付表 3 : 児童手当 平成 11 年度所得制限限度額表

		4771 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
扶養親族数	児童手当	特例給付
0	170 万円	361 万円
11	208 万円	399 万円
2	246 万円	437 万円
3	284 万円	475 万円
4	322 万円	513 万円
5	360 万円	551 万円

※老人扶養親族がある場合には、1人につき6万円を加算する。

付表 4:保育所徵収金基準額表 (H11.4~)

	1301.187/1000亚基丰积农(1111.4~)						
	各月初日の入所児童の属する世帯の階層区分		徴収金基準額 (月額)				
階層 区分	定	義	3 歳未満児の場合	3歳以上児の場合			
第1	生活保護法による被 を含む)	保護世帯(単給世帯	0 円	0 円			
第2	第1階層及び第4 階層〜第7階層を 除き、前年度分の	市町村税非課税世 帯	9,000 円	6,000 円			
第3	市町村税の額の区 分が次の区分に該 当する世帯	市町村税課税世帯	19,500 円	16,500 円			
第4	第1階層を除き、 前年分の所得税課	80,000 円未満	30,000 円	27,000 円 (保育単価限度)			
第5	税世帯であってそ の所得税の額の区	80,000 円以上 200,000 円未満	44,500 円	41,500 円 (保育単価限度)			
第6	分が次の区分に該 当する世帯	200,000 円以上 510,000 円未満	61,000 円	58,000 円 (保育単価限度)			
第7		510,000 円以上	80,000 円 (保育単価限度)	77,000 円 (保育単価限度)			

### 備考

第2階屬から第7階層までの世帯であって、同一世帯から2人以上の児童が入所している場合に おいて、次表の第1欄の階層区分ごとに第2欄に掲げる児童については、第3欄により計算して得 た額をその児童の徴収金の額とする。

第1欄	第2欄	第3欄
第2~第4階	ア 最も徴収基準額が低い児童	徴収基準額表に
層に属する世 帯	(最も徴収基準額の低い児童が2人以上の場合 は、そのうち1人とする。)	定める額
	イ ア以外の児童のうち、最も徴収基準額が低い児童 (最も徴収基準額の低い児童が2人以上の場合 は、そのうち1人とする。)	徵収基準額表×0.5
	ウ 上記以外の児童	徴収基準額表×0.1
第5〜第7階 層に属する世 帯	ア 最も徴収基準額が高い児童 (最も徴収基準額が高い児童が2人以上の場合 は、そのうち1人とする)	徴収基準額表に 定める額
	イ ア以外の児童のうち、最も徴収基準額が高い児童 (最も徴収基準額の高い児童が2人以上の場合 は、そのうち1人とする。)	徴収基準額表×0.5
	ウ 上記以外の児童	徴収基準額表×0.1

# 第2章 出生促進政策と出生行動:方法論と課題

福田 亘孝

### 1. はじめに

先進諸国では、1970 年代に急激な出生力の低下を経験し、現在、出生率は著しく低い水準にある。フランスなどでは、こうした低出生力への対応として、出生率上昇を明示的に政策目標として掲げ、出生促進政策が政府によって積極的に実施されている。また、明示的には出生促進を政策目標に掲げてはいないが、児童手当の充実などの家族政策を通じて、出生率を上昇させようとしている国もある。ヨーロッパ諸国では、既に 1930 年代に出生率低下への対応として、出生力促進政策を実施した経験をもっている。しかし、当時と比べて、今日の先進諸国では、低出生力に対する社会的関心が強く、政府の政策対応もはるかに多様な形を取るようになっている(Gauthier, 1993)。

このように先進諸国では、出生力上昇を目的とした様々な出生・家族政策が行われ ているにもかかわらず、実際に期待されたような効果をあげているのかについては、議 論の余地がある。例えば、スウェーデンの合計出生率は 1980 年代半ばに反騰に転じてい るが、こうした変化が政府による児童手当や育児休業制度などの子育て支援政策の効果 に起因している可能性は十分にあり得る (Hoem & Hoem, 1988; Hoem, 1990, 1992; Sunderström & Stafford, 1992) 。しかし他方で、Kathleen Kiernan が主張するように、 出産・育児は家族の私事に属するという原則に基づき、公的な子育て支援政策に乏しい イギリスが、子育て支援に積極的なフランスとほぼ同じ水準の合計出生率にあること考 えると、政府の出生・家族政策の出生率上昇効果には疑問が生じる(The Economist, 3 August 1991)。従って、出生率のマクロな変化を見る限りは、政府の積極的な出産・育 児支援策が出生を促進させるのかどうか明確に結論づけることは難しい(Hecht & Leridon, 1993; Le Bras, 1997)。また、これまで行われた出生・家族政策と出生力に 関する実証研究の結果を見ても、ある政策が出生率を上昇させるのに有効であるという はっきりとした結果は得られていない (Gauthier, 1991; Gauthier & Hatzius, 1997; 小島, 1989, 1994)。例えば、Barmby and Cigno (1990)の研究では、児童手当の増大 は出生率をほとんど変化させず、家族政策の出生力への影響はほとんどない。他方、 Ermisch(1988a, 1988b)の分析結果では、児童手当と出生率は正の関係をもっており、 家族政策の出生力上昇効果が認められている。従って、これらの研究結果を見る限りで は、出生・家族政策と出生力の間には首尾一貫した関係が存在せず、政府の政策努力に よって出生率が上昇するかどうかは、一概には判断できない。

実施された政策 (Input) とその効果 (Output) の間に首尾一貫した関連が観察されないことは、社会政策の研究においてはしばしば見られる現象であり、その原因として

方法論の問題が幾つか指摘されている (Barr, 1998; Heidenheimer, Heclo, & Adams, 1990: Higgins, 1981: Jones, 1985)。まず、第一番目の問題点として、研究が対象と する政策の多様が指摘されている。例えば、政府の所得政策といっても、具体的にはフ ード・スタンプのような現物給付から児童扶養世帯補助(AFDC)のような現金給付まで、 様々な手段によって行われ、それぞれの給付水準も異なっている。従って、所得政策の 再分配効果を分析する場合、どの施策手段をどのように指標化するによって、政策の効 果は大きく異なって評価されてしまう。第二番目の問題点として、因果パターンの多様 性が指摘されている。例えば、公的医療保険によって個人が医療サービスに支払う費用 が減少したとしても、それによって必ずしも人々の健康状態が改善され、平均寿命が延 長されるとは限らない。なぜならば、医療サービスの価格が低下したからといって、す べての人が医療サービスを以前よりも需要するようになるとは限らないからである。個 人がどの程度、医療サービスを需要するかは、嗜好やライフ・スタイルからも影響を受 ける。従って、こうした因果パターンの多様性をふまえないと、政策の Input と Output の明確な関係は測定されない。第三番目の問題点として、政策効果の多様性が指摘され ている。例えば、政府が教育支出を増加させた場合、個人の熟練度や生産性を上昇させ、 所得を高めるといった効果が考えられる。しかし同時に、就学率の上昇によって、社会 的統合を増すといった効果もありうる。それ故、教育政策が及ぼす効果は多岐にわたっ ており、政策の効果を吟味する場合、政策のいかなる効果に着目するかによって、その 評価は変わってきてしまう。

