

패널분석을 이용한 합계출산율에 영향을 미치는 요인분석

Factors Influencing on Total Fertility Rate using Panel Analysis

최은희*, 조택희**
충북연구원*, 충북대학교**

Eun-Hee Choi(ehchoi@cri.re.kr)*, Taek-Hee Cho(choth@chungbuk.ac.kr)**

요약

본 연구는 출산율 제고를 위한 지자체별 강조할 정책을 파악하고자 시도별 합계출산율에 영향을 미치는 요인 - 2005~2014년까지의 지자체별 보육시설수, 육아휴직급여, 여성고용률, 여성총근로시간 - 을 패널분석하였으며 그 결과는 다음과 같다. 먼저, 2005~2014년 패널분석에서는 고정효과모형이 가장 타당한 모형으로 검증되었으며, 육아휴직급여는 정적인 영향을, 보육시설수와 여성총근로시간은 합계출산율에 부정적인 영향을 미쳤다. 둘째, 저출산·고령사회 기본계획 실시 이전과 실시 기간별로 영향요인을 분석한 결과, 보육시설수는 지속적으로 부정(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 지자체별로 볼 때, 부산/대구/광주는 보육시설수(-), 육아휴직급여(+), 울산/충북/전남은 육아휴직급여(+), 제주는 여성총근로시간(-)이 유의미한 변수로 나타났으며 그 외의 지역은 유의미한 변수가 없었다. 본 연구는 지자체별 합계출산율에 영향을 미치는 변수가 차이가 있으며 그 중심에 보육시설수와 육아휴직급여가 있다는 것을 확인한 것에 의미가 있다.

■ 중심어 : | 합계출산율 | 보육시설수 | 육아휴직급여 | 여성고용률 | 여성총근로시간 |

Abstract

This study aimed to find effective policies to cope with low birth rate in local authorities. It was analyzed the variables—a number of child-care facilities, paid parental leave, labor force participation, and total working hours—using panel analysis from 2005 to 2014. The results were as follows. First, after testing the whole years, we found that the fittest model was the fixed-effects model of 2 models(fixed-effects model, random effects model). A number of child-care facilities had positive effects, and a number of child-care facilities, and total working hours in women influenced negative effects on total fertility rate. Second, during the former time and the period of plan for low birth rate and aging society, a number of child-care facilities influenced negative effects on total fertility rate. Third, a number of child-care facilities had negative effects on total fertility rate in Busan, Daegu, and Kwangju. Paid parental leave influenced positively on total fertility rate in 5 cities and a province. Women's total working hours were a significant variable of total fertility rate in Jeju. This study found that the variables which influenced on total fertility rate were different by local authorities, and a number of child-care facilities and paid parental leave were very important variables on total fertility rate.

■ keyword : | Total Fertility Rate | Child-care Facility | Paid Parental Leave | Labor Force Participation | Total Working Hours |

1. 서론

여성의 경제활동 참여 증가, 가족의 형태와 기능 변화 및 노동시장에서의 고용불안정이 심화되면서 저출산 문제는 우리 사회가 당면한 가장 중요한 사회적 이슈가 되었다. 2015년 우리나라의 합계출산율(TFR)은 1.25명으로 OECD 국가 평균 1.71명(2012년)에 훨씬 미치지 못할 뿐 아니라, OECD 국가 중 최저의 출산율을 기록하고 있다.

우리나라 보다 먼저 저출산 현상을 경험했던 서구의 경우 저출산의 원인을 일가정양립의 어려움에서 파악하고 저출산 문제를 여성의 취업지원과 아동보육정책을 중심으로 대응하는 사회정책을 추진하였다. 그 결과 과거에는 여성의 경제활동이 증가하면 출산율이 떨어지는 것으로 나타났으나, 일하는 여성들이 증가할수록 그리고 여성들이 일과 육아를 함께 병행하는 사회적 환경을 만들수록 출산율은 높아졌다[1][16]. 이는 사회의 변화에 따라 일가정양립을 가능케 하는 사회정책적 지원이 출산율을 유지할 수 있는 중요한 요인이라는 의미로 보육서비스, 유연근무제, 육아휴직 등의 전폭적인 지원은 출산율과 정적인 상관관계가 있다는 것을 보여주는 것이다.

서구의 이러한 경향과 달리, 우리나라는 임신·출산기 여성의 경제활동이 감소하는 M-curve현상이 지속되고 있으며, 여전히 출산정책으로 산후도우미 지원, 보육비 지원, 육아휴직, 보육시설확충, 근로시간유연화가 필요하다고 제시되고 있다[2]. 정부는 이러한 욕구에 부응하고 인구문제에 대처하기 위해 1차, 2차 저출산·고령사회기본계획을 수립하고, 지방자치단체는 지역의 상황에 맞는 출산장려정책을 실시하여 출산율 제고를 위해 매진해 왔다. 각 정책주체들의 노력에 힘입어 지난 10년간 일정부분 출산율 반등(05년 1.08명 → 15년 1.25명)은 있었으나 여전히 정책 체감도는 낮고 효과는 한계가 있었다고 정부는 평가하고 있다. 이러한 평가는 3차 계획을 마련하며 중앙정부를 통해 발표된 것으로 실질적으로 지자체 차원의 정책 효과에 대한 객관적인 평가뿐만 아니라, 지역차원에서 어떠한 요인이 합계출산율에 영향을 미치는가에 대한 분석도 없어 지역자료를

바탕으로 계량적 분석을 할 필요성이 제기된다.

본 연구는 합계출산율에 영향을 미치는 요인이 다양하지만 통상적으로 출산율 제고를 위해 제시되는 정책 욕구들과 서구에서 추진한 정책에 기반을 두어 보육시설수, 육아휴직급여, 여성고용률 및 여성총근로시간을 변수로 선정하여 각 시도별 합계출산율에 영향을 미치는 요인을 파악하고자 한다. 사후적으로 표출된 객관적인 시계열 자료를 바탕으로 동태적 특징과 집단별 특징을 함께 고찰할 수 있는 패널분석을 실시하여 원인을 분석하는 것은 천편일률적으로 시행되는 출산율 제고를 위한 노력에서 지자체가 강조해야 할 지점을 알려주며, 초저출산율 탈피하기 위한 '브릿지 플랜 2020(3차 저출산·고령사회기본계획)'을 실시하는 현 시점에서 정책의 실효성을 높이는 방법이 될 것이다.

이러한 연구목적을 달성하기 위한 연구가설은 다음과 같다.

