

KWDI

성인지적 예산분석 사례(3)  
지방자치단체 보육예산과  
지역 여성경제활동

이택면

2010

연구보고서 - 2-4



한국여성정책연구원  
Korean Women's Development Institute

2010 연구보고서 2-4

「성인지 예산 제도화 방안 연구(Ⅳ)」의 단위 연구보고서

---

## 성인지적 예산분석 사례(3) 지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동

---

연구책임자 : 이택면 (본원 연구위원)

## 연구요약

### 1. 연구의 필요성과 목적

보육정책은 양질의 양육 서비스를 누릴 아동의 권리와, 자아실현과 소득 증대를 위해 일자리를 가질 여성의 권리를 균형적으로 지원하고자 하는 정책영역이라고 할 수 있다. 이 연구는 여성의 경제활동 참가 촉진을 주요한 정책 목표 중 하나로 하는 보육정책의 추진을 위해 할애된 예산이 과연 소기의 성과를 거두었는지를 실증적으로 살펴보고자 하는 연구이다. 정부 예산활동의 혜택이 남성에게 집중적으로 귀착되는 것이 아닌지를 살펴보는 것도 중요하지만 명시적으로 여성에게 혜택이 돌아가도록 하기 위해 집행된 정부예산이 과연 의도된 대로 여성에게 혜택이 돌아가는 결과를 낳았는가를 검토하는 것도 성인지적 예산분석의 지평을 넓히는데 일조할 것이라고 사료된다. 이 연구는 특별히 지방정부의 보육 예산 지출이 해당 지역 여성의 경제활동에 어떤 영향을 미쳤는지를 계량모형을 통해 추정하고 그 결과를 바탕으로 정책적 함의를 논의하고자 한다.

### 2. 연구방법 및 내용

이 연구의 목적을 달성하기 위한 분석방법으로 가장 적합한 것은 16개 시도의 연간 보육예산과 연간 여성경제활동 수준 및 여타 시도 수준의 통제변수들로 패널자료를 구성하고 고정효과(fixed effects) 모형이나 확률효과(random effects) 모형을 통해 보육예산과 여성 경활수준 간의 관계를 검증하는 것이다. 이 연구는 패널자료를 이용한 종단분석 이외에 다층모형(multi-level model)을 이용한 횡단 분석을 통해서도 보육예산과 여성 경활수준 간 관계를 검증하고자 한다. 우선 여성 개인 수준에서 여성의 경활참가여부에 미취학 아동의 유무가 어떤 영향을 미치는지 추정하고, 미취학 아동이 있는 여성이 그렇지 않은 여성에 비해 경활참가 확률이 낮은지를 확인하고, 만약 그렇다면 과연 보육예산이 많은 지역에서는 미취학 아동을 둔 여성의 경활참가확률이 더 높은지를 검증하고자 한다.

한편 계량분석 방법론 이외에 이 연구는 지역별 보육예산 현황 및 추세, 주요 보육사업 파악, 지역 재정지출 규모와 경제상황 파악 등을 위해 지역 예산서 및 사업명세서, 지역통계연보, 국가통계포털의 지방통계자료 등과 같은 공식통계자료에 대한 검토와 분석, 여성 노동공급과 보육예산 관련 쟁점들을 정리하기 위해 기존 문헌 리뷰 및 분석, 연구의 잠정 결과에 대한 전문가 자문회의, 지역 보육관련 공무원과의 예산 세부 명세에 대한 문답 등의 방법들이 동원되었다.

### 3. 선행연구 리뷰

지역의 고용과 노동수요는 지역경제의 성장에서 파생되는 부수적 결과임을 감안하면, 지방정부의 재정지출이 지역 경제성장에 미치는 영향을 천착한 많은 연구들이 이 연구에 시사와 통찰을 제공해줄 수 있는 선행연구로 간주될 수 있을 것이다(예컨대, 김제안·채종훈, 2006; 오병기·김대영, 2005; 오병기, 2006; 김종구, 2007; 강운호, 2008; 박완규·장재열, 2009 등).

한편 개인의 취업여부에 영향을 미치는 조건을 천착한 미시적 연구들 역시 이 연구의 주제와 목적과 관련하여 검토해야 할 중요한 선행연구들이다. 정인수의 연구(2003)는 노동패널 자료를 이용하여 취업자의 취업이탈확률 결정 요인을 추정하면서 지역변수를 주요한 변별요인으로 활용했다. 남재량(2004)은 전국 시군구 단위의 고용축진훈련 훈련생 1000명에 대한 표본조사를 실시하여, 이들의 취업여부를 종속변수로 하고 인적특성과 훈련과정 특성들을 독립변수로 하는 이항로짓분석을 실시한 결과, 훈련생의 연령, 가족 생계 책임 여부, 자격취득 여부 등이 취업확률에 유의미한 영향을 미친다는 것을 발견했다. 황수경(2003)은 노동패널 4차년도 조사 자료와 부가조사 자료를 이용하여 장애가 취업확률에 미치는 영향을 분석했다. 또한 김가을(2006)은 노동패널 1차-7차 조사 자료를 이용, 비고용인구의 취업 이행 확률에 영향을 미치는 요인들을 파악하고자 했다. 성지미·안주엽(2006)은 노동패널 6차년도 조사 자료의 개인 응답자 중 30세 이상 75세 미만의 중고령자를 대상으로 취업여부 결정요인을 분석했다.

여성의 노동시장 참여 결정, 혹은 여성의 노동공급에 어떤 변수들이 영향을 미치는지를 살펴보고자 한 산적한 연구들 역시 이 연구와 동일한 종속변수를 다루

고 있으므로 반드시 살펴보아야 할 중요한 선행연구들이다. 여성의 노동공급에 관한 연구는 미시수준에서 여성 개인의 노동시장 참여 여부에 영향을 미치는 변수들이 무엇인지를 천착하는 연구(Connelly, 1992; Browning, 1992; Lehrer, 1992; Nakamura & Nakamura, 1994; Bruce, 1978)와, 거시수준에서 지역이나 국가의 여성 경제활동참가률(혹은 고용률)에 영향을 미치는 거시단위의 특성들에 주목하는 연구로 대별될 수 있다(Semyonov, 1980; O'Neill, 1981; Brewster & Rindfuss, 2000; Englehardt, et al. 2004; Uunk et al., 2005).

보육지원 관련 공공서비스의 여성 경제활동 촉진 효과에 대한 선행연구로는 Connelly(1992), Blau and Robins(1988), Hu(1999), Phimister, et al.(2002) 등을 들 수 있다. 이들 연구는 한결같이 보육관련 공공서비스의 양과 질이 여성의 노동시장 참여를 부추긴다는 결과를 보고하고 있다. 이와 관련된 국내연구로는 지방자치단체의 보육예산의 효과성을 분석한 유희정·이경숙·최진의 연구(2008), 정부의 보육정책이 취업여성의 보육수요를 충족시키지 못한다는 것을 기술적(descriptive)으로 보여주고 취업여성을 위한 보육정책 프로그램을 제안하는 유보경의 연구(2004), 취업모(특히 제조업 분야의 취업모)에 대한 보육비용을 공공지출을 통해 줄여줄 경우 어떤 사회적 효익이 발생하는지를 비용편익분석을 통해 보여주고자 한 김재원(2003), 보육지원정책이 여성의 노동시장참여율과 노동시간에 어떤 영향을 미쳤는지를 횡단면적으로 분석한 최성은·우석진의 연구(2009) 등을 들 수 있다.

선행연구에 대한 개괄을 종합해 볼 때, 16개 광역지방자치단체의 보육예산의 추이를 패널자료로 구축하여 보육예산의 증가가 지역 여성 취업자의 증가를 동반했는지 확인하고, 195개 기초단체의 보육예산 자료를 집계하여 보육예산이 많은 지역에서 미취학 자녀를 둔 여성의 취업확률이 더 높은가를 확인함으로써, 본 연구는 여성 노동공급과 관련한 연구전통에서는 보육관련 공공지출의 효과를 추가했다는 차별성을, 지방자치단체의 보육정책 혹은 예산 효과와 관련된 연구전통에서는 여성경제활동이라는 종속변수를 추가했다는 차별성과 아울러 기초와 광역, 종단면과 횡단면 분석을 아우르면서 보육예산이 여성경제활동에 미치는 영향을 계량적으로 추정했다는 차별성을 갖는다고 할 수 있다.

#### 4. 지방자치단체 보육예산의 현황과 추이

이 연구가 분석대상으로 삼고 있는 보육예산이란 보육료 지원, 보육시설 운영 지원, 보육시설 개보수비, 종사자 인건비, 교재교구비 등 보육시설에 직접 지원하는 예산과, 종사자 연수지원, 평가인증 지원, 인프라 구축 등 보육시설을 간접 지원하는 예산으로 구성된다. 한편 아이돌보미 사업 및 각종 아동양육 및 보호사업 예산들은 제외되었다. 물론 이들 사업들도 중요한 보육기능을 수행하고 있지만, 보육지원 사업과는 별도의 부처에서 수립·집행되는 지방자치단체가 많아 모두를 집계하는데 상당한 시간이 소요되는 관계로 본 분석에서는 분석대상으로 포괄하지 못했다.

이렇게 정의되는 보육예산은 2003년 이후 대폭 증가하기 시작, 3년만인 2006년도에는 2.8배나 증가하였으며 2000년 이후부터는 줄곧 지방정부의 예산이 중앙정부의 예산을 넘어서고 있다. 또 다른 변화는 보육관련 재정사업의 기초가, 영유아보육법에 국한해서 살펴보면, 선별주의에서 보편주의로, 국공립시설 지원 위주에서 민간시설 병행 지원으로, 시설별 지원에서 아동별 지원으로 변화해왔다고 할 수 있다. 아동별 지원은 보육대상 아동을 둔 가구의 보육비용을 가장 효과적으로 줄어줄에 따라 시설에 대한 지원에 비해 아동의 주 양육자인 여성의 경제활동 참가를 촉진하는 경제적 효과가 더 클 것으로 기대돼 왔다. 보육료 지원 예산의 일부로 볼 수 있는 민간시설 기본보조금은 액수 면에서 비중도 크고 그 효과와 관련하여 많은 논란이 있어왔으나, 수요자 보조금과 공급자 보조금의 성격을 모두 갖는 ‘혼합적’ 형태의 보조금으로서 여타의 수요자 보조금과 성격 면에서 상이하기 때문에 보육료 지원 예산으로 포함시키지 않았다.

보육예산은 지역 내 대상 영유아 수에 따라 그 규모가 좌우되므로 총액이 아니라 영유아 1인당 액수를 살펴볼 필요가 있다. 16개 광역자치단체의 영유아 1인당 보육예산은 2005년—2009년 기간 중에 크게 늘어난 것을 확인할 수 있다. 이는 보육 대상 아동들의 증가보다도 보육예산의 증가가 더 컸다는 것을 의미한다. 영유아 1인당 총보육예산의 경우 2009년 현재 서울과 경기도는 다른 시도에 비해 그리 많지 않은 82만8천원, 79만7천원 수준을 보이고 있으며, 제주도는 무려 321만원, 전북은 195만원을 자랑하고 있다. 증가율의 측면에서 보면, 서울보다는 경기도가 더 큰 폭으로 영유아 1인당 총보육예산이 늘어난 것을 알 수 있고, 대구와 대전이 각각 340%와 301%로 가장 큰 폭으로 늘었으며, 울산이 46%로 가장

소폭 증가한 것으로 드러났다. 부산(62%), 충남(63%)도 소폭 증가에 그친 그룹에 속한다. 한편 보육료지원예산의 영유아 1인당 액수를 살펴보면, 2009년 현재 광역시 중에서 영유아 1인당 보육료지원예산이 가장 많은 곳은 대구와 광주로 각각 107만원, 113만원 수준이다. 광역도 중에서는 제주도가 압도적으로 가장 높은 200만원 선이며, 전북과 전남이 147만원과 135만원으로 그 다음을 지키고 있다. 서울은 49만원으로 타 시도에 비해 낮은 수준이며 경기도는 서울보다도 더 낮은 42만원 선이다. 증가율 측면에서 보면, 전국적으로 영유아 1인당 총보육예산 증가율보다 1인당 보육료지원예산의 증가율이 더 높다는 것을 알 수 있다. 영유아 1인당 지원예산의 측면에서 보더라도 보육료지원 예산의 증가가 전체 보육예산 증가를 주도한 것을 재확인할 수 있다.

## 5. 분석모형과 가설

패널자료분석을 위한 종단모형은 다음과 같다.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_6 x_{6it} + u_i + \epsilon_{it}$$

\*  $i = 1, 2, \dots, 16 / t = 2005, 2006, \dots, 2009$

\*  $y_{it} = i$ 지역  $t$ 시점의 25세이상 39세 이하 여성 고용률

\*  $x_{1it} = i$ 지역  $t$ 시점의 총보육예산 // 보육료 지원 예산

\*  $x_{2it}, \dots, x_{6it} = i$ 지역  $t$ 시점의 총인구, ...,   
  $i$ 지역  $t$ 시점의 총세출예산

\*  $u_i = i$ 지역의 관측되지 않은 이질성

\*  $\epsilon_{it} = i$ 지역  $t$ 시점의 순수 오차항

총보육예산이나 보육료지원 예산의 증가가 지역의 여성고용률을 증가시키는 효과를 갖는지를 검증하기 위한 귀무가설은  $\beta_1 = 0$ 이다.

다층모형을 이용한 횡단분석에서 1층모형의 추정식은 다음과 같다.

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)_{ij} = a_{0j} + a_{1j}x_{1ij} + a_{2j}x_{2ij} + a_{3j}x_{3ij} + a_{4j}x_{4ij} \\ + a_{5j}x_{5ij} + \dots + a_{7j}x_{7ij} + a_{8j}x_{8ij} + a_{9j}x_{9ij} \\ + a_{10j}x_{10ij} + e_{ij}$$

- \*  $p = \text{prob}(\text{취업 여부} = 1 | a_{kj}), k = 0, \dots, 4$
- \*  $x_{1ij}, x_{2ij} = j$ 지역  $i$ 여성의 연령, 연령 제곱
- \*  $x_{3ij} =$ 가구원수
- \*  $x_{4ij} =$ 아동 조부모와 동거 여부
- \*  $x_{5ij}, \dots, x_{7ij} =$ 학력더미
- \*  $x_{8ij} =$ 미취학 아동 유무
- \*  $x_{9ij} =$ 15세 무렵 친모 취업 여부
- \*  $x_{10ij} =$ 가구소득 (본인소득 제외)

1층모형에서 검증할 귀무가설은  $a_8 = 0$  이다.

2층모형의 무조건모형과 조건모형 추정식은 각각 다음과 같다.

$$a_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \\ a_{1j}, a_{2j} = \gamma_{10}, \gamma_{20} \\ a_{3j} = \gamma_{30} \\ a_{4j} = \gamma_{40} \\ a_{5j}, \dots, a_{7j} = \gamma_{50}, \dots, \gamma_{70} \\ a_{8j} = \gamma_{80} + u_{8j} \\ a_{9j} = \gamma_{90} \\ a_{10j} = \gamma_{100}$$

$$* H_0 : \text{Var}(u_{0j}) = 0, \text{Var}(u_{8j}) = 0$$



$$\begin{aligned}
a_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}x_{1j} + \gamma_{02}x_{2j} + \gamma_{03}x_{3j} + u_{0j} \\
a_{1j}, a_{2j} &= \gamma_{10}, \gamma_{20} \\
a_{3j} &= \gamma_{30} \\
a_{4j} &= \gamma_{40} \\
a_{5j}, \dots, a_{7j} &= \gamma_{50}, \dots, \gamma_{70} \\
a_{8j} &= \gamma_{80} + \gamma_{81}x_{1j} + \gamma_{82}x_{2j} + \gamma_{83}x_{3j} + \gamma_{84}x_{4j} + u_{8j} \\
a_{9j} &= \gamma_{90} \\
a_{10j} &= \gamma_{100}
\end{aligned}$$

- \*  $x_{1j}$  =  $j$ 지역의 지방세수입
- \*  $x_{2j}$  =  $j$ 지역의 총세출예산
- \*  $x_{3j}$  =  $j$ 지역의 출산물
- \*  $x_{4j}$  =  $j$ 지역의 총보육예산/보육료 지원 예산

$$* H_0 : \gamma_{83} = 0 / \text{Var}(u_{0j}) = 0 / \text{Var}(u_{8j}) = 0$$

2층모형에서는 1층모형에서 추정된 계수들 중에서 절편과 독립변수(미취학 아동 유무)의 기울기가 지역별로 유의미한 차이(분산)를 보이는지, 그렇다면 지역별 총보육예산이나 보육료지원 예산이 그 분산을 설명해주는지를 테스트한다. 무조건 모형의 확률효과 분석은 추정된 이 두 분산  $\text{Var}(u_{0j})$ 와  $\text{Var}(u_{8j})$ 이 0과 같다는 귀무가설이 기각될 수 있는지 확인할 수 있게 해준다. 조건모형에서 검증할 귀무가설은 보육예산 관련 변수들의 기울기인  $\gamma_{84}$ 이 0이라는 것과 1층 모형의 절편의 분산과 미취학 아동 유무 변수의 기울기의 분산[ $\text{Var}(u_{0j})$ 와  $\text{Var}(u_{8j})$ ]이 각각 0이라는 것이다. 즉, 보육관련 예산이 많은 지역이라도 미취학 자녀가 있는 여성의 경찰참가 확률이 더 높지 않는다는 것과, 보육관련 예산을 포함한 지역 수준의 독립변수들을 도입한 결과 절편과 기울기의 지역간 차이가 모두 설명되어 더 이상 설명이 필요한 분산이 남지 않는다는 것이 우리가 기각하고자 하는 귀무가설이다.

## 5. 자료와 변수

중단분석에 활용된 자료는 국가통계포털(<http://www.kosis.kr>)의 지역통계자료와 16개 광역자치단체 예산서(본예산 기준)의 해당 연도 세출예산 자료를 토대로 연구진이 직접 구축한 자료이다. 한편 횡단분석에 활용된 자료는 한국여성정책연구원의 여성가족패널조사(KLoWF) 1차년도 자료와 2차년도 자료, 시군구 기초자치단체 예산서(본예산 기준)의 해당 연도 세출예산 자료, 국가통계포털의 지역통계자료 등이다.

중단분석에 사용된 변수의 정의와 기술통계는 다음과 같다.

변수	정의 및 측정방법	전체		집단간		집단내	
		mean/ s.d.	min/ max	mean/ s.d.	min/ max	mean/ s.d.	min/ max
보육정책대상 여성 고용률	ln(25세이상 39세 이하 여성 고용률%)	4.00 /0.089	3.75 /4.23	4.00 /0.086	3.84 /4.20	4.00 /0.030	3.92 /4.10
총보육예산	ln(5세미만 영유아 1인당 총보육예산) : 세출예산본 예산/일반회계/ 2005년 기준 실질액	13.62 /0.48	12.54 /14.98	13.62 /0.32	13.15 /14.44	13.62 /0.37	12.74 /14.28
보육료 지원예산	ln(5세미만 영유아 1인당 보육료 지원 예산): 세출예산본예산/일반회계/ 2005년 기준 실질액	12.99 /0.68	11.05 /14.51	12.99 /0.41	12.16 /13.81	12.16 /0.55	11.48 /14.07
총인구	ln(지역주민등록인구)	14.63 /0.732	13.23 /16.25	14.63 /0.751	13.24 /16.22	14.63 /0.10	14.60 /14.67
해당연령층 여성 출산률	ln(25-39세 모 출생아수 /25-39세 여성인구*1000)	4.24 /0.102	3.97 /4.44	4.24 /0.089	4.04 /4.36	4.24 /0.054	4.13 /4.32
노동시장 수요	ln(구인배율%)	3.86 /0.274	3.18 /4.36	3.86 /0.256	3.36 /4.21	3.86 /0.113	3.50 /4.36
지역 소득수준	ln(지역내총생산): 2005년 기준 실질액	24.43 /0.789	22.79 /26.18	24.43 /0.807	22.83 /26.11	24.43 /0.062	24.24 /24.60
지방정부 재정지출	ln(총세출예산): 본예산/일반회계/2005년 기준 실질액	22.37 /0.695	21.18 /23.89	22.37 /0.705	21.36 /23.75	22.37 /0.104	22.19 /22.71

횡단분석 중 1층모형에 사용된 변수의 정의와 기술통계는 다음과 같다.

변수	정의 및 측정방법	n	평균	표준편차	비고
경찰참가여부	취업자 or 실업자 =1 비경찰=0	8,155			경찰인구: 48.4%
연령	만연령 기준	8,156	43.3	11.5	역U자 관계의 가능성 때문에 제곱항 추가
가구원 수	응답대상 여성의 가구내 동거가구원 수(본인 포함)	8,156	3.54	1.19	
부모 이외의 돌봄자 유무	응답여성의 가구내에 아동의 친·외조부모 중 1인 이상이 동거하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0	8,112	-	-	친·외조부모 동거:5.8%
학력	중졸이하=0 고졸, 초대졸(3년제 이하 대학), 대졸이상(4년제 대학, 석박사)	8,153			고졸:36.6% 초대졸: 12.4% 대졸이상: 21.7%
미취학 아동유무	여성응답자 가구내에 미취학아동 동거하면 1, 아니면 0	8,156			미취학아동 유:24.6%
성장기 친모취업경험	여성응답자가 15세 무렵 모친이 취업한 상태였으면 1, 비취업이었으면 0	8,144			친모 취업: 66.5%
가구소득	ln(여성 응답자 본인의 소득을 제외한 가구총소득) : 근로소득, 부동산소득, 금융소득, 기타소득, 이전소득, 사회보험 수령액의 합	8,034	7.20	2.15	

2층모형에 사용된 변수의 정의와 기술통계는 다음과 같다.

변수	산출방법	N	평균	표준편차
지역소득수준	ln(1인당지방세 수입) : 천원 단위, 일반회계, 당초예산 기준	195	5.36	0.78
지자체 재정지출	ln(1인당 총세출예산) : 천원단위, 일반회계, 당초예산 기준	195	7.41	0.89
출산력	시군구 합계출산률	195	1.26	0.23

변수	산출방법	N	평균	표준편차
총보육예산	ln(5세미만 영유아 1인당 총보육 예산) : 천원단위, 일반회계, 당초 예산 기준	195	7.38	0.37
보육료지원예산	ln(5세미만 영유아 1인당 보육료 지원 예산) : 천원단위, 일반회계, 당초예산 기준	195	6.59	0.69

## 6. 분석결과

2원고정효과모형 추정(계열상관과 이분산의 가능성을 고려한 추정) 결과, 지역 간 이질성과 시점간 이질성을 모두 통제한 상태에서 총보육예산의 변화는 25세 이상 39세 이하 여성의 고용률 변화에 유의미한 영향을 미치지 못하고 지역내 총생산 증가는 유의미한 부의 영향을, 총세출예산의 증가는 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 보육료지원 예산의 효과 역시 지역의 25세 이상 39세 이하 보육서비스 타겟집단 여성의 고용률에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것을 알 수 있다. 다른 변수의 추정계수들의 효과 역시 총보육예산 효과 추정시와 동일했다. 지역내총생산은 1%유의수준에서 유의미한 부의 효과를, 총세출예산은 10%유의수준에서 유의미한 정의 효과를, 총인구는 1%유의수준에서 유의미한 정의 효과를 각각 갖는 것으로 나타났다.

한편 횡단면 다층모형의 1층모형을 분석한 결과, 연령효과는 38.2세 이전까지는 경찰참가 확률이 낮아지다가 그 이후로는 연령이 증가하면서 경찰참가 확률도 증가하는 것으로 나타났으며, 가구원 수가 많을수록, 본인 소득을 제외한 가구소득이 적을수록 여성의 경찰참가 확률이 큰 것으로 나타났다. 또한 아동의 (외)조부모와 함께 사는 경우, 중졸 이하 저학력자이거나 초대졸 이상의 고학력자인 경우, 15세 무렵 친모가 취업한 상태였던 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 경찰참가 확률이 높은 것으로 나타났다. 이 모든 변수들의 영향을 통제한 후에도 미취학 아동이 있는 여성이 없는 여성에 비해 경제활동 참가 확률이 낮은 것으로 나타났다. 예컨대, 다른 모든 독립변수에서 대평균과 같은 값을 갖는 평균적 여성이면서 미취학 아동이 있으면 미취학 아동이 없는 다른 평균적 여성보다 약

18.6% 포인트나 경찰참가 확률이 낮다. 또한 모든 독립변수의 값이 평균적인 수준으로 동일할 때에도 지역에 따라 여성의 평균 경찰참여 확률이 서로 다르고 미취학 자녀 유무에 따른 경찰참여 확률의 격차도 지역별로 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 2층모형 분석 결과, 미취학 아동 유무에 따른 경찰참가 확률의 차이는 1인당 지방세 수입이 더 높은 지역에서는 줄어들고 1인당 총세출 예산과 합계출산률이 더 높은 지역에서는 더 벌어지는 것으로 나타났다. 예컨대 로그 1인당 총세출예산이 대평균 수준인 지역에서의 미취학 아동 유무 변수 기울기는 -1.303이지만 대평균 수준보다 한 단위 더 높은 지역의 동일 변수 기울기는 -1.676으로 더 작아진다. 그러나 우리의 설명변수인 영유아 1인당 총보육예산의 크기는 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 다시 말해 영유아 1인당 총보육예산을 전체 대평균보다 더 많이 쓰는 지역에서도 미취학 아동이 있음으로 인한 여성 경찰참가 확률의 저하에는 변함이 없다는 것이다. 보육료 예산 효과 추정 결과도 계수의 크기만 약간 다를 뿐 독립변수들의 부호와 유의성 모두 총보육예산 효과 추정 결과와 거의 동일했다.