こうした方法論上の問題は、社会政策のみならず、出生・家族政策の効果を分析する際にも妥当すると考えられる。従って、政策のInput と Output の関係を考察する場合には、こうした多様性の影響を十分考慮した上で分析を行う必要がある。本稿は、出生・家族政策と出生の関連についての主要な研究のレビューを行い、こうした多様性が家族政策の効果を分析する際に、具体的にどのような形で問題となるかを考察し、今後の実証分析の方向性を示すことを目的とする。本稿では、まず第 2 節において、出生・家族政策の多様性の問題を考察する。次に、第 3 節では、因果パターンの多様性が検討され、政策に対する反応パターンが集団、あるいは個人によって多様であることの重要性を指摘する。そして、第 4 節では、出生・家族政策の出生パターンに及ぼす影響の多様性を考察する。最後に、まとめとして今後の研究の方向性を提示する。

### 2. 政策の多様性

出生・家族政策と出生力の間に一貫した関係が観察されない理由の一つに、出生・家族 政策が多様であることがあげられる。既に述べたように、政府が出生率の上昇を目的と した政策を行っていると公式に明言しているのは、フランスなどの数カ国に限られる。 しかし、明示的ではない形で出生や育児に影響を与えることを意図した政策を実施している国は数多くある。従って、これらのものまで含めて考えるならば、ほぼすべての先 進諸国で出産・子育て支援に関連した政策を何らかの形で実施していることになる。

大きく分類するならば、先進諸国の出生・家族政策は、出産・育児と家庭外就業との両立を容易にする政策と、出産・育児に伴う親の経済的負担を軽減させる政策の 2 つのカテゴリーに分けられる(Hecht & Leridon, 1993)。そして、前者のカテゴリーには、出産や育児のために一定期間、両親に仕事を休むことを認める育児休暇や出産休暇などの制度や保育所の増設、早朝保育・延長保育の充実などの育児サービスに関する政策が含まれる。また、後者のカテゴリーには、児童手当などのように、食費、衣服、教育などの子供を育てる上で必要になる直接費用の負担を軽減を目的とする政策や、育児休業中の所得保障などのように、出産や子育てによって就労を中断することによって放棄される所得を給付する政策が含まれる。

先進諸国では、こうした複数の政策をパッケージにして出産・育児に対する支援を 行っており、親には、所得控除による租税補助や児童手当の様な現金給付など、様々な 形で多様なチャンネルからベネフィットが支給されている。そして、一連の政策の中で、 どの政策に比重を置いて出生促進を達成しようとしているかは国ごとに異なっており、 個々のベネフィットの水準には先進諸国の間でばらつきがある。例えば、EU 諸国の政策 を見てみると、デンマークが育児サービスの充実に力を入れている一方で、ベルギーで は家族手当の充実に比重を置いている(阿藤, 1996)。加えて、ベネフィットの支給対 象や支給条件にも違いがあり、子供の数や年齢、所得や世帯構成などによって、親が受 け取るベネフィットの水準が異なってくる (Bradshaw, Ditch, Holmes, & Whiteford, 1993)。例えば、フランスでは児童手当の給付対象になるのは第二子からであるが、ド イツやスウェーデンでは第一子から児童手当が給付されている(小島,1994)。また、 児童手当の受給資格についても、フランスでは所得による制限があり、世帯に一定以上 の収入がある場合には手当の支給対象にならないが、ドイツやスウェーデンではこうい った収入制限はない(福田、1999)。さらに、住居費も家族形成に大きく影響を及ぼし ており、住宅手当による住宅費の補助が出生行動に及ぼす影響も無視できない(Ermisch, 1988a; Murphy & Sullivan, 1985)。従って、こうした間接的に出生行動に影響をあた える政策まで含めると、出産・育児に対する支援として給付されるベネフィットの種類 は、一層多岐にわたり、その水準もヴァリエーションが大きくなる。

実際に実施されている政策は、この様に多様な形態であるにもかかわらず、これまでの出産・家族政策の出生行動への影響に関する研究は、こうした多様性を十分に考慮してこなかった。出産・家族政策と出生を分析した研究のほとんどが、単一の政策の出生率への影響を分析するにとどまっており、親が享受するトータル・ベネフィットと出

生パターンの関連を分析したものはほどんどない。例えば、Blanchet and Ekert-Jaffé (1994)の分析で扱われている政策変数は家族手当であり、Barmby and Cigno (1990)が扱っているのは児童手当のみである。また、Blau and Robins (1989) や Robins and Blau (1991)の研究では、保育費控除のみが対象とされている。Gauthier and Hatzius (1997)や Zhang, Quan, and Van Meerbergen (1994)では、家族手当、出産給付、出産休暇、所得控除を政策変数として分析モデルに組み込んでいる。しかし、住宅手当などは分析しておらず、世帯が受け取るベネフィットを包括的に考察してはいない。

しかしながら、こうした限られたの政策ベネフィットの分析だけは、政策の出生行 動への影響を正確に吟味することが難しい。すなわち、出産・家族政策によって人々は 所得控除や現金給付といった様々な形のベネフィットを、多様なチャンネルを通じて受 け取る。従って、彼らの出産の意思決定は、こうした一連の政策によってもたらされる ベネフィットの総計(トータル・ベネフィット)の影響を受けるはずである。それ故、 個々の(あるいは、限られた数の)政策ベネフィットの影響だけを対象としても、出生 行動に対する政策効果は、はっきりとは測定されにくい。例えば、Aというの政策のベ ネフィットの水準の上昇にもかかわらず、出生率が変化しなかった例を考えてみよう。 この原因としては、(1)政策 A が出生促進効果を持っていない(2)政策 A には出生促 進効果があるが、別の政策のベネフィットの水準が低下したために、親が受け取るトー タル・ベネフィットの水準に変化がなかった、という二つの可能性が考えられる。しか し、Aという政策だけを説明変数とした分析では、2 番目の可能性を排除することがで きない。従って、ある政策変数と出生率の間に関連が存していないとしても、その政策 が人々の出生行動に影響を及ぼさないと直ちに結論づけることはできない。こうした点 をふまえるならば、人々の出生行動に影響を与える可能性のある政策をできる限り包括 的に扱い、給付されるトータル・ベネフィットの水準をできるだけ反映したような枠組 みで分析するのが望ましいと言える。

