「지방정부연구」 제23권 제3호(2019 가을): 159-182
The Korean Journal of Local Government Studies, Vol.23 No.3 (2019 Autumn)
http://dx.doi.org/10.20484/klog.23.3.7

미래 불확실성과 출산에 대한 관계 분석:
둘째 출산장려금을 중심으로*

안 정 혜**
유 동 우***

국문요약

본 연구의 목적은 미래 불확실성의 요인을 고려하여 지방정부의 출산장려금 지원 정책 효과를 실증 분석하는 것이다. 이를 위해 Eric Sims의 2시점 간 최적화 모형을 이용하여 이론적으로 효과를 분석한 다음 7개 광역시 기초자치단체를 분석단위로 하여 고정효과모형을 패널회귀 분석하였다. 분석 결과를 정리하면 지방자치단체의 출산장려금 지원 정책은 둘째 출생아 수와 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 미래 불확실성의 요인(보육여건, 일자리, 거주비용 등)을 고려하면 출산장려금의 추정 값이 더 이상 유의하지 않는 것으로 나타났다. 이를 통해 출산장려금 지원 정책에 소득효과 보다 예비적 저축 효과의 크기가 더 크게 나타나고 있음을 유추할 수 있다. 즉 출산을 결정할 때, 개인은 생애 전체에 대한 전망을 고려한다는 것이다. 따라서 보육환경 개선, 가계의 주거비 안정 등 미래의 불확실성을 낮추는 정책으로 저출산 문제를 개선시킬 수 있을 것으로 판단된다.

주제어: 출산장려금, 예비적 저축 효과, 불확실성, 저출산, 시점 간 최적화 모형

Ⅰ. 서론

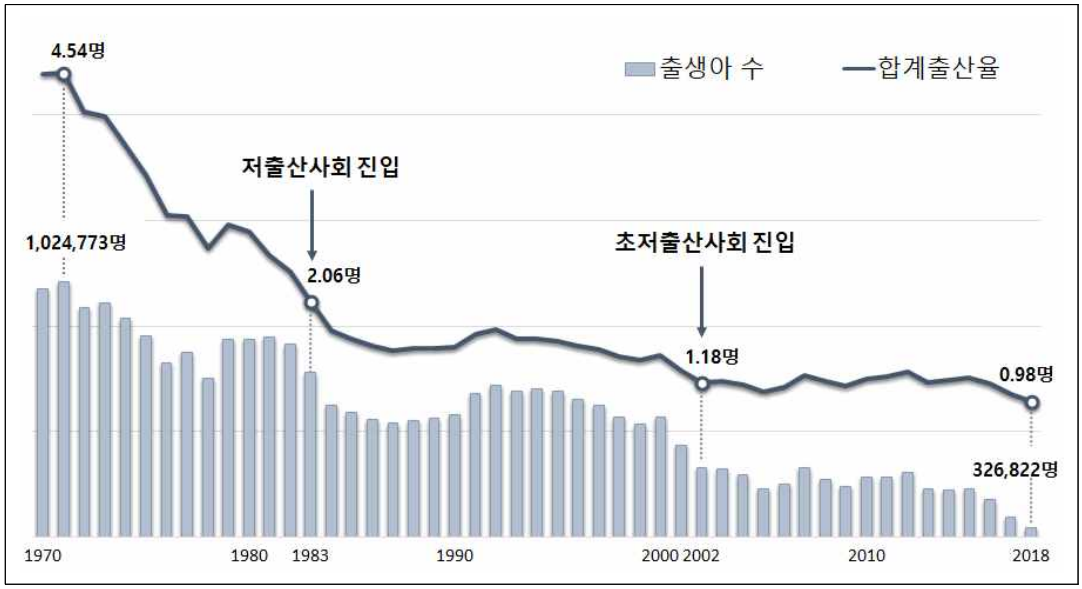
2018년 우리나라 합계출산율은 0.98명으로, 1970년 통계작성이 시작된 이후 최저치를 기록하였다. 우리나라는 본격적으로 인구 감소가 예상되는 합계출산율 1명 아래로 떨어지는 국가에 진입하게 되었다.

우리나라 출생아 수와 합계출산율 추이(1960년~2018년)를 살펴보면 감소속도가 매우 가파르다는 것을 확인할 수 있다. 국가의 현재 인구규모를 유지하기 위한 합계출산율은 2.1명이고 이를 대체출산율이라고 한다. 우리나라는 1983년(합계출산율 2.06명)에 대체출산율 미만 수준인 저출산사회에 진입하였고 2002년에는 합계출산율 1.18명으로 초저출산사회에 진입하였다. 즉 우리나라는 35년 이상 저출산, 15년 이상 초저출산이 지속되어 왔다.

---

* 본 논문은 제1저자의 석사학위논문을 수정 및 보완하였음을 밝힘
** 제1저자
*** 교신저자

〈그림 1〉 우리나라 출생아 수와 합계출산율 추이(1970년~2018년)



자료: 통계청, 인구동향조사

저출산 문제가 심각해짐에 따라 정부는 저출산·고령화 문제를 국가적 아젠다로 설정하고 2005년에는 저출산·고령사회기본법을 제정, 2006년부터는 5년 단위로 저출산·고령사회 기본계획을 수립·시행중이다. 예산액 기준으로는 총 188.6조원이 투입될 예정이다(김경수 외, 2018).[1] 지방정부는 이에 맞춰 출산지원 정책의 일환으로 임신, 출산, 육아, 결혼 지원 정책을 시행하고 있으며 2017년 기준 총 2,169개 사업이 추진되었다. 그러나 많은 노력에도 불구하고 우리나라 출산율은 계속 하락하고 있어 저출산 관련 정책의 실효성에 대해 많은 논란이 제기되고 있다. 그 중 전국적으로 시행되고 있는 출산장려금 지원 정책에 대한 의견이 다양하다.

출산장려금 지원 정책 효과를 분석하는 선행연구가 다수지만, 기존의 선행연구들은 미래 불확실성의 요인을 고려하지 않았다. 예비적 저축 효과 이론의 관점에서 미래 불확실성은 출산에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 기존 선행연구에서의 출산장려금 지원 정책 효과 추정은 omitted variable bias에 취약하다. 본 연구는 기존 선행연구들의 한계를 극복하고자 보육여건, 일자리, 거주비용 등의 요소를 미래 불확실성의 요인으로 고려하여 7개 광역시 기초자치단체의 출산장려금 지원 정책 효과를 실증 분석하였다.

본 연구의 목적은 미래 불확실성의 요인을 고려하여 지방정부의 출산장려금 지원 정책 효과를 실증 분석하는 것이다. 이를 위해 본 연구의 목차는 전체 5개의 장으로 구성되어 있다. 1장의 서론에 이어서 2장은 미래 불확실성이 출산장려금 지원 정책 효과에 미치는 영향을 이론적으로 검토한다. 그리고 3장은 2장에서 살펴본 내용을 실증 분석하기 위해 본 연구의 분석 자료와 분석 방법

1) 정부의 저출산 관련 재정투자 현황을 살펴보면 제1차 기본계획(2006년~2010년)은 19.7조원, 제2차 기본계획(2011년~2015년)은 60.5조원, 제3차 기본계획(2016년~2020년)은 108.4조원이다.

에 대해 설명한다. 다음 4장에서는 보육여건, 일자리, 거주비용 등을 미래 불확실성의 요인으로 고려하여 출산장려금 지원 정책 효과를 실증 분석한다. 마지막으로 5장에서는 앞의 연구결과를 정리하고, 정책적 함의를 도출한다.

Ⅱ. 이론적 논의

1. 출산장려금 지원 정책

출산장려금 지원 정책은 2002년 전남 함평군을 시작으로 15년 넘게 시행중인 정책이다. 다수의 지방정부는 저출산 문제가 심각해짐에 따라 인구감소를 극복하기 위해 출산장려금 지원 정책을 도입하였다. 지방정부에서 시행중인 출산장려정책 중 예산 규모가 가장 큰 대표적인 현금 지원 정책이다.

지방자치단체는 자율적으로 출산장려금 지원 정책에 대한 조례를 제정하기 때문에 각 지자체마다 명칭이 출산장려금, 출산축하금, 출산양육지원금 등으로 다양하다. 또한 지자체의 여건에 따라 출생순위별 지원금, 지원 대상, 지원 내용 등이 상이하다는 특징이 있다. 출산장려금과 관련된 예산은 해당 기초자치단체가 예산 100%를 부담하거나 광역자치단체와 기초자치단체가 일정 비율로 분할해서 부담하기도 한다.

출산장려금 지원 정책이 전국적으로 확대되면서 지자체 간 경쟁으로 지원금의 편차가 크다. 지급방식도 초기에는 일시금의 출산축하금 형태로 도입되었다가 시간이 흐르면서 분할하여 매월 지급하는 형태 혹은 일시금과 분할금의 혼합방식으로 변화하고 있다. 지원 대상을 살펴보면 셋째아 이상 출산가정에 출산장려금을 지원하는 지자체가 많았는데, 최근에는 첫아이 출산가정에 지원하는 지자체도 증가하고 있다. 그리고 신생아의 출생일을 기준으로 부 또는 모, 혹은 부모가 일정기간 주민등록을 두고 실제 거주하는 조건을 만족해야한다. 이 부분에서 출산장려금 지원 정책이 초기에는 지원금 차이를 이용하여 인구유인 정책으로 활용될 수 있었고 이를 방지하기 위해 거주기간을 도입하는 방향으로 변화되고 있음을 볼 수 있다. 실제 출산장려금 지원 현황을 살펴보아도 인구 절벽의 위험이 상대적으로 높은 기초지자체에서 과도하게 장려금을 지급하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 이 부분에서 광역시 기초지자체와 도 기초지자체 사이 출산장려금의 크기 차이가 크다는 것을 예상할 수 있다. 덧붙여 광역시와 도는 인구밀집도, 산업구조, 도시의 성격, 소속 기초지자체와의 관계 등에서도 차이가 존재한다. 따라서 본 연구에서는 서울특별시를 비롯한 6개 광역시의 기초지방자치단체 출산장려금 지원 정책을 분석한다.