이상의 분석 결과들은 광역자치단체 수준에서 2005년에서 2009년간 예산의 급격한 증가와 그보다 더 가파른 보육료 지원 예산의 증가가 있었지만 이것이 지역 25세 이상 39세 이하 여성들의 취업 증가를 동반하지 못했으며, 2008년 기준 총보육예산이나 보육료지원예산을 더 많이 쓴 기초자치단체에서의 미취학 아동을 둔 여성과 그렇지 않은 여성 간의 경찰참여 확률 격차가 보육관련 예산을 평균 수준만큼 쓴 지역과 다를 바 없었다는 것을 보여준다. 이같은 분석 결과들은 지방정부의 보육관련 예산의 편성과 집행이 여성의 취업 인센티브를 강화시키는 방향으로 재편되어야 할 필요성이 있음을 시사한다.

## 7. 기존 보육정책의 비판적 검토

취업여성을 대상으로 하는 보육지원 사업이 전체 보육예산에서 차지하는 비중이 절대적으로 미미하다는 것이야말로 보육예산의 취업 인센티브가 취약한 첫 번째 원인이다. 또한 보육료 지원이 아동 연령별로 소득계층에 따라 차등적으로 이루어지는데, 현 시스템은 도시근로자 월평균 가구소득 100%이하(5층) 집단을

포함하여 이 집단보다 소득수준이 높은 집단에게는 거의 혜택이 돌아가지 않도록 설계되어 있으며, 그 이하의 저소득계층이라고 하더라도 중간 지원액이 계단식으로 감소함에 따라 특히 여성과 같은 가구내 부차 소득자의 경우 상위 소득계층으로 올라갈 수 있는 취업기회를 포기하고자 하는 인센티브를 갖게 만든다. 게다가 현재의 보육료 지원 시스템은 취업모에게도, 저소득층에게도 목적인 바의 혜택을 주지 못하는 시스템이라고 할 수 있다. 보육료 지원의 혜택을 취업모라고 더 많이 받을 수 있도록 돼있지 않다. 저소득층에게는 취업을 통해 저소득층을 벗어나고자 하는 유인을 제공하지 못할 뿐 아니라, 정책 목표대로 고소득층과 차별되는 충분한 보육료 지원마저도 제공해주지 못한다.

보육서비스의 질을 컨트롤 하는 정부 시스템이 산발적이고 중첩적이다. 보육(혹은 유아교육) 서비스 공급자는 다양하게 존재하는데 이들에 대해 서로 다른 법, 규제, 감독 제도가 존재하기 때문에, 일관적이고 공신력 있게 공급자의 서비스 질을 평가하고 인증하고 규제하지 못하며, 그 결과 보육서비스의 질에 대해 정책수요자가 신뢰하지 못하는 사태가 야기된다.

취업한 여성들을 위한 가장 직접적인 보육지원 정책인 직장보육 지원 정책에서도 몇가지 문제점이 발견된다. 정책을 집행할 강제력과 강력한 유인책이 미흡하다는 점, 직장보육서비스 의무 제공 사업장 선정 기준도 너무나 현실과 동떨어져 있다는 점 등이 그것이다.

## 8. 정책 제언

취업한 여성의 보육수요를 정확하게 파악하고 그것을 충족시켜줄 수 있는 다양한 보육서비스를 개발해야 한다(시간연장보육, 시간제 보육 등). 영아전담 시설(영아 수용인원 10인 내외) 확충, 기존시설의 영아 보육 역량 강화 지원 등, 영아보육을 활성화시켜야 한다. 아이돌보미 이용료는 대폭 낮추면서 돌보미 활동수당은 높이는 등 아이돌보미 사업의 취업모 친화성을 제고할 수 있는 방안이 강구될 필요가 있다. 보육료 지원 정책의 수정을 통해 취업한 한부모 가구나 맞벌이 가구에 대한 지원을 대폭 늘리고, 저소득층 대상 지원에 있어서는 소득구간의 정밀한 재설계와 구간별 지원액 감소폭 재조정 등을 통해 취업 인센티브를

유지해 주어야 한다. 취업 중인 여성 뿐 아니라 정부 주관 취업지원 프로그램(직업훈련 포함)에 등록 중인 여성에게까지 보육료 지원을 확대할 필요가 있다. 근로자 개인이 보육시설을 선택하여 아동을 맡긴 후 보육료의 일부 또는 전부를 사업주로부터 환급받게 하고 정부는 사업주에게 보육료를 지원하는 방식으로 전환을 모색하는 등, 직장보육 확대 정책의 내실화가 필요하다.

지방자치단체 수준에서는 첫째, 보육예산이 시설별 지원에서 아동별 지원으로 그 중심축이 옮겨가고 있는 실정임에도 불구하고 지역 별로 보육 공급률과 이용률을 파악하여 잠재 보육수요에 비해 서비스 공급이 현저히 제한되어 있는 지역에서는 현존 시설 지원과 국공립 시설 중심의 신설 지원을 위한 예산을 확보하는 것이 필요하다. 둘째, 사회복지비 지출 예산 중에서 보육부문의 예산 증가에 발맞추어 여성 취업지원 및 직업훈련 관련 예산 또한 증가해야 한다. 셋째, 중앙정부와 지방정부간 재정 분담 비율이 재정자립도를 고려하여 보다 더 탄력적으로 정해져야 한다. 넷째, 지방 보육위원회를 활성화하여 지역 보육의 현안을 파악하고 각 부처별 보육사업을 지역 실정에 맞게 조정하고 정책 추진 효율성을 극대화해야 할 것이다. 나아가 보육지원 사업을 통한 여성 경제활동 촉진 효과가 중요한 심의 의제 중 하나로 자리매김되어야 할 것이다.

# 목 차

I. 서론 .....	1
1. 연구의 필요성과 목적 .....	3
2. 연구 방법 및 내용 .....	5
가. 연구 방법 .....	5
나. 연구 내용 .....	7
II. 선행연구 및 보육예산 현황 .....	9
1. 선행연구 리뷰 .....	11
가. 지방정부 재정지출이 지역 경제성장과 고용에 미치는 효과에 관한 선행연구 .....	11
나. 개인의 취업여부에 영향을 미치는 요인들에 관한 선행연구 .....	13
다. 여성의 노동공급에 영향을 미치는 요인들에 관한 선행연구 .....	14
라. 보육관련 공공지출이 여성의 노동공급에 미치는 영향에 관한 선행연구 .....	17
2. 지방자치단체 보육예산의 현황과 추이 .....	19
가. 광역자치단체 보육예산 추이: 2005-2009 .....	21
나. 기초자치단체 보육예산 현황: 2008 .....	27
III. 분석모형 .....	31
1. 분석모형과 가설 .....	33
가. 종단분석 : 고정효과 모형과 확률효과 모형 .....	33
나. 횡단분석 : 다층모형 .....	34
2. 자료와 변수 .....	40
가. 종단분석 .....	40
나. 횡단분석 .....	44



IV. 분석결과 .....	49
1. 종단모형 추정 결과: 고정효과모형과 확률효과모형 .....	51
가. 총보육예산 효과 추정 .....	51
나. 보육료 지원 예산 효과 추정 .....	55
2. 횡단모형 추정 결과 : 다층모형 .....	59
가. 무조건 모형 .....	59
나. 조건모형 : 총보육예산 효과 .....	61
다. 조건모형 : 보육료 지원 예산 효과 .....	64
V. 결론 및 제언 .....	67
1. 기존 보육정책의 비판적 검토 .....	69
가. 취업여성 대상 보육지원 사업 개괄 .....	69
나. 취업여성 대상 보육지원 정책의 문제점 .....	72
2. 정책 제언 .....	74
■ 참고문헌 .....	79

## 표 목 차

<표 II-1>	16개 시도별 총보육예산(2005년 가격기준) .....	21
<표 II-2>	16개 시도 보육료 지원예산(2005년 가격기준) .....	23
<표 II-3>	16개 시도 영유아 1인당 총보육 예산(2005년 가격) .....	25
<표 II-4>	16개 시도 영유아 1인당 보육료 지원예산(2005년 가격) .....	26
<표 II-5>	서울시 자치구 보육예산 현황(발취) .....	27
<표 II-6>	강원도 시군 보육예산 현황(발취) .....	28
<표 II-7>	시군구별 보육예산 평균 비교 .....	29
<표 III-1>	패널분석모형 변수의 정의 및 기술통계 .....	41
<표 III-2>	다층모형 변수의 정의와 기술통계(1층모형) .....	44
<표 III-3>	시군구별 개인 응답자 분포(발취) .....	46
<표 III-4>	다층모형 변수의 정의 및 기술통계(2층모형) .....	48
<표 IV-1>	하우스만 테스트 결과(총보육예산) .....	51
<표 IV-2>	총보육예산 효과 추정 결과(고정효과모형) .....	53
<표 IV-3>	총보육예산 고정효과모형에 대한 이분산 및 계열상관 테스트 .....	53
<표 IV-4>	총보육예산 효과 추정 결과(고정효과모형, robust s.e.) .....	54
<표 IV-5>	하우스만 테스트 결과(보육료지원 예산) .....	55
<표 IV-6>	보육료지원예산 효과 추정(고정효과모형) .....	56
<표 IV-7>	보육료지원예산 고정효과모형에 대한 이분산 및 계열상관 테스트 .....	57
<표 IV-8>	총보육예산 효과 추정 결과(고정효과모형, robust s.e.) .....	57
<표 IV-9>	총보육예산 효과(확률효과모형) .....	58
<표 IV-10>	1층모형 고정효과 추정(이분산 고려한 표준오차) .....	59
<표 IV-11>	무조건 모형의 추정 결과(확률효과) .....	61
<표 IV-12>	총보육예산 효과에 대한 조건모형 추정 (고정효과, 이분산 고려한 s.e.) .....	61

<표 IV-13> 총보육예산 효과에 대한 조건모형 추정 결과(확률효과) .....	63
<표 IV-14> 보육료지원예산 효과 추정(고정효과, 이분산 고려한 s.e.) .....	64
<표 IV-15> 보육료지원예산 효과에 대한 조건모형 추정 결과(확률효과) ....	65

## 그림 목 차

[그림 Ⅲ-1] 지역별 25세 이상 39세 이하 여성 고용률 추이 .....	42
[그림 Ⅲ-2] 지역별 보육예산 추이 .....	43

# I

## 서론

1. 연구의 필요성과 목적	3
2. 연구 방법 및 내용	5

## 1. 연구의 필요성과 목적

지금까지 성인지 예산분석 선행연구들은 정부의 예산활동이 남성과 여성에게 어떤 차등적 결과를 야기했는지를 주된 분석 대상으로 삼아왔다고 할 수 있다. 그러나 여성을 수혜대상으로 하는 예산 지출이 과연 소기의 효과를 거두었는지에 대해서는 상대적으로 실증적 연구가 부족했다고 할 수 있다. 보육정책은 양질의 양육 서비스를 누릴 아동의 권리와 자아실현과 소득증대를 위해 일자리를 가질 여성의 권리를 균형적으로 지원하고자 하는 정책영역이라고 할 수 있다(유보경, 2004; 장연인, 2006; 노성향 외, 2007; 조윤영·김정호, 2008; 김종해, 2009).

예컨대 여성가족부의 ‘제1차(2006~2010) 중장기보육계획’(일명 새싹플랜)은 ‘맞벌이 가구의 증가와 핵가족화로 인하여 가정의 자녀양육 기능이 약화되어 정부와 지역사회의 지원이 필요하고, 영아를 둔 여성이 자녀양육과 경제활동을 병행할 수 있도록 지원이 요구되고 있는’ 현 한국사회의 시대적 필요성을 반영한 기획이라고 할 수 있다(노성향 외, 2007). 또한 보건복지부의 저출산고령사회기본계획(‘새로맞이 플랜 2010’)은 저출산의 요인으로 젊은 여성의 활발한 사회진출과 경제활동 참가를 꾀으면서 ‘여성의 자아실현과 양육이 병행될 수 있도록’ 지원하는 정책을 적극 추진할 것을 천명한 바 있다. 나아가 유보경(2004)는 보육정책의 본질을 ‘출산·육아기에 있는 기혼 여성의 노동시장 단절을 극복하고, 기혼여성의 노동시장 진입을 촉진시키는 수단, 곧 여성인력 활용 및 고용평등을 위한 제도’라고 규정하여 여성의 일할 권리를 신장하기 위한 수단으로서 보육정책을 파악하고 있다(유보경, 2004: 91).

따라서 이러한 정책영역을 위한 정부의 예산활동이 과연 소기의 효과를 발휘하고 있는지를 분석하는 것은 성인지예산 분석의 중요한 연구테마 중 하나라고 할 수 있다. 보육관련 정책의 효과 중에서 전자인 아동의 권리 증진에 대한 효과는 그동안 비교적 많이 수행되었으나, 후자의 효과 즉 보육관련 예산활동이 여성의 경제활동 참가를 얼마나 촉진시켰는가에 대해서는 분석이 일천한 편이다. 이런 상황에서 이 연구는 여성의 경제활동 참가 촉

#### 4 ●●● 지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동

진을 주요한 정책 목표 중 하나로 하는 보육정책의 추진을 위해 할애된 예산이 과연 소기의 성과를 거두었는지를 실증적으로 살펴보고자 하는 연구이다. 정부 예산활동의 혜택이 남성에게 집중적으로 귀착되는 것이 아닌지를 살펴보는 것도 중요하지만 명시적으로 여성에게 혜택이 돌아가도록 하기 위해 집행된 정부예산이 과연 의도된 대로 여성에게 혜택이 돌아가는 결과를 낳았는가를 검토하는 것도 성인지적 예산분석의 지평을 넓히는데 일조할 것이라고 사료된다.

이 연구는 특별히 지방정부의 보육 예산 지출이 해당 지역 여성의 경제활동에 어떤 영향을 미쳤는지를 계량모형을 통해 추정하고 그 결과를 바탕으로 정책적 함의를 논의하고자 한다. 그러면 왜 지방정부냐? 보육정책의 기조와 주요 사업, 그리고 그에 필요한 예산 등은 중앙정부에서 지방정부로 하달되는 동시에 지방정부 차원의 독자적인 보육정책의 기획과 관련 사업 및 예산이 추가된다. 결국 중앙으로부터의 정책과 예산 및 지역의 자체 정책과 예산은 지방정부에 의해서 패키지로 최종 수요자에게 전달된다. 따라서 보육정책 관련 예산의 효과를 가장 잘 포착할 수 있는 분석단위는 곧 지역, 지방정부라 할 수 있다. 나아가, 지역 노동시장과 관련해서는 중앙정부 주도의 정책보다는 지방정부의 지역 실정에 맞는 정책 추진이 더욱 효과적일 수 있다는 것은 많은 선행연구들이 지적하는 바이다(예컨대 강일규 외 2007; 김안국 외 2005; 김태홍 외, 2005). 이를 반영하듯, 참여정부 이후 지역인재 육성, 지역 일자리창출 등과 같은 지역 고용 촉진을 위한 중앙정부의 예산지원과 지방정부의 재원확충이 지속적으로 진행되어왔다. 특히 지역의 여성고용 확대를 위한 지방정부의 노력은 지역별 여성정책관련 예산의 지속적 확대를 통해 꾸준히 반영되어 왔고, 보육예산의 증대에도 지속적으로 반영되고 있다고 할 수 있다. 따라서 지방정부 보육예산이 지역 여성 경제활동에 미친 영향을 테스트하는 것은 지방정부가 과연 지역 실정에 적합한 보육정책을 기획하고 예산을 운용함으로써 지역 여성의 노동시장 참여를 효과적으로 활성화시키고 있는지를 평가하기 위한 중대한 시금석이 된다.

광역자치단체와 기초자치단체의 보육관련 예산활동이 지역 여성 경제활동에 어떤 결과를 야기했는지를 실증적으로 테스트하는 것은 중앙정부 뿐 아니

라 지방정부의 예산 활동으로도 성인지 예산 분석의 지평을 넓히는 데 기여할 뿐 아니라, 성인지적 예산 분석을 세련화시켜 성인지 예산제도의 안착과 성평등적 공공지출의 제도화에 기여할 것으로 기대된다. 나아가 이러한 지방 정부 수준의 보육예산 효과 분석은 지역 여성인적자원개발에 있어 광역자치단체의 역할을 평가하고 그것을 토대로 향후 광역자치단체가 보육서비스 관련 지출을 통해 지역의 여성 노동시장 활성화에 더 큰 기여를 할 수 있게 할 조건을 발견하는데 도움이 될 것으로 기대된다.

## 2. 연구 방법 및 내용

### 가. 연구 방법

이 연구의 목적을 달성하기 위한 분석방법으로 가장 적합한 것은 16개 시도의 연간 보육예산과 연간 여성 경찰수준 및 여타 시도 수준의 통제변수들로 패널자료를 구성하고 고정효과 모형이나 확률효과 모형을 통해 보육예산과 여성 경찰수준 간의 관계를 검증하는 것이다. 지역의 여성 경찰수준이라는 종속변수에는 지역의 고유한 관측 불가능한 특성들이 영향을 미칠 수 밖에 없을 것이며, 따라서 보육예산이 여성 경찰수준에 미치는 영향을 정확하게 추정하기 위해서는 이러한 관측 불가능한 이질성을 통제하지 않으면 안된다. 또한 시간 흐름에 따른 지역 내(within-group) 분산 뿐 아니라 한 시점에서의 지역 간(between-group) 분산까지도 함께 고려되어야 한다. 따라서 패널 데이터를 이용한 고정효과 모형이나 확률효과 모형이 가장 적합한 분석방법이라고 할 수 있다(Wooldridge, 2002; Greene, 2003).

이 연구는 패널자료를 이용한 종단분석 이외에 횡단분석을 통해서도 보육예산과 여성 경찰수준 간 관계를 검증하고자 한다. 우선 여성 개인 수준에서 여성의 경찰 참가 여부에 미취학 아동의 유무가 어떤 영향을 미치는지 추정하고, 미취학 아동이 있는 여성이 그렇지 않은 여성에 비해 경찰 참가 확률이 낮은지를 확인하고, 만약 그렇다면 과연 보육예산이 많은 지역에서는 미취학 아동을 둔 여성의 경찰 참가 확률이 더 높은지를 검증하고자



## 6 ●●● 지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동

한다. 만약 그렇다면 지역의 보육예산 규모는 여성들 중에서 미취학 아동을 둔 보육서비스 수요자 집단의 경제활동 참가를 돕는 효과가 있는 것으로 판단할 수 있을 것이다. 이러한 형태의 횡단 분석은 개인 수준의 분석과 개인이 집락되어있는(nested) 지역수준의 분석이 한 데 통합되는 이른바 다층모형(multi-level model) 분석이 유용하게 활용될 수 있는 분석 영역이다.

횡단면 다층모형은 개인 수준의 독립변수들이 종속변수에 미치는 영향이 개인을 초월한 맥락적 요인에 의해 증폭되거나 완화되는 정도를 추정하기에 적합하도록 고안된 분석기법이다(Singer and Willett, 2003: chs.1-8; Raudenbush and Bryk, 2002). 개인과 개인이 속한 집단이나 조직과 같은 거시단위로 구성된 다층모형을 2수준 다층모형이라 하며, 2수준 다층모형은 개인에 관한 모형인 1층 모형(level-1 submodel)과 개인이 속한 거시단위에 관한 모형인 2층 모형(level 2 submodel)으로 구성된다. 1층 모형에서는 거시단위(예컨대 지역) 속에 집락되어있는(nested) 미시단위들(예컨대 개발 여성들)을 대상으로 독립변수와 종속변수 사이의 관계를 추정하는 회귀분석이 수행되고, 2층 모형에서는 1층 모형에서 추정된 절편과 독립변수의 회귀계수들을 각각 종속변수로 하는 거시단위 대상의 회귀분석이 수행된다.<sup>1)</sup> 따라서 다층모형은 지역에 따라 여성들의 미취학 아동 유무가 경제활동 참여 여부에 미치는 영향이 다양할 수 있는데, 지역의 어떤 특성이 이 영향을 더 증폭시키거나 감소시키는가를 파악할 수 있게 해준다.

한편 계량분석 방법론 이외에 이 연구는 지역별 보육예산 현황 및 추세, 주요 보육사업 파악, 지역 재정지출 규모와 경제상황 파악 등을 위해 지역 예산서 및 사업명세서, 지역통계연보, 국가통계포털의 지방통계자료 등과 같은 공식통계자료에 대한 검토와 분석, 여성 노동공급과 보육예산 관련 쟁점들을 정리하기 위해 기존 문헌 리뷰 및 분석, 연구의 잠정 결과에 대한 전문가 자문회의, 지역 보육관련 공무원과의 예산 세부 명세에 대한 문답 등의 방법들이 동원되었다.

---

1) 회귀계수 추정 방법은 전통적인 OLS 방식이 아니라 대표적으로 GLS와 ML방식이 사용된다. 횡단면 및 종단면 다층모형의 각 층별 회귀계수와 오차항의 구체적 추정 방식에 대해서는 Raudenbush & Bryk(2002: ch.3)참조.

## 나. 연구 내용

다음 절에서 우리는 이 연구의 목적과 관련하여 시사점을 줄 수 있는 선행 연구들을 개괄하고 내용을 정리한다. 지역 공공지출과 지역 경제성장과 관련성에 관한 연구, 개인의 취업여부에 영향을 미치는 영향들을 추정하고자 하는 미시적 연구, 여성의 노동공급 결정요인에 관한 연구, 보육관련 공공지출의 여성 노동공급 촉진 효과에 관한 연구 등이 이 연구가 진지하게 검토한 선행 연구 전통들이다.

지역의 보육예산 현황과 추이를 살펴보는 챕터에서는 이 연구의 독립변수인 총보육예산과 보육료 지원 예산의 구체적 범위를 밝히고, 각 지방자치단체별로 총보육예산과 보육료 지원 예산의 현황과 추이를 제시한다. 광역이나 기초자치단체나 거의 대부분의 지방정부에서 보육예산이 현격하게 증가해 왔으며, 자치구 지역보다 시지역이 총보육예산이 더 많고, 5세 미만 영유아 1인당 보육예산은 상대적으로 영유아 인구가 적은 군지역이 가장 많았다. 그 다음 이 연구에서 추정할 분석 모형을 종단분석 모형과 횡단분석 모형으로 나누어 살펴보고, 각 분석모형에서 사용될 변수를 정의하고 측정방법을 밝힌다. 그리고 각 모형을 통해 검증할 가설들을 제시한다.

분석 결과에서는 총보육예산이나 보육료 지원 예산이 증가해도 25세에서 39세 사이의 연령계층에 있는 여성들의 취업이 같이 늘어나지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있는지, 그리고 보육관련 예산이 많이 책정된 지역에서 미취학아동을 둔 여성의 경활참가 확률이 그렇지 않은 지역과 차이가 없다는 귀무가설을 기각할 수 있는지를 각각 검증한 결과를 제시한다. 이를 통해 보육예산 관련 변수들이 과연 보육서비스 대상 집단 여성들의 경제활동을 촉진시켰다고 볼 수 있는지 판단한다.

그 다음 중앙정부의 보육정책을 개괄하면서 그 중에서 직간접적으로 취업여성을 대상으로 보육서비스를 제공하는 것을 목적으로 하는(혹은 유자녀 여성의 취업 인센티브를 높이는 것을 목적으로 하는) 정책이 어떤 것들이 있는지 살펴본다. 광역자치단체 수준에서도 2010년 세출예산사업명세서 분석을 통해 명시적으로 취업여성을 대상으로 하는 보육서비스 사업에 얼마의 예산이 배정되었는지를 리뷰한다. 이러한 취업여성 대상 보육서비스

## 8 ●●● 지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동

사업들이 갖는 문제점과 한계를 짚어본 다음, 취업 여성이 일과 자녀양육을 병행할 수 있고, 미취업 여성에게는 취업하고자 하는 인센티브를 높여줄 수 있는 보다 더 효과적이고 효율적인 정책으로 어떤 것이 있을 수 있는지를 제안한다.

