

雇用の不安定化と結婚出生の遅れ・再考

—— 男性の経歴のコーホート比較

麦山 亮太 Ryota MUGIYAMA

学習院大学法学部

ryota.mugiyama@gakushuin.ac.jp

序論

結婚・出生の遅れと雇用の不安定化

結婚・出生の遅れは価値観の変化 (van de Kaa 1987; Lesthaghe 1995) だけではなく、同時期に生じた雇用の不安定化による (Oppenheimer 1988; Mills & Blossfeld 2013) と論じられてきた

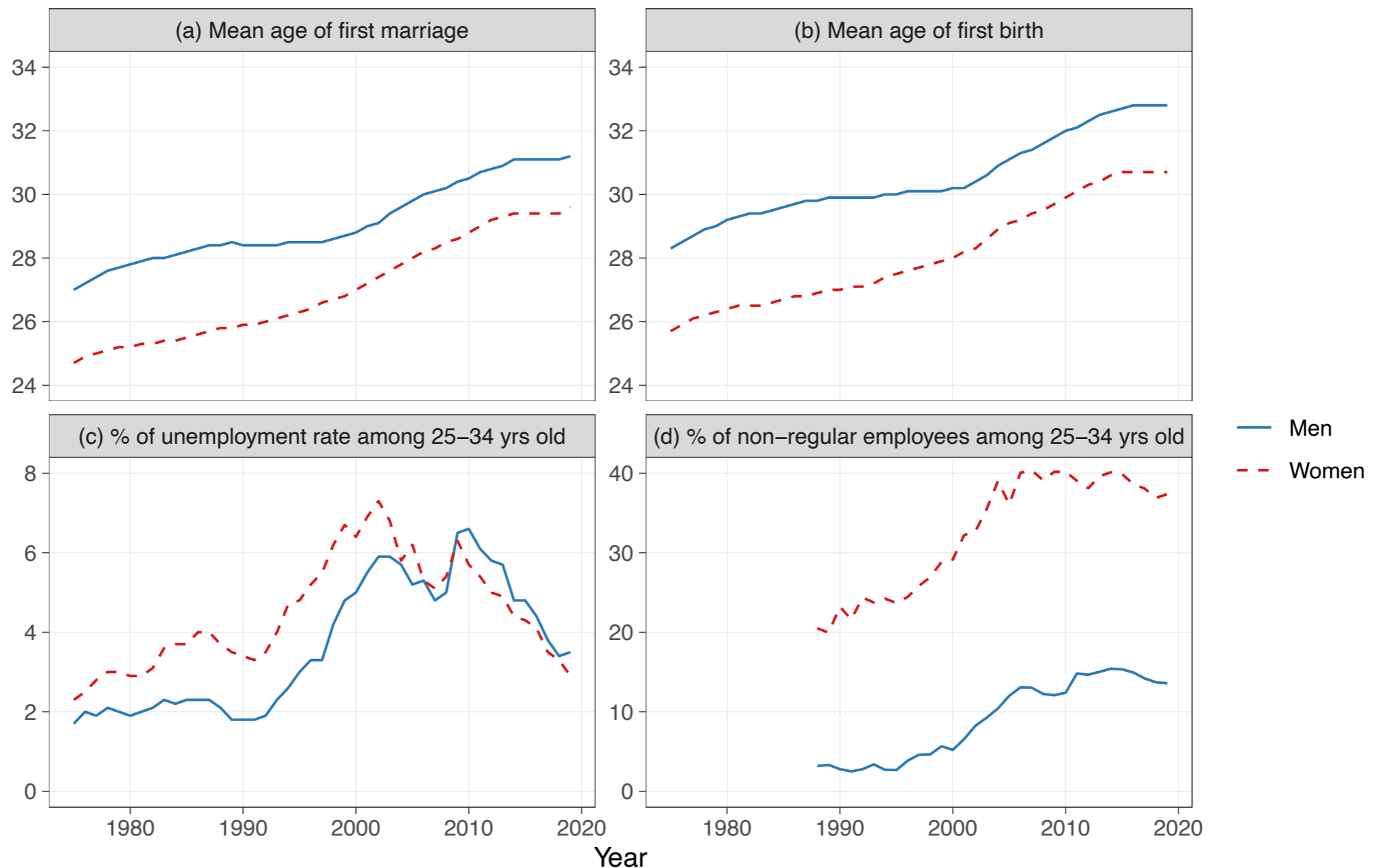


図 日本における結婚・出生の遅れと雇用の不安定化, 1975–2019年 (出所: 人口動態統計, 労働力調査)

明らかにになっていないこと



雇用の不安定化の進行 (a) を背景に、日本でも多くの研究が不安定雇用と結婚や出生 (For marriage, see Esteban-Pretel & Fujimoto, 2022; Matsuda & Sasaki, 2020; 水落 2006; 麦山 2017; Piotrowski et al., 2015; 酒井・樋口 2005; 津谷 2009. For parenthood, see Piotrowski et al. 2018; Raymo & Shibata 2017) との関連 (b) を検証

