

혼전임신이 두 번째 임신과 출산에 미치는 영향

김송희

혼전임신이 두 번째 임신과 출산에 미치는 영향*

김승희**

초 록

임신이 가능한 상태에 있는 여성은 두 단계에 걸쳐 의사결정을 한다. 첫 번째 단계에서는 임신을 할지 결정하고, 두 번째 단계에서는 임신 후에 출산여부를 결정한다. 혼전임신은 여성의 결혼과 출산, 이혼 등의 결정에 영향을 미치는데 혼전임신을 경험한 여성은 이혼의 가능성이 높아 자녀에 대한 수요가 감소할 수 있다.

본 연구는 혼전임신이 두 번째 임신간격과 임신결과에 미치는 영향을 실증적으로 보여준다. 분석결과, 혼전임신을 경험한 여성은 결혼 후 임신한 여성에 비하여 두 번째 임신이 빠르게 나타났고 출산확률은 감소하였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 혼전임신이 두 번째 임신에 영향을 미치는 경로를 통해 좀 더 자세히 알 수 있다. 혼전임신 때문에 결혼한 여성은 결혼 후에 임신한 여성보다 두 번째 임신이 빠르게 나타났으며 출산확률이 증가하였다. 하지만 혼전임신 후 결혼하지 않고 낙태를 경험한 여성은 결혼 후에 임신한 여성에 비해 두 번째 임신확률 및 출산확률이 감소하였다. 이러한 결과는 한국에서 혼전임신을 경험한 여성은 주로 결혼과 인공임신중절을 선택함을 고려할 때, 첫 번째 혼전임신의 결과에 따라 두 번째 임신과 출산에 미치는 영향이 다를 수 있음을 보이고 있다.

주제어 : 혼전임신, 출산, 기간분석

I. 서 론

여성의 교육수준 향상과 노동시장참여는 결혼을 지연시키는 것으로 나타

* 본 연구는 김승희의 고려대학교 박사학위논문(2016년 8월)인 '한국 여성의 혼전임신에 관한 연구'의 일부분을 요약하고 수정한 것임.

** 고려대학교 노동대학원 시간강사(rabisong@korea.ac.kr)

난다. 여성의 초혼연령은 1970년 23.3세에서 2015년 30.0세로 6.7세 증가하였다. 그리고 이는 출산율 감소로 이어지고 있다. 통계청 보고에 따르면, 한국의 조출생률(인구 1천 명당 출생아수)은 1970년 31.2명에서 2015년 8.6명으로 감소하였고 여성 1명이 평생 낳을 것으로 예상되는 평균 출생아수인 합계출산율도 1970년 4.53명에서 2015년 1.24명으로 감소하였다. 한국 사회는 합계출산율이 2005년에 1.08명으로 최저치를 기록한 이후 다소 증가하고 있지만 저출산 행태가 지속되고 있다.

이러한 저출산 행태는 둘째 자녀 비율이 감소하고 있는 추세에서도 알 수 있다. 1995년 이후 첫째 자녀 출산비율은 높아지고 둘째 자녀 비율은 감소하고 있다. 1995년의 전체 출생아(출산 순위 미상 제외) 중에서 첫째 자녀 출산비율은 48.34%, 둘째 자녀 출산비율은 43.07% 였지만 2015년에는 첫째 자녀 52.29%, 둘째 자녀 38.00%로 첫째 자녀는 3.95%p 증가하였고 둘째 자녀는 5.07%p 감소하였다(통계청, 2016).

한국 여성의 교육수준 향상과 노동시장 참여는 결혼과 출산을 지연시킬 뿐만 아니라 간접적이지만 혼전임신의 가능성을 증가시킨다. 공식적인 통계는 발표되지 않지만 결혼이 늦어지면서 한국 여성의 혼전 성 경험이 증가하고 있고(이동원 외, 2002), 혼전임신으로 태어난 첫째 자녀의 비율이 점차 증가하는 추세이며(Kim and Kim, 2011), 동시에 첫 번째 인공임신중절의 가장 큰 이유로 보고되고 있음을 볼 때,¹⁾ 혼전임신이 증가하고 있음을 알 수 있다.

혼전임신을 경험한 여성은 거의 동시에 결혼과 출산을 결정한다. 즉, 혼전임신을 경험한 여성은 그 임신에 대해 출산을 할지 또는 인공임신중절을 할지 결정해야 하고 출산을 선택했다면 결혼 내에서 출산을 할 것인지 결혼 밖에서 할 것인지를 결정한다(Lundberg and Plotnick, 1995). 본 연구에서 사용하는 한국보건사회연구원의 '2006 전국 출산력 및 가족보건·복지실태 조사(이하 출산력 데이터)'에 따르면 혼전임신에 해당하는 여성 900명(12.40%)중 혼전임신 후 결혼하여 출산한 여성(혼전임신-결혼)은 661명(전체 혼전임신 여성의 73.44%), 혼전임신 후 결혼하지 않고 출산한 여성(혼전

1) 첫 번째 임신에서 인공임신중절을 경험한 이유는 혼전임신(32.5%), 출산연기(29.5%), 태아 이상(23.3%), 경제적인 이유(3.8%) 순이었다(이삼식 외, 2005).

임신-출산)은 21명(2.33%), 혼전임신 후 결혼하지 않고 낙태한 여성(혼전 임신-낙태)은 218명(24.22%)이었다.

한국사회가 점점 성에 대해 개방되고 있지만 여전히 결혼제도 밖의 임신과 출산에 대해서 비난받고 있다(김혜영 외, 2009; 신윤정·이상림·김윤희, 2012). 그래서 혼전임신을 한 여성은 가능한 빨리 결혼하여 합법적으로 아이를 양육하고자한다(Becker, Landes, and Michael, 1977). 그러므로 혼전 임신은 배우자 탐색과정에서 탐색비용의 변화를 가져오게 되어 결혼이 빨라지고 이혼 결정에 영향을 미친다(김송희·김진영, 2016). 이혼의 가능성이 높을 경우 자녀에 대한 수요가 감소하므로(문숙재·정순희·허경옥, 2000; Browning, Chiappori, and Weiss, 2011), 혼전임신을 경험한 여성에게서 두 번째 출산이 지연될 가능성이 있다.

해외에서 진행된 연구에 따르면, Bumpass et al.(1978)은 혼전임신 후 결혼하지 않고 출산한 여성은 결혼이 지연되었기 때문에 두 번째 출산이 늦게 나타났지만 혼전임신 후 결혼한 여성에게서는 두 번째 임신이 빠르게 나타난다고 하였다. McLaughlin et al.(1986)은 10대에 출산한 여성의 두 번째 출산간격에 대해서 분석한 결과, 혼전임신 후 출산한 여성에게서 두 번째 임신이 지연됨을 발견하였다. 하지만 혼전임신 후 결혼을 한 여성은 출산간격이 짧게 나타났으며, 결혼 후에 임신한 여성에게서 출산간격이 가장 짧게 나타났다. 즉 결혼 후 임신을 한 여성이 가장 먼저 둘째 자녀를 출산하였다.

하지만 한국에서 혼전임신과 출산에 관한 연구는 많이 부족하다. 한국의 저출산 현상 때문에 출산간격에 대한 분석은 이루어지고 있지만 출산간격 연구에서 임신 중에 결혼한 혼전임신-결혼은 결혼 후의 임신과 구별되지 않은 채 분석되었다. 하지만 혼전임신-결혼과 혼후임신 여성은 교육수준, 출생년도, 첫 임신연령, 초혼연령에서 차이가 나타나며(〈부록 표1〉 참조), 혼전임신-결혼 여성이 결혼 후 임신 여성보다 두 번째 출산이 빠르게(Bumpass et al., 1978), 혹은 지연되어(McLaughlin et al., 1986) 나타나므로 이를 고려하여 분석하고자 한다.

또한 출산간격 연구에서 결혼 전에 출산한 경우는 표본수가 적다는 이유로 분석에서 제외되었다. 하지만 이 또한 혼전임신을 경험한 여성의 선택

중 하나이므로 이를 고려하여 분석하고자 한다. 게다가 인공임신중절로 종결된 혼전임신의 경우는 앞에서 살펴본 해외 연구에서도 혼전임신으로 고려하지 않고 있다. 하지만 한국여성정책연구원(2008)은 과거에 임신이나 낙태를 경험한 여성에게서 미혼상태의 임신 혹은 출산을 반복하는 경우가 증가하고 있다고 보고하고 있으므로, 이를 파악하여 반영할 필요가 있다.

