

출산장려금 정책의 효과성에 관한 연구*

: 서울특별시를 중심으로

Study on the impact of Maternity subsidies policy

: Focusing on local governments in Seoul Metropolis

석 호 원**

Suk, Ho-Won

■ 목 차 ■

- I. 서론
- II. 한국의 저출산(低出產)현황과 기존문헌의 검토
- III. 변수의 설정과 분석모형
- IV. 분석결과
- V. 결론 및 정책적 함의

통계청의 집계에 의하면 2009년 한국의 합계 출산율은 1.15로서 세계에서 가장 낮은 수준에 머물고 있다. 2005년 이후부터 본격화된 출산율 저하현상은 사회적으로 매우 심각한 문제로 부각되고 있으며 이에 중앙과 지방정부 차원에서 출산율을 제고하기 위한 많은 정책이 시행되고 있다. 본 연구에서는 정부의 다양한 출산장려정책 중 시행초기부터 사회적으로 많은 논란을 불러일으키고 있는 출산장려금 정책의 효과성에 대한 검증을 시도하였다. 이를 위해 2005년부터 2009년까지 서울의 25개 자치구를 대상으로 패널분석을 실시한 결과 출산장려금 정책은 합계출산율과 출생아수 그리고 연령별 출산율에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 연령별 출산율의 영향요인분석결과, 자녀양육비용 및 사교육비의 절감을 위한 정책, 일과 가정의 양립가능성 제고 및 육아시설 확충 그리고 혼인을 제고를 위한 정책 등이 주 출산연령인 20대 중, 후반과 30대의 출산율의 제고에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 것으로 나타났다.

□ 주제어: 저(低)출산율, 출산장려금 정책, 패널분석

* 본 연구는 한국연구재단 SSK의 지원으로 수행되었음

** 고려대학교 대학원 행정학과 박사과정 수료

논문 접수일: 2011. 5. 10, 심사기간(1,2차): 2011. 5. 11 ~ 2011. 6. 21, 게재확정일: 2011. 6. 21

The low fertility rate has emerged as a serious problem in Korea since 2005. Responding to such a low fertility rate, the Korean government has implemented various childbirth encouragement programs at the central and local level, nevertheless the fertility rate of Korea is still tied up at the lowest level in the world. Of lots of childbirth encouragement policy, this article tried to articulate the impact of Maternity subsidies policy (hereafter MSP) which has been controversial issue from its beginning. To test the impact of MSP, this article analyzed 25 local governments in Seoul with multiple panel regression analysis from 2005 to 2009. The analyzing results are that MSP has no effect on total fertility rate, childbirth, and age-specified fertility rate as well. On the other hand, the result of age-specified fertility rate analysis shows that policies such as: cutting down on child-rearing and private education expenses, enlarging the number of day care center and measures for the work and family compatibility, enhancing marriage rate, could be more effective way to raise fertility rate at the age of mid twenties and the thirties who have emerged as main fertility groups recently.

□ Keywords: low fertility rate, Maternity subsidies policy, panel regression analysis.

I. 서론

저출산(low fertility rate) 문제는 이미 세계적인 화두가 되었다. 그럼에도 불구하고 저출산 문제는 한국에서 더욱 심각하다고 할 수 있는데 이는 한국이 세계에서 가장 낮은 출산율을 보이고 있다는 점에서 뿐만 아니라 사교육비, 실업, 이혼율, 고령화, 가치관의 변화 등 다양한 사회적 요인들과 복합적으로 얽혀있는 구조적 문제이기 때문이다. 또한 저출산의 문제는 고령화 시대¹⁾의 국가의 잠재성장력과도 밀접한 관련이 있다. 인구구조의 고령화는 노동자원의 양적 저하로 연결되어 노동투입의 직접적인 저하로 연결될 뿐 아니라, 기술혁신 등

1) OECD가 지난 5월 발표한 2010년 OECD 통계연보에 의하면 한국의 고령화는 매우 빠르게 진행될 것으로 전망되고 있으며 2010년 현재 우리나라의 65세 이상 고령인구 비중은 11.0%로 OECD 평균치인 14.8% 보다는 양호한 수준이다. 그러나 고령인구 비중은 2010년 11.0%, 2020년 15.6%, 2030년 24.3%, 2040년 32.5%, 2050년 38.2% 등으로 급속히 증가할 것으로 예상되고 있다.

인의 감소로 인해 총요소생산성에도 부정적인 영향을 미치기 때문이다(류덕현, 2007:47). 정부에서는 이러한 저출산 문제의 심각성을 인지하고 2006년 출산과 양육에 유리한 환경 조성 및 고령사회 삶의 질 향상 기반을 목표로 한 제1차 저출산 고령사회 기본계획인 새로마지플랜 2010을 수립하였으며, 동 계획에 근거하여 현재 출산과 양육에 유리한 환경을 조성하는데 18.9조원을 지출하고 있다. 그러나 이러한 정책적 지원에도 불구하고 2010년 통계청의 집계에 의하면 2009년 합계 출산율은 1.15명으로 2008년보다 0.04명 하락하였으며 한국의 출산율은 여전히 세계에서 가장 낮은 수준에 머물러 있다. 이에 정부의 저출산 정책에 대한 비판이 점차 가중되고 있는 실정이며, 저출산이 미치는 사회적 영향을 고려해 볼 때 출산율 제고를 위한 정책연구는 매우 중요하다고 할 수 있다.

본 연구에서는 정부의 출산율제고를 위한 정책 중에서 출산장려금 정책에 초점을 맞추고자 한다. 출산장려금 정책은 출산 가정에 1회에 한해 보조금을 지급하는 정책으로 2006년 이후 본격적으로 시행되기 시작하였으며 그 시행여부는 자치단체의 재량에 맡겨져 있다. 이러한 출산장려금 정책은 출산율 증가에 직접적인 영향을 미치기 위한 방편으로 시행되고 있음에도 불구하고 자치단체에 따라 정책의 채택여부, 수혜대상자 및 지원 금액의 차이²⁾ 등으로 인하여 시행초기부터 사회적으로 많은 논란을 불러일으켰으며 특히 출산율에 미치는 효과에 대한 비판이 끊임없이 제기되었다. 서울 마포구의 경우 2006년 출산장려금 정책을 시행하였으나 2007년 바로 폐지하였고, 서울 송파구청장의 경우 2009년 말 기자간담회에서 구청장으로서 재직 중에 후회하는 일로 '출산장려금 지급정책'을 지적하기도 하였다(서울신문 2010.1.7). 그러나 이러한 논란과 검증되지 않은 효과에도 불구하고 출산장려금 정책은 전국적으로 급속한 확대의 경향을 보이고 있는바³⁾, 출산장려금 정책과 관련하여 다음의 두 가지 측면에 대한 규명이 필요할 것으로 생각된다.

먼저 출산장려금의 효과성에 대한 검증이다. 동 정책은 위에서 지적한 대로 많은 비판과 논란에도 불구하고 그 효과에 대한 연구는 국내에 존재하지 않는다. 이는 저출산 문제에 대한 사회적 관심이 2005년 이후에야 본격적으로 증대되기 시작하였으며 특히 동 정책의 경우 시행된지 오래되지 않았을 뿐 아니라 자치단체마다 다양하게 시행하고 있는 출산율제고를 위한 정책효과의 통제가 용이한 작업이 아니기 때문이라 생각된다. 그러나 출산 장려금 정책의

2) 출산 장려금의 수혜범위는 첫째 아이부터 지급하는 자치단체에서부터 셋째아이 이상부터 지급하는 자치단체에 이르기까지 다양한 양태를 보이고 있다. 지원 금액의 경우 2008년 셋째 아이에 대한 출산지원금을 기준으로 보면 경남 함안군은 500만원이었지만 서울 용산구와 광주 서구는 5만원에 불과하여 지역별 차이가 매우 크게 나타나고 있다.

3) 2010년 기준 전국 230개 시·군·구 중 196개 기초자치단체에서 출산장려금을 지급하고 있으며 서울 시의 경우 2006년 2개의 자치구에서 출산장려금 제도를 시행하였으나 2011년 현재 마포구를 제외한 24개 자치구에서 시행하고 있다(정보공개청구자료)

효과성을 둘러싼 논쟁을 해소하고 특히 자치단체의 동 정책의 지속여부의 결정과 향후 출산장려금 정책의 좀 더 바람직한 방향(수혜범위의 확대 혹은 장려금의 확충)을 모색하기 위해서는 먼저 출산장려금 정책의 효과가 규명될 필요가 있다.

다음으로는 출산장려금 정책의 확산 원인에 관한 것이다. 정책확산을 설명하는 통합 이론에서는 정책의 특성 및 지방정부의 정치적, 경제적, 인구학적 특성과 인근 지방정부의 정책 채택여부 등이 정책확산에 영향을 미치는 것으로 설명하고 있다(Berry&Berry, 1990; 남궁근, 1994; Walker, 1969). 반면 사회학적 제도주의 이론에서는 정책확산의 원인을 환경으로부터의 정당성 획득을 위한 동형화의 과정으로 설명하고 있다(Dimaggio&Powell, 1991; Zucker, 1983; Meyer&Rowan, 1977). 출산장려금 정책은 그 효과가 검증되지 않았다는 점과 정책에 대한 회의적인 시각에도 불구하고 매우 빠른 속도로 확산되고 있는 바, 정책확산이론의 견지에서 볼 때 출산장려금 정책의 효과와 무관하게 동 정책이 급속히 확산되는 이유를 규명해 보는 것은 매우 흥미로운 연구주제가 될 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구에서는 첫 번째 질문인 출산장려금 정책의 효과성에 대한 검증을 시도해 보고자 한다. 동 연구는 출산장려금 정책을 둘러싼 사회적 논쟁의 해소에 일조하고 향후 동 정책의 바람직한 방향을 제시하기 위한 위한 가이드의 역할을 수행할 수 있을 것으로 생각되며, 나아가 후속 출산장려금 정책에 관한 연구에 도움을 줄 수 있다는 점에서 매우 시의적절하다고 생각된다.

II. 한국의 저출산(低出產)현황과 기존문헌의 검토

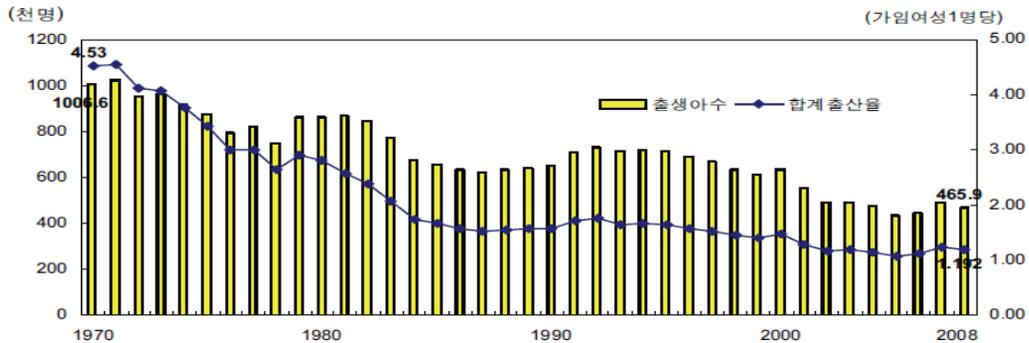
1. 저출산 현황

한국의 출산율과 출생아수는 지속적으로 감소하고 있는 추세이다. 2009년 총 출생아 수는 44만 4849명으로 지난해에 비해 4.5% 감소한 수준이며 조출생율 또한 9.0명으로 지난해보다 0.4명 감소하였다. 2008년 기준으로 합계출산율은 1.19명으로 프랑스(1.99), 일본(1.37) 영국(1.96), 이탈리아(1.41)등의 OECD 주요국가에 비해 현저히 낮은 수치를 보이고 있다.

<표 1> 출생아 수 및 합계출산율

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
출생아수	634.8	614.2	634.5	554.9	492.1	490.5	472.8	435.0	448.2	493.2	465.9	444.8
증감 (천명)	-33.6	-20.6	20.3	-79.6	-62.8	-1.6	-17.8	-37.7	13.1	45.0	-27.3	-21.1
증감율 (%)	-5.0	-3.2	3.3	-12.5	-11.3	-0.3	-3.6	-8.0	3.0	10.0	-5.5	-4.5
1일 평균(명)	1739	1683	1738	1520	1348	1344	1295	1192	1228	1351	1276	1218
조출생율	13.6	13.0	13.3	11.6	10.2	10.2	9.8	8.9	9.2	10.0	9.4	9.0
합계 출산율	1.45	1.41	1.47	1.30	1.17	1.18	1.15	1.08	1.12	1.25	1.19	1.15

<그림 1> 출생아 수 및 합계출산율 추이



출처: 2009 지방자치단체 인구정책 사례집 .

<표 2> OECD 주요국 비교

	연도	한국	일본	미국	영국	프랑스	이탈리아	독일
합계 출산율	2008	1.19	1.37	-	1.96	1.998	1.41	1.376
	2007	1.25	1.34	2.12	1.90	1.96	1.34	1.37
	2006	1.12	1.32	2.10	1.84	1.98	1.35	1.33
	2005	1.08	1.26	2.05	1.79	1.92	1.32	1.34
	2004	1.15	1.29	2.05	1.77	1.90	1.33	1.36
	2003	1.18	1.29	2.04	1.71	1.87	1.29	1.34

	연도	한국	일본	미국	영국	프랑스	이탈리아	독일
	2002	1.17	1.32	2.01	1.64	1.86	1.27	1.34
	2001	1.30	1.33	2.03	1.63	1.88	1.25	1.35
역대합계출산율 최저기록		1.08:2005	1.26:2005	1.74:1976	1.63:2001	1.66:1993	1.24:1994	1.18:1995

출처: 2009 지방자치단체 인구정책 사례집.

