

な出生率の変動要因といえる。

ただし、死産・流産に対して、社会的な施策の導入が効果を持たないわけではない。仙田 (2005) において、就業継続が妊娠中の母体に大きな負担をかけていることが示されている。たとえば、通勤ラッシュ、長時間労働などの就業環境が負担の大きな要因である。

結婚から第 1 回目妊娠までのあいだの出産意図は、子ども数に対して有意な効果を持っていた。出産意図は、完結出生力のある程度予測することのできる変数といえそうである。分析結果では、出産間隔をあげようという意図を持っていた場合には子ども数が少なくなっていた。したがって、出生過程が完結していない夫婦に対しても、出産意図をたずねることで、出生行動を予測する代理変数として使うことのできる可能性がある。ただし、出産意図と子ども数の関連はそれほど強いものではない。

以上から得られる政策的提言は次のとおりである。

第一に、出産意図は、完結出生力のある程度予測することのできる変数である。その推移に注目することが今後の出生力予測に有効である。

第二に、就業継続と出産・育児を両立できる条件をそれが乏しい職場に導入させる施策の必要性である。本論文では 1997 年時点で結婚持続年数 12 年以上という、やや古いコーホートを分析対象としている。表 16 でみたように、結婚直後の職業が自営以外では子ども数に有意な効果を持たなかったのは、そのせいかもしれない。実際、1990 年代以降の結婚コーホートで第一子の生み控えがみられるという佐々井 (2004) の指摘のように、最近結婚した夫婦における就業・出生行動には、仕事を続けるための「当面」の birth control が、「最終的な」子ども数の低下に結びついている可能性は否定できない。したがって、現行の制度のレベルをすべての職場に普及させるための施策の導入、たとえば、法律や指針で保障・推奨されたレベルかそれ以上の出産・育児との両立制度の運用をうまくおこなっている企業に対して、表彰したり助成金を交付したりすることで、ピンポイントで制度の整備と運用の貧弱な職場へ制度の導入を動機づけるような施策の導入が共働きの継続と出産・子育ての両立に効果を発揮する可能性がある。

第三に、統計的に有意であるとはいえ、出産意図と子ども数の関連はそれほど強いものではなかった。したがって、従来おこなわれてきた共働きの継続と出産・子育ての両立を可能にする社会的条件を整備することにより、夫婦の意図的な選択に働きかけるという政策によって出生率を引き上げることの効果は限定的かもしれない。そうであれば、従来とは異なる観点からの少子化対策施策を考える必要があるだろう。たとえば、本研究によれば、第 1 回妊娠経験者のうち、死産・流産という結果に終わったケースは 8%もある。しかも、死産・流産の経験は子ども数を引き下げる効果を持っていた。妊娠の結果が出生につながる割合を上げるような対策を講じることはミクロレベルで望ましいと同時に、マクロレベルで出生力を上げる効果を持つので有意義であろう。本研究からも、就業が死産・流産の可能性を引き上げていることが示されている。ここから、就業と育児との両立施策だけでなく、就業と妊娠との両立施策の拡充も求められているという指摘ができる。2007 年 4 月 1 日から施行される改正男女雇用機会均等法では、母性健康管理について、1998 年度から追加された措置義務 (妊娠中および出産後の女性労働者が保健指導または健康検査を受けるために必要な時間の確保、当該指導または検査に基づく指導事項を守ることができるよ

うにするための措置の実施)に加えて、苦情の自主解決、調停などの紛争解決援助の対象に母性健康管理措置を追加するなど、母性保護についての拡充がおこなわれる。しかし、それ以前に措置義務が十分に機能していないことを推測させるデータもある⁵(働く女性の身体と心を考える委員会 2000)。出生後の育児と就業の両立施策もちろん重要であるが、妊娠中の母性保護と就業の両立支援施策は、ミクロレベルで好ましいことであると同時に、より迅速で直接的な出生力の上昇につながると考えられる。

文献

- 阿藤誠(1989)「出産計画と出生抑制行動—その社会経済分析—」『人口問題研究』191, 1-14.
- 阿藤誠・高橋重郷・中野英子・渡邊吉利・小島宏・金子隆一(1993)「結婚と出産の動向—第10回出生動向基本調査(夫婦調査)の結果から—」『人口問題研究』49-3, 1-28.
- 岩澤美帆(2004)「妻の就業と出生行動：1970年～2002年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』60-1, 50-69.
- 大沢真知子『経済変化と女子労働』日本経済評論社.
- 織田輝哉(1994)「出生行動と社会政策(2)—ヴィネット調査による出生行動の分析—」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会, 151-180.
- 国立社会保障・人口問題研究所(1998)『平成9年日本人の結婚と出産：第11回出生動向基本調査』厚生統計協会.
- 小島宏(1989)「出生促進政策の有効性」『人口問題研究』191, 15-34.
- 佐々井司(2004)「近年の夫婦出生力低下の動向とその背景」『人口問題研究』60-1, 36-49.
- 佐藤龍三郎・岩澤美帆(1998)「わが国の夫婦における妊娠・出生の調節—妊娠歴の分析—」『人口問題研究』, 54-4, 19-45.
- 新谷由里子(1998)「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因—1980年代以降の出生行動の変化との関連より—」『人口問題研究』54-4, 46-62.
- 鈴井江三子(1997)「わが国における人工妊娠中絶の実態について—その対策とケアのあり方を問う—」『川崎医療福祉学会誌』7-2, 237-248.
- 鈴木透(2000)「近年の結婚力と出生力の低下について」『季刊家計経済研究』47, 13-19.
- 駿河輝和・西本真弓(2002)「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』37-4, 371-379.
- 仙田幸子(2005)「デュアル・キャリア家族における work-family interface の様相・2：育児休業からの復職による変化」高橋重郷編『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究(厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)平成15年度報告書)』261-303.

⁵ 2000年時点で「母性健康管理指導事項連絡カード」を発行したことのない医療機関が58%と半数を超える。また、カード提出時に女性従業員に困ったことが「あった」ケースが23.9%あり、その内訳は、「会社側でカードについての認識がなかった」(63.6%)、「社内に母性健康管理に関することを申しだすににくい雰囲気があった」(27.3%)、「会社を辞めてはといやみを言われる等会社との関係が悪くなった」(18.1%)などである(複数回答)。

- 塚原康博(1994)「出生行動と社会政策(1)—先行研究の動向と「出産と育児に関する意識調査」の概要—」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会, 129-149.
- 野原誠(1976)「出生力の社会・経済理論」『人口問題研究』139, 1-19.
- 働く女性の身体と心を考える委員会(2000)「働く女性の身体と心を考える委員会報告書—「母性健康管理指導事項連絡カード」活用状況について—」女性労働協会.
- 森田陽子(2006)「少子化が企業行動に与える影響」『日本労働研究雑誌』553, 4-18.
- 八代尚宏「少子化問題への経済学的アプローチ」『季刊家計経済研究』47, 20-27.

