

表 5 に推定結果が報告されている。女子ダミーが体重の水準で 0.3kg 軽く、身長で 1cm 低いことが確認されている。出生からの経過日数は 4 次項まですべて 1%水準で有意である。ランダム切片の標準偏差は体重で 0.78kg、身長で 1.73cm とかなり大きい。出生からの経過日数にかかるランダム係数は体重で 0.002kg、身長で 0.001cm と極めて小さい。ランダム切片とランダム係数の相関は体重で-0.661、身長で 0.400 である。

この推定結果のパラメータを用いて平均的な成長経路を描いたのが図 4-7 である。ここでは、図 1 で描かれたような人間成長パターンが実際のデータで再現されていることが一見してわかるだろう。特に変化の図では子供期の微妙な増加や、まだ 10 歳にすぎないにもかかわらず、思春期の成長が加速され始めていることもデータから抽出できている。

V おわりに

本論文では子どもの成長パターンを統計的に表現する方法について、医学で議論されている成長経路に基づいたモデルを用いて考察した。基本的には、身体成長を出生日からの経過日数 (survival day) の多項式で説明するという簡単なモデルをランダム係数モデルに拡張した。

今回用いたデータは 10 年間のパネルデータであったが、思春期の成長は 18 歳ぐらいまでは続くと考えられるので、さらにデータが蓄積され、それを用いて実証することが必要である。その意味では、この論文は人間成長モデルの統計的分析に関する中間報告にすぎない。『21 世紀出生児縦断調査』を実施主体である厚生労働省にはこの調査を継続して、身体成長に関するデータを蓄積していただきたい。また、遺伝情報との関係で、実両親の成人後の身長・体重などがわかれば、さらに多様な分析が出来るようになるので、可能であれば、調査に加えていただきたいことを申し添えておきたい。

現在までのところランダム係数モデルを使用して推定することが、最もデータの性質を捉えているのではないかと判断される。しかし、ラグ構造やランダム係数をとる変数の選択など現状のモデルを改善する余地は残されているので、さらに検討していく必要がある。

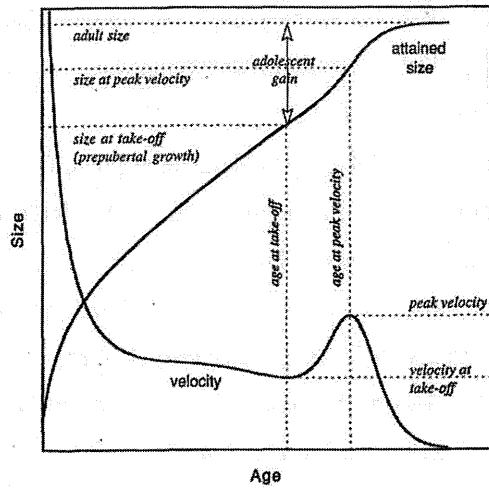
子どもの成長ということで、最も重要な問題は、おそらく、成長に支障をきたした子どもであろう。2.5kg 以下の体重で生まれた低体重児がその後、どのようなキャッチアップを見せるのか、乳幼児期から子供期、子供期から思春期へのスムーズな移行ができない子どもがいるとすれば、何が原因であるのか、などについても検討すべき課題として残されている。

文献

- 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』、岩波書店
- 北村行伸 (2014) 「子どもの成長パターン」、北村行伸 (編) 『応用ミクロ計量経済学 II』、日本評論社、第 2 章, pp.25-74.
- Bock, R. D. and Thissen, D.M.(1976) “Fitting Multicomponent Models for Growth in Stature”, Proceedings of the 9th International Biometric Conference. Raleigh: The Biometric Society, pp.431-443.
- Bock, R.D. and Thissen, D.M.(1980) “Statistical Problems of Fitting Individual Growth Curves”, in F.E.Johnston, A.F.Roche and C.Susanne (eds) *Human Physical Growth and Maturation: Methodologies and Factors*, Plenum, pp.265-290.
- Bogin, Barry.(1999) *Patterns of Human Growth*, 2nd ed, Cambridge University Press.
- Boyd, E.(1980) *Origin of the Study of Human Growth*, University of Oregon Health Science Center Foundations.
- Eveleth, Phyllis B. and Tanner, James M.(1990) *Worldwide Variation in Human Growth*, 2nd ed, Cambridge: Cambridge University Press.
- Gasser, Theo., Daniel, Gervini and Luciano Molinari (2004) “Kernel estimation, shape-invariant modelling and structural analysis”, in Hauspie, r.C., N. Cameron and L. Molinari (eds.) *Methods in Human Growth Research*, Chapter 7., Cambridge University Press.
- Guo, Shumei, Roger M. Siervogel., Alex F. Roche and WM, Cameron Chumlea.(1992) “Mathematical Modelling of Human Growth: A Comparative Study”, *American Journal of Human Biology*, 4, pp.93-104.
- Hall, Stephen S.(2006a) *Size Matters*, Houghton Mifflin Company.
- Hisiao, Cheng and M.Hashem Pesaran.(2004) “Random Coefficient Panel Data Models”, IEPR Working paper 04.2, Institute of Economic Policy Research, University of Southern California.
- Hauspie, Roland C.(1989) “Mathematical Models for the Study of Individual Growth Patterns”, *Revue Epidémiologie et Santé Publique*, 37, 461-476.
- Hauspie, Roland C., Noel Cameron and Luciano Molinari.(eds)(2004) *Methods in Human Growth Research*, Cambridge University Press.
- Hauspie, Roland, C. and Luciano Molinari (2004) “Parametric Models for Postnatal Growth,” in Hauspie, r.C., N. Cameron and L. Molinari (eds.) *Methods in Human Growth Research*, Chapter 8., Cambridge University Press.
- Karlberg, J.(1989) “A Biologically-Oriented Mathematical Model (ICP) for Human Growth”, *Acta Paediatr Suppl*, 350: 70-94.

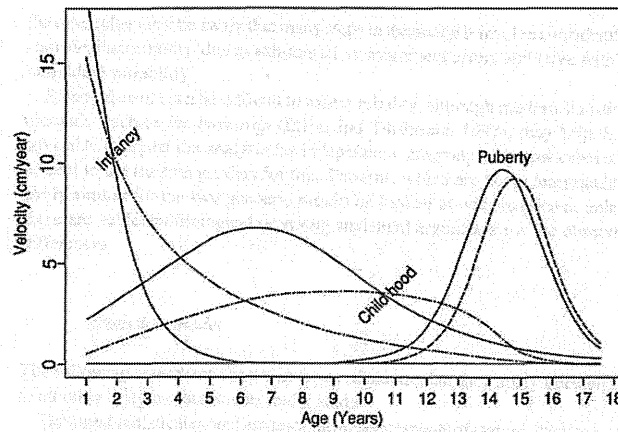
- Karlberg, J. I., Engström, P., Karlberg and J. G. Fryer. (1987) "Analysis of Linear Growth Using a Mathematical Model: From Birth to Three Years", *Acta Paediatr Scand*, 76: 478-488.
- Lample, M. J. D., Veldhuis and Johnson, M. L. (1992) "Saltation and Stasis: A Model of Human Growth", *Science*, 258, pp.801-803 (30 October 1992).
- Molinari, Luciano and Gasser, Theo (2004) "The Human Growth Curve: Distance, Velocity and Acceleration," in Houpié, R.C., N. Cameron and L. Molinari (eds.) *Methods in Human Growth Research*, Cambridge University Press.
- Preece, M. A. and M. J. Baines. (1978) "A New Family of Mathematical Models Describing the Human Growth Curve", *Annals of Human Biology*, 5(1), 1-24
- Rabe-Hesketh, Sophia and Anders Skrondal (2012) *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, Vol. I: Continuous Responses, 3rd ed., Stata Press.
- Stigler, Stephen M. (1986) *The History of Statistics*, Harvard University Press.
- Tanner, James M. (1981) *A History of the Study of Human Growth*, Cambridge University Press.