- 연구가설 1. 보육시설수, 육아휴직급여, 여성고용률은 합계출산율에 정적인 영향을 미칠 것이다.
- 연구가설 2. 여성총근로시간은 합계출산율에 부적인 영향을 미칠 것이다
- 연구가설 3. 지자체별 합계출산율에 영향을 미치는 요인은 차이가 있을 것이다.

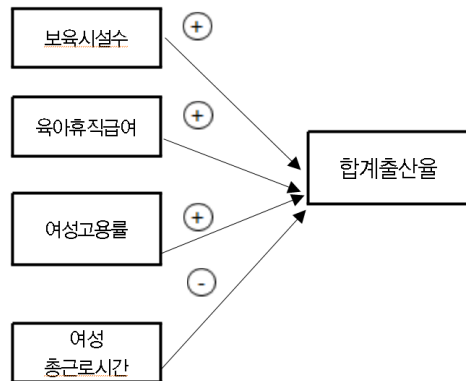


그림 1. 연구모형

II. 이론적 배경

1. 합계출산율

합계출산율은 가입여성 1명이 평생 낳을 것으로 예상되는 자녀수를 의미하며 인구대체수준인 2.1명 보다 낮으면 저출산으로 판단한다. 우리나라의 경우 2005년 1.076으로 최저점을 기록한 후 다소 증가하였으나 2015년 현재 1.25명으로 초저출산율을 보이고 있다.

2014년 전국 평균 합계출산율은 1.205명이었으며 전남이 1.497명으로 가장 높았다. 서울은 0.983명으로 가장 낮게 조사되었으며 부산 1.090명, 대구 1.169명의 순으로 나타나 대도시에서 낮은 수준을 보였다.

표 1. 지역별 합계출산율

구분	(단위: 명, %)			
	2005	2011	2014	연평균 증가율
전국	1.076	1.244	1.205	1.27
서울	0.922	1.014	0.983	0.71
부산	0.879	1.078	1.090	2.42
대구	0.995	1.146	1.169	1.81
인천	1.065	1.232	1.212	1.45
광주	1.097	1.234	1.199	0.99
대전	1.100	1.261	1.250	1.43
울산	1.181	1.393	1.437	2.20
세종	-	-	1.354	-7.92
경기	1.173	1.314	1.241	0.63
강원	1.177	1.338	1.248	0.65
충북	1.187	1.428	1.363	1.55
충남	1.256	1.496	1.421	1.38
전북	1.175	1.405	1.329	1.38
전남	1.282	1.568	1.497	1.74
경북	1.166	1.434	1.408	2.12
경남	1.182	1.446	1.409	1.97
제주	1.296	1.487	1.481	1.49

주: 충남과 충북은 2012년부터는 세종이 제외된 수치임.
세종시의 연평균증가율은 2012~2014년의 증가율임.
자료: 국가통계포털 KOSI

연도에 따라 증감에 대한 변화가 있지만 2005~2014년 동안 연평균 증가율을 살펴보면 전국이 1.27%의 증가율을 보이고 있다. 동 기간 가장 높은 증가율을 보인 지역은 부산 2.42%이며, 울산과 경북이 2%대의 증가율로 높은 증가율을 보여 영남권에서 다른 지역보다 높은 출산율 증가율을 보였다. 반면 낮은 증가율을 보인 지역은 시계열 자료가 짧은 세종시를 제외한 지역 중에 경기도가 0.63%로 가장 낮았으며 강원도 0.65%로 비슷

한 수준을 보였다.

합계출산율에 영향을 미치는 요인을 살펴보면 아동수당, 출산장려금이 긍정적인 영향을 미친다는 결과[3]와 그렇지 않은 결과[4]로 양분되어 현금지원정책의 일관성을 확인하기 어렵다. 육아휴직과 관련해서는 육아휴직기간은 영향을 미치지 않으나, 육아휴직급여의 소득대체율이 높을수록 긍정적인 영향을 미쳤다[5]. Del Boca 등[6]은 유럽 6개국 대상 출산율 영향요인 분석에서 이탈리아의 경우 공보육시설이 출산율에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 이충환[4]의 경우도 보육시설수는 긍정적인 영향을 미친다고 제시하였다. 또한 직장의 유연한 노동시간은 출산율을 높이는 가장 중요한 요인으로 분석되어[7][3] 탄력적인 노동시간 활용을 강조한다. 여성의 경제활동참가율은 출산율과 부적 관계가 있는데 여성의 경제활동참가율 증가는 자녀들에 대한 기회비용을 증가시킴으로써 출산율을 감소시킨다는 것이다 [8][9]. 이 외에도 가구소득, 교육수준이 증가할수록 출산율에 영향을 미치는 연구[10]가 있다. 본 연구에서는 OECD 국가단위의 분석이 아니라 선행연구들과 차별적으로 지자체를 분석단위로 하여 보육시설수, 육아휴직급여, 여성고용률, 여성총근로시간 변수를 활용하고자 한다.

2. 보육시설수(육아 천명 당)

보육서비스의 공급율과 비용은 여성의 경제활동참가율과 함께 출산에 영향을 주는 요소이다. 이는 보육서비스의 공급률이 낮거나 혹은 보육서비스 비용이 너무 높은 경우 여성은 경제활동을 포기하고 양육을 선택하거나 혹은 임신을 지연할 수 있기 때문이다. 공보육 이용과 출산의 연관성에 대한 연구를 보면, Del Boca 등 [6]은 공보육 이용률이 출산율에 정적인 영향을 미친다고 제시하였다.

0~4세의 유아 천명 당 보육시설수는 대부분의 지역에서 지속적으로 증가하고 있는 추세이다. 2014년 기준으로 보육시설수가 유아 인구와 비교하여 가장 많은 곳은 23.11개를 보인 대전이다. 다음으로는 경남이 22.21개소로 많았고 경기도가 21.57개로 뒤를 이었다. 반면 상대적으로 적은 보육시설을 보유한 지역은 부산이 14.52

개로 가장 적게 조사되었으며 15.51개의 대구와 15.75개의 전남도 타 지역에 비해 보육시설이 적은 것으로 조사되었다.