2. 不妊治療支援についての一考察¹ ——家族属性の視点から——

大石 亜希子

1. はじめに

近年、少子化対策の一環として不妊治療に対する公的助成が拡充される方向にある。合計出生率が低下する中で、政府の審議会等でも「産みたくても産めない人が産めるように支援をすべきだ」という論調が高まり、2004年度には「特定不妊治療費助成事業」がスタートした。同事業は2006年度に給付の支給期間を延長しており、2007年度予算の概算要求では支給上限額の引き上げ等が盛り込まれている。

不妊への社会的関心が高まるのに伴い、不妊症患者や不妊治療の実情も、患者に対するアンケート調査や研究で徐々に明らかにされつつある。しかしながら、政策評価をする上で必須の情報であるはずの不妊症患者数については、各種の推計があり結果は一致していない。また、アンケート調査等からは不妊症患者の属性や治療の状況などを把握することはできるものの、数多くの要因のなかでどの要因が受療についてどれだけの影響を及ぼしているかを計量的に把握したものは筆者の知る限りない。

そこで本稿では、不妊症患者数の規模について各種調査結果を比較検討するとともに、受療の意思決定がどのような要因によって左右されるかを把握する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、不妊症患者数の規模について検討と試算を行う。第3節では、不妊治療の経済面について、治療費と助成制度の内容をみる。第4節では、特定不妊治療助成制度にまつわる問題点を指摘する。第5節では、不妊に関する検査や治療の受療の意思決定に、とくに家族属性がどのような影響を及ぼしているかを計量的に把握する。第6節はまとめである。

2. 不妊症患者数の推計

一般的な医学教科書では、「生殖年齢にあるカップルが、何ら避妊を行わずに性生活を続けているにもかかわらず、2年以上妊娠にいたらない場合」を不妊としている²。これは、正常に夫婦生活を営むカップルの80%が1年目に妊娠し、次の1年で残りのうちの10%が妊娠するという統計調査に基づいている。つまり、避妊をしなければ、通常は2年以内に90%の確率で妊娠にいたるので、残りの約10%のカップルが不妊を経験すると予測される。これがしばしば「10組に1組の夫婦が不妊」と言われるゆえんである。

ただし、「不妊」の状態にあるからといって、必ずしも「不妊症」とは限らないことに注

¹ 本稿の作成に際し、泉田信行氏（国立社会保障・人口問題研究所）から不妊治療について多くの貴重なご教示を頂いた。記して感謝申し上げる。中央大学の大淵寛教授、国立社会保障・人口問題研究所の高橋重郷副所長、「出生動向基本調査」チームメンバーの皆様にも感謝申し上げたい。言うまでもなく残りうる誤りの責任は筆者一人に属する。

² 医学書院『地域看護学講座 ⑥母子地域看護活動』より。

意が必要である。厚生労働省の資料³では、「生殖年齢の男女が挙児を希望しているにもかかわらず、妊娠が成立しない状態であって、医学的措置を必要とする場合 (p.19)」を「不妊症」と定義しており、また、「加齢により妊娠できない夫婦は対象とならない。(p.22)」⁴としている。

不妊となる原因には、無排卵、卵管閉塞、子宮の形状の異常、精子の数が少ないまたは動きが悪いこと、子宮の入口の粘液が精子と適合しないこと、子宮内膜症などさまざまなものがあるが、男性に起因するものと女性に起因するものとの割合は、ほぼ同率といわれている。

実際に不妊症の患者数がどの程度の規模で存在するのかについては、さまざまな推計があり、一致した結果が得られていない。そこで本節では、各種の推計を紹介するとともに、国立社会保障・人口問題研究所が2002年に実施した「第12回出生動向基本調査・夫婦調査」に基づく患者数の推計を試みる。

(1) 厚生労働省「患者調査」

厚生労働省「患者調査」によると、女性不妊症の外来患者数は、1987年には7,000人であったものが2002年には1万2,100人に達している(表1)。ただし、外来患者数は調査日にたまたま医療機関を受診した患者数に過ぎない。入院患者や、調査日以外の日に継続的に受診している患者を含めると、女性不妊症の総患者数は2002年で6万9,000人と推計されている。なお、集計対象には男性不妊症というカテゴリーはなく、女性不妊症についてのみ患者数が把握可能である。

表1 女性不妊症 患者数の推移

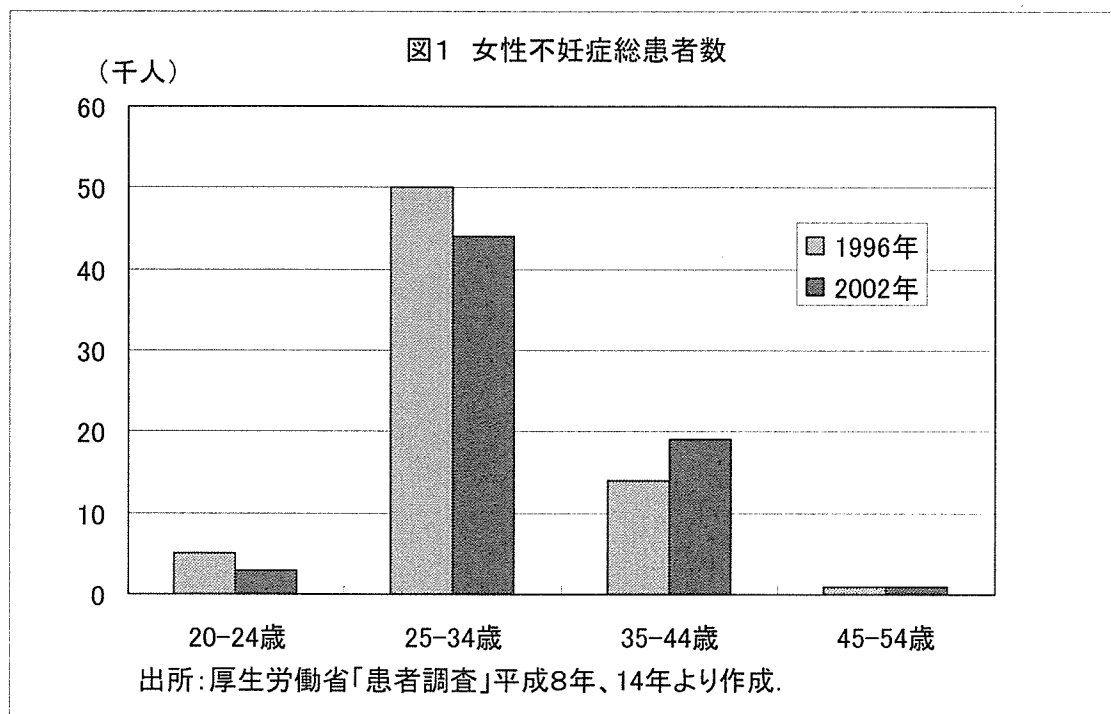
年次	各年 10月の調査日現在					総患者数 (単位:千人)
	推計患者数 (単位:千人)			受療率 (人口10万対)		
	総数	入院	外来	入院	外来	
1984年	9.7	0.1	9.7	0	8	...
1987年	7.1	0.2	7.0	0	6	45
1990年	8.1	0.3	7.8	0	6	54
1993年	10.4	0.4	10.0	0	8	61
1996年	11.6	0.3	11.3	0	9	70
1999年	12.9	0.2	12.7	0	10	77
2002年	12.2	0.1	12.1	0	9	69

