.006 (0.006)	0.053 (0.013)	0.134 (0.021)	-0.15 (0.021)
20. $\Delta \log h$	0.001 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.006 (0.006)	-0.004 (0.006)	0.005 (0.008)	-0.001 (0.016)	-0.001 (0.005)	0.005 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.021 (0.008)	0.136 (0.019)
21. Experience	-0.508 (0.139)	-0.150 (0.112)	-0.323 (0.117)	-0.050 (0.099)	0.006 (0.098)	-0.182 (0.118)	-0.118 (0.118)	-0.350 (0.127)	-0.209 (0.144)	-0.217 (0.133)	-0.313 (0.114)	-0.123 (0.096)	-0.153 (0.096)	0.074 (0.081)	-0.052 (0.075)	-0.111 (0.101)	0.070 (0.111)	-0.195 (0.105)	-0.283 (0.122)	-0.181 (0.129)

出所) TABLE IV, COVARIANCES AND CORRELATIONS BETWEEN EXPERIENCE ADJUSTED CHANGES IN EARNINGS AND HOURS: PSID MALES 1969 to 1979), (Standard Errors in Parentheses).

表 10. Covariance of log Income and Hours Growth (Balanced Data)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
with :	$\Delta \log g$ 93-94	$\Delta \log g$ 94-95	$\Delta \log g$ 95-96	$\Delta \log g$ 96-97	$\Delta \log g$ 97-98	$\Delta \log g$ 98-99	$\Delta \log g$ 99-00	$\Delta \log g$ 00-01	$\Delta \log g$ 01-02	$\Delta \log h$ 94-95	$\Delta \log h$ 95-96	$\Delta \log h$ 96-97	$\Delta \log h$ 97-98	$\Delta \log h$ 98-99	$\Delta \log h$ 99-00	$\Delta \log h$ 00-01	$\Delta \log h$ 01-02
1. $\Delta \log g$ 93-94	0.0426 (0.0094)	-0.3987	-0.0668	0.0887	0.0162	0.0109	-0.0352	0.0045	-0.0672	-0.0892	0.0123	0.0522	0.0141	-0.0543	0.0439	0.0702	-0.0259
2. $\Delta \log g$ 94-95	-0.0152 (0.0045)	0.0341 (0.0075)	-0.4533	0.0164	-0.0332	-0.0250	-0.0161	0.0935	0.0769	0.0524	0.0409	0.0045	-0.0369	0.0426	-0.0418	-0.1075	0.1031
3. $\Delta \log g$ 95-96	-0.0025 (0.0023)	-0.0152 (0.0062)	0.0328 (0.0063)	-0.3387	-0.0736	-0.0165	-0.0292	-0.1114	0.0013	0.0926	0.0097	-0.1268	0.0826	-0.0002	-0.0381	0.1045	-0.0580
4. $\Delta \log g$ 96-97	0.0028 (0.0022)	0.0005 (0.0018)	-0.0094 (0.0022)	0.0234 (0.003)	-0.3960	0.0951	-0.0950	0.0999	0.0402	0.0391	0.0064	0.1419	-0.0053	-0.0122	-0.0154	-0.0683	-0.0499
5. $\Delta \log g$ 97-98	0.0006 (0.0022)	-0.0010 (0.0017)	-0.0023 (0.0019)	-0.0103 (0.0025)	0.0290 (0.0056)	-0.4402	0.1028	-0.1641	-0.0800	-0.0623	-0.1003	0.0938	-0.0459	0.0015	0.0213	0.0452	0.0499
6. $\Delta \log g$ 98-99	0.0003 (0.0017)	-0.0006 (0.0011)	-0.0004 (0.0013)	0.0020 (0.0014)	-0.0106 (0.0044)	0.0198 (0.0046)	-0.2346	0.0456	0.0235	0.0690	-0.0334	0.0218	0.0050	-0.0139	-0.0020	0.0073	-0.0339
7. $\Delta \log g$ 99-00	-0.0010 (0.0021)	-0.0004 (0.0017)	-0.0007 (0.0016)	-0.0020 (0.0016)	0.0024 (0.0022)	-0.0045 (0.0019)	0.0186 (0.0023)	-0.2820	-0.0087	-0.0354	-0.0009	-0.0545	0.0941	-0.0371	0.0874	0.0204	-0.1099
8. $\Delta \log g$ 00-01	0.0001 (0.0021)	0.0025 (0.0018)	-0.0029 (0.0019)	0.0022 (0.0012)	-0.0040 (0.0025)	0.0009 (0.0017)	-0.0055 (0.0021)	0.0202 (0.0035)	0.0304 (0.0093)	-0.0143	0.0271	0.1041	-0.0267	-0.0029	-0.0379	-0.0518	0.0994
9. $\Delta \log g$ 01-02	-0.0024 (0.0023)	0.0025 (0.0026)	0.0000 (0.0019)	0.0011 (0.0012)	-0.0024 (0.0026)	0.0006 (0.0013)	-0.0002 (0.0014)	-0.0076 (0.003)	0.0304 (0.0093)	0.0579 (0.0062)	0.0730	0.0076	0.0562	0.0545	-0.0504	0.0091	-0.0627
10. $\Delta \log h$ 94-95	-0.0044 (0.0029)	0.0023 (0.0031)	0.0040 (0.0027)	0.0014 (0.0023)	-0.0026 (0.0025)	0.0023 (0.0021)	-0.0012 (0.002)	-0.0024 (0.0022)	-0.0006 (0.0022)	-0.0143	0.0566	0.0076	-0.0172	0.0545	-0.0504	0.0091	-0.0627
11. $\Delta \log h$ 95-96	0.0006 (0.0026)	0.0018 (0.0027)	0.0004 (0.0023)	0.0002 (0.0023)	-0.0041 (0.0025)	-0.0011 (0.0018)	0.0000 (0.0018)	0.0009 (0.0017)	0.0030 (0.0036)	0.0307 (0.0057)	0.0566	-0.3860	-0.0142	-0.0479	0.0674	-0.0336	0.0633
12. $\Delta \log h$ 96-97	0.0028 (0.003)	0.0002 (0.0025)	-0.0059 (0.0023)	0.0055 (0.0023)	0.0041 (0.0028)	0.0008 (0.0022)	-0.0019 (0.0018)	0.0038 (0.002)	-0.0035 (0.0029)	0.0005 (0.0038)	-0.0235 (0.0036)	0.0652 (0.0131)	0.0348	0.1081	-0.1118	0.0450	-0.0685
13. $\Delta \log h$ 97-98	0.0007 (0.0029)	-0.0018 (0.0025)	0.0038 (0.0026)	-0.0002 (0.0027)	-0.0020 (0.0034)	0.0002 (0.0022)	0.0033 (0.002)	-0.0010 (0.0023)	0.0025 (0.0031)	-0.0011 (0.0036)	-0.0009 (0.0037)	-0.0348	0.0660	-0.5385	0.0772	0.0758	-0.0124
14. $\Delta \log h$ 98-99	-0.0027 (0.0027)	0.0019 (0.0027)	0.0000 (0.0033)	-0.0005 (0.0024)	0.0001 (0.0023)	-0.0005 (0.0018)	-0.0012 (0.0021)	-0.0001 (0.0019)	-0.0028 (0.0028)	0.0032 (0.0036)	-0.0028 (0.0035)	0.0067 (0.0046)	-0.0334	0.0582	-0.3904	-0.1472	-0.0056
15. $\Delta \log h$ 99-00	0.0024 (0.0027)	-0.0020 (0.0035)	-0.0018 (0.0036)	-0.0006 (0.0024)	0.0010 (0.0022)	-0.0001 (0.0021)	0.0031 (0.0023)	-0.0014 (0.0022)	-0.0015 (0.0022)	-0.0032 (0.0034)	0.0042 (0.0035)	-0.0075 (0.0041)	0.0052	-0.0248	0.0691	-0.5651	-0.0485
16. $\Delta \log h$ 00-01	0.0039 (0.0032)	-0.0054 (0.0039)	0.0051 (0.004)	0.0028 (0.0022)	0.0021 (0.002)	0.0008 (0.0019)	0.0008 (0.0022)	-0.0020 (0.0021)	0.0040 (0.002)	0.0006 (0.0035)	-0.0022 (0.0029)	0.0031 (0.0032)	0.0053	-0.0096	-0.0403	0.0735	-0.2308
17. $\Delta \log h$ 01-02	-0.0015 (0.0034)	0.0055 (0.003)	-0.0030 (0.0043)	-0.0022 (0.0022)	0.0025 (0.0031)	-0.0014 (0.0022)	-0.0043 (0.0026)	0.0041 (0.0042)	-0.0034 (0.0033)	-0.0044 (0.0043)	0.0044 (0.0035)	-0.0051 (0.0048)	-0.0009	-0.0004	-0.0037	-0.0181	0.0837
																	(0.0219)

