

66年コーホートのライフコース — コーホート効果と機会の大小 —

湊 麻紀子[†]

Life course of the 1966 cohort (born in Hinoeuma) in Japan - Consider from cohort effects and social opportunities -

Makiko Minato

1. 研究の目的と先行研究

1.1 研究の目的

本研究は戦後日本における出生数の例外ととらえられている1966年コーホートのライフコースを前後年コーホートとの比較、当時の社会状況を進学・就職・結婚・出産のライフイベント毎に検討するものである。コーホートとはある期間に出生や結婚等の何らかのイベントが発生した人を集団としてとらえたものであり、出生に関わる集団は出生コーホートと呼ぶ。本研究では但し書きのないかぎりコーホートは出生コーホートである。

出生数の例外ととらえられている1966年であるが、この年は十干十二支で60年に一度訪れる"ひのえうま"の年である。"ひのえ"にも"うま"にも火の属性がついていることからひのえうま生まれ女性は気性が荒く夫をくいつぶすという迷信がある。迷信の影響からか1966年は出生数が136万人となり前年より46万人、率に換算すると約25%という大激減となった。翌年1967年の出生数が193万人であり、ある意味当時のトレンド通りといえるものとなっている。1年だけの出生数大変動であったため、例外ととらえられているが多数ある66年の出生に関する先行研究からひのえうま迷信は60年に一度の出産減を生むだけと言い切れるのかを確認する。

1.2 66年に何が起こったのか

まず出生減の原因は以下の4点が考えられる。先行研究を紐解きながら66年の出生減に関わる現象を追跡する。

- 1: 66年以前の結婚が少なかった
- 2: 死産・人口中絶が多かった
- 3: 出生届け出の虚偽申請
- 4: 出産を控えた

図1.1は1960～70年までの出生数、人工妊娠中絶数、死産数、婚姻数の推移をグラフ化したものである。66年に人工妊娠中絶、死産が増えてはいない。出産に繋がる婚姻に

関して控えた様子も見られない。1と2に関しては大幅出生減の要因とは言い難い。

戸籍法第49条により出産した日から14日以内に届け出ることとなっている出生届の虚偽申請が多数発生したのであろうか？関弥三郎（1971）は概ね女性100に対して男性が105程度となる出生性比を手掛かりに虚偽申請の推計を行っている。関による推計は約10,000人であり、虚偽申請が出生大幅減の主要因とは考えられない。

最後に出産を控えたことが出生数激減の主要因と結論づけて良いものであろうか。

まず66年人口動態統計において特別調査が行われている。この調査によると受胎調整の実施状況は60%となっており、受胎調整はしていないが人工妊娠中絶を行ったものを合わせると約80%となる。ひのえうまの認識状況をみると98%が知っていると回答しており、66年の出生大幅減はひのえうまを意識したうえでの受胎調整の結果であると結論づけている。

大谷憲司（1991）は合計出生率と合計結婚出生率の変

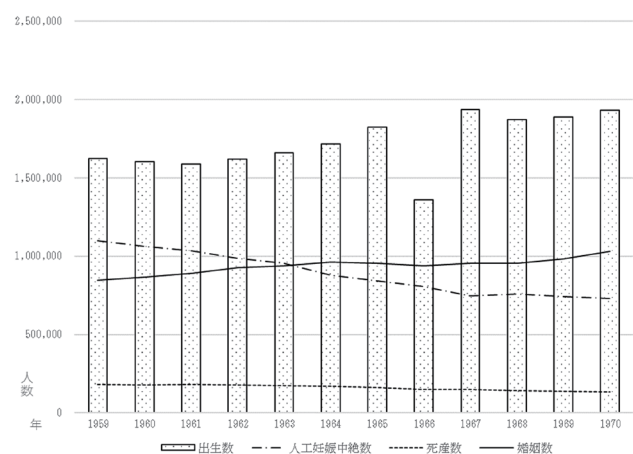


図 1.1 1960 年から 1970 年までの出生数、人工妊娠中絶数、死産数、婚姻数【11】

[†]2022年度修了（社会経営科学プログラム）

化、そのカンタム要因¹⁾、タイミング要因²⁾の調査を行った。

タイミング要因では大きな変動が66年にあるのに対し、カンタム要因ではほぼ変動がなくカンタム=生涯出生力に迷信の影響は全くなかった。しかし第一子～第三子タイミングにおいて数値の落ち込みが見られ出生減の理由は出生回避行動、即ちタイミング効果であったことを確認している。

それでは66年の出産を大きく回避したコーホートはどこだったのか？大谷によると63年第一子出産コーホートに66年第二子出生回避行動、そして64年結婚コーホートの66年第一子出生回避行動が確認された。この出生回避行動が66年の出生数減以外の特徴を生んだ。その特徴とは66年コーホートは第一子出生比率が51%となっていることである。第一子出生比率が50%を超えたのは戦後から2021年までにおいて66年のみである。迷信に端を発した66年の大幅出生数減の主要因はこの年の出産を避けたというタイミング要因であったのである。

ひのえうま迷信は一年限りの出生数変動ではなく、前後年含めて3年にわたるものであったのであり本研究において66年コーホートと前後年コーホートの比較において検討を行うのはこのためである。

1.3 先行研究

66年における出生減の原因は調べつくされたといっても過言ではないが、その後のライフコースに関する研究は少なくはないが多くもない。

まず坂井博道(1995)は教鞭をとる大学の卒業生調査の中で特筆すべきものを見出している。66年生まれの学生が「自分ならば丙午の年にも子どもを生んだ」という質問に対し、100%「産む」回答を行っていることであり、坂井は「その間に肯定しないと自分の存在を否定されることになるわけであるから当然の反応であるが、やはり『丙午』生まれのものが独特の意識を持っている可能性が高いことがわかる」と記載している。

赤林英夫(2006)は66年コーホートのその後を追跡している。結婚について赤林は予想される迷信効果と違い66年コーホート男性が結婚率が著しく低かったことを指摘し、自身の同年女性に対する結婚回避行動からであり迷信効果を受けたのは実は女性ではなく男性であったと解釈している。

