

성인지적 예산분석 사례(8)
 기초자치단체의 재정지출이 지역의
 성별 취업확률 격차에 미치는
 영향에 관한 다층모형 분석
 : 사회개발비와 경제개발비를 중심으로

이택면

2009

연구보고서 - 5 - 11



한국여성정책연구원
 Korean Women's Development Institute

2009 연구보고서 5-11

「성인지 예산 제도화 방안 연구(Ⅲ)」의 단위 연구보고서

성인지적 예산분석 사례(8)
기초자치단체의 재정지출이 지역의 성별 취업확률
격차에 미치는 영향에 관한 다층모형 분석
: 사회개발비와 경제개발비를 중심으로

Gender Budget Analysis(8)
: Local Government's Expenditures and the Gap in Employment
Opportunities between Male and Female Residents

연구책임자 : 이택면 (본원 연구위원)



한국여성정책연구원
Korean Women's Development Institute

연구요약

1. 연구의 필요성과 목적

- 국가재정법 개정을 통해 성인지 예산의 수립과 공공지출 결과에 대한 성별 영향평가가 제도화되면서, 정부예산의 집행이 남성과 여성에게 어떤 차등적 영향을 미치는지를 실증적으로 분석해야 할 필요성이 증대하고 있다. 이 연구는 특별히 지방정부의 예산 집행이 남성과 여성에게 어떻게 다른 결과를 초래하는지를 통계적으로 실증하는 것을 목표로 한다. 보다 구체적으로, 지방정부의 여러 공공지출 항목들 중 가장 비중이 크면서 지역 경제에 미치는 영향이 큰 경제개발비와 사회개발비 분야 지출이 해당 지역의 남성 고용과 여성 고용에 어떤 차별적 영향을 미쳤는지를 분석하는 것이 이 연구의 목적이다. 여러 지방정부 수준 중에서 이 연구는 시군구 기초자치단체를 대상으로 하고자 한다.

2. 연구방법론

- 이 연구는 위계선형모형 혹은 다층모형으로 알려진 분석방법론을 활용한다. 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 개인 속한 거시단위에 관한 모형인 2층 모형(level 2 submodel)으로 구성된다. 1층 모형에서는 거시단위(예컨대 학교) 속에 포함되어있는(nested) 미시단위들(예컨대 개별 학생들)을 대상으로 독립변수와 종속변수 사이의 관계를 추정하는 회귀분석이 수행되고, 2층 모형에서는 1층 모형에서 추정된 절편과 독립변수의 회귀계수들을 각각 종속변수로 하는 거시단위 대상의 회귀분석이 수행된다. 따라서 다층모형은 예컨대 학교

에 따라 학생들의 사회경제적 지위가 시험성적에 미치는 영향이 다양할 수 있는데, 학교의 어떤 특성이 사회경제적 지위 변수의 기울기를 더 가파르게 하거나 더 완만하게 하는지를 파악할 수 있게 해준다.

- 이러한 다층모형의 분석논리는 그대로 본 연구의 접근방식에 적용될 수 있다. 여기서 1층 모형은 개인의 취업여부를 종속변수로 하고 이에 영향을 미칠 것으로 간주되는 개인 특성 변수들(성, 학력, 연령, 소득 등)을 독립변수로 하는 회귀식이 된다. 한편 2층 모형은 1층 모형에서 추정된 각 독립변수들의 기울기(회귀계수), 특히 그 중에서도 성 변수의 계수(즉, 취업확률의 성별 차이)에 지역 수준의 변수들이 어떤 영향을 미치는지를 밝히기 위한 회귀모형이다. 특히 성변수의 기울기에 영향을 미치는 변수로서 지방정부 단위의 사회개발비 및 경제개발비 지출액에 초점을 맞춘다. 2층 모형의 분석 단위는 시군구 기초자치단체로 한다. 이처럼 횡단적 다층모형은 기초자치단체의 사회개발비나 경제개발비 지출이 지역 남녀간 취업률 격차를 줄이는 효과를 갖는지를 테스트하기 위해 활용된다.

3. 선행연구 리뷰

- 지역의 고용과 노동수요는 지역경제의 성장에서 파생되는 부수적 결과임을 감안하면, 지방정부(혹은 중앙정부)의 재정지출이 지역 경제성장에 미치는 영향을 천착한 많은 연구들이 이 연구에 시사와 통찰을 제공해줄 수 있는 선행연구로 간주될 수 있을 것이다. 따라서 지방정부의 재정지출이 지역 경제(지역내총생산)나 지역 고용에 미치는 영향에 관한 연구들을 리뷰했다. 그러나 이런 거시적 선행연구들은 재정지출과 지방정부의 재정지출이 지역 경제성장이나 고용에 정의 영향을 미친다는 것을 보여주고 구체적으로 어떤 지출항목이 성장과 고용에 영향을 주는지에 대해서는 많은 시사점을 주지만, 고용유발의 효과가 남성과 여성에게 차등적으로 발생하는지, 그렇다면 재정지출을 통해 그 차등을 줄일 수 있는지, 등에 대해서는 말해주는 바가 거의 없다.

- 한편 개인의 취업여부에 영향을 미치는 조건을 천착한 미시적 연구들 역시 이 연구의 주제와 목적과 관련하여 검토해야 할 중요한 선행연구들이다. 그러나 이들 미시적 연구들은 한결같이 개인의 취업확률에 있어 남녀간 유의미한 격차가 존재함을 보여주었으나 개인적 속성이 아닌 거시 맥락적 요인으로서의 지역 특성이 성별 취업확률 격차에 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 침묵하고 있다.

4. 분석 모형과 가설

□ 1층 모형

- 1층 모형은 개인의 취업여부를 나타내는 더미변수를 종속변수로 하는 전형적인 이항 로지스틱 회귀분석 모형이다.

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)_{ij} = a_{0j} + a_{1j}\text{성별}_{ij} + a_{2j}\text{연령} + a_{3j}\text{학력} + a_{4j}\text{가구소득} + e_{ij}$$

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

- 이 연구는 다른 조건이 동일할 때 모든 지역에 걸쳐 남성의 취업확률이 여성의 취업확률보다 더 높은가를 검증하고자 하므로, 이 모형에서 테스트해야 할 귀무가설은 $a_{1j} = 0$ 이다. 우리는 a_{1j} 가 유의미한 양수일 것으로 기대한다.

□ 2층 모형

- 2층 모형은 1층 모형의 계수에 영향을 미칠 것으로 예상되는 지역수준의 독립변수들을 투입하여 지역효과를 추정하기 위한 모형이다. 먼저 독립변수를 투입하지 않은 다음과 같은 무조건모형(unconditional model)을 추정한다.

$$a_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$$a_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

$$a_{2j} = \gamma_{20}$$

$$a_{3j} = \gamma_{30}$$

$$a_{4j} = \gamma_{40}$$

$$* \text{Var}(u_{0j}) = \tau_{00}$$

$$* \text{Var}(u_{1j}) = \tau_{11}$$

- 다음은 아래와 같이 여러 독립변수들을 투입한 2층 모형을 추정한다. 사회개발비 지출과 경제개발비 지출의 차등적 효과를 확인하기 위해 각 변수를 독립변수로 포함하는 두 개의 2층 모형을 추정한다.

* 사회개발비 효과 추정을 위한 2층모형

$$a_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{사업체 수} + \gamma_{02}\text{도시/비도시} + \gamma_{03}\text{인구} + \gamma_{04}\text{소득} + \gamma_{05}\text{사회개발비 비중} + \gamma_{06}\text{총지출액} + u_{0j}$$

$$a_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{사업체 수} + \gamma_{12}\text{도시/비도시} + \gamma_{13}\text{인구} + \gamma_{14}\text{소득} + \gamma_{15}\text{사회개발비 비중} + \gamma_{16}\text{총지출액} + u_{1j}$$

$$a_{2j} = \gamma_{20}$$

$$a_{3j} = \gamma_{30}$$

$$a_{4j} = \gamma_{40}$$

$$* \text{Var}(u_{0j}) = \tau_{00}$$

$$* \text{Var}(u_{1j}) = \tau_{11}$$

* 경제개발비 효과 추정을 위한 2층모형

$$a_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{사업체 수} + \gamma_{02}\text{도시/비도시} + \gamma_{03}\text{인구} + \gamma_{04}\text{소득} + \gamma_{05}\text{경제개발비 비중} + \gamma_{06}\text{총지출액} + u_{0j}$$

$$a_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{사업체 수} + \gamma_{12}\text{도시/비도시} + \gamma_{13}\text{인구} + \gamma_{14}\text{소득} + \gamma_{15}\text{경제개발비 비중} + \gamma_{16}\text{총지출액} + u_{1j}$$

$$a_{2j} = \gamma_{20}$$

$$a_{3j} = \gamma_{30}$$

$$a_{4j} = \gamma_{40}$$

$$* \text{Var}(u_{0j}) = \tau_{00}$$

$$* \text{Var}(u_{1j}) = \tau_{11}$$

- 각 모형의 추정에서 검증될 귀무가설은 각 모형의 γ_{15} 가 0일 것이라는 가설이다. 그리고 2층 모형 잔차항의 분산인 τ_{00} 와 τ_{11} 이 무조건모형의 경우보다 유의미하게 줄어들었거나 0일 것이라고 기대한다.

5. 자료와 변수

- 이 분석에 활용된 자료는 한국노동연구원의 노동패널조사(KLIPS) 10차년도 조사자료(조사대상 시점 2006년)이다. 10차 조사자료의 개인 응답자(신규 제외) 11,855명 중 취업과 비교적 무관하다고 볼 수 있는 15세 이상 20세 미만 연령층과 66세 이상 연령층 2,510명을 제외한 9,345명이 1층 모형의 분석 대상이며, 2층 모형은 이들이 거주하는 전국 198개 기초자치단체를 분석 대상으로 한다. 2층 모형의 분석에 활용된 자료는 국가통계포털(<http://www.kosis.kr>)에 등재된 기초단체별 인구통계와 사업체 통계, 그리고 행정안전부의 지방재정포털인 재정고(<http://lofin.mopas.go.kr>)에 등재된 기초단체별, 회계별, 세출결산 자료 등이다. 1층 모형의 조사시점이 2006년이므로 2층 모형의 공식통계도 2006년 자료로 취합하였다.

6. 분석 결과

- 먼저 무조건모형의 추정결과, 고정효과 면에서는 전 지역에 걸쳐 성별이 취업 확률에 유의미한 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 전 지역에 걸쳐 평균적으로 남성의 취업확률 로그 승산비의 값이 여성의 그것보다 1.37가량 높은 것으로 나타났다. 한편 확률효과 면에서는 평균 취업률(평균 취업확률의 로그승산비)과 남녀간 취업확률 격차가 지역별로 유의미한 편차가 있는 것으로 나타났다.
- 경제개발비 비율을 독립변수로 투입한 2층 모형을 추정한 결과, 경제개발비 지출 비중은 다른 조건이 동일할 때 지역별 평균 취업확률과 남녀 취업확률 격차에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 유의수준 5%에서 인구가 평균보다 더 많은 지역은 평균 취업확률이 유의미하게 더 낮

고, 총 지출액 규모가 큰 지역은 평균취업확률이 유의미하게 더 높았다. 남녀 간 취업확률 격차에 있어서는, 인구대비 사업체수가 많을수록, 도시지역일 수록, 재정지출을 많이 하는 지역일수록 남녀간 취업확률 격차가 적었으며, 소득수준이 높은 지역은 그렇지 않은 지역에 비해 남녀간 취업확률 격차가 오히려 컸다. 확률효과를 분석한 결과, 경제개발비를 포함한 2층 모형에서 도입된 설명변수들은 1층 모형의 절편과 성별 변수 계수가 보여준 지역간 편차를 크게 줄여주는 것으로 나타났다.

- 사회개발비 비중의 효과를 추정하기 위한 다층모형은 사회개발비 비중을 제외한 나머지 모든 설명변수의 영향이 경제개발비 비중 효과 모형에서와 동일하게 유지되었다. 한편 사회개발비 비중은 절편에는 유의미한 영향을 미치지 않는다. 그러나 이는 결국 다른 조건이 모두 동일할 때, 특히 총지출 규모가 동일할 때, 사회개발비 지출을 더 많이 하는 지역이 오히려 성별 취업확률 격차가 더 큰 것으로 드러났다. 확률효과 분석 결과 역시 경제개발비 효과를 추정하기 위한 모형에서와 동일했다. 사회개발비 비중을 포함한 설명변수들은 절편의 분산과 기울기의 분산을 상당부분 설명해주는 것으로 나타났으며, 기울기의 분산은 이들 변수들이 거의 설명해버려서 추가로 설명되어야 할 분산이 거의 남아있지 않게 되었다(유의수준 5%에서 τ_{11} 이 0이라는 귀무가설을 기각하지 못한다).

7. 요약 및 토론

- 결국 이 연구에서 다층모형을 통해 발견한 사실은 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 총지출 규모가 큰 지역일수록 남녀간 취업확률 격차가 작다. 더욱이 총지출 규모가 큰 지역은 평균 취업확률도 높다. 둘째, 인구대비 사업체수가 많은 지역일수록 남녀간 취업확률 격차가 작다. 셋째, 비도시지역 특히 군지역이 도시지역에 비해 남녀간 취업확률 격차가 크다. 넷째, 총지출 규모가 동일할 경우 경제개발비 지출 비중이 큰 지역이든 작은 지역이든 남녀간 취업확률 격차에 유의미한 차이가 없다. 다섯째, 총지출 규모가 동일할 경우 사회개발비 지출 비중이 큰 지역이 그렇지 않은 지역에 비해 남녀간 취업확률 격

차가 크다.

- 이 연구에서 사회개발비의 영향이 유의하지 않다는 결과가 나온 것은 시군구 기초자치단체의 경우 사회개발비 중 투자적 경비가 차지하는 비중이 광역시도에 비해 낮은 데 기인했을 가능성이 있다. 또한 사회개발비의 지역경제성장 촉진 효과는 최장 7년의 장기적인 시차를 두고 발생한다는 선행연구 결과(오병기·김대영, 2005)에 비추어볼 때, 2006년 한 시점의 지역간 차이를 분석하는 횡단면 모형은 사회개발비 지출의 고용효과를 포착하기에 적합하지 않은 모형일 수도 있다. 사회개발비의 하위 관별 지출 혹은 사회개발비 지출 중 투자적 성격의 지출과 경상적 성격의 지출을 구분하여 효과를 검증하려는 시도와, 장기 시계열을 이용한 종단면 다층모형 분석이 요구된다.
- 한편 이 연구 결과가 갖는 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 여성인적자원개발 및 취업지원 관련 예산이 너무 적다. 현재 예산 분류지침에 따르면 여성의 취업가능성을 높이는 여성 직업훈련, 여성인적자원개발 및 취업지원 관련 지출은 사회개발비 중에서 사회보장비로 분류되는데, 여성 대상 인적자원 투자비의 규모가 사회개발비 중에서 차지하는 비중이 워낙 낮다보니 사회개발비의 여성취업 효과가 미미할 수밖에 없을 것으로 짐작된다. 둘째, 사회개발비 지출 방식이 여성의 취업 인센티브를 증가시키지 못하거나 취업하지 않으려는 인센티브를 강화하는 효과를 갖는다. 2007년 일반회계 세출예산을 살펴보면, 시군구 지역 사회개발비 지출액 중에서 사회보장비가 차지하는 비중이 가장 높다. 사회보장비는 사회개발비 중에서 전형적인 이전경비로서 경상적 성격의 지출로 간주되는 바, 시군구 지역에서 이 지출의 비중이 사회개발비 지출 중에서 가장 크다고 하는 것은 사회개발비 지출이 남녀를 통틀어 미취업 상태로 남아있는데 수반되는 비용을 낮추면서 동시에 보육이나 일가정 양립 지원과 같은 여성의 취업 비용을 줄여주는 지출이 수반되지 않음으로써 결과적으로 여성의 취업 인센티브를 더 약화시키는 결과를 가져올 수 있다는 것을 의미한다. 셋째, 기초자치단체의 재정자립도가 낮아 지역 공공재에 대한 재량 투자를 감행하기에는 자주재정 확충에 한계가 있다. 여성의 취업가능성 제고와 관련이 깊은 지역여성인적자원개발 사업의 경우, 기초단체는 중앙정부나 광역자치단체로부터 예산을 받아 위임사업을 수행하기에도 급급한 실정이라 자체적 지역여성인적자원개발 사업을 추진할 엄두를 내지 못하고 있다.

