

表8 昭和35年、45年、55年、平成2年および12年の乳幼児身体発育調査による身長分布(cm)

年・月・年齢	男				
	昭和35年	昭和45年	昭和55年	平成2年	平成12年
0歳0-6月未満まで	67.9	68.7	68.6	67.7	68.2
0歳6-12月未満まで	73.1	74.7	74.3	74.3	74.4
1歳0-6月未満まで	78.4	80.1	80.1	80.8	80.2
1歳6-12月未満まで	83.0	84.9	85.2	85.9	85.5
2歳0-6月未満まで	88.0	89.1	87.2	87.4	87.5
2歳6-12月未満まで	88.8	90.9	91.1	91.3	91.9
3歳0-6月未満まで	91.9	94.4	94.8	94.6	94.1
3歳6-12月未満まで	92.0	97.9	98.2	98.9	98.9
4歳0-6月未満まで	96.2	99.9	101.9	101.1	101.6
4歳6-12月未満まで	101.4	104.3	104.6	106.4	106.3
5歳0-6月未満まで	104.4	107.1	107.8	108.6	108.1
5歳6-12月未満まで	107.4	109.6	110.8	111.9	111.4
6歳0-6月未満まで	-	-	113.8	115.5	114.8

年・月・年齢	女				
	昭和35年	昭和45年	昭和55年	平成2年	平成12年
0歳0-6月未満まで	64.0	65.7	65.3	65.6	65.4
0歳6-12月未満まで	71.6	72.0	72.0	72.7	72.5
1歳0-6月未満まで	77.1	78.7	78.0	78.4	78.4
1歳6-12月未満まで	81.4	83.7	84.1	83.9	84.4
2歳0-6月未満まで	87.7	88.1	88.3	88.9	87.8
2歳6-12月未満まで	87.2	89.9	90.2	90.1	89.9
3歳0-6月未満まで	90.7	93.9	93.9	94.9	93.7
3歳6-12月未満まで	90.7	95.5	95.5	97.7	97.6
4歳0-6月未満まで	93.3	98.8	100.9	101.3	101.0
4歳6-12月未満まで	100.4	102.1	104.1	104.3	104.3
5歳0-6月未満まで	103.3	106.2	107.1	107.9	107.4
5歳6-12月未満まで	106.3	108.1	109.8	110.9	110.6
6歳0-6月未満まで	-	-	112.2	113.8	113.4

表9 体重の成長に関するパネル推定(全体)

Dependent Variable	Pooling		Between		Random		Fixed	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t
lnbodywt	0.002	1142.57	0.002	332.03	0.002	1312.04	0.002	1172.91
survivalday	-8.45E-07	-682.85	-8.94E-07	-145.6	-8.45E-07	-780.11	-8.46E-07	-754.53
lnbaseofdata	0.005	10.18	0.002	2.27	0.004	9.48	0.005	8.58
_cons	1.122	1271.13	1.117	567.78	1.121	1268.25	1.121	1298.72

Diagnostics		Number of observation		Number of groups	
sigma_u	0.847	175549	46576	175549	46576
sigma_e	0.947	0.968	0.968	0.968	0.968
rho		0.894	0.894	0.894	0.894
between overall		0.947	0.947	0.947	0.947

F test that all $\alpha_i = 0$		Hausman Test	
		F(46525, 129620) = 2.40	
chi2(1) = 19850.17		chi2(2) = 8.38	
Prob > chi2 = 0.0000		Prob > chi2 = 0.0093	

表10 身長成長に関するパネル推定(全体)

Dependent Variable	Pooling		Between		Random		Fixed	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t
lnheight	0.001	1312.41	0.001	410.17	0.001	1430.13	0.001	1420.78
survivalday	-3.15E-07	-718.1	-3.29E-07	-211.7	-3.16E-07	-806.28	-3.15E-07	-776.55
lnbaseofdata	0.001	3.84	0.000	1.1	0.000	2.55	0.000	1.24
_cons	3.901	3.901	3.896	6177.05	3.901	3.901	3.901	3.901

Diagnostics		Number of observation		Number of groups	
sigma_u	0.987	170338	46459	170338	46459
sigma_e	0.967	0.979	0.979	0.979	0.979
rho		0.837	0.837	0.837	0.837
between overall		0.967	0.967	0.967	0.967

F test that all $\alpha_i = 0$		Hausman Test	
		F(46458, 123874) = 2.20	
chi2(1) = 15788.23		chi2(2) = 8.88	
Prob > chi2 = 0.0000		Prob > chi2 = 0.011	

表11 体重成長に関するパネル推定(男子)

Dependent Variable	Pooling		Between		Random		Fixed	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t
lnbodywt	0.002	828.07	0.002	242.95	0.002	837.88	0.002	837.88
survivalday	-8.42E-07	-499.83	-9.17E-07	-137.75	-8.42E-07	-583.28	-8.41E-07	-544.95
lnbaseofdata	0.004	5.09	0.002	1.41	0.003	4.81	0.003	3.19
_cons	1.145	994	1.139	419.29	1.145	991.44	1.144	1029.7

Diagnostics		Number of observation		Number of groups	
sigma_u	0.947	81183	24183	81183	24183
sigma_e	0.947	0.968	0.968	0.968	0.968
rho		0.894	0.894	0.894	0.894
between overall		0.947	0.947	0.947	0.947

F test that all $\alpha_i = 0$		Hausman Test	
		F(24184, 87005) = 2.25	
chi2(1) = 6894.94		chi2(2) = 6.29	
Prob > chi2 = 0.0000		Prob > chi2 = 0.043	

表12 身長成長に関するパネル推定(男子)

Dependent Variable	Pooling		Between		Random		Fixed	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t
lnheight	0.001	950.71	0.001	209.4	0.001	1064.89	0.001	1029.82
survivalday	-3.18E-07	-523.85	-3.37E-07	-156.58	-3.19E-07	-504.72	-3.18E-07	-552.35
lnbaseofdata	0.000	2	0.000	0.37	0.000	0.81	0.000	-0.81
_cons	3.906	9976.3	3.901	4511.52	3.906	9918.68	3.907	3.907

Diagnostics		Number of observation		Number of groups	
sigma_u	0.987	88538	24007	88538	24007
sigma_e	0.967	0.979	0.979	0.979	0.979
rho		0.838	0.838	0.838	0.838
between overall		0.967	0.967	0.967	0.967

F test that all $\alpha_i = 0$		Hausman Test	
		F(24147, 84385) = 2.13	
chi2(1) = 75.228		chi2(2) = 12.43	
Prob > chi2 = 0.0000		Prob > chi2 = 0.0029	

表13 体重成長に関するパネル推定(女子)