표 2. 보육시설수(육아 천명당)

(단위: 개소, %)

구분	2005	2011	2014	연평균 증가율
서울	11.49	14.43	16.78	4.30
부산	11.22	13.22	14.52	2.91
대구	10.57	15.05	15.51	4.35
인천	10.33	14.98	16.92	5.64
광주	13.85	16.63	17.98	2.94
대전	12.60	21.50	23.11	6.97
울산	10.42	14.33	16.06	4.92
세종	-	-	16.28	-3.38
경기	12.05	18.92	21.57	6.68
강원	10.73	18.19	20.97	7.73
충북	12.03	15.45	17.23	4.07
충남	11.31	17.94	20.92	7.07
전북	14.05	19.42	21.06	4.60
전남	10.41	14.38	15.75	4.71
경북	11.03	18.80	19.48	6.52
경남	12.51	21.02	22.21	6.59
제주	12.89	19.14	20.02	5.01

주: 충남과 충북은 2012년부터는 세종이 제외된 수치임.
세종시의 연평균증가율은 2012~2014년 간의 증가율임
자료: 국가통계포털 KOSIS

추세를 보기 위해 연평균증가율을 살펴보면 전국은 매년 4.30%씩 증가된 것과 같은 규모로 보육시설수가 늘어났다. 강원은 연평균 7.73%의 증가율을 보여 가장 큰 규모의 증가를 가져왔으며 충남도 7%대의 증가율로 다음으로 큰 증가세를 나타냈고 대전이 6.97%로 뒤를 이었다. 반면 증가세가 낮은 지역은 신도시 건설로 인한 인구의 급격한 유입으로 감소세를 보인 특수성이 있는 세종시를 제외하고 부산이 2.91%로 가장 낮은 수준을 보였으며 광주도 2.94%로 유사한 수준의 낮은 증가율을 나타냈고 충북 4.07%의 순으로 낮은 증가율을 보였다.

3. 육아휴직급여

일반적으로 출산 및 육아휴직제도는 휴가기간 중 소득 대체 정도와 휴가기간 그리고 남녀의 참여정도가 출산에 중요한 영향을 미친다. 육아휴직은 기간과 관대성에 따라 노동시장활동에 따른 실질적인 기회비용을 감

소시키며 일가정양립에서 남녀 간 합의 도출을 지원함으로써 출산을 증가시키는 효과가 있다[11][12]. 이와 반대로 출산 및 육아휴직과 관련된 모든 제도들이 출산에 미치는 영향력이 불확실하고 통계적으로 유의미하지 않다는 결과를 가진 연구도 있다[7].

표 3. 시도별 육아휴직급여

(단위:백만원)

구분	2005	2011	2014	연평균 증가율
서울	28,242	276,261	500,663	37.6
부산	17,587	135,217	250,693	34.3
대구	1,196	12,607	22,115	38.3
인천	708	7,442	12,445	37.5
광주	678	7,586	12,914	38.9
대전	485	5,155	8,101	36.7
울산	772	10,196	17,188	41.2
세종	277	3,373	7,654	44.6
경기	3,258	51,335	95,716	45.6
강원	231	3,838	7,261	46.7
충북	305	4,882	8,309	44.4
충남	422	6,795	9,624	41.6
전북	385	4,845	7,672	39.4
전남	304	3,877	6,559	40.7
경북	409	7,020	11,374	44.7
경남	1,011	9,661	17,512	37.3
제주	217	2,433	4,386	39.7

자료: 고용보험통계연보, 한국고용정보원

우리나라의 육아휴직급여는 매년 매우 큰 규모의 증가세를 보여 왔다. 2014년에 우리나라는 육아휴직급여로 약 5천억 원 규모의 금액을 지출하였다. 지역별 금액은 당연히 가장 많은 인구가 살고 있는 서울이 약 2천 5백억 원 규모의 금액을 지출하였으며 경기도 957억 원 정도로 다음으로 많았다. 대부분 인구가 많은 광역시에서 큰 규모를 보였으나 대전이 인구가 더 많은 대구나 인천에 비해 많은 육아휴직급여를 지출한 것이 특이사항이다.

증가를 측면에서 보면 전국 평균으로 분석기간 동안 연평균 37.6%의 고성장을 보였다. 지역별로 살펴보면 강원이 46.7%의 증가율로 가장 높았으며 이어서 경기도 45.6%, 경북 44.7%의 순으로 나타났다. 반면 서울이 34.3%로 가장 낮은 증가율을 보였으며 광주 36.7%, 제주 37.3%의 증가율로 타 지역에 비해 낮게 조사되었다.

4. 여성고용률

고용률은 15세 생산가능인구 중 취업자가 차지하는 비율로 실질적인 고용 창출능력을 나타낸다. 고용률은 경기상황뿐만 아니라 퇴직자나 장애인과 같은 비경제활동인구의 경제활동참여 등과 같은 사회적 변화에도 영향을 받는다. 본 연구에서 사용되는 여성고용률은 다른 변수와 비교하여 상대적으로 장기적인 추세보다는 단기적인 변동요인이 많다. 우리나라의 전체 고용률은 장기적으로 증가하는 추세이나 여성고용률은 단기적 변동요인에 의해 보다 영향을 많이 받아 변동성이 크다.

OECD 주요 국가의 여성고용률과 출산율 관계를 보면, 여성고용률이 높은 국가에서 출산율이 더 높게 나타난다. 우리나라는 출산율과 고용률 모두 낮은 국가군에 속해 있으며, 스페인과 이탈리아와 유사하게 나타난다. 반면 우리나라보다 출산율이 높은 국가 중 노르웨이, 스웨덴, 네덜란드, 덴마크 등 상당수 선진국의 25~54세 여성고용률이 우리나라보다 20%p 가까이 높은 것으로 나타났다. 이는 영유아자녀 양육지원, 육아휴직, 유연한 근무시간제 등 일가정양립관련 제도의 차이뿐만 아니라 실질적인 제도 사용이 가능한 기업문화와 육아 및 가사를 분담하는 사회적 분위기를 가진 선진국은 높은 고용률과 함께 출산율도 높다[13].

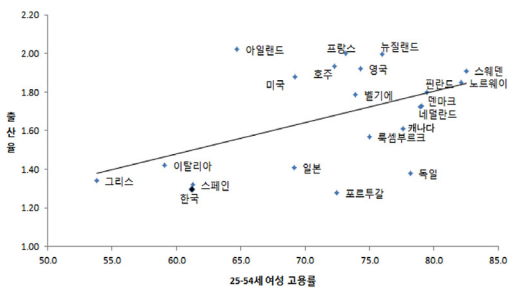


그림 2. 25~54세 여성 고용률과 출산율
자료: 정경비(2014), 노동리뷰 p.77

2014년 기준으로 여성고용률이 가장 높은 지역은 제주도도 59.2%를 보이고 있다. 제주는 타 지역에 비해 비교적 큰 폭으로 높은 고용률을 보이고 있어 여성이 생산활동에 적극적으로 참여하고 있음을 알 수 있다. 그 외에 충북, 경북, 전남이 51.6~51.9%의 유사한 고용

률로 제주 다음으로 높은 고용률을 보이고 있다. 반면 상대적으로 여성들의 취업이 낮은 지역은 울산이 39.6%로 가장 낮고 부산 46.3%, 전북 46.7%의 순을 보여 지역 간 편차가 큼을 알 수 있다.