次いで赤林は07年に別データを使用し結婚に焦点をあて調査を行い06年の研究と同様の結果を得ている。

Yamada Hiroyuki(2013)は66年の前後年コーホートとの比較、そして66年コーホート男性と女性の比較から調査を行った。この研究において66年コーホート女性の両親の職業や学歴、年齢の違いは見当たらなかった。

66年コーホート女性の学歴については四年制大学進学について他の女性コーホートより進学率が高いとする赤林

(2007)の結果を支持するものとなっている。また、結婚に関して結婚率、夫の学歴、年齢、収入、夫との年齢差については他の女性コーホートとの違いが見られなかった。更に結婚と家庭内資源配分、特に配偶者の年齢と教育、結婚費用、家庭の支出と貯蓄に絞り差分アプローチを取ったが目立った差異は見られなかった。Yamadaは迷信効果よりコーホート効果が高かったのではないかと解釈を行っている。

Shimizutani SatoshiとYamada Hiroyuki(2014)は結婚、離婚、死別、夫婦年齢差に関し検討を行ったところ、結婚率に関しては前後年コーホートとの違いはないが、離婚率に関しては著しく高く、そして死別率は著しく低いと指摘した。そして夫婦の年齢差にはコーホート間での著しい差は見当たらなかった。これはYamada(2013)の研究と一致している。

学歴に関しては高等学校卒業に関する割合は著しく高かったが、短期大学、専門学校の卒業割合は66年コーホートは少なくなっている。四年制大学卒業は前後年コーホートより若干低くなっている。これは赤林(2007)、Yamada(2013)らの結果と異なっている。この違いに関してShimizutaniとYamadaはYamada(2013)の利用したデータの小ささに起因しているのではないかと推測している。

2. 進学

本章においては65～67年コーホートの高等教育への進学についてコーホートサイズと進学機会の大小の面から検討を行う。

2.1 生まれ年と学年の違い

高等教育機関への進学に関しては18歳人口³⁾を基にする。

66年出生コーホートは学年コーホートとしては2つに分けられる。66年1/1～4/1生まれと4/2～12/31生まれである。この約3カ月のずれが65～67年コーホートには大きな影響を与えた。それは出生コーホートでは見られる66年の大きな出生減が学年コーホートでは逆転することである。

表 2.1 学年コーホート別 18 歳人口と出生数 [11] [15]

学年 コーホート	18歳人口(4/2～翌4/1生)	出生数(1/1～12/31生)	18歳人口-出生数
65	1,677,764	1,823,697	-145,933
66	1,556,578	1,360,974	195,604
67	1,850,694	1,935,647	-84,953

人口動態統計における月別出生数を検討すると65年学年コーホートは1月から出生が激減、66年学年コーホートは1月から激増しており出生コーホートと学年コーホートの3カ月の違いは明らかである。66年の出生回避行動がどれだ

¹⁾ Quantum 一人の女性が生涯に何人の子供を産むかという生涯出生力の増減を示す指標。

²⁾ 一人の女性が生涯のどの時期、何歳で子供を産むかというタイミングの指標。テンポ (tempo) 要因とも呼ばれる。

³⁾ ある年の3年前の中学校卒業生及び中等教育前期課程修了者数

66年コーホートのライフコース

— コーホート効果と機会の大小 —

け激しかったのかを物語るものである。これは学年コーホートにおいては出生回避行動の影響が若干薄められた、と言い換えることもできる。

2.2 コーホートサイズは進学を有利にしたか

65～67年学年コーホートが現役で受験する84年以降にて検討を行う。当時は国公立大学と国公立短期大学への入学は“国公立大学入試選抜共通第一次学力試験”，通称共通一次試験受験が必須であった。共通一次試験は国公立大学・短大への入学選抜のみに使用されていた。65～67年学年コーホートが現役で受験するころの傾向は朝日新聞1985年12月18日東京版朝刊3面によると現役率は1979年の共通一次試験開始の年から減少を続けており『受験生の国公立大離れを一段と鮮明にしている。』と記載されている。当時は私立大学が人気であったのである。

この記事で重要なことは前年の66年学年コーホートの年は最も広き門であった、と記載していることである。倍率的には66年と67年学年コーホートの変化はなかったが、一点違いが見られる。それは66年学年コーホートの受験は改訂高等学校学習指導要領による最初のものであったことである。これは66年学年コーホートにとっては追い風になるが65年学年コーホートの過年度卒業受験者にとっては向かい風となる。受験生はコーホートサイズだけではなく受験制度にも振り回されるのである。

また受験者数が減るであろうことは事前に判明している状況であったため、それに対応した定員削減が行われた可能性がある。

表 2.2 四年制大学と短期大学の定員数と18歳人口で除した値 [15] [16] [17]

学年コーホート	大学			18歳人口で除した値				
	国立	公立	私学	国立	公立	私学	大学	総合計
65年	86,601	10,295	240,104	5.16	0.61	14.31		20.09
66年	86,868	10,295	244,874	5.58	0.66	15.73		21.97
67年	92,263	10,840	266,321	4.99	0.59	14.39		19.96

学年コーホート	短大			18歳人口で除した値				
	国立	公立	私学	国立	公立	私学	短大	総合計
65年	5,800	8,915	125,875	0.35	0.53	7.50		8.38
66年	5,640	8,955	129,825	0.36	0.58	8.34		9.28
67年	5,910	8,915	152,380	0.32	0.48	8.23		9.03

表2.2の通り18歳人口の減少に対応した定員変更は行われていない。67年学年コーホートに関しては国公立の四年制大学の定員を臨時に前年度から6,000人増やすという措置がなされている。定員を18歳人口で除し、機会という観点で差異を見るとその差は明らかである。67年学年コーホートに対する臨時定員増が存在しても機会が最も小さくなっている。