지금처럼 지자체 자체수입의 대부분을 차지하는 지방세의 세목과 세율이 전적으로 중앙정부의 통제 하에 있어서는 지방 재정수요에 맞는 자주적인 세원 확보가 어렵다. 또한 일정 수준 이상의 사회복지와 사회보장 서비스의 제공은 중앙정부의 책임이며, 따라서 사회개발비 중 사회복지 혹은 사회보장 관련 지출에 대해서는 국고 보조분을 더욱 늘려 지방정부의 부담을 줄여주고 그렇게 늘어난 재정 여력으로 지방정부는 인적자원개발과 같은 지역 공공재 투자적 지출을 늘리는 것이 필요하다고 판단된다.

목 차

1. 연구의 필요성과 목적	1
2. 연구방법론	2
3. 선행연구 리뷰	6
4. 분석 모형과 가설	11
가. 1층 모형	11
나. 2층 모형	11
1) 무조건 모형	12
2) 설명변수를 도입한 2층 모형	13
5. 자료와 변수	18
6. 분석 결과	22
가. 기초분석	22
나. 다층모형 분석	25
1) 무조건 모형	25
2) 경제개발비 효과 추정을 위한 다층모형	27
3) 사회개발비 효과 추정을 위한 다층모형	29
7. 연구결과에 관한 토론과 정책적 함의	33

■ 참고문헌	39
보론 1: 사회개발비와 경제개발비의 비중과 추이	41
보론 2: 남녀간 고용률 격차의 지역별 비교	43
보론 3: 나머지 1층모형 계수들의 고정효과 추정	45
보론 4: 자치단체별 사회개발비 중 투자적 경비 비중	47
보론 5: 16개 시도별 전체 예산 대비 여성인적자원개발 관련 예산 비중 ..	50
보론 6: 기초자치단체의 사회개발비 중 사회보장비 비중	52
보론 7: 재정자주도와 자체사업비 비중의 상관관계	53

표 목 차

<표 1> 1층 모형 변수들의 기술통계 및 추정방법	18
<표 2> 시군구별 개인 응답자 분포(발취)	20
<표 3> 2층 모형 변수들의 기술통계와 산출방법	20
<표 4> 2층 독립변수의 지역별 분포와 평균차 검증	23
<표 5> 무제한 모형의 추정 결과(고정효과)	26
<표 6> 무제한 모형의 추정 결과(확률효과)	26
<표 7> 경제개발비 효과 추정 결과(고정효과)	27
<표 8> 경제개발비 효과 추정 결과(확률효과)	28
<표 9> 사회개발비 효과 추정 결과(고정효과)	30
<표 10> 경제개발비 효과 추정 결과(확률효과)	31
<보론1_표_1> 16개 시도 사회개발비 및 경제개발비 규모 추이	40
<보론2_표_1> 경기지역 시군별 남녀 고용률 비교	42
<보론3_표_1> 경제개발비 효과 모형에서 나머지 1층모형 계수들의 고정효과	44
<보론3_표_2> 사회개발비 효과 모형에서 나머지 1층모형 계수들의 고정효과	44
<보론4_표_1> 광역자치단체 일반회계 사회개발비 결산분석	46
<보론4_표_2> 기초자치단체 일반회계 사회개발비 결산분석	47
<보론5_표_1> 16개 시도별 여성인력개발관련 예산 비중(%)	49
<보론6_표_1> 시군구별 사회보장비 비중	51
<보론7_표_1> 자치단체별 재정자립도와 자체사업비 비중	52
<보론7_표_2> 16개 시도별 재정자립도와 자체사업비 비중	53

그림 목 차

[그림 1] 성별 취업률(대평균)	22
[그림 2] 성별 취업률(지역별 평균)	23
[보론1_그림_1] 사회개발비 비중과 경제개발비 비중의 추이	41
[보론4_그림_1] 자치단체별 사회개발비 중 투자적 경비 비중	48
[보론7_그림_1] 재정자주도와 자체사업비 비중간의 상관관계	54

1. 연구의 필요성과 목적

정부가 가용한 재원을 정부기능 중 어떤 분야에 상대적으로 더 많이 배분하여 지출하느냐에 따라 국민경제의 성장이나 국민 복지 향상은 영향을 받기 마련이다(김홍래, 2007). 그 중에서도 지방정부의 공공지출이 지역의 경제성장에 어떤 영향을 미치는지는 재정학 분야의 오래된 연구주제 중 하나이다. 그러나 국가재정법 개정을 통해 성인지 예산의 수립과 공공지출 결과에 대한 성별 영향평가가 제도화되면서, 정부예산의 집행이 남성과 여성에게 어떤 차등적 영향을 미치는지를 실증적으로 분석해야할 필요성이 증대하고 있다. 이런 배경 하에서 정부의 예산 수립과 집행에 관한 성인지적 분석이 시도되고 있으며(김영옥 외, 2008; 김경희, 2001), 이 연구는 이런 시도들 중 지방자치단체의 재정지출 특성에 초점을 맞추려는 연구들 중 하나이다.

이 연구는 특별히 지방정부의 예산 집행이 남성과 여성에게 어떻게 다른 결과를 초래하는지를 통계적으로 실증하는 것을 목표로 한다. 특히 이 연구는 지자체의 공공지출이 초래하는 결과 중에서 지역의 남녀 고용에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 보다 구체적으로, 지방정부의 여러 공공지출 항목들 중 가장 비중이 크면서 지역 경제에 미치는 영향이 큰 경제개발비와 사회개발비 분야 지출이 해당 지역의 남성 고용과 여성 고용에 어떤 차별적 영향을 미쳤는지를 분석하는 것이 이 연구의 목적이다. 여러 지방 정부 수준 중에서 이 연구는 시군구 기초자치단체를 대상으로 하고자 한다.

지방정부, 그 중에서도 지역주민의 삶에 가장 직접적으로 밀착돼있는 기초자치단체의 재정지출이 지역 노동시장에 성별로 어떤 차등적 결과를 야기했는지를 실증적으로 테스트하는 것은 중앙정부 뿐 아니라 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.

2. 연구방법론

위와 같은 목적을 달성하기 위해 이 연구가 취하는 접근방식은 다음과 같은 세 가지 특성을 통합한 종합적 접근방식이다. 미시적 특성, 횡단적 특성, 미시-거시 연계 특성이 그것이다. 미시적이라 함은 지역의 평균 취업률이 아니라 개인의 취업확률을 분석 대상으로 한다는 의미이며, 횡단적이라 함은 시간적 변화를 추적하는 것이 아니라 한 시점에서의 남녀간 취업확률을 비교하고 그 차이가 유의미한지를 밝히고자 한다는 의미이며, 미시-거시 연계적이라 함은 남녀 개인간의 취업확률의 성별 격차가 거시맥락적 변수인 지역 특성에 의해, 특히 지방정부의 재정지출 특성에 의해 얼마나 영향을 받는지에 초점을 맞춘다는 의미이다. 결국, 이 연구는 특정 시점의 여러 지역에서 개인의 취업확률을 추정하고 모든 지역에서 개인의 취업확률이 성별로 차이가 있는지, 사회개발비나 경제개발비 지출을 많이 하는(혹은 적게 하는) 지역이 그렇지 않은 지역에 비해 취업확률의 성별 격차가 더 큰지(혹은 적은지)를 살펴보는 접근방식을 취한다.

이 접근방식을 통계적으로 가능하게 하는 것은 이른바 위계선형모형(hierarchical linear model) 혹은 다층모형(multi-level model)로 알려진 분석기법이다. 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 학교) 속에 포함되어있는(nested) 미시단위들(예컨대 개별 학생들)을 대상으로 독립변수와 종속변수 사이의 관계를 추정하는 회귀분석이 수행되고, 2층 모형에서는 1층 모형에서 추정된 절편과 독립변수의 회귀계수들을 각각 종속변수로 하는 거시단위 대상의 회귀분석이 수행된다.¹⁾ 따

1) 회귀계수 추정 방법은 전통적인 OLS 방식이 아니라 대표적으로 GLS와 ML방식

라서 다층모형은 예컨대 학교에 따라 학생들의 사회경제적 지위가 시험성적에 미치는 영향이 다양할 수 있는데, 학교의 어떤 특성이 사회경제적 지위 변수의 기울기를 더 가파르게 하거나 더 완만하게 하는지를 파악할 수 있게 해준다. 다음은 1층 모형과 2층 모형의 회귀식이다.

1층 모형 :

$$y_{ij} = a_{0j} + a_{1j}x_{1ij} + a_{2j}x_{2ij} + \dots + e_{ij} \rightarrow \text{식1}$$

2층 모형:

$$a_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}z_{1j} + \gamma_{02}z_{2j} + \dots + u_{0j} \rightarrow \text{식2}$$

$$a_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}z_{1j} + \gamma_{12}z_{2j} + \dots + u_{1j} \rightarrow \text{식3}$$

$$a_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21}z_{1j} + \gamma_{22}z_{2j} + \dots + u_{2j} \rightarrow \text{식4}$$

·
·
·

위의 회귀식에서 1층 모형의 y_{ij} 는 j 거시단위의 i번째 미시단위(예컨대 j 학교의 i학생)가 갖는 종속변수 값이며 x_{1ij}, x_{2ij}, \dots 는 동일 미시단위가 갖는 각 독립변수들의 값이다. 예컨대 한 학교당 60명씩 100개 학교 6,000명의 학생을 대상으로 수학시험 성적에 어떤 독립변수들이 어떤 영향을 미치는지 분석한다고 할 때 y_{ij} 는 j학교 i학생의 수학시험성적이 된다($j=1,2,\dots,100$ / $i=1,2,\dots,60$). 그리고 x_{1ij}, x_{2ij}, \dots 는 동일 학생의 예컨대 사회경제적 지위, 주 평균 공부시간, 등이 될 것이다.

한편 학생의 성적은 이러한 전적으로 개인적인 특성들 만에 의해 결정되는 것이 아니라, 학생이 속한 구조적 맥락인 학교 차원의 특성들에 의해서도 영향을 받을 것이다. 학교라는 구조적, 거시적 특성이 발휘하는 영향은 2층 모형에 의해 포착된다. 1층 모형은 100개의 학교별로 60명씩의 학생을 대상으로 하는 100개의 회귀식으로 이루어진다. 따라서 1층 회귀분석의 결과로 각 학교의 고유한 절편인 $a_{0j}(j=1,2,\dots,100)$ 와 고유한 기울기인 $a_{1j}, a_{2j}, \dots(j=1,2,\dots,100)$ 가 산출된다. 2층 모형은 1층 회귀분석의 이들

이 사용된다. 횡단면 및 종단면 다층모형의 각 층별 회귀계수와 오차항의 구체적 추정 방식에 대해서는 Raudenbush & Bryk(2002: ch.3)참조.

4 ●●● 기초자치단체의 재정지출이 지역의 성별 취업확률 격차에 미치는 영향에 관한 다층모형 분석

절편과 기울기들을 각각의 종속변수로 하는 회귀분석이다. 위의 2층 모형에서 식2는 j학교의 절편의 크기 - 즉 모든 독립변수가 0일 때 j학교 학생들의 평균 수학시험 성적 - 에 영향을 미치는 변수들을 밝히기 위한 것이고, 식3은 j학교의 첫 번째 독립변수 x_{1ij} 의 회귀계수(기울기) a_{1j} - 즉 x_{1ij} 가 한 단위 증가할 때 수학성적의 증가분 - 에 영향을 미치는 변수들을 분석하기 위한 것이다.

2층 모형의 각 회귀식은 100개의 학교들을 대상으로 한 것이므로 독립변수도 당연히 개별 학생수준이 아니라 학교 수준의 변수들(예컨대 학생 수, 학생1인당 교사 비율, 등)이어야 한다. 예컨대 x_{1ij} 가 학생의 사회경제적 지위이고 z_{1j} 가 학생 1인당 교사비율이라면 2층 모형의 회귀계수 γ_{11} 은 학생1인당 교사비율의 높고 낮음이 학생들의 사회경제적 지위와 수학시험성적 사이의 관계에 미치는 영향을 나타낸다. 만약 γ_{11} 이 유의미한 양수라면 학생1인당 교사비율이 더 높은 학교에서는 그렇지 않은 학교에 비해 학생들의 사회경제적 지위가 수학성적에 더 큰 영향을 미친다는 것을 의미한다. 다시 말해 거시 맥락적 변수인 학교의 특성(학생대비 교사가 얼마나 많은 학교이나)이 해당 학교 학생들의 개인적 특성인 사회경제적 지위의 영향력을 더욱 증폭시킨다는 것을 의미한다.

이러한 다층모형의 분석 논리는 그대로 본 연구의 접근방식에 적용될 수 있다. 여기서 1층 모형은 개인의 취업여부를 종속변수로 하고 이에 영향을 미칠 것으로 간주되는 개인 특성 변수들(성, 학력, 연령, 소득 등)을 독립변수로 하는 회귀식이 된다. 즉 1층 모형은 여타 개인적 특성들을 모두 통제 한 상태에서도 성별이 취업여부에 유의미한 영향을 미치는지, 남성과 여성 사이의 취업확률의 차이는 어느 정도인지를 추정하기 위한 것이다.

한편 2층 모형은 1층 모형에서 추정된 각 독립변수들의 기울기(회귀계수), 특히 그 중에서도 성 변수의 계수(즉, 취업확률의 성별 차이)에 지역 수준의 변수들이 어떤 영향을 미치는지를 밝히기 위한 회귀모형이다. 특히 성 변수의 기울기에 영향을 미치는 변수로서 지방정부 단위의 사회개발비 및 경제개발비 지출액에 초점을 맞춘다. 다시 말해 사회개발비나 경제개발비를 적게(혹은 많이) 지출하는 지역이 그렇지 않은 지역에 비해 성별 취업률

격차가 더 적은지(혹은 더 큰지)를 테스트하기 위한 모형이다. 2층 모형의 분석 단위는 시군구 기초자치단체로 한다. 이처럼 횡단적 다층모형은 기초자치단체의 사회개발비나 경제개발비 지출이 지역 남녀간 취업률 격차를 줄이는 효과를 갖는지를 테스트하기 위해 활용된다.

3. 선행연구 리뷰

지방자치단체의 재정지출 양상이 지역의 남녀 고용에 미치는 차등적 영향을 파악하고자 하는 연구목적 달성을 위해 본 연구는 개인의 취업 여부에 지역의 공공지출 특성이 미치는 영향을 살펴보고자 한다는 것은 앞서 밝힌 바와 같다. 지역의 고용과 노동수요는 지역경제의 성장에서 파생되는 부수적 결과임을 감안하면, 지방정부(혹은 중앙정부)의 재정지출이 지역경제 성장에 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; 강운호, 2008). 김종구(2007)는 지방정부의 재정지출을 주요 독립변수로 하는 동태적 패널분석을 통하여 지방정부 재정지출의 크기가 지역경제 성장(일인당 실질지역내총생산)에 유의미한 정의 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 여기서 지방정부의 재정지출 변수는 총 세출예산 중에서 경상적 경비를 제외한 제 경비를 합산한 것이다.

