

平成22年度 卒業論文

フランス・スウェーデンにおける出生率
下げ止まりの要因分解

07210277 鈴木彩夏

山形大学地域教育文化学部

生活総合学科 生活情報システムコース

指導教員：濱中新吾

目次

第1章 序論.....	4
1.1 はじめに.....	4
1.2 日本の合計特殊出生率事情.....	5
1.3 海外の合計特殊出生率事情.....	6
1.4 スウェーデンの合計特殊出生率と家族政策.....	6
1.5 フランスの合計特殊出生率と家族政策.....	7
1.6 出生促進政策の有効性.....	8
1.7 スウェーデン・フランスにおける家族政策の効果.....	9
第2章 問題提起.....	10
2.1 家族政策はどのくらい合計特殊出生率に影響を与えるのか.....	10
2.2 出生予測の困難さ.....	10
2.3 そもそも、合計特殊出生率の低下とは何か.....	11
2.4 問題提起.....	13
第3章 計量分析.....	14
3.1 合計特殊出生率の定義.....	14
3.2 基本となるデータについて.....	14
3.3 フランス、スウェーデンの完結していないコーホートについて.....	15
3.4 年次別出生率とコーホート出生率との関係.....	15
3.5 データの生成について.....	16
(1) 使用するコーホート.....	16
(2) 外挿法.....	16
(3) 単位根検定.....	16
(4) 単位根を持つものについて、もう一度外挿法を行う.....	17
3.6 フランスにおける出生率について.....	18
3.7 スウェーデンにおける出生率について.....	19
第4章 考察と今後の課題.....	20
4.1 結果の考察.....	20
4.1.1 フランスにおける出生率について.....	20
4.1.2 スウェーデンにおける出生率について.....	21
4.2 議論.....	22
4.3 今後の課題.....	23
謝辞.....	24
参考文献.....	25
付録.....	28

(1)フランスについて	28
(2)スウェーデンについて	33

第1章 序論

1.1 はじめに

近年、合計特殊出生率の低下が叫ばれている。日本では1974年までは2.0以上を維持していたが1975年を皮切りに2.0を切り、年々減少している。若干の持ち直しは見られるもの2008年には1.3を記録し、以降大きな上昇は見られない。一方、福祉国家として名高いスウェーデンやフランスに着目すると、スウェーデンでは1984年に出生率の下げ止まりが観測された。また、さらにフランスでも1994年に出生率の下げ止まりが見られ、近年では回復の傾向も見られている。これらの国において出生率が下げ止まり、出生率が回復を見せた要因は何だったのだろうか。

一般に、政策における出生率回復への影響を図ることは難しいとされているため、政策以外の要因において、出生率に影響を与えた要因は何であったのかを探っていくのが本研究の趣旨である。合計特殊出生率と政策の関係について述べた文献は数多くあるが、そこで用いられている指標は期間合計特殊出生率と呼ばれるもので、この指標は出産タイミングによって大きく変化する指標である。ある特定の年に子どもを生んでいるかどうかより、最終的にその世代が何人子どもを産むのかという点を重要視すべきであるし、その意味で、コーホート合計特殊出生率の値を用いることがより正確であるとされている。しかし、同一年生まれ（コーホート）の女性が50歳に達するまで、この値が確定しないため、最近のデータを示すことが難しい。よって、本論文ではコーホート合計特殊出生率の値を生成することで、特定の世代が最終的に何人の子供を産むのかを検証する。

もし、合計特殊出生率の低下が、出生タイミングの遅れと言えらば、コーホートが生む最終的な子供数は減少せず、出産タイミングの遅れが止まることにより年次別出生率はやがてコーホートの生涯出生率に回復していくことになると言える。したがって、出生率回復には時間の経過を待てばよいこととなり、その意味で、この問題を解明することに大きな意義があるのではないだろうか。筆者の立場として、子供を産むタイミングのずれによって合計特殊出生率は変わると考えており、合計特殊出生率の上昇や下落に一喜一憂する必要はないのではないかと考える。

以上をふまえ、本論文ではスウェーデン、フランスにおいてテンポ効果は出生率上昇にどの程度影響をおよぼしたのか、を問う。テンポ効果とは、出産タイミングを繰り延べたり、繰り上げたりする効果のことで、女性が生涯どのタイミングで子どもを産むかという指標である。スウェーデンにおいて1984年に出生率が下げ止まった要因は何であったのか。また、フランスにおいて1990年代初めから合計特殊出生率が上昇し始めた要因何が考えられるのか。出産タイミングの変化によっておこるテンポ効果の影響から、この問題についてアプローチする。

第二章では、なぜ期間合計特殊出生率ではなく、コーホート合計特殊出生率を用いる必要があるのか、検討を行う。Bongaarts(2001)は、出産タイミングによる合計特殊出生率の変化の要因を、「テンポ要因」と「カンタム要因」に分解し、合計特殊出生率の変化を説明

した。カンタム要因とは、1人の女性が生涯に何人の子どもをもつのかという指標である。ボンガーツが示したこの2つの要因について、より詳しく説明する。

第三章の計量分析では、一人の女性が生涯で何人の子供を生むのか、というコーホート合計特殊出生率に着目し、合計特殊出生率の低下とコーホート合計特殊出生率との関係を明らかにする。その際、コーホート合計特殊出生率の値の生成を行うため、外挿法によるデータ生成を行う。

第四章では分析の考察を行い、その結果スウェーデン、フランスの両国において出産のタイミング効果によって、一時的に合計特殊出生率が低下していることが判明した。コーホート合計特殊出生率は依然として2.0という水準を保っているため、合計特殊出生率の数値の低下は、単なる出産タイミングの遅れなどの要因が重なっていると推測することができる。

1.2 日本の合計特殊出生率事情

厚生労働省によると、合計特殊出生率とは15歳から49歳までの女子の年齢別出生率を合計したものと定義されているが、日本の合計特殊出生率は1960年代には2.0を保っていた。将来的に、人口が増えも減りもしない状態を維持するために必要な合計特殊出生率の水準を「人口置換水準」(厚生労働省2005によると、この人口置換水準は2.07前後と言われている)と呼ぶが、1974年に人口置換水準を割り込んで以来、出生率は低下し続けている。1980年代中期に若干の揺り戻しがあったものの、低下の一途をたどった。

さらに、2003年から2005年の3年間は極低出生率(the lowest low fertility countries)の基準である1.3を下回っていた(Kohler et al.2002)。しかし、続く2006年以降、少なくとも2008年までの間、日本の合計特殊出生率はわずかではあるが上昇に転じている。

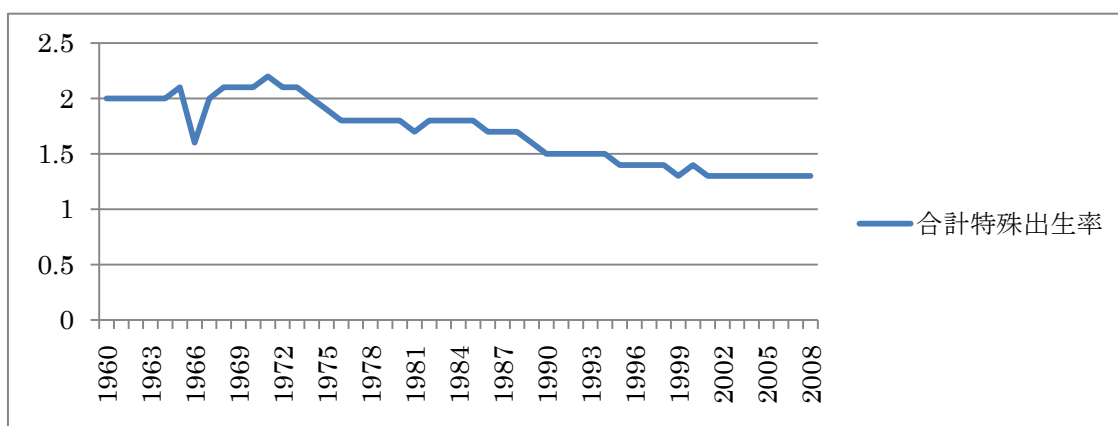


図 1.1 日本の合計特殊出生率

出典：WHO のホームページより筆者作成

1.3 海外の合計特殊出生率事情

金子(2010)によると、欧米では1990年代中ごろより極低出生率を含む多くの国において、低下傾向にあった出生率が次々と反転上昇する傾向が現れていると述べている。現在までにほとんどの国で合計特殊出生率は1.3の水準を上回っているが、また一方で、韓国、シンガポールや香港などの東アジアの低出生率国では未だに1.3の水準を下回っているものの、近年わずかな上昇が見られる。このような例から、現時点において、世界の地域にまたがって、低出生率国の出生率反転という新たな流れが生じている、と述べている。また、フランスやスウェーデンについての出生率回復については、年金制度の改革、子供手当の拡充などの政策による効果が謳われることが多い。

1.4 スウェーデンの合計特殊出生率と家族政策

福祉国家として有名なスウェーデンの例を見てみると、1971年に2.0を記録した後、年々低下したが、1984年から合計特殊出生率は上昇し始め、1991年には再び2.1を記録した。さらに1997年に1.5を記録したが、2008年には1.9まで上昇している。

現在のスウェーデンにおける家族政策は、児童の福祉、男女平等、職業生活と育児の両立等を目的としたものとなっており、出生率の上昇を図るといった人口政策的な観点は含まれていない。かつて、1930年代に出生率の低下が大きな社会問題となり、人口政策的な観点から家族政策の必要性が強く唱えられたことがあった。しかし現在では、出産は個人の問題であり、政府が直接口出しをすべきではないという考え方が一般的となっている。また、政府の役割は、子どもを産みたいと希望する人々が希望通りに子どもを産めるようにするための条件整備をするものであると認識されている。