図1 人間の成長パターンのイメージ



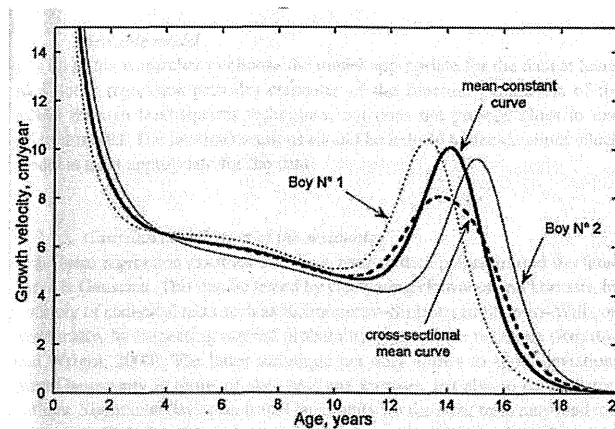
(出典) Hauspie and Molinari (2004, Figure 8.8)

図2 3段階の人間の成長パターン



(出典) Molinari and Gasser (2004, Figure 2.3)

図3 2人の少年の成長変化率のズレと統計上の処理



(出典) Hauspie and Molinari (2004, Figure 8.9)

図4 体重水準の成長パターン経路と男子の推定経路

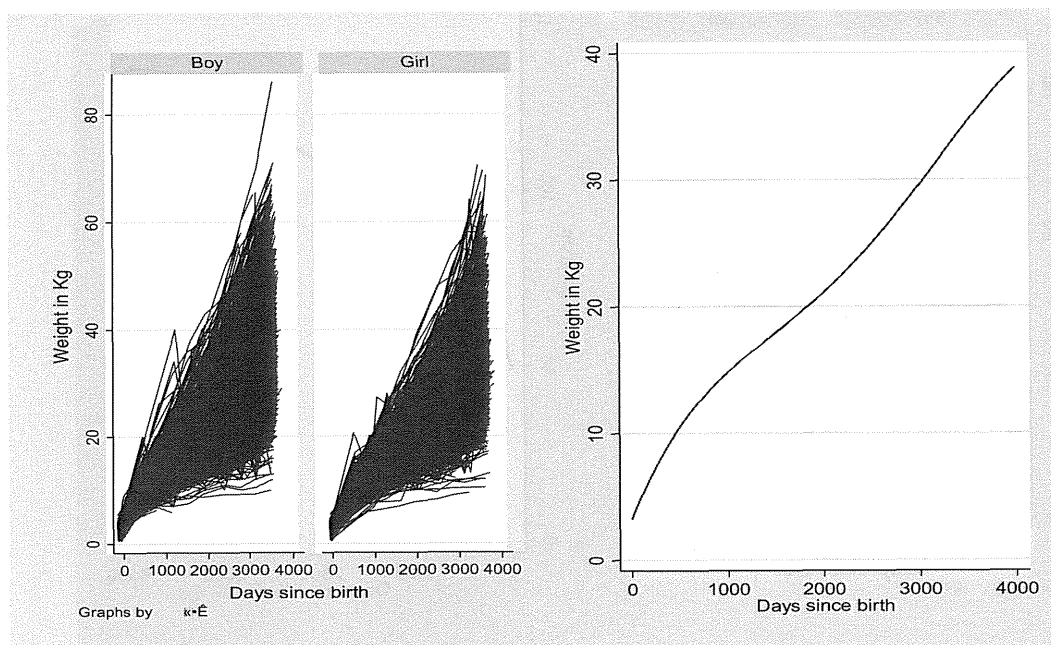


図5 体重変化の成長パターン経路と男子の推定経路

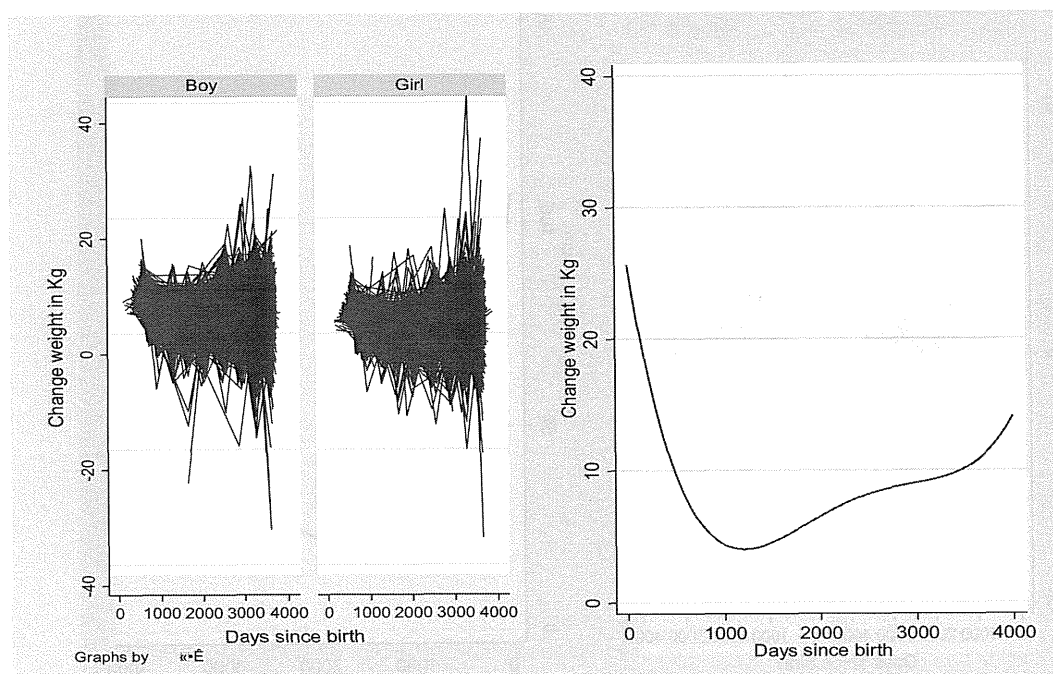


図6 身長水準の成長パターン経路と男子の推定経路

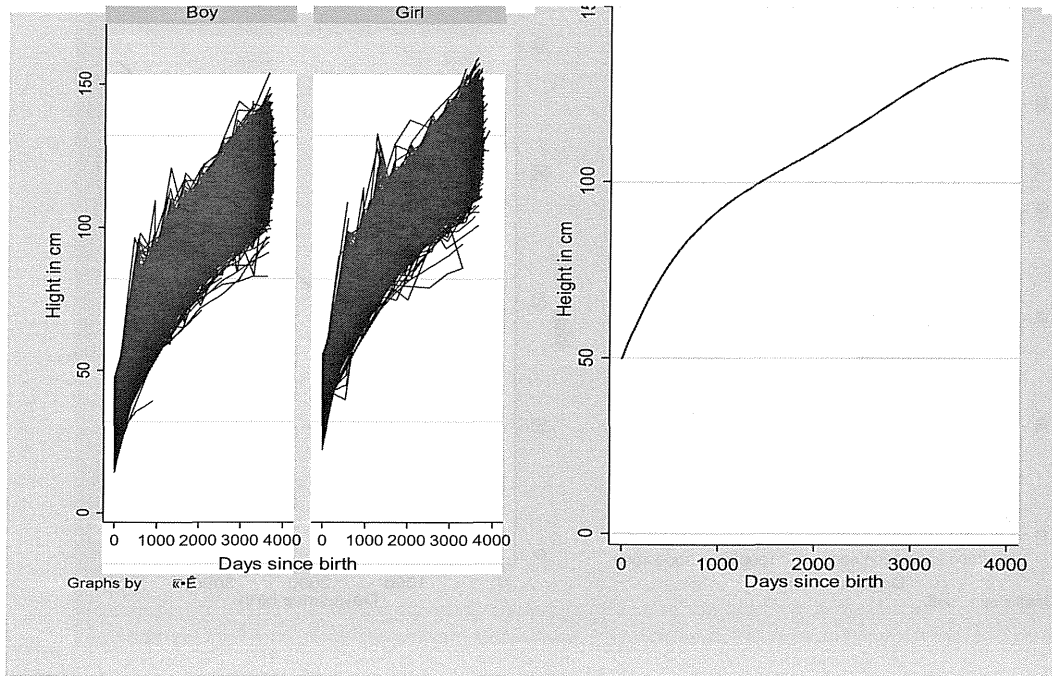


図7 身長変化の成長パターン経路と男子の推定経路

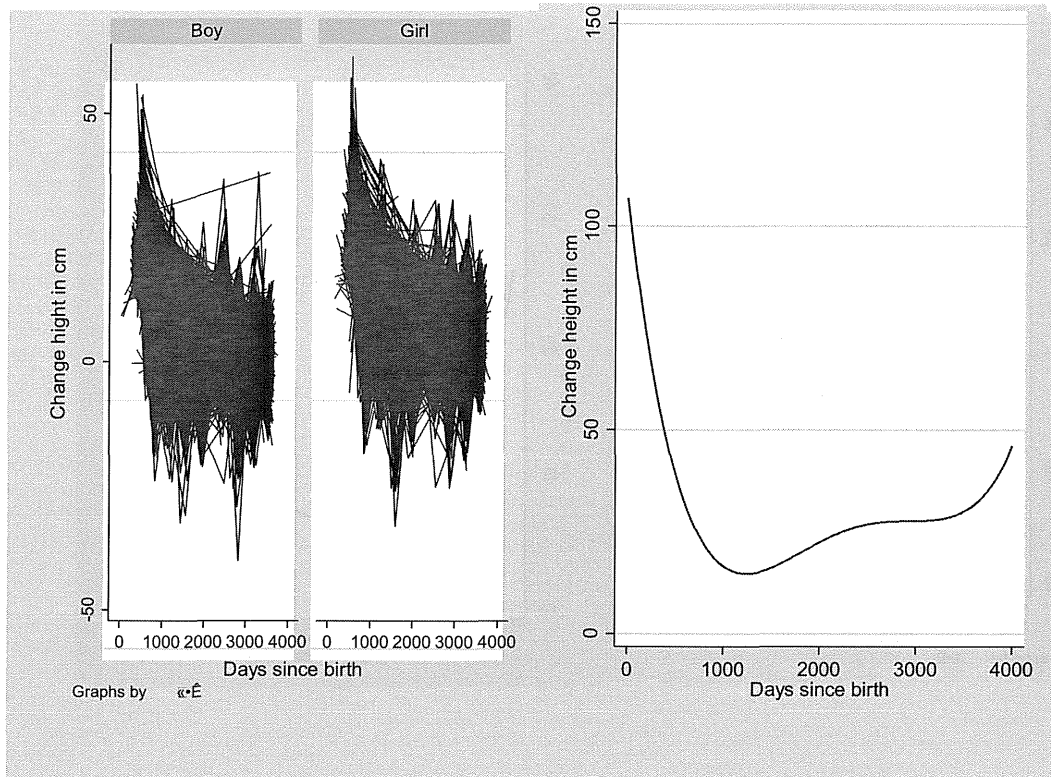


表 1 体重水準の成長パターンの固定効果・最尤法推定

Dependent Variable: lnbdywh	boy				girl			
	Fixed		MLE		Fixed		MLE	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z
survivalday	0.006	52.21	0.005	113.64	0.005	48.69	0.005	107.54
survivalday 2	-0.0000133	-22.34	-9.10E-06	-44.10	-0.0000112	-19.32	-8.31E-06	-40.38
survivalday 3	1.86E-08	14.92	9.66E-09	26.40	1.49E-08	12.23	8.64E-09	23.70
survivalday 4	-1.65E-11	-11.78	-6.30E-12	-18.75	-1.26E-11	-9.26	-5.51E-12	-16.50
survivalday 5	9.44E-15	10.13	2.56E-15	14.68	6.97E-15	7.70	2.19E-15	12.63
survivalday 6	-3.44E-18	-9.12	-6.30E-19	-12.19	-2.48E-18	-6.77	-5.25E-19	-10.24
survivalday 7	7.72E-22	8.43	8.59E-23	10.54	5.45E-22	6.16	6.97E-23	8.64
survivalday 8	-9.69E-26	-7.93	-4.97E-27	-9.37	-6.75E-26	-5.72	-3.93E-27	-7.49
survivalday 9	5.21E-30	7.53	(omitted)		3.60E-30	5.40	(omitted)	
lncostofchildcare	-0.001	-2.18	0.000	-0.43	-0.001	-1.35	0.000	-0.30
_cons	1.112	1572.66	1.110	1120.13	1.087	1528.54	1.085	1070.08
Diagnostics								
Number of observation	179077		179077		165777		165777	
Number of groups	24273				22425		22425	
R-sq within	0.9829				0.9841			
between	0.9257				0.9261			
overall	0.9566				0.9582			
Log Likelihood			146104.970				140247.64	
Breusch-Pagan Lagrangean multiplier test for random effect	chi2(1) = 2.5e+05 Prob > chi2 = 0.0000				chi2(1) = 2.4e+05 Prob > chi2 = 0.0000			
Hausman Test	chi2(2) = 134.08 Prob>chi2 = 0.000				chi2(2) = 59.01 Prob>chi2 = 0.000			
LR chi2(3)			LR chi2(3) = 668719.71 Prob > chi2 = 0.000				LR chi2(3) = 629787.24 Prob > chi2 = 0.000	

note: survivalday 2 implies survivalday * survivalday, in general, survivalday n implies survivalday (n-1) * survivalday.

表 2 体重変化の成長パターンの固定効果・最尤法推定

Dependent Variable: lnbdywh	boy				girl			
	Fixed		MLE		Fixed		MLE	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z
survivalday	0.138	144.23	0.050	97.99	0.117	141.77	0.050	103.63
survivalday 2	0.000	-155.08	0.000	-122.87	0.000	-151.29	0.000	-127.75
survivalday 3	5.82E-07	155.32	1.77E-07	136.22	4.98E-07	149.30	1.74E-07	140.17
survivalday 4	-5.08E-10	-150.18	-1.26E-10	-142.76	-4.34E-10	-142.10	-1.23E-10	-145.72
survivalday 5	2.77E-13	142.72	5.20E-14	145.20	2.36E-13	133.10	5.07E-14	147.20
survivalday 6	-9.55E-17	-134.58	-1.20E-17	-145.16	-8.11E-17	-123.93	-1.16E-17	-146.28
survivalday 7	2.02E-20	126.56	1.26E-21	143.60	1.71E-20	115.28	1.22E-21	143.93
survivalday 8	-2.40E-24	-119.00	(omitted)		-2.02E-24	-107.38	(omitted)	
survivalday 9	1.22E-28	112.03	-7.46E-30	-138.14	1.02E-28	100.25	-7.16E-30	-137.14
lncostofchildcare	0.000	-1.35	-0.003	-8.42	-0.0000642	-0.17	-0.003	-6.95
_cons	-17.456	-113.77	-4.884	-51.99	-14.326	-109.54	-5.165	-57.75
Diagnostics								
Number of observation	137155		137155		126819		126819	
Number of groups	22470		22470		20801		20801	
R-sq within	0.9474				0.9463			
between	0.9363				0.9416			
overall	0.9426				0.9426			
Log Likelihood			123897.98				118351.66	
Breusch-Pagan Lagrangean multiplier test for random effect	chi2(1) = 461.90 Prob > chi2 = 0.0000				chi2(1) = 520.07 Prob > chi2 = 0.0000			