## Ⅱ

### 선행연구 및 보육예산 현황

1. 선행연구 리뷰	11
2. 지방자치단체 보육예산의 현황과 추이	19

## 1. 선행연구 리뷰

### 가. 지방정부 재정지출이 지역 경제성장과 고용에 미치는 효과에 관한 선행연구

지역의 고용과 노동수요는 지역경제의 성장에서 파생되는 부수적 결과임을 감안하면, 지방정부의 재정지출이 지역 경제성장에 미치는 영향을 천착한 많은 연구들이 이 연구에 시사와 통찰을 제공해줄 수 있는 선행연구로 간주될 수 있을 것이다. 지방정부의 예산활동이 지역 경제에 미치는 영향에 관한 선행연구는 비교적 많이 축적되어있다(예컨대, 오병기·김대영, 2005; 오병기, 2006; 김종구, 2007; 강윤희, 2008). 김종구(2007)는 지방정부의 재정지출을 주요 독립변수로 하는 동태적 패널분석을 통하여 지방정부 재정지출의 크기가 지역경제성장(일인당 실질지역내총생산)에 유의미한 정의 영향을 미친다는 것을 보여주었다.

한편 정부의 재정지출을 기능별로 구분하여 장관 지출항목의 경제성장 파급효과를 분석한 연구들도 있다. 우선 기능별 지출 중에서 경제개발비 지출의 효과를 살펴본 연구로는 박완규·장재열(2009), 강윤희(2008), 오병기(2006) 등을 들 수 있다. 강윤희의 연구(2008)는 부산광역시를 사례로 하여 경제개발비 지출이 지역 경제성장에 정의 영향을 미친다는 것을 보고했다. 한편 오병기(2006)는 비도시지역 광역자치단체를 대상으로 1인당 지역내총생산을 종속변수로 하는 회귀분석을 실시하여 비도시 지역의 경제개발비 지출, 특히 산업경제비와 지역개발비가 지역 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 경제개발비의 지방 경제 기여 효과를 검증한 가장 최근의 연구인 박완규·장재열의 연구(2009)는 1998년부터 2006년까지의 광역자치단체별 시계열 자료를 가지고 각 자치단체별 지역 내 총생산을 종속변수로 고정효과모형과 확률효과모형을 추정한 결과, 사회개발비의 각 지출항목들은 유의하지 않았으나 경제개발비 중 지역경제개발비 항목의 지출이 지역의 경제성장에 유의한 정의 영향을 미친다고 보고했다.

한편 경제개발비가 아니라 사회개발비 지출의 경제성장 유발 효과에 관심을 기울이는 연구들도 다수 존재한다. 오병기·김대영(2005)은 지방 세출에

서 점점 더 그 비중이 증가하고 있는 사회개발비 지출의 성격에 주목하면서, 물적자본에 대한 공공투자의 성격을 띠는 경제개발비와 마찬가지로 인적자본 투자와 복지서비스 관련 공공지출의 성격을 강하게 띠는 사회개발비 역시 지역내총생산 증가에 유의미한 기여를 한다고 보고한다. 기존 연구에서 사회개발비가 지역경제성장에 기여하지 못하는 소비적 경비나 경상적 경비로 취급되는 경향이 있었음을 지적하면서, 이들은 패널분석을 통해 사회개발비 지출이 장기적으로 지역내 총생산 성장에 유의미한 양의 영향을 미쳤음을 보여줌으로써 사회개발비 역시 투자적 성격의 지출로 봄이 타당하다고 주장한다.

나아가 김제안·채종훈(2006)은 1990년부터 2003년까지의 광역자치단체별 시계열 자료를 이용하여 사회개발비 지출이 지역 경제성장에 미치는 영향을 분석하면서, 사회개발비 지출 중에서 투자적 성격의 지출인 교육문화비와 보건·생활환경개선비 뿐만 아니라 경상적 지출인 사회보장비 역시 지역 경제성장에 유의미한 정의 효과를 갖는다고 보고했다. 또한 오병기(2008)는 경제개발비와 사회개발비라는 기능별 구분에 구애받지 않고, 두 장별 지출 중에서 투자적 성격이 강한 교육문화비(사회개발비), 산업경제비와 지역개발비(경제개발비)의 지역경제성장 기여 효과를 추정한 결과, 이들 세 투자적 지출 모두 지역경제의 성장에 긍정적 영향을 주었다고 보고했다.

이에 비해 재정지출이 지역 고용에 미치는 영향에 관한 연구는 상대적으로 숫자가 적다. 김태보(2000)는 비조사 방법(non-survey method)에 입각한 지역산업연관모형을 활용하여 기초자치단체인 제주시의 경제개발비 지출이 제주지역총생산 및 총고용에 어떤 유발효과를 발휘하는지 분석했다. 한편 특정 지역이 아니라 중앙정부와 지방정부를 모두 합한 국민경제 전체 수준에서 정부 재정지출이 고용에 미치는 영향을 탐색한 연구로는 서승환·박영범(2003)과 이인실(2006)을 소개할 수 있다. 서승환·박영범(2003)은 산업별 고용함수의 추정에 기초하여 수행한 모의실험을 통해 정부 재정지출정책이 고용에 미치는 영향이 조세정책보다 더 크다고 보고했다. 이인실의 연구(2006)는 벡터자기회귀모형을 이용하여 재정지출이 고용에 미치는 영향을 분석하고 있다. 그는 정부지출 중에서 소비성 지출이 고용률에 정의 영

향을 미친다고 보고한다. 한편 이택면의 연구(2009)는 기초자치단체의 재정 지출 중 사회개발비 지출이 남녀의 취업 확률 격차에 어떤 영향을 미치는지를 다층모형(Multi-level Model)을 통해 추정하였으며, 사회개발비 지출이 많은 지역일수록 오히려 남성과 여성의 취업확률 격차가 더 크게 벌어진다고 보고했다.

### 나. 개인의 취업여부에 영향을 미치는 요인들에 관한 선행연구

한편 개인의 취업여부에 영향을 미치는 조건을 천착한 미시적 연구들 역시 이 연구의 주제와 목적과 관련하여 검토해야할 중요한 선행연구들이다. 정인수의 연구(2003)는 노동패널 자료를 이용하여 취업자의 취업이탈확률 결정 요인을 추정하면서 지역변수를 주요한 변별요인으로 활용했다. 그는 개인의 취업이탈확률과 평균취업기간이 지역별로 차이가 있는지를 살펴보고 Cox 비례모형을 이용하여 개인의 취업이탈 요인을 분석하였다. 이를 통해 그는 대도시와 비대도시, 수도권과 비수도권, 서울, 부산, 광주, 대구의 4대 도시 사이에 평균 취업기간 및 취업이탈 요인에 있어 유의미한 차이가 확인되는지를 살펴보았다. 연구 결과를 취업이탈 요인의 차이에 국한해서 살펴보면, 대도시와 비대도시, 수도권과 비수도권 사이에는 취업이탈 요인에 있어서 별다른 차이가 발견되지 않는 한편 4대 도시간 비교에서는 서울의 경우 기업규모가 유의미한 영향을 미친데 비해 나머지 3개 도시에서는 기업규모의 영향이 유의미하지 않은 것으로 나타났고, 광주에서는 노조결성 여부가 유의미하지 않았음에 반해 나머지 3개 도시에서는 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 이 연구는 개인의 취업확률에 영향을 미치는 변수들 중 개인특성 변수가 아니라 지역 변수를 중요하게 취급한 몇 안 되는 연구 중 하나이지만, 지방 정부의 재정지출의 영향에 주목하지는 않았고 더구나 지역별 차이만을 살펴보았을 뿐 지역의 어떤 특성이 이 차이를 크게 하거나 줄여주는지에 대해서는 분석하지 않았다.

남재량(2004)은 전국 시군구 단위의 고용촉진훈련 훈련생 1,000명에 대한 표본조사를 실시하여, 이들의 취업여부를 종속변수로 하고 인적특성과 훈련과정 특성들을 독립변수로 하는 이항로짓분석을 실시한 결과, 훈련생의

연령, 가족 생계 책임 여부, 자격취득 여부 등이 취업확률에 유의미한 영향을 미친다는 것을 발견했다. 황수경(2003)은 노동패널 4차년도 조사 자료와 부가조사 자료를 이용하여 장애가 취업확률에 미치는 영향을 분석했다. 성, 연령, 학력, 혼인상태, 가구소득 등을 통제한 상태에서 장애인 여부가 취업확률에 유의미한 부의 영향을 미친다는 것과, 장애로 인한 직무수행능력의 저하를 통제한 상태에서도 여전히 부의 영향이 유의미하게 유지된다는 것을 보여줌으로써 장애인이라는 이유만으로 고용상의 차별이 존재한다는 것을 실증했다.

또한 김가을(2006)은 노동패널 1차-7차 조사 자료를 이용, 비고용인구의 취업 이행 확률에 영향을 미치는 요인들을 파악하고자 했다. 그의 분석 결과에 따르면 여성과 중고령자 집단은 비취업 인구의 모든 하위범주(실업, 경계노동력, 순수비경활)에서 취업상태로의 이행 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 성지미·안주엽(2006)은 노동패널 6차년도 조사 자료의 개인 응답자 중 30세 이상 75세 미만의 중고령자를 대상으로 취업여부 결정요인을 분석했다. 이항로짓모형 추정 결과 성, 연령, 교육년수, 지역 실업률 등이 취업할 확률에 유의미한 부의 영향을 미치는 요인으로 보고되었다.

#### 다. 여성의 노동공급에 영향을 미치는 요인들에 관한 선행연구

이들 미시적 연구들은 한결같이 개인의 취업확률에 있어 남녀간 유의미한 격차가 존재함을 보여주었으나, 여성에 초점을 맞추어 무엇이 여성의 노동공급 결정에 영향을 미치는지를 분석하지는 않았다. 여성의 노동시장 참여 결정, 혹은 여성의 노동공급에 어떤 변수들이 영향을 미치는지를 살펴보고자 한 산적한 연구들 역시 이 연구와 동일한 종속변수를 다루고 있으므로 반드시 살펴보아야 할 중요한 선행연구들이다. 여성의 노동공급에 관한 연구는 미시수준에서 여성 개인의 노동시장 참여 여부에 영향을 미치는 변수들이 무엇인지를 천착하는 연구와, 거시수준에서 지역이나 국가의 여성 경제활동참가률(혹은 고용률)에 영향을 미치는 거시단위의 특성들에 주목하는 연구로 대별될 수 있다.

먼저 후자에 속하는 연구들을 살펴보면, Semyonov(1980)는 경제발전, 출



산물, 소득불평등, 이혼률 등이 지역 여성 경활률을 결정하는 요인으로 봤다. 한편 미국을 대상으로 시계열 자료를 통해 총량 수준에서 여성 경활률에 영향을 미치는 요인들을 탐색한 O'Neill(1981)은 실업률, 출산률, 이혼률, 산업구조 지표 등을 통제한 상태에서 남성과 여성의 대비적 소득 수준이 여성 경활률을 결정하는 중요한 요인이라고 주장했다. 분석 결과 남성 소득은 여성 경활률에 유의한 부의 영향을, 여성의 임금률은 유의한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 여성 종사자 수가 지배적으로 많은 직종의 비중 역시 여성 노동공급에 영향을 미친다는 연구결과도 존재한다(Hill, 1984). 이 연구는 일본 노동시장 자료를 사용하여 지역별 평균 남녀 임금 수준과 함께 여성 친화적 직종의 비중 역시 여성의 경활률에 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 거시 수준에서 여성 경활률에 영향을 미치는 변수로서 가장 많이 논의되었던 변수 중 하나는 출산력이다(Brewster & Rindfuss, 2000; Englehardt, et al. 2004). Englehardt, et al.(2004)은 총량 변수로서 출산률과 여성경활률 사이에는 그랜저 인과관계(Granger causation)가 있다고 보고, 전자가 후자를 결정하는 정도와 후자가 전자를 결정하는 정도를 동시에 비교 추정하고자 했다. 나아가 이 연구는 1990년대 들어 출산률과 여성 경활률 간의 전통적 음의 관계가 역전되어 출산률이 높은 국가일수록 여성 경활률도 높아지는 경향이 대두된다고 보고한다.

한편 국가간 비교연구를 통해 개별 국가의 제도적 여건이 그 국가의 여성 경활률 변화 궤적에 어떤 영향을 미치는지를 다층모형을 통해 보여준 Uunk et al.의 연구(2005)는 본 연구의 관점에서 특별히 주목된다. 13개 유럽 연합 국가들에 대한 거시자료를 패널로 구축한 이 연구는 공보육 정책이 잘 시행되고 있는 국가일수록 자녀 출산이 여성 노동공급에 미치는 부정적 효과가 경감되는 것으로 보고하고 있다. 이 연구는 영유아 100명당 공보육 시설수를 주요 설명변수로 해서, 이것이 개별 국가에서 여성의 자녀출산이 여성노동공급에 미치는 부의 영향을 약화시키는 효과가 있음을 보여주었다. 결국 이 연구는 공보육 정책 혹은 보육에 대한 국가 예산이 여성 경활률에 영향을 미칠 가능성을 본격적으로 천착했다는 점에서 본 연구에 시사

하는 바가 크다. 그러나 종속변수를 특정 기간에 첫째 아이를 출산한 여성들의 출산 전후의 노동시장 위치 차이로 정의함으로써 표본선택으로 인한 추정상의 문제를 도외시하는 등, 방법론적 문제가 있다. 개인 수준에서 출산 자녀의 유무가 개인의 취업확률 혹은 경활참여 확률에 미치는 영향이 어떻게 다르며 그 영향의 크기에 거시 수준의(국가 수준) 변수가 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보는 것이 다층모형의 분석논리에 더 부합하는 접근방법이었을 것이다.

한편 미시수준에서 여성 개인의 경제활동 참가 결정이나 취업 여부에 영향을 미치는 변인들을 적시하고자 하는 연구전통도 존재한다. Connelly(1992)는 자녀가 있는 기혼여성이 부담하는 양육비와 경제활동 참여 확률에 미치는 영향을 분석했다. 개인을 분석단위로 하여 표본선택을 고려한 토빗 분석을 이용하여 개별 여성의 자녀 양육비를 추정하고 그것과 경제활동참여 여부와와의 관계를 프로빗 모형으로 추정한 결과 자녀 양육비가 커지면 여성의 노동시장 참여 확률이 낮아지는 것으로 나타났다(Connelly, 1992). 가구내 영유아의 존재는 어머니의 유보임금을 높이고, 따라서 그들의 노동시장 참여 확률을 낮춘다. 자녀의 존재(특히 미취학 자녀)가 여성의 노동공급에 부의 영향을 미친다는 연구결과는 이 외에도 많은 선행연구들이 공통적으로 보고하고 있다(예컨대, Browning, 1992; Lehrer, 1992; Nakamura & Nakamura, 1994; Bruce, 1978).

자녀의 존재가 여성의 경활참여에 미치는 영향이 지역 특성에 따라 어떻게 다르게 나타나는지를 살펴보고자 함으로써 본 연구에 많은 시사점을 던져주는 선행연구도 있다. Stolzenberg & Waite의 연구(1984)에 따르면 지역의 보육시설 가용성과 일자리의 여성 친화성이 높을수록 그 지역의 유자녀 여성의 취업 제약(자녀 수와 취업확률간의 부의 관계)이 약화된다. 이 연구는 명시적으로 위계선형모형을 사용하지는 않았지만 개인수준의 프로빗 모형의 회귀계수를 종속변수로 하여 지역 수준의 특성을 회귀시키는 전략을 취함으로써 사실상 위계선형모형의 분석논리를 따르고 있다.

Connelly(1992)는 미취학 자녀의 존재 이외에도, 아동의 생부모 이외에 돌봐줄 사람의 가구내 존재(성인 자녀, 조부모, 친척 등)는 자녀 돌봄 비용을

낮춰 어머니의 경할 참여 확률을 높인다고 보고한다(Connelly, 1992: 84). 일본 기혼여성을 대상으로 한 연구에서도 조부모 등 아동의 보조 돌봄자가 가구 내에 함께 사는 것이 기혼여성의 노동시장 참여 확률을 높이는 것으로 나타났다(Sasaki, 2002). 한편 시어머니나 친정 어머니의 취업 경험 여부가 여성 본인의 취업여부에 미치는 영향을 검증한 연구도 있다(Ferandez, et al., 2004). 이 연구에 따르면 다른 조건이 동일할 때 성장기 무렵 친모가 직장생활을 한 남성의 아내가 그렇지 않은 남성의 아내에 비해 취업 확률이 높다. 반면 여성의 성장기 무렵 친정 어머니의 취업 경험 여부는 현재 그 여성의 취업 확률에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

## 라. 보육관련 공공지출이 여성의 노동공급에 미치는 영향에 관한 선행연구

앞서 살펴본 선행연구들이 여성의 노동공급에 영향을 미치는 변인들을 미시, 거시 수준에서 포괄적으로 찾으려 한 것이었다면, 보육관련 공공서비스 혹은 공공지출을 특정하여 그 영향을 추정하고자 한 연구들도 소수지만 존재한다. 앞서 살펴본 Connelly의 연구(1992)가 그 중 하나다. 이 연구는 노동시장 참여 결정은 육아서비스 시장 참여와 강하게 연관되어 있으므로 결국 보육서비스 비용의 크기에 많은 부분 의존한다고 가정하고, 정부의 보육 정책이 보육서비스 비용을 낮춤으로써 여성의 노동시장 참여 확률을 높일 것이라는 가설을 검증하고자 한다. 연구 결과에 따르면, 다른 조건이 동일할 때 평균적 자녀돌봄 비용에 따른 기혼 유자녀 여성 고용률은 56.5%이나 자녀 돌봄 비용에 대해 50%의 정부 지원이 있으면 고용률은 64%로 증가하고 완전한 공보육의 실현으로 자녀돌봄비용이 0이 되면 고용률은 68.7%에 이를 것으로 예측됐다(Connelly, 1992: 89-90). 또한 Blau and Robins(1988) 역시 무상보육이 이루어질 경우 기혼 유자녀 여성의 고용률이 87%까지 상승할 것으로 예측했다. 이 외에도 정부의 자녀양육관련 공공서비스의 양과 질이 여성의 경제활동 참여 확률을 높인다는 연구결과는 상당히 축적되어 있다(Hu, 1999; Phimister, et al., 2002).

이와 관련된 국내연구로는 지방자치단체의 보육예산의 효과성을 분석한 유희정·이경숙·최진의 연구(2008)를 들 수 있다. 이 연구는 공공지출이나 정책의 효과성 분석에 흔히 사용되는 계량 기법인 자료포락분석(data envelop analysis)을 이용, 투입단위당 완성한 산출단위의 비율을 효율성이라 정의하고 지역별 보육정책의 효율성을 분석하고 있다. 그러나 지역별 여성 경제활동을 산출요소로 간주하지 않았기 때문에 보육관련 예산과 인력이 지역의 보육서비스 이용 여성의 경제활동 참여를 얼마나 촉진했는지를 분석할 수는 없었다. 한편 유보경의 연구(2004)는 정부의 보육정책이 취업여성의 보육수요를 충족시키지 못한다는 것을 기술적(descriptive)으로 보여주고 취업여성을 위한 보육정책 프로그램을 제안하고 있지만, 보육관련 공공지출이 여성의 취업 인센티브를 높여준다고 볼 수 있는지에 대한 계량분석을 시도하지는 않았다. 한편 김재원(2003)은 취업모(특히 제조업 분야의 취업모)에 대한 보육비용을 공공지출을 통해 줄여줄 경우, 어떤 사회적 효익이 발생하는지를 비용편익분석을 통해 보여주고자 했다. 이 연구에 따르면, IMF이전인 1995년을 시점으로 추정할 경우, 보육비용 지원에 의해 여성의 노동공급이 늘어서 인력부족이 해소되는 정도에 따라 그 사회적 편익은 보육비 지원으로 인한 비용의 적게는 6.2배에서 많게는 18.6배에 이를 것으로 추정됐다. 그러나 이 연구는 보육비 지원액의 증가가 여성의 노동시장 참여를 얼마나 증가시키는지를 경험 데이터를 이용하여 추정하기 위한 연구가 아니라, 여성의 노동시장 참여가 증가할 것이라고 가정하면서 단계별 증가 시나리오에 따라 사회적 편익의 크기가 얼마나 달라지는가를 계산하는 연구라고 할 수 있다. 한편 보육지원정책이 여성의 노동시장참여율에 어떤 영향을 미쳤는지를 계량적으로 분석한 최성은·우석진의 연구(2009)도 중요한 선행연구이다. 이 연구는 보육료지원은 여성의 노동시장 참여 여부와 노동시간에 부의 영향을 미치는 것으로 보고하고 있으며, 그 원인으로 현행 소득계층에 따른 불연속적인 보육료지원액 감소 제도를 들고 있다. 그러나 이 연구는 지방자치단체별 거시자료를 이용한 종단면 분석을 시도하지는 않았다.

선행연구에 대한 개괄을 종합해 볼 때, 본 연구는 선행연구 전통과 관련성과 차별성을 동시에 유지하고 있음을 확인할 수 있다. 16개 광역지방자치

단체의 보육예산의 추이를 패널자료로 구축하여 보육예산의 증가가 지역 여성 취업자의 증가를 동반했는지 확인하고, 195개 기초단체의 보육예산 자료를 집계하여 보육예산이 많은 지역에서 미취학 자녀를 둔 여성의 취업 확률이 더 높은가를 확인함으로써, 본 연구는 여성 노동공급과 관련한 연구 전통에서는 보육관련 공공지출의 효과를 추가했다는 차별성을, 지방자치단체의 보육정책 혹은 예산 효과와 관련된 연구전통에서는 여성경황이라는 종속변수를 추가했다는 차별성과 아울러 기초와 광역, 중단면과 횡단면 분석을 아우르면서 보육예산이 여성경황에 미치는 영향을 계량적으로 추정했다는 차별성을 갖는다고 할 수 있다.

## 2. 지방자치단체 보육예산의 현황과 추이

정부의 보육예산 혹은 보육서비스 지원을 구분하는 방법은 여러 가지가 있지만, 크게 보육시설에 직접 지원하는 예산과 보육시설 운영을 간접적으로 지원하는 예산으로 나눌 수 있다(유희정 외, 2008).<sup>2)</sup> 보육시설에 직접 예산을 지원하는 사업에는 각종 보육료 지원(국고보조금 사업으로 저소득층 차등보육료 지원, 만 5세아 무상보육료, 장애아 무상보육료, 두자녀 이상 보육료 지원 등, 자체 특수시책 사업으로 셋째자녀 이후 자녀 보육료 지원, 차등보육료 부모 부담분에 대한 지원, 취업여성 보육지원 등), 민간시설 대상 기본보조금 지원, 인건비 지원(국공립, 장애아 전담 시설 등에 인건비 지원, 보육종사자 처우개선비, 비상근교사 인건비, 대체인력 인건비, 시간연장 교사 근무수당, 비상근교사 인건비, 휴일 보육교사 근무수당 등), 시설운영비 지원(법정저소득층 영유아 입소비, 건강검진비, 현장학습비, 간식비/ 장애영유아 입소료/ 모든 영유아 대상 간식비/교재교구비, 민간시설 냉난방비, 농어촌 오지지역 차량운영비, 영세아 전용 보육시설 지원, 2·3세반 운영비 등), 환경개선비 지원(소규모 개보수, 시설 및 장비 추가구입), 기능보강비 지원

2) 혹은 보육서비스 공급자인 시설에 대한 지원이나, 수요자인 아동에 대한 지원이냐에 따라 시설별 지원과 아동별 지원으로 구분할 수도 있다(장영인, 2006).

(공공시설내 보육시설 설치, 보육시설 부지 매입, 민자유치 보육시설 건립 등 지원)이 포함된다.

보육시설 운영을 간접 지원하기 위한 예산 사업으로는 종사자 교육 지원(시설장 전문교육, 장애아 및 영아보육 전문성 향상을 위한 교육 지원, 종사자 연수 연찬회, 워크숍), 평가인증 관련 지원(평가인증 참여 인센티브 제공), 인프라 구축(시군보육정보센터 운영, 보육정보화, 보육행사 및 이벤트) 등이 포함된다(유희정 외, 2008: 25-35).

이렇게 정의된 보육예산에는 아이돌보미 사업 및 각종 아동양육 및 보호사업 예산들은 제외되었다. 물론 이들 사업들도 중요한 보육기능을 수행하고 있지만, 보육지원 사업과는 별도의 부처에서 수립·집행되는 지방자치단체가 많아 모두를 집계하는데 상당한 시간이 소요되는 관계로 본 분석에서는 분석대상으로 포괄하지 못했다.