スウェーデンのように充実した出産・育児支援策を講じていても出生率は下がることが確認されているが、井上(2003)によると、スウェーデンの家族政策¹⁾は、婚外子に対しての手当もあつく、家族政策の効果が一定程度効いていると考えられると述べ、さらに、職業生活と出産・育児の両立に配慮しようという国民や企業の意識が、出生率に影響を与えていると述べている。しかし、上野(1998)は、1990年代の初めに記録した2.1は、政策的インセンティブによって一時的にもたらされた「テンポ効果」²⁾にすぎないことが判明した、と述べている。

¹⁾ 以下、日本で言われている「少子化対策」の事を、国際的文脈のなかで比較するために「家族政策」と呼ぶこととする

²⁾ 出産を遅らせていた人々が一時的に産む時期が集中する現象。遅かれ早かれいずれにしても産むはずだった人々が出産に踏み切っただけで、出生率そのものには影響しない。上野(1998)は「カレンダー効果」と表現したが、本論文ではこれを「テンポ効果」と呼ぶこととする

1.5 フランスの合計特殊出生率と家族政策

近年出生率が上昇し、福祉国家として注目されているフランスの出生率を確認すると、1960年代には2.9を記録するなど、非常に高い出生率だった。その後、1993年、94年に1.6まで低下したが、1993年を底として1995年に1.7に上昇して以来、2008年には2.0まで回復し、上昇を続け、合計特殊出生率の下げ止まりが確認されている。1970年代以降のフランスの家族政策は、

- ① 被傭者やその配偶者を主たる対象とした家族給付から、フランスに居住し子を扶養するすべての者を対象とするものへと変化
- ② 低所得層、ひとり親世帯、障がいのある児童などを含めた幅広い層を支援
- ③ 認定保育ママ制度や、保育所整備に対する家族手当金庫の支援、多様な働き方を可能とする柔軟な育児休業制度など仕事と家庭の両立支援施策を導入・推進
- ④ 従来の施策では「第3子」を重視してする政策を行っており、加えて第一子から支給される手当を導入する など

の変化が認められている(内閣府経済社会総合研究所編(2007))。フランスの家族政策は、多様な政策的側面を持ちつつ、子を扶養する家族が不利益を被ることのないよう援助を行い、またそのことを通じ出生を支え、促進するという面を有していると考えられる。

また、フランスの家族政策について廣澤(2005)によると、1995年、ジュペ・プラン(Le Plan Juppe)と称される「福祉国家」再編の改革案が、フランスの社会保障システムを確立していたが、この改革案は、複雑で公平性を欠き、非効率であったと述べている。また、いくつかの経済的誘因が当初予定されていなかった変化を遂げ、他の政策の目標と両立しなくなった。フランスの社会保障制度が多様な制度の並立によって支えられている点を最も大きな問題点とし、すべての人々に公平で、責任の所在が明確で、効率性をもった「社会保障」を実現することを課題として取り上げた。ジュペ・プランはフランスの社会保障制度の抜本的改革を図ったものであったが、結果的にその後の政権交代によって、その改革の成果を十分に出すことはできなかったとしている。

以上のことを踏まえ、縄田(2009)はフランスのこのような各種施策が、テンポ効果による出産先送りを押しとどめる効果の、少なくとも一つの背景になった、と述べている。1970年代以降、完結出生児数の水準が高いうちに、女性の社会進出や家族の多様化に対応し、仕事と家庭の両立のための施策を整備し、対応してきた結果と言えるだろう。

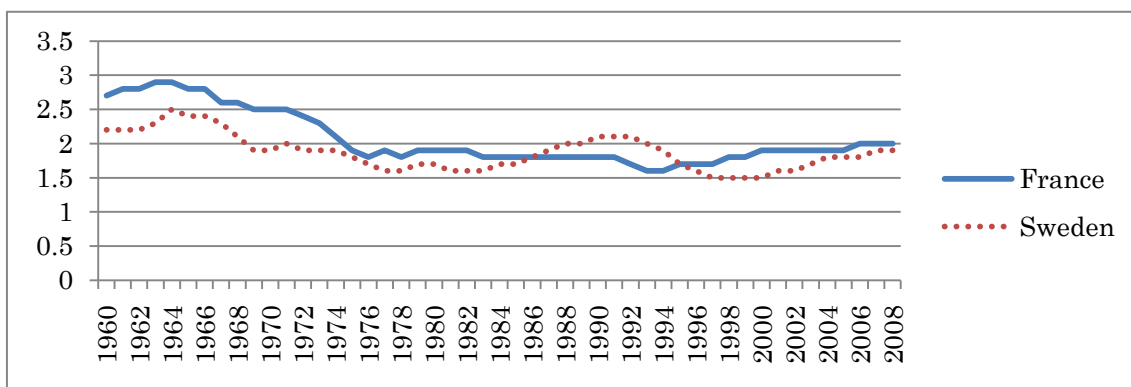


図 1.2 スウェーデン・フランスの合計特殊出生率

出典：World Bank(2010) より筆者作成

フランス、スウェーデン両国において出生率の下げ止まりが見られる

1.6 出生促進政策の有効性

出生促進政策の有効性の概念について、国連のヨーロッパ社会開発プログラム(UNESDP)が1979年9月に国際会議の報告書の中で定義を行った。そこでは、出生促進政策の有効性(effectiveness)は「希望または意図された効果が達成された割合」と定義されている。

出生促進政策の有効性の概念を定義した研究は少ないだけでなく、その測定方法について論じた研究も少ない。特定の政策による成果を記述する場合には、基準が用いられる必要があり、他の測度を見出す必要があるなど非常に困難とされている。小島(1989)によると、有効性の測定方法として、Kvasha(1984)が①出生促進政策の効果(成果)とそれを達成するための費用との相関を検討することで、成果が支出よりも大きい場合にのみ有効とすること。②費用や効果を考え、多数の経済的效果を含む社会的成果を評価し、検討すること、の2つをあげている、と述べている。

集計データに基づく、政策変数のない記述的研究は多数あるが、政策変化と出生力変動のタイミングの一致や、政策の恩恵を受けた集団と、あまり受けなかったものとの出生力格差によって政策の影響を推定しているので、政策変数以外の変数の影響をコントロールしていないという問題点があげられる。

また、児童手当制度が出生促進政策の手段として実施されていない国も多く、変数のコントロールは非常に難しい問題とされている。集計データをもちいるため、個人のレベルにおける政策変数の出生行動への影響は間接的な形でしか推定することができない。しかしこれに対して、個人レベルでの適切な政策変数と出生力変数に関するデータが利用可能な場合には、両者間の直接的な因果関係を推定することが可能となる。社会実験を行うにしても非常に高価となるので、被験者は少数で実験期間は短期とならざるを得ない。ま

た、研究室内で実施されるものでもないため、コントロールできない変数が少なくない。このような様々な制約を逃れるような、政策効果だけを記述するのは非常に困難となる。

以上のように、さまざまな要因から出生促進政策は必ずしも有効とは言えない。しかし、有効性を実証することができなくても、全くないとはいいきれず、また、政策の後退が国民の激しい反発を招き、出生力を低下させてしまう可能性もある。また、家族政策には社会的公正や所得再配分など、出生促進以外の重要な目的も含んでおり、出生促進政策をやめることはできないだろう。

1.7 スウェーデン・フランスにおける家族政策の効果

ヨーロッパにおける家族政策の効果は期待したものに比べて、僅少であると主張する学者が多い。川野(2007)は、少子化の罫から逃れるためには過激ともいえる思い切った政策を強行する必要があると述べている。示唆する政策は、産んだ子供数によって年金給付を増額すること、子供の数にしたがって選挙における親の投票の比重を何倍かに増やすこと、フルタイムで働きながら子供を育てる女性には褒賞金や恩典をあたえるなど、ナチス・ドイツが行ったような過激な政策を想起させる。一方で、このような政策が全く合計特殊出生率に影響を与えないわけではない。例えばフランスでは1世紀にわたり出生促進政策を国是として行っており、昨日今日になって人口・家族政策をはじめたわけではない。児童手当のような経済的支援策や、保育サービス、育児休業制度のような仕事と育児の両立支援策について、低下した出生率にどのように対応するのかという「少子化対策」というよりも、子どもやその家族に対して支援を行うことを目的とした「児童・家庭政策」として位置づけ、長期間施策が展開されていると言える。

第2章 問題提起

2.1 家族政策はどのくらい合計特殊出生率に影響を与えるのか

フランス、スウェーデンなどの国々では様々な家族政策が行われているが、この家族政策の効果が合計特殊出生率を上昇させたかどうかを判定するのは難しいと上野（1998）は述べている。人口学の収斂理論によると、家族政策はあってもなくても、先進国の出生率は一定の幅で同じ動向に収斂するという経験的事実があげられている。これは家族政策に手厚いフランスの出生率が、家族政策がほとんど無いイギリスと変わらない例や、福祉先進国とされるスウェーデンが、それより政策的に見劣りする周辺スカンディナヴィア諸国と出生率が変わらないことなどがあげられている。

2.2 出生予測の困難さ

出生予測は一般的に困難であると言われ、それは過去の予測がどうであったかを検討することで証明される。

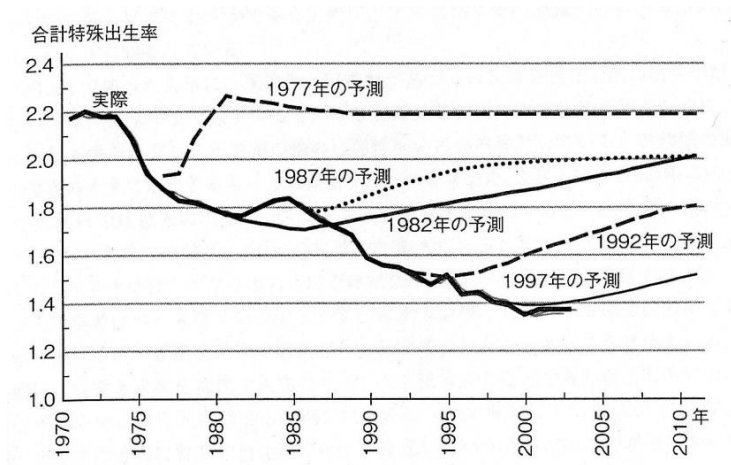


図 2.1 日本の合計特殊出生率：実際対予測

出典：ワイル(2010: 123).