しかし、雇用の不安定性の高まりがどの程度結婚・出生の遅れに寄与したのかについては明らかにになっていない

研究目的

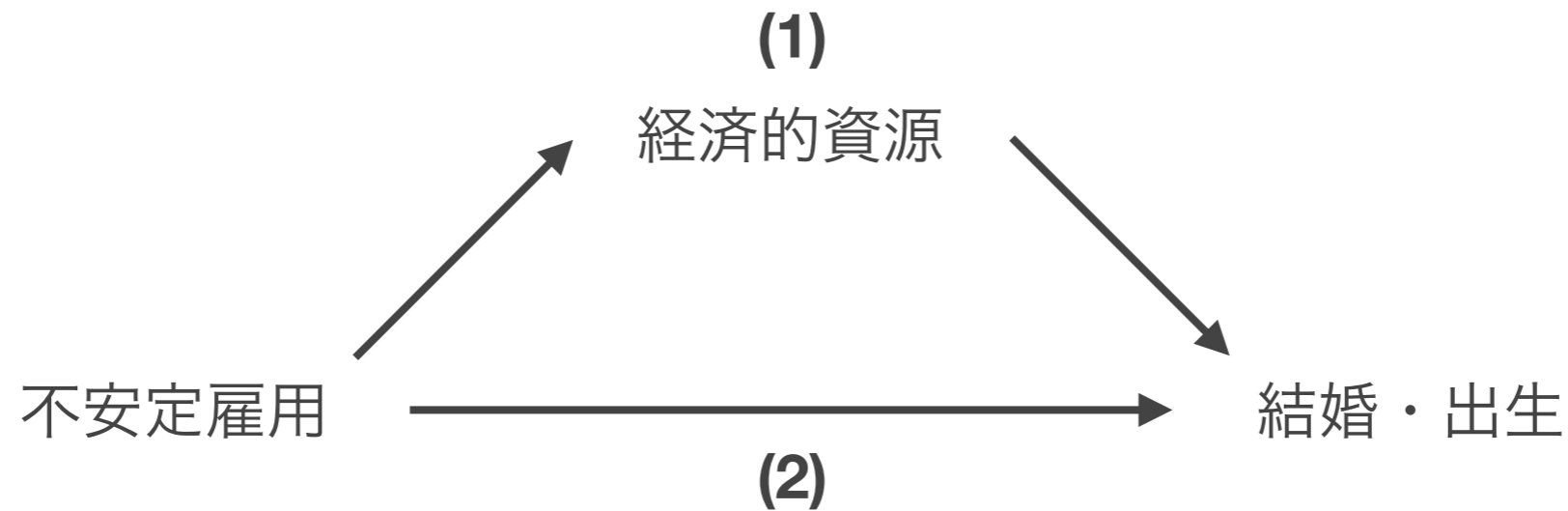
問い：コーホート間で生じた雇用の不安定化（キャリアの変化）はどの程度結婚・出生の遅れを説明するのか？

上記の問いを1945–84年生まれの男性を対象として検証

- 不安定雇用と結婚・出生の遅れとの関連が繰り返し示されている
- 女性は結婚に際して期待される役割が少しずつ変化しており（Fukuda 2013; 国立社会保障・人口問題研究所 2017; Fukuda et al. 2020）、コーホート比較はより難しい
- 逆因果の問題

全体を対象とした分析のほか、サブグループ（年齢および学歴）ごとの分析も行い、**どのような層で雇用の不安定化のインパクトがより大きいのかも検証**

不安定雇用と結婚・出生に関する理論



(1) 経済的資源による説明：不安定雇用は現在または将来の経済的資源 (earnings potential) の低下を通じて結婚・出生タイミングに影響する (Becker, 1981; Hajnal 1965; Easterlin 1980)

(2) 直接の影響による説明：不安定雇用はそれ自体将来の不確実性を示すシグナルとなり、結婚・出生タイミングに影響する (Oppenheimer, 1988; Mills & Blossfeld, 2013)

- 所得を一定としても不安定雇用と結婚・出生には関連がみられる (Oppenheimer et al. 1997; Oppenheimer, 2003; Kalmijn, 2011; van Wijk et al., 2021, 2022)

不安定雇用の2つの測定

ある時点において不安定雇用か

非正規雇用や失業・無業であると結婚あるいは出生しにくい

(for marriage, see Blossfeld et al., 2005; Bracher & Santow, 1998; de la Rica & Iza, 2005; Kalmijn, 2011; Kalmijn & Luijkx, 2005; Kim, 2017; Oppenheimer, 2003; Oppenheimer et al., 1997; Piotrowski et al., 2015; Sassler & Goldscheider, 2004; Schneider et al., 2019; Vignoli et al., 2016. For parenthood, see Alderotti et al., 2021; Barbieri et al., 2015; Dupray & Pailhé, 2018; Kravdal, 2002; Laß, 2020; Lundström & Andersson, 2012; Miettinen & Jalovaara, 2020; Mills et al., 2005; Özcan et al., 2010; Pailhé & Solaz, 2012; Schmitt, 2008, 2012; Sutela, 2012; Vignoli, Tocchioni, et al., 2020)

過去に不安定雇用を経験したか

同じ就業形態でも、過去の就業経歴が不安定であると結婚あるいは出生しにくい

(Clarkberg, 1999; Jalovaara, 2012; Kalmijn, 2011; van Wijk et al., 2022)

過去に失業や無業を経験したり (Gangl, 2006; Luijkx & Wolbers, 2009) 非正規雇用を経験すると

(Fuller & Stecy-Hildebrandt, 2014; Yu, 2012) その後も低賃金に留まりやすい (傷跡効果)

サブグループによる違い：年齢および学歴

雇用の不安定化のインパクトは年齢や学歴集団によって異なりうる。

インパクトを形成するのは効果の大きさ (Effect) とシェア (Composition)

	不安定雇用の効果の大きさ	不安定雇用のシェア
年齢	若年 > 壮年 (先送り可能性) <small>*Oppenheimer & Lew (1995)</small> 若年 < 壮年 (スティグマ) <small>* Kreyenfeld & Andersen (2014); Miettinen & Jalovaara (2020)</small>	若年 > 壮年 <small>* Oppenheimer & Kalmijn (1995); Fuller & Stecy-Hildebrandt (2015)</small>
学歴	低学歴 < 高学歴 (経済的損失) <small>*Kreyenfeld & Andersen (2014); Miettinen & Jalovaara (2020)</small> 低学歴 > 高学歴 (不利の累積) <small>*Yu & Sun (2018)</small>	低学歴 > 高学歴 <small>* Mills et al. (2005); Kurosawa & Genda (2001); Genda et al. (2010)</small>

方法

データと分析対象

データ

2015年社会階層と社会移動調査 (SSM調査)

分析対象

1945–84年出生の男性 (N = 2,518)