を意味する。恒常所得仮説に従うと、所得変動が恒常的である場合に限り家計は消費水準を変化させる。所得変動が一時的である場合は貯蓄のみが変動し、消費水準は変化しない。

Model 1:

(Pure Random Walk)

$$g_{it} = g_{it-1} + \zeta_{it} \quad (4)$$

$$h_{it} = h_{it-1} + \varphi_{it} \quad (5)$$

$$\zeta_{it} : i. i. d. E(\zeta_{it})$$

$$= 0, Var(\zeta_{it}) = \sigma_{\zeta}^2$$

$$\varphi_{it} : i. i. d. E(\varphi_{it})$$

$$= 0, Var(\varphi_{it}) = \sigma_{\varphi}^2$$

$$Cov(\zeta_{it}, \varphi_{it}) = \sigma_{\zeta\varphi}$$

このモデルに基づき、変化率の分散共分散行列を計算すると、対角成分および労働と所得の同時相関以外の成分は全てゼロとなる¹⁹⁾。推定するパラメーターは分散成分のみで3つである。表8の共分散行列から明らかのように、このモデルの課す制約は厳しく、日本家計データとは合致しないことが予測される。

報告された家計所得が系列相関をもたない測定誤差

(Measurement Error)のみで構成されている場合、データの経済学的な意味は極めて乏しくなる。報告された家計所得の全てが Measurement Error であるという極端な仮定をおくと、下記のようなモデルを考えることができる。