出所:厚生労働省「患者調査」各年より作成。

³ 「精子・卵子・胚の提供等による生殖補助医療のあり方についての報告書」(生殖補助医療技術に関する専門委員会報告書)(平成12年12月28日とりまとめ)による。

⁴ ただし「加齢により妊娠できない」ことの具体的な判定基準については、厚生科学審議会生殖補助医療部会において、医師の裁量にするか、自然閉経の平均年齢を目安とするか、また、経済的に子どもを養育可能かどうかといった点も検討すべきだという議論があった。

年齢階層別の比較が可能な 1996 年と 2002 年を見ると、両年とも総患者数はほぼ同数（1996 年が 7 万人，2002 年が 6 万 9,000 人）であるが，2002 年になると 25-34 歳の患者が減少する一方で 35-44 歳の患者が増加しており，年齢構成がより高いほうにシフトしていることがわかる（図 1）。



(2) 矢内原推計

不妊治療患者数を把握する試みとしては，矢内原(1999)が一般国民 4,000 人を対象に実施した全国調査に基づく推計が知られている．それによると，1999 年時点で不妊治療（排卵誘発剤，人工授精，体外授精，顕微授精その他）の患者数は 28 万 4,800 人と推計されている．この調査の後続調査を実施した山縣(2003)は，患者数を 46 万 6,900 人と推計しており，「4 年間で 1.6 倍に増加している」（山縣 2003）と述べている．これは「患者調査」から把握される患者数の増加率と比較してかなり大きい．個々の治療法別の推計患者数は，表 2 の通りであるが，4 年間で体外授精の患者数は 3.4 倍，顕微授精の患者数は 5.2 倍と大幅な増加をみせている．

表2 不妊治療患者数の推計

	排卵誘発剤	人工授精	体外授精	顕微授精	その他	合計
1999年	165.5	35.5	17.7	14.5	51.6	284.8
2002年	226.4	66.0	59.6	75.3	39.7	466.9

(単位:千人)

出所: 矢内原(1999)、山縣(2003)より作成.

(3) 両推計の乖離の理由

このように不妊治療患者数の推計結果に大幅な乖離が生じる主な理由としては、次の2点が考えられる。

- ・ 矢内原推計、山縣推計の患者数は「延べ人数」であり、ある患者が複数の不妊治療を受けている場合にはダブルカウントされている。
- ・ 生殖補助医療を取り扱えるのは日本産科婦人科学会に登録されている生殖補助医療実施医療機関であるが、その多くを診療所が占めている。つまり、不妊症患者は診療所に偏在している。ところが「患者調査」では、病院や診療所など医療機関を層化無作為抽出しているものの、一般診療所の抽出率は低い。このため、精度高く不妊症の患者数を推計することが難しい。

そのほかにも細かい点では、

- ・ 「患者調査」における総患者数は、調査日（10月初旬）現在において、継続的に医療を受けている者（調査日には医療施設で受療していない者も含む）で、年間を通じた患者数ではない。
- ・ 「患者調査」は主傷病によって患者が分類されているので、女性不妊症が主傷病になっていない場合にはカウントされない。

というような理由が考えられる。

(4) 「第12回出生動向基本調査」に基づく試算

2002年に実施された国立社会保障・人口問題研究所の「第12回出生動向基本調査・夫婦調査」（以下、NFS12）によると、「現在、不妊に関する検査や治療を受けている」と回答した夫婦は、妻が50歳未満の夫婦全体の1.2%となっている。そこで、NFS12における妻の年齢5歳階級別分布をもとに、総務省「国勢調査」（2000年）から得られる有配偶女性（50歳未満）の年齢5歳階級別人口を母数として患者数を推計すると、約14万9,200人となり、矢内原推計や山縣推計よりもかなり低めの数字となる。

不妊治療の受療率についても、矢内原推計では30歳代夫婦の3.13%と推計されているが、NFS12に基づいて30歳代夫婦の受療率を計算すると、1.83%と矢内原推計よりも低くなる（山縣(2003)では受療率についての記載がない）。

ただし、矢内原推計や山縣推計が排卵誘発剤の使用や体外授精など生殖補助医療を受けた患者を対象としており、タイミング法は除いているのに対して、NFS12は不妊に関する検査や治療一般を対象としているので患者の範囲が広い。したがって、検査のみの場合やタイミング法に基づく指導などを除いたベースでの不妊症患者数は、14万9,200人を下回るものとみられる。

3. 不妊治療の費用と助成制度

不妊治療の主な方法としては、①人工授精（精液を女性の子宮内と膈内に入れて、妊娠

率を高める方法. 配偶者の精液を用いる AIH(配偶者間人工授精)と非配偶者の精液を用いる AID(非配偶者間人工授精)がある. AID は配偶者の精液では受精が困難な場合に適用されることがある), ②体外授精-胚移植 (IVF-ET. カップルの精子と卵子を培養液の中で受精させ, 子宮内に戻す方法), ③配偶子卵管内移植 (GIFT. 腹腔鏡を用いて卵管の中にチューブを通して, 精子と卵子を入れる方法), ④顕微授精 (卵子を取り巻く透明体に穴を開けて, 人工的に精子を直接卵子の中に 1 個注入する方法) があり, このほかにも体外で受精させた受精卵を凍結保存しておき, 必要に応じて解凍して子宮内に移植する方法もある.

不妊治療の主なものは基本的に保険適用外であり, 人工授精, 体外授精, 顕微授精のいずれについても診療は全額自己負担となる. 診療費は医療機関によって異なるが, 一例として首都圏の診療所のホームページに掲載されていた各種技術の費用を紹介する (表 3). インターネットで情報収集可能ないくつかの医療機関の傾向をまとめると, 体外授精 (IVF) で 25~35 万円, 顕微授精で 30~40 万円程度となっている. 医療機関によっては, 2 回目以降の体外授精の料金が初回よりも割引かれていたり, 採卵が失敗した場合に返金したりするシステムとなっているところもある. このほか, 体外授精や顕微授精の場合にはその技術料だけでなく排卵誘発剤の使用や術前検査などの費用が別途 10 万円程度かかることが多い.

表3 不妊治療費の実例(首都圏 A診療所)

(単位:円)

体外受精・胚移植(IVF-ET)	採卵	100,000
	卵および精子培養	100,000
	胚移植	50,000
	合計	250,000
胞胚期移植(D5 ET)		20,000
顕微授精	採卵	100,000
	卵および精子培養	100,000
	顕微授精	70,000
	胚移植	50,000
	合計	320,000
自然周期顕微授精	採卵	50,000
	卵・精子培養&顕微授精	70,000
	胚移植	50,000
	合計	170,000
胚凍結(最長3年間)	胚凍結	50,000
	保管費(1年間につき)	20,000
	合計	70,000
凍結胚解凍・胚移植	胚解凍および培養	30,000
	胚移植	50,000
	合計	80,000
精子凍結(最長3年間)	精子凍結	20,000
	保管費(1年間につき)	20,000
	合計	70,000
AIH(人工授精)	洗浄濃縮法	12,000
	Swim up法	15,000

出所: 泉田信行氏提供資料による.