上の図 2.1 は、日本の実際の合計特殊出生率をいくつかの時点で行った予測と並べて示している。過去 30 年間に於いて、合計特殊出生率が下がると、人口学者は置換え水準にすぐに戻るであろうと予測したが、それは一貫してはずれていた。このような人口転換理論が想定したような、合計特殊出生率の人口置換えへの収束という長期動向の指針に基づいた将来人口推計は過去のものとなった。現在では、これに代わる出生率動向の普遍的な定量的指針は見当たらない。

2.3 そもそも、合計特殊出生率の低下とは何か

しかし、合計特殊出生率が低いことは、必ずしも女性が子どもを少ししか生まなくなっただけを示しているとは限らない。平均出産年齢の上昇が、合計特殊出生率に影響を与えている可能性が考えられる。そもそも、合計特殊出生率は出産トレンドの傾向を示す指標として、最も使われている指標であるが、この合計特殊出生率の数字が示す最も大きな問題は、出産レベルの観測が、決まった年か期間に行われ、出産タイミングによって数値が変わってしまうことがあげられている。

出産タイミングによって数値が変わってしまう例をあげると、例えば、ボンガーツは、1950年代にアメリカでおこったベビーブームをあげている(271 ページ)。これは、アメリカで1939年から1945年にかけて第二次世界大戦が行われたため、この期間に出産を控えていた女性が一斉に子供を産み始めたためだと言われている。同じ時期に出産が重なったために、高い出生率を観測し、ベビーブームが起こった。また、日本の例では1966年の丙午(ひのえうま)が挙げられる。1966年、日本の合計特殊出生率は1.6まで低下したが、翌年には2.0まで回復した。この年代のコーホートの最終的な子供の数は変化せず(1930年代のコーホートの生涯出生率がほとんど2.0以上である)、出産タイミングの遅れだけで生じた出生率の変化だと言える。

この、出産タイミングによる合計特殊出生率の変化を説明したのがBongaarts(2001)である。出生率の変化の要因は、「テンポ (tempo) 要因」と「カンタム (quantum) 要因」に分解することができる。ボンガーツはテンポ効果が、合計特殊出生率に強く影響を与えていることを証明した。テンポ効果とは、出産タイミングを繰り延べたり、繰り上げたりする効果のことで、女性が生涯のどの時点で子どもを産むかというタイミングの要因である。また、カンタム要因とは、女性が生涯に何人子どもを産むかという出生力の要因である。期間合計特殊出生率は、テンポ要因に大きく左右されることがあることから、「最終的にその世代が何人子どもを産むか」という点については、コーホート合計特殊出生率の値を用いることがより正確であるとされている。しかし、同一年生まれ(コーホート)の女性が50歳に達するまで、この値が確定しないため、最近のデータを示すことが難しい。ボンガーツは1970年から1995年にかけて、初産の年齢が年々上昇していることに着目した。一人の女性が生涯を通じて産んでいる子供の数は、合計特殊出生率の数字が表わすほど下がっているのではなく、初産年齢が上昇するなどの、テンポ効果が影響しているため合計特殊出生率が低下していると説いた。

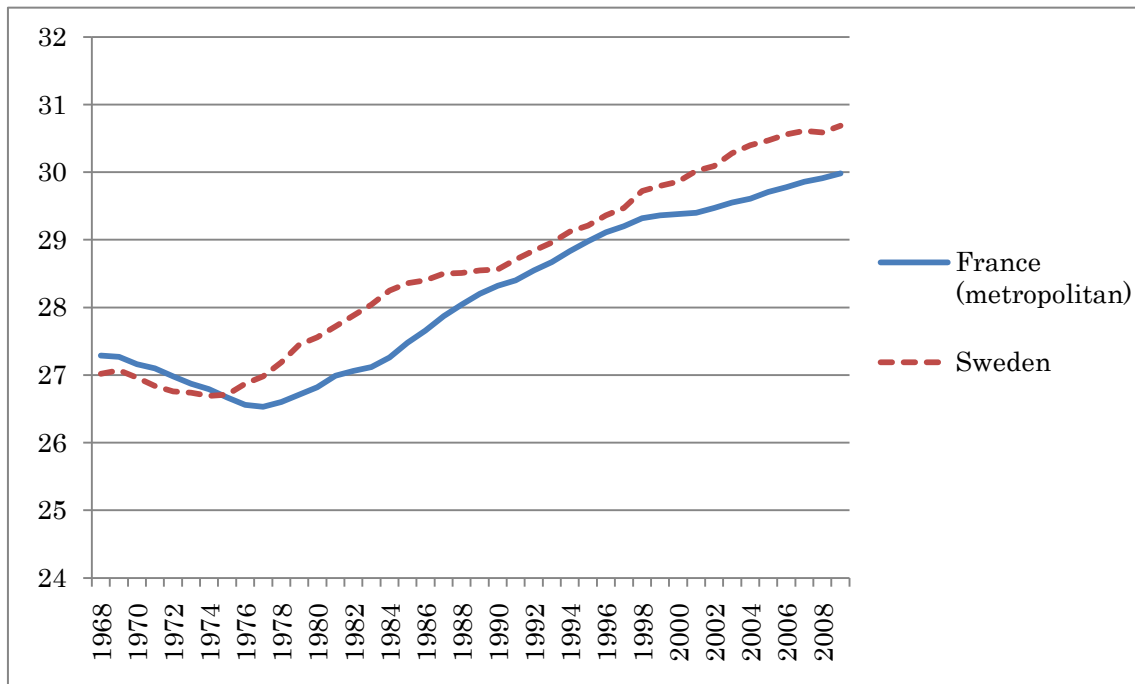


図 2.2 母親平均出産年齢

出典：World Bank(2010) より筆者作成

フランス、スウェーデン両国において出産年齢が上昇している

ボンガーツの論文より、World Bank(2010)のデータを用い、図 2.2 のような母親平均出産年齢のグラフを作成した。フランス、スウェーデン両国の母親平均出産年齢は、1970年代後半から平均出産年齢が上昇を始めている。フランスでは1977年に26.53歳を記録した後、2009年には29.98歳と32年間で3.45歳上昇した。また、スウェーデンでは1974年に26.74歳した後、2009年には30.69歳を記録し、35年間で2.95歳上昇している。

上記のグラフから、平均出産年齢が上昇していることは明らかで、出産年齢の上昇とともに、出産タイミングが遅れていることが推測できる。

2.4 問題提起

上野(1998)は、スウェーデンで1990年代の初めに記録した2.1は、政策的インセンティブによって一時的にもたらされたテンポ効果³にすぎないことが判明した、と述べている。しかし、この主張はデータ分析によって裏付けられたものではない。また、フランスの出生率上昇についても具体的に政策効果を客観的に分析した論文は見つからなかった。コーホート合計出生率の低下は、出産を先延ばしした結果「産みそびれ」てしまった結果とも考えられる。また、出産意欲の減退に起因するものとも考えられる。「産みそびれ」が原因ならば、早い時期の出産を選択出来ない人が増えたのか、理由を探り、障害を取り除くことで出生率の回復を期待することができるのではないだろうか。また、合計特殊出生率の低下が、出生タイミングの遅れと言えるならば、コーホートが生む最終的な子供数は減少せず、出産タイミングの遅れが止まることにより年次別出生率はやがてコーホートの生涯出生率に回復していくことになると言える。したがって、出生率回復には時間の経過を待たばよいこととなり、その意味で、この問題を解明することに大きな意義があるだろう。

以上のことを踏まえ、本論文ではスウェーデン、フランスにおいてテンポ効果は出生率上昇にどの程度影響をおよぼしたのか、を問いたい。スウェーデンにおいて1984年と出生率が下げ止まった要因は何であったのか。また、フランスにおいて1990年代初めから合計特殊出生率が上昇し始めた要因として、どの位テンポ効果が影響を与えたのか。合計特殊出生率とテンポ効果を抜いた合計特殊出生率の差からテンポ効果が与える影響の大きさを観測する。

出生率の動向をみる場合には、世代別(コーホート別)にその出生行動の変化をみることが有効とされている(京極, 高橋 2008:21 ページ)。なぜなら、出生を担う個人の一人ひとりはその生涯に最終的にもつ子供の数を調節しようとしている場合が多いからである。年々観察される出生率は、そうしたライフコース上の出生過程の一断面である。特定の年に子どもを生むかどうかより、最終的に何人の子供を生むかのほうが大切なのであり、これは、条件のよくない時期には生み控え、条件のよい時に生むなど、子どもを生む時期は調節されやすいからだと考えられる。これに対して、世代別にみた平均子ども数の変化は連続的で不規則な変動が少ないことが特徴にあげられる。期間合計特殊出生率をみただけでは、たとえば結婚や出生の延期や、それらが後に実現されるという状況をとらえることができない。これが、期間合計特殊出生率の値に錯乱をもたらし、その解釈に種々の誤解を生む一因となっている。

³ 出産を遅らせていた人々が一時的に産む時期が集中する現象。遅かれ早かれいずれにしても産むはずだった人々が出産に踏み切っただけで、出生率そのものには影響しない。上野(1998)は論文中で「カレンダー効果」という言葉を使用しているが、本論文ではBongaarts(2001)が表した「テンポ効果」という言葉で統一することとする。

第3章 計量分析

ウェーデンにおいて1984年に出生率が下げ止まった要因について、また、フランスにおいて1990年代から合計特殊出生率が上昇し始めた要因として、どの位テンポ効果が影響を与えたのか、テンポ効果が与える影響の大きさを観測する。