그동안 대두되었던 중대한 변화 중 하나는 보육예산 자체의 현저한 증가이다. 특히 2003년 이후 총보육 예산은 대폭 증가하기 시작, 3년만인 2006년도에는 2.8배나 증가하였으며 2000년 이후부터는 줄곧 지방정부의 예산이 중앙정부의 예산을 넘어서고 있다(장영인, 2006: 256). 또 다른 변화는 보육관련 재정사업의 기조가, 영유아보육법에 국한해서 살펴보면, 선별주의에서 보편주의로, 국공립시설 지원 위주에서 민간시설 병행 지원으로, 시설별 지원에서 아동별 지원으로 변화해왔다고 할 수 있다(장영인, 2006). 특히 공급자 중심의 시설별 지원(인건비 지원, 운영비 지원, 시설 증축 혹은 개보수 등)에서 수요자를 고려한 아동별 지원(보육료 지원)으로의 중심이동은 가장 최근에 가장 급격하게 발생하고 있는 변화로서 주목해야 한다. 아동별 지원은 보육대상 아동을 둔 가구의 보육비용을 가장 효과적으로 줄여줌에 따라 시설에 대한 지원에 비해 아동의 주 양육자인 여성의 경제활동 참여를 촉진하는 경제적 효과가 더 클 것으로 기대돼 왔다. 따라서 이 연구에서는 총보육예산의 여성 경제활동 촉진 효과에 덧붙여 수요자 보조금에 해당하는 보육료 지원 예산의 효과 또한 별도로 추정해보고자 한다. 보육료 지원 예산의 일부로 볼 수 있는 민간시설 기본보조금은 액수 면에서 비중도 크고 그 효과와 관련하여 많은 논란이 있어왔으나, 수요자 보조금과 공급자 보조

금의 성격을 모두 갖는 ‘혼합적’ 형태의 보조금으로서 여타의 수요자 보조금과 성격 면에서 상이하기 때문에(김현숙, 2008: 67) 보육료 지원 예산으로 포함시키지 않았다. 다만 총보육예산으로는 산입되었다.

이제 지방자치단체 수준에서 총보육예산과 보육료지원 예산의 추이와 현황에 대해 보다 더 자세하게 살펴본다.<sup>3)</sup>

### 가. 광역자치단체 보육예산 추이: 2005-2009

16개 시도별 총세출예산과 전체 총세출예산에서 차지하는 비중은 <표 II-1>에 제시돼 있다. 2005년 총보육예산 액수가 가장 많은 지역은 서울로서 2천73억6천만원에 달한 한편, 경기도가 그 다음으로 1천7백57억6천만원을 기록했다. 지방 광역도 중에서는 충남과 경남이 각각 6백65억3천만원과 7백91억9천만원으로 총보육예산이 높은 지역에 속한다. 한편 대전광역시의 총보육예산은 2백15억7천만원으로 전국에서 가장 낮다. 2009년이 되면 2005년 실질액 기준 모든 지역에서 총보육예산이 적게는 38%(울산)에서 많게는 284%(대구)까지 늘어난다. 경기도의 2009년 총보육예산은 170%나 증가하여 4천7백98억9천만원을 기록하면서 70% 증가에 그친 서울을 앞지르게 된다. 대구, 인천, 광주, 대전 등 광역시의 총보육예산이 모두 200% 이상 증가했으며, 광역도 중에서는 유일하게 경북지역이 4백22억6천만원에서 1천2백76억1천만원으로 202% 증가했다.

<표 II-1> 16개 시도별 총보육예산(2005년 가격기준)

	총보육예산(백만원)			총세출예산 대비(%)	
	2005	2009	증가율	2005	2009
서울	207,358	352,001	0.70	1.31	1.74
부산	111,809	160,341	0.43	2.17	2.41
대구	42,177	161,818	2.84	1.23	3.64

3) 이하 광역자치단체와 기초자치단체의 예산 자료는 모두 해당년도 당초예산, 일반기계 기준이다.

## 22 ●●● 지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동

	총보육예산(백만원)			총세출예산 대비(%)	
	2005	2009	증가율	2005	2009
인천	36,817	118,505	2.22	0.87	1.96
광주	29,464	98,316	2.34	1.45	3.94
대전	21,571	80,309	2.72	1.08	3.37
울산	38,573	53,291	0.38	2.44	2.02
경기	175,761	477,889	1.72	1.03	2.01
강원	34,006	82,365	1.42	0.7	1.39
충북	41,837	98,643	1.36	1.19	2.19
충남	66,533	108,079	0.62	1.2	1.58
전북	61,030	155,537	1.55	1.29	2.44
전남	51,609	149,853	1.90	0.78	1.82
경북	42,257	127,613	2.02	0.64	1.42
경남	79,189	183,753	1.32	1.09	1.82
제주	36,335	91,753	1.53	1.99	3.93

이러한 증가는 총세출예산이 증가함에 따라 자연적으로 증가한 것이 아니다. 총세출예산 대비 비중의 추이는 총세출예산의 증가보다 보육예산의 증가가 더 컸다는 것을 말해준다. 울산은 제외된 모든 지역에서 총보육예산의 총세출예산 대비 비중이 늘어났다. 대구는 2005년도에 총세출예산의 1.23%에 그치던 보육예산이 2009년이 되면 3.64%로 그 비중이 늘어났다. 2009년 현재 총세출예산 중에서 보육예산이 차지하는 비중이 가장 높은 지역은 제주특별자치도로서 전체 세출예산의 3.93%가 보육예산으로 책정되어 있다. 그러나 울산광역시만큼은 총보육예산의 총세출예산 대비 비중이 2.44%에서 2.02%로 줄어들었다. 울산의 38%의 총보육예산 증가율은 전체 세출예산의 증가율보다 낮았다는 것을 알 수 있다.

한편 각 지역의 보육료지원예산 추이와 현황을 살펴보면 다음 <표 II-2>와 같다. 우선 가장 먼저 주목할 것은 보육료지원예산의 증가율이 총보육예산의 증가율을 상회하고 있다는 사실이다. 서울은 총보육예산은 70% 증가



했지만 보육료지원예산은 131% 늘어난 한편, 대전 같은 경우에는 총보육예산은 272% 증가한 반면 보육료지원예산은 무려 1,137%나 증가했다. 그 외 모든 지역에서 총보육예산 증가율보다 보육료지원예산 증가율이 더 높은 것을 확인할 수 있다. 결국 총보육예산의 증가는 보육료예산의 증가가 주도했다고 할 수 있을 것이다. 2009년 보육료지원예산이 가장 많은 곳은 경기도로서 2천5백37억1천만원에 달한다. 서울이 2천 1백2억원으로 그 다음을 차지한다. 보육료지원예산이 가장 소폭으로 늘어난 곳은 부산으로서 2005년 액수에서 93% 증가에 그쳤다. 앞의 표에서 보듯이 부산은 총보육예산 증가도 43%로 울산 다음으로 전국에서 가장 낮았다. 한편 강원도는 2005년 67억5천만원에 불과했던 보육료지원이 2009년에 5백81억8천만원으로 762%나 늘어났다.

전체 보육예산에서 보육료지원예산이 차지하는 비중을 살펴보아도 그동안의 보육예산의 증가를 보육료지원예산의 증가가 주도했다는 사실을 확인할 수 있다. 거의 모든 지역에서 2005년도의 보육료지원예산 비중보다 2009년도의 비중이 더 늘어났으며, 대구광역시만 유일하게 보육료지원예산의 비중이 77.53%에서 68%로 줄어들었다. 2009년 현재 모든 지역에서 총보육예산의 절반이 훨씬 넘는 비중을 보육료지원예산이 차지하고 있다.

〈표 Ⅱ-2〉 16개 시도 보육료 지원예산(2005년 가격기준)

	보육료지원예산(백만원)			총보육예산대비(%)	
	2005	2009	증가율	2005	2009
서울	91,200	210,249	1.31	43.98	59.73
부산	63,034	121,435	0.93	56.38	75.74
대구	32,699	110,034	2.37	77.53	68.00
인천	19,668	91,096	3.63	53.42	76.87
광주	15,001	79,531	4.30	50.91	80.89
대전	4,895	60,572	11.37	22.69	75.42
울산	16,994	38,866	1.29	44.06	72.93
경기	46,345	253,707	4.47	26.37	53.09

	보육료지원예산(백만원)			총보육예산대비(%)	
	2005	2009	증가율	2005	2009
강원	6,750	58,180	7.62	19.85	70.64
충북	24,500	72,263	1.95	58.56	73.26
충남	25,348	74,775	1.95	38.10	69.19
전북	37,979	116,804	2.08	62.23	75.10
전남	14,125	107,018	6.58	27.37	71.42
경북	13,881	100,399	6.23	32.85	78.67
경남	30,463	141,855	3.66	38.47	77.20
제주	15,582	56,966	2.66	42.88	62.09

보육예산은 지역 내 대상 영유아 수에 따라 그 규모가 좌우되므로 보다 더 정확한 예산 규모를 파악하기 위해서는 총액이 아니라 영유아 1인당 액수를 살펴볼 필요가 있다. 다음 <표 II-3>과 <표 II-4>는 16개 시도별로 총보육예산과 보육료지원예산을 해당 시도 주민등록인구통계상 5세 미만 아동 수로 나눈 결과를 보여준다. 영유아 1인당 보육예산도 2005년~2009년 기간 중에 크게 늘어난 것을 확인할 수 있다. 이는 보육 대상 아동들의 증가보다도 보육예산의 증가가 더 컸다는 것을 의미한다. 영유아 1인당 총보육예산의 경우 2009년 현재 서울과 경기도는 다른 시도에 비해 그리 많지 않은 82만8천원, 79만7천원 수준을 보이고 있으며, 제주도는 무려 321만원, 전북은 195만원을 자랑하고 있다. 증가율의 측면에서 보면, 서울보다는 경기도가 더 큰 폭으로 영유아 1인당 총보육예산이 늘어난 것을 알 수 있고, 대구와 대전이 각각 340%와 301%로 가장 큰 폭으로 늘었으며, 울산이 46%로 가장 소폭 증가한 것으로 드러났다. 부산(62%), 충남(63%)도 소폭 증가에 그친 그룹에 속한다.

〈표 Ⅱ-3〉 16개 시도 영유아 1인당 총보육 예산(2005년 가격)

(단위: 천원)

	2005	2009	증가율
서울	447.32	827.84	0.85
부산	782.29	1,265.57	0.62
대구	360.5	1,584.83	3.40
인천	280.6	940.02	2.35
광주	381.71	1,394.31	2.65
대전	278.09	1,114.8	3.01
울산	665.63	968.93	0.46
경기	283.31	797.11	1.81
강원	474.61	1,304.15	1.75
충북	567.64	1,407.63	1.48
충남	676.18	1,104.41	0.63
전북	678.51	1,954.06	1.88
전남	572.66	1,891.1	2.30
경북	342.45	1,139.65	2.33
경남	487.8	1,179.11	1.42
제주	1,125.79	3,216.02	1.86

영유아1인당 보육료지원예산을 살펴보면(<표 Ⅱ-4>) 2009년 현재 광역시 중에서 영유아1인당 보육료지원예산이 가장 많은 곳은 대구와 광주로 각각 107만원, 113만원 수준이다. 광역도 중에서는 제주도가 압도적으로 가장 높은 200만원 선이며, 전북과 전남이 147만원과 135만원으로 그 다음을 지키고 있다. 서울은 49만원으로 타 시도에 비해 낮은 수준이며 경기도는 서울보다도 더 낮은 42만원 선이다. 증가율 측면에서 보면, 전국적으로 영유아 1인당 총보육예산 증가율보다 1인당 보육료지원예산의 증가율이 더 높다는 것을 알 수 있다. 영유아1인당 지원예산의 측면에서 보더라도 보육료지원 예산의 증가가 전체 보육예산 증가를 주도한 것을 재확인할 수 있다. 대전이 1,200%가 넘는 가장 급격한 증가율을 기록했고, 서울은 151% 증가에 그

## 26 ●●● 지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동

쳤지만 경기도는 무려 467%나 증가했다. 1인당보육료지원예산이 가장 많은 제주도는 2005년 48만원에서 2009년 200만원으로 314%의 증가율을 보여주었다.

〈표 II-4〉 16개 시도 영유아 1인당 보육료 지원예산(2005년 가격)

(단위: 천원)

	2005	2009	증가율
서울	196.74	494.46	1.51
부산	441.03	958.49	1.17
대구	279.49	1,077.67	2.86
인천	149.9	722.61	3.82
광주	194.34	1,127.9	4.80
대전	63.11	840.82	12.32
울산	293.25	706.66	1.41
경기	74.7	423.18	4.67
강원	94.21	921.21	8.78
충북	332.41	1031.2	2.10
충남	257.61	764.09	1.97
전북	422.24	1,467.45	2.48
전남	156.73	1,350.54	7.62
경북	112.49	896.61	6.97
경남	187.65	910.25	3.85
제주	482.79	1996.7	3.14

이상을 종합해 보면, 2005년에서 2009년에 이르는 기간 동안 16개 시도의 보육관련 예산이 크게 증가했고, 그 증가는 다른 세출예산의 증가나 보육서비스 대상 아동의 증가보다 더 빠르게 이루어졌으며, 그 증가세를 보육료지원예산이 이끌었다고 결론지을 수 있을 것이다.

## 나. 기초자치단체 보육예산 현황: 2008

시군구 기초자치단체 수준에서는 총보육예산과 보육료지원예산이 어떻게 책정되어있는지를 살펴보기 위해 서울시내 자치구 일부와 강원도내 시군 일부의 2008년도 예산 현황을 다음 <표 Ⅱ-5>와 <표 Ⅱ-6>에서 제시했다.

〈표 Ⅱ-5〉 서울시 자치구 보육예산 현황(발체)

(단위: 천원)

서울시 자치구	총보육예산A	보육료 지원예산B	B/A(%)	영유아1인당 총보육예산	영유아1인당 보육료지원 예산
종로구	12,872,743	4,281,012	33.26	2,316.49	770.38
중구	14,277,195	3,269,330	22.90	2,857.73	654.39
용산구	13,001,339	4,491,614	34.55	1,299.74	449.03
성동구	24,198,538	6,962,825	28.77	1,642.25	472.54
광진구	24,616,180	12,557,934	51.01	1,608.06	820.35
동대문구	21,495,273	7,465,000	34.73	1,452.58	504.46
중랑구	32,677,192	15,876,233	48.59	1,901.72	923.95
성북구	29,692,611	12,266,693	41.31	1,364.49	563.7

우선 서울시 자치구의 총보육예산은 129억원에서(종로구) 327억원까지(중랑구) 다양하게 분포돼 있으며, 보육료지원예산의 편차는 이보다 더 커서 126억원(광진구)에서 33억원(중구)까지 크게 차이를 보인다. 총보육예산 대비 보육료지원예산의 비중은 중구가 22.9%, 광진구는 51%수준이다. 서울시 전체에 비해 자치구의 보육료지원예산 비중이 더 낮은 것을 알 수 있다. 한편 영유아1인당 총보육예산과 보육료지원예산은 종로구가 232만원과 77만원, 동대문구가 145만원과 50만원 수준이었다. 1인당 예산에 있어서는 자치구 예산이 서울시 전체 예산보다 훨씬 액수가 많은 것을 알 수 있다.

한편 강원도의 경우에는 춘천시, 강릉시, 원주시가 100~200억 수준으로 총보육예산이 가장 많았고, 태백시가 31억원으로 시 중에서는 가장 낮았다. 나머지 군 지역의 총보육예산은 2~30억 범위 내에 분포돼 있고, 영월군이

19억으로 가장 낮았다. 보육료지원예산 역시 춘천, 강릉, 원주 3개 시가 100억대로 가장 많고 영월군, 정선군, 양구군은 모두 7억~9억대 수준으로 도내에서 가장 낮은 그룹에 속했다. 총보육예산 대비 비중은 50%대가 가장 높은 수준인 바, 70.64%인 강원도 전체 보다 더 낮은 상태이다. 영유아 1인당 총보육예산은 모두 1백만원대를 넘어선 가운데, 속초시가 238만원으로 가장 높았으며 태백시가 136만원으로 가장 낮았다. 영유아 1인당 보육료지원예산의 경우 많게는 120만원부터(강릉시) 적게는 55만원까지(태백시) 그 편차가 다양했다. 서울시의 경우와 달리, 강원도에서는 영유아 1인당 총보육예산과 보육료지원예산의 광역도와 기초 시군 간 차이가 그다지 크지 않다.

〈표 II-6〉 강원도 시군 보육예산 현황(발체)

(단위: 천원)

강원도 시군	총보육예산A	보육료 지원예산B	B/A(%)	영유아1인당 총보육예산	영유아1인당 보육료지원 예산
춘천시	18,599,069	10,278,496	55.26	1,634.22	903.13
원주시	21,243,955	10,783,338	50.76	1,428.26	724.98
강릉시	18,789,216	10,859,790	57.80	2,109.96	1,219.52
동해시	5,772,830	3,285,796	56.92	1,372.2	781.03
태백시	3,098,037	1,258,258	40.61	1,361.77	553.08
속초시	8,189,644	4,039,766	49.33	2,377.26	1,172.65
홍천군	3,927,182	2,033,303	51.78	1,410.12	730.09
횡성군	3,298,935	1,274,346	38.63	2,271.99	877.65
영월군	1,932,917	769,468	39.81	1,457.71	580.29
정선군	2,510,400	911,334	36.30	1,867.86	678.08
철원군	3,137,643	1,827,896	58.26	1,396.37	813.48
양구군	2,384,366	741,006	31.08	2,283.88	709.78

전국 시군구별로 보육예산의 평균값을 비교해보면 다음 <표 II-7>과 같다. 자치구의 총보육예산 평균은 196억원인 한편, 시지역은 220억, 군지역은 42억5천만원이었다. 보육료지원예산은 자치구 평균 97억, 시평균 112억,

군평균 21억원이었다. 그러나 영유아 1인당 예산의 경우는 상황이 다르다. 영유아 1인당 총보육예산의 자치구 평균은 149만원, 시평균은 164만원, 군평균은 211만원이며, 영유아 1인당 보육료지원예산의 자치구 평균은 74만원, 시평균은 81만원, 군평균은 101만원인 것으로 나타났다. 총액면에서는 시지역의 보육예산이 가장 많고, 그 다음이 자치구이며 군지역의 보육예산이 가장 적지만, 영유아 1인당 예산으로 보면 군지역의 보육예산이 가장 많고 시지역, 자치구 순인 것으로 나타났다.

〈표 Ⅱ-7〉 시군구별 보육예산 평균 비교

	지역구분	N	평균(천원)
총보육예산	군	53	4,248,065.28
	시	71	22,025,834.24
	구	71	19,647,972.38
보육료지원예산	군	53	2,091,986.55
	시	71	11,153,086.51
	구	71	9,704,686.25
영유아1인당 총보육예산	군	53	2,112.06
	시	71	1,642.25
	구	71	1,487.63
영유아1인당 보육료지원예산	군	53	1,013.24
	시	71	805.61
	구	71	744.16

# III

## 분석모형

1. 분석모형과 가설	33
2. 자료와 변수	40



## 1. 분석모형과 가설

### 가. 종단분석 : 고정효과 모형과 확률효과 모형

지방자치단체의 보육예산이 지역의 여성 경제활동에 미치는 영향을 추정하기 위해 본 연구는 종단면 분석과 횡단면 분석을 병행한다. 종단면 분석에서는 16개 광역자치단체를 분석단위로 하여, 2005년부터 2009년에 이르는 기간 동안의 보육예산 변화가 지역 여성 고용률 변화에 미친 영향을 추정한다. 이를 위하여 16개 시도 × 5개년도 형태의 패널자료를 구축하고 지역 여성고용률을 종속변수, 광역자치단체의 보육예산을 설명변수로 하는 고정효과(fixed effects)모형과 확률효과(random effects)모형을 추정한다.

25세 이상 39세 미만 연령층을 보육정책의 주 타겟 집단으로 간주하면, 종속변수는 이 연령층의 여성경제활동률로 하는 것이 이상적일 것이다. 그러나 성별·연령별·지역별 경제활동인구가 통계청 경제조사에서 제공되지 않는 관계로 해당 연령층 여성 고용률로 대신하였다. 설명변수인 보육예산은 총보육예산과 보육료지원 예산으로 각각 분리하여 그 효과를 추정했다. 한편 앞서 살펴본 선행연구들에서 여성 노동공급에 영향을 미친다고 보고된 바 있는 거시변수들 중에서 자료가 가용한 변수들을 골라 통제변수로 투입했다. 지역의 경제적 부를 나타내는 지표인 지역내총생산, 지역 노동시장의 수급상황을 보여주는 구인배율, 지역의 해당 연령대 여성의 출산률, 지방자치단체의 재정규모를 보여주는 총세출예산 등을 통제했다. 한편 지역 인구규모 또한 해당 연령대 여성의 고용률에 영향을 미칠 뿐만 아니라 지역내총생산과 총세출예산 등과 같은 독립변수가 고용률에 미치는 영향의 크기를 조절하므로 역시 통제되어야 한다. 추정식은 다음과 같다.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_6 x_{6it} + u_i + \epsilon_{it}$$

\*  $i = 1, 2, \dots, 16 / t = 2005, 2006, \dots, 2009$

\*  $y_{it} = i$ 지역  $t$ 시점의 25세이상 39세 이하 여성 고용률

\*  $x_{1it} = i$ 지역  $t$ 시점의 총보육예산 // 보육료 지원 예산

\*  $x_{2it}, \dots, x_{6it} = i$ 지역  $t$ 시점의 총인구, ...,   
  $i$ 지역  $t$ 시점의 총세출예산

\*  $u_i = i$ 지역의 관측되지 않은 이질성

\*  $\epsilon_{it} = i$ 지역  $t$ 시점의 순수 오차항

총보육예산이나 보육료지원 예산의 증가가 지역의 여성고용률을 증가시키는 효과를 갖는지를 검증하기 위한 귀무가설은  $\beta_1 = 0$ 이다.

한편 이같은 패널자료를 이용한 추정에서는  $\beta$ 들에 대한 불편추정량을 얻기 위해 다음과 같은 추가적 테스트들이 필요하다. 우선, 패널개체(여기서는 16개 시도)에 고유한 관측되지 않은 시불변적 이질성( $u_i$ )의 영향이 유의미하게 커서 이를 통제할 필요가 있는지를 검증한다( $H_0$ : 모든  $i$ 에 대해  $u_i = 0$  혹은 모든  $i$ 에 대해  $var(u_i) = 0$ ). 관측되지 않는 개체별 이질성이 유의하지 않다면 굳이 패널자료를 이용한 고정효과 모형이나 확률효과 모형을 추정할 이유가 없다. 둘째, 순수 오차항  $\epsilon$ 에 이분산성이 존재하지 않는다는 가설을 검증한다( $H_0$ : 모든  $i$ 에 대해  $var(\epsilon_{it}) = \sigma^2$ ). 만약 이분산성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하게 되면 이분산성을 고려한 표준오차에 입각하여 유의도 검증을 다시 실시한다. 셋째, 순수 오차항  $\epsilon$ 에 계열상관이 존재하는지를 검증한다( $\epsilon_{it} = \rho\epsilon_{it-1} + v_{it}$ 라면,  $H_0: \rho = 0$ ). 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하면 계열상관을 고려한 추정치를 다시 산출한다. 이 모든 절차를 거친 후에도 여전히  $\beta_1 = 0$ 라는 귀무가설이 유지되거나 기각되는지를 살펴본다.

## 나. 횡단분석 : 다층모형

횡단분석에서는 특정 시점(2008년)에서 지역  $j$ 에 사는 여성  $i$ 의 경제활동 참가 확률이 그 여성에게 미취학 아동이 있으면 더 낮아지는지를 먼저 검

증한 다음, 보육예산이나 보육료 예산을 많이 지출하는 지역에 사는 여성에게는 그렇지 않은 지역에 사는 여성에 비해 미취학 아동과 경찰참가 확률간의 부의 관계가 유의미하게 완화되는가를 검증하고자 한다. 전자의 효과는 1층모형에 의해, 후자는 2층모형에 의해 각각 추정된다. 추정에 필요한 자료로는 한국여성정책연구원의 여성가족패널조사 1, 2차년도 조사자료(2007년, 2008년), 통계청 KOSIS의 시군구 지방통계 자료, 시군구 기초자치단체 세출예산사업명세서 상의 예산자료 등이 사용되었다.