また、迷信は女性に対してのものであり、結婚が不利になる可能性がある。結婚による経済的安定が難しいとなると、高学歴化し自身の給与の増加を図るという選択肢も発生するため女性の進学率を上げたかもしれない。まずは先行研究を見る。

赤林（2006）によると85年の大学進学率は前後年と比べて高くなってはいない。ただ、国公立大学への進学に限ると前後年より高くなっている。赤林は国公立大学は私立大学より教育の質が高く、社会的威信も高いとし、66年学年コーホートは前後年より上回っているとしている。Akabayashi（2007）も同様の結論に達している。

Yamada（2013）は短大に関しては前後年コーホートより66年学年コーホート女性の進学率は低い、四大の場合は高いと結論づけている。

Shimizutani&Yamada（2014）によると短大・専門学校に関しては前後年コーホートより進学率は低い。大学に関しては文章としては記載はないが表によると他コーホートと差はないようである。

表 2.2 84～86年の男女別現役進学率と過年度卒業生込み進学率 [15]

年	現役進学率			過年度卒業生込み					
	高等教育全て			四年制大学			短期大学		
	男	女	合計	男	女	合計	男	女	合計
84年	26.6	32.6	29.6	34.2	12.5	23.6	1.8	21.0	11.1
85年	27.0	33.9	30.5	38.6	13.7	26.5	2.0	20.8	11.1
86年	26.4	34.1	30.3	36.4	12.7	24.8	1.9	20.1	10.8

進学率は過年度卒業生も含んだものである。66年学年コーホートが現役で受験する85年の進学率は前後年より明らかに高くなっている。しかし現役進学率に絞ると前後年より進学率が群を抜いて高くなっているわけではない。66年学年コーホートの現役はコーホートサイズに合わせた定員調整をされていない、そして学習指導要領変更による初回の受験であった追い風は現役進学率に表れた。それ以上に男女問わずに過年度卒業生にとっての追い風となり全体の進学率を上げる結果となったと解釈するのが自然である。

3. 就職

本章においては65～67年コーホートの労働市場への参入についてコーホートサイズと景気動向、そして社会制度について検討を行う。

就職に関する先行研究は赤林（2006）Akabayashi（2007）が前後コーホートと差はなかった、就職時期がバブル景気と重なったためコーホート効果はみえなくなっている、と記載するにとどまっている。

3.1 84年からの労働力供給

高等学校卒業は85年3月でそろっているとしてもその後のライフコースに関しては一様ではない。このため、進学の検討の際には可能であった1年ごとの検討は非常に困難である。本章においては65年学年コーホートが高等学校を卒業した後に就職する1984年から10年程度の範囲について検討を行う。

前章にて検討したが、各コーホートの約6割が高等学校卒業後に就職し、女子は短期大学、男子は過年度卒業受験

66年コーホートのライフコース — コーホート効果と機会の大小 —

も含めて四年制大学に進学し、就職するのが当時の主なライフコースであった。女子の四年制大学への進学はわずかであった。

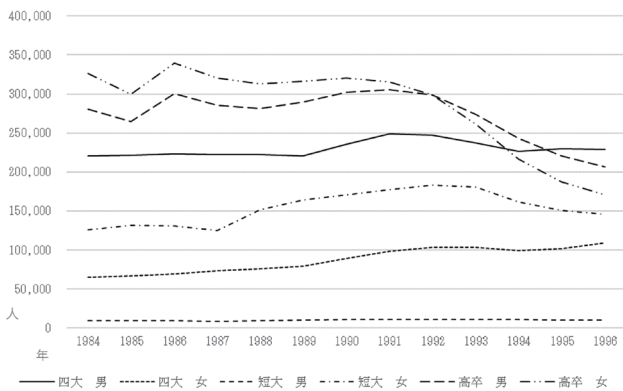


図 3.1 1984～96年高卒・短大卒・四大卒での男女別就職数推移 [15]

66年学年コーホートの高卒（1985年）・短大（1987年）の就職数を見ると、ほぼ学年コーホートの大きさが就職数の大きさとになっている。四年制大卒（1989年）に関しては学年コーホートの大小による就職数の違いがほぼ見られない。これは現役進学が30%台で過年度卒業での入学者が多かったことが影響していると考えられる。87年の短大卒の女性の人数が若干減少しているのは短大の男女比率の極端さと学年コーホート＝就職数の大きさ、と合わせて考えると66年学年コーホートの女性が短大に関してはほぼ高等学校卒業後すぐに入学し、2年で終了し就職しているからと解釈できる。

3.2 労働力の需要と最終学歴による選考の違い

就職は景気の動向にも左右される。景気の波の循環に関しては内閣府経済社会総合研究所にて景気基準日付の山と谷を設定している。

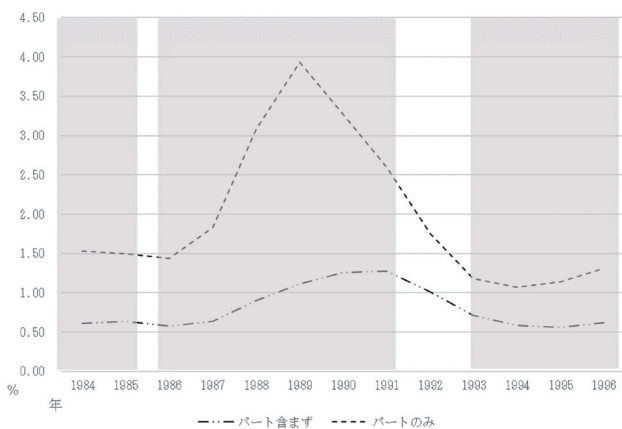


図 3.2 有効求人倍率（パート含まずとパートのみ）と景気基準日付 [10] [13]

図3.2においてグラフの背景色を入れた部分が景気の山＝景気が良かった時期となる。新卒就職だけではなく転職やパート雇用なども含んだものではあるが、バブル景気⁴⁾の間の有効求人倍率の高さは目を見張るものがある。その分バブル景気崩壊後から93年までの急激な落ち込みが目立つものとなっている。