2. 출산장려금 지원 정책의 효과에 대한 선행연구 분석

출산장려금 지원 정책의 효과에 대한 다수의 선행연구가 존재한다. 기존의 선행연구가 제시하

는 출산장려금 지원 정책의 효과는 상반되고 있어 출산장려금의 실효성에 대한 논란이 끊임없다.

먼저 출산장려금 지원 정책이 출산에 긍정적인 영향을 미친다는 연구는 다음과 같다. 최정미(2010)는 2010년 1월 출산장려금 지급금액 기준, 전국 평균(중위수)인 140만원 이상 지급하는 지역과 그렇지 않은 지역으로 구분하여 232개 기초자치단체 출생아 수 증가율에 차이가 있는지 비교분석하였다. 그 결과 출산장려금액이 전국 평균(중위수) 이상인 지역은 평균이하 지역대비 출생아 증가율이 약 10%정도 높은 것으로 나타났다. 허만형·이정철(2011)은 2008년에 출산장려금을 도입한 164개 기초자치단체를 대상으로 출산장려금 도입 이전과 도입 이후 출산율 추세변화를 정책효과로 정의하고 출산장려금 효과를 분석하였다. 분석 결과 출산장려금의 효과는 도입 이후 4년이 지나면서부터 나타난다는 것과 그 수준은 점증한다는 것을 발견하였다. 박창우(2013)는 2005년~2010년 지방자치단체의 출산장려금이 출산에 어떠한 영향을 미치는지 고정효과모형으로 분석한 결과, 총 출산장려금 10만원 증가할 때 총 출생아 수 평균 2.71명이 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 첫째 출산장려금의 평균 금액을 지급하면 첫째 출생아 수는 0.4% 증가, 둘째 출산장려금의 평균 금액을 지급하면 둘째 출생아 수는 0.44% 증가하지만 셋째 출산장려금은 셋째 출생아 수 증가에 유의하지 않다는 것을 확인했다. 이병호·박민근(2017)은 우리나라의 초저출산 현상을 해결하기 위해 3아 이상의 다자녀 출산을 중점으로 경기도 31개 기초자치단체의 2008년에서 2014년 출산장려금 정책 효과를 분석하였다. 기초자치단체가 출산장려금 지출을 대략 2,270만원 늘리면 3아 이상 출생이 1명 증가한다는 것을 추정함으로써 출산장려금이 실효성을 거둘 수 있음을 암시했다. 오삼권·권영주(2018)는 전국 226개 지방자치단체(세종특별자치시와 제주특별자치도 제외)를 대상으로 다중회귀분석을 실시하였는데, 지자체 출산장려금 지원액수가 클수록 조출생률이 높아져 출산장려금이 저출산 해결에 효과가 있다는 것을 보여주었다. 김우영·이정만(2018)은 2000년에서 2016년 충청남도 16개 시군과 충청북도 12개 시군을 대상으로 출산장려금이 합계출산율과 가임여성인구의 순유입률에 미친 영향을 살펴보았더니 긍정적인 효과가 있음을 확인하였다.

반대로 출산장려금 지원 정책이 출산에 미치는 영향이 없다는 연구도 있다. 석호원(2011)은 서울특별시 25개 자치구를 대상으로 2005년부터 2009년 패널 데이터를 분석한 결과 출산장려금은 합계출산율과 출생아 수 그리고 연령별 출산율에 영향을 미치지 않는다는 것을 발견했다. 홍소정(2011)은 서울특별시 25개 자치구를 대상으로 2005년에서 2008년 출산장려금이 출산제고에 미치는 영향을 이중차이 회귀분석방법으로 실시하였다. 그 결과 출산장려금이 출산제고에 아무런 영향을 미치지 못함을 확인하였다. 최분희·이창원(2017)은 2007년부터 2013년에 시행된 15개 광역자치단체의 출산장려프로그램(경제적 지원, 교육·보육서비스 지원, 일·가정 양립 여건 조성 및 기타 출산장려 프로그램 지원)의 유형별 효과성을 분석하였다. 분석결과에 따르면 지방자치단체의 직접적 정책 수단인 경제적 지원은 출생아 수 증가에 유의하지 않고 가임여성이 일과 가정을 양립하는 여건을 형성해 줄 수 있는 사회적 지원서비스가 출생률 제고에 효과 있음을 발견하였다.

〈표 1〉 선행연구 정리

구분	선 행 연 구	분 석 대 상	분 석 결 과
긍정	최정미(2010)	232개 지자체	출산장려금 지급총액이 중위수이상인 지자체는 출생아 수 증가율이 전국 평균보다 높다
	허만형, 이정철(2011)	164개 지자체	출산장려금의 출산율 제고 효과는 중·장기간에 걸쳐 나타난다.
	박창우(2013)	230개 지자체	총 출산장려금액이 10만원 증가하면, 총 출생아 수 평균 2.71명이 증가한다.
	이병호, 박민근(2017)	경기도 31개 지자체	지자체의 출산장려금 지출이 대략 2,270만원 증가할 때 3아 이상의 출생은 1명 증가한다.
	오삼권, 권영주(2018)	226개 지자체	출산장려금 액수가 클수록 조출생률이 높아져 지방정부의 출산장려금 정책이 저출산에 긍정적인 효과가 있다
	김우영, 이정만(2018)	충남 16개 시군, 충북 12개 시군	충청지역에서 출산장려금은 출산율 제고에 긍정적인 효과가 있다.
부정	석호원(2011)	서울 25개 자치구	출산장려금은 출생아 수, 합계출산율 그리고 연령별 출산율에 영향을 미치지 않는다.
	홍소정(2011)	서울 24개 자치구	출산장려금은 출산제고에 미치는 영향이 없다.
	최분희, 이창원(2017)	15개 광역지자체	지방정부의 경제적 지원은 출생아 수 증감에 유의한 영향을 미치지 않는다.

지방정부의 출산장려금 지원 정책 효과를 분석하는 선행연구가 다수지만, 미래 불확실성의 요인을 고려하여 출산장려금 지원 정책의 효과를 살펴본 실증 연구는 미흡하다. 따라서 본 연구에서는 보육여건, 일자리, 거주비용 등 3대 요소를 미래 불확실성과 관련된 요인으로 설정하고 이를 고려하여 출산장려금 지원 정책 효과를 실증적으로 분석한다.

3. 예비적 저축 효과

예비적 저축 효과란 개인의 미래소득에 불확실성이 존재하면 개인은 현재소비를 줄이고 저축을 늘림으로써 미래를 대비하려는 현상을 말한다. Eric Sims(2012: Yoo Dongwoo, 2018에서 재인용)의 2시점 극대화 모형을 이용하여 출산장려금 지원 정책의 예비적 저축 효과를 살펴보기 위해 경제활동을 하고 있는 기혼여성 A가 2시점인 t기와 t+1기에 살며 t기에 출산하고 t+1기에 사회로 복귀한다고 가정한다.

A는 경제활동을 하면서 현재소득(Y_t)과 미래소득(Y_{t+1})을 얻고, 생활에 필요한 경비와 아이를 낳음으로써 발생하는 출산과 육아에 대한 일체 비용[2] 등으로 현재소비(C_t)와 미래소비(C_{t+1})를 지출한다. A는 t기에 일정 금액을 저축할 수 있으며, 저축의 크기는 현재소득에서 현재소비를 뺀 값이다($S_t = Y_t - C_t$)[3]. A가 t기에 저축하면 t+1기에 이자(r_t)를 얻는다. 따라서 t기 A의 저축 S_t는

2) 본 연구모형에서는 자녀를 추가로 낳아서 들어가는 비용에 대한 고려까지는 명확하게 반영하지 못하였으나, 전반적인 논의의 진행에는 무리가 없다고 생각되어 향후 연구에 그러한 점을 반영하고자 한다.

3) 본 연구는 현재와 미래, 2개의 시점만 가정했기 때문에 A는 미래시점에서 저축을 하지 않는다.

t+1기에 $(1+r_t)S_t$ 만큼의 미래소득을 증가시킨다.

위의 내용을 정리하면, A는 아래의 2시점(t, t+1) 예산 제약식을 갖게 된다.

$$C_t + S_t = Y_t$$
$$C_{t+1} = Y_{t+1} + (1+r_t)S_t$$

A는 출산·양육을 포함한 현재소비와 미래소비를 통해 기쁨과 행복 등의 효용을 얻는다. 2시점 간 얻을 수 있는 A의 전체 효용(U)은 현재소비에서의 현재효용과 미래소비에서의 미래효용을 합한 것이다. 이 때 미래효용은 현재가치로 할인시키는데, 아래의 식에서 β가 할인 요소(discount factor)[4]를 의미한다.

$$U = u(C_t) + \beta\, u(C_{t+1}),\ 0 < \beta < 1$$

현재소비와 미래소비에 대한 각 효용은 소비가 증가할수록 점점 더 증가하고, 각각의 한계효용은 감소한다. 다르게 말하면 A의 무차별곡선(indifference curve)은 우하향하고 원점에 대해 볼록하다고 가정한다.

$$u'(C_t) \geq 0$$
$$u''(C_t) \leq 0$$

A는 주어진 2시점 간 예산 제약조건 하에 전체 효용을 극대화하는 최적의 현재소비와 미래소비 수준을 결정한다.

$$\max_{C_t, C_{t+1}} U = u(C_t) + \beta\, u(C_{t+1})$$
$$\text{s.t.}$$
$$C_t + S_t = Y_t$$
$$C_{t+1} = Y_{t+1} + (1+r_t)S_t$$

A의 전체 효용을 극대화시키는 조건을 현재소비에서의 한계효용과 미래소비에서의 한계효용 사이의 관계식으로 나타내면 다음과 같다.

