

여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석

김 정 호

(한국개발연구원 부연구위원)

The Effects of Female Wage on Fertility in Korea

Jungho Kim

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 김정호: (e-mail) junghokim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

- Key Word: 출산율(Fertility), 출산간격(Birth Spacing), 여성임금(Female Wage)
- JEL code: J13, J24
- Received: 2008. 11. 14 • Referee Process Started: 2008. 12. 2
- Referee Reports Completed: 2009. 5. 20

ABSTRACT

Although the decline in fertility rate is generally observed along the history of economic development throughout the world, the continuing decline hitting below the replacement level in Korea over the recent years gathered serious social concerns on the ground that it accelerates the process of population aging. The total fertility rate in Korea reached 2.08 in 1983, and gradually fell to the levels of 1.08 in 2005 and 1.26 in 2007. The policy debate over the role of the government has been focused mainly on the level of theoretical discussion without substantial basis on firm empirical evidence and the determinants of fertility. The objective of the paper is to empirically investigate the fertility effect of the female wage, which is understood as one of the most important determinants of fertility in Korea since 1980 focusing on one aspect of fertility, namely birth spacing.

Using the Korean National Fertility Survey conducted in 2006, I estimate a duration model of first and second births taking into account individual heterogeneity, which turned out to be an important factor to control for. Compared with previous studies in the literature on the Korean fertility, the study has an advantage of using the complete pregnancy history of women in a more representative sample. Unlike the previous studies, the analysis also deals with the endogeneity of marriage by treating a certain age, rather than age at marriage, as the time in which a woman becomes exposed to the risk of pregnancy. The study shares the common problem in the literature on birth spacing of lacking relevant wage information for respondents in a retrospective survey. I estimate the wage series as a function of the basic characteristics using the annual Wage Structure Survey from 1980 to 2005, which is considered as a nationally representative sample for wage information of employees.

The results suggest that the increase in female wage by 10 percent leads to a decrease in second birth hazard by 0.56~0.92 percentage points and that the increase in spouse's wage by the equal amount is accompanied by the increase in second birth hazard by 0.36~1.13 percentage points. These estimates are more precisely estimated and of smaller magnitude than those presented by the previous studies. The results are robust to the different specifications of the wage equation. The simulation analysis based on the predicted values shows that about 17% of the change in the second birth hazard over the

ABSTRACT

period 1980 to 2005 was due to the change in the female wage. Although there is some limitation in data, the results can be viewed as one estimate of the role of female wage on the recent fertility decline in Korea.

The question raised by the paper is not a normative one of whether a government should promote childbearing but a positive one that explains fertility decline. Therefore, if there is a wide consensus on promoting childbearing, the finding suggests that the policies designed to reduce the opportunity cost of women in the labor market would be effective. The recent movement of implementing a wide range of family-friendly policies including child care support, maternity leave, parental leave and tax benefit in developed countries should be understood in this context.

지난 20여 년간의 지속적인 출산율 감소 현상에 대응한 최근의 정책논의에서 출산율 감소에 대한 이론적 논의는 많이 이루어진 데 반해 실증적 연구 결과의 양은 아직 빈약한 수준이다. 본 연구는 출산율 감소의 가장 중요한 원인 중의 하나로 이해되는 여성의 임금수준이 1980년대 이후의 출산율에 미친 영향을 실증적으로 분석한다. 기간모형을 이용하여 출산율의 한 구성요소인 출산간격을 분석한 결과, 1980년부터 2005년까지의 두 번째 출산확률의 감소 중 여성 임금의 변화가 약 17%를 설명하는 것으로 나타났다. 자료의 한계로 인해 통제되지 못한

변수가 존재하나, 최소한 여성의 임금수준이 출산에 미치는 총체적 효과의 크기를 제시하는 하나의 추정치로서 의미가 있다. 임금으로 표현되는 여성의 노동시장에서의 기회비용 상승이 자녀에 대한 수요를 감소시킨다는 사실은 출산율 저하가 경제발전에서 따르는 현상임을 암시한다. 따라서 출산율 제고와 여성의 고용 증진은 동시에 추구해야 할 정책목표로 보이고, 이를 달성하기 위해 정부는 자녀양육에 대한 여성의 노동시장에서의 기회비용을 줄이는 포괄적인 가족친화 정책을 고려할 필요가 있다.

1. 서론

지난 반세기 동안 우리나라는 급격한 경제성장을 이룩과 동시에 가파른 출산율의 감소를 경험하였다. 출산율의 감소는 경제가 발전하는 과정에서 일반적으로 나타나는 현상이나, 1990년대 이후 우리나라의 출산율 감소는 인구구조의 고령화를 가속화한다는 점에서 사회적인 관심이 고조되었다(최경수[2004]).

출산율 감소의 원인에 대한 이론적 논의로는 먼저 가구 내에서 여성의 상대임금 상승으로 인한 자녀양육에 대한 기회비용의 상승을 들 수 있다(Willis[1973]). 또한 Becker and Lewis(1973)는 소득의 상승으로 인해 자녀의 양보다 질적인 수준에 대한 선호의 증가로 인해 출산율이 감소할 수 있음을 보였다. 추가적으로 영아 사망률의 감소로 인한 자녀 저장 유인(hoarding motive)의 감소, 사회안전망의 확대에 의한 노후 소득 보전을 위한 투자대상으로서의 자녀수요 감소, 남아선호사상의 쇠퇴 등이 제기되었다(Schultz[1997]). 한편, 인구학 문헌에서는 주로 개발도상국에서 실시된 가족계획정책으로 인한 피임기구의 보급 역시 출산율 감소의 원인으로 중요하게 논의되었다(Bulatao and Lee[1983]; Easterlin and Crimmins[1985]).

지난 20여 년간의 우리나라 출산율 감

소를 두고, 위와 같은 이론적 논의는 많이 이루어졌으나, 그와는 대조적으로 이를 뒷받침하는 실증적 연구 결과는 빈약한 상황이다. 이에 본고에서는 출산율 감소의 가장 중요한 원인 중의 하나로 이해되는 여성의 임금수준이 1980년대 이후의 출산율에 미친 영향을 실증적으로 분석함을 목적으로 한다. 또한 출산율 감소를 이해하는 시각을 제시함으로써 향후 저출산 현상에 대응한 정부의 정책 방향에 대해서도 논의하고자 한다.

기간모형(duration model)을 이용하여 출산율의 한 구성요소인 출산간격을 분석한 결과, 한계적으로 여성의 임금이 10% 증가할 경우 두 번째 출산확률이 1.6~2.7% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 여성의 임금 상승이 1980년부터 2005년까지의 두 번째 출산확률의 감소 중 약 17%를 설명하는 것으로 나타났다. 자료의 한계로 통제되지 못한 변수가 존재하므로, 본 분석 결과의 해석에는 유의해야 하나, 최소한 여성의 임금수준이 출산에 미치는 효과의 크기를 제시하는 하나의 추정치로서 의미가 있다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 장에서는 출산율 감소 현황 및 선행 연구의 논의를 소개하고, 제Ⅲ장에서는 분석의 틀을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 분석에 이용된 자료의 특성을 기술하고, 분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 연구 내용을 종합하고, 결론을 맺는다.

II. 출산율 감소 현황 및 이론적 논의

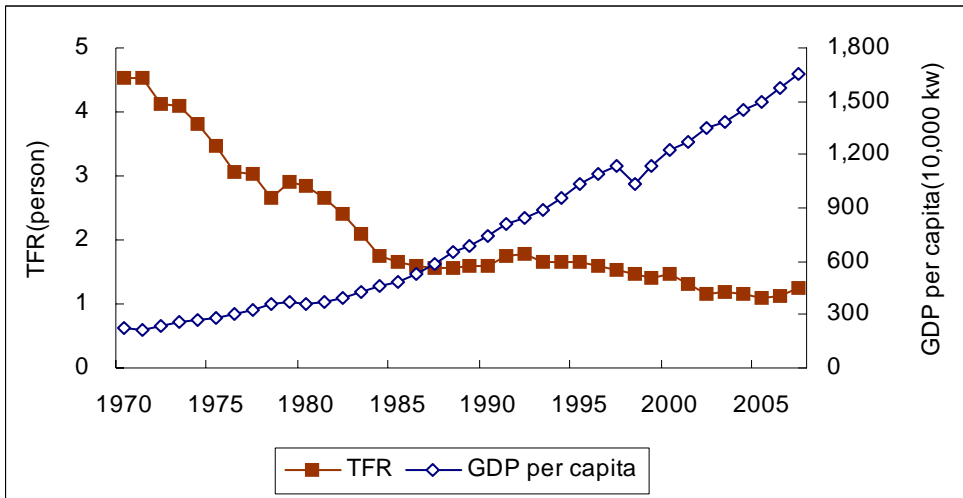
우리나라 가임여성의 합계출산율은 1970년의 4.53명에서 2005년에 1.08명으로 최저점을 기록한 후 2007년에는 1.26명에 이르고 있다. 동일한 기간 동안 1인당 연간 국민총소득은 225만원(2000년 기준)에서 1,650만원으로 7배가 넘는 상승을 기록하였다(Figure 1 참조).

1960년대 이후의 출산율 감소는 합계

출산율이 인구대체 수준인 2.1명 이하로 떨어진 1980년대 중반을 기점으로 두 시기로 나누어 볼 수 있다. 1980년대 중반 이전까지는 경제발전에 따른 도시화 및 인구억제정책 실시 등과 함께 출산율의 급격한 감소를 경험하였고, 1980년대 중반 이후에는 지속적인 경제성장에 따른 교육 및 보건 등 복지수준의 향상과 함께 출산율이 완만하지만 꾸준한 감소세를 보이고 있다. 이와 같은 시기의 구분은 출산율을 포함한 인구변천의 단계적 구분과도 궤를 같이한다(김두섭(2002)).¹⁾

여성의 자녀양육에 대한 기회비용

[Figure 1] Total Fertility Rate (TFR) and Gross Domestic Product (GDP) per capita (1970~2007)

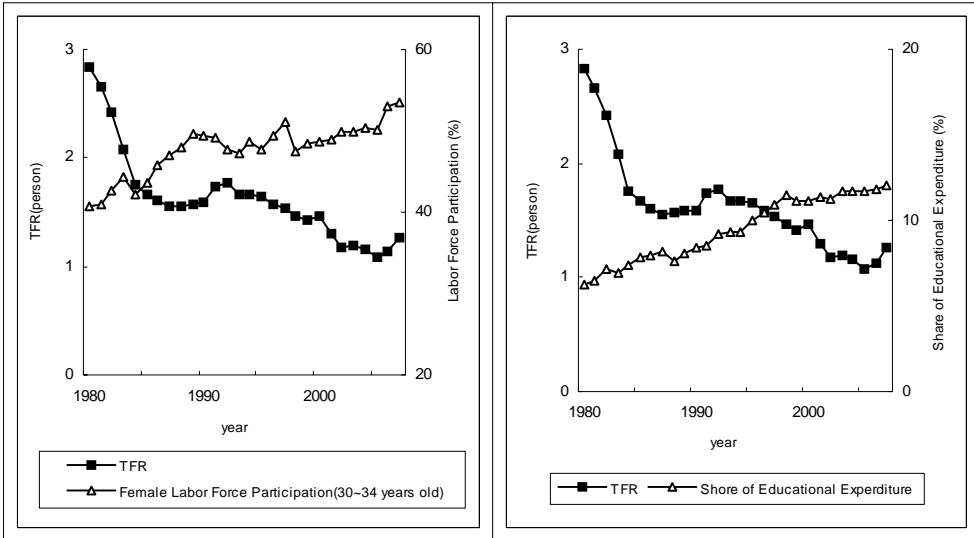


Notes: GDP per capita is the amount for a year measured in terms of 2000 Korean Won.