Dependent Variable	Pooling		Between		Random		Fixed	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t
lnbodywt	0.002	798.8	0.002	231.33	0.002	822.15	0.002	884.71
survivalday	-8.45E-07	-472.44	-8.70E-07	-127.72	-8.45E-07	-542.24	-8.45E-07	-524.46
lnbaseofdata	0.006	8.37	0.002	1.84	0.006	8.7	0.007	8.35
_cons	1.117	858.15	1.102	322.96	1.115	856.05	1.115	1009.89

Diagnostics		Number of observation		Number of groups	
sigma_u	0.949	84358	22341	84358	22341
sigma_e	0.949	0.969	0.969	0.969	0.969
rho		0.896	0.896	0.896	0.896
between overall		0.949	0.949	0.949	0.949

F test that all $\alpha_i = 0$		Hausman Test	
		F(22340, 82012) = 2.45	
chi2(1) = 8888.44		chi2(2) = 7.98	
Prob > chi2 = 0.0000		Prob > chi2 = 0.019	

表14 身長の高成長に関するパネル推定 (女子)

Dependent Variable: lnheight	Pooled		Between		Random		Fixed	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	t
survivalday	0.001	918.83	0.001	298.33	0.001	1030.56	0.001	895.45
survivalday Sq	-3.11E-07	-497.77	-3.22E-07	-146.17	-3.11E-07	-557.12	-3.11E-07	-538.08
lnheight	0.001	3.47	0.000	0.47	0.001	3.12	0.001	3.29
_cons	3.895	9684.78	2.891	4374.11	3.895	9655.38	3.895	9692.85
Diagnostics								
Number of observations	81800		81800		81800		81800	
Number of groups			22311		22311		22311	
R-sq within			0.980		0.980		0.980	
between			0.928		0.928		0.928	
overall			0.968		0.968		0.968	
F test that all $\alpha_i = 0$					F(22310, 58466) = 2.15			
alpha_1					0.028		0.021	
alpha_2					0.045		0.045	
alpha_3					0.244		0.396	
Breusch-Pagan					chi2(1) = 7046.58			
Lagrange multiplier					Prob > chi2 = 0.0000			
test for random effect								
Hausman Test					chi2(7) = 0.89			
					Prob>chi2 = 0.711			

図1 調査回別の身長の高成長に関するパネル推定 (女子)

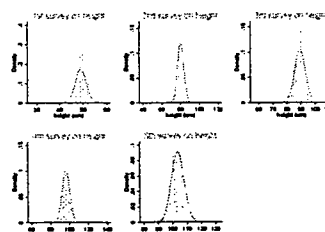


図2 調査回別の体重の高成長に関するパネル推定 (女子)

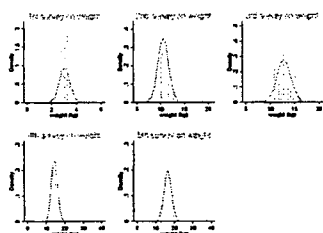


図3 身長と体重のプロットと統計的

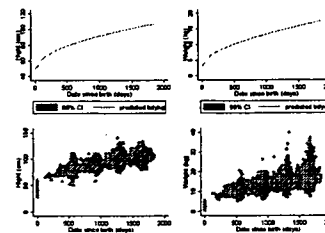


図4 身長と体重のクロスプロット図

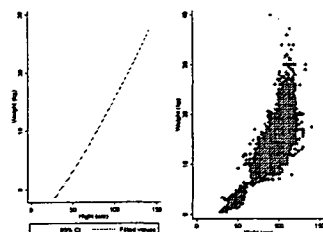


図5 身長と体重の変化のプロット図と統計的推定図

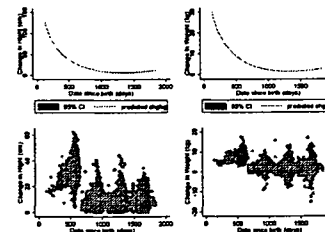
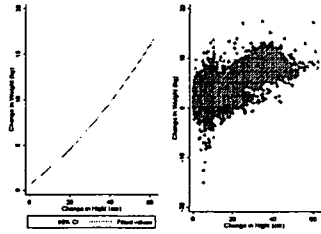


図6 身長と体重の変化の
クロスプロット図



中高年縦断調査における標本設計と分析方法の検討(2)

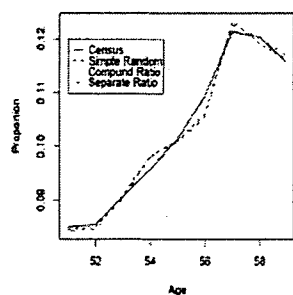
- 一般に国民生活基礎調査の後続調査においては、国勢調査の地区数に比例するように地区数を設定し、各都道府県別での抽出率が一定となるように標本抽出される。中高年縦断調査も同様。
- しかし、
 - 約4万の客体に対して調査を行う必要
 - 一定の地区数を確保することが求められ、都市部でやや低めの客体分布の見込み
 - 必ずしも一定となっていない部分も存在

中高年縦断調査の標本抽出

- 平成16年国民生活基礎調査世帯票として、国勢調査の調査地区約90万地区から、都道府県別に定められた地区数に基づき、5,280地区が層化抽出。
- さらに、この世帯票の地区から、中高年縦断調査として、都道府県別に定められた地区数に基づいて2,515地区が標本抽出。

- 標本設計と推定量により検定統計量が異なる：
 1. 無限母集団から単純無作為抽出が行われたとした場合 (Simple Random)
 2. 有限母集団から中高年縦断調査の標本設計に従って抽出が行われ、地区数のウエイトを考慮して推定を行う場合 (Compound Random)
 3. 有限母集団から中高年縦断調査の標本設計に従って抽出が行われ、補助変量を考慮して比推定を行う場合 (Separate Ratio)
 → それぞれの推定量と検定法を比較した

中高年縦断調査データによる推定量の検討



Census: H17国勢調査に基づく推計(51-59歳)

結果：
概ね同様の推計結果

図1 年齢別の推定量の比較

カイ二乗検定に用いる検定統計量の推定結果

	$\chi^2 - value$	df	p-value
Simple Random	7.044	9	0.6325
Compound Ratio	7.716	9	0.5630
Separate Ratio	9.356	9	0.4050

表1 カイ二乗検定の結果

- 結果：
- 帰無仮説を棄却するほどの大きさではない→ どの推定量も国勢調査結果と大きく異なる年齢分布という帰結にはならない
 - ただし、各検定統計量の値は選定する推定量によって幅がある
 - 場合によっては結論に影響を与える可能性がある

- 検定統計量における検定結果が有効なものとなるためには、これらが実際に自由度9のカイニ乗分布に従うことが前提
- しかし、有限母集団から標本抽出された標本を無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合には、その検定統計量が必ずしもカイニ乗分布に従わないことがあった(昨年度の研究成果より)