둘째 자녀에 대한 임신 계획은 첫 번째 임신에 비해 좀 더 현실적인 요소를 고려하기 때문에, 보다 계획적이고 합리적인 가능성이 높다(정혜은·진미정, 2008). 따라서 두 번째 출산간격이 길게 나타나면 출산 포기로 이어져 자녀수가 적게 나타날 것을 예상할 수 있다.²⁾ 관련연구(McLaughlin et al., 1986; Parnell, Swicegood, and Stevens, 1994)에 의하면, 둘째 자녀를 출산하기까지 걸리는 기간인 두 번째 출산간격은 여성이 일생동안 출산할 자녀의 수와 관련이 있다. 이에 본 연구는 출산에 관한 기존의 사회·경제학적 요인을 포함하여 혼전임신이 두 번째 임신 이행과 출산 결정에 미치는 영향을 동태적으로 실증분석하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 임신과 출산에 관한 이론적 배경과 선행연구를 살펴보고, III장에서는 본 연구에서 사용하는 연구 자료와 방법을 설명한다. IV장은 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 V장에서는 연구결과와 내용을 요약하고 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 이론적 배경과 선행연구

1. 이론적 배경

김송희·김진영(2016)에 따르면, 혼전임신으로 인한 결혼은 더 나은 배우자를 기다리지 않고 한 결혼일 가능성이 높아서 결혼산출물을 낮추고 이혼

2) 본 연구에서 사용하는 2006 출산력 데이터에서 혼전임신을 경험하지 않은 40세 이상 여성 중 만 20세부터 27세에 결혼한 여성을 대상으로 자녀수를 살펴보았다. 이 여성들의 평균 결혼연령은 23.83세(표준편차 3.57), 두 번째 임신간격은 평균적으로 20.20개월이었다. 두 번째 임신간격이 평균 임신간격인 20개월 이하인 여성(1,462명)은 2.14명의 자녀를 가졌고, 21개월 이상인 여성(709명)은 2.01명의 자녀를 가졌다.

의 가능성을 높인다. 만약 적절한 매칭이 이루어져 안정적인 결혼생활을 할 경우, 배우자와 공동 투자하는 자녀의 수요가 증가하지만 이혼의 가능성이 높을 경우 자녀의 수요가 감소한다(Browning, Chiappori, and Weiss, 2011). 그러므로 자녀의 수요에 대한 여성의 결정에 대해 Heckman(1975)과 Leung(1991)의 모형을 확장한 Kim(2005)의 모형을 사용하여 살펴보고자 한다.³⁾

본 연구에서는 임신이 가능한 상태에 있는 여성은 두 단계에 걸쳐 의사결정을 한다고 가정한다. 첫 번째 단계에서는 임신을 할지 결정하고, 두 번째 단계에서는 임신 후에 출산을 할지 혹은 인공임신중절을 할지 결정한다(Kim, 2005).

먼저 두 번째 단계인 출산 결정부터 살펴보면, 시점 t 에서 n 명의 자녀를 가지고 있는 여성이 임신을 하였을 경우, 자녀가 부모에게 주는 효용(W_t)이 극대화되도록 출산 여부를 결정한다. 이 효용은 자녀가 주는 현재의 효용($u(\cdot)$)과 다음 기에 자녀가 주는 효용을 현재가치로 할인한 기대효용($\delta V_{t+1}(\cdot)$)으로 구성된다(식(1) 참조).

식(1)의 예산제약식⁴⁾에 의해 소비(C_t)는 소득(y_t), 자녀양육비용(p_t)과 낙태 비용(π_t)에 의해 영향을 받으며 낙태를 하였을 경우($A_t = 1$)에는 $-a$ 만큼 효용이 감소한다. 자녀양육과 낙태는 모두 비용을 발생시키므로 부모의 소비를 감소시킨다.

3) 이 모형들에서 사용하고 있는 동태적 모형은 “각 시점마다 효용함수와 예산제약식이 설정되어 있고 의사결정자는 이 모든 것을 고려하여 생애 전체의 효용을 극대화하도록 출산과 노동공급을 결정”한다(이삼식 외, 2005, p.121). 그래서 동태적 모형을 사용하여 출산시점, 출산연기 또는 출산간격 등과 같은 출산 결정에 대한 설명이 가능하다.

4) 예산제약식은 미래소득을 담보로 대출을 받을 수 없는 불완전 자본시장을 가정한다(Heckman and Willis, 1975; Wolpin, 1984; Leung, 1991; Kim, 2005). 불완전한 자본시장에 대해 이삼식 외(2005, p.122)는 다음과 같이 정리하고 있다. “불완전한 자본 시장을 가정할 경우 남편의 소득이 출산의 최적시기를 결정하는데 여성의 소득능력이 노동시장에 참여하지 않는 동안 감소하지 않을 경우 부부의 효용을 극대화하는 출산시점은 남편의 소득이 가장 높을 때이다. 따라서 남편의 소득이 시간이 지남에 따라 상승한다고 가정하면 출산시기를 늦추는 것이 부부에게 유리하다. 둘째, 여성의 소득능력이 노동시장에 참여하지 않는 동안 감소하는 경우 출산시기의 결정은 부부의 소비를 포기하는데 따르는 비용과 출산양육으로 인해 노동시장에 참여하지 않음으로써 발생하는 소득의 상실을 고려하여 결정한다.”

$$W_t(n_t) = \max E_t \{ u(n_t + 1 - A_t, C_t) - aA_t + \delta V_{t+1}(n_t + 1 - A_t) \} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } C_t + p_t[n_t + (1 - A_t)] + \pi_t(A_t) = y_t$$

여기서, C_t : 소비

$$A_t : \begin{cases} 1 : \text{낙태} \\ 0 : \text{낙태안함} \end{cases}$$

$-a$: 낙태로 인한 효용 감소

δ : 할인율, $0 < \delta < 1$

p_t : 자녀양육 비용

π_t : 낙태 비용

y_t : 소득

다음으로 첫 번째 단계를 살펴보면, t 기에 임신이 가능한 상태에 있는 여성은 임신을 할지 결정하는데 임신을 원하지 않을 경우에는 피임방법을 사용하여 임신 가능성을 줄일 수 있다. t 기에 자녀가 n 명 있는 여성의 기대효용(V_t)은 H_t 의 확률로 임신이 되었을 때의 효용($H_t W_t(n_t)$)과 $(1 - H_t)$ 의 확률로 임신이 되지 않았을 때의 효용($(1 - H_t)[u(n_t, C_t) + \delta V_{t+1}(n_t)]$), 그리고 피임의 노력으로 인한 효용감소($-\omega(H)$)에 의해 결정된다(식(2) 참조). 여기서, 효용함수는 유계함수(bounded function)이고, $u''(\cdot) < 0$ 이라고 가정한다.

여성은 자신의 기대효용(V_t)이 극대화되도록 임신확률(H_t)을 결정하고 임신이 되지 않았을 경우 여성은 소비(C_t)를 결정한다. 여기서 다른 조건이 동일하다고 가정할 때 자녀가 주는 효용이 크다면 다음 자녀를 빨리 임신하여 출산하는 것이 부모의 효용을 증가시킬 수 있다.

$$V_t(n_t) = \max E_t \{ H_t W_t(n_t) + (1 - H_t)[u(n_t, C_t) + \delta V_{t+1}(n_t)] - \omega(H_t) \} \quad (2)$$

여기서, H_t : 임신확률, $H_t \in [0, 1]$

$W_t(n_t)$: 두 번째 단계의 효용함수

$-\omega(H)$: 피임으로 인한 효용감소

식(1)과 식(2)를 통해 낙태 비용이 낮으면 피임의 노력이 감소하므로 임신 확률은 증가하며($\partial H_t / \partial \pi_t \leq 0$), 자녀양육비용이 증가하면 임신확률은 감소

함($\partial H_t / \partial p_t \leq 0$)을 알 수 있다(Kim, 2005, Proposition 6 참조). 그리고 낙태 비용이 증가할 경우 출산이 증가하고, 자녀양육비용(p_t)이 상승하면 낙태를 선택할 가능성이 증가한다(Kim, 2005, Proposition 3, 5 참조). 한편 가구소득이 증가하면 소비가 증가하여 자녀의 한계 효용이 증가하고 상대적으로 자녀의 양육비용이 감소하게 되어 임신확률이 증가하게 된다($\partial H_t / \partial y_t \geq 0$). 그리고 소득이 증가하면 낙태의 가능성이 감소한다(Kim, 2005, Proposition 4 참조).

미혼상태에서 첫 번째 임신을 한 후 낙태를 경험한 여성(혼전임신-낙태)은 첫 임신종결 후 미혼상태에 있을 가능성이 높고, 결혼 내에서 출산한 여성은 여전히 결혼 상태에 있을 가능성이 높다. 여성은 다음 임신여부를 결정할 것인데, 미혼상태에서 출산하는 경우, 남편의 소득이 없으므로 결혼 내에서 출산한 여성에 비해 효용이 낮을 것이고(Willis, 1999) 상대적으로 자녀양육비용은 증가할 것이다. 따라서 결혼 제도 안에 있는 여성에 비해 혼전임신-낙태 여성에게서 임신은 지연되고 출산을 선택할 확률은 감소할 것이다.

2. 선행연구

출산에 영향을 미치는 요인에 대해서 적지 않은 연구가 진행되었다. 출산간격에 관한 대부분의 연구에서 임신은 곧 출산으로 가정하고 분석하였다. 한국의 특성상 두 번째 임신의 상당수는 결혼 후에 발생할 가능성이 높지만 반복되는 혼전임신 및 원하지 않는 임신의 가능성이 존재하므로 본 연구에서는 Kim(2005)의 연구처럼 임신과 출산에 관한 결정을 각각 할 수 있다고 보았다.

출산에 관한 동태적 연구는 대부분 소득 및 자녀양육비용을 중심으로 이루어졌는데, 여기에서는 이를 포함하여 두 번째 출산에 영향을 미치는 요인을 살펴보고자 한다.