Source: Korea National Statistical Office (KNSO)

1) 김두섭(2002)은 우리나라 인구변천의 단계를 전통적 성장기(1910년 이전), 초기 변천기(1910~45년), 혼란기(1945~60년), 후기 변천기(1960~85년), 재안정기(1985년 이후) 등으로 구분한다.

[Figure 2] Female Labor Force Participation and Share of Educational Expenditure (1980~2007)



증가는 여성의 노동시장 참여에 반영되어 있다. [Figure 2]에 제시된 것처럼 30~34세 여성의 경제활동참여율은 1980년의 40.8%에서 지속적으로 상승하여 2007년에는 53.6%에 이르렀다. 자녀의 질적인 측면에 대한 선호를 반영하는 교육비 지출 역시 같은 기간 동안 상승하였다. 도시가계조사에 따르면, 가구소비에서 교육비가 차지하는 비율이 1980년의 6.3%에서 2007년에는 12.0%로 두 배 가까이 상승하였다. 원칙적으로 출산율 감소의 원인 분석에는 여성의 기회비용 증가와 자녀양육비용 상승이라는 요소를 같은 선상에서 고려해야 하나, 활용할 수 있는 자료의 제약으로 인해 본고에서는 여성의 임금과 출산율 간의 관계에 초점을 맞

춘다.

출산은 본질적으로 규모(volume)와 시기(timing)라는 2차원상의 사건이다. 일반적으로 출산율의 측정치로 통용되는 합계출산율이란 일정 기간(대개 1년 또는 5년) 동안 관찰된 연령별 가임여성의 출산율을 가중평균한 값을 나타낸다. 따라서 합계출산율은 가상적인 여성이 평생 동안 현재 관찰되는 연령별 출산율을 경험한다면 갖게 되는 총 자녀 수라는 해석을 할 수 있을 뿐 현재 가임기 여성이 평생 동안 낳을 총 자녀 수를 의미한다고 볼 수 없는 것이다. 앞으로 낳을 자녀 수의 변동 그리고 출산시기의 변화 모두 합계출산율의 변화를 가져온다.

기계적으로 말하자면, 출산율의 감소는

<Table 1> Fertility Decline in Korea (1980~2005)

Year	1980	1990	2000	2005
TFR	2.83	1.59	1.47	1.08
Proportion of the married among women of age 30~34 (%)	97	95	89	81
Number of live births by married women of age 30~34	2.67	1.89	1.71	1.52
Birth Cohort	1956~65	1966~75	1976~85	
First birth interval (median, months)	22	22	25	
Second birth interval (median, months)	31	33	36	

Notes: Firth birth interval is defined as the time elapsed from the marriage to the first birth, and second birth interval is defined as the time elapsed from the first birth to the second birth.

Source: KNSO, Korean National Fertility Survey 2006.

결혼연령의 증가, 출산간격의 증가 그리고 총 자녀 수의 감소로 구성되어 있다. 이러한 세 측면에서의 출산율 감소 현황이 <Table 1>에 제시되어 있다. 합계출산율이 2.83명에서 1.08명으로 감소한 1980년부터 2005년까지의 기간 동안 30~34세 여성의 혼인비율은 97%에서 81%로 감소하였고, 동 연령대 기혼부인의 총 출생아 수도 2.67명에서 1.52명으로 감소하였다. 비슷한 시기의 출산간격의 변화를 보기 위해 2005년을 기준으로 40대, 30대, 20대 여성을 비교하면 기혼여성의 첫 번째

출산간격의 중위값이 22개월에서 25개월로 증가하였고, 두 번째 출산간격은 31개월에서 36개월로 증가하였다. 본고에서는 출산율의 한 측면인 출산간격을 렌즈로 사용하여 지난 26여 년간 여성의 임금수준과 출산율 간의 관계를 분석하고자 한다.²⁾

특히, <Table 2>에서 제시되어 있듯이 유배우 여성의 평균 이상 자녀 수(ideal number of children)가 1980년대 이후 약 2명으로 일정하게 유지되고 있다는 점은 최근 출산율의 변동이 자녀 수의 감소보다는

2) 본질적으로 출산력의 양적인 측면과 시간적인 측면으로 인해 완결출산율, 합계출산율, 자녀 수, 출산간격 등 출산력의 다양한 측정치는 각각 출산율의 어느 한 측면만을 나타낸다. 본 연구의 목적은 한 시점에서 여성 임금수준과 다양한 출산력 측정치 간의 관계를 조사하기보다는 여성 임금수준과 출산력의 한 측정치인 출산간격 사이의 관계를 분석함으로써 지난 25년간의 출산율 변동의 원인을 이해하는 데 있다. 따라서 출산율의 한 측면인 출산간격의 변화(variation)를 조사함으로써 여성 임금수준과 출산율 사이의 관계에 대한 추론을 하고자 한다. 추가적으로 기간모형(duration model)에서의 출산확률(birth hazard)은 각 시점에서의 조건부 확률을 의미하므로 첫 번째, 두 번째, 세 번째 등 모든 출산간격의 분석은 출산의 양적인 측면(volume)을 나타낸다고 볼 수 있다.

〈Table 2〉 Ideal Number of Children of Married Women Aged 15~44 by Age

Age	1982	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006
15~24	2.1	1.8	1.8	1.8	2.0	2.1	2.1	2.2	2.2
25~29	2.2	1.9	1.9	1.9	2.1	2.1	2.1	2.2	2.1
30~34	2.5	2.0	2.0	2.1	2.2	2.2	2.2	2.3	2.2
35~39	2.6	2.1	2.0	2.2	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3
40~44	2.9	2.2	2.1	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3
Total	2.5	2.0	2.0	2.1	2.2	2.3	2.2	2.2	2.3

Notes: The respondents are the married women with a spouse except for 1991 when they are the married women. Requoted from Kim Seungkwon (2006).

출산간격의 증가로 설명할 수 있는 부분이 더 클 수 있음을 암시한다. 물론 설문지의 이상 자녀 수는 예산의 제약을 부과하지 않고 있으므로 그 해석에 유의해야 하나, 최소한 우리나라에서 자녀를 1명만 갖고 출산을 종결해 버리는 여성(birth stopper)이 크게 증가하지는 않았다는 점을 시사한다. 따라서 본 분석에서는 모든 여성이 언젠가는 두 번째 자녀를 갖는다는 가정하에 첫 번째와 두 번째 출산간격을 분석대상으로 한다.

이론적으로 출산에 관한 동태모형에서는 소득과 여성의 임금에 관해서 대체적으로 일관성 있는 예측이 제기되었다. Leung (1991)은 비결정적 동태모형(stochastic dynamic model)에서 소득의 증가는 출산의 시점을 앞당기고, 자녀양육비용의 증가는 출산의 시점을 늦춤을 보였다. Heckman and Willis(1975)와 Newman

(1988)은 소득의 절대적인 수준에 따른 효과와 함께 소득의 연령별 구조의 기울기가 높아질수록 출산시점이 늦어지게 됨을 추론하였다. Happel, Hill, and Low(1984)는 출산으로 인한 공백이 야기하는 인적자본의 감가상각이 클수록 출산의 시점을 뒤로 미루려는 유인이 생길 수 있음을 보였다. 이와 같이 임금이 높은 여성은 자녀양육에 대한 기회비용이 더 클 수 있고, 보다 가파른 연령별 임금 구조를 경험할 수도 있고, 또한 출산 시 생기는 공백으로 인한 지식 및 기술의 감가상각이 더 클 수 있다는 점에서 출산 시점을 늦추게 될 것으로 기대할 수 있다.

실증적 연구로는 '1976 Malaysian Family Life Survey'를 이용하여 구조적 모수 추정(structural estimation)을 수행한 Wolpin (1984)이 소득의 상승이 빠른 출산으로 이어짐을 발견하였다. 축약형 모형 추정

(reduced form estimation)방식을 통해 Heckman and Walker(1990)는 ‘1981 Swedish Fertility Survey’를 이용하여 남성의 소득이 증가할수록 출산시점이 빨라지고, 여성의 임금이 상승할수록 출산시점이 미뤄지는 효과가 있음을 발견하였다. 반면, Tasiran(1995)은 ‘1981 Swedish Fertility Survey’와 PSID를 이용하여 Heckman and Walker(1990)에서의 소득효과와 임금효과가 소득과 임금의 추정방식에 따라 달라질 수 있음을 보였다. 임금효과에 비해서는 안정적으로 여성의 교육수준이 높을수록 출산간격이 길어짐이 발견되었다 (Newman and McCulloch[1984]; Heckman, Hotz, and Walker[1985]; Tasiran[1995]; Johnson-Hanks[2004]).

국내 연구로는 김현숙 외(2006)가 ‘2003년도 전국출산력조사’를 이용하여 기간모형을 추정한 결과 여성의 임금 상승이 첫 번째와 두 번째 출산시점을 미루는 효과가 있음을 발견하였으나 소득효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 동일한 자료를 이용한 민희철(2008)도 출산시점을 지연하는 여성 임금효과를 첫 번째 출산에 대해서 발견하였고, 배우자 임금의 상승이 두 번째 출산시점을 늦추게 하는 효과가 있음을 확인하였다. 이삼식 외(2005)는 ‘2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사’를 이용하여 결혼 및 각 출산으로의 이행을 결정하는 요소를 추정하여 대학교육을 받은 여성

이 두 번째, 세 번째 출산을 미루는 경향이 있음을 발견하였다. 본고에서는, 다음장에서 기술하듯이, 위의 세 연구의 분석이 가지는 자료상의 또는 통계학적인 결함을 극복하고자 하였고, 1980년 이후의 출산율 감소 중 여성의 임금이 설명하는 부분이 얼마인지에 대한 논의를 제공한다는 점에서 차별성을 가진다.

모형의 선택과 관련하여 Wolpin(1984)이나 민희철 외(2007)에서와 같은 구조적모수 추정방식(structural estimation)은 결과를 바탕으로 다양한 정책 변화의 효과를 추정할 수 있는 장점이 있는 반면, 많은 가정을 수반하므로 결과의 신뢰성이 낮아질 소지가 있다. 반면, Heckman and Walker(1990)가 채택한 축약형 추정방법(reduced-form estimation)은 임금이 출산에 영향을 미치는 경로가 무엇인지에 대한 정보를 제공하지는 못하나 임금으로 표현되는 여성의 노동시장에서의 기회비용의 변화가 출산율 변화에 얼마나 기여하였는지를 비교적 명확하게 추정할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 이 경우 매기의 임금이 출산율에 미치는 효과는 단순히 그 기간만의 효과가 아닌 생애주기에 대한 최적화를 통한 총체적인 효과라고 해석할 수 있다. 본고에서는 축약형 추정방법을 통해 출산시점의 선택에 있어서의 임금 및 소득 효과를 추정하고자 한다.