検定統計量の分布:数値シミュレーション (ブートストラップ法)

- 各都道府県毎に、その都道府県に割り当てられている地区の数だけ、当該都道府県の地区を復元抽出
- 得られた一組のブートストラップ標本に基づき、各種推定量及び検定統計量を構成。
- 10000組のブートストラップ標本に基づいて検定統計量の分布を作成し、比較・検討

検定統計量の密度関数の比較

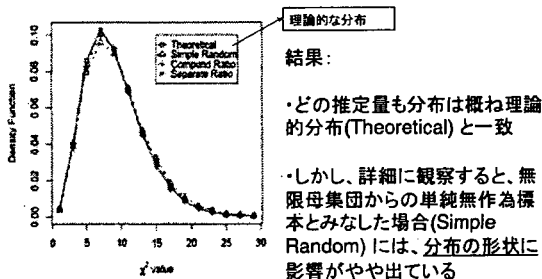


図2 検定統計量の密度関数の比較

結果:

- どの推定量も分布は概ね理論的分布(Theoretical)と一致
- しかし、詳細に観察すると、無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合(Simple Random)には、分布の形状に影響がやや出ている

検定統計量の分布関数の比較: 各種検定統計量の理論値に対する比

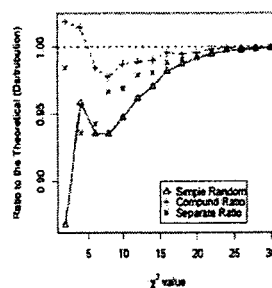


図4 検定統計量の分布関数の理論値に対する比

結果:

- 標本設計を考慮した推定量(Compound Ratio)、分離比推定形式による推定量(Separate Ratio): ややずれがあるが、無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合(Simple Random)ほど大きくない。
- 標本設計を考慮せずに検定統計量を作成したことが影響

いくつかのp-value に対応する検定統計量の点

	75%	50%	25%	10%	5%
Theoretical	5.899	8.343	11.389	14.684	16.919
Simple Random	6.082	8.708	11.900	15.391	17.787
Compound Ratio	5.940	8.411	11.471	14.936	17.178
Separate Ratio	6.047	8.508	11.657	15.216	17.537

表2 検定統計量の p-value に対応する点

結果: Simple Random と Theoretical の乖離が最も大きい

- 年齢分布の適合度に関するカイニ乗検定: 中高年縦断調査のサンプルを無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合も、一般的な検定統計量の分布と、理論的なカイニ乗分布との乖離は、それほど大きくない
- しかしながら、その一方で、その影響は完全に無視できるというわけではない。

結論

- サンプルを無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合の検定統計量の分布は、理論的なカイ二乗分布との乖離がより大きい
- 細かい分析を行うなど、検定統計量の小さな違いを重視しなければならないケースにおいては、影響が無視できなくなることもあり得る
- その場合については、有限母集団からの標本抽出と考慮した検定統計量を用いて検討を行うことが望ましい

パネル調査の統計分析モデル：
マルチレベルモデルと適用例

鎌田 健司

マルチレベルモデルとは

- ミクロ水準であるマイクロデータ(個票データ)にマクロ水準である所属集団などの「階層的にネストされたデータ」を組み込んで分析するモデル
- 最も単純なマルチレベル分析においては、従属変数の地域差を加味した分析を行う場合、マクロレベルの数値をミクロレベルの所属指標の平均値で代替することによってマクロ要因とミクロ要因の推定値を分離して推定

文脈モデル：

- ミクロ水準の変数とマクロ水準を平均や中央値のように集計した文脈変数を含む回帰モデル。
- 文脈モデルは、マクロ水準のグループ間、グループ内の変動を用いてミクロ水準の推定値を求めているが、マクロ水準のグループ平均とミクロ水準の個別の値の相関によって多重共線性を生じさせるという問題点がある

共分散構造分析を用いた
マルチレベルモデル

- マクロ水準の変数をダミー変数でコード化したモデル
- ミクロ水準の効果は無視され、マクロ水準の効果が主な要因として分析される
 - マクロ水準(ここでは所属集団の情報)を加えたモデル
 - 所属集団の情報とY[1]との交互作用項G*Y[1]を加えることで、所属集団の傾きの変化を示すことができる

複数の所属集団の情報を
加えたモデル

- 集団数が少ないとき($G < 10$)は名義尺度(nominal categories)のカテゴリとして扱う
- 集団間に差があるかどうかの検定を行い、差が存在する場合は共分散や平均を集団に属する個票に当てはめマルチレベルモデルを構築する方法や、集団ごとにモデルを分けて別々に推定する方法

縦断調査を用いた
マルチレベルモデル

- 繰り返し従属変数が集計される縦断調査において、集計ごとにレコードが追加されるデータであるMR構造(Multiple-Recode)のデータを用いて分析
 - 繰り返し従属変数が集計されたデータを分析するMANOVA等では、縦断調査が年次でデータが完備(balanced)していないと推定ができなかった
 - マルチレベルモデルにおいては不完備(unbalanced)であっても推定が可能である。イベントヒストリー分析にマクロレベルモデルを適用することによって、センサリングした情報を分析に用いるため。

マルチレベルモデルの適用例: 結婚意欲の地域差の分析

- 1) 独立変数を投入しないモデル(ヌルモデル, 男女混合モデルのみ)
- 2) マクロ水準の変数のみを投入するモデル(マクロ水準モデル, 男女混合モデルのみ)
- 3) ミクロ水準の変数のみを投入するモデル(ミクロ水準モデル)
- 4) マクロ水準とミクロ水準を投入するモデル(2水準モデル)
- 5) 反復測定モデルの5つのモデルを用いた結婚意欲に対する地域差の分析

- 分析対象は第4回調査時点の独身男女10,704サンプル(男性5,656人, 女性5,048人)
- 従属変数: 結婚意欲
- 独立変数
 - ミクロ水準(第1水準): 年齢, 性別, 学歴, 就業形態, 収入, 親との同居
 - マクロ水準(第2水準): 同一の地区番号内の結婚意欲の平均値
 - ・(地区番号は2桁の都道府県コードと3桁の平成13年国民生活基礎調査のサンプルコードで示される5桁のコードとなっており, 1,593地区にそれぞれ1人から38人が含まれる)