#### 3. 因果パターンの多様性

出生・家族政策の出生行動に対する影響の分析は、New Home Economics 理論に基づいたモデルによって行われることが、これまでの研究では多かった。そこでは通常の財・サービスの消費行動の応用問題として、子供に対する需要は子供の経済的コストの関数であることがアプリオリに前提とされてきた。すなわち、児童手当や保育費の所得税控除の増額は、子育てに必要な直接費用の親の負担を軽減し、子供のコストを低下させる。同様に、育児休業中の所得保障や公的保育所などの育児サービスの拡充は、出産や育児の機会費用を低下させることで、子供のコストを低下させる。従って、New Home Economics 理論によれば、出生・家族政策は子供を持つことのコストの低下を通じて、

子供に対する需要を増大させるはずである。言い換えるならば、家族政策と出生行動の 因果関係は、子供の経済コストのみを媒介として結びつけられている。

しかし、出産の意思決定を、こうした分析モデルで仮定されている様な子供の経済 的コストの単純な関数と考えることは必ずしも適切ではない。既に、 Blake (1968) や Cleland and Wilson (1987) や Pollak and Watkins (1993) の New Home Economics 理 論に対する批判に見られるように、出産の意思決定は経済的要因だけでなく、個人の価 値意識や集団の規範といった社会学的・心理学的要因にも左右される。従って、出産・ 家族政策の出生行動への効果を吟味する場合も、経済的以外の要因の影響も考慮する必 要がある。つまり、ある政策によって子供の経済的コストが低下した場合、それに対す るの人々の評価は、個人の価値意識などの社会学的属性によってかなり違いがあるはず であり、出生促進効果の程度はこうした主観的評価に大きく依存する。別の言い方をす れば、出生・家族政策によってもたらされた子供の経済的コストの変動に対して、個人 は社会学的・心理的な要因の影響を受けながら多様なパターンで反応する。例えば、育 児休業制度の充実によって、出産休業中の所得の損失が軽減されたとしても、その政策 効果はすべての人で同じわけではない。なぜなら、出産や育児よりも就業に高い価値を おいている人々にとっては、就業の中断がもたらす主観的コストが高い。従って、出産 休業中の所得保障の水準が多少変化したとしても、出生促進効果はほとんどないであろ う。実際、職業アスピレーションの高い女性にとっては、出産による就業の一時的中断 は、働くことから得られる心理的満足を剥奪し、強い心理的フラストレーションをもた らすことが指摘されている(Moen, 1989)。従って、子供を持つことの心理的コストが 高い集団と低い集団とでは、政策の出生促進効果が異なってくるはずである。また、保 育所の拡充が行われたとしても、「子育ては保母の手によるのではなく、母親の手によ るのが望ましい」という規範が強い社会では、育児サービスの拡充政策の出生率上昇効 果はわずかなものとなるであろう。実際、1980 年以後、アメリカにおいて有業女性の出 生率が増大した背景には、「子育ては母親が行うのが望ましい」という伝統的なジェン ダー規範が弱まった結果、働く女性たちが保育所やベビー・シッターを積極的に利用す ることで、育児と仕事の両立を目指すようになったことがあると考えられている (Rindfuss & Brewster, 1996; Rindfuss, Brewster, & Kavee, 1999) 。

こうした点をふまえるならば、出生・家族政策の出生行動への影響を吟味する場合には、社会学的・心理的な要因の影響をふまえた多様な因果パターンを考える必要がある。しかしながら、これまでの研究においては、こうした要因をコントロールした上で、政策効果を分析したものはほとんどない。Ermisch(1988a, 1988b)の時系列分析やGauthier(1991)や Gauthier and Hatzius(1997)のクロスセクショナルな国際比較では、マクロ・データを使っているため、こうした価値意識や態度の影響をコントロール

して分析することは、データーの性質から困難であるのは言うまでもない。しかし、 Blau and Robion (1989) や Whittington (1992) の調査データを使った分析のように、 ミクロ・データであっても、政策変数以外に説明変数としてモデルに組み込まれている のは、多くの場合、個人の学歴、職業、所得といった社会経済変数のみであり、職業ア スピレーションや伝統的なジェンダー役割に対する態度といった価値意識は吟味されて いない。同様に、マイクロ・データーを使って日本の育児休業制度の出生行動への影響 を分析した樋口(1994)の研究でも、こうした社会学的・心理学的要因については考察 されていない。それ故、出産・育児政策の効果が、態度や価値意識といった社会学的・ 心理学的要因によって、どの様に異なっているのか明確ではない。しかし、国際比較調 査の結果を見ても、望ましいと考える出生・育児に対する支援政策は、個人の価値意識 やライフ・スタイルによってかなり違っている(Moors and Palomba, 1995, 1998)。ま た、Mason and Kuhlthau (1992) の研究では、職業アスピレーションの低い女性は、現 状の育児サービスの水準を高く評価するのに対して、アスピレーションの高い女性は現 状のサービス水準を不十分と評価する傾向があることが観察されている。こうした事実 は、なんらかの出生・家族政策が実施されたとしても、その効果は個人の心理学的・社 会学的属性によってかなり差がでる可能性が強いことを示唆している。従って、出生行 動に対する政策効果を分析する場合にはこうした要因を考慮する必要があろう。

### 4. 効果の多様性

出生・家族政策の妥当性の判断には、期待どおりの出生促進効果があるのかどうかが問題になる。それ故、出産・育児に対する支援策が実施されたことによって、現実の出生力の水準がどの様に変化したのかを適切に測定する必要がある。しかし、出生・家族政策の影響は様々な形で出生行動に現れる可能性があり、政策の出生力に対する効果を分析する場合には、こうした効果の多様性を考慮する必要がある。すなわち、まず第一に、育児休業制度などの政策が実施された場合、出生力の水準(カンタム)に影響が現れる場合と出生のタイミングに影響が現れる場合と2つの可能性がある。それ故、出生・家族政策の効果を吟味する場合は、この二方向の影響を明確に区別して考えなければならない。特に、カンタム効果とタイミング効果の区別は、(期間)合計出生率を従属変数、政策ベネフィットを独立変数とした分析の場合に問題になる。例えば、Blanchet and Ekert-Jaffé (1994) や Gauthier (1991) や Gauthier and Hatzius (1997) や Hyatt and Milne (1991) や Zhang, Quan and Van Meerbergen (1994) の研究では、家族手当や育児休業の給付水準が高くなるほど、(期間)合計出生率も上昇することが示されている。しかし、(期間)合計出生率の値は出生力の水準の上昇だけでなく、コーホートの出産タイミングの早まりによっても上昇する。従って、これらの研究結果からは、本