가구소득이 증가하였을 경우 정상재인 자녀는 소득효과에 의해 수요가 증가하지만 자녀의 질에 더 많이 투자할 경우 자녀의 수요가 감소할 수도 있다(Becker, 1991). 소득과 출산의 관계를 분석한 많은 실증결과에서 남편

소득은 대체로 출산확률을 높였다(Heckman and Walker, 1990; Merrigan and St. Pierre, 1998; Leung, 1991; Kim, 2005; 민희철, 2008; 김정호, 2009; 장진희·박성준, 2015). 하지만 Wolpin(1984)은 생애주기(life cycle)의 초반에 가구소득(남편소득)이 증가하면 빠른 출산으로 이어지지만 지속적인 소득의 상승은 출산을 늦춘다는 것을 발견하였다. 김현숙·류덕현·민희철(2006)의 연구에서는 남성의 소득이 두 번째 출산간격에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

반면 여성의 임금은 출산확률을 감소시켰다(Heckman and Walker, 1990; Merrigan and St. Pierre, 1998; 김현숙·류덕현·민희철, 2006). 이는 여성의 임금은 자녀양육에 대한 여성의 기회비용을 의미하므로 여성의 임금상승은 여성이 자녀를 양육함에 있어서 전보다 더 많은 비용이 든다는 것을 의미하기 때문이다(Willis, 1973). 또한 여성의 교육수준이 높을수록 노동시장에 참여할 확률이 높고 자녀양육에 대한 여성의 시간가치가 증가하기 때문에 여성의 교육수준이 증가할 때 대체로 출산확률이 감소한다(Wolpin, 1984; Kim, 2005; 이삼식 외, 2005). 하지만 여성의 교육수준이 낮을수록 출산확률이 감소한다는 연구결과도 있다(민현주·김은지, 2011; 송헌재, 2012). 그 밖에 대도시에 거주하는 여성이 읍면에 거주하는 여성보다 출산확률이 감소한다는 연구결과가 있는데(김현숙·류덕현·민희철, 2006), 이는 대도시에 거주할수록 농촌보다 자녀양육비용이 많이 들기 때문이다.

출산간격 외에 낙태결정에 관한 선행연구 결과를 살펴보면, 은기수·권태환(2002)에서는 임신당시의 연령이 높을수록, 그리고 자녀가 없는 부부에 비해 자녀가 있는 부부에게서 인공임신중절의 가능성이 높게 나타났다. 반면 종교 및 거주지는 통계적으로 유의하지 않았지만 대도시에 거주하는 여성이 농촌에 거주하는 여성에 비해 인공임신중절율이 더 높은 연구결과도 있다(곽동선 외, 2009).

이에 본 연구는 혼전임신을 포함하여 두 번째 임신과 출산 결정에 영향을 미치는 요인을 동태적으로 실증 분석하고자 한다.

Ⅲ. 연구 자료와 방법

1. 연구 자료와 변수

본 연구는 한국보건사회연구원의 ‘2006 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사(이하 출산력 데이터)’를 이용하였다. 2006년 출산력 데이터는 만 15-49세 이하의 기혼 여성의 결혼력, 임신력, 취업력 등 개인별 시계열 자료를 알 수 있으므로 동태적 실증분석이 가능하다.⁵⁾ 또한 만 15세부터 임신에 관한 이력과 결혼력을 통해 미혼상태에서의 임신을 알 수 있고, 모든 임신순위에 대한 임신결과를 알 수 있으므로 여성이 경험한 모든 임신에 대해 분석할 수 있다. 따라서 혼전임신 뿐만 아니라 낙태로 종결된 임신까지 포함할 수 있다는 장점이 있다. 또한 개인별 시계열 자료와 함께 조사 실시 시점에 있어서 연령, 교육수준, 소득 등의 사회, 경제적 변수들을 포함하고 있어 두 번째 임신과 임신결과에 미치는 요인을 살펴볼 수 있다.

하지만 이 조사는 결혼한 적이 있는 여성을 대상으로 임신력을 조사하였기 때문에 미혼상태에서 임신을 경험하였으나 결혼한 적이 없는 여성은 제외되었다는 문제점이 있다. 이에 대해 Bumpass et al.(1978, p.77)은 “혼전출산이 결혼을 연기시키는 효과가 있다면, 기혼여성을 대상으로 얻는 결과는 편의(bias)가 발생할 수 있으며 특히 어린 연령에게서 문제가 될 수 있다”고 밝혔다. 그리고 이러한 편의를 줄이기 위해 1970년대 25-29세 미국 여성의 80%가 한번은 결혼한 적이 있기 때문에 연구 대상을 25세 이상으로 제한하였다.

따라서 본 연구에서도 Bumpass et al.(1978)에서 제시된 해결책과 동일하게 2000년에 30-34세 여성의 유배우율이 86.88%이므로(윤병준, 2001), 연구대상을 2006년 조사 시점에 30세 이상인 여성으로 제한하여 분석하였다.

5) 2006년 출산력 데이터는 “부인의 현재까지의 임신력·출산력·피임력·혼인력·취업력에 관한 생애이력을 파악하였다. 즉, 기혼여성이 15세가 되는 해부터 혼인·임신·출산, 피임, 부인 취업, 남편취업 등을 현시점까지 조사하도록 구성되었다(김승권 외, 2006, p.102).” 하지만 이 자료에서 결혼일, 임신/출산일은 모두 회고적 정보이므로 기억의 오차가 발생할 수 있음을 고려할 필요가 있다.

그리고 혼전임신을 포함하여 두 번째 임신이행과 임신결과에 영향을 미치는 요인을 각각 분석하였으며 각 단계별 종속변수와 설명변수는 다음과 같다.

1) 종속변수

(1) 임신이행의 종속변수

임신이행을 분석하기 위한 종속변수는 두 번째 임신간격이다. 두 번째 임신간격은 첫 번째 임신결과(출산, 인공임신중절, 자연유산 및 사산)가 나타난 시점부터 두 번째 임신시점인 임신년도(year)와 월(month)까지이다. 데이터 조사 실시 시점까지 두 번째 임신을 하지 않은 경우는 중도절단된 것으로 간주하고 조사시점까지 월 단위로 표시하였다. 두 번째 임신을 하였을 경우, 임신년 월은 1, 임신을 하지 않았으면 임신하지 않은 상태가 지속되었으므로 0이 된다. 분석단위는 1개월이다.

분석을 위한 모집단은 결혼을 한 적이 있는 여성 중 첫 번째 임신을 경험하고 임신결과가 나타난 30세 이상 여성이다. 첫 번째 임신결과가 나타난 대상자 6,290명 중 조사시점까지 두 번째 임신을 한 여성은 5,669명(90.13%)으로 두 번째 임신까지 걸린 기간은 첫 번째 임신종결 후 평균 20.02개월이다. 임신을 하지 않은 여성은 621명(9.87%)이며, 두 번째 임신이행의 표본수는 173,738개이다.

(2) 출산결정의 종속변수

임신을 한 여성은 다음 단계에서 출산을 할 것인지 인공임신중절을 할 것인지 결정한다. 따라서 출산결정 요인을 분석하기 위한 종속변수는 출산여부이고 두 번째 임신의 결과가 출산이면 1, 인공임신중절이면 0이다. 출산결정 분석에서 자연유산이나 사산의 경우는 인공임신중절과는 다르게 개인의 의도하지 않은 결과이므로 분석에서 제외하고 임신 중인 경우도 임신이 종결되지 않았으므로 제외한다. 이에 따라 두 번째 임신을 한 여성 5,669명 중, 분석대상은 총 5,081명으로 4,006명(78.84%)은 출산을 선택하였고 1,075명(21.16%)은 인공임신중절을 선택하였다.

2) 설명변수

본 연구의 주요 변수인 혼전임신 이외에 임신과 출산에 영향을 주는 변수는 선행연구를 통해 제시되었다. 이에 따라 본 연구에서는 여러 가지 여성의 사회·경제적 변수와 자녀유무 등을 설명변수로 분석에 이용하였다. 설명변수는 로그연령, 교육연수, 거주지, 자녀유무, 여성 출생 코호트 더미, 가구 추정소득 및 첫 번째 혼전임신 여부이며 임신이행과 출산결정에 사용한 설명변수는 동일하다.

(1) 혼전임신

혼전임신은 자신에게 가장 적합한 배우자와 결혼의 가능성을 낮추고 이혼의 확률을 높일 수 있다(김송희·김진영, 2016). 자녀는 배우자와 공동으로 투자한 “결혼의 특수자본”이므로 이혼의 가능성이 높을 경우 자녀에 대한 수요가 감소한다(문숙재·정순희·허경옥, 2000). 따라서 혼전임신 후 결혼한 여성은 이혼 가능성이 높아 다음 임신이 지연될 수 있다. 반면 배우자 탐색을 중단하고 결혼을 한 경우 결혼 후 임신한 여성에 비해 결혼연령과 첫 임신연령이 낮을 것이므로 다음 임신이 빠르게 나타날 수 있다.⁶⁾

혼전임신 변수는 이혼 가능성을 고려하기 위해 김송희·김진영(2016)의 연구와 동일하게 첫 번째 임신일과 결혼일(초혼)을 비교하여 임신이 결혼하기 3개월 이전에 발생하였을 경우로 정의하였다.⁷⁾ 그리고 동일한 기준으로 구별하였다.

- ① 혼전임신-결혼 : 미혼 상태에서 임신하였으나 결혼한 후에 출산한 경우,
- ② 혼전임신-출산 : 미혼 상태에서 출산한 경우,
- ③ 혼전임신-낙태 : 혼전임신을 하고 미혼 상태에서 인공임신중절 또는 자연유산으로 임신을 종결한 경우.