Model 2: (Pure Measurement Error)²⁰⁾

$$g_{it} = \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$h_{it} = \omega_{it} \quad (7)$$

$$\varepsilon_{it} : i.i.d. E(\varepsilon_{it}) = 0, Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\omega_{it} : i.i.d. E(\omega_{it}) = 0, Var(\omega_{it}) = \sigma_\omega^2$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, \omega_{it}) = \sigma_{\varepsilon\omega}$$

このモデルに従い変化率の共分散行列を計算すると、Pure Random Walk モデルと異なり、一次の負の自己相関が発生し、その共分散の大きさは分散の半分となる。すなわち、

$$Var(\Delta g_{it}) = \sigma_{\Delta g}^2 = 2\sigma_\varepsilon^2 \quad (8)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta g_{it-1}) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (9)$$

推定すべきパラメータは Model 1 と同じく 3 つであるが、成長率に関しては(9)からわかるように一次の系列相関の存在を許しているところ、およびその符号が表 8 や表 10 と整合的であることから、Model 1 よりも良好な fit を期待することが出来る。しかしながら、一次の共分散の絶対値は分散の 1/2 よりも小さい傾向があり、このモデルでも十分でない可能性がある。

Model 1 と Model 2 の両者を結合させ、観察される所得データが恒常的要因と Measurement Error の双方から構成されると仮定すると、下記のようなモデルを考えることが出来る。

Model 3: (Mixture of RW and ME)

$$g_{it}^* = g_{it-1}^* + \zeta_{it} \quad (10)$$

$$h_{it}^* = h_{it-1}^* + \varphi_{it} \quad (11)$$

$$g_{it} = g_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$h_{it} = h_{it}^* + \omega_{it} \quad (13)$$

$$\zeta_{it} : i.i.d. E(\zeta_{it}) = 0, Var(\zeta_{it}) = \sigma_\zeta^2$$

$$\varphi_{it} : i.i.d. E(\varphi_{it}) = 0, Var(\varphi_{it}) = \sigma_\varphi^2$$

$$Cov(\zeta_{it}, \varphi_{it}) = \sigma_{\zeta\varphi}$$

$$\varepsilon_{it} : i.i.d. E(\varepsilon_{it}) = 0, Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\omega_{it} : i.i.d. E(\omega_{it}) = 0, Var(\omega_{it}) = \sigma_\omega^2$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, \omega_{it}) = \sigma_{\varepsilon\omega}$$

このモデルの推定すべきパラメータは 6 つであり、今までのモデルよりも自由度が低下する。分散と一次の自己相関との関係は Model 2 と異なり下記のようになる。

$$Var(\Delta g_{it}) = \sigma_{\Delta g}^2 = 2\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\zeta^2 \quad (14)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta g_{it-1}) = -\sigma_\varepsilon^2 \quad (15)$$

なお、恒常ショックと Measurement Error の識別は、一次の系列相関の絶対値の 50% と分散の値の差によりなされることになる。

最後に、Measurement Error の効果にある程度の継続性があると仮定した MA モデルを考える。Abowd and Card(1989)はアメリカの様々なパネルデータを用い、Bivariate の MA (2)により、所得や労働時間のある程度描写できると主張している。

Model 4: (General MA(2))

$$g_{it} = \varepsilon_{it} + \rho_1 \varepsilon_{it-1} + \rho_2 \varepsilon_{it-2} \quad (16)$$

$$h_{it} = \omega_{it} + \gamma_1 \omega_{it-1} + \gamma_2 \omega_{it-2} \quad (17)$$

$$\varepsilon_{it} : i.i.d. E(\varepsilon_{it}) = 0, Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\omega_{it} : i.i.d. E(\omega_{it}) = 0, Var(\omega_{it}) = \sigma_\omega^2$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, \omega_{it}) = \sigma_{\varepsilon\omega}$$

$$\Delta g_{it} = \varepsilon_{it} - (1 - \rho_1) \varepsilon_{it-1} - (\rho_1 - \rho_2) \varepsilon_{it-2} - \rho_2 \varepsilon_{it-3} \quad (18)$$

$$\Delta h_{it} = \omega_{it} - (1 - \gamma_1) \omega_{it-1} - (\gamma_1 - \gamma_2) \omega_{it-2} - \gamma_2 \omega_{it-3} \quad (19)$$

このモデルで推定するパラメータは 7 つであり、Model 3 よりも多い。しかしながら、Model 3 と Model 4 は入れ子にはなっておらず、Model 4 の方の fit が良いかどうかは先見적으로는明らかではない。

表 11 は各モデルの推定結果をまとめたものである。なお、chi2(m2=0)とは、各モデルから導かれる Moment Conditions がゼロであるとき、その成分がゼロであるか否かを検定する統計量である。具体的には Abowd and Card (1989)の Appendix に書かれている手法に従い、ゼロ成分のみを抽出し、それに対応する Weight Matrix を作成し計算している。多くの 0 成分を含むモデルではこの統計量が計算されていないが、それは Weight Matrix に含まれる誤差のためであると考えられる。