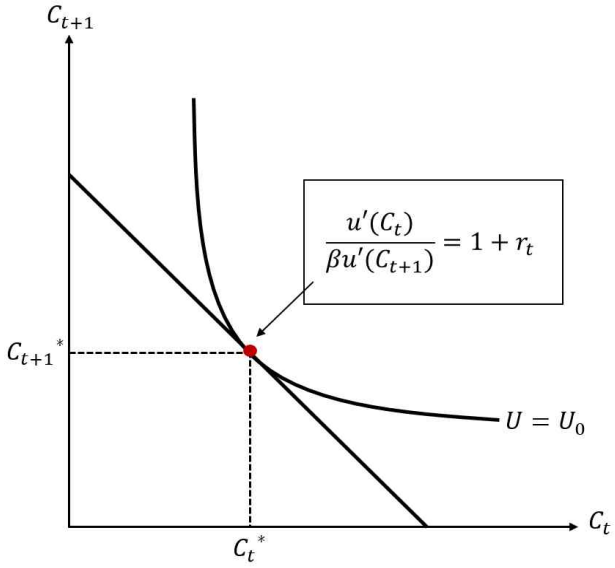
4) 일반적으로 동일한 수준의 현재소비와 미래소비에 대해 A는 현재소비를 선호할 것이다. 왜냐하면 현재소비와 비교했을 때 미래소비는 다소 불확실하기 때문이다. 다(多)기간 효용함수에 이와 같은 시간선호율(현재시간을 미래시간 보다 소중히 여기는 정도)을 나타내기 위해 미래소비에서의 효용에 일정한 할인 요소를 곱한 형태로 표기한다.

$$u'(C_t) = \beta\,(1+r_t)\,u'(C_{t+1})$$

위 식은 A의 전체 효용을 극대화시키는 최적점에서 A가 t기에 소비를 늘리거나 저축(t+1기에 소비를 늘리는 것)을 하는 것에 무차별하다는 것을 뜻한다.[5] 만약 차이가 있다면 A는 t기에 소비나 저축을 늘려 전체 효용을 증가시키려고 할 것이다.

A의 시점 간 최적화 문제를 예산제약선-무차별곡선을 이용하여 〈그림 2〉와 같이 나타낼 수 있다. A는 현재소비와 미래소비 수준을 결정하는 예산선 상에 존재하는 수많은 점 중에 무차별곡선과 접하는 점에서 최적선택을 결정한다. 한계대체율[6]이 체감하면 무차별곡선과 예산제약선이 접하는 점이 최적점이기 때문이다.

〈그림 2〉 예산제약선-무차별곡선



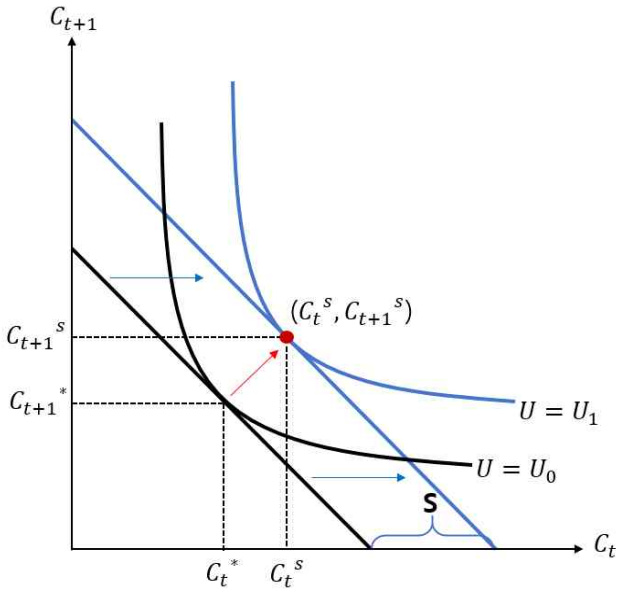
지방정부의 출산장려금 지원 정책이 기혼여성 A의 시점 간 최적화 문제에 어떤 영향을 미치는지 살펴보기 위해 t기에 아이를 출산한 기혼여성 A는 소속된 기초자치단체로부터 출산장려금(S)을 받는다고 가정한다.(단, 출산장려금은 t기에 일시적으로 A에게 지급되며 t+1기에는 지원이 없다.) A가 출산장려금(S)을 받으면 A의 t기 소득은 증가(Y_t + S)하게 되고 예산제약선은 출산장려금(S)의 크기만큼 평행하게 오른쪽으로 이동한다. A의 새로운 최적점은 기존 최적점으로부터 북동쪽(C_t^s, C_{t+1}^s)에 위치하게 되고 현재소비와 미래소비 수준은 둘 다 증가한다. 경제학에서는 이를 소득효

5) t기의 저축이 t+1기에 소비를 늘려 미래소비의 한계효용 크기가 커지면 미래소비에서의 한계효용은 β로 할인되어 현재소비에서의 한계효용과 같아진다.

6) 한계대체율은 효용수준을 일정하게 유지하기 위해서 A가 현재소비를 더 많이 지출할 때, 포기해야 되는 미래소비 비율을 말한다.

과(Income effect)라고 말한다. 이와 같이 지방정부는 출산가정에 출산장려금을 지원하여 소득을 증가시킴으로써 출산과 양육에 지출되는 비용부담을 완화시켜 출산을 장려하고자 한다.

〈그림 3〉 예산제약선-무차별곡선: 소득효과



그러나 앞에서 살펴본 소득효과, 즉 출산장려금 지원을 통해 출산을 장려하려는 정책의 효과는 미래소득에 불확실성이 존재하면 발생하지 않을 수도 있다. 미래소득에 대한 불확실성이 존재하면, A의 시점 간 최적화 문제에 어떤 영향을 미치는지 살펴보기 위해 A의 미래소득 수준은 현재소득보다 높은 상태로 증가하거나 낮은 상태로 감소할 수 있는 불확실한 상태라고 가정한다. 높은 상태로 증가하는 미래소득(Y^h_{t+1})은 p의 확률, 낮은 상태로 감소하는 미래소득(Y^l_{t+1})은 $1-p$의 확률을 가진다. 불확실한 미래소득에 대한 기댓값은 높은 상태로의 미래소득 확률과 낮은 상태로의 미래소득 확률을 합한 값이다.

$$E(Y_{t+1}) = pY^h_{t+1} + (1-p)Y^l_{t+1}$$

A의 미래소비 수준은 미래소득 수준에 따라 결정되기 때문에 미래소득에 불확실성이 존재하면 미래소비도 불확실해진다.

$$C^h_{t+1} = Y^h_{t+1} + (1+r_t)(Y_t - C_t)$$ [7]

7) 미래소득이 현재수준보다 높은 상태일 때의 미래소비

$$C_{t+1}^{l} = Y_{t+1}^{l} + (1+r_t)(Y_t - C_t)$$ [8]

미래소비의 기댓값은 $E(C_{t+1}) = pC_{t+1}^{h} + (1-p)C_{t+1}^{l}$ 이다.

미래소비에 대한 불확실성은 미래효용에 대한 불확실성으로 변환되고 시점 간 A의 전체 효용(U)에 대한 기댓값은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} E(U) &= u(C_t) + \beta\ [p\ u(C_{t+1}^{h}) + (1-p)u(C_{t+1}^{l})] \\ &= u(C_t) + \beta\ E[u(C_{t+1})] \end{aligned}$$

A의 시점 간 효용을 극대화시키는 1계 조건은 아래 식과 같다.

$$u'(C_t) = \beta\,(1+r_t)E(u'(C_{t+1}))$$

다음은 효용함수의 3차 미분 값이 양수라고 가정한다.

$$u'''(C_t) > 0$$

효용함수 3차 미분 값은 한계효용을 2차 미분한 값이므로 이는 한계효용의 곡률 척도이다. 효용함수의 3차 도함수가 0보다 크면 한계효용이 감소하고 있는 것을 의미하고 이는 현재소비가 증가할수록 평평해진다.

A는 미래소득의 불확실성으로 달라진 제약 조건 하에서 효용을 극대화시키고자 하며, 〈그림 4〉는 미래소비와 미래소비의 한계효용, 둘 사이의 관계를 보여준다. 미래소득에 불확실성이 존재하면 미래소비에 대한 기댓값[9]은 C_{t+1}^{h} 와 C_{t+1}^{l} 가운데에 위치하고 이 때 한계효용은 $u'(E(C_{t+1}))$[10]이다. 한편 높은 상태로의 미래소비(C_{t+1}^{h}) 한계효용은 $u'(C_{t+1}^{h})$이고 낮은 상태로의 미래소비(C_{t+1}^{l}) 한계효용은 $u'(C_{t+1}^{l})$이다. 두 한계효용의 평균은 각 두 점을 직선으로 이었을 때 가운데에서 위치하게 되고 $E(u'(C_{t+1}))$이다.

효용함수의 3차 도함수가 양수이면 언제나 미래소비의 한계효용에 대한 기댓값이 미래소비에 대한 기댓값의 한계효용보다 크다. 〈그림 4〉에서 보는 것과 같이 $E(u'(C_{t+1})) > u'(E(C_{t+1}))$[11]

8) 미래소득이 현재수준보다 낮을 상태일 때의 현재소비

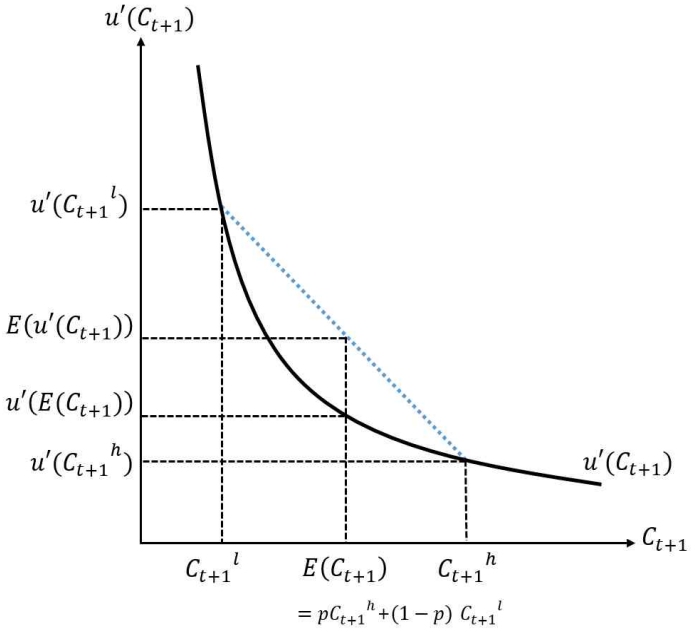
9) $E(C_{t+1})$

10) A의 효용을 극대화시키는 1계 조건에서 미래소비의 한계효용에 대한 기댓값 $E(u'(C_{t+1}))$과 미래소비의 기댓값에 대한 한계효용$u'(E(C_{t+1}))$과 다르다. 둘의 차이를 이해해야 불확실성이 미래소비에 미치는 영향과 경제학에서 말하는 예비적 저축 효과에 대해 이해할 수 있다.

