

2009

한국여성경제학회*한국여성정책연구원

공동 학술대회

일시 2009년 10월 23일(금) 오후 2:00~6:00

장소 한국여성정책연구원 2층 국제회의장

주최 한국여성경제학회, 한국여성정책연구원

■ 차례 ■

Session 1 : 재정지출의 성인지 분석 || 사회 : 김애실 (한국외국어대학교)

1. 녹색뉴딜사업에서의 여성일자리 규모 추정
김영옥 · 이선행 (한국여성정책연구원) 3
2. 기초자치단체의 공공지출이 지역의 성별 취업확률 격차에 미치는 영향에
관한 다층모형 분석 : 사회개발비와 경제개발비를 중심으로
이택면 (한국여성정책연구원) 59

Session 2 : 기술혁신, 자녀양육과 여성노동 || 사회 : 금재호 (한국노동연구원)

1. 내구재 기술혁신과 여성 노동시장참가
김병우 (충주대학교) 91
2. Household Production and Extended Income in equality :
evidence from South Korea 1999–2004
윤자영 (한국노동연구원) 111
3. 여성고용과 기업성과 : 한국의 기업패널조사자료를 중심으로
엄동욱 (삼성경제연구소) 143

녹색뉴딜사업에서의 여성일자리 규모 추정

김영옥 · 이선행 (한국여성정책연구원)



녹색뉴딜사업에서의 여성일자리 규모 추정

김영옥 · 이선행(한국여성정책연구원)

1. 연구의 목적과 내용

모든 재정사업은 고유의 목적을 갖는다. 정부는 2009년 1월 4대강 살리기, 녹색 교통망 확충, 자원 재활용 확대 등을 포함한 9개 분야에 4년간 총 50조원을 투입하여 96만개의 일자리를 만들겠다는 이른바 ‘녹색 뉴딜(Green New Deal)’ 사업계획을 발표하였다.

이 발표에서 나타나는 녹색뉴딜사업의 첫 번째 특징은 대규모 예산이 투입되는 중기재정사업이라는 것이다. 다음 특징은 녹색과 뉴딜이라는 용어를 결합한 데에서 알 수 있듯이 녹색뉴딜의 주요 목적은 환경 및 녹색산업의 육성을 통해 일자리를 창출하려는 것이다. 녹색뉴딜사업의 중심목표가 일자리 창출인 만큼, 이 사업을 통해 어떤 일자리가 얼마나 많이 만들어지느냐에 따라 남성과 여성의 취업률과 취업구조에 까지 영향을 미칠 수 있을 것으로 전망된다.

〈표 1〉 ‘녹색뉴딜’ 9대 핵심사업별 투입예산과 일자리 창출효과 (2009~2012년)

핵심사업	투입예산	일자리 창출
4대강 살리기 및 주변정리 사업	17조 9917억원	27만 5973명
녹색 교통망 확충	11조 1438억원	16만 2121명
녹색국가 정보인프라 구축	7456억원	2만 77명
대체 수자원확보 및 친환경 중소댐 건설	1조 6302억원	3만 985명
그린카, 청정에너지 보급	2조 2765억원	1만 5179명
자원 재활용 확대	2조 8628억원	5만 4722명
산림 바이오매스 이용 확대	3조 3232억원	22만 7330명
에너지절약형 그린홈 및 그린스쿨 확산	9조 4116억원	15만 4992명
쾌적한 녹색 생활공간 조성	6638억원	1만 5041명
합계(연계사업 포함)	50조 492억원	96만 6420명

자료 : 기획재정부(2009. 1. 6)

본 연구는 녹색뉴딜사업으로 만들어지는 여성 일자리의 규모를 추정하려는 목적을 갖는다. 4년간에 걸쳐 96만개의 일자리가 만들어진다는 정부 통계가 어떻게 산출되었는지를 탐색한 후, 그 중 여성일자리 규모는 어느 정도이며 어떻게 분포하는지를 추정하고자 한다.

재정을 통해 일자리를 창출하려는 정책은 다음 <표 2>와 같이 크게 두 가지로 나뉜다. 즉, 일자리를 노동의 파생수요로 인식하여 성장잠재력이 높으면서도 고용창출효과도 큰 산업을 육성하는 제반 방안을 담고 있는 간접적인 일자리 창출정책과 노동시장에서 노동수요를 진작시키기 위한 지원 대책을 담은 직접적인 일자리 창출정책으로 구분할 수 있다.

‘청년인턴지원’사업과 같이 일자리 창출사업의 직접 수혜자가 명확한 사업은 각 부처별 계획 인원 및 실적수치 등을 적용하여 일자리 창출규모를 산출하고, 이에 대한 평가도 계획대비 실제 창출된 신규일자리 수를 이용해 수행할 수 있다. 반면 SOC사업과 같이 경기부양을 통해 간접적으로 일자리를 창출하는 사업은 그로 인해 만들어지는 일자리 규모를 집계하기가 어렵다. 이 경우 일자리 창출효과는 통상적으로 한국은행에서 작성하는 산업연관표의 부속표인 고용표에서 제시하고 있는 취업유발계수, 고용유발계수 등을 통해 계산된다.¹⁾

<표 2> 재정을 통한 일자리 창출사업 구분

구분	내용
· 직접 일자리 창출	청년인턴지원사업, 사회적 일자리 창출사업, 단기 일자리 제공 등
· 간접 일자리 창출	녹색뉴딜사업, 신성장동력사업

녹색뉴딜의 핵심사업을 보면 4대강 살리기 사업을 포함해, 녹색 교통망 확충, 그린홈·그린스쿨 확산 등 건설·SOC분야에 40조 이상의 예산이 집중되어 있음을 알 수 있다. 이것은 총예산의 80%를 넘는 수치이다. 건설·SOC 분야의 일자리는 대체로 남성들이 많이 참여할 것으로 예상되는데, 이러한 정부의 재정투자는 향후 일자리 창출에서 성별 불균형을 초래할 것으로 우려된다.

정부는 녹색뉴딜사업에서의 일자리 창출 규모를 추정하기 위해 건설·SOC분야의 사업은 간접적인 일자리 창출사업으로 타 산업에 대한 파급효과도 크기 때문에 산업연관표의 취업유발계수를 사용하였고, 공공근로사업이나 R&D 사업 등 비건설·SOC분야의 사업은 전문가 의

1) 노동의 산업부문간 파급구조를 파악하는 데는 산업간 상호의존관계를 집약적으로 잘 나타내고 있는 산업연관표가 흔히 이용되는데 특히 부속표인 고용표는 일정기간 동안 생산에 투입된 노동량과 최종수요에 의해 유발되는 노동량을 나타내며, 향후 경제구조 변화에 따른 노동수요 예측을 위한 기초자료로 활용되고 있다(한국은행, 2008).

건, 인건비와 계획인원 등을 고려하여 신규일자리 수를 집계하였다.

녹색뉴딜에서의 여성일자리 규모 추정을 위해 본고가 취한 방법은 일단 정부가 추산한 96만 개의 일자리를 전제로 받아들인 후 남녀로 구분한 것이다. 녹색뉴딜사업을 전술한 논리를 따라 건설·SOC 분야와 비건설·SOC 분야로 이분했다. 건설·SOC 분야에서의 여성 일자리 창출 규모를 추정하기 위해서는 먼저 세부산업별 성별 취업유발계수를 도출하는 작업이 필요했고, 추정된 성별 취업유발계수를 사업별 재정투자액에 적용하였다. 비건설·SOC 분야에서 만들어지는 일자리를 성별로 분해하기 위해서는 유사산업의 성별 취업자 비율, 실적자료에서의 성별 비율 등을 적용하였다.

연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 정부의 재정지출과 고용의 관계, 녹색뉴딜 및 녹색일자리 등의 개념과 현황에 관한 선행연구 결과를 검토한다. 이를 위해 재정지출의 고용효과에 관한 연구물, OECD와 UNEP, 영국의 NEF(The New Economics Foundation) 등에서 발간한 녹색뉴딜, 녹색일자리 관련 자료, 우리나라 녹색뉴딜사업의 예산 및 사업내용 등에 관한 소관부처의 예산자료와 보도자료 등을 참고하였다.

다음으로 녹색뉴딜사업에서의 여성 일자리 창출 규모를 추정한다. 정부의 집계방식에 대한 소개를 하고, 총 일자리 창출 규모를 성별로 분해한다. 건설·SOC 분야 녹색뉴딜사업에서의 여성일자리 수 추정을 위해 취업유발계수의 개념과 도출방법을 설명한 후, 세부산업별 성별 취업유발계수를 도출하였다. 이 과정에서 한국은행의 2005년도 산업연관표 자료와 통계청의 산업별, 성별 취업자 수 통계자료를 활용하였다. 비건설·SOC 분야 녹색뉴딜사업에서의 여성 일자리 수 추정을 위해 유사산업의 성별 취업자 비율, 정부가 추진 중인 공공근로사업이나 R&D사업의 참가자 성별 비율 등을 산출·적용하였다.

마지막으로 주요 분석결과를 정리하고 정책시사점을 도출한다.

2. 선행연구 탐색

가. 녹색뉴딜의 출현

녹색뉴딜이라는 용어는 2008년 7월 영국의 NEF(The New Economics Foundation)의 'A Green New Deal'이라는 보고서를 통해 처음 사용되었다. 이 보고서에서는 “세계가 금융위기, 기후위기, 에너지위기 등 3중고에 직면하고 있다”고 지적하면서 이에 대한 해결책으로 ‘녹색뉴

달'을 제시하고 있는데, 정부에 탄소세 부과와 함께 신재생에너지 개발, 에너지효율 향상 등 녹색산업에 집중 투자할 것을 제안하고 있다(도건우, 2009).

UNEP²⁾도 2008년 10월 경제위기를 극복하기 위한 해법으로 '녹색뉴딜에 주목하면서 우선 사업분야로 '청정에너지 및 청정기술' 등 5가지를 제시하였다.

〈표 3〉 UNEP가 제시한 5대 녹색뉴딜사업

- | |
|---|
| <ul style="list-style-type: none"> ① 자원 재활용을 포함하는 청정에너지 및 청정기술 분야 ② 재생가능하고 지속가능한 바이오매스 등 농촌 에너지 분야 <ul style="list-style-type: none"> ※ 바이오매스: 동식물 등 생물체로부터 생성·배출되는 유기물에서 얻어지는 에너지 ③ 유기농업을 포함하는 지속가능한 농업분야 ④ 개발도상국의 산림훼손 방지사업 분야 ⑤ 도시계획, 교통, 친환경빌딩 등 지속가능한 도시사업 분야 |
|---|

자료: UNEP(2008. 10. 22.). Press Releases.

관련하여 녹색성장이란 탄소배출의 주원인이 되는 화석연료를 대체할 수 있는 에너지원의 확보 및 에너지 사용의 효율화, 환경보전과 관련 기술에 대한 투자를 통해 새로운 일자리를 창출하겠다는 것을 의미하며, 이와 관련된 산업을 총칭하여 녹색산업으로 부르며, 녹색산업에서 창출되는 일자리를 녹색일자리(Green Job)로 칭한다(김승택, 2009).

세계 각국은 자원 및 에너지 확보와 더불어 환경오염을 줄이기 위한 자원 및 에너지 이용의 최소화 노력하고 있다. 이를 위하여 녹색산업의 발전을 국가경쟁력의 원천으로 인식하고 있다. 녹색산업을 활성화하기 위한 핵심과제는 녹색기술의 개발이다. 따라서 녹색뉴딜은 적극적인 의미의 지속가능한 개발을 실현하기 위하여 녹색기술을 이용한 새로운 발전 노력으로 정의되기도 한다(정진규, 2009).

녹색뉴딜은 전 세계적으로 진행되고 있으나 특히 유럽에서 활발히 진행되고 있다. 유럽연합(EU)이 내세운 그린뉴딜 슬로건은 '20-20-20' 환경정책이다. 지난해 12월 유럽의회에서 승인된 '20-20-20'은 2020년까지 이산화탄소 배출량과 에너지 사용량을 1990년 대비 20%씩 줄이고, 풍력 및 태양에너지와 같은 신·재생에너지 비율을 전체 사용 에너지의 20% 수준으로 끌어올리겠다는 목표를 뜻한다. 또한 회원국별 1인당 국내총생산(GDP)을 기준으로 신·재생에너지 사용목표를 설정하고 이행여부를 점검할 예정이다. 세계경제포럼 등도 일자리 창출과 경

2) UNEP(United Nations Environment Programme)는 환경 분야에 있어서 국제협력 촉진, 국제적 지식증진, 지구환경 상태 점검 등을 목적으로 설치된 UN 산하기관

제위기 극복을 위해 녹색뉴딜의 중요성을 강조하고 있고, 세계 각국도 위기극복을 위해 ‘녹색 뉴딜 경쟁’에 나서고 있다.

미국은 2008년 12월 친환경 SOC투자 및 녹색산업 육성 등을 골자로 한 8,250억달러의 경기 부양 예산안을 의회에 제출했다. 영국도 2009년 1월 녹색산업 육성을 통한 일자리 창출을 위해 2020년까지 100억파운드를 투입하는 녹색뉴딜 정책을 발표했으며, 세계 최초로 ‘기후변화법’을 제정하는 등 인프라 구축에도 주력하고 있다. 프랑스는 친환경 SOC 및 에너지 절약사업에 역점을 두고 있으며, 일본은 녹색산업 육성에 초점을 맞춘 녹색뉴딜을 추진하고 있으나 구체적인 실행으로는 연결되지 않는 상황이다.

미국이나 영국과 같은 국가들은 최대 현안인 경제위기 극복을 위해 경기부양 및 일자리 창출 효과가 큰 SOC 투자를 사업부문에 포함시키고 있는데, 이는 신재생에너지 등 녹색산업 육성에만 집중할 경우 조속한 경기부양 및 일자리 창출효과를 기대하기 어렵기 때문이다(도건우, 2009).

〈표 4〉 세계 주요국의 녹색뉴딜 정책

국가	주요내용
미국	- 2009~10년 중 경기부양책의 일환으로 친환경 SOC투자에 290억달러를, 녹색산업 육성에 540억달러를 투자 - 2009~18년 중 청정에너지, 그린카, 그린홈 등에 1,500억달러 투자
영국	- 2008~20년 중 철도, 신재생에너지, 전기자동차 등에 100억파운드 투입
프랑스	- 2007~20년 중 철도, 에너지 절약형 건물 등에 4,000억유로 투자
일본	- 2015년까지 녹색산업 시장규모를 100조엔 수준으로 확대할 계획이나, 아직 구체화되지 않는 상황
독일	- 2020년까지 신·재생에너지 분야에서 50만명 고용창출
한국	- 2009~12년 중 4대강 살리기, 녹색교통망 구축, 신재생에너지 등에 50조원을 투자

자료 : “녹색뉴딜사업의 재조명” (도건우, 2009)에서 재인용

우리나라도 2009년 1월 녹색성장전략과 일자리 창출을 연계한 ‘녹색뉴딜사업’계획을 발표했는데 이는 미국과 유사하게 친환경 SOC와 녹색산업 투자를 병행하는 것이다. 정부가 발표한 ‘녹색뉴딜사업’은 저탄소·친환경·자원절약 등 녹색성장전략에 고용창출정책을 융합한 것으로 친환경·잠재적 성장동력 확충 및 일자리 창출을 목표로 하고 있다.

도건우(2009)는 우리나라에서 추진되는 녹색뉴딜사업의 특징 중 하나로 취약계층에 대한 사

회안전망 성격을 가진다는 점을 강조하고 있는데, 이는 우리나라 녹색뉴딜사업의 재정소요액 대부분이 건설 및 토목사업에 배정되어 단기적인 경기부양과 함께 신규 일자리 공급에 주력한다는 계획을 가지고 있기 때문이라고 하였다.

한편, 도건우(2009)의 주장을 비판하는 다른 진보적인 연구자들에 의하면 4대강 살리기 또는 대운하 같은 사업을 녹색뉴딜과 일자리에 포함시키는 사례는 찾아보기 힘들다고 한다(이정필, 2009). 한국건설산업연구원(2009)에 의하면 전통적인 토목 상품은 해외시장에서 녹색건설상품으로 논의되고 있지 못하고 있으며, 기존 건설상품의 포장만이 아닌 건축 부문과 마찬가지로 토목 시설에서 친환경성을 높이기 위해 검토되어야 할 요소를 도출하는 작업이 선행되어야 한다고 지적한다.

나. 재정사업으로서 녹색뉴딜

정부의 재정지출은 각각의 분야별로 여러 가지 목적을 가지고 수행된다. 재정책대를 통해 경기를 부양시키고 실업률을 감소시키기 위한 총수요 관리측면에서의 목적을 가지고 수행될 수도 있고, R&D 투자를 통해 성장 잠재력을 확충함으로써 총공급을 증가시키기 위한 재정지출도 있다. 또한 분단이라는 특수한 환경 하에서 지출되는 국방비나 사회 양극화 해소를 위해 지출되는 각종 사회보장 예산 등은 정부의 재정지출이 가지고 있는 다양한 성격들을 말해주고 있다.

정부는 2009년 1월 6일 녹색뉴딜(Green New Deal)사업을 구체적으로 발표하면서 「녹색(Green)」과 「뉴딜(New Deal)」을 함께 추진함으로써 잠재적 성장동력 뿐만 아니라 일자리 창출 등 구체적 성과를 얻을 수 있는 정책으로 승화·발전시킨다는 목적을 표방하였다. 즉 저탄소·친환경·자원절약 등 녹색성장전략에 고용창출 정책을 융합하여 「녹색뉴딜사업」을 구성하는데(기획재정부, 2009) 녹색뉴딜사업이 ① 「한국형 ‘뉴딜」과 「신성장동력」사업중 녹색 연관성과 성장·일자리 창출 효과가 큰 사업, ② 여타 「녹색」사업중 일자리 창출 효과가 큰 사업을 중심으로 구성되었다고 밝혔는데, 「뉴딜」사업(일자리 창출용 대규모 공공투자사업)이라는 점을 감안하여 공공부문의 투자사업을 중심으로 선정하면서 녹색뉴딜사업의 가장 큰 목적이 일자리 창출임을 분명히 하였다.

정부재정지출의 효과에 대한 선행연구들은 대체로 재정지출이 단기에는 경기를 부양하고 고용을 창출하는 일시적인 효과는 있으나 장기적으로는 중립적이라는 결과를 보여준다. 먼저 경제성장과의 관계를 보면, 단기적으로는 정부지출의 확대가 경제성장에 영향을 미치지만, 장

기적으로는 경제성장이 정부지출규모에 영향을 미치며 따라서 정부의 재정지출 확대라는 정책수단은 장기적인 성장잠재력 확충이라는 목표보다는 단기적인 경기부양 등의 목표에 보다 적합하다고 한다(금재호, 2005).

재정지출이 고용에 미치는 효과에 대해서, 조경엽(2005)은 구조적 VAR모형을 통해 재정지출이 실업률, 경제활동참가율, 고용률에 미치는 효과에 대해 분석하였다. 그 결과, 실업률이 증가하면 정부지출이 일시적으로 증가하는 동시에 정부수입은 감소하는 반응이 나타나 우리나라는 실업률 충격 후 정부가 경기조절 의도의 재정정책을 펼치고 있다고 주장하였다. 재정지출이 증가하면 단기적으로 실업률과 경제활동참가율은 상승하고 고용률은 감소하는 것으로 나타났다. 이인실(2006)은 정부 총 재정지출이 성장과 고용률에 미치는 영향에 대해 벡터자기회귀모형을 이용하여 추정한 결과 정부총지출의 증가가 경제성장률과 고용률을 하락시키는 것을 보였다. 단기적으로 재정지출의 확대가 경제성장에 영향을 미치나 장기적으로는 영향을 주지 않는다는 기존의 재정지출의 경제적 효과에 대한 연구결과를 확인한 것이다.

나아가 이효수(1999)는 정부는 본질적으로 고용의 주체가 아니므로, 공공근로사업, 정부지원 인턴제와 같은 직접고용창출정책은 실질적으로 실업문제를 해결하지 못하고 재정적자를 누적시켜 민간부문에 조세부담을 가중시킨다는 것이다. 따라서 정부가 직접적으로 고용을 창출하는데 주력하기 보다는 민간부문의 고용창출을 지원하고 민간부문이 고용을 창출할 수 있는 인프라를 구축하는데 주력해야 한다고 주장하였다.

그러나 단기적으로는 일자리 창출 효과를 무시할 수 없고, 최근들어 친환경산업, 녹색산업의 발전이 일자리를 만들 수 있다는 주장이 등장하면서 녹색과 뉴딜을 엮어 녹색산업으로 일자리를 만들도록 녹색뉴딜 재정투자가 나온 것이다. 이제까지 환경을 보존하거나 보호하기 위한 규제를 강화할수록 일자리 창출에 악영향을 미치는 역관계로 인식되어 왔다(UNEP, 2007). 그러나 이러한 규제 또는 다른 경제적 환경의 변화가 투자의 확대, 새로운 기술의 개발과 함께 새로운 시장의 생성과 확대를 야기하는 경우 관련 산업의 발전과 함께 일자리의 증가가 발생하게 된다. 선행연구들은 1990년대부터 이미 이중배당(Double Dividend)³⁾에 대한 전망을 하였고, 이에 대한 실증분석들이 녹색성장과 녹색일자리의 창출에 동반되는 결과에 대해 힘을 실어주고 있다(김승택, 2009).

특히 재생가능에너지 산업의 고용창출 효과가 보고되고 있다. 진보정치연구소(2007)은 환경·재생가능에너지 산업의 활성화가 세계적인 환경위기에 대응하는 것인 동시에 고용창출은

3) 환경보호를 위한 정책이 경제성장과 고용증가라는 두 가지 성과를 모두 초래하게 되었을 때 이것을 이중배당으로 지칭한다.

물론 고용안정성까지 보장해주는 전략이라는 점을 강조하며, 국내 환경·재생가능에너지 산업의 경제적 파급효과 및 고용창출 효과를 분석하고, 환경재생에너지 산업 육성을 위한 정책적 과제들을 제시하였다. 연구 결과, 환경산업의 생산유발효과와 고용창출효과를 살펴보면, 1조원을 환경부문에 투자했을 시, 환경산업을 포함하는 전체산업에 파급되는 생산유발액은 2조 7천600억 원이며, 환경산업의 자체 생산유발액은 약 1조3천300억 원으로 나타났다. 이는 환경 부문 투자가 경기확대 정책 또는 실업정책으로 많이 이용되는 건설업, 즉 SOC투자(2.4조원)나 교통시설투자(2.4조원) 보다 생산유발효과가 크다고 하였다. 또한 환경산업의 취업유발효과는 1조원 투자 시 환경산업이 약 2만 명으로 주요한 여타 산업(반도체 산업: 약 5,300명, 조선업: 약 1만4,000명, 자동차산업: 약 1만4,600명 등)에 비해 고용유발효과가 크다고 주장하였다. 마지막으로 재생가능에너지산업의 경우, 해외사례와 국내사례를 검토한 결과, 우리나라의 풍력 부문은 발전용량 메가와트(MW)당 고용자 수, 즉 고용계수는 대략 1.73~3.1명, 태양광은 7.69~29.6명, 바이오매스의 경우는 3.0~26.7명으로 추정되었으며, 향후 국내에서 설비(원료)의 생산, 제조가 이루어질 경우 고용계수는 더욱 높아질 것으로 전망하였다.

김수진(2004)은 산업연관분석을 이용하여 재생에너지산업에서의 고용효과에 대해 풍력과 태양광 발전을 중심으로 분석하였다. 분석결과 고용창출 및 고용파급효과는 태양광이 풍력보다 큰 것으로 나타났고 2015년 시점에서 발전량당 고용량으로 전력산업간 고용효과를 비교한 결과, 태양광, 풍력, 화력, 원자력 순으로 높게 나타났다. 이와 같은 결과는 재생에너지 산업의 노동집약적인 특성에 따른 것으로 기술혁신에 따른 생산비용의 하락에도 불구하고 고용효과는 기존 에너지원인 화력과 원자력에 비해 더 높은 것으로 분석되었다.

3. 정부발표 녹색뉴딜에서의 일자리 규모 추정방식

정부는 9개 핵심과제와 27개 연계과제를 포함하여 총 36개의 사업을 녹색뉴딜사업이라는 이름으로 패키지화하여 발표하였다. 본고에서는 2009년 1월 6일 발표된 자료를 중심으로 녹색뉴딜사업의 일자리 창출 규모 추정방식을 소개하고자 한다. 불명료한 부분에 대해서는 사업담당 기관에 직접 문의하였는데, 그 과정에서 발표된 사업들 중에서 현재 수행되지 않는 사업이 있고, 당초 계획에서 변동이 있는 사업도 있는 등 크고 작은 변화가 있음을 알게 되었다. 현재 계획기간의 초기인 만큼, 본고는 녹색뉴딜사업에 대한 사전평가 내지는 진행점검의 의미를 갖고 따라서 사업 보완 및 재설계를 제안할 수 있다는 의의를 갖는다.

<표 5>는 녹색뉴딜사업의 사업명과 2009-2010년도의 재정소요 및 일자리 창출 수를 보여주는 데, 크게 ‘4대강 살리기 사업’과 같은 건설·SOC사업, ‘그린카 보급확대’와 같은 R&D사업, ‘국가공간정보 통합체계 구축’과 같은 정보화 사업, ‘클린 코리아 실천사업’과 같은 공공근로사업들로 나눌 수 있으나, 예산규모로만 따지면 대부분이 건설·SOC사업인 것을 알 수 있다.

<표 5> 녹색뉴딜사업 재정소요 및 일자리 창출규모

사업명		재정소요(억원)			일자리(명)		
		기반영('09)	추진요(-'12)	계	기반영('09)	추진요(-'12)	계
합계		43,626	456,866	500,492	93,360	863,060	956,420
핵심 사업 ^ 9 개 v	4대강 살리기 등	4,881	139,895	144,776	7,000	192,960	199,960
	녹색 교통망 확충 (경부 및 호남고속철도 조기완공)	18,349	78,187	96,536	25,042	113,025	138,067
	국가공간정보 통합체계 구축	250	3,467	3,717	816	2,304	3,120
	우수유출시설, 중소댐	1,845	7,577	9,422	3,063	13,069	16,132
	그린카 및 청정에너지보급	3,209	17,318	20,527	1,643	12,705	14,348
	폐기물자원 재활용	506	8,794	9,300	2,377	13,819	16,196
	녹색 숲 가꾸기	3,131	21,043	24,174	22,498	148,204	170,702
	그린홈, 그린스쿨 사업	-	80,500	80,500	-	133,630	133,630
	Eco-River 조성 및 하천복원기술 개발	52	4,786	4,838	393	10,396	10,789
연계 사업 ^ 27 개 v	재해위험지구 정비사업	5,137	19,901	25,038	8,529	33,038	41,567
	클린코리아 실천사업	437	1,666	2,103	3,236	11,310	14,546
	수변구역 저탄소 녹색성장 조성	331	7,669	8,000	827	19,073	19,900
	환승시설 구축	1,782	3,396	5,178	2,959	5,639	8,598
	간선급행버스체계 구축	200	1,544	1,744	253	1,955	2,208
	전국 자전거도로 네트워크 (자전거 급행도로 시범사업)	-	4,980	4,980	-	8,268	8,268
		-	3,000	3,000	-	4,980	4,980
	건물에너지통합관리시스템	-	340	340	-	760	760
	전자문서 활용촉진	-	800	800	-	8,430	8,430
	도로기반 지하시설물 전산화	400	2,199	2,599	-	7,767	7,767
	해외 물산업 진출	199	1,790	1,989	171	1,281	1,452
	해수담수화 기술개발	246	878	1,124	1,700	5,700	7,400
	하수처리수 재이용	403	3,364	3,767	431	5,570	6,001
	그린카 독자기술력 확보	414	1,522	1,936	42	154	196
	바이오에탄올 차량보급 확산	-	30	30	-	60	60
	바이오에탄올(E5) 등 시범보급	-	272	272	-	575	575
	바이오매스 에너지화	362	10,858	11,220	2,853	21,519	24,372
	바이오매스 생산기반 구축	546	2,262	2,808	582	4,342	4,924
	사용종료매립지 재개발	-	5,300	5,300	-	9,230	9,230
	재해예방, 훼손산림 복원	786	6,541	7,327	8,430	44,218	52,648
	산림바이오매스 활용	65	816	881	420	2,710	3,130
	농어촌 테마공원 조성	95	755	850	95	755	850
	공공시설 LED조명 교체사업	-	13,356	13,356	-	10,030	10,030
	그린IT기술 테스트베드 구축	-	100	100	-	10,000	10,000
	그린홈 닥터 양성	-	160	160	-	1,332	1,332
	건물옥상, 벽면녹화사업	-	1,130	1,130	-	2,800	2,800
	에코로드 조성	-	310	310	-	920	920
소규모 유희시설 문화공간화	-	360	360	-	532	532	

*주: 재정소요 : 국고 + 지자체·민간 부담분

*자료: 기획재정부(2009. 1. 6.)

정부는 녹색뉴딜사업의 일자리 창출효과를 세 가지 방식으로 계산하였다. 먼저 ‘4대강 살리기’ 등 건설·SOC 분야는 한국은행의 「2005년 산업연관표 부속 고용표」에서 건설업 분야 취업유발계수를 일률적으로 적용하였다. 다음으로 R&D 및 정보화 사업 분야는 소관 부처별로 제시한 추정 소요인력을 적용하였다. 마지막으로 단순 공공근로 사업은 각 부처별 계획인원 및 실적단가를 적용하였다.

가. 건설·SOC 분야

‘4대강 살리기’와 ‘녹색교통망 확충’과 같이 거대 건설·SOC 분야는 한국은행 「2005년 산업연관표 부속 고용표」에 의거한 건설업 분야 취업유발계수(공사비 10억원당 16.6명 고용 창출)를 일률적으로 적용하였다. ‘4대강 살리기’사업의 경우 이 수치를 이용해 2009년도 한해 총 7,000개의 일자리가 창출된다고 본다.

〈표 6〉 ‘4대강 살리기 사업’ 연도별 예산소요 및 고용인원

(단위 : 억원, 명)

구분	합계	2009년		2010년	2011년	2012년	
		기존	추가				
금액	국비(%)	114,981	4,850	-	49,749	49,749	10,633
	지방비(%)	10,352	31	-	5,160	5,161	-
	민간(%)	13,443	-	-	6,721	6,722	
	총계	138,776	4,881	-	61,630	61,632	10,633
일자리 수	190,000	7,000	-	84,000	84,000	15,000	

* '05년 한국은행 산업연관표에 의거 건설업분야 취업유발계수(16.6명/10억원) 적용

** 자료: 녹색뉴딜사업 설명자료(기획재정부, 2009년 1월)

정부가 전체 녹색뉴딜사업 중 건설업종 취업유발계수를 적용한 사업은 <표 7>과 같이 총 9개 사업으로 사업의 개수는 적지만 예산규모로는 약 33조원으로 전체 예산에서 약 66%를 차지하고, 일자리 창출효과 면에서는 약 50만명으로 전체에서 약 53%를 차지한다.