한편 정부의 재정지출을 기능별로 구분하여 장관 지출항목의 경제성장 파급효과를 분석한 연구들도 소개할 만하다. 우선 기능별 지출 중에서 경제개발비 지출의 효과를 살펴본 연구로는 박완규·장재열(2009), 강운호(2008), 오병기(2006), 등을 들 수 있다. 강운호의 연구(2008)는 부산광역시를 사례로 하여 경제개발비 지출이 지역 경제 성장에 정의 영향을 미친다는 것을 보고했다. 그는 이런 재정적 요인 이외에 3차 산업 비중이나 인구밀도와 같은 사회·경제적 요인과 지방자치제 실시, 민선자치단체장 선출과 같은 정치·행정적 요인의 영향 또한 지역경제 성장에 유의미한 영향을 미친다고 주장한다.

한편 오병기(2006)는 비도시지역 광역자치단체를 대상으로 1인당 지역내 총생산을 종속변수로 하는 회귀분석을 실시하여 비도시 지역의 경제개발비 지출, 특히 산업경제비와 지역개발비가 지역 경제 성장에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 2,3차 산업 지원적 성격을 띤 지역개발비가 1차 산업

지원적 성격을 띤 산업경제비에 비해 지역 경제의 성장에 더 큰 기여를 할 것으로 기대됐지만, 비도시지역의 경우에는 오히려 산업경제비가 장기적으로 지역 경제에 긍정적 기여를 하는 것으로 나타났음을 보고하면서, 비도시지역의 경우에는 지역의 특색을 살린 1차 산업 부문에 대한 투자적 지출이 지역 경제에 순 영향을 미칠 수 있음을 강조했다.

경제개발비의 지방 경제 기여 효과를 검증한 가장 최근의 연구인 박완규·장재열의 연구(2009)는 1998년부터 2006년까지의 광역자치단체별 시계열 자료를 가지고 각 자치단체별 지역내총생산을 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 등장했다. 오병기·김대영(2005)은 지방 세출에서 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 교육·문화비와 보건·생활환경개선비 뿐만 아니라 경상적 지출인 사회보장비 역시 지역 경제성장에 유의미한 정의 효과를 갖는다고 보고했다. 이들은 사회개발비 지출은 투자적 지출과 경상적 지출 모두 지역경제의 성장과 발전에 긍정적인 영향을 주고 있다고 결론짓는다. 한편 장동호(2007)는 226개 시군구 기

초자치단체를 대상으로 한 시계열 자료를 이용하여 지방정부의 사회복지비 지출 규모의 변화를 초래하는 요인이 무엇인가를 분석한다. 고정효과 모형을 이용한 시계열분석을 실시한 결과 지역 인구, 인접자치단체의 사회복지비 지출 규모, 경제개발비 지출비중, 노인인구 비중 등이 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 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.

이상은 지방정부의 재정지출이 지역내총생산의 증가에 미치는 영향을 천착한 연구들이었다. 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. 분석결과, 제주시의 2000년도 투자적 성격의 경비 1,422억 5천만원(사회개발비, 경제개발비, 특별회계, 추경예산)에 의해 총 1,885억원의 지역내총생산 유발효과와 총29,212명에 달하는 총고용유발효과가 발생할 것으로 전망했다. 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 영향을 미친다고 보고한다.

그러나 이런 거시적 선행연구들은 재정지출과 지방 정부의 재정지출이 지역 경제 성장이나 고용에 정의 영향을 미친다는 것을 보여주고 구체적으로 어떤 지출 항목이 성장과 고용에 영향을 주는지에 대해서는 많은 시사점을 주지만, 고용유발의 효과가 남성과 여성에게 차등적으로 발생하는지,

그렇다면 재정지출을 통해 그 차등을 줄일 수 있는지, 등에 대해서는 말해 주는 바가 거의 없다.

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. 정인수(2003)는 개인의 취업확률에 영향을 미치는 변수들 중 개인특성 변수가 아니라 지역 변수를 중요하게 취급한 몇 안되는 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 이유 만에 의한 고용상의 차별이 존재한다는 것을 실증했다.

또한 김가울(2006)은 노동패널 1차-7차 조사 자료를 이용, 비고용인구의 취업 이행 확률에 영향을 미치는 요인들을 파악하고자 했다. 그의 분석 결과에 따르면 여성과 중고령자 집단은 비고용인구의 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. 이항 로짓 모형 추정 결과 성, 연령, 교육년수, 지역 실업률 등이 취업확률에 유의미한 부의 영향을 미치는 요인으로 보고되었다.

그러나 이들 미시적 연구들은 한결같이 개인의 취업확률에 있어 남녀간 유의미한 격차가 존재함을 보여주었으나 개인적 속성이 아닌 거시 맥락적 요인으로서의 지역 특성이 성별 취업확률 격차에 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 침묵하고 있다. 앞서 열거한 연구들은 한결같이 취업여부를 종속 변수로 하고 개인의 인구학적 특성들이나 과거 일자리 관련 특성들을 독립 변수로 하여 취업확률의 결정요인을 분석하고 있을 뿐, 지역 수준의 설명변수를 분석에 포함시키지 않았다. 더 나아가 지방정부의 공공지출의 성격이 독립변수의 기울기에 어떤 영향을 미치는지를 추정하려고 시도하는 연구는 더욱 더 찾기 어렵다. 성지미·안주엽(2006)이 유일하게 지역 실업률 변수를 지역 특성으로 독립변수 목록에 포함시켰고 그 유의성도 입증하였으나, 다층모형을 통해 지역 실업률의 높고 낮음이 지역별 평균 취업확률과 독립변수의 기울기들에 미치는 영향(예컨대 남녀간의 취업확률의 차이를 줄이는지 확대하는지)을 분석하는 데까지 나아가지는 못했다.

4. 분석 모형과 가설

가. 1층 모형

전술한 바와 같이 1층 모형은 개인을 분석단위로 하는 모형으로서, 개인의 취업확률에 영향을 미치는 개인 수준의 설명변수들의 계수를 추정하기 위한 것이다. 따라서 1층 모형은 취업여부를 나타내는 더미변수를 종속변수로 하는 전형적인 이항 로지스틱 회귀분석 모형이다. 선행연구의 전통(남재량, 2004; 황수경, 2003; 김가을, 2006)을 따라 개인의 취업확률에 영향을 미치는 독립변수로써는 성별, 연령, 학력, 가구소득 등을 선택했다. 직업훈련 이수 여부가 취업확률에 유의미한 영향을 미친다는 선행연구 결과(예컨대 남재량, 2004)에 따라 직업훈련 경험 여부를 독립변수로 추가하고자 하였으나 분석 데이터에서 직업훈련 경험이 있는 경우가 지나치게 적어 제외시켰다.²⁾ 따라서 1층 모형에서는 다음과 같은 회귀식을 추정하게 된다.

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)_{ij} = a_{0j} + a_{1j}\text{성별}_{ij} + a_{2j}\text{연령} + a_{3j}\text{학력} + a_{4j}\text{가구소득} + e_{ij}$$

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

이 연구는 다른 조건이 동일할 때 모든 지역에 걸쳐 남성의 취업확률이 여성의 취업확률보다 더 높은가를 검증하고자 하므로, 이 모형에서 테스트해야 할 귀무가설은 $a_{1j} = 0$ 이다. 우리는 a_{1j} 가 유의미한 양수일 것으로 기대한다.

나. 2층 모형

전술한 바와 같이 이 연구의 분석 모형의 골자는 개인의 취업확률의 성별 차이를 그가 속한 지역의 정부 재정지출의 특성이 얼마나 설명해줄 수 있는지를 테스트하는 것이다. 따라서 2층 모형에서는 지자체의 재정지출

2) 이 연구의 분석 데이터인 노동패널 10차년도 조사 자료에 대한 기술통계 분석 결과 전체 응답자 중 직업훈련을 받은 경험이 있는 경우는 7.6%에 불과했다.

특성이 가장 중요한 설명변수가 되고, 나머지 지역 고용에 영향을 미칠 것으로 여겨지는 지역 수준의 변수들을 통제변수로 투입한다.

1) 무조건 모형

설명변수를 도입하여 본격적인 2층 모형을 추정하기 전에 이른바 무조건 모형(unconditional model)을 먼저 추정한다. 무조건 모형이란 2층에 설명변수를 하나도 도입하지 않는 모형으로서, 각 지역별 회귀계수를 전 지역의 대평균(grand mean)과 개별 지역의 확률적 교란의 합으로 간주하는 모형이다. 위의 1층 모형에 조응하는 무조건 모형의 형태는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} a_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \\ a_{1j} &= \gamma_{10} + u_{1j} \\ a_{2j} &= \gamma_{20} \\ a_{3j} &= \gamma_{30} \\ a_{4j} &= \gamma_{40} \\ * \text{Var}(u_{0j}) &= \tau_{00} \\ * \text{Var}(u_{1j}) &= \tau_{11} \end{aligned}$$

무조건 모형은 1층 모형의 절편 a_{0j} 와 성별 변수의 계수 a_{1j} 가 지역별로 랜덤한 편차를 보인다는 가정 하에 구축된 것이다.³⁾ 즉, 지역별 개인의 평균 취업확률(정확히는 취업확률의 로그승산비)이 지역마다 서로 다르며, 남성과 여성간의 취업확률 차이가 지역마다 서로 다르다는 것을 의미하는 모형이다. 이 “다름”의 정도는 절편과 계수의 교란항의 분산인 τ_{00} 와 τ_{11} 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 성별변수 계수에서 서로 유의미한 차이가 존재

3) 이 연구의 일차적 관심은 성별 변수의 계수와 지역 재정지출 변수들과의 관련성 검증에 있으므로 학력이나 연령 등 다른 1층 독립변수들의 계수는 지역간 랜덤한 차이를 보이지 않고 전체 지역의 대평균에 고정되어(fixed) 있는 것으로 간주한다.

하는 것으로 간주되어 지역 수준의 2층 설명변수의 도입으로 이 분산을 줄일 수 있는지(즉, 지역간 차이를 ‘설명’할 수 있는지)를 판단하기 위한 본격적인 2층 모형 분석이 가능하게 된다.

2) 설명변수를 도입한 2층 모형

어떤 지역에서 남녀간 취업확률의 격차가 더 크거나 작은가? 지역의 어떤 특성이 남녀간 취업확률 격차를 크게 하거나 작게 하는가? 앞서 밝힌 대로 이 연구는 지방정부의 재정지출상의 특성이 이러한 차이를 만들어낸다는 것을 밝히고자 하기 때문에 2층 변수의 핵심적 설명변수는 지방정부의 재정지출 특성 변수일 것이다. 그런데 지방정부의 재정지출에서 가장 큰 비중을 차지하는 것이 경제개발비와 사회개발비이므로, 경제개발비와 사회개발비의 구성과 특성에 대해 먼저 살펴볼 필요가 있다.⁴⁾

사회개발비와 경제개발비는 정부의 기능별 세출분배 중 가장 비중이 크면서 "국민경제 성장과 국민복지 향상에 직접적으로 관련된" 지출항목이다(김홍래, 2007). 따라서 많은 선행연구들이 중앙정부든 지방정부든 정부의 공공지출 특성이 초래하는 국민경제적 영향을 분석할 때 사회개발비와 경제개발비의 영향에 주목해 왔다(예컨대 김홍래, 2007; 오병기, 2006; 오병기·김대영, 2005; 김제안·채중훈, 2006).

지방자치단체의 경제개발비와 사회개발비를 하위의 관별 지출항목으로 나누어 보면, 경제개발비는 물적 자본에 대한 공공투자로서 다시 산업경제비와 지역개발비로 재분류될 수 있다. 산업경제비는 농정관리, 축수산 진흥, 농촌진흥 등에 사용하는 농수산개발비가 가장 큰 비중을 차지하고 있어 “1차 산업 지원적 성격”을 띠고 있는 지출항목이며, 지역개발비는 지역경제개발, 광공업관리, 관광 및 국제교류 등에 사용되는 지역경제개발비와 산림자원개발, 치수 및 재해대책, 건설관리 등에 사용되는 국토자원보존개발비로 구성되어 대부분 “2,3차 산업에 대한 지원 경비”라고 할 수 있다(오병기, 2006: 165-166). 한편 사회개발비는 물적 자본에 대한 투자적 지출인 경제개

4) <보론 1: 사회개발비와 경제개발비의 비중과 추이> 참조.

발비와는 달리 “인적자본에 대한 공공투자(교육 및 문화), 기초생활보장 등의 복지서비스(사회보장), 물적 자본에 대한 투자(주택 및 지역사회개발, 보건 및 생활환경개선)를 동시에 담당하는” 지출이다(오병기·김대영, 2005: 54; 김제안·채중훈, 2006). 다시 말하면 사회개발비는 “지방자치단체의 교육·문화예술의 창달과 주민의 보건 및 생활환경 개선을 지원하며, 사회복지활동의 원활한 수행을 뒷받침하는 역할”을 하는 경비이다(오병기·김대영, 2005: 60; 유태현, 2003: 226).

한편 분류의 기준을 달리하면 지방세출은 크게 경상적 경비와 투자적 경비로 나뉘는데, 인건비 등과 같이 매년 고정적으로 지출되어야 하는 경직성 경비인 경상적 경비와는 달리 투자적 경비는 지역의 산업경제를 발전시켜 주민소득을 증대시키고 지역의 경제성장을 유발하는 효과를 갖는 지출이다. 투자적 경비는 다시 “산업관련 투자비”와 “생활관련 투자비”로 나눌 수 있는데, 전자는 “도로·교통 등 사회기반시설에 대한 지출, 치산치수 산림개발 등 자연자원 개발에 대한 지출, 중소기업 육성 개발을 위한 지출 등”에 해당하는 경비이며 후자는 “상하수도, 병원, 학교, 공원, 문화시설, 복지시설 등에 소요되는 경비”를 일컫는다(오병기·김대영, 2005: 56). 지방 세출을 이렇게 성질별로 분류했을 때, 경제개발비의 상당부분은 대표적인 산업관련 투자비이며 사회개발비의 상당부분은 전형적인 생활관련 투자비로 간주될 수 있다.

그러나 자료의 제약으로 인해 기초자치단체 수준에서 사회개발비와 경제개발비의 하위 관별 지출항목 지출액 자료를 확보하는 것이 가능하지 않았으며, 사회개발비와 경제개발비 중에서 투자적 지출을 골라내는 것도 가능하지 않았다. 결국 사회개발비와 경제개발비라는 장별 지출의 효과를 비교하는 것으로 만족할 수밖에 없었다. 설명변수로 사회개발비와 경제개발비를 설정한다는 것은 지방자치단체의 지출 중에서 명시적이고 직접적인 경제 진흥을 위한 지출과 주민 생활의 사회적 필요를 채우는 데 직접적 목적이 있는 지출 중에서 어느 것이 지역 주민의 남녀간 취업확률 격차를 줄여주는 효과를 갖는지 확인한다는 의의를 갖는다. 나아가 여성능력개발 등 여성정책 시행과 관련된 지출은 통상 사회개발비로 분류되므로(행정안전부, 2009), 사회개발비와 경제개발비를 2층 설명변수로 도입하는 것은 여성능력

개발 관련 예산이 소기의 목적인 결과를 초래하고 있는지에 대한 시사를 얻는데도 도움이 될 것이다.