3.1 合計特殊出生率の定義

初めに、合計特殊出生率の定義を明確にする。厚生労働省によると、合計特殊出生率は、期間合計特殊出生率とコーホート合計特殊出生率とに分けられる。期間合計特殊出生率とは、ある期間(1年間)の出生状況に着目したもので、その時点における15歳～49歳までの各年齢の女性の出生率を合計したものである。どの年齢の女子の人数も同じとして算定される出生率なので、女子の年齢構成の違いを除いた「その年の出生率」として示される。一方、コーホート合計特殊出生率とは、ある世代の出生状況に着目し、同一年生まれ(コーホート)の女性の各年齢(15～49歳)の出生率を過去から積み上げたもので、「その世代の出生率」である。期間合計特殊出生率では、出産年齢の変動(タイミング変化)に反応して合計値(合計特殊出生率)が変動しやすいのに対し(テンポ効果)、コーホート合計特殊出生率ではタイミングの変化の影響を受けない。

女性の出生頻度は年齢によって大きく異なるため、女性人口の年齢構成は特に重要である。したがって、当該年次に再生産年齢(15～49歳)にある女性たちが各年齢で生む出生率を別々に推計し、その合計として年次出生数を求めることが効果的である(金子(2009))。

以上より、本分析ではコーホート合計特殊出生率を用い、女性の出生コーホートごとにそのライフコース上の出生過程を観察する。同年代に生まれた女性が持つ子供の数は年々どのように変化しているのか、時系列を追って観察する。また、人口学者は期間効果を除外した出生力変動の長期的意味に興味があるため、コーホート合計特殊出生率を基準として好む(小島1989:18ページ)ため、ここでコーホート合計特殊出生率を使用することは好ましいといえる。

3.2 基本となるデータについて

本分析には、フランス、スウェーデンにおける各年次別出生率と出生各年次別女子コーホートの年齢各歳別出生率を用いる。このコーホート出生率は年次別出生率から計算する。基本となる年次別年齢別出生率は、Eurostat(<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>)のデータをそのまま用いた。Eurostatのデータは、入手可能な国については1960年からのデータが存在し、2010年3月2日にデータの最終更新がされている。EUに加盟している、ベルギー、ブルガリア、チェコ共和国、デンマーク、ドイツ、エストニア、アイルランド、ギリシャ、スペイン、フランス、イタリア、キプロ

ス、ラトビア、リトアニア、ハンガリー、マルタ、オランダ、オーストラリア、ポーランド、ルクセンブルク、ポルトガル、ルーマニア、スロベニア、スロバキア、フィンランド、スウェーデン、イギリスの 27 カ国のデータが載っている。この Eurostat の中でも、年齢別出生率を用いるため、frate-fertility by age の France(metropolitan)1960~2009, Sweden 1968~2009 のデータを使用する。フランスのデータについて、フランスは 2000~2002 年までのデータのみだったので、フランスのメトロポリタンのデータを用いた。このデータから、コーホート出生率を算出する。

3.3 フランス、スウェーデンの完結していないコーホートについて

年次出生率の変化をコーホート出生率の変化として理解するために、問題とする年次に関わるすべてのコーホート出生率が必要となる。しかし、コーホート出生率はコーホート出生が完結した時点でないと確定できない。したがって、まだ出生行動の終了していないコーホートについては、まだ現実には到達していない年齢の将来の出生率の推定値が必要となる。

本分析ではコーホート合計特殊出生率を用いることで、同年代に生まれた女性が生涯何人の子供をもつのか時系列を追って分析する。「1977 年 15 歳のコーホート」は、2009 年現在 47 歳か 48 歳であり、再生産年齢の 49 歳まで到達していないため、コーホート出生率が完結していない。そのため、コーホート出生率を完結させるために 2010 年以降のコーホートごとの出生率の値の生成を行う。「2009 年 15 歳のコーホート」のコーホート出生率が完全に終了する 34 年後の 2043 年までとする。つまり、コーホート出生率の確定していない「1977 年 15 歳コーホート」から、「2009 年 15 歳コーホート」の年次別出生率を推定する。よって、2010 年から 2043 年の 33 年間の値の推定を行う。

3.4 年次別出生率とコーホート出生率との関係

コーホートの出生率を確認するために、コーホート出生率から年次出生率を再構成する。「1954 年に 15 歳だった女性のグループ」を「1954 年 15 歳コーホート」と定義しているため、その年次出生率への転換と再構成は単純である。データの生成に関して、(1)使用するコーホートを定義、(2)外挿法による出生予測、(3)統計分析プログラミング言語 R を用いた単位根検定、(4)再び外挿法を行う という手順を踏んだ。

3.5 データの生成について

(1) 使用するコーホート

再生産年齢である 15 歳出生率から 49 歳出生率までを用いる。さらにより正確な年次別出生率を計算するために、各年次別各歳出生率を 2 つの年次の出生コーホートに分ける必要がある(廣嶋(2000))。なぜなら、各年次別各歳出生率は 2 つの出生年次別コーホートと密接に関わっているため、厳密な分析をおこなうために 2 つの出生コーホートに割り当てる。出来あがったコーホートを、「1954 年 15 歳コーホート」と呼ぶこととする。

なお、年齢別出生率をさらに出生順位別に分割して扱うとより詳しい結果が得られると予想されるが、今後の課題としたい。

(2) 外挿法

3.3 でも述べたように、年次出生率の変化をコーホート出生率の変化として理解するために、問題とする年次に関わるすべてのコーホート出生率が必要となる。しかし、コーホート出生率はコーホート出生が完結した時点でないと確定できない。したがって、まだ出生行動の終了していないコーホートについては、まだ現実には到達していない年齢の将来の出生率の推定値が必要となる。

本分析では外挿法を用いて、将来の出生率の推定を行う。外挿法とは、検索的予測手法の代表的なもので、過去から現在までの時系列データの傾向線をなんらかの方法で未来に延長することによって予測する方法である。出生率や死亡率などの人口規模の予測などの場合によく用いられる。外挿法による予測結果が、一定の条件付きの予測であるためにこれに対する批判も多いが、推論のための方法として、外挿法が重要な物のひとつであることを否定できない、とされている(大辞泉より)。

外挿法を行うための数式を導くため、単回帰分析を行う。ひとつのコーホートに対し、1954 年から 2009 年までデータを y_t とおき、これを従属変数とした。また、1954 年から 2008 年までのデータを y_1 、1954 年から 2007 年までのデータを y_2 、1954 年から 2006 年までのデータを y_3 とし、これらを独立変数として単回帰分析を行った。

(3) 単位根検定

時系列データによる回帰分析で出生率の推計を行うにあたり、「見せかけの回帰」を避けるためにも、当該時系列が単位根を持つか否かをチェックすることが求められる。「見せかけの回帰」とは単回帰モデルを推計した場合、一般に回帰係数が有意になり、決定係数も大きくなる傾向があることを言う。単位根を持つ系列間で回帰分析を行った場合、「見せかけの回帰」となる可能性が高く、そのため誤った分析をする危険性があり、分析する時系列が単位根を持つものであるかどうか判断することが、計量モデル構築のうえで重要とされ

ている。以上より、(2)で生成した時系列データが単位根を持つか否か、 R を用いて単位根検定を行う。データに $y_t = \phi y_{t-1} + a_t$ をあてはめて、パラメータの推定値 $\hat{\phi} = 1$ の帰無仮説を t -検定し、棄却されれば単位根を持たないと判断できる。ディッキー・フラーはこの式を変形し、 $\Delta y_t = (\phi - 1)y_{t-1} + a_t$ で、 $\hat{\pi}$ の t -値の分布を PC シミュレーションによる数値計算で求めた。この場合、

$$\pi = \phi - 1 = 0 \quad \text{より} \quad \phi = 1$$

であるから、

帰無仮説: $\pi = 0$

対立仮説: $\pi < 0$

として、帰無仮説「 $\pi = 0$ 」が棄却されなければ、「単位根をもつ」と判断し、帰無仮説 $\pi = 0$ が棄却されれば「単位根はない」と判断する。(田中 2008:336 ページ)

本研究で用いる R は、統計解析のフリーウェアである。 R は Ross Ihaka と Robert Gentleman により開発が始められ、その後、世界中の多数の学者が参画し、改善が進められているオープンソースの統計解析プログラミング言語である。

R の `urca` というパッケージにある `ur.df()`関数を使用し、単位根検定を行う。⁴

(4) 単位根を持つものについて、もう一度外挿法を行う

(3)の分析のいずれかで「単位根がある」と判断されたデータについては、系列 y_t の差分をとり、この差分系列について、上記の手順でもう一度単位根検定を繰り返す。 $\pi = 0$ となり帰無仮説を棄却し、単位根を持たないところまで差分をとった。差分をとったものに関して、もう一度 SPSS を用いて単回帰分析を行い、外挿法を行った。

以上の手順を踏まえ、期間合計特殊出生率とコーホート合計特殊出生率を生成する。

⁴ 「トレンド付き RW」("trend"), 「ドリフト付き RW」("drift"), 「単純な RW」("none"), という 3つのモデルの区別を行う。有意水準を 5%と設定し、帰無仮説を棄却、すなわち $\pi = 0$ であれば「単位根を持たない」とすることができる。