증감을 측면에서 보더라도 분석기간 동안 상승된 지역과 감소된 지역이 비슷한 규모로 나타나 일방적인 추세를 보여주지는 않고 있다. 높은 증가율을 보인 지역은 인천 1.21%, 충북 1.01%, 대전 0.94% 등을 들 수 있으며 반면 큰 감소율을 보인 지역으로는 울산 -0.60%, 제주 -0.58%, 전남 -0.52%이다.

표 4. 여성고용률

구분	(단위:%)			
	2005	2011	2014	연평균 증가율
서울	48.4	48.1	49.5	0.25
부산	49.6	50.0	51.4	0.40
대구	45.4	44.1	46.3	0.22
인천	48.9	47.3	48.6	-0.07
광주	45.3	48.5	50.5	1.21
대전	46.8	47.6	49.1	0.53
울산	44.6	45.9	48.5	0.94
세종	41.8	44.7	39.6	-0.60
경기	46.8	46.3	49.3	0.58
강원	47.0	46.6	47.4	0.09
충북	47.4	49.8	51.9	1.01
충남	51.1	48.9	50.3	-0.18
전북	47.4	47.0	46.7	-0.17
전남	54.1	52.5	51.6	-0.52
경북	54.0	51.7	51.8	-0.46
경남	49.5	48.9	48.5	-0.23
제주	62.4	58.3	59.2	-0.58

자료: 국가통계포털 KOSIS

5. 여성 1인당 총 근로시간

근로시간은 자녀양육시간과 연동되는 것으로, 2005년 유럽노동실태조사에서는 근로시간이 일과 삶의 양립을 결정하는 주요한 변수로 제시되었다[14]. 즉, 부모의 출퇴근시간과 근로시간은 자녀의 양육 및 일가정의 양립에 결정적인 영향을 미치며 장시간 노동이 지배적인 노동시장의 구조는 아동의 양육과 출산에 부정적이라고 볼 수 있다.

총근로시간은 경기상황에 따라 증감을 반복하지만 장기적인 추세는 낮아지는 현상을 보이고 있다. 이는 소득수준이 향상되고 삶의 질에 대한 욕구가 강해지면

서 우리나라 노동시장 전체에서 나타나는 현상이다. 전국 평균으로 2005년에 비해 2014년의 여성근로자 1인당 월 근로시간은 3시간 정도 감소하여 -0.18%의 증가율을 보이고 있다.

2014년 기준으로 여성근로자가 가장 적은 시간을 일하고 있는 지역은 서울로 월 178.9시간으로 나타났으며 다음으로는 185.4시간의 대전, 186.5시간의 광주와 제주 순이다. 반면, 일을 가장 많이 하고 있는 지역은 경남으로 월 평균 196.9시간이었고, 196.4시간의 충북과 193.8시간의 인천도 타 지역에 비해 일을 많이 하고 있는 것으로 조사되었다.

지역별 분석기간의 증감율을 살펴보면, 가장 큰 감소율을 보인 곳은 충남이 -0.69%이었으며, 경기(-0.51%), 충북(-0.48%)도 상대적으로 큰 폭의 감소율을 보였다. 반면 대부분의 지역이 근로시간의 감소를 보였음에도 불구하고, 울산과 광주는 각각 0.23%와 0.22%의 연평균 증가율을 보였다.

표 5. 여성 1인당 월 평균 총 근로시간 (단위:시간, %)

구분	2005	2011	2014	연평균 증가율
서울	190.9	187.1	187.9	-0.18
부산	179.9	174.9	178.9	-0.06
대구	188.3	187.8	187.4	-0.05
인천	197.9	197.9	191.2	-0.38
광주	199.2	193.8	193.8	-0.30
대전	182.9	187.8	186.5	0.22
울산	189.6	183.4	185.4	-0.25
세종	189.6	198.8	193.5	0.23
경기	197.8	186.9	188.9	-0.51
강원	191.9	190.4	188.2	-0.22
충북	205.0	193.0	196.4	-0.48
충남	205.9	193.0	193.4	-0.69
전북	191.7	191.1	188.3	-0.20
전남	191.5	189.9	188.7	-0.16
경북	193.4	195.5	193.1	-0.02
경남	204.0	196.1	196.9	-0.39
제주	193.4	186.7	186.5	-0.40

자료: 국가통계포털 KOSIS

III. 실증분석

1. 모형의 설정

본 연구에서는 합계출산율에 영향을 미치는 요인을 분석하는 방법으로 패널분석을 실시하고자 한다. 패널 분석은 시계열분석과 횡단면 분석의 요인을 함께 고려하여 분석하는 것으로 시계열과 횡단면의 자료가 충분하지 않은 본 연구에 있어 적절한 분석방법으로 볼 수 있다. 또한 두 분석방법의 장점을 함께 적용할 수 있는 효과도 있는데 시계열 분석방법의 경우 시간 흐름에 따른 변화나 변동성을 살펴보고 동태적관계를 분석할 수 있으며, 횡단면분석은 지역의 이질성에 따른 변수 간의 관계를 분석할 수 있다는 특징이 있다.

패널분석은 추정방정식의 절편 값을 어떻게 취급하는가에 따라 고정효과(Fixed effects)모형과 확률효과(Random effects)모형으로 구분할 수 있다. 즉, 다음의 식에서 고정효과 모형은 절편 값 β_{0i} 를 고정된 미지의 수로 취급하여 각 지역의 활용할 수 있는 자료에 대해서만 추론을 한다. 이에 비해 확률효과모형은 활용되는 자료를 보다 큰 지역 모집단에서 추출된 확률변수로 취급한다. 즉, 절편 값을 각 지역의 절편 값으로 구성된 모집단 분포에서 무작위적으로 추출된 것으로 본다. 이를 식으로 나타내 보면 고정효과모형에서 절편이 β_{0i} 라고 하면 확률효과모형에서의 절편은 $\beta_{0i} = \beta_0 + \mu_i$ 로 표현할 수 있다. 여기서 β_0 는 모집단평균절편을 나타내는 모수이며, μ_i 는 지역별 차이를 나타내는 관찰할 수 없는 무작위오차이다.

$$TFR_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 CCF_{it} + \beta_2 LFR_{it} + \beta_3 PPL_{it} + \beta_4 TWH_{it} + \epsilon_{it}$$