18歳から49歳までのパーソン・イヤー・データに変換して分析。各個人は初婚または（本人から見て実子の）第一子出生イベントを経験するか打ち切りとなるまでサンプルに含む

変数

初婚：時点 $t-1$ で未婚であるという条件のもとで、時点 t で既婚となるか否か

第一子出生：時点 $t-1$ で実子の子どもがいないという条件のもとで、時点 t で実子の子どもを持つか否か

コーホート：1945–54年、1955–64年、1965–74年、1975–84年

年齢：連続変数とし、3次の項まで考慮

学歴：中学、高校、専門学校、短大高専、大学大学院、在学中の6カテゴリ。学校に通っている間は常に「在学中」にコードする

就業形態：時点 $t-1$ における就業形態。正規雇用、非正規雇用、自営家族従業、無業の4カテゴリ。学歴が「在学中」の場合は無業に分類

就業形態別経験年数：時点 $t-1$ までにそれぞれ正規雇用、非正規雇用、自営家族従業で就業した年数を示す連続変数

分析手法：離散時間ロジットモデル (Allison, 2014)

ハザード率 $p_{it} = \Pr(T = t | T \geq t)$ を従属変数とする以下のモデルを推定

Model 1：コーホート効果の推定

$$\log \frac{p_{it}}{1 - p_{it}} = \alpha(t) + X_{it}\beta + C_i\gamma$$

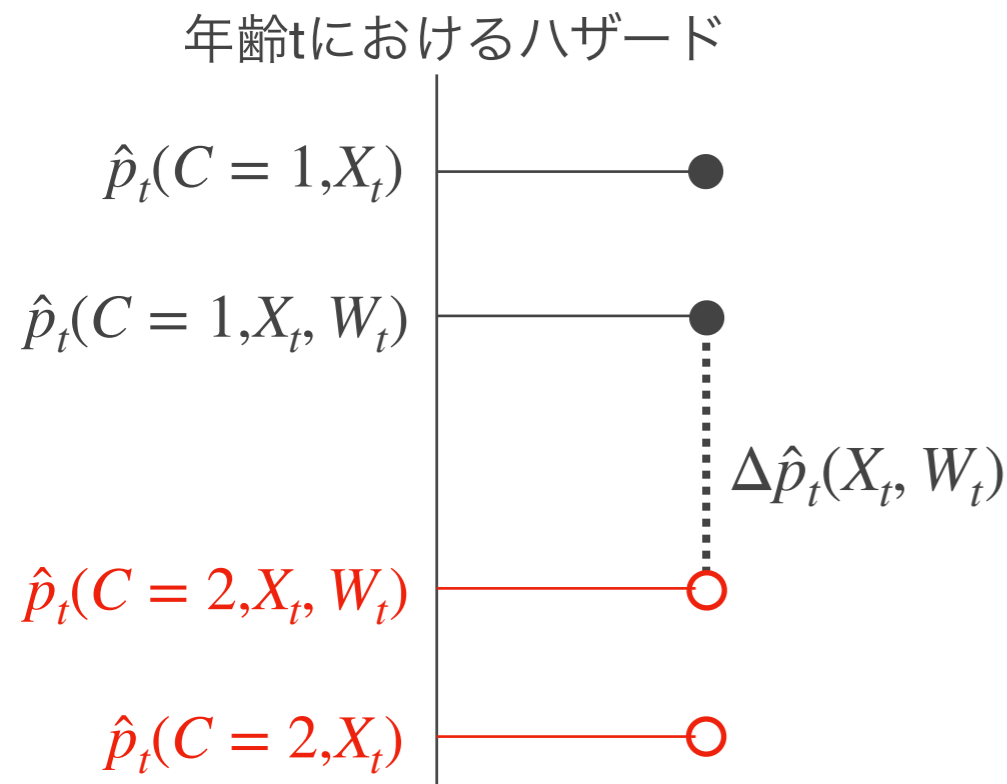
Model 2：就業形態・就業形態別経験年数を統制

$$\log \frac{p_{it}}{1 - p_{it}} = \alpha(t) + X_{it}\beta + C_i\gamma + W_{it}\delta$$

ロジットモデルの場合は係数を直接比較できないため (Mood, 2010)、平均限界効果

(Average Marginal Effect) を用いてモデル間比較 (Mize et al., 2019)

分析手法：仮想的な生存率の推計

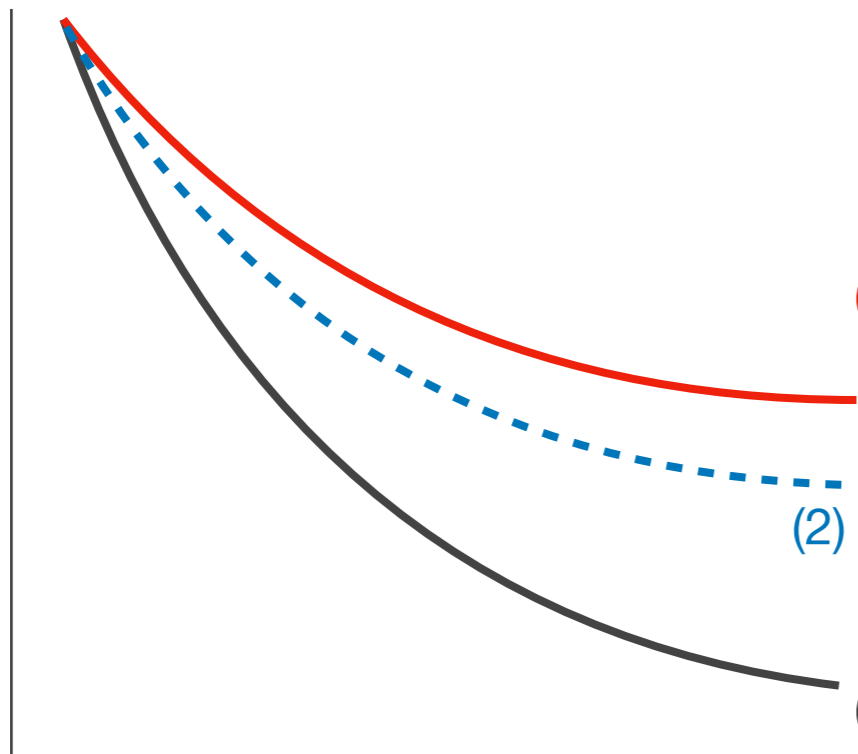


Model 1から得た各年齢の予測ハザード率を順次
 かけ合わせて得た**コーホートの生存率 (1)** と
 就業形態の構成が各コーホートで変わらなかった
 としたら得られる**コーホートの仮想的な生存率**