6) 여성의 결혼연령과 자녀수에 관해서는 일반적으로 부(-)의 관계가 나타난다(김혜영·선보영·김상돈, 2010).

7) 김송희·김진영(2016)은 결혼을 결정하고 임신한 것이라면 그 임신이 결혼 전에 발생하였다 하더라도 배우자 탐색비용에 영향을 미치지 못할 것이므로 임신 후 결혼을 결정하는데 최소한의 기간을 고려하였다고 설명한다.

이 같은 변수의 정의에 따라, 첫 번째 임신을 경험한 30세 이상 여성 6,290명 중 12.66%인 796명은 혼전임신이었고, 87.34%인 5,494명은 혼전임신이 아니었다. 이 796명의 혼전임신 경험자 중 혼전임신-결혼 여성은 536명(혼전임신 경험자 중 67.34%), 혼전임신-출산 여성은 16명(2.01%), 혼전임신-낙태(자연유산 포함) 여성은 244명(30.65%)이었다.⁸⁾

(2) 여성의 연령

여성의 연령은 가임력과 관련 있는 요소로써 임신과 출산에 영향을 미친다. 여성의 연령효과를 추정하기 위하여 본 연구는 여성의 각 시점에서의 만연령을 설명변수로 사용하였고 로그로 변환하였다.

(3) 여성의 교육수준

여성의 교육수준이 높을수록 대체적으로 출산이 감소한다. 왜냐하면 교육수준이 높은 여성은 자녀의 교육과 다른 훈련 등에 더 많이 투자하려 하므로 자녀의 가격이 비싸지게 된다. 또한 교육수준이 높은 여성의 경우, 노동시장에 참여하는 경향이 높고 임금수준이 높으므로 여성의 자녀양육에 대한 시간가치가 증가한다(Willis, 1973; Becker, 1991). 이렇게 자녀양육비용이 상승하면 자녀의 수는 감소할 가능성이 높다. 임신과 출산에 대한 교육수준의 효과를 추정하기 위하여 여성들의 최종학력을 활용하여 교육기간의 연수를 이용하였다.

(4) 거주지

과거 농촌지역의 가임율이 도시지역보다 높았다. 이는 농촌에서 자녀를 키우는 비용이 도시보다 적게 들었기 때문이다(Becker, 1991). 한편 대도시에서 거주할수록 농촌지역에 거주하는 여성에 비해 기대임금이 높고 도시거주 여성에게서 취업률이 높다(곽동선 외, 2009). 이로 인하여 도시에 거주할수록 출산 및 자녀양육의 기회비용이 높아지기 때문에 대도시에서 거주하는 여성에게서 자녀 수요가 감소한다. 하지만 도시와 농촌의 출산을 차이가 줄

8) 두 번째 임신에 대하여 결혼여부를 적용하여 혼전임신여부를 살펴보았다. 첫 번째 임신에서 혼전임신-출산 여성 중 3명(혼전임신-출산 여성 중 18.75%), 혼전임신-낙태 여성 중 69명(혼전임신-낙태 여성 중 28.28%)이 두 번째 임신도 혼전임신이었다.

어 들었고 농촌의 출산율이 도시보다 적게 나타나는 나라도 나타났다(정영숙, 2003). 따라서 거주지의 임신 및 출산에 대한 효과를 추정하기 위해 거주지 관련 변수들은 세 개의 지역으로 구분하여 분석하였다(7대 대도시, 기타 도시, 읍면).

(5) 자녀유무

자녀수가 출산에 미치는 효과를 살펴보면 자녀가 많을수록 자녀에 대한 수요가 감소한다. 자녀의 수가 증가할수록 자녀가 주는 한계효용이 감소하기 때문에 여성 혹은 부부는 추가적인 자녀를 원하지 않는다. 또한 제한된 소득에서 자녀수가 증가하면 자녀의 질에 투자할 수 있는 자원이 감소하므로 추가적인 자녀를 원하지 않을 것이다(Becker, 1991). 따라서 자녀가 없는 여성에 비해 자녀가 있는 여성에게서 임신과 출산확률은 감소할 것이다. 본 연구에서 자녀유무에 관한 변수는 임신력 자료를 사용하여 첫 번째 임신결과에서 출산하였을 경우 1로, 출산하지 않았을 경우 0으로 하였다.

(6) 여성 출생 코호트

시대별로 자녀 또는 출산에 대한 가치관이 변화하기 때문에 이를 반영하기 위해 여성의 출생 코호트를 사용하였다. 여성의 출생 코호트는 출생년도를 기준으로 1956-60년생은 코호트 1(준거변수), 1961-70년생은 코호트 2, 1971년 이후 출생자는 코호트 3으로 정의하였다.

(7) 가구의 추정소득

가구소득이 증가할 경우 자녀의 수요 역시 변한다. 자녀를 정상재(normal goods)로 간주하고 다른 재화가격이 일정할 때, 소득이 증가하면 소득효과(income effect)에 의해 자녀의 수요가 증가하게 된다. 그리고 소득이 일정할 때 자녀양육비용이 증가하면 자녀와 다른 재화의 상대가격의 변화가 나타나고 자녀 수요는 감소한다(Becker, 1991).

이렇게 소득이 증가하면 정상재인 자녀의 수는 증가하는 것이 일반적이거나 소득수준이 높은 국가에서 출산율이 감소하는 현상이 나타났다. 그 이유에 대해 Becker(1991)는 자녀에 대한 대체재가 없는 상황에서 소득이 증가할 때 사람들은 자녀의 수를 증가시키기보다는 자녀의 질을 높이고자 한다는 것이다. 즉, 자녀의 질에 대한 수요의 소득탄력성이 자녀의 수에 대한 수

요의 소득탄력성보다 훨씬 크기 때문에($\epsilon_q > \epsilon_n$), 소득이 증가하고 경제가 발전할수록 출산율이 감소한다고 하였다. 결국, 가구 소득이 증가할 때, 자녀의 수요가 증가할 수 있지만 자녀의 질에 대한 투자가 더 크게 증가할 수 있어 자녀의 수요에 대한 소득효과가 사라지고 출산율이 감소할 수도 있다.

출산력 데이터에는 전 생애 기간 동안의 가구소득이 아니라 조사 시점의 가구소득(총 7,108 가구)만 알 수 있다. 따라서 Mincer(1974)의 임금함수를 이용하여 첫 번째 임신결과가 나타난 시점 이후의 소득을 추정하였고 이렇게 추정된 소득을 설명변수로 사용하였다.

Mincer의 임금 추정식은 가구의 2006년도 월평균 가구소득에 로그를 취한 것을 종속변수로 하고, 남성의 교육연수, 교육연수 제곱, 남성의 노동시장 경력, 남성경력의 제곱, 여성의 노동시장 경력, 여성경력 제곱과 같이 노동생산성에 영향을 미치는 인적자본변수와 그 외에 거주지와 같은 임금결정에 영향을 미치는 것들을 설명변수로 사용하였다.

$$\begin{aligned} \ln y_{i,t} = & 4.058209 \\ & + 0.0466231 \times \text{남성 교육연수}_{i,t} + 0.000338 \times \text{남성 교육연수}_{i,t}^2 \\ & + 0.0265568 \times \text{남성 경력}_{i,t} - 0.0001847 \times \text{남성 경력}_{i,t}^2 \\ & + 0.0124728 \times \text{여성 교육연수}_{i,t} + 0.0021673 \times \text{여성 교육연수}_{i,t}^2 \\ & + 0.0143096 \times \text{여성 경력}_{i,t} - 0.0002922 \times \text{여성 경력}_{i,t}^2 \\ & + 0.0435499 \times 7\text{대도시}_{i,t} + 0.1083604 \times \text{기타시}_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$(i = 1, 2, \dots, n, t \leq 2006)$

이혼을 했거나 재혼한 여성에게서 전 남편에 대한 정보가 상당히 누락되어 있다. 만약 이를 제외하고 추정할 경우 많은 결측치로 인하여 결과가 다르게 나타날 수 있을 것이다. 따라서 재혼하여 현재 남편 정보가 있을 경우 전 남편과 현재 남편이 유사하다는 가정 하에 현재 남편 정보를 사용하여 소득을 추정하였다.⁹⁾ 또한 남편의 경력 변수는 남성이 취직한 시점과 퇴직

9) 초혼과 재혼시 배우자간의 차이가 존재할 수 있으며, 이 차이에 관해서는 실증적으로 심도 있는 분석이 필요할 것으로 판단된다. 성별차이에 따르는 재혼패턴에 관한 연구가 제한적이거나 존재하지만 일관적이지 못하므로(우해봉, 2012) 전 남편과 재혼 남편에 대해 일반화된 특성을 적용하기는 어려워 보인다. 그러므로 이 부분은 추후 연구가 필요하며 전 남편과 재혼 남편이 유사하다는 가정으로 인해 가구소득 추정시 편의가 발생될 수 있음을 밝힌다.

한 시점에 관한 정보를 이용하였으며, 각 해마다의 노동시장 경력(년 단위)을 산출하였다. 남편의 경력 정보가 전혀 없을 경우, 남편경력이 없는 것으로 처리하였다.