当に家族政策が出生力を上昇させる効果を持っているのか、それとも、出産タイミングを早める効果だけなのかを判断することはできない。実際、スウェーデンの(期間)合計出生率に見られる 1980 年代後半の反騰と 1990 年代の低下は、「親保険」の Speed Premium によって、出生力水準よりもむしろ出生タイミングの変化に起因することが指摘されている(Hoem, 2000; Hoem & Hoem, 1996)。それ故、出産・育児支援に世界で最も手厚いと言われるスウェーデンの政策が、果たしてどの程度、出生力を上昇させているかは、(期間)合計出生率を指標としては、適切に分析することができない。

第二に出生・家族政策の効果が出生順位にかからわず等しいとは限らず、第何番目 の子供の出生に影響が現れるのか、いわゆる Parity-specific Effect を吟味する必要が ある。というのは、第一に、既に第 2 節で述べたように、出生・家族政策によるベネフ イットは支給資格や支給水準が子供の数や年齢によって大きく異なっている。例えばフ ランスの様に、第一子に対しては児童手当が給付されず、第二子から給付される場合が ある。また、育児施設の利用条件も既出生児数によって異なり、三人以上子供を持って いる親に優先的に公的保育所への入所資格をあたえるケースがある。この様に出生順位 によってベネフィットの給付水準に差がある場合、第一子よりも第二子や第三子の出生 が促進される可能性がある。第二に、出産や育児にかかる費用は、全ての出生順位で同 じであるとは限らない。もし、育児について「規模の経済」が家族で成立するならば、 子供一人あたりに必要とされる子育て費用は、出生順位が高くなるほど少なくなるはず である。であるならば、児童手当が出生順位にかかわらず均一に支給される場合、その 効果は出生順位が高い方が大きくなるはずである。実際、Ermisch(1988a, 1988b)の分 析によれば、イギリスの児童手当は第二子以上は同額であるにもかかわらず、第三子と 第四子の出生率に対しては有意な上昇効果があるが、第二子に対しては明確な効果が観 察されていない。また、Kravdal (1996) のノルウェーを対象とした研究によれば、育児 サービスの水準は、第三子の出生を促進する効果があるが、第二子には有意な出生促進 効果をもたらさないことが観察されている。こうした結果を踏まえるならば、出生順位 による政策効果の違いが、他の国、あるいは他の政策においても観察される可能性は十 分にある。従って、こうした政策効果の表れ方の多様性を考慮して、分析を行う必要が あろう。

## 5. おわりに

1970 年代からの出生率低下への対応として、現在、先進諸国では明示的であれ、非明示的であれ、様々な形で出産・育児に対する支援政策を実施して、出生を促進させる努力を行っている。そして、こうした出生・家族政策が、実際に出生率を上昇させる効果をもっているのかどうかは重要な問題であり続けている。しかし、これまでの研究結果を

見る限りは、出生・家族政策と出生率の間には、首尾一貫した関係が認めらず、出産・育児に対する支援策が出生を促進する効果があるのかはっきりしていない。

これまで社会政策の研究では、実施された政策(Input)とその効果(Output)の関連が不明確になる原因として方法論の問題が指摘されてきた。すなわち、(1)政策の多様性(2)因果パターンの多様性(3)政策効果の多様性の三つ多様性を十分に考慮しないで分析を行うと、政策(Input)と効果(Output)の間にはっきりした関連が見いだされなくなる傾向がある。本稿では、こうした多様性が出生・家族政策の効果を分析する場合に、具体的にどのような形で問題となるかを、これまでの主要な研究のレビューを通じて考察した。

本稿で得られた知見によれば、今後、出生・家族政策と出生行動の関係を研究する際には、以下の三つの多様性に視野に入れて分析する必要があると言える。まず第一に、出産・育児に対する支援政策は多様であり、様々なタイプのベネフィットが給付されている。また、子供の数や年齢によって給付資格や給付条件が異なっており、親が受け取るベネフィットの水準も違ってくる。従って、政策効果を考える場合、個々のベネフィットの水準だけでなく、親に給付されるトータル・ベネフィットの水準の出生行動への影響も考慮する必要がある。第二に、人々の出生行動は、個人の社会学的・心理的な要因に左右されながら、様々なバターンで出生・家族政策に反応する。それ故、出生・家族政策の出生促進効果を分析する場合は、社会学的・心理的な要因の影響をふまえた多様な因果パターンを考える必要がある。第三に、出生・家族政策は出生行動に及ぼす影響は多様であり、出生力の水準(カンタム)に影響を与える場合と出生のタイミングに影響を与える場合がありうる。さらに、出生力の水準に影響を与える場合でも、出生順位によって影響力が違ってくる可能性がある。従って、出生・家族政策の効果を吟味する場合は、こうした影響の現れ方の多様性に配慮する必要があろう。

### 参考文献

Barmby, T. and Cigno, A. 1990 'A Sequential Probability Model of Fertility Patterns', *Journal of Population Economics* 3: 31-51.

Barr, N. 1998 The Economics of the Welfare State, Oxford: Oxford University Press.

Blake, J. 1968 'Are Babies Consumer Durables? A Critique of the Economic Theory of Reproductive Motivation', *Population Studies* 22: 5-25.

Blau, D. M. and Robins, P. K. 1989 'Fertility, Employment, and Child-Care Cost', *Demography* 26: 287-300.

Bradshaw, J., Ditch, J., Holmes, H. and Whiteford, P. 1993 Support for Children: A Comparison of Arrangements in Fifteen Countries, London: HMSO.

Cleland, J. and Wilson, C. 1987 'Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View', *Population Studies* 41: 5-30.

Ermisch, J. 1988a 'Econometric Analysis of Birth Rate Dynamics in Britain', *The Journal of Human Resources* 23: 563-576.

Ermisch, J. 1988b 'Economic Influences on Birth Rates', National Institute Economic Review November: 71-81.