表3 結婚意欲に対する地域差のマルチレベルモデル: 男女混合モデル

統計量	モデル	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
独立効果	年齢(ref:29-32歳)			0.219 **	0.171 **
	29-32歳			0.111 **	0.072 *
	33-37歳			-0.239 **	-0.182 **
	38-42歳			-0.113 **	-0.086 **
	性別(ref:女性)				
	男性			-0.250 **	-0.153 *
	学歴			0.074 *	0.036
	短大/高専			0.120 **	0.098 **
	大学/大学院			0.137 **	0.098 **
	就業形態(ref:正職の職員・従業員)				
	自営業/会社役員			-0.058	-0.058
	パート/アルバイト			-0.234 **	-0.178 **
	無職/契約社員			-0.148 **	-0.106 **
	不詳			-0.113	-0.108
	両親との同居(ref:同居と別居/死別)			0.095 **	0.067 **
同居と別居			0.102 *	0.100 **	
同居と別居(片親別居/死別)			0.113 **	0.100 **	
収入(対数化)					
【マクロ水準】					
地区番号平均値		1.000 **		0.812 **	
切片		3.834 **	0.000	3.248 **	-0.187 **
ランダム効果	残差(個人内の分散)	0.965 **	0.812 **	0.887 **	0.742 **
	切片の分散(個人間の分散)	0.022 **	0.000	0.014 *	0.000
情報量	-2 対数尤度	28477.1	27210.8	25327.2	21878.3
	赤池情報量 (AIC)	28481.1	27214.8	25331.2	21882.3
	Bayesian 基準 (BIC)	28497.8	27231.3	25347.3	21898.4
	Schwarz's Bayesian 基準 (SBC)	28495.8	27229.3	25345.3	21897.4

有意水準: ** 0.01, * 0.05, + 0.10

男女混合モデル

- 地区番号を用いた地域差という変動は正の変動はみられるが, かなり小さいものであった。
 - これは地域差という変数の作成方法と関係する可能性が多いと考えられる。都市規模など地域という変数に対して特徴づけが必要である。
 - マルチレベルモデルが要求するマクロ水準とサンプル量の兼ね合いから地区番号を地域差として選択したものの課題が残る。この問題は他のモデルでも同様である。
 - ミクロ水準の人口学的, 社会経済的な要因については, おおむね説明が可能な結果がでている。結婚意欲は20代前半で, 生活が安定している層で高いことが示されている。

男女別モデル

統計量	モデル	男性		女性	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
独立効果	年齢(ref:29-32歳)				
	29-32歳	0.136 **	0.122 **	0.283 **	0.197 **
	33-37歳	0.107 *	0.072 *	0.107 **	0.064 *
	38-42歳	-0.108 *	-0.090 *	-0.402 **	-0.319 **
	性別(ref:女性)				
	男性	-0.200 **	-0.107 *	-0.388 **	-0.273 **
	学歴	0.081	0.078	0.083 *	0.081
	短大/高専	0.144 *	0.129 *	0.125 **	0.087 *
	大学/大学院	0.142 **	0.109 **	0.132 **	0.088 *
	就業形態(ref:正職の職員・従業員)				
	自営業/会社役員	-0.064	-0.080	-0.148	-0.123
	パート/アルバイト	-0.266 **	-0.218 **	-0.187 **	-0.139 **
	無職/契約社員	-0.125 **	-0.111 **	-0.042 *	-0.045
	不詳	0.004	-0.035	-0.256	-0.208
	両親との同居(ref:同居と別居/死別)	0.024	0.022	0.014	-0.018
同居と別居	-0.049	-0.082	-0.084 *	-0.083 *	
同居と別居(片親別居/死別)	0.074 **	0.070 **	0.129 **	0.121 **	
収入(対数化)					
【マクロ水準】					
地区番号平均値		0.890 **		0.818 **	
切片		3.411 **	0.943	3.193 **	-0.209
ランダム効果	残差(個人内の分散)	0.844 **	0.729 **	0.874 **	0.751 **
	切片の分散(個人間の分散)	0.012	0.000	0.019 *	0.000
情報量	-2 対数尤度	11872.0	11082.4	11437.2	10826.1
	赤池情報量 (AIC)	11876.0	11086.4	11441.2	10830.1
	Bayesian 基準 (BIC)	11892.0	11091.2	11455.8	10846.7
	Schwarz's Bayesian 基準 (SBC)	11889.8	11079.2	11453.8	10844.7

有意水準: ** 0.01, * 0.05, + 0.10

男性モデル

- ランダム効果の地域差を示す切片の分散が統計的に有意ではなくなり, 地域差の変動がみられない
- ミクロ水準の変数群: 男女混合モデルと同様の傾向だが, 両親および片親との同居は統計的に有意ではなくなった。
- モデル6でマクロ水準の地区番号平均値をモデルに投入すると, 男女混合モデルと同様, 地域差の変動はみられない。これは男女ともにみられる。

女性モデル:

- ランダム効果の地位差の変動は若干みられる。
- ミクロ水準の変数群については、男性モデル同様におおむね男女混合モデルと傾向は同じである。
- ただし、親との同居に関して、片親との別居は両親との別居よりもむしろ結婚意欲が少なくなるという結果

反復測定モデル

- 第1回調査と第4回調査における結婚意欲の変動を考慮したマルチレベルモデル推定を行う。
- 使用するデータ構造: 繰り返し従属変数が集計されるデータにおいて、集計ごとにレコードが追加されるデータ構造となっているMR構造 (Multiple-Record Structure)
 - 各サンプルが第1回の結婚意欲を保持したレコードと第4回の結婚意欲を保持したレコードの2レコードを保持している状態に再構成

- モデルの作成:
 - 第1回調査と第4回調査の差を統計的に検定
 - 共分散構造、ラグ1の自己回帰AR1を用いたモデル
 - 自己回帰は、各サンプルが第1回と第4回の結婚意欲が強い相関を持つことを示す共分散構造

- 男女混合モデルの誤差共分散行列を非構造化共分散行列とラグ1の自己回帰の共分散行列を用いたモデルの推定
- 男女別でラグ1の自己回帰の共分散行列を用いたモデルの推定

結婚意欲に対する地域差のマルチレベルモデル (反復測定モデル)

変数	反復測定モデル			
	固定効果	ランダム効果	自己回帰	共分散
結婚意欲	0.182 **	0.180 **	0.182 **	0.182 **
性別	0.083 **	0.083 **	0.074 *	0.080 *
年齢	-0.187 **	-0.186 **	-0.207 **	-0.215 **
教育程度	0.171 **	0.171 **	0.163 *	0.164 **
職業	0.049 *	0.050 *	0.045 *	0.046 *
収入	0.118 **	0.115 **	0.077 *	0.083 *
同居	0.079 **	0.072 **	0.069 **	0.067 **
片親同居	-0.081 *	-0.087 *	-0.015 *	-0.162 *
別居	-0.168 **	-0.168 **	-0.218 **	-0.228 **
別居(片親)	-0.084 *	-0.082 *	-0.119 **	-0.115 **
別居(両親)	-0.071 *	-0.063 *	0.004 *	-0.120 **
別居(同居)	0.019 *	0.011 *	-0.011 *	0.017 *
別居(同居)	-0.080 **	-0.080 **	-0.082 **	-0.100 **
収入(同居)	0.108 **	0.111 **	0.097 **	0.125 **
別居(同居)	0.129 **	0.124 **	0.129 **	0.152 **
別居(同居)	0.172 **	0.167 **	0.175 **	0.154 **
自己回帰	0.349 **			
自己回帰	0.100 **			
自己回帰	0.208 **			
自己回帰	0.177 **			
自己回帰	0.172 **			
SSタイプIII検定	21.702 **	13.082 **	22.328 **	13.082 **
自由度	400(4)	400(4)	211(4)	189(4)
説明	400(4)	400(4)	211(4)	189(4)
説明	400(4)	400(4)	211(4)	189(4)
説明	400(4)	400(4)	211(4)	189(4)
説明	400(4)	400(4)	211(4)	189(4)