また、不妊治療は1回で出産にいたる確率は低い。日本産婦人科学会の資料をもとに殿村(2006)が集計したところでは、2003年に実施された体外受精(顕微授精を含む)の件数が101,095件であるのに対し、出生児数は17,400人に過ぎず、単純計算では一周期当たりの出産率は17.2%にとどまる(表4)。このため、通院期間は長期化し、治療回数の増加に伴って費用も高額になる傾向にある。

表4 我が国の体外受精・胚移植等の実施数と出生児数の推移

(単位:周期、人)

	体外受精(顕微授精によるものを含む)	
	治療周期総数	出生児数
1996年	43,413	4,436
1998年	61,718	11,119
2000年	69,699	12,274
2002年	83,651	15,223
2003年	101,905	17,400

注:「治療周期」とは、それぞれの医療行為を試みた回数のこと。治療の最初のステップからカウントする。例えば「採卵」の段階で失敗し、卵子と精子を「受精」させ母体に戻すという最終段階まで到達しなかった場合でも1周期とする。対象期間は1月～12月。

出典: 殿村琴子(2006)「不妊症・生殖補助医療と求められる法整備」『ライフデザインレポート』2006年9月号、第一生命経済研究所。

例えば通院期間についてみると、「フィンレージの会」会員を対象に矢内原(1999)が実施した調査では、通院期間が3ヵ月を超える医療機関数の平均は2.9件、通算通院期間は平均55.2月(4.6年)であった。また、「フィンレージの会」会員および不妊関係のインターネットのサイトや新聞雑誌等を通じてアンケートに参加した不妊経験者を対象として調査を実施した白井(2003)では、通院した医療施設数の平均は2.84施設、通院総期間は4.97年となっている。現在治療中の場合は、通院期間が2年以内という割合が最も高いが、7年以上も2割程度いる(表5)。

表5 現在の状況別にみた通院期間

	n	～2.0年以内	2.1～4.0年以内	4.1～7.0年以内	7.1年～
治療中	141	36.9	23.4	19.1	20.6
治療したいができない	9	33.3	22.2	22.2	22.2
治療休止	21	28.6	23.8	14.3	33.3
治療終了	68	17.6	19.1	36.8	26.5
妊娠・出産	83	32.5	31.3	19.3	16.9
養子縁組・里親	3	33.3	-	33.3	33.3
その他	11	36.4	9.1	9.1	45.5

「現在の状況」のカテゴリのうち「今まで治療を受けたことがなく、妊娠・出産経験もない」者は集計からのぞかれている(通院期間非該当のため)。

注: 調査対象者は「フィンレージの会」2002年会員およびインターネット、新聞雑誌等を通じて調査に参加した

出典: 白井千晶(2003)「不妊当事者の経験と意識に関する調査 2003 報告書」。

<http://homepage2.nifty.com/~shirai/survey01/index.html> (Sep.2, 2006)

こうしたことから不妊患者の多くは、経済的負担の大きさに悩んでおり、近年では不妊治療にまつわる費用に対する助成制度が拡充されてきている。

その代表は、厚生労働省が取組んでいる「特定不妊治療費助成事業」である（表6）。「特定不妊治療」とは体外授精及び顕微授精を指し、事業を実施する主体は都道府県、指定都市及び中核市で、負担は国と自治体が折半している。発足当初の2004年度では一部に実施しない自治体があったが、2005年度からは全都道府県において実施されることとなった。1年度の給付の上限額は10万円、支給期間は発足当初は通算で2年とされていたが、2006年度から通算5年に延長されている。さらに、2007年度予算の概算要求では、1世帯当たりの支給上限額を10万円から20万円に倍増するほか、夫婦合算で650万円（所得ベース）とされている所得制限の緩和が盛り込まれている。

表6 特定不妊治療費助成事業の概要

対象治療法	体外授精及び顕微授精（以下「特定不妊治療」）
助成の対象者	特定不妊治療以外の治療法によっては妊娠の見込みがないか又は極めて少ないと医師に診断された戸籍上の夫婦
給付の内容	1年度あたり上限額10万円とし、通算5年支給（平成18年度より支給期間を延長）
所得制限額	650万円（夫婦合算の所得ベース）
指定医療施設	事業実施主体において医療機関を指定
事業実施主体	都道府県、指定都市、中核市（厚生労働省は、都道府県、指定都市、中核市に事業の費用を補助）

出所：厚生労働省ホームページより。

4. 助成制度は有効か

不妊治療の経済的負担を軽減する施策としては、特定不妊治療費助成事業の拡充のほかに、不妊治療への保険適用を求める声も根強くある。近年はとくに、合計出生率が低下する中で、政府の審議会等でも「産みたくても産めない人が産めるように支援をすべきだ」という論調が高まりつつある。しかしながら、こうした経済的負担の軽減策を検討するに当たっては、次のような問題点を考慮すべきだと思われる。

第1は、助成金の帰着である。患者と医療機関のどちらにより多く帰着するかは、体外授精や顕微授精といった治療についての需要曲線と供給曲線の形状に依存する。体外授精や顕微授精は、治療を受ける女性側にも精神的・肉体的に大きな負担をもたらすため、需要は価格に非弾力的かもしれない。その半面、これまでは比較的安価な人工授精の治療にとどまっていた患者が、助成金が設けられたことで「まず1回は試してみよう」と考える可能性もある。さらに、情報の非対称性が大きい不妊治療においては、供給側の医療機関が助成金の受給を前提にこれらの治療を患者に積極的に促す（いわゆる供給者誘発需要）ことも考えられる。

第2は、治療についてのフォローアップが不十分なことである。不妊治療は患者の経済面のみならず健康面や家族関係にも大きな影響を及ぼす。厚生労働省は、不妊専門相談センターを2009年度までに95都道府県市に設置することを目標としているが、こうした精

神面のケアやフォローアップへの取り組みは始まったばかりである。不妊治療による出産では多胎妊娠や低体重児出生の確率が高いため、子どもに障害が伴うケースもある。そうしたケースでは、育児負担の大きさに悩んだり、障害児を産んだことに負い目を感じたりする母親も多いと言われている。不妊治療の支援にあたっては、単純に受療を促進するだけでなく、治療に内在するリスクを患者に事前に十分に認知させることや、治療をやめたり、出産に至ったりした後にも精神的なケアが受けられるような体制をつくる必要があるであろう。