1층모형은 혼한 이항 로지스틱 회귀분석 모형이다. 종속변수는 여성의 경제활동 참가여부의 승산비(odds-ratio)에 대한 자연로그값이다. 독립변수는 가구내 미취학 아동의 존재 여부이다. 앞서 살펴본 선행연구에 따르면 여성의 연령, 여성의 가구원 수, 아동의 부모 이외에 보조 돌봄자의 가구내 존재 여부, 여성의 학력, 15세 무렵 친모의 취업여부, 여성본인의 소득을 제외한 가구소득 등이 여성의 경제활동 참여 확률에 영향을 미칠 수 있으므로 이들 변수를 통제한다. 여성의 학력과 연령은 경찰참가 여부에 영향을 미치는 기본적인 인구학적 변인이다. 가구원 수가 많아 부양부담이 클수록 여성도 소득활동을 해야 한다는 압력이 강해질 것이므로 가구원 수와 경찰참가 확률은 정의 관계를 보일 것으로 예상된다. 아동의 친조부모나 외조부모가 가구내에 동거하면 아동의 어머니가 취업하는데 수반되는 돌봄 비용의 증가가 상쇄되므로 그의 경제활동 참가 확률을 증가시킬 것으로 예상된다. 성장기인 15세 무렵에 모친이 취업한 상태였다면 그것은 어떤 형태로든 딸의 성장 후 취업 여부에 영향을 미칠 가능성이 크다. 본인의 소득을 제외한 가구소득 역시 소득효과나 대체효과를 통해 여성의 경찰참가 확률에 영향을 미칠 것이다. 한편 결혼여부는 미취학아동 유무와 높은 상관관계를 보이는 관계로 모델의 경제성을 위해 1층모형에서 제외시켰다. 이 모든 변수들의 영향이 통제된 후에도 여전히 미취학 아동을 둔 여성이 그렇지 않은 여성에 비해 경제활동 참가 확률이 낮은가를 1층모형에서 테스트하고자 한다. 추정식은 다음과 같다.

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)_{ij} = a_{0j} + a_{1j}x_{1ij} + a_{2j}x_{2ij} + a_{3j}x_{3ij} + a_{4j}x_{4ij} \\ + a_{5j}x_{5ij} + \dots + a_{7j}x_{7ij} + a_{8j}x_{8ij} + a_{9j}x_{9ij} \\ + a_{10j}x_{10ij} + e_{ij}$$

\*  $p = \text{prob}(\text{취업여부} = 1 | a_{kj}), k = 0, \dots, 4$

\*  $x_{1ij}, x_{2ij} = j$  지역  $i$  여성의 연령, 연령 제곱

\*  $x_{3ij} =$  가구원수

\*  $x_{4ij} =$  아동 조부모와 동거여부

\*  $x_{5ij}, \dots, x_{7ij} =$  학력더미

\*  $x_{8ij} =$  미취학아동 유무

\*  $x_{9ij} =$  15세무렵 친모 취업여부

\*  $x_{10ij} =$  가구소득(본인소득 제외)

1층모형에서 검증할 귀무가설은  $a_8 = 0$  이다.<sup>4)</sup> 1층모형에서는 추정된 계수의 크기가 모든 지역에 대해 동일하다(fixed)고 가정하기 때문에 첨자  $j$ 는 불필요하다. 오차항의 분산이 동일하지 않을 가능성이 있으므로 이분산성을 고려하여 추정한 표준오차를 가지고 귀무가설의 유의성을 검증한다.

한편 2층모형에서는 1층모형에서 추정된 계수들 중에서 절편과 독립변수(미취학 아동 유무)의 기울기가 지역별로 유의미한 차이(분산)를 보이는지, 그렇다면 지역별 총보육예산이나 보육료지원 예산이 그 분산을 설명해주는지를 테스트한다. 전자는 무조건모형(unconditional model)을 통해, 후자는 조건모형(conditional model)을 통해 각각 테스트된다. 무조건 모형이란 2층모형에 설명변수를 하나도 도입하지 않는 모형으로서, 각 지역별 회귀계수를 전 지역의 대평균(grand mean)과 개별 지역의 확률적 교란의 합으로 간주하는 모형이다. 위의 1층 모형에 조응하여 우리가 추정할 무조건 모형의 형태는 다음과 같다.

4) 1층모형에서는 추정된 계수의 크기가 모든 지역에 걸쳐 동일하다(fixed)고 가정하기 때문에 첨자  $j$ 는 불필요하다.

$$\begin{aligned} a_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \\ a_{1j}, a_{2j} &= \gamma_{10}, \gamma_{20} \\ a_{3j} &= \gamma_{30} \\ a_{4j} &= \gamma_{40} \\ a_{5j}, \dots, a_{7j} &= \gamma_{50}, \dots, \gamma_{70} \\ a_{8j} &= \gamma_{80} + u_{8j} \\ a_{9j} &= \gamma_{90} \\ a_{10j} &= \gamma_{100} \end{aligned}$$

$$*H_0 : Var(u_{0j}) = 0, Var(u_{8j}) = 0$$

이 무조건 모형은 1층 모형의 절편  $a_{0j}$ 와 미취학 아동 유무 변수의 기울기  $a_{8j}$ 가 지역별로 랜덤한 편차를 보인다는 가정 하에 구축된 것이다.<sup>5)</sup> 즉, 학력도 같고, 가구소득도 같고, 여타 모든 독립변수들의 값이 같다고 할지라도 그 여성들이 거주하는 지역이 다르다면 경제활동에 참가할 확률이 서로 다르며, 미취학 아동을 둔 여성과 그렇지 않은 여성간의 경찰참가 확률 차이도 지역마다 서로 다르다는 것을 가정한 모형이다. 이 ‘다름’의 정도는 절편의 오차항의 분산과 기울기의 오차항의 분산, 즉  $Var(u_{0j})$ 와  $Var(u_{8j})$ 에 의해 표현된다. 무조건 모형의 확률효과 분석은 추정된 이 두 분산이 0과 같다는 귀무가설이 기각될 수 있는지 확인할 수 있게 해준다. 귀무가설이 기각되면 각 지역은 절편과 미취학아동 유무 변수의 기울기에서 서로 유의미한 차이가 존재하는 것으로 간주되므로, 지역 수준의 2층 설명변수의 도입으로 이 분산을 줄일 수 있는지(즉, 지역간 차이를 ‘설명’할 수 있는지)를 판단하기 위한 조건모형의 추정이 가능하게 된다.

조건모형은 어떤 특성을 갖는 지역에서 미취학아동 유무에 따른 여성의 경찰참여 확률의 차이가 더 크거나 작은가를 추정한다. 이 연구는 총보육예산(혹은 보육료 지원 예산)이 미취학아동 유무에 따른 경찰참가 확률 격차를 줄여주는 효과가 있는지를 밝히고자 하기 때문에 조건모형의 핵심적 설

5) 이 연구의 일차적 관심은 미취학아동 유무에 따른 경찰참가 확률의 차이가 지역 보육예산 등과 같은 지역수준 변수들의 영향에 의해 더 커지거나 줄어드는가에 있기 때문에, 학력이나 연령 등 1층 통제변수들의 계수는 지역간 랜덤한 차이를 보이지 않고 전체 지역의 대평균에 고정되어(fixed) 있는 것으로 가정한다.

명변수는 지방정부의 총보육예산과 보육료지원 예산이다. 그 이외에, 지역 수준에서 여성의 경찰참가 확률에 영향을 미칠 수 있는 여타 관련 변수들을 통제변수로 활용한다. 그러나 이처럼 개인 수준의 경찰참가 여부에 지역 수준의 변수들이 어떤 영향을 미치는지를 본격적으로 천착한 선행연구가 많지 않기 때문에, 여기서는 앞서 리뷰한 선행연구들에서 개인 수준이든 총량 수준이든 여성의 노동공급에 영향을 미친다고 보고된 변수들을 자료가 가용한 범위 내에서 모두 통제변수로 활용하기로 한다.

우선 1층모형의 절편( $a_{0i}$ )에 영향을 미치는 변수들의 영향을 추정하기 위해 사용된 독립변수들을 살펴보면, 1층모형의 절편은 모든 독립변수들의 값이 일정하게 주어져 있을 때 여성들이 경제활동에 참가할 평균적인 확률을 좌우하므로, 결국 지역 여성의 평균적 경찰참가 확률에 영향을 미치는 변수들을 독립변수로 삼을 수 있을 것이다. 지역의 소득수준은 지역 여성 노동공급에 중대한 영향을 미치는 변수들 중 하나다. 선행연구에 따르면 전반적 소득 수준 이외에도 남성의 소득 수준 혹은 남녀 임금격차 등이 지역 여성 경제활동참여에 영향을 미친다고 보고되었으나, 기초자치단체 수준에서 가용한 자료가 존재하지 않아 이 연구에서는 기초자치단체의 일인당 지방세를 지역 소득수준을 나타내는 대리변수로 간주하여 모형에 포함시켰다. 지역소득수준의 대리변수로 흔히 사용되는 것은 지역내총생산(GRDP)이지만, 시군구 수준에서 지역내총생산 통계가 가용하지 않은 지역이 다수 존재하므로 선행연구의 선행(오병기·김대영, 2005; 김제안·채종훈, 2006; 조연상, 2007)를 따라 1인당 지방세 수입을 지역 소득의 대리변수로 간주했다. 또 다른 독립변수는 지방정부의 총세출예산이다. 지방정부의 재정지출 규모 중에서 가장 큰 비중을 차지하는 사회개발비와 경제개발비는 주로 인적자원개발, 기업지원, 사회간접자본 확충 등 지역의 고용에 직간접적으로 영향을 미칠 수 있는 용처에 지출되기 때문이다. 마지막으로 지역의 출산력을 독립변수로 투입했다. 국가간 비교연구에서 출산력은 여성 경제활동참가율을 설명하기 위해 자주 동원되는 독립변수들 중 하나다. 출산률이 높아져 여성의 육아부담이 커지면 여성의 노동시장 참여가 줄어들 수 있으며, 반대로 출산과 취업은 여성 친화적 사회환경의 확립이라는 공통의 요인이 야기

한 결과로서 하나가 증가하면 다른 하나도 따라서 증가하는 경향이 있을 수도 있다(Englehardt, et al., 2004; 유보경, 2004).

한편 이 연구가 초점을 맞춰서 보고자 하는 보육예산의 여성 경찰촉진 효과는 조건모형에서 미취학 아동 유무 변수의 기울기( $a_{8j}$ )에 영향을 미치는 지역 수준 변수들의 효과를 추정함으로써 파악할 수 있다. 보육관련 세출예산(총보육예산, 보육료 지원 예산)이 설명변수이며, 그 이외에 지역소득 대리변수인 1인당 지방세 수입, 총세출예산, 지역 출산물 등을 통제하였다. 이 연구는 보육관련 예산이 미취학 아동 유무 변수의 기울기에 미치는 영향만을 추정할 뿐, 절편의 크기에 대한 설명변수로는 간주하지 않았다. 보육관련 정책의 일차적 대상은 미취학 아동을 둔 여성일 것이며, 따라서 보육관련 예산이 대상 집단을 넘어 전체 여성의 경찰 참여확률에 영향을 미치는지 까지를 확인하는 모형은 모형의 경제성이라는 측면에서 볼 때 바람직하지 않을 것으로 판단했다.

이같은 조건모형의 추정식은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} a_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}x_{1j} + \gamma_{02}x_{2j} + \gamma_{03}x_{3j} + u_{0j} \\ a_{1j}, a_{2j} &= \gamma_{10}, \gamma_{20} \\ a_{3j} &= \gamma_{30} \\ a_{4j} &= \gamma_{40} \\ a_{5j}, \dots, a_{7j} &= \gamma_{50}, \dots, \gamma_{70} \\ a_{8j} &= \gamma_{80} + \gamma_{81}x_{1j} + \gamma_{82}x_{2j} + \gamma_{83}x_{3j} + \gamma_{84}x_{4j} + u_{8j} \\ a_{9j} &= \gamma_{90} \\ a_{10j} &= \gamma_{100} \end{aligned}$$

- \*  $x_{1j}$  =  $j$ 지역의 지방세수입
- \*  $x_{2j}$  =  $j$ 지역의 총세출예산
- \*  $x_{3j}$  =  $j$ 지역의 출산물
- \*  $x_{4j}$  =  $j$ 지역의 총보육예산/보육료 지원 예산

$$* H_0 : \gamma_{83} = 0 / \text{Var}(u_{0j}) = 0 / \text{Var}(u_{8j})$$

조건모형에서 검증할 귀무가설은 보육예산 관련 변수들의 기울기인  $\gamma_{84}$ 이 0이라는 것과 1층 모형의 절편의 분산과 미취학 아동 유무 변수의 기울

기의 분산이 각각 0이라는 것이다. 즉, 보육관련 예산이 많은 지역이라도 미취학 자녀가 있는 여성의 경찰참가 확률이 더 높지 않는다는 것과, 보육 관련 예산을 포함한 지역 수준의 독립변수들을 도입한 결과 절편과 기울기의 지역간 차이가 모두 설명되어 더 이상 설명이 필요한 분산이 남지 않는다는 것이 우리가 기각하고자 하는 귀무가설이다.

## 2. 자료와 변수

### 가. 종단분석

종단분석에 활용된 자료는 국가통계포털(<http://www.kosis.kr>)의 지역통계 자료와 16개 광역자치단체 예산서(본예산 기준)의 해당 연도 세출예산 자료를 토대로 연구진이 직접 구축한 자료이다. 한편 횡단분석에 활용된 자료는 한국여성정책연구원의 여성가족패널조사(KLoWF) 1차년도 자료와 2차년도 자료, 시군구 기초자치단체 예산서(본예산 기준)의 해당 연도 세출예산 자료, 국가통계포털의 지역통계자료 등이다. 앞서 종단분석모형에 대한 설명에서 제시했던 변수들의 정의와 간단한 기술통계를 정리하면 다음 <표 III-1>와 같다.

종속변수인 지역 보육서비스 대상 여성 고용률은 각 지역의 25세 이상 39세 이하 여성의 고용률(취업자 수/생산가능인구수\*100)의 로그값으로 정의됐다. 보육서비스 대상 여성의 출산률은 해당 연령층 여성이 출산한 출생아 수를 해당 연령층 여성인구로 나눈 다음 천분율로 환산하여 로그값을 취했다. 구인배율 역시 백분율 값에 로그를 취하였다. 보육예산과 같은 공공지출은 중요한 지역 공공재이므로 총액으로 측정하여 분석에 사용하는 것이 바람직하다는 선행연구의 지적도 있으나(오병기, 2006), 그리할 경우 통제해야 할 변수들이 추가되어야 하므로 사례수가 적은 모형의 안정성을 저해할 우려가 있다. 따라서 보육관련 예산액은 지역 주민등록인구 기준 5세미만 영유아 1인당 예산으로 정의하였다. 모든 금액 변수들은 천원단위 2005년 기준 실질금액의 로그값으로 정의하였다. 지역 예산관련 변수들은 모두 당해



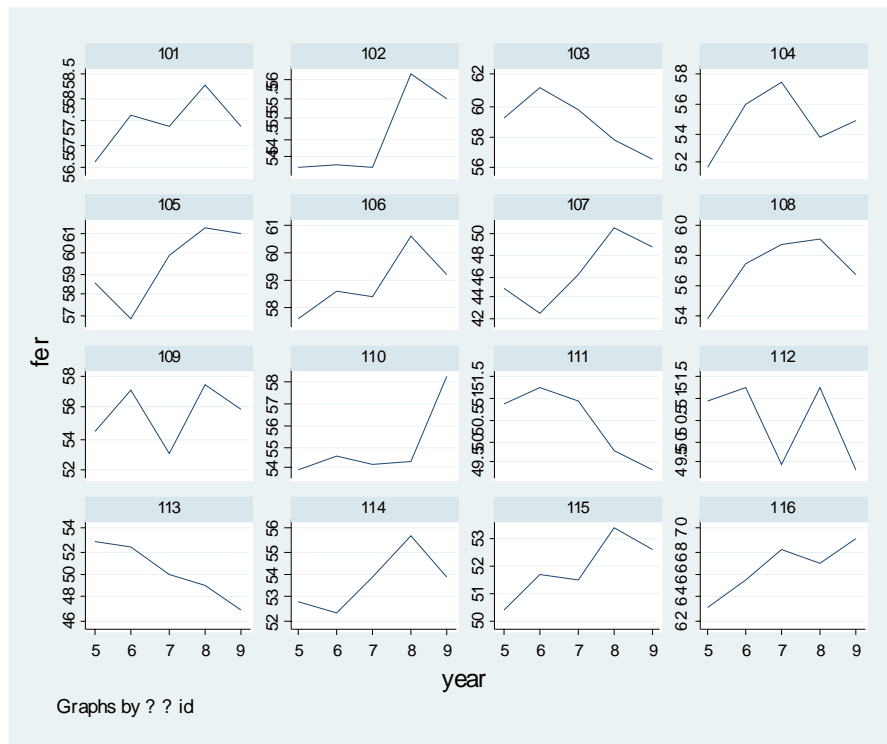
연도 세출예산, 당초예산(본예산), 일반회계를 기준으로 산정하였다.

각 변수들의 지역간, 지역내 평균과 표준편차를 살펴보면, 보육예산 관련 변수들을 제외하고는 모든 변수들에서 지역내 표준편차가 지역간 표준편차보다 훨씬 더 작은 것을 볼 수 있다. 총보육예산과 보육료지원 예산의 경우에는 지역내 연도별 편차가 지역간 편차보다 더 큰 것을 볼 수 있다.

〈표 Ⅲ-1〉 패널분석모형 변수의 정의 및 기술통계

변수	정의 및 측정방법	전체		집단간		집단내	
		mean/ s.d.	min/ max	mean/ s.d.	min/ max	mean/ s.d.	min/ max
보육정책 대상 여성 고용률	ln(25세이상 39세 이하 여성 고용률%)	4.00 /0.089	3.75 /4.23	4.00 /0.086	3.84 /4.20	4.00 /0.030	3.92 /4.10
총보육 예산	ln(5세미만 영유아 1인 당 총보육예산) : 세출 예산본예산/일반회계/ 2005년 기준 실질액	13.62 /0.48	12.54 /14.98	13.62 /0.32	13.15 /14.44	13.62 /0.37	12.74 /14.28
보육료 지원예산	ln(5세미만 영유아 1인 당 보육료 지원 예산): 세출예산본예산/일반회 계/ 2005년 기준 실질액	12.99 /0.68	11.05 /14.51	12.99 /0.41	12.16 /13.81	12.16 /0.55	11.48 /14.07
총인구	ln(지역주민등록인구)	14.63 /0.732	13.23 /16.25	14.63 /0.751	13.24 /16.22	14.63 /0.10	14.60 /14.67
해당연령층 여성 출산률	ln(25-39세 모 출생아수 /25-39세 여성인구*1000)	4.24 /0.102	3.97 /4.44	4.24 /0.089	4.04 /4.36	4.24 /0.054	4.13 /4.32
노동시장 수요	ln(구인배율%)	3.86 /0.274	3.18 /4.36	3.86 /0.256	3.36 /4.21	3.86 /0.113	3.50 /4.36
지역 소득수준	ln(지역내총생산): 2005년 기준 실질액	24.43 /0.789	22.79 /26.18	24.43 /0.807	22.83 /26.11	24.43 /0.062	24.24 /24.60
지방정부 재정지출	ln(총세출예산): 본예산/ 일반회계/2005년 기준 실질액	22.37 /0.695	21.18 /23.89	22.37 /0.705	21.36 /23.75	22.37 /0.104	22.19 /22.71

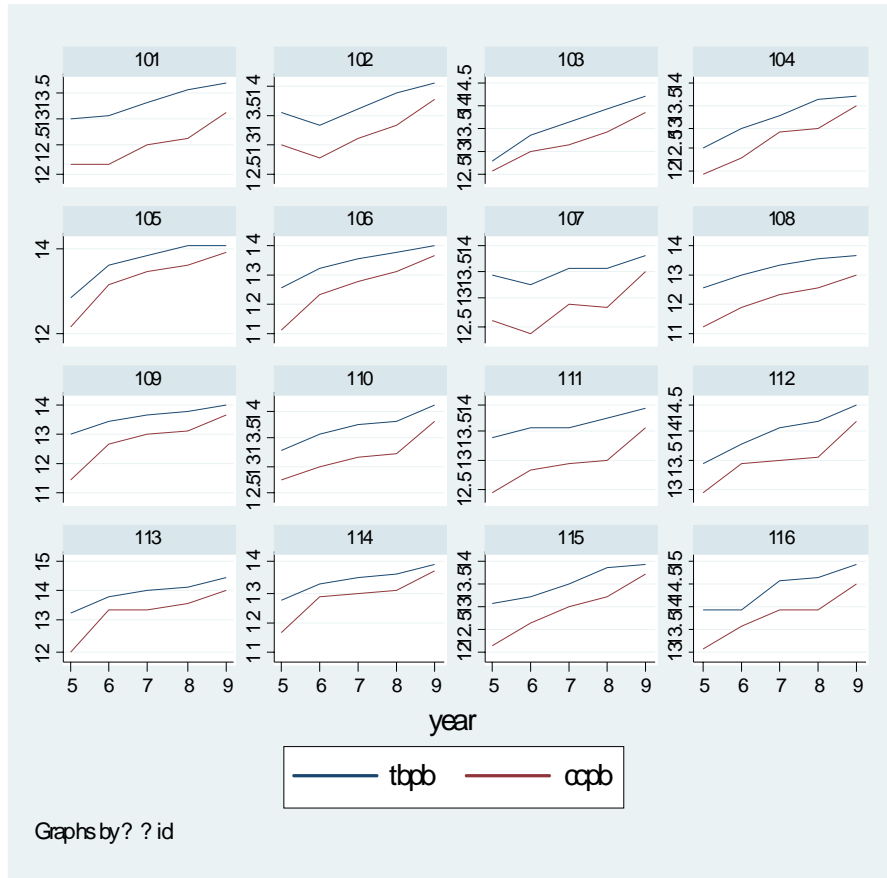
다음 그림은 패널개체인 16개 시도별로 주요 변수들의 연간 변화 추이를 보여준다. 먼저 종속변수인 보육정책대상 여성 고용률의 지역별, 연도별 추이를 살펴보면 다음 [그림 Ⅲ-1]과 같다.



[그림 Ⅲ-1] 지역별 25세 이상 39세 이하 여성 고용률 추이

그림의 각 패널은 16개 지방자치단체의 고유 아이디이며, y축은 각 지역별로 스케일이 조정된 25세 이상 39세 이하 여성의 고용률, x축은 2005년에서 2009년까지의 연도를 나타낸다. 보육정책 타겟집단 여성들의 고용률은 지역 전반적으로 증가 추세를 보여주는 가운데, 추세를 가늠하기 어려운 지역(지역 아이디 109)과 감소 추세에 있는 지역(111, 112, 113)도 발견된다.

한편 이 연구의 핵심 설명변수인 보육관련 예산의 추이를 살펴보면 다음 [그림 Ⅲ-2]와 같다.



[그림 Ⅲ-2] 지역별 보육예산 추이

y축은 지역별로 스케일 조정된 로그 예산액을, x축은 앞에서와 마찬가지로 연도를 각각 나타낸다. 두 변수 모두 2005년 기준가격으로 환산되었으므로 이 추세는 물가상승 효과를 배제한 실질 추세이다. 위의 선은 총보육예산의 추세를 아래의 선은 보육료지원 예산의 추세를 각각 보여준다. 전 지역에 걸쳐 총보육예산과 보육료지원 예산이 모두 증가추세를 보이고 있음을 알 수 있다. 총보육료에서 보육료지원 예산이 차지하는 비중은 지역별로 편차가 있는데, 101지역이나 107, 108, 111지역 등은 타 지역들에 비해 보육료지원 예산의 비중이 낮은 반면, 103, 105, 113, 114 지역 등은 보육료지원

예산이 총보육예산에서 차지하는 비중이 상당히 높은 것을 알 수 있다. 한편 해마다 보육료지원 예산의 비중이 커지는 것이 전반적인 추세인 가운데, 그 비중이 일정하게 변함이 없거나(112, 116), 오히려 하락하는 경우(103)도 있다.

## 나. 횡단분석

한편 <표 III-2>와 <표 III-3>은 횡단분석에 사용된 변수의 정의와 간략한 기술통계를 보여준다. 주지하다시피 횡단분석을 위해 다층모형을 활용하려면 지역이라는 2층 분석단위 속에 개인이라는 1층 분석단위가 집락(nested)되어 있는 형태의 위계적 자료(hierarchical data)가 필요하다. 여성가족패널 조사는 가구용 설문에서 그 가구가 속한 지역을 시군구 수준까지 응답하도록 하였다. 가구 아이디와 개인 아이디를 연결한 다음 동일 가구원인 개인은 모든 가구관련 문항에 동일한 값을 갖도록 하여 위계적 자료를 구축하였다. 우선 1층 개인수준 자료의 변수들을 살펴보면 다음 <표 III-2>와 같다. 1층모형의 분석대상은 여성가족패널조사 2차년도 개인용 설문지에 응답한 전국 7,750가구의 20세 이상 65세 이하 원표본 가구원 여성 8,364명 중에서 표집된 여성 수가 너무 작아 분석에서 제외한 34개 시군구 거주자 208명을 뺀 8,156명이다.