〈표 7〉 건설업 취업유발계수 적용 사업

사업 명	사업 내용
4대강 살리기	하도정비, 제방보강, 신규댐 건설 등
재해위험지구 정비	재해위험지구 정비
녹색 교통망 확충 (경부 및 호남고속철도 조기완공)	고속철도 조기완공
환승시설 구축	대도시 주요 교통결절점에 승용차와 대중 교통간 환승시설 건축
전국 자전거도로 네트워크 구축 , 자전거 급행도로 시범사업	해안 일주와 접경지역 자전거도로의 단계적 벨트화, 자전거 주차장 및 보도턱 낮추기 등 이용시설정비, 자전거 급행 전용도로 건설
중소규모 댐 건설	환경친화적 중소규모 댐 건설
그린홈 건설, 그린 스쿨 사업 추진	에너지절약형 친환경 주택의 건설기술 개발 및 건설공급, 학교 내 그린스쿨 조성, 연못조성, 건물 외내부 공간개선, 에너지절약형 창호교체, 고효율 및 친환경 조명기기 교체
Eco-River 조성 및 하천복원기술 개발	하천환경 복원을 위한 기술개발, 생태하천 조성
사용종료매립지 재개발	타당성 조사 및 매립지 재개발 대책 추진, 설계 및 기술개발

나. 비건설·SOC 분야

1) R&D·정보화 사업

R&D 및 정보화 사업 분야는 소관부처가 제시한 추정인력 소요를 적용하였는데 대체로 전문가의 의견을 참고하였으므로 근거가 희박하고 주관적이라고 할 수 있다. 예컨대 ‘바이오에탄올 관련 사업’의 경우 사업예산의 대부분이 장비구입에 소요되는데, 이 때 채용되는 인력은 연봉 5,000만원 이상의 전문인력이지만 일자리 창출효과는 2년 동안 총 60명에 불과한 것으로 추산되었다. ‘전자문서 활용 촉진사업’의 경우를 보면 2009년도 한해에 총 3,620개의 일자리를 창출한다고 하였는데, 산출근거가 제시되어 있지 않을 뿐만 아니라 신규 일자리의 88.1%가 공공근로인력으로 채워져 있다. 사업의 주요 내용을 보면 해당 공공근로인력은 주로 인턴쉽과 같은 단기 일자리로 기록물의 스캐닝을 담당하거나 보관 작업 등의 단순 업무를 담당하게 된다.

<표 8> 바이오에탄올관련 산업 일자리 창출 규모 추정

<p>□ 일자리 창출 효과 : 총 60명</p> <ul style="list-style-type: none"> ○ 연구기간 중 고용 창출 <ul style="list-style-type: none"> - 전문 연구인원 : 10명('10 ~ '11년) ○ 연구 종료 후 고용 창출 : 50명 이상('12년) <ul style="list-style-type: none"> - FFV 부품 생산업체 신규 고용 : 25명 이상 - 자동차 조립업체 신규 고용 : 25명 이상 <p>□ 예산 추정 세부 내역 : 총 3,000백만원</p> <ul style="list-style-type: none"> ○ 시험차량 구입 : 500백만원 <ul style="list-style-type: none"> * 3개사 동일 차종 15대 구입(현대, 기아, GM대우, 삼성르노 등) ○ 시험장비 및 국내 5개 자동차사 부품 구입 : 1,500백만원 <ul style="list-style-type: none"> * 차량부품 침지시험 및 내구성평가 장비 구입 : 700백만원 * 시험시료 확보 및 품질평가 장비 구입 : 800백만원 ○ 인건비 : 1,000백만원 <ul style="list-style-type: none"> * 전문인력 : 1,000백만원 = 10인 × 5,000만원 × 2년

* 자료: 녹색뉴딜사업 설명자료(기획재정부, 2009년 1월)

<표 9> 전자문서 활용 촉진사업의 일자리 창출규모 추정

<p>□ 사업 주요내용</p> <ul style="list-style-type: none"> ○ '09~' 10년은 경기침체가 예상됨에 따라 공공부문을 중심으로 전자문서 활용 대규모 수요 창출 및 관련 산업 육성 ○ 전체 319개 공공기관(준정부기관, 기타공공기관 등) 보유 종이문서를 전자화(스캐닝)하여 공인 전자문서보관소에 보관 ○ 기록물 스캐닝 및 보관작업을 위한 공공근로 또는 각 기관별 인턴십 등 3,190명 일자리 창출 (월보수 1백만원 지급) ○ 본격적인 경기회복이 예상되는 '11년 이후 민간부분 전자문서화 비용 매칭 지원(50%) <p>□ '09~' 10년간 일자리 창출 규모</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th style="text-align: center;">항 목</th> <th style="text-align: center;">'09</th> <th style="text-align: center;">'10</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>·공공근로인력</td> <td style="text-align: center;">3,190</td> <td style="text-align: center;">3,190</td> </tr> <tr> <td>·보관소 신규지정</td> <td style="text-align: center;">3</td> <td style="text-align: center;">2</td> </tr> <tr> <td> - 보관소 운영인력</td> <td style="text-align: center;">90</td> <td style="text-align: center;">60</td> </tr> <tr> <td>·신규 장비·솔루션 개발</td> <td style="text-align: center;">10</td> <td style="text-align: center;">10</td> </tr> <tr> <td> - 개발 및 지원인력</td> <td style="text-align: center;">200</td> <td style="text-align: center;">200</td> </tr> <tr> <td>·신규 보관소 이용기업</td> <td style="text-align: center;">20</td> <td style="text-align: center;">30</td> </tr> <tr> <td> - 보관소 담당 인력</td> <td style="text-align: center;">40</td> <td style="text-align: center;">60</td> </tr> <tr> <td>·부가서비스(컨설팅,SI) 개발</td> <td style="text-align: center;">5</td> <td style="text-align: center;">5</td> </tr> <tr> <td> - 개발 및 지원인력</td> <td style="text-align: center;">50</td> <td style="text-align: center;">50</td> </tr> <tr> <td>·신규 전자화작업장</td> <td style="text-align: center;">5</td> <td style="text-align: center;">10</td> </tr> <tr> <td> - 개발 및 지원인력</td> <td style="text-align: center;">50</td> <td style="text-align: center;">100</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">일자리 창출 합계</td> <td style="text-align: center;">3,620</td> <td style="text-align: center;">3,660</td> </tr> </tbody> </table>	항 목	'09	'10	·공공근로인력	3,190	3,190	·보관소 신규지정	3	2	- 보관소 운영인력	90	60	·신규 장비·솔루션 개발	10	10	- 개발 및 지원인력	200	200	·신규 보관소 이용기업	20	30	- 보관소 담당 인력	40	60	·부가서비스(컨설팅,SI) 개발	5	5	- 개발 및 지원인력	50	50	·신규 전자화작업장	5	10	- 개발 및 지원인력	50	100	일자리 창출 합계	3,620	3,660
항 목	'09	'10																																					
·공공근로인력	3,190	3,190																																					
·보관소 신규지정	3	2																																					
- 보관소 운영인력	90	60																																					
·신규 장비·솔루션 개발	10	10																																					
- 개발 및 지원인력	200	200																																					
·신규 보관소 이용기업	20	30																																					
- 보관소 담당 인력	40	60																																					
·부가서비스(컨설팅,SI) 개발	5	5																																					
- 개발 및 지원인력	50	50																																					
·신규 전자화작업장	5	10																																					
- 개발 및 지원인력	50	100																																					
일자리 창출 합계	3,620	3,660																																					

* 자료: 녹색뉴딜사업 설명자료(기획재정부, 2009년 1월)

2) 공공근로사업

다양한 형태의 공공근로 사업은 각 부처별 계획인원 및 실적단가를 적용하되, 연간 기준으로 조정되어 계산되었다.

<표 10> 숲가꾸기 사업의 일자리 창출 규모 추정

○ 큰나무가꾸기 확대 등 '13년까지 숲가꾸기 면적 증가					
구 분	계	'09년	'10년	'11년	'12년
사업량(천ha)	1,168	235	282	311	340
사업비(억원)	24,174	4,215	5,663	6,644	7,652
고용창출(명)	계	29,898	40,294	46,883	53,627
	정책숲가꾸기	15,258	20,294	23,883	27,627
	공공산림가꾸기	14,640	20,000	23,000	26,000
○ 숲가꾸기 일자리 창출 내역					
- 정책숲가꾸기는 도급사업으로 추진하며, 1억원당 5.5명의 고용창출					
* 고용효과 : 5.5명/억원 × 2,746억원 ≈ 15,258명					
- 공공산림가꾸기는 일일직접고용사업으로 추진하며, 1억원당 12.5명의 고용 창출					
* 국유림 : 5개 지방청 1,400명 (280명/지방청)					
* 사유림 : 16개 특별·광역시 도에 13,240명 (828명/시·도)					
* 1인당 참여근로자 인건비 : 47.5천원 × 25일 × 10월 × 1.1239					
- 국유림은 100% 국고, 사유림은 60% 국고보조로 추진					

* 자료: 녹색뉴딜사업 설명자료(기획재정부, 2009년 1월)

정부는 R&D, 공공근로사업 등 비건설·SOC분야에 대해서는 건설업 취업유발계수를 적용하지 않았는데 이들 사업들을 아젠다별로 분류한 것이 <표 11>이다. 여기서 취업유발계수를 사용하지 않은 이유는 건설업이나 제조업처럼 타 산업으로 생산유발효과가 크지 않은 연구개발업, 서비스업, 공공근로사업들이므로, 소관 사업부처의 계획인원과 단가 등을 고려하여 산출해 낸 일자리수가 더 정확할 수 있다고 판단했기 때문이다. 또한 사업에 따라서는 다수의 업종들이 얹혀 있는 반면 업종의 성격에 따라 소요 예산이 분리되어 있지 않아서 개개의 사업들이 정확하게 어떤 산업에 속하는지를 판단하기가 곤란하기 때문이다.

한편 이탤릭체로 표시된 사업들은 2009년 9월 현재 부처에 문의해 본 결과 사업이 취소되었거나, 내년 이후로 사업의 시행이 연기된 사업들이다. 다음 장에서 여성 일자리를 추정함에 있

어 이들 취소되거나 시행이 연기된 사업들은 제외하고 24개의 사업들에 대해서만 여성 일자리를 추정할 것이다.

〈표 11〉 비건설·SOC 분야 사업

4대 아젠다	9대 핵심사업 분야	비건설·SOC 분야 사업 (건설업종 취업유발계수 미적용 사업)
기후변화나 탄소 저감, 수자원 확보 등 지구 장래와 차세대 안전을 위한 선제적·예방적 사업	4대강 살리기 및 주변 정비사업	- 저수지 수변개발 - 수변구역 저탄소 녹색성장 조성 - 콜린 코리아 실천사업
	대체 수자원 확보 및 친환경 중소댐 건설	- 우수유출시설설치 - 해위 물산업 진출 - 해수담수화 상용화기술 개발 - 하수처리수 재이용
	산림 바이오매스 이용 확대	- 녹색 숲 가꾸기 - 산림바이오매스 활용 - 산림재해예방 및 훼손산림 복원 - 농어촌 테마공원 조성
에너지 절약, 자원재활용 및 청정에너지 개발 등 자원절감형 경제구축	에너지 절약형 그린 홈·오피스 및 그린스쿨 확산	- 공공부문 LED조명 교체 - 그린 홈 닥터 양성 - 그린IT기술 테스트베드 구축
	그린카·청정에너지 보급	- 그린카 및 신재생에너지 보급 확대, - 그린카 기술 개발, - 바이오에탄올연료의 자동차 영향평가 및 기술개발, - 바이오에탄올 시범보급사업 등 - 바이오-ETBE 실증평가 등
	자원 재활용 확대	- 신재생에너지 보급 - 폐기물자원 재활용 투자 확대 - 초본계·해양계 바이오매스 에너지화 - 바이오매스 활용 생산기반 구축 및 가축분뇨 자원화
녹색 교통망 구축, 맑은 물 공급 등 편리한 생활환경과 삶의 질 향상	녹색 교통망 확충	- 간선급행버스체계 구축
	쾌적한 녹색 생활공간의 조성	- Eco-River 하천복원기술 개발 - 건축물의 옥상 및 벽면 녹화 - Eco Road 조성 - 소외지역 유휴시설 문화공간화
산업·정보 인프라 구축, 녹색기술개발 등 미래대비와 에너지 효율을 높이기 위한 사업	녹색국가 정보인프라 구축	- 국가공간정보 통합체계 구축 등, - 국가 건물에너지 통합관리시스템 구축, - 전자문서 활용 촉진, - 도로기반 지하시설물 전산화

*주: 이탤릭체로 표시된 사업은 조사결과 당초 계획에서 제외되었거나 연기된 사업들.

4. 녹색뉴딜사업에서의 여성 일자리 규모 추정

녹색뉴딜사업에서의 여성 일자리 창출효과를 측정하기 위하여 녹색뉴딜의 33개⁴⁾ 사업들을 정부가 건설업종 취업유발계수를 활용한 사업들(건설·SOC 분야)과 그렇지 않은 사업(비건설·SOC 분야)으로 나누고, 전자에 대해서는 성별 취업유발계수를 추정하여 적용하고, 후자의 사업들은 성별 구분된 실적통계, 유사산업의 성별 취업자 비율 등의 통계를 적용한다.

4) 정부가 발표한 9개 핵심사업과 27개 연계사업을 합하면 총 36개 사업이나, 한 사업 내에 성격이 다른 두개의 세부사업이 포함된 경우도 있어서 다시 40개 사업으로 구분할 수 있다. 40개 사업 중 9개 사업은 건설·SOC 사업이고 32개는 비건설·SOC 사업이다. 여기서 Eco-River 조성 및 하천복원기술 개발의 경우, 건설·SOC 세부사업과 비건설·SOC 세부사업을 함께 갖고 있어 중복 카운팅된 것이다. 비건설·SOC 사업 중 8개 사업은 조사시점 현재 취소되었거나 시행연기된 것으로 파악되어 제외시키고 최종적으로 33개 사업을 분석대상으로 한다. 이로 인해 본고의 일자리 추정치는 정부가 발표한 일자리 수보다 적게 될 것이다.

가. 건설·SOC 분야 여성 일자리 규모 (9개 사업)

1) 성별 취업유발계수의 추정

취업계수와 취업유발계수

취업계수는 $l_w = L_w/X$ 으로(L_w 는 취업자수, X 는 산출액) 일정기간 동안 생산활동에 투입된 노동량을 총 산출액으로 나눈 계수로서 한 단위(산출액 10억원)의 생산에 직접 필요한 노동량을 의미하므로 노동생산성과는 역수관계에 있다. 취업계수가 크면 클수록 산출량 단위당 필요한 노동량이 크므로 노동집약적 산업을 의미하는 반면, 생산을 위하여 설비자동화 등의 투자가 늘어나면 산출량 단위당 필요한 노동량이 작아지므로 취업계수가 작으면 작을수록 상대적으로 노동절약적 산업, 곧 자본집약적 산업이다. 취업계수는 경제가 성장함에 따라 하락하는 추세를 나타내는데 이는 생산설비의 자동화 등에 따른 노동생산성 향상에 기인하지만 근래에는 구조조정 등에 의한 인력감축도 상당부분 취업계수 하락요인으로 작용하고 있다고 볼 수 있다.

취업유발계수는 생산의 파급과정에서 직·간접적으로 유발되는 노동량을 계량적으로 표시한 것으로 어느 산업부문의 생산물 한 단위(산출액 10억원) 생산에 직접 필요한 노동량, 즉 취업계수 뿐만 아니라 생산과급과정에서 간접적으로 필요한 노동량까지 포함하는 개념이다. 취업유발계수는 취업계수와 생산유발계수를 기초로 산출되는데, 생산유발계수란 생산의 파급효과를 계산해 낸 것으로 최종수요 한 단위가 발생했을 때 유발되는 산출액의 크기를 나타낸다. 생산유발계수의 도출과정을 간단히 살펴보면 다음과 같다. 산업연관표에서는 중간수요와 최종수요의 합이 총 산출액이므로 다음과 같은 행렬식이 성립한다.

$$A^d X + Y^d = X$$

(A^d : 투입계수의 행렬, X : 산출액의 행렬, Y^d : 최종수요의 행렬)

이 식을 X 에 관해서 풀면,

$$X = (I - A^d)^{-1} Y^d$$

여기서, $(I - A^d)^{-1}$ 가 바로 생산유발계수행렬이 된다. 이 방정식의 양변에 취업계수의 대각행렬($\widehat{l}_w = L_w/X$)를 곱하면 $L_w = \widehat{l}_w(I - A^d)^{-1} Y^d$ 이 성립한다. 즉 국산품에 대한 최종수요(Y^d)가

외생변수로 주어졌을 때 이를 충족하기 위해 필요한 노동량을 구할 수 있다. 여기서 $\widehat{l}_w(I-A^d)^{-1}$ 이 취업유발계수이며, 취업계수에 최종수요 한 단위당 직·간접 생산유발효과를 나타내는 생산유발계수를 곱한 것으로 취업계수와는 간접노동유발량 만큼 차이가 난다.

취업계수는 일자리 창출효과를 나타내는 계수라기보다는 일자리 유지효과를 나타내는 계수로 보는 것이 타당하기 때문인데, 2005년도 산업연관표를 근거로 설명해 보면 다음과 같다. 이 자료를 보면 2005년 우리나라 전산업의 총산출액은 약 2069조원, 취업자 수는 약 1760만명, 그리고 취업자 수를 총산출액으로 나눈 취업계수는 8.5정도라는 사실을 알 수 있다. 따라서 2005년 취업계수 8.5는 그 속에 2005년 우리 경제가 2069조원의 재화와 서비스를 산출하는 과정에서 약 1,760만 개의 일자리를 유지하게 했다는 의미를 담고 있다. 2005년 우리 경제에서는 10억원의 재화와 서비스 산출과정이 약 8.5개의 일자리를 유지하게 하고 있는 셈이다.

〈표 12〉 2005년 우리나라 산업연관표 주요내용과 취업계수

- 2005년 총부가가치(GDP와 유사) : 851조 9822억원
- 2005년 총산출액 : 2068조 8079억원
- 2005년 취업자 총수 : 1760만 1838명
- 2005년 전산업 평균 취업계수 = 취업자 총수/총산출액 = 8.5명/10억원

* 자료: 한국은행(2005)

그러나 여기에서 우리가 주의해야 할 것은 2005년에 10억원의 재화와 서비스 산출과정이 약 8.5개의 일자리를 유지하게 했다 하여 2006년에 우리 경제가 10억원을 추가 산출하게 되면 일자리 수도 8.5개 증가한다고 선불리 추정하기 어렵다는 것이다. 그 이유는 만약 어느 기업의 매출이 2006년에 늘었다고 하면 매출의 증가가 반드시 판매증가로 인한 것이 아니라 물가상승에 기인한 것일 수 있으므로 이 경우 기업은 취업계수와 무관하게 일자리를 조정할 수 밖에 없다. 또한 근로자 1인당 자본장비율이 증가하는 경우도 마찬가지이다(홍헌호, 2009).

또 다른 문제점은 산업연관표의 기본가정이 '규모에 대한 수익불변(constant return to scale)'에 있다는 데 있다. 예를 들면 2005년 어떤 산업의 총매출액이 100억원이고 이로 인해 유발된 취업자가 100명이라면, 이 산업은 무조건 매출액 10억원 당 10명의 고용효과가 가정하는 것이다. 그러나 현실에서는 많은 경우 산업의 규모가 커질수록 단위 매출액 당 종사자수는 급격히 감소하는 이른바 규모의 경제효과를 발견하게 된다. 따라서 일부 전문가들은 취업유발계수는 현재와 과거의 고용창출력을 비교하는 데 사용해야지 녹색뉴딜사업의 일자리 창출 규모를 예측하여 발표하듯이 미래의 순(net) 고용 효과를 추정하는데 사용해서는 안된다고 주

장한다(이상동, 2009).

다만 취업유발계수는 횡단면적으로 현재 어느 산업이 일자리 창출능력이 큰지를 비교할 수 있게 해주며, 따라서 일자리 창출을 위한 재정지출이 효과의 측면에서 우선순위를 가지고 이루어질 수 있는 지표가 될 수는 있다. 따라서 취업유발계수는 단순히 어떤 사업을 수행했을 때 예상되는 신규 일자리 수에 대한 정보보다는 오히려 정부정책 특히 재정지출의 우선순위를 설정하기 위한 기초자료로서의 의의가 더 크다고 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 정부는 녹색뉴딜 사업이라는 다부처 대규모 재정지출 사업을 기초하면서 취업유발계수를 단지 ‘일자리수 00개’라는 홍보성 수치를 계산하는 데에만 적용했으며, 그 해석상의 유의점과 취업유발계수가 갖는 본래의 의의는 고려하지 않고 있다. 앞서 언급한 바와 같이 취업유발계수가 사업의 우선순위를 평가하는 자료로서의 역할을 하기 위해서는 정부의 재정지출계획이 세부사업 단위까지 세분화되고 각각의 사업별로 해당되는 산업의 취업유발계수가 적용되어야 할 것이다. 특히 녹색뉴딜 사업과 같이 다양한 색깔을 가지고 있는 사업단위에서는 그러한 작업이 더욱 필요할 것이다.

또한 만약 세분화된 산업분류별 취업유발계수가 성별로도 제공된다면 사업을 수행하기에 앞서 일자리 창출효과가 성별로 어떻게 달라질 것인지 예측할 수 있어서 사업의 사전 기획단계에서 일자리 창출효과를 더욱 극대화 시킬 수 있게 해줄 것이다. 그러나 현재 산업연관표에서는 성별취업유발계수를 통합 대분류 수준에서만 제공해 주고 있으며, 직종별·학력별 취업유발계수도 제공은 해주고 있으나 역시 통합 대분류 수준에서만 접근 가능하며 그나마도 성별로 교차된 값은 제공하지 않고 있다.

대분류보다 세분화된 수준에서 성별 취업유발계수를 도출하는 의의는 녹색뉴딜사업이 건설업종이 주를 이루나 특정 업종에만 국한하여 진행되는 것이 아니라 제조업, 연구개발업, 서비스업 등 전 업종에 걸쳐 진행되는 다부처 사업이고, 건설업종에 속하는 사업이라 하더라도, 세부 사업내용을 보면 여러 가지 사업들로 이루어져 있어서 세부 업종별로 성별 취업유발효과를 알아보는 것은 의미가 있기 때문이다. 또한 여성의 취업유발계수가 높은 세부업종을 파악하여 녹색뉴딜사업에서의 여성의 참여가 활발히 이루어질 수 있는 일자리 창출방안에 대한 함의를 제공해 줄 수 있을 것이다.

성별 취업유발계수 추정

성별로 취업유발계수를 구하기 위해서는 성별 취업자 수 및 해당 산업에서의 최종산출액이

있어야 한다. 해당 산업에서의 최종산출액은 산업연관표에서 구할 수 있으나 문제는 성별 취업자수를 구하는 것이다. 고용표에서는 취업자수를 통계청의 전국 사업체조사의 업종별 취업자수 통계를 근간으로 한다고 하였으나 사업체조사에서 준용하는 산업분류인 표준산업분류와 한국은행의 산업연관표상의 산업분류가 일치하지 않는 문제가 있다. 만약 산업연관표상의 소분류 기준에 따른 업종별·성별 취업자수를 구할 수 있다면 이를 최종산출액으로 각각 나누어 소분류 업종별 성별 취업계수를 구함하고, 성별 취업계수를 생산유발계수행렬에 곱하여, 업종별 성별 취업유발계수를 구할 수 있게 된다. 따라서 대분류보다 자세한 업종분류에 있어서 성별취업유발계수를 구하기 위한 가장 큰 문제는 산업연관표상의 분류 기준에 따른 성별 취업자수를 확보하는 것이다. 산업연관표상의 업종분류가 표준산업분류와 다른 것은 한국은행의 업종분류는 품목별로 이루어지기 때문인데, 한국은행에서는 고용표를 작성할 때 취업자수 통계는 전국 사업체조사 통계자료를 기초로 하되 산업연관표상의 업종분류에 따라 재조정하게 된다.

또한 한국은행에서 포착하는 취업자수 통계는 단순히 머릿수를 기준으로 하는 것이 아니라 하루 8시간 이상 근무하는 상용직 근로자를 취업자 단위로 하고, 만약 임시직이나 일용직이 상용직에 비해서 근로기간이 1년을 넘지 않을 경우, 예컨대 계약기간이 6개월이면 0.5명이 되는 것이다. 따라서 사업체조사에서의 취업자수보다 한국은행 고용표에 나타난 취업자수가 더 적을 수 있다⁵⁾. 가능하면 한국은행의 기준에 맞도록 취업자수를 조정하는 것이 바람직하다. 즉 사업체조사에서 업종별, 종사상지위별, 성별 취업자수를 알 수 있다면 종사상 지위에 따라 가중치를 주어 성별 취업자수를 다시 조정해 그 성별비율을 고용표의 취업자수에 적용하는 것이 고용표 상의 취업자수 통계에 근접하겠으나, 상용직이나 임시직, 일용직의 근로시간의 비중을 일률적으로 나누는 것이 용의하지 않고, 구체적으로 한국은행에서 어떠한 시간기준을 적용하는지가 불분명하며, 단순히 사업체조사자료만을 활용하는 것이 아니라 사업체조사를 근간으로 하되 분야별로 각종 통계조사 자료와 기관별 통계자료 등을 2차 자료로 활용하거나 자체 서베이를 통해 부족한 부분을 보충하기 때문에 한국은행의 취업자수 통계에 완벽하게

5) "고용표와 통계청 고용통계 비교"

고용표상의 산업별 노동량은 1년동안 각 사업체에서 투입된 노동량을 연평균인원(man-year)개념으로 측정한 것으로 해당 사업체가 1년중 6개월만 영업하였을 경우 해당사업체에 근무한 근로자 1명과 해당 사업체는 1년동안 영업하였다더라도 동 사업체에 6개월만 근무한 근로자 1명은 각각 0.5명으로 산정하지만 통계청 「경제활동인구」는 가구를 조사대상으로 매월 15일이 속한 1주일 동안에 수입을 목적으로 1시간이상 일한 사람을 1명의 취업자로 산정하고 통계청 「사업체기초통계조사」는 사업체를 조사대상으로 사업체의 영업기간이 반영되지 않은 월평균 종사자수를 기준으로 하므로 고용표상의 노동량과 차이가 발생할 수 있음.

고용표 상에서는 연중 근로기간을 감안하여 인원을 산출하므로 특히 고용기간이 일정하지 않은 임시직 및 일용직 종사자의 경우 통계청 「경제활동인구」와 비교하여 낮게 나타날 수 있음(한국은행, 2005).

근접하는 것은 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 고용표의 소분류 기준 취업자수를 사업체조사
사의 성별통계를 가지고 나눌 것이다.

문제는 사업체조사의 업종분류와 산업연관표 상의 업종분류가 다르다는 점이다. 그러나 본
연구는 정부재정사업에 있어서 취업유발효과를 추정하는 것이므로, 168개의 전체 소분류에 대
해 성별로 취업유발계수를 모두 구하는 것은 다소 비효율적인 것으로 판단된다. 정부재정사업
이 이루어지는 분야에 대해서는 세부 업종별로 성별취업유발계수를 보는 것이 의미 있겠으나
농림어업, 제조업, 도소매, 숙박업과 같이 정부 재정사업과 비교적 관련이 적은 업종에 대해서
는 대분류의 성별취업유발계수를 활용해도 무방할 것이다. 또한 나머지 에너지, 건설, 사회서
비스를 포함하는 서비스업종에 대해서는 품목의 개념이 아니므로 사업체조사의 산업분류와
매칭하는 작업이 비교적 수월할 것이다.

이에 고용표의 대분류기준 업종들을 재정사업이 주로 이루어지는 에너지, 건설, 공공서비스,
사회복지서비스업 등의 업종은 소분류 수준으로 세분화하여 총 52개의 업종으로 다시 분류한 후
사업체 조사의 성별 통계자료를 활용해 고용표의 총 취업자수를 성별로 분해하였다(<부표 1> 참조).

이 업종들에 대해서는 총산출액으로 나누어 성별취업계수를 구하고, 나머지는 대분류 성별
취업계수를 그대로 활용하여 새로운 업종분류에서의 성별 취업계수행렬(\hat{i})을 구하게 되는데
그러기 위해서는 먼저 52개 부문에 따른 총산출액을 찾아야 한다(<부표 2>).

총산출액은 산업연관표의 총거래표에 나와 있는데, 총산출액은 취업계수를 구할 때 사용하기도
하지만 생산유발계수행렬($(I - A^d)^{-1}$)을 구하기 위한 투입계수 행렬을 구할 때 사용되기도 한다.

백만원 단위로 표시되어 있는 총산출액을 10억단위로 표시하기 위해 1,000으로 나누고 이 값으
로 취업자수를 성별로 각각 나누어 성별 취업계수행렬(\hat{i})를 구하게 된다(<부표 3>). 이 취업유발
계수는 10억의 최종수요가 발생할 때 해당 업종에서 발생하는 직접적인 일자리 수를 나타낸다.

새로운 분류에 따른 투입계수행렬(A^d)을 구하기 위해서는 산업연관표의 국산거래표에서 제
공하는 중간투입액행렬과 총산출액을 이용해야 한다. 중간투입액행렬이란 어떤 산업의 최종
재를 생산하기 위해 투입되는 다른 부문의 투입액들을 표시한 행렬을 의미하는 것으로 중간투
입액행렬의 i 번째 행, j 번째 열에 위치하는 x_{ij} 는 j 부문에 사용되는 i 재 투입액을 의미한다.
중간투입액행렬을 먼저 52×52 행렬로 만들기 위해 소분류로 제공되는 중간투입액 행렬에서 52
개 부분 내에서 대분류 업종으로 분류되는 것을 행과 열로 각각 합한다.

새로운 분류에 따른 중간투입액행렬이 구해지면 x_{ij} 를 총산출액 x_i 로 나누어 투입계
수⁶⁾ a_{ij} 를 구하는데 이는 j 재 1단위를 생산하기 위한 i 재의 투입단위를 의미한다. 이렇게

하여 새로운 분류에 따른 투입계수행렬(A^d)이 주어지고 이를 단위행렬에서 빼고 역행렬을 구한 것이 생산유발계수행렬($(I-A^d)^{-1}$)이다. 생산유발계수의 도출과정은 앞절에서 설명하였으므로 생략한다.