이고, 두 값의 차이는 미래소득의 불확실성이 커질수록 더 커진다.

미래소득에 대한 불확실성이 커질수록 미래소비의 한계효용에 대한 기댓값이 커진다는 것은 현재소비가 줄어든다는 것을 의미한다. 앞서 살펴 본 효용을 극대화시키는 1계 조건에서 $E(u'(C_{t+1}))$가 커지게 되면 현재소비에 대한 한계효용을 나타내는 $u'(C_t)$도 커지게 된다. 현재소비에서의 한계효용은 현재소비가 한 단위 증가하면 감소하는 특성을 가지기 때문에 현재소비로부터의 한계효용이 커진다는 것은 현재소비가 작아진다는 것을 뜻한다. 이를 정리하면 A의 미래소득에 불확실성이 존재하면 A는 현재소비를 줄이고 저축을 늘리는 방식으로 미래를 대비하고, 경제학에서는 이러한 현상을 예비적 저축(Pre-cautionary saving) 효과라 부른다.

〈그림 4〉 불확실성의 영향과 예비적 저축 효과



4. 출산장려금 지원 정책과 예비적 저축 효과의 관계

지방자치단체는 출산장려금 지원 정책을 통해 출산가정의 경제적 부담을 완화시켜 출산을 장려하고자 한다. 출산가정이 출산장려금을 지원받으면 현재소득이 증가하고 이로 인해 현재소비와 미래소비 수준이 증가한다. 경제학에서는 이러한 현상을 소득효과라고 말한다. 그러나 출산가정의 미래소득에 불확실성이 존재하면 출산가정은 비용이 많이 소요되는 출산·양육을 미루거나 회피하는 방법으로 현재소비를 줄이고 미래를 대비하고자 저축을 증가시키는데 이를 예비적 저축

11) 옌센 부등식(Jensen's inequality)

효과라고 말한다. 만약 불확실성의 존재로 출산가정에 예비적 저축 효과가 소득효과보다 크다면, 지방정부는 출산장려금 지원 정책으로 출산율 증가라는 목표를 달성할 수 없을 것으로 예상된다. 미래 불확실성이 존재하면 개인은 위험부담을 최소화하려는 방향으로 행동한다는 것이다.

미래 불확실성과 출산과의 관계를 잘 보여주는 실례로 공무원 집단과 세종특별자치시가 있다. 먼저 공무원 집단은 우리나라 합계출산율이 감소하는 상황에서도 두드러지게 아이를 많이 낳아 기르는 것으로 알려져 있는데, 일반인보다 최소 두 배 정도 아이를 많이 낳고 있다고 한다(조선일보, 2018).[12] 공무원들이 아이를 많이 출산하는 이유에 대해 전문가들은 보육여건과 고용보장이라고 말했다. 한양대학교 이삼식 교수는 공무원은 출산휴가와 육아휴직 등을 이용하는 것에 눈치 보지 않는 문화가 조성되어 있다고 말했다. 다음으로 세종특별자치시는 2017년 합계출산율이 1.87명으로 합계되어 전국에서 가장 높았고 이는 전국 꼴찌인 서울특별시[13]와 격차가 2배에 달한다. 세종특별자치시는 2015년부터 합계출산율이 전국에서 가장 높은 지역으로, 중앙부처 이전 공무원과 국책 연구기관의 종사자 등 고용이 안정된 사람들이 다수이며, 직장 내 보육인프라 시설과 공공 유아교육이 탁월하다. 또한 아파트 공급이 많아 다른 지역에 비해 전·월세가 저렴한 편이다(연합뉴스, 2018). 전문가들은 세종특별자치시가 높은 합계출산율을 기록한 요인으로 일자리와 거주여건, 교육여건 등 3대 요소가 다른 지역대비 안정되었기 때문이라고 분석했다. 대부분 일자리가 몰려있는 서울 중심부를 거주여건이나 교육여건까지 종합적으로 고려하여 세종의 여건과 비교하면 세종이 서울보다 우수하다는 것이다. 또한 2016년 시·군·구를 기준으로 출산율이 높은 부산의 강서구(1.92명)와 울산의 북구(1.60명), 두 지역의 공통점도 일자리가 풍부하고 거주 환경이 양호하며 교육 인프라가 잘 갖춰줘 있다는 것이다. 한편 우리나라 부촌의 상징인 서울 강남구는 2017년 합계출산율이 0.70명으로 교육환경이 전국 최고수준이지만 주택가격도 최고이기 때문에 3대 요소를 충족하지 못한다(충청일보, 2018).

두 실례는 미래 불확실성이 낮은 지역·집단과 높은 출산율이 관계가 있을 수 있음을 보여준다. 다음 3장에서는 보육여건, 일자리, 거주비용 등 3대 요소를 미래 불확실성으로 두고 미래 불확실성이 존재할 때 출산장려금 지원 정책의 효과가 어떠한지 실증적으로 계량 분석한다.

Ⅲ. 분석 자료와 분석 방법

1. 분석대상과 변수

본 연구는 미래 불확실성의 요인을 고려하여 지방정부의 출산장려금 지원 정책 효과를 실증 분석한다. 출산장려금 지원 정책은 지방정부가 자율적으로 조례를 제정하고 시행함에 따라 지방정

12) 조선일보 취재팀과 국회 보건복지위원회 신상진 의원은 2013년에서 2016년 사이 중앙부처·지자체 공무원의 출산휴가 현황을 분석하였다. 분석 결과는 출산휴가 1건당 아이 1명을 낳는다는 가정 결과이다.

13) 2017년 서울시 합계출산율: 0.84명

부의 규모 및 특성에 따라 예산배정과 지원액의 편차가 크다. 따라서 서울특별시를 비롯한 6개 광역시의 71개[14] 기초자치단체를 분석대상으로 한다.

구체적으로 둘째 출생아 수 증가에 둘째 출산장려금이 미치는 영향 분석을 목적으로 한다. 둘째 출산장려금과 둘째 출생아 수를 매치하여 직접적인 효과를 분석하는 것에 중점을 두는 이유는, 2010년부터 2017년의 우리나라 합계출산율이 1과 2사이의 값을 갖기 때문에 첫째아는 출산장려금과 관계가 낮을 것으로 생각된다. 그리고 임상빈(2013)에 따르면 출산순위별 지방정부에서 지급하는 출산장려금액이 상이하고 출산에 미치는 효과가 다를 것이라고 예상되기 때문에 둘째 출생아 수를 종속변수로 설정하고 둘째 출산을 중심으로 분석한다.

그리고 통계청 인구동향조사, 자치법규정보시스템, 지방자치단체 출산지원정책 사례집, 보건복지부 보육통계, 고용노동부 사업체조사 그리고 KB부동산 리브온 등 다양한 출처의 자료를 사용하여 변수를 구성한다. 그리고 종속변수와 통제변수는 분석대상인 71개 기초지자체의 전체인구 평균이 대략 삼십만 명 정도임을 감안하여 각 변수를 전체인구로 나누어 삼십만을 곱해주었다.[15]

독립변수인 출산장려금의 정의는 출산장려금, 출산축하금 등의 명칭으로 지급되는 현금지원으로 하였다. 만약 지자체에서 양육비 차원으로 지급되는 현금지원이 있을 경우 포함시키지 않았다. 금액은 자치법규정보시스템[16]에서 해당 조례를 검색하여 수집하였다. 만일 조례에 정확한 출산장려금액이 명시되어있지 않은 경우에는 보건복지부 발간 '지방자치단체 출산지원정책 사례집'과 각 구·군청의 홈페이지 자료를 통해 파악하였다. 만약 연중 조례가 변경되면 당해년도 지급금액의 평균값[17]을 이용하고 지급방법(일시금/분할금/일시금+분할금)에 관계없이 출산일 기준 1년 이내 받을 수 있는 총 금액[18]을 출산장려금으로 산정하였다. 마지막으로 해당 광역시에서 별도 지급하는 출산장려금이 있을 경우에는 구·군에서 지급하는 출산장려금액과 합한 금액을 출산장려금으로 하였다.

통제변수 중 미래 불확실성과 관련되는 요인으로는 보육여건, 일자리, 거주비용을 선정하였다. 보육시설의 경우, 출산이후의 양육과 직접적으로 관련되어 있는 변수라고 판단된다. 보육시설은 자녀 돌봄에 대한 부담을 완화시켜 주는 것으로 알려져 있다. 개인이 보육시설을 안정적으로 확보하기 어렵다고 판단될 경우, 육아의 안정성에 부정적인 판단을 하게 되고 이는 둘째의 출산에 영

14) 주거비 부담의 요인을 살펴보기 위해 KB부동산 리브온 주택종합전세가격 종합지수를 불확실성의 변수로 사용하면서 3개 구(인천 강화군, 인천 옹진군, 부산 강서구)에 대한 자료가 없어 분석대상에서 제외하였다.