TFR : 합계출산율 CCF : 유아 천명 당 보육시설수

PPL : 육아휴직급여 LFR : 여성고용률

TWH : 여성총근로시간

올바른 추정을 위해서는 고정효과모형과 확률효과모형 중에서 어느 것이 보다 적합한지에 대한 평가가 필요하다. 확률효과모형은 고정효과모형과 달리 설명변수와 오차항 간의 상관관계가 존재할 가능성이 있다. 이 경우 확률효과모형에 의한 추정은 불편추정량이 될 수 없고, 반면 고정효과모형은 이러한 상관관계 존재

여부와 무관하게 강건성(robustness)을 지니고 있는 것으로 알려져 있다. 그러나 설명변수와 개별효과 간에 상관관계가 없는 경우에는 고정효과모형보다 확률효과모형에 따른 추정치가 보다 효율적이다. 따라서 설명변수와 개별효과를 나타내는 오차항 간의 상관관계 존재 여부를 검정할 필요가 있는데, 이때 사용되는 대표적인 검정방법 중의 하나가 Hausman test이다. Hausman test의 귀무가설은 '설명변수와 개별효과 간에 상관관계가 존재하지 않는다'로 기각되면 고정효과모형, 채택되면 확률효과모형으로 추정하는 것이 타당함을 의미한다.

2. 패널분석

2.1 전 기간 패널 분석

고정효과나 랜덤효과를 고려하지 않고 단순히 모든 자료를 횡단면 자료로 보아 회귀분석을 실시한 Pooled OLS의 경우 대부분의 변수에서 유의적인 결과가 도출되었다. 그러나 추정된 계수 값의 부호는 일반적으로 예상되는 가설과 부합되지 않게 추정된 것도 있는데, 예로 여성총근로시간이 증가하면 합계출산율은 감소하여 부(-)의 관계가 예상되나, 계수 값과 유의성 검정에서 강한 정(+)의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 그 외에도 여러 변수에서 패널분석으로 이루어진 추정결과와 반대의 계수 값 부호를 보여준 경우가 많았다.

고정효과모형에서는 여성고용률을 제외한 변수에서 유의한 추정결과가 도출되어 합계출산율에 영향을 주는 설명변수가 타당하게 선택되어 구성되었음을 보여준다. 여성총근로시간이 증가할수록 출산율에는 부(-)의 영향을 주고, 육아휴직급여가 증가할수록 정(+)의 영향을 주는 것으로 분석되어 가설에 부합되는 것으로 나타났다. 그러나 보육시설수 증가는 육아부담 감소로 출산증가를 예상할 수 있으나 결과는 반대로 분석되었다. 이는 추가적인 연구를 통해 보다 정확한 원인 분석이 이루어져야 하겠지만, 육아부담 감소가 출산율 증가가 아닌 여성의 경제활동참여 증가로 이어져 오히려 출산율에는 반대의 영향을 미쳤을 가능성을 생각해 볼 수 있다.

랜덤효과모형은 결정계수 및 유의성 검정 등으로 살

펴본 결과 고정효과 보다 낮은 설명력을 보여준다. 육아휴직급여와 여성총근로시간에서는 유의적인 결과가 도출되었으나, 그 외의 변수에서는 유의성이 낮은 추정결과가 나왔다. 유의성 있게 분석된 변수의 경우는 고정효과모형과 계수 값의 부호가 동일하게 도출되었으나 고정효과모형에서 유의한 부(-)의 관계가 있다고 분석된 보육시설수가 랜덤효과모형에서는 유의하지 않게 추정되었다.

모델의 적합성과 관계되어 다양한 통계량에서 고정효과모형이 랜덤효과모형보다 양호한 결과를 보여주며, 패널분석 모형의 적합성을 판단하는 Hausman test 결과도 1% 유의수준에서 설명변수와 오차항 간에 상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 본 연구에서는 고정효과모형이 보다 타당한 것으로 분석되었다.

표 6. 패널분석 결과

구분	Pooled OLS	Fixed	Random
c	-3.440** (-2.455)	4.017*** (4.386)	2.848*** (3.181)
보육시설수	0.454*** (9.090)	-0.230*** (-3.163)	0.022 (0.825)
육아휴직급여	-0.042*** (-5.198)	0.078*** (6.339)	0.035*** (3.405)
여성고용률	0.010*** (4.448)	-0.003 (-0.956)	0.003 (0.825)
여성총근로시간	0.685*** (2.681)	-0.597*** (-3.582)	-0.437*** (-2.673)
R ²	0.446	0.890	0.415
F	34.48***	66.74***	30.41***

*p<.1, **p<.05, ***p<.01

2.2 기간별 패널분석

정부는 저출산 문제를 해결하기 위하여 많은 정책적 노력을 기울여왔다. 이러한 정부의 정책적 노력이 출산율을 제고하는데 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보는 것은 의미 있는 일일 것이다. 따라서 모형의 추정을 육아정책의 변화가 있었던 연도를 기준으로 하여 분석기간을 구분한 후에 각 기간별로 분석을 하여 결과를 비교해 보고자 한다. 기간구분의 기준이 될 연도는 1차, 2차 저출산·고령사회기본계획이 추진된 2006년과 2011년으로 설정하였다. 따라서 정부의 계획이 추진되기 전인

1 Hausman test 결과 χ^2 통계량 50.16으로 유의수준 0.01에서 귀무가설을 기각하였다.

2004~2005년, 1차 계획이 추진되었던 2006~2010년, 2차 계획이 추진된 2011~2014년의 세 시기로 나누어 각 기간을 패널분석으로 분석하였다.

기간별 패널분석도 고정효과모형과 랜덤효과모형으로 각각 추정하여 적합성 검정을 하였다. 그 결과 대부분의 경우에서 Hausman test의 결과가 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나² 고정효과모형의 결과만을 정리하였다. 기간별 분석결과는 전 기간의 경우와 비교하여 대부분 낮은 설명력을 보여주었는데 이는 시계열이 짧고 자료의 수가 충분치 못한 것에 기인하는 것으로 판단된다.