第3は、助成制度が少子化対策の一環として拡充されてきたことである。患者団体が政府に支援を訴える上では少子化対策としての意味合いを強調することが有利だったという事情はあるにしても、少子化傾向が反転すれば助成制度を廃止していいのか、という疑問が生じる（仙波 2003）。また、助成金があることで、不妊であれば治療を受けるのが当たり前という周囲のプレッシャーが増し、個々人の自由なライフスタイルの選択が狭められる可能性もある。

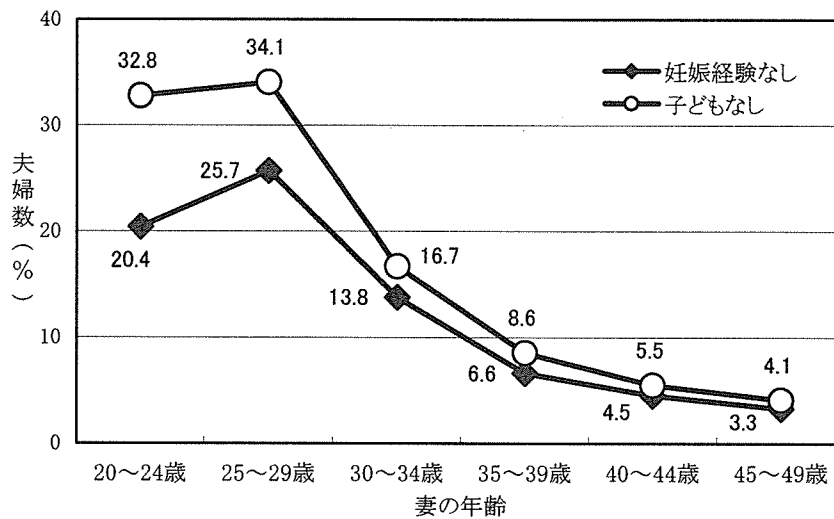
そこで本稿では、不妊についての心配や治療の意思決定にどのような要因が影響しているかを分析する。とくに注目したいのは、治療を受けることがどの程度、自由な意思に基づいているかという点である。長男の妻であるために周囲から子どもを生むように圧力を受けるといようなことは、しばしば聞かれる。実際に、白井(2003)の調査でも「主人が、長男でなく、同居しなくてよいのなら、こんなに治療をがんばってこなかったと思います。」、「両方の両親や夫に負い目を感じる。」といった不妊患者の声が紹介されている。以下では、子どものいない夫婦が治療を受ける際に家族関係が影響しているかどうかを含めて分析する。

5. 第12回調査にみる不妊についての心配と治療経験

使用するデータは、2002年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した『第12回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）：夫婦調査』（以下、NFS12と略）の個票である。この調査の対象は、2000年の国勢調査地区から層化無作為抽出された調査地区に居住する、妻の年齢が50歳未満の全国の夫婦で、回答者は妻である。調査項目は、夫と妻それぞれの基本属性（出生年月、結婚時期、学歴、職業、労働時間、年収階級）に加え、妊娠・出産経験、希望子供数、兄弟数、父母との同居状況など多岐に渡っている。

調査対象のうち、初婚どうしの夫婦について、妻の年齢別に現在の結婚における妊娠経験と子どもの有無をみたものが図2である。妊娠経験のない夫婦の割合は年齢とともに低下し、40歳代にはいると5%を切る水準になる。一方、子どものいない夫婦の割合は妊娠経験のない夫婦の割合を常に上回っており、とくに若年層で両者のギャップが大きい。これは、妊娠しても流産等で出産に至らないケースがあるためとみられる。両者のギャップは年齢とともに縮小し、40歳代後半における子どものいない夫婦の割合は4.1%となっている。

図2 妻の年齢別にみた、妊娠経験と子どもの有無



注：初婚どうしの夫婦について。妊娠経験や子どもの有無が不詳の夫婦を除く。
ただし、総数にはこれを含む。15～19歳の夫婦（2件）については掲載を省略。

出典：大石(2004).

その一方で、「過去に子どもができないのではないかと心配したことがある(あるいは現在心配している)」夫婦は、全体の約4分の1(26.1%)に達する。また、NFS12において「現在、不妊に関する検査や治療を受けている」と回答した夫婦は全体の1.2%に過ぎないが、過去に検査や治療を受けたことがある夫婦はその10倍以上(11.5%)存在する。子どものいない夫婦に限ると、4組に1組(25.5%)は何らかの検査・治療経験がある。

結婚持続期間別にみると、結婚20年以上で子どものいない夫婦の62.2%は検査・治療経験がある(表7)。子どものいない夫婦のうち、「現在、不妊に関する検査や治療を受けている」夫婦の割合は、結婚5～9年で最も高い(12.9%)。結婚15年以上で現在治療を受けている夫婦は無く、結婚後の経過年数が長くなると出産に至るか、治療を止めるかのいずれかになるのだとみられる。

子どものいない夫婦の妻の年齢別に見ると、年齢が高いほど不妊を「心配したことがある(あるいは現在心配している)」夫婦の割合が高くなる(表8)。不妊に関する検査や治療を「受けたことがある(あるいは現在受けている)」夫婦は、妻が30歳代前半の夫婦で4組に1組(25.4%)、40歳代では約半数(40歳代前半49.4%、後半49.2%)に達する。「現在、検査・治療を受けている」夫婦の割合は、妻が30歳代の夫婦で最も高い。

推定に使用したサンプルは、初婚同士夫婦6,100組である。夫妻の片方あるいは両方が再婚であるケースでは、不妊や不妊治療に対する考え方も異なることが考えられるため、サンプルから除外した。

表7 結婚持続期間別、子どものいない夫婦の不妊についての不安や悩み

不妊の心配・治療経験	総数	結婚持続期間				
		0～4年	5～9年	10～14年	15～19年	20年以上
心配したことはない	41.2 %	48.2 %	33.1	23.4	23.3	13.5
心配したことがある、心配している	48.2	44.0	53.2	62.5	48.8	67.6
医療機関にかかったことはない	21.7	26.2	15.8	10.9	9.3	5.4
検査や治療を受けたことがある	25.5	16.4	36.7	51.6	39.5	62.2
過去に受けたことがある	18.0	8.9	23.7	46.9	39.5	62.2
現在、受けている	7.5	7.5	12.9	4.7	0.0	0.0
不詳	1.0	1.4	0.7	0.0	0.0	0.0
不詳	10.6	7.8	13.7	14.1	27.9	18.9
総数 (標本数)	100.0 % (881)	100.0 % (587)	100.0 (139)	100.0 (64)	100.0 (43)	100.0 (37)

注：子どものいない初婚どうしの夫婦について。結婚持続期間が不詳の夫婦（11件）については掲載を省略。ただし、総数にはこれを含む。

出典：大石(2004).