15) 수치 해석의 편의를 위해 인구10만 명당이나 인구100만 명당 등으로 변수를 변경해야했는데, 지자체의 평균인구인 30만 명당을 사용하면, 해당 지자체에서 혼인건수가 1건 늘어나면 둘째 출산이 0.26명 증가한다는 직접적인 해석이 가능하여 30만 명당을 사용하였다. 이 경우 10만 명당을 사용할 경우 3을 곱해줘야 하는 해석상의 불편함을 줄일 수 있는 장점이 있다고 판단된다.

16) www.elis.go.kr

17) 예를 들어 ○○○○년 7월부터 출산장려금이 40만원에서 60만원으로 인상되었을 경우, (40만원×6개월)+(60만원×6개월)로 계산하여 50만원을 ○○○○년의 출산장려금으로 산정하였다.

18) 예를 들어 □□시 △△구는 둘째아를 출산하면 총 80만원을 지급하는데, 40만원은 일시금, 출산일 기준 6개월 마다 20만원씩 지급한다면 출산장려금은 80만원으로 산정하였다.

향을 주게 된다고 생각된다. 한지연(2014)은 둘째 자녀 출산의지에 영향을 미치는 요인으로 보육기관의 중요성을 말하면서 취업모(母)들이 첫 아이를 낳은 후 사회로 복귀하는 과정에서 호소했던 어려움 중 하나는 보육기관에 대한 문제이고 보육문제는 취업모(母)가 사회생활을 이어나갈지 경력단절을 경험할지를 결정하는 과정에서 중요한 역할을 한다고 말했다.

일자리의 경우 개인소득에 직접적인 영향을 미치는 변수인데, 노동시장의 고용 불안정(최근 실업률 상승과 비정규직의 근로자 증가 등)은 개인이 혼인하고 자녀를 출산하는 등의 선택을 늦추게 만드는 것으로 알려져 있다. 이러한 사회 분위기로 초혼연령은 높아졌고 이는 전체 가임기간을 감소시키는 등 이로 인해 출산율 저하로 이어졌다. 또한 경력단절 여성을 위한 여러 정책이 운영되고 있지만 여전히 직장생활을 하고 있는 여성에게 결혼과 출산·육아가 부담으로 존재하는 것도 출산 저하에 큰 영향을 미친다고 판단된다. 출산으로 경력단절이 발생하거나 일자리의 안정성에 부정적인 영향을 받게 되면 둘째 출산에 부정적인 영향을 미칠 것이라 생각된다.

마지막으로 거주비용과 관련하여 주택 임대 혹은 구매에 대한 비용부담은 상당히 크기 때문에 출산시기를 늦추게 하는 요인으로 알려져 있다. 일반적으로 둘째를 출산할 경우 보다 넓은 공간이 필요하다는 생각이 널리 퍼져있다고 판단된다. 이러한 상황에서 주택시장의 불확실성과 관련된 변수인 주택전세가격이 급격하게 상승할 경우, 개인은 현재의 집을 유지하는 것도 어려울 수 있는데, 더 넓은 공간을 필요로 하는 둘째 출산에 대해 더 부정적으로 생각하게 된다고 판단된다. 도난영·최막중(2018)은 결혼에서 첫아이와 둘째아이의 출산에 이르기까지, 연속적으로 이루어지는 가구의 선택행위에 지역의 주택가격이 미치는 영향을 단계적 그리고 통합적으로 비교분석하였다. 그 결과, 둘째 출산간격에 주거비의 부담이 중요한 영향을 미치고 지역의 주택가격이 비쌀수록 임차가구의 둘째 자녀 출산시기가 늦어지고 출산확률이 낮아지는 것을 확인하였다. 오창섭·최성혁(2012)은 결혼의 결정요인을 경제부분을 중심으로 분석한 결과, 비용 측면에서 주택 매매가격보다 주택 전세가격에 크게 반응하는 것을 발견했다. 이를 통해 본 연구에서는 거주비용과 관련된 변수로 주택전세가격 종합지수를 사용하였다. 그리고 주택 형태를 구분하지 않고 총 세 가지(APT, 단독주택, 연립주택)의 전세가격을 다 살펴보기 위해 주택전세가격 종합지수를 변수로 사용하였다. 주택전세가격 종합지수는 2019년 1월 기준 100의 값을 지니기 때문에 연도별 매년 1월의 자료를 사용하였다.

기타 통제변수[19]에는 인구 통계적 요인, 재정적 요인, 사회문화적 요인이 있다.

〈표 2〉는 본 연구에서 사용되는 변수에 대한 설명과 자료 출처에 대해 상세하게 기술하고 있다.

19) 개인은 사회현상으로서 출산연령, 다른 사람의 혼인여부, 이혼여부 등은 미리 고려하지 않을 수 있다. 하지만 위의 변수들은 다수의 선행연구에서도 출산과 연관성을 가진다고 알려져 있다. 개인은 직접적으로 고려하지 않는다고 하더라도, 전반적인 출산연령의 상승과 혼인상태에 있는 개인의 비중은 인구학적, 또는 사회문화적으로 출생아 수에 연관을 가지고 있다고 판단된다.

〈표 2〉 변수 정의

변 수		변수 설명		자료 출처
종속 변수	둘째 출생아 수	인구 삼십만 명 당 출산순위별 둘째 출생아 수		통계청, 인구동향조사
설명 변수	둘째 출산장려금	둘째 출산에 따른 수혜가능 장려금 금액 (단위: 만원)		자치법규정보시스템과 지방자치단체 출산장려정책 사례집을 참고하여 연구자가 직접 산출함
통제 변수	인구 통계적 요인	남성의 초혼연령	남성의 평균 초혼연령 (단위: 세)	통계청, 인구동향조사
		여성의 초혼연령	여성의 평균 초혼연령 (단위: 세)	
		모(母)의 출산연령	출산 당시 여성의 평균 연령 (단위: 세)	
		가임여성 인구수	15~49세 여성인구 수 (단위: 인구 삼십만 명 당)	
	재정적 요인	재정자립도	재정수입의 자체 충당 능력 (단위: %)	
	사회문화적 요인	혼인건수	혼인건수 (단위: 인구 삼십만 명 당)	
		이혼건수	이혼건수 (단위: 인구 삼십만 명 당)	
	미래 불확실성과 관련되는 요인	보육시설 수	인구 삼십만 명 당 보육시설 수 (단위: 개소)	보건복지부, 보육통계
		노동시장의 성별 고용 불안정에 대한 요인	여성 상용 근로자 수 (단위: 인구 삼십만 명 당)	고용노동부, 사업체조사
			여성 임시·일용 근로자 수 (단위: 인구 삼십만 명 당)	
			남성 상용 근로자 수 (단위: 인구 삼십만 명 당)	
			남성 임시·일용 근로자 수 (단위: 인구 삼십만 명 당)	
		주택 임대에 따른 주거비 부담 요인	주택전세가격 종합지수 : 2019년 1월을 100으로 하여 전세가격(APT, 단독, 연립) 종합지수 (단위: %)	KB부동산 리브온

2. 분석방법

본 연구에서는 2010년~2017년 7개 광역시 71개 지방자치단체의 출산장려금 효과를 패널회귀분석을 실시하였다. 그리고 미래 불확실성이 존재할 때 출산장려금 효과가 어떻게 변화하는지 추가 분석한다. 패널회귀분석은 일정한 집단의 특성에 대한 변화 추이를 시계열적으로 파악할 수 있기 때문에 수년에 걸쳐 시행된 출산장려금 지원 정책이 지역 출생아 수 증가에 미치는 효과를 분석하는데 적절하다고 볼 수 있다. 패널회귀분석은 시간에 따라 변하지 않으며 관측되지 않는 지역

별 특성이 존재할 때 고정효과모형이나 확률효과모형을 사용하여 모수를 추정하는 방법(조재호, 2017)이 있는데. 본 연구에서는 패널 데이터의 특성을 활용하여 고정효과모형(Fixed Effects Model)을 이용한다. 따라서 본 연구에서는 지방자치단체별 관찰되지 않는 지역특성의 차이를 나타내는 오차항을 처리할 때, 고정된 값이라고 가정한다.

또한 일반적으로 임신부터 출산까지 적어도 10개월 이상의 시간이 소요되기 때문에 기존 선행연구에서 변수 간 시차를 두어 연구한 것과 동일하게 본 연구에서도 변수별 시차를 고려하였다. 특히 분석기간 내 여성의 평균 초혼연령(29.7세)이 모(母)의 평균 출산연령(31.7세)과 2년 정도의 차이가 있음을 참고하여 변수 간 2년의 시차를 고려하여 분석하였다. 단, 자료수집의 한계로 보육시설 수는 1년의 시차를 적용하였다. 본 연구의 분석모형을 나타내보면 다음과 같다.

[연구모델1] $둘째출생아수_{i,t} = \beta_0^1 + \beta_1^1 I_{i,t-2} + \beta_2^1 X_{i,t-2} + \epsilon$

[연구모델2] $둘째출생아수_{i,t} = \beta_0^2 + \beta_1^2 I_{i,t-2} + \beta_2^2 X_{i,t-2} + \beta_3^2 B_{i,t-1} + \epsilon$

[연구모델3] $둘째출생아수_{i,t} = \beta_0^3 + \beta_1^3 I_{i,t-2} + \beta_2^3 X_{i,t-2} + \beta_3^3 \Gamma_{i,t-2} + \epsilon$

[연구모델4] $둘째출생아수_{i,t} = \beta_0^4 + \beta_1^4 I_{i,t-2} + \beta_2^4 X_{i,t-2} + \beta_3^4 H_{i,t-2} + \epsilon$

[연구모델5] $둘째출생아수_{i,t} = \beta_0^5 + \beta_1^5 I_{i,t-2} + \beta_2^5 X_{i,t-2} + \beta_3^5 B_{i,t-1} + \beta_4^5 \Gamma_{i,t-2} + \beta_5^5 H_{i,t-2} + \epsilon$

분석모형에 제시된 종속변수는 둘째 출생아 수이고, β는 각 변수의 회귀계수 값을 의미하고, I_i는 본 연구의 설명변수인 둘째 출산장려금을 의미한다. X_i는 각 지자체의 특성을 나타내고, 여기에는 인구 통계적, 재정적 그리고 사회문화적 요인이 포함된다. B_i는 보육시설 수로 보육여건을 살펴보고자 하며, Γ_i는 성별 상용 근로자 수와 임시·일용 근로자 수를, H_i는 주택 임대에 따른 주거비 부담을 의미한다. 마지막으로 t는 각 연도를 의미하고, ϵ는 오차항을 의미한다. 본 연구는 β로 나타내어지는 회귀계수 값의 크기와 통계적 유의성을 통해 출산장려금 지원 정책의 효과를 살펴본다.