Gauthier, A. H. 1991 Family Policies in Comparative Perspective, Oxford: Centre for European Studies, Nuffield College.

Gauthier, A. H. 1993 'Towards Renewed Fears of Population and Family Decline', *European Journal of Population* 9: 143-168.

Gauthier, A. H. and Hatzius, J. 1997 'Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis', *Population Studies* 51: 295-306.

Hecht, J. and Leridon, H. 1993 'Fertility Policies: a Limited Influence?', in D. Noin and R. Woods(eds) *The Changing Population of Europe*, Oxford: Blackwell.

Heidenheimer, A. J., Heclo, H. and Adams, C. T. 1990 Comparative Public Policy: The Politics of Social Choice in America, Europe, and Japan, 3rd Edition, London: Macmillan.

Higgins, J. 1981 States of Welfare: Comparative Analysis in Social Policy, Oxford: Blackwell & Robertson.

Hoem, B. 2000 'Entry into motherhood in Sweden: The Influence of Economic Factors on the Rise and Fall in Fertility, 1986-1997', *Demographic Research* 2.

Hoem, B. and Hoem, J. M. 1988 'The Swedish Family: Aspects of Contemporary Developments', *Journal of Family Issues* 9: 379-424.

Hoem, B. and Hoem, J. M. 1996 'Sweden's Family Policies and Roller-coaster Fertility', *The Journal of Population Problems* 52: 1-22.

Hoem, J. M. 1990 'Social Policy and Recent Fertility Change in Sweden', *Population and Development Review* 16: 735-748.

Hoem, J. M. 1992 'Public Policy as the Fuel of Fertility: Effects of a Policy Reform on the Pace of Childbearing in Sweden in the 1980s', *Acta Socioligica* 36.

Hyatt, D. E. and Milne, W. J. 1991 'Can Public Policy Affect Fertility?', *Canadian Public Policy* 17: 77-85.

Jones, C. 1985 Patterns of Social Policy: An Introduction to Comparative Analysis, London: Tavistock.

Kravdal, Ø. 1996 'How the Local Supply of Day-care Centers Influences Fertility in Norway: A Parity-specific Approach', *Population Research and Policy Review* 15: 201-218.

Le Bras, H. 1997 'The Demographic Argument in France: Coherence, Reference and Metaphors', in M. Cross and S. Perry(eds) *Population and Social Policy in France*, London: Pinter.

Mason, K. O. and Kuhlthau, K. 1992 'The Perceived Impact of Chil Care Cost on Women's Labor Supply and Fertility', *Demography* 29: 523-544.

Moen, P. 1989 Working Parents: Transformation in Gender Roles and Public Policies in Sweden, Madison: University of Wisconsin Press.

Moors, H. and Palomba, R.(eds) 1995 Population, Family, and Welfare: A Comparative Survey of European Attitudes Vol. I, Oxford: Clarendon Press.

Moors, H. and Palomba, R.(eds) 1998 Population, Family, and Welfare: A Comparative Survey of European Attitudes Vol. 2, Oxford: Clarendon Press.

Murphy, M. and Sullivan, O. 1985 'Housing Tenure and Family Formation in Contemporary Britain', *European Sociological Review* 1: 230-243.

Pollak, R. A. and Watkins, S. C. 1993 'Cultural and Economic Approaches to Fertility: Proper Marriage or Mésalliance?', *Population and Development Review* 19 467-496.

Rindfuss, R. R. and Brewster, K. L. 1996 'Childbearing and Fertility', in J. B. Casterline, R. D.

Lee and K. A. Foote(eds) Fertility in the United States: New Patterns, New Theories, New York: The Population Council.

Rindfuss, R. R., Brewster, K. L. and Kavee, A. L. 1999 'Women, Work, and Children: Behavioral and Ideational Change in the United States', in R. Leete (ed) *Dynamics of Values in Fertility Change*, Oxford: Oxford University Press.

Robins, P. and Blau, D. 1991 'Child Care Demand and Labor Supply of Young Mothers over Time', *Demography* 28: 333-354.

Sunderström, M. and Stafford, F. P. 1992 'Female Labour Force Participation, Fertility and Public Policy in Sweden', *European Journal of Population* 8: 199-215.

Whittington, L. A. 1992 'Taxes and the Family: The Impact of the Tax Exemption for Dependents on Marital Fertility', *Demography* 29: 215-226.

Zhang, J., Quan, J. and Van Meerbergen, P. 1994 'The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-88', *The Journal of Human Resorces* 29: 181-201.

阿藤誠 1996 '先進諸国の出生率の動向と家族政策', in 阿藤誠(編) 先進諸国の人口問題: 少子化と家族政策, 東京: 東京大学出版会.

小島宏 1989 '出生促進政策の有効性', 人口問題研究 45: 15-34.

小島宏 1994 '先進諸国における出生率の変動要因と政策の影響', in 社会保障研究所 (編) 現代家族と社会保障:結婚・出生・育児, 東京: 東京大学出版会.

樋口美雄 1994 '育児休業制度の実証分析', in 社会保障研究所(編) 現代家族と社会保障: 結婚・出生・育児, 東京: 東京大学出版会.

福田素生 1999 社会保障の構造改革:子育て支援重視型システムへの転換, 東京:中央 法規出版.



# Interuniversity papers in demography



# Recent Trends in Fertility and Household Formation in the Industrialized World

R. LESTHAEGHE and G. MOORS (rlestha@vub.ac.be, guy.moors@vub.ac.be)

INTERFACE DEMOGRAPHY DEPARTMENT OF SOCIAL RESEARCH (SOCO) VRIJE UNIVERSITEIT BRUSSEL

IPD-WP 2000-2

Paper prepared for the Welfare Policy Seminar to be held at the National Institute of Population and Social Security Research, Tokyo, March 14, 2000.