高等学校を85年春に就職するコーホートに関しては当時の円高不況の影響で苦戦を強いられた可能性がある。ただ、高卒での就職であることを忘れてはならない。高卒での就職は“一人一社制”という短大・四年制大とは異なる学校と会社の就職協定が存在しているからである。

この就職協定は1952年（昭和27年）高度経済成長期にみられた若年労働者の不足傾向を補うための企業による高卒者の俗にいう“青田買い”“超青田買い”を防ぎ、学生である時期に学業を妨げないようにするものである。この協定により企業は学校の学力ランクを基に求人票を高校に提出、高校は学生の学業成績を基に企業受験の機会の配分を行う。このシステムは90年代初めまではうまく機能していたようである。俗にいうバブル景気の崩壊後にシステムは崩壊していくこととなった。もちろん景気だけでなく、大学進学率の上昇、高卒無業者の増加、非正規雇用の増加など複数要因がシステム崩壊の原因であった。

システムが強固であった80年代においては、景気が減速傾向にあったといえども85年春の就職に関しては極端に悪くなるということにはなかったであろう。87年春短大卒、89年春四年生大卒に関してはコーホート効果からみても景気動向からみても就職に格別な苦戦はなかったと考えられる。

問題はバブル景気崩壊後に新卒就職となった場合である。バブル景気崩壊は91年の3月から93年10月を指す。新卒だけではなく有効求人倍率も急激な下降を見せている。

94年以降となると就職氷河期とまで称される就職の厳しい時期となる。本来、四年制大卒労働者が増加する93年以降の人数が増えるどころか減少しているのはコーホート効果によるもの以上に景気減速によるものである。

4. 結婚

本章と次章においては人口動態統計を使用し、65～67年コーホートが再生産年齢⁵⁾に入る、即ち65年コーホートが15歳になった後に法的に結婚可能⁶⁾となる81年以降の結婚、そしてその後の出産に関して65～67年コーホートを比較し、コーホートサイズの効果と社会的変動を確認する。

4.1 データとその解釈

まず人口動態統計の各年度より各コーホートの男女の年

⁴⁾ 1986年11月から1991年2月までの景気の山のこと。

⁵⁾ 女性の生殖可能年齢のこと。一般的に15～49歳であり、本研究においてもこれに従う。

⁶⁾ 女性の法的婚姻が可能となる年齢が16歳から18歳に引き上げられたのは2022年民法改正からである。

66年コーホートのライフコース

— コーホート効果と機会の大小 —

年齢別結婚数を確認する。ここで問題となるのは人口動態統計における年齢と出生年の違いが発生することである。人口動態統計は届け出があった月日のその時点での年齢別にて集計される。これは66年コーホート女性が86年に結婚したとしたときに必ずしも20歳での集計にはならないということである。今回、66年生まれ婚姻数は65年と66年のコーホートの平均値をとりデータの補正を行ったものを使用し検討を行う。端数は切り捨て処理を行ったため合計が合わない部分が存在することに注意が必要である。更に法的に結婚可能な男性18歳、女性16歳からのデータを使用した。

4.2 結婚数・年齢・分布の比較

まず法的に結婚可能な年齢から2020年までの初婚-初婚・初婚-再婚・再婚-再婚の男女別合計数を見る。更に合計数を出生数で除した割合も確認する。

表4.1 男女別65～67年コーホート別婚姻数と割合
カッコ内はパーセンテージ【12】

		結婚相手の女性			
		初婚		再婚	
65年男性	初婚	599,524	(0.634)	31,610	(0.033)
	再婚	48,535	(0.051)	35,346	(0.037)
		結婚相手の女性			
		初婚		再婚	
66年男性	初婚	570,186	(0.798)	31,336	(0.044)
	再婚	47,943	(0.067)	34,659	(0.049)
		結婚相手の女性			
		初婚		再婚	
67年男性	初婚	555,512	(0.554)	31,655	(0.032)
	再婚	47,644	(0.047)	33,850	(0.034)
		結婚相手の男性			
		初婚		再婚	
65年女性	初婚	643,342	(0.716)	44,661	(0.050)
	再婚	35,741	(0.040)	39,453	(0.044)
		結婚相手の男性			
		初婚		再婚	
66年女性	初婚	614,204	(0.925)	44,778	(0.067)
	再婚	35,496	(0.067)	38,567	(0.058)
		結婚相手の男性			
		初婚		再婚	
67年女性	初婚	597,684	(0.627)	45,984	(0.048)
	再婚	35,909	(0.038)	37,864	(0.040)

表4.1から検討すると初婚-初婚以外がほとんどないと言いつても過言ではなくなっているため、初婚-初婚の組み合わせにおいてコーホート別の比較検討を行う。

男女ともに年を追うごとに結婚数が減少している。66年コーホートに関してはサイズが小さいことから数の減少も理解できるが、67年の減少についてはコーホートサイズとは不釣り合いで何らかの社会的要因が働いたのではないかと推測できる。