또한 만혼화 현상으로 인하여 2005년부터 30대 초반이 주 출산층으로 부각되고 있으며 여성 및 남성의 평균 초혼 연령도 지속적으로 상승하는 모습을 보이고 있다(2009 지방자치단체 인구정책사례집). 이러한 저출산의 실태를 광역시·도 별로 살펴보면 2009년의 출생아수는 전국적으로 전년에 비하여 감소하고 있으며 서울과 경기도가 전체 출생아수의 40% 이상을 차지하고 있다. 특히 대전광역시의 경우 2009년의 출생아수는 2008년의 94% 수준으로 가장 큰 감소율을 보이고 있다.

<표 3> 시·도별 출생아수 (단위: 명, %)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	구성비 ('09)
전국	614,223	634,501	554,895	492,000	490,543	472,761	435,031	448,153	493,189	485,892	444,849	100.0
서울	126,742	131,935	113,632	100,928	100,137	98,790	89,489	92,885	100,107	94,736	89,595	0.201
부산	40,818	40,877	35,481	30,472	29,839	27,993	25,464	25,678	28,223	26,670	25,110	0.056
대구	31,054	32,231	27,924	24,047	24,333	23,111	20,677	20,226	22,169	20,562	19,399	0.044
인천	33,985	34,143	30,194	26,499	26,593	24,878	22,825	23,544	26,538	25,365	24,379	0.055
광주	19,084	20,987	18,055	15,901	15,816	14,621	13,229	13,576	14,735	13,890	13,101	0.029
대전	18,526	19,402	17,149	15,509	15,573	14,925	13,863	14,390	15,705	14,856	13,915	0.031
울산	15,609	15,734	13,507	11,573	11,650	11,093	10,422	10,685	11,918	11,365	11,033	0.025
경기	133,018	140,492	125,162	115,696	119,405	116,729	108,576	114,143	125,615	119,397	113,691	0.256
강원	18,905	19,286	16,728	15,168	14,213	13,653	12,539	12,372	13,617	12,373	12,112	0.027
충북	19,233	19,471	17,163	15,176	14,502	14,226	13,075	13,273	14,924	14,064	13,903	0.031
충남	23,770	24,481	21,761	18,853	18,448	18,461	17,366	18,504	20,507	19,749	19,257	0.043
전북	24,260	24,936	21,993	19,026	18,253	17,087	15,618	15,450	17,111	15,878	15,233	0.034
전남	25,991	25,724	22,335	19,043	18,168	17,114	15,716	15,813	17,746	16,363	15,995	0.036
경북	34,504	34,893	30,251	25,800	25,241	23,372	22,201	22,436	24,947	23,538	22,373	0.050
경남	40,794	41,362	36,183	31,968	31,866	30,709	28,298	29,372	33,184	31,493	30,320	0.068
제주	7,940	8,547	7,377	6,452	6,506	5,999	5,673	5,806	6,143	5,593	5,433	0.012

출처: 통계청, 2011. 4

2. 기존문헌의 검토

1) 정책확산이론

정책문제란 사람들에게 불만족이나 새로운 욕구를 형성시키는 상황 내지 조건으로 정의될 수 있으며 많은 경우에 있어 정책의 개념은 이러한 정책문제의 관점에서 정의되고 있다 (Anderson, 1983:8). Jenkins(1978)의 경우 “공공정책이란 특정한 상황에서 어떤 목적을 달성할 권한을 가진 행위자들이 목적들과 이것을 실현할 수 있는 수단을 선택하는 상호관련된 의사결정”으로, Lasswell(1951)은 “정책이란 사회변동의 계기로서 미래탐색을 위한 가치와 행동의 복합체이며 목표와 가치 그리고 실재를 포함하고 있는 고안된 계획”으로 정의하고 있다. 이 이외에도 다양한 정책에 대한 정의가 존재하나 그 내면에는 바람직한 상태를 실현하려는 목적 지향성과 이를 실현할 구체적인 수단과 방법이라는 도구적 측면을 포함하고 있다(노화준, 2007:7). 따라서 비록 규범적인 정의이긴 하나 정부가 채택하고 집행하는 정책들은 현재의 사회문제에 대한 진단을 바탕으로 얻어진 문제해결을 위한 효율적인 방안이라는 의미를 내포하고 있다고 볼 수 있다. 그러나 출산장려금 정책은 저출산 문제의 해결을 위한 효과적 방안으로서 회의적인 견해가 지배적임에도 불구하고 전국적으로 급속하게 확산되고 있으며 이는 규범적인 정책의 정의에 부합하지 않는다. 이러한 현상과 관련하여 정책확산의 제도적 요인을 강조하는 “정책확산의 제도주의적 이론모형”은 매우 설득력 있는 이유를 제시할 수 있다고 생각된다.

지방정부의 정책 확산과 관련한 이론모형은 정책 확산의 요인을 크게 지방자치단체를 둘러싼 외부적 결정요인과 자치단체의 내부적 결정요인으로 대분하고 양자를 동시에 고려하여 설명하는 통합이론모형(unified theory) 그리고 사회학적 제도주의의 견지에서, 정책의 확산은 당해 정책이 문제해결을 위한 효과적인 수단이 아닌 조직의 외부적 정당성의 획득과 생존을 위한 목적에서 이질동형화(isomorphism) 됨으로 인해 이루어질 수 있음을 주장하는 제도주의적 이론모형이 대표적이다(Meyer&Rowan, 1977; Rowan, 1982; Zucker, 1983; Tolbert&Zucker, 1983; Dimaggio&Powell, 1983, 1991. etc.).

통합이론모형에서 제시하는 정책확산의 외부적 결정요인으로는 인접지역 정부의 정책 채택 여부가 중시되며 특정 지방정부가 지리적으로 인접한 정부의 정책을 모방하고 이를 채택함으로써 정책 확산이 이루어질 수 있음을 지적하고 있다(Walker, 1969; Berry&Berry, 1990; 남궁근, 1994; 이승중, 2004). Walker(1969)의 경우 주정부가 새로운 정책을 채택하는 것을 정책혁신으로 정의하고 이들 정책이 채택되는 기간을 혁신의 확산으로 파악하면서 정책 확산에 있어서 혁신을 선도하는 주가 존재함을 설명하고 있으며, Berry&Berry(1990)

는 정책혁신으로서 주정부들의 복권정책의 채택에 영향을 미치는 요인을 분석하면서 이웃 주들의 복권정책의 채택여부가 정책 확산의 매우 중요한 요인임을 밝히고 있다. 남궁근(1994)의 경우도 지방정부의 정책혁신으로서 행정정보공개조례를 설정하고 그 확산의 외부적 요인으로 인근 지방자치단체의 정보공개조례의 초기채택 여부를 설정하고 있다. 반면 Gray(1973)의 연구에서는 인접지역 정부가 미치는 영향의 정도는 민권, 복지, 교육 등의 이슈영역에 따라 다를 수 있으며, 경우에 따라서는 연방정부의 영향도 강하게 받기 때문에 확산현상은 인접지역보다는 국가적인 수준에서 이루어진다고 지적하고 있다(남궁근, 1994:107). 그러나 내부적 결정요인의 경우에는 당해 지방정부의 정치, 경제, 사회적 특성 등에서 정책 확산의 동인을 찾고자 시도한다. Gray(1973)의 경우 정치적 경쟁이 심하고, 재정력이 높은 주일수록 혁신정책의 수용에 선도적임을 제시하고 있으며(이승중, 2004:8), Berry&Berry(1990)는 복권정책의 확산과 관련하여 내부요인으로 주정부의 선거시기, 재정건전성, 일인당 주민소득, 근본적 종교주의자의 수, 주의회와 주지사의 정당의 동일성 등을 제시하고 있다. 남궁근(1994)의 경우는 행정정보공개조례의 확산을 설명하면서 지방의회의 규모, 지방의원의 연령, 지방선거 투표율, 인구규모, 주민의 교육수준, 지방자치단체의 유형 등을 제시하고 있다. 이외에 정책 확산에 있어서 시간요인을 중요하게 고려하여 정책 확산의 이론 모형을 정태적 모형과 시간요인 모형으로 대분하고 혁신 확산의 시간모형을 제시한 연구(이승중, 2004)와 혁신확산의 요인을 모방요인과 지식요인, 기타 요인 등으로 분류하고 이들의 영향력을 설명하고자 시도한 연구(이동기, 2000)등도 존재한다.

제도주의적 이론모형에서는 조직에 대한 환경의 영향이 매우 큰 경우를 상정하며 이러한 환경의 영향력 하에서 조직은 가장 정당성이 있어 보이는 구조를 닮아가려는 경향이 있기 때문에 모든 조직은 비슷한 모습을 띠게 된다고 주장한다(하연섭, 2004:118). 이를 Dimaggio&Powell(1983)은 동형화(isomorphism)로 Meyer&Rowan(1977)은 신화와 의식(Myth and Ceremony)로 표현하고 있으며 이러한 일련의 과정은 조직의 기술적 효율성을 높이기 위한 목적에서 진행되는 것이 아니라 적절하다고 사회적으로 인정받는 조직의 형태를 갖춤으로써 조직의 정당성을 높이는 동시에 생존의 가능성을 높일 수 있기 때문이라고 설명하고 있다. 같은 맥락에서 Dimaggio&Powell(1983), Meyer&Rowan(1977), Tolbert&Zucker(1983) 등은 20세기 초반에 이루어진 미국 지방 정부의 공무원 개혁의 확산에 대한 분석을 통해 행정개혁을 처음 시도한 지방정부의 경우에는 자신들이 경험하고 있는 구체적인 조직의 문제들을 해결하기 위한 노력의 일환으로 '기업형 정부형태의 도입'이라는 조직구조의 개편을 추구했다는 점을 보여주고 있다. 그러나 그 이후에 행정개혁을 추구한 지방정부의 경우에는 그러한 정부형태가 바람직하고 적절하다는 사회적 인식이 확산됨에 따라, 조직의 정당성을 유지하기 위한 방편으로 그러한 조직형태를 단순히 모방하게 되었다

고 주장하고 있다. Meyer&Rowan(1977), Meyer et al.(1994), Scott&Meyer(1994) 등은 관료제라는 조직형태가 전 세계적으로 확산된 이유를 그것이 문제해결을 위한 효율적인 수단이기 때문에 확산된 것이 아니라, 조직을 둘러싸고 있는 환경이 관료제를 가치 있고 정당성이 있는 것으로 인정하기 때문이라고 지적하고 있다. 특히 Dimaggio&Powell(1983)은 동형화가 나타나는 과정을 강제적 동형화(coercive isomorphism), 모방적 과정(mimetic processes), 규범적 압력(normative pressures)로 나누어 제시하여 조직 구조가 비슷해지는 과정을 바라보는 다양한 측면을 제시하고 있다⁴⁾.

그러나 양 이론은 모두 일정한 한계를 지니고 있다. 통합이론의 경우, 정책확산과 관련된 주류적 연구 방향이라 할 수 있으나 정책이 확산되는 지방정부의 내, 외부적 요인에 대한 검증에 초점을 맞추고 있어 정책확산의 다른 요인이라 할 수 있는 환경적 압력으로부터의 생존, 정당성의 확보 및 동형화의 양태 등의 정책확산의 동기(motive)적 측면에 대한 고려가 미흡한 단점이 있다. 반면 제도주의 이론모형의 경우에는 정책이 확산되는 제도적 요인에 대한 고려는 있으나 정책확산에 대한 엄밀한 경험적 연구(empirical study)로서 일정한 한계를 지니고 있을 뿐 아니라 제도적 요인 이외의 확산에 영향을 미치는 다양한 변수에 대한 고려가 미흡하다는 단점이 있다.

2) 출산율 정책

출산율 제고를 위한 정책에 대한 평가는 일반적으로 두 가지 방향으로 이루어지고 있다. 하나는 출산율 제고를 위한 정책의 시행이 정책 수혜율, 국민의 의식 변화 및 정책 수용도 등에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대한 평가이며, 다른 하나는 출산율 제고를 위한 정책이 합계출산율 혹은 출생아수에 미치는 효과성의 정도를 평가하는 것이다. 서구 선진국의 경우 일찍이 저출산 현상에 대한 우려가 높아지면서 출산율 제고를 위한 정책연구가 지속적으로 이루어져 왔으며 이러한 정책은 경제적 지원정책과 일·가정양립정책, 보육지원정책 등으로 대분될 수 있다(유계숙, 2009: 172). 한국의 경우는 2005년 이후에야 저출산 문제가 사회적으로 부각되면서 본격적으로 연구가 이루어지기 시작하였다. 그러나 정부에서 추진하는 다양한 출산율 제고를 위한 정책의 효과에 대한 경험적 연구는 그 중요성에도 불구하고 거의 존재하지

4) 강제적 동형화는 어떤 조직이 의존하고 있는 다른 조직으로부터 공식적, 비공식적 압력이 있거나 혹은 조직에 대한 사회의 문화적 기대라는 압력에 의해 조직형태가 수렴되어 가는 과정을 의미하며 모방의 과정은 정당성을 인정받고 있거나 성공적 이라고 평가받는 조직을 모방해 가는 과정의 결과로 조직형태가 유사해지는 경우를 의미한다. 마지막으로 규범적 압력이란 전문화의 결과 나타나는 것으로 조직의 관리자들이 조직형태에 대한 규범을 공유하게 되고 이를 통해 나타나는 조직형태의 동형화를 의미한다(Dimaggio&Powell, 1983: 150-154)

않으며 대부분의 연구들은 설문조사를 통한 방법을 사용하여 정책효과의 측정을 시도하고 있다(장진경,2005; 공선희외; 2008, 전해정;2009, 유계숙;2009, 이미란;2009). 이러한 방법은 정책대상 집단의 성향을 파악할 수는 있으나 응답자의 편의(response bias)에서 자유롭지 못하며 정책의 효과를 직접적으로 판단하는 기준으로도 미흡한 측면이 있다. 또한 출산장려금 정책에 대한 경험적 연구는 아예 찾아보기 어려운 실정이다. 따라서 이하에서는 서구유럽에서 이루어진 연구를 중심으로 출산장려정책이 출산율에 미치는 효과에 대해 기술해 보고자 한다. 먼저 경제적 지원정책의 경우 자녀에 수반하는 지출 비용을 줄여줌으로써 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 그러나 이러한 정책이 출산율에 미치는 효과에 관해서는 의견이 일치하지 않는다. Gauthier&Hatzius(1997)의 경우 1970부터 1990년의 기간 동안 산업화된 22개의 나라들을 대상으로 가족수당이 출산율에 미치는 영향을 분석하였으며 그 결과 가족수당이 25% 증가한 경우 단기적으로는 여성1인당 출산율이 0.6% 증가하며 장기적으로는 4% 증가시키는 효과가 있다고 지적하고 있다. Landais(2004)의 연구에서는 프랑스의 2004년의 가족수당 개혁이 5%의 출생아수 증가를 가져왔다고 제시하고 있으며 Kehler et al(2002) 또한 스웨덴의 아동수당이 출산율에 긍정적인 영향을 미친 것으로 지적하고 있다. 반면 이러한 경제적 지원정책의 효과에 대해 회의적인 견해도 존재한다. Monnier(1990)의 경우 출산율의 증가에는 사회적, 문화적, 경제적 요인 등 여러 가지 요인이 작용하기 때문에 출산율의 증가가 가족수당의 효과라는 결론은 위험하며 보다 신중한 판단을 요한다고 주장하였다. 같은 취지에서 Dumont(1990) 역시 서유럽 국가의 가족정책이 출산을 촉진한 효과가 있었는지 여부를 정확히 측정할 수 없음을 지적하면서 가족정책의 효과에 대해서 중립적인 태도를 취하고 있다(은기수 외,2005:59). 이외에 아동수당 등의 액수가 불충분한 경우 출산율에 큰 영향을 미칠 수 없으며 출산수당은 출산율을 높이는 일시적인 효과가 있으나 장기적인 저출산 대응정책이 될 수 없다는 견해도 존재한다(장혜경 외,2005; 유계숙,2009).