표 7. 기간별 패널분석 결과

구분	2004~2005	2006~2010 (1차)	2011~2014 (2차)
c	2.274 (1.567)	2.493 (1.615)	11.712*** (12.925)
보육시설수	-0.387*** (-3.586)	-0.357** (-2.431)	-0.375** (-2.372)
육아휴직급여	-0.046 (-1.245)	0.101*** (4.002)	-0.018 (-0.576)
여성고용률	0.004 (0.536)	0.011 (0.596)	0.004 (1.131)
여성총근로시간	0.035 (0.133)	-0.435 (-1.338)	-1.765*** (-10.146)
R ²	0.978	0.876	0.969
F	73.73***	30.51***	105.95***

*p<.1, **p<.05, ***p<.01

기간별 추정결과를 살펴보면 우선 보육시설수가 변수 중에 유일하게 기간에 관계없이 유의적인 추정결과를 보여줬다. 합계출산율과는 서로 부(-)의 관계를 보여주어 일반적인 예상과는 다른 결과를 나타냈다. 즉, 보육시설의 확충은 육아에 대한 부담을 덜어주어 여성의 출산을 증가시키는 방향보다는 여성의 경제활동참여를 증가시켜 오히려 출산을 감소시키는 방향으로 영향을 주었을 가능성을 알 수 있다. 그 외에 1차 기본계획 시행 전과 비교하여 1차 계획 기간에서는 육아휴직급여가 유의한 정(+)의 관계를 나타낸 것으로 분석되었다. 2차 계획 기간에서는 여성총근로시간이 유의한 부(-)의 관계를 나타내는 것으로 나타났다. 이러한 정책

의 추진과 연관 지어 구분된 기간별 추정결과의 차이가 정책효과 여부를 검증하는 것으로 해석하는 것에 유념해야 할 필요가 있다. 즉, 정책실시 여부를 기준으로 기간을 구분하기는 하였으나 기타 다른 요인이 추정결과에 영향을 미쳤을 가능성도 있기 때문이다. 또한 시계열이 충분하지 못하여(특히 첫 번째 기간은 2개 연도밖에 되지 않음) 변화요인에 민감하게 반응할 수 있기 때문이다. 그러나 기간 구분에 따라 다른 추정결과를 보여준 것은 가용자료의 한계를 감안 할 때 시사하는 바가 적지 않을 것이다.

1.3 시도별 분석

패널분석으로는 각 시도별로 출산율에 영향을 미치는 요인을 분석하는데 한계가 있다. 그러나 각 시도의 특징에 따라 출산율에 영향을 미치는 요인이 다를 것이다. 이를 살펴보기 위해 각 시도별로 회귀분석을 실시하였다. 연자료로 11년의 관측치 밖에 없어 추정에 어려움이 있지만 지역별 비교는 지역적 특징과 합계출산율 간의 관계를 함께 고찰 할 수 있어 많은 시사점을 줄 수 있을 것이다.

지역별 분석에 앞서 전국 자료를 바탕으로 회귀분석을 실시하였다. 그러나 분석결과는 유의하지 못한 결과를 가져왔는데 너무 짧은 시계열이 원인으로 판단된다. 각 변수의 계수 값뿐만 아니라 전체 모형의 적합성 검증에서도 유의하지 못한 결과를 보여주었다.

표 8. 전국 회귀분석 결과³(Fixed Model)

구분	전국
c	6.581(1.213)
보육시설수	-0.155(-0.275)
육아휴직급여	0.058(0.528)
여성고용률	-0.016(-0.464)
여성총근로시간	-1.000(-1.130)
R ²	0.513
F	1.585

*p<.1, **p<.05, ***p<.01

시도별 분석결과는 광역시의 경우 패널분석의 결과

3 변수 중에서 '육아 천행 당 보육시설수'는 전국 통계에 따로 집계되지 않아 추계하여 사용하였다. 보육시설수는 보건복지부의 '보육통계'를 활용하였으며, 인구는 통계청의 추계인구 중에서 0~4세까지의 인구로 추정하여 분석하였다.

2 2004~2005년과 2011~2014년의 경우는 1% 유의수준에서 기각하였으며 2006~2010년의 경우는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였다.

와 비교하여 설명력이 크게 낮게 분석되었다. 이는 16개 시도⁴로 자료를 나누어 분석함에 따라 자료의 수가 크게 낮아져 나타난 것으로 볼 수 있다. 많은 변수에서 낮은 유의성을 보여주었으며 F-test로 살펴본 모형의 적합성 측면에서도 부산, 대구, 울산을 제외하고는 적합하지 않은 것으로 분석되었다. 그러나 주어진 결과로 시사점을 도출해 본다면 몇 개의 시에서 유의적으로 분석된 변수는 특정 변수에 집중되어 있다는 것이다. 즉, 여성고용률이나 여성총근로시간은 모든 광역시에서 여성의 출산율에 유의적인 관계를 미치지 못하는 것으로 분석되었는데, 반면 육아휴직급여와 유아 보육시설수는 몇몇 광역시에서는 유의적인 분석결과가 나타나는 등 상대적으로 출산율에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

표 9. 시도별 회귀분석 결과(서울, 부산, 대구, 인천)

구분	서울	부산	대구	인천
c	5.102 (1.641)	3.980 (1.616)	5.033 (1.441)	7.523 (1.122)
보육시설수	-0.496 (-1.394)	-0.893** (-2.737)	-0.718* (-2.090)	-0.564 (-1.098)
육아휴직급여	0.070 (1.437)	0.140*** (4.567)	0.153** (2.805)	0.159 (1.345)
여성고용률	0.003 (0.154)	0.013 (0.753)	-0.008 (-0.592)	-0.022 (-0.624)
여성총근로시간	-0.817 (-1.592)	-0.667 (-1.750)	-0.752 (-1.238)	-1.174 (-1.065)
R2	0.420	0.905	0.816	0.610
F	1.08	14.39***	6.65**	2.35

*p<.1, **p<.05, ***p<.01

표 10. 시도별 회귀분석 결과(광주, 대전, 울산)

구분	광주	대전	울산
c	5.478 (1.732)	5.106 (1.011)	4.599* (1.967)
보육시설수	-1.096** (-2.467)	-0.247 (-0.598)	-0.355 (-1.070)
육아휴직급여	0.143** (2.992)	0.071 (0.750)	0.121* (2.377)
여성고용률	0.001 (0.023)	0.007 (0.268)	0.012 (0.965)
여성총근로시간	-0.649 (-1.103)	-0.876 (-0.922)	-0.871 (-1.766)
R2	0.634	0.606	0.840
F	2.60	2.31	7.89**

*p<.1, **p<.05, ***p<.01

4 2013년부터 세종시의 통계가 따로 집계되었으나 분석을 하기에는 시계열이 너무 짧아 제외하였다. 또한 충남, 충북의 경우 2013년 이후 세종시에 편입된 부분은 제외가 된 수치이나 규모가 크지 않아 분석에 큰 영향은 없을 것으로 생각된다.