이제 마지막으로 성별 취업계수행렬 \hat{i} 을 생산유발계수행렬 $(I-A^d)^{-1}$ 에 곱하여 최종적으로 성별 취업유발계수행렬을 도출하게 되는데 이 때 취업유발계수는 해당부문의 소비나 투자 등 최종수요가 10억원 증가하는 경우 해당부문과 기타부문에서 직·간접적으로 유발되는 취업자수를 의미한다.

$$* \text{산업별 취업유발계수} = \text{산업별 취업계수}(\hat{i}) \times \text{생산유발계수}((I-A^d)^{-1})$$

<표 13>은 새로이 계산된 52개 부문의 성별취업유발계수를 제시한 것이다. 전력, 도시가스, 수도 등 에너지 공급업은 타 산업에 비해서 비교적 취업유발효과가 적다. 특히 여성은 최종산출액 10억원 당 1명이 채 되지 않는다. 남성은 대체로 10억원당 5명 이상의 고른 분포를 보이는 반면, 여성은 농림수산물, 음식점 및 숙박, 사회복지사업의 경우 20명 이상이고, 교육서비스, 도소매업과 일부 제조업에서만 10명 이상의 취업유발효과를 보이는 것으로 나타났다.

녹색뉴딜관련 부문만을 보면, 건설업의 경우 주택, 비주택건축, 건축보수, 교통시설건설 등 모든 소분류 업종에서 5명을 초과하지 않았다. 폐기물처리 및 환경보존 등의 활동들이 포함된 위생서비스의 경우도, 남성은 10억원의 최종수요가 발생할 때 약 10명의 취업자가 전산업에서 발생하지만, 여성은 약 3명에 불과한 것으로 나타났고, R&D관련 활동을 포함하는 연구개발업 역시 남성은 약 10명, 여성은 약 3명의 취업효과가 있는 것으로 나타났다.

6) 투입계수는 각 산업부문이 재화나 서비스의 생산에 사용하기 위하여 다른 산업으로부터 구입한 각종 원재료, 연료 등 중간투입액과 부가가치를 해당 산업의 총 투입액(=총산출액)으로 나눈 것이다. 따라서 투입계수는 각 부문 생산물 1단위 생산에 필요한 각종 중간재 및 부가가치의 단위를 나타낸다. 투입계수를 이용하면 간단한 생산파급효과를 계산할 수 있다. i상품에 대한 최종수요가 새롭게 한단위 발생하였다고 하면 투입계수는 이 상품을 한 단위 더 생산하기 위해 어떤 중간재가 얼마만큼 필요한지를 알 수 있게 해준다. (1차 파급효과) 필요한 중간재들 역시 새로이 생산되어야 하므로 각 중간재들은 또다시 그 생산에 필요한 중간재들의 생산을 유발한다. (2차 파급효과) 이렇듯이 투입계수는 재화나 서비스에 대한 최종수요가 발생하였을 때 이에 따라 각 산업부문으로 파급되는 생산유발효과 크기를 예측하는 데 이용되는 매개변수와 같다. 그러나 산업부문수가 많은 경우에는 투입계수를 매개로 하여 무한히 계속되는 생산파급효과를 일일이 계산한다는 것으로 현실적으로 불가능하므로 역행렬 계산이라는 수학적 방법으로 생산유발계수를 도출하여 이용한다(한국은행, 2008).

<표 13> 52개 부문의 성별 취업유발계수

부문	남성취업유발계수(명/10억)	여성취업유발계수(명/10억)
농림수산물	26.9168	23.3885
광산품	7.7638	1.4827
음식료품	13.2200	10.8298
섬유 및 가죽제품	7.9992	8.3482
목재 및 종이제품	7.9777	3.5914
인쇄 및 복제	10.5615	5.2711
석유 및 석탄제품	0.6836	0.2851
화학제품	5.2985	2.6089
비금속광물제품	7.8938	2.3692
제1차 금속제품	3.6425	1.0898
금속제품	9.2240	2.7649
일반기계	8.7609	2.7398
전기 및 전자기기	5.1223	2.9049
정밀기기	8.8166	4.4995
수송장비	7.0578	2.4325
기타제조업제품	10.2471	5.4408
전력	2.9323	0.9001
도시가스	0.9537	0.3127
증기 및 온수공급업	2.0229	0.6657
수도	5.9232	1.4034
주택건축	13.9134	3.2507
비주택건축	13.7825	3.0756
건축보수	13.4084	3.4184
교통시설건설	12.1418	2.5891
일반토목	10.4993	2.6342
기타특수건설	12.3059	2.7312
도소매	16.0656	13.0291
음식점 및 숙박	14.5619	22.4279
운수	12.9742	1.9356
우편 및 전화	6.1387	3.4692
부가통신 및 정보서비스	4.3496	2.0962
방송	7.4108	4.0731
금융	4.1758	2.8871
보험	6.5755	8.9506
금융 및 보험관련서비스	4.6452	3.4496
부동산	4.1111	1.6599
연구개발업	9.9007	3.0694
사업관련 전문서비스	5.1794	3.7124
광고	9.6628	5.5460
건축 및 공학관련서비스	10.1498	2.6269
컴퓨터관련서비스	10.2677	3.9057
기타사업서비스	12.7667	8.8981
공공행정 및 국방	8.6563	2.9817
교육서비스	8.4897	12.4753
의료 및 보건	4.6028	8.3706
사회복지사업	6.2670	20.7239
위생서비스	9.9648	2.0564
출판서비스	10.5385	5.3610
문화오락서비스	10.3037	6.7805
사회단체	17.1773	9.9365
수리서비스	16.8732	4.4202
개인서비스	12.1982	19.8689

2) 건설·SOC 분야 여성 취업유발 효과

이 분야에는 4대강 살리기 사업을 포함하여 총 9개 사업이 해당되는데, 건설업의 성별 취업

유발계수를 적용하였다. 사업별로 사업내용과 재정투입액을 살펴보고, 여성취업유발효과를 추정하기로 한다.

'4대강 살리기'사업은 제방·준설·환경정비·하천부지의 활용 등 하천에 대한 종합적 정비를 통해 홍수·가뭄·오염 등으로부터 안전하면서도 주민들의 활용도가 높은 하천공간을 조성하기 위한 사업이다(국회예산정책처, 2009). 정부는 본 사업을 통해 홍수피해(매년 2.7조원)를 줄이고, 하천을 이용한 레저·관광 수요창출 등 지역경제 활성화에 기여하는 등 약 23조원의 생산유발과 19만명의 고용창출을 기대하고 있다. 이 고용창출효과는 설계비와 보상비를 제외한 건설비 114,000억원에 대해 건설업 취업유발계수 16.6을 적용한 것이다.

본고는 이 사업을 세부사업별로 구분하고 각각에 해당하는 소분류 업종별로 취업유발계수를 적용하여 성별 일자리수를 추정한 것이 다음의 표이다. 추정결과 총 공사기간동안 4대강 살리기 사업에서 발생하는 남녀 취업유발인원은 남성 119,820명, 여성 30,027명으로 여성의 일자리 수는 남성에 비해 약 25% 수준이며, 총 149,847개의 일자리가 생겨날 것으로 기대된다(<표 14>). 이는 정부가 추정한 수치인 19만명보다 약 4만명 적은 수치이다. 업종의 분류를 세분화 하고 성별로 취업유발계수를 달리 적용한 결과이다.

<표 14> 4대강 살리기 사업의 취업유발인원

(단위 : 억원, 명)

사업명	업종분류(소분류)	추정건설비	취업유발인원		
			남	여	합계
하천환경정비	일반토목	18,806	19,745	4,954	24,699
제방보강	일반토목	12,310	12,925	3,243	16,167
천변저류지	일반토목	10,143	10,649	2,672	13,321
배수갑문증설	일반토목	4,631	4,862	1,220	6,082
자전거도로	교통시설건설	772	937	200	1,137
하도정비	일반토목	22,096	23,199	5,821	29,020
자연형 보	일반토목	94	99	25	123
농업용저수지	일반토목	18,850	19,791	4,965	24,757
댐 및 홍수조절지	일반토목	26,299	27,612	6,928	34,540
합계		114,000	119,820	30,027	149,847

주: 총사업비는 138,776억원이나 취업유발효과를 산출하기 위해 설계비와 보상비를 제외.

'재해위험지구 정비사업'은 4대강 살리기 사업의 연계사업이면서 기추진중인 사업으로 상습침수지역·산사태위험지역 등 지형적인 여건 등으로 인하여 재해가 발생하였거나 발생할 우려가 있는 지역에 대하여 자연재해위험지구로 지정·고시하고 예방하는 사업이다. 재해위

협지구정비사업은 일반토목의 성격에 가깝기 때문에 일반토목의 성별취업유발계수를 적용한 결과(정부추산에서는 대분류 건설업종의 취업유발계수 적용), 사업기간동안 남성 26,288명, 여성 6,596명, 총 32,884명의 추가적인 일자리가 창출될 것으로 예상된다.

'**녹색 교통망 확충**'으로 이는 경부 및 호남고속철도의 조기완공이 주요 내용이다. 2012년까지 약 9조 6천억원의 예산이 투입되어 약 14만명의 취업유발효과를 낼 것으로 정부는 기대하고 있다. 이 취업효과는 설계비 및 보상비를 제외하고 순수한 건설비 83,173억원을 건설업종 취업유발계수 16.6에 적용한 결과이다. 본고에서는 교통시설 건설부문의 성별취업유발계수를 적용하였고, 그 결과 2012년까지 남성은 100,987명, 여성은 21,534명으로 총 122,521명의 취업유발효과를 내는 것으로 나타났다.

'**환승시설 구축**'사업은 대도시 주요 교통결절점에 승용차와 대중교통간의 환승시설을 건설하여 통행시간단축 등을 통해 교통수단간 환승편의를 제고함으로써 승용차 도심유입억제, 대중교통이용 활성화로 대도시권교통체계의 개선을 도모하기 위한 사업이다. 2012년까지 12개 교통축의 주요교통 결절점에 교통특성에 따라 20개의 복합환승시설, 환승주차장, 환승센터등을 건설한다는 목적으로 총 5,178억원이 투입되는 사업이다. 전술한 '녹색 교통망 확충' 사업과 마찬가지로 본 사업에 교통시설건설 취업유발계수를 적용해 본 결과 남성 6,287명, 여성 1,341명으로 총 7,628명의 취업유발효과가 나타나는 것으로 추정됐다.

다음은 자전거 인프라 구축과 관련된 사업으로 '전국 자전거도로 네트워크 구축' 및 '자전거 급행도로 시범사업'이다. '**전국 자전거도로 네트워크 구축**'은 해안일주와 접경지역 자전거도로를 연결하는 하나의 벨트를 구축해, 지자체간 단절된 자전거도로의 연속성을 확보하고 연계한 권역별 테마노선을 개발하여 지역발전을 촉진한다는 목적을 가지고 추진되는 사업이다. 2018년까지 10년간에 걸쳐 추진되는 장기사업으로 사업규모는 총 연장 3,114km에 소요예산 1조 2,456억원이 투입되는 대규모 사업이다. 2012년까지의 투입예산은 5천억원이다. '**자전거 급행도로 시범사업**'은 전국 3개 구간에 자전거 전용 급행도로를 건설하는 것으로 2012년까지 총 3천억원의 예산이 투입된다. 이 두사업의 투자액은 교통시설건설 취업유발계수를 적용한 결과 남성 9,690명, 여성 2,066명으로 총 11,755명의 취업유발효과가 있는 것으로 나타났다.

'**환경친화적 중소규모 댐 건설**'은 화북댐, 부향댐, 성덕댐, 군남홍수조절지, 한탄강홍수조절댐 등 5개의 댐을 건설하는 사업으로 2013까지 진행되는 장기사업으로 본댐 이외에도 여수로, 유수전환 시설, 이설도로, 군대체시설, 이주단지 등을 조성하게 된다. 2012년까지는 총 7,262억원의 예산 투입액에 대해 일반토목 업종의 성별 취업유발계수를 적용한 결과, 남성일자리

7,625개, 여성일자리 1,913개로 총 9,538개의 신규 일자리를 유발할 것으로 추정되었다.

‘그린홈 건설·공급 프로젝트 추진’사업은 환경에 미치는 영향을 최소화하면서 인간의 건강을 위해 쾌적한 생활환경을 조성할 수 있는 이른바 ‘그린홈’을 건설하여 공급하는 사업으로 2018년까지 신규 및 기존주택 백만호 건설·공급 및 그린홈화 하는 것을 목표로 하고 있다. 본 사업의 내용에는 단순히 주택을 건설하는 것 이외에도 에너지절약형 친환경 주택의 건설기술을 개발하는 것도 포함되어 있으나 이러한 기술인력에 대한 일자리는 제시되어 있지 않다. 정부는 녹색뉴딜사업기간인 ‘09-’12년간에는 약 7조원이 투입되어 총 11.7만개의 일자리가 창출될 것으로 전망하였다.

그린홈 건설과 비슷한 개념으로 ‘그린 스쿨’사업도 추진되는데, 이 사업은 학교 내 그린스쿨 조성, 연못조성, 건물 외·내부 공간 개선, 에너지절약형 창호교체, 석면이 함유된 텍스 교체, 고효율 및 친환경 조명기기 교체, 빗물을 이용한 저수조 설치, 친환경 페인트 도색 등이 포함되어 있다. 약 1조원의 예산이 2012년까지 투입되어 16,600명의 신규일자리가 창출될 수 있다고 발표하였다.

이처럼 정부는 그린홈과 그린스쿨 모두 건설업종 취업유발계수를 일괄 적용하였으나 사업의 성격상 그린홈 건설은 ‘주택건설’의 취업유발계수를 적용하는 것이 적합하고, 그린스쿨은 신규 건축물을 건설하는 것이 아니라 기존 건물의 시설을 개선하는 성격이 강하므로 ‘건축보수’의 취업유발계수를 적용하는 것이 적합하다. 그 결과, ‘그린홈’ 및 ‘그린스쿨’사업으로 예상되는 신규 일자리 수는 남성일자리 111,498개, 여성일자리 26,336개로 총 137,834개로 추정되었다(<표 40>).

‘Eco-River 조성 및 하천복원기술 개발’사업은 국가하천 및 지방하천 도시구간을 생태하천으로 조성하여 훼손된 하천환경을 복원하고 친수공간을 조성하기 위한 사업이다. 이 사업은 2015년까지 진행되는 장기사업으로 2012년까지 약 5천억원의 예산이 투입되어 10,789명의 신규 일자리가 창출될 것으로 예상하였다. 본 사업의 내용에는 하천에 대한 정비뿐 아니라 하천의 이수·치수기능을 유지하면서 하천환경을 복원하기 위한 기술을 개발하는 프로젝트도 포함되어 있어서, 건설업종 취업유발계수는 하천정비인력을 산출하는 데에만 이용이 되고 나머지 기술개발인력은 연도별 계획인원을 통해 산출하였다.

<표 15> Eco-River사업의 일자리 창출 산식

〈녹색 일자리 창출 효과 기대〉						
구 분	계	'09	'10	'11	'12	'12년 이후
일자리 창출규모	36,724	2,383	2,713	3,043	2,650	25,935

SOC분야 투자에 따른 일자리 창출
 ○ 예산투자 10억원 당 16.6명의 일자리 창출 가능
 - 생태 하천조성(지방하천)
 $7,000(\text{억원}) \times 16.6(\text{명}) / 10(\text{억원}) \times = 11,620 \text{ 명}$

하천복원기술 개발을 위한 연구 참여기술자
 ○ 권역별 하천기본계획 수립 참여기술자
 $55\text{명} \times 145\text{건} \times 3\text{년} = 23,925\text{명}$
 ○ 하천복원기술개발 참여기술자 현황
 $393(\text{명}) \times 3\text{년} = 1,179\text{명}$

⇒ 일자리 창출 효과 산출 근거
 - SOC분야 투자 10억원당 16.6명의 일자리 창출(한은 통계)

자료: 기획재정부(2009. 1. 6.)

하천복원기술의 개발은 사업초기에 이루어져야 하므로 <표 15>에서 제시된 3년간의 참여 기술자 수는 녹색뉴딜사업 기간인 2012년까지 계획된 인원이므로 이 인원 에 대해서는 다음 절에서 다시 논하기로 한다. 또한 2015년까지의 계획 예산 중 건설업종 취업유발계수를 적용한 7,000억원은 건설비일 것으로 판단되는데, 예산자료를 통해서는 2012년까지의 소요예산인 4,838억원 중 어느 정도가 순수한 건설비인지 구분할 수 없으므로 4,838억원 모두 건설비로 간주하고, 일반토목건설업의 성별취업유발계수를 적용하였다. 추정결과 남성일자리는 5,080개, 여성일자리 1,274개로 총 6,354개의 일자리가 만들어질 것으로 나타났다.

‘사용종료매립지 정비 및 개발사업’은 사용종료 매립지를 매립장, 택지, 산업용지 등으로 재사용하기 위해 재개발을 추진하고자 하는 사업으로 2012년까지 약 5,300억원이 투입될 예정이다. 토목건설업의 취업유발계수(남성: 10.4993, 여성: 2.6342)를 본 사업에 적용하면 남성일자리는 5,565개(79.9%), 여성일자리는 1,396개(20.1%)로 추정되었다.

지금까지 녹색뉴딜사업중 건설·SOC 분야의 재정투자가 유발한 일자리수를 추정한 결과를 요약하면 <표 16>과 같다. 즉 남성 392,840명, 여성 92,483명으로 총 485,322명의 일자리를 유발할 것인데, 이는 정부 추정치보다 27,573명이 적은 수치이다.

〈표 16〉 건설업종 취업유발계수 적용 사업의 성별 취업유발인원

사업명	소요예산 (단위: 원)	정부추정 신규일자리 (단위: 명)	소분류기준 취업유발인원(단위: 명)		
			남	여	합계
4대강 살리기	114,000	190,000	119,820	30,027	149,847
재해위험지구 정비	25,038	41,567	26,288	6,596	32,884
녹색 교통망 확충 (경부 및 호남고속철도 조기완공)	83,173	96,536	100,987	21,534	122,521
환승시설 구축	5,178	8,598	6,287	1,341	7,628
전국 자전거도로 네트워크 구축·자전거 급행도로 시범사업	7,980	13,248	9,690	2,066	11,755
중소규모 댐 건설	7,262	12,055	7,625	1,913	9,538
그린홈 건설·그린 스쿨 사업 추진	80,500	133,630	111,498	26,336	137,834
Eco-River 조성	4,838	8,031*	5,080	1,274	6,354
사용종료매립지 재개발	5,300	9,230	5,565	1,396	6,961
합계	333,269	512,895	392,840(80.9)	92,483(19.1)	485,322

* Eco-River 사업에서의 정부추정 일자리수는 2012년까지의 소요예산 4,838억원에 건설업종 취업유발계수 16.6(명)을 곱한 것으로 기술인력이 포함된 정부의 추정치인 10,789명과 차이가 있다.

나. 비건설·SOC 분야 여성 일자리 규모 (24개 사업)

여기에는 다양한 성격의 24개 사업이 포함되어 있고 단일 분류체계로 정리되지 않아 취업유발계수를 적용하는데 한계가 있다. 하여 여기서는 정부가 추산한 일자리를 성별로 구분해 보는 작업에 집중하기로 한다. 재정사업이 향후 만들 일자리의 성별 분리통계를 생산하는데 있어 가장 신뢰성 있는 통계는 각 사업들의 성별 실적통계가 될 수 있겠으나 실적통계를 성별로 구비한 부서는 많지 않았다. 이 경우 차선책으로 유사사업의 종사자 성별통계를 이용하였다.

〈표 17〉에서 보는 바와 같이, 재생에너지활용이나 에너지효율을 높이는 분야에서는 제품이나 에너지를 직접적으로 생산하는 사업들은 소수이고, 대부분 연구개발이나 인프라구축과 관련된 사업내용이 주를 이룬다. 이는 에너지효율을 높이고 환경오염을 줄이는 기술축적이 다른 선진국에 비해서 아직 부족하기 때문에, 연구개발 및 시범운용 등이 사업초기에 주로 이루어지는 것으로 보인다.

<표 17> 녹색뉴딜사업 중 비건설·SOC 분야

분야	사업명	활동종류별 사업내용		예산 (억원)	일자리수 (명)
		활동종류	사업내용		
환경 보호	녹색슈퍼마켓	서비스 제공 및 인프라구축	큰마거마켓, 조림지관리, 산물수집 등	24,174	170,702
	신림재해예방 및 훼손실태 복원	서비스 제공 및 인프라구축	산불감시제도, 초기이관, 뒷물장외 전담 등 산불전문예방진화대 운영, 산림병해충방제, 산림복원	7,327	52,648
		컨설팅, 교육, 홍보	산림병해충방제 컨설팅전문가 양성		
	전자문서활용촉진	서비스 제공 및 인프라구축	전자문서 활용을 촉진	800	8,430
	클린 코리아 실천사업	서비스 제공 및 인프라구축	쓰레기 수거	2,103	14,546
	수변구역 저탄소 녹색성장 조성	서비스 제공 및 인프라구축	수로정비 및 조정	8,000	19,900
		건설	배후습지, 생태계 연결통로, 수질개선 완충지대 조성		
우수유출시설설치	건설	침투시설 및 저류시설 설치(전문공사업)	2,160	4,077	
Eco-River 하천복원기술 개발	연구개발	하천복원기술 개발	4,838	25,104	
'환경보호' 분야 합계				49,402	295,407
재생 가능 에너지	신림바이오에스활용	제품생산 및 보급	펠릿(화목보일러) 제조 및 설치	881	3,130
		서비스 제공 및 인프라구축	펠릿제조시설 및 신림탄소순환마을 유지를 위한 관리인력		
	신재생에너지 보급	제품생산 및 보급	태양광, 태양열, 지열, 풍력 등 신재생에너지를 일반가 정에 보급	7,391	4,348
	바이오에탄올연료의 자동차 영향 평가 및 기술개발 사업	연구개발	바이오에탄올 연료 차용력합성 평가, FFV (Flex Fuel Vehicle) 차용연진 기술 개발	30	60
	폐기물자원 재활용 투자 확대	서비스 제공 및 인프라구축	폐기물전처리시설 운영관리	9,300	16,196
		건설	폐기물전처리PDF시설, 소각열화수시설, 매립가스화수시설		
		연구개발	폐기물 재활용기술 R&d		
	초분해해안계 바이오에스 에-치화	서비스 제공 및 인프라구축	산지, 수변구역, 유류농경지 등에 '바이오순환림' 조성	11,220	24,372
		연구개발	바이오작물 산물중 및 에탄올바이오 플라스틱 등 연구개발 미세조류해조류 대량 배양기술, 고효율에너지 추출기술 확립 및 시험양식		
	바이오에스 활용 생산기반 구축 및 기술분노 지원화	제품생산 및 보급	바이오에너지 작물 생산: 우체재배 확대	2,258	4,519
연구개발		R&D: 바이오에-치저물 품종개발과 에-치화 기술개발			
	건설	바이오에스용 조성, 기후분노 지원화 촉진에 필요한 공동지원화 시설 설치			
하수처리수 재이용	서비스 제공 및 인프라구축	하수처리수를 공업용수로 전환	3,767	6,001	
'재생가능 에너지' 분야 합계				34,847	58,626
에너지 효율 증대	Green Car 보급확대	제품생산 및 보급	친환경자동차, 부품, 배터리, 모터, 연료전지, 저장탱크	13,136	10,000
		연구개발	원상차 R&D(연구인력) 부문, 관련학계 전문인력		
		서비스 제공 및 인프라구축	AS, 충전소		
	Green Car 기술개발	연구개발	플러그인 하이브리드차(PHEV)용 에너지 저장시스템 개발 등 PHEV 핵심부품 개발, 안전효율 향상 등 클린디젤 차량의 효율 극대화 추진	1,936	196
	공공부문 LED조명 교체	제품생산 및 보급	LED조명 생산 및 공공기관 판매	10,000	16,600
		건설	공공기관 LED조명 교체공사		
	그린 IT기술 테스트베드 구축	제품생산 및 보급	태양광발전 시스템 핵심부품(PCS), 배터리 관련 제품 생산	100	10,000
		서비스 제공 및 인프라구축	그린IT 기술 및 그린홈 설계 전문가		
		건설	그린홈 건설		
		연구개발	컨소시엄 중심 기술분야별 세미나 및 기술 연구회 설립		
컨설팅, 교육, 홍보	그린홈 평가 및 컨설팅 전문인력 양성				
국가 건물에너지 통합관리시스템 구축 사업	서비스 제공 및 인프라구축	주요 개별 에너지사용 데이터의 국가DB화 기업사업 개별 에너지사용 데이터의 전산 네트워크 통합 국가 건물에너지 통합관리시스템 구축센터의 운영	340	760	
'에너지 효율 증대' 분야 합계				25,512	37,556

〈표 17〉 녹색뉴딜사업 중 비건설·SOC 분야(계속)

분야	사업명	활동종류별 사업내용		예산 (억원)	일자리수 (명)
		활동종류	사업내용		
기타	농어촌 테마공원 조성	건설	테마공원조성에 필요한 진입도로, 주차장, 산책로, 상하수도 등 기반시설 건설	860	860
	간선급행버스체계(BRT) 구축	서비스 제공 및 인프라구축	BRT운영센터, 요금체계, 정보안내시스템, 서비스 설계	1,744	2,208
		건설	도로 및 환승시설 건설		
	국가공간정보 통합체계구축	서비스 제공 및 인프라구축	국가공간정보 공유시스템구축, 통합DB구축, 하드웨어통합	3,717	3,120
	도로기반 지하시설물 전산화	서비스 제공 및 인프라구축	전 국토의 7대 지하시설물의 위치 및 속성정보를 전산화	2,599	7,767
	해위 물산업 진출	서비스 제공 및 인프라구축	상수도, 수력발전 등 프로젝트별 재무, 법률, 기술서비스제공	1,989	15,397
건설		전문설계·공사서비스제공			
기타 합계				10,899	13,945
합계				95,148	367,978

제조업이 아닌 시설물설치 등 건설 및 R&D분야에서 주로 사업이 이루어지므로, 환경보호와 관련된 분야를 제외하면 사업초기에 여성의 참여를 기대하기란 더욱 어려울 것으로 보인다. 분야별로 일자리창출효과를 보면, 환경보호 및 자원보존분야가 다른 두 개의 분야에 비해 월등히 큰데 이는 R&D 및 기술서비스가 주종인 나머지 두 개의 분야보다 숲가꾸기 사업이나 쓰레기 수거사업과 같이 사업비의 대부분이 인건비로 투입되는 사업들이 많기 때문이다. 또한 환경보호분야에서의 일자리창출은 숲가꾸기사업이나 기타 숲관련 사업에 지나치게 편중되어 있어서, 녹색뉴딜이 마치 폐목들을 수집하고 산림을 조성하는 것이 전부인 것처럼 오해를 줄 소지가 있다. 다시 말해서 녹색뉴딜사업에 건설업 관련 사업이 지나치게 많은 것도 문제이지만, 환경분야의 사업이라고 하더라도 환경산업의 다양한 측면을 포괄하지 못하고 있는 것도 지금의 녹색뉴딜사업이 안고 있는 문제이다. 특히 숲가꾸기 사업은 이미 수년전부터 시행되어 온 사업으로 전혀 새로울 것이 없는 사업이다. 녹색뉴딜의 의미를 살리면서 지속적으로 실행될 수 있는 사업들이 다양한 분야 및 직종에서 마련될 필요가 있다.

1) 환경보호

‘환경보호’ 분야에 속한 사업들 중에는 ‘녹색숲가꾸기사업’이나 ‘전자문서활용촉진사업’, ‘클린코리아실천사업’ 등 기존에 공공근로사업의 일환으로 추진되었던 사업들이 다수 포함된다. 그 밖에 우수유출시설설치 및 하천복원기술개발 등 건설업 및 연구개발업에 속하는 사업들도 포함되어 있다.

먼저 ‘녹색숲가꾸기사업’과 ‘산림재해예방 및 훼손산림복원사업’ 등 산림청의 사업들의 여

성고용창출 효과를 추정해보자. 산림청은 녹색일자리사업이라는 이름으로 ‘숲가꾸기, 산림재해예방, 산림바이오매스 활용, 산림서비스 증진 등 13개 분야의 산림사업을 추진 중에 있으며 2012년까지 총 3조원을 투자해 23만명의 일자리를 창출한다는 계획을 가지고 있다. 산림청은 이 녹색일자리사업이 저소득 취약계층, 청·장년, 여성 등 다양한 계층의 실업자들을 대상으로 한 다계층사업임을 강조하고 있으며, 전문직업 교육의 기회를 동시에 제공함으로써 단기적인 저임의 질 낮은 일자리로 인식될 수 있다는 한계를 인정하고 있다.

그 구체적인 일자리항목들을 살펴보면 숲가꾸기 사업은 정책숲가꾸기와 공공산림가꾸기로 구분되며, 정책숲가꾸기는 전문임업인이 담당하는 도급사업의 형태를 띠고 공공산림가꾸기는 공공성이 강한 산림에 대해 숲가꾸기 및 관련 사업업무보조를 담당하게 된다. 공공산림가꾸기의 예상수혜계층은 저소득 취약계층 및 일반 미취업 청년계층이 되며 일일 약 50,000원 정도의 수당으로 12개월동안 고용이 된다. 산림서비스도우미는 숲가꾸기보다 다양한 항목에서 새로운 일자리들을 제시하고 있는데, 숲해설가, 산촌생태마을운영매니저, 수목원코디네이터와 같은 전문적인 지식을 필요로 하는 일자리는 물론이고, 숲생태관리인, 숲길조사관리원, 등산안내원 등 전문지식이 필요 없는 일반 구직자들을 대상으로 한 사업들도 있다. 산림보호강화분야에서 제공되는 일자리는 산림보호감시원으로 역시 취약계층과 일반구직자를 대상으로 한다. 그러나 일반구직자를 대상으로 한 산림서비스 도우미관련 일자리나 산림보호감시원의 경우 그 업무내용을 보면 역시 상당한 분량의 전문지식이 필요할 것으로 예상되는데 산림청이 제시한 바와 같이 전문직업교육이 실시된다면, 그 소요예산도 인건비에 맞먹는 규모가 될 것인데, 전문교육에 대한 구체적인 계획과 예산이 드러나 있지 않아서 표에서 제시된 다양한 일자리들이 계획과 일자리의 수요만큼이나 적절하게 배분될 수 있을지 의문이다.