다음으로 일-가족양립 정책은 단순히 어머니와 아버지가 노동시장에서의 생산 활동과 가족 내에서의 돌봄 노동을 양립시키는 문제를 넘어 해당 국가의 출산력과 밀접한 관련이 있다고 주장되고 있다(Sleeboos,2003). 유럽에서 대표적인 일-가족 양립정책은 모성휴가와 부모휴가 제도이며 이에 동 제도가 출산율에 미치는 영향력에 관한 연구가 일반적으로 이루어지고 있다. Rønsen(2004)의 연구에 의하면 모성휴가와 부모휴가는 출산율 제고뿐만 아니라 다자녀를 갖고 둘째자녀의 시기를 앞당기는 데에도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 덴마크와 노르웨이의 경우에도 보다 관대한 휴가정책은 이들 국가에서 출산율의 증가에 긍정적인 영향을 미친 것으로 제시되고 있다(OECD,2009; 홍승아 외,2006). 스웨덴의 경우 1980년대 후반 이후 1990년대 초반까지 출산율이 급속한 증가로 선회하였는데, 이러한 출산율 반등

의 핵심적 요인이 출산·육아와 여성의 노동시장 참가의 양립을 목표로 하는 가족정책의 효과에 있다고 보는 것이 일반적 견해이다(은기수 외, 2005) 반면 Gauthier&Hatzius(1997)는 상반된 연구결과를 제시하고 있는 바, 모성휴가 기간과 급여의 확대가 OECD 국가들의 출산력 수준과 관계가 없는 것으로 보고하고 있다. 이러한 상반된 결과에 대해 모성휴가의 기간과 급여수준은 일면 일-가족 양립을 지원하는 성격을 가지고 있기는 하지만 다른 한편으로는 전통적 젠더역할을 강화하는 기능도 수행하고 있기 때문이며, 부모휴가의 경우 기간, 급여 등을 모성휴가와 분리해서 출산율과의 관계를 경험적으로 논증한 연구를 찾아보기 힘들기 때문에 그 관계를 단언하기 어렵다고 지적하는 견해가 있다(윤홍식 외, 2005).

보육지원정책의 경우 여성의 경력단절을 방지하고 여성의 일-가족 양립을 지원함으로써 출산율 감소를 억제하는데 효과적인 정책이 될 수 있다(노성향, 2010). Gustafsson et al.(2002)은 독일, 영국, 네델란드, 스웨덴 4개국을 대상으로 출산경향과 그 영향요인을 분석한 결과 보육서비스와 유급부모휴가 지원이 미흡할수록 여성의 출산연령이 지연되고 노동시장으로의 복귀기간이 길어지는 경향이 있음을 밝히고 있으며 Castles(2003)과 Sleebos(2003)의 연구에서도 역시 0-2세 아동에 대한 공적보육시설 이용률이 출산력 수준과 밀접한 관계가 있는 것으로 제시되고 있다. Kohler et al.(2002)의 경우 보육지원정책과 휴가정책이 모두 전반적으로 출산율 제고에 효과가 있다는 결론을 제시하였으나 그 효과의 크기는 약하거나 경우에 따라서는 매우 상이하게 나타날 수도 있음을 덧붙이고 있다. 또한 d'Addio&d'Ercore(2005)의 OECD 국가들의 실제 자녀보육비용을 측정된 결과에 의하면 보육시설과 아동수당은 국가별로 차이가 있으나 모두 가구의 자녀 양육비를 낮추는 효과가 있으며 이 중 보육서비스 제공 효과가 더 큰 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 통해 볼 때 보육비용은 출산결정에 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다(유계숙, 2009) 이외에 성평등 및 젠더정책과 출산율과의 관계를 설명하는 연구도 존재한다. Neyer(2003)는 가족정책을 노동시장 정책, 돌봄정책, 젠더정책과 연결시키는 국가에서 출산율을 더 잘 유지하는 경향이 있으며 전반적으로 성평등 정도가 높은 사회일수록 출산율이 더 높게 나타남을 지적하고 있으며 Sleebos(2003)는 사회적 성평등과 양립지원 정책은 직접적으로 출산율을 제고하지 않더라도 여성의 출산결정에 있어서 중요한 영향을 미칠 수 있음을 강조하고 있다.

3) 출산율에 영향을 미치는 요인

출산율에 영향을 미치는 요인으로는 초혼연령의 증가에서부터 결혼과 자녀에 대한 가치관의 변화에 이르기까지 매우 다양한 내용이 제시되고 있다. 이러한 요인들은 크게 인구학적, 경제적, 사회문화적 요인으로 대분 될 수 있다(조남훈외, 2008).

인구학적 요인으로는 초혼연령의 증가와 유배우 출산율의 감소, 미혼인구의 증가 등이 거론되며(은기수,2001; 김승권,2004; 손홍숙, 2004, 도미향, 2005) 이들 요인들은 모두 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 제시되고 있다. 경제적 요인의 경우 주로 여성경제활동참가율, 소득 및 고용, 자녀양육비용 및 사교육비 등이 거론되고 있다. 먼저 소득의 경우, 출산율에 미치는 영향과 관련하여 연구자마다 상이한 결론을 내리고 있는 바, 소득과 출산율이 정의 관계를 보인다는 결론을 도출한 연구로는 이정원(2009), Schmitt(2004) 등이 있으며 부(負)의 관계를 도출하고 있는 연구로는 류연구(1996), Adsera(2004) 등이 있다. 여성의 경제활동 참가율의 증가 또한 출산율과 부의 관계를 나타내는 것으로 제시되고 있으며(류덕현,2007; 손홍숙,2004; 이정원,2009; 조명덕,2010), 이외에 자녀양육비와 사교육비 그리고 집값 상승에 따른 내 집 마련 부담의 증가 또한 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 제시되고 있다(도미향,2005; 김두섭,2008; 조남훈외,2008). 마지막으로 사회, 문화적 요인으로는 이혼의 증가, 낙태 및 불임(김태현외, 2006; 조남훈외,2008)등과, 일과 가정의 양립이 어려운 사회적 분위기 및 보육 및 육아시설의 부족(김승권,2004; 손홍숙,2004) 등이 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 제시되고 있으며, 결혼에 대한 인식의 변화 및 자녀의 필요성에 대한 태도 등도 출산율에 영향을 미칠 수 있을 것으로 제시되고 있다(윤소영,2005; 조명덕,2010). 이상의 요인을 정리하면 다음의 <표 4>와 같다.

<표 4> 출산율에 영향을 미치는 요인

요 인	변 수	영향의 방향
인구학적 요인	초혼 연령의 증가	부(負)
	유배우 출산율의 감소	부(負)
	미혼인구의 증가	부(負)
경제적 요인	여성의 경제활동 참가율	부(負)
	소득, 고용불안	소득은 일정치 않음, 부(負)
	자녀양육 비용	부(負)
	사교육비	부(負)
사회, 문화적 요인	이혼, 낙태 및 불임	부(負)
	낮은 일과 가정의 양립 가능성	부(負)
	보육 및 육아시설 부족	부(負)
	결혼에 대한 인식 변화	부(負)
	자녀에 대한 가치관 변화	부(負)

III. 변수의 설정과 분석모형

1. 분석단위와 변수의 설정

1) 분석단위

본 연구의 분석단위는 서울특별시 25개의 자치구이며 이를 선택한 이유는 다음과 같다. 먼저 출산장려금의 효과를 분석하기 위해서는 동 정책을 제외한 다른 출산장려정책들의 효과를 통제할 수 있어야 한다. 그러나 광역자치단체마다 시행하는 출산장려정책이 지역별, 그리고 시기별로 서로 다르기 때문에 이를 효과적으로 통제하는 것은 매우 어려운 일이다. 그러나 하나의 광역자치단체를 선정하여 분석할 경우 당해 지역의 기초자치단체에 미치는 광역자치단체의 정책적 영향력을 어느 정도 통제할 수 있으므로 이에 하나의 광역자치단체를 선정 분석하고자 하였다. 다음으로 지방자치단체 특히 기초자치단체 수준의 자료는 매우 한정적으로 존재한다. 출산 장려금 정책의 효과를 측정하기 위해서는 다른 많은 사회적, 경제적, 인구학적 변인들이 통제되어야 하며 이를 위해서는 다양한 수준의 자료가 요청되는 바, 이에 다른 광역자치단체에 비하여 상대적으로 기초자치단체에 대한 정보가 풍부한 서울특별시를 선정하였다. 또한 서울특별시의 경우 대한민국의 수도로서 상징적인 의미를 지니고 있으며 2009년을 기준으로 경기도(113691명)에 이어 가장 많은 출생아수(89595명)를 기록하고 있다.

2) 분석방법

본 연구에서는 서울특별시 25개의 자치구를 대상으로 2005~2009년까지의 자료를 이용한 패널분석(Multiple regression analysis with panel data)을 실시하였다. 패널데이터(panel data)란 특정개체의 관측 값을 시간 순으로 기록해 놓은 시계열데이터(time series data)와 특정 시점에서 관측되는 여러 개체의 관측 값을 나타내는 횡단면 데이터(cross-sectional data)를 하나로 합쳐놓은 형식의 데이터로 동일한 관찰대상에 대해 반복적으로 측정된 데이터를 의미한다. 패널 데이터를 이용하여 분석할 경우 변수들 간 동적인 관계와 개체들 간의 관찰되지 않는 이질성을 고려할 수 있는 장점이 있으며 횡단면 혹은 시계열 데이터에 비하여 더 많은 정보와 변수의 변동성을 제시할 수 있으므로 더욱 효율적인 추정량을 얻을 수 있다. 뿐만 아니라 선형회귀모형의 경우 다중 공선성의 문제를 완화시킬 수 있는 장점이 있다(민인식외, 2009:2-3).

2. 변수의 설정

1) 종속변수

본 연구의 목적은 출산장려금 정책이 출산율에 미치는 영향을 규명하고자 하는 데에 있으므로 종속변수는 25개 자치구의 2006년에서 2009년까지의 합계출산율(Total Fertility Rate : TFR)로 설정하였다. 합계출산율이란 여자 1명이 평생 동안 낳을 것으로 예상되는 평균 출생아 수를 나타낸 지표로서 연령별 출산율(ASFR)의 총합이며, 출산력 수준을 나타내는 대표적 지표이다. 그러나 연령별 출산율을 합산한 것이므로 합계출산율이 높다고 해서 출생아수가 반드시 증가하는 것은 아니라는 점에서 각 자치단체의 출생아수도 아울러 종속변수로 분석하였다. 이와 더불어 출산장려금 정책이 연령에 따라 다른 효과를 미칠 가능성을 고려하여 연령별출산율(Age-specific Fertility Rate : ASFR)⁵⁾도 함께 분석하였다.

2) 독립변수

독립변수는 출산장려금 정책의 시행여부이며 이에 더하여 출산장려금 정책의 추후 방향성의 진단을 위해 출산장려금 정책을 채택한 경우 동 정책의 수혜범위와 출산장려금 정책의 시행을 위해 편성된 예산의 크기, 그리고 지원금액의 크기 등을 아울러 독립변수로 구성하였다. 출산장려금의 시행여부는 더미변수로 구성하였으며 수혜범위의 또한 더미변수로 구성하여 첫째아이부터 지원하는 경우와 둘째아 이상, 셋째아 이상부터 지원하는 경우의 정책효과의 크기를 비교할 수 있도록 구성하였다. 출산장려금 예산의 경우 편성된 예산의 크기에 따라 정책효과의 차이가 있는지를 비교할 수 있도록 구성하였으며 지원 금액의 크기는 셋째아까지의 누적지원 금액을 설정하였다.