Hausman Test	chi2(2) = 14675.13 Prob>chi2 = 0.000				chi2(2) = 12259.30 Prob>chi2 = 0.000			
LR chi2(3)			LR chi2(3) = 380495.92 Prob > chi2 = 0.000				LR chi2(3) = 351184.75 Prob > chi2 = 0.000	

note: The same as Table 1.

表3 身長水準の成長パターンの固定効果・最尤法推定

Dependent Variable: lnbdywht	boy				girl			
	Fixed		MLE		Fixed		MLE	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z
survivalday	0.002	56.30	0.002	131.49	0.002	53.73	0.002	123.86
survivalday 2	-3.65E-06	-19.93	-3.02E-06	-47.14	-3.70E-06	-19.43	-3.08E-06	-45.57
survivalday 3	4.53E-09	11.81	3.19E-09	28.10	4.70E-09	11.81	3.38E-09	28.30
survivalday 4	-3.63E-12	-8.43	-2.10E-12	-20.21	-3.82E-12	-8.57	-2.32E-12	-21.21
survivalday 5	1.90E-15	6.63	8.69E-16	16.11	2.00E-15	6.78	9.92E-16	17.54
survivalday 6	-6.38E-19	-5.52	-2.18E-19	-13.68	-6.70E-19	-5.62	-2.57E-19	-15.38
survivalday 7	1.33E-22	4.74	3.04E-23	12.09	1.37E-22	4.76	3.67E-23	13.96
survivalday 8	-1.55E-26	-4.15	-1.79E-27	-10.96	-1.57E-26	-4.08	-2.21E-27	-12.95
survivalday 9	7.78E-31	3.68	(omitted)		7.64E-31	3.52	(omitted)	
lncostofchildcare	-0.001	-7.24	-0.001	-5.09	-0.001	-6.79	-0.001	-5.19
_cons	3.896	1.80E+04	3.895	1.30E+04	3.886	1.70E+04	3.885	1.20E+04
Diagnostics								
Number of observation	174986		174986		161904		161904	
Number of groups	24254		24254		22404		22404	
R-sq within	0.9922				0.992			
between	0.9657				0.9659			
overall	0.9802				0.9804			
Log Likelihood			350887.850				321817.72	
Breusch-Pagan Lagrangean multiplier test for random effect	chi2(1) = 2.2e+05 Prob > chi2 = 0.0000				chi2(1) = 2.0e+05 Prob > chi2 = 0.0000			
Hausman Test	chi2(2) = 115.73 Prob>chi2 = 0.000				chi2(2) = 68.90 Prob>chi2 = 0.000			
LR chi2(3)			LR chi2(3) = 787632.10 Prob > chi2 = 0.000				LR chi2(3) = 726255.30 Prob > chi2 = 0.000	

note: The same as Table 1.

表4 身長変化の成長パターンの固定効果・最尤法推定

Dependent Variable: lnbdywht	boy				girl			
	Fixed		MLE		Fixed		MLE	
	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z	Estimated Coefficient	t	Estimated Coefficient	z
survivalday	0.055	143.61	0.020	104.48	0.047	137.97	0.020	103.06
survivalday 2	-0.000154	-152.98	-0.0000546	-127.81	-0.000134	-146.56	-0.000053	-125.65
survivalday 3	2.27E-07	152.50	7.00E-08	140.23	1.98E-07	144.56	6.79E-08	137.39
survivalday 4	-1.98E-10	-147.05	-4.98E-11	-146.29	-1.73E-10	-137.78	-4.83E-11	-142.86
survivalday 5	1.08E-13	139.48	2.05E-14	148.55	9.46E-14	129.33	1.99E-14	144.64
survivalday 6	-3.70E-17	-131.29	-4.72E-18	-148.53	-3.25E-17	-120.67	-4.57E-18	-144.24
survivalday 7	7.81E-21	123.23	4.98E-22	147.11	6.86E-21	112.43	4.81E-22	142.54
survivalday 8	-9.24E-25	-115.63	(omitted)		-8.11E-25	-104.82	(omitted)	
survivalday 9	4.69E-29	108.59	-2.97E-30	-142.03	4.11E-29	97.89	-2.86E-30	-137.13
lncostofchildcare	-0.001	-7.30	-0.002	-13.87	-0.001	-6.27	-0.002	-12.67
_cons	-7.040	-115.46	-2.166	-60.03	-5.756	-107.81	-2.106	-59.22
Diagnostics								
Number of observation	131525		131525		121440		121440	
Number of groups	22233		22233		20580		20580	
R-sq within	0.9458				0.9429			
between	0.9471				0.9495			
overall	0.944				0.942			
Log Likelihood			245773.24				226431.91	
Breusch-Pagan Lagrangean multiplier test for random effect	chi2(1) = 2306.10 Prob > chi2 = 0.0000				chi2(1) = 2141.68 Prob > chi2 = 0.0000			
Hausman Test	chi2(2) = 13819.84 Prob>chi2 = 0.000				chi2(2) = 11656.27 Prob>chi2 = 0.000			
LR chi2(3)			LR chi2(3) = 367879.06 Prob > chi2 = 0.000				LR chi2(3) = 334681.12 Prob > chi2 = 0.000	

note: The same as Table 1.