表8 妻の年齢別にみた、子どものいない夫婦の不妊についての不安や悩み

不妊の心配・治療経験	総数	妻の年齢					
		20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳
心配したことはない	41.2 %	67.2 %	50.5	41.5	30.7	19.0	18.0
心配したことがある、心配している	48.2	26.2	42.2	50.4	54.3	65.8	55.7
医療機関にかかったことはない	21.7	18.0	24.8	24.6	21.3	15.2	6.6
検査や治療を受けたことがある	25.5	8.2	16.2	25.4	30.7	49.4	49.2
過去に受けたことがある	18.0	8.2	8.9	14.0	21.3	44.3	49.2
現在、受けている	7.5	0.0	7.3	11.4	9.4	5.1	0.0
不詳	1.0	0.0	1.3	0.4	2.4	1.3	0.0
不詳	10.6	6.6	7.3	8.1	15.0	15.2	26.2
総数 (標本数)	100.0 % (881)	100.0 % (61)	100.0 (315)	100.0 (236)	100.0 (127)	100.0 (79)	100.0 (61)

注：子どものいない初婚どうしの夫婦について。妻の年齢が15～19歳の夫婦（2件）については掲載を省略。ただし、総数にはこれを含む。

出典：大石(2004).

推定モデルでは、①不妊について現在心配している、②不妊治療を現在受けている、の2つを被説明変数として、どのような要因が影響しているかを検討している。説明変数の平均値と推定結果は、表9にまとめてある。なお、不妊についての心配と、不妊治療を受ける意思決定とは、互いに密接な関係があると考えられるため、2つの選択肢の誤差項の相関を考慮した bivariate probit model による推定を行った。

表9 推定結果

	①不妊の心配		②不妊の検査や治療		心配+治療		説明変数の 平均値
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	限界効果		
妻の年齢	-0.093 ***	0.007	-0.092 ***	0.010	-0.0018	35.088	
夫の年収(百万円)	0.033 **	0.017	0.064 ***	0.020	0.0012	5.014	
死流産経験*	0.169 *	0.089	0.293 **	0.121	0.0071	0.150	
結婚年齢	0.138 ***	0.010	0.135 ***	0.015	0.0027	25.536	
夫・あととり*	0.094	0.068	0.263 **	0.111	0.0045	0.663	
妻・あととり*	0.012	0.074	0.069	0.104	0.0013	0.223	
妻・就業*	0.316 ***	0.065	0.230 **	0.095	0.0047	0.537	
大都市圏*	0.012	0.074	-0.074	0.127	-0.0012	0.177	
定数項	-2.446 ***	0.234	-3.309 ***	0.341			
ρ	0.907	0.020					
Number of obs	4,791						
Wald chi2(16)	289.6						
Prob > chi2	0						
Log pseudolikelihood	-1171.06						

注: 標準誤差は不均一分散修正後。限界効果は「不妊の心配を現在して」いてかつ「検査・治療をしている」に対する影響。

*印の説明変数(ダミー変数)については、0から1に値が変化した場合に「心配+治療」となる確率に及ぼす影響。

はじめに、妻の妊孕力に関係すると考えられる要因についてみると、「妻の年齢」は、①不妊の心配、②不妊治療の双方に有意にマイナスの影響を及ぼしている。図2にも示されているように、年齢が上がるほど妊娠・出産経験のある妻が増加するため、不妊の不安を持ったり不妊治療を受けたりする夫婦の割合が小さくなることによるためと考えられる。つぎに、「死流産経験がある」ことや「結婚年齢」が高いことは、不妊について心配したり、不妊治療を受けたりする確率を有意に引き上げている。このうち「結婚年齢」の影響は、妻がたとえ同じ年齢であっても、遅く結婚した妻ほど不妊治療を受ける確率が高いことを意味しており、晩婚化とともに不妊患者が増加することを示唆するものとして注目される。

さらに、「妻が就業している」ことは、①不妊の心配、②不妊治療の双方に有意にプラスの影響を与えている。国立社会保障・人口問題研究所の「第13回出生動向基本調査(夫婦調査)」によると、30-39歳の妻のなかでは、就業している妻のほうが無職の妻よりも、婦人科系の障害(排卵障害、卵巣嚢腫、子宮筋腫、子宮内膜症、感染症など)を抱えている割合が高く、しかも労働時間が長い妻ほどその傾向が強い。妻の就業状況が健康面を通じて妊孕力に影響を与えている可能性が考えられる。

経済面では、「夫の年収」は①不妊の心配、②不妊治療の両方に有意にプラスの影響を与えている。つまり、妻の年齢や死流産経験、家族属性等をコントロールした上でもなお、夫の所得が高い夫婦ほど不妊治療を受ける傾向にあることを意味している。

家族関係については、「夫があととり」の場合と「妻があととり」の場合について検討している。ここで「あととり」とは、夫の場合には長男であること、妻の場合には兄弟のいない長女であることを意味している。推定結果をみると、「夫があととり」の場合、不妊の心配に与える影響は有意でないものの、不妊治療については有意にプラスの影響を与えている。夫が長男である場合には、そうでない場合と比較して、不妊治療を受ける傾向が強

いということになる。また、「大都市圏」とそれ以外とでは、不妊治療を行う病院の密度等も異なり、また、不妊治療に対する周囲の見方も異なることが予想されるが、有意な影響は認められない。

推定結果から得られる限界効果をもとに、助成金が20万円に引き上げられる場合の不妊患者数への影響を大雑把に試算してみよう。ここでは助成金は夫の所得の増加と同じ影響を家計に与えると考えることとする。夫の所得が100万円増加するにつき、夫婦が不妊について心配し、かつ、不妊治療を受ける確率は0.12ポイント上昇する。したがって、20万円の給付では、その5分の1の0.024ポイントの上昇となる。「国勢調査」2000年から得られる50歳未満の有配偶女性人口にこの割合を乗じると、助成金が存在しなかった2002年時点において、もし年間20万円の給付があったとしたら、患者数はおおよそ9,400人程度増加していたと試算される。

ただしこの試算では、不妊治療を受ける患者はすべて助成金の対象となる体外授精や顕微授精を受けると仮定していることになるので、過大推計である可能性が高い⁵。年次は古くなるが矢内原(1999)では、不妊症患者のうち体外授精を受けている患者は全体の13%、顕微授精は同16%と報告されている。これを当てはめると、20万円の助成金は体外授精で1,200人、顕微授精で1,500人程度の患者数の増加をもたらす計算となる⁶。

6. むすびにかえて

本稿では、少子化対策の一環として近年拡充されてきている「特定不妊治療制度」を取り上げ、不妊症患者数の推計を行うとともに、不妊治療の受療の決定要因を家族要因との関係から検討した。

まず、少子化対策として位置づけられているにもかかわらず、不妊症患者数の各種推計や不妊患者の出現率には大きな乖離が存在しており、不妊治療への助成にどれだけの財政負担を要するかさえ十分には把握されていないことが明らかになった。

つぎに、不妊治療の受療の決定要因について分析した結果では、不妊治療の受療には夫が長男であることなど、家族要因が有意に影響していることが明らかになった。また、他の条件を一定として、夫の所得水準が高いほど、不妊治療を受療する確率が高いこともわかった。