(2) とを計算し、

就業形態の構成変化が結婚・出生タイミングの
 コーホート変化に対してどの程度インパクトを与
 えたのかを計算

各年齢の生存率



$$(1) \hat{S}(T = t | C = 2) = \prod_{k=1}^t [1 - \hat{p}_k(C = 2, X_k)]$$

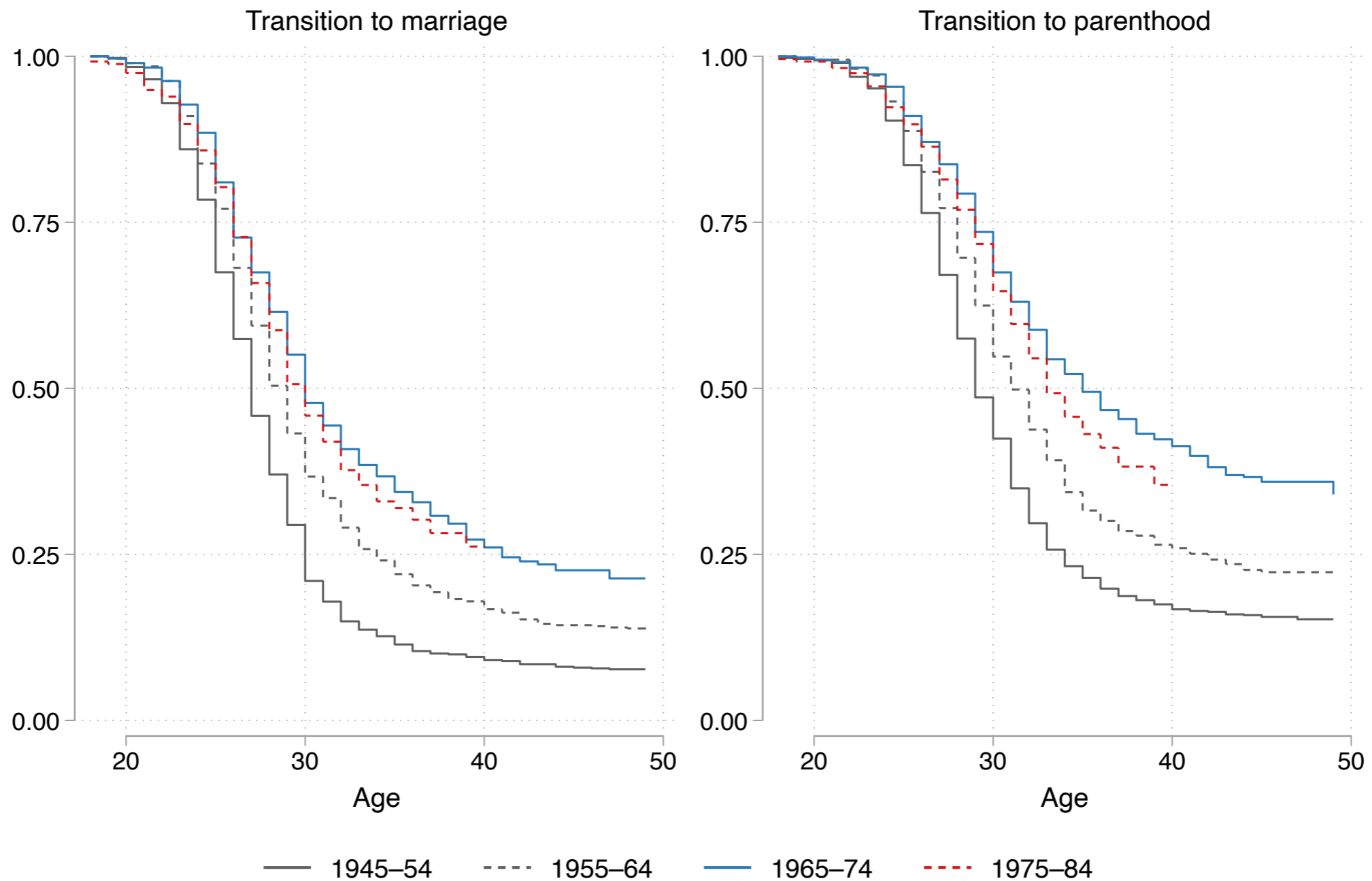
$$(2) \hat{S}_{standardized}(T = t | C = 2) = \prod_{k=1}^t [1 - [\hat{p}_k(C = 1, X_k) - \Delta \hat{p}_k(X_k, W_t)]]$$