여성의 경력 변수는 여성의 임금 추정에 사용된 경력변수와 동일하게 여성이 취직한 시점과 퇴직한 시점의 정보를 이용하여 연 단위로 노동시장 경력을 산출하였다. 교육연수는 기존 연구에서 사용되어온 최종학력까지의 교육기간(연 단위)이다. 그리고 거주지 관련 변수들은 조사 시점의 거주지를 바탕으로 하여 구축되었는데, 세 개의 지역으로 구분하였다(7대 대도시, 기타 도시, 읍면).

이렇게 추정된 각 계수들과 각 기간 변수 값들을 이용하여 첫 번째 임신 결과가 나타난 시점 이후의 연도별 가구소득을 추정하였다. 본 연구의 실증 분석의 주요변수의 설명과 통계량은 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 주요 변수 설명과 기초통계량

변수명	변수 설명	평균	최소값	최대값
로그연령	로그 여성의 만연령	3.23	2.56	3.89
교육연수	여성의 교육 연수	11.44	0	16
가구 추정소득	연속변수, 로그 추정된 가구의 월소득	5.36	4.06	6.48
거주지				
7대 대도시	7대 대도시 거주, 준거 변수	(43.80)	0	1
기타 도시	기타도시 거주	(39.29)	0	1
읍면	읍면지역 거주	(16.91)	0	1
여성출생코호트				
코호트1	1956-60년 출생자, 준거변수	(29.36)	0	1
코호트2	1961-70년 출생자	(52.42)	0	1
코호트3	1971년 이후 출생자	(18.82)	0	1
자녀유무	첫 번째 임신 결과에서 출산한 경우	(91.74)	0	1

주 : () 안은 비율임.

2. 분석방법 및 모형

분석방법은 단계별로 다른데 첫 번째 단계(임신 이행)에서는 관찰사건인 임신에 시간이 포함되어 있어 기간분석(duration analysis)을 사용한다. 기간 분석은 시간의 경과에 따라 관찰사건이 발생할 확률도 변할 때 사용하며 임신을 경험한 사람과 아직 경험하지 않은 사람들이 존재하므로 이들을 모두 분석대상에 포함시킬 수 있다는 장점이 있다. 두 번째 단계(출산 결정)에서는 두 개의 값을 갖는 종속변수 분석에 적합한 로짓 모형을 사용하였다. 본 연구에서 사용하는 데이터는 첫 번째 임신결과가 나타난 시점부터 확장한 불균형 패널 데이터이지만 임신결과는 한 번만 나타나기 때문에 이항 로짓 모형(binary logit model)을 사용한다.

1) 첫 번째 단계 : 임신이행

본 연구에서 두 번째 임신이행을 분석하기 위하여 첫 번째 임신결과가 나타난 시점부터 두 번째 임신시점까지 이르는 기간을 임신간격으로 사용하였다. 이 기간을 확률변수로 간주하여 기간분포를 위험함수로 추정한다. 위험함수($h(t)$)는 시점 t 까지 임신을 하지 않은 여성이 t 에서부터 매우 짧은 사이에 임신을 경험할 확률(hazard rate, 위험률)을 의미한다.

여성은 개인이 가진 고유한 특성(예, 유전적, 신체적으로 아이를 갖는 것이 어려움)으로 다른 여성보다 임신이 늦어질 수 있다. 이렇게 관찰되지 않는(unobserved) 개인의 특성이 분석결과에 영향을 미칠 수 있으므로¹⁰⁾ 이를 통제하면 편의 없이 정확히 추정할 수 있다. 개인의 관찰되지 않는 특성을 고려한 위험함수는 다음과 같다.

$$h(t) = \theta h_0(t) \exp(X'\beta) \quad (4)$$

여기서, β 는 추정해야 할 파라미터 값, X 는 벡터로 표시된 설명변수, $h_0(t)$ 는 t 시점의 기저위험함수(baseline hazard function)이다. θ 는 개인이 가진 고유한 특성, 즉 각 여성의 관찰되지 않는 확률변수(random variable)

10) 임신이 어려운 개인은 두 번째 임신까지의 간격이 길어지게 되므로 음의 기간의존성($p < 1$)이 나타날 수도 있다(김현경, 2013).

이고 X 와 독립되어 있다고 가정한다. 관찰되지 않은 이질성 효과는 일반적으로 감마 분포(gamma distribution)를 가정하고 추정하므로¹¹⁾ 본 연구에서도 동일하게 적용하였다. 본 연구에서는 와이블 모형으로 추정하였는데, 이는 기저위험함수가 $h_0(t) = pt^{p-1}$ (p 는 상수, $p > 0$)으로 지수적으로 단조 증가 또는 단조 감소함을 가정한다.¹²⁾

설명변수 X 는 로그연령, 교육연수, 자녀유무, 거주지, 가구의 추정소득, 혼전임신타미, 혼전임신-결혼타미, 혼전임신-출산타미, 혼전임신-낙태타미, 여성 출생코호트 타미를 포함한다. 본 연구에서 혼전임신의 영향을 좀 더 체계적으로 분석하기 위하여 다음과 같이 추정한다.

[모형1]은 로그연령, 교육연수, 거주지, 여성출생 코호트 타미, 자녀유무, 가구추정소득을 포함하고 연구의 주요 설명변수인 혼전임신 변수를 포함하지 않았다. [모형2]에는 혼전임신타미가 추가되는데, 두 모형의 결과를 비교하여 혼전임신 변수가 다른 설명변수를 통해서 임신에 영향을 미치는지를 살펴볼 수 있다. [모형3]은 혼전임신이 임신에 영향을 미치는 경로를 살펴보기 위하여 혼전임신을 결혼, 출산, 낙태로 나누어 보고 있다.

2) 두 번째 단계 : 출산결정

임신한 여성은 아이를 출산할 것인지 또는 인공임신중절을 할 것인지 선택할 수 있다. 이에 대해 출산을 하였으면 1, 인공임신중절을 하였으면 0으로 표현한다. 이와 같이 종속변수가 0 또는 1의 값만을 가지는 경우 로짓분포를 따른다고 가정하는 로짓 모형을 이용하여 추정한다.

출산 확률은 $\Pr(y = 1) = \frac{\exp(X'\beta)}{1 + \exp(X'\beta)}$ 이고, 인공임신중절 확률은 $\Pr(y = 0) = 1 - \Pr(y = 1) = \frac{1}{1 + \exp(X'\beta)}$ 이 된다. 여기서 주의해야 할 점은

11) Abbring and Van Den Berg(2006)는 생존자의 개인의 특성을 고려한 교란항 분포가 감마 분포로 수렴한다고 밝혔다.

12) $p > 1$ (양의 기간의존성)이면 임신이 이루어지지 않은 상태가 지속됨에 따라 임신가능성이 높아짐을 의미하며 $p < 1$ (음의 기간의존성)이면 임신이 이루어지지 않은 상태가 지속됨에 따라 임신 가능성이 낮아짐을 의미한다.

로짓 모형을 이용해서 추정한 계수 값은 절대치가 아니므로 추정된 계수 값의 유의성 및 부호만 살펴보아야 하고 설명변수의 절대적인 영향력을 살펴보기 위해서는 한계 효과(marginal effect)를 이용해야 한다. 한계효과의 의미는 다른 조건이 동일한 상태에서 설명변수가 한 단위 변할 때 y 가 1일 확률이다.

$$\frac{\partial \Pr(y=1)}{\partial x_i} = P(1-P)\beta_K \quad (5)$$

여기서 $P = \Pr(y=1)$ 이다. 설명변수 X 는 임신이행 분석과 동일하게 로그연령, 교육연수, 자녀유무, 거주지, 여성출생 코호트, 가구추정소득, 혼전임신더미, 혼전임신-결혼더미, 혼전임신-출산더미, 혼전임신-낙태더미이다. 가구추정소득은 출산 시점이 아닌 임신시점의 값을 사용하였는데 이는 출산여부에 관한 의사결정이 임신시점에 이루어지기 때문이다.

출산 결정을 분석하는 모형은 임신이행과 동일하며 [모형4]-[모형6]이다.

IV. 연구결과

1. 첫 번째 단계 : 임신이행

첫 번째 단계에서 혼전임신이 두 번째 임신이행에 미치는 영향을 분석하기 위하여 이질성을 고려한 와이블 모형으로 분석하였다. 전술한 바와 같이 자료의 한계를 극복하기 위해 조사시점인 2006년에 30세 이상인 여성을 대상으로 분석하였는데, 첫 번째 임신이 종결된 여성은 6,290명이며, 그 중 5,669명이 두 번째 임신을 경험하였다. 추정결과는 <표2>에 제시하였으며, 회귀계수(β)와 상대위험도(hazard ratio)¹³⁾에 대한 추정치를 포함하고 있다.

13) 상대위험도에 대한 해석은 β 가 양(+)의 값이면 $\{\exp(\beta) - 1\} \times 100$ 만큼 임신할 확률이 증가한다고 해석하고 β 가 음(-)의 값을 가지면 $\{\exp(\beta) - 1\} \times 100$ 만큼 임신할 확률이 상대적으로 감소한다고 해석한다.