表 11. モデル推計

Model 1: Pure Random Walk					
バランスデータ			アンバランスデータ		
	Estimate	Std. Error		Estimate	Std. Error
σ_{ε}	0.167	0.000	σ_{ε}	0.247	0.000
σ_{φ}	0.257	0.000	σ_{φ}	0.313	0.000
$\sigma_{\varepsilon\varphi}$	0.000	0.000	$\sigma_{\varepsilon\varphi}$	0.004	0.000
残差二乗和	2.472		残差二乗和	8.713	
chi2(m2=0)	636.904		chi2(m2=0)	641.124	
Model 2: Pure ME					
バランスデータ			アンバランスデータ		
	Estimate	Std. Error		Estimate	Std. Error
σ_{ε}	0.115	0.000	σ_{ε}	0.169	0.000
σ_{ω}	0.180	0.000	σ_{ω}	0.218	0.000
$\sigma_{\varepsilon\omega}$	0.000	0.000	$\sigma_{\varepsilon\omega}$	0.002	0.000
残差二乗和	0.729		残差二乗和	3.288	
chi2(m2=0)	fail to calculate		chi2(m2=0)	fail to calculate	
Model 3: Pure RW+ME					
バランスデータ			アンバランスデータ		
	Estimate	Std. Error		Estimate	Std. Error
σ_{ε}	0.099	0.000	σ_{ε}	0.135	0.000
σ_{ω}	0.171	0.000	σ_{ω}	0.199	0.000
$\sigma_{\varepsilon\omega}$	0.000	0.000	$\sigma_{\varepsilon\omega}$	-0.001	0.000
σ_{ζ}	0.091	0.000	σ_{ζ}	0.156	0.000
σ_{φ}	0.087	0.000	σ_{φ}	0.138	0.000
$\sigma_{\varepsilon\varphi}$	0.000	0.000	$\sigma_{\varepsilon\varphi}$	0.005	0.000
残差二乗和	0.676		残差二乗和	2.568	
chi2(m2=0)	148.277		chi2(m2=0)	fail to calculate	
Model 4: MA(2)					
バランスデータ			アンバランスデータ		
	Estimate	Std. Error		Estimate	Std. Error
σ_{ε}	0.131	0.000	σ_{ε}	0.200	0.000
σ_{ω}	0.193	0.000	σ_{ω}	0.241	0.000
$\sigma_{\varepsilon\omega}$	0.000	0.000	$\sigma_{\varepsilon\omega}$	0.002	0.000
ρ_1	0.243	0.008	ρ_1	0.336	0.002
ρ_2	0.100	0.005	ρ_2	0.167	0.002
γ_1	0.125	0.003	γ_1	0.195	0.002
γ_2	0.052	0.001	γ_2	0.102	0.001
残差二乗和	0.684		残差二乗和	2.701	
chi2(m2=0)	68.068		chi2(m2=0)	81.448	
pvalue	0.049		pvalue	0.002	

残差二乗和の値はバランスデータとアンバランスデータで全く異なるが、4つのモデルはいずれも同一の共分散行列を用いているため、相対的な大きさを比較することでモデルのデータへの fit の程度を知ることができる。Model 1 と Model 2 を比較すると、推定するパラメータ数はどちらも同じであるが、Model 2 のほうが残差二乗和ははるかに小さい。また Model 3 と Model 4 を比較すると、Model 4 のほうが推定パラメータは多いにもかかわらず、Model 3 のほうが二乗和は小さい。したがって、日本のデータに関しては、Measurement Error に系列相関を仮定する MA(2) よりも、Random Walk と White Noise の Measurement Error を仮定する Model 3 のほうがよりデータと適合することがわかる。

次に $\text{chi2}(m2=0)$ をみると Model 4 で二次の Moment がゼロとなる共分散成分は 50 個程度しかないにもかかわらず、それがゼロであることは棄却されてしまう。無論、Model 1 および Model 3 も同様に棄却されるが、Abowd and Card (1989) では MA(2) によるゼロ制約は棄却できないことが指摘されており、日本の家計データはアメリカ合衆国のデータのよるような単純な MA 表現では記述できないことがわかる。

各分散パラメータの標準誤差はきわめて小さいが、Appendix 3 で議論しているように、巨大な共分散行列の推定にともなう誤差のため、この結果には留保が必要である。最後に、Model 3 の結果をみると、 σ_{ε} と σ_{ζ} の大きさはほぼ同じである。これは、所得データに含まれる変動、正確には一階差分により残される変動は、2/3 程度が Measurement Error、あるいは一時的変動であることを示している。一方労働時間に関しては 40% 程度が Measurement Error あるいは一時的変動となっている。

6. 結論

本論文は、10 年にわたる日本の家計パネルデータを用い、家計勤労所得と労働時間の共分散構造を分析し、その背後の確率過程に関する考察を行った。欧米では長い歴史のある研究分野であるが、筆者の知る限り、日本に関しては初の研究である。また、その結果をアメリカの家計データを用いた Abowd and Card(1989) の結果と比較した。その結果、日米では系列相関の長さや所得変化率の分散と一期の自己相関との関係に関しては共通の性質を有するが、日本のほうが所得分散は小さく、労働時間と所得間の

相関も観察されない点異なることが明らかになった。また、モデル分析によると、日本の家計所得のデータ変動のうち、2/3が Measurement Error, あるいは White Noise であることがわかった。

本稿で残された課題は多いが、特に(1)Bootstrapを用いた Weight Matrix の推定, (2)推計された所得分散が持つ、家計消費モデルへの含意, (3)日米での所得・労働時間の相関の違いの理由, (4)データの共分散構造を再現するような、より fit の良いモデルの考察、の四点は特に重要な課題であると思われる。

(一橋大学経済研究所・筑波大学大学院システム情報工学研究科大学院生)