3.6. フランスにおける出生率について

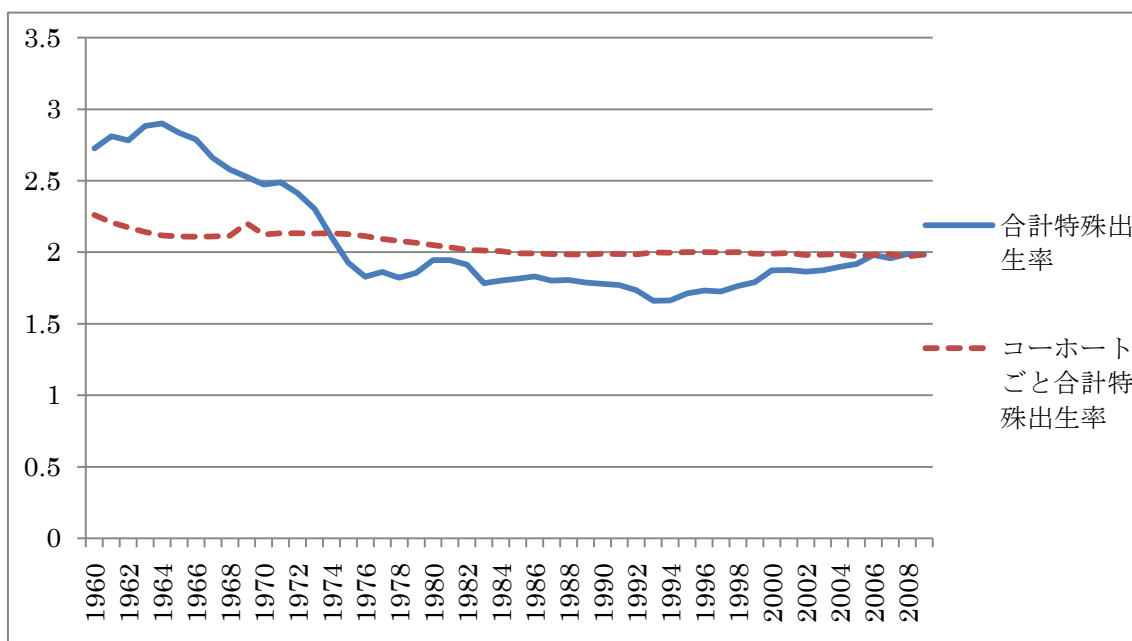


図 3.1. フランス・分析の結果

データを生成した結果、図 3.1 のようなグラフの結果となった。なお合計特殊出生率については実測値であり、コーホート合計特殊出生率の値の生成を行った。

コーホート合計特殊出生率について、1960 年から 1980 年代半ばまで 2.0 以上の値で推移しているが、1984 年 2.00 の値を皮切りに 1.98 までわずかではあるが減少する。しかし、1995 年には再び 2.0 に持ち直し、2009 年には 1.98 になることが予測できた。コーホート合計特殊出生率は 1960 年から 2008 年まで、おおよそ 2.0 を記録しており、一人の女性が生涯に持つ子供の数はおよそ 2 人のまま変わっていないことが分かった。

つまり、1990 年代に合計特殊出生率の下落が止まり、徐々に上昇しているのは、テンポ効果によるものだといえる。

この分析から明らかなように、フランスの場合、コーホート合計特殊出生率が依然として 2.0 以上を保っていることが明らかとなった。潜在的な出生力回復の可能性という点では、テンポ効果が収まれば合計特殊出生率が再生産水準近くまで回復する可能性があるといえる。

3.7 スウェーデンにおける出生率について

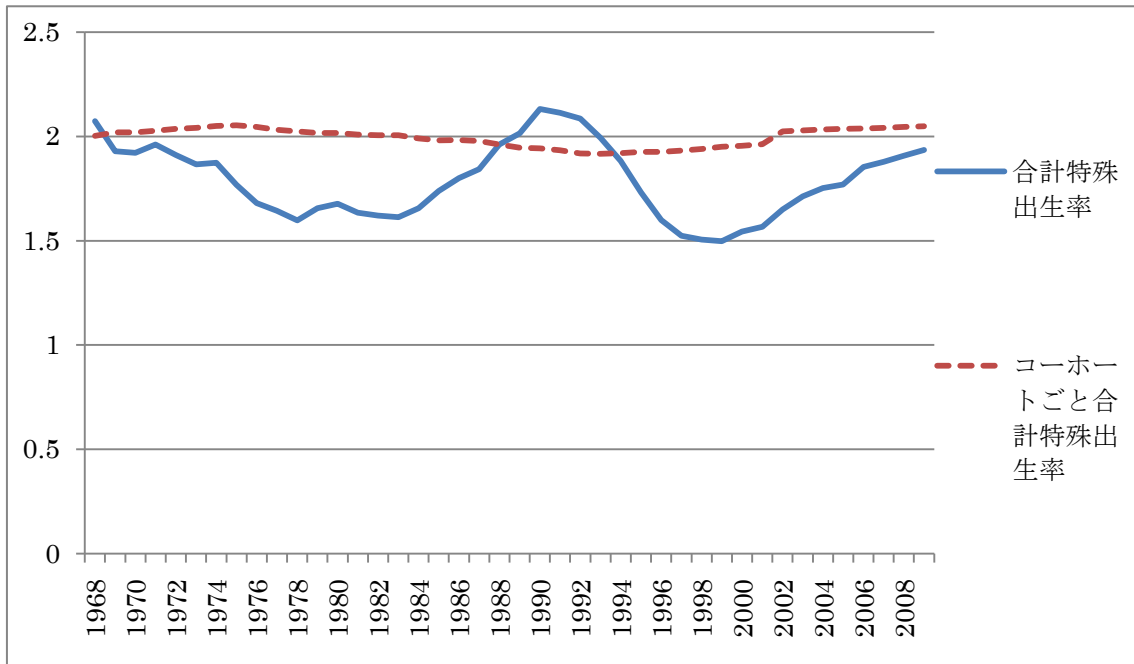


図 3.2 スウェーデン・分析結果

データを生成した結果、図 3.2 のようなグラフの結果となった。なお合計特殊出生率については実測値であり、コーホート合計特殊出生率の値の生成を行った。

1984 年に 1.65 だった合計特殊出生率は 1991 年に 2.11 まで上昇している。コーホート合計特殊出生率を観察すると 1968 年から 1983 年までおおよそ 2.0 の値で推移し、その後、1984 年から 1.99 までわずかに下がり、1994 年には 1.91 まで下落したが、それ以降は持ち上がりを見せ、2009 年 2.04 まで値を回復したことが観測された。

つまり、コーホート合計特殊出生率はおおむね 2.0 の値であることが確認され、スウェーデンにおいて 1984 年に出生率が下げ止まった要因として、晩婚、晩産化などのテンポ効果がきいていることが確認できた。

第4章 考察と今後の課題

4.1 結果の考察

4.1.1 フランスにおける出生率について

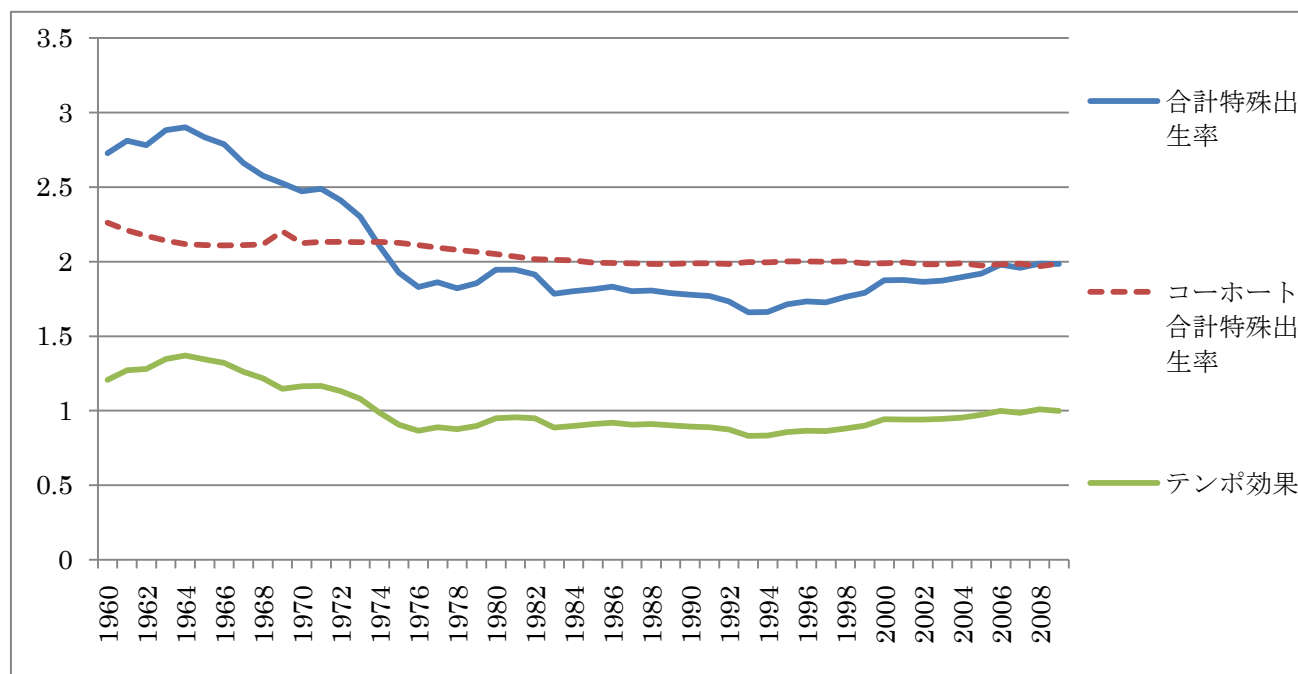


図 4.1 フランス・テンポ効果

前章 3.6 節でも述べたように、フランスでは 1990 年のコーホート合計特殊出生率を観察すると、2.0 を保っていることが観測できた。また、コーホート合計特殊出生率は 1980 年からおおむね 2.0 を保っており、一人の女性が生涯に持つ子供の数はおよそ 2 人のまま変わっていないことが分かった。

ここで、林(2005)が行ったように、テンポ効果を簡易法⁵で算出した。テンポ効果が 1.0 を下回ると、出生を遅らせることとなる。1974 年以降の急激な合計特殊出生率の低下は、テンポ効果が 1.0 を下回っていることから、晩婚・晩産化によるテンポ効果で出産がやや遅くなっていると考えられる。2008 年では、合計特殊出生率とコーホート合計特殊出生率の値がほとんど等しいため、テンポ効果の影響はみられない。