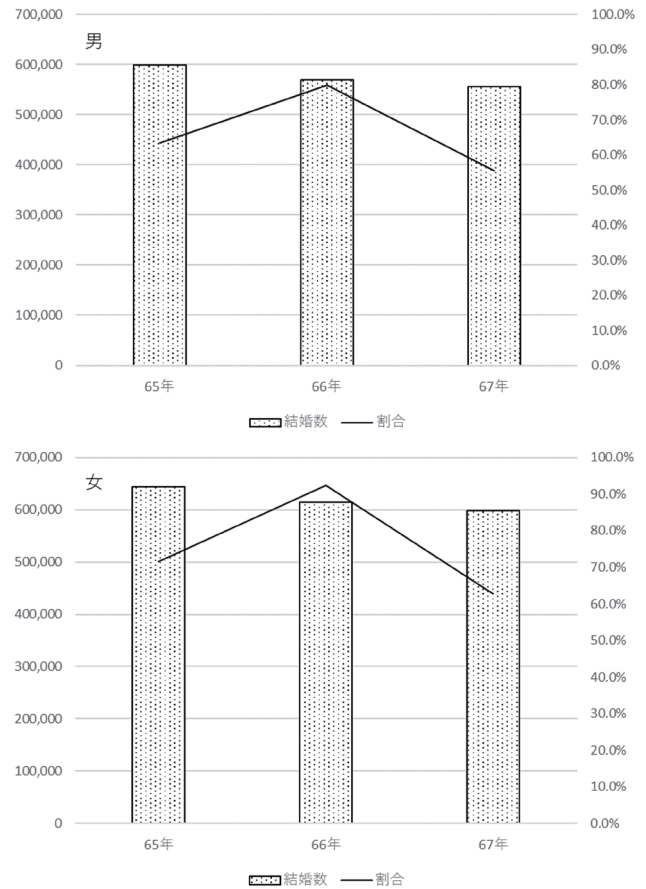


図4.1 65～67年コーホート別初婚数と割合・男女別【11】

結婚数を出生数で除して割合から見るとコーホートの違いがより現れる。66年コーホートは明らかに前後年コーホートより結婚の割合が高くなっている。これはいかなる理由によるものであろうか。

4.3 男女の結婚の嗜好の違い

結婚に際しては相手の年収や年齢、社会的地位など嗜好による個々人の選択がある。この結婚相手の条件を調査している国立社会保障・人口問題研究所の出生動向基本調査は結婚相手の条件として

- 1: 人柄 2: 経済力 3: 職業 4: 容姿 5: 学歴
 - 6: 家事・育児の能力 7: 仕事への理解 8: 共通の趣味
- 以上8点について個々人の重要度を質問している。しかし、他にも考えられるものがある。それは相手の年齢である。

第15回出生動向基本調査による希望する結婚相手との年齢差構成を見ると男女問わずに同世代の嗜好が増加している。男女ともに同じ年を除けば差は1～2歳から3～4歳を希望する割合が一番多くなっている。

本研究ではコーホート別の結婚年齢分布を結婚の有利不利の指標とする。もしも66年コーホート、特に女性に迷信効果が働き年齢の希望が通らなかったと仮定すると分布が前後年コーホートとは異なるパターンを描くはずである。そこで初婚-初婚の組み合わせのみ、そしてコーホート別

66年コーホートのライフコース
— コーホート効果と機会の大小 —

にて男女の結婚の年と人数のグラフを作成し年齢の分布に絞って検討を行う。

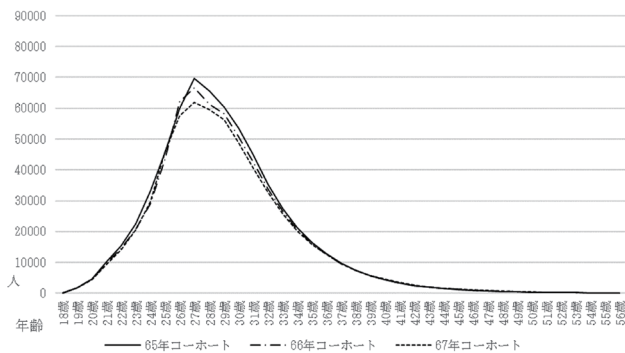


図 4.2 65～67年コーホート男性初婚年齢別結婚数【11】

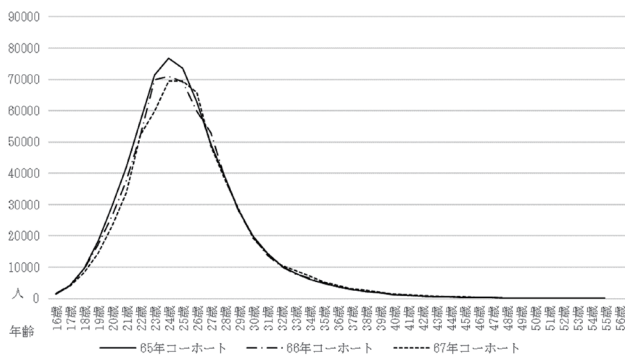


図 4.3 65～67年コーホート女性初婚年齢別結婚数【11】

65～67年コーホートの男女のどちらも偏った結婚年齢の分布は見られない。年齢的には同じような結婚年齢のイベントを迎えている。よって66年コーホート、特に女性に迷信効果が働き年齢の希望が通らなかつたという仮定は否定される。

4.4 結婚スクイズ

ここまで見てきたように、ひのえうま迷信は女性の結婚が避けられるという性別に対してのものであるにも関わらず66年出生コーホートの女性は他のコーホートより結婚率が高くなっている。結婚のために嗜好から外れた年齢のパートナーを選択したわけでもない。

この現象の要因は何であろうか？迷信を完全に要因から外し、結婚機会のみで考えるとコーホートサイズが小さいことから66年生まれの男女の希少価値は高まる。66年コーホートの結婚機会を結婚相手との年齢差から検討を行う。

男性は同世代～3歳年下まで、女性は同世代～3歳年上までの出生数をみたものである。66年コーホートは男女共に同世代から3歳程度年上（年下）となると年齢による結婚機会のサイズは大きくなる。そして割合から見ると希望にあう年齢の相手が一番多いのは66年コーホートの男女である。この機会の大きさが結婚数を増やしたのである。そして機会が小さくなった67年コーホートは正逆の結果となった。

66年と67年コーホートに関しては男女共に結婚の需要に

表 4.2 62～70年コーホート出生数比較【11】

男性から見て				女性から見て			
出生年	出生数	同世代～3歳下合計	割合	出生年	出生数	同世代～3歳上合計	割合
65	935,366	3,390,554	3.62	65	888,331	3,504,120	3.94
66	705,463	3,414,351	4.84	66	655,511	3,376,314	5.15
67	992,778	3,692,676	3.72	67	942,869	3,516,531	3.73