III. 기간모형 분석

출산간격에 대한 계량경제학적인 모형을 발전시킨 Heckman and Walker(1990)를 따라 다음과 같이 출산의 과정(birth process)을 규정한다. 최초 기간($\tau = 0$)에 한 여성이 출산의 위험에 노출된다. 이 시점은 결혼의 시점으로 볼 수도 있고, 가임기가 시작되는 시점으로 볼 수도 있다. 최초 기간 이후에 상태의 전환(transition)이 이루어진다. 이산적인(discrete) 출산의 과정을 집합 $\{Y(\tau), \tau = 0, 1, 2, \dots\}$, $Y(\tau) \in \Gamma$ 으로 정의한다. 여기서 출생아 수로 구분되는 잠재적 상황이 유한하다고 가정한다 ($\Gamma = \{0, 1, 2, \dots, C\}$, $C < \infty$). 집합 Γ 의 각각의 원소는 기간 τ 에 얻은 누적출생

아 수를 나타낸다. 기간 τ 에 활용 가능한 정보 집합(information set)을 $H(\tau)$ 로 표시한다.

각각의 출생아에 대한 잠재적인 출산간격을 T_1, T_2, \dots, T_C 로 나타낸다. 한 여성이 기간 $\tau(j-1)$ 에 j 번째 출산의 위험에 노출되면, 기간 t_j 의 출산의 조건부 확률(conditional hazard)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} h_{j,t_j} &= h_j(t_j | H(\tau(j-1) + t_j), \theta) \\ &= \Pr(T_j = t_j | T_j \geq t_j, H(\tau(j-1) + t_j), \theta) \end{aligned} \quad (1)$$

확률변수인 θ 는 통계학자뿐만 아니라 개인에게도 보이지 않는 개인의 출산능력(fecundity)을 의미한다.³⁾ 보이지 않는 특성인 θ 의 분포는 시간에 따라 변하지 않고, 초기 정보인 $H(0)$ 와 무관한 것으

- 3) 기존 문헌에서 소개된 출산을 다루는 생애주기모형에서는 대체로 출산을 확률적(stochastic) 사건으로 보는 동시에, 피임 선택을 통해 조절이 가능한 변수로 간주한다(Hotz et al.[1997]). 이 경우 출산을 인간의 재생산함수(human reproduction function)의 산출물로 볼 수 있다. 한 시기(t)의 출산 여부를 b_t 로 표현하고, 피임노력 수준을 e_t 로 그리고 확률적 요소를 θ 로 표현하면 t 시기 출산의 조건부 확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Pr(b_t = 1 | t, e_t, \theta) = \Pr(b_t = 1 | t, e_t, \mu_\theta, \sigma_\theta^2)$$

확률변수인 θ 가 출산에 주는 영향은 다시 평균과 분산의 영향으로 세분화할 수 있고, 여기서 확률적 요소의 평균 μ_θ 을 그 부부의 출산능력(fecundity)이라고 해석할 수 있다. 이 경우 출산능력이 높을수록 출산확률이 높아진다거나, 피임노력의 효과가 낮아진다고 하는 추가적인 가정이 가능하다. 출산능력이 주어진 상태에서 한 부부의 피임노력 수준의 선택은 자녀에 대한 수요(demand for children)에 따른다고 볼 수 있다. 본 분석에서는 가구선택의 구조적(structural) 모형이 아니라 축약형(reduced-form) 모형을 채택하므로 피임노력 수준을 내생변수로 간주하여 여성 임금이 출산율에 미치는 총체적인 효과를 분석한다. 물론 다양한 피임기구에 대한 접근도 차원에서의 개인적 차이도 출산의 확률적 요소의 일부분이 될 수 있다. 이러한 부분을 배제할 수는 없으나 본 분석에서는 이러한 요소의 비중이 상대적으로 작다고 가정하고, 기존 문헌에서 중요하게 다루어져 온 물리적인 출산능력만을 출산의 확률적 요소로 해석하기로 한다.

로 가정한다. 그러면 기간 t_j 의 생존함수는 다음과 같다.

$$S_j(t_j|H(\tau(j-1)+t_j),\theta) = \prod_{t=0}^{t_j} (1-h_{j,t}) \quad (2)$$

일반적으로 개인의 이질성(heterogeneity)이 존재하는 상황에서 개별 출산간격을 독립적으로 추정하게 되면 일치성이 떨어지는(inconsistent) 계수를 얻게 된다. 이는 T_j 의 확률밀도함수를 구성함에 있어서 개인의 이질성에 대해 필요한 분포가 $M(\theta)$ 가 아니라 $M(\theta|H(\tau))$ 이기 때문이다. Heckman and Walker(1990)는 각각의 출산간격을 개별적으로 추정해도 일치성이 있는(consistent) 계수를 얻을 수 있는 충분조건을 제시한다. 모두 세 가지로, 첫 번째는 모든 여성이 언젠가는 출산을 한다는 것이다(no defective distribution). 두 번째는 표본의 절단(censoring)이 존재하지 않다는 것이다. 세 번째는 시간에 따라 정보 집합이 변하지 않는다는 것이다 ($H(0) = H(\tau)$, for all τ). 유배우 부인의 평균 이상 자녀 수 추이로 보아 모든 여성이 최소한 두 번째 자녀를 언젠가는 갖는 것으로 볼 수 있다는 점(no defective distribution)에서 첫 번째 조건을 만족시킨다고 볼 수 있다. 그러나 결혼으로의 이행

과 첫 번째 출산이라는 이행으로 인해 표본이 선택(censoring)되고, 첫 번째 출산 이후 자녀의 성별이나 출산간격과 같은 새로운 정보가 생성되므로 두 번째와 세 번째 조건을 위반하게 된다. 따라서 본 추정에서는 모수와 함께 개인의 이질성 분포를 추정한다.

원칙적으로 매 출산으로의 이행 시 출산을 중단한 여성이 존재한다. Heckman and Walker(1990)는 이와 같은 출산 종결자(birth stopper)의 비율을 하나의 계수로 포함하는 생존함수를 추정하였고, Heckman and Walker(1987)는 출산을 중단한 여성의 비율을 다른 설명변수의 함수로 설정하여 추정하였다. 보다 일반적인 틀에서 출산 종결자와 매우 낮은 출산확률을 갖는 여성의 비율을 식별(identification)하기 위해서는 추가적인 출산에는 영향을 주나 출산의 종결에는 영향을 주지 않는 변수를 구해야 한다(Abbring[2002]). 그러나 이러한 변수를 실제로 구하기에는 어려운 점이 존재한다. 따라서 본 추정에서는 모든 기혼여성이 두 번째 자녀까지는 언젠가 가진다는 가정하에 조건부 확률을 추정한다.⁴⁾

첫 번째 출산간격과 두 번째 출산간격의 추정 시 우도함수(likelihood function)는 다음과 같다.

4) 모든 여성이 출산한다고 가정하는 경우 출산능력으로 볼 수 있는 개인의 이질성이 매우 낮은 값을 갖는 여성을 출산 종결자로 해석할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 L &= \prod_{j=1}^2 \Pr(T_j = t_j)^{\delta_j} \Pr(T_j > t_j)^{(1-\delta_j)} \\
 &= \prod_{j=1}^2 \left[h_{j,t_j} \prod_{t=1}^{t_j-1} (1-h_{j,t}) \right]^{\delta_j} \left[\prod_{t=1}^{t_j} (1-h_{j,t}) \right]^{(1-\delta_j)}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

조건부 확률함수(conditional hazard)로는 구체적으로 다음과 같이 1년을 한 기간으로 하는 로짓확률모형(logit hazard model)을 사용한다.

$$\begin{aligned}
 h_{j,t} &= h_j(t_j | H(\tau(j-1) + t_j), \theta) \\
 &= A(\alpha_{j,t} + x_{j,t}'\beta_j + \theta) \\
 &= \frac{\exp(\alpha_{j,t} + x_{j,t}'\beta_j + \theta)}{1 + \exp(\alpha_{j,t} + x_{j,t}'\beta_j + \theta)}, j = 1, 2
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

기간이 출산확률에 미치는 효과 α_t 는 기간에 따른 기본위험도(baseline hazard)를 나타내고, 계수 x_t 는 다른 관찰 가능한 변수들이 출산확률에 미치는 효과를 나타낸다. 관찰되지 않는 개인의 이질성(θ)이 다른 관찰되는 변수들과 독립적(orthogonal)이라면 이질성은 오직 기간의 변화를 통해서만 출산에 영향을 주게 된다(Lancaster[1979]). 하나의 출산간격을 추정할 때 추가적으로 함수형태와 이질성 분포에 대한 가정 없이는 기간의 효과를 개인의 이질성의 효과로부터 분리해 낼 수 없다. 본 분석에서는 개인의 이질성(θ)

에 대해 두 가지 분포를 가정하여 추정한다. 첫 번째는 정규분포를 갖는 경우이고 ($\theta \sim N(0, \sigma_\theta^2)$), 두 번째는 Heckman and Singer(1984)가 제안했듯이 분포를 단속화하여, θ 가 가질 수 있는 값(support points), $\{s\}$ 와 그 가중치(weight), $\{w\}$ 를 추정한다($\theta \in s_1, \dots, s_L, w_1 + \dots + w_L = 1$).

선행 연구인 김현숙 외(2006)와 민희철(2008)은 '2003년도 전국출산력조사'를 이용하여 첫 번째 출산간격과 두 번째 출산간격의 결정요인을 함께 추정하여 개인의 이질성을 감안한 추정치를 제시하였다. 추정된 통계모형은 유사하나, 본고는 첫 번째 출산의 위험이 시작되는 시점에 대한 가정, 출산력 자료의 한계 차원에서 위의 두 연구와 차별성을 가진다. 김현숙 외(2006)와 민희철(2008)의 통계모형에서는 결혼을 첫 번째 출산의 위험이 시작되는 시점으로 가정한다. 이 경우, 첫 번째 출산시점의 결정요인을 추정하는 통계모형에서는 결혼의 시점(혹은 결혼연령)이 외생변수로 간주된다. 만약 자녀양육을 선호하는 여성이 그렇지 않은 여성보다 결혼을 빨리 하는 경향이 있다면, 이러한 경향은 결혼시점과 인적자본에의 투자와의 상관관계를 통해서 여성 임금이 첫 출산율에 주는 효과의 추정치에 편의(bias)를 발생시킬 수 있다. 따라서 본고의 분석에서는 Heckman and Walker(1990)와 같이 신체적으로 임신이 가능한 연령인 13세를 여성이 첫 출산의 위험에 노출되

는 시점으로 가정한다.