不妊症患者数も十分に把握されていない状況では、不妊治療への支援を行ってもその政策効果を把握・評価することは困難である。結局のところ、不妊治療への助成金は「子どもを持ちたいと願う夫婦」を望ましい夫婦像として位置づけ、国民意識に訴えるという象徴的な施策にとどまる可能性が高い。しかしこうした政策スタンスをとることによって、諸事情から治療を中止したり、治療を受けなかったりして無子となったカップルへの社会的な圧力が増す懸念もある。

そもそも不妊治療は、それを受けることによって卵巣過剰刺激症候群など女性の健康が

⁵ 逆に、助成金によって医療機関側が体外授精や顕微授精を積極的に患者に促す場合には、試算以上に患者数が増加する可能性もある。

⁶ 厚生労働省によると、2005年度の特定不妊治療の助成金の申請件数は約2万6,000件であった。

損なわれるリスクが大きい。その一方で最終的に出産にいたる臨床成績は依然として低く、治療が患者の QOL (Quality of life) を引き上げるとは言いがたい面がある。このことは、通常の傷病の治療と異なる点として十分認識されるべきであるが、社会一般の理解はあまり進んでいないように思われる。

受療による健康面での負担がもつばら女性に帰着することを考えれば、まず、女性の QOL を重視し、女性自身による自由なライフスタイルの選択が可能な環境づくりが何よりも求められる。

参考文献

大石亜希子(2004)「不妊についての心配と治療経験」『平成14年わが国夫婦の結婚過程と出生力—第12回出生動向基本調査—』(編) 国立社会保障・人口問題研究所(財)厚生統計協会, pp.64–65.

仙波由加里(2003)「少子化対策における不妊治療支援についての研究」博士(人間科学)学位論文, 早稲田大学

殿村琴子(2006)「不妊症・生殖補助医療と求められる法整備」『ライフデザインレポート』2006年9月号, 第一生命経済研究所.

矢内原巧(1999) 厚生科学特別研究「生殖補助医療技術に対する医師及び国民の意識に関する研究 平成 11 年度報告書」(主任研究者: 矢内原巧)

山縣然太朗(2003) 厚生労働科学研究費補助金厚生労働科学特別研究「生殖補助医療技術に対する国民の意識に関する研究 平成 14 年度報告書」(主任研究者: 山縣然太朗)

3. コーホート分析による3効果の推定について

和田 光平

1 コーホート分析

コーホート分析手法について整理しておけば、1つあるいは複数のコーホートに属するデータが2つ以上の時点で比較されていれば、それは基本的にコーホート分析といえる。複数のコーホートに属するデータを1時点で比較することは、ピリオド分析（期間分析）あるいは、クロスセクション分析（横断面分析）という。時間に依存する変数の時間的変化をみることはタイムシリーズ分析（時系列分析）となるわけだが、この場合も複数のコーホートのデータが含まれていることは注意したい。また、コーホート分析の一部として、コーホート間動向研究とパネル研究がある。これらにはコーホート内部の構成に違いがある。すなわち前者は擬似的なコーホートのデータに関するマクロ集計的な比較であるため、厳密にはコーホート内部の構成員が変化することを前提としているのに対して、後者は原則として、構成員を同じくするコーホートのデータの2時点以上の比較分析となる。これらのコーホート間動向研究とパネル研究をロンジチュージナル分析（縦断的分析）と総称する。あるいは狭義には、パネル研究のみをロンジチュージナル分析とする場合もある。

さらに、コーホート間動向研究における複数のコーホートを扱う場合、すなわち複数のピリオドにおける横断的なコーホート間の比較もコーホート分析といえるので、コーホート分析はロンジチュージナル分析よりも広い概念である。つまり、複数時点における調査として年齢ごとにあるデータが得られるとき、あるいは、一時点における調査であっても、回顧的にデータが得られているときには、コーホート分析が可能である。このコーホート分析には次のようなコーホート表が有用である。

これは、ある数値特性（質問項目）を、年齢と調査時点との組み合わせによって表現したものである。表の型式は標準型、一般型、特殊型に分類される。標準型とは図1のように、年齢の区分幅と調査間隔が一致している形式であり、この場合、右下がりの斜め方向に同一のコーホートが出現する。一般型とはそれらが不一致の形式である。特殊型とは年齢と調査時点以外の組み合わせの形式であり、ただ1回の調査であっても同一質問項目の結果を回顧的に異時点にわたって得られれば、例えばコーホートと年齢の組み合わせの形式をとる特殊コーホート表を作成することも可能である。

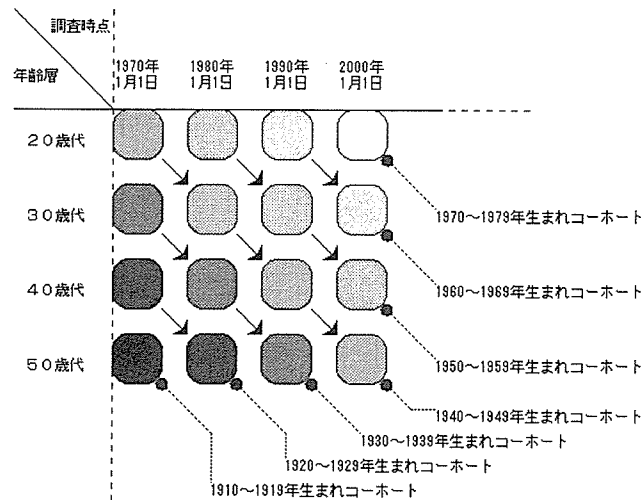


図1 コーホート表

2 識別問題

コーホート表において、そのようなデータの時間変化を人口学的に規定する要因は、年齢効果 (age effects, age difference)、期間効果 (period effects, period difference)、コーホート効果 (cohort effects, cohort difference) という3つの効果として分解できる。年齢効果とは、年齢の違いによる変化、すなわち加齢による変化である。期間効果 (ピリオド効果・時代効果) とは、期間の違いによる変化、すなわち、各調査時点において発生して、すべてのコーホートに同時期に及ぼしたインパクトによる変化である。コーホート効果 (世代効果) とは、コーホートの違いによる変化、すなわち、各コーホートがもつ集団的特徴や価値観などの違いによる変化である。

これらの効果について、Schaie (1965) に従って整理したい。期間観察による1期間 (同一ピリオド) における年齢間変動を CSd (Cross-Sectional difference) とし、コーホート観察による同一コーホート内変動を LOd (Longitudinal difference) とし、年齢観察による同一年齢層の期間変動を TLd (Time-Lag difference) とし、先述の年齢効果、期間効果、コーホート効果をそれぞれ、Ad、Pd、Cd とすると次のような関係となる。

$$CSd = Ad + Cd$$

$$LOd = Ad + Pd$$

$$TLd = Pd + Cd$$

これら3式から、3効果について表せば、

$$Ad = (CSd - TLd + LOd) / 2$$

$$Cd = (TLd - LOd + CSd) / 2$$

$$Td = (LOd - CSd + TLd) / 2$$

となる。しかし、これら3効果を推定するために必要なCSd、TLd、LOdの代表性に偏りが生じるため、一意的に推定することが不可能である。これに対して、Schaieは次の3法を提案した。