男性から見て			女性から見て		
出生年	出生数		出生年	出生数	
	男	女		男	女
62			62	833,269	
63			63	852,561	
64			64	882,924	
65	935,366	888,331	65	935,366	888,331
66	705,463	655,511	66	705,463	655,511
67	992,778	942,869	67	992,778	942,869
68		903,843	68		
69		912,128	69		
70		933,836	70		

対しての供給が非常にアンバランスであったと言い換えられる。このアンバランスは“結婚スクイズ”とも呼ばれるものである。『現代人口辞典』による定義は「結婚を希望する男女それぞれの側からの需給バランスに不均衡が起こる」ことである。

結婚率に関してもう一つ検討を行う。それは男女ともに希望が高い同世代同士の結婚である。66年コーホートは男女共に結婚機会が大きく、そして実際に結婚が多かった。男女共に結婚機会が大きかったことは同世代同士の結婚にどのような影響を与えたのであろうか。

表 4.3 同世代同士の結婚数と割合【11】

男性から見て			
出生年	出生数	同世代結婚数	割合
65	935,366	34,200	3.66
66	705,463	34,348	4.87
67	992,778	45,162	4.55

女性から見て			
出生年	出生数	同世代結婚数	割合
65	888,331	34,200	3.85
66	655,511	34,348	5.24
67	942,869	45,162	4.79

66年コーホートは同世代同士の結婚割合も前後年コーホートより高くなっていた。66年コーホート男性は構造的に同世代同士の結婚機会は小さくなる。希望する3～4歳程度まで年下の結婚機会は大きかったため、同世代同士結婚にこだわる理由はなかったにも係わらず同世代結婚割合は高くなっている。

66年コーホート女性から考えると構造的に結婚機会は非常に大きい。男性と別の意味で同世代同士の結婚にこだわる理由はなかったといえる。

このような状況であったにも関わらず同世代結婚の割合が高いということは66年コーホートは男女共に結婚機会が大きかったにも関わらず同世代同士の結婚を希望し、そしてそれが叶っているのである、と解釈できる。

66年コーホートのライフコース — コーホート効果と機会の大小 —

この結論は結婚率が66年出生コーホートは男女共に低い、特に男性が低いとした赤林 (2006) Akabayashi (2007) にも前後年コーホートと比較して変わりがないとした Yamada (2013), Shimizutani & Yamada (2014) のいずれの結論とも異なるものとなる。これは使用したデータのサイズの違いに起因するものだと考えられる。

そして66年コーホート女性に関しては更なる検討が必要となる。それは希望する年齢の男性との結婚はできたが、そのために女性が結婚に対して何かを希望することをあきらめたのではないか? ということである。

女性が結婚にあたっては相手の年齢の他、社会的地位・経済力・学歴なども重要視する。社会的地位・経済力・学歴を自身より高いものを嗜好することは上昇婚 (hypergamy) とも称される。特に経済力と職業が女性の高い嗜好となっている。この年齢以外の女性の嗜好をあきらめたことが結婚に結び付いたのではないか? とも考えられる。

残念ながら、人口動態統計による調査ではその答えは直接的には出せない。ただし、間接的な見方により検討を行うことは可能であり次章においてその作業を行う。

5. 出産

本章では前章と同じく補正した人口動態統計を利用した全数のものとなる。また4章と同様に補正をかけたものを使用している。なお66年と前後年コーホートの出産に関する研究は未だ存在しない。本章は全くの新規の検討となる。

5.1 コーホート別の比較

まずコーホート別の出産数を男女別、嫡出・非嫡出別に検討する。

66年と前後年コーホートは90年代前半に出産のピークを迎えている。年齢にすると27~28歳となる。

どのコーホートも20~40歳の間で合計出産数の96~97%を数える。出産は短い時期に大量に起こるものなのである。

非嫡出子は全体の1~2%程度と極めて少なくなっている。嫡出子と非嫡出子の比率が極端であるため、以下の検討についてはこれらを区別しない。

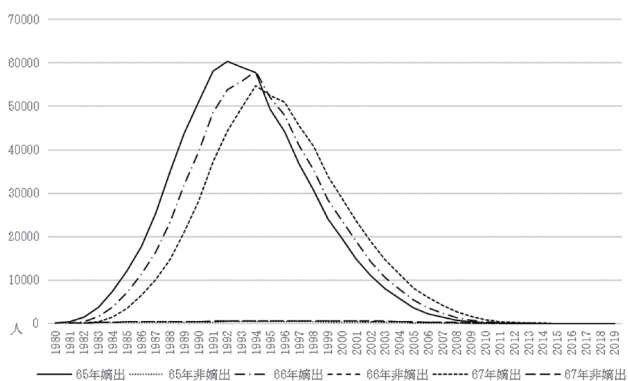


図 5.1 男 嫡出・非嫡出別コーホート別出産数 [11]

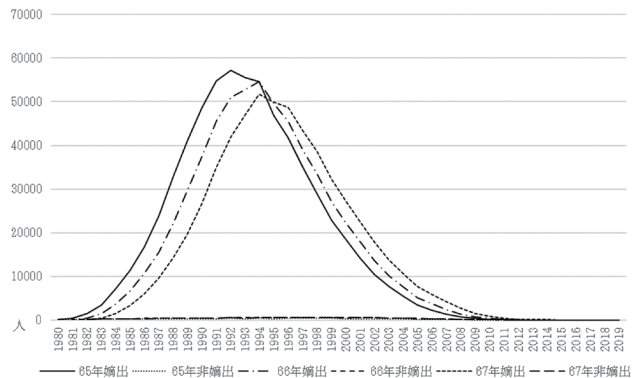


図 5.2 女 嫡出・非嫡出別コーホート別出産数 [11]

次いで子どもの出生順別での検討を行う。

表 5.1 コーホート別男女別第一子~第十子出生数と割合と出生性比 [11]