反復測定モデル 結果の解釈

- 第1回調査と第4回調査で統計的に差があるかどうかの検定(固定効果のSSタイプIII検定):
 - 固定効果のSSタイプIII検定は、モデル9から12のいずれでも統計的に有意。2時点の結婚意欲は同じであるという帰無仮説を棄却できる。

まとめ

- 男女混合モデル:ランダム効果の誤差共分散行列を非構造化共分散行列とラグ1の自己回帰AR1を用いている
 - 非構造化共分散行列を用いたモデル9:いずれの分散・共分散は統計的に有意
 - 自己回帰の誤差共分散構造を用いたモデル10:男性のラグ1の自己回帰AR1 (ρ)は統計的に有意ではなく、モデルにおける自己回帰の誤差共分散構造は有効ではない

- マルチレベルモデルを結婚意欲の地域差を例に分析を行ってきたが、地域差の影響は小さいものであった。
 - 人口学的、社会経済学的な要因についてはある程度の結果を得ることができたが、地域差については変数のハンドリングが不十分であることは否めない。
 - 地区番号で示される地域というものの特徴が明確でない点が多くを占める。
- 本研究:基礎的なマルチレベルモデルの運用方法については紹介できた。
 - マルチレベルモデルは誤差共分散の設定をはじめとして、柔軟なモデルが作成できることに特徴があり、パネルデータを分析するためのモデル運用上の幅が広がるものと考えられる。

パネルデータを用いた事例研究

- 出産と就労：
 - 1 出産後再就労のタイミングと促進要因(イベントヒストリー分析) (⑧H19)
- 子育ての実態と意識：
 - 2 育児負担(回答者、保育担当者)(H18)
 - 3 育児不安の再検討(⑩H18)
 - 4 子育ての経済的負担(⑫H18)
 - 5 子ども親の分析:どのような子に育ってほしいかの分類と規定要因分析(⑭H19)
- (子どもの健全育成と社会経済的階層)
 - 6 子どもの貧困のダイナミズム:貧困の慢性化、貧困の脱出の分析(⑮H19)
 - 7 子どもの健康と貧困経験(⑯H19)
- 政策評価への活用
 - 8 地域における次世代育成支援の政策評価に対するパネル調査の応用研究(⑰H18)

1

1. 出産後再就労のタイミングと促進要因のイベントヒストリー分析

⑧

2

- 問題設定：
 - 女性たちは出産後、いつ頃仕事に復帰するのか、
 - どのような属性によって再就労の早さに違いが出るのか
 - 属性による差の構造は、都市規模によって違うのか。
- データ:出生児縦断調査の第1-5回
 - 調査の対象児を出産後に、ある時点で再就労していない人が、次の時点で再就労している状態に移行する確率(のロジット)を求め、移行に影響を与えている要素を検証する

3

- 出産後初めて職に就いた時点＝「再就労」
- 最新の調査時点(対象児が4歳6ヶ月になる時点)までに再就労しなかった場合、打ち切り
- 脱落した回があったケースは、最初の脱落時点で観察打ち切り

4

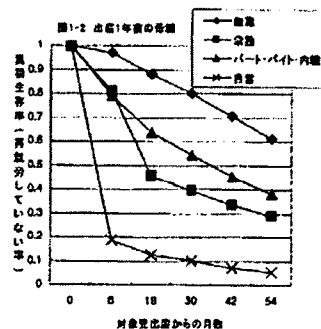
カプラン・マイヤー法による累積生存確率の比較

「再就労しない確率」を各属性グループごとに比較

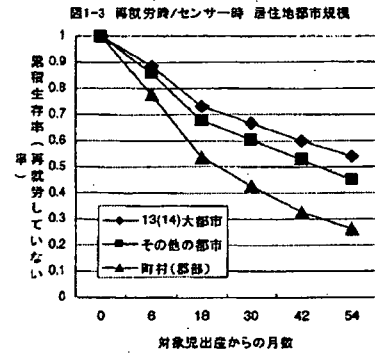
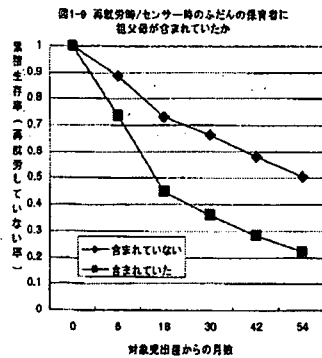
検討した変数:

出産一年前の母の職	再就労時の都市規模
最終学歴	第一子出産時の母年齢
第一子生年	5年以内の転居の有無
三世同居の有無	一人親か
保育者祖父母の有無	5年以内の子ども増加の有無
きょうだい数	父収入5分位

5



6



比較結果まとめ:再就労率の違い

- ・ 出産一年前の従業上の地位: 違い最大 (常勤なら、1.5年で5割以上が再就労)
- ・ 町村居住(再就労時・センサー時): 一番多く早い。
- ・ 大都市: 一番少なく、遅い。
- ・ 出産年齢: 若いほど再就労率高い
- ・ 再就労時の世帯構成:
 - ・ 三世帯世帯で7割近く、
 - ・ ひとり親世帯では8割近くが4年6か月後時点で就労
 - ・ 祖父母の手助けがある場合: 三世帯世帯であることを上回るペースで再就労
- 同居に限らず、祖父母が日常的に子どもの保育に関われるか否かが、再就労の鍵)

ハザード分析

COX比例ハザード分析の離散時間ロジットモデル:

- 説明変数:
 - 「再就労時/センサー時の都市規模」
 - 「三世帯家族比率」
 - 「ひとり親家族比率」
 - 「子どもが増えたか」
 - 「ふだんの保育者に祖父母が含まれるか」
 - 「きょうだい数」
 - 「父の収入5分位」
- 被説明変数: イベント(再就労)の発生

ハザード分析の結果(1)