이 모형에서는 경제개발비와 사회개발비를 동시에 투입하지 않고 하나씩 별개로 투입하여 각각의 효과를 추정하기로 한다. 두 변수를 동시에 투입하면 양자가 높은 상관관계를 보이기 때문에 추정 계수의 안정성을 해칠 우려가 있다.⁵⁾ 한편 두 변수를 금액 변수로 투입할 것인지 비율 변수로 투입할 것인지도 중요한 쟁점이다. 사회개발비나 경제개발비는 중요한 지역 공공재이므로 금액으로 측정하여 분석에 사용하는 것이 바람직하다는 선행연구의 지적도 있으나(오병기, 2006), 금액 변수를 사용할 경우 지방정부의 전체 세출예산 규모의 효과를 간과하게 된다는 단점이 있다. 즉, 동일한 100억원이지만 총 세출예산 규모가 200백억인 지자체와 500억인 지자체에서 사회개발비 지출액 100억원은 전혀 다른 의미를 갖는다는 것이다. 이러한 점을 고려하여 이 모형에서는 지자체의 지출 총액을 통제변수로 추가하고 사회개발비와 경제개발비는 총 지출액에서 차지하는 비중으로 환산하여 독립변수로 투입했다. 결국 이 모형은 지자체 총 지출 규모가 동일할 때 사회개발비에 더 많은 지출을 하는 지역이 그렇지 않은 지역에 비해(혹은 경제개발비 지출 비중이 더 높은 지역이 그렇지 않은 지역에 비해) 성별 취업률을 격차가 더 큰지(혹은 작은지)를 테스트하게 된다.

재정지출 총액 이외에도 선행연구에서 지역의 고용에 영향을 미칠 수 있다고 보고된 다른 변수들도 통제변수로 추가할 필요가 있다. 도시지역은 경제개발비 보다 사회개발비의 지출 규모가 더 크며, 경제개발비에 있어서도 도시지역보다 비도시지역에서 2,3차 산업 지원 성격의 지역개발비 비중이

5) 선행연구에서도 지적됐듯이(오병기·김대영, 2005; 김제안·채종훈, 2006) 사회개발비 지출과 경제개발비 지출 간에는 큰 상관관계가 있다. 총액 면에서 경제개발비 지출이 많은 지역은 사회개발비 지출도 많으며, 전체 지출액에서 사회개발비 지출이 차지하는 비중이 크면 상대적으로 경제개발비 지출 비중은 줄어들 수밖에 없기 때문이다. 따라서 두 변수를 금액 단위로 측정하면 양자 간에는 정의 상관관계가, 전체 지출액 대비 비중으로 측정하면 부의 상관관계가 존재한다. 이 연구를 위해 수집한 198개 기초자치단체의 결산 자료에 의하면 두 변수간의 상관관계계수는 금액으로는 0.729, 비중으로는 -0.755에 달하며 모두 유의수준 1%에서 유의미했다.

높다(오병기, 2006). 또한 사회개발비나 경제개발비 중에서 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 투자적 경비가 차지하는 비중 또한 시, 자치구, 군이 서로 뚜렷이 구분된다. 이처럼 지역이 도시지역인지 비도시지역인지에 따라 재정지출 패턴에 체계적인 차이가 존재한다면, 지역의 재정지출 특성이 지역 고용에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 해당지역의 도시-비도시 여부가 통제되어야 할 것이다. 따라서 특별·광역시, 구, 광역도의 시, 광역도의 군 지역을 더미 변수화하여(구를 기준 범주로) 통제변수로 투입했다. 한편 기초자치단체의 사회복지비 지출 결정요인에 관한 선행연구에서 지역의 인구규모도 사회복지비 지출에 영향을 미치는 주요한 요인으로 보고된 바(장동호, 2007; 오병기, 2005), 사회개발비의 효과와 인구 효과를 변별하기 위해 인구규모 역시 통제변수로 포함시켰다. 지역의 산업이 발달하여 사업체의 인력 수요가 크면 남녀의 취업확률을 증가시킬 것으로 예상되므로 사업체 인력수요의 대리변수로 인구 1,000명당 사업체 수를 통제변수에 포함시켰다.

또한 지역의 소득수준도 중요하게 통제되어야 할 변수이다. 소득이 정부지출의 증가와 관련되어 있다는 것은 오래된 정설이다. 소득이 증가하면 “주민의 생활수준 향상 욕구가 커지고 이러한 욕구 충족을 위한 재화와 서비스의 생산, 공급을 지방 정부에 요구하기 때문”에 정부 세출이 증가할 수밖에 없다는 것이다(김홍래, 2007: 12). 또한 지역의 소득수준은 동시에 고용에도 영향을 미칠 것이 당연하다. 결국 지역 노동시장의 변화는 지역 소득수준의 변화라는 직접적 요인에 의해, 그리고 소득의 변화에 영향 받은 지역 세출의 변화에 의해 모두 야기될 수 있다. 따라서 지방정부의 재정지출 규모가 지역 노동시장에 미치는 영향을 정확히 추정하기 위해서는 지역의 소득수준 또한 통제해야 한다. 지역주민 소득 자료는 가용하지 않으므로 지역내총생산(GRDP)을 대리변수로 사용할 수 있으나, 시군구 수준에서 지역내총생산 통계가 가용하지 않은 지역이 다수 존재하므로, 선행연구의 사례(오병기·김대영, 2005; 김제안·채종훈, 2006; 조연상, 2007)를 따라 1인당 지방세 수입을 지역 소득의 대리변수로 간주하여 통제했다.

또한 분석모형의 설정에서 중앙정부와 상급 지방정부에 대한 재정적 의존, 인접 지방정부와의 모방적 동형화 등과 같은 정부간 관계(inter-governmental

relations)의 제도적·공간적 상호의존성도 중요하게 고려되어야 할 변수임에 틀림없지만(예컨대 장동호, 2007), 이 연구에서는 자료의 제약 혹은 필자의 역량 부족으로 통제변수 목록에 포함시킬 수 없었다.

결국 각종 설명변수들을 포함하는 2층 모형은 다음과 같다.

* 사회개발비 효과 추정을 위한 2층모형

$$a_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{사업체 수} + \gamma_{02}\text{도시/비도시} + \gamma_{03}\text{인구} + \gamma_{04}\text{소득} + \gamma_{05}\text{사회개발비 비중} + \gamma_{06}\text{총지출액} + u_{0j}$$

$$a_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{사업체 수} + \gamma_{12}\text{도시/비도시} + \gamma_{13}\text{인구} + \gamma_{14}\text{소득} + \gamma_{15}\text{사회개발비 비중} + \gamma_{16}\text{총지출액} + u_{1j}$$

$$a_{2j} = \gamma_{20}$$

$$a_{3j} = \gamma_{30}$$

$$a_{4j} = \gamma_{40}$$

$$* \text{Var}(u_{0j}) = \tau_{00}$$

$$* \text{Var}(u_{1j}) = \tau_{11}$$

* 경제개발비 효과 추정을 위한 2층모형

$$a_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{사업체 수} + \gamma_{02}\text{도시/비도시} + \gamma_{03}\text{인구} + \gamma_{04}\text{소득} + \gamma_{05}\text{경제개발비 비중} + \gamma_{06}\text{총지출액} + u_{0j}$$

$$a_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{사업체 수} + \gamma_{12}\text{도시/비도시} + \gamma_{13}\text{인구} + \gamma_{14}\text{소득} + \gamma_{15}\text{경제개발비 비중} + \gamma_{16}\text{총지출액} + u_{1j}$$

$$a_{2j} = \gamma_{20}$$

$$a_{3j} = \gamma_{30}$$

$$a_{4j} = \gamma_{40}$$

$$* \text{Var}(u_{0j}) = \tau_{00}$$

$$* \text{Var}(u_{1j}) = \tau_{11}$$

앞서 설명한 바와 같이, 사회개발비와 경제개발비 각각을 독립변수로 하는 두 개의 2층 모형을 추정하게 되며, 각 모형의 추정에서 검증될 귀무가설은 각 모형의 γ_{15} 가 0일 것이라는 가설이다. 그리고 2층 모형 잔차항의 분산인 τ_{00} 와 τ_{11} 이 무조건 모형의 경우보다 유의미하게 줄어들었거나 0일 것이라고 기대한다.

5. 자료와 변수

이 분석에 활용된 자료는 한국노동연구원의 노동패널조사(KLIPS) 10차년도 조사자료(조사 시점 2006년)이다. 10차 조사 자료의 개인 응답자(신규 제외) 11,855명 중 취업과 비교적 무관하다고 볼 수 있는 15세 이상 20세 미만 연령층과 66세 이상 연령층 2,510명을 제외한 9,345명이 1층 모형의 분석 대상이며, 2층 모형은 이들이 거주하는 전국 198개 기초자치단체를 분석 대상으로 한다. 2층 모형의 분석에 활용된 자료는 국가통계포털(<http://www.kosis.kr>)에 등재된 기초단체별 인구통계와 사업체 통계, 그리고 행정안전부의 지방재정 포털인 재정고(<http://lofin.mopas.go.kr>)에 등재된 기초단체별, 회계별 세출결산 자료 등이다. 1층 모형의 조사 시점이 2006년이므로 2층 모형의 공식통계도 2006년 자료로 취합하였다.⁶⁾

다음 <표 1>은 1층 모형의 추정을 위해 사용된 변수들의 측정방법과 기초적 기술통계이다.

<표 1> 1층 모형 변수들의 기술통계 및 측정방법

변수	기술통계				비고
	분포		평균	표준 편차	
	N	%			
성별	9,345	남: 49.7 여: 50.3	-	-	여=0
취업더미	9,345	취업: 64.6 미취업: 35.4	-	-	미취업=0
연령더미	9,345	20-35세: 36.6 36-45세: 24.8 46-55세: 23.1 55세 이상: 15.5	-	-	* 기준: 55세 이상 * 15세 이상 20세 미만, 66세 이상 제외

- 6) 지역단위의 변수값(예컨대 재정지출 총액)은 일정한 시차(time lag)를 두고 지역 내 개인의 행동에 영향을 미칠 것이기 때문에 1층 모형의 시점과 2층 모형의 시점을 2006년으로 동일하게 하는 것이 바람직하지 않다는 지적이 있을 수 있으나, 거시변수가 미시행동에 미치는 영향력의 시차가 정확히 얼마나 될지 알 수 없을 뿐만 아니라, 횡단면적으로 특정 거시변수값을 보인 지역의 개인 행동이 다른 거시변수값을 갖는 지역의 개인행동에 비해 유의미하게 다르다는 것을 보여주는 것만으로도 거시변수의 영향을 충분히 보여줄 수 있다고 판단하여 1층 모형과 2층 모형의 시점을 통일하였다.

변수	기술통계				비고
	분포		평균	표준 편차	
	N	%			
학력더미	9,345	중졸이하: 21.3 고등학교: 36.3 전문대: 14.1 4년제 대학 이상: 28.3	-	-	* 기준:대졸이상 * 졸업,휴학, 중퇴,수료, 재학중 모두 포함
가구소득	9,345	-	6,852.6	56,604	* 근로소득, 부동산소득 등 개별 소득항목 합 산

20세 미만과 65세 이상 연령층을 제외한 9,345명의 응답자 중 남성은 49.7%, 취업자는 64.4%에 달했다. 연령별로는 20세 이상 35세 이하 집단이 36.6%로 비중이 가장 컸고 55세 이상 고령층이 15.5%로 가장 비중이 적었다. 학력별로는 고등학교(졸업, 재학, 휴학, 중퇴 포함) 학력집단이 가장 비중이 컸고(36.3%), 전문대 학력집단의 비중이 14.1%로 가장 낮았다.

2층 모형은 1층 모형의 분석대상이 9,345명의 개인들이 살고 있는 기초자치단체 198개를 분석 대상으로 한다. 시군구 수준의 거주지 변수는 노동패널 개인데이터에는 제공되지 않고 가구데이터에만 존재하기 때문에, 가구 ID와 개인ID를 이용하여 가구데이터에 존재하는 시군구 변수를 개인데이터에 연결시켜 사용했다. 다음 <표 2>는 198개 시군구별로 1층 모형 분석대상 개인의 분포를 보여준다.

〈표 2〉 시군구별 개인 응답자 분포(발췌)

시군구	개인응답자 수	%
서울 강남구	64	0.7
서울 강동구	91	1.0
서울 영등포구	87	0.9
대구 남구	43	0.5
인천 남동구	90	1.0
울산 중구	46	0.5
경기 남양주시	114	1.2
경기 시흥시	60	0.6
강원 철원군	2	0.0
강원 평창군	4	0.0
.....
계	9,345	100.0

한편 시군구별 2층 변수의 기술통계는 다음 <표 3>과 같다. 재정지출 관련 변수들은 2006년도 일반회계 세출결산(순계) 기준이다. 198개 시군구의 평균 인구 천명당 사업체 수는 70.3개, 평균 인구는 24만명, 총재정지출은 2,550억원, 이 중에서 사회개발비 지출은 평균 45.4%, 경제개발비 지출 평균은 25.8%이다. 인구, 지방세, 총지출은 모두 실제 분석에서는 자연로그값을 취했다.

〈표 3〉 2층 모형 변수들의 기술통계와 산출방법

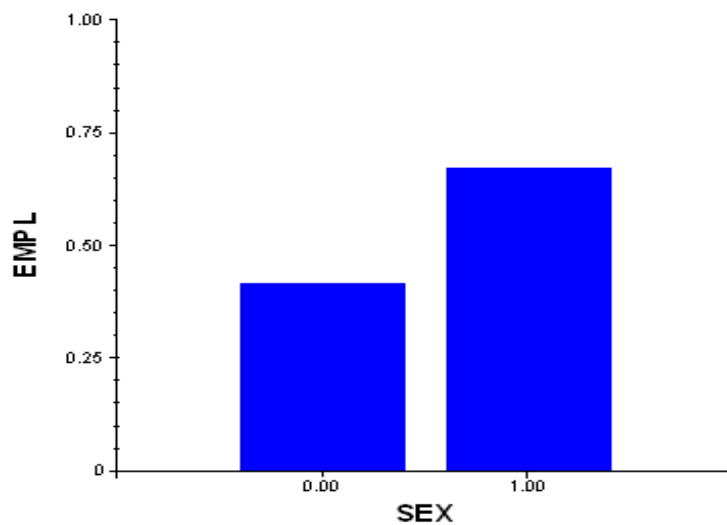
변수	산출방법	평균	표준편차	분포		
				N	범주	비율 (%)
인구대비 사업체 수	$\frac{\text{사업체수}}{\text{주민등록인구}} \times 1,000$	70.3	41.4	-	-	-
자치단체 더미	기준 = 군	-	-	198	자치구	36.9
					시	38.4
					군	24.7
인구	실제분석에서는 ln인구	240,341	198,560.8	-	-	-

변수	산출방법	평균	표준편차	분포		
				N	범주	비율 (%)
지방세	세입결산, 단위 백만원 실제분석에서는 ln지방세	58,187.4	79,502.2	-	-	-
총지출	결산/일반회계/순계, 단위 백만원 실제분석에서는 ln총지출	255,257.1	179,918.7	-	-	-
사회개발비 비중	$\frac{\text{사회개발비}}{\text{총지출}} \times 100$ 결산/일반회계/순계, 단위 백만원	45.4	9.44	-	-	-
경제개발비 비중	$\frac{\text{경제개발비}}{\text{총지출}} \times 100$ 결산/일반회계/순계, 단위 백만원	25.8	13.3	-	-	-

6. 분석 결과

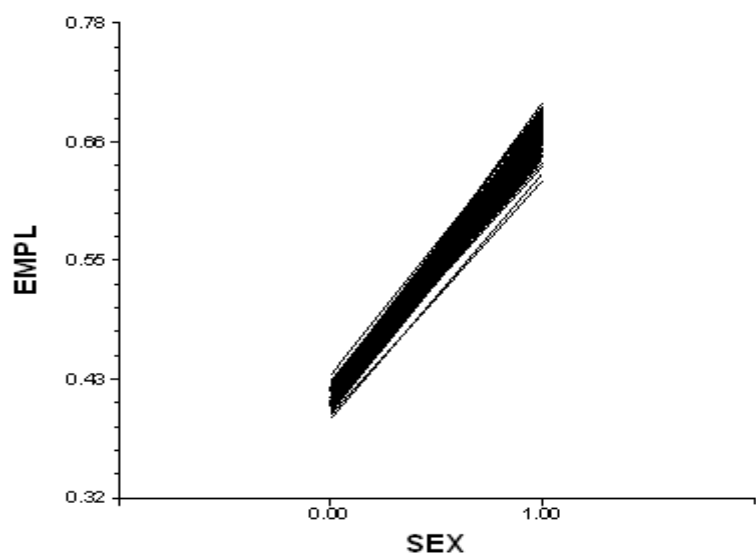
가. 기초분석

다음 <그림 1>에서 보듯이, 전체 198개 시군구의 대평균 남녀 취업확률은 남성이 70%를 상회하고 여성은 40%를 약간 넘는 정도의 큰 차이를 보인다. <그림 2>는 취업률을 지역별로 살펴본 결과로서, 198개 지역에 걸쳐 비교적 큰 편차가 발견되는 것을 알 수 있다. 즉, 직선의 기울기는 지역별로 남녀간 취업률의 격차를 나타내는데, 어떤 지역은 기울기가 더 가파르고 어떤 지역은 덜 가파른 것을 확인할 수 있다. 다층모형은 이 남녀 취업률 격차의 지역별 차이가 통계적으로 유의미한 것인지 검증하고 유의미할 경우 그 차이를 지역의 재정지출 특성이 얼마나 설명할 수 있는지를 테스트할 수 있다.⁷⁾



[그림 1] 성별 취업률(대평균)

7) <보론 2: 남녀간 고용률 격차의 지역별 비교> 참조



[그림 2] 성별 취업률(지역별 평균)

한편 2층 모형에서는 재정지출 규모를 비롯한 여러 독립변수들의 지역별 분포를 검토해볼 필요가 있다. 다음 <표 4>는 사회개발비 지출과 경제개발비 지출을 비롯한 2층 모형 독립변수들의 지역별 차이를 제시하고 있다.