表5 体重・身長の水準・変化の成長パターンに関するランダム係数モデル推定

	体 重				身 長			
	水 準		変 化		水 準		変 化	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値	係数	z値
Fixed part								
girl	-0.316	-37.14	-0.103	-15.17	-1.041	-46.92	0.068	4.94
survivalday	0.018	668.00	-0.049	-358.55	0.073	1383.34	-0.205	-597.88
survival2	-0.000	-325.00	0.000	290.77	-4.16E-05	-630.34	0.000	490.08
survival3	3.53E-09	251.27	-1.01E-08	-244.50	1.31E-08	460.01	-4.36E-08	-421.78
survival4	-3.78E-13	-195.99	1.04E-12	212.54	-1.46E-12	-375.23	4.59E-12	373.73
costofchildcare	0.001	3.68	0.002	4.20	-0.000	-0.50	0.007	6.21
_cons	3.234	403.53	25.625	507.27	49.731	2797.66	106.993	841.39
Random part								
sd (survivalday)	0.002		0.000		0.001		9.74E-09	
sd (_cons)	0.782		0.263		1.725		0.000	
corr (survivalday, _cons)	-0.661		-1.000		0.400		-0.761	
sd (Residual)	1.224		1.460		2.449		3.597	
Diagnostic								
Number of observations	360223		289544		351408		276156	
Number of groups	46818		43967		46783		43511	
Log likelihood	-674801.06		-536329.74		-886884.61		-745386.16	

出産後の常勤・パート就労における都市規模の効果の イベントヒストリー分析：離散時間ハザードモデルに よる検討

西野淑美¹

目的 21世紀出生児縦断調査のこれまでの分析から、出産した母親がその後再度就労している割合は、大都市（東京23区・政令指定都市）では低く、郡部では高いこと、また子供が成長するにつれてもこの違いが続くことがわかっている。常勤雇用でも同様の都市規模差があり、就労の時期も大都市では郡部に比べて遅いことを、筆者は本研究プロジェクトの昨年度の分析で示した。これは都市規模自体の効果と言えるのか、それとも何か他の要素との疑似関係として説明すべきなのか、本稿ではイベントヒストリー分析（生存時間分析）の手法を用いて確認する。

方法 データは、21世紀出生児縦断調査の第1回から第10回調査を用いた。母の学歴、父の収入、祖父母の子育て協力、子供の数、子供数の増加、出産前の母職といった変数の違いを個別に考慮した場合も、出産後の母親がその後再度就労する割合・時期は、居住地の都市規模によって違いがみられるのか、生命表ならびに離散時間ハザードモデルを用いて確認した。

結果 常勤による再就労は出産後1-2年の間に発生するのに対し、パートによる再就労は出産後数年を経てから増えていくこと、また常勤でもパートでも都市規模が小さいほど累積の再就労率が高いことが明らかとなった。生命表によって属性別にみると、常勤再就労の場合は、都市規模の効果は属性とは独立に存在することを確認できた。パート再就労の場合もほとんどの場合は都市規模の効果が見られるが、常勤再就労よりも差は小さいことが多く、属性によっては見られないこともあった。すべての属性を投入した多変量解析においても常勤再就労、パート再就労ともに都市規模の効果は存在した。

結論 出産前にも常勤職であったことと祖父母の保育支援が常勤再就労を促しており、その効果は都市規模が小さいほど大きい。都市規模による差、つまり地域差の存在は、個人や世帯を対象として同じ施策を行っても、全国一律の効果につながるとは限らないことを意味する。大都市での再就労、特に常勤職への再就労は、属性が同じであっても郡部に比べてハードルが高いことを考慮した就労支援施策の展開が求められる。

I 問題設定

21世紀出生児縦断調査のこれまでの分析から、出産した母親がその後再度就労している割合は、大都市（東京23区・政令指定都市）では低く、郡部では高いこと（厚生労働省大臣官房統計情報部、2004）、また子供が成長するにつれてもこの違いが続くことがわかって

¹ 東洋大学社会学部 准教授

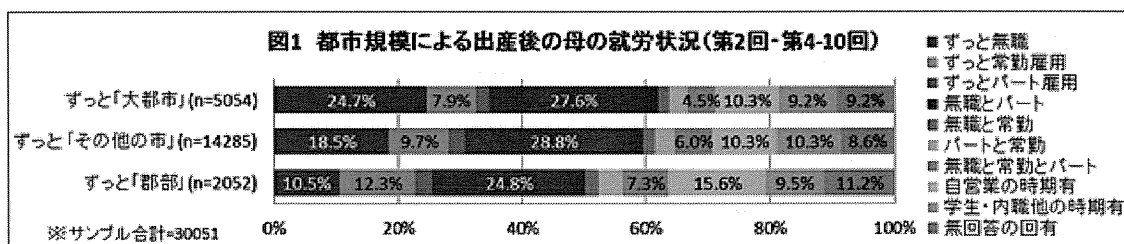
いる；西野、2008 など）。常勤雇用でも同様の都市規模差があり、就労の時期も大都市では郡部に比べて遅いことを、筆者は本研究プロジェクトの昨年度の分析で示した（西野、2013）。

これは都市規模自体の効果と言えるのか、それとも何か他の要素との疑似関係として説明すべきなのか、本稿ではイベントヒストリー分析（生存時間分析）の手法を用いて確認していく。具体的には、母の学歴、父の収入、祖父母の子育て協力、子供の数、子供数の増加、出産前の母職といった変数の違いを個別に考慮した場合も、出産後の母親がその後再度就労する（以下「再就労」、ただし出産前後に切れ目なく働いていたケースも含む）割合・時期は都市規模によって違いがみられるのか、生命表を作成して確認する。また、これらの変数をすべて投入して離散時間ハザードモデルに当てはめても、再就労に都市規模の効果がみられるか確認する。これらの内容を、常勤での再就労とパートでの再就労について分析する。データは、21世紀出生児縦断調査の第1回から第10回調査を用いる。

II 母親の再就労の都市規模による基本的な差異

まず、子供を産んだ母親の再就労の基本的な様相を、「東京23区・政令指定都市」（以下「大都市」）、「その他の市」「郡部」という3つの都市規模別に示す。クロス集計も生命表分析も、第1回から第10回の間転居しなかった人、または転居しても同じ都市規模の地域内でのみ転居した人を対象とする。なお、第2回調査では育児休暇中の場合は「無職」に含めているが、それ以降は復職後に予定されている従業上の地位に含まれる（以下同様）。

まず、都市規模別に、第2回から第10回の従業上の地位のパターンを、クロス集計でまとめた（図1）。第1回（対象児6か月時点）は無職の割合が圧倒的に高いため除き、第3回（対象児2歳半時点）は当該設問がないため含めていない。第2回から第10回までに脱落回があったサンプルは除いている。



大都市では「ずっと無職」の割合が高く、郡部では「ずっと常勤」の割合が相対的に高いことがわかる。ただ、子供を持つ母親の常勤雇用は、「ずっと常勤」に「無職と常勤」「パートと常勤」「無職・常勤・パート」を合わせたとしても、いずれの都市規模でも2割前後にとどまっており、子育てと常勤職の両立の難しさを物語る。

次に、対象児を産んだ後に初めて常勤で就労した時点を離散時間のイベント生起と捉え、常勤またはパートでの再就労を「しない」でいることの生存関数を検討する。分析には、SPSS17.0の生命表分析のパッケージを使用し、結果は表1-1・1-2に示した。対象児の誕生からイベント生起までの調査回を「生存変数」²、第10回（または最初の脱落回）までのイベント発生の有無を「状態変数」に投入し、都市規模を「因子」とした。各回の間隔は1年間だが、第6回と第7回の間のみ1年半あいている。また、第3回は当該設問がな

² 「時間間隔」は0から10（ただし表1-1・1-2では理解しやすいように「調査回」とし、1つずらして第1回から第11回と表記、第3回・第11回は省略）、増分1と指定した。