재정을 통해 매년 수만명의 공공근로 일자리를 창출하는 것만으로는 부족하며 새로운 산림서비스 일자리 분야가 수익을 창출할 수 있는 구조로 만드는 장기적인 대책이 필요하다. 경제 위기에 그 충격을 완화할 수 있는 완충제로써의 역할도 무시할 수 없고, 산림재로부터 창출되는 혜택들이 공공재임을 감안하면 민간의 적극적인 참여를 기대하기 어렵겠지만 안정적인 일자리 제공을 통해 일정한 수준의 구매력이 확보되도록 하는 것이 일자리 창출 정책의 궁극적인 목표인 점을 감안한다면, 정부의 재정정책이 녹색일 자리를 수익성 있는 일자리 분야로 만들어 민간에 영향을 줄 수 있는 펌프의 마중물 역할을 충분히 할 수 있도록 해야 할 것이다. 그러기 위해서는 전문적 지식을 필요로 하는 다양한 산림청의 녹색일자리들이 충분히 전문성을 습득하고, 지속적으로 그 전문성을 활용할 수 있도록 관리해 주는 작업들이 필요할 것이다.

〈표 18〉 산림청 소관 녹색일자리 사업

사업		항목	일자리 내용	인원 (38,266명)	예산 (506,791백만원)	일자리 수혜 계층	임금	보조수당 (교통비+간식비)	사업형태
숲가꾸기 (30,224명/ 4,210억)	정책 숲가꾸기		숲가꾸기를 통해 경제적생태환경적으로 건강한 숲 조성	12,545	226,751	전문임업기능인	18백만원/년	-	도급사업
	공공산림가꾸기		공공성이 강한 산림에 대한 숲가꾸기 및 사업업무보조	17,679	194,486	취약계층 및 구직자 일반, 미취업 청년 계층	40~45천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
산림서비스 증진 (8,042 명/856 억원)	산림서비스 도우미 (1,556명/19 2억원) 산촌생태마을 운영매니저 산차전문모니 터링요원 수목원코디네 이터 도시녹지관리 원 산림보호강 화	숲 해설가	자연휴양림을 찾는 국민들에게 산림에 관한 지식 전달 및 숲탐방숲체험 활동 지원	341	4,866	전문지식소유자(관련학과 졸업자 및 근무경력자)	41천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
		숲 생태 관리인	자연휴양림내의 숲 생태, 시설물 관리 및 이용객 안전사고 예방활동	240	3,150	취약계층 및 구직자 일반	41천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
		숲길조사관리 원	등산로의 정확한 정보구축 및 훼손 예방을 위한 등산로 조사 및 관리	373	4,593	취약계층 및 구직자 일반	41천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
		등산 안내인	안전하고 쾌적한 등산환경 조성 및 건전한 등산문화 정착 활동 추진	88	1,117	취약계층 및 구직자 일반	41천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
		산촌생태마을 운영매니저	산촌마을의 소득증대 도모와 산촌체험사업의 원활한 추진 지원	90	886	전문성을 가진 구직자 일반	41천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
		산차전문모니 터링요원	산차개발 수요 증대에 따른 전용차와 복구지 등에 대한 모니터링 실시	113	1,241	취약계층 및 구직자 일반	41천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
		수목원코디네 이터	수목원에 대한 올바른 정보를 국민들에게 전달하고 식물 유전자원 보존	72	841	전문지식소유자(관련학과 졸업자 및 근무경력자)	41천원/일	5천원/일	12개월 일일고용
		도시녹지관리 원	도시산림공원 등 도시숲에 대한 안내생태교육 및 가로수 실태조사 등 사후관리	239	2,504	취약계층 및 구직자 일반	35~37천원/ 일	5천원/일	12개월 일일고용
산림보호강 화	산불감시 및 예방활동, 자연재난 예방 및 복구, 산림병해충 예방 및 방제 등	6,486	66,356	취약계층 및 구직자 일반					

* 자료: 산림청(2009)

녹색숲가꾸기 사업은 산림의 경제적·공익적 가치 증진 및 녹색일자리 창출과 숲가꾸기 산물 수집의 생산성을 높여 산림바이오매스 활용도 제고를 목표로 매년 계속사업으로 운영되며, 2012년까지 2조 4천억원이 투입되어 총 170,702개의 신규일자리 창출을 목표로 하고 있다(〈표 18〉). 앞서 설명한 바와 같이 숲가꾸기 사업은 정책숲가꾸기와 공공산림가꾸기로 구성이 되어 있으며, 정책숲가꾸기는 도급사업으로 추진하며, 1억원당 5.5명의 고용창출을 기대하고 있고, 공공산림가꾸기는 일일직접고용사업으로 추진하며, 1억원당 12.5명의 고용이 창출될 것으로 기대하고 있으며 이는 인건비를 통해 계산한 것이다. 2012년까지의 예상 신규 일자리수 170,702를 2009년 공공산림가꾸기 사업의 성별 참여비율(남 72%, 여 28%)을 적용하면 예상되

는 여성일자리수는 총 47,797명이다(남성 122,905명).

다음은 ‘산림재해예방 및 훼손산림복원’으로 산불감시·계도, 뒷불정리 전담 인력으로 활용되는 ‘산불전문예방진화대’운용, 산림병해충방제, 산림복원 등의 내용을 담고 있다. 본 사업은 앞서 산림청의 녹색일자리 사업의 현황을 소개하면서 언급한 산림보호강화사업에 해당되는 사업이다. 산림보호강화사업의 남녀별 현황을 보면 여성의 참여가 전체 2,634명 중 185명으로 7%에 불과하여 숲가꾸기나 산림서비스도우미 사업과 매우 대조적인 모습을 보인다. 예산 및 일자리 규모에 있어 산림병해충방제 분야가 비중이 가장 높은 점을 감안하면 동 분야에 대한 여성의 참여에 어떤 제약이 있는지를 살펴볼 필요가 있다. 산림보호강화사업의 여성 참여율 7%를 2012년까지의 예상 일자리수인 52,648명에 적용하면 2012년까지 ‘산림재해예방 및 훼손산림복원 사업’에서 예상되는 여성 일자리는 총 3,685명이다.

다음은 한국전자거래진흥원과 한국정보화진흥원에서 수행하고 있는 ‘전자문서 활용 촉진’ 사업이다. 이 사업은 전체 319개 공공기관(준정부기관, 기타공공기관 등)이 보유하고 있는 종이문서를 전자화(스캐닝)하여 공인전자문서보관소에 보관함으로써 종이문서 생산·보관·검색·수발 등으로 발생하는 비용을 절감하고 전자문서 관련 산업을 육성하기 위하여 추진되는 사업이다. 2013년까지 추진되는 장기사업으로 2단계에 걸쳐 진행이 되며 1단계는 공공부문의 전자문서 활용 촉진, 2011년부터 시작되는 2단계는 민간부문의 전자문서 활용 촉진을 목표로 한다. 2012년까지 총 800억원의 재정이 투입되어 약 8,430개의 신규 일자리가 창출될 것으로 전망하였다.

이 사업은 기록물 스캐닝 및 보관작업이 주 업무로 산림청의 녹색숲 가꾸기 사업과 마찬가지로 인터넷을 활용하여 단기간에 적은 예산으로 많은 일자리를 창출하는 대표적인 공공근로 사업으로 월 백만원의 보수가 지급되는 공공근로일자리가 매년 3,190개가 제공될 예정이다. 물론 이 사업에서는 단순일자리만 제공되지는 않는다. 2010년까지는 스캐닝작업에 투입되는 공공근로인력이 대부분이나 솔루션개발 등을 포함한 각종 기술지원관련 일자리들도 창출될 것이다.

<표 19>는 한국전자진흥원에서 제공한 ‘전자문서 활용 촉진’사업의 2009년도일자리 창출 실적이다. 6개월 또는 6.5개월 동안의 투입인력과 인건비를 분야별로 나타낸 것으로 월단위의 투입인원이 실인원이다. 그러나 이 현황에는 스캐닝작업에 투입된 공공근로인력의 현황이 나타나 있지 않다. 기술개발 및 지원인력으로 2009년 상반기에 총 90명이 투입되었고 이중 25.5%인 여성인력으로 다른 기술분야와 비교했을 때 결코 적은 비율이 아니다. 2012년까지의 예상

고용인원 8,430명 중 공공근로인력 6,380명을 제외한 2,050명에 25.5%에 적용하면 ‘전자문서 활용 촉진’사업의 기술개발 및 지원인력 중 총 523명이 여성일자리로 추정된다.

<표 19> ‘전자문서 활용 촉진’ 2009년도 여성참여현황

	과업명	추진내용	총기간 (개월)	일자리			인 건 비	
				구성	월투입	총 MM		
전체	계				90	570.9	2,528,001,231원	
	컨트롤타 워	소개						285,356,333 원
		PM	6.5	특급	3.22	20.9	월6,582,483원=137,573,895원	
		사업관리	6.5	고급	2.04	13.25	월4,934,201원=65,378,163원	
		품질관리	6.5	중급	1.88	12.25	월4,107,695원=50,319,264원	
	BPR/ISP	TA-분리발주Spec	6.5	초급	1.61	10.45	월3,070,336원=32,085,011원	
		소개						622,238,739 원
		민원사무 전수조사	6	특급	3.74	22.45	월6,582,483원=147,776,743원	
		처리실태 분석	6	고급	5.38	32.25	월4,934,201원=159,127,982원	
	H/W 설치 및 응용프로 그램 개발	대상민원 선정	6	중급	4.42	26.5	월4,107,695원=108,853,918원	
		정보화전략계획수립	6	초급	11.21	67.25	월3,070,336원=206,480,096원	
		소개						1,000,544,250원
		H/W 도입 및 설치	6.5	특급	2.23	14.50	월6,582,483원=95,446,004원	
	시스템 간 연계	시스템 S/W 설치	6.5	고급	13.80	89.70	월4,934,201원=442,597,830원	
		응용프로그램 개발	6.5	중급	11.38	73.95	월4,107,695원=303,764,045원	
		응용프로그램 개발	6.5	초급	7.95	51.70	월3,070,336원=158,736,371원	
		소개						619,861,910원
	시스템 간 연계	진본성 확인 연계	6.5	특급	3.92	25.50	월6,582,483원=167,853,317원	
		전자문서보관소연계	6.5	고급	6.31	41.00	월4,934,201원=202,302,241원	
		단일창구 연계	6.5	중급	5.50	35.75	월4,107,695원=146,850,096원	
인증시스템 연계 등		6.5	초급	5.15	33.50	월3,070,336원=102,856,256원		
계					23	144.9	608,173,422원	
여성	컨트롤타 워	소개				16.95	74,871,151원	
		PM	6.5	특급	1	6.5	월6,582,483원=42,786,140원	
		사업관리	6.5	고급			월4,934,201원=0원	
		품질관리	6.5	중급			월4,107,695원=0원	
	BPR/ISP	TA-분리발주Spec	6.5	초급	1.61	10.45	월3,070,336원=32,085,011원	
		소개					62.75	255,247,866원
		민원사무 전수조사	6	특급	0.92	5.5	월6,582,483원=36,203,657원	
		처리실태 분석	6	고급	2.08	12.25	월4,934,201원=61,677,513원	
	H/W 설치 및 응용프로 그램 개발	대상민원 선정	6	중급	3.21	26.25	월4,107,695원=79,073,129원	
		정보화전략계획수립	6	초급	4.25	25.5	월3,070,336원=78,293,568원	
		소개					63.7	270,653,103원
		H/W 도입 및 설치	6.5	특급	0.08	0.5	월6,582,483원=3,291,242원	
	시스템 간 연계	시스템 S/W 설치	6.5	고급	3.95	25.7	월4,934,201원=126,808,966원	
		응용프로그램 개발	6.5	중급	3.77	24.5	월4,107,695원=100,638,528원	
		응용프로그램 개발	6.5	초급	2.0	13.0	월3,070,336원=39,914,368원	
		소개					1.5	7,401,302원
	시스템 간 연계	진본성 확인 연계	6.5	특급				월6,582,483원=0원
		전자문서보관소연계	6.5	고급	0.23	1.5	월4,934,201원=7,401,302원	
		단일창구 연계	6.5	중급				월4,107,695원=0원
		인증시스템 연계 등	6.5	초급				월3,070,336원=0원

*자료: 한국정보화진흥원(2009.9)

공공근로인력사업에 대해서는 최근 일자리 실적이 파악되지 않아 1998년부터 2004년까지 시행된 공공근로사업의 성별참여현황 통계자료를 활용하였다.

공공근로사업은 1998년부터 시행된 사업으로 2004년까지 정보화사업, 생산성사업, 공공서비스지원사업, 환경정화사업 등 4대 분야 91개 사업이 추진되었는데 성별 참여자 비율이 7년 평균치가 남성 44.8%, 여 55.2%로 나타났다(행정자치부, 2005, 「1998-2004공공근로사업백

서」). 여성 공공근로사업 참여자 비율(55.2%)을 ‘전자문서 활용 촉진’사업에서 2012년까지 창출될 공공근로인력 6,380명에 적용하면 총 3,522개의 여성일자리가 공공근로일자리로 창출될 것으로 추정된다. 공공근로인력과 기술개발 및 지원인력을 합하면 8,430명 중 여성은 4,045명(48.0%), 남성은 4,385명(52.0%)이 될 것으로 예상된다.

다음은 또 하나의 공공근로사업으로 추진되는 ‘클린코리아 실천사업’이다. 이 사업은 4대강 살리기 사업의 연계사업으로 농어민과 저소득층 등을 공공근로인력으로 활용하여 하천·하구, 도시 및 농산어촌지역의 묵은 쓰레기를 수거하는 사업이다. 2012년까지 총 2,103억원이 투입되어 14,546명의 일자리를 창출해 낼 것으로 전망하고 있다. 역시 14,546명에 공공근로사업에 대한 남녀 참여자 현황 통계를 적용하면 여성은 8,029명(55.2%), 남성은 6,517명(44.8%)이 신규 일자리수로 추정된다.

다음은 역시 4대강 살리기 사업의 연계사업인 ‘수변구역 저탄소 녹색성장 조성’ 사업이다. 이 사업은 수변지역의 보전과 지속적 활용을 목표로 수변구역 내 생태복원 사업, 생태복원에 의한 Carbon Credit 인증제 도입 등을 수행하며 2012년까지 총 8,000억원이 투입되어 19,900명의 신규 일자리가 창출될 것으로 전망하였다. 일자리 창출 규모는 사업비 구성이 보상비, 수로정비, 조경 등 다양한 내역으로 구성되어 있어 구체적 내역별로 일자리 창출 규모를 산정하였으며, 기존 수변구역 정비를 위한 우수지 정비, 용지매수 사업 등을 저탄소 친환경적인 생태벨트로 사업으로 전환하여 추진하고, 단기적 일자리 창출 효과를 기대하기 위해서는 보상비 지원보다는 수변정비 사업비를 우선 지원한다고 밝힌 만큼 대부분의 일자리는 수로정비나 조경 등에 투입되는 일용직 근로자일 것으로 예상된다. 주무부처인 환경부에서 제출한 일자리 산출 근거도, 총 사업비의 50%를 인건비로 간주하고 연간 근무개월 10개월과 월간 근무일수 20일, 1일 인건비 100천원을 기준으로 1인 인건비를 계산한 후 이를 총 인건비에서 나누어 산출하였다. 이에 본고에서는 가장 유사직종인 인구총조사(2005)의 광업·건설업관련 단순노무자중 여성취업자 비율(5.1%)을 적용하였고, 그 결과 2012년까지의 고용인원 19,900명중 1,015명의 여성일자리가 창출될 것으로 예상된다.

‘우수유출저감시설 설치 활성화 사업’은 우수의 직접 유출로 인한 홍수의 피해를 방지하기 위하여 우수의 직접유출량을 저감시키거나 침투유출 시간을 지연시키기 위한 침투시설 및 저류시설 등의 시설물을 지자체 공공청사, 공원, 학교 등지에 설치하기 위한 사업이다. 2012년까지 1단계 사업이 진행되는데 2,160억원이 투입되어 4,077명의 고용이 창출될 것으로 예상하고 있다. 본 사업은 건축물 등에 각종 시설물을 설치하는 사업으로 표준산업분류 상 ‘토목시설물

및 건물 축조관련 전문 공사업'에 속하는 것으로 볼 수 있으므로 이 업종의 여성 취업자 비율 6.9%(통계청 인구총조사 자료, 2005)를 2012년까지의 총 고용인원 4,077명에 적용하면 예상되는 여성 취업자는 약 281명으로 추정된다.

다음은 앞서 살펴본 'Eco-River 조성 및 하천복원기술 개발' 사업 중 생태하천조성에 투입되는 일자리 수 추정을 위해 취업유발계수를 활용한 부분을 제외한 하천복원기술개발분야의 일자리수를 추정하기로 한다. 하천복원기술 개발을 위한 참여기술자는 3년 동안 투입이 되며 그 계획인원은 총 25,104명으로 추산되었다.⁷⁾ 본 사업은 연구 및 기술인력이 투입되는 사업이므로 앞서 제시한 한국환경산업기술원의 '환경산업 기술인력 통계' 자료를 활용하여 남녀 일자리수를 추정한다. '훼손된 자연생태계 복원기술' 인력 중 여성비율 10.2%를 25,104명에 적용하면 본 사업에서 예상되는 여성 기술인력은 2,561명으로 추정된다.

지금까지의 논의를 종합하여, 녹색뉴딜사업중 '환경보호 및 자원보존' 분야 재정투입으로 만들어지는 일자리의 성별 분포는 <표 20>과 같다. 총 296,407명의 신규고용 중 22.8%인 67,413개가 여성일자리로 추정되었다. 이 분야에서는 탄소배출감소와 직접적으로 관련된 다른 분야에 비해 추정된 여성일자리수가 비교적 많다. 그 이유는 공공근로사업이나 일용직 근로자의 비율을 정부가 각 부처가 추정한 전체 일자리수에 적용하였기 때문이다.

<표 20> '환경보호' 분야 녹색뉴딜사업의 남녀별 일자리수(추정)

사업명	정부계획		성별 일자리 규모(2009년~2012년)		
	예산(억원)	일자리수(명)	남성(명)	여성(명)	합계(명)
녹색송기	24,174	170,702	122,905(72.0)	47,797(28.0)	170,702
신림저해어항 및 훼손수생태계 복원	7,327	52,648	48,963(93.0)	3,685(7.0)	52,648
전자문서활용촉진	800	8,430	4,385(52.0)	4,045(48.0)	8,430
클린 코리아 실천사업	2,103	14,546	6,517(44.8)	8,029(55.2)	14,546
수변구역 저탄소 녹색성장 조성	8,000	19,900	18,885(93.8)	1,015(5.1)	19,900
우수유출시설설치	2,160	4,077	3,796(93.1)	281(6.9)	4,077
Eco-River 하천복원기술 개발	4,838	25,104	22,543(89.8)	2,561(10.2)	25,104
합계	49,402	295,407	227,994(77.2)	67,413(22.8)	295,407

* 주: 괄호안의 숫자는 남녀비율

2) 재생가능에너지

'재생에너지' 관련 분야는 아직 연구개발 단계이고, 바이오매스 및 폐기물 처리 이외의 풍력, 지열, 태양열 등을 에너지원으로 활용하는 데 있어서는 초보적인 단계이다. 따라서 현재의 사

7) 구체적으로 권역별 하천기본계획 수립 참여기술자는 "55명×145건×3년=23,925명", 하천복원기술개발 참여기술자는 "393명×3년=1,179명"으로 나타났다.

업들을 보면 가축 분뇨 및 펠릿 등의 바이오매스의 활용을 높이기 위한 사업들과 기타 연구개발사업들이 주를 이루고 있다. 또한 재생에너지 사용 확대 정책에 대해서는 환경단체를 위시하여 언론, 학계와 산업계 등이 이구동성으로 정부의 더 많은 지원과 투자를 요청하고 있다.

재생가능에너지 활용과 관련한 녹색뉴딜사업중 ‘산림바이오매스 활용사업’은 펠릿(화목)보일러 등 목질계 바이오에너지를 활용하는 시설의 건설 및 운영을 지원하고, 산촌지역을 중심으로 스스로 산림을 가꾸면서 산림부산물(에너지, 주택, 마을공동시설에 이용하는 『탄소순환마을』)을 조성하는 것을 내용으로 하는 사업이다. 2012년까지 총 880억을 투자하여 3,130여명의 고용창출 및 농·산촌 주민의 난방비 절감의 효과를 전망하고 있다. 산림바이오매스 활용사업에서의 여성 취업자 비율을 추정하기 위하여 보일러시설 제조와 관련하여서는 ‘조립금속제품 제조업’, 펠릿 제조와 관련하여서는 ‘나무, 코르크 및 조물제품 제조업’의 여성취업자 비율(통계청 인구총조사, 2005) 즉 16.6%를 총 일자리수 3,130개에 적용하여 약 520개의 여성일자리가 만들어질 것으로 추산하였다.

‘신재생에너지 보급’사업은 환경부에서 추진하는 사업으로 주택·지역별 특성에 적합한 태양광, 태양열, 지열, 풍력 등 신재생에너지를 일반가정에 보급하는 것을 주 내용으로 하며 2012년까지 총 7,391억원의 예산이 투입되어 4,348명의 일자리 창출을 목표로 한다. 담당부처가 제시한 일자리수 산정 근거는 2007년 기준 국내 신재생에너지산업 생산액 5억불, 동 산업분야의 고용인원 2,700여명, 그리고 2007년 말 환율을 기준으로 구한 매출 1.7억원당 1명 고용이라는 산식이다. 현재 신재생에너지 분야는 표준산업분류체계에 포함되어 있지 않아 이 분야에서 창출되는 남녀별 일자리의 규모를 파악하기란 쉽지 않다. 현재 에너지관리공단에서 신재생에너지분야에 대한 통계를 작성하고 있지만 에너지 생산 및 보급에 대한 통계만 작성될 뿐 해당분야의 종사자수에 대한 통계는 잡히지 않는다.

에너지관리공단에서 정의하는 신재생에너지분야의 통계작성대상들을 보면 각각의 신재생에너지원으로 전기나 열, 가스 등을 생산하는 설비들임을 알 수 있다. 이는 표준산업분류의 전기·수도·가스 분야에 대응되는 분야이므로 이 분야의 취업유발계수를 적용하여, 4년 동안 ‘신재생에너지보급’ 사업에서는 총 2,661명의 취업유발효과가 예상되며 이 중 여성일자리는 739명(27.8%)으로 추정된다.

다음은 ‘바이오에탄올연료의 자동차 영향평가 및 기술개발’ 사업에서의 여성일자리를 추정해 본다. 이 사업은 국내 상용화 가능성이 높은 저농도 바이오에탄올 연료유(E3, E5, Bio-ETBE)가 실제 차량에 미치는 영향을 검증 및 평가하여 보완책을 마련하는 것과 고농도

(E10 이상) 바이오에탄올이 실제 차량에 미치는 영향 평가 및 FFV (Flex Fuel Vehicle) 차량·엔진 기술을 개발하는 연구개발사업이다.

2012년까지 총 30억원의 예산이 투입되어 약 60개의 신규 일자리가 창출될 것으로 전망하고 있다. 일자리 창출 계산방식에 의하면 이 중 2011년까지 전문 연구인원은 10명, 연구 종료후 FFV 부품 생산업체와 자동차 조립업체에서 약 50명의 신규고용이 창출될 것으로 예상하였다. 여성 일자리를 추정하기 위하여 통계청의 서비스총조사(2005) 및 인구총조사(2005) 자료의 관련분야 성별 취업자수 통계를 <표 21>과 같이 적용하였는데, 본 사업에서 예상되는 여성 일자리는 약 13명으로 21.7%의 비율을 차지한다.

<표 21> '바이오에탄올연료의 자동차 영향평가 및 기술개발' 사업의 성별 고용인원

업종	남성	여성	합계
공학 및 기술 연구 개발업 자료: 서비스업 총조사(통계청, 2005) 전문 연구인원: 10명(A)	37,833(85.8)	6,271(14.2)	44,104
자동차부품 제조업 자료: 인구총조사(통계청, 2005) FFV 부품 생산업체 및 자동차 조립업체 고용인원: 50명(B)	193,211(76.0)	61,155(24.0)	254,366
	50명*76.0%=38명	50*24.0%=12명	50
합계(A+B)	47(78.3)	13(21.7)	60

다음은 '폐기물자원 재활용 투자확대' 사업의 여성 일자리 규모를 추정해 본다. 본 사업은 폐기물의 에너지화를 위한 기반시설을 확충하기 위한 환경부 소관의 사업으로 폐기물전처리·RDF시설, 소각열회수시설, 매립가스회수시설 등을 건설하기 위한 예산으로 2012년까지 약 9,300억원이 투입되어 16,196명의 신규 일자리를 창출하는 것을 목표로 하고 있다.

추정된 일자리수의 세부내역을 보면 2012년까지 폐기물 에너지화를 위한 57개 기반시설(14,190톤/일)을 확충함으로써 약16,196개의 일자리가 창출될 것으로 제시하고 있는데, 2009년에는 27개 시설을 확충하여 시설의 설계·건설분야 2,321명, 운영·관리분야 30명, R&D인력 26명 등 2,377개의 일자리가 창출될 것으로 보고 있다. R&D인력이 2009년에만 투입된다고 가정하고, 시설의 설계및 건설분야와 운영관리분야의 인력비율로 2010년부터 2012년까지의 일자리수를 나누고 관련 업종을 적용하여 본 사업에서의 여성 일자리 규모를 다음과 같이 추정하였다. 추정결과 예상되는 여성일자리는 총 1,631명으로 약 10%의 비율을 차지한다(<표 22>).

〈표 22〉 ‘폐기물자원 재활용 투자확대’ 사업의 성별 고용인원(추정)

분야	고용인원	관련업종 남녀 취업자 현황			성별 고용인원(추정)	
		관련 업종	남성	여성	남성	여성
설계·건설분야(명)	15,961	토목건설업	139,623 (90.0)	15,502 (10.0)	15,961*90.0% =14,365	15,961*10.0% =1,596
운영·관리분야(명)	209	폐기물처리업	13,938 (86.0)	2,265 (14.0)	209*86.0% =180	209*14.0% =29
R&D인력(명)	26	물리, 화학 및 생물학 연구 개발업	5,886 (77.2)	1,743 (22.8)	26*77.2% =20	26*22.8% =6
합계(명)	16,196				14,565(89.9)	1,631(10.1)

*자료: 인구총조사(통계청, 2005), 서비스업 총조사(통계청, 2005)

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자 비율

다음은 ‘초본계·해양계 바이오매스 에너지화’ 사업의 여성 일자리 규모를 추정해 본다. 본 사업은 산지, 수변구역, 유희농경지 등에 “바이오순환림”을 조성·활용(산림청, 환경부), 바이오작물의 신제품 및 에탄올·바이오 플라스틱 등에 관한 연구개발(농식품부), 미세조류·해조류 대량 배양기술, 고효율에너지 추출기술을 개발하고 시험양식을 통하여 2020년까지 상용화를 추진(농식품부, 국토부)하는 내용들을 담고 있으며, 2012년까지 11,220억원이 투입되어 총 24,372명의 일자리가 창출될 것으로 전망하였다.

사업내용을 보면 연구개발인력도 일부 포함되어 있지만 <표 23>의 일자리수 계산근거를 보면 신규일자리는 주로 목질계 부산물 및 숲가꾸기사업의 산물수집, 순환림 조성과 관련된 고용인원임을 알 수 있다. 따라서 가장 관련이 깊은 임업내 채취업 관련 종사자의 비율을 적용하면(통계청 KOSIS, 2005년 농업총조사) 2012년까지의 총 고용인원 24,372명 중 여성은 약 2,315명으로 추정된다.

〈표 23〉 ‘초본계·해양계 바이오매스 에너지화’ 사업의 일자리창출 계산근거

- 목질계 부산물 수거인력 : 1톤/인·일('07년. 『농업부문 바이오매스의 이용활성화를 위한 정책방향과 전략』, 한국농촌경제연구원)
- 숲가꾸기 산물수집단 운영 : 11,200천원/인('08년 『목질 바이오매스 현황 및 이용촉진 대책(수집단 운영단가)』, 산림청)
- 순환림 조성 및 유채재배('05년. 『목질 바이오매스 열에너지 개발의 경제성 분석과 에너지용 산림폐재의 지속적 확보방안』, 한국농촌경제연구원)
 - 간벌 : 15.4인·일/ha, 식재 : 12.1인·일/ha
- 작업일수 : 1개월 25일 기준

‘바이오매스 활용 생산기반 구축’ 사업은 농림수산식품부의 사업으로 바이오에너지작물의 품종개발과 에너지화에 대한 기술개발 및 바이오에너지 작물 생산(우채재배 확대)을 주 내용으로 하며, 2012년까지 758억원이 투입되어 3,019명의 신규 일자리를 창출할 계획이다. ‘바이오매스 활용 생산기반 구축’ 사업의 관련 업종으로 인구총조사(통계청, 2005), 서비스업 총조사(통계청, 2005)에서 농학연구개발업과 작물재배업의 여성 일자리 비율은 50%이므로 이 수치를 적용하면 약 1,509개의 여성일자리가 만들어질 것으로 추정된다.

‘가축분뇨 자원화 및 에너지 활용’ 사업은 가축분뇨 자원화 촉진에 필요한 공동자원화시설을 설치하고 이를 운영하는데 지원하는 사업으로 사업대상은 가축분뇨를 퇴비·액비로 자원화하여 논경지 등에 살포하는 계획 등이 구체적 수립된 농·축협, 영농조합법인 등 조직체이다. 이 사업은 2011년까지 진행되며 1,500억원 예산이 투입되어 총 1,500명의 일자리 창출을 꾀하고 있다. 즉 1억원 당 1명의 고용창출을 예상하고 있는 것이다. ‘가축분뇨 자원화 및 에너지 활용’의 관련 업종으로는 분뇨처리업 및 축산폐기물처리업 등을 들 수 있다. 이 업종의 여성 취업자수 비율(15.0%)을 적용하면(통계청, 서비스업 총조사, 2005) 본 사업에서 창출될 여성 일자리는 225명, 남성 일자리는 1,275명으로 추정된다.

마지막으로 ‘하수처리수 재이용’ 사업에 있어서 여성 일자리 규모를 추정한다. 본 사업은 19개 지역에 연간 4.4억톤의 하수처리수를 공업용수로 전환하여 공급하는 사업으로 2012년까지 총 1,094억원을 투입하여 6,001명의 일자리를 창출할 것을 목표로 하고 있다. 이 사업의 고용인원은 수도산업의 취업계수(7.11명/10억원, 연구보고서)와 간접취업유발계수(3.6명/10억원)를 적용하여 산출한 것이다. 따라서 앞서 구한 성별 취업유발계수를 2012년까지의 총 소요예산 5,603억원에 적용하면 여성일자리는 308개(전체의 13.3%)가 만들어질 것으로 전망된다.

〈표 24〉 ‘하수처리수 재이용’ 사업의 고용인원 산출근거

사업방식	'09 ~ '12 투자규모(억원)	직접유발효과 (명)	간접유발효과 (명)	총 신규 고용 인원(명)
계	5,603	3,984	2,017	6,001
재정사업	1,931	1,373	695	2,068
민투자사업	3,672	2,611	1,322	3,933

지금까지의 논의를 종합한 것으로 ‘재생가능에너지’분야 녹색뉴딜사업에서 추정된 여성 취업자는 총 6,952명으로 전체에서 약 13.6%를 차지한다(〈표 25〉).