3) 통제변수

출산장려금 정책이 출산율에 미치는 영향력을 파악하기 위해서는 출산율에 영향을 미칠 수 있는 다른 경쟁변수들이 통제되어야 한다. 출산율에 영향을 미칠 것으로 논의되는 변수로는 출산장려금 정책을 제외한 각 자치단체의 출산율 제고를 위한 정책(이하 타(他)정책)과 각 자치단체의 인구학적, 경제적, 사회적 특징 등이 있다. 이에 본 연구에서도 통제변수로서

5) ASFR이란 1년간 발생한 모의 연령별(15~49세) 출생아 수를 당해 연도 해당 연령별 여자의 주민등록 연앙인구로 나누어 1,000분율로 나타낸 것을 의미한다.

출산장려금 정책을 제외한 25개 자치구의 타정책과 인구학적, 경제적, 사회적 요인 등을 제시하였다.

먼저 타정책의 경우, 서울시 기초자치단체에서 출산장려금 정책이 최초로 도입된 시기가 2006년이므로 지방자치단체 인구정책 사례집을 근거로 2005년 이후 새롭게 추가된 출산장려정책의 누적도수로 구성하였다. 각 기초자치단체의 타정책은 그 내용에 있어 큰 차이를 보이고 있지 않으며 다만 시행하는 시기와 관련하여 약간의 시차만이 존재하였다. 또한 실제로 출산율에 영향을 미칠 것으로 생각되는 정책도 그리 많지 않은 관계로 새롭게 추가된 모든 타정책을 누적도수에 포함시키지 않았으며 출산율에 영향을 미칠 것으로 예상되는 타정책만을 포함하였다.⁶⁾

인구학적 요인의 경우 선행연구에서는 초혼연령의 증가, 유배우 출산율의 감소, 미혼인구의 증가 등을 제시하고 있으나 각 자치구 수준에서 상기 자료들은 존재하지 않는다. 따라서 본 연구에서는 각 자치구의 인구학적 변인을 나타내는 데이터 중 출산율에 영향을 미칠 것으로 생각되는 여성인구 비율과, 노령화 지수⁷⁾ 등을 인구학적 요인으로 제시하였다. 여성인구 비율이 높을 경우 가임 여성의 비율 또한 높을 것으로 생각되어 출산율에 영향을 미칠 수 있는 변수로 구성하였으며, 고령인구의 비율이 높을 경우 출산력을 지닌 인구가 상대적으로 적고 출산의 동기 또한 작을 것으로 판단하여 출산율에 영향을 미치는 변수로 설정하였다.

경제적 요인의 경우 선행연구에서는 여성의 경제활동 참가율, 소득 및 고용, 자녀양육비용, 사교육비 등을 제시하고 있다. 이들 가운데 가구소득을 제외한 여성의 경제활동 비율이나, 자녀양육비용, 사교육비 등의 데이터는 기초자치단체 수준에서 역시 존재하지 않는다. 따라서 본 연구에서는 경제적으로 나타내는 변수로서 가구소득 그리고 사교육비의 대리변수로서 대학진학율과 자치단체의 교육보조금 예산액, 출산에 대한 경제적 동기요인으로서 가계의 재정만족도 등을 제시하였다. 사교육비와 대학진학율의 관계에 대한 연구에 의하면, 사교육비가 증가할 경우 대학진학율이 유의미하게 높아지며(최형재, 2008) 사교육비의 정도는 부모의 소득과 및 학력과 정의 관계를 보이는 것으로 제시되고 있다(박상학, 1992; 문숙재 외, 1996; 이승신, 2002). 따라서 대학진학율은 사교육비에 대한 대리변수로 활용이 가능하다고 생각되며 자녀양육비용의 많은 부분이 사교육비와 관련된 것임을 상기할 때 자녀양육비용의 정도 또한 대학진학률 변수가 일정부분 반영할 수 있을 것으로 생각된다. 교육보조금 예산액은 자치구에서 지급하는 교육기관에 대한 보조금을 의미하며 보조금액이 높을수록 교

6) 보육료 지원, 아이돌보미 사업, 다자녀 양육지원 등의 정책은 누적도수에 포함시켰으나 출산율에 영향을 미칠 것으로 예상하기 어려운 출산축하용품, 축하카드, 유축기 대여, 장난감 도서관설치, 영양제 지급 등의 정책은 제외하였다.

7) 노령화지수 = (65세이상 인구/0~14세 인구)*100

육에 대한 관심이 높다고 할 수 있으므로 이 또한 사교육비 및 자녀양육비용의 정도를 반영할 수 있을 것으로 생각되었다.

Hoffman&Hoffman(1973)의 연구에 의하면 자녀에 대한 가치관은 환경적 요인과 출산 행위를 매개하는 심리학적 변인으로 간주되며 이러한 자녀에 대한 가치관은 심리적, 사회적, 경제적 요인과 직접적인 관계를 가지고 있는 것으로 제시되고 있다(이미란, 2009:79). 이에 실질적인 수입의 정도 뿐만 아니라 가계의 재정만족도 또한 자녀의 출산에 대한 동기요인으로 작용할 수 있을 것으로 판단하여 가계의 재정만족도⁸⁾를 경제적 요인변수로서 설정하였다. 마지막으로 소득의 경우 월평균 소득이 300만원 이상인 가구의 비율을 변수로 설정하였다.

다음으로 사회적 요인의 경우 조이혼율, 조혼인율, 가사노동분담율, 보육시설의 개수, 가정에 대한 만족도 등으로 구성하였다. 조이혼율과 조혼인율은 출산율에 영향을 미치는 요인으로 일반적으로 제시되고 있는 변수이며, 가사노동분담율의 경우 일과 가정의 양립가능성을 측정하기 위한 변수로서 선정하였다. 일반적으로 가사노동에 대한 여성의 분담비율이 높을수록 일과의 양립가능성이 낮아진다고 생각할 수 있으므로 동 변수는 일과 가정의 양립가능성 정도를 반영할 수 있는 변수라 판단되었다. 보육시설의 개수는 선행연구에서 제시하고 있는 보육 및 육아시설의 정도를 파악하기 위해, 가정생활만족도의 경우 출산율에 영향을 미치는 심리적 변인을 측정하기 위해 선정하였다.

출산의 경우 일반적으로 출산에 영향을 미치는 요인과의 시차가 존재하게 된다. 출산에 영향을 미치는 요인이 출산의 동기를 형성하고 이후 출산으로 이어진다고 보는 것이 합리적이므로 제시된 독립변수와 통제변수는 종속변수에 대하여 후행변수(lagged variables)로 구성하였다. 이상의 변수의 종류와 내용을 정리한 것이 <표 5>이며 각 변수들 간의 관계를 통해 구성된 연구의 분석틀은 <그림 2>와 같다.

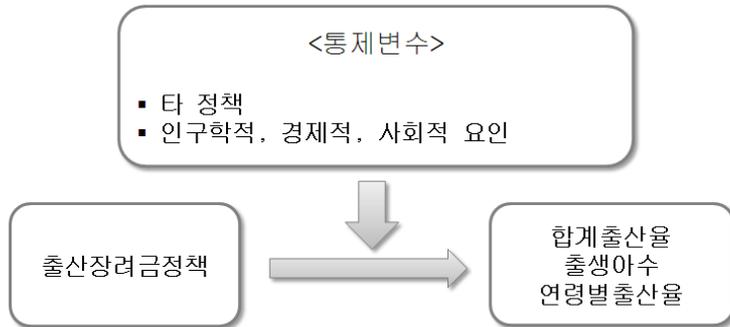
<표 5> 변수의 종류와 내용

변수의 종류		내용	
종속변수	Y_t	합계출산율, 출생아수(자연로그), 연령별출산율	
독립변수	adoptt-1	출산장려금의 채택여부	채택시: 1, 비채택시: 0
	lnadbudgett-1	출산장려금 예산	자연로그 (단위: 천)
	lnadmoneyt-1	출산장려금액	자연로그, 셋째아이까지의 지급액 (단위: 만)
	recipientt-1	수혜범위	첫째아 이상:1, 둘째아 이상:2, 셋째아 이상:3

⁸⁾ Seoul Survey(2005~2008).

변수의 종류		내용		
통제 변수	타 정책	policyt-1	출산장려정책	누적도수
	인구학적 요인	fermaleratet-1	여성인구비율	여성인구/전체인구
		ageindext-1	노령화지수	노령화지수 = (65세이상 인구/0~14세 인구)*100
	경제적 요인	incomeratet-1	월평균소득	평균소득 300만원 이상 가구의 비율
		enterratet-1	대학진학율	전문대이상진학자/고등학교졸업자
		lnedusurbt-1	교육보조금	자연로그, 교육기관에 지급하는 보조금 (단위:백만)
		finanindext-1	재정만족도	가정의 재정상황에 대한 만족도, 10점 만점기준
	사회적 요인	divoraget-1	조이혼율	연앙인구천명당 이혼건수
		marraget-1	조혼인율	연앙인구천명당 혼인건수
		housechorrt-1	가사분담비율	여성이 전적으로 담당하는 비율
		childcaret-1	보육시설 개수	-
		houseindext-1	가정생활만족도	가정생활에 대한 만족도, 10점 만점기준

〈그림 2〉 분석틀



3. 분석모형

1) 자료의 수집

독립변수인 서울특별시 25개의 출산장려금의 채택여부와 수혜범위 및 예산액 등은 정보공개 청구 및 지방자치단체인구정책사례집 (2006~2009)등을 통해 수집하였으며, 종속변수로

제시한 합계출산율 및 출생아수 그리고 연령별출산율 등은 통계청 홈페이지(kostat.go.kr)를 참조하였다. 이외에 다출산정책 및 인구학적, 경제적, 사회적요인 등의 통제변수들은 서울특별시 홈페이지(seoul.go.kr)와 서울통계시스템(stat.seoul.go.kr), 서울 서베이(2005~2008)를 참조하였다. 동 모형에서는 독립변수와 통제변수가 후행변수로 구성되므로 2005년에서 2008년의 관측 값이 이용되며 종속변수의 경우 2006년에서 2009년의 관측 값이 이용된다. 따라서 총 관측 사례는 100개가 된다.

2) 분석모형

동 연구에서는 서울특별시 25개의 자치구를 대상으로 2005~2009년까지의 자료를 이용하여 패널분석(Multiple regression analysis with panel data)을 실시하였다.

$$\text{분석모형: } Y_t = F(X_{1t-1}, X_{2t-1}, X_{3t-1})$$

<표 6> 분석모형*

변수	내용
종속변수	Y_t : 합계출산율, 출생아수, 연령별출산율
독립변수	X_{1t-1} : 출산장려금(채택여부, 수혜범위, 예산 및 장려금의 크기)
통제변수	X_{2t-1} : 타(他)출산장려정책
	X_{3t-1} : 인구학적, 경제적, 사회적 요인

* 변수의 이탤릭체는 vector를 의미함

분석을 통해 예상되는 결과는 다음과 같다. 실무자들의 견해에 의하면 출산장려금 정책은 출산율에 영향을 미치지 못할 것으로 예측하는 경우가 대부분이다. 한 예로 송파구의 경우 2009년부터 출산장려금 제도를 시행하고 있으나 출산장려금 제도를 도입한 것은 그 정책의 효과성 때문이 아니라 주민들의 민원 때문이라고 밝히고 있다.

“구청장을 하면서 잘못된 게 하나 있어요. 바로 출산장려금을 준 일이지요. 10만원 을 더 준다고 아이 낳을 사람이 있겠습니까?. 그 돈을 모아 차라리 구립 어린이집 하나를 더 짓는 게 효과적일 겁니다. 왜 다른 구청은 다 주는데 우리 구만 안 주느냐는 주민들의 원성에 두 손을 들고 말았지요.” (중앙일보, 2009.12.3. 송파구청장 인터뷰 자료).

마포구의 경우 2006년 서대문구와 함께 서울에서 처음으로 출산장려금 정책을 시행하였으나 2007년 바로 폐지하였다. 마포구청장은 “출산문제는 지역이 아닌 국가적인 차원에서 접근해야 하는 문제이며 오히려 출산장려금에 드는 예산을 보육환경 개선에 예산을 쓰는 것이 낫다.”고 폐지 이유를 밝혔다(서울신문, 2010.1.7). 또한 출산장려금과 출산율의 관계는 그 효과가 검증되지 않았으며 오히려 반대의 결과를 가져오는 경우가 많다고 지적되고 있다. 강남구의 경우 2007년부터 출산 장려금 제도를 실시하면서 다른 구청보다 많은 출산장려금을 약속했으나 출산율은 최하위를 기록하였으며, 2007년 출산장려금 지원을 폐지한 마포구의 경우 출산이 오히려 늘어나는 현상이 나타나기도 하였다. 일부 전문가의 경우 막연한 기대심리에 기대어 효과가 검증되지 않은 출산장려금 정책보다는 여기에 드는 예산으로 보육환경 인프라 조성이 우선돼야 한다고 지적하고 있다(정현숙, 전광희 인터뷰 자료; 서울신문, 2010.1.7.). 현실적으로 4세미만의 아이를 키우는데 연간 천만원의 육아비가 들고 18년간 약 1억 2000여만원의 비용이 소요되는 현실에서(MBN, 2009.2.1; 서울신문, 2010.10.18) 사실상 크지 않은 액수인 출산장려금이 출산율 제고에 얼마나 효과가 있을지는 의문이며 실무자의 회의적 견해와 현실적인 육아비용의 크기 등을 고려해 볼 때 출산장려금 정책은 출산율에 영향을 미치지 않을 것으로 예상된다.

다음으로 인구학적 요인으로 제시된 변수 중 여성인구 비율은 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대되나 고령화 지수의 경우는 출산율에 부(負)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 경제적 요인으로 제시된 변수 중 소득과 출산율과의 관계에 대한 선행연구는 그 방향이 일치하지 않으나 여기에서는 부의 영향을 미치는 것으로 간주하기로 한다. 또한 사교육비 및 육아비용과 밀접한 관련을 가질 것으로 예상되는 대학진학률과 재정보조금의 크기 등도 부의 영향을 미칠 것으로 예상되나 심리적 변인인 재정만족도는 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 생각된다. 마지막으로 사회적 요인의 경우, 조혼인율 및 보육시설개수 그리고 가정생활만족도 등은 출산율에 긍정적 영향을 미칠 것으로 예상되는 반면 조이혼율, 가사분담비율 등은 출산율에 부의 영향을 미칠 것으로 생각된다.