$$(1) \hat{S}(T = t | C = 1) = \prod_{k=1}^t [1 - \hat{p}_k(C = 1, X_k)]$$

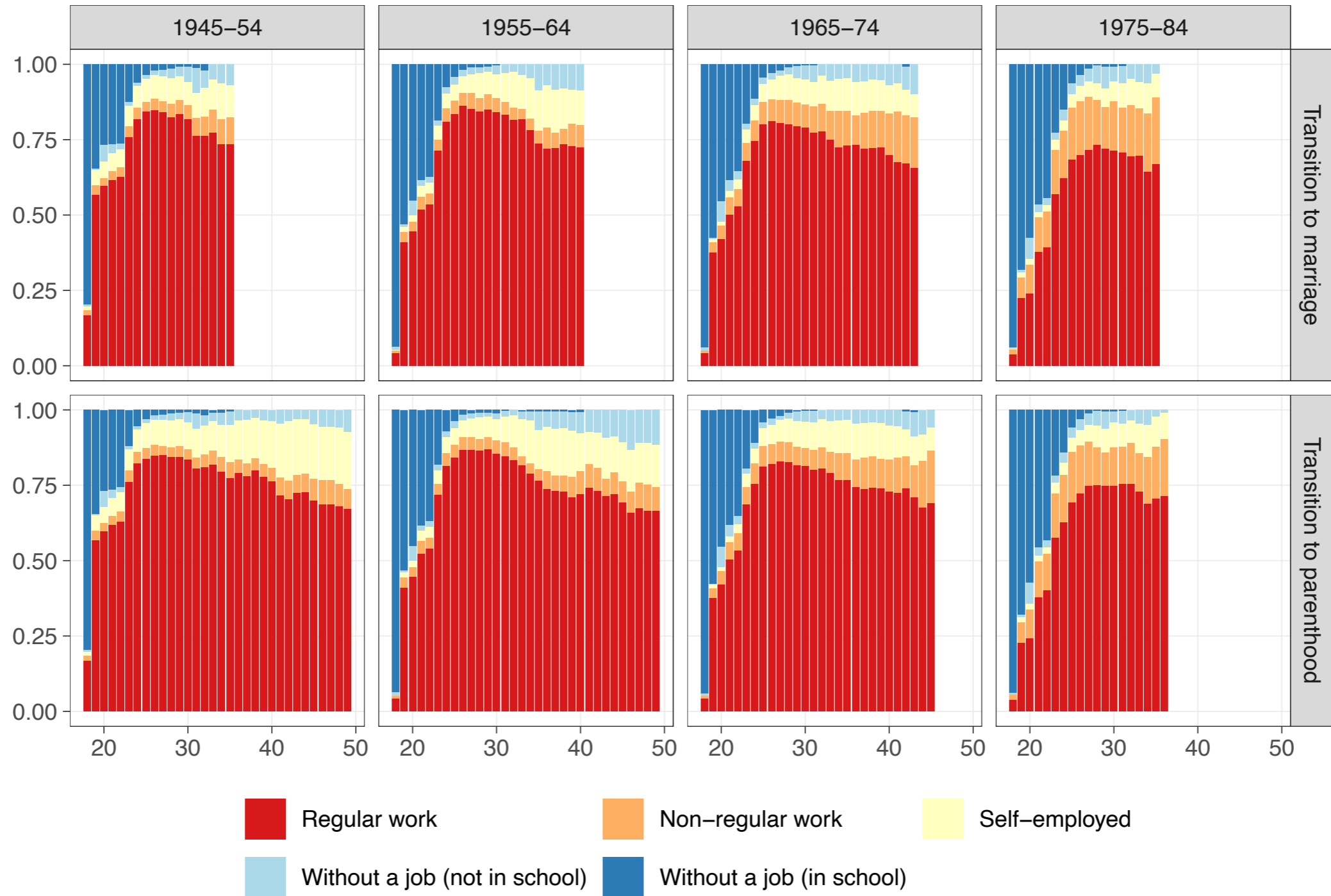
分析結果

コーホート別にみた結婚・出生タイミングの変化

1945-54年から1965-74年コーホートにかけて結婚・出生の遅れが進行し、1975-84年コーホートは直前コーホートと同程度の傾向



結婚以前の無業・非正規雇用の期間は増加



注) 未婚またはサンプルをもとに年齢別にみた就業形態の分布を示す。当該年齢のサンプルサイズが100を下回る場合には結果を表示していない。子どものいないサンプルをもとにした結果も上記とおおむね同じである。

コーホート間での初婚の遅れ

表 ロジットモデルから推定した平均限界効果

	初婚			第一子出生		
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.
コーホート (ref: 1945–54年)						
1955–64年						
1965–74年						
1975–84年						
就業形態 (ref: 正規雇用)						
非正規雇用						
自営家族従業						
無業						
就業経験年数						
正規雇用						
非正規雇用						
自営家族従業						

注) *** p < .001, ** p < .01, * p < .05. 値は平均限界効果, 括弧内は標準誤差を示す. 学歴および年齢は統制済.

雇用の不安定化は初婚の遅れを説明する

表 ロジットモデルから推定した平均限界効果

	初婚			第一子出生		
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.
コーホート (ref: 1945–54年)						
1955–64年	-.0247***	-.0223***	***	≒10%		
1965–74年	-.0387***	-.0342***	***	≒12%		
1975–84年	-.0372***	-.0280***	***	≒25%		
就業形態 (ref: 正規雇用)						
非正規雇用		-.0265***				
自営家族従業		.0051				
無業		-.0465***				
就業経験年数						
正規雇用		.0019*		現在の就業形態を一定としても		
非正規雇用		-.0013		過去の経歴が影響する		
自営家族従業		.0010				

注) *** p < .001, ** p < .01, * p < .05. 値は平均限界効果, 括弧内は標準誤差を示す. 学歴および年齢は統制済.

コーホート間での出生の遅れ

表 ロジットモデルから推定した平均限界効果

	初婚			第一子出生		
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.
コーホート (ref: 1945–54年)						
1955–64年	-.0247***	-.0223***	***	-.0168***		
1965–74年	-.0387***	-.0342***	***	-.0313***		
1975–84年	-.0372***	-.0280***	***	-.0278***		
就業形態 (ref: 正規雇用)						
非正規雇用		-.0265***				
自営家族従業		.0051				
無業		-.0465***				
就業経験年数						
正規雇用		.0019*				
非正規雇用		-.0013				
自営家族従業		.0010				

注) *** p < .001, ** p < .01, * p < .05. 値は平均限界効果, 括弧内は標準誤差を示す. 学歴および年齢は統制済.