‘2003년도 전국출산력조사’의 출산력 자료에는 첫 출산시점과 마지막 출산시점만이 존재한다. 따라서 김현숙 외(2006)의 분석에서는 표본의 약 13%에 달하는 자녀 수가 셋 이상인 여성에 대해서는 두 번째 출산시점이 마지막 출산시점 이전이라는 정보만을 이용하여 우도함수(likelihood)를 구성하였다. 출산시점에 대한 정보 부족은 여성 임금과 배우자의 임금이 두 번째 출산율에 미치는 영향을 희석하는(attenuate) 결과를 가져올 것이라고 예상할 수 있다.⁵⁾ 반면, 본고에서 이용한 ‘2006년도 전국출산력조사’는 모든 기혼여성의 모든 출산시점에 대한 정보를 포함한다.

이삼식 외(2005)는 ‘2005년 전국 결혼 및 출산 동향조사’의 자료에 있는 여성의 모든 출산시점에 대한 정보를 이용하여 첫 번째, 두 번째, 세 번째 출산간격을 각각 독립적으로 추정하였으나, 출산능력과 같은 개인의 이질성을 감안하지 않았다는 한계점이 존재한다.

IV. 실증분석 결과

1. 기본 자료

본 분석을 위해서 ‘2006년도 전국출산력조사’를 사용한다. 가임기 여성을 대상으로 한 출산, 피임 및 가족보건에 관한 전국 규모의 설문조사는 1964년에 최초로 실시되었고, 1970년 이래 매 3년마다 실시되어 오고 있다. 설문대상은 가구(15~59세 기혼가구)와 개인(15~49세 기혼부인)으로, 가구조사는 가구의 특성, 최근 출생아, 주거 및 경제적 수준 등에 관한 정보를 담고 있다. 개인조사는 혼인, 가족주기, 가족에 관한 가치관, 자녀양육비용 등 가족복지에 관한 사항과 임신·출산·피임·취업에 관한 사항, 그리고 산전후 관리 등 모자보건에 관한 사항을 포함한다. 특히, 이전의 출산력조사와 달리 2006년도 조사는 임신력, 출산력, 피임력, 취업력을 1972년부터 월 단위로 수집하고 있어 개인 생애 주기에 관한 분석을 가능하게 하는 장점이 있다. 반면, 출산력 등 회고적 조사는 임금수준이나 거주지 등의 정보를 포함하지 않은 한계점을 가지고 있다.

5) ‘2006년도 전국출산력조사’를 이용하여 본 분석의 결과를 두 번째 출산시점이 마지막 출산시점과 동일하다는 가정하에 추정을 한 결과와 두 번째 출산시점을 마지막 출산시점 이전에 임의로 부여한 경우의 추정 결과와 비교한 결과, 두 번째 출산시점에 대한 정보가 부재한 경우의 여성 임금효과와 배우자 임금효과의 추정치 절대 크기가 약 22~38% 작은 것으로 나타났다.

〈Table 3〉 Sample Statistics (N=6,632)

Variables	Mean	S.D.	Minimum	Maximum
Birth year	1967	6.58	1956	1989
Years of schooling	12.69	2.39	0	16
Number of marriage	1.03	0.16	1	3
Number of live births	1.76	0.79	0	5
Spouse's birth year	1964	7.03	1937	1986
Spouse's years of schooling	13.35	2.48	0	16
Age at marriage	24.45	3.41	13	48
Weight	1.02	0.12	0.63	1.70

Notes: The unit of observation is a woman. All the values denote weighted average. The years of schooling above university degree is coded as 16.

본 분석에 이용되는 표본은 출산력 정보가 확보된 7,276명의 기혼여성 중 설문조사 당시 배우자와 동거하고 필요한 변수를 모두 가지고 있는 6,632명의 유배우 기혼여성이다.⁶⁾ 표본을 구성하는 여성의 특성은 <Table 3>과 같다. 설문조사 시점 기준으로 평균 연령은 39세이고, 교육연수는 12.7년이다. 배우자의 연령은 평균 42세로 여성보다 3세 더 많은 수준이고, 평균 교육연수는 0.7년 더 높은 수준을 나타낸다. 여성의 결혼 시 연령은 평균 24.5세이고, 출산횟수는 평균 1.76회를 기

록하고 있다.

2. 임금추정 과정

본 연구에 이용된 주된 자료인 ‘2006년도 전국출산력조사’는 앞서 설명한 바와 같이 과거의 취업 이력에 대한 정보는 있으나 임금에 관한 정보를 담고 있지 않다. 개인별 임금자료가 존재하지 않아 제조업의 성별·연령별 평균임금을 이용한 Heckman and Walker(1990)에서 제시된 소득 및 임금 효과가 견고한가에 대한 격

6) 본 연구와 선행 연구와의 차별성 중의 하나는 표본의 대표성에 있다. 김현숙 외(2006)의 분석은 ‘2003년도 전국출산력조사’를 이용하여 기혼여성 전체를 대상으로 하고 있으나 임금자료의 제약으로 1979년 이후에 결혼한 여성만을 표본에 포함하여 전체 기혼여성의 약 59%만을 최종 분석에 사용하였다. 동일한 자료를 이용한 민희철(2008)도 노동패널 임금자료의 제약으로 인해 1998년 이후에 혼인한 여성만으로 표본을 구성하여 전체 자료에 존재하는 기혼여성의 약 11%만을 대상으로 하고 있다. 따라서 두 연구는 모두 일정 시점 이후에 결혼한 여성을 선택함으로써 표본선택(sample selection) 문제를 내포한다. 또한 민희철(2008)은 결혼 후 7개월 이내에 출산이 이루어진 관측치를 제외함으로써 생기는 (따라서 출산간격이 짧은 여성을 제외함으로써 생기는) 표본선택 문제를 내포한다.

렬한 논쟁 역시 신뢰할 만한 임금자료 확보가 본 연구의 목적상 얼마나 중요한지를 보여준다고 할 수 있다(Walker[2002]; Tasiran[2002]).

본 분석에서는 1980년부터 2005년까지의 임금구조기본통계조사를 이용하여 매 연도의 성별·연령별·학력별 임금을 추정하여 이를 병합하여 자료를 구축한다. 임금구조기본통계조사는 임금근로자만을 대상으로 하므로 표본 선택(sample selection)의 문제가 존재하나 매해 근로조건을 거의 일정한 방식으로 측정하여 임금자료의 연속성이 보장된다는 장점이 있다. 시장이 효율적이라면 자영업자나 가족 단위 경영체에서의 무보수 근로자의 임금은 근로환경에 따른 표본 선택이 존재하지만 임금근로자의 임금으로 추정함이 적절하다고 볼 수 있다. 취업하지 않은 여성의 임금을 추정하는 데 있어서는 본질적으로 취업 선택에 따른 내생성이 존재하나, 본 분석에서는 자료 부족으로 인해 구축된 임금구조가 외생적이라고 가정하기로 한다. 추가적으로 본 분석에서는 Tasiran(2002)이 제기한 바와 같이 출산에 대한 임금의 내생성이 존재하나, 이 문제 역시 추후 연구로 미루기로 한다.

연도별 개인의 임금을 추정하기 위하여 1980년부터 2005년까지의 임금구조기

본통계조사를 사용한다. 임금구조기본통계조사는 매해 추출된 표본 사업체를 대상으로 일정 기간 동안 근로자의 임금과 근로시간에 관한 사항을 산업 및 직종별로 조사하는 자료이다. 연도별 자료의 일관성을 유지하기 위하여 농업, 임업, 어업에 종사하는 근로자와 10인 미만 사업체에 종사하는 근로자는 제외하였다.⁷⁾ 또한 임금추정의 신뢰도를 높이기 위하여 상위 임금 1%, 13세 미만 또는 60세 초과 근로자, 월간 총근로시간이 150시간 미만인 근로자를 제외하였다. 시간당 임금은 월간 정액급여, 초과급여 그리고 연간특별급여액의 1/12을 합한 금액을 월간 근로시간으로 나누어 계산하였다.

연도별로 개별 근로자의 연령, 학력, 결혼 여부, 사업체의 산업 등을 설명변수로 하는 임금식을 추정하였다. 여성과 남성 근로자가 연령과 학력에 대한 계수를 달리 갖는다고 가정하였다. 연도별로 성별·연령별·학력별 임금수준에 대한 추정치를 1980년부터 2005년까지 합한 후 월별 소비자물가지수를 감안하여 실질임금을 산출하였다. 일부 연도의 추정 결과와 일부 코호트(cohort)의 연도별·학력별 임금은 부록에 제시되어 있다.

‘2006년도 전국출산력조사’에 존재하는 임금근로자에 대해 ‘2006년도 임금구조기본통계조사’를 바탕으로 위와 동일

7) 1983년 이전 및 1999년 이후의 조사에서는 농업, 임업, 어업의 사업체도 포함하고, 1999년 이후의 조사에서는 상용 근로자 수가 5-9인인 사업체도 포함한다.

한 방법으로 추정한 2006년도 임금과 2006년도 실제 임금을 비교해 본 결과, 오차의 분포가 원점을 중심으로 하지는 않으나, 좌우가 대칭이 되는 분포를 보였다.⁸⁾ 따라서 임금추정치가 특성별 임금 차이의 변화를 대체적으로(reasonably) 설명하는 것으로 사료된다.

김현숙 외(2006)는 임금구조기본통계 조사를 이용하여 각 연도의 성, 연령 및 학력에 해당하는 평균 임금과 소득을 이용하였는데 반해 본 연구에서는 임금구조기본통계조사의 미시자료를 이용하여 임금식을 추정하고 그 예측치를 사용하여 연령별 임금분포에 존재할 수 있는 급격한 변화를 줄이는 효과를 가져왔다. 민희철(2008)은 노동패널을 이용하여 임금을 추정하여 분석기간이 1998년 이후로 한정되는 제약이 발생하였다.

3. 분석 결과

기간모형의 시간 단위는 연(年)이고, 개별 여성이 첫 번째 출산의 위험에 노출된 연도를 하나의 관측치로 하는 표본의 특성은 <Table 4>와 같다. 출산 여부 변수는 한 여성이 해당 연도에 임신(conception)을 하였으면 1의 값을 가지고, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 지표함수(index function)를 말한다. 출산 여부 변수의 평균은 0.08인데, 이는 첫 출산이 가능한 연도에 여성의 임신 비율이 8%임을 의미한다. '2006년도 전국출산력조사'에서는 출산을 한 시점뿐만 아니라 임신한 시점도 월별로 확인할 수 있다. 기간변수는 한 여성이 13세가 되는 연도부터 걸린 연수를 의미하고, 최대 36년까지 분포하고 있다. 평균 연령은 21.3세로 동일한 여성에

<Table 4> Sample Statistics of First Birth Interval (N= 71,582)

Variables	Mean	S.D.	Minimum	Maximum
Birth Hazard (t)	0.08	0.28	0	1
Duration (t)	8.28	4.81	1	36
Year (t)	1990	6.42	1980	2005
Age (t)	21.28	4.81	14	49
Years of schooling (t)	11.63	2.53	0	16
Wage (t)	4,224	2,671	1,051	22,086

Notes: The unit of observation is a woman-year. The letter 't' in a parenthesis indicates that the variable is time-varying.