- 出産1年前に有職: 特にハザード率が高い
- 祖父母が普段の保育に関わる: ↑ 確率2倍以上
- 三世帯世帯: 全体では有意な効果なし
- 子どもが増える: ↓ 確率下がる(0.4倍)
- 第1子を持った年齢が高い: ↓
- 第1子が生まれた時期が最近: ↓
- きょうだいが多い: ↑
- 父親の収入が高い: ↓
- ひとり親: ↑

ハザード分析の結果(2)

- 都市規模: 小さいほど再就労確率が上がる。
- 再就労した際に住んでいた都市の規模による属性の効果
 - 学歴による違い:
 - 都市部: 短大卒、再就労の確率 ↓
 - 町村: 有意でない。
 - 専門専修学校卒: 大都市以外の都市・町村では有意に ↑
 - 5年間の転居経験:
 - 都市部: 再就労確率を若干下げる
 - 町村では上げる

都市規模による違い

- 三世帯世帯の効果は、都市規模によって違う
 - 13大都市では再就労を有意に抑制し、逆に町村では有意に促進し、その他の都市では有意な効果を持たない
 - 普段の保育に祖父母が関わることは、どの都市規模でも再就労確率を大きく上げている。
 - 都市部と郡部での親と成人子の住み方・関わり方の違い、つまり都市部では同居することと関わり方がバラバラではないことが、同居の効果の違いに表れているのではないか。
- 父の収入は、町村では有意でない。
- ひとり親であることは、どの都市規模でも、再就労確率を押し上げている。

13

得られた知見:

- 1) 出産1年前に有職: 出産後の再就労確率は大きく上がる
- 2) 女性が出産後に再就労するために、祖父母(女性の親・義親)のサポートが大きな効果を持つ
 - 特に大都市では同居は必ずしも必要ではない。
- 3) 子どもが増えることが再就労を抑制する
 - 第1子を産んだ年齢が高いことや、第1子がまだ小さいということも再就労を抑制する。
- 4) きょうだい数: 多い方が再就労の確率高い。
- 5) 配偶者の収入: 低いと再就労が促進、高い: 抑制

14

2. 21世紀出生児縦断調査における 回答者・保育担当者の概要: 育児負担の事例分析

15

- 出生児調査の回答者は、母親に限らない。
- 回答者=普段の保育者=母親のケースのみと、回答者すべてを含める場合の違いが問題になる場合もあることに注意を促している。

16

- 第1~4回までの回答者およびふだんの保育担当者が母親であるケースの数の見た。
- 回答者や保育担当者を母親に限定して意識関連項目を分析しようとした場合、回ごとに独立に分析する場合15%。
- プールデータの場合は、最大で3割近いケースが損なわれる

17

第3、4回調査で回答者と保育担当者がともに母親のケースと全ケースの比較結果

- 回答者=保育者=母の方が選びやすい項目:
 - 子育てによる身体の疲れが大きい
 - 自分の自由な時間が持てない
 - 配偶者が育児に参加してくれない
 - 子育てが大変なことを身近な人が理解してくれない
 - 子どもについてまわりの目や評価が気になる
 - 子どもをもつ親同士の関係がうまくいかない
 - 子どもを一時的に預けたい時にあずけ先がない
 - 子どもが言うことを聞かない
 - しつけのしかたがわからない
 - 気持ちに余裕をもって子どもに接することができない

18

- 回答者＝保育者＝母のケースが選びにくい項目：
 - 子育てで出費がかさむ
 - 夫婦で楽しむ時間がない
 - 子どもが病気がちである
 - 子どもが急病の時診てくれる医者が近くにいない
 - 子どもの成長の度合いが気になる
 - しつけのしかたが家族内で一致していない(第4回のみ)
- → 当該設問の詳細な分析を行う場合は、このようなゆがみを考慮に入れる必要があろう。

19

分析事例：育児の負担感

- 回答者と保育担当者がともに母親であるケースに限定して規定要因の分析
- 「負担感」のタイプを析出し、各タイプの負担感を表明しやすい層を特定する試み
 - 「負担感」のタイプを析出する分析では、3つのタイプが確認され、子育て負担感の中にもバリエーションがある

20

育児負担感の項目の主成分分析 (第4回)

子育てにおける負担感	第1成分	第2成分	第3成分
子育てによる身体の不調が大きい	0.098	-0.006	
子育てで出費がかさむ	-0.060	-0.050	
自分の自由な時間が少ない	0.013	0.024	
配偶者が育児に参加してくれない	0.132	-0.011	
しつけのしかたが家族内で一致していない	-0.029	0.149	
仕事や家事が十分にできない		0.025	0.104
子どもについてまわりの目や評価が気になる	0.015		0.010
目が離せないで気が休まらない			0.003
子どもともつ親同士の関係がうまくいかない	-0.009	0.083	0.011
子どもを一緒に寝たい時にあずけ先がない	0.259	0.013	0.021
子どもが言うことを聞かない	0.269		0.088
子どもが病気がちである	0.064	0.102	0.071
子どもが急病の時診てくれる医者が近くにいない	-0.025	-0.043	0.100
子どもの成長の度合いが気になる	-0.080		-0.115
しつけのしかたがわからない	0.012		0.104
長時間に余裕をもって子どもに接することができない	0.030	0.093	0.105
子どもが育世になれない			0.008
子どもが保育園・幼稚園に行きたがらない	0.057	0.017	-0.024

回転法: Kaiser の正規化を伴うバリッド法

21

- 主成分分析によって見出された3成分：
 - 第1成分「自己の自由の喪失に関する負担感」
 - 第2成分「子育ての基準未確立に伴う負担感」
 - 第3成分「家族の協力体制に関する負担感」
- 各成分の成分スコアを従属変数とし、回答者＝保育者＝母のケースについて重回帰分析を行った
- 成分により、関連している変数が異なること確認

22

- 重回帰分析に用いる説明変数：
 - きょうだいダミー
 - 多胎ダミー
 - 第1回母親年齢
 - 出産前学生・有職ダミー
 - 現在学生・有職ダミー
 - 現在休職中ダミー
 - 父＝保育担当ダミー
 - 祖父母同居ダミー
 - 相談者ありダミー

23

第1成分

「自己の自由の喪失に関する負担感」

- 子どもの数少なく、子育てに関する社会的ネットワークも充実しているが、母親の年齢が高く、職業を持っている場合に、強く感じる負担感

24

**第2成分
「子育ての基準未確立に伴う負担感」**

- 多胎児という特殊ケースの場合や、専業主婦層で、父親の手助けはあるものの、祖父母との同居による援助が受けにくく、悩みの相談者もない場合に、強く感じる

25

第3成分「家族の協力体制に関する負担感」

- 多胎児の場合や、母親が若く、他の子どももおらず、育児経験が少なく、かつ、専業主婦であり、父親や同居祖父母の援助が受けられる一方、それらの人々と齟齬があった場合に悩みを相談できる人がいない場合に、強く感じる