Ⅳ. 분석결과와 논의

1. 기술통계분석

본 연구에 사용된 각 변수들에 대한 특성을 연도별로 살펴보면 아래 〈표 3〉과 같다.

〈표 3〉 기술통계량

(단위: 전체인구 삼십만 명 당, 만원, 세, %)

변수	평균(표준편차)							
	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년
둘째 출생아 수	995.7 (201.6)	979.7 (197.7)	1014.8 (212.5)	918.8 (196.1)	912.4 (204.9)	902.4 (201.1)	837.8 (184.5)	721.0 (169.4)
둘째 출산장려금	5.1 (13.4)	16.1 (16.1)	19.3 (21.1)	22.4 (22.0)	37.6 (30.9)	39.3 (31.0)	39.1 (30.9)	29.4 (23.1)
남성의 초혼연령	31.5 (0.4)	31.7 (0.4)	31.9 (0.4)	32.0 (0.3)	32.2 (0.3)	32.3 (0.3)	32.6 (0.4)	32.8 (0.4)
여성의 초혼연령	28.9 (0.5)	29.2 (0.5)	29.5 (0.4)	29.7 (0.4)	29.9 (0.4)	30.0 (0.5)	30.2 (0.5)	30.4 (0.5)
모(母)의 출산연령	31.0 (0.4)	31.2 (0.4)	31.5 (0.4)	31.7 (0.4)	31.9 (0.4)	32.1 (0.4)	32.3 (0.4)	32.5 (0.4)
가임여성 인구 수	83,884.6 (5,027.3)	82,737.2 (5,255.5)	81,177.2 (5,442.1)	79,867.7 (5,637.5)	78,777.1 (5,792.7)	77,828.5 (5,924.1)	76,815.1 (5,986.4)	75,801.6 (6,083.3)
재정자립도	34.2 (17.1)	34.7 (17.3)	33.2 (17.5)	35.0 (15.8)	34.6 (15.1)	32.9 (13.8)	30.6 (13.3)	28.9 (12.6)
혼인건수	1,936.1 (287.9)	1,823.5 (276.7)	1,886.5 (269.9)	1,919.8 (272.5)	1,921.4 (277.0)	1,894.7 (259.7)	1,776.6 (266.5)	1,749.4 (283.4)
이혼건수	694.3 (116.2)	736.9 (116.4)	676.4 (107.8)	637.9 (98.1)	646.3 (103.9)	642.3 (98.4)	640.6 (99.9)	593.8 (94.7)
보육시설 수	176.2 (57.9)	182.8 (62.1)	190.9 (65.2)	201.9 (66.8)	207.6 (66.2)	210.5 (67.8)	207.5 (64.6)	201.5 (59.5)
여성 상용 근로자 수	25,163.0 (29,392.2)	25,969.1 (29,456.3)	26,994.3 (31,225.4)	29,097.0 (31,843.1)	29,774.8 (31,504.5)	31,733.9 (32,986.1)	33,485.5 (34,478.8)	35,664.3 (39,109.8)
여성 임시·일용 근로자 수	6,615.9 (5,122.0)	7,105.3 (5,917.1)	7,617.7 (5,939.8)	7,033.5 (5,627.6)	7,648.7 (5,826.9)	7,594.5 (5,213.6)	7,838.2 (5,768.8)	8,414.6 (6,868.3)
남성 상용 근로자 수	44,189.9 (46,655.2)	45,138.1 (48,117.3)	45,211.6 (48,833.0)	47,233.2 (48,777.9)	47,354.7 (48,801.1)	48,603.9 (48,581.2)	50,451.9 (50,928.1)	53,169.9 (56,191.4)
남성 임시·일용 근로자 수	6,375.1 (4,886.9)	6,709.1 (4,857.5)	8,678.2 (6,933.4)	7,672.5 (6,583.8)	8,027.9 (6,620.9)	7,397.1 (5,572.2)	7,363.9 (4,972.7)	8,958.4 (6,326.9)
주택전세가격 종합지수	66.0 (7.0)	66.6 (7.5)	69.5 (6.6)	74.7 (6.9)	82.5 (7.3)	85.1 (7.2)	89.1 (5.7)	92.2 (5.1)

주: 소수점 둘째자리에서 반올림

2. 출산장려금 지원 정책의 효과 분석

정부의 출산장려금 지원 정책이 둘째 출생아 수 증가에 미치는 영향을 분석한 결과는 〈표 4〉와 같다.

〈표 4〉 출산장려금 지원 정책의 효과 분석

(단위: 전체인구 삼십만 명 당, 만원, 세, %)

변수	연구모델1	연구모델2	연구모델3	연구모델4	연구모델5
둘째 출산장려금	0.339** [0.152]	0.154 [0.152]	0.333** [0.153]	0.254* [0.148]	0.0715 [0.148]
남성의 초혼연령	-12.27 [20.49]	-12.06 [19.88]	-16.97 [20.48]	-9.394 [19.85]	-13.49 [19.27]
여성의 초혼연령	26.35 [18.49]	3.478 [18.40]	24.38 [18.56]	34.84* [17.96]	9.402 [18.00]
모(母)의 출산연령	-109.5*** [21.84]	-125.6*** [21.39]	-101.1*** [22.08]	-63.28*** [22.61]	-76.18*** [22.27]
가임여성 인구 수	0.00712*** [0.00271]	0.00399 [0.00269]	0.00617** [0.00272]	0.00367 [0.00269]	-0.00002 [0.00267]
재정자립도	0.909 [0.837]	0.679 [0.813]	0.414 [0.861]	0.559 [0.813]	-0.065 [0.812]
혼인건수	0.264*** [0.0324]	0.234*** [0.0319]	0.273*** [0.0326]	0.285*** [0.0316]	0.262*** [0.0313]
이혼건수	0.155** [0.0693]	0.186*** [0.0674]	0.140* [0.0714]	0.161** [0.0671]	0.179*** [0.0674]
보육시설 수		1.164*** [0.208]			1.158*** [0.201]
여성 상용 근로자 수			-0.00177 [0.00130]		-0.00166 [0.00122]
여성 임시·일용 근로자 수			0.00689** [0.00322]		0.00668** [0.00304]
남성 상용 근로자 수			-0.000481 [0.00105]		-0.00033 [0.000984]
남성 임시·일용 근로자 수			-0.000836 [0.00154]		-0.000681 [0.00145]
주택전세가격 종합지수				-3.796*** [0.657]	-3.482*** [0.639]
상수	2,801*** [786.1]	4,052*** [795.0]	2,860*** [788.4]	1,530* [792.5]	2,944*** [805.7]
표본 수	568	568	568	568	568
사례 수	71	71	71	71	71
R-squared	0.638	0.66	0.645	0.661	0.687

주 1. ( )은 표준오차
2. * p〈0.1, ** p〈0.05, *** p〈0.01

〈표 4〉에 따르면 연구모델1에서 미래 불확실성과 관련되는 요인을 고려하지 않았을 때 5%의 유의수준(p-value:0.027)에서 둘째 출산장려금은 둘째 출생아 수에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 구체적으로 둘째 출산장려금이 10만원 증가할수록 삼십만 명 당 둘째 출생아

는 3.39명이 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 통제변수에 해당하는 모(母)의 출산연령, 가임여성인구 수, 혼인건수와 이혼건수가 유의한 영향을 미치는 변수로 나타났다. 모(母)의 출산연령은 연령이 1세 감소할수록 둘째 출생아 수는 삼십만 명 당 109.5명이 증가하는 것으로 나타났으며, 삼십만 명 당 가임여성인구 수가 1,000명 증가할수록 삼십만 명 당 둘째 출생아 수는 7.12명 늘어나는 것으로 나타났다. 또한 삼십만 명 당 혼인건수와 이혼건수가 1단위 증가할수록 삼십만 명 당 둘째 출생아 수는 각각 0.264명, 0.155명 증가하는 것으로 추정되었다.

연구모델2에서 보육시설 수를 고려하면 둘째 출산장려금이 종속변수인 둘째 출생아 수와 정(+)의 관계를 갖고 있지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 그러나 보육시설 수와 둘째 출생아 수는 정(+)의 관계가 있는 것으로 추정되었고 회귀계수 값이 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 따라서 삼십만 명 당 보육시설 수가 1개소 증가할수록 삼십만 명 당 둘째 출생아 수는 1.164명 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 통제변수에 해당하는 모(母)의 출산연령과 혼인건수, 이혼건수가 통계적으로 유의미한 변수로 나타났다.

연구모델3에서 노동시장의 성별 고용 불안정에 대한 요인을 고려하면 5%의 유의수준(p-value:0.030)에서 둘째 출산장려금이 둘째 출생아 수와 정(+)의 관계를 보여주고 있다. 둘째 출산장려금이 10만원 증가할수록 삼십만 명 당 둘째 출생아 수는 3.33명 증가하는 것으로 추정되었다. 아울러 여성 임시·일용 근로자 수가 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 추정되어 삼십만 명 당 여성 임시·일용 근로자 수가 1,000명 증가할수록 삼십만 명 당 둘째 출생아 수가 6.89명 증가하는 것으로 나타났다. 이외 통제변수에 해당하는 모(母)의 출산연령과 가임여성인구 수 그리고 혼인건수, 이혼건수가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다.