Appendix 1(異常値の取り扱い)

年間勤労所得と年間労働時間について、異常値として推定から除外する基準を以下のように定めた。

(1)年間勤労所得

年間勤労所得と年間労働時間から1時間あたりの賃金を算出し、これが最低賃金を下回るサンプルは取り除いた。

(2)年間労働時間

関連項目から年間労働時間を算出したため、測定誤差が大きくなる可能性は排除できない。よって、年間労働時間を以下の2つの方法で算出し、算出された値の差が極端に大きい世帯(ここでは、10倍以上とした)については取り除くという方針をとった。一つ目の算出方法は、脚注8で述べた方法である。二つ目の方法は、(1)1週間の労働時間、(2)1週間の休日日数、(3)年間労働日数、の設問から、 $((1) \div (7 - (2))) \times (3)$ で求めた。また、総労働時間がサービス残業時間を超える場合や、1日あたりの労働時間が24時間を超えるサンプルについても取り除いた。

Appendix 2(共分散行列の計算)

共分散行列の導出は、基本的には Abowd and Card(1989)に沿って計算されている。唯一異なる点は、Abowd and Card(1989)ではバランспネルを用いているが、本論文ではアンバランспネルデータを用いていることである。そのため、共分散成分毎にサンプル数が異なることになり、プログラミングでは欠損値処理を各段階で行う必要がある。

観測される、年齢や経験をコントロールした所

得変化率を Δg_{it} , 同労働時間変化率を Δh_{it} とし、

$$y_i = \begin{Bmatrix} \Delta g_{it} \\ \vdots \\ \Delta g_{iT} \\ \Delta h_{it} \\ \vdots \\ \Delta h_{iT} \end{Bmatrix} \quad (20)$$

と y_i を定義する。 T はデータセットが含む変化率の観測期間であり、 y_i は最大で $2T$ の要素をもつ。ここでのサンプルでは家計 i によりサンプル期間に差があるので、 y_i の次元は家計により異なることになる。 y_i の要素は回帰の残差であることに注意すると共分散行列は、バランспネルであれば家計数 N を用いて $C = (1/N) \sum_i (y_i y_i')$ と計算することが可能である。アンバランспネルの場合は、各成分毎に外積を計算し、外積を計算したサンプル数で割ることで共分散行列を得ることが出来る。共分散行列 C の要素を縦に並べたベクトルを m とする。ただし、共分散行列は対称であるから、上(下)三角部分のみを対象にし、 $2T(2T+1)/2$ の要素が m に含まれることになる。各家計ごとに y_i の外積を計算し、その上(下)三角成分を縦に並べたものを m_i とすると、バランспネルの場合は $m = (1/N) \sum_i m_i$ となり、アンバランспネルの場合は、各成分毎に観測数を計算し、それで割ることで m を得ることが出来る。分散共分散行列成分 m の共分散行列は、バランспデータの場

$$V = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_i (m_i - m)(m_i - m)' \quad (21)$$

で計算可能であり、アンバランспの場合は、やはり、各成分毎に観測数で割ることになる。本論文で用いている観測期間は所得が9期間、労働が8期間であり、共分散行列 C は 17×17 行列であり、上(下)三角成分は153存在する。したがって、共分散成分の共分散行列 V は 153×153 行列となる。

ここで、Abowd and Card(1989)が指摘しているような問題が生じる。この大きな共分散行列の精度が著しく低い、という問題である。実際、Bootstrapで計算されたものと、推定された V を比較すると、有効桁数で3桁程度から大きく異なってくる。Altonji and Segal(1996)はBootstrapで推計されたものを使うべきであると主張している。また、Horowitz(1996)もBootstrapを提唱している。

この巨大な共分散行列は、共分散成分 m の標準誤差の計算および、その後のモデル推定の際のGMMウェイト、および仮説検定の際に重要な役割を果たすことになる。

Appendix 3(モデル検証)

ここでは、モデルにより導出される共分散成分がパラメーター b^0 の関数 $f(b^0)$ として記述できると仮定する。すなわち

$$m = f(b^0) \quad (22)$$

という理論的な関係を考える。これは理論モデルが導き出す Moment Condition であるため、この関係式を用いる推定は一種の Moment 法と考えることが出来る²¹⁾。Amemiya(1974)の非線形操作変数推定法、および Hansen(1982)や Ogaki(1993)の GMM 等に従うと、 b^0 を推計する効率的な手法は、

$$(m - f(b^0))' V^{-1} (m - f(b^0)) \quad (23)$$

を最小にするようなパラメーターを推定することで、バランスパネルの場合は

$$N(m - f(b^0))' V^{-1} (m - f(b^0)) \quad (24)$$

アンバランスパネルの場合は、各 moment の計算に使用した観測数を N の代わりに乗じたものが χ^2 乗分布に従う。なお、その際の自由度は Moment Condition の数から $f(b^0)$ の Jacobian を b の真の値で評価したものの階数を引いたものとなる。しかしながら、Abowd and Card(1989)およびその他の多くの文献が指摘するように、 V の推計値の誤差が大きく、その逆行列をウェイトにもつ上記の二次形式の値は、実際に最小化させるときに必要な凹性等をみださないケースが多く、推計は極めて困難となる。ここでは、Abowd and Card(1989)に従い、Optimal Weight ではなく、単位行列をウェイトとする Equal Weighted Minimum Distance(EQWMD) Estimator を用いた。すなわち、最小化させるのは

$$(m - f(b^0))' (m - f(b^0)) \quad (25)$$

である²²⁾。なお、推定パラメーター b の共分散行列には Delta Method を用いた。これは漸近的に成立する分布であり、今回のように Moment Condition の数が 100 個程度の場合は、小標本バイアスが深刻な問題である可能性が存在する。したがって、 b やモデル評価の際の標準誤差に関しては留保が必要である。