Interface Demography, Vrije Universiteit Brussel, Pleinlaan 2, B-1050 Brussels, Belgium

Tel: 32-2-629.20.40

Fax: 32-2-629.24.20

E-mail: esvbalck@vub.ac.be

Website: http://www.vub.ac.be/SOCO/-

Vakgroep Bevolkingswetenschappen, Universiteit Gent, Sint-Pietersnieuwstraat 49, B-9000 Gent, Belgium Tel: 32-9-264.42.41 Fax: 32-9-264,42,94

E-mail: John.Lievens@rug.ac.be

Website: http://www.psw.rug.ac.be/dephome/bevowet

# Recent Trends in Fertility and Household Formation in the Industrialized World

# 1. The second demographic transition: characteristics and diversity

As is well known, patterns of household formation in the industrialized nations of the world have undergone marked changes during the second half of the 20th Century. Compared to the 1960s there have been sustained trend reversals in ages at first marriage and ages at first parenthood, with mean ages often returning to levels that existed before World War II. Fertility levels have declined almost without exception, and countries that still have period total fertility rates (PTFR) at or close to the replacement level of 2.08 children are exceptional. By contrast, many national PTFRs have dipped below 1.5 children and have remained there for more than a decade. Despite increased education, mean ages at first sexual experience continued to decline. Hence, the number of years between first sexual intercourse and parenthood has increased quite dramatically. During this "interim phase" a plethora of patterns of household formation developed. Firstly, there is a pattern that is still characterized by early marriage and childbearing in many Eastern European countries, but present trends show an increasing deviation from these old historical features. In a second group of countries, especially residence in the parental household has been prolonged and entry into partnership is still predominantly passing through a marriage, but often with postponed parenthood. In a third set of countries, home leaving and residential independence come earlier, but periods of single living, of living with age mates, and of cohabitation have filled this "interim phase". Moreover, procreation outside wedlock, a historical custom that had been pushed by 1900 to the far corners of the European fringe, has again become more widespread. Finally, divorce rates of married couples and separation rates of cohabitants have reached high levels, and post-marital cohabitation has replaced remarriage.

A variety of explanations have been offered to account for these changes. None of these are mutually exclusive (Lesthaeghe, 1998). Firstly, according to neo-classic microeconomic reasoning, increased female education led to more female economic autonomy, higher costs of entry into a union, higher opportunity costs associated with child-bearing and -rearing, and to greater assertivity in favor of more symmetrical gender roles. This explanation focuses predominantly on the better educated and career oriented population segments. Secondly, Easterlin's relative deprivation theory (1976) accounts for similar responses among the other population strata by pointing to the increased need for extra household income, to be provided by female labor force

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> In 1900-1910, high illegitimacy (indicated by values of Coale's index Ih above 0.100) is found in such diverse European provinces as Corinthia (.219) or Salzburg (.141) in Austria; Oberbayern (.126) or Mittelfranken (.116) in Germany; Krasso Szorzeny (.211), Temers (.171) or Torontal (.176) in Hungary; Lazio (.135) in Italy; Braganca (.113) or Setubal (.221) in Portugal; in Muntenia (.151), Moldovia (.167) or Oltenia (.148) in Romania, and Murcia (.200) in Spain. National levels of Ih above 0.050 for this period are found for Austria, Denmark, Germany, Hungary, Portugal, Romania and Sweden (cf. Coale & Treadway, 1986).

participation, required to meet increased consumption aspirations. Thirdly, ideational theory adds factors of cultural change to the economic explanations, such as reduced legitimacy of normative regulation and authority, increased secularism and individual ethical autonomy, and above all growing respect for individual choices and hence increased tolerance for alternative life cycle structuring.<sup>2</sup>

Obviously, various countries experienced the impact of these factors to varying degrees and at different times, but there is still a high degree of heterogeneity that is not readily accounted for by these economic and ideational factors (see for instance Lesthaeghe, 1995). This heterogeneity is particularly striking in the patterning of home leaving and household formation. Hence, the paradigms cited above need to be further complemented by mechanisms such as:

- (i) different patterns of diffusion across social strata within countries;
- (ii) different policies and policy responses producing temporal period effects as well as longer lasting patterning;
- (iii) different reactions to periods of economic hardship, particularly in Eastern Europe;
- (iv) country or region specific cultural traits that produce leads and lags or that are directing responses along more idiosyncratic lines.

We shall have ample opportunity to refer to such supplementary mechanisms in what follows.

In presenting this update of demographic trends we shall first direct attention to fertility. We shall argue that in this field a dominant patterning has been emerging, characterized by systematic postponement of parenthood, and that countries can be ordered according to a fairly coherent stepwise progression. In the second part of the paper we shall report on the unfolding of patterns of home leaving and couple formation. Here we shall encounter a considerably greater diversity: the "second demographic transition" takes different paths despite a common body of factors that should steer it into a more uniform direction.

### 2. Fertility trends and the second demographic transition

The historical fertility transition, i.e. the "first transition" was characterized by increased fertility control that predominantly manifested itself by fertility reductions at higher ages. The degree of control typically followed a learning curve with contraceptive efficiency increasing monotonically with age (Coale and Trussell, 1974), with marriage duration (Page, 1977) and parity (Henry, 1953). This reduction of fertility at older ages led to declines in the mean ages at childbearing (MAC), a trend reinforced in western countries by declining ages at marriage as well. The

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> The ideational factors are not strictly endogenous since (i) several manifested themselves already during the "first demographic transition" (e.g. secularization), and (ii) they are also responsible for increased female education to start with (e.g. anti-discrimination ideology).

most recent element contributing to this historical pattern was the adoption of efficient forms of contraception (pill, IUDs), which, particularly during the late 1960s, eliminated most unplanned pregnancies at older ages and further reduced fertility beyond age 30. In other countries, and predominantly in Eastern Europe, access to legalized abortion fulfilled a similar role.

The second demographic transition, by contrast, is characterized by the adoption of efficient contraception at early ages and by the overall postponement of parenthood. The contraceptive learning curve now has a very steep rise at young ages (typically before age 20) and becomes markedly less dependent on union duration and parity. Together with the postponement of marriage and the adoption of new living arrangements, fertility now declines prior to age 30. This general postponement of parenthood is the hallmark of the second demographic transition as far as the fertility pattern is concerned. During this phase, period total fertility rates (PTFRs) decline below the replacement level and record low levels are being reached. As is well known (e.g. Ryder, 1980) a tempo shift in fertility to older ages is a strong factor leading to the rapid fall of period overall fertility. Once this trend is set in motion, two new questions emerge:

- (i) to what extent and for how long will such a tempo shift be maintained?
- (ii) to what degree will successive cohorts recuperate after age 30 for the fertility foregone prior to that age?

An end to the tempo shift definitely has the potential to raise the PTFR again (Bongaarts & Feeney, 1998), but the magnitude of this "end to postponement"-effect depends strongly on the degree of fertility recuperation past age 30<sup>3</sup> (Lesthaeghe & Willems, 1999). Consequently we need to inspect recent *cohort* patterns for signs of such fertility recuperation rather than to rely on period measures of parity-specific fertility (TFR1, TFR2 etc.) and period measures of tempo (such as parity-specific mean ages at childbearing, i.e. MAC1, MAC2 etc.).