<표 25> '재생가능에너지' 분야 녹색뉴딜사업의 남녀별 일자리수(추정)

사업명	정부계획		상별 일자리 규모(2009년-2012년)		
	예산(억원)	일자리수(명)	남성(명)	여성(명)	합계(명)
산림바이오메스활용	881	3,130	2,610	520	3,130
신재생에너지 보급	7,391	4,348	1,922	739	2,661
바이오에탄올연료의 자동차 영향 평가 및 기술개발 사업	30	60	47	13	60
폐기물자원 재활용 투자 확대	9,300	16,196	14,565	1,631	16,196
초본계해양계 바이오메스 에너지화	11,220	24,372	22,057	2,315	24,372
바이오메스 활용 생산기반 구축 및 가축분뇨 자원화	2,258	4,519	2,785	1,734	4,519
하수처리수 재이용	3,767	6,001	2,006	308	2,314
합계	34,847	58,626	45,992(86.4)	7,260(13.6)	53,252

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자 비율

3) 에너지 효율 증대

이 분야 녹색뉴딜사업으로는 '그린카 보급확대, 공공부문 LED조명 교체 등 총 5개의 사업들이 포함되어 있다. 에너지의 효율적인 사용을 도모하는 사업이므로 주로 연구개발 및 고효율 에너지사용제품의 생산 및 건설관련 일자리들이 창출될 것으로 예상된다. 그 첫 번째 사업으로 '그린카 보급확대'사업은 환경부에서 수행하는 사업으로 친환경자동차용 엔진개발을 지원, 친환경자동차 보급을 확대하기 위한 목적을 가지고 추진된다. 이 사업에는 R&D, 자동차 관련 생산, AS 및 인프라 구축 등 세 분야에서 2012년까지 총 13,136억원이 투입되어 약 10,000명의 신규고용을 창출할 계획이다. 관련 업종의 여성취업자 비율을 적용한 결과 '그린카 보급확대' 사업에서 총 10,000명 중 2,028명(20.3%)의 여성일자리가 창출될 것으로 추정된다.

<표 26> '그린카 보급확대' 사업 남녀 일자리수 추정

고용부문	추가고용(개)	관련 업종 남녀 취업자 비율 및 일자리수 추정		
		관련업종	남성(명)	여성(명)
완성차 R&D(연구인력)부문	1,900	공학 및 기술 연구 개발업	37,833(85.8)	6,271(14.2)
		일자리수(추정)	$1,900 \times 85.8\% = 1,630$	$1,900 \times 14.2\% = 270$
부품협력업체 생산인력	6,300	자동차부품 제조업	193,211(76.0)	61,155(24.0)
		일자리수(추정)	$6,300 \times 76.0\% = 4,788$	$6,300 \times 24.0\% = 1,512$
AS, 충전소 등 인프라 구축	1,800	차량용 가스 충전업	7,131	1,318
		자동차 수리업	102,198	16,061
		소계	109,329(86.3)	17,379(13.7)
		일자리수(추정)	$1,800 \times 86.3\% = 1,553$	$1,800 \times 13.7\% = 247$
합계	10,000		7,972(79.7)	2,028(20.3)

*자료: 인구총조사(통계청, 2005), 서비스업 총조사(통계청, 2005)

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자 비율

다음은 ‘그린카 기술개발’ 사업으로 이 사업은 플러그인 하이브리드차(PHEV)용 에너지 저장시스템 개발 등 PHEV 핵심부품 개발을 통한 그린카 독자기술력을 확보하고, 디젤 차량의 효율을 극대화하기 위한 기술개발을 추진하기 위해 추진되는 사업이다. 이 사업에서 창출되는 인력은 기술개발인력으로 앞서 활용한 2005년 서비스업 총조사(통계청)의 ‘공학 및 기술 연구 개발업’ 분야의 남녀 취업자수 비율(남성: 85.8%, 여성: 14.2%)을 적용하면 196개의 일자리 중 남성 취업자는 168명, 여성은 28명으로 추정된다.

‘공공부문 LED조명 교체사업’은 공공기관 전체조명의 20%를 2012년까지 친환경적이고 에너지 사용이 다른 조명에 비해 적게 들어가는 LED조명⁸⁾으로 교체함으로써 LED시장을 활성화 시키고 기업 투자확대로 직·간접적인 신규 일자리전망하고 있다. 구체적으로 2012년까지 13,356억원이 투입되어 약 10,000명의 신규 취업자가 관련 업계에서 창출될 것으로 예상하였다. <표 27>의 일자리 창출규모의 계산근거를 보면 본 사업에서 창출되는 일자리는 공공부문의 LED 교체에 투입되는 조명공사 인력과 이로 인해 발생하는 LED기업의 매출액 증대로 인하여 유발되는 신규인력이다. 따라서 본 사업에서 여성일자리 수 규모를 추정하기 위하여 전기, 통신 및 각종 전기설비 설치 공사업을 포함한 표준산업분류체계의 ‘전문직별 공사업’의 남녀 취업자 비율을 적용하였는데, 추가고용 10,030명 중 7.6%인 762명의 일자리가 신규 여성고용인 것으로 추정된다.

<표 27> ‘공공부문 LED조명 교체’ 신규 일자리 창출 계산근거

- | |
|--|
| <ul style="list-style-type: none"> ○ LED기업 매출 증대에 따른 고용확대 (10,030명) ○ 공공부문 LED조명 교체사업을 통해 LED기업(400여개)의 매출 총액이 약 13,356억 증가(기업별 33억 증가) ○ 4개년 사업을 통해 최소 10,000여명의 신규 일자리 창출 유발 <ul style="list-style-type: none"> * 조명공사로 형성되는 신규 인력(4,000명), LED기업 매출증대를 통한 LED 기업별 고용확대(6,000명) |
|--|

8) 세계 LED시장은 2009년 6조8000억원에서 2012년에는 17조3000억원으로 연평균 37%가 늘어날 것으로 예측되고 특히 조명용 LED시장은 향후 3년간 연평균 58% 이상 성장할 것으로 기대된다. 이에 따라 2012년 시장 규모는 5조4000억원으로 커지게 될 예정이다. LED는 기존 광원에 비하여 낮은 전력 소모량과 긴 수명, 작은 크기 등의 장점으로 예상보다 더 큰 성장을 가져올 것이라는 전망도 있으며 여기에 LED 조명 확대의 가장 큰 걸림돌이었던 초기 구매비용이 기술 개발로 점차 낮아지면서 백열등이나 할로겐 등을 전면 대체할 기회가 커지고 있다.

다음으로 ‘그린 IT기술 테스트베드 구축’사업은 한국전자정보통신산업진흥회에서 추진하는 사업으로 솔라셀, 전력변환, 저장시스템 등 기개발된 성과를 집결한 패키지 상품을 개발하는 것을 목표로 한다. 2012년까지 총 100억원을 투입하여 약 10,000명의 신규 일자리가 창출될 것으로 예상하고 있다. <표 III-103>의 ‘그린 IT기술 테스트베드 구축’ 사업의 일자리 창출 근거를 살펴보면, 연구개발분야, 제품생산분야, 건설분야의 세 분야에서 일자리 창출 계획이 진행된다. 앞서 일자리수 규모를 부문별로 나누어 관련 업종을 적용하였듯이 본 사업에서도 세 분야의 남녀 취업자 비율을 적용하였다. 추정 결과 본 사업에서는 신규고용 10,000명중 2,503명(25.0%)이 여성일자리로 추정이 된다(<표 28>).

<표 28> ‘그린 IT기술 테스트베드 구축’ 사업의 일자리 창출 계산근거

<ul style="list-style-type: none"> □ 그린IT 기술 및 그린홈 설계 전문가 : 4,700명 <ul style="list-style-type: none"> ○ 컨소시엄 중심 기술분야별 세미나 및 기술 연구회 설립 <ul style="list-style-type: none"> * 9개 기술분야 X 10개 기관 X 30명 = 2,700명 ○ 분야별 그린홈 설계 지원 전문인력 양성 : 1,000명 ○ 그린홈 평가 및 컨설팅 전문인력 양성 : 2,000명 □ “그린홈” 관련 산업활성화 : 5,300명 <ul style="list-style-type: none"> ○ 태양광발전 시스템 핵심부품(PCS) 생산 : 300명 <ul style="list-style-type: none"> * 연간 50억원 수입대체, 세계시장 10% 점유 시 연간 1,000억원 수출 ○ LED조명 부품 생산 : 2,000명 <ul style="list-style-type: none"> * LED 조명시장 6조원 육성 ○ 배터리 관련 제품 생산 : 2,500명 <ul style="list-style-type: none"> * 배터리 관련 핵심제품 ‘15년 1조5천억 국내 시장 형성 예상 ○ 그린홈 건설 : 500명
--

<표 29> ‘그린 IT기술 테스트베드 구축’ 사업 남녀 일자리수 추정

분야	고용인원	관련업종 남녀 취업자 현황			성별 고용인원(추정)	
		관련 업종	남성	여성	남성	여성
그린IT 기술 및 그린홈 설계 전문가(명)	4,700	(건설관련)환경 상담 및 관련 엔지니어링 서비스업	1,858 (76.3)	576 (23.7)	4,700*76.3% =3,586	4,700*23.7% =1,114
태양광발전 시스템 핵심부품(PCS), LED조명 부품, 배터리 관련 제품 생산(명)	4,800	기타 전기기 및 전기변환장치 제조업 ⁹⁾	85,058 (72.0)	33,137 (28.0)	4,800*72.0% =3,456	4,800*28.0% =1,344
그린홈 건설 (명)	500	건물건설업	435,866 (91.0)	42,987 (9.0)	500*91.0% =455	500*9.0% =45
합계(명)	10,000				7,497(75.0)	2,503(25.0)

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자 비율

9) 기타 전기기 및 전기변환장치 제조업에는 전동기, 발전기 및 전기변환장치 제조업, 전기공급 및 전기제어장치 제조업, 절연선 및 케이블 제조업, 축전지 및 일차전지 제조업, 전구 및 조명장치 제조업 등이 포함되어 있다.

‘에너지 효율 증대’ 분야의 마지막 사업으로 ‘국가건물에너지 통합관리시스템 구축 사업’은 주요 개별 에너지사용 데이터의 국가 DB화 기초사업(단기사업), 주요 개별 에너지사용 데이터의 전산 네트워크 통합(중기사업), 국가 건물에너지 통합관리시스템 구축센터의 운영(장기사업) 등의 사업내용을 담고 있다. 이 사업은 2012년까지 340억원이 투입되어 760명의 일자리 창출을 목표로 하고 있으며, 데이터 분석 및 현장조사 네트워크 구축에 인력이 소요될 것이다(<표 105>). 따라서 본 사업은 표준산업분류체계의 ‘자료처리업’과 ‘데이터베이스 및 온라인 정보제공업’과 직간접적으로 연관이 된다. 따라서 2005년도 서비스업 총조사 자료중 관련 업종의 남녀 취업자 비율을 이용하여 여성 일자리를 추정하였다. 본 사업에서 추정되는 여성 일자리 비율은 34.6%인 것으로 나타났다(<표 30>).

<표 30> ‘국가건물에너지 통합관리시스템 구축’ 사업 남녀 일자리수 추정

사업명	추가고용 (개)	관련 업종 남녀 취업자 비율 및 일자리수 추정		
		관련업종	남성(명)	여성(명)
국가건물에너지 통합관리시스템 구축	760	자료처리업	2,405	1,118
		데이터베이스 및 온라인 정보제공업	10,034	5,469
		소계	12,439(65.4)	6,587(34.6)
		일자리수(추정)	760*65.4% =497	760*34.6% =263

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자 비율

이제까지 ‘에너지 효율 증대’ 분야의 추정된 남녀 일자리수를 종합하면, 다음과 같이 여성일 자리는 전체 일자리의 약 20% 수준일 것으로 추정되었다.

<표 31> ‘에너지 효율 증대’ 분야 녹색뉴딜사업의 남녀별 일자리수(추정)

사업명	정부계획		상별 일자리 규모(2009년-2012년)		
	예산(억원)	일자리수(명)	남성(명)	여성(명)	합계(명)
Green Car 보급확대	13,136	10,000	7,972	2,028	10,000
Green Car 기술개발	1,936	196	168	28	196
공공부문 LED조명 교체	13,366	10,030	9,268	762	10,030
그린 IT기술 테스트베드 구축	100	10,000	7,497	2,503	10,000
국가건물에너지 통합관리시스템 구축사업	340	760	497	263	760
합계	28,868	30,986	25,402(82.0)	5,584(18.0)	30,986

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자 비율

4) 기타분야

여기에는 농어촌 테마공원 조성, 해외 물산업 진출 등 총 5개의 사업들이 해당된다. 이 사업들은 일자리 창출의 의미를 제외하고는 녹색의 개념에 부합되기 어려운 사업들을 모아놓은 것이다.

먼저 ‘**농어촌테마공원 조성사업**’은 농림수산물부에서 추진하는 사업으로 테마공원조성에 필요한 진입도로, 주차장, 산책로, 상하수도 등 기반시설을 건설하는데 있어 지자체에 지원하는 사업이다. 2012년까지 소요되는 예산과 예상되는 일자리수를 제시하고 있는데, 800억 투입에, 800개의 일자리가 창출된다고 하는데(<표 109>), 일자리수에 대한 추정근거도 제시되어 있지 않다. 하여 여성 일자리수를 추정하기 위하여 앞서 구한 일반토목건설업의 성별 취업유발계수(남성: 7.0619명/10억원, 여성: 1.1532)를 적용한 결과, 총 850억원이 투입되었을 때 남성은 600명, 여성은 98명으로 총 698명의 신규 일자리가 창출될 것으로 추정되었다.

‘**간선급행버스체계(BRT) 구축**’ 사업은 버스전용차로, 편리한 환승시설, 교차로에서의 버스우선통행 버스정보시스템(BIS), 버스사령실 등 버스운행관리시스템(BMS)을 갖추어 급행으로 버스를 운행하도록 하는 교통체계를 구축하는 사업으로 청라-화곡(18.2km), 하남-천호(10.5km.)구간의 시범사업이 2012년까지 추진된다. 4년 동안 총 1,744억원이 투입되어 2,208명의 신규 일자리가 창출될 것으로 예상하였다. 신규 일자리는 청라-화곡 기본계획보고서에서 제시된 지역경제파급효과에서 고용유발효과를 연도별 금액(예산) 비율로 나누어 적용(설계비, 보상비 제외)한 것이다. 본 사업의 여성 일자리수를 추정하기 위하여 앞서 구한 운수업의 성별 취업유발계수(남성: 12.9742명/10억원, 여성: 1.9356/10억원)를 적용한 결과 남성은 2,263명, 여성은 338명으로 총 2,600명의 신규 일자리수가 추정되었다.

세 번째로 ‘**국가공간정보통합체계 구축**’ 사업은 서로 다른 시스템상의 정보를 교환하고 활용할 수 있는 국가정보 기반시스템을 개발하고, 국토해양부의 토지관련 정보와 행정안전부의 행정주체 정보 등 각 부처별 공간정보를 통합 DB로 구축하고 공간정보통합 DB를 효율적으로 구축·운영·관리하기 위한 통합 하드웨어 및 소프트웨어를 도입하는 것을 주요 내용으로 하고 있다. 이 사업에는 플랫폼 개발, 행정융합, 서비스체계 구축, 통합DB 구축, 소프트웨어 및 하드웨어 도입에 연간 800명의 고용창출을 목표로 2012년까지 3,717억원이 투입된다. 본 사업에 대해 행정안전부에서 제출한 2009년도 투입실적을 보면 총 174명의 신규 일자리가 본 사업에서 창출되었는데, 여성은 28명으로 16.1%를 나타냈다(<표 32>). 이 비율을 2012년까지 예상되는 신규인력 3,120명에 적용하면 예상되는 여성 일자리는 총 502명(남성: 2,618명)으로 추정되었다.

〈표 32〉 행정공간정보체계 사업 투입인력 대비 여성 비율

구 분	전체 투입인력	여성비율	남성비율
시범1차	97	13(13%)	84(87%)
시범2차	77	15(19%)	62(81%)
합계	174	28(16.1%)	146(83.9%)

*자료: 행정안전부(2009)

네 번째로 ‘도로기반 지하시설물 전산화’ 사업은 전국도의 7대 지하시설물¹⁰⁾의 위치 및 속성 정보를 전산화하기 위한 사업으로 2012년까지 2,599억원이 투입되어 약 7,800명의 신규 일자리가 창출될 것으로 추정하였다. 일자리수 추정을 위한 계산근거는 공간정보산업의 취업유발계수(10억원당 약 30명)가 활용되었다. 본 사업도 ‘국가건물에너지 통합관리시스템 구축’사업과 마찬가지로 공간정보에 대한 전산화 작업이므로, 성별 일자리수를 추정하기 위해 사용된 표준산업분류 체계의 ‘자료처리업’과 ‘데이터베이스 및 온라인 정보제공업’의 여성 취업자 비율은 34.6%를 적용하였는데, 그 결과 2,687명의 여성 일자리가 본 사업에서 창출될 것으로 추정되었다.

마지막으로 ‘해외 물산업 진출사업’은 수자원공사에서 수행하는 프로젝트로 대규모 자본력과 기술이 요구되면서 세계적인 투자수요가 발생되고 있는 국제적인 댐 개발사업(수력발전 포함) 및 광역상수도사업에 투자하는 것을 내용으로 2012년까지 총 1,989억원이 투입되어 1,452개의 신규 일자리 창출을 목표로 하고 있다. 신규 인력에 대한 산출근거를 보면 동 사업에서 창출되는 일자리의 대부분은 재무·법률 전문가 및 건설시공과 관련된 전문가이다. 따라서 인구총조사(통계청, 2005), 서비스업 총조사(통계청, 2005) 등에서 유사분야의 여성취업자 비율을 적용하여 이 사업으로부터 만들어지는 여성일자리수를 추정한 결과, 197명(16.0%)으로 추정나타났다(〈표 33〉).

〈표 33〉 ‘해외 물산업 진출사업’ 신규 인력 산출근거

- | |
|---|
| □ 물분야 해외사업 전문가 소요내역 : ‘12년까지 172개 창출 |
| ○ 프로젝트별 재무·법률·기술전문 인력 투입 |
| * 수력발전 : 16개 프로젝트 × 7명/프로젝트(재무1, 법률1, 기술5) = 112명 |
| * 상 수 도 : 12개 프로젝트 × 5명/프로젝트(기술5) = 60명
(법률·재무 전문가는 공통 활용) |
| □ 건설시공 관련 인력 소요내역 : ‘12년까지 2,000억 투자로 1,280개 창출 |
| ○ 프로젝트별 시공전문가 인력 투입 |
| * 수력발전 : 16개 프로젝트 × 50명/프로젝트 = 800명 |
| * 상 수 도 : 12개 프로젝트 × 40명/프로젝트 = 480명 |

*자료: 기획재정부(2009. 1. 6.)

10) 7대 지하시설물: 상수, 하수, 가스, 통신, 난방, 송유, 전력

〈표 34〉 ‘해외 물산업 진출사업’ 사업의 남녀 일자리수 추정

고용부문	추가고용 (개)	관련 업종 남녀 취업자 비율 및 일자리수 추정		
		관련업종	남성(명)	여성(명)
재무·법률전문가	32	법무 및 회계 관련 서비스업	53,441(51.7)	49,843(48.3)
		일자리수(추정)	32*51.7%=17	32*48.3%=15
수력발전 및 상수도기술전문가	140	기타 엔지니어링 서비스업	18,326(85.0)	3,242(15.0)
		일자리수(추정)	140*85.0%=119	140*15.0%=21
시공전문가	1,280	건설 및 토목 엔지니어링 서비스업	34,775(84.6)	6,316(15.4)
		일자리수(추정)	1,280*84.6%=1,083	1,280*15.4%=197
합계	1,452		1,219(84.0)	233(16.0)

*자료: 인구총조사(통계청, 2005), 서비스업 총조사(통계청, 2005)

이제까지 기타분야로 분류된 녹색뉴딜사업의 추정된 남녀별 일자리수 규모를 요약하면 다음과 같다.

〈표 35〉 기타 분야 녹색뉴딜사업의 남녀별 일자리수(추정)

사업명	정부계획		성별 일자리 규모(2009년~2012년)		
	예산(억원)	일자리수(명)	남성(명)	여성(명)	합계(명)
농어촌 테마공원 조성	850	850	600	98	698
간선급행버스체계(BRT) 구축	1,744	2,208	2,263	338	2,600
국가공간정보 통합체계구축	3,717	3,120	2,618	502	3,120
도로기반 지하시설물 전산화	2,599	7,767	5,060	2,687	7,767
해외 물산업 진출	1,989	1,452	1,219	233	1,452
합계	10,899	15,397	11,780(75.3)	3,858(24.7)	15,637

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자 비율

5. 주요 결과와 정책시사점

재정투자의 성격에 따라 일자리가 만들어지는 경로는 직접, 간접적으로 나뉜다. 토목공사와 같은 건설업의 경우 현장근로자 수요라는 직접적 일자리와 건축자재의 제조·운반 등의 파생적 일자리를 만든다. 반면 공공근로사업의 경우는 일자리를 생성하는 것이 주요 목적인만큼 예산투자로 인해 발생하는 일자리는 거의 대부분 직접적인 일자리이다.

올해부터 4년에 걸쳐 이루어지는 대규모 재정투자사업인 녹색뉴딜사업으로 만들어지는 일자리도 건설업과 같이 직접적 및 간접적 일자리 창출효과를 갖는 사업분야와 직접적 일자리 창출 효과가 주류를 이룰 R&D 및 공공근로사업 분야로 나눌 수 있다.

본고는 녹색뉴딜사업에서의 여성 일자리 규모 추정을 위해 건설·SOC분야의 경우 간접적 일자리 창출효과까지 포괄할 수 있도록 취업유발계수를 적용하기로 했고 이를 위해 먼저 대분류 수준에서만 제공되는 성별 취업유발계수를 소분류 수준에서 도출하는 시도를 하였다. 그 결과 도출한 소분류 수준의 성별 취업유발계수는 본문 <표 13>에서 제시한 바 있다. 현재 대분류 28개 부문에서만 제공되는 성별 취업유발계수를 녹색뉴딜 재정사업이 주로 이루어지는 분야에 대해 세분화해 52개 업종에 대해 성별 취업유발계수를 추정하는 것이다. 당초 정부가 적용한 건설업종 취업유발계수를 소분류 업종으로 더욱 세분화하여 성별 취업유발계수를 사업들에 적용함으로써 좀 더 정확한 취업유발효과를 추정하게 되었다.

추정결과 전체적으로 전력·도시가스·수도 등 에너지 공급업은 타 산업에 비해서 취업유발 효과가 적었고, 특히 여성의 경우 최종 산출액 10억원 당 1명이 채 되지 않는다. 녹색뉴딜관련 부문만을 보면 건설업의 경우 주택, 비주택건축, 건축보수, 교통시설 건설 등 모든 소분류 업종에서 여성 일자리 창출 규모는 10억원 당 5명을 초과하지 않았다. 폐기물처리 및 환경보존 등의 활동들이 포함된 위생서비스의 경우도, 남성은 10억원 당 약 10명의 취업자가 발생하지만 여성은 3명에 불과한 것으로 나타났고, R&D 관련 활동을 포함하는 연구개발업 역시 남성은 약 10명, 여성은 약 3명의 취업유발효과가 있는 것을 나타나 대조를 보였다.

본고의 주요 결과는 녹색뉴딜사업에서의 여성 일자리 창출 규모를 산출한 것이다. 건설·SOC 분야에서는 성별 취업유발계수를 재정투자액에 대입하여 여성일자리 유발 효과를 추정했고, 비건설·SOC분야에서는 실적 통계에서 나타난 여성종사자 비율, 유사 산업 취업자중 여성비율(통계청의 2005년 인구총조사, 서비스업총조사 활용) 등을 활용하여 여성일자리 규모를 산출했다.

본고에서 추정된 녹색뉴딜사업에서의 여성 일자리 규모는 총 176,598명으로 전체의 20% 비중이다. 남녀를 합친 전체 일자리의 분포를 보면 건설업 관련 사업이 약 48만개로 가장 많고, 다음이 환경보호 및 자원보존분야로 약 29만개의 일자리가 창출될 것으로 추산되었다. 에너지 관련 분야는 약 8만개로서 전체 일자리의 10%에 미치지 못한다. '환경보호 및 자원보존분야'로 자원보존을 환경보호와 합쳤지만 동 분야의 사업은 대체로 환경보호와 관련된 사업이고 그마저도 공공근로내지는 일용직 근로자를 활용한 사업들이다. 이와 같이 우리나라 녹색뉴딜사업에서 창출되는 일자리는 건설업 관련 일자리 내지는 공공근로를 활용한 일자리로 보아도 큰 무리가 없다고 판단된다. 재생에너지를 활용하고 에너지의 효율을 높임으로써 에너지 사용에 있어 탄소배출을 줄인다는 녹색성장의 핵심분야에서 창출되는 일자리는 10%에도 미치지 못한다. 건설업종 취업유발계수를 적용한 그린홈 및 그린스쿨 사업을 '에너지 효율 증대'분야에

포함시켜도 결과는 크게 달라지지 않는다. 여성일자리의 비율은 건설업 관련 사업에서도 낮지만 에너지 관련 사업들에서 더 낮게 나타난다. 반면 환경보호 및 자원보존 분야에서 여성일자리의 규모가 가장 큰 데, 이들 일자리의 대부분은 공공근로사업 일자리이다.

<표 36> 녹색뉴딜사업에서의 성별 일자리 규모(2009년-2012년)

분야	사업명	정부계획		성별 일자리 규모		
		예산 (억원)	일자리수 (명)	남	여	합계
건설 업종 취업 유발 계수 적용 사업	4대강 살리기	114,000	190,000	119,820	30,027	149,847
	재해위험지구 정비	25,038	41,567	26,288	6,596	32,884
	녹색 교통망 확충 (경부 및 호남고속철도 조기완공)	83,173	96,536	100,987	21,534	122,521
	환승시설 구축	5,178	8,598	6,287	1,341	7,628
	전국 자전거도로 네트워크 구축·자전거 급행도로 시범사업	7,980	13,248	9,690	2,066	11,755
	중소규모 댐 건설	7,262	12,055	7,625	1,913	9,538
	그린홈 건설·그린 스쿨 사업 추진	80,500	133,630	111,498	26,336	137,834
	Eco-River 조성	4,838	8,031	5,080	1,274	6,354
	사용중료매립지 재개발	5,300	9,230	5,565	1,396	6,961
소계	333,269	512,895	392,840 (80.9)	92,483 (19.1)	485,322	
환경보호 및 자원보존	녹색숲가꾸기	24,174	170,702	122,905	47,797	170,702
	산림재해예방 및 훼손산림 복원	7,327	52,648	48,963	3,685	52,648
	전자문서활용촉진	800	8,430	4,385	4,045	8,430
	클린 코리아 실천사업	2,103	14,546	6,517	8,029	14,546
	수변구역 자탄소 녹색성장 조성	8,000	19,900	18,885	1,015	19,900
	우수유출시설설치	2,160	4,077	3,796	281	4,077
	Eco-River 하천복원기술 개발	4,838	25,104	22,543	2,561	25,104
합계	49,402	295,407	227,994 (77.2)	67,413 (22.8)	295,407	
재생 가능 에너지	산림바이오매스활용	881	3,130	2,610	520	3,130
	신재생에너지 보급	7,391	4,348	1,922	739	2,661
	바이오에탄올연료의 자동차 영향 평가 및 기술개발 사업	30	60	47	13	60
	폐기물자원 재활용 투자 확대	9,300	16,196	14,565	1,631	16,196
	초본계해양계 바이오매스 에너지화	11,220	24,372	22,067	2,315	24,372
	바이오매스 활용 생산기반 구축 및 가족분노 지원화	2,258	4,519	2,785	1,734	4,519
	하수처리수 재이용	3,767	6,001	2,006	308	2,314
소계	34,847	58,626	45,992 (86.4)	7,260 (13.6)	53,252	
에너지 효율 증대	Green Car 보급후태	13,136	10,000	7,972	2,028	10,000
	Green Car 기술개발	1,936	196	168	28	196
	공공부문 LED조명 교체	13,356	10,030	9,268	762	10,030
	그린 IT기술 테스트베드 구축	100	10,000	7,497	2,503	10,000
	국가건물에너지 통합관리시스템 구축 사업	340	760	497	263	760
소계	28,868	30,986	25,402 (82.0)	5,584 (18.0)	30,986	
기타	농어촌 테마공원 조성	850	850	600	98	698
	간선급행버스체계(BRT) 구축	1,744	2,208	2,263	338	2,600
	국가공인정보 통합체계구축	3,717	3,120	2,618	502	3,120
	도로변 안전시설물 전산화	2,599	7,767	5,080	2,687	7,767
	해외 물산업 진출	1,989	1,452	1,219	233	1,452
소계	10,899	15,397	11,780 (75.3)	3,858 (24.7)	15,637	
합계	457,285	913,311	704,008 (79.9)	176,598 (20.1)	880,604	

*주: 괄호안의 숫자는 남녀 취업자수 비율

지난 10년간 여성의 경제활동참가율은 이전의 증가세를 이어가지 못하고 남성 경제활동참여율과의 30%에 이르는 격차를 좁히지 못하고 있다. 이에 더하여 2008년 이래 국제금융위기로 인해 남성보다 여성이 더 많이 일자리를 잃고 있다. <표 37>에서 2009년 4월 현재 여성 취업자 수는 9,786천명이고, 남성은 13,738천명으로 전년도 동월대비 남성은 0.1%, 여성은 1.7%가 감소한 셈이다. 경제위기로 인한 일자리 감소가 여성에게 더 크게 나타나고 있다. 특히 제조업, 건설업 등에서 감소폭이 컸다.