	65年		66年		67年							
	男	女	男	女	男	女						
第1子	329910	47,560	311964	47,488	315885	48,024	298338	47,903	304953	48,490	287804	48,254
第2子	260187	37,509	246671	37,549	245628	37,343	233104	37,429	233563	37,139	222451	37,297
第3子	86584	12,482	82034	12,487	80096	12,177	76076	12,215	74913	11,912	71357	11,964
第4子	13551	1,954	12861	1,958	12797	1,945	12036	1,933	12164	1,934	11623	1,949
第5子	2421	0.349	2417	0.368	2371	0.360	2289	0.368	2350	0.374	2221	0.372
第6子	660	0.095	614	0.093	610	0.093	608	0.098	577	0.092	610	0.102
第7子	213	0.031	222	0.034	214	0.033	216	0.035	219	0.035	225	0.038
第8子	90	0.013	89	0.013	88	0.013	77	0.012	86	0.014	79	0.013
第9子	36	0.005	34	0.005	41	0.006	28	0.004	39	0.006	27	0.005
第10子~	23	0.003	23	0.003	34	0.005	23	0.004	32	0.005	36	0.006
合計	6043674		656096		657769		622793		628805		506491	

66年と前後年コーホートの第一子~第十子別出産割合は酷似しており相違を見出すことは困難である。男女別にみても相違を見出すことは困難である。これは66年と前後年コーホートは出産回避行動をとってはいないということにもなる。

5.2 出産の動向の変化

ここからは国立社会保障・人口問題研究所の出生動向調査・夫婦調査第9~15回による理想の子ども数、予定の子ども数、そして理想より予定子ども数が少ない理由の経年トレンドを確認する。

理想の子ども数は2~3人という回答がどの調査回においても80%を超えている。ただ、その回を追うごとに2人という回答が増え、3人という回答が減っている。

予定の子ども数に関しても理想の子ども数と同じく2人と3人の回答割合が80%前後となっている。ただ、その内訳は圧倒的に2人の回答が多くなっている。理想より予定の子ども数の方が1人程度少なくなる傾向が見える。それでは理想より予定の子ども数が少なくなるのはどのような理由によるものであろうか。

予定の子ども数が少ない理由はどの調査回においても子育てや教育にお金がかかりすぎるから、が最大となっている。ほしいけどできないからという回答も調査回を追うごとに多くなっているが、これは結婚の遅れからくる出産時期の遅れが絡んでいると考えられる。

理想より予定の子ども数の方が少なくなる、その理由の最も大きなものは子どもに関わる経済的なものである。これを念頭に置き改めて65~67年コーホートの出産数と割

合を見る。

表 5.2 コーホート別出産割合【11】

	出産数	女性数	出産数/女性数
65年	1,350,623	888,331	1.52
66年	1,280,588	655,511	1.95
67年	1,225,359	942,869	1.30

表5.2のコーホート別出産の割合をみると66年コーホートが群を抜いて割合が高くなっている。

ただし、結婚の数ではなく女性の数、即ち各年の女性コーホート数で除していることには注意が必要である。4章での検討通りに結婚の数にて除するとこの表以上に差が大きくなる。

このことから4章の終わりに投げかけた希望する同世代から3~4歳程度の年上との結婚はできたが、そのために女性が結婚に対して何かを希望することをあきらめたのではないかという疑問にある程度答えることができる。

66年コーホート女性は希望する同世代から3~4歳の年上との結婚ができた。その結婚は経済面に関して希望をあきらめたからではない。なぜなら多額のコストがかかる出産と子育てを他のコーホートより行っているからである。

ただ、今回の検討の方法では経済以外の要因は全く分からないうえに非常に間接的なものである。結婚相手に希望することは年齢・経済以外にも多数ある。また、出産に関して経済要因のみで出産をする（しない）わけではない。子どもを持つことが家族の豊かさにつながるといった価値観も出産要因である。それを検討するには出生動向調査の一次データか他の調査データが必要となるであろう。

5.3 1.57ショック

ここまでは65~67年コーホートの出産に関わる実際の数値と意識、そして動向の変化を見てきた。

65~67年コーホートが最も出産をした時期は先述した通り90年代前半である。この時期には出生に関わる大きな社会変動が存在した。それは90年に前年89年の合計出生率1.57が発表された俗にいう“1.57ショック”である。

1.57という数値が唐突に社会問題とまでなった理由はただ一つ、戦後から89年まで出生率が最も低かったのが66年の1.58であり、その出生率さえ下回ったということからである。

“少子化”はこの時期に日本の人口問題として一気にクローズアップされるようになった言葉である。“少子化”という言葉自体は84年11月13日朝日新聞朝刊社説「悲劇から何をくみとるか」など80年代から使用されている。しかし、“少子化”が社会問題化されたという意味においては語源は92年の経済企画庁『国民生活白書』の副題「少子社会の到来、その影響と対応」からである。“少子化”という言葉は人口問題ではあるが学術用語ではなかったのである。

阿藤誠（2010）によると、1.57ショック以前にも家族政策は存在している。ただし、性別役割分業型の家族モデルを基にしたものであり、阿藤は「80年代末までの家族政策は『出生率向上の意図を全くもたない家族政策』であった」としている。1.57ショック以降の家族政策は子どもを持つ家庭、子育て中の女性、特に働く女性に注目した支援策から出発した。91年育児休業法、94年エンゼルプランによる保育サービスの充実化は明らかに共働き家庭をターゲットとした政策である。1.57ショックは日本における家族政策の変化をもたらしたのである。

6. まとめと今後の課題

菱沼従尹（1967）はコーホートサイズの小ささから66年コーホートはライフイベントに際して「幸福な星のもと」であろうと記載している。菱沼の予測を本研究で示したといえる。ただ、コーホートサイズだけがライフイベントに影響を与えるわけではなく様々な社会的要因があったことも本研究で示したことである。