なぜフランスではコーホートの完結出生の水準が依然として、再生産水準を保っているのでしょうか。出生力の動向には、結婚・同棲・離婚などが影響する。とりわけ、近年の先進国における出生力低下の背景には非婚化や晩婚化、同棲の増加や離婚率の上昇にともなう結婚の不安定化などが注目されている。フランスについて、50 歳未満までの年齢別初婚率の合計である期間合計初婚率に着目すると、1964 年には 1.04 と 1 を上回っていた。しかしその後、1968 年には 0.87 まで低下し、その後、1972 年には 0.947 まで増加したが、

⁵ 合計特殊出生率÷コーホート合計特殊出生率=テンポ効果 として計算する方法

1993年に0.49にまで低下した（内閣府経済社会総合研究所編（2007：16ページ）。また、第一子出産年齢は1960年には27.61歳だったが、1976年に26.56歳まで低下するものの、その後上昇を続け、2009年には29.98歳を記録し晩婚化が依然進行している⁶。このような初婚率の低下や晩産化によって、結婚期間に占める妊娠可能期間が短縮し、第二子、第三子の出生が困難となる傾向が今後も続くと考えられる。再生産水準を保つためには、第三子出生動向の違いが鍵を握っており、第二子から第三子への子ども数の拡大の差や、それを含めた30～34歳という高年齢での出産によって、合計特殊出生率を再生産水準まで取り戻すことができると考えられる。

4.1.2 スウェーデンにおける出生率について

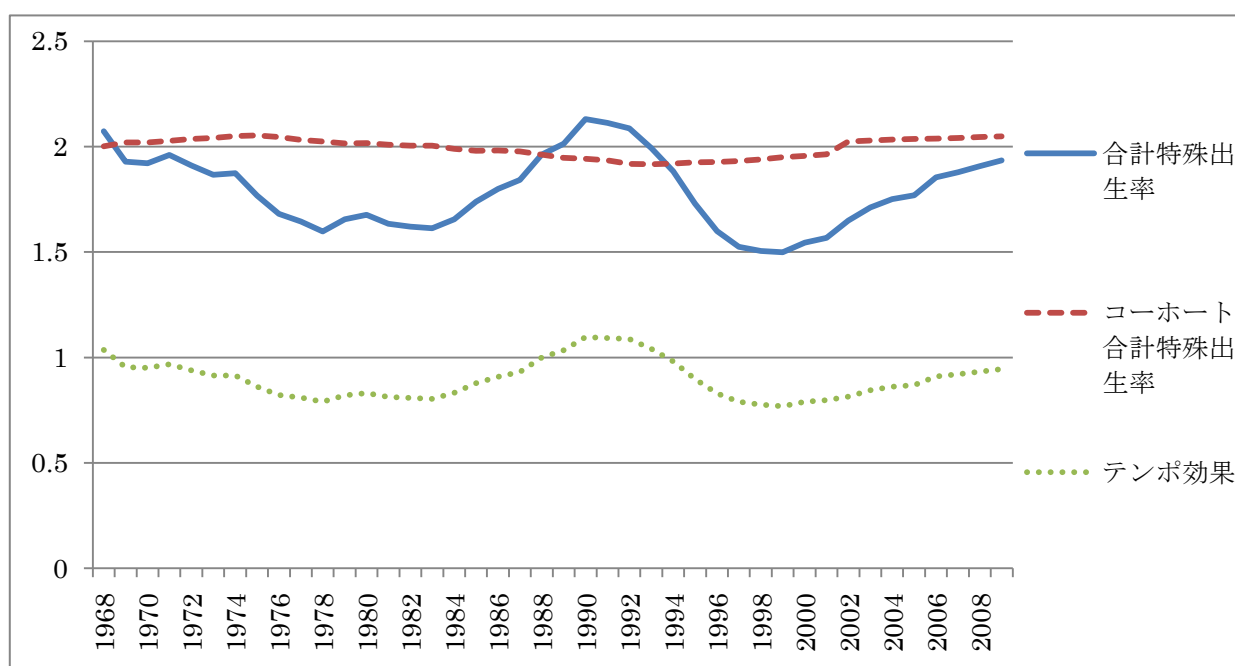


図 4.2 スウェーデン・テンポ効果

前章 3.7 節で述べたように、1984年に1.65だった合計特殊出生率は1991年に2.11まで上昇している。コーホート合計特殊出生率を観察すると1983年まで2.0を保ち、それ以降も1.9の値を維持していることが観測され、2000年以降はやや上昇している。

4.1.1で行ったように、同じくテンポ効果を簡易法によって算出した。スウェーデンにおいて、合計特殊出生率とテンポ効果の曲線はほぼ同じ形を描いており、合計特殊出生率の減少は出産の遅れが影響していることがいえる。近年、合計特殊出生率は上昇しており、いずれコーホート合計特殊出生率に近づくことが予想される。スウェーデンにおいても、コーホート合計特殊出生率は2.0を保っているため、今後、合計特殊出生率は再生産水準近

⁶この値は1960年からのデータの中では最高齢

くまで回復する可能性が多いにあるだろう。

スウェーデンにおいて、政策による効果があったとされているのは1982年から1990年と1998年から2008年にかけて、2回の合計特殊出生率が上昇している部分で語られることが多い。しかし、このデータを生成した結果をみると、コーホート合計特殊出生率はおおよそ2.0の値のままであるし、2002年にはわずかではあるが、上昇がみられる。もし、政策によって出生率が変わるのであれば、1982年から1998年にかけて、何かスウェーデンで大きな政策変化があったことが考えられ、さらに1992年から1998年にかけても、何か合計特殊出生率を大きく下落させるような政策変化があったことが予想できる。しかし、政策が合計特殊出生率に大きな影響を与えたと考えるならば、その間のコーホート合計特殊出生率にも大きな変化を与えるのではないだろうか。藤田(2007)をはじめとする様々な論文において、政策が合計特殊出生率にプラスの影響を与えた(ように)書かれることは非常に多いが、このコーホート合計特殊出生率の変化について言及し、客観的に分析しているものはそう多くない。

4.2 議論

本分析では、外挿法を用いることで、将来のコーホート合計特殊出生率の値の生成を行った。結果として、フランス、スウェーデンの両国でコーホート合計特殊出生率はおおよそ2.0を保ち、将来的に合計特殊出生率は再生産水準まで回復する可能性があることを示すことができた。政策での影響も否定はできないが、1.6節でも述べたように出生促進政策による効果を図ることは非常に難しい。

藤田(2007)によると、「スウェーデンでは親が仕事、育児、家事をこなし、出生率を上昇させ、しかも税金で福祉、医療、教育をまかなっている。(35 ページ)」とあるが、この論文では日本とスウェーデンの合計特殊出生率の比較のみを行い、スウェーデンのワーク・ライフ・バランスや、育児手当がいかに充実しているかなどを述べている。また、男女平等社会が進んでおり、女性も働きやすい環境が整っているため、出生率が上昇したと主張している。中島(2010)は、フランスの国民性や婚外子の多さ、女性の労働状況について詳しく述べ、さらには出生率回復のため、日本はフランスの様々な文化を学ぶべきであると主張している。藤田(2007)や中島(2010)の論文に限らず、スウェーデン、フランスの合計特殊出生率の上昇を語る際、このような社会的仕組みや、政策との関係から導かれることが非常に多い。

また、内閣府経済社会総合研究所編(2007)では、「2003年のドイツの合計特殊出生率は1.31と低迷し、それとは対照的にフランスでは1.89と非常に高い。そのため、フランスとドイツの比較は、日本の家族政策を考える上で有用である(5 ページ).」との記述があるが、ある一定の年の、合計特殊出生率の値だけで家族政策を比較し、それを参考にする、というのは果たしてどの程度効果が期待できるのだろうか。

長期にわたる政策の結果として、合計特殊出生率の上昇に影響を与えていると考えることはできるが、それは結果として影響があったかもしれないと結果論として語るべきであり、この政策が出生率に影響を与えたのだから、日本でも真似すべきだ、と結論付けるのは問題があるだろう。

このような文献ではコーホート合計特殊出生率に触れているものはほとんど無く、合計特殊出生率が上がっているのは政策のおかげだと印象論で書かれているものがほとんどである。政策という原因があつて、合計特殊出生率の上昇という結果を導かなければならないし、政策を変化させれば合計特殊出生率も変化すると言えなければならない。

筆者の立場として、出生促進政策を否定するものではないが、政策による効果を謳う以前に、コーホート合計特殊出生率のような基礎データから見直す必要があるのではないかと考える。また、合計特殊出生率のような目先のデータと、充実した政策を並べ、政策の効果があつた、なかったと合計特殊出生率の上がり下がりで一喜一憂するのはよくないし、ましてフランス、スウェーデンで効果のある(ように見えた)出生促進政策を日本でも行うべきだ、という主張には筆者は賛同できない。

4.3 今後の課題

本分析では、年齢別出生率を出生順位別に分割したデータを得ることができなかったため、出生順位を無視して値の生成を行った。考察でも述べたように、再生産水準へ回復させるには、第三子の出生動向が大きな鍵となっていることが明らかとなっている。以上より、出生順位別に値を生成し、予測を行うことは大いに意義があるといえるだろう。

また、今回、フランスとスウェーデンの分析のみを行った。しかし、韓国やシンガポール、香港などの低出生率国と呼ばれている、合計特殊出生率が1.3の水準の国々について、コーホート合計特殊出生率はどのような値であるのか、検証する価値はあるのではないだろうか。

謝辞

本論文を執筆するにあたり，議論をかわした濱中研究室のみなさんに感謝申し上げます。
また，指導教官の濱中新吾先生から，丁寧かつ熱心な御指導を賜りました。他大学とのゼミ合宿という貴重な体験をさせていただき，さらに，午前中の早い時間から，夜遅くまで添削して頂きました。心より感謝申し上げます。