いため表 1-1・表 1-2 では省略した。生存時間分析であるため、脱落回があるサンプルも含む³。なお、出産後、常勤とパートの両方のタイプの就労をしたことがある人は、表 1-1 と表 1-2 の両方で、イベント発生ケースにカウントされている。

表1-1 都市規模による母の常勤再就労 生命表

調査回	対象児年齢	ずっと「大都市」					ずっと「その他の市」					ずっと「郡部」				
		この回のケース数	今回脱落したケース数	イベント発生ケース数	累積生存率	ハザード比	この回のケース数	今回脱落したケース数	イベント発生ケース数	累積生存率	ハザード比	この回のケース数	今回脱落したケース数	イベント発生ケース数	累積生存率	ハザード比
1	6か月	8178	0	305	.96	.0380	23501	0	1325	.94	.0580	4371	0	358	.92	.0854
2	1歳半	7873	613	716	.87	.0993	22176	1715	2312	.84	.1147	4013	564	426	.81	.1211
4	3歳半	6544	567	147	.85	.0238	18149	1553	575	.81	.0337	3023	427	125	.78	.0455
5	4歳半	5830	368	82	.84	.0146	16021	1081	290	.80	.0189	2471	294	54	.76	.0235
6	5歳半	5380	310	77	.83	.0149	14650	809	266	.78	.0188	2123	184	59	.74	.0295
7	7歳	4993	313	80	.81	.0167	13575	847	312	.76	.0240	1880	131	60	.71	.0336
8	8歳	4600	171	62	.80	.0138	12416	537	243	.75	.0202	1689	72	41	.69	.0251
9	9歳	4367	153	60	.79	.0141	11636	404	213	.74	.0188	1576	52	46	.67	.0301
10	10歳	4154	191	52	.78	.0129	11019	10841	178	.72	.0167	1478	98	33	.66	.0234

表1-2 都市規模による母のパート再就労 生命表

調査回	対象児年齢	ずっと「大都市」					ずっと「その他の市」					ずっと「郡部」				
		この回のケース数	今回脱落したケース数	イベント発生ケース数	累積生存率	ハザード比	この回のケース数	今回脱落したケース数	イベント発生ケース数	累積生存率	ハザード比	この回のケース数	今回脱落したケース数	イベント発生ケース数	累積生存率	ハザード比
1	6か月	8178	0	325	.96	.0405	23501	0	1058	.95	.0461	4371	0	244	.94	.0574
2	1歳半	7853	605	478	.90	.0654	22443	1709	1700	.88	.0820	4127	579	321	.87	.0873
4	3歳半	6770	533	692	.80	.1124	19034	1506	2270	.77	.1324	3227	425	423	.74	.1509
5	4歳半	5545	314	392	.75	.0755	15258	952	1412	.70	.1003	2379	277	254	.66	.1202
6	5歳半	4839	240	362	.69	.0738	12894	669	1120	.63	.0933	1848	127	179	.59	.1056
7	7歳	4237	237	438	.61	.1123	11105	619	1288	.58	.1269	1542	90	174	.52	.1234
8	8歳	3562	118	391	.55	.1182	9198	356	975	.50	.1143	1278	66	113	.48	.0951
9	9歳	3053	96	239	.50	.0828	7867	218	687	.45	.0927	1099	36	91	.44	.0879
10	10歳	2718	112	219	.46	.0858	6962	326	544	.42	.0833	972	69	65	.41	.0718

図2-1 都市規模による母の常勤再就労の生存関数

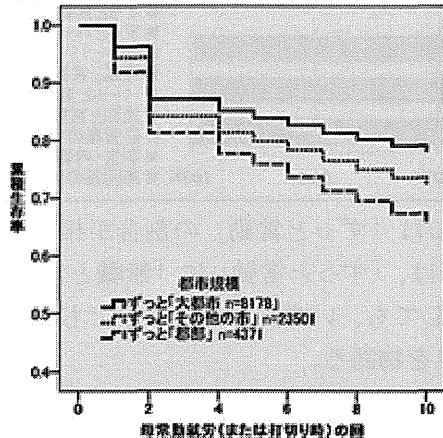


図2-2 都市規模による母のパート再就労の生存関数

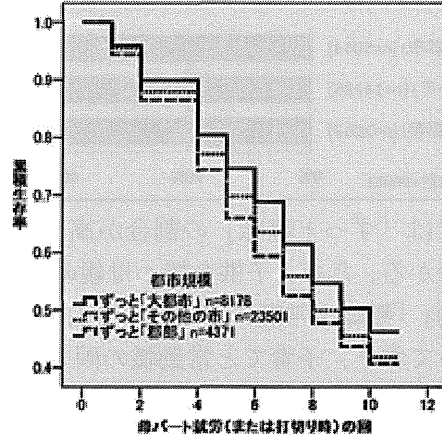


図 2-1 は正確には常勤再就労を「しない」ことの生存関数である⁴。都市規模によって明らかに違いがある。表 1 からは、常勤再就労というイベントの生起は、どの都市規模でも、対象児が 6 か月（第 1 回調査）の時点である程度多く、次の 1 歳半（第 2 回調査）の時点

³ 脱落は始めて脱落した回で「今回脱落したケース数」にカウントし、その後の回では対象ケースから外している。つまり、一度脱落したケースは、その後の回で再度調査に回答していても対象に含まれない。

⁴ 本稿では累積生存率、つまり常勤再就労をしない率の累積の数値が低い場合、累積の常勤再就労率が「高い」と表記する。

で突出して多いことがわかる。対象児が4歳半(第5回調査)以降は低い水準で推移する。ただし、イベント生起のハザード比は、どの時点でも都市規模が小さいほど高い。その結果、累積の再就労率は常に郡部が最も高く、その差は調査の回を追うごとに開いていく。

図2-2のパートへの再就労は、対象児が1歳半まではハザード比も累積再就労率も都市規模による差は小さいが、3歳半から5歳半の間は都市規模によるハザード比の差がある程度開く。小学校入学以降(第7回以降)はむしろ郡部の方がハザード比が若干低くなるため、累積の再就労率の都市規模による差は、第10回時点では常勤のように開いていない。

常勤は出産後1-2年で一気に再就労し、パートは出産後数年たってから再就労が増えていくこと、また細部の違いはあるが、常勤でもパートでも都市規模が小さいほど累積の再就労率が高いことを、まず本節では確認できた。

Ⅲ 個別の属性と都市規模との関係

しかし、前節で見たような都市規模による再就労の様相の違いは、それぞれの地域に住む人々の属性の違いを反映しているだけではないか、と問うこともできる。別の言い方をすれば、住民の属性の違いを除いた都市規模自体の効果⁵を想定できるか、という問いが成立する。この節ではまず、同じ属性を持つサンプルの中で、居住地の都市規模によって再就労の時期や累積比率に違いがみられるか、確認していく。分析には、SPSS17.0の生命表分析のパッケージを使用し、前節に記した生存変数・状態変数・「因子」に加え、各属性を「二次因子」に指定した。分析対象のサンプルの考え方も前節の生命表分析と同じである。以下、生命表は省略し、生存関数のグラフのみ示していく。なお、紙幅の都合上、グラフは常勤就労のみ記載する。

(1) 母親の学歴

まず、母親の学歴別にみていく。親の学歴は第2回調査のみの項目のため、第2回調査に回答していないサンプルは含まれない。都市規模の区別をしない場合、常勤への累積再就労率は、四大・大学院卒が高く、中学・高校卒が低く、概ね学歴が高いほど高い(図3-1)。

表2 都市規模と母学歴

	母学歴まとめ						合計
	中学・高校	高校後専門学校	短大・高専	大学・大学院	その他	不詳	
ずっと「大都市」	2942 39.0%	1403 18.6%	1826 24.2%	1327 17.6%	3 .0%	42 .6%	7543 100.0%
ずっと「その他の市」	10022 46.3%	3768 17.4%	5069 23.4%	2651 12.2%	26 .1%	132 .6%	21658 100.0%
ずっと「郡部」	2141 57.1%	636 17.0%	660 17.6%	286 7.6%	5 .1%	21 .6%	3749 100.0%
合計	15105 45.8%	5807 17.6%	7555 22.9%	4264 12.9%	34 .1%	195 .6%	32960 100.0%

⁵ 都市規模自体の効果の定義にはならないが、住民属性を統制しても残る都市規模による差異として、例えば通勤時間や保育施設の利用可能性等施設分布の差の影響、何らかの「文化」の違い等が考えられよう。

図3-1 母の学歴別 母の常勤再就労の生存関数

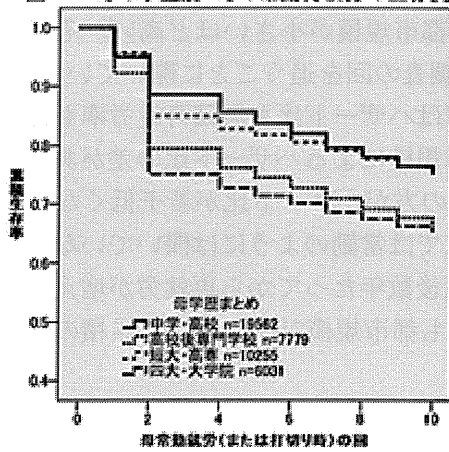


図3-2 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数 (母学歴: 中学・高校卒)