方法	必要なデータセット	計測される効果
コーホート系列法	各年齢層に、コーホートと同数の観測値	年齢効果・コーホート効果
時点系列法	各年齢層に、調査時点と同数の観測値	年齢効果・期間効果
クロス系列法	各コーホートに、調査時点と同数の観測値	期間効果・コーホート効果

もちろん、どの方法を用いるかによって、必要なデータセットも異なり、それに応じて、各効果の推定値も異なるため、やはり各効果間の関係性について仮定が必要である。Schaie 自身は、各効果間が一次結合（線形）の関係にあるという単純な仮定をおいて推定した。

これら3効果を先のコーホート表に基づいて整理したい。まず図2のように仮に同一年齢層であればどの時点においても同じ数値結果が得られたとしよう。このケースの数値変化は時代の違いでもコーホートの違いでもなく、純粋に年齢の違いだけによるものであるから、これは年齢効果のみのパターンといえる。また図3のように仮に同一調査時点であればどの年齢層においても同じ数値結果が得られれば、純粋に時代の違いによるものであるから、これは期間効果（時代効果）のみのパターンといえる。さらに図4のように 同一のコーホートであれば、どの時点、またどの年齢層においても同じ数値結果であるようなケースでは、数値の変化はコーホートの違いによるものであるから、これはコーホート効果のみのパターンとなる。

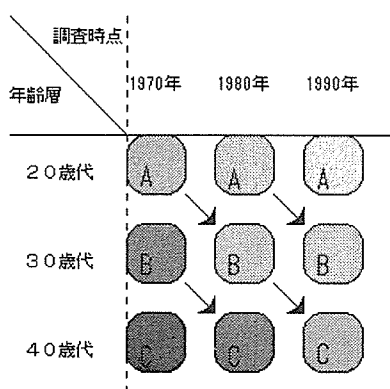


図2 年齢効果のみの数値パターン

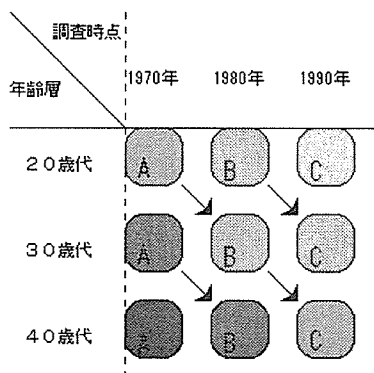


図3 期間効果のみの数値パターン

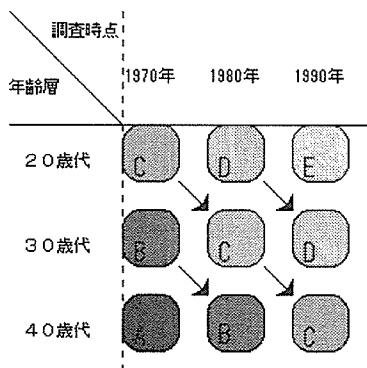


図4 コーホート効果のみの数値パターン

ところが、実際はこのような数値パターンであっても、必ずしも単一の効果だけが発生しているとは言いきれない。もう少しわかりやすく仮設データで3効果の分解に関する問題を考えよう。仮に1980年、1990年、2000年のいずれも年次による違いがなく、年齢の違いによってのみ異なるコーホート表が表1のようにあるとしよう。すなわち、先の図2のような年齢効果のみの数値パターンとされたケ

一であるとするれば、期間効果とコーホート効果は0であり、平均との差は、すべて年齢の差による変化、すなわち年齢効果のみと解釈される。数値例に従えば、

$$\text{数値結果} = \text{平均値} + \text{年齢効果} + \text{期間効果} + \text{コーホート効果}$$

となるが、この場合はすべてのデータの総平均が50であるから、例えば1980年の20歳代の値55は、 $55 = 50 + 5 + 0 + 0$ となる。

表1. 3効果の分解例(ケース1)

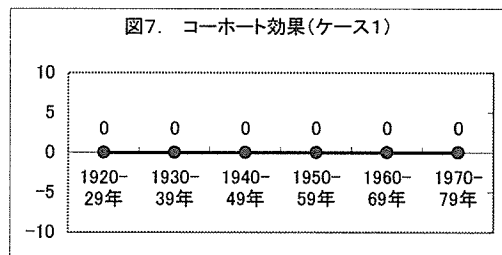
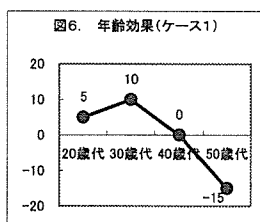
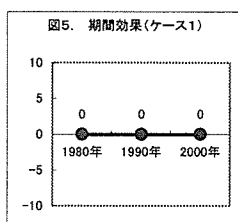
	1980年	1990年	2000年	平均
20歳代	55	55	55	55
30歳代	60	60	60	60
40歳代	50	50	50	50
50歳代	35	35	35	35
平均	50	50	50	50

期間効果	1980年	1990年	2000年
20歳代	0	0	0
30歳代	0	0	0
40歳代	0	0	0
50歳代	0	0	0

年齢効果	1980年	1990年	2000年
20歳代	5	5	5
30歳代	10	10	10
40歳代	0	0	0
50歳代	-15	-15	-15

コーホート効果	1980年	1990年	2000年
20歳代	0	0	0
30歳代	0	0	0
40歳代	0	0	0
50歳代	0	0	0

出生年次
1970-79年
1960-69年
1950-59年
1940-49年
1930-39年
1920-29年



しかし、他の期間効果やコーホート効果が発生していても、見かけ上、仮設データのような結果になっている可能性もあるから、このデータの結果からだけでは、実際に年齢効果しか発生しなかったとは断定できない。同じコーホート表に示されたものであっても、例えばケース2のように、期間効果は新しくなるにつれ数値を下げる効果を及ぼすと同時に、コーホートが新しくなるにつれ数値を上げる効果を及ぼすということも想定できる。同じように例えば1980年の20歳代の値に注目すれば、 $55 = 50 + 2 + 2 + 1$ となり、ケース1でもケース2でもコーホート表上では結果的に等しくなる。またケース3のようにケース2とは期間効果とコーホート効果が、時点あるいは出生年次に沿って逆向きの方向性をもつように推定するとしよう。その場合、ケース3でも同じように1980年の20歳代の値は、 $55 = 50 + 8 - 2 - 1$ となり、やはり同じ再現が可能である。ケース2、ケース3のように、明示的には全く同じデータの効果を分解しても、各効果が逆の結果として推定されることもあり得る。このようにひとつデータから無数の3効果の組み合わせが推定されてしまい、一意には決まらない。これは、ある説明変数が、他の二つの被説明変数（あるいは説明変数）と一次従属の関係にあるために起こることであり、識別問題と呼ばれるものである。したがって、二つの効果を被説明変数としても残りの1効果が説明変数としなければならず、そのため、二つの効果には、かならず残りの1効果の交互作用を含んだ推定値となる。そこで、これを合理的な条件付けにより、区別して推定しなければならない。