8) 중위값을 기준으로 기혼여성 중 취업한 여성은 실제임금보다 추정임금이 약 6,300원 더 높고, 배우자의 경우 실제임금보다 추정임금이 약 6,800원 더 높다.

<Table 5> Sample Statistics of Second Birth Interval (N= 23,260)

Variables	Mean	S.D.	Minimum	Maximum
Birth hazard (t)	0.20	0.40	0	1
Duration (t)	4.63	4.72	1	28
Year (t)	1995	6.58	1980	2005
Age (t)	29.96	5.49	17	49
Years of schooling (t)	12.48	2.49	0	16
Wage (t)	7,365	3,491	1,245	22,285
Spouse's age (t)	33.14	5.96	15	60
Spouse's years of schooling (t)	13.10	2.67	0	16
Spouse's wage (t)	10,063	4,430	1,597	25,912
Spouse's income (t)	2,018,526	785,315	370,057	4,614,223
Age at first birth	25.33	3.44	16	45
First child female	0.45	0.50	0	1
First birth interval (yr)	1.38	1.34	1	20
Duration of pregnancy (mth)	8.97	0.28	6	10

Notes: The unit of observation is a woman-year. The letter 't' in a parenthesis indicates that the variable is time-varying.

대해 특정 연도의 교육연수가 연령에 따른 최댓값(연령-7)을 초과하지 못하도록 수정하였다. 평균 교육연수와 연령은 각각 11.6년과 21.3세로 20대 초반에 첫 출산의 위험이 가장 큼을 나타낸다. 해당 연도의 연령 및 학력에 따르는 시간당 임금은 평균 4,224원(2005년도 원)이다.

두 번째 출산의 위험을 안고 있는 연도로 구성된 표본의 특성은 <Table 5>와 같다. 출산확률(birth hazard)은 0.20이고, 관찰된 기간은 평균 4.6년이다. 평균 연령은 30.0세로 첫 번째 출산간격 표본보

다 약 9세 높고, 교육연수는 12.5년으로 여성 구성원 표본의 경우와 거의 비슷한 수준을 보인다. 두 번째 출산간격 추정에는 새로운 정보가 활용 가능하다. 먼저 배우자에 대한 정보로, 배우자의 평균 연령은 33세로 여성보다 약 3세 더 높고, 교육연수는 13.1년이다. 시간당 임금은 10,063원으로 여성보다 43% 높은 수준을 보이고, 배우자의 월소득은 평균 202만원 수준이다. 첫 출산과 관련하여, 출산 시 연령은 평균 25.3세이고, 첫 자녀의 45%가 여아이다. 첫 출산간격은 평균 15개월

(1.4년)이고, 첫 임신기간은 평균 9.0개월이다.

기간모형 분석 결과는 <Table 6>과 같다. 모형 1에서는 개인의 이질성을 고려하지 않고 첫 번째 출산시점과 두 번째 출산시점의 결정요인을 분리하여 추정하였다. 첫 번째 출산간격 추정에서의 기간 변수는 연령이 13세를 지난 후의 기간을 의미하여 연령 변화와 동일한 변화를 가져온다. 기간변수들의 계수를 보면 14세 이후 출산확률(birth hazard)이 점점 더 증가하다가 약 30세를 전후로 정점을 이루고 이후에는 감소하는 형태를 보인다. 여성 임금의 로그값은 음의 계수를 갖고, 추정치는 통계적으로 유의한(유의수준 1%) 것으로 나타났다. 확률모형이 비선형식이므로 모든 설명변수의 평균값에서 측정한 한계효과는 여성 임금이 10% 상승할 경우 첫 출산확률(birth hazard)이 0.34%p 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

두 번째 출산간격 추정에서는 첫 출산 연령이 높아질수록 두 번째 출산확률(birth hazard)이 낮아지는 것으로 나타났다. 첫 출산 이후 기간이 증가함에 따라 상승하여 출산 후 3~4년 기간에서 가장 높은 확률을 나타내고, 그 이후에는 완만하게 감소하는 형태를 보인다. 여성의 임

금률은 출산율에 음의 효과가 있는 것으로 나타났고, 남성의 임금은 출산율에 양의 효과가 있는 것으로 나타났다. 두 추정치는 각각 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 첫 번째 자녀가 여아일 경우 두 번째 출산시점이 빨라지는 것으로 나타나 남아선호사상을 보이는 것으로 해석할 수 있다. 첫 번째 출산간격이 긴 여성일수록 두 번째 출산시점이 늦어지는 것으로 나타났다. Heckman and Walker(1987)가 Hutterite 인구 출산력 분석을 통해서 동일한 여성의 각 출산간격이 양의 상관관계가 있음을 보인 바와 같이 이전의 출산간격이 개인의 출산능력(fecundity)의 일정 부분을 나타내는 것으로 해석할 수 있다.⁹⁾

모형 2에서는 출산능력(fecundity)으로 대표되는 개인의 이질성을 고려하여 첫 번째 출산간격과 두 번째 출산간격을 동시에 추정한다. 첫 번째 출산확률의 기간별 구조는 모형 1과 동일한 형태를 보이고, 약 32세에서 가장 높은 출산확률을 보이는 것으로 나타났다. 여성의 임금이 첫 출산확률에 주는 효과는 개인의 이질성을 고려하지 않은 모형에 비해 그 크기가 큰 것으로 나타났다. 한계효과로 보아 여성 임금이 10% 상승할 경우 두 번째

9) Hutterite 인구는 재세례파(再洗禮派)의 하나로 창설자 Jacob Hutter(1500~1536, 네덜란드)의 믿음을 따르는 집단으로 여러 나라로 이주하면서 18~19세기에 거의 소멸되었고, 일부가 19세기 말 이후 미국의 중서부 북부지역과 캐나다에 정착하였다. 다른 인구와 접촉이 적고, 피임 노력을 하지 않아 서구에서 자연 출산율을 갖는 표본으로 알려져 있다.

<Table 6> The Effects of Female Wage on the Timing of First and Second Births I

	Model 1	Model 2	Model 3
Individual Heterogeneity	Separate	Heterogeneity (Normal)	Heterogeneity (Finite Mixture)
Dependent Variable: First birth hazard			
Constant	-5.6128*** (0.2413)	-5.1858*** (0.2913)	-5.3959*** (0.3366)
Duration	1.1282*** (0.0242)	1.2041*** (0.0308)	1.1095*** (0.0330)
Duration sq.	-0.0335*** (0.0009)	-0.0323*** (0.0009)	-0.0251*** (0.0013)
Year (base year 1900)	0.0158*** (0.0058)	0.025*** (0.0071)	0.0552*** (0.0080)
log Wage	-0.7082*** (0.0757)	-0.9743*** (0.0966)	-1.4871*** (0.1081)
Dependent Variable: Second birth hazard			
Constant	-0.3482 (0.3135)	-1.9096*** (0.4647)	-3.6839*** (0.4901)
Age at first birth	-0.0296*** (0.0064)	0.0658*** (0.0180)	0.1187*** (0.0126)
Duration	0.5874*** (0.0211)	0.7645*** (0.0315)	0.7567*** (0.0249)
Duration sq.	-0.0783*** (0.0019)	-0.0864*** (0.0022)	-0.0831*** (0.0020)
Year (base year 1900)	-0.0269*** (0.0060)	-0.0308*** (0.0072)	-0.0095 (0.0075)
log Wage	-0.1923** (0.0978)	-0.4142*** (0.1192)	-0.8769*** (0.1253)
log Spouse's wage	0.3906*** (0.1018)	0.5067*** (0.1230)	0.5599*** (0.1213)
First child female	0.2277*** (0.0336)	0.256*** (0.0404)	0.2482*** (0.0404)
First birth interval (yr)	-0.194*** (0.0195)	-0.2134*** (0.0209)	-0.1881*** (0.0217)
σ_θ		0.7371*** (0.0733)	
log Likelihood	-26,997.3	-26,951.4	-26,837.4

Notes: Asymptotic standard errors in parentheses; Significance: '*'=10%; '**'=5%; '***'=1%. The distribution of individual heterogeneity with three supports are estimated in Model 3.

Source: Korean National Fertility Survey 2006.

출산확률이 0.39%p 감소하는 것으로 나타났다.

두 번째 출산확률 역시 기간별 구조는 모형 1과 동일한 형태를 보인다. 여성의 임금이 출산확률에 미치는 영향은 모형 1에 비해 그 정도도 크고, 유의성도 높은 것으로 나타났다. 이는 출산능력(fecundity)이 높은 여성일수록 임금이 낮은 상관관계를 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 다른 조건이 동일한 경우 출산능력이 높은 여성은 노동시장에서 보상을 받을 수 있는 자신의 인적자본에 대한 투자를 줄이는 것으로 보인다. 배우자의 임금을 역시 모형 1에 비해 출산확률에 더 큰 효과가 있는 것으로 나타났다. 여성 임금률의 한계효과로 보아 임금이 10% 상승할 경우 두 번째 출산확률이 0.92%p 감소하는 것으로 나타났다. 배우자 임금률의 한계효과는 10% 임금상승이 두 번째 출산율을 1.13%p 증가시키는 것으로 산출되었다. 첫 자녀의 성별과 첫 출산간격의 효과는 모형 1과 비슷한 수준을 보였다.

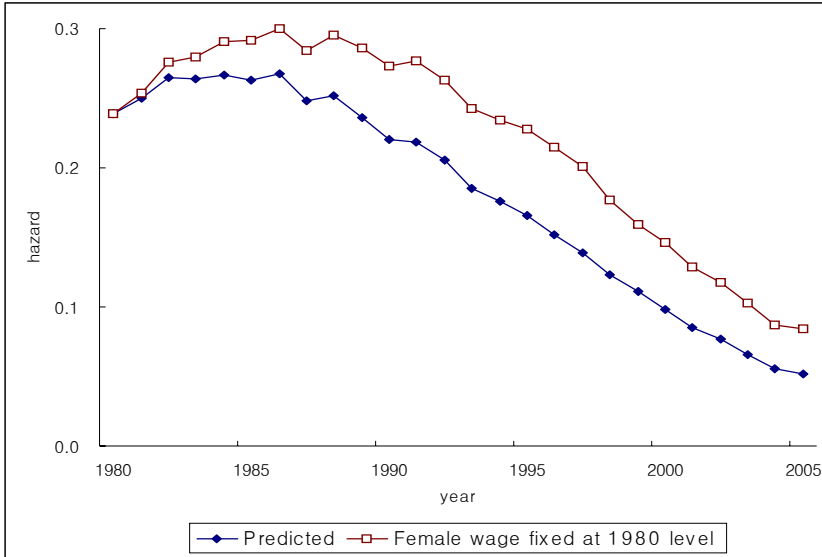
관찰되지 않는 개인의 특성이 가지는 분포를 비모수적(non-parametric) 방식으로 추정된 모형 3의 결과는 모형 2의 경우와 비슷한 형태를 가진다. 여성의 임금률과 배우자의 임금률에 대한 계수의 절댓값은 더 커지나, 한계효과로 측정된 효

과는 모형 2에 비해 작은 규모로 나타났다. 여성 임금이 10% 증가할 경우 첫 번째 출산율은 0.09%p 감소하고, 두 번째 출산율은 0.56%p 감소하는 것으로 나타났다. 배우자의 임금이 10% 증가하는 경우 두 번째 출산율이 0.36%p 증가하는 것으로 나타났다.