Appendix 4(Moment Conditions)

各モデルの推計で用いた Moment Conditions は全て Second Moments であり、各モデルに記載されていない Moment は全てゼロになっている。共分散成分の数は各モデルで共通であるため、記載されていない Moment Condition が少ないモデルは、その分、Second Moment がゼロであるという Moment Condition が多いことを意味することに注意せよ。

Model 1: Pure Random Walk

$$Var(\Delta g_{it}) = \sigma_{\Delta g}^2 = \sigma_{\xi}^2 \quad (26)$$

$$Var(\Delta h_{it}) = \sigma_{\Delta h}^2 = \sigma_{\varphi}^2 \quad (27)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, h_{it}) = \sigma_{\varphi \xi} \quad (28)$$

Model 2: Pure Measurement Error

$$Var(\Delta g_{it}) = \sigma_{\Delta g}^2 = 2\sigma_{\varepsilon}^2 \quad (29)$$

$$Var(\Delta h_{it}) = \sigma_{\Delta h}^2 = 2\sigma_{\omega}^2 \quad (30)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta g_{it-1}) = -\sigma_{\varepsilon}^2 \quad (31)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta h_{it-1}) = -\sigma_{\omega}^2 \quad (32)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta g_{it}) = 2\sigma_{\varepsilon \omega} \quad (33)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta g_{it-1}) = -\sigma_{\varepsilon \omega} \quad (34)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta h_{it-1}) = -\sigma_{\varepsilon \omega} \quad (35)$$

Model 3: Mixture of RW and ME

$$Var(\Delta g_{it}) = \sigma_{\Delta g}^2 = 2\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\xi}^2 \quad (36)$$

$$Var(\Delta h_{it}) = \sigma_{\Delta h}^2 = 2\sigma_{\omega}^2 + \sigma_{\varphi}^2 \quad (37)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta g_{it-1}) = -\sigma_{\varepsilon}^2 \quad (38)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta h_{it-1}) = -\sigma_{\omega}^2 \quad (39)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta g_{it}) = 2\sigma_{\varepsilon \omega} + \sigma_{\varphi \xi} \quad (40)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta g_{it-1}) = -\sigma_{\varepsilon \omega} \quad (41)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta h_{it-1}) = -\sigma_{\varepsilon \omega} \quad (42)$$

Model 4: Bivariate MA(2)

$$Var(\Delta g_{it}) = \sigma_{\Delta g}^2 = [1 + (1 - \rho_1)^2 + (\rho_1 - \rho_2)^2 + \rho_2^2] \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (43)$$

$$Var(\Delta h_{it}) = \sigma_{\Delta h}^2 = [1 + (1 - \gamma_1)^2 + (\gamma_1 - \gamma_2)^2 + \gamma_2^2] \sigma_{\omega}^2 \quad (44)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta g_{it-1}) = [-(1 - \rho_1) + (1 - \rho_1)(\rho_1 - \rho_2) + \rho_2(\rho_1 - \rho_2)] \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (45)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta g_{it-2}) = [-(\rho_1 - \rho_2) + \rho_2(1 - \rho_1)] \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (46)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta g_{it-3}) = -\rho_2 \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (47)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta h_{it-1}) = [-(1 - \gamma_1) + (1 - \gamma_1)(\gamma_1 - \gamma_2) + \gamma_2(\gamma_1 - \gamma_2)] \sigma_{\omega}^2 \quad (48)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta h_{it-2}) = [-(\gamma_1 - \gamma_2) + \gamma_2(1 - \gamma_1)] \sigma_{\omega}^2 \quad (49)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta h_{it-3}) = -\gamma_2 \sigma_{\omega}^2 \quad (50)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta g_{it}) = [1 + (1 - \rho_1)(1 - \gamma_1) + (\rho_1 - \rho_2)(\gamma_1 - \gamma_2) + \rho_2(1 - \rho_1)] \sigma_{\varepsilon \omega} \quad (51)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta h_{it-1}) = [-(1 - \rho_1) + (\rho_1 - \rho_2)(1 - \gamma_1) + \rho_2(\gamma_1 - \gamma_2)] \sigma_{\varepsilon \omega} \quad (52)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta h_{it-2}) = [-(\rho_1 - \rho_2) + \rho_2(1 - \gamma_1)] \sigma_{\varepsilon \omega} \quad (53)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta h_{it-3}) = -\rho_2 \sigma_{\varepsilon \omega} \quad (54)$$

$$Cov(\Delta h_{it}, \Delta g_{it-1}) = [-(1 - \gamma_1) + (\gamma_1 - \gamma_2)(1 - \rho_1) + \gamma_2(\rho_1 - \rho_2)] \sigma_{\varepsilon \omega} \quad (55)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta h_{it-2}) = [-(\gamma_1 - \gamma_2) + \gamma_2(1 - \rho_1)] \sigma_{\varepsilon \omega} \quad (56)$$

$$Cov(\Delta g_{it}, \Delta h_{it-3}) = -\gamma_2 \sigma_{\varepsilon \omega} \quad (57)$$