〈표 III-2〉 다층모형 변수의 정의와 기술통계(1층모형)

변수	정의 및 측정방법	n	평균	표준편차	비고
경찰참가여부	취업자 or 실업자 =1, 비경찰=0	8,155			경찰인구: 48.4%
연령	만연령 기준	8,156	43.3	11.5	역U자 관계의 가능성 때문에 제곱항 추가
가구원 수	응답대상 여성의 가구내 동거가구원 수(본인 포함)	8,156	3.54	1.19	
부모 이외의 돌봄자 유무	응답여성의 가구내에 아동의 친·외조부모 중 1인 이상이 동거하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0	8,112	-	-	친·외조부모 동거: 15.8%

변수	정의 및 측정방법	n	평균	표준편차	비고
학력	중졸이하=0 고졸, 초대졸(3년제 이하 대학), 대졸이상(4년제 대학, 석박사)	8,153			고졸:36.6% 초대졸: 12.4% 대졸이상: 21.7%
미취학 아동유무	여성응답자 가구내에 미취학아동 동거하면 1, 아니면 0	8,156			미취학아동 유:24.6%
성장기 친모취업경험	여성응답자가 15세 무렵 모친이 취업한 상태였으면 1, 비취업이었으면 0	8,144			친모 취업: 66.5%
가구소득	ln(여성 응답자 본인의 소득을 제외한 가구총소득) : 근로소득, 부동산소득, 금융소득, 기타소득, 이전소득, 사회보험 수령액의 합	8,034	7.20	2.15	

1층모형의 종속변수인 경제활동참가 여부는 현재 취업한 상태이거나<sup>6)</sup> 지난 1개월(4주)간 일자리를 구한 적이 있고 일자리가 있었다면 즉시 일할 수 있었던 실업자를 ‘경활참가’로, 두 범주에 모두 속하지 않은 경우를 ‘비경활자’<sup>7)</sup>로 구분하고, 경활자를 1로 코딩한 더미변수이다. 전체 유효 응답자 중 경활자는 48.4%에 달했다. 연령 변수는 경활참가 확률과 2차함수 관계가 있을 수 있으므로 연령과 연령 제곱항을 함께 독립변수로 투입했다. 분석대상의 평균 연령은 43.3세에 표준편차는 11.5였다. 부모 이외의 돌봄자 유무 변수는 가구 내에 응답자 본인의 친정 부모나 시부모가 함께 동거하는지 여부에 대해 최소한 1인 이상과 동거하는 경우에는 아동의 부모 이외 돌봄자가 있는 것으로 간주하여 1의 값을 부여하고, 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 부여했다.<sup>8)</sup> 응답자 중 15.8%가 시부모 혹은 친부모 중 최소 1인 이상과 동거하고 있는 것으로 나타났다.

6) 여성가족패널조사는 주당 18시간 미만 일하는 무급가족종사자를 취업자로 보는 경활인구 집계와 비취업자로 보는 경활인구 집계 둘 다를 제공하고 있다. 본 분석에서는 후자의 집계를 사용했다.

7) 일할 의사와 능력은 있으나 일자리가 없을 것 같아 구직하지 않은, 이른바 구직 단념자들도 비경활자로 처리했다.

8) 가구 내에 시부모나 친부모 이외에도 보조 돌봄자가 있을 수 있으나 그 경우는 고려되지 않았다.

설명변수인 가구내 미취학 아동 유무는 응답자 본인의 가구에 만6세 미만 미취학 아동이 있는 경우 1의 값이 부여된 더미변수이다. 여성가족패널 조사는 응답자가 아동의 생모이거나 아동의 생모가 아니지만 아동의 주 양육자인 경우를 미취학 아동이 있는 경우로 분류하기 때문에, 응답자가 딸이면서 어린 동생이 있는 경우는 포함되지 않았다. 미취학 아동이 있는 응답자는 전체의 24.6%에 달했다. 성장기 친모 취업 경험은 응답자가 15세 무렵에 모친이 일자리를 가지고 있었는지 여부를 묻는 1차년도 조사 문항을 개인 아이디를 연결하여 사용했다.<sup>9)</sup> 15세 무렵 친모가 직업이 있었다고 응답한 여성은 전체 응답자의 66.5%에 달했다. 가구소득은 총가구소득에서 응답자 본인의 소득(취업한 경우)을 제외한 소득의 로그값으로 정의된다. 2차년도 여성가족패널조사는 가구소득은 연간 총소득으로, 응답자 개인의 소득은 월평균 소득으로 묻고 있기 때문에 개인소득을 12로 곱하여 연소득으로 환산한 다음 차감했다.

1층모형의 분석단위인 8156명의 여성 개인은 2층 모형의 분석단위인 시군구 지역에 다음 <표 III-3>과 같이 분포되어 있다.

<표 III-3> 시군구별 개인 응답자 분포(발췌)

시군구	개인응답자 수	%
서울 종로구	16	0.2
서울 강남구	27	0.3
서울 영등포구	56	0.7
부산 영도구	18	0.2
부산 해운대구	66	0.8
대구 중구	14	0.2
인천 연수구	39	0.5
광주 남구	70	0.9
대전 유성구	59	0.7

9) 15세 무렵 모친이 없었다고 응답한 경우도 일자리가 없었던 것으로 처리했다.

시군구	개인응답자 수	%
울산 북구	48	0.6
경기 수원시	83	1.0
경기 양평군	22	0.3
강원 원주시	68	0.8
강원 횡성군	10	0.1
충북 제천시	46	0.6
충북 청원군	51	0.6
충남 아산시	57	0.7
.....	.....	.....
계	8,156	100.0

부산 강서구(5명), 경기 동두천시(6명) 등 10인 이하가 표집된 34개 시군구를 분석에서 제외시킨 결과 최종적으로 분석에 포함된 총 8156명 중 서울시 종로구에는 0.2%인 16명의 응답자가 집락되어있고, 충남 아산시에는 0.7%인 57명이 집락되어있는 것으로 나타났다. 이들 지역을 시군구별로 다시 그룹화해보면 광역도의 시지역은 71개로 195개 전체 자치단체의 36.4%를 차지하며 광역특별시의 자치구 역시 71개로 같은 비중을 차지한 한편, 광역도의 군지역은 53개로 전체의 27.2%를 차지하는 것으로 나타났다.

한편 2층모형에 사용된 변수의 정의와 기술통계는 다음 <표 III-4>와 같다. 지역소득수준은 시군구 단위의 지역내총생산 자료가 가용하지 않은 관계로 지방세 수입을, 지자체 재정지출 규모는 총세출예산을, 지역 출산력은 합계출산률을, 각각 대리변수로 활용했다. 지방세 수입과 총세출예산은 인구규모를 고려하기 위해 총량이 아니라 1인당 액수로 처리했으며, 2008년 당초예산 일반회계를 기준으로 천원단위까지 산출했다. 총보육예산과 보육료 지원 예산은 지역의 보육대상 아동 규모를 고려하기 위하여 총량이 아니라 5세 미만 영유아 1인당 액수로 산출했으며, 역시 2008년 당초예산 일반회계 기준, 천원단위로 집계했다. 금액 변수는 모두 로그값을 취했다.

〈표 Ⅲ-4〉 다층모형 변수의 정의 및 기술통계(2층모형)

변수	산출방법	N	평균	표준편차
지역소득수준	ln(1인당지방세 수입) : 천원 단위, 일반회계, 당초예산 기준	195	5.36	0.78
지자체 재정지출	ln(1인당 총세출예산) : 천원단위, 일반회계, 당초예산 기준	195	7.41	0.89
출산력	시군구 합계 출산률	195	1.26	0.23
총보육예산	ln(5세미만 영유아 1인당 총보육예산) : 천원단위, 일반회계, 당초예산 기준	195	7.38	0.37
보육료지원예산	ln(5세미만 영유아 1인당 보육료지원 예산) : 천원단위, 일반회계, 당초예산 기준	195	6.59	0.69



# IV

## 분석결과

- |                                  |    |
|----------------------------------|----|
| 1. 종단모형 추정 결과: 고정효과모형과<br>확률효과모형 | 51 |
| 2. 횡단모형 추정 결과 : 다층모형             | 59 |

## 1. 종단모형 추정 결과: 고정효과모형과 확률효과모형

### 가. 총보육예산 효과 추정

패널자료 분석에 있어서 패널개체의 고유한 관측되지 않은 이질성(시불변)을 나타내는 오차항  $u_i$ 을 고정된 모수로 보느냐 아니면 확률변수로 보느냐에 따라 고정효과모형을 이용하여 추정할 것인지 확률효과모형을 이용하여 추정할 것인지를 결정하게 된다. 직관적으로 판단하면, 이 연구의 분석모형처럼 전체 패널개체(16개 시도, OECD 회원국 등)의 시간적 변화를 추적하는 경우에는 고정효과모형이, 전체 모집단에서 표집된 패널개체의 시간적 변화를 추적하는 패널자료를 사용하는 경우에는 확률효과모형이 적합한 것으로 알려져있다(민인식, 최필선, 2009). 그러나 직관적으로 어느 모형이 유용할 것인지를 선택하는 경우도 있지만, 흔히 하우스만 테스트를 통해 두 모형 중 어느 모형이 불편추정량을 도출하는데 더 유용할 것인지를 결정하게 된다. 다음은 앞서 제시한 종속변수와 독립변수들을 가지고 시간효과를 포함한 2원고정효과모형과 확률효과모형간의 하우스만 테스트 결과이다.

〈표 IV-1〉 하우스만 테스트 결과(총보육예산)

	고정효과모형계수와 확률효과모형계수의 차이	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_{_B})}$ S.E.
총보육예산	-.0439983	.0223487
지역내총생산	-.3065466	.166493
총세출예산	.1012407	.0958599
총인구	1.501989	.4996304
ln구인배율	.0312924	.0308714
ln출산물	-.1458575	.2503129
$\chi^2(6) = (b-B)'[(V_b - V_{_B})^{-1}](b-B) = 18.30$ $\text{Prob} > \chi^2_2 = 0.0055$		

하우스만 테스트 결과 역시 고정효과 모형을 통해 추정한 계수들과 확률효과 모형을 통해 추정한 계수들 사이에 체계적인 차이가 없다는 귀무가설을 1% 수준에서 기각할 수 있는 것으로 나타나, 고정효과모형이 확률효과모형보다 더 적절하다고 판단했다. 그러나 각주에서 확률효과모형의 추정 결과도 함께 제시했다.

먼저 고정효과 모형을 이용한 추정 결과는 다음 <표 IV-2>와 같다. 연도 더미를 추가하여 지역간 이질성뿐만 아니라 연도별 이질성 역시 통제한 이원고정효과모형(two-way fixed effects model)을 추정했다. 첫 번째 열의 모든 지역 더미의 계수가 0이라는 귀무가설 검증 결과는 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각하기 충분하고, 따라서 지역별로 고유한 관측되지 않은 이질성이 존재하여 그 효과를 통제하는 패널모형 분석(고정효과모형)이 필요하다는 것을 말해준다. 지역의 시불변 이질성과 여타 변수들 및 시간 추세의 영향을 통제했을 때 총보육예산이 10% 증가하면 25세 이상 39세 이하 여성의 고용률은 0.2% 감소하는 것으로 나타났으나, 이 결과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 해당 연령층 여성의 출산률이나 구인배율도 이 연령층 여성의 고용률에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 한편 지역내 총생산이 10% 증가하면 이 연령층 여성 고용률은 4.9% 감소하는 것으로 나타나 지역 소득수준이 증가하면 보육서비스 타겟 집단 여성 고용률이 유의미하게 감소하는 것으로 분석된다. 한편 지역 총세출예산은 10% 증가하면 보육서비스 타겟 집단 여성 고용률을 1.8% 증가시키는 것으로 나타났다. 광역자치단체의 재정지출 규모와 지역 보육서비스 타겟 집단 여성 고용률 간에는 유의미한 정의 관계가 있다고 볼 수 있다.

〈표 IV-2〉 총보육예산 효과 추정 결과(고정효과모형)

F test that all $u_i=0$ : F(15, 54) = 24.74 Prob > F = 0.0000					sigma_u: .99270137 sigma_e: .02773304 rho: .99922014 (fraction of variance due to $u_i$ )
독립변수	추정계수	s.e.	t	p-value	
ln 총보육예산	-.023147	.0243049	-0.95	0.345	
ln 총인구	1.634021	.4503611	3.63	0.001	
ln 출산률	-.0683757	.236471	-0.29	0.774	
ln 구인배율	-.014917	.038632	-0.39	0.701	
ln 지역gdp	-.4913513	.1583341	-3.10	0.003	
ln 총세출예산	.1791719	.097315	1.84	0.071	
2006년	.0249752	.0168587	1.48	0.144	
2007년	.0457607	.0389403	1.18	0.245	
2008년	.0729941	.0402063	1.82	0.075	
2009년	.0541085	.0474532	1.14	0.259	
상수항	-11.28733	6.080346	-1.86	0.069	

이같은 추정 결과를 받아들이기 전에 우리는 앞서 언급한 몇가지 테스트를 거칠 필요가 있다. 우선 순수오차항  $\epsilon$ 에 이분산성이 존재하지 않는다는 가설을 검증하면,  $\chi^2 = 2549.3$ , 유의확률 = 0.000으로 이분산성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하게 된다. 또한  $\epsilon$ 가 1계 계열상관을 보이는지를 테스트하면, 울드리지 F 테스트 결과 1% 유의수준에서 일계계열상관이 존재하지 않는다는 영가설을 기각할 수 없다(<표 IV-3>).

〈표 IV-3〉 총보육예산 고정효과모형에 대한 이분산 및 계열상관 테스트

	test statistic	유의확률
이분산 $H_0$ : 모든 $i$ 에 대해 $var(\epsilon_{it}) = \sigma^2$	$\chi^2(16) = 2549.30$	0.000
계열상관 $H_0$ : $\rho = 0$	$F(1, 15) = 4.328$	0.055

따라서 이분산의 존재를 고려한 표준오차에 입각하여 총보육예산 효과에 관한 고정효과모형을 다시 추정하면 다음 <표 IV-4>와 같다.

<표 IV-4> 총보육예산 효과 추정 결과(고정효과모형, robust s.e.)

독립변수	추정계수	robust s.e.	t	p-value	sigma_u: .99270137 sigma_e: .02773304 rho: .99922014 (fraction of variance due to u_i)
ln 총보육예산	-.023147	.0227494	-1.02	0.313	
ln 총인구	1.634021	.4999672	3.27	0.002	
ln 출산률	-.0683757	.2250853	-0.30	0.762	
ln 구인배율	-.014917	.0450363	-0.33	0.742	
ln 지역gdp	-.4913513	.1295484	-3.79	0.000	
ln 총세출예산	.1791719	.0953382	1.88	0.066	
2006년	.0249752	.0171116	1.46	0.150	
2007년	.0457607	.0359497	1.27	0.209	
2008년	.0729941	.0375678	1.94	0.057	
2009년	.0541085	.0444676	1.22	0.229	
상수항	-11.28733	6.662998	-1.69	0.096	

위의 표에서 보듯이, 이분산성이 고려된 표준오차에 의하더라도 독립변수들의 영향은 거의 변함이 없다. 여전히 총보육예산의 변화는 유의미한 영향을 미치지 못하고 지역내 총생산 증가는 유의미한 부의 영향을, 총세출예산의 증가는 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다.<sup>10)</sup>

10) 다음 <표>는 동일 추정식을 확률효과모형으로 추정한 결과이다. 1% 유의수준에서 1계계열상관이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 계열상관을 고려하지 않은 추정치를 그대로 제시한다. 확률효과모형의 추정 결과도 앞서 살펴본 고정효과모형의 분석결과와 거의 다르지 않았다. 고정효과모형에서는 패널개체간 차이를 무시하고 개체내 시간흐름에 따른 효과만을 추정하기 때문에 개체간 차이에 의한 효과를 동시에 고려하는 확률효과모형에서는 추정계수의 크기가 고정효과모형보다 적다. 그 차이를 제외하면 확률효과모형에 의한 추정 결과는 고정효과모형의 그것과 크게 다르지 않다. 총보육예산의 효과는 고정효과모형과는 달리 정의 효과를 갖는 것으로 나타났으나 여전히 통계적으로 유의하지 않았으며, 지역내총생산은 여전히 1% 유의수준에서 유의미한 부의 효과를 보여주었다. 다만 총세출예산 효과가 유의하지 않은 것이 고정효과모형과의 차이점이라 할 수 있다.

## 나. 보육료 지원 예산 효과 추정

먼저 하우스만 테스트를 통해 고정효과모형이 타당할지 확률효과모형이 타당할지를 살펴보면, <표 IV-5>에서 보듯이 1% 유의수준에서 고정효과모형에 의한 추정계수와 확률효과모형에 의한 추정계수 사이에 체계적 차이가 없다는 귀무가설을 기각할 수 있으므로 고정효과모형을 사용하는 것이 더 적절하다고 판단할 수 있다.<sup>11)</sup>

〈표 IV-5〉 하우스만 테스트 결과(보육료지원 예산)

	고정효과모형계수와 확률효과모형계수의 차이	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
보육료 지원예산	-.0147279	.0117362
지역내총생산	-.2888559	.1460763
총세출예산	.1033559	.0840091
총인구	1.448243	.451809
구인배율	.0272899	.025041
출산물	-.1037815	.2169916
chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) =26.64 Prob>chi2 =0.0002		

〈표〉 총보육예산 효과(확률효과모형)

독립변수	추정계수	s.e.	t	p-value	sigma_u: .07553848 sigma_e: .02911219 rho: .87067837 (fraction of variance due to u_i)
ln 총보육예산	.0208513	.0156382	1.33	0.182	
ln 총인구	.1320323	.0763353	1.73	0.084	
ln 출산물	.0774818	.0881627	0.88	0.379	
ln 구인배율	-.0462093	.0304412	-1.52	0.129	
ln 지역gdp	-.1848047	.0620909	-2.98	0.003	
ln 총세출예산	.0779313	.0523313	1.49	0.136	
상수항	4.410578	.6509798	6.78	0.000	

- 11) 하우스만 테스트에 사용한 고정효과모형 계수는 총보육예산 효과 추정 때와 마찬가지로 연도 더미를 포함한 2원 고정효과모형의 추정계수이다.

고정효과모형을 이용하여 보육료 지원 예산의 효과를 추정한 결과는 다음 <표 IV-6>과 같다. 이는 총보육예산 추정 시와 마찬가지로 연도별 이질성도 고정효과로 포함한 2원 고정효과모형을 추정한 결과이다. 우선 지역별 관측되지 않은 이질성  $u_i$ 의 분산이 0이라는 귀무가설을 검증하면 1%유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있으므로 고정효과모형을 통해 지역의 관측되지 않은 이질성의 효과를 통제할 필요가 있음을 알 수 있다. 총보육예산 효과 추정때와 마찬가지로 보육료지원 예산은 지역의 25세 이상 39세 이하 보육서비스 타겟집단 여성의 고용률에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것을 볼 수 있다. 다른 변수의 추정계수들의 효과 역시 총보육예산 효과 추정시와 동일했다. 지역내총생산은 유의미한 부의 효과를, 총세출예산은 10% 유의수준에서 유의미한 정의 효과를, 총인구는 1% 유의수준에서 유의미한 정의 효과를 각각 갖는 것으로 나타났다.

<표 IV-6> 보육료지원예산 효과 추정(고정효과모형)

F test that all $u_i=0$ :		F(15, 54) = 24.28		Prob > F = 0.0000	
독립변수	추정계수	s.e.	t	p-value	sigma_u: .9592685 sigma_e: .02796339 rho: .99915096 (fraction of variance due to $u_i$ )
ln 보육료 지원예산	-.0012064	.0154163	-0.08	0.938	
ln 총인구	1.575983	.4579618	3.44	0.001	
ln 출산률	-.0238775	.2339791	-0.10	0.919	
ln 구인배율	-.0196668	.0394511	-0.50	0.620	
ln 지역gdp	-.4727885	.1587184	-2.98	0.004	
ln 총세출예산	.1842293	.0983551	1.87	0.066	
2006년	.0159083	.01715	0.93	0.358	
2007년	.0249369	.0361878	0.69	0.494	
2008년	.0488243	.0359381	1.36	0.180	
2009년	.0260977	.0450707	0.58	0.565	
상수항	-11.45825	6.162253	-1.86	0.068	

다음 <표 IV-7>는 계열상관과 이분산 존재 여부에 대한 검정 결과이다. 1계열상관 존재 여부를 테스트한 결과 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각할 수 없었다. 한편 등분산 가정은 유의수준 1%에서 충분히 기각할 수 있었다. 따라서 위의 고정효과모형 추정을 이분산을 고려한 표본오차를 가지고 다시 하면 다음 <표 IV-8>과 같은 결과를 얻는다.

<표 IV-7> 보육료지원예산 고정효과모형에 대한 이분산 및 계열상관 테스트

	test statistic	유의확률
이분산 $H_0: \text{모든 } i \text{에 대해 } \text{var}(\epsilon_{it}) = \sigma^2$	$\chi^2(16) = 2694.06$	0.000
계열상관 $H_0: \rho = 0$	$F(1, 15) = 4.561$	0.0496

<표 IV-8> 총보육예산 효과 추정 결과(고정효과모형, robust s.e.)

독립변수	추정계수	robust s.e.	t	p-value	sigma_u: .9592685 sigma_e: .02796339 rho: .99915096 (fraction of variance due to u_i)
ln 보육료 지원예산	-.0012064	.0139234	-0.09	0.931	
ln총인구	1.575983	.5174154	3.05	0.004	
ln 출산률	-.0238775	.2214297	-0.11	0.915	
ln 구인배율	-.0196668	.0464964	-0.42	0.674	
ln 지역gdp	-.4727885	.1246114	-3.79	0.000	
ln 총세출예산	.1842293	.0946864	1.95	0.057	
2006년	.0159083	.0175683	0.91	0.369	
2007년	.0249369	.0325657	0.77	0.447	
2008년	.0488243	.03318	1.47	0.147	
2009년	.0260977	.0438995	0.59	0.555	
상수항	-11.45825	6.799683	-1.69	0.098	



이분산성을 고려한 추정 결과 역시 앞서의 추정결과와 크게 다르지 않다. 지역의 이질성과 시점의 이질성을 모두 통제한 후에도 보육료지원예산은 보육서비스 지원대상 여성의 고용률에 유의미한 영향을 미치지 못하며, 출산률과 노동시장 구인배율 역시 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 한편 지역내총생산은 10% 증가하면 해당 연령층 여성의 고용률을 4.7% 낮추는 효과를 낳고 총세출예산은 10% 증가하면 여성 고용률을 1.8% 증가시키는 효과를 낳는 것으로 나타났다(총세출예산의 효과는 10% 유의수준에서만 유의함). 이는 총보육예산 효과를 추정한 것과 대동소이한 결과이다.<sup>12)</sup>

2원 고정효과모형을 이용하여 지역의 이질성과 시점의 이질성을 모두 통제된 상태에서 지역별 보육예산 관련 변수들이 지역 내 25세 이상 39세 이하 여성의 고용률에 미치는 영향을 분석한 결과, 총보육예산의 증가나 보육료지원예산의 증가 모두 지역 보육서비스 타겟집단 여성의 고용률에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 인구규모가 동일한 경우 지역 소득수준이 증가하면 젊은 층 여성의 고용률이 낮아지며 지방정부의 세출예산 규모가 증가할수록 젊은 층 여성의 고용률도 증가하는 것으로 나타났다.

- 12) 한편 동일한 독립변수와 종속변수를 가지고 확률효과모형을 추정하면 다음 <표 IV-9>와 같은 결과를 얻는다. 계열상관 테스트 결과 1% 유의수준에서 1계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없으므로, 계열상관을 고려하지 않은 추정결과를 제시한다. 보육료지원예산은 고정효과모형때와는 달리 여성 고용률에 정의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의미하지 않았다. 총인구는 유의미한 정의 효과, 지역내총생산은 유의미한 부의 효과를 각각 갖는 것으로 나타나 고정효과모형과 동일한 결과를 보여주었으며, 총세출예산의 효과는 고정효과모형과는 달리 유의미하지 않았다.