参考文献

- 河野稠果ほか(1983 - 10)「マイクロ・シミュレーションによる日本出生力の生物人口学的分析—昭和 55 - 57 年度特別研究報告」.
- 小島宏(1989)「出生促進政策の有効性」『人口問題研究所』第 191 号, 15 - 34 ページ.
- 大谷憲司(1991-03)「現代日本の出生率変動におけるテンポ要因とカンタム要因 - Butz-Ward タイプのモデルとその適用—」.
- 金子隆一(1993 - 04)「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究所』第 206 号, 17 - 38 ページ.
- 上野千鶴子 (1998)「出生率低下：誰の問題か？」『人口問題研究』第 54 巻 1 号, 41 - 62 ページ.
- 原俊彦(1999)「過疎化対策の可能性とその効果：過疎化のシステム・ダイナミックス・モデルの構築その 5」『北海道大学東海大学紀要. 人文社会科学系』第 12 巻, 25 - 45 ページ.
- 山田昌弘(1999)『パラサイト・シングル時代』筑摩書房.
- 井上誠一(1999a)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下①—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2059 号, 48 - 51 ページ.
- 井上誠一(1999b)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下②—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2060 号, 52 - 55 ページ.
- 井上誠一(1999c)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下③—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2061 号, 26 - 29 ページ.
- 井上誠一(1999d)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下④—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2062 号, 52 - 55 ページ.
- 井上誠一(1999e)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下⑤—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2063 号, 52 - 55 ページ.
- 井上誠一(1999f)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下⑥—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2064 号, 52 - 55 ページ.
- 井上誠一(1999g)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下⑦—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2064 号, 52 - 55 ページ.
- 井上誠一(1999h)「スウェーデンにおける出生率の上昇および低下⑧—その要因分析と背景—」『週刊社会保障』第 2064 号, 52 - 55 ページ.
- 廣嶋清志(2000)「1970 年代半ばからの合計出生率低下：コーホート出生率によるシミュレーション分析」『経済科学論集』第 26 号, 1 - 39 ページ.
- 仙田幸子・樋口美雄(2000 - 12)「妻の職種別にみた子どもを持つことの経済的コストの違い」『人口問題研究所』第 56 号 4 巻, 19 - 37 ページ.
- 権丈英子(2003)「少子化現象と家族政策の有効性—家計パネルデータによるイギリス、オランダ、ドイツ、スウェーデンの学歴別出産タイミングの分析—」『三田商学研究』第 46 巻 3 号, 127 - 147 ページ.

- 富田真治, 生天目章 (2003) 「人工社会における制度設計の考察—社会変化の過程と税の徴収について—」『電子情報通信学会技術研究報告』第 102 巻 614 号, 65 - 70 ページ.
- 原俊彦(2003) 「ドイツ—オランダ語圏諸国の低出生率と家族政策」『人口問題研究所』第 59 号 1 巻, 81 - 98 ページ.
- 赤川学(2004) 『子どもが減って何が悪い!』筑摩書房.
- 伊達雄高, 清水谷諭(2004) 「日本の出生率低下の要因分析:実証研究のサーベイと政策的含意の検討」内閣府経済社会総合研究所編.
- 林伴子(2005) 「スウェーデンの家族と日本の少子化対策への含意」『経済分析』第 176 巻, 170 - 202 ページ.
- 林伴子, 爲藤里英子 (2005) 「フランスとドイツの家族政策と日本への含意—フランスの出生率はなぜ高いのか—」『経済分析』第 177 巻, 115 - 145 ページ.
- 稲葉寿(2006 - 01 - 01) 「人口減少のメカニズム」『オペレーションズ・リサーチ:経営の科学』第 51 巻 1 号, 12 - 18 ページ.
- 川野桐果(2007) 『人口学への招待 —少子・高齢化はどこまで解明されたか』中央公論新社.
- 守泉理恵(2007) 「先進諸国の出生率をめぐる国際的動向」『海外社会保障研究』第 160 巻, 4 - 21 ページ.
- 内閣府経済社会総合研究所編 (2007) 「フランスとドイツの家庭生活調査」.
- 廣嶋清志 (2007 - 3) 「2次元コーホート生命表関数による人口動態事象の分析 - テンポ効果の解明 -」『経済学論集』第 47 巻 3・4 合併号, 237 - 261 ページ.
- 藤田雅子(2007 - 3) 「スウェーデンにおける出生率上昇に関する社会的構造と要因」『人間科学論究』第 15 号, 33 - 49 ページ.
- 田中孝文(2008) 『R による時系列分析入門』シーエーピー出版.
- 京極高宣, 高橋重郷(2008) 『日本の人口減少社会を読み解く—最新データからみる少子高齢化—』中央法規出版株式会社.
- ピーター・マクドナルド(2008 - 6) 「非常に低い出生率: その結果, 原因, 及び政策アプローチ」『人口問題研究所』第 64 巻 2 号, 46 - 53 ページ.
- 金子隆一 (2009) 「将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて」『人口問題研究』第 65 巻 2 号, 1 - 27 ページ.
- 縄田康光(2009) 「少子化を克服したフランス—フランスの人口動態と家族政策—」『立法と調査』第 297 巻, 63 - 85 ページ.
- 金子隆一(2010) 「わが国近年の出生率反転の要因について—出生率推計モデルを用いた期間効果分析—」『人口問題研究』第 66 巻 2 号, 1 - 25 ページ.
- 中島さおり(2010) 『なぜフランスでは子どもが増えるのか—フランス女性のライフスタイル』講談社.
- 横尾昌紀(2010) 「消費税を財源とする少子化対策と持続的世代間格差に関する予備的考察」『岡山大学経済学会雑誌』第 42 巻 2 号, 77 - 109 ページ.

- デイヴィッド・N・ワイル(2010)『経済成長(第2版)』株式会社ピアソン桐原
- Bongaarts, J.(2001) “Fertility and Reproductive Preferences in Post-Transitional Societies” *Population and Development*, Vol.27,pp260-281.
- Kvasha,A.(1984)”Theoretical Problems of Demographic Policy in the USSR”,*Problems of Economics*,Vol.27,No.3,pp3-14.
- World Bank(2010) *World Development Indicators*,NewYork,World Bank

付録

回帰分析の結果は以下の通り

(1) フランスについて

		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
15-16	(変数)	-1.41E-05	0	0.736
	y_1	-0.381	0.139	0.008
	y_2	-0.136	0.086	0.12
	y_3	-0.056	0.063	0.376
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
16-17	(変数)	-1.85E-05	0	0.833
	y_1	-0.284	0.139	0.08
	y_2	-0.047	0.063	0.466
	y_3	-0.004	0.045	0.382
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
17-18	(変数)	-4.55E-05	0	0.754
	y_1	0.031	0.131	0.813
	y_2	-0.05	0.045	0.269
	y_3	-0.098	0.032	0.004
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
18-19	(変数)	0.00E+00	0	0.661
	y_1	-0.38	0.114	0.002
	y_2	-0.175	0.073	0.02
	y_3	-0.115	0.035	0.002
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
19-20	(変数)	0.00E+00	0.001	0.725
	y_1	-0.237	0.103	0.025
	y_2	-0.114	0.063	0.077
	y_3	-0.076	0.03	0.014
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
20-21	(変数)	-4.19E-05	0	0.942
	y_1	-0.255	0.136	0.067
	y_2	-0.013	0.042	0.764
	y_3	-0.034	0.03	0.259

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
21-22	(變數)	-5.79E-06	0.001	0.929
	y_1	-0.325	0.135	0.02
	y_2	-0.003	0.039	0.935
	y_3	-0.016	0.028	0.566
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
22-23	(變數)	-9.22E-06	0.001	0.863
	y_1	-0.208	0.141	0.146
	y_2	-0.008	0.029	0.789
	y_3	-0.008	0.021	0.704
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
23-24	(變數)	-6.24E-06	0.001	0.924
	y_1	-0.515	0.124	0
	y_2	-0.008	0.035	0.809
	y_3	0.006	0.024	0.796
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
24-25	(變數)	-6.47E-05	0.001	0.922
	y_1	-0.41	0.131	0.003
	y_2	-0.006	0.036	0.862
	y_3	0.012	0.025	0.625
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
25-26	(變數)	0.00E+00	0.001	0.826
	y_1	-0.334	0.135	0.017
	y_2	-0.013	0.036	0.721
	y_3	0.015	0.025	0.555
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
26-27	(變數)	0.00E+00	0.001	0.854
	y_1	-0.407	0.131	0.003
	y_2	-0.028	0.039	0.479
	y_3	0.019	0.028	0.504
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
27-28	(變數)	-9.82E-05	0.001	0.873
	y_1	-0.417	0.131	0.003
	y_2	-0.019	0.04	0.636
	y_3	0.013	0.028	0.641

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
28-29	(變數)	-6.63E-05	0.001	0.907
	y_1	-0.478	0.128	0.001
	y_2	-0.015	0.04	0.716
	y_3	0.02	0.028	0.478
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
29-30	(變數)	-5.27E-06	0.001	0.916
	y_1	-0.444	0.131	0.001
	y_2	-0.035	0.038	0.364
	y_3	0.008	0.027	0.778
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
30-31	(變數)	1.31E-06	0	0.998
	y_1	-0.425	0.134	0.003
	y_2	-0.035	0.038	0.368
	y_3	-0.009	0.027	0.752
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
31-32	(變數)	6.07E-05	0	0.891
	y_1	-0.416	0.133	0.003
	y_2	-0.014	0.04	0.727
	y_3	0.001	0.028	0.976
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
32-33	(變數)	5.30E-05	0	0.895
	y_1	-0.391	0.133	0.005
	y_2	-0.006	0.04	0.884
	y_3	0.014	0.028	0.627
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
33-34	(變數)	6.29E-05	0	0.851
	y_1	-0.412	0.134	0.003
	y_2	-0.027	0.036	0.455
	y_3	0.002	0.026	0.927
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
34-35	(變數)	6.51E-05	0	0.814
	y_1	-0.335	0.135	0.016
	y_2	-0.044	0.032	0.182
	y_3	-0.033	0.024	0.909