During the second demographic transition the age at first sexual intercourse have declined for both sexes. This was obviously a part of the "sexual revolution" and of the general normative and ethical change occurring since the 1960s. But the learning curves of contraceptive use-effectiveness do not exhibit the same steepness at young ages in all places. In several countries distinct subpopulations with slower learning have emerged. These subpopulations exhibit high teenage pregnancy rates and often high teenage fertility rates as well. Already in the late 1960s a rise in prenuptial conceptions and precipitated marriages occurred in many countries (sex was learned faster than efficient contraception), but by the mid-1970s nothing of this bulge was

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> The adjusted PTFR proposed by Bongaarts and Feeney is only the level to which the PTFR would rise again in the absence of further postponement if the parity-specific PTFRs are constant. Tested again the Belgian cohort experience, this strong assumption proved to be the equivalent of a 100% recuperation of fertility after the age of 30 for fertility foregone prior to this age by the cohort born in 1965 compared to the cohort born in 1960. As shown in section 2.3, the actual recuperation falls short of this level in many countries, and the Bongaarts-Feeney adjusted PTFR may, therefore, give a too optimistic estimate of any prospective fertility level.

left. But in other countries this pattern has been maintained for much longer or has been on the rise. In several instances it has lead to a high incidence of teenage lone motherhood and is associated with increased child poverty (e.g. in the US, the UK; cf. Bradbury and Jäntti, 1999). The presence of such subpopulations is readily detectable from a bump prior to age 25 in period schedules of age-specific fertility (cf. Chandola et al., 1999), from the presence of young lone mothers living on their own or in their own parental household (three generations), and from the proportions of children currently being raised in lone parent households headed by women younger than 25.

These fertility features of the second demographic transition are contingent on two other demographic variables: (i) the nuptiality pattern as it existed and evolved prior to the 1960s, and (ii) the path followed during the phase of contraceptive modernization.

With respect to the first factor, the old cleavage along the Hajnal-line dividing Europe in a western and an eastern half, is of significance again. In the West, the mean ages at first marriage (MAFM) rose after 1965, whereas they remained low in the East. Communist policies reserving housing for married couples, stimulating female labor force participation and eliminating unemployment in general, undoubtedly contributed to the maintenance of the historically earlier marriage pattern. Now, the issue is whether the features of the second demographic transition are currently spreading to Eastern Europe as well: are ages at marriage increasing as a result of the development of alternative and often childless living arrangements?

The second factor, i.e. the modernization of contraception, equally produces an East-West divide, with the eastern area relying much more on abortion and on traditional non-supply methods. "Roller coaster" policies with waves of liberalizations and restrictions concerning access to abortion (e.g. Stloukal, 1998) combined with the lack of support for hormonal contraception have left the East with significantly lower contraceptive effectiveness. Hence, during the 1970s and 80s Eastern European countries still faced the problem of unplanned pregnancies for women at older ages, and still had ample room for fertility declines at ages above 30. The question again is whether the eastern countries are currently following the West in reducing fertility at younger ages and in producing the typically western tempo shift to older ages.

# 2.1. Mapping current fertility patterns (1995-97)

The present situation can be sketched by plotting the national fertility levels (PTFRs) against the fertility tempo indicator (MAC1 or the mean age at first childbearing). This plot is given in Figure 1, and the data are listed in Table 1.

At present, only 3 of the 35 countries considered are at replacement level fertility or close to it: Iceland, the USA and New Zealand. Of the 12 Eastern European populations, 9 have an early reproductive pattern with MAC1 below 24, and all of them still have mean ages at first childbearing lower than 26. However, this early start of reproduction has not prevented them from having steep declines in PTFRs during the 1990s. Only 2 countries, Yugoslavia (which contains Kosovo in this data

Table 1: Current indicators of fertility in industrialized countries (1995-97)

		PTFR	MAC1	1000*fertility rate 15-19	abortions/ 100 live births	% non-marital births
A. So	uthern				200 21.0 221.023	OH this
ITA	Italy	1.22	27.9	. 7	25	8
SP	Spain	1.15	27.8	8	13	13
GRE	Greece	1.32	26.6	13	12	3
POR	Portugal	1.46	25.8	21	na	20
	_				•	_ <del></del>
B. Ea		1.00	22.0	4.6	100	
BUL	Bulgaria	1.09	22.8	45	130	30
CRO	Croatia	1.69	25.2	20	29	7
CZR	Czech Republic	1.17	24.1	18	51	18
EST	Estonia	1.24	23.4	29	127	52
HUN	Hungary	1.38	23.4	28	. 73	25
LAT	Lativa	1.11	23.5	21	48	35
LIT	Lithuania	1.39	23.1	32	71	17
MOL	Moldova	1.60	22.4	53	89	17
POL	Poland	1.51	23.1	20	. 2	11
ROM	Romania	1.32	23.1	41	213	22
RUS	Russian Fed.	1.28	22.8	40	179	25
SLO	Slovenia	1.25	25.6	9	54	32
MAC	Macedonia	1.90	na	39	45	9
YUG	Yugoslavia	1.80	24.7	30	72	18
SLK	Slovak Republic	1.47	na	31	41	14
BLR	Belarus	1.39	na	39	81	15
UKR	Ukraine	1.40	na	54	153	14
GDR	Germany (East)	0.95	27.3	. 8	32	44
C. We	estern					
AUS	Austria	1.36	26.7	15	25*	29
BEL	Belgium	1.59	27.5	9	10	18
FRA	France	1.71	28.3	7	21	39
FRG	Germany (West)	1.39	28.4	10	14	14
IRL	Ireland	1.92	27.0	17	10*	27
LUX	Luxemburg	1.71	28.5	7	10	17
NL	Netherlands	1.55	29.0	4	11	19
SWI	Switzerland	1.48	28.3	4	na	. 8
UK	United Kingdom	1.71	26.7	30	24	37
D N.						
	rthern	1 75	27.7	o	25	46
DK	Denmark	1.75	27.7	. 8	25 26	
FIN	Finland	1.74	27.7	9	26 10	37 65
ICE	Iceland	2.04	25.0	25 12	19 22	65 40
NOR	Norway	1.86	27.0	13	23	49 54
SWE	Sweden	1.53	27.4	7	34	54 _
	n-European					
	Canada	1.64	26.8	25	28	30
USA	United States	2.06	24.8	58	38	32
AUL	Australia	1.77	26.8	21	36	23
NZ	New Zealand	2.04	na	34	24	41
JPA	Japan	1.44	27.9	4	29	1