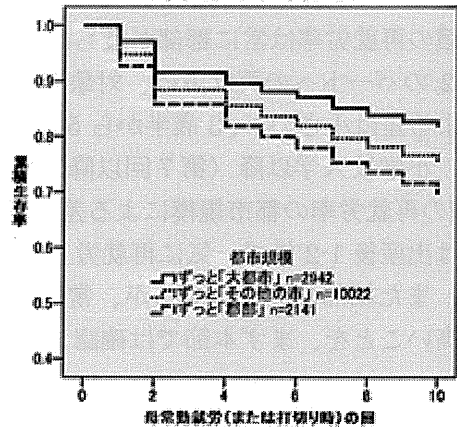


図3-5 都市規模別母の常勤再就労の生存関数 (母学歴: 四大・大学院卒)

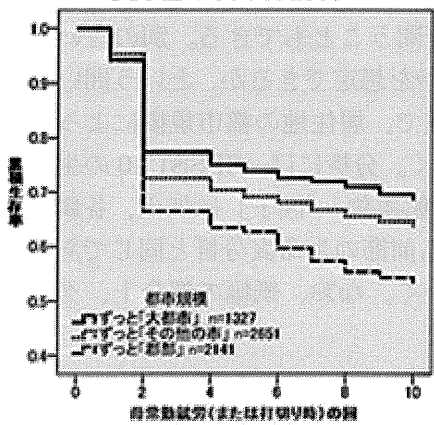


図3-3 都市規模別母の常勤再就労の生存関数 (母学歴: 高校後専門学校卒)

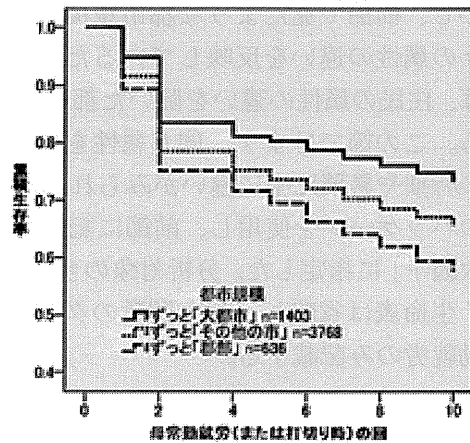
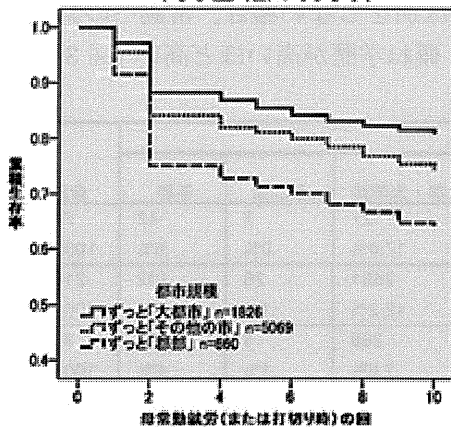


図3-4 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数 (母学歴: 短大・高専卒)



これを、中学卒・高校卒の母親のみで集計したのが図3-2である。図3-3は高校後専門学校卒、図3-4は短大・高専卒、図3-5は四年制大学・大学院卒で同様に集計している。四大・大学院卒は、前述の育休者の取り扱いの影響もあるのか、対象児1歳半時に一気にハザード比が上がっている。いずれの学歴でも都市規模が大きいほど、常勤再就労のイベントが発生しないことがわかる。学歴の分布は各都市規模で違いがあるわけだが(表2)、これらの図からは、常勤再就労への都市規模の影響が、学歴分布の影響とは独立に存在することがわかる。

パート再就労の場合は、全体では短大・高専、四大・大学院の累積就労率が、中学・高校卒、専門学校卒に比べて低い(前述通り図省略)。また学歴別に集計すると、いずれも都市規模が小さいほど就労率が高いが、差は常勤再就労ほどははっきりしていない。

(2) 父親の収入

次に、第1回調査（対象児6か月）時点での父親の年収別に集計した。父親が同居していないケースも、金額の回答があれば含まれている。図4-1からは、子供が生まれたころの父年収が少ないほど、母親がその後早いタイミングで、常勤再就労していく様子が、概ね読み取れる。つまり子供の年齢がより小さい時期のハザード比が相対的に高い。

表3 都市規模と対象児6か月児の父の年収

	第1回父の就労収入(金額)5区分					合計
	200万円以下	201-400万円	401-600万円	601万円以上	不詳	
ずっと「大都市」	637 7.8%	2608 31.9%	2593 31.7%	1778 21.7%	562 6.9%	8178 100.0%
ずっと「その他の市」	2073 8.8%	9176 39.0%	7675 32.7%	2970 12.6%	1607 6.8%	23501 100.0%
ずっと「郡部」	566 12.9%	2091 47.8%	1015 23.2%	323 7.4%	376 8.6%	4371 100.0%
合計	3276 9.1%	13875 38.5%	11283 31.3%	5071 14.1%	2545 7.1%	36050 100.0%

図4-1 対象児6か月時の父年収別
母の常勤再就労の生存関数

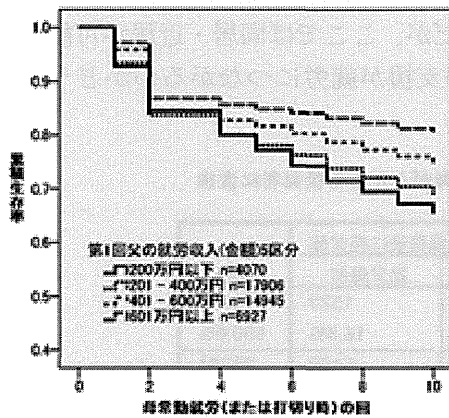


図4-2 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(対象児6か月時父年収:200万円以下)

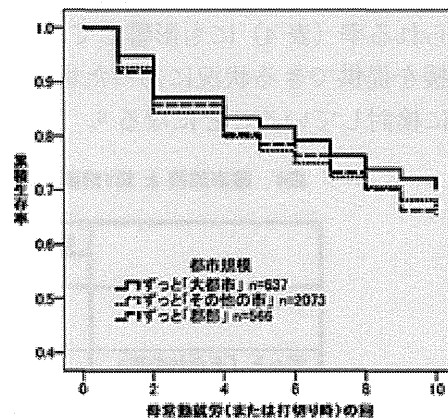


図4-3 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(対象児6か月時父年収:201-400万円)

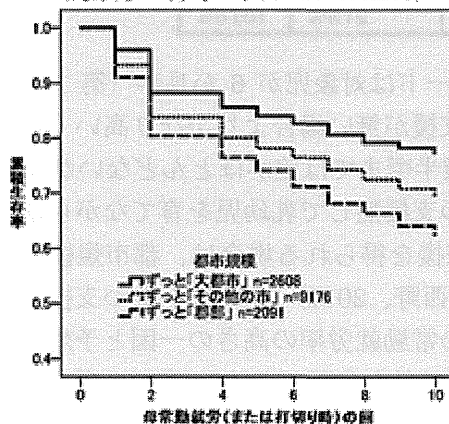
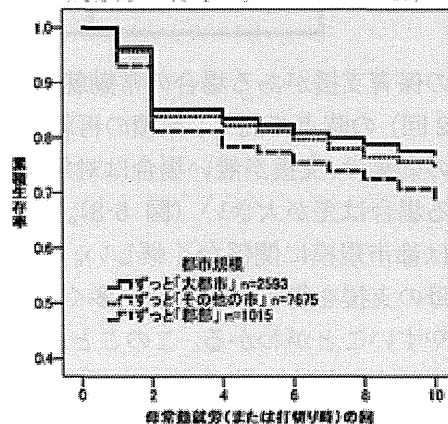
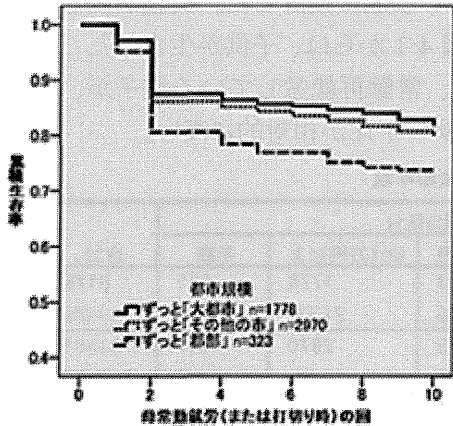


図4-4 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(対象児6か月時父年収:401-600万円)



父の年収区分ごとに都市規模別に集計したのが図4-2から図4-5である。年収200万円以下の場合には「その他の市」の常勤就労率が「郡部」並みに高いが、それ以外の年収区分では、都市規模が小さいほど常勤再就労のタイミングが早く、累積の割合も高い傾向が概ね読み取れる。

図4-5 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(対象児6か月時父年収:601万円以上)



パート再就労の場合も、父年収が少ないほど母親がその後就労していく傾向がはっきりしている。また、父年収が低い方が、子供の年齢が低いうちの就労のハザードが高い傾向にある。都市規模による差は、年収 200 万円以下および年収 201 万-400 万円では見られず、それ以上になると郡部と大都市・その他の市の差が若干開く。