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
35-36	(變數)	0.00E+00	0	0.552
	y_1	-0.395	0.116	0.001
	y_2	-0.2	0.071	0.007
	y_3	-0.078	0.033	0.023
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
36-37	(變數)	9.12E-05	0	0.665
	y_1	-0.468	0.119	0
	y_2	0.016	0.036	0.664
	y_3	0.072	0.024	0.004
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
37-38	(變數)	3.39E-05	0	0.839
	y_1	-0.348	0.129	0.009
	y_2	-0.077	0.03	0.014
	y_3	0.015	0.026	0.554
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
38-39	(變數)	0.00E+00	0	0.596
	y_1	-0.421	0.093	0
	y_2	-0.232	0.059	0
	y_3	-0.142	0.027	0
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
39-40	(變數)	3.39E-05	0	0.739
	y_1	-0.506	0.125	0
	y_2	-0.061	0.028	0.038
	y_3	0.012	0.02	0.546
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
40-41	(變數)	7.03E-06	0	0.942
	y_1	-0.517	0.121	0
	y_2	-0.098	0.032	0.004
	y_3	-0.069	0.025	0.008
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
41-42	(變數)	2.61E-05	0	0.78
	y_1	-0.662	0.11	0
	y_2	0.012	0.045	0.793
	y_3	0	0.032	0.992

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
42-43	(變數)	1.56E-05	0	0.746
	y_1	-0.58	0.114	0
	y_2	-0.032	0.035	0.366
	y_3	0.035	0.026	0.175
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
43-44	(變數)	8.13E-05	0	0.303
	y_1	1.127	0.135	0
	y_2	0.132	0.21	0.531
	y_3	-0.286	0.131	0.034
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
44-45	(變數)	5.05E-05	0	0.333
	y_1	1.015	0.14	0
	y_2	0.007	0.2	0.972
	y_3	-0.06	0.136	0.662
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
45-46	(變數)	2.53E-05	0	0.322
	y_1	1.045	0.141	0
	y_2	0.088	0.205	0.669
	y_3	-0.168	0.138	0.227
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
46-47	(變數)	1.51E-05	0	0.288
	y_1	0.977	0.143	0
	y_2	0.089	0.199	0.656
	y_3	-0.109	0.139	0.435
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
47-48	(變數)	1.12E-05	0	0.297
	y_1	0.508	0.141	0.001
	y_2	0.551	0.142	0
	y_3	-0.121	0.14	0.389
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
48-49	(變數)	1.14E-05	0	0.183
	y_1	0.603	0.142	0
	y_2	0.363	0.162	0.029
	y_3	-0.07	0.137	0.611

(2)スウェーデンについて

		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
15-16	(変数)	0.00E+00	0	0.088
	y_1	1.112	0.1	0
	y_2	0.01	0.121	0.932
	y_3	-0.211	0.086	0.02
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
16-17	(変数)	0.00E+00	0	0.107
	y_1	1.482	0.105	0
	y_2	-0.585	0.14	0
	y_3	0.038	0.079	0.633
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
17-18	(変数)	0.00E+00	0	0.257
	y_1	0.492	0.159	0.004
	y_2	0.172	0.148	0.253
	y_3	0.055	0.027	0.052
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
18-19	(変数)	-1.00E-03	0	0.119
	y_1	0.342	0.158	0.034
	y_2	0.095	0.151	0.532
	y_3	0.067	0.031	0.035
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
19-20	(変数)	6.13E-06	0	0.989
	y_1	-0.31	0.158	0.058
	y_2	-0.055	0.045	0.23
	y_3	0.041	0.031	0.191
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
20-21	(変数)	7.22E-06	0	0.988
	y_1	-0.371	0.149	0.017
	y_2	-0.025	0.042	0.56
	y_3	0.058	0.028	0.048
		非標準化変数		
	独立変数	β	標準誤差	有意確率
21-22	(変数)	-5.24E-05	0.001	0.92
	y_1	-0.444	0.151	0.006
	y_2	-0.033	0.042	0.432
	y_3	0.04	0.027	0.158

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
22-23	(變數)	2.09E-05	0.001	0.972
	y_1	-0.371	0.156	0.023
	y_2	0.011	0.042	0.786
	y_3	0.045	0.028	0.112
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
23-24	(變數)	-1.38E-05	0.001	0.984
	y_1	-0.405	0.156	0.014
	y_2	0.017	0.045	0.708
	y_3	0.045	0.03	0.143
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
24-25	(變數)	-7.84E-06	0.001	0.991
	y_1	-0.42	0.15	0.008
	y_2	-0.007	0.044	0.871
	y_3	0.054	0.03	0.081
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
25-26	(變數)	9.02E-05	0.001	0.891
	y_1	-0.533	0.145	0.001
	y_2	-0.009	0.041	0.825
	y_3	0.039	0.027	0.165
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
26-27	(變數)	8.41E-05	0.001	0.912
	y_1	-0.447	0.158	0.008
	y_2	-0.001	0.048	0.981
	y_3	0.023	0.033	0.487
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
27-28	(變數)	5.86E-05	0.004	0.989
	y_1	-0.779	0.165	0
	y_2	-0.503	0.195	0.014
	y_3	-0.231	0.165	0.17
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
28-29	(變數)	-4.27E-05	0.001	0.95
	y_1	-0.399	0.163	0.019
	y_2	-0.055	0.048	0.254
	y_3	0.008	0.034	0.808

		非標準化變數		
獨立變數		β	標準誤差	有意確率
29-30	(變數)	5.70E-05	0.001	0.925
	y_1	-0.431	0.157	0.01
	y_2	-0.031	0.048	0.518
	y_3	0.004	0.034	0.903

		非標準化變數		
獨立變數		β	標準誤差	有意確率
30-31	(變數)	9.01E-05	0.001	0.878
	y_1	-0.296	0.164	0.088
	y_2	-0.002	0.052	0.966
	y_3	0.015	0.037	.686.000

		非標準化變數		
獨立變數		β	標準誤差	有意確率
31-32	(變數)	0.00E+00	0.001	0.858
	y_1	-0.312	0.159	0.058
	y_2	-0.017	0.061	0.782
	y_3	0.049	0.044	0.278

		非標準化變數		
獨立變數		β	標準誤差	有意確率
32-33	(變數)	9.56E-05	0.001	0.853
	y_1	-0.235	0.161	0.155
	y_2	-0.009	0.06	0.883
	y_3	0.06	0.043	0.177

		非標準化變數		
獨立變數		β	標準誤差	有意確率
33-34	(變數)	0.00E+00	0	0.703
	y_1	-0.411	0.155	0.012
	y_2	-0.002	0.058	0.966
	y_3	0.043	0.042	0.313

		非標準化變數		
獨立變數		β	標準誤差	有意確率
34-35	(變數)	0.00E+00	0	0.576
	y_1	-0.38	0.165	0.027
	y_2	0.007	0.065	0.915
	y_3	0.046	0.046	0.333

		非標準化變數		
獨立變數		β	標準誤差	有意確率
35-36	(變數)	0.00E+00	0	0.584
	y_1	-0.458	0.158	0.006
	y_2	0.019	0.066	0.777
	y_3	0.068	0.047	0.15

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
36-37	(變數)	0.00E+00	0	0.051
	y_1	-0.531	0.157	0.002
	y_2	-0.008	0.056	0.891
	y_3	0.02	0.041	0.621
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
37-38	(變數)	0.00E+00	0	0.536
	y_1	-0.501	0.155	0.003
	y_2	-0.066	0.063	0.303
	y_3	-0.309	0.046	0.399
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
38-39	(變數)	8.89E-05	0	0.613
	y_1	-0.479	0.158	0.004
	y_2	-0.022	0.062	0.723
	y_3	0.006	0.045	0.886
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
39-40	(變數)	6.44E-05	0	0.63
	y_1	-0.454	0.155	0.006
	y_2	-0.046	0.061	0.463
	y_3	0.011	0.045	0.806
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
40-41	(變數)	7.48E-05	0	0.48
	y_1	-0.581	0.141	0
	y_2	-0.069	0.063	0.279
	y_3	-0.059	0.048	0.223
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
41-42	(變數)	1.64E-05	0	0.955
	y_1	1.092	0.152	0
	y_2	0.331	0.235	0.169
	y_3	-0.48	0.163	0.017
		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
42-43	(變數)	2.22E-05	0	0.913
	y_1	0.97	0.155	0
	y_2	0.501	0.227	0.034
	y_3	-0.46	0.178	0.014

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
43-44	(變數)	-3.22E-05	0	0.831
	y_1	0.902	0.156	0
	y_2	0.439	0.206	0.04
	y_3	-0.308	0.171	0.08

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
44-45	(變數)	-1.29E-05	0	0.883
	y_1	0.986	0.159	0
	y_2	0.279	0.217	0.205
	y_3	-0.235	0.169	0.173

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
45-46	(變數)	-5.84E-05	0	0.351
	y_1	0.557	0.168	0.002
	y_2	0.399	0.183	0.036
	y_3	0.179	0.185	0.341

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
46-47	(變數)	7.93E-06	0	0.521
	y_1	-0.302	0.169	0.083
	y_2	-0.214	0.165	0.202
	y_3	-0.007	0.137	0.961

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
47-48	(變數)	4.64E-06	0	0.524
	y_1	-0.438	0.168	0.014
	y_2	-0.222	0.178	0.221
	y_3	-0.003	0.157	0.984

		非標準化變數		
	獨立變數	β	標準誤差	有意確率
48-49	(變數)	1.14E-05	0	0.183
	y_1	0.603	0.142	0
	y_2	0.363	0.162	0.029
	y_3	-0.07	0.137	0.611