〈표 2〉 두 번째 임신이행 추정 결과

	모형1 기본모형		모형2 혼전임신 포함		모형3 혼전임신- 결혼, 출산, 낙태 포함	
	β	$\exp(\beta)$	β	$\exp(\beta)$	β	$\exp(\beta)$
혼전임신			0.0713 (0.0954)	1.074 (0.102)		
혼전임신-결혼					0.338*** (0.112)	1.402*** (0.157)
혼전임신-출산					-0.671 (0.615)	0.511 (0.314)
혼전임신-낙태					-0.662*** (0.185)	0.516*** (0.0954)
로그여성연령	-1.592*** (0.278)	0.204*** (0.0567)	-1.563*** (0.281)	0.209*** (0.0589)	-1.630*** (0.282)	0.196*** (0.0552)
교육연수	-0.0471** (0.0207)	0.954** (0.0197)	-0.0476** (0.0207)	0.954** (0.0197)	-0.0459** (0.0207)	0.955** (0.0198)
거주지 : 기타도시	0.00773 (0.0698)	1.008 (0.0703)	0.00541 (0.0699)	1.005 (0.0703)	0.0117 (0.0699)	1.012 (0.0708)
거주지 : 읍면	0.216** (0.0902)	1.241** (0.112)	0.216** (0.0902)	1.241** (0.112)	0.215** (0.0902)	1.240** (0.112)
여성코호트 : 1960-1969	-0.0564 (0.0792)	0.945 (0.0749)	-0.0589 (0.0793)	0.943 (0.0748)	-0.0686 (0.0794)	0.934 (0.0742)
여성코호트 : 1970년 이후	-0.406*** (0.0973)	0.667*** (0.0648)	-0.409*** (0.0974)	0.664*** (0.0647)	-0.433*** (0.0977)	0.649*** (0.0634)
자녀유무	-2.211*** (0.103)	0.110*** (0.0113)	-2.206*** (0.103)	0.110*** (0.0113)	-2.384*** (0.112)	0.0922*** (0.0103)
가구추정소득	0.0775 (0.158)	1.081 (0.171)	0.0811 (0.158)	1.084 (0.172)	0.0842 (0.158)	1.088 (0.172)
상수항	-0.170 (0.908)		-0.285 (0.921)		0.00604 (0.924)	
theta	2.530*** (0.0991)		2.531*** (0.0992)		2.541*** (0.0991)	
ln(p)	1.073*** (0.0225)		1.072*** (0.0225)		1.079*** (0.0224)	
No. of obs.	173,738		173,738		173,738	
No. of subjects	6,290		6,290		6,290	
No. of events	5,669		5,669		5,669	
LR χ^2 (d.f)	781.37(8)		781.93(9)		804.98(11)	
Log likelihood	-8139.7078		-8139.4274		-8127.9046	

주 1: 괄호 안은 표준오차임

주 2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

혼전임신이 두 번째 임신에 미치는 영향을 살펴보면([모형2]), 결혼 후 임신한 여성에 비하여 두 번째 임신이 빠르게 나타났지만 통계적으로 유의하지 않았다. 하지만 혼전임신을 구분하여 살펴보면([모형3]), 혼전임신이 임신이행에 미치는 영향이 다르게 나타난다.

혼전임신 후 결혼한 여성(혼전임신-결혼)은 결혼 후 임신한 여성보다 두 번째 임신확률이 40% 정도 증가하였다. 이는 배우자 매칭이 적절하지 않아 나타날 수 있는 이혼의 위험이 고려되지 않은 것으로 보인다. 단지 혼전임신-결혼 여성은 임신 때문에 배우자 탐색을 중단하고 결혼하였기 때문에 혼후임신 여성에 비해 첫 임신연령과 결혼연령이 낮다(〈부록 표1〉 참조). 그래서 혼전임신-결혼 여성에게서 두 번째 임신이 빠르게 나타난 것으로 보인다.

반면 혼전임신 후 낙태를 경험한 여성(혼전임신-낙태)은 혼후 임신여성에 비해 다른 조건이 일정할 때 두 번째 임신확률이 48% 정도 감소하였다. 이는 혼전임신-낙태 여성의 경우 결혼하지 않은 상태에 있을 가능성이 높기 때문에 두 번째 임신을 지연시킨 것으로 보인다. 혼전임신-출산 여성도 두 번째 임신확률이 감소하였지만 통계적으로 유의하지 않았는데 혼전임신-출산 여성의 표본수가 적음을 고려할 필요가 있다.

여성의 연령과 두 번째 임신과의 관계를 살펴보면, 여성의 연령이 증가할수록 두 번째 임신확률이 감소하였다. 여성의 연령은 가임능력과 관련이 있는 요소이므로 여성의 연령이 높아질수록 임신이 지연됨을 알 수 있다.

교육수준의 효과를 살펴보면, 교육수준이 높을수록 두 번째 임신이 지연되었다. 다른 조건이 일정할 때, 교육연수가 1년 증가할수록 4.5% 정도 두 번째 임신확률이 감소하였다. 이는 선행연구 결과와 동일하다(Wolpin, 1984; Kim, 2005; 이삼식 외, 2005).

두 번째 임신확률에 대한 거주지 효과를 살펴보면, 7대 대도시에 비해 기타도시, 읍면에 거주하는 여성에게서 두 번째 임신확률이 증가하였다. 하지만 읍면에 거주하는 여성에게서만 통계적으로 유의하였다. 여성의 출생코호트가 두 번째 임신에 미치는 영향을 살펴보면, 1956-60년생에 비하여 최

근 코호트일수록 두 번째 임신확률이 감소하였지만 1970년 이후 출생코호트에서만 통계적으로 유의하였다. 다른 조건이 일정할 때 1970년 이후 출생코호트는 33.6% 정도 임신확률이 감소하였다([모형2] 기준).

자녀유무가 두 번째 임신에 미치는 효과를 살펴보면, 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성에 비해 두 번째 임신확률이 감소하였다. 다른 조건이 일정할 때 자녀가 있는 여성은 89% 정도 감소하였다([모형2] 기준). 이러한 결과는 자녀수가 증가할 때 자녀가 주는 한계효용이 감소하기 때문이며 선행연구와 동일하다. 한편 가구 소득이 증가할수록 두 번째 임신확률이 다소 증가하였지만 통계적으로 유의하지 않았다.

2. 두 번째 단계 : 출산결정

두 번째 단계에서는 혼전임신이 출산결정에 미치는 영향을 분석하였다. 종속변수는 출산 여부이고 로짓 모형으로 분석하였다.

혼전임신이 출산확률에 미치는 영향을 살펴보면, 혼전임신을 경험한 여성에게서 출산 확률이 감소하였다([모형5]). 하지만 통계적으로 유의하지 않았다. 이를 구분하여 살펴보면, 혼전임신이 출산에 미치는 영향이 다르게 나타난다. 혼전임신-결혼 여성은 결혼 후 임신한 여성에 비하여 출산확률이 증가하였으며($p < 0.1$), 혼전임신-낙태 여성은 혼후 임신 여성에 비하여 출산확률이 22% 정도 감소하였다($p < 0.01$). 마지막으로 혼전임신-출산 여성은 출산확률이 증가하였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

이를 종합하면, 혼전임신 여성은 결혼 후 임신한 여성에 비하여 다음 임신은 빠르게 나타나지만 출산보다는 낙태를 선택할 확률이 높았다. 이러한 결과는 통계적으로 유의하지 않았는데 혼전임신이 어떠한 경로를 통해 영향을 미치는지 살펴보면 임신이행과 출산결정에 미치는 영향이 다를 수 있다.

혼전임신-결혼 여성은 혼후 임신 여성에 비하여 임신확률이 증가하였고 출산확률도 증가하였다. 즉 혼전임신-결혼 여성은 다음 자녀를 빨리 임신하여 출산하는 것을 알 수 있다. 여성이 두 번째 임신과 출산을 결정함에

있어서 배우자 매칭이 적절하지 않아 나타날 수 있는 이혼의 위험은 고려되지 않고 혼전임신-결혼 여성에게서 첫 임신과 결혼이 빠르게 나타났기 때문에 나타나는 효과로 판단된다.

반면, 첫 번째 임신이 미혼 상태에 나타나서 이를 낙태로 종결한 여성은 다음 임신이 늦게 나타나고 임신을 하였더라도 출산보다는 낙태를 선택할 확률이 높게 나타났다. 혼전임신 후 낙태한 여성은 혼후임신 여성에 비해 미혼상태의 기간이 상대적으로 길기 때문에 미혼상태에서 임신을 할 가능성이 존재한다. 이렇게 되었을 경우 남편의 소득 없이 자녀를 양육하게 되므로 그 비용은 결혼 내에서 자녀를 양육하는 경우보다 상대적으로 높을 것이다. 따라서 혼전임신-낙태 여성은 두 번째 임신을 지연시키고 낙태를 선택할 확률이 높다.

그리고 혼전임신-출산 여성은 두 번째 임신이 지연되었으나 출산확률은 증가하였다. 하지만 통계적으로 유의하지는 않았는데 표본수가 적음을 고려할 필요가 있다.

한편, 출산결정에 대한 여성의 연령 효과를 살펴보면, 여성의 연령이 증가할수록 출산을 선택할 가능성이 높았다. 〈부록 표2〉의 여성의 연령과 자녀유무별 출산 결정분석 결과에서 자녀가 있는 여성은 연령이 증가할수록 출산확률이 감소하였다. 이를 볼 때, 첫 임신에서 낙태를 선택했던 여성이 두 번째 임신에서는 출산을 선택한 것으로 보인다.