<표 37> 산업별 취업자 동향(2007.4~2009.4)

(단위 : 천명, %, 동월대비)

	2007.4	2008.4	증 감		2009.4	증 감	
			증	감률		증	감률
< 남 성 >	13,631	13,751	120	0.9	13,738	-13	-0.1
○ 농 림 어 업	944	938	-6	-0.6	947	9	1.0
○ 광 공 업	2,723	2,715	-8	-0.3	2,702	-13	-0.5
- 제 조 업	2,709	2,694	-15	-0.6	2,681	-13	-0.5
○ 사회간접자본 및 기타서비스업	9,965	10,099	134	1.3	10,089	-10	-0.1
- 건 설 업	1,754	1,710	-44	-2.5	1,607	-103	-6.0
- 도소매·음식숙박업	2,589	2,585	-4	-0.2	2,603	18	0.7
- 사업·개인·공공서비스업	3,582	3,689	107	3.0	3,810	121	3.3
- 전가·운수·통신·금융업	2,041	2,115	74	3.6	2,070	-45	-2.1
< 여 성 >	9,889	9,960	71	0.7	9,786	-174	-1.7
○ 농 림 어 업	860	820	-40	-4.7	811	-9	-1.1
○ 광 공 업	1,316	1,310	-6	-0.5	1,166	-144	-11.0
- 제 조 업	1,316	1,307	-9	-0.7	1,165	-142	-10.9
○ 사회간접자본 및 기타서비스업	7,713	7,830	117	1.5	7,809	-21	-0.3
- 건 설 업	177	191	14	7.9	166	-25	-13.1
- 도소매·음식숙박업	3,113	3,072	-41	-1.3	2,928	-144	-4.7
- 사업·개인·공공서비스업	3,695	3,872	177	4.8	4,042	170	4.4
- 전가·운수·통신·금융업	728	696	-32	-4.4	673	-23	-3.3

자료: 경제활동인구조사(통계청)

그런데 대규모 중기재정사업인 녹색뉴딜사업으로부터 총 95만개의 일자리가 만들어질 것으로 추산되지만 이중 여성 일자리는 많아야 20% 수준으로 추정된다. 따라서 현단계 녹색뉴딜 사업의 설계로는 여성일자리 악화가 가속될 것으로 전망되며, 여성취업유발계수가 높은 분야의 사업이 보완되도록 재설계가 요구된다.

본고의 분석결과, 건설업종의 취업유발계수를 적용한 사업뿐 아니라 재생가능에너지활용 및 에너지효율증대 등 탄소배출감소를 위해 추진되는 사업들에 대해서도 예상되는 여성일자리수가 20% 미만이었다. 장기적으로는 자연과학 및 공학 분야의 연구개발 및 기술인력으로 여성들의 진출을 높이기 위한 지속적인 정책들이 추진되어야 하겠지만, 여성의 취업유발효과가 높으

면서도 여타의 녹색뉴딜관련사업들과 연계하여 사업의 시너지효과를 높일 수 있는 사업들을 구상하고, 그 경제성 등을 평가하여 꾸준히 추진해 나갈 필요가 있다.

그 대표적 사례가 여성의 취업유발효과가 높은(남성 4.6028명/10억원, 여성 8.3706명/10억원) 의료 및 보건서비스 분야이다. 환경오염에 대한 문제는 개인의 건강문제와 직결되기 때문에 그 어떤 분야보다도 일반인의 관심이 높은 분야이다. 또한 대표적인 환경성 질환의 하나인 천식으로 인한 사회적 비용이 연간 4.1조원에 달할 정도로(최홍진, 2008) 환경오염으로 유발되는 질병이 사회적으로 미치는 피해는 크다. 또한 보건분야는 직접적인 의료행위를 담당하는 인력 이외에도 교육과 컨설팅을 포함한 각종 서비스 활동과 감시 및 관리 등 다양한 영역의 활동들을 포함하는 분야로 일자리 창출효과도 작지 않다. 2008년 환경부에서 발표한 환경정책 추진 방향의 주요내용 중에는 ‘국민건강 보호를 위한 환경보건정책의 강화’라는 항목 내에 보육시설이나 놀이터와 같은 어린이 활동공간에 대한 위해성 평가를 위해 안전관리대책을 마련하거나, 유해물질 함유 어린이용품에 대한 관리강화 등의 내용이 포함되어 있다.

보건분야는 직접적인 의료행위를 담당하는 인력 이외에도 교육과 컨설팅을 포함한 각종 서비스 활동과 감시 및 관리 등 다양한 영역의 활동들을 포함하며 성별 취업유발계수에서 확인하였듯이 여성의 취업유발효과가 비교적 큰 분야이다.

그럼에도 불구하고 현행 녹색뉴딜사업에는 환경보건과 관련된 사업들은 누락되어 있다. 향후 사업들을 다시 조정하는 과정에서 환경보건분야와 관련된 사업들을 발굴하여 패키지화해 추진한다면, 녹색뉴딜사업의 성편향적 일자리 창출 경향을 완화해 줄 뿐 아니라 총일자리 수 증가에도 긍정적인 영향을 미침으로 재정정책의 효과를 높일 수 있을 것이다.

장기적으로는 녹색기술 분야 등에 여성들의 참여를 높이기 위한 적극적인 노동시장 정책들이 필요할 것이다. 미국의 사례이지만 대표적인 재생에너지분야인 풍력에너지 분야에서 여성의 참여가 60%를 넘는 고객서비스 분야를 제외하고도 전통적으로 여성의 참여가 적다고 여겨져 왔던 화물 및 자재운송과 생산 및 공정관리분야에도 이미 많은 여성들이 진출해 있음을 알 수 있었다. 이는 새롭게 부상하고 있는 풍력에너지 분야에 여성들의 참여가 활성화 되도록 그 시작단계에서 정책적인 배려를 했기 때문에 가능했던 것이다. 따라서 여학생의 과학기술분야 진출 유도를 위해 교육과학기술부에서 추진 중인 WISE사업이나 여학생 공학교육 선도대학 지원(WIE)사업 등에서는 물론이고 기타 여성 공학인 육성을 위한 각종 정책지원에서 환경복원기술, 재생에너지활용기술 등 녹색기술분야가 소홀하게 다루지지 않도록 하는 배려가 필요할 것이다. 또한 이렇게 육성된 재원들이 노동시장의 구조적인 이유로 퇴출되지 않도록 비

전통적인 분야에서 여성의 진출을 돕기 위하여 미국에서 시행되었던 WANTO(Women in Apprenticeship and Nontraditional Occupations)와 같은 프로그램과 법률을 마련하여 일자리 유지를 적극적으로 지원하는 노력이 필요할 것이다(신선미, 2009). 모든 비전통적인 일자리 분야에 대해 어렵다면, 녹색뉴딜, 신성장동력분야 등 최근 정부가 경제정책과 관련하여 선정한 주요 중점분야에 대해서라도 우선순위를 가지고 추진되어야 할 것이다.

환경보호 및 자원보존 분야의 여성 일자리수는 총 67,413명으로 전체 녹색뉴딜사업에서의 여성일자리 규모 중 38.2%를 차지하고, 동 분야에서의 남녀별 일자리 규모에 있어서도 22.8%의 비교적 높은 비율을 보이고 있다. 이는 환경보호 분야에 녹색 숲 가꾸기, 클린코리아 실천사업, 전자문서활용사업 등 과거 공공근로사업에서 추진되었던 사업들이 다수 포함되었기 때문이다.

공공근로사업이 한시적이며 저임의 일자리를 대량으로 생산함으로써 실업해소에 단기적인 처방을 할 뿐이라는 비판에 직면하여, 그 효과성에 대해서는 좀 더 심도 있는 연구가 필요할 것이다. 그러나 현재와 같이 경제상황이 급격히 위축되어 있는 경우 경기부양과 경제안정 및 사회안전망 구축에 일정 정도 기여했던 것으로 평가되고 있는 바, 산림바이오매스와 같은 재생에너지 분야가 숲 가꾸기 사업과 같은 공공근로사업에 연계되었을 때 시너지 효과를 발휘할 수 있는 것처럼 환경분야에서 저소득 취약계층 등을 대상으로 한 다양한 공공근로사업들을 발굴하고, 이 사업들을 다른 녹색기술분야의 사업들과 유기적으로 연계한다면 여성일자리 창출과 녹색뉴딜사업의 효과성 증진은 물론이고 녹색성장과 관련한 논의에서는 소외되어 왔던 사회안전망 구축에 있어서도 효과가 있을 것이다.

마지막으로 세분류 수준의 성별 취업유발계수 제공 및 녹색성장분야에서의 성별분리통계·DB 구축이 필요하다. 본 연구에서는 주요 재정사업이 이루어지는 분야를 중심으로 성별취업유발계수를 추정하였다. 품목별로 업종을 구분하는 산업연관표상의 방식 때문에 세부 업종 분류로는 성별 취업유발계수를 추정하지 못한 것이 본 연구의 한계이다. 현재 산업연관표에서는 대분류 28개 업종에 대해서만 성별, 학력별, 직업별 취업유발계수를 제공하고 있지만 이러한 수준으로는 일자리 창출을 목표로 한 재정사업들의 효과가 업종별로 어떻게 차별적으로 나타나는지를 정확하게 예측할 수가 없다. 소분류 수준까지라도 성별로 취업유발계수를 제공해준다면 일자리 증가를 위한 정책수립 및 예산책정에 큰 도움이 될 것이다.

본 연구에서는 건설업종 취업유발계수를 적용하지 않은 사업들에 대해서는 관련 사업 내지는 업종의 성별 종사자 현황 통계를 활용하여 그 비율을 적용하였다. 그러나 관련 통계의 부족

으로 대부분 거시적인 데이터를 사용하였고 따라서 얼마간 편차가 있을 가능성을 무시할 수 없다.

다른 분야도 마찬가지로이겠지만 환경산업을 포함한 녹색성장관련 분야는 성별통계자료의 구축이 거의 이루어지지 않은 분야이다. 1년마다 이루어지는 환경산업통계조사에 종사자의 성별을 묻는 기본적인 조사항목도 들어가 있지 않다. 우선적으로 환경산업에 대한 여성 종사자의 규모 파악은 물론, 녹색뉴딜사업 분야에 대해 체계적으로 성별 통계DB를 구축하기 위한 노력들이 진행되어야 할 것이다.

|| 참고문헌 ||

- 강병구(2000), “공공근로사업의 효과분석 및 정책과제”, 한국노동연구원
- 국회예산정책처(2007), 「국가재정운용계획 분석」
- 금재호 외(2005), “거시경제정책의 고용효과”, 한국노동연구원
- 기획재정부(2008), “일자리창출을 위한 경제제도와 예산-2009년 예산·기금안 주요내용”, 기획재정부
- 기획재정부(2009), “녹색뉴딜사업 설명자료”, 기획재정부
- 기획재정부(2009), “일자리 창출을 위한 「녹색 New Deal 사업」 추진방안, 기획재정부
- 기획재정부(2009), “부문별, 연도별 일자리 창출규모”, 기획재정부
- 기획재정부(2009), 「2009년도 나라살림」
- 김기승·조준모(2005), “고용창출 관련 재정지출 현황과 정책과제”, 한국공공정책학회, 공공정책연구 제17호
- 김수진(2003), “재생에너지의 고용효과 분석: 풍력과 태양광 발전을 중심으로”, 서울대학교 환경대학원 석사학위논문
- 김승택(2008), “글로벌 포커스: 녹색성장과 녹색일자리 창출”, 한국노동연구원
- 김승택외(2008), “녹색성장이 노동시장에 미치는 영향”, 한국노동연구원
- 김승택(2009), “녹색일자리(Green Job)의 정의와 창출방안”, 한국노동연구원
- 김을식(2009), “주요 일자리창출 정책의 한계와 개선과제”, 경기개발연구원
- 도건우 외(2009), “녹색뉴딜사업의 재조명”, 삼성경제연구소
- 박진희 외(2007), “환경과 재생가능에너지 산업의 경제적 파급 및 고용창출 효과에 관한 연구”, 진보정치연구소
- 산림청(2009), “고용 창출! 숲에서 답을 찾다”, 2009 상반기 녹색일자리 성과 자료집
- 서승환·박영범(2003), “거시경제정책이 산업별 고용에 미치는 효과”, 한국응용경제학회, 응용경제 제5권 제1호
- 신선미(2009), “녹색성장을 위한 여성인력 양성정책의 방향탐색”, [제55차 여성정책포럼] 여성이 참여하는 녹색성장, 한국여성정책연구원

- 윤윤규 외(2007), “산업정책의 일자리창출 효과 분석”, 한국노동연구원
- 윤영선 외(2009), “과급효과로 본 건설산업의 국가경제 기여도 및 녹색건설사업의 경제 과급효과”, 한국건설산업연구원
- 이규용(2008), “재정을 통한 일자리 지원사업의 성과”, 한국노동연구원
- 이상동(2009), “녹색뉴딜사업 고용창출 효과의 허구성”, 새로운 사회를 여는 연구원
- 이인실(2006), “우리나라의 재정정책이 성장과 고용에 미친 영향”, 한국여성경제학회, 여성경제연구 제3집 제1호
- 이정필(2009), “녹색일자리의 등장과 가능성 그리고 한계”, Enerzine Focus-준비 1호, 에너지정치센터
- 이효수(1999), “정부의 직접고용창출정책과 간접고용창출정책: 정부지원 인턴제와 순고용창출 보조금(NJCS) 정책 중심으로” 한국노동경제학회 발표논문
- 정진규(2009), “해외의 녹색뉴딜사업과 시사점”, 국토연구원
- 최문욱(1998), “재정지출을 통한 실업감축과 재정운영방향”, 한국조세연구원
- 최석인 · 이복남 · 장현승(2009), “세계 녹색건설시장 동향과 시사점”, 한국건설산업연구원
- 최홍진(2008), “2008년 환경정책 추진방향”, 환경부
- 통계청(2005), 인구총조사
- 통계청(2005), 서비스업종조사
- 통계청(2008, 2009), 경제활동인구조사
- 한국은행(2005), 「산업연관분석 해설」.
- 한국은행(2007), “2003년 고용표로 본 우리나라의 고용구조와 노동연관효과”.
- 한국은행(2008), “우리나라의 고용구조와 노동연관효과 -「2005년 산업연관표 부속 고용표」 기준”.
- 홍헌호(2009), “경제위기, 녹색뉴딜(4대강 사업 등)이 대안인가”, 시민사회경제연구소
- Environment Directorate Environment Policy Committee(2004), “Policy Environment and Employment: An Assessment” Working Party on National Environmental.
- Green New Deal Group(2008), “A Green New Deal”
- Wider Opportunities for Women(2009), “Women and the Green Economy”
- Worldwatch Institute(2008), Green Job : Towards Decent Work in a Sustainable, Low-Carbon World, UNEP

기획재정부, <http://www.mosf.go.kr/>

디지털예산회계기획단, <http://www.baro.go.kr>

산림청, <http://www.forest.go.kr/foahome/user.tdf?a=user.index.IndexApp&c=1001>

에너지관리공단, <http://www.kemco.or.kr/>

통계청, <http://www.kostat.go.kr/nso2009/intro/smain1.html>

환경관리공단, <http://www.emc.or.kr/>

환경부, <http://www.me.go.kr/>

한국산업인력공단, <http://www.hrdkorea.or.kr/>

한국은행, <http://www.bok.or.kr/>

한국환경산업기술원, <http://www.keiti.re.kr/>

OECD, [http://www.oecd.org/home/0,2987,en_2649_201185_1_1_1_1,00.html](http://www.oecd.org/home/0,2987,en_2649_201185_1_1_1_1_1,00.html)

UNEP, <http://www.unep.org/>

WOW, <http://www.wowonline.org/>

**기초자치단체의 공공지출이 지역의 성별 취업확률
격차에 미치는 영향에 관한 다층모형 분석:
사회개발비와 경제개발비를 중심으로**

이택면(한국여성정책연구원)



기초자치단체의 공공지출이 지역의 성별 취업확률 격차에 미치는 영향에 관한 다층모형 분석: 사회개발비와 경제개발비를 중심으로

이택면 (한국여성정책연구원)

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 분석해야 할 필요성이 증대하고 있다. 이런 배경하에서 정부의 예산 수립과 집행에 관한 성인지적 분석이 시도되고 있으며, 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 공공 지출 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 재정 지출이 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 세가지 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 지방 정부의 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 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 1층모형에서 추정된 절편과 독립변수의 회귀계수들을 각각 종속변수로 하

는 거시단위 대상의 회귀분석이 수행된다.¹⁾ 따라서 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 1층모형과 2층모형의 회귀식이다.

1층모형 :

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

2층모형:

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

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

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

⋮
⋮
⋮

위의 회귀식에서 1층모형의 y_{ij} 는 j 거시단위의 i 번째 미시단위(예컨대 j 학교의 i 학생)가 갖는 종속변수값이며 x_{1ij}, x_{2ij}, \dots 는 동일 미시단위가 갖는 각 독립변수들의 값이다. 예컨대 한 학교 당 60명씩 100개 학교 6000명의 학생을 대상으로 수학시험 성적에 어떤 독립변수들이 어떤 영향을 미치는 지 분석한다고 할 때 y_{ij} 는 j 학교 i 학생의 수학시험성적이 된다($j=1,2,\dots,100/i=1,2,\dots,60$). 그리고 x_{1ij}, x_{2ij}, \dots 는 동일 학생의 예컨대 사회경제적 지위, 주평균 공부시간, 등이 될 것이다.

한편 학생의 성적은 이러한 전적으로 개인적인 특성들만에 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 절편과 기울기들을 각각의 종속변수로 하는 회귀분석이다. 위의 2층 모형에서 식2는 j 학교의 절편의 크기 - 즉 모든 독립변수가 0일때 j 학교 학생들의 평균 수학시험 성적 - 에 영향을 미치는 변수들을 밝히기 위한 것이고, 식3은 j 학교의 첫 번째 독립변수 x_{1ij} 의 회귀계수(기울기) a_{1j} - 즉 x_{1ij} 가 한 단위 증가할 때 수학성적의 증가분

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.

- 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 학생수, 학생1인당 교사 비율, 등)이어야 한다. 예컨대 x_{1ij} 가 학생의 사회경제적 지위이고 z_{1j} 가 학생 1인당 교사비율이라면 2층 모형의 회귀 계수 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 학교이냐)이 해당 학교 학생들의 개인적 특성인 사회경제적 지위의 영향력을 더욱 증폭시킨다는 것을 의미한다.

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. 즉 1층 모형은 여타 개인적 특성들을 모두 통제된 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 성변수의 기울기에 영향을 미치는 변수로서 지방 정부 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 연구목적을 달성하기 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 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 축적되어 있다(예컨대, 오병기·김대영, 2005; 오병기, 2006; 김종구, 2007; 강운호, 2008). 김종구(2007)은 지방정부의 재정지출을 주요 독립변수로 하는 동태적 패널분석을 통하여 지방정부 재정지출의 크기가 지역경제성장(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 장·관 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 경제성장에 정의 영향을 미친다는 것을 보고했다. 그는 이런 재정적 요인 이외에 3차산업 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 지역내총생산을 종속변수로 하는 회귀분석을 실시하여 비도시 지역의 경제개발비 지출, 특히 산업경제비와 지역개발비가 지역 경제성장에 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 순영향을 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 사회개발비지출이 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 기초자치단체를 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 1422억 5천만원(사회개발비, 경제개발비, 특별회계, 추경예산)에 의해 총 1885억원의 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 말해주는 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 1000명에 대한 표본조사를 실시하여, 이들의 취업여부를 종속변수로 하고 인적특성과 훈련과정 특성들을 독립변수로 하는 이항 로짓분석을 실시한 결과, 훈련생의 연령, 가족 생계 책임 여부, 자격취득 여부 등이 취업확률에

유의미한 영향을 미친다는 것을 발견했다. 황수경(2003)은 노동패널 4차년도 조사자료와 부가 조사자료를 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 김가을(2006)은 노동패널 1차-7차 조사자료를 이용, 비고용인구의 취업 이행 확률에 영향을 미치는 요인들을 파악하고자 했다. 그의 분석 결과에 따르면 여성과 중고령자 집단은 비고용인구의 모든 하위범주(실업, 경제노동력, 순수비경활)에서 취업상태로의 이행 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 성지미·안주엽(2006)은 노동패널 6차년도 조사자료의 개인 응답자 중 30세 이상 75세 미만의 중고령자를 대상으로 취업여부 결정요인을 분석했다. 이항 로짓 모형 추정 결과 성, 연령, 교육년수, 지역 실업률 등이 취업할 확률에 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 종속변수로 하고 개인의 인구학적 특성들이나 과거 일자리 관련 특성들을 독립변수로 하여 취업확률의 결정요인을 분석하고 있을 뿐, 지역수준의 설명변수를 분석에 포함시키지 않았다. 더 나아가 지방 정부의 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 데 까지 나아가지는 못했다.

4. 분석 모형과 가설

1) 1층모형

전술한 바와 같이 1층모형은 개인을 분석단위로 하는 모형으로서, 개인의 취업확률에 영향을 미치는 개인 수준의 설명변수들의 계수를 추정하기 위한 것이다. 따라서 1층모형은 취업여부를 나타내는 더미변수를 종속변수로 하는 전형적인 이항 로지스틱 회귀분석 모형이다. 선행연구의 전통(남재량, 2004; 황수경, 2003; 김가을, 2006)을 따라 개인의 취업확률에 영향을 미치는 독립변수로는 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 1층모형에서는 다음과 같은 회귀식을 추정하게 된다.

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

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

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

2) 2층모형

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 2층모형에서는 지자체의 재정지출 특성이 가장 중요한 설명변수가 되고, 나머지 지역 고용에 영향을 미칠 것으로 여겨지는 지역 수준의 변수들을 통제변수로 투입한다.

가) 무조건 모형

설명변수를 도입하여 본격적인 2층모형을 추정하기 전에 이른바 무조건 모형(unconditional

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

model)을 먼저 추정한다. 무조건 모형이란 2층에 설명변수를 하나도 도입하지 않는 모형으로서, 각 지역별 회귀계수를 전지역의 대평균(grand mean)과 개별 지역의 확률적 교란의 합으로 간주하는 모형이다. 위의 1층모형에 조응하는 무조건 모형의 형태는 다음과 같다.

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

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

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

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

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

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

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

무조건 모형은 1층모형의 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 로그 승산비)이 지역 마다 서로 다르며, 남성과 여성간의 취업확률 차이가 지역 마다 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 존재하는 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.

나) 설명변수를 도입한 2층모형

어떤 지역에서 남녀간 취업확률의 격차가 더 크거나 작은가? 지역의 어떤 특성이 남녀간 취업확률 격차를 크게 하거나 작게 하는가? 앞서 밝힌대로 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.

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

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·채종훈, 2006).

지방자치단체의 경제개발비와 사회개발비를 하위의 관별 지출항목으로 나누어 보면, 경제개발비는 물적 자본에 대한 공공투자로서 다시 산업경제비와 지역개발비로 재분류될 수 있다. 산업경제비는 농정관리, 축·수산 진흥, 농촌진흥 등에 사용하는 농수산개발비가 가장 큰 비중을 차지하고 있어 "1차 산업 지원적 성격"을 띠고 있는 지출항목이며, 지역개발비는 지역경제개발, 광공업관리, 관광및 국제교류 등에 사용되는 지역경제개발비와 산림자원개발, 치수및 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 경제개발비와는 달리 "인적자본에 대한 공공투자(교육및 문화), 기초생활보장 등의 복지서비스(사회보장), 물적 자본에 대한 투자(주택및 지역사회개발, 보건및생활환경개선)를 동시에 담당하는" 지출이다(오병기·김대영, 2005: 54; 김제안·채종훈, 2006). 다시 말하면 사회개발비는 "지방자치단체의 교육·문화예술의 창달과 주민의 보건및 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 중에

서 투자적 지출을 골라내는 것도 가능하지 않았다. 결국 사회개발비와 경제개발비라는 장별 지출의 효과를 비교하는 것으로 만족할 수 밖에 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), 사회개발비와 경제개발비를 2층 설명변수로 도입하는 것은 여성능력개발 관련 예산이 소기의 목적한 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.⁴⁾ 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 취업확률 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. 도시 지역은 경제개발비 보다 사회개발비의 지출 규모가 더 크며, 경제개발비에 있어서도 도시지역보다 비도시지역에서 2,3차 산업 지원 성격의 지역개발비 비중이 높다(오병기, 2006). 또한 사회개발비나 경제개발비 중에서 경제성장에 긍

4) 선행연구에서도 지적됐듯이(오병기·김대영, 2005; 김제안·채중훈, 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 수 밖에 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.

정적 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·광역시와 구, 광역도의 시, 광역도의 군지역을 더미 변수화 하여(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 인구 규모 역시 통제변수로 포함시켰다. 지역의 산업이 발달하여 사업체의 인력수요가 크면 남녀의 취업확률을 증가시킬 것으로 예상되므로 사업체 인력수요의 대리변수로 인구 1000명당 사업체 수를 통제변수에 포함시켰다.

또한 지역의 소득수준도 중요하게 통제되어야 할 변수이다. 소득이 정부지출의 증가와 관련되어 있다는 것은 오래된 정설이다. 소득이 증가하면 "주민의 생활 수준 향상 욕구가 커지고 이러한 욕구 충족을 위한 재화와 서비스의 생산, 공급을 지방 정부에 요구하기 때문"에 정부 세출이 증가할 수 밖에 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 소득 수준 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 선례(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 틀림 없지만(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 2층모형을 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 무조건모형의 경우보다 유의미하게 줄어들었거나 0일 것이라고 기대한다.

5. 자료와 변수

이 분석에 활용된 자료는 한국노동연구원의 노동패널조사(KLIPS) 10차년도 조사자료(조사 대상 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 1층모형의 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. 1층모형의 조사시점이 2006년이므로 2층모형의 공식통계도 2006년 자료로 취합하였다.

다음 <표 1>은 1층모형의 추정을 위해 변수들의 측정방법과 기초적 기술통계이다. 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.

<표 1> 1층모형 변수들의 기술통계 및 측정방법

변수	기술통계				비고
	분포		평균	표준편차	
	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 55세이상:15.5	-	-	* 기준: 55세 이상 * 15세 이상 20세 미만, 66세 이상 제외
학력더미	9,345	중졸이하: 21.3 고등학교: 36.3 전문대: 14.1 4년제대학 이상: 28.3	-	-	* 기준:대졸이상 * 졸업,휴학, 중퇴, 수료,재학 중 모두 포함
가구소득	9,345	-	6,852.6	56,604	*근로소득, 부동산 소득 등 개별 소득 항목 합산

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

〈표 2〉 시군구별 개인 응답자 분포

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 2층변수의 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, 총지출은 2550억원, 이 중에서 사회개발비 지출은 평균 45.4%, 경제개발비 지출 평균은 25.8%이다. 인구, 지방세, 총지출은 모두 실제 분석에서는 자연로그값을 취했다.

〈표 3〉 2층모형 변수들의 기술통계와 산출방법

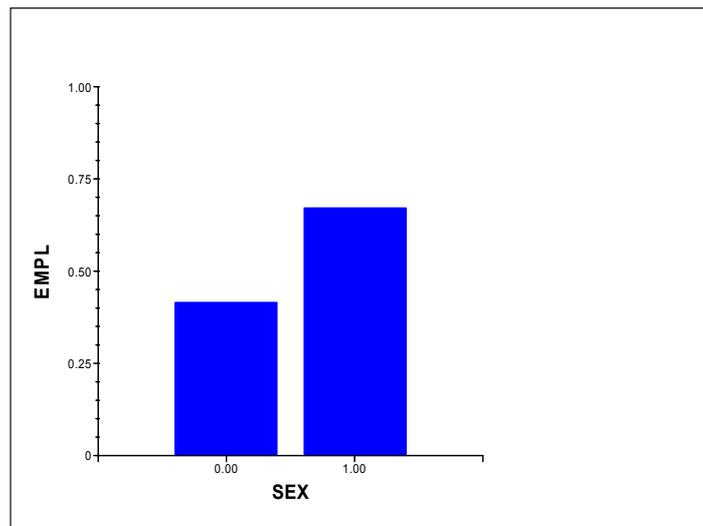
변수	산출방법	평균	표준편차	분포		
				N	범주	비율(%)
인구대비 사업체수	$\frac{\text{사업체수}}{\text{주민등록인구}} \times 1000$	70.3	41.4	-	-	-
자치단체 더미	기준 =군	-	-	198	자치구	36.9
					시	38.4
					군	24.7
인구	실제분석에서는 ln인구	240,341	198,560.8	-	-	-
지방세	세입결산, 단위 백만원 실제분석에서는 ln지방세	58,187.4	79,502.2	-	-	-
총지출	결산/일반회계/순계, 단위 백만원 실제분석에서는 ln총지출	255,257.1	179918.7	-	-	-
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

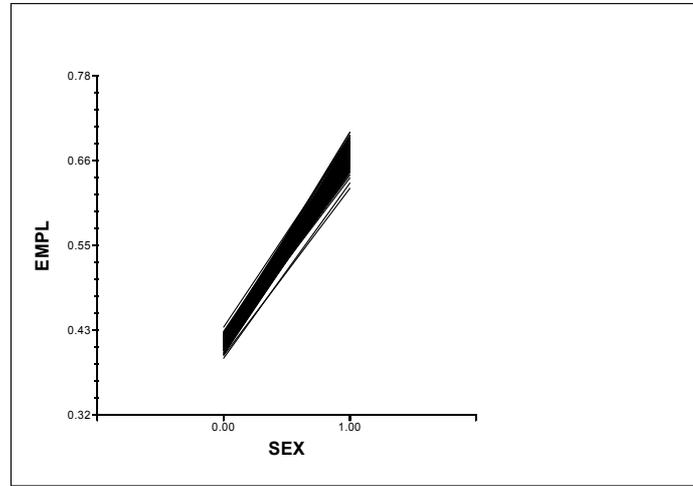
1) 기초분석

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 대평균 취업률을 지역별로 살펴보면 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.

<그림 1> 성별 취업률(대평균)



〈그림 2〉 성별 취업률(지역별 평균)



한편 2층모형에서는 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			
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(인구1000명당)	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 등분산 가정이 지켜지지 않아 분산분석 결과를 신뢰하기 어렵다. 사회개발비 지출은 금액면에서는 시지역이 평균 1천7백억원으로 가장 높으며 비율면에서는 자치구가 평균 51.7%로 가장 높다. 경제개발비 역시 금액면에서 볼 때 시지역이 1천210억원으로 가장 높고 자치구가 193억원 수준으로 가장 낮다. 총 재정지출액 규모는 시지역이 3천8백억원으로 가장 높고 자치구가 1천6백억원으로 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.

2) 다층모형 분석

가) 무조건모형

앞서 살펴본 변수들을 동원하여 다음과 같은 무조건모형을 추정하였다. 앞서 논의한 바와 같이, 무조건모형의 추정은 1층모형의 절편과 성별 변수의 계수가 지역별로 유의미한 차이를 보이는지 검증하기 위한 것이다. 여기서 가구소득변수는 지역평균에 센터링(centering)하였다.

1층모형:

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

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

2층모형:

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

먼저 고정효과 면에서는 전 지역에 걸쳐 성별이 취업확률에 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. 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.⁵⁾ 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), 왜 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			

이 질문에 답하기 위해서는 다음과 같은 두가지 다층모형을 추정해야 한다.

5) 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±1.96(0.049)1/2]이며, 성별계수의 95%신뢰구간은 0.726에서 2.008까지[1.367±1.96(0.107)1/2]이다.