<표 7> 예상 결과

변수		출산율에 미치는 영향
독립변수	출산장려금 정책	효과없음
	출산장려금 예산	효과없음
	출산장려금액	효과없음
	수혜범위	효과없음

변수		출산율에 미치는 영향	
통계변수	인구학적요인	여성인구비율	긍정적
		노령화지수	부정적
	경제적요인	월평균소득	부정적
		대학진학율	부정적
		교육보조금	부정적
		재정만족도	긍정적
	사회적요인	조이혼율	부정적
		조혼인율	긍정적
		가사분담비율	부정적
		보육시설 개수	긍정적
		가정생활만족도	긍정적

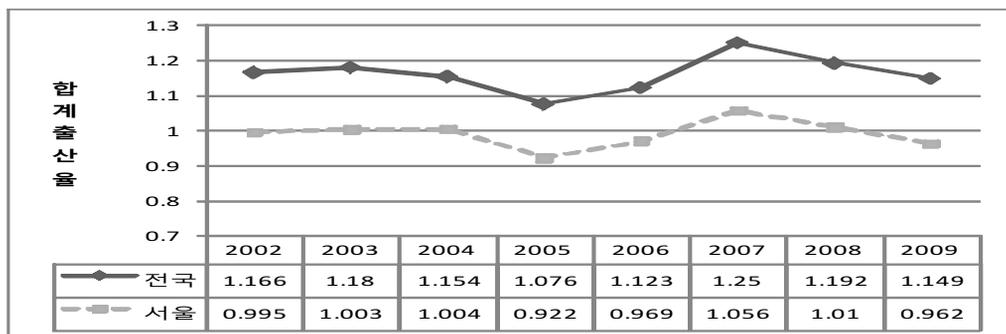
IV. 분석결과

1. 서울시의 합계출산율 추이 및 출산장려금 정책현황

1) 서울시의 합계출산율 추이

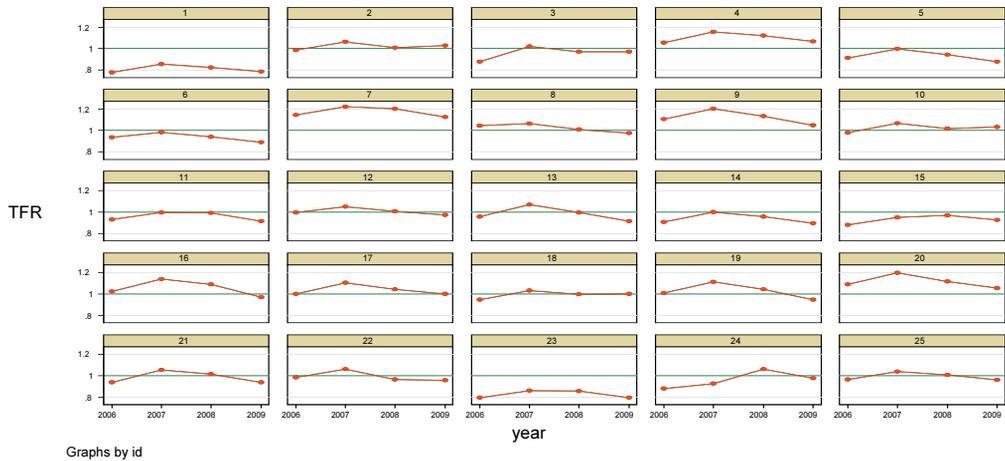
〈그림 3〉은 서울시의 합계출산율의 변동 추이를 나타내며 실선은 전국의 합계출산율을, 점선은 서울시의 합계출산율을 나타낸다. 그림을 통해 볼 때 서울시의 합계출산율은 전국적 수준에 비해 낮게 나타나고 있으며 2005년 0.922에서 2006년(0.969), 2007년(1.123)으로 소폭 증가하였으나 이후 감소하는 추세를 보이고 있으며 2009년에는 0.96을 기록하였다.

〈그림 3〉 서울시의 합계출산율



〈그림 4〉는 서울시 25개 자치구의 합계출산율 변동 추이를 보여주고 있다. 그림을 통해 볼 때 강서구(4), 구로구(7), 노원구(9), 영등포구(20)의 합계출산율이 전반적으로 높은 것으로 나타나고 있다. 전반적인 경향을 볼 때 2007년까지는 합계출산율이 상승하고 있으나 2007년 이후로는 점차 하락하고 있으며 2009년 기준으로 합계 출산율이 1을 넘는 자치구는 강서구 등 8개 자치구이며 구로구가 1.124로 가장 높은 합계출산율을 보이고 있다.

〈그림 4〉 서울시 25개 자치구의 합계출산율*



* 그림의 상단에 있는 번호는 25개 자치구의 id를 의미하며 각 자치구에 부여된 id는 〈표9〉 참조.

2) 출산장려금 정책현황

〈표 8〉은 서울시에서 출산장려금 정책을 채택한 자치구의 신규도수와 누적 도수를 나타낸다. 동 정책은 2006년 마포구와 서대문구를 시작으로, 2009년에는 마포구를 제외한 24개 자치구에서 시행되고 있다. 2007년 신규로 출산장려금 정책을 실시한 자치구는 4개인 반면 누적도수가 5개인 이유는 2007년 마포구가 동 정책을 폐지했기 때문이다.

〈표 8〉 서울시 자치구의 출산장려금 채택현황⁹⁾

	2005	2006	2007	2008	2009
신규	0	2	4	15	4
누적	0	2	5	20	24
Total (%)	0	8	20	80	96

〈그림 5〉는 출산장려금 정책의 확산 양태를 보여주고 있다. Y축의 수치는 25개의 자치구 가운데 정책을 채택하지 않은 자치구의 비율(생존확률)을 나타내며 X축은 시간을 나타낸다. 그림을 통해 볼 때 2007년까지 출산장려금 정책은 낮은 확산의 속도를 보이고 있으나 2008(x=3)년 이후 급격히 증가하였음을 알 수 있다.

〈그림 5〉 출산장려금 정책의 확산양태



서울시의 25개 자치구는 출산장려금 정책의 채택시기에서부터 수혜자의 범위 및 출산장려금 액수에 이르기까지 매우 다양한 양상을 보이고 있다. 출산장려금의 채택빈도는 2008년이 가장 높으며 15개의 자치구가 동 정책을 채택하였다. 수혜범위는 둘째아부터 지급하는 자치구가 2008년 기준 19개로 가장 많으며, 출산장려금액의 경우 2008년 셋째아까지의 누적금액기준, 서초구가 160만원으로 가장 높은 것으로 나타나고 있다. 출산장려금 예산액 또한 2008년 기준 서초구가 11억6천400여만원으로 가장 높은 수치를 기록하고 있다. 〈표 9〉는 각 자치단체의 채택시기와 수혜범위, 출산장려금 액수, 그리고 출산장려금 예산을 정리한 것이다.

9) 동대문구와 서초구의 경우 2007년에 그리고 구로구의 경우 2008년에 출산장려금 정책을 채택하였으나 그 시기가 12월 중순경인 관계로 동대문구와 서초구는 2008년에 구로구의 경우는 2009년에 동 정책을 시행한 것으로 반영하였다.

<표 9> 서울시 자치구의 출산장려금 현황

id 자치구	채택시기	08년기준 수혜범위 (괄호는 09년)	*08년기준출산장려금 액수 (괄호는09년) 단위:만	출산장려금예산 (08) 단위:백만	출산장려금예산 (09) 단위:백만
1.강남구	2007	2	150(600)	956	968
2.강동구	2009	2	30	-	234.5
3.강북구	2008	1	100	727.8	782
4.강서구	2008	3	20	43.5	58
5.관악구	2008	2	60	355	390
6.광진구	2008	2	40	160.8	185
7.구로구	2009	2	150	-	미편성
8.금천구	2008	2	70	180	195
9.노원구	2008	2	25(40)	204	325
10.도봉구	2008	2(1)	25(100)	137.5	617
11.동대문구	2008	2	80	500	500
12.동작구	2009	2	60	-	254
13.마포구	2006	-	-	-	-
14.서대문구	2006	2(1)	20(45)	242	396.4
15.서초구	2008	1	160	1164.2	1120
16.성동구	2007	2	70	393.08	393.21
17.성북구	2008	2	40	388	426
18.송파구	2009	2	80	-	미편성
19.양천구	2008	2	40	260	260
20.영등포구	2008	3	50	145	185
21.용산구	2007	1	65	120	150
22.은평구	2009	2	50	-	470
23.종로구	2008	2	150	275	200.9
24.중구	2007	2	120	190	190
25.중랑구	2008	2	150	740	1000

* 장려금 액수는 셋째아까지의 누적 금액

2. 분석결과와 해석

패널 선형회귀모형에서는 개체에 특성을 나타내는 오차항을 고정효과(Fixed effect)로 볼 것인지 혹은 확률효과(Random effect)로 볼 것인지에 따라 추정방법이 달라진다. 고정효과 모형에서는 개체의 특성을 나타내는 오차항을 포함한 상수항이 고정되어 있는 모수로 해석되며 확률효과 모형에서는 상수항이 확률변수가 된다. 만약 패널개체들이 무작위로 추출된 표본이라면 오차항은 확률분포를 따른다고 가정할 수 있으나 주어진 패널개체들이 특정 모집단 자체일 경우라면 오차항은 확률분포를 따른다고 할 수 없다. 본 연구에서는 서울시의 25개 자치구를 패널의 개체로 하고 있으며 이러한 자치구들은 모집단 자체이므로 오차항이 확률분포를 따른다고 할 수 없다. 따라서 고정효과 모형으로 분석하는 것이 이론적으로 적합하다고 할 수 있다.

<표 10> 출산장려금 정책의 효과(합계출산율과 출생아수)

fertility Model 1	Coef.	Std. Err.	P>t	inbirth Model 2	Coef.	Std. Err.	P>t
adopt	-0.0018	0.0143	0.8980	adopt	0.0017	0.0168	0.9210
policy	-0.0045	0.0171	0.7930	policy	-0.0036	0.0202	0.8580
femalerate	5.1479	7.1648	0.4750	femalerate	20.2209**	8.4364	0.0200
ageindex	0.0010	0.0015	0.5200	ageindex	-0.0058***	0.0018	0.0020
incomerate	-0.0023**	0.0010	0.0220	incomerate	-0.0016	0.0011	0.1660
enterrate	-0.0027***	0.0010	0.0070	enterrate	-0.0017	0.0011	0.1330
edusub	0.0000	0.0000	0.2920	edusub	0.0000	0.0000	0.6700
finanindex	0.0037	0.0160	0.8180	finanindex	0.0228	0.0189	0.2310
divorate	-0.0559	0.0449	0.2180	divorate	-0.0403	0.0528	0.4480
marrate	0.0508***	0.0156	0.0020	marrate	0.0900***	0.0184	0.0000
housechorr	0.0025***	0.0008	0.0040	housechorr	0.0006	0.0010	0.5420
childcare	0.0003	0.0004	0.5450	childcare	0.0005	0.0005	0.3160
housindex	0.0156	0.0227	0.4940	housindex	-0.0153	0.0267	0.5700
_cons	-1.8270	3.6027	0.6140	_cons	-2.1834	4.2421	0.6090
R- sq: 0.5491 Rho: 0.8278 F test that all $u_i=0$, $F(24, 62)=9.4$, Prob>F=0.0000				R- sq: 0.6039 Rho: 0.9822 F test that all $u_i=0$, $F(24, 62)=46.11$, Prob>F=0.0000			

legend: * $p<.1$; ** $p<.05$; *** $p<.01$

〈표 10〉은 독립변수인 출산장려금 정책이 합계출산율과 출생아수에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 모델 1은 출산장려금 정책의 채택여부가 합계출산율에 영향을 미치는가를 분석한 결과이며 모델 2는 출산장려금 정책의 채택여부가 출생아수에 미치는 영향을 분석한 것이며 종속변수는 ‘출생아수의 자연로그 값’으로 구성되어 있다. 각 모델의 Rho 값은 오차항의 총 분산에서 패널의 개체특성을 의미하는 오차항의 분산이 차지하는 비율을 나타내며 이 값이 1에 가까울수록 시간에 따라 변하지 않는 패널 개체의 특성을 감안하는 것이 중요하다는 의미를 나타낸다. 또한 모델의 F-test는 모든 관측 값에 대해 개체의 특징을 나타내는 오차항이 0이라는 가설을 검정한 것으로 테트스 결과 두 개의 모형 모두 P-value 값이 0.000으로 개체의 특징을 나타내는 오차항이 0이라는 가설이 기각되므로 확률효과모형이 아닌 고정효과 모형이 적합한 분석모형임을 나타내고 있다.