그리고 교육수준이 두 번째 임신결과에 미치는 영향을 살펴보면, 교육수준이 증가할수록 출산확률이 감소하였다. 다른 조건이 동일할 경우, 교육연수가 1년 증가할 때, 출산을 선택할 확률은 1.6% 정도 감소하였다([모형5] 기준). 교육수준이 높을수록 노동시장에 참여할 가능성이 높고 여성의 임금이 높으므로 출산확률이 감소한 것으로 보인다. 따라서 여성의 교육수준이 높을수록 두 번째 임신을 지연시키고 출산확률을 감소시켰다.

거주지가 두 번째 임신결과에 미치는 효과를 살펴보면, 대도시에 거주하는 여성에 비해, 기타도시와 읍면에 거주하는 여성에게서 출산확률이 다소 증가하였으며 광동선 외(2009)의 연구결과와 동일하다.

〈표 3〉 출산 결정 분석결과

	모형4 기본모형		모형5 혼전임신 포함		모형6 혼전임신- 결혼, 출산, 낙태 포함	
	β	한계효과	β	한계효과	β	한계효과
혼전임신			-0.017 (0.106)	-0.003 (0.016)		
혼전임신-결혼					0.207* (0.122)	0.029* (0.016)
혼전임신-출산					0.395 (0.680)	0.052 (0.078)
혼전임신-낙태					-1.116*** (0.253)	-0.223*** (0.059)
로그여성연령	3.429*** (0.330)	0.531*** (0.050)	3.422*** (0.333)	0.530*** (0.050)	3.375*** (0.334)	0.515*** (0.050)
교육연수	-0.101*** (0.023)	-0.016*** (0.004)	-0.101*** (0.023)	-0.016*** (0.004)	-0.098*** (0.023)	-0.015*** (0.004)
거주지 : 기타도시	0.151* (0.079)	0.024* (0.013)	0.151* (0.079)	0.024* (0.013)	0.155** (0.079)	0.024** (0.012)
거주지 : 읍면	0.353*** (0.105)	0.053*** (0.015)	0.353*** (0.105)	0.053*** (0.015)	0.353*** (0.105)	0.052*** (0.015)
여성코호트 : 1960-1969	-0.099 (0.086)	-0.016 (0.014)	-0.098 (0.087)	-0.016 (0.014)	-0.107 (0.087)	-0.017 (0.014)
여성코호트 : 1970년 이후	0.393*** (0.118)	0.055*** (0.016)	0.394*** (0.118)	0.055*** (0.016)	0.373*** (0.118)	0.051 (0.016)
자녀유무	-1.388*** (0.131)	-0.215*** (0.019)	-1.390*** (0.132)	-0.215*** (0.019)	-1.866*** (0.185)	-0.285*** (0.026)
가구추정소득	0.460*** (0.167)	0.071*** (0.026)	0.460*** (0.167)	0.071*** (0.026)	0.463*** (0.168)	0.071*** (0.026)
상수항	-10.051*** (1.037)		-10.024*** (1.053)		-9.469*** (1.065)	
Observations	5,081		5,081		5,081	
LR chi2	300.43(8)		300.46(9)		323.32(11)	
Pseudo R2	0.0573		0.0573		0.0617	
Log likelihood	-2471.7467		-2471.7345		-2460.3001	

주1: 괄호 안은 표준오차임

주2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

주3: dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.

여성의 출생 코호트 효과를 살펴보면, 1970년 이후 출생 코호트에서 출산 확률이 증가하였다. 이는 사회적으로 점점 낙태에 대한 부정적인 인식이 확산되고 불법 낙태에 대한 단속이 강화되면서(이병호, 2015) 낙태비용이 상승하였기 때문에 최근 출생 코호트에서 낙태보다는 출산확률이 증가한 것으로 보인다. 1970년 이후에 출생한 여성은 두 번째 임신확률이 감소하지만 임신 이후에는 낙태보다는 출산을 선택할 확률이 높은 것으로 정리할 수 있다.

자녀수가 출산확률에 미치는 효과를 살펴보면, 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성에 비해 출산확률이 감소하였다. 따라서 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성에 비해 두 번째 임신확률이 감소하였고 출산보다는 낙태를 선택할 확률이 증가하였다.

마지막으로 가구소득이 두 번째 임신결과에 미치는 영향을 살펴보면, 가구소득이 증가할수록 출산을 선택할 확률이 증가하였다. 이는 가구소득이 증가할수록 출산확률이 증가한다는 선행연구 결과와 동일하다(Leung, 1991; Kim, 2005).

V. 결론

본 연구는 혼전임신을 포함하여 두 번째 임신이행과 출산결정에 영향을 미치는 요인을 2006년도 출산력 자료를 이용하여 동태적으로 실증 분석하였다. 본 연구는 혼전임신을 임신결과와 출산시 결혼 상태에 따라 혼전임신-결혼, 혼전임신-출산과 혼전임신-낙태로 구분하여 그 효과를 살펴 보았다.

분석결과, 혼전임신 여성은 결혼 후 임신한 여성에 비하여 두 번째 임신이 빠르게 나타났고 출산확률은 감소하였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과가 나타나는 경로를 구체적으로 살펴보니, 첫 번째 임신 중에 결혼한 여성은 결혼 후에 임신한 여성보다 두 번째 임신이 빠르게 나타났으며 출산확률이 증가하였다. 혼전임신-결혼 여성은 배우자 매칭이 적절하지 않아 이혼가능성이 높게 나타나지만 이러한 이혼의 위험은 두 번째 임신과 출산결정에 고려되지 않은 것으로 보인다. 단지 혼후 임신여성에 비해 첫 임신연령과 결혼연령이 낮기 때문에 나타나는 효과로 판단된다.

그리고 혼전임신-낙태를 경험한 여성은 결혼 후에 임신한 여성에 비해 두 번째 임신확률이 감소하였고 출산확률도 감소하였다. 이는 혼전임신-낙태 여성은 미혼상태의 기간이 길어 반복적인 혼전임신이 나타날 가능성이 있고 남편소득이 없는 미혼상태의 자녀양육은 그 비용이 상대적으로 높기 때문에 임신과 출산확률이 모두 감소한 것으로 보인다. 반면 혼전임신-출산 여성은 임신확률이 감소하였고 출산확률은 증가하였으나 유의하지 않았는데 표본수가 적음을 고려해야 한다.

본 연구는 몇 가지 한계점을 포함하고 있다. 첫째, 혼전임신을 정의함에 있어서 임신 때문에 결혼한 것인지 설문지 응답자에게 직접 묻지 않는 한 명확히 알 수 없다. 이러한 한계를 극복하기 위해 선행연구처럼 임신 후 결혼까지 걸리는 최소한의 기간을 고려하였지만 이 문제를 완벽하게 해결하고 있지 못하므로 추후 연구과제로 남겨놓고자 한다. 둘째, 본 연구에서 사용하는 자료는 기혼여성을 대상으로 실시된 조사이기 때문에 혼전임신을 경험하고 결혼을 하지 않은 여성들은 조사에 포함되지 않았다는 한계가

있다. 이를 해결하기 위해 80% 이상이 결혼을 경험한 30세 이상의 여성을 대상으로 분석하였지만 미혼여성까지 포함할 수 있다면 혼전임신이 두 번째 임신에 미치는 효과를 분명하게 살펴볼 수 있었을 것이다.

이러한 한계에도 불구하고 혼전임신 후 결혼을 선택한 여성은 둘째 자녀의 출산이 빠르게 나타날 가능성이 높은 반면, 낙태를 선택한 여성은 다음 임신뿐만 아니라 출산에 대해서도 부(-)의 영향이 나타남을 확인하였다. 이는 한국에서 결혼 전에 임신한 여성은 주로 결혼과 인공임신중절을 선택함을 고려할 때, 첫 번째 혼전임신의 결과가 다음 임신과 출산에 영향을 미칠 수 있고 그 영향이 다를 수 있음을 보이고 있다.

<부 록>

<부록 표1> 혼후임신 여성과 혼전임신 여성의 특성 비교

	혼후임신 (N=5,900)	혼전임신 (N=910)	혼전임신-결혼 (N=613)	t-test
교육연수	12.46 (0.033)	12.24 (0.071)	12.20 (0.085)	t =2.48***(혼전임신) t =2.43***(혼전임신-결혼)
출생년도	1966.35 (0.081)	1967.71 (0.226)	1967.75 (0.275)	t =-6.05***(혼전임신) t =-5.24***(혼전임신-결혼)
첫 임신연령	24.82 (0.045)	23.1 (0.103)	23.31 (0.123)	t =14.09***(혼전임신) t =10.36***(혼전임신-결혼)
초혼 연령	24.21 (0.043)	23.79 (0.106) (N=907)	23.65 (0.123)	t =3.60***(혼전임신) t =4.00***(혼전임신-결혼)

주1: 괄호 안은 표준오차임

주2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

〈부록 표2〉 여성연령과 자녀유무별 두 번째 출산 결정 분석결과

	모형4 기본모형	모형5 혼전임신 포함	모형6 혼전임신- 결혼, 출산, 낙태 포함
	β	β	β
로그여성연령 *자녀유무	-0.289*** (0.034)	-0.300*** (0.035)	-0.402*** (0.046)
혼전임신		-0.210** (0.100)	
혼전임신-결혼			-0.003 (0.116)
혼전임신-출산			-0.018 (0.655)
혼전임신-낙태			-1.052*** (0.218)
교육연수	-0.074*** (0.022)	-0.073*** (0.022)	-0.070*** (0.022)
거주지 : 기타도시	0.085 (0.076)	0.091 (0.076)	0.096 (0.076)
거주지 : 읍면	0.315*** (0.101)	0.317*** (0.101)	0.316*** (0.101)
여성코호트 : 1960-1969	-0.053 (0.085)	-0.045 (0.085)	-0.052 (0.085)
여성코호트 : 1970년 이후	0.333*** (0.109)	0.348*** (0.109)	0.330*** (0.110)
가구추정소득	0.952*** (0.152)	0.936*** (0.153)	0.945*** (0.153)
상수항	-2.168*** (0.627)	-2.035*** (0.631)	-1.804*** (0.636)
Observations	5,295	5,295	5,295
LR chi2	153.14(7)	157.50(8)	175.67(10)
Pseudo R2	0.0281	0.0289	0.0322
Log likelihood	-2648.865	-2646.688	-2637.6022

주1: 괄호 안은 표준오차임

주2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

주3: 로그여성연령 * 자녀유무 변수의 준거변수는 자녀가 없는 여성임.