나) 경제개발비 효과 추정을 위한 다층모형

경제개발비 비중의 크고 작음이 지역별 평균 취업확률과 남녀 취업확률 격차에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해서 추정해야 할 다층모형의 1층모형은 무조건모형의 경우와 같고, 2층모형은 다음과 같다. 2층모형에서 사업체수, 지방세, 경제개발비 비중, 총지출 변수는 모두 전체평균(grand-mean)에 센터링했다. 아래 <표 7>와 <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)⁶⁾

fixed effect	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
	γ_{05}	-0.278270	0.182496	-1.525	190	0.129
	γ_{06}	-0.005098	0.006936	-0.735	190	0.463
a_{1j}	γ_{07}	0.464476	0.188717	2.461	190	0.015
	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	

6) 나머지 1층모형 계수들($a_{2j} \sim a_{8j}$)에 대한 고정효과 추정결과는 <부표1>을 참조.

〈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 전지역 평균보다 1%포인트 더 높은 지역은 평균수준인 지역에 비해 1층모형의 절편이 0.005만큼 더 낮고 성별변수의 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}), 총지출액 규모가 큰 지역은 평균취업확률이 유의미하게 더 높았다(γ_{07}). 남녀간 취업확률 격차에 있어서는, 인구대비 사업체수가 많을 수록(γ_{11}), 도시지역일 수록(γ_{12}, γ_{13}), 재정지출을 많이 하는 지역일 수록(γ_{17}) 남녀간 취업확률 격차가 적었으며, 소득수준이 높은 지역은 그렇지 않은 지역에 비해 남녀간 취업확률 격차가 오히려 컸다(γ_{15}).⁷⁾ 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 평균취업확률과 남녀간 격차에 아무런 영향도 미치지 못한다는 사실이다.

다음으로 확률효과를 살펴보면, 2층모형에서 도입된 설명변수들은 1층모형의 절편과 성별변수 계수가 보여준 지역간 편차를 크게 줄여주는 것으로 나타났다. 경제개발비 비중을 비롯한 2층모형의 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), 2층모형의 설명변수들이 평균 취업확률의 지역간 편차는 다 설명하지 못하지만 남녀간 취업확률 격차의 지역간 편차는 모두 다 설명하고 있다고 할 수 있다.

7) 이 모든 효과는 각각 유의수준 10%와 5%에서 유의미하다.

다) 사회개발비 효과 추정을 위한 다층모형

사회개발비 비중이 1층모형의 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.

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

<표 9> 사회개발비 효과 추정 결과(고정효과)⁸⁾

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

8) 나머지 1층모형 계수들($a_{2j} \sim a_{8j}$)에 대한 고정효과 추정결과는 <부표2>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 사업체 수, 자치단체 종류, 소득수준, 총지출액이 성별 변수 계수에 미치는 영향 또한 변함 없이 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% 유의 수준에서 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 지역일 수록 남녀간 취업확률 격차가 작다. 더욱이 총지출 규모가 큰 지역은 평균 취업확률도 높다. 둘째, 인구대비 사업체수가 많은 지역일 수록 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 두가지라고 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, 총지출액 대비 사회개발비나 경제개발비 지출 비중은 지역의 평균 취업확률에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 지방정부의 재정지출이 지역경제와 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 경상적 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 증대에의 기여 또한 미미했을 것으로 추리된다. 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 사회개

발비 지출 중 투자적 성격의 지출과 경상적 성격의 지출을 구분하여 효과를 검증하려는 시도와, 장기 시계열을 이용한 종단면 다층모형 분석이 요구된다.⁹⁾

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 심층연구를 통해 보완되고 세련화되어야겠지만, 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 몰성적임을 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 시행에 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 세가지 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,), 여성 대상 인적자원 투자비의 규모가 사회개발비 중에서 차지하는 비중이 워낙 낮다보니 사회개발비의 여성취업 효과가 미미할 수 밖에 없을 것으로 짐작된다(김경희,). 시도 광역자치단체 수준에서 점검한 바에 따르면 여성 인력개발 혹은 취업지원 관련 예산의 전체 예산대비 비중은 평균 0.2%에 지나지

9) 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.

않는다(여성부, 2008).

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 5조8천억원, 군의 경우에는 31.4%에 달하는 2조4천억원이 사회보장비 지출로서, 사회개발비 지출의 다른 하위 항목들이자 투자적 성격의 지출인 교육및문화, 보건및생활환경개선, 주택및지역사회개발 지출을 제치고 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 사회보장비는 사회개발비 중에서 전형적인 이전경비로서 경상적 성격의 지출로 간주되는 바,¹⁰⁾ 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 악화시키는 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 추정이 향후 심층연구를 통해 이루어져야 할 것이다.

셋째, 기초자치단체의 재정자립도가 낮아 지역 공공재에 대한 재량 투자를 감행하기에는 자주재정 확충에 한계가 있기 때문이다. 특별·광역시외의 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. 특히 사회개발비 지출 비중의 상대적 증가는 지방재정을 압박하는 중대한 요인이 되기 시작했다. 최근 사회복지 관련 국고보조금 사업이 급증하면서 “사회복지관련 국고보고사업비 분담에 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 개

10) 오병기(2008: 25)에 따르면, 2002-2005년까지 광역자치단체의 관별 세출을 산술평균한 결과 사회개발비 중 교육문화비는 경상적 경비 비율이과 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.

선되어야 함을 의미한다. 이를 위해서는 지방세 수입을 확충할 수 있는 제도적 개선책이 마련되어야 것이며, 사회개발비 지출 재원을 마련함에 있어 중앙정부의 부담이 강화되어야 할 것이다(김홍래, 2007). 지금처럼 지자체 자체수입의 대부분을 차지하는 지방세의 세목과 세율이 전적으로 중앙정부의 통제하에 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.

|| 참고문헌 ||

- 강윤희, 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.
- 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 검증", 『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
- 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
- 황수경, 2003, "장애인-비장애인의 취업확률 격차와 장애효과," 『노동정책연구』, 3월 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

내구재 기술혁신과 여성 노동시장참가

김병우(충주대학교)



내구재 기술혁신과 여성 노동시장참가

김병우(충주대학교)

〈요약〉

냉장고, 세탁기 등 가계부문의 기술혁신에 의한 내구재 도입은 여성 근로자의 노동시장 참가행위에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 가계생산(home production)에 소요되는 노동시간을 줄이고 대신 시장부문 노동공급을 증가시키는 것으로 예상된다. 본 연구에서는 이같이 우리 경제의 내구재 가격지수, 여성의 노동참가율, 성별 임금격차, 내구재 보급률, 총요소생산성 등의 데이터를 통해 여성의 노동시장 참가를 고려하는 중첩세대모형의 시사점을 검정하였다.

분석결과는 첫째, 시장부문 생산성과 여성근로행위간 무관성 둘째, 임금이 여성 근로행위에 미치는 효과 중 대체효과의 우위, 셋째, 내구재 보급률과 가격지수간 음의 상관관계 넷째, 내구재 가격대비 임금격차의 여성 근로행위 설명력 우위 다섯째, 내구재 가격 및 임금격차의 영향으로 인한 90년대 후반 여성노동참가의 추세치로부터의 하락 등의 실증분석 결과를 나타낸다.

1. 서론

냉장고, 세탁기, 진공청소기, 전자레인지 등 가구 내구재의 기술혁신은 여성으로 하여금 노동시장 참가율을 높일 것으로 예측할 수 있다.

즉, 가전제품 등 내구재의 공정혁신에 따른 가격하락은 여성근로자의 자녀양육(children nurture) 등 가계생산(home production) 비용을 하락시켜 온 것으로 추측된다. 이는 다시 노동경제학에서 상정하는 여성의 노동시장참가(labor-force participation) 함수에 영향을 준다.

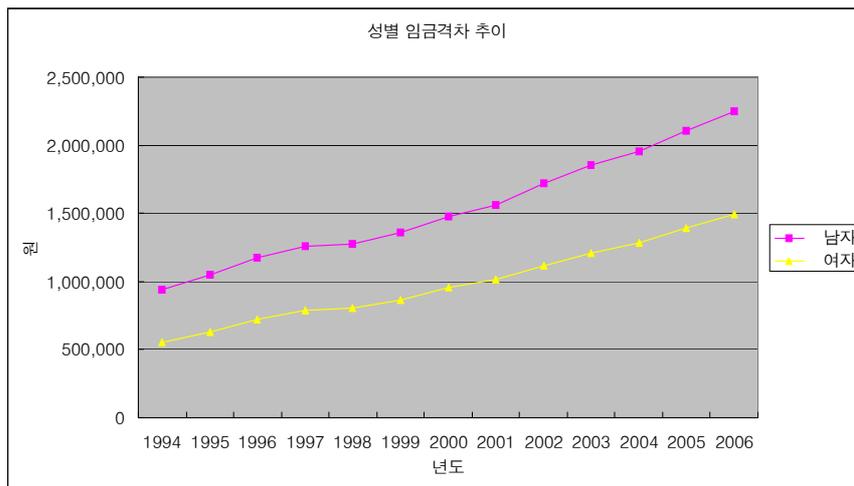
한편, 가구 내구재 부문의 기술혁신은 경제전반의 생산성을 상승시켜 국민소득을 증가시키고 이가 다시 여성의 출산률(fertility rate)에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 1기간 단순 모형에서 대표적 가계가 소비-여가간 선택을 하는데 소득수준이 영향을 미치듯이 내구재 생산성 변화

는 소득효과를 통해 소비-자녀간 선택에 영향을 미친다.

Greenwood et al.(2005)는 중첩세대모형(overlapping generations model)을 통해 미국경제에서 상술한 인과관계가 존재하는가를 캘리브레이션을 통해 분석하였다. 본 연구는 그들의 문제의식을 한국 경제 데이터에 적용하려는 시도의 일환이다.

다음 <그림 1>은 우리 경제의 성별 임금격차를 보여준다. 미국경제와 같이 우리 경제도 여성의 경제활동 참가율이 꾸준히 증가해왔지만 미국간 차이점은 임금격차가 우리 경제에서는 좁혀지지 않고 있다는 특징을 들 수 있다. 만일 한 가구가 남성과 여성 두 근로자로 구성되어 있다면 임금격차는 가구소득에 영향을 미치고 이는 다시 여성의 노동시장 참가율에 영향을 미치게 된다. 이를 검증하는 것이 본고의 첫째 목표이다.

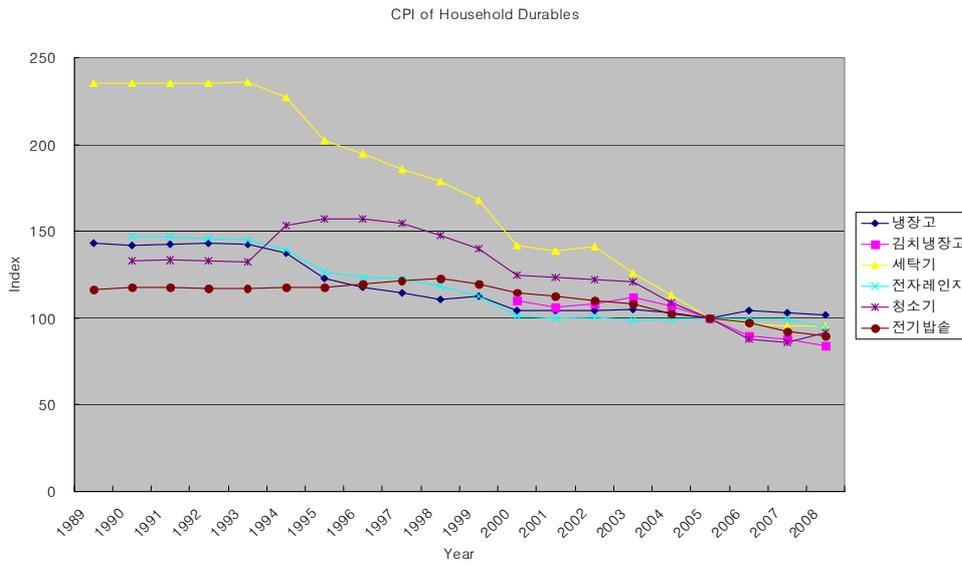
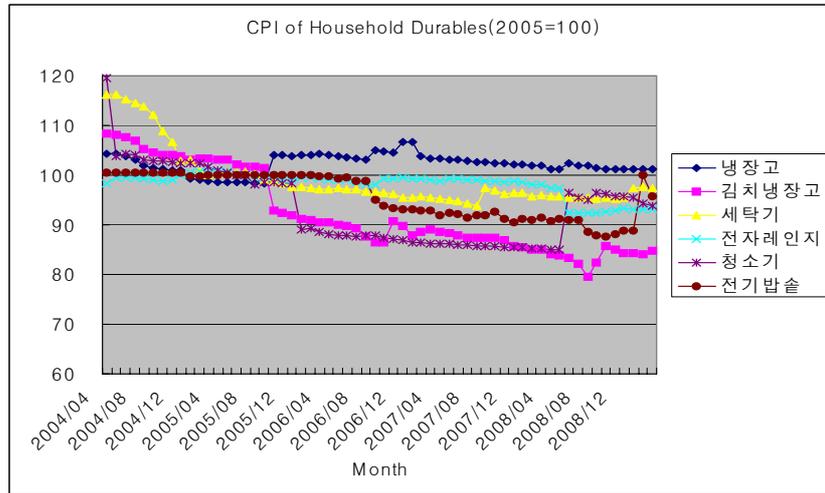
<그림 1> 성별 임금격차(wage gap, 자료: 통계청)



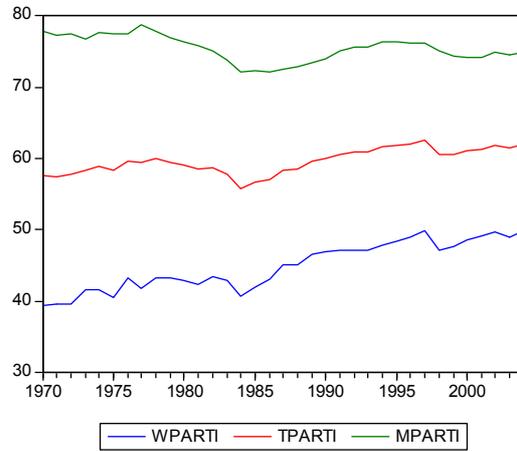
다음 <그림 2>는 우리 경제의 가구(household)부문 내구재 가격지수 추이를 보여준다. 월별 데이터의 경우 김치냉장고가, 연도별 데이터를 보면 특히 세탁기의 상대가격 하락이 주목을 끈다. 앞서서도 지적했듯이 공정혁신(process innovation)은 내구재 가격을 하락시켜 가구생산(home production)의 단위비용을 하락시키는 효과를 지닌다.

본고에서는 이같은 가격지수 하락이 여성의 시장부문 노동공급 및 가계부문 노동공급간 선택을 통해 경제활동 참가에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보고 이와 임금격차간의 상호작용에 대해서도 실증분석을 시행하게 된다. 이는 본 연구의 둘째 목표이다.

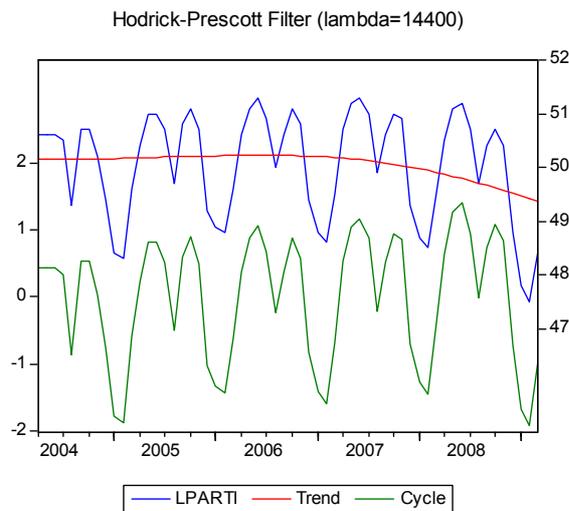
<그림 2> 월별(상단) 및 연도별(하단)가구 내구재 가격지수 추이(한국은행, 통계청)



<그림 3> 여성(WPARTI) 경제활동참가율 (통계청, 연도별)¹⁾



<그림 4> 여성 경제활동참가율 [통계청, 월별 및 HP 추세치(Trend)]²⁾



<그림 3>은 여성, 남성 및 전체 경제활동 참가율 추이를 보여주고 있다. 2004년부터 2008년까지 월별 데이터 추이와 추세선을 보면, 여성의 경제활동 참가율(LPARTI)이 최근 다소 하락했음을 보여준다. 그러나, 1970년부터 2005년까지의 연간 시계열 데이터를 보면 이가 꾸준히 상승세를 보임을 알 수 있다.

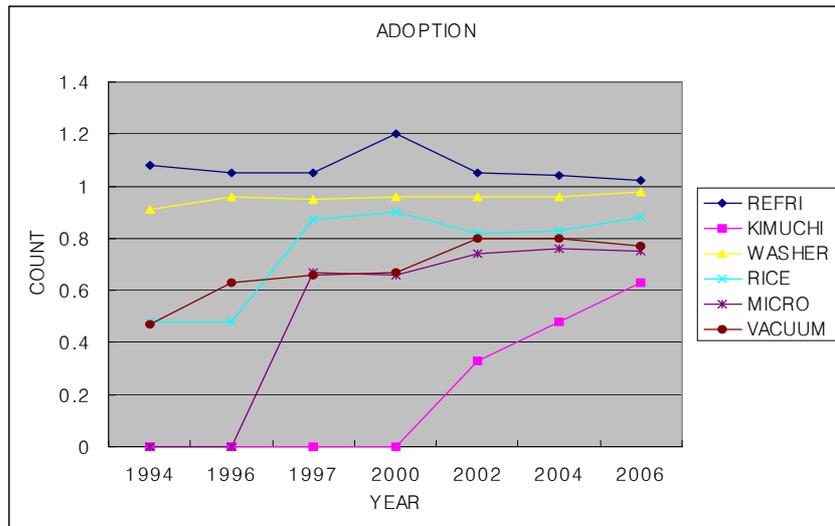
마지막으로 <그림 4>는 가구의 내구재 보급률(adoption rate) 추이를 보여준다. 특히 김치

1) 그림의 범례는 (WARTI: 여성, MPARTI 남성, TPARTI: 전체)임.

2) 중간 그림은 바탕그림에서 추세선을 HP Filter로 추출한 것임.

냉장고(KIMUCHI)와 전자레인지(MICRO)의 보급률 속도가 빠름을 알 수 있다. 이는 내구재 가격변화에 민감하게 반응하며 다시 여성의 경제활동 참가율에 영향을 미칠 수 있다. 이 관계를 검증하는 것이 본 연구의 세 번째 목표이다.

<그림 4> 내구재 채택추이(한은, 통계청: 가구당 대수)



주) REFRI: 냉장고, KIMUCHI: 김치냉장고, WASHER: 세탁기, RICE: 전기밥솥, MICRO: 전자레인지, VACUUM: 진공청소기

2. 가계생산 및 여성고용 기본모형과 실증분석

2.1 중첩세대모형

경제성장을 설명하는 전형적인 다이아몬드(1965), 및 Greenwood et al.(2005)의 중첩세대모형을 염두에 두고 내구재 기술진보가 가계(household)의 한 구성원인 여성의 노동 및 인적투자에 영향을 미치는 요인을 살펴보자.

생산과정에 투입되는 요소는 자본(K), 노동(L), 및 기술(A)이다. 생산함수는 콥-더글라스 형태를 띠며 t기의 산출은 다음과 같다. 이 함수는 규모수익불변(constant returns to scale)과 한계수확체감의 성질을 가진다고 가정한다.

생산함수:

$$Y_t = F(K_t, A_t L_t)$$

A_t : 노동부가적(labor-augmenting) 기술(진보)

균형조건:

$$C+I+H=Y$$

I: 기업 물적자본(physical capital) 총투자

H: 가계자본(household capital) 총투자

자본축적:

$$\Delta K = I_t - \delta K_t$$

가계선호:

$$\sum \beta [a \ln c + b \ln c' + (1-a-b) \ln (1-l)]$$

β : 시간선호요인

c : 시장거래상품 소비

c' : 비시장거래상품 소비

$(1-l)$: 정규화된 여가

l : (노동시장 참가) 노동공급

소득:

w : 남성임금

ϕw : 여성임금

λ : 가계의 능력 파라미터

ω : 시장부문에서의 노동시간

$w\lambda\omega + w\phi\lambda\omega$: 맞벌이부부의 경우, 가계소득

가계생산:

$$n=n(h, z, lh)$$

n : 가계생산

z : 가계부문 노동부가적 기술진보

lh : 가계생산 소요 노동시간

h : 가계부문 내구재 스톡

이 모형에서 여성의 노동시장참가 결정은 소비와 노동공급에 대한 다음 관계에 의해 이루어진다.

$$c / (1-l) = \phi w / (1-a), \quad (b=0 \text{ 가정})$$

여성임금 ϕw 의 변화는 소득효과 및 대체효과에 의해 여가 (1-l) 선택에 영향을 미치고 이는 다시 노동공급 (l)에 영향을 미치게 된다.

2.2 가계의 최적화 문제와 시사점

이상 살펴본 Greenwood et al.(2005)의 중첩세대 모형을 통해 1) 가계의 자산축적, 경제활동 인구(노동시장) 참가 2) 가계 내구재 채택 등의 가계 의사결정 문제를 분석할 수 있다. 이는 모두 동태적 최적화 문제의 해로 도출된다.

또한, 시장청산조건, 균형성장경로 등 경쟁균형을 분석할 수 있다.

본 절에서는 이같은 가계의 효용극대화 문제를 통해 여성의 노동행위에 대해 시사하는 몇 가지 가설을 살펴보고자 한다.

여성 노동시장 참가율, GDP 및 임금 등 분석에 사용된 데이터는 1970~2004년 기간 중 35년간 시계열 데이터를 한국은행, 통계청 및 OECD에서 구하였다. 고용에 대한 데이터는 취업자 수를 기준으로 사용되었다.

가설1) 시장부문에서의 (노동부가적) 기술진보 A는 여성의 노동시장 참가에 영향을 미치지 않는다.

앞 절의 중첩세대모형에서 시장청산-경쟁균형의 해를 구하면 시장부문의 생산성 A는 여성의 노동시장 참가 결정행위에 영향을 미치지 않는다. Greenwood et al.(2005) 또한, 남성 또는 여성의 임금상승 또한 이에 영향을 미치지 않게 된다.

이는 요약하여 설명하면, 다음과 같이 전개할 수 있다. 즉, 시장부문의 생산성 A 증가가 가계 부문의 생산성 z 보다 신속하게 이루어진다고 하자. 이 경우, 균형성장경로상에서 Y, C, I, H, K 모두 $g(=\Delta A/A)$ 의 비율로 증가하게 된다. 이 경우에도, 시장부문 노동공급 L은 불변임을 유

의할 필요가 있다. 가계부문 산출의 암묵적 (상대)가격은 상승하나 이는 정확히 가계부문의 노동의 한계생산성 상승의 하락을 상쇄하는 것이다.

이 가설을 검정하기 위해 우리 경제의 총요소생산성(TFP)과 여성의 노동시장 참가율(WPARTI)간 공적분 검정을 시행하였다. Trace 검정결과는 두 변수간 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 가설1)이 우리 경제에 타당한 것으로 나타났다.

[표 1] 단위근 및 공적분검정

	$\ln W$	$\ln A$
ADF	-1.27	2.68
PP	*	-1.49

Sample (adjusted): 1972 2004				
Series: LOG(WPARTI) LNTPF				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	0.05Critical Value	Prob.
None	0.239096	12.30667	15.49471	0.1428
At most 1	0.094874	3.289484	3.841466	0.0697*
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				

가설2) 가계소득에 대해 여성의 노동시장 참가는 감소함수이다.

맞벌이부부의 경우, 가계소득은 $w\lambda\omega + w\phi\lambda\omega$ 이며 가계의 능력 파라미터 λ 의 증가함수이다. 전형적인 근로자의 소비-노동공급 선택의 최적조건은 다음과 같다.

$$C / (1-l) = W / (1-a-b)$$

C: 대표소비, W: 대표임금

W상승에 따른 근로소득 증가의 소득효과와 대체효과가 노동시장 참가에 영향을 미치는데 소득효과가 커다고 보면 앞에서 본 λ 의 효과는 부(-)의 방향으로 작용한다고 볼 수 있다.

1972년부터 2004년까지의 시계열 데이터를 사용한 공적분 검정결과

$$\text{LOG(PERGDP)}=9.16 \text{ LOG(WPARTI)}$$

의 관계가 성립하는 것으로 나타나 가설2)의 내용과 상반되는 결과가 도출된다. 이는 우리 경제 여성근로자의 경우, 생산성 증가에 따른 가계소득의 증가는 대체효과를 더 많이 발생시켜 노동공급을 늘리는 요인으로 작용한다고 판단할 수 있다.

가설3) 가계 내구재 가격의 시간경로는 해당 내구재 보급률에 큰 영향을 미친다.

앞의 <그림 2>에서 보듯이 내구재의 가격은 지속적으로 하락추세를 보여왔다.

이는 가계생산함수

$$n=n(h, z, l_h)$$

에서 h(가계부문 내구재 스톡)에 영향을 미친다. 생산과정에서 투입요소의 상대가격 하락은 (가계생산 과정에서) 비용극소화 과정에서 내구재를 더 많이 사용하도록 변화시킨다.

Greenwood et al.(2005)는 부분균형 실험을 통해 내구재 보급률 증가는 여성의 노동시장 참가에 즉각적으로 영향을 미친다는 결과를 도출하였다.

우리 경제의 내구재 가격과 보급률간 상관관계를 도출하면 모두 음의 관계가 나타나며 특히, 진공청소기의 가격과 보급률간 관계가 강함을 알 수 있다. 음의 상관관계는 내구재 가격하락이 보급률을 상승시킨다는 평범한 직관과 일치한다.

이같이 분석결과는 상관관계의 존재만 확인하였으며 (인과관계를 나타내는) 가설3)의 타당성에 대해서는 보급률 데이터의 부족으로 인한 Granger 인과관계 검정의 미실행으로 결론을 내리지 못하였다.

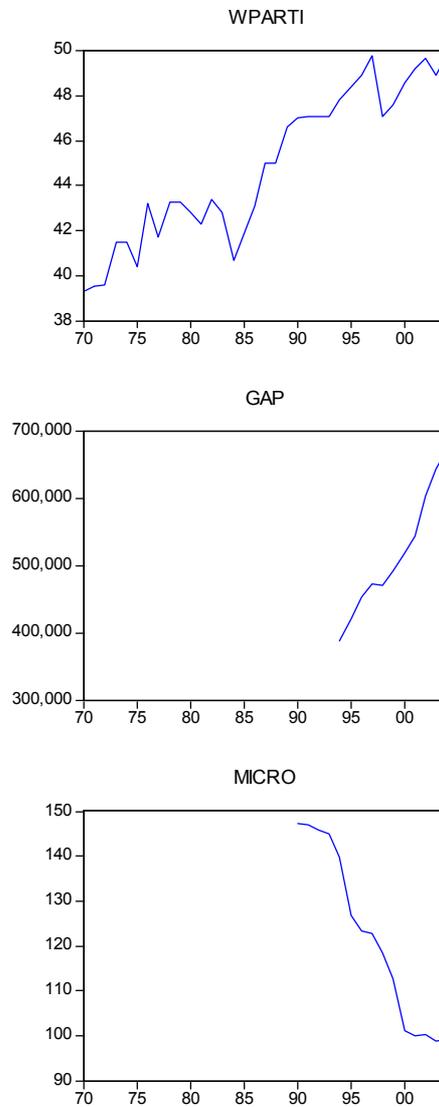
[표 2] 내구재 보급률과 가격지수간 상관계수

내구재 보급률	해당 가격지수간 상관계수
전자레인지	-0.56
냉장고	-0.14
진공청소기	-0.78
세탁기	-0.75

가설4) 여성의 노동시장 참가율에 미치는 내구재 기술혁신과 성별 임금격차(gap)의 영향을 분리할 수 있다.

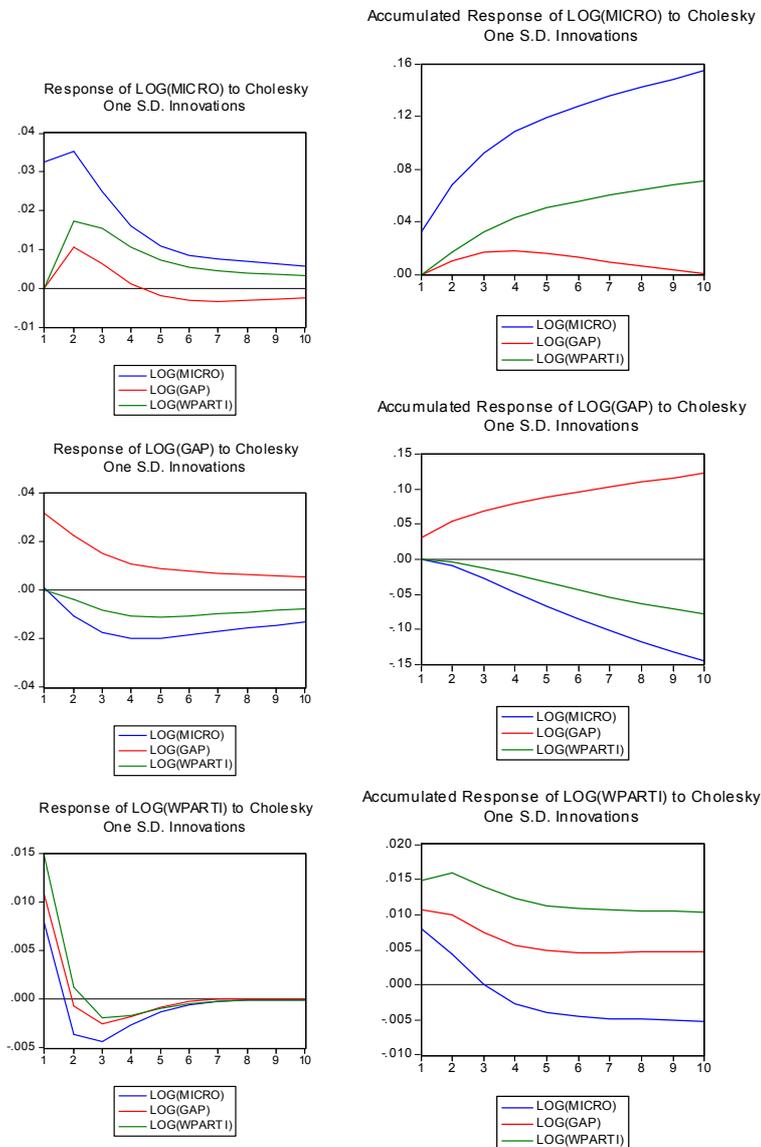
아래 <그림 5>을 보면 (여성) 노동시장 참가행위에 크게 보아 두가지 요인이 동시에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 본 절에서의 관심은 이 두 효과를 실증적으로 분리할 수 있는가에 있다.