注

* 本論文の作成に際して、安部由紀子、川口大司、神林龍、小原美紀各氏および一橋大学経済研究所、統

計研究会、早稲田大学でのセミナー出席者の多くの方から貴重なコメントを得た。特に黒崎卓氏、北村行伸氏、上田貴子氏に感謝する。また、相良友子氏からは本プロジェクトの様々な段階で助力を得た。また科学研究費若手(B)からの資金援助を得た。

1) 家計所得決定の分析は、古くは所得分配の分析におけるGibrat(1931)の研究まで遡ることができる。また、Rutherford(1955)はコホートレベルの所得分散成長過程を分析しており、近年のDeaton and Paxson(1994)に繋がる流れでもある。所得分配ではなく、家計所得そのものの決定要因の分析としては、人的資本蓄積と所得成長の影響を分析したMincer(1958)およびその後の膨大な賃金関数の推計もまた、先行研究と考えることが出来る。同一人物の所得の変化を分析した先駆的研究としては、Friedman and Kuznets(1954)の第七章をあげることができる。

2) その他にもHause(1977)、Lillard and Weiss(1978)、Moffitt and Gottschalk(1995)、Cappellari(2000)、Haider(2001)、Ramos(2003)等がある。また、マクロ経済学者による分析として影響力の強いものにStoresletten, Telmer, and Yaron(2004)がある。

3) 中川(1999)、土居(2001)、Zhou(2003)、村田(2003)等。

4) 樋口・阿部(1999)や武内(2004)等。

5) 調査の目的については、財団法人家計経済研究所のホームページから引用した。URL:<http://www.kakeiken.or.jp/research/aboutpanel.html>

6) 調査対象は日本全国で、調査時期は毎年10月となっている。層化2段無作為抽出法で抽出された世帯に対し、留置法による調査が行われている。

7) 夫の税込み勤労所得を指す。また、2000年を基準年とした消費者物価指数(総合)を用いて実質化を行った。消費者物価指数データ出所:<http://www.stat.go.jp/data/cpi/2004np/zuhyou/a009-1.xls>

8) 年間労働時間を直接回答させる設問が存在しないため、①平日の1日あたり労働時間、②1日あたりサービス残業時間、③年間労働日数、の設問から(①-②)×③として算出した。ちなみに、賃金の支払われていないサービス残業時間は含まない。

9) 夫が勤労者ではなく事業所得等を得ている世帯では、労働時間についての設問が存在しないため、労働時間を把握することができない。

10) この他にも異常値と思われるサンプルを取り除いた。異常値の取り扱いについては、Appendix1を参照のこと。

11) ちなみに、第10回調査での有配偶者比率は81.5%。(パネルBを含まない。パネルBを含んだ場合は77.5%。)

12) 本稿では、就業年数を以下のように算出した。調査初年度において、学校卒業以降の通算就労期間に関する設問がある。これ以降、各調査年度において世帯主の就労が確認される場合は先の通算就労期間に1を加算し、各年における就業年数とした。

13) 第1回調査では年間労働時間に関する設問が存在しない。

14) したがって、クロスセクションデータを用い、異なる家計の所得をプールし、その家計属性を十分に

考慮することなく、観察される所得分散を同一家計が直面する所得の分散とみなすアプローチは危険であることが伺える。

15) 無論、First Stageで経験年数等をコントロールする際には「モデル」を考えていることになるが、所得の動きそのものに関しては特に強いモデルを仮定しているわけではない。

16) この表の導出の詳細は、Appendix 2で説明している。

17) First Stageにおいて、年ダミーに回帰しているため、年による所得のレベルシフトはコントロールされている。

18) Abowd and Card(1989)と本論文ではFirst Stageの説明変数がやや異なり、本論文のほうが多くなっているが、日本の所得成長率の分散がアメリカの先行研究結果に比べて低いという結果はFirst Stageのspecificationには依存しない。何もコントロールしない対数所得変化率のみを用いても、所得成長率の分散はアメリカに比べて著しく低くなっている。

19) 具体的なMoment ConditionsはAppendix 4に記載している。

20) 本論文ではAbowd and Card(1989)に従い、white noiseで記述される要素をMeasurement Errorと定義しているが、労働所得に占める一時的変動と解釈することも可能である。本論文のアプローチでは両者を識別することができないため、本論文ではwhite noiseの要素をMeasurement Errorと呼ぶことにする。

21) Abowd and Card(1989)はMoment法、あるいはGMMという言葉を用いていないが、Optimal Weightを用いる場合はHansen(1982)によるGMMとなら変わるところはないと思われる。

22) 無論、Altonji and Segal(1996)やHorowitz(1996)が提唱しているBootstrapによるウェイト行列の推定も考慮せねばならないが、先行研究の乏しい日本では、まず最も単純な推計法を試すことにもそれなりの価値があるはずである。アンバランスデータからBootstrapサンプリングを行いウェイト行列を推計することは将来の課題としたい。