참고문헌

- 곽동선·이선미·정우진·서문희·박종연(2009), “우리나라 기혼여성의 인공 임신중절 관련요인 분석,” 『한국모자보건학회지』, 제13권 제2호, pp.234-244.
- Kim, Y.I. and Kim, P.G.(2012), “Impact of Pre-Marital Pregnancy on Birth,” 『응용경제』, 제14권 제3호, pp.209-238.
- 김송희·김진영(2016), “혼전임신의 이혼에 대한 영향 고찰,” 『응용경제』, 제18권 제1호, pp.109-138.
- 김승권·조애정·김유경·도세록·이건우(2006), “2006년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사,” 한국보건사회연구원, 연구보고서 2006-24.
- 김승권·김유경·김혜련·박중서·손창균·최영준·김연우·이가은·윤아름(2012), 『2012년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사』, 한국보건사회연구원, 연구보고서 2012-54.
- 김승권·김태완·임성은·고은주(2009), 『한부모가족 생활안정화 및 자녀양육 지원강화 방안 연구』, 보건복지가족부·한국보건사회연구원, 정책보고서 2009-80.
- 김정호(2009), “여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석,” 『한국개발연구』, 제31권 제1호, pp.105-138.
- 김현경(2013), 『출산간격 결정요인』, 고려대학교 석사학위논문.
- 김현숙·류덕현·민희철(2006), 『장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책 : 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석』, 한국조세연구원.
- 김혜영·선보영·김은영·정재훈(2009), “미혼부모의 사회통합방안 연구,” 한국여성정책연구원, 연구보고서-10.
- 김혜영·선보영·김상돈(2010), 『여성의 만혼화와 저출산에 관한 연구』, 한국여성정책연구원, 2010 연구보고서-18.
- 문숙재·순희·허경옥(2000), 『가족경제학』, 교문사.
- 민현주(2007), “엄마의 취업과 자녀터울에 관한 동태적 분석,” 『한국사회학』, 제41집 제3호, pp.106-126.

- 민현주·김은지(2011), “출산순위별 출산결정요인 분석,” 『한국사회학』, 제45집 제4호, pp. 198-222.
- 민희철(2008), “임금 및 소득이 출산 간격에 미치는 효과의 분석,” 『재정학 연구』, 제1권 제1호, pp.41-61.
- 송헌재(2012), “노동패널 자료를 이용한 우리나라 가구의 출산결정요인 분석,” 『응용경제』, 제14권 제3호, pp.51-78.
- 신윤정·이상림·김윤희(2012), “청소년 한부모가족 종합대책 연구 I : 청소년 한부모가족 지원정책 국가 비교 연구,” 한국청소년정책 연구원·한국보건사회연구원, 연구보고 12-R17-2.
- 우해봉(2012), “한국인의 재혼 패턴에서의 성별 차이에 관한 연구,” 『보건사회연구』, 제32권 제4호, pp.273-303.
- 윤병준(2001), “결혼생명표를 이용한 한국인의 평균 유배우 여명에 관한 연구,” 『한국보건통계학회지』, 제26권 제1호, pp.65-74.
- 은기수·권태환(2002), “한국 유배우 여성의 인공임신중절의 실태 및 결정요인,” 『한국인구학』, Vol.25, No.3, pp.5-32.
- 이동원·김현주·최선희·함인희·김선영(2002), 『한국가족의 현주소』, 학지사.
- 이병호(2015), “낙태(인공임신중절) 실태와 쟁점,” 『이슈&진단』, No.196, pp.1-25.
- 이삼식·신인철·조남훈·김희경·정운선·최은영·황나미·서문희·박세경·전광희·김정석·박수미·윤홍식·이성용·이인재(2005), 『저출산 원인 및 종합대책연구』, 한국보건사회연구원.
- 장진희·박성준(2015), 『서울시 여성의 출산영향요인 분석을 통한 정책방안 연구』, 서울시 여성가족재단, 2015 정책연구-01.
- 정영숙(2003), 『결혼경제와 시장경제』, 대구대학교출판부.
- 정혜은·진미정(2008), “취업여부에 따른 기혼여성의 둘째자녀 출산의도,” 『한국인구학』, Vol.31, No.1, pp.147-164.
- 통계청(2016), 2015년 출생 통계(확정), 보도자료, 배포일시:2016. 8. 24.(수).
- 한국여성정책연구원(2008), “미혼모를 둘러싼 현황과 쟁점,” 제47차 여성 정책포럼.

- Abbring, J.H. and Van Den Berg, G.J.(2007), *The Unobserved heterogeneity distribution in duration analysis*, *Biometrika*, Vol.94, No.1, pp.87-99.
- Becker, G.S. and Lewis, H.G.(1973), "On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.2, pp.S279-S288.
- Becker, G.S., Landes, E.M., and Michael, R.T.(1977), "An Economic Analysis of Marital Instability," *Journal of Political Economy*, Vol.85, No.6, pp.1141-1187.
- Becker, G.S.(1991), *A Treatise on the Family Enl.ed*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Browning, M., Chiappori, P.A., and Weiss, Y.(2011), *Family Economics*, http://www.tau.ac.il/~weiss/fam_econ/BCW_Book_index_07_09_2011_MB.pdf.
- Bumpass, L.L., Rindfuss, R.R. and Janosik, R.B.(1978), "Age and Marital Status at First Birth and the pace of Subsequent Fertility," *Demography*, Vol.15, No.1, pp.75-86.
- Furstenberg, F.F.(1976), "The Social Consequences of Teenage Parenthood," *Journal of Social Issues*, Vol.32, No.1, pp.67-86.
- Heckman, J.J. and Walker, J.R.(1990), "The Relationship Between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data," *Econometrica*, Vol.58, No.6, pp.1411-1441.
- Kim, J.(2005), "Sex Selection and Fertility in a Dynamic Model of Conception and Abortion," *Journal of Population Economics*, Vol.18, No.1, pp.41-67.
- Leung, S.F.(1991), "A Stochastic Dynamic Analysis of Parental Sex Preferences and Fertility," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, No.4. pp.1063-1088.
- Lundberg, S. and Plotnick, R.D.(1995), "Adolescent Premarital Childbearing: Do Economic Incentives Matter?," *Journal of Labor Economics*, Vol.13, No.2, pp. 177-200.

- Marini, M.M.(1981), "Effects of the Timing of Marriage and First Birth on Fertility," *Journal of Marriage and Family*, Vol.43, No.1, pp.27-46.
- McLaughlin, S.D., Grady, W.R., Billy, J.O.G., Landale, N.S. and Wings, L.D.(1986), "The Effects of the Sequencing of Marriage And First Birth During Adolescence," *Family Planning Perspectives*, Vol.18, No.1, pp.12-18.
- Merrigan, P. and St. Pierre, Y.(1998), "An econometrics and neoclassical analysis of the timing and spacing of births in Canada from 1950 to 1990," *Journal of Population Economics*, Vol.11, pp.29-51.
- Parnell, A.M., Swicegood, G. and Stevens, G.(1994), "Nonmarital Pregnancies and Marriage in the United States," *Social Forces*, Vol.73, No.1, pp.263-287.
- Willis, R.J.(1973), "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, pp.S14-S64.
- Willis, R.J.(1999), "A Theory of Out-of-Wedlock Childbearing," *Journal of Political Economy*, Vol.107, No.6, pp.S33-S64.
- Wolpin, K.I.(1984), "An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality," *Journal of Political Economy*, Vol.92, No.5, pp.852-874. e-나라지표(통계청), http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1011에서 2016.3.20.인출.

Abstract

**The Effect of Premarital Conceptions on the
spacing of subsequent pregnancy and birth in
Korea**

Song-hee, Kim

The woman makes a decision in two stages: the woman decides whether to be conceived or not in the first stage; and then, whether to abort or not in the second stage. Premarital conceptions might reduce the demand for children because the probability of divorce is high. The purpose of this study is to empirically analyze whether premarital conceptions increase the probability of pregnancy and childbirth in a dynamic framework. The key findings are as follows. First, shot-gun marriages significantly increase the probability of subsequent pregnancy and birth. Second, out-of-wedlock births significantly decrease the probability of subsequent pregnancy and birth.

Keywords : Premarital conception, fertility, duration analysis