〈표 IV-9〉 총보육예산 효과(확률효과모형)

독립변수	추정계수	s.e.	t	p-value	sigma_u: .07583351 sigma_e: .02910889 rho: .87157912 (fraction of variance due to u_i)
ln 보육료지원예산	.0135215	.0099962	1.35	0.176	
ln 총인구	.1277394	.0748168	1.71	0.088	
ln 출산률	.0799039	.0875266	0.91	0.361	
ln 구인배율	-.0469566	.0304851	-1.54	0.123	
ln 지역gdp	-.1839327	.0620745	-2.96	0.003	
ln 총세출예산	.0808734	.0511487	1.58	0.114	
상수항	4.487211	.6731674	6.67	0.000	

## 2. 횡단모형 추정 결과 : 다층모형

### 가. 무조건 모형

앞서 살펴본 다층모형의 변수들을 동원하여 1층모형과 무조건모형을 추정하였다. 앞서 논의한 바와 같이, 1층 모형은 지역과 상관없이 개인 수준의 변수들이 여성의 경찰 참가 확률에 미치는 영향을 추정하기 위함이며, 무조건모형의 추정은 1층 모형의 절편과 미취학자녀 유무 변수의 기울기가 지역별로 유의미한 차이를 보이는지 검증하기 위한 것이다. 여기서 모든 연속변수들은 여성의 경제활동 참가 확률을 계산하기 편리하도록 대평균에 센터링(grand mean centering)했다.

〈표 IV-10〉 1층모형 고정효과 추정(이분산 고려한 표준오차)

독립변수	계수	s.e	t-ratio	p-value
상수	0.397208	0.096165	4.130	0.000
연령	0.180193	0.018303	9.845	0.000
연령제곱	-0.002297	0.000210	-10.956	0.000
가구원수	0.074927	0.029839	2.511	0.012
(외)조부모동거	0.408649	0.088027	4.642	0.000
고졸	-0.486917	0.083885	-5.805	0.000
초대졸	-0.203336	0.122387	-1.661	0.096
대졸이상	-0.066831	0.108599	-0.615	0.538
미취학아동 유	-1.249147	0.066776	-18.706	0.000
성장기 친모 취업	0.232305	0.068927	3.370	0.001
가구소득 (본인소득제외)	-0.282069	0.019595	-14.395	0.000

1층모형의 고정효과를 추정한 결과를 살펴보면, 38.2세 이전까지는 경찰 참가 확률이 낮아지다가 그 이후로는 연령이 증가하면서 경찰참가 확률도 증가하는 것으로 나타났으며, 가구원 수가 많을수록, 본인 소득을 제외한

가구소득이 적을수록 여성의 경찰참가 확률이 큰 것으로 나타났다. 또한 아동의 (외)조부모와 함께 사는 경우, 중졸 이하 저학력자이거나 초대졸 이상의 고학력자인 경우, 15세 무렵 친모가 취업한 상태였던 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 경찰참가 확률이 높은 것으로 나타났다. 이 모든 변수들의 영향을 통제한 후에도 미취학 아동이 있는 여성이 없는 여성에 비해 경제활동 참가 확률이 낮은 것으로 나타났다. 예컨대, 다른 모든 독립변수에서 대평균과 같은 값을 갖는 평균적 여성이면서 미취학 아동이 있으면 미취학 아동이 없는 다른 평균적 여성보다 약 18.6% 포인트나 경찰참가 확률이 낮다.<sup>13)</sup>

한편 무조건 모형에 대한 확률효과 분석에서는(<표 IV-11>) 1층모형의 절편과 미취학아동 유무 변수의 기울기가 기초자치단체별로 유의미한 편차가 있는 것으로 나타났다. 절편의 분산은 약 0.576으로 추정되었고, 미취학자녀 유무 변수의 기울기의 분산은 약 0.19인 것으로 추정되었다. 이는 각각 유의수준 1%와 5%에서 이들 분산이 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있게 한다. 이는 절편의 크기와 미취학자녀 유무 변수의 절편의 크기가 지역마다 서로 다르다는 것을 의미하며, 즉 모든 독립변수의 값이 평균적인 수준으로 동일할 때에도 지역에 따라 여성의 평균 경찰참여 확률이 서로 다르고 미취학 자녀 유무에 따른 경찰참여 확률의 격차도 지역별로 유의미하게 다르다는 것을 의미한다.<sup>14)</sup> 그러면 왜 어떤 지역은 평균 경찰확률이 높으며(혹은 낮으며), 어떤 지역은 미취학 자녀 유무에 따른 경찰참여 확률 격차가 더 큰가(혹은 작은가)? 지역의 총보육예산이나 보육료 지원 예산의 많고 적

13) 특정 독립변수의 회귀계수  $\beta_i$ 가 경찰참가 확률  $p$ 에 미치는 한계효과는 다음과 같은 식으로 구해진다.

$$\frac{dp}{d\beta_i} = \frac{e^{-Z}}{(1+e^{-Z})^2} \beta_i$$

$$* Z = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

14)  $Var(u_{0j})$ 과  $Var(u_{8j})$ 를 이용하면 절편과 미취학 아동유무 변수 기울기의 신뢰구간을 구할 수 있다. 절편의 95% 신뢰구간은 최대 1.88에서 최소 -1.09까지  $[0.397 \pm 1.96(0.57614)^{1/2}]$ 이며, 기울기의 95% 신뢰구간은 최대 -0.39에서 최소 -2.10까지  $[-1.249 \pm 1.96(0.18997)^{1/2}]$ 이다.

음이 미취학 자녀 유무에 따른 경찰참여 확률 격차의 차이를 가져오는 원인이라고 할 수 있는가?

〈표 IV-11〉 무조건 모형의 추정 결과(확률효과)

Random Effect	variance	d.f.	$\chi^2$	p-value
$Var(u_{0j})$	0.57614	181	718.69506	0.000
$Var(u_{8j})$	0.18997	181	221.26374	0.022

이 질문에 답하기 위해서는 다음과 같은 조건모형의 고정효과와 확률효과를 추정해야 한다.

#### 나. 조건모형 : 총보육예산 효과

다음 <표 IV-12>는 1층 모형의 절편과 기울기가 보여주는 기초자치단체별 분산을 설명하기 위해 기초자치단체의 총보육예산 및 합계출산률, 1인당 지방세수입, 1인당 총세출예산 등의 지역단위 변수들을 투입한 조건모형의 고정효과 추정 결과이다.

〈표 IV-12〉 총보육예산 효과에 대한 조건모형 추정(고정효과, 이분산 고려한 s.e.)

1층 계수	2층 독립변수	2층독립변수의 계수	S.E.	t-ratio	p-value
절편	절편	0.418866	0.092346	4.536	0.000
	1인당 지방세수입	-0.312584	0.082937	-3.769	0.000
	1인당 총세출예산	0.661457	0.120129	5.506	0.000
	합계출산률	0.471748	0.309701	1.523	0.129
연령	절편	0.180515	0.018449	9.785	0.000
연령제곱	절편	-0.002306	0.000211	-10.906	0.000
가구원수	절편	0.078508	0.030066	2.611	0.009
(외)조부모 동거여부	절편	0.394368	0.090371	4.364	0.000

1층 계수	2층 독립변수	2층독립변수의 계수	S.E.	t-ratio	p-value
고졸	절편	-0.420255	0.085693	-4.904	0.000
초대졸	절편	-0.123100	0.122242	-1.007	0.314
대졸이상	절편	0.014843	0.111210	0.133	0.894
미취학아동 유무	절편	-1.303271	0.076439	-17.050	0.000
	1인당 지방세수입	0.238444	0.092990	2.564	0.011
	영유아 1인당 총보육예산	0.159039	0.164613	0.966	0.336
	1인당총세출 예산	-0.372289	0.129505	-2.875	0.005
	합계출산물	-1.052045	0.403339	-2.608	0.010
15세 무렵 친모취업여부	절편	0.215389	0.068736	3.134	0.002
가구소득 (본인제외)	절편	-0.282313	0.019220	-14.688	0.000

위의 추정 결과에 따르면, 1층 모형의 절편의 크기에 합계출산률을 제외한 두 독립변수가 모두 유의미한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 1인당 지방세 수입으로 대리되는 지역 소득수준은 부의 영향을, 1인당 총세출 예산으로 대리되는 지역 공공지출 규모는 정의 영향을 각각 미치는 것으로 나타났다. 1인당 총세출예산의 로그값이 1단위 더 큰 지역의 1층 모형의 절편은 0.419에서 1.080으로 늘어난다( $0.419+0.661$ ). 이는 달리 말하면 다른 모든 1층 독립변수들의 값이 대평균 수준에서 동일하다고 하더라도 1인당 총세출예산이 1단위 더 높은 시군구에 사는 여성의 경활참가 확률이 더 높다는 것을 의미한다.<sup>15)</sup>

15) 경활참가 확률  $p$ 는 다음과 같이 구해진다.

$$p = \frac{1}{1 + (e^{-Z})}$$

$$* Z = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

이 식에 따르면 1인당 총세출예산이 전체 대평균 수준인 지역에 사는 평균적 여성(1층 독립변수들 모두에서 대평균 수준의 값을 갖는)의 경활참가 확률은 82.6%이지만, 같은 평균적 여성이라고 하더라도 로그 1인당 총세출예산이 전체 대평균보다 1단위 더 높은 지역에 사는 여성의 경활참가 확률은 90.2%로 계산된다.

한편 미취학 아동 유무에 따른 경찰참가 확률의 차이는 1인당 지방세 수입이 더 높은 지역에서는 줄어들고 1인당 총세출 예산과 합계출산률이 더 높은 지역에서는 더 벌어지는 것으로 나타났다. 예컨대 로그 1인당 총세출 예산이 대평균 수준인 지역에서의 미취학 아동 유무 변수 기울기는 -1.303이지만 대평균 수준보다 한 단위 더 높은 지역의 동일 변수 기울기는 -1.676으로 더 작아진다.<sup>16)</sup> 그러나 우리의 설명변수인 영유아 1인당 총보육 예산의 크기는 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 다시 말해 영유아 1인당 총보육예산을 전체 대평균보다 더 많이 쓰는 지역에서도 미취학 아동이 있음으로 인한 여성 경찰참가 확률의 저하에는 변함이 없다는 것이다.

확률효과 추정을 통해 이들 독립변수의 투입으로 인해 절편과 기울기에 서의 분산이 유의미하게 감소했는지를 살펴보면 다음 <표 IV-12>와 같다. 절편의 분산은 독립변수를 투입하지 않았을 때(무조건모형)인 0.576에서 0.334로 줄었으며, 기울기의 분산은 0.190에서 0.102로 줄어들었음을 볼 수 있다. 분산이 0과 같다는 귀무가설에 대한 유의도 검증 결과 절편의 분산은 아직도 여전히 유의미하게 0보다 크지만 미취학 아동 유무 변수의 기울기의 분산은 귀무가설을 기각할 수 없을 정도로 미미함을 알 수 있다. 이로써 우리는 조건모형에서 투입된 이들 독립변수들이 지역별 절편과 기울기의 차이를 상당부분 설명해주고 있다고 결론지을 수 있다.

<표 IV-13> 총보육예산 효과에 대한 조건모형 추정 결과(확률효과)

Random Effect	variance	d.f.	$\chi^2$	p-value
$Var(u_{0j})$	0.33439	178	522.92530	0.000
$Var(u_{sj})$	0.10177	177	196.36514	0.152

16) 이를 한계효과로 다시 말하면 1인당 총세출예산이 대평균 수준인 지역에 사는 평균적 여성들 사이에서는 미취학 아동이 있으면 경찰참가 확률이 18.2% 포인트 감소하지만, 1인당 총세출예산이 대평균 수준보다 한 단위 높은 지역에 사는 평균적 여성들 사이에서는 25.1% 포인트 감소한다고 할 수 있다.

## 다. 조건모형 : 보육료 지원 예산 효과

1층 모형의 절편과 기울기에 보육료 지원 예산은 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위한 추정 결과는 다음 <표 IV-13>과 같다.

<표 IV-14> 보육료지원예산 효과 추정(고정효과, 이분산 고려한 s.e.)

1층 계수	2층 독립변수	2층독립변수의 계수	S.E.	t-ratio	p-value
절편	절편	0.417545	0.092412	4.518	0.000
	1인당 지방세수입	-0.312655	0.082945	-3.769	0.000
	1인당 총세출예산	0.661102	0.120042	5.507	0.000
	합계출산률	0.472401	0.310141	1.523	0.129
연령	절편	0.180576	0.018490	9.766	0.000
연령제곱	절편	-0.002307	0.000212	-10.894	0.000
가구원수	절편	0.078638	0.030061	2.616	0.009
(외)조부모 동거	절편	0.395417	0.090423	4.373	0.000
고졸	절편	-0.420593	0.085821	-4.901	0.000
초대졸	절편	-0.122718	0.122221	-1.004	0.316
대졸이상	절편	0.016500	0.111063	0.149	0.882
미취학 아동 유	절편	-1.300394	0.076729	-16.948	0.000
	1인당 지방세수입	0.245891	0.093759	2.623	0.010
	영유아 1인당 보육료지원 예산	0.117229	0.099630	1.177	0.241
	1인당총세출예산	-0.339876	0.118396	-2.871	0.005
	합계출산률	-1.135162	0.380909	-2.980	0.004
15세무렵 친모 취업	절편	0.216648	0.068848	3.147	0.002
가구소득 (본인제외)	절편	-0.282479	0.019233	-14.687	0.000

보육료 예산 효과 추정 결과도 계수의 크기만 약간 다를 뿐 독립변수들의 부호와 유의성 모두 총보육예산 효과 추정 결과와 거의 동일했다. 우선 절편

에는 합계출산률을 제외한 두 변수가 유의미한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있으며, 1인당 지방세 수입이 높은 지역에서는 여성의 경활확률이 더 낮고 1인당 총세출예산이 더 높은 지역에서는 경활확률이 더 높은 것으로 나타났다. 한편 미취학 아동 유무 변수의 기울기에는 1인당 지방세 수입이 정의 영향을, 1인당 총세출예산과 합계출산률은 부의 영향을 각각 미치고 보육료 지원 예산은 유의미한 영향을 미치지 못하는 것을 재확인할 수 있다.

한편 확률효과 모형의 추정 결과로 우리는 이들 독립변수의 투입으로 1층 모형의 절편과 기울기의 분산이 크게 줄어든 것을 확인할 수 있다(<표 IV-14>). 절편의 분산은 독립변수를 투입하기 전 0.576에서 0.335로 줄어들었으며 기울기의 분산은 0.190에서 0.103으로 줄어들었다. 기울기의 분산은 이들 독립변수들이 모두 설명해버려 조건모형 추정 후의 분산이 0과 같다는 귀무가설을 기각할 수 없다.

<표 IV-15> 보육료지원예산 효과에 대한 조건모형 추정 결과(확률효과)

Random Effect	variance	d.f.	$\chi^2$	p-value
$Var(u_{0j})$	0.33467	178	522.91743	0.000
$Var(u_{8j})$	0.10256	177	196.39736	0.152

이상의 분석 결과들은 광역자치단체 수준에서 2005년에서 2009년간 예산의 급격한 증가와 그보다 더 가파른 보육료 지원 예산의 증가가 있었지만 이것이 지역 25세 이상 39세 이하 여성들의 취업 증가를 동반하지 못했으며, 2008년 기준 총보육예산이나 보육료지원예산을 더 많이 쓴 기초자치단체에서의 미취학 아동을 둔 여성과 그렇지 않은 여성 간의 경활참여 확률 격차가 보육관련 예산을 평균 수준만큼 쓴 지역과 다를 바 없었다는 것을 보여준다. 이같은 분석 결과들은 지방정부의 보육관련 예산의 편성과 집행이 여성의 취업 인센티브를 강화시키는 방향으로 재편되어야 할 필요성이 있음을 시사한다.



## 결론 및 제언

1. 기존 보육정책의 비판적 검토	69
2. 정책 제언	74

## 1. 기존 보육정책의 비판적 검토

이처럼 보육관련 예산의 증가가 지역 여성경제활동의 증가를 수반하지 못했다면, 과연 지금까지 추진된 중앙정부와 지방정부의 보육정책이 취업 여성 혹은 구직여성에게 실질적인 혜택을 주는 정책이었는지를 점검해볼 필요가 있다. 보육정책의 기초를 기획하고 구체적인 보육정책들을 수립하여 지방에 전달하는 책임이 중앙정부에 있으므로 우선 중앙정부의 취업여성 관련 보육정책들을 먼저 살펴보고, 그 다음으로 2010년 당초예산 기준 광역자치단체의 세출예산 사업명세서를 검토함으로써 각 광역자치단체에서 어떤 취업 여성 친화적 사업들을 기획하고 있는지 검토하고자 한다.

### 가. 취업여성 대상 보육지원 사업 개괄

현재 중앙정부 차원에서 취업여성을 대상으로 시행하고 있는 보육지원 서비스 사업으로는 여성가족부의 취업부모 보육시설 입소 우선권 부여, 시간연장 보육 지원, 노동부와 여성가족부의 직장보육시설 지원 및 미설치 기업 근로자에 보육수당 지원, 농림부의 출산농가도우미 지원, 농어업인 영유아 양육비 지원, 여성농업인 일손돕기 지원 등을 들 수 있다(노성향 외, 2007). 그 이외에 맞벌이 가구 보육료 지원 등 취업 여성의 보육부담을 경감시켜주기 위한 정책들을 꼽을 수 있겠다.

여성가족부의 새싹플랜은 ‘취업부모에 대한 지원 강화’를 세부추진과제로 정하고 유자녀 여성의 취업인센티브를 강화시키는 보육서비스 정책을 중점적으로 추진하겠다는 의지를 보여주었다. 이에 따라 직장 여성을 위해 시간연장 보육료, 야간보육료, 24시간 보육료 등을 지원하고, 시간연장보육교사 인건비를 지원하고 있다. 한편 여성에게는 출산 후 영아기 육아부담이 취업유지 여부를 결정짓는 중요한 고려사항 중 하나인 점을 감안할 때, 0세아 대상 영아보육을 확대하고 활성화하기 위한 사업들도 출산 여성의 취업인센티브를 높여줄 수 있는 정책 중 하나라고 할 수 있을 것이다. 0세아 교사 대 아동 비율 하향 조정, 신축 국공립 보육시설에 대한 영아반 구성 비율 확대, 영아 전담시설 지정 확대 및 지원 활성화, 민간보육시설 특히 가정

보육시설 대상 영아반 인건비 지원 등이 이에 속하는 사업들이다. 최근까지 0세아 양육은 생부모에 의해 가정에서 이루어지는 것이 가장 바람직하다는 가정 하에 개별 가정에서 사적인 돌봄을 받도록 하고 1세 이상 유아에 대해서는 시설 보육을 권장하는 그런 방식의 정책설계가 이루어져 왔으나(유보경, 2004), 이러한 정책 대상 분리는 여성의 경력을 단절시키는 중대한 원인 중 하나로 간주될 수 있다.

여성가족부와 노동부가 합동으로 추진하고 있는 명시적 취업부모 지원 사업으로는 직장보육 서비스의 활성화를 들 수 있다. 직장보육시설 의무 설치 사업장 범위 확대, 직장보육시설 설치가 불가능한 경우 지역 보육시설과 위탁계약 형태의 보육서비스 지원 혹은 근로자에게 보육수당 지급(정부 보육료 단가의 50%), 직장보육서비스 제공 의무 불이행 사업장에 대한 감독 및 이행 사업장에 대한 인센티브 강화(지원액 융자이율 인하, 지원 상한액 인상, 세제지원, 보육교사 인건비 지원 등) 등이 그 내용이다. 넓게 보면 아이돌보미 사업도 0세아 등 주로 부모들이 시설에 맡기기 꺼려하는 영아기 아동을 위한 보육돌보미 파견사업인만큼 크게 보면 취업여성을 지원하기 위한 보육서비스라고 볼 수 있을 것이다.

한편 농어촌 지역에서는 성인 여성 중 임금근로자가 아니라 농림어업에 종사하는 자영자 집단의 비중이 크다는 특성 때문에, 이들 농림어업 종사 여성을 대상으로 하는 보육지원 서비스 자체가 취업여성을 위한 지원 서비스라고 볼 수 있을 것이다. 농어촌 지역 소규모 국공립 보육시설 확충, 여성가족부와 교육부의 협력으로 초등학교 유희공간에 유치원과 보육시설 설치, 농번기에 시간 연장형 및 시간제 보육 우선 지원, 여성근로자에게 출산 휴가급여를 지급하는 것과 같이 아이를 출산한 농가에 30일간 도우미를 이용할 수 있도록 한 출산 농가 도우미 지원, 농어업에 종사하는 부모의 자녀가 보육시설을 이용할 경우 연령별로 보육료를 지원하는 농어업인 영유아 양육비 지원, 도시에 비해 영유아 보육여건이 열악하여 상대적으로 더 큰 육아부담을 지고 있는 농어촌 지역 여성들을 위해, 보육시설 이용과 상관없이 여성농어업인에게 자녀 연령별 보육료 단가의 25%를 지원하는 여성농업인 일손돕기 지원 등이 이에 해당한다.

한편 2010년 광역자치단체 보육관련 부서 일반회계 세출예산 사업명세서를 기준으로 지방정부 수준에서는 어떤 취업여성 대상 보육지원 사업을 기획하고 있는지 살펴보았다. 우선 서울의 경우, 명시적으로 취업여성을 지원하는 보육예산은 맞벌이가구 보육료 지원 예산 17억2천만원 뿐이다. 이는 보육담당관실 전체 예산 5417억6천만원의 0.3%에 불과하다. 시간 연장 등 맞춤형 보육 확대를 성과목표로 하고 시간연장 및 휴일 보육시설 수 84개 소라는 성과지표를 제시하고 있긴 하지만, 2009년 목표치에서 변함이 없고 구체적인 사업으로 예산이 배정되지도 않았다. 부산은 총 보육예산 2330억1천만원 중에서 취업여성을 대상으로 하는 지원 예산은 영아보육시설 전문 보육도우미 배치(2억4천5백만원), 영아보육시설 환경개선 사업비(6천만원), 맞벌이 가구 보육료 지원(10억9천8백), 등 총 14억3백만원으로 전체 보육서비스 지원 예산의 0.6%에 해당하는 예산을 배정해 놓고 있다.

대구시의 경우 총 보육지원 예산 1,962억1천만원 중에서 명시적으로 취업여성 지원을 목적으로 하는 자체 사업은 하나도 없다. 한편 인천시는 1853억2천만원의 총 보육서비스 지원 예산 중에서 맞벌이 가구 보육료 지원 8억7천만원만이 취업여성을 위한 예산으로 간주될 수 있다. 광주광역시에는 총 보육예산 1,526억3천만원 중에서 명시적으로 여성 취업자를 대상으로 한 사업은 하나도 없다. 대전시는 1,398억7천만원의 총 보육예산 중에서 취업여성 대상 사업 예산은 하나도 없다. 울산시는 총 733억6천만원의 보육예산 중에서 24시간 국공립 보육시설 인건비 지원 1천9백60만원이 취업여성 대상 사업으로 분류될 수 있을 뿐이다.

강원도는 총 992억4천만원의 보육예산 중에서 맞벌이가구 보육료 지원 4억5천만원이 유일한 명시적 취업여성 지원 예산이다. 충북은 1,216억6천만원 중 맞벌이 가구 보육료 5억6천만원이 취업여성 보육지원 사업 예산이다. 충남도 역시 총 1,243억2천만원의 보육지원 예산 중에서 농어촌지역 소규모 보육서비스 제공 사업 1억5천만원을 제외하면 명시적으로 취업여성을 위한 보육지원 사업은 존재하지 않는다. 전북은 1,811억8천만원의 전체 보육예산 중에서 취업여성 대상 사업에 배정된 것은 맞벌이 가구 보육료 지원 9억3천만원, 안심야간보육시설 시범운영 1억7천만원, 24시간 보육시설

특근수당 6백만원, 등에 불과하다. 전남은 총 보육예산 473억1천만 중에서 영아·장애아 전담보육시설 종사자 특별수당 6억1천만원이 취업여성 대상 사업 예산이다. 경북은 1,696억원의 총 보육예산 중에서 맞벌이 가구 보육료 8억5천만원, 농어촌 소규모 보육서비스 2억1천만원이 명시적으로 여성 취업자를 위한 보육서비스 예산이다. 경남은 2,378억2천만원에 달하는 총보육 예산 중 취업여성 대상 지원 예산은 하나도 없다. 마지막으로 제주특별자치도는 총 보육예산 477억7천만원중에서 취업여성 관련 사업은 하나도 없다. 세출예산사업명세서 상 명시적으로 취업여성을 지원하는 사업이 가장 많은 지역은 경기도이다. 경기도는 총보육예산 7199억3천만원 중에서 맞벌이 가구 보육료 지원 사업에 28억5천만원, 특수보육과 수요자 중심의 보육정책 활성화 사업 중에서 취업여성 보육지원 사업에 72억3천만원, 시간연장형 보육시설 운영지원에 7억4천만원, 영세아 전용시설 운영비 지원에 14억4천만원 등등 각각 배정해 놓고 있다. 그러나 경기도가 타 지역에 비해 더 많은 취업여성 지원 사업을 계획하고 있기는 하지만, 그 총액은 전체 보육예산의 1.7%에 불과하다.