이미 기술한 바와 같이 표본의 대표성, 첫 출산간격의 시작점에 대한 가정, 그리고 출산력 자료상의 문제로 말미암아 김현숙 외(2006)와 민희철(2008)의 분석 결과는 본고의 추정 결과와 동일선상에서 비교하기 어렵다. 단순히 결과만을 비교하자면, 질적인 측면에서 김현숙 외(2006)과 민희철(2008)의 결과 모두 본고의 결과와 마찬가지로 여성의 임금은 출산율을 감소시키고, 배우자의 소득은 출산율을 증가시키는 것으로 나타났으나, 그 효과의 크기 면에서는 상당한 차이를 나타내고 있다. 두 선행 연구에서 추정된 여성 임금 상승으로 인한 출산율 감소효과의 크기가 본고의 추정치보다 훨씬 더 높은 수준을 나타내고, 배우자의 소득 상승으로 인한 출산율 증가효과는 통계적으로 유의하지 않은 경우가 많은 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 따라서 본고의 분석 결과는 선행 연구와 비교하여 보다 적절한 가정과 풍부한 자료의 이점을 활용하여 실증분석을 수행한 결과, 여성 임금과 배우자의

10) 김현숙 외(2006)에 따르면, 여성시간당 임금 1,000원의 상승이 첫 번째 출산확률과 두 번째 출산확률을

[Figure 3] Simulation of Second Birth Hazard



임금이 출산율에 미치는 영향이 선행 연구의 추정치보다 작은 규모로 보다 정확하계(즉, 통계적 유의성이 높게) 추정되었다고 해석할 수 있다.

추정된 결과를 바탕으로 출산율 감소 중 여성의 임금수준의 변화가 설명하는 부분이 어느 정도인지를 측정해 볼 수 있다. 첫 번째 출산간격 분석에서는 출산의 위험에 노출되는 시점이 정확하게 측정되지 않는 한계점이 존재하므로 두 번째 출산간격을 바탕으로 분석을 한다. 실제값에 보다 근접한 추정을 위하여 <Table 6>의 모형 2에서 기간이 여러 구간에 따라

다른 효과를 가질 수 있도록 수정하여 추정하였다.¹¹⁾ 모든 변수의 각 연도별 평균값이 예측하는 두 번째 출산확률의 수치(predicted value)는 [Figure 3]의 첫 번째 곡선과 같다. 출산확률이 1980년대 중반까지 증가하다가 2005년도까지 지속적으로 감소하는 추세를 보인다. 이번에는 여성의 임금이 1980년도 평균치에서 변하지 않을 경우의 출산확률 예측치를 구할 수 있다. [Figure 3]에서와 같이 여성의 임금이 변하지 않을 경우의 출산확률도 실제 임금을 이용한 경우와 동일한 추세를 보이나 항상 높은 출산확률을 보임을 확인

약 10%p 감소시키나, 배우자 임금효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 민희철(2008)의 결과는 여성 임금 10% 상승이 첫 출산확률을 약 9.6% 감소시키고, 배우자 임금 10% 상승이 두 번째 출산확률을 10.2% 증가시킨다고 해석할 수 있다.
11) 추정 결과는 부록에 제시되어 있다.

할 수 있다. 1980년부터 2005년까지의 모형에 의해서 추정된 출산확률의 변화 중에서 여성의 임금이 1980년도 수준에서 고정됨으로써 2005년도에 나타나는 출산확률의 차이가 차지하는 비율은 17.1%이다. 즉, 1980년부터 2005년도까지 두 번째 출산확률 감소의 17.1%를 여성의 임금 변화가 설명하는 것으로 해석할 수 있다.¹²⁾

위와 같은 해석을 하는 데 있어서, 본 분석의 한계점을 인식할 필요가 있다. 분석에 이용된 ‘2006년도 전국출산력조사’ 자료가 이전에 활용 가능했던 자료에 비해서는 더 많은 정보를 담고 있으나, 과거의 임금, 거주지, 자녀양육 여건에 대한 정보가 부재하다는 점에서 임금효과의 해석이 제한적이다. 특히, 가구 내에서 보조적인 자녀양육자의 존재, 보육기관의 비용 및 접근도 등 자녀양육에 관한 비용은 여성의 임금과 함께 출산율의 가장 중요한 결정요인으로 이해되는 만큼 추후 연구를 통해서 보완되어야 할 것이다.

앞서 밝힌 바와 같이 본 분석에서 추정된 개인별 임금자료의 신뢰성이 곧바로 분석 결과의 신뢰성으로 이어진다고

볼 수 있다. 특히, 여성 임금의 경우 출산과 관련하여 경력 단절로 인한 임금 차이를 반영하기 위해서는 매 시점에서의 근로경력을 감안하여 추정해야 보다 정확한 추정이 이루어질 수 있다. 본 장의 이하에서는 제한적이거나 경력연수를 감안한 임금추정을 통해 추정된 임금효과의 견고성을 확인한다.

‘2006년도 전국출산력조사’에서는 1972년부터 대상 여성의 취업 여부를 월 단위로 조사하였다. 이 정보를 바탕으로 연도별로 개별 여성의 취업 경력연수를 구축하였다. 한편, 임금구조기본통계조사는 경력연수에 대한 정보를 포함하고 있으므로, 임금방정식에 경력연수를 설명변수로 추가하여 성별·연령별·학력별·경력별 임금을 추정하였다.¹³⁾ 이와 같은 방식으로 여성 임금을 추정한 자료로 분석한 결과를 비교한다.¹⁴⁾

<Table 7>은 <Table 6>에서 제시된 추정 결과와 경력연수를 고려한 임금으로 추정한 여성 임금을 가지고 추정을 한 결과를 한계효과 단위로 비교한 것이다. 새로운 추정 결과에서도 여성과 배우자의 임금이 출산확률에 미치는 효과는 동일한

12) <Table 4>의 모형 3보다 모형 2의 출산율 예측치가 실제값에 더 근접하여 모형 2를 기준으로 한다. 모형 3은 연도별 예측치의 수준(level)이 개인의 이질성 분포 설정에 민감한 것으로 나타났다. 모형 3을 기준으로 분해해 본 결과, 여성 임금률의 증가가 출산율 감소의 34.0%를 설명하는 것으로 나타났다.

13) 임금구조기본통계조사의 경력연수 변수는 1년 미만, 1년에서 3년 미만, 3년에서 5년 미만, 5년에서 10년 미만, 10년 이상 등의 값을 취한다.

14) 배우자의 경우 경력연수와 연령의 상관관계가 높아 지속적으로 취업한다는 가정하에 <Table 6>의 분석과 같이 성, 연령, 학력에 따른 임금으로 추정하였다.

<Table 7> Effect of 10% Increase in Wage on Birth Hazards by Methods of Wage Estimation

(unit: % point)

Estimation method		Wage as a function of sex, age and education (Table 6)			Wage as a function of sex, age, education and experience		
Dependent variables	Independent variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
First birth hazard	wage	-0.34	-0.39	-0.09	-0.17	-0.23	-0.07
Second birth hazard	wage	-0.39	-0.92	-0.56	-0.41	-0.82	-0.57
Second birth hazard	spouse's wage	0.80	1.13	0.36	0.77	1.07	0.38

Note: The effects are calculated based on the marginal effects evaluated at the mean values of the explanatory variables in the sample.

부호를 가지나, 그 수준이 달라짐을 확인할 수 있다. <Table 7>에 따르면, 경력연수를 고려하는 경우 여성 임금이 첫 출산 확률에 미치는 효과의 크기가 모형에 따라 약 22~49% 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 여성 임금과 배우자 임금이 두 번째 출산확률에 미치는 영향은 임금 추정 시 경력연수 고려 여부에 따라 그다지 변화하지 않는 것으로 나타났다.

제한적인 분석이긴 하나 여성 임금 추정에 있어서 경력연수를 고려한 결과는 동일한 첫 번째 출산율의 변동(variation)에 대하여 경력에 따른 임금의 편차가 더욱 커짐으로써 단위임금의 설명력이 감소한 것으로 이해할 수 있다. 즉, 출산에

대한 선호가 낮은 여성일수록 보다 긴 취업경력을 추구하는 자기선택의 문제로 인해 임금이 첫 출산확률에 주는 효과를 과대추정할 소지가 있음을 보여준다고 할 수 있다. 상대적으로 임금이 두 번째 출산확률에 미치는 영향에 대한 추정치는 이러한 자기선택의 문제가 적은 것으로 해석할 수 있다.

4. 정책적 함의

본 연구가 제기하는 문제는 경제적 조건이 출산율에 어떠한 영향을 주는가라는 실증적(positive) 문제로 과연 정부가 출산장려정책을 펼쳐야 하는가라는 규범

적(normative) 문제와는 다르다. 후자의 문제는 출산의 외부성이 존재하는가라는 문제로 귀결된다(조병구 외[2007]). 즉, 이론적으로 출산장려정책의 당위성은 새로운 사회 구성원의 출현으로 인해 공공의 부, 공공재, 세대 간 이전 등의 통로로 기존 구성원에게 돌아오는 편익과 비용의 비교를 통해 확인할 수 있다. 현재 인구 구조의 고령화 현상이 급격히 진행되는 상황에서 우리 사회에서는 출산을 장려할 필요성에 대해서는 광범위한 합의가 이루어져 있는 것으로 보인다(조병구 외 [2007]; 민희철 외[2007] 등).

본 분석의 대상인 여성 임금수준은 임금 자체를 넘어 여성이 출산하고 자녀를 양육할 때에 노동시장에서 겪는 기회비용을 의미한다. 따라서 여성 임금의 상승이 출산율을 낮추는 효과가 있다는 결과는 출산율 제고를 위해서는 출산으로 인해 여성이 감수하는 노동시장에서의 기회비용을 낮추는 정책이 효과적임을 의미한다고 할 수 있다. 구체적인 정책수단으로는 보육지원, 산전후 휴가지원, 육아 휴직지원 등이 존재하나, 어떠한 정책수단을 우선적으로 시행해야 하는지를 논의하기 위해서는 효과성에 대한 추가적인 연구가 필요하다(조운영[2007] 등).

출산율과 여성 임금수준 간의 관계는 정책수단의 선택에서 더 나아가 정부가 추구해야 할 목표에 대해서도 암시하는 바가 있다. 근로활동이 자녀양육의 중요

한 기회비용으로 작용하므로 정부는 단순히 출산율 제고나 여성고용증진 중 어느 하나만을 추구할 것이 아니라 일과 가정의 양립이라는 포괄적인 정책목표를 설정할 필요가 있다. 출산을 장려하고 여성의 노동시장활동을 유도하기 위해 조세지원, 육아휴직지원, 보육지원, 직장근무환경 등 출산 및 자녀양육기 전반에 걸쳐 다양한 분야에서 포괄적이고 체계적인 가족친화정책을 정비하는 선진국의 최근 움직임은 시사하는 바가 크다고 할 수 있다(OECD[2007]).