주택 임대에 따른 주거비 부담요인을 고려한 연구모델4에서는 둘째 출산장려금이 10% 유의수준(p-value:0.087) 하에서 둘째 출생아 수와 정의 관계가 있는 것으로 나타났다. 둘째 출산장려금 10만원이 증가할수록 삼십만 명 당 둘째 출생아 수 2.54명이 증가하는 것으로 나타났다. 주거비 부담 요인인 주택전세가격 종합지수는 1%의 유의수준 하에서 둘째 출생아 수에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 주택전세가격 종합지수가 1% 증가할수록, 삼십만 명 당 둘째 출생아 수 3.796명이 낮아지는 것으로 나타났다. 통제변수에 해당하는 여성의 초혼연령, 모(母)의 출산연령 그리고 혼인건수와 이혼건수도 둘째 출생아 수에 유의미한 영향을 미치는 변수로 나타났다.

마지막으로 미래 불확실성과 관련되는 요인들을 종합적으로 통제한 연구모델5에서 둘째 출산장려금은 둘째 출생아 수와 정(+)의 관계가 있지만 통계적으로는 유의하지 않게 추정되었다. 기존 선행연구들은 출산장려금이 출산에 긍정적 혹은 부정적인 영향을 미친다는 다소 혼재된 결과를 나타냈으나 본 연구에서는 미래 불확실성의 요인을 고려하면 둘째 출산장려금이 둘째 출생아 수에 미치는 영향이 명확하지 않음을 보여준다. 분석 자료와 분석 방법이 상이하여 기존의 선행연구와 분석 결과가 다르게 도출된 것으로 판단되지만, 이를 통해 저출산 해결을 위한 출산장려금 지원 정책의 효과를 제대로 살펴보기 위해서는 미래 불확실성에 대한 접근이 필요하다는 것을 알 수 있다.

연구모델5에서 통제변수의 분석 결과를 살펴보면 보육시설 수와 여성 임시·일용 근로자 수가

많을수록 그리고 주택전세가격 종합지수가 낮을수록 삼십만 명 당 둘째 출생아 수에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이밖에 모(母)의 출산연령, 혼인건수와 이혼건수가 통계적으로 유의미한 변수로 나타났다.

본 연구에서 제시한 분석 결과를 종합해보면 미래 불확실성과 관련된 요인을 고려(연구모델2~연구모델5)하면 둘째 출산장려금은 통계적으로 유의하지 않거나 유의하더라도 회귀계수 값이 낮아진 것을 살펴볼 수 있다. 특히 미래 불확실성과 관련된 요인을 종합적으로 고려한 연구모델5의 추정 결과에서 둘째 출산장려금은 둘째 출생아 수 증감에 유의하지 않으며 출산장려금 지원 정책의 효과가 유의하지 않은 것으로 추정된다. 이러한 결과는 2장에서 이론적으로 살핀 것과 같이 미래소득에 대한 불확실성이 존재하여 출산장려금 지원 정책에 소득효과보다 예비적 저축 효과가 더 크게 나타난 것으로 유추된다. 실제 출산장려금 지원 정책에 소득효과보다 예비적 저축 효과가 더 크다면 지방정부의 출산장려금 지원 정책은 단기간 내 출생아 수 증가라는 목표를 달성할 수 없을 것이다. 이때는 출산가정의 출산결정을 늦추게 하는 불확실성의 요인을 파악 후 이를 낮춰주는 정책으로 출산 제고의 목표를 장기적으로 달성해야 하는 것으로 생각된다. 그리고 본 연구의 분석 결과를 통해 모(母)의 출산연령, 혼인건수와 이혼건수 등도 둘째 출생아 수 증가에 유의한 영향을 미치는 중요한 요인임을 알 수 있다.

V. 결론 및 시사점

저출산 문제는 고령인구의 증가와 생산가능인구의 축소 등 인구구조의 변화를 야기하고 복지수요를 증가시켜 경제성장을 위축시킨다고 알려져 있다. 우리나라는 35년 이상 저출산 사회가 지속되었고 정부는 이를 해결하기 위해 다양한 사업과 막대한 예산을 투자하고 있다. 그 중 출산장려금 지원 정책은 지방자치단체의 인구 감소를 막기 위한 정책으로 출산 장려 정책 중 예산 규모가 가장 크다. 그러나 출산장려금 지원 정책이 출산에 미치는 효과에 대한 논란은 끊임없다.

본 연구는 예비적 저축 효과 이론의 관점에서 보육여건, 일자리, 거주비용 등 미래 불확실성의 요인을 고려하여 지방정부의 출산장려금 지원 정책 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 Eric Sims(2012)의 시점 간 최적화 모형을 이용하여 이론적으로 분석한 다음 2010년부터 2017년 7개 광역시 기초자치단체를 분석단위로 하여 고정효과모형을 패널회귀 분석하였다. 주요 분석결과를 정리해보면 지방자치단체의 출산장려금 지원 정책은 미래 불확실성을 고려하지 않았을 때 소득효과가 발현되어 정책이 효과가 있는 것으로 보였다. 그러나 미래 불확실성의 요인을 고려하면 소득효과보다 예비적 저축 효과의 크기가 더 크게 나타나 정책 효과가 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 그 중 본 연구에서는 미래 불확실성의 요인으로 설정한 보육시설 수, 여성 임시·일용 근로자 수와 주택전세가격 종합지수가 둘째 출생아 수 증감에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 보육시설 수가 증가하면 둘째 출생아 수 증가에 유의한 관계가 있다는 것은 보육환경의 개선이 둘째 출생아 수 증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 생각된다. 그리고 주택전세가격 종합지수와

둘째 출생아 수가 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있다는 것은 주택마련 비용의 증가는 미래 불확실성을 높이고 출산에 부정적인 영향을 미치는 것으로 생각된다. 따라서 집 값의 안정적인 유지와 주택 전세자금 대출이자 지원 등 가계의 주거비 안정 등이 출산율 제고에 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 한편 여성 임시·일용 근로자 수와 둘째 출생아 수가 유의한 정(+)의 관계가 있다는 것은 여성이 자녀 양육과 경제 활동을 병행하면서 임시·일용의 근로가 활동에 더 자유로운 것인지 아니면 자녀가 있는 여성이 자녀를 돌보면서 임시직의 수입이라도 가계 경제에 도움 될 수 있기 때문인지 등에 대한 추가 연구가 필요해 보인다.

본 연구는 다음과 같은 함의를 가진다. 본 연구는 지방정부의 출산장려금 지원 정책의 효과를 분석한 기존 선행연구에서 다루지 않았던 미래 불확실성의 요인을 고려하여 출산장려금 지원 정책의 효과를 실증적으로 분석하였다. 예비적 저축 효과 이론의 관점에서 미래 불확실성은 출산과 출산장려금을 결정하는 지방정부의 정책 결정에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 기존 선행연구에서 제시하는 출산장려금 지원 정책의 효과 추정은 omitted variable bias에 취약하다. 그래서 보육여건, 일자리, 거주비용 등을 미래 불확실성의 요인으로 고려하여 출산장려금 지원 정책의 효과를 조금 더 정교하게 추정해 보았더니, 출산장려금 지원 정책 효과의 회귀계수 값이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 이러한 연구는 출산장려금 지원 정책의 효과를 분석하는 기존 선행연구의 omitted variable bias 개선이라는 데에 함의가 있다.

이와 함께 개인의 출산 결정은 생애 전체에 대한 전망을 고려하여 이루어진다는 점에서 개인이 5년~10년 뒤를 설계 가능토록 하는 미래의 불확실성을 낮춰주는 정책으로 출산율 제고라는 목표를 달성해야 한다는 것을 알 수 있었다. 미국 게리 베커(GaryS. Becker)의 합리적 선택이론에서도 유사한 결과를 살펴볼 수 있다. Becker(1981)가 말한 합리적 선택이론 접근방식에 따르면 개인은 출산과 양육에 지출되는 비용과 효용의 크기를 비교하여 출산을 결정한다. 지출되는 비용은 직접적으로 소요되는 비용과 간접적으로 자녀 돌봄으로 인한 여성의 경력단절에 따른 기회비용 등이 포함된다. 합리적 선택이론에 의하면 유럽은 19세기 이후 자녀의 의무교육 시작과 함께 자녀의 질적인 측면에 중점을 두면서 자녀 양육에 들어가는 비용이 증가함으로써 자녀의 효용은 감소하였다. 또 부부의 미래소득이 불안정한 상태에서 노후를 대비하려는 인식이 확산되면서 자녀수를 줄이는 결과가 나타났다(1981: 민연경·이명석, 2013에서 재인용). 따라서 출산과 양육기간 일과 가정의 양립이 가능토록 하는 사회적 분위기 조성과 출산가정의 미래 불확실성을 낮춰주는 정책이 출산 제고에 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단된다.

또한 모(母)의 출산연령이 높으면 생물학적으로 임신·출산이 어려운 것으로 알려져 있는데, 본 연구에서도 모(母)의 출산연령 증가는 둘째 출생아 수에 부정적인 것으로 추정되었다. 그리고 우리사회는 혼외출산을 부정적으로 인식하기 때문에 혼인과 자녀 출산은 정(+)의 관계로 알려져 있는 것처럼 본 연구의 다섯 가지 모든 모델에서도 혼인건수와 둘째 출생아 수가 1%의 유의수준에서 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 보였다. 이러한 결과를 통해 혼인을 장려하는 것이 출산 제고에 중요한 영향력을 미칠 수 있다고 예상된다.

본 연구는 위와 같은 시사점을 제시함에도 다음의 한계가 존재한다. 본 연구는 도시의 성격과

인구밀집도, 산업구조 차이 등을 고려하여 분석대상을 7개 광역시의 기초자치단체로 하였다. 하지만 출산장려금 지원 정책은 전국적으로 시행되고 있기 때문에 정책 효과가 지역에 따라 다를 수 있다. 따라서 도 단위를 포함한 지방정부의 출산장려금 지원 정책의 효과 분석이나 도시와 농·어촌 지역 비교 연구 등이 필요할 것으로 생각된다.