Sources: - Council of Europe (1998), tables T3.2, T3.3, T3.4 & country tables xx-2
- UN Demographic Yearbook (various years); personal communications H. Kojima, P. McDonald

<sup>-</sup> A. Monnier (1998)

<sup>\*:</sup> estimates based on FFS (Austria) and D. Coleman (1999, Ireland)

FIGURE 1

PERIOD TOTAL FERTILITY RATES (PTFR) AND MEAN AGES AT BIRTH FIRST CHILD (MAC1) -- 1996-97

abortions per 100 live births: 20-59 abortions per 100 live births: 60+ 4 05 < (81-51)} **MAC1** 8 볼 8 **→** Sω1 ♦ FRG FRA ₩ X X 8 A P EP os BEL SWE **◆ €D R** 181 NoR **→** a.k 27 3 + Aus GRE 8 \$ å • 27S CRO ĸ \*\*\*\* **♦CZR** 7 LIT +HON Pol +ROM ន **†**2 Bair -Hol-23 **я**чтч ñ 2,1 9 1.7 6,1 **0**9 -

set) and Croatia, have PTFRs close to 1.7 or just above it. Eight Eastern countries have PTFRs lower than 1.5, and 5 have dipped below 1.3 children. In this set, we are not counting former East Germany (GDR), which had a PTFR-value of barely 0.95 in 1996.

The Western countries have developed much later ages at first childbearing. There are only 3 countries for which MAC1 is below 26: Iceland, the USA and Portugal. The majority are located within the 26-28 years range, and 4 countries have MAC1-values above 28: Switzerland, France, Germany (FRG), and especially the Netherlands with the latest start of fertility of all. The fertility levels, however, vary widely and are comprised between a PTFR of 1.1 and replacement fertility. On the whole, most Scandinavian countries and non-European countries (USA, Canada, Australia, New Zealand) have the highest levels (above 1.6), whereas the Mediterranean ones all have much lower levels (between 1.1 and 1.5). The general lesson to be drawn from Figure 1 is that the earlier starters have by no means higher fertility during the 1990s. The causes at work will appear more sharply in the next section when a decomposition of changes in PTFRs is made for two successive periods.

Before turning to details, we also wish to attract attention to several other features indicated on Figure 1. The different symbols used reveal the countries that have (i) fertility rates for 15-19 year olds in excess of 20 per thousand, and (ii) abortions per 100 live births above 20 and above 60 respectively. The first indicator signals the presence of a young subpopulation with a slower contraceptive learning curve, whereas the other indicate relatively slow contraceptive modernization for a subgroup or for the entire population. In a few cases, i.e. Ireland and Poland, legal restrictions are the cause of low abortion figures, but these two countries exhibit a slower contraceptive modernization as well.

The countries with high teenage fertility and/or high abortion figures are typically Eastern European and the cluster of "Anglosaxon" populations (i.e. USA, UK, New Zealand, Australia and to a lesser degree also Canada). The USA in particular has high fertility rates for teenage women (58 per thousand), and this cannot be explained by a history of early marriage, as is the case for the Ukraine (54) and Moldova (53). Particularly high abortion figures are still prevailing in the late 1990s in a set of former Communist countries. Romania leads this group (213 abortions per 100 live births), closely followed by the Russian Federation (179) and the Ukraine (153). But several other Eastern European or Baltic countries also have abortion figures in excess of 100 live births (Bulgaria: 130, Estonia: 127, and Latvia: 123).

The Nordic and continental Western European nations do not show these features. Only Austria, the UK, Denmark and Italy have slightly more than 20 abortions per 100 live births, and the UK and Portugal are the only countries with a teenage fertility rate above 20 per thousand. The majority of Western European countries have fewer

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> We refer to these populations as "Anglosaxon" for the lack of any other better label. Obviously all of them contain large subpopulations that are not of Anglosaxon decent.

than 15 abortions per 100 live births and teenage fertility rates between 4 and 15 per thousand only. Japan belongs to the group with very low fertility prior to age 20, but still has 29 abortions per 100 live births.

# 2.2. A single decomposition of period fertility trends

We have decomposed the change in PTFR from  $1965^5$  to the second half of the 1990s in changes before and changes after age 30. This is also done for two periods: from 1965 to 1980 and from 1980 to 1996/97. The decomposition is based on changes in the sum of age specific fertility rates before age 30, i.e.  $\delta F(15-29)$ , and after age 30, i.e.  $\delta F(30+)$ , in such a way that later levels of the PTFR can be obtained as:

```
PTFR 1980 = PTFR 1965 + \deltaF(15-29)<sub>1</sub> + \deltaF(30+)<sub>1</sub>
PTFR 1996/97 = PTFR 1965 + \deltaF(15-29)<sub>1</sub> + \deltaF(30+)<sub>1</sub> + \deltaF(15-29)<sub>2</sub> + \deltaF(30+)<sub>2</sub>
```

where the subscripts refer to the two periods 1965-80 and 1980-1996/97 respectively. The outcomes of the decomposition are presented in Table 2. Two figures were also constructed, one for each period, that show the position of the countries with respect to  $\delta F(15-19)$  and  $\delta F(30+)$ . We shall first consider the results for the period 1965-1980.

Segment I shown in Figure 2 contains countries that had an increase in PTFR before 1980 resulting from of a rise in fertility at younger ages that was larger than the decline after age 30. Only three countries were in this position: Romania, Hungary and Latvia. In segments II and III declining fertility at older ages, i.e. the continuation of the first phase of the fertility transition, is still the dominant feature. For countries in segment II a rise in F(15-29) partially compensates the decline in F(30+). All countries in this segment were Eastern European, plus Greece. In segment III, the decline in F(30+) is amplified by declining values of F(15-29). As the dotted diagonal lines in Figure 2 indicate, many of these countries had large reductions in their PTFRs. This applies particularly to Spain, Ireland, Portugal, Italy, Macedonia and the Netherlands.

So far we have encountered mainly the Eastern European and Mediterranean countries. In segment IV, however, we find almost all western countries, including the non-European ones. In this segment there are already clear indications of the new phase in the fertility transition: the feature of postponement is illustrated by the fact that the declines in F(15-29), rather than those in F(30+), have become the dominant component in the overall fertility decline. A few countries such as Sweden or Canada have minimal reductions above age 30 as a result of the start of fertility recuperation at older ages. To sum up, when moving from segment I to IV we obtain an ordering from countries that were mainly finishing the first phase of the fertility transition to

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> For Japan we started in 1963 since the period rates for the following years were distorted by avoidance of births in the year of the Horse and Fire (i.e. 1966)