모델 1과 2를 통한 분석결과 출산장려금 정책은 효과가 없는 것으로 나타나고 있으며 출산장려금 예산(lnadbudget), 지급액수(lnadmone), 수혜범위(recipient) 역시 합계출산율에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다¹⁰⁾. 반면에 Model 1의 경우 경제적 요인인 소득(incomrate), 대학진학율(enterrate), 그리고 사회적 요인인 조혼인율(marrate)과 가사분담비율(housechorr) 등의 변수가 합계출산율에 유의미한 영향을 미침을 보여주고 있다. 위의 결과를 해석하면 소득의 경우 회귀계수 값이 -0.0023로 월평균 소득 300만원 이상인 가계의 비율이 1% 증가할 때 합계출산율이 0.0023% 감소함을 나타내며 이는 소득이 합계출산율에 부의 영향을 미칠 것이라는 예상된 결과와 일치한다. 또한 대학진학율(enterrate)의 경우 회귀계수 값이 -0.0027로 고등학교 졸업자중 대학에 진학하는 비율이 1% 증가할 때 합계출산율은 0.0027% 감소함을 나타낸다. 이러한 결과는 사교육비가 높을수록 그리고 자녀의 양육 및 교육비용이 높을수록 합계출산율에 부의 영향을 미치는 것을 간접적으로 보여준다고 할 수 있으며 이 또한 예상된 결과와 일치한다. 사회적 요인 중 조혼인율 역시 예상대로 합계출산율에 긍정적 영향(0.0508)을 미치는 것으로 나타나고 있으며 다른 요인에 비해 상대적으로 영향력이 크게 나타나고 있다. 가사분담비율의 경우 여성이 전적으로 가사 일을 수행하는 비율이 높아지게 되면 일과 가정의 양립이 어려워지기 때문에 출산율에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상하였으나 이와 달리 계수 값이 0.0025로 합계출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이를 해석함에 있어 여성이 전업주부라면 전적으로 가사 일을 수행하는 비율이 높아질 수 있으며 이 경우 일과 가정의 양립이 문제되지 않기 때문에 출산율에 긍정적인 영향을 미친 것으로 생각할 수도 있을 것이다. 이와 관련

10) 출산장려금 정책을 시행하는 자치구를 대상으로 분석한 출산장려금 예산 및 지급액, 수혜범위 등의 교호작용 결과 또한 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

하여 자치구에 거주하는 여성의 취업비율이 구체적으로 제시되고 있지 않으므로 구체적인 타당성을 확인하기는 어려우나, 여성이 전업주부일 경우 출산율이 높아진다면 여성의 취업이 점차 늘어나고 있는 추세를 감안해 볼 때 일과 가정의 양립을 위한 정책은 출산율의 제고를 위해서 매우 중요할 것임을 예측할 수 있다.

모델 2의 결과에서는 출생아수에 영향을 미치는 변수로 여성인구비율(femalerate), 노령화지수(ageindex), 조혼인율(marrate) 등이 유의미하게 나타나고 있다. 여성인구비율의 경우 계수 값이 20.22로 여성인구비율이 1% 증가함에 따라 출생아수가 20%이상 매우 크게 증가함을 보여주고 있다. 또한 조혼인율이 1% 증가함에 따라 출생아수는 0.09% 증가하는 반면 노령화지수는 출생아수의 증가에 부정적인 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 위의 결과를 통해 볼 때 합계출산율은 인구학적 변수보다는 경제적 또는 사회적 변수에 영향을 받으며 출생아수의 경우는 인구학적 변수에 영향을 받음을 알 수 있다. 특히 조혼인율의 경우 합계출산율과 출생아수에 모두 영향을 미치는 변수로 나타나고 있다.

다음으로 <표 11>은 출산장려금 정책의 시행여부가 연령별출산율¹¹⁾에 미치는 영향을 정리한 것이며 <그림 6>과 <그림 7>은 전국의 평균조혼연령의 추이와 모의 연령별 출생 구성비를 나타낸 것이다.

<표 11> 출산장려금 정책의 효과(연령별 출산율)*

ASFR	G1: 15-19	G2: 20-24	G3: 25-29	G4: 30-34	G5: 35-39	G6: 40-44	G7: 45-49
Adopt	0.057	-0.180	-0.633	0.097	1.075	-0.12(-0.11)	-0.115***
Policy	0.208	-0.719	-1.049	-0.186	1.108	-0.143(0.057)	0.012
Femalerate	-96.594	296.206	110.497	444.584	184.304	150.76(-11.5)	-21.263
Ageindex	-0.019	-0.043	-0.391***	0.276*	0.301***	0.063(0.03)***	0.013***
Incomerate	-0.000	0.004	-0.212**	-0.134	-0.060	-0.005(0.011)	0.001
Enterrate	-0.017	-0.043*	-0.155*	-0.215**	-0.070	0.005(0.002)	-0.002
Edusub	-0.000	-0.000	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000(-0.00)	-0.000
Finanindex	-0.088	-0.321	0.337	0.907	0.419	0.001(-0.007)	-0.116***
Divorate	-0.028	0.307	-4.417	-5.106	-1.589	-0.043(-0.046)	0.004
Marrate	-0.168	0.861**	1.870	6.098***	1.689**	-0.022(0.135)	-0.152***

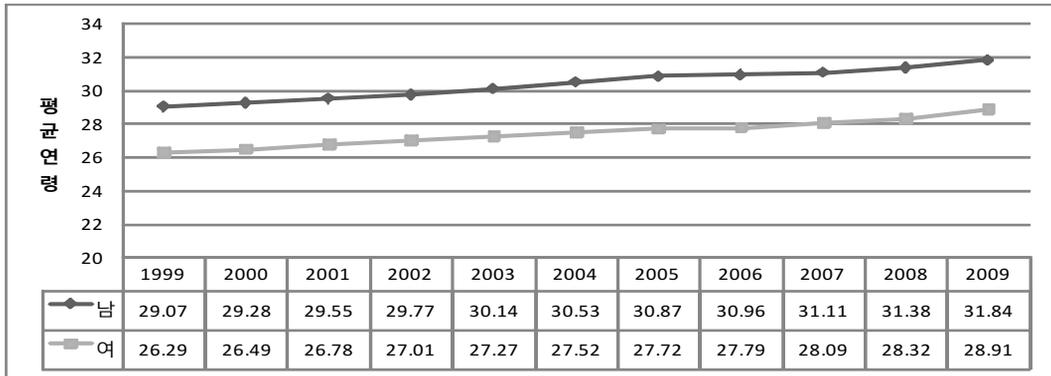
11) 연령별출산율(Age-specific Fertility Rate : ASFR)이란 1년간 발생한 모의 연령별(15~49세) 출생아 수를 당해 연도 해당 연령별 여자의 주민등록 연앙인구(7월1일 기준)로 나누어 1,000분율로 나타낸 것을 의미한다.

ASFR	G1: 15-19	G2: 20-24	G3: 25-29	G4: 30-34	G5: 35-39	G6: 40-44	G7: 45-49
Housechorr	0.010	0.023	0.194**	0.211***	0.010	-0.005(-0.01)	0.004*
Childcare	0.001	-0.001	-0.024	0.069*	0.021	-0.001(0.00)	0.001
Housindex	0.056	0.449	1.711	-0.424	0.725	-0.008(-0.125)	0.078
_cons	52.683	-141.993	32.213	-177.034	-94.213	-74.955(6.933)	11.064
r2	0.294	0.415	0.749	0.614	0.732	0.512(0.447)	0.297

legend: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

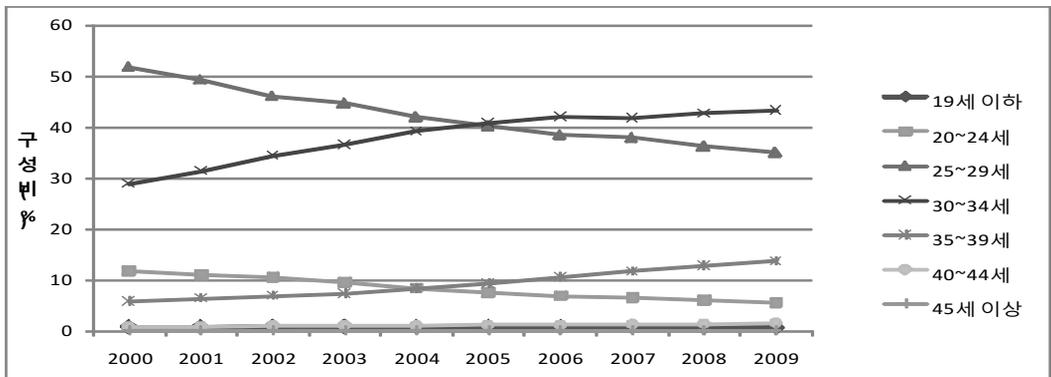
* G6의 괄호의 수치는 패널분석의 랜덤효과를 나타냄.

<그림 6> 평균 초혼 연령



출처: 혼인통계 결과 재구성(통계청, 2011.4)

<그림 7> 모(母)의 연령별 출생 구성비



출처: 출생통계 결과 재구성(통계청, 2011.4)

〈그림 7〉의 모의 연령별 출생 구성비를 보면 2004년까지는 G3(25~29)그룹의 출생구성비가 전 연령대에서 가장 높았으나 2005년 이후로는 G4(30~34)그룹의 출생 구성비가 더 높아졌으며 2009년의 경는 G4(30~34)는 43.3%, G3(25~29)가 35.1%, G5(35~39)가 13.7%로 이들 그룹이 주요한 출산 연령대임을 알 수 있다. 초혼연령 또한 2009년 기준으로 남자 31.84세, 여자 28.91세로 지속적으로 증가하고 있는 추세를 보이고 있다.

〈표 11〉의 각 그룹(G)은 15세이상 49세 이하의 연령을 5세 단위로 구분하여 제시된 것이며 각 셀의 숫자는 위에서 제시된 변수들의 영향력을 나타내는 회귀계수로서 연령별출산율을 종속변수로 도출된 패널분석의 결과를 정리한 것이다. G6(40~44)를 제외한 각 그룹의 분석결과는 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의미하며 개체의 특성을 나타내는 오차항이 0이라는 가설을 0.05 수준에서 기각할 수 있어 고정효과 모형이 적합함을 나타내고 있다¹²⁾. 그러나 G6의 경우 개체의 특성을 나타내는 오차항이 0이라는 가설을 기각할 수 없으므로 확률효과모형(random effect)을 아울러 제시하였다.

〈표 11〉의 결과를 통해 볼 때 연령별 출산율에 영향을 미치는 변수는 그룹(나이)에 따라 조금씩 차이가 나고 있으며 이는 연령에 따라 인구학적, 경제적, 사회적 환경이 다르기 때문에 나타나는 결과로 생각할 수 있다. 이하에서는 현재 주요한 출산그룹인 20대와 30대의 연령그룹의 출산율에 각 요인이 미치는 영향을 중심으로 분석해 보고자 한다.

먼저 출산장려금 정책은 G7(45~49)를 제외하고 연령별 출산율에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있으며, G7의 경우에는 오히려 출산율에 부의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이를 통해 볼 때 출산장려금정책은 연령에 따른 출산율에도 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있음을 알 수 있다. 출산장려금 정책을 제외한 다른 출산장려정책의 경우에도 출산율에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있는 바, 전반적으로 출산장려정책에 대한 새로운 검토가 필요할 것으로 생각된다.

인구학적 요인의 경우 노령화지수가 30대 이상의 그룹에서 출산율에 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 종속변수가 연령그룹으로 구분된 연령별출산율이므로 상대적으로 고연령대의 그룹에서 노령화지수가 출산율과 긍정적인 방향으로 나타나는 것으로 생각할 수 있다. 경제적요인의 경우 월평균소득(incomerate)은 20대 후반에

12) G1: F-test that all $u_i=0$: $F(24, 62) = 2.26$, Prob $> F = 0.0052$, rho: 0.7718
 G2: F-test that all $u_i=0$: $F(24, 62) = 5.77$, Prob $> F = 0.0000$ rho: 0.9387
 G3: F-test that all $u_i=0$: $F(24, 62) = 11.75$, Prob $> F = 0.0000$ rho: 0.8678
 G4: F-test that all $u_i=0$: $F(24, 62) = 9.29$, Prob $> F = 0.0000$ rho: 0.8251
 G5: F-test that all $u_i=0$: $F(24, 62) = 1.84$, Prob $> F = 0.0287$ rho: 0.7117
 G6: F-test that all $u_i=0$: $F(24, 62) = 1.39$, Prob $> F = 0.1483$ rho: 0.8504
 G7: F-test that all $u_i=0$: $F(24, 62) = 1.80$, Prob $> F = 0.0337$ rho: 0.8740

서, 대학진학율은 20대와 30대중반에 걸쳐 출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이는 이들 연령대의 경우 출산과 관련하여 사교육비 및 양육비 부담 등이 중요한 고려변수로 작용하고 있음을 보여준다고 할 것이다. 사회적요인의 경우 조혼인율과 가사분담비를 그리고 보육시설개수 등이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 조혼인율의 경우 전연령대에서 고르게 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 특히 가장 높은 출산비율을 차지하고 있는 G4(30~34)그룹의 출산율에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(6.098). 이러한 점에 비추어 볼 때 다양한 출산장려정책 중 혼인율 제고를 위한 정책이 출산율제고를 위해 유용한 정책수단이 될 수 있음을 생각할 수 있다. 가사분담비율의 경우 20대 중후반에서 30대 전반의 그룹에서 여성이 전적으로 가사일을 수행하는 비율이 높을수록 출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이와 관련하여 자치구에 거주하는 여성의 취업비율이 구체적으로 제시되고 있지 않으므로 구체적인 타당성을 확인하기는 어려운 점은 위에서 지적한 바와 같다. 그러나 동 연령대에서 경제활동 여성인구가 점차 늘어나는 추세임을 견주어 볼 때 일과 가정의 양립을 위한 정책이 출산율의 제고를 위해 매우 유용한 수단이 될 수 있음을 유추할 수 있다. 마지막으로 보육시설개수는 G4(30~34)에서 유의미하게 나타나고 있는바, 이는 2005년 이후 주 출산층이 G4그룹으로 변화함에 따라 이들 연령층의 경우 자녀양육을 위한 환경이 출산에 중요한 고려요인이 될 수 있음을 보여준다고 할 것이다.

이상의 내용을 통해 주 출산그룹인 20대와 30대의 출산율에 영향을 미치는 요인을 비교해보면, 20대의 경우 출산율에 영향을 미치는 주요한 요인이 경제적 변수로 나타나고 있으며 20대 후반이후로는 경제적 요인이외에 자녀의 양육환경 등이 중요한 고려변수가 되고 있음을 알 수 있다. 특히 혼인율은 각 연령층에 일관적으로 영향을 미치고 있는 것으로 나타나 최근에 혼인연령의 증가와 관련하여 혼인율 제고를 위한 정책의 고려가 필요하다고 생각되며, 주 출산그룹 여성의 사회진출이 활발해지고 있는 반면에 상대적으로 결혼 연령은 높아지면서 일과 가정의 양립가능성이 중요한 변수가 될 수 있음을 또한 파악할 수 있다.