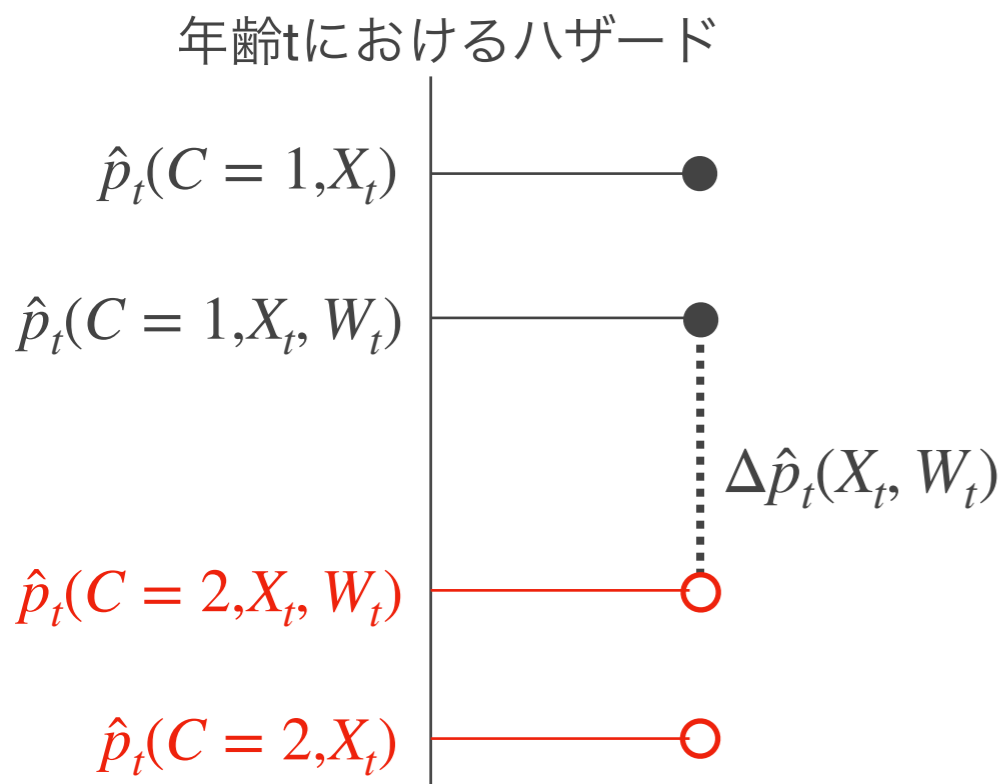
雇用の不安定化は出生の遅れを説明する

表 ロジットモデルから推定した平均限界効果

	初婚			第一子出生			
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.	
コーホート (ref: 1945–54年)							
1955–64年	-.0247***	-.0223***	***	-.0168***	-.0147***	***	≒12%
1965–74年	-.0387***	-.0342***	***	-.0313***	-.0276***	***	≒12%
1975–84年	-.0372***	-.0280***	***	-.0278***	-.0204***	***	≒27%
就業形態 (ref: 正規雇用)							
非正規雇用		-.0265***			-.0135*		
自営家族従業		.0051			.0101		
無業		-.0465***			-.0354***		
就業経験年数							
正規雇用		.0019*			.0029***		
非正規雇用		-.0013			-.0006		
自営家族従業		.0010			.0015		

注) *** p < .001, ** p < .01, * p < .05. 値は平均限界効果, 括弧内は標準誤差を示す. 学歴および年齢は統制済.

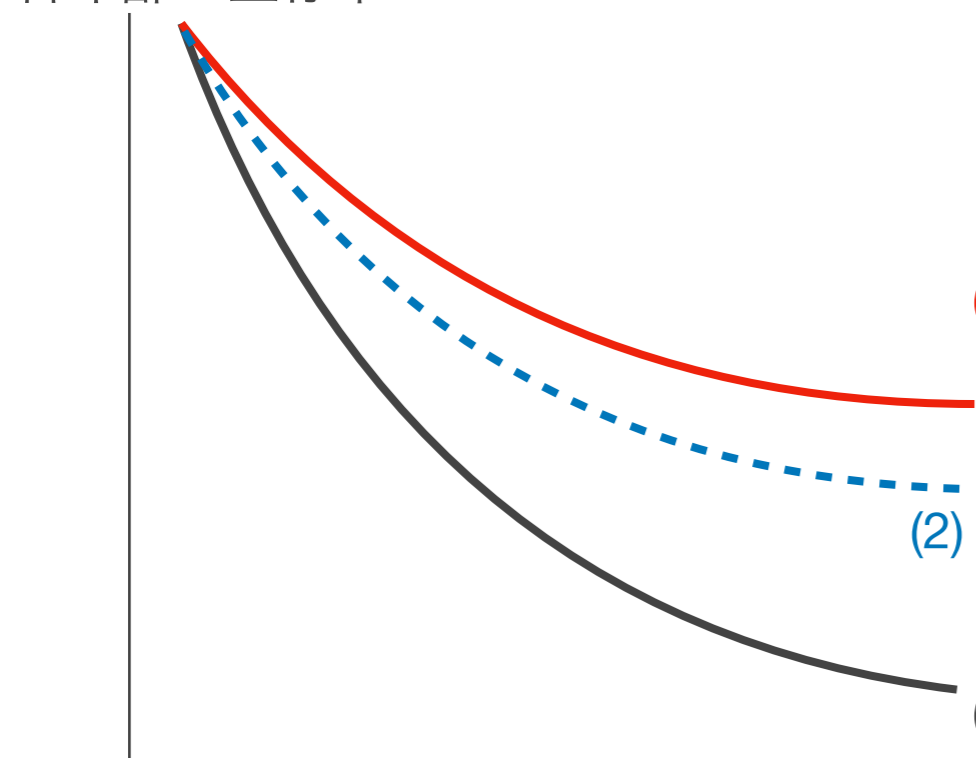
分析手法：仮想的な生存率の推計（再掲）



Model 1から得た各年齢の予測ハザード率を順次
 かけ合わせて得た**コーホートの生存率 (1)** と
 就業形態の構成が各コーホートで変わらなかった
 としたら得られる**コーホートの仮想的な生存率
 (2)** とを計算し、