V. 결 론

본고는 여성의 임금과 배우자의 소득이 출산율에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 출산간격을 추정한 결과 관찰되지 않는 출산능력이 높을수록 여성 임금수준이 낮은 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 관계를 고려하여 기간모형을 분석한 결과, 한계적으로 여성 임금의 10% 상승이 1년 이내에 두 번째 출산을 할 확률의 0.56~0.92%p 감소를 가져오고, 배우자의 임금의 경우 출산확률이 0.36~1.13%p 증가하는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 모형의 예측치를 이용한 분석에서 1980년부터 2005년까지의 두 번째 출산확률의 감소 중 약 17.1%를 여성의 임

금상승이 설명하는 것으로 나타났다. 자료의 한계로 인해 통제되지 못한 변수가 존재하므로, 본 분석 결과의 해석에는 유의해야 하나, 최소한 여성의 임금수준이 출산에 미치는 직·간접적인 효과의 크기를 제시하는 하나의 추정치로서 의미가 있다.

출산율의 감소를 설명하는 모든 요인을 실증적으로 규명하지는 못하였으나, 양의 소득효과와 음의 여성 임금효과를 발견한 사실은 출산이 자녀에 대한 수요에 의해서 결정된다는 시각을 뒷받침한다. 따라서 현재 진행 중인 우리나라의 저출산 현상은 경제발전 선상에서 나타

나는 현상으로 이해할 필요가 있다. 본 연구 결과 자체는 어떠한 정책을 시행해야 하는가에 대한 구체적인 제언을 제공하지는 않는다. 다만, 인구구조의 급속한 고령화로 인해 출산장려의 필요성이 더해지고, 전통적으로 자녀양육의 부담 중 상당한 부분을 담당해 왔던 여성의 노동시장활동에 대한 개인적·사회적 요구가 증대되는 상황에서 출산율 제고와 여성의 고용증진이라는 정책목표는 동시에 추구해야 할 과제이고, 이를 달성하기 위한 수단으로 자녀양육으로 인한 여성의 기회비용을 낮추는 방안을 포괄적으로 검토해야 할 것이다.

15) 이와 같은 여성 임금효과와 배우자 임금효과는 두 번째 출산 여부의 표본 평균값(0.20) 대비 각각 2.8~4.5% 감소, 1.8~5.5% 증가로 표현될 수 있다.

참 고 문 헌

- 김두섭, 「인구의 성장과 변천」, 김두섭·박상태·은기수 편, 『한국의 인구』, 제2장, 통계청, 2002.
- 김승권 외, 『전국 출산력 및 가족보건, 복지실태 조사』, 보건사회연구원, 2006.
- 김용성, 『임시·일용직 증가현상에 대한 고찰』, 한국개발연구원, 2007.
- 김태현·이삼식·김동희, 『출산력 저하의 원인: 출산행태 및 출산력 차이』, 고령화 및 미래사회위원회·보건복지부, 2005.
- 김현숙·류덕현·민희철, 『장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산을 결정요인에 대한 경제학적 분석』, 한국조세연구원, 2006.
- 문형표 외, 『인구구조 고령화의 경제사회적 파급효과와 대응과제』, 한국개발연구원, 2006.
- 민희철, 「임금 및 소득이 출산간격에 미치는 효과의 분석」, 『재정학연구』, 제1권 제1호(통권 56호), 2008, pp.41~61.
- 민희철·우석진·김현숙·김혜원·류덕현·옥우석, 『출산 극복 및 성장잠재력 확충을 위한 가족친화정책: 조세, 재정, 보육·교육, 여성노동 분야에서의 정부의 역할』, 한국조세연구원, 2007.
- 이삼식 외, 『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 한국보건사회연구원, 2005.
- 조병구·조운영·김정호, 『출산지원정책의 타당성 및 지원효과 분석』, 연구보고서 2007-02, 한국개발연구원, 2007.
- 최경수, 「인구 및 고용정책」, 최경수 편, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(II)』, 한국개발연구원, 2004.
- Abbring, Jaap H., “Stayers versus Defecting Movers: a Note on the Identification of Defective Duration Models,” *Economics Letters*, Vol. 74, No. 3, February 2002, pp.327~331.
- Arroyo, Cristino R. and Junsen Zhang, “Dynamic Microeconomic Models of Fertility Choice: Survey,” *Journal of Population Economics* 10, 1997, pp.23~65.
- Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, Part 2, Mar.-Apr. 1973, pp.S279~S288.
- Easterlin, Richard A. and Eileen M. Crimmins, *The Fertility Revolution*, Chicago, the United States: The University of Chicago Press, 1985.
- Happel, S. K., J. K. Hill, and S. A. Low, “An Economic Analysis of the Timing of Childbirth,” *Population Studies* 38, 1984, pp.299~311.
- Heckman, James J., “Using Goodness of Fit and Other Criteria to Choose Among Competing

- Duration Model: A Case Study of Hutterite Data,” in C. Clogg (ed.), *Sociological Methodology* 18, Oxford: Blackwell, 1987, pp.247~307.
- Heckman, James J. and James R. Walker, “The Relationship between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data,” *Econometrica* 58, 1990, pp.1411~1441.
- Heckman, James J. and Burton S. Singer, “A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data,” *Econometrica* 52, 1984, pp.271~320.
- Heckman, James J. and Robert Willis, “Estimation of a Stochastic Model of Reproduction: An Econometric Approach,” N. Terleckyj (ed.), *Household Production and Consumption*, New York, NY: Columbia University Press, 1975.
- Heckman, James J., V. Joseph Hotz, and James R. Walker, “New Evidence on the Timing and Spacing of Births,” *American Economic Review, Papers and Proceedings* 75, 1985, pp.179~184.
- Hotz, V. Joseph, Jacob Alex Klerman, and Willis J. Robert, “The Economics of Fertility in Developed Countries,” in M. Rosenzweig and O. Stark (eds.), *Handbook of Population and Family Economics*, 1997, pp.275~347.
- Johnson-Hanks, Jennifer, “Uncertainty and the Second Space: Modern Birth Timing and the Dilemma of Education,” *European Journal of Population*, Vol. 20, No. 4, 2004, pp.351~373.
- Kim, Hyun-Suk, Doek-Hyun Ryu, and Hee-Cheol Min, “Fiscal Policy for Long-term Human Capital Accumulation: An Economic Analysis of Fertility in Korea,” Korea Institute of Public Finance, 2006.
- Kwon, Tai-Hwan, *Demography of Korea: Population Change and Its Components 1925~66*, Population Development Studies Center, Seoul National University, 1977.
- Lancaster, Tony, “Econometric Methods for the Duration of Unemployment,” *Econometrica* 47, 1979, pp.939~956.
- Leung, Siu Fai, “A Stochastic Dynamic Analysis of Parental Sex Preferences and Fertility,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 4, Nov. 1991, pp.1063~1088.
- Moffitt, R., “Profiles of Fertility, Labour Supply and Wages of Married Women: A Complete Life-Cycle Model,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 51, No. 2, 1984, pp.263~278.
- Newman, J. L., “A Stochastic Dynamic Model of Fertility,” T. Schultz (ed.), *Research in Population Economics* 6, Greenwich, CT: JAI Press, 1988, pp.41~68.
- Newman, John L. and Charles E. McCulloch, “A Hazard Rate Approach to the Timing of Births,” *Econometrica* 52, 1984, pp.939~962.
- OECD, *Babies and Bosses—Reconciling Work and Family Life: A Synthesis of Findings for OECD Countries*, OECD Publishing, 2007.
- Rosenzweig, M. and K. Wolpin, “Life-Cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from

- Household Models,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, 1980, pp.328~348.
- Schultz, T. Paul, “Demand for Children in Low Income Countries,” in M. Rosenzweig and O. Stark (eds.), *Handbook of Population and Family Economics*, Amsterdam: North-Holland, 1997, pp.349~430.
- Tasiran, Ali C., “Fertility Dynamics: Wage and Income Effects on the Timing and Spacing of Births in Sweden and the United States,” *Contribution to Economic Analysis* No. 229, Amsterdam: North-Holland, 1995.
- Tasiran, Ali C., “A Reply to Walker’s Note: A Comment on Taşiran’s Wage and Income Effects on the Timing and Spacing of Births in Sweden and in the United States,” *Journal of Population Economics*, Vol. 15, No. 4, 2002, pp.783~796.
- Walker, James R., “A Comment on Ali Tasiran’s Wage and Income Effects on the Timing and Spacing of Births in Sweden and in the United States,” *Journal of Population Economics*, Vol. 15, No. 4, 2002, pp.773~782.
- Willis, Robert J., “A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, part 2, Mar.-Apr. 1973, pp.S14~S64.
- Wolpin, Kenneth I., “An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 5, Oct. 1984, pp.852~874.

부 록

1. 임금 추정과정

임금을 추정하기 위해 다음과 같은 표준적인 임금식을 상정한다. 설명변수로 연령의 일차항과 이차항, 교육수준 그리고 성별을 기본식으로 하고, 교육변수는 중졸 이하, 고졸, 전문대졸 그리고 대졸 이상의 네 항목으로 구분하였다. 추가로 임금의 연령별 구조가 교육수준별로 달라질 수 있도록 허용하고, 남성과 여성이 경험하는 연령과 학력에 따른 임금구조에 차이가 있을 수 있다고 가정하였다. 그 외에 결혼 여부, 산업별 효과, 근로자 수로 측정된 사업체 규모에 따른 효과를 통제하였다.

$$\begin{aligned}
 y_i = & \beta_0 + M_i \left\{ \beta_{1m} Age_i + \beta_{2m} Age_i^2 \right. \\
 & \left. + \sum_{j=1}^3 Sch_{ij} [\beta_{3mj} + \beta_{4mj} Age_i + \beta_{5mj} Age_i^2] \right\} \\
 & + F_i \left\{ \beta_{1f} Age_i + \beta_{2f} Age_i^2 \right. \\
 & \left. + \sum_{j=1}^3 Sch_{ij} [\beta_{3fj} + \beta_{4fj} Age_i + \beta_{5fj} Age_i^2] \right\} \\
 & + \beta_6 x_i + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{5}$$

y 는 근로자 i 의 시간당 임금, M 과 F 는 각각 남성과 여성 근로자를 나타내는 지시함수(index function), Age 는 연령, $Sch_j(j=1,2,3)$ 는 세 가지 학력수준을 나타내는 지시함수(중졸 이하가 준거수준), x 는 산업별, 사업체 규모별 더미, 그리고 ε 은 오차항을 나타낸다.¹⁶⁾

위와 같은 임금식을 1980년, 1993년 그리고 2005년도 임금구조기본통계조사 자료를 이용하여 추정한 결과는 <Table A-1>과 같다. 시간이 지남에 따라 각 학력별로 연령에 따른 임금변화의 폭이 더 커짐을 알 수 있다. 대부분의 연도에서 동일한 계수 추정치에 대해 남성과 여성 근로자 사이의 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 연령별 임금구조도 학력에 따른 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

이와 같이 1980년부터 2005년까지 매년 추정하여 성별·연령별·교육수준별 임금의 예측치를 합하여 연도별 임금구조를 구축하였다. 성별, 연령, 학력 이외의 변수들은 표본 평균에서 측정하였다. 네 종류의 출생 코호트에 대한 여성 임금률의

16) 산업은 광업, 제조업, 전기, 가스 및 수도사업, 건설업, 도소매 및 소비자용품 수리업, 숙박 및 음식점업, 운수, 창고 및 통신업, 금융 및 보험업, 부동산 및 사업서비스업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 기타 공공, 사회 및 개인서비스업 등 11개 산업으로 구분하였고, 사업체 규모는 근로자 수 10~29명, 30~99명, 100~299명, 300~499명, 500명 이상 등 5개 규모로 구분하였다.