이상 살펴본 바를 종합해보면, 16개 시도의 세출예산 사업명세서 상에 명시적으로 취업여성을 대상으로 보육서비스를 지원하는 사업에 해당하는 것은 맞벌이 가구 보육료 지원 및 시간연장 혹은 24시간 보육 등과 같이 수요자 요구에 맞춘 보육지원 서비스 활성화 등 극소수에 불과하고 거기에 배정된 예산 역시 경기도를 제외하면 전체 보육예산의 1%에도 미치지 못하는 실정임을 알 수 있다. 이는 취업여성을 대상으로 하는 보육지원 사업이 전체 보육예산에서 차지하는 비중이 절대적으로 미미하다는 것이야 말로 보육예산의 취업 인센티브가 취약한 첫 번째 원인이라는 것을 의미한다.

## 나. 취업여성 대상 보육지원 정책의 문제점

취업여성 대상 보육지원 사업이 많지 않다는 것 이외에도 기존의 보육정책들은 여성의 취업 인센티브를 강화한다는 측면에서 볼 때 다음과 같은 문제점들을 지니고 있다. 우선 보육료 지원 정책들을 살펴보자. 보육료 지원이 아동 연령별로 소득계층에 따라 차등적으로 이루어지는데, 현 시스템

은 도시근로자 월평균 가구소득 100%이하(5층) 집단을 포함하여 이 집단보다 소득수준이 높은 집단에겐 거의 혜택이 돌아가지 않도록 설계되어 있으며, 그 이하의 저소득계층이라고 하더라도 중간 지원액이 계단식으로 감소함에 따라 특히 여성과 같은 가구내 부차 소득자의 경우 상위 소득계층으로 올라갈 수 있는 취업기회를 포기하고자 하는 인센티브를 갖게 만든다(김태홍, 2010; 최성은·우석진, 2009).

또한 2008년 현재 정부 보조금을 받는 보육시설을 이용하는 아동 중 모친이 취업한 아동의 비중은 절반도 되지 않으며(42.9%), 가구소득 상위 20% 이상의 고소득 층 아동의 비중이 21%나 되며, 가구소득 2~5분위(상위 80%) 집단의 보육시설 이용률은 72~81% 수준인 반면 1분위(하위 20%)의 이용률은 59%에 불과한 것으로 조사됐다(조운영·김정호, 2008: 5-6). 또한 허선과 박효진의 연구(2010)에 따르면 2008년 복지패널데이터를 분석한 결과 보육료 지원 대상인 저소득층 가구(1층~5층)에서 보육료 지원을 받은 가구의 비중은 평균 65.4%인데, 보육료 지원 대상이 아닌 6층 가구 중에서는 40.2%, 7층 중에서는 18.1%나 보육료 지원을 받은 것으로 나타났다(허선·박효진, 2010: 186-7). 나아가 보육서비스의 가장 큰 이용자 집단인 맞벌이 부부에게는 체감 가능한 혜택이 거의 돌아가지 않는다(노성향 외, 2007). 더구나 보육료 지원은 소득계층에 따라 차등 지원될 뿐, 맞벌이 가구, 홀벌이 가구, 취업한 한부모가구에 대해 차등적인 지원이 이루어지지 않고 있어 취업 가구는 상대적으로 불리한 위치에 있다고 볼 수 있다(조운영·김정호, 2008). 이를 종합해 볼 때 현재의 보육료 지원 시스템은 취업모에게도, 저소득층에게도 목적인 바의 혜택을 주지 못하는 시스템이라고 할 수 있다. 보육료 지원의 혜택을 취업모라고 더 많이 받을 수 있도록 돼있지 않다. 저소득층에게는 취업을 통해 저소득층을 벗어나고자 하는 유인을 제공하지 못할 뿐 아니라, 정책 목표대로 고소득층과 차별되는 충분한 보육료 지원마저도 제공해주지 못한다.

또 다른 문제점은 보육서비스 질에 대한 신뢰가 낮다는 점이다. 특히 0세 아 영아보육 활성화의 가장 큰 걸림돌은 부모들 사이에서 ‘믿고 맡길 만 한 곳이 없다’는 인식이 팽배하다는 것이다. 이는 보육서비스의 질을 컨트롤

하는 정부 시스템이 산발적이고 중첩적이라는 데 기인한다(조운영·김정호, 2008). 보육(혹은 유아교육) 서비스 공급자는 다양하게 존재하는데 이들에 대해 서로 다른 법, 규제, 감독 제도가 존재하기 때문에, 일관적이고 공신력 있게 공급자의 서비스 질을 평가하고 인증하고 규제하지 못하는 것이다(조운영·김정호, 2008: 3-4).

취업한 여성들을 위한 가장 직접적인 보육지원 정책인 직장보육 지원 정책에서도 몇 가지 문제점이 발견된다. 첫 번째는 정책을 집행할 강제력과 강력한 유인책이 미흡하다는 점이다. 예컨대 직장보육서비스 의무 제공 사업장의 지정과 감독에 있어서 기업의 선택을 강제할 강력한 제재수단도 인센티브도 존재하지 않는다(노성향 외, 2007; 유보경, 2004; 서문희 외, 2004). 한편 직장보육서비스 의무 제공 사업장 선정 기준도 너무나 현실과 동떨어져 있다. 현행 기준은 여성 근로자의 절대 다수가 100인 미만 중소기업장에 근무하고 있고, 여성근로자의 50% 이상이 비정규직 근로자란 점을 감안할 때 대다수 취업 여성에게 실질적 도움이 되기 어려운 정책이라고 할 수 있다(유보경, 2004; 서문희 외, 2004). 게다가 타 보육시설 이용 아동과의 형평성 문제도 제기되고 있다(서문희 외, 2004: 123).

## 2. 정책 제언

한정된 보육예산 재원을 가지고 여성의 경제활동 참가를 촉진하는 효과를 얻기 위해서는 기존의 보육정책에 어떤 변화와 수정이 필요한가? 총보육예산의 증액보다는 여성에게 취업인센티브를 줄 수 있는 사업들을 더 많이 발굴하고 거기에 예산을 집중시키는 선택과 집중의 전략이 요구된다. 첫째, 취업한 여성의 보육수요를 정확하게 파악하고 그것을 충족시켜줄 수 있는 다양한 보육서비스를 개발해야 한다. 24시간 보육이나 시간제보육, 공휴일 보육, 시간연장형 보육 등이 가장 전형적인 예가 될 것이다. 둘째, 영아보육을 활성화시켜야 한다. 취업 여성의 경우 0세아를 맡길 시설이 없어서(혹은 기존의 영아보육시설의 서비스 질을 믿을 수 없어서) 출산 직후 혹은

육아휴직이 끝나는 시점에 직장을 그만두는 경우가 많은 현실을 감안할 때, 이들이 믿고 영아를 맡길 수 있는 보육환경을 조성하는 것은 가장 우선시해야 할 보육정책 중 하나다(노성향 외, 2007: 210-211, 유보경, 2004; 유희정, 1999). 영아전담 시설(영아 수용인원 10인 내외) 확충, 기존시설의 영아 보육 역량 강화 지원 등이 구체적 사업이 될 수 있을 것이다.

셋째, 아이돌보미 사업의 취업모 친화성을 강화해야 한다. 현행 하루 8시간 근무 기준 4만원은 2~3일씩 간헐적인 방식으로 이용하려는 수요층을 지향한 이용료 산정이라고 할 수 있다. 일반 소득수준의 취업여성이 상시적으로 이용하기에 너무 높은 수준이다. 공급 측면에서도 현행 활동수당 5천원(하루 8시간 기준 월 80만원 선)으로는 양질의 역량있는 돌보미 인력을 유인하기가 매우 어려울 것이다. 따라서 이용료는 대폭 낮추면서 활동수당은 높일 수 있는 방안이 강구될 필요가 있다.

넷째, 보육료 지원 정책의 수정을 통해 취업한 한부모 가구나 맞벌이 가구에 대한 지원을 대폭 늘리고, 저소득층 대상 지원에 있어서는 소득구간의 정밀한 재설계와 구간별 지원액 감소폭 재조정 등을 통해 취업 인센티브를 유지해 주어야 한다. 보육료 지원은 맞벌이 가구, 취업모, 취업한 한부모 가구에 집중될 필요가 있다(조운영·김정호, 2008). 또한 현재 소득수준과 관계없이 지원되는 기본보조금 설계를 재편하여 차등보육료와 통합하면 추가 재정투입 없이도 중·저소득 맞벌이가구에 보육료 지원을 집중할 수 있다(조운영·김정호, 2008). 특히 취업 중인 여성 뿐 아니라 정부 주관 취업지원 프로그램(직업훈련 포함)에 등록 중인 여성에게까지 보육료 지원을 확대할 필요도 있다(조운영·김정호, 2008). 또한 일정 소득수준을 넘어서면 지원액이 계단식으로 급감하게 되어있는 현행 차등보육료 제도를 개선하여 소득 구간을 더 정밀하게 쪼개고 구간별 지원액 감소 폭을 줄임으로써, 저소득층 가구의 부차적 소득자(주로 여성)에게 취업을 통해 가구소득 수준을 높이고자 하는 인센티브를 제공해주어야 한다(김태홍, 2010).

다섯째, 직장보육 확대 정책의 내실화가 필요하다. 현행 기준으로 직장보육서비스 의무 제공 사업자를 선정하고 직장보육시설 설치비를 지원하거나 보육수당을 지원하는 것은 대다수 여성 근로자를 커버하지 못한다는 단점



과 시행을 강제할 제재수단이나 유인책이 없어 실효를 기대하기 어렵다는 단점이 있다. 따라서 근로자 개인이 보육시설을 선택하여 아동을 맡긴 후 보육료의 일부 또는 전부를 사업주로부터 환급받게 하고 정부는 사업주에게 보육료를 지원하는 방식으로 전환할 필요가 있다.

마지막으로, 보육정책의 기조가 선별주의에서 보편주의로 전환되었다고 선언된 것은 이미 오래전이지만, 아직도 현 보육정책은 저소득층의 아동 양육을 지원하는 것을 우선시하는 기조가 유지되고 있는 듯하다. 예컨대 앞서 살펴본 바와 같이 현 보육료 지원은 저소득층과 장애아에 비교적 집중되어 있기 때문에 보편적인 보육료 지원이 이루어진다고 보기 어려운 상황이다. 이러한 보육료 지원 정책은 앞서 살펴본 것처럼 여성의 사회참여와 직업세계 진출에 아무런 긍정적 영향을 미치지 못하고 있을 뿐만 아니라, 저소득층에 대해서조차 앞서 지적한 바와 같이 취업 인센티브를 약화시키고 충분한 차별적 보육서비스를 제공해주지 못하는 결과를 초래하고 있다. 따라서 보편주의로의 전환 선언에 걸맞게 모든 세부 정책들이 서비스 제공에 있어서의 보편성 달성이란 목표를 향해 정향되어야 하고 그 목표를 향해 가는 속도도 지금보다는 더 빨라져야 할 것이다.

한편 지방정부 수준에서 접근할 수 있는 정책 수단을 모색해 보면 다음과 같은 제언을 할 수 있을 것이다. 현재 보육예산은 시설별 지원에서 아동별 지원으로 그 중심축이 옮겨가고 있는 실정임은 앞서 지적한 바와 같다. 그런데 아직까지 지역의 잠재 보육수요에 비해 서비스 공급의 하드웨어 자체가 부족한 지역이 상당수 존재한다. 서문희 외의 연구(2004)에 따르면, 시군구 지역 보육 공급률(지역 아동 수 대비 지역 보육시설 정원수)은 전국 평균 33.9%인데 그 편차는 최대 72.3%에서 최소 15.2%까지 큰 폭으로 벌어져 있고 보육 이용률도 전국 평균은 28.4%이나 가장 높은 지역은 53.2%, 가장 낮은 지역은 12.0%로 큰 편차를 보여주고 있다. 따라서 지역 별로 보육공급률과 이용률을 파악하여 잠재 보육수요에 비해 서비스 공급이 제한되어 있는 지역에서는 현존 시설 지원과 국공립 시설 중심의 신설 지원을 위한 예산을 타 지역보다 더 높은 비율로 확보하는 것이 필요하다.

둘째, 사회복지비 지출 예산 중에서 보육부문의 예산 증가에 발맞추어 여

성 취업지원 및 직업훈련 관련 예산 또한 증가해야 하는데 지역의 실정은 그렇지 못하다. 보육예산의 증가만 큰 폭으로 이루어지고 여성의 인적자원 개발이나 직업훈련 예산이 보조를 맞추어 증가하지 못하면 보육지원을 통한 여성의 경제활동 참여 증진은 기대하기 어렵다. 보육료 비용의 경감(실제로 경감 효과가 있었는지는 의문이지만)만으로 여성의 경제활동 참여가 자동적으로 높아질 것이라고 기대하는 것은 무리가 있다. 따라서 사회복지비 지출 예산 증가를 구성 요소별로 분해했을 때, 보육부문의 예산 증가 뿐만 아니라 여성 취업지원 및 인력개발 관련 예산의 동반 증가가 이루어져야 한다.

셋째, 중앙정부와 지방정부간 재정 분담 비율이 재정자립도를 고려하여 보다 더 탄력적으로 정해져야 한다. 현재는 국비 지원 비율에 있어 서울과 비서울 지역 간 차이만 있을 뿐, 비서울 지역은 모두 획일적으로 사업별로 40%에서 60%의 비율이 적용되고 있다(유희정 외, 2008). 따라서 재정자립도가 떨어지는 지역의 경우, 보육사업에 대한 수요는 크지만 지방정부 부담분을 조달할 여력이 없어 사업을 포기하는 경우가 발생하게 된다. 따라서 국비의 지원에 있어 지역 재정자립도를 고려한 보다 더 탄력적인 배분이 이루어져야 한다(서문희 외 2004). 재정자립도가 낮은 지역에 대해서는 국고보조 비율을 더 높여야 하고, 현재 서울과 비서울 지역으로만 구분되어 시행되고 있는 국고보조비율을 지역별로 더 세분하여 적용할 필요가 있다.

넷째, 보육지원 정책은 주무 부처인 보건복지부 이외에 교육부, 노동부, 농림부 등 여러 부처에서 추진되고 있는 바, 부처간 업무 조정을 담당할 실효성 있는 기구가 지방 정부 수준에서는 존재하지 않는다. 지방마다 보육위원회가 있기는 하지만 그 기능과 역할이 불명확하고 활동이 미약한 실정이다(서문희 외, 2004; 최성은·우석진, 2009). 시도, 시군구 보육위원회의 기능이 차별화되어있지 않고 구체적인 역할도 부여되어 있지 않다. 그 구성에 있어서도 실질적인 심의와 의결 권한이 부여된 전문성 있는 위원이 선임되기 보다는 관계 공무원으로 채워져 유명무실론까지 제기된 바 있다(서문희 외, 2004: 188). 따라서 지방 보육위원회를 활성화하여 지역 보육의 현안을 파악하고 각 부처별 보육사업을 지역 실정에 맞게 조정하고 정책 추진 효

율을 극대화해야 할 것이다. 이를 위해 지방보육위원회의 구성과 역할을 명확히 해야 한다. 보육위원으로는 보육관련 전문가뿐만 아니라 여성 인적 자원개발 및 취업지원 관련 전문가를 포함하도록 하여야 하고, 보육지원 사업을 통한 여성 경제활동 촉진 효과가 중요한 심의 의제 중 하나로 정기적으로 논의되어야 할 것이다.

## 참고문헌

- 강경중, 백성준, 김종우, 안천옥, 2006, <2006년도 인적자원개발사업 종합정보 시스템 구축>, 한국직업능력개발원.
- 강경중, 김관보, 이 영, 정경진, 김종우, 오유성, 2005, <인적자원개발사업 종합정보시스템 구축을 위한 연구>, 한국직업능력개발원.
- 강운호, 2008, “지역경제 성장의 영향요인 분석,” 『한국행정학보』 42권 1호: 365-381.
- 강일규, 이남철, 이의규, 윤여인, 2007, 『지역인적자원개발을 위한 협력망 구축』, 한국직업능력개발원.
- 김가을, 2006, “비고용인구의 노동력상태 이행 역동과 영향요인에 관한 연구,” 『노동정책연구』 6권 1호: 1-37.
- 김안국 외, 2005, 『지방자치단체의 고용과 인적자원개발정책』, 한국직업능력개발원.
- 김재원, 2003, “정부 보육비 지원의 거시경제적 효과,” 『경제연구』, 24권 2호.
- 김제안·채중훈, 2006, “지방정부의 사회개발비 지출이 지역경제에 미치는 영향에 관한 연구,” 『산업경제연구』 9권 6호: 2403-2421.
- 김종구, 2007, “지역경제력 격차와 지방정부의 공공재정지출이 지역경제성장에 미친 영향: 동태적 패널분석의 적용,” 『한국동서경제연구』, 19집 1권, 120-141.
- 김종해, 2009, “2010년 보육예산(안) 평가,” 복지동향 2009년 11월호.
- 김태보, 2000, “비조사 지역 산업연관모형에 의한 지방재정지출의 경제효과 분석,” 『경영경제연구』 2권: 263-284.
- 김현숙, 2008, “보육료 지원 개선방안에 관한 연구: 차등보육료 확대방안,” 『재정학연구』, 1권 2호.
- 김태홍, 오은진, 강민정(2005), 『지역 여성인적자원개발을 위한 평가지표개발 및 시스템 구축방안 연구』, 여성부.
- 김태홍, 민무숙, 양인숙(2002), 『여성인적자원개발 및 활용 제고를 위한 추진전략』, 여성부.
- 남재량, 2004, “고용촉진훈련의 취업기여도 연구,” 한국노동연구원 연구보고서.
- 백성준, 2006, “지역인적자원개발 거버넌스 체제 구축,” 한국직업능력개발원 편, <연구총서(2): 국가인적자원개발론>.
- 백성준, 채창균, 김환식, 전재식, 2002, <지역 인적자원개발 정책 및 추진전략>.

한국직업능력개발원.

서문희, 김미숙, 박세경, 최은영, 임정기, 2004, 『여성 사회활동 증진을 위한 보육 환경 개선방안 연구』, 한국보건사회연구원.

서승환·박영범, 2003, “거시경제정책이 산업별 고용에 미치는 효과,” 『응용경제』 5권 1호: 27-53.

성지미·안주엽, 2006, “중고령자 취업 결정요인,” 『노동정책연구』 6권 1호 : 39-74.

오병기, 2005, “지방자치단체 사회개발비와 지방세입의 합리적 관계에 관한 소고,” 『재정정책논집』 7권 2호: 4-29.

\_\_\_\_\_, 2006, “비도시지역 경제개발비가 지역경제 성장에 미친 영향에 관한 연구,” 『국토연구』.

\_\_\_\_\_, 2008, “지방투자적 지출이 지역경제 성장에 미친 차별적 영향 분석: 광업, 제조업을 중심으로,” 『국토연구』 56권: 23-40.

오병기·김대영, 2005, “지방자치단체 사회개발비의 성격에 관한 연구,” 『한국지방재정논집』, 10권 5호: 53-84.

오은진, 이택면, 장미혜, 2006, 『지역여성인적자원개발 현황점검 및 발전전략 수립』. 여성가족부.

유보경, 2004, “취업여성을 위한 봉육정책의 특성과 과제,” 『한국인구학』. 27권, 4호.

유태현, 2003, 『한국지방재정론』, 서울, 상경사.

유희정, 1999, 『수요자 입장에서 본 보육정책 평가에 관한 연구』, 한국여성개발원.

유희정, 이경숙, 최진, 2008, 『지방자치단체별 육아지원 실태와 효과 분석』, 육아정책개발센터.

이남철, 한상신, 2003, 지역단위 인적자원개발 활성화를 위한 행-재정지원 인프라 구축방안, 한국직업능력개발원.

이인실, 2006, “우리나라의 재정정책이 성장과 고용에 미친 영향,” 『여성경제연구』, 3집 1호: 109-135.

이택면, 김종숙, 김미경, 2007, 『‘07 지역여성인적자원개발 현황점검』, 여성가족부.

이택면, 오은진, 박수미, 이영민, 2008, 『‘08 지역여성인적자원개발 현황점검 및 활성화 방안』, 여성가족부.

장동호, 2007, “기초지방정부 사회복지비 지출비중의 변화요인 탐색,” 『한국사회복지학』, 59권 1호: 239-351.

장영인, 2006, “보육재정 지원방식의 쟁점 분석과 과제: 시설별 지원과 아동별 지

- 원간의 쟁점을 중심으로,” 『한국영유아보육학』 Vol. 45.
- 정인수, 2003, “지역별 취업이탈확률 및 요인에 관한 연구,” 한국노동패널학술대회 발표논문.
- 조연상, 2007, “지역경제와 발전의 측정지표,” 『지방재정』.
- 조운영·김정호, 2008, “영유아 보육, 정부의 역할은?”, KDI 정책포럼 제 195호.
- 최성은·우석진, 2009, 『보육지원정책의 적정성 및 효과성 분석』, 한국보건사회연구원.
- 허선·박효진, 2010, “보육료 지원 제도의 소득계층별 형평성 분석,” 『한국영유아보육학』 Vol. 63.
- 황수경, 2003, “장애인·비장애인의 취업확률 격차와 장애효과,” 『노동정책연구』, 3월 1호: 141-169.
- Brewster, K. L, and R. R. Rindfuss, 2000, "Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations," Annual Review of Sociology, Vol. 26.
- Browning, M., 1992, "Children and Household Economic Behavior," Journal of Economic Literature, Vol.30, No.3.
- Bruce, C. J., 1978, "The Effect of Young Children on Female Labor Force Participation Rates: an Exploratory Study," The Canadian Journal of Sociology, Vol. 3 No.4.
- Connelly, R., 1992, "The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation," The Review of Economics and Statistics, Vol.74, No. 1.
- Engelhardt, H., T. Kögel, and A. Prskawetz, 2004, "Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-level Time-series Analysis for Developed Countries, 1960-2000," Population Studies, Vol.58, No.1.
- Greene W. H., 2003, Econometric Analysis, Prentice-Hall : New Jersey.
- Hill, M. A. 1984, "Female Labor Force Participation in Japan, An Aggregate Model," The Journal of Human Resources, Vol.19. No.2.
- Hu, Wei-Yin, 1999, "Child Support, Welfare Dependency, and Women's Labor Supply," The Journal of Human Resources, Vol.34, No.1.
- Lehrer, E. L., 1992, "The Impact of Children on Married Women's Labor Supply," The Journal of Human Resources, Vol.27, No.3.

- Nakamura, A. and M. Nakamura, 1994, "Predicting Female Labor Supply: Effects of Children and Recent Work Experience," *The Journal of Human Resources*, Vol.29, No.2.
- O'Neill, J.A., 1981, "A Time Series Analysis of Women's Labor Force Participation," *American Economic Review*, Vol.71, No.2.
- Phimister, E., E. Vera-Toscano, and A. Weersink(2002), "Female Participation and Labor Market Attachment in Rural Canada," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84, No.1.
- Raudenbush, S.W., and A.S.Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Newbury Park CA: Sage.
- Sasaki, Masaru, 2002, "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *The Journal of Human Resources*, Vol.37, No.2.
- Semyonov, Moshe, 1980, "The Social Context of Women's Labor Force Participation: A Comparative Analysis," *American Journal of Sociology*, Vol.86, No.3.
- Singer, J. D., and J. B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford: Oxford University Press.
- Stolzenberg, R.M., and L. J. Waite, 1984, "Local Labor Markets, Children and Labor Force Participation of Wives," *Demography*, Vol.21, No.2.
- Uunk, W., M. Kalmijn, and R. Muffels, 2005, "The Impact of Young Children on Women's Labor Supply: A Reassessment of Institutional Effects in Europe," *Acta Sociologica*, Vol. 48, No.1.
- Wooldridge, J. M., 2002, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Thomson: South-western.

통계청, <http://www.kosis.kr>

한국여성정책연구원, 여성가족패널조사자료, <http://klowf.kwdi.re.kr/>

행정안전부, <http://lofin.mopas.go.kr/>

2010 연구보고서 2-4

『성인지 예산 제도화 방안 연구(IV)』의 단위 연구보고서

**성인지적 예산분석 사례(3)  
지방자치단체 보육예산과  
지역 여성경제활동**

2010년 12월 14일 인쇄

2010년 12월 16일 발행

발행인 : 김 태 현

발행처 : 한국여성정책연구원

서울시 은평구 진흥로 276(불광동 1-363)

전화 / 02-3156-7000 (代)

인쇄처 : 도서출판 한 학 문 화

전화 / 02-313-7593 (代)

ISBN 978-89-8491-358-5 94330

978-89-8491-353-0 94330 (세트)

<정가 9,500원>