특히 광역시를 제외한 도 단위의 지자체는 추정결과에서 더욱 낮은 설명력을 보여주고 있다. 많은 지방자치단체의 대부분의 변수에서 유의하지 못한 결과가 나타났으며, 모형의 적합성을 보는 F-test에서도 유의하지 않게 나타난 지자체가 많았다. 이는 지역별 분석에 따른 자료의 부족 때문만이 아니라 도 단위의 경제적·사회적 특징과 무관하지 않은 것으로 보인다. 즉, 도 단위의 지자체는 노령인구의 비중 등에서 광역시와는 다른 구조를 보이고 있으며 산업구조 측면에서도 서비스업이 상대적으로 발달되어 있는 광역시 등에 비해 1차 산업이나 제조업의 비중이 큰 특징을 보여주고 있어 설명력이 낮은 추정결과에 영향을 주었을 것으로 생각된다.

표 11. 시도별 회귀분석 결과(경기, 강원, 충청)

구분	경기	강원	충북	충남
c	4.867 (0.959)	10.437 (1.696)	5.439 (1.067)	8.652 (1.089)
보육시설수	-0.577 (-0.658)	-0.687 (-1.234)	-0.856 (-1.688)	-0.097 (-0.309)
육아휴직급여	0.106 (0.650)	0.148 (1.377)	0.167** (3.086)	0.042 (0.559)
여성고용률	-0.009 (-0.498)	-0.046 (-1.155)	-0.018 (-0.647)	0.014 (0.758)
여성총근로시간	-0.628 (-0.690)	-1.370 (-1.360)	-0.633 (-0.655)	-1.575 (-1.160)
R2	0.272	0.473	0.840	0.657
F	0.56	1.34	7.92**	2.87

*p<.1, **p<.05, ***p<.01

표 12. 시도별 회귀분석 결과(전라, 경상, 제주)

구분	전북	전남	경북	경남	제주
c	-0.866 (-0.174)	4.936 (1.057)	3.377 (0.474)	6.047 (0.759)	20.483** (2.542)
보육시설수	-0.686 (-1.198)	-0.814 (-1.369)	-0.126 (-0.155)	-0.159 (-0.269)	-0.499 (-0.765)
육아휴직급여	0.169 (1.751)	0.201* (2.121)	0.109 (0.692)	0.090 (0.657)	0.071 (0.703)
여성고용률	0.029 (1.066)	0.040 (1.141)	0.023 (0.545)	0.003 (0.082)	-0.004 (-0.291)
여성총근로시간	0.052 (0.058)	-1.218 (-1.359)	-0.866 (-0.649)	-1.094 (-0.686)	-3.500** (-2.559)
R2	0.670	0.757	0.794	0.646	0.768
F	3.05	4.69**	5.79**	2.74	4.99**

*p<.1, **p<.05, ***p<.01

패널분석이나 추정결과 낮은 유의성을 보였던 광역

시의 경우에도 상대적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 분석된 육아휴직급여와 보육시설수의 변수도 도 단위에서는 대부분 유의하지 않은 결과를 보여줬다. 충북과 전남의 경우만 각각 5%와 10% 유의수준에서 육아휴직급여가 출산율에 유의미한 영향을 주는 것으로 분석되었다. 전반적으로 낮은 모형 설명력에서 제주도의 경우 여성총근로시간이 출산율에 유의미한 부(-)의 영향을 미친다는 분석결과는 특이할 만하다.

IV. 결론 및 논의

본 연구는 시도별 합계출산율에 영향을 미치는 요인을 살펴보기 위하여 보육시설수, 육아휴직급여, 여성고용률, 여성총근로시간 변수를 활용하여 분석하였으며 그 결과 및 함의는 다음과 같다.

먼저, 2005~2014년 패널분석에서는 고정모형이 가장 타당한 모형으로 검증되었으며, 고정모형에서 유의한 영향을 미친 요인은 보육시설수(-), 육아휴직급여(+), 여성총근로시간(-)으로 나타났다. 육아휴직급여는 합계출산율에 정적인 영향을 미치고, 보육시설수와 여성총근로시간은 합계출산율에는 부적인 영향을 미쳤으나, 선진국처럼 여성고용률의 증가는 합계출산율에 영향을 미치지 않았다.

둘째, 저출산·고령사회 기본계획이 실시된 기간별로 분석한 결과에서는 보육시설수는 지속적으로 부정적(-) 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 1차 계획 실시 이전에는 보육시설수(-), 1차 계획에서는 보육시설수(-), 육아휴직급여(+), 2차 계획에서는 보육시설수(-)와 여성총근로시간(-)이 영향을 미치는 요인이었다.

영유아보육시설의 확대는 그동안 일가정양립 환경 조성 및 출산율 증대의 가장 기본적인 전략으로 인식되어 왔으나 실제 보육시설수의 증가는 합계출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연구가설과 다른 결과는 본 연구의 분석기간인 2005~2014년까지 어떤 유형의 보육시설이 증가하였느냐에 결과의 의미를 찾을 수 있다고 판단된다. 동기간 전국 국공립보육시설은 1,016개소, 직장어린이집 429개소가 증가한 반면, 민간

보육시설은 2,053개소, 가정보육시설은 11,972개소 증가하였다. 출산율의 증가, 일가정양립의 발판이 되는 보육시설의 확대는 믿고 맡길 수 있는 국공립보육시설의 확대를 의미한다. 정부도 그동안 국공립시설을 전체 보육시설의 5.69%까지 확대하였으나, 민간보육시설 증가에는 미치지 못한다. 민간보육시설이 국공립보다 상대적으로 보육비 부담이 높고 보육환경이 더 열악하다는 점을 고려할 때 민간보육시설의 증가는 합계출산율에 영향을 미치지 못한다는 결과를 얻었다고 할 수 있다. 따라서 합계출산율의 증가를 위해서는 단순한 시설의 양적 증가가 아니라 질적 향상을 꾀하여 믿고 맡길 수 있는 국공립보육시설의 확대 등 보육정책의 내실화가 더 의미 있는 대안이라고 볼 수 있다.

육아휴직급여는 2001년 법적으로 신설되고 2007년 월 50만원까지 증액되었으며, 2001년에는 상한액 100만원, 하한액 50만원으로 확대하여 육아휴직급여를 통상임금의 40%로 개편하였으나 여전히 임금대체율은 낮은 수준이다. 1차 계획 실시 기간 육아휴직급여가 영향을 미칠 수 있었던 것은 해당 기간 급여총액의 증가율에서 답을 찾을 수 있다고 판단되는데 이 기간 급여총액은 약 5배 정도 증가하였고, 2차 계획 실시 기간에는 약 2배 정도 증가하였다. 이러한 결과는 OECD 국가 육아휴직급여의 소득대체율과 합계출산율과의 관계를 분석한 나진구(2009)[15]의 결과와 일치한다. 즉 육아휴직급여의 증가는 합계출산율에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 육아휴직급여의 꾸준한 증가(소득대체율의 향상)는 합계출산율의 변화를 기대할 수 있을 것으로 판단된다.