26

**3.
何への〈不安／悩み／負担〉
なのか？育児不安の再検討⑬**

- 専業主婦は就業する母親よりも育児不安が高いのか否か：
 - 「専業主婦の方が就業する母親より育児負担感が高い」というよりはむしろ、就労形態により、育児をめぐる否定的な心理のあらわれ方が異なる、ということが確認された。

29

問題設定

- 平成16年度少子化社会白書等において、第2回出生児調査から指摘された育児不安の結果が、第4回出生児調査でもあてはまるのか。
- 第4回調査でも、専業主婦は就業する母親よりも育児不安が高いのか否かを検討
- 育児に関連して、何への〈不安／負担／悩み〉なのか、より具体的な意味を探った。

28

具体的には、

- 専業主婦では一時保育の制度不足感
- 常勤層では時間や精神的余裕の不足感
- パート・アルバイト層では経済的負担感の高さや配偶者の育児参加不足

30

- 所得や他の変数を加え、育児をめぐる否定的な意識の傾向について、各年次ごとにパネルデータを生かした時系列分析を行うことが可能。

31

4. 子育ての経済的負担^⑮

32

問題設定

- 経済的な支援策を考えるにあたって、「経済的負担」をめぐる実態面と意識面の把握が必要
- 一→実際の子育て費用負担と経済的負担感との関係を検討

33

- 子育て費用の実態面に関する探索的分析を行い、経済的に負担と思っている層は、実態面でも子育て費用の負担が高いのかどうかを検証（負担感と実態の比較）
- 実際の子育て費用負担と経済的負担感を規定する要因は何かを、ロジスティック回帰分析を通じて検討し、両者の関係を考察

34

経済的負担感の規定要因に関する ロジスティック回帰分析

〔意識面：子育てで出費がかさむ〕

	B	Exp. (B)	有意確率
保育料あり	0.500	1.649	0.000 ***
子どもの祖父母と同居	-0.227	0.797	0.000 ***
子どもの父親と同居	0.293	1.341	0.007 *
母親が仕事を探している	0.563	1.756	0.000 ***
母親が専業主婦	0.173	1.189	0.000 ***
収入400万円未満	0.277	1.319	0.000 ***
習い事あり	0.179	1.196	0.000 ***
子どもが病気がち	0.563	1.755	0.000 ***
定数	-2.129	0.119	0.000 ***
Cox & Snell R ² 乗	0.032		
Nagelkerke R ² 乗	0.045		

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05, + p < .10

35

- 母親が仕事を探している場合、子どもが病気がちの場合、子どもの保育料がある場合：経済的負担感を強める
- 年収400万円未満の場合、習い事がある場合、母親が専業主婦の場合：経済的負担感を強める
- 祖父母との同居：経済的負担感を弱める
→ 祖父母という親族ネットワークが、(ケア負担のみならず)経済的負担感の緩和にも影響していることが示唆される

36

子育て費用負担の規定要因に関する ロジスティック回帰分析

〔実態面: 収入に占める子育て費用の割合が30%以上〕

	B	Exp (B)	有意確率	
保育料あり	0.453	1.572	0.000	***
子どもの祖父母と同居	0.151	1.163	0.134	
子どもの父親と同居	-1.297	0.273	0.000	***
母親が仕事を探している	0.195	1.215	0.063	+
母親が専業主婦	-0.586	0.557	0.000	***
収入400万円未満	1.722	5.594	0.000	***
習い事あり	0.294	1.341	0.004	**
子どもが病気がち	0.302	1.353	0.104	
定数	-3.599	0.027	0.000	***
Cox & Snell R ² 乗		0.026		
Nagelkerke R ² 乗		0.131		

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05, + p < .10

37

子育て費用の割合が30%以上の規定要因:

- 収入400万円未満、もっとも強い関連
- 保育料あり: 有意な関連
- 子育て費用負担の実態面: 専業主婦であること: 負の関連
 - (専業主婦であることと負担感、正の関連)
- 子どもの父親と同居している負の関連。

→収入が400万円未満で、子どもが病気がちで、保育料があり、子どもの父親と別居している場合、収入に占める子育て費用の割合が30%以上となる傾向がみられるということが示唆される。

38

まとめ:

- 子育て費用負担をめぐる、意識面と実態面でみた場合、一致する部分とずれている部分が明らかになった。
- ズレの部分: 実態レベルの費用負担においてみられる年収間の差と、意識レベルの負担感においてみられる年収間の差が、必ずしも同じ傾向を示していないという点
- 実態レベルの費用負担の差よりも、経済的負担感(子育てで出費がかさむと思う)の差の方が小さく、低所得層の負担感が必ずしもトップにくる結果ではなかった。

39

5

「出生児縦断調査」による子ども観の 分析に向けて ——「どのような子に育てて欲しい か」の分類および規定要因分析 ——

40

■ 「21世紀出生児縦断調査」の第3回

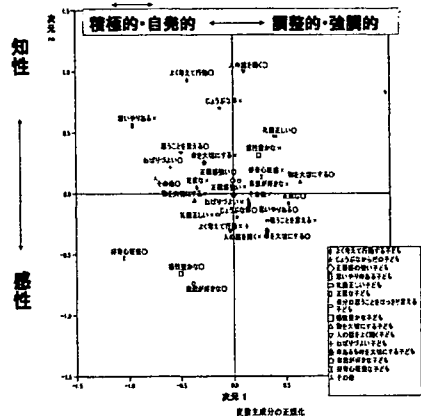
「平成13年1月/7月生まれのお子さんほどのような子に育てて欲しいと思いますか。次のうち、特に重視したいもの5つまでを選んでその番号に○をつけてください」(問14)

41

今後の調査に入れる項目の案

- 先行研究の中での位置づけや他調査との比較の観点から」
 - 自立・公共心
 - 学歴主義(知識欲、早熟度)
 - 生活目標
 - 人生目標(子供用に修正したもの)

42



43

■ 子ども親の4分類(度数分布表)

	度数	パーセント
知性×調整	11377	26.6
知性×積極	9681	22.6
感性×積極	10789	25.2
感性×調整	10962	25.6
合計	42809	100.0

44

	知性×調整	知性×積極	感性×積極	感性×調整
女子ダミー	+	-	-	+
回答者父のみダミー	-	+	+	-
回答者母のみダミー	-	-	-	+
回答者その他ダミー	+	+	-	-
きょうだいダミー	+	+	-	-
祖父母同居ダミー	+	-	-	-
13都市ダミー				
都府ダミー				
外国ダミー				
母主婦ダミー		-	-	+
母専勤ダミー	-	+	-	-
父専門・技術職ダミー			+	-
父管理職ダミー				
父販売職ダミー	+	-		
父ワービス職ダミー	+	-		
父保安職ダミー	+			
父農林漁業職ダミー				
父運輸・通信職ダミー	+			
父生産工程・労働職ダミー	+		+	
父職その他ダミー				
父大卒以上ダミー	-	+	+	-
父学歴その他ダミー		+		
父母平均年齢(第3回)		+		-