(3) 祖父母の保育支援

次に、祖父母から子育ての支援を受けられる環境にあるかどうかによる違いを検討した。実際にはそもそも祖父母と同居・近居が可能か否か自体が都市規模に影響され、よって支援を受けられる率(表4)にも影響しているはずだが、ここでは同居・近居が可能で祖父母が保育支援を提供できる状況にあった場合、その支援が就労につながるのかどうかを、都市規模別に検討していることになる⁶。

表4 都市規模と第1回調査時に祖父母がふだんの保育者に含まれていたか

	第1回ふだんの保育者に祖父母		合計
	祖父母無	祖父母有	
ずっと「大都市」	6849 83.7%	1329 16.3%	8178 100.0%
ずっと「その他の市」	18332 78.0%	5169 22.0%	23501 100.0%
ずっと「郡部」	3016 69.0%	1355 31.0%	4371 100.0%
合計	28197 78.2%	7853 21.8%	36050 100.0%

祖父母の保育支援がある場合の常勤就労のハザードは対象児が6か月半(第1回)と1歳半(第2回)の時点で高く、累積の再就労率は支援が無い場合よりかなり高い(図5-1)。都市規模の効果は、支援が無い場合は対象児が3歳半頃までは差がほとんどないが(図5-2)、支援がある場合は差が大きい(図5-3)。祖父母の支援無しで乳幼児を育てながら常勤職につくことは都市規模に関係なく厳しい。一方、支援を得られる場合は、都市規模が小さいほど祖父母の支援を得られる場合が多く(表4; (西野、2011)も参照)、かつ支援が就労につながりやすいことがわかる。このことは、郡部の常勤就労率の高さの一因と予想される。

パート再就労の場合、祖父母の支援がある方が子供の年齢が小さい時のハザードが若干高いが、学齢期で逆転するため、第10回の時点での累積就労率はほぼ差がない。都市規模が小さいほど就労する傾向は、祖父母の支援がない場合は若干見られるが、支援がある場

⁶ 厚生労働省大臣官房統計情報部(2007:5)にも、母の無職・有職、大都市とそれ以外による祖父母・保育士等・幼稚園の先生の保育関与の集計がある。

合はほぼ見られない。

図5-1 対象児6か月時に祖父母が普段の保育者に含まれていたかによる母の常勤再就労の生存関数

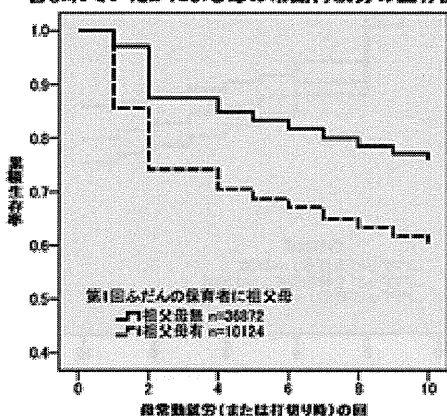


図5-2 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数 (対象児6か月時: 祖父母が普段の保育者に含まれず)

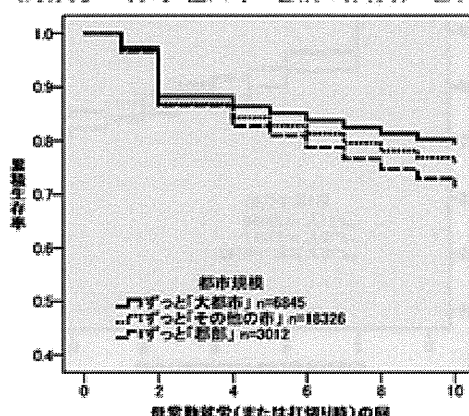
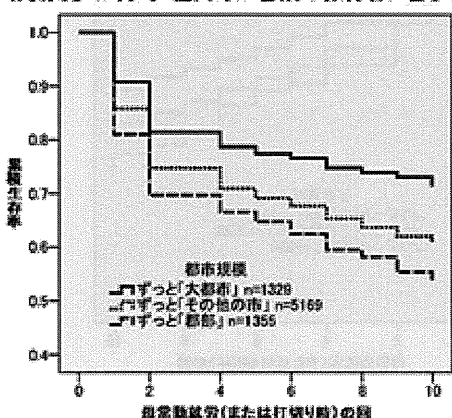


図5-3 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数 (対象児6か月時: 祖父母が普段の保育者に含まれていた)



(4) 子供の数

子供の総数によっても、母親の再就労は影響を受けると予想できる。子供が多いほど仕事と子育ての両立は困難かもしれないが、同時に収入も一層必要である。図6-1を見ると、子供数(対象児にとっての「同居のきょうだい数」+1で算出)が1人の場合の累積的就労率が概ね高いが、対象児が学齢になるころには3人以上の場合もほぼ同水準になる。2人の場合が最も累積的就労率が低い。都市規模による差は、どの人数にも見られる。

パートの場合は、子供数が多いほど累積的就労率が高い傾向にある。都市規模による差はあるが小さく、特に3人以上の場合は学齢期に入るとほぼ差がなくなる。子供の多さの影響は、常勤就労では仕事との両立の困難さとして表れ、パート就労では収入の必要性を家計補助的に補う行動として表れているように読める。

表5 都市規模と第1回調査時の子供数

	第1回子供数			合計
	1人	2人	3人以上	
ずっと「大都市」	4123 50.4%	3015 36.9%	1040 12.7%	8178 100.0%
ずっと「その他の市」	11085 47.2%	8890 37.8%	3526 15.0%	23501 100.0%
ずっと「郡部」	1883 43.1%	1638 37.5%	850 19.4%	4371 100.0%
合計	17091 47.4%	13543 37.6%	5416 15.0%	36050 100.0%

図6-1 第1回調査時の子供数別
母の常勤再就労の生存関数

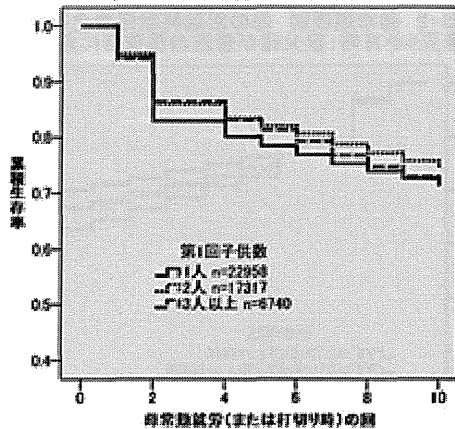


図6-2 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(第1回調査時子供数:1人)

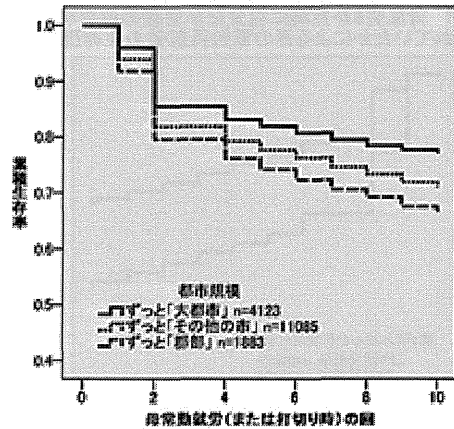


図6-3 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(第1回調査時子供数:2人)

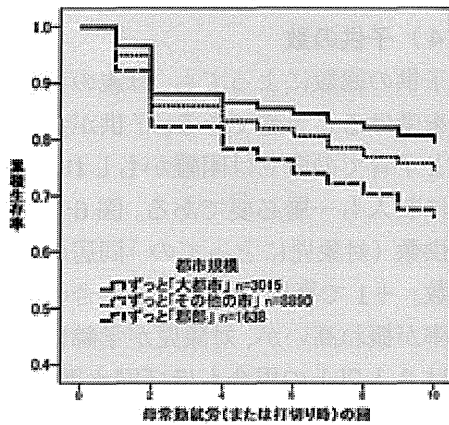
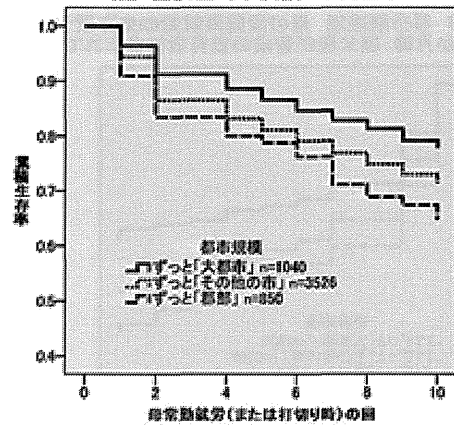


図6-4 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(第1回調査時子供数:3人以上)



(5) 子供数の増加

表6 都市規模と第1回から第10回の子供数増加

	第1→10回子供増		合計
	子供数増えず	子供増	
ずっと「大都市」	3233 56.1%	2527 43.9%	5760 100.0%
ずっと「その他の市」	8774 53.3%	7700 46.7%	16474 100.0%
ずっと「郡部」	1389 54.4%	1164 45.6%	2553 100.0%
合計	13396 54.0%	11391 46.0%	24787 100.0%