그리고 본 연구에서 암묵적으로 가정하고 있는 인과관계는 미래의 불확실성이 출산에 영향을 미친다는 것이다. 하지만 인과관계를 추정함에 있어 역인과관계의 가능성도 고려해야 한다. 이를 위해서 도구변수의 사용이 필요한데, 본 연구에서는 도구변수와 외생적 변화에 기반한 인과관계의 추정까지 분석하지 못했다. 향후 낮은 출산율이 장기적인 인구구조의 변화를 통해 미래의 불확실성에 영향을 미칠 수 있는지에 대한 분석도 필요할 것으로 생각된다.

마지막으로 둘째아 출산에 영향을 미치는 요인으로 사교육비에 대한 부담, 결혼비용에 대한 부담 그리고 결혼과 출산을 꺼리는 사회적 가치관과 인식, 노동시장과 관련된 사회구조적 문제 등도 중요한 요인으로 판단된다. 다만 본 연구에서는 이러한 자료를 단기간에 충분히 확보하기 어려워 향후 추가 연구가 필요해 보인다.

참고문헌

김경수 외. (2018).「우리나라 저출산의 원인과 경제적 영향」. 국회예산정책처

김민곤·천지은. (2016). 저출산 정책으로써 출산장려금의 정책효과성 연구: 서울 25개 자치구들을 중심으로.「국가정책연구」. 30(2): 163-190.

김우영·이정만. (2018). 출산장려금의 출산율 제고효과: 충청지역을 대상으로.「노동정책연구」. 18(2): 61-98.

도난영·최막중. (2018). 지역주택가격이 결혼연령 및 첫째. 둘째 자녀 출산시점에 미치는 영향.「주택연구」. 26(2): 163-189.

문소영. (2018). 지방자치단체 복지정책의 효과에 대한 연구: 출산장려금 정책을 중심으로. 석사학위 논문. 서울대학교 행정대학원

민연경·이명석. (2013). 지방자치단체 특성이 출산율에 미치는 영향에 관한 연구: 수도권 66개 기초자치단체를 중심으로.「GRI연구논총」. 15(3): 365-386

박창우. (2013). 출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향: 우리나라 전국 지방자치단체를 중심으로.「한국재정학회 학술대회 논문집」. Vol.2013 No.추계[2013]. 1-22.

박창우·송헌재. (2014). 출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정.「응용경제」. 16(1): 5-34.

배호중. (2018). 주거비 부담이 출산에 미치는 영향 -2000년 이후 초혼가구를 중심으로-. 박사학위 논문. 성균관대학교 대학원

백지훈. (2012). 출산 보조금 정책이 출산율과 여성의 경제활동 참가 결정에 미치는 영향. 석사학위 논문. 서강대학교 대학원

보건복지부. (2018).「2017년도 지방자치단체 출산지원정책 사례집」

보건복지부. (2017).「2016년도 지방자치단체 출산장려정책 사례집」
보건복지부. (2016).「2015년도 지방자치단체 출산장려정책 사례집」
보건복지부. (2015).「2014년도 지방자치단체 출산장려정책 사례집」
보건복지부. (2014).「2013년도 지방자치단체 인구정책 사례집」
보건복지부. (2013).「2012년도 지방자치단체 인구정책 사례집」
보건복지부. (2011).「2011년도 지방자치단체 인구정책 사례집」
보건복지부. (2010).「2010년도 지방자치단체 인구정책 사례집」
보건복지부. (2009).「2009년도 지방자치단체 인구정책 사례집」
보건복지부. (2008).「2008년도 지방자치단체 인구정책 사례집」
송헌재·김현아. (2014). 출산장려금과 지역 간 인구이동.「응용경제」. 16(3): 165-199.
서미숙. (2013). 주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구.「여성경제연구」. 10(1): 63-79.
석호원. (2011). 출산장려금 정책의 효과성에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로.「지방행정연구」. 25(2): 143-180.
신효영·방은령. (2008). 지방자치단체의 출산장려정책 분석 -충청남도 시. 군을 중심으로-.「한국가족복지학」. 13(4): 205-227.
「연합뉴스」. (2018). 서울·세종 출산율 2배 격차...지역간 '출산율 양극화' 심화. 3.4
오삼권·권영주. (2018). 지방자치단체별 출산율 영향요인 연구: 사회·문화적. 경제적. 정책적 요인을 중심으로.「국가정책연구」. 32(1): 55-81.
오창섭·최성혁. (2012). 저출산 원인의 실증분석: 혼인율 하락과 초혼연령 상승의 경제적 요인.「복지행정논총」. 22(1): 91-125.
유계숙. (2009). 저출산 정책의 효과에 관한 연구: 2007년 출산을 중심으로.「한국가족관계학회지」. 14(1): 169-189.
유진성. (2018). 여성 고용률 증가와 출산율 제고 양립을 위한 정책 제언.「KERI 칼럼」
이근태·이지선. (2017). 생산가능인구 감소 시대의 경제성장과 노동시장.「LG경제연구원」
이명석·김근세·김대건. (2012). 한국 지방자치단체의 출산장려금정책 효과분석.「한국행정연구」. 21(3): 149-174.
이병호·박민근. (2017). 다자녀 출산의 결정요인 연구: 출산장려금 정책의 효과를 중심으로.「보건사회연구」. 37(3): 318-342.
이철희. (2018). 한국의 출산장려정책은 실패했는가?:2000년~2016년 출산율 변화요인 분해.「한국경제학회」. 66(3): 5-42.
이충환·신준섭. (2013). 전국 지방자치단체 출산장려정책 현황과 출산율에 미치는 영향력 분석.「지방행정연구」. 27(1): 97-124.
임상빈. (2013). 출산장려금 정책의 효과에 관한 실증적 분석: 충청북도, 서울특별시, 6개 광역시의 출산 순위별 효과. 석사학위 논문. 서울대학교 대학원
「조선일보」. (2018). 공무원 출산, 일반인의 2배. 9.10
조재호. (2017). 우리나라 7대 광역시 도시가구의 소득불평등에 대한 실증적 연구.「지방정부연구」. 21(4): 81-102.

최분희·이창원. (2017). 우리나라 광역지방자치단체 출산장려 프로그램의 효과성에 관한 실증적 연구.「사회적경제와 정책연구」. 7(1): 187-213.

최은아. (2017). 출산장려금정책의 효과에 관한 연구. 석사학위 논문. 서울대학교 행정대학원

최정미. (2010). 지방자치단체의 출산장려금이 출생아수 증가율에 미치는 영향.「정책과학연구」. 20(1): 138-161.

「충청일보」. (2018). 세종시의 출산율이 높은 이유 알아야. 3.7

「한국경제」. (2018). 출산율 1위 세종시, 서울의 두 배... 비결은. 3.4

한지연. (2014). 둘째 자녀 출산의지에 영향을 주는 요인에 관한 연구: 자녀 한명을 양육하는 취업모 사례를 중심으로. 석사학위 논문. 서울시립대학교 대학원

한치록. (2019).「패널데이터강의」. 박영사.

허만형·이정철. (2011). 출산장려금의 정책효과 연구.「한국정책연구」. 11(3): 387-411.

홍소정. (2011). 출산 장려금이 출산에 미치는 영향: 서울시 사례를 중심으로. 석사학위 논문. 한양대학교 대학원

Becker, G. (1981). A Treatise on the Family Cambridge. Harvard University Press.

Harry Dent. (2015).「2018 인구 절벽이 온다.」. 청림출판.

Sims, Eric. (2012). Intermediate Macroeconomics: Consumption. Lecture note.

Sok Chul Hong 외. (2016). Pro-natalist Cash Grants and Fertility: A Panel Analysis. The Korean Economic Review. 32(2): 331-354.

Yoo, Dongwoo. (2018). Local Government Startup Supporting Policy.「지방정부연구」. 22(3): 445-459.

안정혜(安正慧): 울산대학교에서 경제학 석사학위(학위논문: 출산장려금 지원 정책의 효과 분석: 경제학적 접근, 2019)를 취득하였다. 현재 울산지역인적자원개발위원회 연구원으로 재직중이다. 관심분야는 노동시장, 인구정책 등이고 주요 논문으로 "제4차 산업혁명에 대한 울산지역 중소기업의 인식과 대응방안 고찰(지역사회연구, 2018)"이 있다(ulsanhrd@nate.com).

유동우(兪東佑): Ohio State University-Columbus 대학원에서 경제학 박사학위(Institutions and Economic Growth, 2011)를 취득하고 울산대학교 부교수로 재직중이다. 관심분야는 제도와 경제성장이며 주요 논문으로, "Constitutional Bargaining and the Quality of Contemporary African Institutions: A Test of the Incremental Reform Hypothesis" (Journal of Institutional Economics, 2018), "A Quantitative Study on Endogenous Formation of Comparative Advantage in South Korea"(International Review of Economics and Finance, 2018)등이 있다. 주요 경력은 West Virginia University 조교수(2011-2016) 등이다(dongwooyoo@ulsan.ac.kr).

〈논문접수일: 2019. 10. 9 / 심사개시일: 2019. 10. 14 / 심사완료일: 2019. 11. 17〉

Abstract

Analysis of the Relationship Between Uncertainty and Childbirth: Focusing on Second childbirth Grant

An, Jeong Hye

Yoo, Dong woo

This study analyzes the relationship between uncertainty and childbirth through the lens of economic principles; pre-cautionary savings theory. The study is analyzed using inter-temporal maximization focusing on second childbirth grant.

The results of the analysis are as follows: the existence of uncertainty induces more pre-cautionary savings by avoiding costly births and child-rearing. And it was confirmed the magnitude of the pre-cautionary savings effect is larger than the income effect on the local government's second childbirth grant policy.

Finally this analysis suggests that the individual considers the prospects of the whole life when decided to childbirth. So reducing the uncertainty through expanding child-care facilities and stabilizing housing costs can promote childbirth.

Key Words: Childbirth grant, Pre-cautionary savings, Uncertainty, Low-birthrate, inter-temporal maximization