〈Table A-1〉 Estimation Results of Wage Equation (for selected years)

Year	1980	1993	2005
Dependent variable: hourly wage			
(Male) Age	36.9204*** (0.6693)	206.6460*** (3.7668)	861.0737*** (25.5266)
(Male) Age sq.	-0.3826*** (0.0102)	-2.4320*** (0.0517)	-10.1506*** (0.3228)
(Male) High school graduate	-503.5354*** (30.1202)	-4,425.0341*** (136.1271)	-5,609.5419*** (566.8313)
(Male) High school graduate*Age	30.2182*** (2.0377)	224.2591*** (8.1846)	289.7076*** (31.2334)
(Male) High school graduate*Age sq.	-0.2208*** (0.0325)	-2.1832*** (0.1183)	-2.8685*** (0.4058)
(Male) College graduate	-481.8085*** (132.4856)	-7,039.9879*** (628.8851)	-12,974.3443*** (1024.8016)
(Male) College graduate*Age	34.6093*** (7.9424)	333.2695*** (38.4679)	670.7878*** (59.7437)
(Male) College graduate*Age sq.	-0.1447 (0.1135)	-2.6208*** (0.5723)	-6.1895*** (0.8368)
(Male) University graduate or above	-2,438.8501*** (103.3444)	-14,366.2767*** (407.6584)	-24,184.9997*** (1001.3343)
(Male) University graduate or above*Age	156.6990*** (5.9246)	710.7908*** (23.0032)	1,203.4252*** (55.1625)
(Male) University graduate or above*Age sq.	-1.6137*** (0.0823)	-6.3199*** (0.3133)	-9.1703*** (0.7298)
(Female) Age	32.2327*** (0.7120)	120.7948*** (3.9280)	630.8777*** (22.0775)
(Female) Age sq.	-0.5028*** (0.0116)	-1.4405*** (0.0529)	-7.2921*** (0.2591)
(Female) High school graduate	-363.6950*** (122.4850)	-1,866.2165*** (192.4336)	8,617.0837*** (583.8792)
(Female) High school graduate*Age	28.2956*** (9.2553)	150.6247*** (13.6089)	-254.7166*** (30.5831)
(Female) High school graduate*Age sq.	-0.2856* (0.1668)	-1.9455*** (0.2226)	1.7662*** (0.3925)

<Table A-1> Continue

Year	1980	1993	2005
(Female) College graduate	-817.6574* (458.8722)	-4,282.5115*** (593.7921)	-1467.0049 Z(918.4679)
(Female) College graduate*Age	62.4013** (29.1866)	273.9869*** (39.9432)	321.7677*** (56.6969)
(Female) College graduate*Age sq.	-0.4908 (0.4118)	-2.5552*** (0.6343)	-3.9192*** (0.8653)
(Female) University degree or above	-1,525.4089*** (399.7386)	-8,829.9272*** (792.7377)	-8,912.5941*** (1465.7717)
(Female) University degree or above*Age	116.1821*** (25.8746)	527.6787*** (49.0464)	660.1658*** (89.3565)
(Female) University degree or above*Age sq.	-1.1923*** (0.3998)	-4.6511*** (0.7121)	-3.9592*** (1.3207)
Married (Married=1)	74.7908*** (2.8240)	143.8035*** (14.5265)	862.0398*** (40.7604)
Constant	6.2113 (11.7480)	20.7919 (75.8730)	-9,085.0201*** (485.3784)
No. of observations	394,951	425,405	441,442
R ²	0.64	0.57	0.49

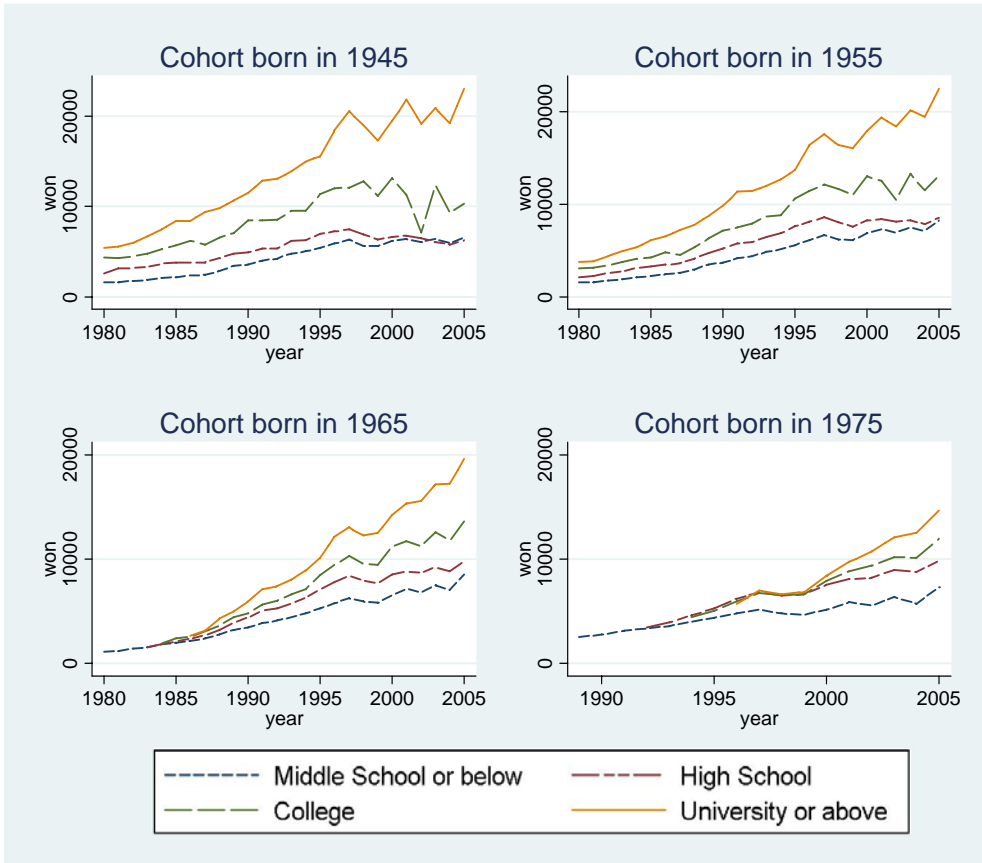
Notes: Standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 All the models include dummies for industry and firm size.

2. 출산간격 추정 결과

구조는 [Figure A-1]과 같다. 연령에 따라 임금이 상승하나 50대 초반을 기점으로 하락하는 추세를 보이고, 높은 교육수준을 가진 여성의 임금이 항상 높은 구조를 보인다. 또한 높은 학력의 여성일수록 연령 증가에 따른 임금 상승률이 더 높음을 알 수 있다. 남성근로자의 경우 임금률의 절대적인 수준이 여성에 비해 높으나 이와 같은 임금구조의 특성을 공유한다.

출산간격의 결정요인 추정 시 기간이 가져오는 효과를 보다 자세히 살펴보기 위해 구간별로 나누어 추정한 결과는 <Table A-2>와 같다.

[Figure A-1] Female Wage Series (for selected birth cohorts)



<Table A-2> The Effects of Female Wage on the Timing of First and Second Births II

Individual Heterogeneity	(1)	(2)	(3)
	Separate Estimation	Heterogeneity (Normal)	Heterogeneity (Finite Mixed)
Dependent Variable: First birth hazard			
Constant	0.4411 (0.3593)	1.0489** (0.4289)	1.946*** (0.4118)
Duration 1~3	-6.194*** (0.7612)	-6.6325*** (0.7937)	-8.4081*** (0.7899)
Duration 4~6	-2.2001*** (0.2719)	-2.6344*** (0.3315)	-4.3672*** (0.3496)
Duration 7~9	-0.2383 (0.2578)	-0.6534** (0.3140)	-2.3285*** (0.3382)
Duration 10~12	1.2099*** (0.2569)	0.8395*** (0.3016)	-0.7815** (0.3373)
Duration 13~15	1.9855*** (0.2579)	1.6926*** (0.2870)	0.1607 (0.3396)
Duration 16~20	1.9489*** (0.2595)	1.7615*** (0.2742)	0.5315 (0.3390)
Duration 21~25	1.6177*** (0.2711)	1.5462*** (0.2746)	1.1564*** (0.3042)
Year (base year 1900)	0.0039 (0.0056)	0.0047 (0.0060)	0.0161** (0.0066)
log Wage	-0.4447*** (0.0732)	-0.4834*** (0.0788)	-0.7158*** (0.0885)
Dependent Variable: Second birth hazard			
Constant	-5.1928*** (1.0587)	-5.2197*** (1.0693)	-6.6709*** (1.0793)
Age at first birth	-0.0243*** (0.0065)	-0.0036 (0.0116)	0.0226** (0.0095)
Duration 1	5.1328*** (0.9912)	4.824*** (0.9933)	4.7498*** (0.9917)
Duration 2~3	6.4251*** (0.9903)	6.1728*** (0.9911)	6.0942*** (0.9906)
Duration 4~6	5.9252*** (0.9897)	5.7466*** (0.9898)	5.694*** (0.9898)

〈Table A-2〉 Continue

Individual Heterogeneity	(1)	(2)	(3)
	Separate Estimation	Heterogeneity (Normal)	Heterogeneity (Finite Mixed)
Duration 7~10	4.4307*** (0.9915)	4.3059*** (0.9917)	4.29*** (0.9916)
Duration 11~15	3.2278*** (1.0027)	3.1315*** (1.0032)	3.1378*** (1.0031)
Year (base year 1900)	-0.0251*** (0.0062)	-0.0263*** (0.0065)	-0.0168** (0.0066)
log Wage	-0.2113** (0.0992)	-0.2605** (0.1053)	-0.4545*** (0.1093)
log Spouse's wage	0.3428*** (0.1031)	0.3748*** (0.1090)	0.3733*** (0.1093)
First child female	0.2351*** (0.0340)	0.2433*** (0.0361)	0.2377*** (0.0363)
First birth interval (yr)	-0.1976*** (0.0197)	-0.202*** (0.0203)	-0.1989*** (0.0206)
σ_{θ}		0.3333*** (0.0801)	
Likelihood	-26850.12	-26844.9	-26791.53

Notes: Asymptotic standard errors in parentheses; Significance: *'=10%; **'=5%; ***'=1%. The distribution of individual heterogeneity with two supports are estimated in Model 3.

Source: Korean National Fertility Survey 2006.