ロジスティック回帰分析

45

- 都市規模はいずれも有意でない
- きょうだいはいるほうが「知性」志向に影響し「感性」志向に影響するという傾向
- 子どもが女子であること、祖父母と同居していること、母親が主婦であることが、「知性×調整」または「感性×調整」の調整型と正の関係性; 「知性×積極」または「感性×積極」の積極型と負の関係性
- 回答者が父であること、母親が常勤であること、父親が大卒であることなどは、これと逆の関係性

46

- 子どもと回答者のジェンダーでは女性が調整型、
- 祖父母との同居に象徴される家族形態では別居という一般に旧来の形と考えられるものが調整型、
- 母親の職業では常勤に比して主婦が調整型、
- 親の学歴において学歴が低いほうが調整型
- +よりこれらの傾向が強いほうが「知性×調整」と特に関連し、よりこれらと逆の傾向を持つほうが「感性×積極」と強く関連

47

- コレスポネンス分析を用いて分類した出生児調査の子ども親の4分類は、先行研究ともある程度整合
- 子ども親の変化や子ども親によるその後の家族の養育、教育戦略等の分析に適用可能。
- (例として、しつけ方との関連を分析している。)

48

子ども親の分析の意義

- 本縦断調査の経過とともに、家族の教育戦略や子ども自身の価値観や人生観を追跡調査することができれば、それらと出生児が2歳半の時点の子ども親の関係性を見ることで、「子ども」像が、どのような家族の戦略と結びついて、どのような形で「社会」に位置づけるか(位置づかないのか)を、追跡できるかもしれない

49

6. 子どもの貧困のダイナミズム⑩

50

各パネル調査の概要

	ベビー・パネル	家計研パネル	慶應パネル	老研パネル
調査名	21世紀出生児縦断調査	消費生活に関するパネル調査	慶應義塾家計パネル調査	全国高齢者の生活と福祉に関する長期縦断調査
実施主体	厚生労働省	家計経済研究所	慶應義塾大学	東京都老人総合研究所
対象者	2001年に出生した子供を持つ世帯	1993年時点で24歳～34歳の女性	2004年時点で20歳から69歳の個人	初回時点で60歳以上、個人(随時補充標本を追加)
調査年	2001年～毎年	1997年～毎年	2004年～毎年	1987年、1990年、93年、96年、99年
初年度標本数	47,015	1,500	4,005	2,200
脱落率(1→2回目)	6.6%	5.2%	17.3%	24.0%

51

- 欧米の貧困研究の主流: パネル・データを用いた動態分析
 - 貧困を一時点における「状態」として捉えるより、長年の「不利」の「蓄積」と捉えるほうが適切という認識
 - パネル・データによって、一時的な貧困(1年間のみ所得が減少したなど)と慢性的な貧困の区別が可能

52

- 「出生児縦断調査」の2001年から2005年までの5回の個票データ使用
- 全年次に所得データのある世帯のみを分析(balanced data)
- 相対的貧困基準(等価世帯所得の中央値の50%)と絶対的貧困基準(1年目の等価世帯所得の中央値の50%)

53

脱落の影響

- 低所得層に偏った脱落の発生: 相対的貧困の計測に二つの影響。
 - 所得の中央値の50%(ないし40%、60%)と定義される相対的貧困線が、低所得層がより多く脱落することで引き上げられる(貧困率の過大推計)
 - 低所得層の脱落によって貧困率が下がる可能性(貧困率の過小推計)

54

所得5分位別の脱落・非回答の発生割合(%)
(前年の所得5分位別、脱落または所得変数非回答率)

前年の所得5分位	1年目→2年目		2年目→4年目		4年目→5年目	
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
I	26.1	15.14				12.84
II	13.5	11.03				10.03
III	11.19	8.29				8.5
IV	9.68	7.13				7.59
V	8.49	6.57				6.95
全体	13.82	9.63				9.182
前年のサンプル数	46977	40517				39719

56

貧困経験の類型

貧困経験の類型	貧困基準(所得)未満の回数	% (n=33589)
固定貧困層	4調査	1.9%
慢性的貧困層	2調査	2.6%
	3調査	4.8%
一時的貧困層	1調査	11.6%
安定層	なし	79.0%

56

貧困の慢性化に関する分析

- 各年の貧困世帯をプールしたサンプル
- 被説明変数: 貧困世帯が、次の調査時点で貧困か否か
- 説明変数:
 - 2001から2002年の変動(レファレンス)
 - 2002から2004年の変動
 - 2004から2005年の変動
- コントロール変数:
 - 父母学歴、年齢、家族形態

57

	相対的貧困		絶対的貧困	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比
母親の年齢	0.0173 ***	1.02	0.0157 **	1.02
父親の年齢	0.000706	1.00	0.00194	1.00
母子世帯(*1)	-1.1837 ***	0.31	-1.2034 ***	0.30
父子世帯(*1)	-0.198	0.82	-0.311	0.73
母学歴(*2): 中卒	-0.1675 *	0.85	-0.1485 *	0.86
高専・短大	0.2307 ***	1.26	0.2274 ***	1.26
大卒	0.3658 ***	1.44	0.3706 ***	1.45
その他	0.4671 *	1.60	0.4837 *	1.62
父学歴(*2): 中卒	-0.1079	0.90	-0.1186 *	0.89
高専・短大	-0.1005	0.90	-0.0688	0.93
大卒	0.4823 ***	1.62	0.4915 ***	1.64
その他	-0.6254 ***	0.54	-0.6376 ***	0.53
2002年ダミー(*3)	-0.0365	0.96	-0.0724	1.08
2004年ダミー(*3)	-0.4004 ***	0.67	-0.225 ***	0.80
切片	-0.2659 **		-0.3927 ***	
サンプル数	8931		9270	
Max-rescaled R-Square	0.0907		0.084	

貧困からの脱出の有無(ロジット)

58

結果

- 01-02年より、04-05年の方が、貧困脱出確率が低くなっている。
- → 貧困の慢性化が確認されたといえる。
- 母子世帯: 脱出確率下げる

59

貧困脱出のSurvival Analysis

- 第一回(2000年)で貧困基準未満の世帯 (n=3707)
- 被説明変数: 貧困脱出までの年数
- 説明変数: 世帯類型(二親世帯、母子世帯、父子世帯)、母親年齢、父親年齢、母親学歴、父親学歴
 - 学歴以外の変数Time Variant
 - 学歴Time Invariantな変数

60