V. 결론 및 정책적 함의

출산장려금 정책은 지속적으로 하락하고 있는 출산율의 제고를 위한 것으로, 서울특별시 자치구의 경우 2006년 이후부터 본격적으로 채택, 시행되기 시작하였으나 시행초기부터 동 정책이 출산율에 미치는 효과에 대한 비판이 끊임없이 제기되었다. 그럼에도 불구하고 출산

장려금 정책의 효과성과 관련된 경험적 연구는 매우 미흡한 실정이며 이로 인해 정책의 효과에 대한 논란은 여전히 진행 중에 있다. 이에 본 연구에서는 출산장려금 정책의 효과성에 대한 분석을 실시하였다. 이는 현재까지 출산장려금 정책이 출산율에 미치는 효과에 대한 연구가 없는 상황에서 동 정책의 효과성을 둘러싼 논쟁의 해소에 일조하고 특히 정책을 채택한 자치단체의 정책지속여부의 결정과 향후 출산장려금 정책의 좀 더 바람직한 방향을 모색하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 판단되었기 때문이다.

본 연구에서는 출산장려금 정책의 효과를 분석하기 위해, 서울특별시 25개의 자치구를 분석단위로 하여 2005년부터 2009년까지의 데이터를 바탕으로 패널분석을 실시하였다. 분석결과 출산장려금 정책은 합계출산율 및 출생아수 그리고 연령별 출산율에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며 출산장려금 정책의 수혜범위와 출산장려예산액, 그리고 출산장려금액 등도 역시 영향이 없는 것으로 나타나고 있다. 선행연구에 의하면 출산율 제고를 위한 경제적 지원정책의 경우 그 효과에 대한 합의가 이루어지지 않은 상황이며 더욱이 경제적 지원금액이 불충분할 경우 단기적인 효과마저 기대하기 어려운 것으로 나타나고 있다. 따라서 출산장려금 정책이 재정적 인센티브의 제공을 통해 출산율의 제고를 의도하는 정책임을 감안해 볼 때 경제적 요인에 크게 영향을 받는 20대의 후반의 출산율에도 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있는 바 그 효과성이 더욱 의문시된다.

또한 출산장려금 정책 이외에 통제변수로서 제시된 다른 출산장려정책 또한 영향력이 없는 것으로 나타나고 있는데 이는 정부의 출산율제고를 위한 정책이 총체적인 실패로 진단되고 있는 상황에서 매우 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 더욱이 지방정부의 출산율제고를 위한 정책은 대부분 출산축하, 단기적 의료지원 등 장기적으로 출산율에 영향을 미칠 것으로 생각하기 어려운 프로그램으로 구성되어 있다는 점에서, 분석결과로 판단해 볼 때 향후 정부가 출산율제고를 위한 정책을 시행함에 있어서는 검증되지 않은 일회성 정책이나 출산율에 직접적으로 영향을 미치지 못하는 정책에 예산을 사용하기 보다는 출산율 저하의 근본적인 원인에 대한 고민과 진단을 통해 선택과 집중의 묘미를 살리는 것이 필요할 것으로 생각된다.

또한 본 연구에서는 출산장려금 정책의 효과를 규명하기 위한 통제변수로서 인구학적, 경제적, 사회적 요인을 아울러 제시하였다. 인구학적 요인으로 제시된 여성인구비율은 출생아수에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타나고 있으며, 노령화지수의 경우 총체적인 출생아수에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 30대부터 40대까지의 연령별 출산율에는 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 종속변수가 연령그룹으로 구분된 연령별 출산율이므로 상대적으로 고연령대의 그룹에서 노령화지수가 출산율과 긍정적인 방향으로 나타나는 것으로 판단된다. 그러나 주 출산 연령층이 20대 중후반에서 30대 초반임

을 감안해 볼 때 현재의 빠른 노령화 속도는 향후 출산율에 더욱 부정적인 영향을 미칠 것임을 예상할 수 있으므로 젊은 연령층의 출산율에 영향을 미치는 요인의 발견과 이를 기반으로 한 적절한 정책의 마련이 더욱 시급하다고 할 것이다.

경제적 요인의 경우 그 영향력이 합계출산율 및 출생아수, 연령별 출산율 등 종속변수의 종류에 따라 조금씩 차이가 있으나 소득 및 대학진학율이 높을수록 출산율에 부의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 선행연구에 의하면 소득의 경우 그 방향성이 일정하지 않으나 본 연구에서는 소득이 높을수록 출산율이 낮아지는 결과가 지지되며 대학 진학률이 미치는 영향력을 통해 볼 때 자녀양육비용과 사교육비의 부담이 출산율에 부정적인 영향을 미치고 있음을 간접적으로 알 수 있다. 사교육비의 경우 출산율저하의 가장 큰 원인으로 항시 제기 되어 왔으며 실제로 2009년 말 여론조사기관인 리얼미터가 전국 19세 이상 남녀 1천명에게 저출산 원인에 관한 여론조사를 실시한 결과 전체의 65.7%가 저출산 원인으로 사교육비, 양육비 등 교육 문제를 지적하고 있는 것으로 드러났다(위클리공감, 2010.3.10). 또한 2011년 잡코리아가 기혼직장인을 대상으로 저출산의 가장 큰 원인에 대해서 질문한 결과 역시 사교육비·보육시설 등 경제적 자녀 양육의 어려움 때문이라고 답한 응답자가 전체의 66.7%를 차지하여 여전히 가장 큰 비중을 차지하고 있다(매일경제, 2011.5.13). 우리나라의 사교육비 지출 비중은 이미 OECD 회원국 중 가장 높고 합계출산율은 최하위를 기록한지 오래 되었으나(연합뉴스 2007.4.2), 정부의 사교육비를 줄이기 위한 노력에도 불구하고 사교육비는 2001년 10조 6634억원에서 2009년 21조 6259억원으로 여전히 증가하는 추세에 있다. 특히 사교육비가 출산율에 미치는 부정적인 영향은 다른 연령층에 비해 주 출산계층인 20대와 30대 중반의 연령대에서 유의미하게 나타나고 있음을 감안해 볼 때, 사교육비 경감의 필요성을 바라보는 정부의 인식이 비단 '빈부격차에 의한 교육 불평등의 해소' 내지 '교육기회의 차이에 의한 계층간 긴장 해소' 등의 '교육평등'의 관점에서 뿐 아니라 '출산율 제고를 위한 중요한 정책과제'라는 방향으로 전환·확장될 필요가 있다.

사회적 요인의 경우 조혼인율과 일과 가정의 양립가능성이 출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 특히 30대의 경우 일과 가정의 양립가능성과 육아시설 등이 출산율과 밀접한 관련이 있는 것으로 나타나고 있다. 먼저 조혼인율의 경우 다른 변수에 비해 상대적으로 출산율에 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 그 영향력은 합계출산율 및 출생아수, 연령별 출산율에 일관적으로 나타나고 있다. 더욱이 20대에서 30대에 이르는 주요 출산그룹의 출산율에 큰 영향을 미치는 것으로 확인되고 있는 바, 이는 초혼연령의 증가추세와 관련하여 늦은 혼인이 출산율 감소를 야기하는 원인이 될 수 있음을 보여준다고 할 것이다. 따라서 출산율 제고를 위해서는 출산에 대한 직접적인 지원도 중요하지만 사회에 전반적으로 만연되어 있는 만혼화 경향의 해소를 위한 정책적인 고려 및 사회적 분위기의 조성

또한 출산율 제고의 효과적인 방법이 될 수 있음을 유추할 수 있다.

선행연구에 의하면 일과 가정의 양립가능성은 일반적으로 출산율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 서구 선진 산업국가의 경우 출산율 저하와 더불어 여성의 사회활동이 증가하면서 더욱 그 중요성이 강조되어 왔다. 우리나라의 경우 2010년 기준으로 전체 취업자중 여성취업자의 비중은 약 42%이며 여성근로자의 수는 2003년 8월 기준 8837명에서 2011년 3월 기준 11144명으로 26%이상 증가하였으며 이러한 추세는 향후 지속될 것으로 예상된다.(통계청,2011). 현재 정부에서 시행하고 있는 새로마지플랜 2010에서는 이러한 경향을 반영하여 일과 가정의 양립가능성을 높이고 양성평등적 사회문화 확산·추진을 위해 육아휴직의 활성화, 출산·육아기 이후의 여성의 노동시장 복귀 지원 등을 시행하고 있다. 그러나 최근(2011.4) 중소기업중앙회에서 실시한 ‘출산율제고 관련 고용정책에 대한 기업의견 및 실태 조사 보고서’에 의하면 최근 정부가 추진하고 있는 ‘모성보호 및 일·가정 양립 지원 방안’ 관련 주요 고용정책들이 기업들에게는 상당히 큰 부담으로 작용하는 반면 활용가능성은 낮은 것으로 나타났다. 아울러 ‘출산율 제고 관련 주요 고용정책’ 시행으로 인해 나타나는 부작용은 여성고용 기피 현상과 인건비 증가이며 제2차 저출산·고령사회 기본계획 가운데 출산율 제고 관련 주요 고용정책에 대하여 60.2%의 기업들이 큰 부담을 겪고 있는 것으로 드러났다. 또한 그 활용가능성에서도 ‘낮다’ 39.6%, ‘보통’ 34.8%, ‘높다’ 25.6% 순으로 평가한 것으로 나타나고 있다. 1995년 출산율이 1.7명까지 떨어졌던 프랑스는 2007년 1.94명을 기록하여 아일랜드(1.99)명에 이어 유럽에서 두 번째의 다출산국가가 되었다. 이러한 성과가 가능했던 이유로 잘 정비된 사회보장제도와 임신수당에서 연금혜택 그리고 출산휴가에 이르기까지 자녀를 가진 가정에 대한 체계적이고 지속적인 일·가족 양립 지원책이 제시되고 있다(김형준,2008). 따라서 정부의 일·가족 양립정책이 소기의 목적을 달성하기 위해서는 무엇보다도 현실적인 활용가능성을 고려한 체계적이고 지속적인 지원책의 마련이 필요하다고 생각된다.

출산장려금 정책과 관련한 특이한 현상은 사회적으로 만연된 출산장려금 정책에 대한 회의적 시각에도 불구하고 동 정책이 전국적으로 급속하게 확산되는 추세를 보이고 있다는 점이다. 이는 “정책이란 사회적 문제에 대응하여 바람직한 상태를 실현하려는 목적 지향성과 이를 실현할 구체적인 수단과 방법”이라는 정책의 규범적인 정의와 부합하지 않는다. 정책확산을 설명하는 사회학적 제도주의 이론에서는 불확실성에 직면한 조직이 환경적 압력으로부터 정당성을 확보하기 위한 동형화의 과정에서 정책확산의 동인을 찾고 있다. 환경으로부터 정당성을 인정받은 제도는 하나의 신화(Myth)로서 기능하며 환경으로부터 정당성을 인정받으려는 조직은 이에 동조하여 정당성이 확보된 제도를 의식(ceremony)으로 받아들여지게 된다. 출산장려금 정책의 경우 낮은 출산율의 해결을 요구하는 환경적 압력은 강한 반면 뚜렷

한 정책대안이 존재하지 않는 불확실성 하에서 각 지방정부에 의해 채택되고 있다. 이러한 상황은 Dimaggio&Powell(1983)이 상정하는 철장(iron cage)에 비유될 수 있으며 각 지방정부는 환경적 압력과 기술적 불확실성 하에서 제도적 정당성을 확보해야 할 필요성이 존재한다. 이 경우 지방정부의 효과적인 전략 중의 하나는 비록 검증되지 않은 정책이라 하더라도 이웃정부의 정책을 모방하는 것이 될 수 있다. 아무런 정책을 시행하지 않을 경우 지방정부는 더욱 거센 압력에 직면할 수 있으며 기술적 불확실성하에서 검증되지 않은 새로운 정책보다는 다른 정부의 정책을 모방하는 것이 정책의 불확실성을 회피할 수 있는 좋은 전략이 될 수 있기 때문이다(Berry&Berry, 1990). 또한 상대적으로 문제의 유의성(significance) 및 가시성(salience)의 정도는 정책확산의 양태에 영향을 미칠 수 있다. 먼저 서울시의 경우 저출산의 심각성이 사회적으로 부각되기 시작한 2005년 이후에(최초 2006년) 출산장려금 정책이 채택되기 시작하였으며 전국적 수준에서는 출산장려금을 채택한 196개의 지방자치단체 가운데(최초 2001년) 2004년까지는 채택확률이 약 12%(23개)에 불과하였으나 2005년 이후 2010년까지 173개의 자치단체가 동 정책을 채택하였다¹³⁾. 또한 문제해결에 대한 환경적 압력이 강한 지역의 경우 그렇지 않은 지역보다 제도적 정당성을 확보할 필요성이 더욱 높을 것으로 예상할 수 있는 바, 이 또한 정책확산의 양태 측면에서 환경적 압력이 강한 지역일수록¹⁴⁾ 출산장려금 정책의 채택시기가 더 빠를 것임을 추측할 수 있다. 실제 전국의 230개 지방정부의 출산장려금 정책의 채택여부와 채택시기를 분석한 결과¹⁵⁾ 출산장려금 정책의 채택확률은 동 정책을 채택한 이웃정부의 수가 많을수록 그리고 상대적으로 “시” 정부가 “구” 정부보다 정책의 채택확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 채택시기의 경우 “구” 지역에 비해 시정부는 평균 약 1년, 군 정부는 약 1.3년 더 빠른 것으로 나타나고 있다. 이상의 결과는 어떠한 정책문제를 둘러싼 기술적 불확실성이 높을 경우, 규범적인 정책의 개념에서 제시하듯 문제를 해결하기 위한 적절한 수단(적절하다고 예측된 수단)이기 때문에 특정한 정책이 채택되는 것이 아닌 환경으로부터의 정당성을 확보하기 위한 수단으로서 채택될

13) 출산장려금정책의 연도별 채택현황(전국)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	계
채택도수	5	8	2	8	32	25	43	29	30	14	196
확률	2.55	4.08	1.02	4.081	16.32	12.75	21.93	14.79	15.30	7.14	100
누적확률	2.55	6.63	7.65	11.73	28.06	40.81	62.75	77.55	92.85	100	100

14) 환경적 압력의 경우 인구의 유출이 심하고 노령화 비율이 높아 인구비의 불균형 현상이 심한 “시”나 “군” 정부가 “구” 정부에 비해 높을 것으로 생각할 수 있다.