確かに66年コーホートは社会的なプラスの要因が多かった。それは単にめぐりあわせの問題だけである。ある意味66年コーホートは自身の出生数激減以外の大変動はなかったともいえるのである。ただ、自身の出生年の合計出生率1.58を割ることとなった89年以降、日本では本格的に少子化対策が行われるようになった。自身が生まれたときには既に危惧されていた人口縮小再生産は23年を経て社会現象となったのである。

そして今後の課題について数点述べる。本研究はマクロデータを使用しており地域差については検討を行っていない。

本研究においては結婚に関して同類婚は「年齢」同類婚のみを検討した。他に検討すべき同類婚として「学歴」「地域」「収入」「社会的地位」などが存在することを明記しておく。

更に本研究は個別のケースにこたえるものではない。結婚差別を実際に受けた女性も存在したであろう。もちろん個別ケースには答えられないという本研究が結婚差別がなかったと結論付けているわけではない。

本研究で見ていない要因を更に細かく分析することは可能ではあるだろう。ただ1年コーホートでの差異を見るにはある程度大きいサンプルサイズが必要となることには注意する必要がある。

最後に66年から60年後の2026年に関して簡潔に述べておきたい。

山田昌弘（2020）は授業にて大学生にひのえうま迷信を信じるか？と尋ねているとのことである。毎回約2割の大学生がひのえうまの年に出産を控えると回答するということが今の大学生が迷信など信じるわけがないと考えていた山田を驚かせる結果となっている。

また、大見広規とメドウズ・マーティン（2019）も山田

と同様に勤務先の大学生を対象とし、ひのえうま迷信についてアンケートを行っている。そして山田の調査と同じく2割程度はひのえうま迷信が気になるという回答を得ている。更に自分自身の意見としては出産を控えるという選択はしないが、パートナーや自分とパートナーの親や親せきからの影響はある程度影響されると半数近くが回答している。

前回から60年近く経ってはいるが迷信は出産に関して影響を与える力を持ち合わせているということである。

謝辞

指導教員の北川由紀彦教授に心より感謝申し上げます。また、資料収集に協力頂いた複数の図書館の方々のお力添えあっての本論文です。感謝いたします。そしてパートナーの湊邦生の励ましが完成に至らせたことを明記します。

参考・引用文献一覧

- [1] 赤林英夫, 2006, 「NFRJ03・NFRJ98からみた丙午生まれのその後」『第2回全国家族調査 (NFRJ03) 刊行物 夫婦, 世帯, ライフコース (第2次報告書 No. 1)』, 183-195
- [2] 赤林英夫, 2007, 「丙午世代のその後-統計から分かること (特集 時代を背負う労働者)」『日本労働研究雑誌』, 49 (12) : 17-28.
- [3] 阿藤誠, 2010, 「日本の「少子化対策」-20年の軌跡とその評価-」『人間科学研究』, 23(2) : 187-207.
- [4] 朝日新聞, 1985年12月18日東京版朝刊3面, 「現役志願率は14%台史上最低を更新」
- [5] Hideo Akabayashi, 2007, “Who suffered from the superstition in the marriage market? The case of Hinoeuma in Japan”, American Economic Association Annual Meeting manuscript
- [6] 菱沼従尹, 1967, 「「ひのえうま」礼讃論」『厚生指標』一般財団法人厚生労働統計協会, (15) 12 : 22-26.
- [7] 人口学研究会編, 2010, 『現代人口辞典』, 原書房, 44.
- [8] 荻谷剛彦, 1991, 『学校・職業・選抜の社会学 高卒就職の日本のメカニズム』東京大学出版会.
- [9] 河野稔果, 1991, 「人口性比に関する研究-結婚スクイズと死別」『人口問題研究』, 198 : 1-16.
- [10] 国立社会保障・人口問題研究所, 2017, 『現代日本の結婚と出産-第15回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書-』
- [11] 厚生労働省『一般職業紹介状況』各年.
- [12] 厚生労働省『人口動態統計』各年.
- [13] 厚生省大臣官房統計調査部, 1969, 『昭和41年人口動態統計上巻』, 68~77.
- [14] 内閣府, 景気基準日付 <https://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/hiduke.html> 22/11/06最終閲覧.
- [15] 毎日新聞社人口問題調査会編, 1972, 『危機に立つ人口』, 毎日新聞社.
- [16] 村井隆重, 1968, 「ひのえうま総決算」『厚生指標』一般財団法人厚生労働統計協会, (15) : 5-3-9.
- [17] 文部科学省, 『学校基本調査』各年.
- [18] 文部科学省, 『全国大学一覧』, 各年.
- [19] 文部科学省, 『全国短期大学高等専門学校一覧』, 各年.
- [20] 大見広規, メドウズ・マーティン, 2019 「2026 (丙午) 年の出生についての学生の意識調査」『名寄市立大学紀要』, 13 : 67-72.
- [21] 大谷憲司, 1991, 「1960年代以降の日本の期間出生率変動と「ひのえうま」」関西大学経済論集 (41) 2 : 295-323.
- [22] 坂井博通, 1988, 「「ひのえうま」の死産について」『人口問題研究』, 186 : 58-63.
- [23] 坂井博通, 1995, 「昭和41年『丙午』に関連する社会人口学的行動の研究」『人口学研究』, 18 : 29-38.
- [24] 関弥三郎, 1971, 「昭和丙午における出生届出の誤差」『統計学』, 24 : 88-95.
- [25] Shimizutani Satoshi and Yamada Hiroyuki, 2014, “Long-term consequences of birth in an ‘unlucky’ year: evidence from Japanese women born in 1966”, Applied Economics Letters, 21 (16) : 1174-1178.
- [26] 総務省統計局, 『労働力調査基本集計』各年.
- [27] Yamada Hiroyuki, 2013, “Superstition effects versus cohort effects: is it bad luck to be born in the year of the fire horse in Japan?”, Review of Economics of the Household, 11 (2) : 259-283.
- [28] 山田昌弘, 2020, 『日本の少子化対策はなぜ失敗したのか? 結婚・出産が回避される本当の原因』, 光文社新書, 31.