<표 4> 2층 독립변수의 지역별 분포와 평균차 검증

변수	지역별 평균		F	Levene 통계량	사후검정 (5%유의수준)
지방세	자치구	31,314	35.007***	37.128***	군<자치구<시
	시	109,462			
	군	18,694			
총지출	자치구	164,083	45.193***	23.241***	자치구<군<시
	시	382,391			
	군	193,899			
사회개발비 (금액)	자치구	83,901	41.698***	38.630***	(자치구=군)<시
	시	170,044			
	군	74,531			

변수	지역별 평균		F	Levene 통계량	사후검정 (5%유의수준)
경제개발비 (금액)	자치구	19,259	62.767***	16.053***	자치구<군<시
	시	121,009			
	군	73,241			
사회개발비 (비율)	자치구	51.7	42.634***	7.585***	군<시<자치구
	시	43.8			
	군	38.6			
경제개발비 (비율)	자치구	11.7	208.592***	0.451	자치구<시<군
	시	31.7			
	군	37.4			
인구	자치구	313,200	37.510***	31.566***	군<(시=자치구)
	시	287,033			
	군	59,375			
사업체수 (인구1,000명당)	자치구	80.2	3.522	11.969***	군=시=자치구
	시	63.2			
	군	66.4			

*** : 1% 유의수준에서 유의미

인구 천명당 사업체 수는 1% 유의수준에서 지역별로 유의미한 차이가 있다고 볼 수 없으며, 총지출 대비 경제개발비 비율은 군지역이 가장 높고 자치구가 가장 낮았다. 사회개발비 지출은 금액 면에서는 시지역이 평균 1천7백억원으로 가장 높으며 비율 면에서는 자치구가 평균 51.7%로 가장 높다. 경제개발비 역시 금액 면에서 볼 때 시지역이 1천210억원으로 가장 높고 자치구가 193억원 수준으로 가장 낮다. 총 재정지출액 규모는 시지역이 3천8백억으로 가장 높고 자치구가 1천6백억으로 가장 낮다.

지방세입 규모 역시 시지역이 1천93억원으로 가장 높고 자치구는 313억, 군지역은 187억에 불과했다. 인구규모는 자치구가 31만명으로 가장 크고 군지역이 5만9천명으로 가장 작았으나 사후분석 결과 자치구와 시지역 사이에는 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다.

나. 다층모형 분석

1) 무조건 모형

앞서 살펴본 변수들을 동원하여 다음과 같은 무조건 모형을 추정하였다. 앞서 논의한 바와 같이, 무조건 모형의 추정은 1층 모형의 절편과 성별 변수의 계수가 지역별로 유의미한 차이를 보이는지 검증하기 위한 것이다. 여기서 가구소득 변수는 지역평균에 센터링(centering)하였다.

○ 1층 모형:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)_{ij} = a_{0j} + a_{1j}D_{\text{성별}}_{ij} + a_{2j}D_{2035}_{ij} + a_{3j}D_{3645}_{ij} \\ + a_{4j}D_{4655}_{ij} + a_{5j}D_{\text{중졸이하}}_{ij} + a_{6j}D_{\text{고등학교}} + a_{7j}D_{\text{전문대}} \\ + a_{8j}D_{\text{가구소득}} + e_{ij}$$

$$* p = \text{prob}(\text{취업 여부} = 1 | a_{kj}), k = 0, \dots, 8$$

○ 2층 모형:

$$\begin{aligned} a_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \\ a_{1j} &= \gamma_{10} + u_{1j} \\ a_{2j} &= \gamma_{20} \\ a_{3j} &= \gamma_{30} \\ a_{4j} &= \gamma_{40} \\ a_{5j} &= \gamma_{50} \\ a_{6j} &= \gamma_{60} \\ a_{7j} &= \gamma_{70} \\ a_{8j} &= \gamma_{80} \end{aligned}$$

먼저 고정효과 면에서는 전 지역에 걸쳐 성별이 취업확률에 유의미한 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 전 지역에 걸쳐 평균적으로 남성의 취업확률 로그승산비의 값이 여성의 그것보다 1.37가량 높은 것으로 나타났다. 한편 확률효과 면에서는 평균 취업률(평균 취업확률의 로그승산비)과 남녀간 취업확률 격차가 지역별로 유의미한 편차가 있는 것으로 나타났다. 절편의 분산(τ_{00})은 약 0.049로 추정되었고, 성별 변수의 기울기(성별 격차)의 분산

(τ_{11})은 약 0.11인 것으로 추정되었다. 이는 유의수준 1%에서 유의미한 분산으로서, 취업확률 로그승산비 평균값이 지역별로 유의미한 차이가 있을 뿐만 아니라, 취업확률 로그승산비 값의 남녀간 격차도 지역별로 유의미하게 다르다는 것을 의미한다.⁸⁾ 즉 지역에 따라서는 평균 취업확률이 높은 지역도 있고 낮은 지역도 있으며, 남녀간 취업확률 격차가 큰 지역도 있고 작은 지역도 있다는 것을 의미한다. 그러면 왜 어떤 지역은 평균 취업확률이 높으며(혹은 낮으며), 어떤 지역은 남녀간 취업확률 격차가 더 큰가(혹은 작은가)? 지역의 재정지출 중 경제개발비나 사회개발비 지출의 많고 적음이 이 차이를 가져오는 원인이라고 할 수 있는가?

〈표 5〉 무제한 모형의 추정 결과(고정효과)

fixed effect	추정계수	standard errors	t-ratios	approxim.d.f	p-values
γ_{00}	-0.742894	0.095964	-7.741	197	0.000
γ_{10}	1.366855	0.055269	24.731	197	0.000
γ_{20}	0.338973	0.083394	4.065	9336	0.000
γ_{30}	1.116681	0.086277	12.943	9336	0.000
γ_{40}	1.005553	0.077476	12.979	9336	0.000
γ_{50}	0.271515	0.084062	3.230	9336	0.002
γ_{60}	0.111035	0.055322	2.007	9336	0.044
γ_{70}	0.234544	0.073770	3.179	9336	0.002
γ_{80}	0.174388	0.026754	6.518	9336	0.000

〈표 6〉 무제한 모형의 추정 결과(확률효과)

Random Effect	variance	d.f.	χ^2	p-value
τ_{00}	0.04943	182	245.38773	0.001
τ_{11}	0.10749	182	230.31176	0.009
σ^2	0.96224			

8) τ_{00} 과 τ_{11} 를 이용하면 1층 모형의 절편과 성별 계수의 신뢰구간을 구할 수 있다. 절편의 95% 신뢰구간은 -0.308에서 -1.176까지 $[-0.742 \pm 1.96(0.049)1/2]$ 이며, 성별계수의 95% 신뢰구간은 0.726에서 2.008까지 $[1.367 \pm 1.96(0.107)1/2]$ 이다.

이 질문에 답하기 위해서는 다음과 같은 두 가지 다층모형을 추정해야 한다.

2) 경제개발비 효과 추정을 위한 다층모형

경제개발비 비중의 크고 작음이 지역별 평균 취업확률과 남녀 취업확률 격차에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해서 추정해야 할 다층모형의 1층 모형은 무조건 모형의 경우와 같고, 2층 모형은 다음과 같다. 2층 모형에서 사업체수, 지방세, 경제개발비 비중, 총지출 변수는 모두 전체평균(grand-mean)에 센터링했다. 아래 <표 7>과 <표 8>은 추정결과이다.

$$\begin{aligned}
 a_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{사업체수} + \gamma_{02}D\text{자치구} + \gamma_{03}D\text{시} + \gamma_{04}\ln\text{인구} + \gamma_{05}\ln\text{지방세} + \\
 &\quad \gamma_{06}\text{경제개발비비중} + \gamma_{07}\ln\text{총지출} + u_{0j} \\
 a_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{사업체수} + \gamma_{12}D\text{자치구} + \gamma_{13}D\text{시} + \gamma_{14}\ln\text{인구} + \gamma_{15}\ln\text{지방세} + \\
 &\quad \gamma_{16}\text{경제개발비비중} + \gamma_{17}\ln\text{총지출} + u_{1j} \\
 a_{2j} &= \gamma_{20} \\
 a_{3j} &= \gamma_{30} \\
 a_{4j} &= \gamma_{40} \\
 a_{5j} &= \gamma_{50} \\
 a_{6j} &= \gamma_{60} \\
 a_{7j} &= \gamma_{70} \\
 a_{8j} &= \gamma_{80}
 \end{aligned}$$

<표 7> 경제개발비 효과 추정 결과(고정효과)⁹⁾

fixed effects		추정계수	standard errors	t-ratios	approxim.d.f	p-values
a_{0j}	γ_{00}	-0.787261	0.269887	-2.917	190	0.004
	γ_{01}	0.000152	0.001164	0.130	190	0.897
	γ_{02}	0.360492	0.323808	1.113	190	0.267
	γ_{03}	0.196695	0.266905	0.737	190	0.462
	γ_{04}	-0.896434	0.346235	-2.589	190	0.011

9) 나머지 1층 모형 계수들($a_{2j} \sim a_{8j}$)에 대한 고정효과 추정결과는 <보론 3>을 참조.

fixed effects		추정계수	standard errors	t-ratios	approxim.d.f	p-values
	γ_{05}	-0.278270	0.182496	-1.525	190	0.129
	γ_{06}	-0.005098	0.006936	-0.735	190	0.463
	γ_{07}	0.464476	0.188717	2.461	190	0.015
a_{1j}	γ_{10}	2.287385	0.468870	4.879	190	0.000
	γ_{11}	-0.002937	0.001538	-1.910	190	0.057
	γ_{12}	-1.431172	0.551289	-2.596	190	0.011
	γ_{13}	-0.919176	0.490059	-1.876	190	0.062
	γ_{14}	0.623158	0.481145	1.295	190	0.197
	γ_{15}	0.658284	0.260533	2.527	190	0.013
	γ_{16}	-0.004872	0.010992	-0.443	190	0.658
	γ_{17}	-0.648567	0.256548	-2.528	190	0.013

〈표 8〉 경제개발비 효과 추정 결과(확률효과)

Random Effect	variance	d.f.	χ^2	p-value
τ_{00}	0.03132	175	216.06246	0.019
τ_{11}	0.03697	175	203.21672	0.071
σ^2	0.96941			

먼저 고정효과를 살펴보면, 경제개발비 지출 비중은 지역별 평균 취업확률과 남녀 취업확률 격차에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다(γ_{06} , γ_{16}). 경제개발비 지출의 비중이 전 지역 평균보다 1%포인트 더 높은 지역은 평균수준인 지역에 비해 1층 모형의 절편이 0.005만큼 더 낮고 성별 변수의 계수도 0.005만큼 더 낮은 것으로 추정됐으나 이는 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 유의수준 5%에서 인구가 평균보다 더 많은 지역은 평균 취업확률이 유의미하게 더 낮고(γ_{04}), 총 지출액 규모가 큰 지역은 평균 취업확률이 유의미하게 더 높았다(γ_{07}). 남녀간 취업확률 격차에 있어서는, 인구대비 사업체수가 많을수록(γ_{11}), 도시지역일수록(γ_{12} , γ_{13}), 재정지출을

많이 하는 지역일수록(γ_{17}) 남녀간 취업확률 격차가 적었으며, 소득수준이 높은 지역은 그렇지 않은 지역에 비해 남녀간 취업확률 격차가 오히려 컸다(γ_{15}).¹⁰⁾ 여기서 주목할 것은 시군구의 총 재정지출 규모는 지역의 평균 취업확률을 높이고 남녀간 취업확률 격차도 줄여서 성장과 평등을 동시에 유발하는 효과를 갖고 있으나, 총지출 중에서 경제개발비가 어떤 비중을 차지하느냐는 지역의 평균 취업확률과 남녀간 격차에 아무런 영향도 미치지 못한다는 사실이다.

다음으로 확률효과를 살펴보면, 2층 모형에서 도입된 설명변수들은 1층 모형의 절편과 성별 변수 계수가 보여준 지역간 편차를 크게 줄여주는 것으로 나타났다. 경제개발비 비중을 비롯한 2층 모형의 모든 설명변수들을 도입한 결과, τ_{00} 는 무조건모형의 0.049에서 0.031로 줄어들었으며 τ_{11} 은 0.11에서 0.037로 반 이상 크게 줄어들었다. 비록 τ_{00} 는 0과 같다는 귀무가설을 기각할 수 있지만 τ_{11} 에 대해서는 귀무가설을 기각할 수 없기 때문에 (유의수준 5%에서), 2층 모형의 설명변수들이 평균 취업확률의 지역간 편차는 다 설명하지 못하지만 남녀간 취업확률 격차의 지역간 편차는 모두 다 설명하고 있다고 할 수 있다.

3) 사회개발비 효과 추정을 위한 다층모형

사회개발비 비중이 1층 모형의 절편과 성별변수 계수에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위한 2층 모형은 다음과 같다. 역시 사업체수, 지방세, 사회개발비 비중, 총지출 변수는 모두 전체평균(grand-mean)에 센터링했다. 아래 <표 9>와 <표 10>은 추정결과이다.