여성총근로시간이 2차 계획 실시 기간에 영향을 미친 것은 육아기 근로시간 단축 활성화 정책, 유연근로시간제 확산 등 근로시간과 관련된 정책이 본격화되었기 때문으로 풀이된다. 장시간의 근로는 자녀양육을 주로 담당하는 여성에게 경제활동과 자녀양육 간 선택을 사실상 강요하는 것으로 일과 가정 양립에 유리하고 출산율을 제고하기 위해서는 근로시간정책은 불가피하다. 여성근로자의 근로시간이 선진국보다 상대적으로 길고 또한 가사노동의 책임이 주로 여성에게 부여되는 현실에서 긴 근로시간은 합계출산율과 자연스럽게 연동되

므로 3차 계획에서 고려해야 할 전략은 유연한 근로시간정책이라고 볼 수 있다.

셋째, 지자체별로 볼 때, 부산/대구/광주는 보육시설수(-), 육아휴직급여(+), 울산/충북/전남은 육아휴직급여(+), 제주는 여성총근로시간(-)이 유의미한 변수로 나타났으며 그 외의 지역은 유의미한 변수가 없었다. 그동안 지자체의 연도별 저출산·고령사회 실행계획은 지자체에서 실시하는 복지정책의 백화점식 나열로 특화정책을 찾아보기 어려웠다. 따라서 지자체는 합계출산율 제고를 위해 유의미한 영향변수에 초점을 둔 정책 방안을 모색하는 것이 필요하다. 뿐만 아니라 본 연구에 사용된 4가지 변수 외에 소득, 교육비 등 다양한 영향변수들을 고려하여 지자체만의 고유한 정책을 발굴하는 것이 필요하다.

마지막으로, 지자체별 분석뿐 아니라 모든 분석에서 단 한 번도 유의미한 영향을 미치지 않는 변수는 여성고용률이었다. 분석기간 여성고용률은 1.1%p 변화하였으며 고용률의 변화가 미미하여 합계출산율에 영향을 미치지 않았다고도 판단될 수 있다. 그러나 단순한 고용률의 변화보다 선진국처럼 일가정양립이 가능한 고용여건의 변화가 크지 않기에 합계출산율에 미치는 영향력이 유의미하지 않았다고 해석할 수 있다. 따라서 합계출산율의 변화를 위해서는 저출산의 근본적인 원인으로 꼽히는 교육, 고용, 주거문제에 대한 적극적인 대응이 필요하다.

본 연구는 지자체별 합계출산율에 영향을 미치는 변수가 차이가 있으며 그 중심에 보육시설수와 육아휴직급여가 있다는 것을 확인한 것에 의미가 있으나, 혼인상태, 육아휴직기간, 고용상태 등 다양한 변수를 고려하여 분석하지 못하였으며, 시계열이 짧은 한계가 있다. 따라서 후속연구에서는 이러한 점을 반영하여 지자체별 다양한 요인을 도출할 필요가 있다.

참고 문헌

[1] Eurostat, *Europe in figure*, Eurostat yearbook, 2012.
 [2] 한국노동연구원, *저출산 극복을 위한 일가정양립*

방안 연구, 노동부, 2009.

[3] J. Sleebos, "Low fertility rates in OECD countries: Facts and policy responses," OECD labour market and social policy occupational papers, No.15.
 [4] 이충환, *출산장려정책 활성화에 따른 효과성 분석: 전국 기초자치단체를 대상으로 한 실증분석*, 건국대학교 대학원, 박사학위논문, 2012.
 [5] 정성호, "저출산정책의 효과성에 관한 연구," 한국인구학, 제35권, 제1호, pp.31-52, 2012.
 [6] D. Del Boca, "Low fertility and labour force participation of Italian women: evidence and interpretation," OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers, No.61, pp.1-27, 2002.
 [7] F. G. Castle, "The world turned upside down: Below replacement fertility, changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD Countries," Journal of European Social Policy, Vol.13, No.3, pp.209-227, 2003.
 [8] K. Brewster and R. Rindfuss, "Fertility and women's employment in industrialized countries," Annual review of sociology, Vol.26, pp.271-296, 2000.
 [9] 조명덕, "저출산, 고령사회의 원인 및 경제적 효과 분석," 사회보장연구, 제26권, 제1호, pp.1-31, 2010.
 [10] 김두섭, 차승은, 송유진, 천희란, 김정석, "저출산 사회의 결혼·자녀양육과 가족생활연구," 한국보건사회연구원, 2007.
 [11] J. M. Hoem, P. Alexia, and N. Gerda, "Autonomy or conservative adjustment? The effect of public policies and educational attainment on third births in Austria," MPIDR WORKING PAPER WP 2001-016, JUNE 2001.
 [12] 한국경제연구원, "저출산의 해법, 유럽에서 배운다," 지속가능 성장을 위한 VIP리포트, 제14권,

제13호, pp.1-21, 2014.

[13] 정경비, “여성고용률과 출산율 국제비교, 노동리뷰,” 제114권, pp.75-77, 2014.

[14] 안현미, *일과 가족생활 양립의 정책 성격에 관한 한국, 일본, 스웨덴의 비교연구*, 중앙대학교 대학원, 박사학위논문, 2010.

[15] 나진구, *가족친화적 정책이 출산율에 미치는 영향에 관한 연구*, 중앙대학교 대학원, 석사학위논문, 2009.

[16] 이문숙, “프랑스의 저출산 문제 해소 요인,” *한국콘텐츠학회논문지*, Vol.16, No.1, pp.558-567, 2016.

[17] 국가통계포털, KOSIS.

저 자 소 개

최 은 희(Eun-Hee Choi)

정회원



- 2001년 8월 : 서강대학교 사회복지학과(사회복지학석사)
- 2010년 2월 : 충북대학교 아동복지학과(문학박사)
- 2015년 7월 ~ 현재 : 충북연구원 연구위원

<관심분야> : 일가정양립, 아동학대

조 택 희(Taek-Hee Cho)

정회원



- 1993년 2월 : 연세대학교 경제학과(경제학석사)
- 1999년 2월 : 충북대학교 경제학과(경제학박사)
- 2012년 9월 ~ 현재 : 충북대학교 사회교육과 교수

<관심분야> : 경제교육, 국제경제