就業形態の構成変化が結婚・出生タイミングの
 コーホート変化に対してどの程度インパクトを与
 えたのかを計算

各年齢の生存率



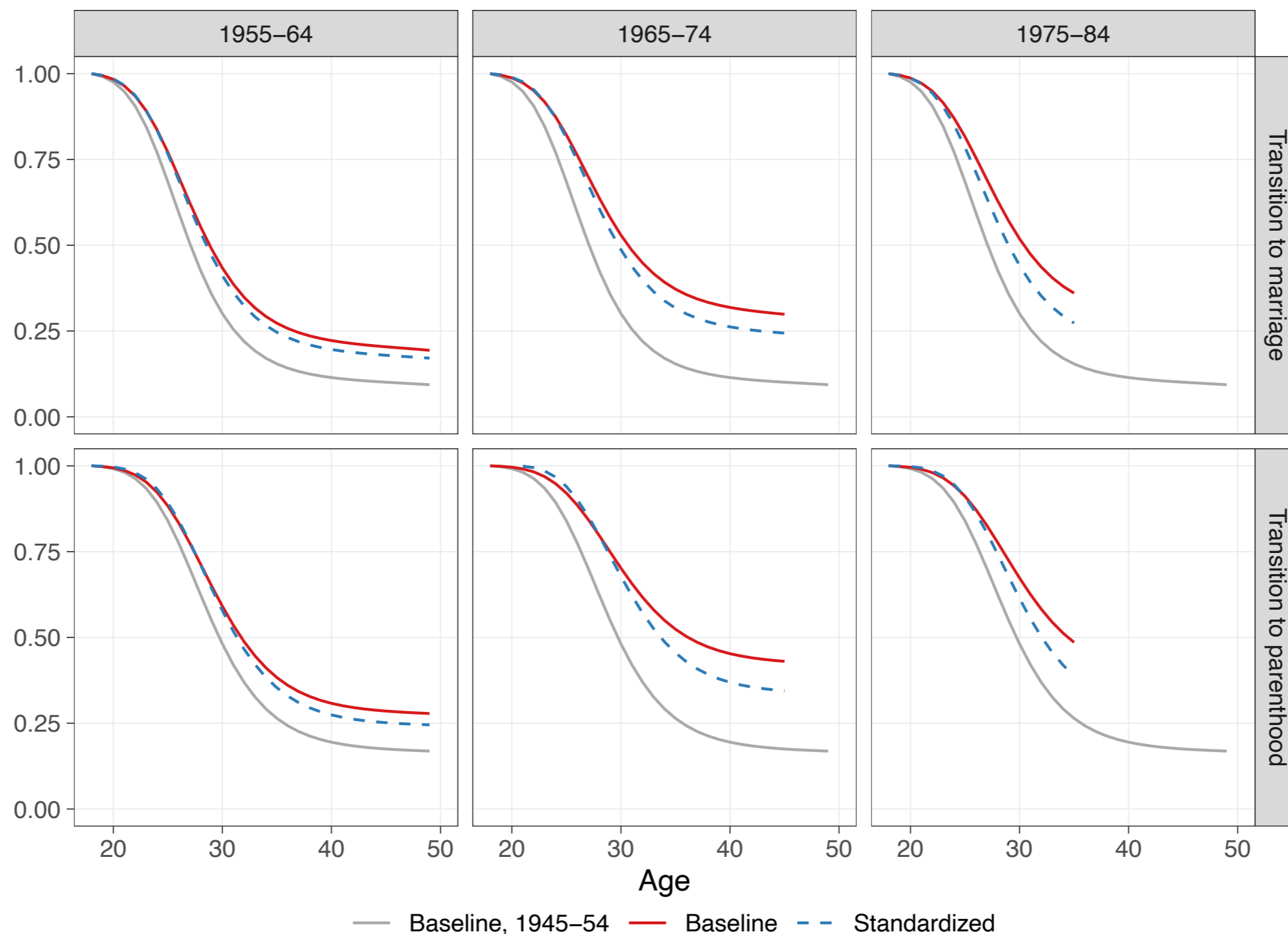
$$(1) \hat{S}(T = t | C = 2) = \prod_{k=1}^t [1 - \hat{p}_k(C = 2, X_k)]$$

$$(2) \hat{S}_{standardized}(T = t | C = 2) = \prod_{k=1}^t [1 - [\hat{p}_k(C = 1, X_k) - \Delta\hat{p}_k(X_k, W_t)]]$$

$$(1) \hat{S}(T = t | C = 1) = \prod_{k=1}^t [1 - \hat{p}_k(C = 1, X_k)]$$

就業形態変化の生存率に対するインパクト

雇用の不安定化の実質的なインパクトは結婚・出生の遅れが進んだ近年のコーホートでより大きい



雇用の不安定化のインパクトは年齢段階によらず存在

表 年齢段階別にみたコーホートの平均限界効果

	初婚			第一子出生		
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.
18-27歳						
コーホート						
1955-64年	-.0169***	-.0143***	***	-.0088**	-.0071*	***
1965-74年	-.0263***	-.0229***	***	-.0162***	-.0139***	***
1975-84年	-.0225***	-.0147***	***	-.0125***	-.0079*	***
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.
28-49歳						
コーホート						
1955-64年	-.0383***	-.0356***	*	-.0279***	-.0249***	***
1965-74年	-.0621***	-.0553***	***	-.0530***	-.0471***	***
1975-84年	-.0633***	-.0503***	***	-.0491***	-.0376***	***

注) *** p < .001, ** p < .01, * p < .05. 値は平均限界効果, 括弧内は標準誤差を示す. 他の係数および標準誤差は省略.