15) 전국 230개 지방정부의 출산장려금 정책의 채택여부와 시기는 각 지방정부에 정보공개청구를 통해 수집하였으며 정책의 채택확률은 사건사분석(event history analysis)을 통해, 정책의 채택시기의 분석은 회귀분석(multiple regression analysis)을 활용하였다.

수 있음을 보여준다고 할 것이다.

본 연구에서는 이와 같은 시사점에도 불구하고 다음의 한계가 존재한다. 먼저 분석단위의 한계이다. 본 연구에서는 지방차원(자치구 수준)의 자료의 한계와 각 광역시, 도에서 다양하게 시행되고 있는 출산장려정책의 통제를 위해 서울의 25개 자치구를 분석단위로 선정하였다. 그러나 출산장려정책의 효과는 지역에 따라 다르게 나타날 수 있으며 특히 서울이 도시화가 가장 진행된 곳이라는 점을 감안할 때 서울과 다른 인구학적, 경제적, 사회적 환경을 지닌 지역에서는 본 연구와 상이한 결과가 도출될 가능성이 존재한다. 따라서 전국단위의 출산장려금 정책의 효과분석이나 도시와 농·어촌 지역의 비교 연구가 수행될 필요가 있을 것으로 생각된다. 물론 이러한 연구는 기초자치단체 차원의 자료가 좀 더 축적되어야 가능할 것으로 보인다. 다음으로는 통제변수의 구성과 데이터에 관한 문제이다. 이는 분석단위의 선정과도 관련된 문제로서, 선행연구에서 제시되고 있는 초혼연령이나 여성의 경제활동 참가율, 사교육비의 비중, 자녀에 대한 가치관의 변화 등의 변수들은 5년 단위로 수집되거나 혹은 기초자치단체 수준에서는 존재하지 않는 자료이다. 따라서 이러한 변수들을 측정하기 위해 제시된 대리변수들이 측정하고자 하는 변수를 잘 대표해야 한다. 본 연구에서 제시된 대리 변수들은 이러한 개념들과 연관성이 있기는 하나 그 대표성에는 일정한 한계가 존재할 수밖에 없으므로 측정의 타당성의 문제가 제기될 수 있다.

한국에서 저출산의 문제는 모두(冒頭)에서 언급한 바와 같이 가치관의 변화 및 사회·경제적 요인들과 복합적으로 얽혀 있으며, 고령화 시대의 국가의 잠재성장력과도 밀접한 관련이 있기 때문에 매우 중요한 문제라 할 수 있다. 이에 정부에서도 저출산과 고령화 문제를 해결하기 위해 2006년부터 저출산·고령화 기본계획을 추진하였다. 그러나 2010년까지 5년간 중앙정부와 지방정부가 쏟아 부은 돈이 무려 20조원에 달함에도 불구하고(MBN, 2010. 6.7) 2010년 통계청에서 집계한 2009년 우리나라의 합계출산율은 1.15로서 지난해에 비해 0.04% 포인트 하락하였다. 이러한 결과는 정부의 출산율 제고를 위한 정책이 근본적으로 다시 검토되어야 하며 향후 좀 더 적절한 출산장려정책이 모색되어야 할 필요성이 있음을 시사한다. 이를 위해 무엇보다 먼저 출산율 제고를 위한 다양한 정책들의 효과에 관한 연구가 보다 활발히 이루어져야 하며 이러한 연구를 통해 기존 정책의 부족한 점을 개선·보완하고 나아가 좀 더 바람직한 새로운 정책대안이 제시될 수 있는 전기가 마련될 수 있을 것으로 생각된다.

【참고문헌】

- 공선희, 손승영, 안덕선. (2008). 서울시 저출산정책 발전방안 연구, 『서울시여성가족재단』.
- 김두섭. (2008). 「출산수준과 사회경제적 차별 출산력의 최근변화」, 제1회 저출산대책포럼 발표 논문.
- 김승권. (2004). 최근 한국사회의 출산을 변화원인과 향후전망, 『한국사회학』, 27(2): 1-32.
- 김태현, 이삼식, 김동희. (2006). 인구 및 사회경제적 차별출산력, 『한국인구학』, 29(1): 1-23.
- 김형준. (2008). 한국과 프랑스의 출산장려정책에 대한 비교연구: 부모권과 노동권을 중심으로, 『조선대 동북아연구소』, 23(1): 111-134.
- 남궁근. (1994). 정책혁신으로서 행정정보공개조례 채택, 『한국정치학회보』, 28(1): 101-121.
- 노화준. (1997). 『정책이론』, 서울, 박영사.
- 도미향. (2005). 「저출산시대 가족복지정책의 현황과 과제」, 2005년도 한국가족복지학회 창립 10주년 기념 특별국제학술대회자료집.
- 류덕현. (2007). 저출산 극복 및 성장잠재력 확충을 위한 가족정책, 정책토론회 vol 2007: 47-83, 『한국조세연구원』.
- 문숙재, 김성희. (1996). 자녀의 인적자본형성을 위한 가정의 총투자량과 영향요인, 『대한가정학회지』, 34(5).
- 민인식. (2009). 「패널데이터 분석」, 서울, 한국 STATA 학회.
- 박상학. (1992). 교교생 과외비용 서민경제 주름살 되고 있다. 『국민경제리뷰』, (25): 6-25.
- 손홍숙. (2004). 「저출산과 가족지원 서비스」, 2004년 한국가족복지학회 추계학술대회자료집.
- 유계숙. (2009). 저출산 정책의 효과에 관한 연구, 『한국가족관계학회지』, 14-1: 169-189.
- 윤소영. (2005). 저출산 가정의 출산율과 여성취업 경험, 『한국가정관리학회지』, 14(1): 169-189.
- 윤홍식. (2005). OECD 국가들의 남성 돌봄노동 참여 지원정책과 한국 가족정책에 대한 함의: 부모·부성휴가를 중심으로. 남성의 돌봄노동 권리 어떻게 확보할 것인가? 『한국여성단체연합·한국YMCA전국연맹 토론회 자료집』.
- 은기수. (2001). 결혼연령 및 결혼코호트와 출산간격간의 관계, 『한국사회학』, 35(6): 105-139.
- 은기수의. (2005). 「외국 저출산 대응정책 효과성 분석 및 우리나라 도입방안 연구」, 보건복지부·서울대 국제대학원 연구보고서.
- 이미란. (2009). 출산장려정책이 미혼 여성들의 출산양육 동기에 미치는 영향, 『한국가족복지학』, 14(3): 75-96.
- 이동기. (2000). 혁신확산의 영향요소에 관한 분석. 『한국행정학보』, 34(3): 317-332.
- 이승신. (2003). 가계의 재무구조가 사교육비 지출에 미치는 영향, 『대한가정학회지』, 41(11): 151-169.

- 이승중.(2004). 지방차원의 정책혁신 확산과 시간: 지방행정정보공개조례의 사례 연구. 『한국지방자치학회보』, 16(1): 5-25.
- 이정원.(2009). 유자녀 취업여성의 후속출산의도 결정 경로 분석, 『사회복지연구』, 40(1): 323-351.
- 장진경.(2005). 미혼남녀 결혼관과 출산 및 자녀관에 따른 출산정책 선호도 분석, 『대한가정학회지』, 43(11): 165-183.
- 장혜경·홍승아·송치선.(2005). 주요 선진국의 저출산 대응정책 현황과 한국의 정책과제, 『국회저출산 및 고령화 사회대책 특별위원회』.
- 전혜정.(2009). 양육부담경감을 위한 다자녀 우대 활성화 방안, 제3차 저출산대책 포럼자료집, 『한국보건사회연구원』.
- 조명덕.(2010). 저출산, 고령사회의 원인 및 경제적 효과분석, 『사회보장연구』, 26(1): 1-31.
- 조남훈외.(2008). 『새로운 정부출범에 따른 저출산 고령사회정책 신규과제 발굴』, 보건복지가족부, 한국보건사회연구원.
- 최형재.(2008). 사교육의 대학진학에 대한 효과, 『국제경제학회』, 14(1): 73-110.

Adsera, A.(2004). Changing fertility rate sin developed countries: The impact of labor market institution. *Journal of Population Economics*, 17: 17-43.

Anderson, James E. *Public Policy Making* (3rded):(NewYork:Holt,1983)

Berry, Frances. and Berry, William.(1990). State Lottery Adoptions as Policy Innovations: An Event History Analysis. *American Political Science Review*, 84(2): 395-415.

Castles, F.(2003). The world turned upside down: Below replacement fertility changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD countries. *Journal of European Social Policy*, 13(3): 209-227.

d'Addiio, A. and d'Ercore, M.(2005). Trends and determinants of fertility rate: The role of policy. OECD 주요국 저출산 동향 및 효과성 평가를 위한 국제회의 자료집, 『한국보건사회연구원』.

Dimaggio, Paul, J and Powell, Walter, W.(1983). The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. *American Sociological Review*. 48: 147-160.

_____.(1991). "Introduction." In Walter W. Powell and Paul J. Dimaggio (eds). *The New Institutionalism in Organizational Analysis*. Chicago: University of Chicago Press.

Dumont, W.(1990). *Family Policy in EEC Countries*. Brussels: Commission of the

- Commission of the European Communities.
- Gauthier, A. H. and J. Hatzius.(1997) Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis. *Population Studies*, 51(3): 295-306.
- Gray, Virginia.(1973). Innovation in the States: A Diffusion Study. *American Political Science Review*, 67(4): 1174-1185.
- Gustafsson, S., Kenjoh. and Wetaels, C.(2002). postponement of maternity and the duration of time spent at home after first birth: Panel data analyses comparing Germany, Great Britain, the Netherlands and Sweden. *OECD Occasional Paper*, 59.
- Hoffman, L. and Hoffman, M.(1973). The value of children to parents, In James T, Pawcett(Ed), *Psychological perspectives on population*, New York: Basic Books: 17-76.
- Jenkins, W I.(1978). *Policy Analysis*. London. Martin Roberton.
- Kohler, H-P., Billari, F.C., and Ortega, J.A.(2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28(4): 641-680.
- Landais,C.(2003). *Le quotient familiale a-t-il stimule la natalite francaise*. DEA Thesis.
- Lasswell, Harold.(1951). The public Orientation in Daniel Lerner and Harold, D Lasswell(eds). *The Policy Science*, Stanford. Stanford University Press.
- Meyer, John, W and Rowan, Brian.(1977): Institutionalized Organizations: Formal Structure as Myth and Ceremony. *American Journal of Sociology*. 83: 340-363.
- Meyer, John and John, Boli and George, Thomas.(1994). Ontology and Rationalization in the Western Cultural Account. In W. Richard Scott and John W. Meyer (eds.). *Institutional Environments and Organizations: Structural Complexity and Individualism*: 9-27. Thousand Oaks: Sage.
- Monnier, A.(1990). *La population de la france-Mutations et perspectives*. Messidor.
- Neyer, G.(2003). Family Policies and low fertility in Western Europe. MPIDR Working Paper, WP 2003-021, Max Planck Institute for Demographic Research.
- OECD.(2009). *OECD Economic Outlook*, 2008.
- Rønsen, M.(2004). Fertility and family policy in Norway: A reflection on trends and possible connections. *Demographic Research*, 10(10), Max Planck

- institute for Demographic Research.
- Rowan, Brian.(1982). Organizational Structure and the Institutional Environment: The Case of Public Schools. *Administrative Science Quarterly*. 27: 22-39.
- Schmitt, C.(2004). Gender specific effects of unemployment on family formation evidence form a cross national view, EPUNET conference Berlin.
- Scott, W, Richard and John, W, Meyer.(1994). Developments in Institutional Theory. In W. Richard Scott and John W. Meyer (eds.). *Institutional Environments and Organizations: Structural Complexity and Individualism*: 1-8. Thousand Oaks: Sage.
- Sleebos, J. E.(2003). Low fertility rates in OECD countries: Facts and policy response. OECD social employment and migration working paper. OECD.
- Tolbert, Pamela, S. and Zucker, Lynne, G.(1983). Institutional Sources of Change in the Formal Structure of Organizations: The Diffusion of Civil Service Reform, 1880-1935. *Administrative Science Quarterly*. 28: 22-39.
- Walker, Jack.(1969). The Diffusion of Innovations Among the American States. *American Political Science Review*, 63: 880-899.
- Zucker Lynne G.(1983). Organizations as Institutions. In *Research in the Sociology of Organizations*, ed. S. B. Bacharach, 1-42. Greenwich, Conn. JAI Press.
- 출산율제고 관련 고용정책에 대한 기업의견 및 실태 조사 보고서.(2011). 중소기업중앙회.
통계청: www.kosis.kr. 서울통계: <http://stat.seoul.go.kr>.
- 지방자치단체 인구정책사례집.(2006-2009).
- 서울서베이.(2005-2008).
- 연합뉴스. 2007,4.2.
- 매일경제(MBN). 2009,2.1. 2010,6.10. 2011,5.13.
- 조선일보. 2009.4.4.
- 중앙일보. 2009,12.3.
- 서울신문. 2010,1.7. 2010,10.18.
- 위클리공감. 2010,3.10.