10) 이 모든 효과는 각각 유의수준 10%와 5%에서 유의미하다.

$$\begin{aligned}
a_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{사업체수} + \gamma_{02}D\text{자치구} + \gamma_{03}D\text{시} + \gamma_{04}\ln\text{인구} + \gamma_{05}\ln\text{지방세} + \\
&\quad \gamma_{06}\text{사회개발비비중} + \gamma_{07}\ln\text{총지출} + u_{0j} \\
a_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{사업체수} + \gamma_{12}D\text{자치구} + \gamma_{13}D\text{시} + \gamma_{14}\ln\text{인구} + \gamma_{15}\ln\text{지방세} + \\
&\quad \gamma_{16}\text{사회개발비비중} + \gamma_{17}\ln\text{총지출} + u_{1j} \\
a_{2j} &= \gamma_{20} \\
a_{3j} &= \gamma_{30} \\
a_{4j} &= \gamma_{40} \\
a_{5j} &= \gamma_{50} \\
a_{6j} &= \gamma_{60} \\
a_{7j} &= \gamma_{70} \\
a_{8j} &= \gamma_{80}
\end{aligned}$$

〈표 9〉 사회개발비 효과 추정 결과(고정효과)¹¹⁾

fixed effect		추정계수	standard errors	t-ratios	approxim.d.f	p-values
a_{0j}	γ_{00}	-0.785103	0.247752	-3.169	190	0.002
	γ_{01}	0.000380	0.000795	0.478	190	0.633
	γ_{02}	0.370530	0.288434	1.285	190	0.201
	γ_{03}	0.189727	0.252306	0.752	190	0.453
	γ_{04}	-0.683685	0.284163	-2.406	190	0.017
	γ_{05}	-0.325287	0.184866	-1.760	190	0.080
	γ_{06}	-0.002015	0.005477	-0.368	190	0.713
	γ_{07}	0.395496	0.153498	2.577	190	0.011
a_{1j}	γ_{10}	2.265736	0.471784	4.802	190	0.000
	γ_{11}	-0.002765	0.001404	-1.970	190	0.050
	γ_{12}	-1.339153	0.545918	-2.453	190	0.015
	γ_{13}	-0.951928	0.494934	-1.923	190	0.055
	γ_{14}	0.401667	0.434440	0.925	190	0.357
	γ_{15}	0.808030	0.254155	3.179	190	0.002
	γ_{16}	0.012358	0.007027	1.759	190	0.080
	γ_{17}	-0.642785	0.251081	-2.560	190	0.012

11) 나머지 1층 모형 계수들($a_{2j} \sim a_{8j}$)에 대한 고정효과 추정결과와 <보론 3>을 참조.

〈표 10〉 경제개발비 효과 추정 결과(확률효과)

Random Effect	variance	d.f.	χ^2	p-value
τ_{00}	0.03172	175	216.17882	0.018
τ_{11}	0.03377	175	200.90129	0.087
σ^2	0.96941			

사회개발비 비중의 효과를 추정하기 위한 다층모형은 사회개발비 비중을 제외한 나머지 모든 설명변수의 영향이 경제개발비 비중 효과 모형에서와 동일하게 유지되었다. 여전히 인구는 절편에 부의 영향을, 총지출 규모는 정의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 인구대비 사업체수, 자치단체 종류, 소득수준, 총 지출액이 성별 변수 계수에 미치는 영향 또한 변함없이 유지되었다.

한편 사회개발비 비중은 절편에는 유의미한 영향을 미치지 않는다. 그러나 전체 평균보다 사회개발비 비중이 1% 포인트 더 높은 지역은 남자의 취업확률 로그승산비가 여자의 그것보다 2.278만큼 더 높다($\gamma_{10} + \gamma_{16}$). 이에 비해 사회개발비 지출 비중이 평균 수준인 지역에서의 남성의 취업확률 로그승산비는 여성보다 2.265(γ_{10})만큼 더 높을 뿐이다. 이 차이는 10% 유의수준에서 유의미하다. 이는 결국 다른 조건이 모두 동일할 때, 특히 총지출 규모가 동일할 때, 사회개발비 지출을 더 많이 하는 지역이 오히려 성별 취업확률 격차가 더 크다는 것을 의미한다.

확률효과 분석 결과 역시 경제개발비 효과를 추정하기 위한 모형에서와 동일했다. 사회개발비 비중을 포함한 설명변수들은 절편의 분산과 기울기의 분산을 상당부분 설명해주는 것으로 나타났으며, 기울기의 분산은 이들 변수들이 거의 설명해버려서 추가로 설명되어야 할 분산이 거의 남아있지 않게 되었다(유의수준 5%에서 τ_{11} 이 0이라는 귀무가설을 기각하지 못한다).

결국 이 연구에서 다층모형을 통해 발견한 사실은 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 총지출 규모가 큰 지역일수록 남녀간 취업확률 격차가 작다. 더욱이 총지출 규모가 큰 지역은 평균 취업확률도 높다. 둘째, 인구대비 사

업체수가 많은 지역일수록 남녀간 취업확률 격차가 작다. 셋째, 비도시지역 특히 군지역이 도시지역에 비해 남녀간 취업확률 격차가 크다. 넷째, 총지출 규모가 동일할 경우 경제개발비 지출 비중이 큰 지역이든 작은 지역이든 남녀간 취업확률 격차에 유의미한 차이가 없다. 다섯째, 총지출 규모가 동일할 경우 사회개발비 지출 비중이 큰 지역이 그렇지 않은 지역에 비해 남녀간 취업확률 격차가 크다.

7. 연구결과에 관한 토론과 정책적 함의

앞서 제시한 연구결과들 중에서 향후 심층연구 및 성인지적 예산분석의 심화를 위해 더 자세히 살펴보아야 할 쟁점은 다음 두 가지라고 판단된다. 첫째는 사회경제비 지출과 경제개발비 지출이 모두 지역 평균 취업률(취업률의 로그승산비)의 크기에 영향을 미치지 못한다는 것이며, 둘째는 사회개발비 지출을 많이 하는 기초단체에서 그렇지 않은 단체에 비해 남녀간 취업확률 격차가 더 크다는 사실과, 경제개발비 지출 규모의 많고 적음은 지역의 남녀간 취업확률 격차에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 사실이다.

선행연구들에 따르면 사회경제비와 경제개발비 지출은 장기적으로 지역 경제성장에 기여하는, 나아가 경제성장의 부산물로서의 고용 증가에 기여하는 투자적 지출로 간주될 수 있다. 이러한 장기적 추세가 2006년이라는 시점에 기초자치단체 수준에서 횡단면적으로도 표출된다면 사회개발비나 경제개발비 지출 규모가 큰 지역이 그렇지 않은 지역에 비해 주민들의 취업확률이 더 높아야 할 것이다. 그런데 다층모형 추정 결과는 재정지출 총액이 큰 지역이 평균 취업확률(정확히는 취업확률의 로그승산비)이 높기는 하나, 총 지출액 대비 사회개발비나 경제개발비 지출 비중은 지역의 평균 취업확률에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 지방정부의 재정지출이 지역 경제와 고용의 성장을 유인한다는 기존 연구결과와는 부합하지만, 재정지출 하위 항목 중 경제개발비와 사회개발비의 성장 유발 효과를 주장하는 선행연구 결과와는 상충한다고 할 수 있다.

이 연구에서 사회개발비의 영향이 유의하지 않다는 결과가 나온 것은 시군구 기초자치단체의 경우 사회개발비 중 투자적 경비가 차지하는 비중이 광역시도에 비해 낮은 데 기인했을 가능성이 있다(오병기·김대영, 2005: 67-70, 오병기, 2005: 9-13). 사회개발비의 대부분이 투자적 경비로 지출되는 광역시도와는 달리(특별·광역시의 경우 69.7%, 도의 경우 70.5%), 시군구는 정상적 경비로 지출되는 비중이 더 크기 때문에(시의 경우 투자적 경비 비중은 57.5%, 군의 경우 66.4%, 자치구의 경우 27.0%에 불과) 시군구 단위의 분석에서 사회개발비 지출의 투자효과가 미미했고 따라서 지역경제 성장

및 고용 증대에서의 기여 또한 미미했을 것으로 추리된다.¹²⁾ 또한 사회개발비의 지역경제성장 촉진 효과는 최장 7년의 장기적인 시차를 두고 발생한다는 선행연구 결과(오병기·김대영, 2005)에 비추어볼 때, 2006년 한 시점의 지역간 차이를 분석하는 횡단면 모형은 사회개발비 지출의 고용효과를 포착하기에 적합하지 않은 모형일 수도 있다. 이 가능성들을 더 깊이 천착하기 위해서는 사회개발비의 하위 관별 지출 혹은 사회개발비 지출 중 투자적 성격의 지출과 경상적 성격의 지출을 구분하여 효과를 검증하려는 시도와, 장기 시계열을 이용한 종단면 다층모형 분석이 요구된다.¹³⁾

사회개발비와 경제개발비의 남녀 취업확률 격차에 미치는 영향에 대해서는 알려진 관련 선행연구 결과가 거의 없어서 선행연구와의 비일관성은 쟁점이 되지 않는다. 사회개발비나 경제개발비가 지역 고용을 증대시키지는 못하지만 남성과 여성의 취업확률 격차를 더 크게 혹은 더 작게 할 수 있다는 것은 전혀 논리적 모순이 아니다. 그러므로, 사회개발비는 남녀 취업확률 격차를 더 크게 하고 경제개발비는 유의미한 영향을 미치지 않는다는 이 연구의 발견은 선행연구 결과와 전혀 모순되지 않는다. 물론 추후 심층 연구를 통해 보완되고 세련화 되어야겠지만, 일단 이 연구의 발견을 특정 시점의 기초자치단체의 재정활동과 남녀 취업확률에 관한 한 타당한 발견으로 받아들인다면, 이 두 번째 연구결과는 다음과 같은 정책적 시사들을 남긴다.

경제개발비 지출 비중이 큰 지역이나 그렇지 않은 지역이나 남녀 취업확률 격차는 동일하다는 것은 경제개발비 지출의 고용효과가 비교적 물성적임을 의미한다. 그렇다면 사회개발비 지출 비중이 큰 지역이 그렇지 않은 지역보다 남녀 취업확률 격차가 더 크다는 것은 무엇을 의미하는가?

사회개발비 지출 비중이 큰 지역이 그렇지 않은 지역보다 남녀 취업확률 격차가 더 크다는 것은 사회개발비 지출이 여성능력개발 및 여성정책 시행

12) <보론 4: 자치단체별 사회개발비 중 투자적 경비 비중> 참조

13) 그러나 전형적인 투자적 지출이 가장 큰 비중을 차지하고 있는 경제개발비의 지출 규모가 왜 지역 평균 취업률의 높고 낮음에 아무런 영향을 미치지 못하는지에 대해서도 동일한 진단이 가능할지는 판단하기 어렵다. 이 주제는 추후 보다 더 정밀한 연구를 위해 남겨두고 여기서는 상론하지 않는다.

에 필요한 지출을 포함하고 있음에도 불구하고 여성고용 친화적인 결과를 낳지 못하고 있음을 의미한다. 사회개발비 지출 비중이 높은 지역이 남녀간 취업확률 격차도 크다면, 전 지역에 걸쳐 사회개발비 지출이 남성의 취업에 더 유리하게 작용하거나 여성의 취업에 더 불리하게 작용하기 때문일 것이다. 그러면, 시군구 지역 수준에서 사회개발비의 지출이 왜 남성 취업에 더 유리하거나 여성 취업에 더 불리하게 작용하는 것일까? 다음과 같은 세 가지 가능성을 상정할 수 있다.

첫째, 여성인적자원개발 및 취업지원 관련 예산이 너무 적기 때문이다. 현재 예산 분류지침에 따르면 여성의 취업가능성을 높이는 여성 직업훈련, 여성인적자원개발 및 취업지원 관련 지출은 사회개발비 중에서 사회보장비로 분류되는데(행정안전부, 2009: 46), 여성 대상 인적자원 투자비의 규모가 사회개발비 중에서 차지하는 비중이 워낙 낮다보니 사회개발비의 여성취업 효과가 미미할 수밖에 없을 것으로 짐작된다(김경희, 2001). 시도 광역자치단체 수준에서 점검한 바에 따르면 2007년 기준 여성 인력개발 혹은 취업지원 관련 예산의 전체 예산대비 비중은 평균 0.06%에 지나지 않고 비중이 가장 높은 지역도 0.16%에 불과하다(여성부, 2008).¹⁴⁾

둘째, 사회개발비 지출 방식이 여성의 취업 인센티브를 증가시키지 못하거나 취업하지 않으려는 인센티브를 강화하는 효과를 갖기 때문이다. 2007년 일반회계 세출예산을 살펴보면, 시군구 지역 사회개발비 지출액 중에서 사회보장비가 차지하는 비중이 가장 높다. 자치구의 경우에는 사회개발비 지출의 무려 62.7%에 달하는 4조5천억원, 시의 경우에는 38.4%에 달하는 5조 8천억원, 군의 경우에는 31.4%에 달하는 2조4천억원이 사회보장비 지출로서, 사회개발비 지출의 다른 하위 항목들이자 투자적 성격의 지출인 교육 및 문화, 보건 및 생활환경개선, 주택 및 지역사회 개발 지출을 제치고 가장 큰 비중을 차지하고 있다.¹⁵⁾ 사회보장비는 사회개발비 중에서 전형적인 이 전경비로서 정상적 성격의 지출로 간주되는 바,¹⁶⁾ 시군구 지역에서 이 지출

14) <보론 5: 16개 시도별 전체 지출 대비 여성인적자원개발 관련 지출 비중> 참고

15) <보론 6: 기초자치단체의 사회개발비 중 사회보장비 비중> 참고

16) 오병기(2008: 25)에 따르면, 2002-2005년까지 광역자치단체의 관별 세출을 산술평

의 비중이 사회개발비 지출 중에서 가장 크다고 하는 것은 사회개발비 지출이 남녀를 통틀어 미취업 상태로 남아있는데 수반되는 비용을 낮추면서 동시에 보육이나 일가정 양립 지원과 같은 여성의 취업 비용을 줄여주는 지출이 수반되지 않음으로써 결과적으로 여성의 취업 인센티브를 더 약화시키는 결과를 가져올 수 있다는 것을 의미한다. 물론 이러한 가설이 추인되기 위해서는 사회개발비의 하위 지출항목에 대한 보다 세밀한 분석과 사회개발비의 지출이 여성의 노동공급에 미치는 영향에 대한 더 정밀한 추정 이 향후 심층연구를 통해 이루어져야 할 것이다.

셋째, 기초자치단체의 재정자립도가 낮아 지역 공공재에 대한 재량 투자를 감행하기에는 자주재정 확충에 한계가 있기 때문이다. 특별·광역시와 재정부의 재정자립도는 평균 80.0%인데 반해 도의 경우는 42.5%, 시의 경우는 41.1%, 군은 18.4%, 자치구는 39.9%로서 전반적으로 광역자치단체에 비해 기초단체의 재정자립도가 많이 낮은 실정이다.¹⁷⁾ 특히 사회개발비 지출 비중의 상대적 증가는 지방재정을 압박하는 중대한 요인이 되기 시작했다. 최근 사회복지 관련 국고보조금 사업이 급증하면서 “사회복지관련 국고보조사업비 부담에 있어서 국고보조금은 매년 평균 12.3% 증가함에 비하여 지방세 부담금은 15.5%씩 증가함으로써 지방재정을 압박함과 동시에 자치단체의 경제개발비를 상대적으로 잠식하는 결과를 초래”하고 있다(김홍래, 2007: 22). 특히 여성의 취업가능성 제고와 관련이 깊은 지역여성인적자원개발 사업의 경우, 기초단체는 중앙정부나 광역자치단체로부터 예산을 받아 위임사업을 수행하기에도 급급한 실정이라 자체적 지역여성인적자원개발 사업을 추진할 엄두를 내지 못하고 있다(여성부, 2008).

이는 기초자치단체가 자주적인 세출 결정과 지출 행위를 수행하기 위해서는 세입구조가 개선되어야 함을 의미한다. 이를 위해서는 지방세 수입을 확충할 수 있는 제도적 개선책이 마련되어야 할 것이며, 사회개발비 지출

균한 결과 사회개발비 중 교육문화비는 경상적 경비 비율과 투자적 경비 비율이 12.7%대 87.2%, 보건생활환경개선비는 42.9%대 56.7%, 주택지역사회개발비는 12.9%대 85.7%인 반면 사회보장비는 64.0%대 35.9%로 경상적 경비 비율이 압도적으로 높았다.