雇用の不安定化のインパクトは低学歴層で大きい

表 学歴別にみたコーホートの平均限界効果

	初婚			第一子出生		
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.
中学・高校・専門卒						
コーホート						
1955-64年	-.0264***	-.0220***	***	-.0160***	-.0126**	***
1965-74年	-.0437***	-.0366***	***	-.0309***	-.0254***	***
1975-84年	-.0421***	-.0280***	***	-.0300***	-.0198***	***
	Model 1	Model 2	Diff.	Model 1	Model 2	Diff.
高専短大・大学卒						
コーホート						
1955-64年	-.0403***	-.0416***		-.0312***	-.0317***	
1965-74年	-.0591***	-.0567***		-.0566***	-.0546***	*
1975-84年	-.0589***	-.0531***	**	-.0444***	-.0390***	***

注) *** p < .001, ** p < .01, * p < .05. 値は平均限界効果, 括弧内は標準誤差を示す. 他の係数および標準誤差は省略.

結論

結果の要約

問い：コーホート間で生じた雇用の不安定化（キャリアの変化）はどの程度結婚・出生の遅れを説明するのか？

1. 雇用形態と過去の就業経歴はいずれも結婚・出産と関連する
2. 雇用の不安定化は結婚・出生の遅れを一定程度説明し、かつその程度は新しいコーホートほど大きい（1955–74年で約10%、1975–84年で約25%）
3. 雇用の不安定化が結婚・出生の遅れに寄与した程度は高学歴層よりも低学歴層において大きい。年齢段階による違いは大きくない

1945–54年から1965–74年コホートにかけての結婚・出生の遅れは雇用の不安定化以外の要因が大きい。これまで言われている原因として：

- 所得の低下 (Matsuda and Sasaki, 2020)
- 女性の高学歴化による結婚市場のミスマッチ (Raymo and Iwasawa, 2005)
- 職縁結婚の減少 (岩澤・三田 2005)
- 価値観の変化 (Choe et al., 2014)

より最近のコホート（1975–84年）では雇用の不安定化によって説明できる部分が大きくなっており、安定的なキャリア形成を支援することの重要性を示唆

謝辞

本研究はJSPS科研費特別推進研究事業（課題番号25000001）およびJSPS科研費若手研究（課題番号21K13439）に伴う成果の一つである。SSM調査データの使用にあたっては、2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。

記述統計量 (結婚への移行サンプル)

(a) Transition to marriage	Whole sample	Age 18-27	Age 28+	Non-college	College
Transition to marriage	0.060	0.046	0.088	0.066	0.102
<i>Cohort</i>					
1945–54	0.284	0.313	0.225	0.324	0.204
1955–64	0.250	0.238	0.274	0.241	0.281
1965–74	0.275	0.243	0.338	0.274	0.296
1975–84	0.192	0.206	0.163	0.161	0.218
<i>Employment status</i>					
Regular employment	0.626	0.565	0.748	0.779	0.833
Nonstandard employment	0.070	0.056	0.096	0.095	0.070
Self-employed	0.059	0.041	0.095	0.075	0.074
Without a job (not in school)	0.035	0.023	0.058	0.051	0.023
Without a job (in school)	0.210	0.314	0.003		
Years of experience in regular employment	5.345	2.441	11.107	7.087	5.809
	(6.355)	(2.761)	(7.448)	(6.663)	(5.655)
Years of experience in nonstandard employment	0.728	0.269	1.640	1.048	0.542
	(2.517)	(1.057)	(3.930)	(3.052)	(1.825)
Years of experience in self-employed	0.498	0.170	1.148	0.642	0.595
	(2.354)	(0.915)	(3.774)	(2.635)	(2.626)
Age	26.290	22.169	34.465	27.324	29.793
	(7.066)	(2.791)	(5.746)	(7.183)	(6.030)
<i>Education</i>					
Junior high	0.110	0.102	0.126	0.187	
High school	0.399	0.381	0.434	0.678	
Vocational school	0.079	0.065	0.108	0.135	
Junior college	0.015	0.013	0.019		0.073
University	0.187	0.125	0.309		0.927
Enrolled in school	0.210	0.314	0.003		
N of person-years	34,006	22,609	11,397	20,017	6,854

記述統計量 (出生への移行サンプル)

(b) Transition to parenthood	Whole sample	Age 18-27	Age 28+	Non-college	College
Transition to parenthood	0.044	0.025	0.070	0.046	0.069
<i>Cohort</i>					
1945–54	0.296	0.319	0.265	0.342	0.214
1955–64	0.249	0.237	0.267	0.239	0.278
1965–74	0.273	0.240	0.318	0.265	0.306
1975–84	0.181	0.205	0.149	0.154	0.202
<i>Employment status</i>					
Regular employment	0.661	0.581	0.772	0.784	0.848
Nonstandard employment	0.063	0.055	0.075	0.084	0.059
Self-employed	0.070	0.043	0.106	0.089	0.074
Without a job (not in school)	0.030	0.022	0.042	0.044	0.018
Without a job (in school)	0.175	0.298	0.004		
Years of experience in regular employment	6.424 (6.944)	2.611 (2.859)	11.722 (7.456)	8.155 (7.194)	6.789 (6.021)
Years of experience in nonstandard employment	0.718 (2.485)	0.269 (1.066)	1.341 (3.538)	0.990 (2.950)	0.536 (1.891)
Years of experience in self-employed	0.664 (2.806)	0.185 (0.969)	1.329 (4.093)	0.870 (3.188)	0.631 (2.729)
Age	27.573 (7.555)	22.337 (2.834)	34.848 (5.849)	28.527 (7.592)	30.841 (6.275)
<i>Education</i>					
Junior high	0.112	0.105	0.120	0.186	
High school	0.406	0.389	0.431	0.678	
Vocational school	0.081	0.065	0.104	0.136	
Junior college	0.014	0.013	0.015		0.062
University	0.212	0.129	0.326		0.938
Enrolled in school	0.175	0.298	0.004		
N of person-years	41,001	23,843	17,158	24,562	9,266