第1回調査以降に対象児のきょうだいが増えたかどうか、母親の就労に影響することが考えられる。第1回と比べて第10回の方が子供数(対象児にとっての「同居のきょうだい数」)が増えているかどうかで、同様の分析を行った。第10回調査に回答しなかったケースは除いているが、途中で脱落回があったケースは含めている。なお、子供数が減ったケースも

「子供数増えず」に含めている。

図7-1からは、実は両者の常勤就労の様相に大きな差がないことがわかる。しかし、子供数が増えたケースも増えなかったケースも、都市規模による差はみられる。

パート就労の場合は、子供数が増えない方が累積の就労率は明らかに高い。いずれのケースも、都市規模が小さい方が就労率が高い傾向は若干あるが、子供数が増えない場合の「その他の市」と「郡部」の違いはかなり小さい。

図7-1 第1-10回の子供数増加の有無別
母の常勤再就労の生存関数

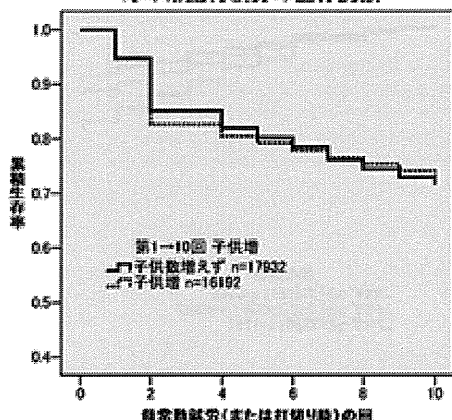


図7-2 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(第1回と第10回で子供数が増えていないサンプル)

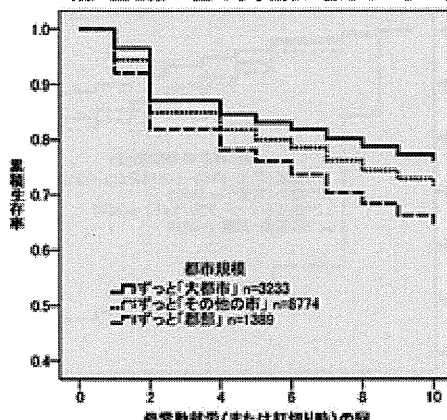
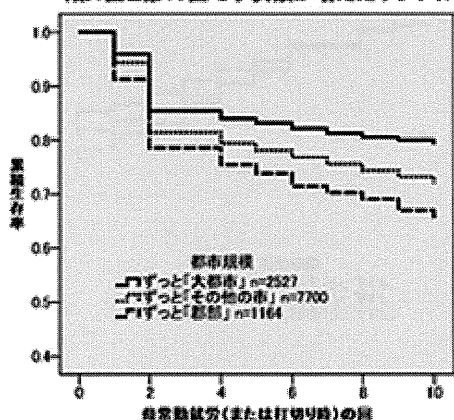


図7-3 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(第1回と第10回で子供数が増えたサンプル)



(6) 出産1年前の母の従業上の地位

最後に、出産1年前の母の従業上の地位による違いを確認する。図8-1からわかるように、対象児を出産する前に常勤職に就いていた人は、出産後も常勤職に再就労する確率が圧倒的に高い。同じ職場に復帰するケースが多いと想像される。ただ、出産前に常勤だった人の中でも、都市規模が大きいと常勤への再就労の可能性が下がることが、図8-3からはわかる。都市規模による差は、出産前に自営業についていた場合以外は概

ねみられるが、出産前に無職やパートだった場合は、1歳半(第2回)まではハザード比がほぼ同じであるため、累積就労率の差は3歳半(第4回)以降になって表れてくる。無職やパートだった場合の常勤再就労は、出産前の職への復帰ではほぼないと考えられることから、新たに常勤職を探すことが都市規模が大きい地域ほど難しいことを、これは示すのかもしれない。

パート再就労の場合は、出産前にパートの職に就いていた母親が、子供の年齢が小さいころから働き始める確率(ハザード)がかなり高く、累積の就労率も高い。ただし、出産前に無職だった母親も、対象児が乳児期を過ぎるとハザード比が上がる。都市規模による差は、出産前に自営業だった場合以外は見られるが、常勤だった場合は差は小さい。

表7 都市規模と出産1年前の母職まとめ

	出産1年前の母職まとめ					合計
	無職(学生・内職・その他含む)	勤め(常勤)	勤め(パート・アルバイト)	自営業・家業	不詳	
ずっと「大都市」	3953 48.3%	2337 28.6%	1429 17.5%	372 4.5%	87 1.1%	8178 100.0%
ずっと「その他の市」	10805 46.0%	7353 31.3%	4120 17.5%	1000 4.3%	223 .9%	23501 100.0%
ずっと「郡部」	1797 41.1%	1479 33.6%	774 17.7%	271 6.2%	50 1.1%	4371 100.0%
合計	16555 45.9%	11169 31.0%	6323 17.5%	1643 4.6%	360 1.0%	36050 100.0%

図8-1 出産1年前の母職別
母の常勤再就労の生存関数

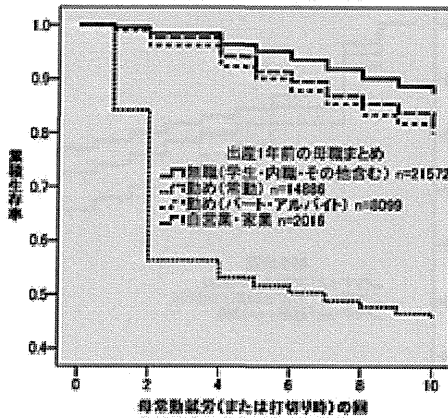


図8-2 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(出産1年前の母職:無職(学生・内職・その他含む))

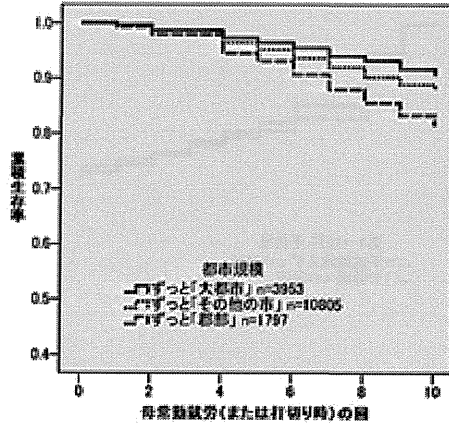


図8-3 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(出産1年前の母職:常勤雇用)

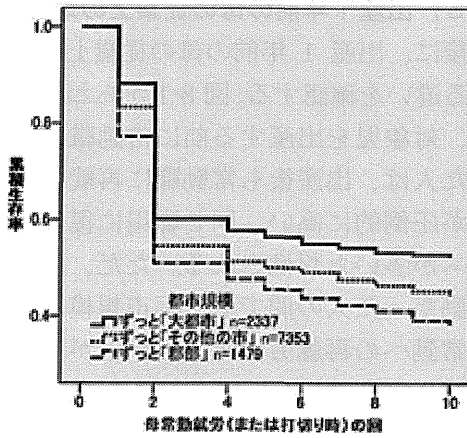


図8-4 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(出産1年前の母職:パート)

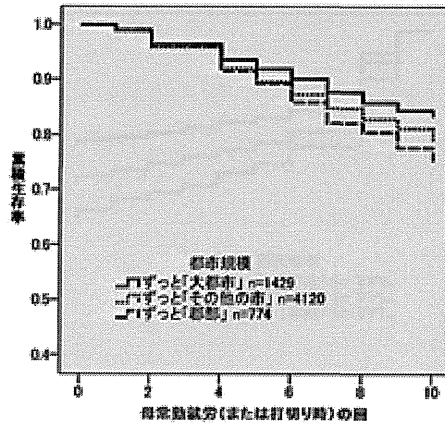
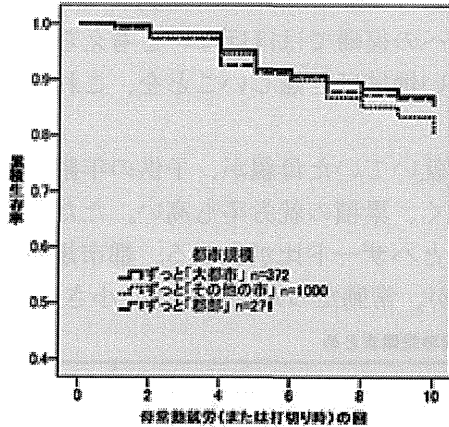


図8-5 都市規模別 母の常勤再就労の生存関数
(出産1年前の母職:自営業)



この節では、(1) から (6) でとりあげたいずれの属性別にみても、常勤再就労の場合は、都市規模の効果は属性とは独立に存在することを確認できた。パート再就労の場合もほとんどの場合は都市規模の効果が見られるが、常勤再就労よりも差は小さいことが多く、属性によっては見られないこともあった。

IV 離散時間ハザードモデルによる検討

(1) 常勤就労とパート就労の分析

では、前節で取り上げた属性の変数をすべて投入した場合でも、都市規模の効果は見られるだろうか。離散時間ハザードモデルにより検討する。