17) <보론 7: 재정자립도와 자체사업비 비중의 상관관계> 참조.

재원을 마련함에 있어 중앙정부의 부담이 강화되어야 할 것이다(김홍래, 2007). 지금처럼 지자체 자체수입의 대부분을 차지하는 지방세의 세목과 세율이 전적으로 중앙정부의 통제 하에 있어서는 지방 재정수요에 맞는 자주적인 세원 확보가 어렵다. 또한 일정 수준 이상의 사회복지와 사회보장 서비스의 제공은 중앙정부의 책임이며, 따라서 사회개발비 중 사회복지 혹은 사회보장 관련 지출에 대해서는 중앙정부의 부담분을 더욱 늘려 지방정부의 부담을 줄여주고 그렇게 늘어난 재정 여력으로 지방정부는 인적자원개발과 같은 지역 공공재 투자적 지출을 늘리는 것이 필요하다고 판단된다.

참고문헌

- 강운호, 2008, “지역경제 성장의 영향요인 분석,” 『한국행정학보』42권 1호: 365-381
- 남재량, 2004, “고용촉진훈련의 취업기여도 연구,” 한국노동연구원 연구보고서
- 김가을, 2006, “비고용인구의 노동력상태 이행 역동과 영향요인에 관한 연구,” 『노동정책연구』 6권 1호: 1-37.
- 김경희, 2001, “예산분석을 통해 본 우리나라 여성정책의 특성: 지방자치단체 사례를 중심으로”, 한국사회보장학회 2001년도 학술대회 발표문
- 김영옥, 마경희, 이은아, 2008, 『공공지출이 성불평등에 미치는 영향』, 한국여성정책연구원
- 김제안·채종훈, 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
- 김태보, 2000, “비조사 지역 산업연관모형에 의한 지방재정지출의 경제효과 분석,” 『경영경제연구』2권: 263-284
- 김홍래, 2007, “국민경제에서의 재정의 역할과 우리나라 지방세출의 실태,” 『지방재정』
- 박완규·장재열, 2009, “우리나라의 지방정부는 생산적인가? : Barro Rule에 대한 검토,” 『재정학연구』, 2권 1호: 113-138
- 서승환·박영범, 2003, “거시경제정책이 산업별 고용에 미치는 효과,” 『응용경제』 5권 1호: 27-53
- 성지미·안주엽, 2006, “중고령자 취업 결정요인,” 『노동정책연구』6권 1호: 39-74
- 여성부, 2008, 『08지역여성인적자원개발 현황점검 및 활성화 방안』, 연구용역보고서 2008-24
- 여성부, 2007, 『07 지역여성인적자원개발 현황점검』, 연구용역보고서 2007-41.
- 오병기, 2006, “비도시지역 경제개발비가 지역경제 성장에 미친 영향에 관한 연구,” 『국토연구』
- 오병기, 2005, “지방자치단체 사회개발비와 지방세입의 합리적 관계에 관한 소고,” 『재정정책논집』7권 2호: 4-29

- 오병기, 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
- 유태현, 2003, 『한국지방재정론』, 서울, 상경사
- 이인실, 2006, “우리나라의 재정정책이 성장과 고용에 미친 영향,” 『여성경제연구』, 3집 1호: 109-135
- 장동호, 2007, “기초지방정부 사회복지비 지출비중의 변화요인 탐색,” 『한국사회복지학』, 59권 1호: 239-351
- 조연상, 2007, “지역경제와 발전의 측정지표,” 『지방재정』
- 정인수, 2003, “지역별 취업이탈확률 및 요인에 관한 연구,” 한국노동패널학술대회 발표논문
- 행정안전부, 2009, “2009-2013 중기지방재정계획 수립기준,” <http://lofin.mopas.go.kr/>
- 황수경, 2003, “장애인-비장애인의 취업확률 격차와 장애효과,” 『노동정책연구』, 3권 1호: 141-169
- Raudenbush, S.W., and A.S.Bryk, 2002, Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, Newbury Park CA: Sage
- Singer, J. D., and J. B. Willett, 2003, Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence, Oxford: Oxford University Press.
- 통계청, <http://www.kosis.kr>
- 행정안전부, <http://lofin.mopas.go.kr/>
- 한국노동연구원, 2006, 노동패널조사 10차년도 조사자료

보론 1: 사회개발비와 경제개발비의 비중과 추이

한국재정연감과 행안부 지방재정포털인 재정고(<http://lofin.mopas.go.kr/>)를 통해 16개 시도 전체의 세출결산 중 사회개발비와 경제개발비가 차지하는 비중을 살펴보면 아래 표와 그림과 같다. 모든 회계에 걸쳐 순계규모를 집계하면 광역 지방자치단체의 총세출 중 경제개발비는 당해연도 경상가격 기준 1999년 약 19조8천억원에서 본 연구의 기준시점인 2006년에는 30조 9천억원으로 55.8% 늘어났고 사회개발비는 21조1천억원에서 51조2천억원으로 무려 142%나 늘어났다. 같은 기간 세출총액이 54조원에서 103조3천억원으로 91.3%늘어난 것을 고려하면 사회개발비 지출의 증가가 전체 세출총액의 증가보다 훨씬 더 큰 폭으로 이루어진 것을 알 수 있다.

〈보론1_표_1〉 16개시도 사회개발비 및 경제개발비 규모 추이

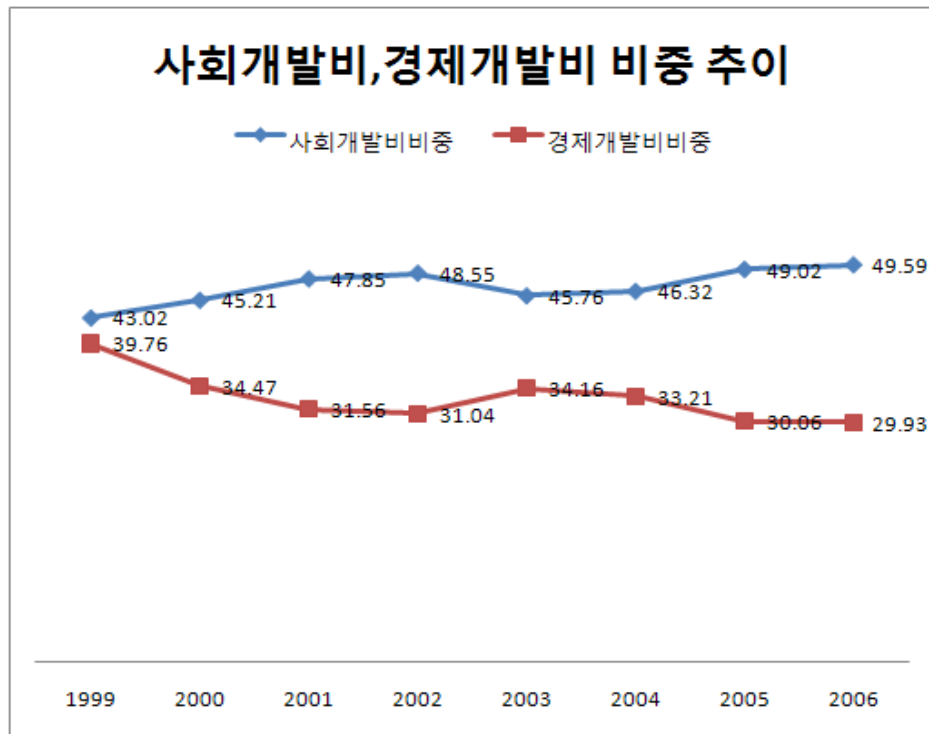
(단위: 백만원)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
사회 개발비	21,092,023	25,346,873	32,302,907	35,387,804	37,609,014	42,247,138	46,864,052	51,226,714
경제 개발비	19,845,504	19,342,970	21,307,154	22,622,353	28,070,701	30,282,063	28,728,543	30,923,070
세출총액	53,979,397	56,107,869	67,504,855	72,883,794	82,185,995	91,159,327	95,583,507	103,303,895

출처: 한국지방재정연감, 재정고

다음 그림은 같은 기간 동안 사회개발비와 경제개발비가 전체 세출총액에서 차지하는 비중이 어떻게 변해왔는지를 보여준다. 1999년에는 사회개발비와 경제개발비의 비중이 각각 43%와 39.8%로 사회개발비의 비중이 약간 높은 수준이었으나 이 차이는 2002년까지 점점 벌어져 사회개발비는 비중은 48.6%까지 상승하나 경제개발비 비중은 31% 수준까지 떨어진다. 이듬해인 2003년에는 사회개발비 비중이 45.8%로 떨어지고 경제개발비 비중이 34.2%로 높아지기는 하지만 그 이후로는 계속해서 격차가 벌어져 2006년에는 사회개발비 비중이 49.6%까지 증가하고 경제개발비 비중은 29.9%로 하락한다. 결국 사회개발비와 경제개발비가 지방 세출에서 차지하는 비중이

가장 큰 지출항목이기는 하지만 최근 들어 사회개발비가 차지하는 비중이 계속해서 커지고 있음을 알 수 있다.



[보론1_그림_1] 사회개발비 비중과 경제개발비 비중의 추이

보론 2: 남녀간 고용률 격차의 지역별 비교

이 논문의 기본 전제는 남녀간 고용률의 차이가 시군구 지역별로 상이하며 그 차이를 지역의 재정지출 특성이 설명해줄 수 있다는 것이다. 아래의 표는 경기도를 예로 들어 시군별로 남성고용률과 여성고용률 그리고 남녀간 고용률 격차를 비교한 것이다.

〈보론2_표_1〉 경기도지역 시군별 남녀 고용률 비교

	남성고용률	여성고용률	남녀격차
수원시	71	41.7	29.3
성남시	71.6	43.4	28.2
의정부시	71.8	43.7	28.1
안양시	67.9	41.7	26.2
부천시	72.2	47	25.2
광명시	70.9	45.6	25.3
평택시	73.4	43.2	30.2
동두천시	66.9	42.9	24
안산시	74.2	41.7	32.5
고양시	71.1	43.8	27.3
과천시	67.8	37.9	29.9
구리시	71.4	42.1	29.3
남양주시	69.2	39.5	29.7
오산시	78.8	39.9	38.9
시흥시	73.5	39.9	33.6
군포시	70.1	42.7	27.4
의왕시	70.6	40.9	29.7
하남시	71	42.3	28.7
용인시	71.8	40.1	31.7
파주시	73.5	45	28.5
이천시	77.6	50.7	26.9
안성시	75.2	46.5	28.7
김포시	75.2	46.2	29
화성시	80.8	48.7	32.1
광주시	72.1	43.7	28.4

	남성고용률	여성고용률	남녀격차
양주시	73.5	47	26.5
포천시	75.9	48	27.9
여주군	75.1	47.3	27.8
연천군	71.3	49.9	21.4
가평군	71.5	49.6	21.9
양평군	71.4	48.3	23.1
평균	72.52581	44.22258	28.30323
표준편차	3.081987	3.425562	3.471934

출처: 통계청 KOSIS

2008년 현재 경기도 소재 31개 시군의 평균 남성 고용률은 72.5%, 평균 여성 고용률은 44.2%이며, 평균 남녀 고용률 격차는 28.3%였다. 남성 고용률이 가장 높은 곳은 화성시로서 80.8%를 기록했으며, 가장 낮은 지역은 66.9%를 기록한 동두천시이다. 한편 여성고용률이 가장 높은 곳은 50.7%를 기록한 이천시이고 가장 낮은 곳은 37.9%를 기록한 과천시이다. 그 결과, 남녀간 고용률 격차는 최대 38.9%(오산시)에서 최소 21.4%(연천군)에 이르는 다양한 편차를 보여주었다. 경기도 지역만을 살펴보았을 때 남녀간 고용률 격차의 표준편차는 3.47이 넘는다. 결국 경기도만 보더라도 시군에 따라 남녀간 고용률 격차의 편차가 크다고 할 수 있다. 본 연구는 이러한 편차가 왜 발생하는지, 즉 왜 어떤 지역에서는 남녀간 고용률 격차가 적고 어떤 지역은 큰지를 다층모형을 통해 분석하고자 한다. 2층 모형 분석을 통해 재정지출 중에서 사회개발비 지출이 많은 지역(혹은 경제개발비 지출이 많은 지역)이 남녀간 고용률 격차가 크거나 혹은 적은지를 검증하고자 하는 것이 본 연구의 주된 목적이다.

보론 3: 나머지 1층모형 계수들의 고정효과 추정

경제개발비와 사회개발비의 효과를 추정하기 위한 2층 모형에서 고정계수로 가정된 여타 1층 모형 계수들(연령, 학력, 소득이 취업확률에 미치는 영향)의 추정 결과는 다음 <보론3_표_1>, <보론3_표_2>와 같다.

<보론3_표_1> 경제개발비 효과 모형에서 나머지 1층모형 계수들의 고정효과

fixed effects	계수	standard errors	t-ratios	approx.d.f.	p-values
γ_{20}	0.337677	0.083394	4.049	9322	0.000
γ_{30}	1.123756	0.086469	12.996	9322	0.000
γ_{40}	1.019358	0.077421	13.166	9322	0.000
γ_{50}	0.244049	0.082264	2.967	9322	0.003
γ_{60}	0.105375	0.054835	1.922	9322	0.054
γ_{70}	0.225200	0.074035	3.042	9322	0.003
γ_{80}	0.178390	0.028302	6.303	9322	0.000

<보론3_표_2> 사회개발비 효과 모형에서 나머지 1층모형 계수들의 고정효과

fixed effects	계수	standard errors	t-ratios	approx.d.f.	p-values
γ_{20}	0.332912	0.081214	4.099	9322	0.000
γ_{30}	1.120446	0.082609	13.563	9322	0.000
γ_{40}	1.016854	0.076448	13.301	9322	0.000
γ_{50}	0.238765	0.083053	2.875	9322	0.005
γ_{60}	0.102974	0.062264	1.654	9322	0.098
γ_{70}	0.222234	0.075678	2.937	9322	0.004
γ_{80}	0.178257	0.020665	8.626	9322	0.000

경제개발비 효과 추정을 위한 모형에서든 사회개발비 효과 추정을 위한 모형에서든 동일하게 모든 계수들의 크기, 부호, 유의도가 무조건 모형에서와 유사하게(robust) 유지되고 있는 것을 확인할 수 있다(본문 <표 5> 참조).

무조건 모형에서는 고졸더미의 계수 γ_{60} 만이 1% 유의수준에서 유의하지 않고 나머지 계수들은 모두 유의했으며 모두 양의 효과를 발휘하는 것으로 나타났는데, 위의 두 표에서 보듯이 2층 독립변수들을 도입한 후에도 이들 여타 1층 모형 계수들의 추정치와 유의도에는 거의 변화가 없다. 여전히 γ_{60} 는 1%(혹은 5%) 유의수준에서 유의하지 않으며, 모든 계수들은 취업확률에 정의 영향을 발휘하는 것으로 나타났다.