参考文献

- 阿部修人・山田知明(2005)「消費関数の構造推計-家計調査に基づく緩衝在庫貯蓄モデルと予備的貯蓄に関する実証研究」『経済研究』第56巻第3号, pp. 248-265.
- 土居丈朗(2001)「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」ESRI Discussion paper series No. 1.
- 樋口美雄・阿部正浩(1999)「妻の就業変化パターンと家計費・家計管理組織」, 樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 第4章.
- 村田啓子(2003)「ミクロ・データによる家計行動分析: 将来不安と予備的貯蓄」, IMES DISCUSSION PAPER SERIES, No. 2003-J-9.
- 中川忍(1999)「90年代入り後も日本の家計貯蓄率はなぜ高いのか?—家計属性別にみた「リスク」の偏在に関する実証分析—」『日本銀行調査月報』, 4

月号。

坂本和靖(2003)「誰が脱落するのか——「消費生活に関するパネル調査」における脱落サンプルの分析——」『家計・仕事・暮らしと女性の現在—消費生活に関するパネル調査』第10年度(平成15年版), 財団法人家計経済研究所, 第Ⅲ部第2章。

武内真美子(2004)「女性就業のパネル分析——配偶者所得効果の検証——」『日本労働研究雑誌』No. 527, pp. 76-88。

Abe, N. and T. Yamada (2006) "Nonlinear Income Variance Profile and Consumption Inequality over the Life Cycle," Bank of Japan Working Paper Series, No. 06-E-01.

Abowd, J. M. and D. Card (1989) "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 411-445.

Altonji, J. G. and L. Segal (1996) "Small Sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 14, No. 3, pp. 353-366.

Alvarez, J., M. Browning and M. Ejrnæs (2001) "Modelling Income Processes with lots of Heterogeneity." CAM Working Papers 2002-01, University of Copenhagen. Department of Economics (formerly Institute of Economics), Centre for Applied Microeconometrics.

Amemiya, T. (1974) "The Nonlinear Two-stage Least-squares Estimator," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, No. 2, pp. 105-110.

Baker, M. (1997) "Growth-rate Heterogeneity and the Covariance Structure of Life-cycle Earnings," *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 338-375.

Baker, M. and G. Solon (1999) "Earnings Dynamics and Inequality Among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records," NBER Working Paper, 7370.

Cappellari, L. (2000) "The Dynamics and Inequality of Italian Male Earnings: Permanent Changes or Transitory Fluctuations?" ISER Working papers. Paper 2000-41 Colchester: University of Essex.

Deaton, A. and C. Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 2, pp. 437-467.

Friedman, M. and S. Kuznets (1954) *Income from Independent Professional Practice*, NBER, New York.

Gibrat, R. (1931) *Les Inegalites Economiques*. Librairie du Recueil Sirey, Paris.

Güvenen, F. (2005) "An Empirical Investigation of Labor Income Processes," Working Paper, University of Rochester.

Haider, S. J. 2001 "Earnings Instability and Earnings Inequality in the United States, 1967-1991," *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 4, pp. 799-836.

Hansen, P. L. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 1029-1054.

Hause, J. (1977) "The Covariance Structure of Earnings and the On-the-Job Training Hypothesis," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 6, pp. 335-365.

Horowitz, J. L. (1996) "Bootstrap Methods for Covariance Structures," *Econometrics*, 9610003, Econ WPA.

Lillard, L. and R. Willis (1978) "Dynamic Aspects of Earning Mobility," *Econometrica*, Vol. 46, No. 5, pp. 985-1012.

Lillard, L. and Yoram A Weiss (1979) "Components of Variation in Panel Earnings Data: American Scientists, 1960-70," *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, pp. 437-454.

MacCurdy, Ythomas (1982) "The Use of Time-Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis," *Journal of Econometrics*, Vol. 18, No. 1, pp. 83-114.

Meghir, C. and L. Pistaferri (2004) "Income Variance Dynamics and Heterogeneity," *Econometrica*, Vol. 72, No. 1, pp. 1-32.

Mincer, J. (1958) "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy*, Vol. 66, No. 4, pp. 281-302.

Moffitt, Robert A. and P. Gottschalk (1995) "Trends in the Covariance Structure of Earnings in the U. S.: 1969-1987," Working Papers.

Ogaki, M. (1993) "Generalized Method of Moments: Econometric Applications in Handbook of Statistics, Vol. 11: Econometrics," edit by G. S. Maddala, C. R. Rao, and H. D. Vinod. Amsterdam: North-Holland, pp. 455-488.

Ohtake, F. and M. Saito (1998) "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth*, Vol. 44, No. 3, pp. 361-381.

Pistaferri, L. (2001) "Superior Information, Income Shocks, and the Permanent Income Hypothesis," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 3, pp. 465-476.

Ramos, X. (2003) "The Covariance Structure of Earnings in Great Britain, 1991-1999," *Economica*, Vol. 70, No. 278, pp. 353-374.

Rutherford, R. S. G. (1955) "Income Distributions: A New Model," *Econometrica*, Vol. 23, No. 3, pp. 277-294.

Storesletten, K., C. Telmer and A. Yaron (2004) "How Important are Idiosyncratic Shocks? Evidence from Labor Supply," *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, Vol. 91, No. 2, pp. 413-417.

Zhou, Y. (2003) "Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A Household-level Analysis," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 17, No. 2, pp. 192-212.