보론 4: 자치단체별 사회개발비 중 투자적 경비 비중

본 연구의 분석시점인 2006년을 기준으로 살펴보아도 기초단체의 사회개발비 지출에서 차지하는 투자적 경비의 비중이 광역단체의 그것에 비해 크게 낮다는 사실에는 변함이 없다. 다음 <보론4_표_1>는 2006년 일반회계 기준 특별광역시와 광역도의 사회개발비 지출액 중에서 투자적 경비의 비중이 어느 정도인가를 보여준다. 특별광역시의 경우 일반회계에서 총 10조 9천억원, 광역도의 경우 12조원이 사회개발비로 지출되어 광역자치단체 전체로 보면 22조9천억원 가량이 사회개발비로 지출되었다. 선행연구의 기준에 따라(오병기·김대영, 2005: 62) 인건비, 물건비, 이전경비를 정상적 경비로 보고 자본지출, 융자및출자, 보전재정, 내부거래를 투자적 경비로 보면, 특별·광역시의 경우 인건비 3.22%, 물건비 1.62%, 이전경비 36.77%, 등 전체 사회개발비의 41.61%가 정상적 경비로 지출된 반면 자본지출 등 투자적 경비로 지출된 비중은 58.34%(15.98+0.10+42.26)에 달한다. 한편 광역도에서는 정상적 경비가 전체 사회개발비의 41.28%, 투자적 경비가 58.42%에 달한다.

<보론4_표_1> 광역자치단체 일반회계 사회개발비 결산분석

(백만원, %)

	계	인건비	물건비	이전경비	자본지출	융자및출자	보전재원	내부거래
특별광역시	10,927,357	351,705	177,480	4,018,336	1,746,156	11,415	0	4,618,138
	100.00	3.22	1.62	36.77	15.98	0.10	0.00	42.26
도	12,020,641	90,805	101,639	4,804,104	4,772,669	42,592	0	2,208,570
	100.00	0.76	0.85	39.97	39.70	0.35	0.00	18.37
광역계	22,947,998	442,510	279,119	8,822,440	6,518,825	54,007	0	6,826,708
	100.00	1.93	1.22	38.45	28.41	0.24	0.00	29.75

출처: 행안부 재정고, 2006

이에 비해 기초자치단체에서는 2006년 한해 동안 총 25조1천억원(시지역 12조9천억, 군지역 6조4천억, 자치구 5조9천억)이 사회개발비로 지출되었다. 시지역에서는 사회개발비 지출액의 50.72%가 정상적 경비였고(4.92+

3.95+41.85) 49.18%가 투자적 경비였으며(45.63+0.00+0.00+3.55), 군지역에서는 38.55%가 경상적 경비이고 61.36%가 투자적 경비였으며, 자치구지역에서는 무려 82.16%가 경상적 경비였고 투자적 경비는 17.41%에 불과했다.

〈보론4_표_2〉 기초자치단체 일반회계 사회개발비 결산분석

(백만원, %)

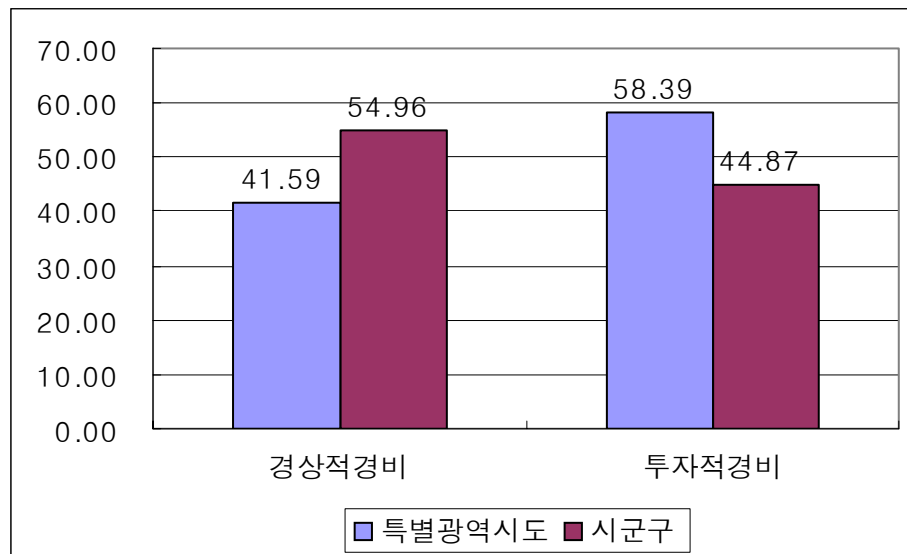
	계	인건비	물건비	이전경비	자본지출	융자및 출자	보전재 원	내부거래
시	12,887,873	634,626	508,635	5,394,070	5,880,744	548	0	457,322
	100.00	4.92	3.95	41.85	45.63	0.00	0.00	3.55
군	6,390,908	267,658	261,609	1,934,382	3,686,101	204	5,068	229,779
	100.00	4.19	4.09	30.27	57.68	0.00	0.08	3.60
구	5,861,495	731,212	260,914	3,824,084	1,006,271	312	524	13,168
	100.00	12.47	4.45	65.24	17.17	0.01	0.01	0.22
기초계	25,140,276	1,633,496	1,031,158	11,152,536	10,573,116	1,064	5,592	700,269
	100.00	6.50	4.10	44.36	42.06	0.00	0.02	2.79

출처: 행안부 재정고, 2006

특별·광역시시의 경우 경상적 경비와 투자적 경비의 비중이 각각 41.61%와 58.34%였으나 기초단위 시지역에서는 경상적 경비가 50.72%로 더 높고(투자적 경비 비중은 49.18%), 자치구에서는 82.16%로 압도적으로 더 높았다(투자적 경비는 17.41%). 도시지역에서는 광역단체보다 기초단체에서 투자적 경비의 비중이 크게 낮은 것을 알 수 있다. 비도시지역인 광역도와 군에서는 경상적 경비와 투자적 경비의 비중 차이가 시지역과 반대이다. 광역도의 경우 경상적 비용은 41.28%이고 투자적 경비가 58.42%에 달하는 반면 군지역에서는 경상적 비용이 38.55%에 불과하고 투자적 경비는 61.36%에 달했다. 유일하게 비도시지역에서만 광역단체보다 기초단체에서 투자적 경비의 비중이 더 높은 것이다.

이상을 종합하여 사회개발비 지출 중에서 투자적 성격의 경비와 경상적 성격의 경비가 차지하는 비중을 광역자치단체와 기초자치단체 사이에 비교해보면 아래와 같다. 아래 <보론 4_그림1>에서 보듯이, 광역자치단체에서는 사회개발비에서 경상적 경비가 차지하는 비중이 41.59%에 불과하나 기

초자치단체에서는 54.96%에 달하며, 사회개발비에서 투자적 경비의 비중은 광역자치단체에서는 58.39%나 되나 기초자치단체에서는 44.87%에 지나지 않는다.



[보론4_그림_1] 자치단체별 사회개발비 중 투자적 경비 비중

보론 5: 16개 시도별 전체 예산 대비 여성인적자원개발 관련 예산 비중

2006년과 2007년 회계 연도 기준 16개 광역자치단체의 여성인력개발 관련 예산의 비중을 점검한 결과는 아래 <보론5_표_1>과 같다. 여기에서 여성인력개발관련 예산이란 여성정책국(과)의 당해 연도 업무추진계획상에 있는 여성인력개발 관련 사업 예산의 최종 집행액(노동부나 여성부 등 중앙부처의 매칭펀드 사업일 경우 국비와 시도비 합계)을 말하며, 이 금액이 당해 연도 지방자치단체의 세출예산(일반회계,특별회계,기금) 총액에서 차지하는 비중을 계산하였다.

<보론5_표_1> 16개 시도별 여성인력개발관련 예산 비중(%)

	'06 여성인력개발관련예산 비중	'07 여성인력개발관련예산 비중
서울	0.08	0.08
부산	0.08	0.02
대구	0.15	0.01
인천	0.26	0.06
광주	0.09	0.03
대전	0.01	0.02
울산	0.14	0.09
경기	0.11	0.16
강원	0.04	0.05
충북	0.36	0.1
충남	0.06	0.08
전북	0.04	0.06
전남	0.02	0.05
경북	0.01	0.08
경남	0.03	0.04
제주	0.01	0.04

출처: 여성부, 2007, 2008

그 결과, 전 광역지자체에 걸쳐 여성인력개발관련 지출 예산의 비중이 1%에도 미치지 못하는 것으로 나타났다. 2006 회계연도에는 충북지역이 전체 예산의 0.36%를 여성인력개발관련 사업에 지출하여 여성인력개발관련 예산지출이 가장 큰 지역으로 집계됐으며, 2007회계연도에는 0.16%를 지출한 경기지역이 여성인력개발관련 사업에 가장 많이 지출한 지역으로 파악됐다.

보론 6: 기초자치단체의 사회개발비 중 사회보장비 비중

기초자치단체의 사회개발비 지출액 중에서 가장 비중이 큰 것은 사회보장비 지출이다. 아래 <보론6_표_1>에서 보는 바와 같이 2006년도 일반회계 세출결산 기준 시지역 사회개발비 총액에서 사회보장비 지출이 차지하는 비중은 제일 높은 36.2%이다. 군지역에서는 사회보장비 지출과 주택민지역 사회개발비 지출이 서로 비슷한 29%대로 가장 큰 비중을 차지하고 있고, 자치구에서는 사회보장비 지출이 61.2%로서 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있다. 기초자치단체 전체로 보면 사회보장비 지출이 전체 사회개발비에서 40.2%로 가장 높은 비중을 차지하고 그 다음으로 보건및생활환경개선비가 28.5%를 차지한다.

〈보론6_표_1〉 시군구별 사회보장비 비중

(2006년 일반회계 세출결산: 백만원 %)

	사회개발비 총액	비율	사회 보장비	비율	교육 및문화	비율	보건및 생활환경개선	비율	주택및 지역사회개발	비율
시	13,099,269	100.0	4,736,500	36.2	2,235,705	17.2	3,746,302	28.6	2,380,763	18.2
군	6,860,789	100.0	2,002,475	29.2	1,002,210	14.6	1,837,342	26.8	2,018,762	29.4
자치구	6,090,726	100.0	3,728,238	61.2	229,690	3.8	1,836,325	30.1	296,473	4.9
기초단 체 합계	26,050,784	100.0	10,467,213	40.2	3,467,605	13.3	7,419,969	28.5	4,695,998	18.0

출처: 행정안전부, 재정고, 2006

보론 7: 재정자립도와 자체사업비 비중의 상관관계

아래 <보론7_표_1>에서 보듯이, 특별광역시의 경우 재정자립도는 78.5%로 높으며 전체 사업예산 9조6천억원 중 51.1%인 4조 9천억원이 자체사업으로 지출되었다. 재정자립도가 40.5%인 자치구와 39.4%인 시지역의 경우에는 사업예산의 각각 33.7%와 43.7%가 자체사업을 위해 지출되었다. 한편 재정자립도가 비교적 낮은 광역도지역(36.1%)과 군지역(16.1%)은 각각 자체사업비 비중이 24.3%와 31.7%에 지나지 않는다. 이로 미루어 재정자립도가 낮은 지역일수록 자체사업을 추진할 수 있는 재정적 재량이 취약하다는 것을 알 수 있다.

〈보론7_표_1〉 자치단체별 재정자립도와 자체사업비 비중

(백만원, %)

	재정자립도	자체사업	사업예산	자체사업비 비중
특별광역시	78.5	4,889,585	9,565,977	51.1
광역시	36.1	5,301,666	21,802,584	24.3
시	39.4	8,883,253	20,318,780	43.7
군	16.1	3,817,100	12,051,612	31.7
구	40.5	2,160,718	6,411,673	33.7

출처: 행안부, 재정고, 2006

전체 예산 대비 자체수입 비중을 나타내는 재정자립도와는 달리 자체수입 이외의 자주재원(지방교부세, 조정교부금, 재정보전금)까지를 포함한 액수가 전체 예산에서 차지하는 비중을 나타내는 재정자립도를 기준으로 살펴보면 지자체가 재량으로 운용할 수 있는 예산의 비중이 클수록 자체사업에 더 많은 재정을 투입하고 있음이 보다 더 분명히 드러난다. 광역지방자치단체별로 2006년도 일반회계기준 세세항별 결산분석 결과를 해당 자치단체의 재정자립도와 비교하여 살펴보면 다음 <보론6_표_2>와 같다.

〈보론7_표_2〉 16개 시도별 재정자주도와 자체사업비 비중

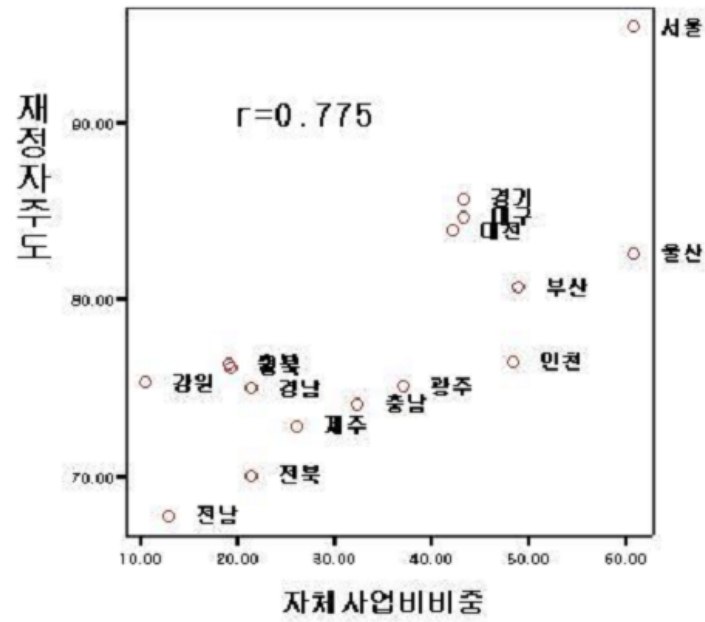
(백만원, %)

지역	재정자주도	사업예산	자체사업비	자체사업비 비중
서울특별시	95.4	2,817,691	1,713,877	60.83
부산광역시	80.7	1,820,928	890,429	48.9
대구광역시	84.7	1,012,444	437,757	43.24
인천광역시	76.5	1,449,696	702,033	48.43
광주광역시	75.1	857,866	318,669	37.15
대전광역시	83.9	804,855	339,208	42.15
울산광역시	82.6	802,497	487,612	60.76
경기도	85.7	4,558,333	1,974,186	43.31
강원도	75.3	3,055,360	323,105	10.58
충청북도	76.4	1,264,851	242,510	19.17
충청남도	74.1	1,944,193	627,336	32.27
전라북도	70.1	1,967,066	422,131	21.46
전라남도	67.8	2,675,628	346,837	12.96
경상북도	76.2	2,357,085	457,087	19.39
경상남도	75.0	2,770,743	593,415	21.42
제주도	72.9	1,209,324	315,058	26.05

출처: 통계청 KOSIS, 행안부 재정고

이 표에서 보듯이, 재정자주도가 아주 높은 서울시의 경우 사업예산 2조8천억원 가운데 60.83%를 자체사업 예산으로 지출했다. 반면 재정자주도가 67.8%밖에 안되는 전남은 2조6천억원의 사업예산 중 12.96%인 3천5백억원만을 자체사업을 위해 지출했다.

아래 그림은 16개 광역자치단체를 대상으로 재정자주도와 자체사업비 비중과의 상관관계를 보여준다. 재정자주도가 낮은 지역은 자체사업비 비중도 낮고 반대로 재정자주도가 높은 지역은 자체사업비 비중도 높은 것을 알 수 있다. 재정자주도와 자체사업비 비중간의 피어슨 상관관계계수는 0.775로서 강한 정의 상관관계가 있음을 알 수 있다.



[보론7_그림_1] 재정자주도와 자체사업비 비중간의 상관관계

2009 연구보고서 5-11
「성인지 예산 제도화 방안 연구(III)」의 단위 연구보고서

성인지적 예산분석 사례(8)
**기초자치단체의 재정지출이 지역의 성별 취업확률
격차에 미치는 영향에 관한 다층모형 분석**
: 사회개발비와 경제개발비를 중심으로

2009년 12월 14일 인쇄

2009년 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 978-89-8491-315-8 94330

978-89-8491-303-5 94330 (세트)

<정가 10,000원>