<그림 5> 여성 노동시장 참가(WPARTI), 성별 임금격차(GAP) 및 내구재(전자레인지 MICRO) 가격 추이

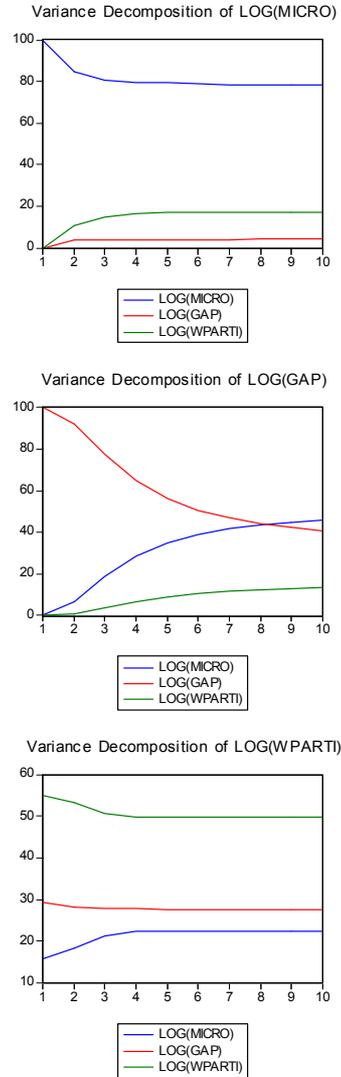


아래 <그림 6>에서의 누적(accumulated) 충격반응함수를 보면 내구재 가격하락이 노동시장 참가율을 상승시키는 효과는 부(-)의 방향으로 나타나며 임금격차의 영향은 정(+)의 방향으로 나타남을 알 수 있다. 이는 내구재 가격하락이 노동공급을 증가시키고 성별 임금격차 증가는 소득효과로 인해 노동공급을 늘리게 된다는 인식과 일치한다.

<그림 6> 축약형 VAR 모형의 충격반응(Accumulated Impulse response) 추이:
 여성 노동시장 참가(WPARTI), 성별 임금격차(GAP) 및
 내구재(전자레인지 MICRO) 가격[하단의 두 그래프]



<그림 7> VAR 모형의 분산분해(Variance Decomposition) 추이: 하단 그래프



위의 <그림 7>을 보면 분산분해분석에서 노동시장 참가에 대한 설명력은 임금격차의 것이 더 큼을 알 수 있다.

가설5) 내구재 기술혁신과 성별 임금격차(gap)의 영향이 존재하지 않았을 경우의 여성의 노동시장 참가율 경로를 추정할 수 있다.

즉, 다음의 두 회귀모형에서 첫째 식은 추세(t: trend), 내구재 가격(PRICE) 및 임금격차가

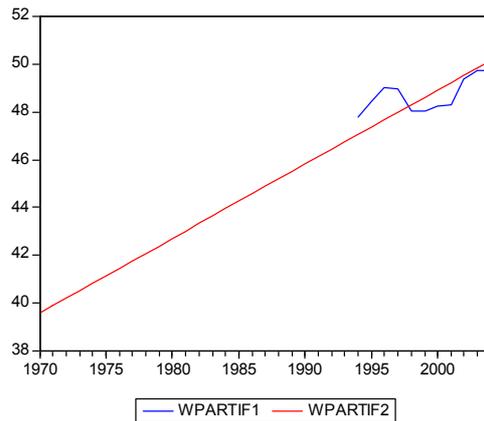
존재하는 경우, 노동시장 참가 예측치 L1를 추정하는 식이며 둘째 식은 두 설명변수없이 추세항만으로 L2를 예측하는 식이다.

$$L1 = \alpha + \beta t + \gamma \text{ PRICE} + \delta \text{ GAP} + \varepsilon$$

$$L2 = \alpha' + \beta' t + \varepsilon'$$

90년대 후반 노동시장 참가율에 대한 예측치를 보면 추세치보다 낮게 나타나며 이는 내구재 가격하락과 임금갭 확대에 동시에 영향을 받은 것으로 추정된다.

〈그림 8〉 노동시장 참가: 추세(WPARTI2) 및 내구재 기술혁신과 성별 임금갭(gender earnings gap)추세(WPARTI1)의 영향



3. 요약 및 결론

일반적으로 기술혁신에 의한 노동생산성 증대로 1인당 소득이 증가하면 소득효과의 발생으로 여성의 노동시장 참여가 줄 것으로 기대할 수 있다. 그러나, 실물경기 변동모형에 의하면 노동공급의 시점간 대체(intertemporal substitution) 효과는 대체효과를 발생시켜 1기의 임금 상승은 1기의 여가를 줄이고 노동공급을 늘리는 것으로 예측한다. 이 예측은 본고에서의 데이터에 의한 실증분석과 일치한다.

이 결과는 여성의 노동시장 참가행위에 대해 다음을 시사한다. 즉, 내구재 기술진보는 여성을 힘든 가사일(home production)에서 해방시키지만 대체효과(현재 임금수준에서 시장부문 노동공급을 더 증가시키는 것이 효용을 극대화)에 의해 자발적으로 여성을 노동시장으로 진출하게 만든다는 것이다.

따라서, 가계부문 내구재혁신은 여성근로자로 하여금 더 ‘근면’하게 만드는 효과를 우리 경제에서 지닌다고 볼 수 있다.

한편, 내구재 가격하락이 보급률을 증가시킨다는 직관이 해당 변수의 상관관계수에서 잘 드러난다. 특히, 진공청소기와 세탁기의 상관관계가 (- 부호로) 강한 것으로 나타났다.

마지막으로 내구재가격 하락과 성별 임금격차가 노동참가에 미치는 영향을 비교하면 전자는 노동공급을 증가시키고 후자도(성별 임금격차가 확대됨에 따라) 노동공급을 증가시키는 것으로 나타난다. 변수에 대한 설명력은 후자의 경우가 더 큰 것으로 나타난다. 이의 의미는 성별 임금격차의 확대(또는 여성임금의 상대적 하락)가 소득효과를 더 크게 발생시켜 오히려 노동공급을 늘리도록 만든다는 것이다. 이는 후굴 노동공급곡선(backward bending labor supply)의 우하향하는 부분에서 여성이 임금격차 관련 효용극대화 선택을 한다고도 볼 수 있다.

요약하면, 우리 경제에서 내구재 가격하락에 따른 소득 증대는 여성의 소득-여가 선택행위에서 대체효과를, 성별 임금격차의 확대는 소득효과를 더 많이 발생시켜 왔다고 볼 수 있다.

|| 참고문헌 ||

- 김병우(2008) “기술혁신, 여성일자리 창출과 경제성장”, 여성경제연구, 제5권 제1호, 여성경제학회.
- Aghion P. and P. Howitt(1998) *Endogeneous Growth Theory*, MIT Press.
- Aghion P. and P. Howitt (1994) "Growth and Unemployment", *Review of Economic Studies* 61: 477-494.
- Barro R. and J. Lee(2000) "International Comparisons of Educational Attainment: Updates and Implications", CID Working Paper 42 (April) :Harvard Univ.
- Barro R. and X. Sala-i-Martin(2004) *Economic Growth*, Second Ed. MIT Press.
- Becker G.(1965), "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal* 75: 493-517.
- Bloom D, Canning D., Fink G. and J. Finlay(2009) "Fertility, female labor force participation and demographic dividend", *Journal of Economic Growth* 14: 79-101.
- Cahuc P. and A Zylberberg(2004) *Labor Economics*, The MIT Press.
- Chang Y., J. Nam and C. Rhee (2004) "Trends in unemployment rates in Korea: A Search-Matching Model Interpretation ", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.18(2):241-263.
- Chang Y. and J. Hong (2006) "Do Technological Improvements in the Manufacturing Sector Raise or Lower Employment?", *American Economic Journal*, Vol.96(1):352-368.
- Cho D.(2007), "Why is the Gender earnings gap greater in Korea than in the United States?", *Journal of The Japanese and International Economies* 21: 455-469.
- Galor O. and Weil D. (1996) "The Gender Gap, Fertility and Growth", *American Economic Review*, Vol.86. No.3. 374-383.
- Greenwood, J., Seshadri, A. and M. Yorukoglu(2005) "Engines of Liberation" *Review of Economic Studies* (p 109-133)

- Greenwood, J. and A. Seshadri(2005) "Technological Progress and Economic Transformation", Handbook of Economic Growth (Chap. 19)
- Grossman G. and E. Helpman(1991) Innovation and Growth in the Global Economy, MIT Press.
- Hansen G.(1985), "Indivisible Labor and the Business Cycle", Journal of Monetary Economics 16: 309-327.
- Hanushek E. and D. Kim(1995) "Schooling, Labor Force Quality and Economic Growth", NBER Working Paper 7288 (Aug.).
- Hornstein A. P. Krusell and G. Violante (2005a) "The Effects of Technical Change on Labor Market Inequalities", Handbook of Economics Growth 1B: 1275-1370.
- Hornstein A. P. Krusell and G. Violante (2005b) "The Replacement Problem in Frictional Economies: An "Equivalence Results", Journal of European Economic Association 3: 1007-1057.
- Johnes G. and Y. Tanaka(2008), "Changes in Gender Wage Discrimination in the 1990s: A Tale of Three Very Different Economies", Japan and the World Economy 20: 97-113.
- Jones C. (2002), Introduction to Economic Growth, 2nd Ed. Norton & Company.
- Kim Y.(2004) "Short-run vs. Long-run Income Inequality", The 2004 KDI-KAEA Conference on Current Economic Issues of Korea: KDI.
- McConnel, Brue and Macpherson(2009) Contemporary Labor Economics, 8th Ed. McGraw-Hill Press.
- Mortensen D. and C. Pissarides(1995) "Technological Progress, Job Creation, and Job Destruction", CEPR Discussion Paper no. 264.
- Romer P.(1986) "Increasing Returns and Long-Run Growth", Journal of Political Economy 94: 1002-1037.
- Schumpeter J.(1934), Capitalism, Socialism and Democracy, Harper & Row Publishers.
- Weinberg B.(2003) "Computer Use and the Demand for Women Workers", Industrial and Labor Relations Review, 53, 290-308.

Innovation in Household durables and Women LF Participation

Byungwoo Kim

Abstract

It is expected that technological progress in the household sector liberated women from housework. We use the model of Greenwood and Seshadri(2005) which extends Solow-Diamond growth model incorporating household production and technology adoption.

As evident from the results of econometric estimation using the Korean data, the following implications are derived: 1) no relationship between TFP in market sector and working behavior, 2) strong substitution effect for working hours of women, 3) negative correlation between appliances adoption and their price indices, 4) more explanatory power of wage gap for labor participation over appliances price indices, 5) wage gap and appliances price indices caused the participation to downward deviate from trend.

Key Word : technical innovation, economic growth, household production,
female labor-force participation

Household Production and Extended Income in
equality: evidence from South Korea 1999-2004

윤자영 (한국노동연구원)



Household Production and Extended Income in equality: evidence from South Korea 1999-2004

Jayoung Yoon(Korea Labor Institute)

〈요 약〉

비시장노동은 가정 내에서 재화와 서비스를 생산함으로써 물질적 복지를 향상시키는 데 중요한 역할을 하기 때문에, 비시장노동의 가치를 소득으로 환산하여 시장소득과 합한 확대소득(extended income)을 가지고 소득 불평등과 빈곤의 추이와 패턴을 분석해야 한다는 문제제기가 활발히 전개되고 있다. 본 연구는 이러한 문제의식에 기초하여, 1999년과 2004년에 수행된 한국의 생활시간조사를 이용하여 기혼가구의 시장소득, 비시장소득, 확대소득의 불평등도를 지니계수를 중심으로 분석하였다. 연구결과는 기존 연구 결과와 동일하게 비시장소득은 시장소득에 기초하여 계산한 지니계수를 줄이는 평등효과(equalizing effect)를 지남을 보여준다. 이러한 평등효과는 비시장노동이 경제활동의 큰 비중을 차지하는 여성과 특정 하위그룹에게서 크게 나타난다. 특히 1999년과 2004년 사이에 시장소득불평등은 약간 감소한 반면 비시장소득과 확대소득불평등은 확대되었다. 이러한 연구결과는 시장소득을 기초로 한 소득불평등 분석은 실질적인 소득 분배의 일면만 보여줄 수 있음을 함축한다.

I. Introduction

The increasing body of literature calls for paying more attention to the role of household production in the ways in which it affects not only macroeconomic aspects of our economy but also microeconomic aspects of provisioning basic necessities for individuals and households (Katherine Abraham and Christopher Mackie, 2004, Robert Eisner, 1989, Nancy Folbre, 2008a, Nancy Folbre et al., 2009, D.S. Ironmonger, 2000, Leonard I. Nakamura, 2006).

The value of household production contributes to increasing material well-being by producing goods and services meeting essential needs of household members. The notion of the extended income, which combines market income and the value of household production, has been widely accepted as a useful tool of assessing economic inequality and poverty across individuals or households.

A growing research interests have been devoted to widening our understanding of to what extents income inequality based on "market income" is limited in assessing material living standards and analyzing income inequality. This goes beyond analyzing the impact of government and private transfers on redistributing income across subgroups. The complete ignorance of the value of household production, or non-market income gives us inadequate and false images of patterns and trends of the real living standards within and across subgroups. As far as we believe that goods and services produced from non-market work expands consumption possibilities of meeting our needs and that time is a scare resource that everybody has only 24 hours a day, the analysis of the extended income offers a supplementary and alternative, if not perfect, understanding of the material living standards. Although measuring and putting a monetary value to the non-market work is no easy task in converting the value of non-market work in comparable terms, the failure to account for it would yield significant implications for understanding the living standards, inequality, and poverty.

Using Korean time use surveys conducted in 1999 and 2004, I analyze the impact of the inclusion of value of household production on the income inequality in married households living without or with children aged under 19. Since the 1997 financial crisis, Korea has experienced an intensified income inequality, primarily caused by job loss and employment insecurity and growing female-headed households. This paper provides an exploratory analysis of how the consideration of the value of household production affects the ways in which we understand trends and patters of income inequality. First, isthe non-market income distributed across households and individuals in the same ways as the market income is distributed? It seems an unlikely outcome for these distributions to be identical. As a consequence, analysis of income distribution and measures of inequality is likely to

be quite different when non-market income is taken into consideration. Second, which type of income, among wives' and husbands' market and non-market income has the most impact on affecting the extended income distribution? Third, to what extent would the value of non-market work affect income inequality within and between subgroups based on women's paid employment and presence of young children? Finally, were there any significant changes in between the two years in all of these points of analyses. This study suggests that measures and analysis based on extended income are thus likely to give quite different answers to those based on the present measures and analysis based solely on market income.

II. Household Production and the Extended Income

The value of non-market work is widely accepted as economic resources of expanding potentials of increasing material well-being. A first step in recognizing the non-market work as source of income is the definition of what constitutes work. Neoclassical economic theory defines work as an activity that yields no utility (or "process benefits") and is engaged in only for the purpose of enjoying the result (increased income or consumption). From the neoclassical perspective, for example, child care is not work because parents derive happiness out of the time with children. However, even national income accounting ignores issues of subjective well-being that even employed workers often report. The question of whether non-market work could be counted as "work" has recently become less contentious in the economic analysis. Feminist economists have long argued that the non-market time, most of which is expended from women, are "productive" since it generates economic, tangible or intangible, outcomes (Nancy Folbre, 2008a, Susan Himmelweit, 2002, Margaret G. Reid, 1934).

Almost all methods of valuing non-market work define work according to the "third person criterion"(Margaret G. Reid, 1934): work is an activity that someone else (a third person) could in principle be hired to perform on your behalf. Another criterion sometimes applied is whether an activity creates a "transferable benefit." By either criterion, time devoted to activities outside the labor market represents work. This work can be assigned

a market value by applying a replacement cost approach, or opportunity cost approach. According to the replacement cost approach, the market value represents what it would cost to purchase comparable services in the market. According to the opportunity cost approach, the value represents how much would have been earned if the time instead devoted to paid employment (Nancy Folbre, 2008b).

While household production is often considered only as economic "production" in the macroeconomic context, it is also economic "income" and could be included as part of extended income. Unlike market income, this income is instantly distributed to, and consumed by, household members as it is produced. An imputed value of non-market work is as valuable as a value of market work from the marketized economy because the amount involved in the non-market work is a substitute for the money that would be required to purchase equivalent goods and services from the market. The relative importance of household production as a source of income can be found by calculating the contribution of the income earned from household production to "extended income", the sum of market and non-market income (Duncan Ironmonger, 1996, 2002, D.S. Ironmonger, 2000).

It has been thus pointed out that the value of household production matters to understanding material living standards. Studies that highlight the crucial role of the household production in meeting basic needs argue that the official poverty thresholds should be adjusted for the gain/loss of the value of household production. For instance, two families of different sizes that meet basic poverty thresholds still can enjoy different levels of well-being if a family of two adults is left with more non-market time than a family of one adult. Empirical studies on 'time poverty' explicitly estimates time-adjusted poverty thresholds by attempting to measure and value household production (Robin A. Douthitt, 2000, Andrew Harvey and Arun Mukhopadhyay, 2007, C. Vickery, 1977). Relying on a theoretical model proposed by Vickery (1977), they show that the ignorance of the value of household production leads the poverty rate to suffer the downward bias. These studies argue that the official poverty thresholds implicitly assume that families need to spend a fair amount of time to household production to make ends meet with the minimum income.¹⁾

1) In the USA, the current measure of official poverty thresholds was developed in the early 1960s based on the cost of food

Therefore, low-income families of, particularly, employed single adults with children who may not be able to devote that additional required time for household production may be at risk of being exposed to poverty.

III. Extended Income and Income Inequality

Several empirical studies have examined the contribution of household production to expanding consumption possibilities that people enjoy in the form of extended income and lowering the level of income inequality (Julie Aslaksen and Charlotte Koren, 1996, Jens Bonke, 1992, Harley Frazis and Jay Stewart, 2006, Joachim R. Frick et al., 2009, P. Gottschalk and S. E. Mayer, 1994, S. P. Jenkins and N. C. O'Leary, 1996, Joachim Merz and Dagmar Kirsten, 1998). Gottschalk and Mayer (1994), using data from the Panel Study of Income Dynamics (PSID) that provides a measure of the usual amount of time spent doing housework asked by a stylized question, finds that the addition of the value of household production leads to a smaller inequality. It occurs due to a relatively higher value added to money income for low-income households than for high-income households although high-income households tend to spend more hours of household production, which runs counter to a prediction of economic theory that low-income household would compensate for less money income by increasing household production. Including the value of household production does not overturn the trend of increasing inequality in money income over the period of 1976–1990. They also find that the value of household production resulted in even wider gap in the extended income between single-parent and two-parent families.

Aslaksen and Koren (1996), using Norwegian time use survey 1990 and individual income data, also conclude that extended income is more evenly distributed than money income by an inequality measure of Gini coefficients, and that on average high money incomes are correlated with large household production. They find that "adding the value of household work, we see that the Gini coefficients of extended income are lower than the Gini coefficients of income after tax. Extended income is thus more evenly distributed than

estimated by 'economic food plan' involving only home-prepared meals produced with careful management of food storage and food preparation (Constance F. Citro and Robert T. Michael, 1995)

money income. In fact, the redistributive effect of adding household work is larger than the redistributive effect of the tax system" (1996: 75). When valuing household production with the average wage rate of men and women from replacement costs approach for different household types-- single women, single men, married couples without children, married couples with two children and one, one-and-a-half, and two full-time incomes, respectively, inequality is larger between household types than within each household type. The reduction in inequality is larger for couples with children than for other groups, suggesting that such families substantially increase their non-market work for children.

In examining the impact of household production on inequality in extended income using the American Time Use Survey, Frazis and Stewart (2006) concludes that no matter what equivalence scales are used, adding household production to money income reduces income inequality, precisely because a large sum of the value of household production is added to money income. In sum, studies invariably find that the value of non-market work has an equalizing effect on income inequality, to a more or less degree.

IV. Income inequality in Korea

Korea has experienced widening income inequality. The increase in the percentage of lone-parent households, the elderly households, and the increase in female labor force participation in high-income households largely account for such widening gaps in income inequality. High incidences of poverty are founded in households where there are more dependents and fewer earners. These studies emphasize the likelihood of unemployment or job loss in increasing poverty rate and income inequality (금재호, 2005, 김영미 and 신광영, 2008, 이병희 and 강신욱, 2007, 황덕순, 2001). But they focus on only market income and the redistributive effects of public/private transfers and taxes. As far as market income represents only a partial component of total extended income including non-market income, understanding patterns and trends of income inequality should be complemented by the analysis of non-market income. This is important and meaningful, particularly when there is a significant trade-off between market and non-market work is expectedly experienced. The best example would be the comparison between male-breadwinner households and

dual-earner households: female labor force participation usually involves less time devoted to non-market work which corresponds to the reduction in goods and services produced within the household. The reduction should be replaced and compensated by market substitutes. But the comparison of total (extended) income between male-breadwinner households and dual-earner households should take into account this trade-off. Much of the reduction in parental time took place along with the increase in money expenditures in market substitutes (Michael Bittman, 1999).

There have been some studies of gendered distribution of market and non-market work and their monetary values as part of GDP for Korean economy (Mi-young An, 2008, Jun-Young Kim, 2001, Tae Hee Kwon, 2005, Sook-Jae Moon, 2001). A recent study by Kwon (2005) finds that women's unpaid work accounts for a substantial portion, 21.8-29.7% of the "enlarged GDP" including the value of unpaid work. But no analysis has been conducted about the impact of the value of non-market work on income inequality although

V. Methods

1. Measuring and Valuing Non-market Work

According to the third-party criterion, it is the work when the time produces goods and services whose consumption yields benefits to a person by hiring the third person to accomplish the task. In reality, however, defining and measuring non-market work depends much on what time use surveys can offer in the specific context (Folbre & Yoon, 2007). Much literature addresses difficulties of measuring non-market work, particularly caring work devoted to raising children. It is hard to capture emotional care and support. Unlike the physical care that takes a certain duration of time and physical strength, emotional care and support is hard to measure because it takes continuous observation and attention on the basis of long-term relationships (Michael Bittman, 1991). Nevertheless, the time diary method provides a better quality of estimates of unpaid, care, and leisure activities than do surveys based on stylized questions about amounts of time (Thomas Juster and Frank Stafford, 1991).

In this study, I define following activities as non-market work: housework and child care. Housework includes following activities: food and drink preparation; kitchen and food clean-up; food preparation for later use; laundry; sewing, repairing, and maintaining textiles interior cleaning; interior and exterior maintenance, repair, and decoration; grocery shopping; shopping except groceries; financial management; banking and legal services; and travel related to domestic work. I also define child care: physical care; reading to/playing with children; medical care; helping getting children for school; helping with homework, consulting with teachers; PTA; and travel related to child care.

Valuing the time devoted to non-market work also face some critical issues. Previous studies often employed opportunity costs and replacement costs methods, without carefully reflecting on assumptions behind them. One is based on opportunity costs, the idea being that the next best alternative use of non-market work is paid employment and individuals make their decision on time allocation between paid employment and non-market work in order to maximize individual utilities. Potential wage rates of those who perform it in the market economy are usually used as a measure of the value of non-market work in this approach. The other is based on replacement costs, the idea being that how much money would have been spent if individuals had withdrawn their time out of non-market work completely. Market prices of goods and services are used as a measure of the value of non-market work. Wages of domestic helpers and babysitters, for instance, can be used for the services replaced²⁾ (Nancy Folbre, 2008b, Luisella Goldschmidt-Clermont, 1993, Luisella Goldschmidt-Clermont and United Nations Fund for Population Activities., 1987, INSTRAW (United Nations International Training and Research Institute for the Advancement of Women), 1995, Duncan Ironmonger, 1996).

In this study, I offer only replacement-costs-based value of non-market work by applying average wage rates of domestic helpers and educational workers. The choice of the price of market-based substitutes yields different estimates—for example, a generalist's

2) Whatever wage and price rates used, valuing non-market work with the market wage and price rates, however, suffers from two major faults: (1) the wage rates reflect discriminatory practices against occupations that are primarily occupied by females (2) the methods do not factor in comparable adult-to-child ratios and comparable productivity and quality between non-market work and substitutes purchased from the market (Paula England et al., 2002, Nancy Folbre, 1997, Luisella Goldschmidt-Clermont, 1993).

replacement cost and a specialist's replacement cost.³⁾ I choose to adopt the specialist's replacement cost primarily because child care and housework done by family members requires person-specific skills and are often performed in packages of various kinds of individual tasks. In doing so, I will use average wage rates of caregivers and domestic helpers as occupations in the market, assuming that human capital and demographic characteristics do not generate variations in qualities in output they produce. I generate three different values depending on the choices of wage rates reflecting skill levels. For Value I, I use wage rates of "educational professional" (\7,230) and "cooking and food service worker" (\5,038) for child care and housework respectively. For Value II, I use wage rates of "human services worker" (\6,577) and "cooking and food service worker" (\5,038). For Value III, I use wage rates of "service-related workers" (\3,934) and "housework, housekeeping, and laundry worker" (\3,905). Value I reflects wage rates of relatively high-skilled workers and Value III reflects those of relatively low-skilled workers.⁴⁾ This is to show you how sensitive the non-market income will be in understanding income inequality depending on the choices of female occupation. Wages for male are slightly high, but I use female wage rates, considering widespread practices of hiring women as domestic helpers and babysitters.

The wage rates are for 2004, and also applied for 1999 after adjusting for price levels mainly because there are no exactly corresponding wage rates of occupations between the two years, such as "cooking and food service worker". Therefore, instead of choosing the closest occupation for 1999, I make an assumption that there had been no changes in prices of market substitutes except for reflecting overall changes in price levels. Thenon-market time can then be calculated by multiplying hourly wage rates by the total non-market work time.

2. Data

The Korean Time Use Survey 1999 (the KTUS 1999) was the first effort to produce

3) For detailed explanation on this, see Kwon, T. H. (2005). "Economic Valuation of Unpaid Work in Korea." *Asian Women* 21

4) The average wage rates are Survey Report on Wage Structure available from National Statistical Office Website (www.nso.go.kr).

nationally representative measure of time spent on various activities including household production using time diary methods in South Korea (Aelee Shon, 1999). The KTUS is being conducted every five years. For the data description, I introduce only the KTUS 2004.

The Korean Time Use Survey 2004 (the KTUS 2004) was fielded during 12 days from September 2 to September 13, 2004. It surveyed 32,000 individuals aged 10 years and over in 12,750 households about time use for two designated consecutive days. Activities were coded into 125 categories. Households were divided into 5 groups by the designated two consecutive days: Friday and Saturday; Sunday and Monday; Tuesday and Wednesday; Thursday and Friday; and Saturday and Sunday.

The respondents were asked about primary and secondary activities they spent time on, structured in 10 minutes intervals, secondary activities being simultaneously taking place with primary activities. The method of clustering and stratification in sampling contributed to the relatively higher response rate by allowing for monitoring of the process of filling out diaries.⁵⁾ The overall response rate was 98.3%, yielding 63,268 diaries.

The KTUS 2004 asked about other information on households and their members. It includes data on housing, car ownership, the presence of preschool children, types of paid care, sex, age, education, marital status, employment status, occupation, work hours per week, location of workplaces, and time pressure and fatigue, holiday arrangements. It categorized certain kinds of activities into housework and child care: housework includes meal preparation, clothes care, cleaning, house upkeep, purchasing goods for household care, and activities related to household management; child care includes physical care for preschoolers, educational care for preschoolers, physical care for school enrollees, educational care for enrollees, and visiting school and teachers.

The Korean Time Use Survey did not collect detailed and precise information on earnings, except for categorical variables of average monthly income in the KTUS 2004.

5) Time diaries were left with respondents to fill out a trained interviewer visited individual households the day before the designated days to explain the purpose and contents of the survey and to administer the household questionnaire and individual questionnaire. The interviewer revisited the household on the second day to help respondents with filling in the diary and to check that they were completing the diary properly. If a person did not fill out her/his activities properly, then the interviewer conducted an interview regarding the previous day's activities to supplement the diaries in order to improve the data quality. In some cases face-to-face interviews were supplemented for the elderly who often had difficulties filling out the diaries. The respondents were asked to describe their activities in the open survey in as much detail as possible.

To calculate market income earned by households, I imputed labor income estimated from the Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS) to individuals in the KTUS that did not have the variable, by applying a statistical matching method. Since the KLIPS is collected for urban areas excluding Cheju-Island, the analysis will be restricted to urban population. The Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS) will be used to impute hourly wages for those who work as wage earners, data that were not included in the KTUS.

Some basic requirements to conduct the statistical matching is met: the complementary datasets share a common set of conditioning variables and should be drawn from the same population. I calculate the imputed wage rates for all observations using Heckman's model, which is a common practice in econometric work. I use Heckman's sample selection model to first estimate the probability of market work and then to correct the estimates for the wage rate equation. The sample is restricted to married wage workers who are not self-employed and unpaid family workers whose earnings are not provided in the KTUS. The dependent variable is the log of hourly wage rate. Explanatory variables in the model are the following: age, age squared, years of schooling, occupation dummies, and industry dummies. The statistical matching procedure can be described as follows: to impute the wage rate, y' , into the KTUS, I take the conditional mean of the regression obtained from the KLIP where y is observed, $E(y/X_1) = \beta X_1$, and I substitute the exogenous variables drawn from the KTUS, X_0 . I add the standard error of the regression, σ_ε in order to reproduce as far as possible the observed heterogeneity not captured by the conditional mean of the regression. The wage rate is then computed as $y' = \beta X_0 + \sigma_\varepsilon$.

Another issue to deal with was to create time use variables on a weekly basis because the analysis of income inequality is performed for weekly market income and non-market income. Since the KTUS collected time diaries for two consecutive days, it was not readily possible to calculate weekly non-market hours of work and thus weekly non-market income for any given individuals. I applied the same statistical matching method described above to get the weekly non-market hours: first, I estimated daily non-market hours of work for weekdays and weekends by running regressions. I used coefficients from the regression to

impute daily hours on a weekday and a weekend to those whose diaries were not collected for either a weekday or weekend or both. Then I calculated weekly non-market hours of work by multiplying the weekday hours by 5 and the weekend hours by 2, and by summing the two.

For this study, I select all households where married couples are residing in urban areas without or with children aged 18 and under. Households with any of children aged over 19 are excluded. Households where adults other than parents of those children are residing are also excluded from the analysis for the sake of analysis's simplicity. The sample includes only adults employed as wage workers or non-employed, because earnings variables were not able to be imputed for self-employed persons, employers or unpaid family business workers. Children are assumed to supply no non-market work. The 8,002 diaries for 4,001 households from 1999 and 7,534 diaries for 3,767 households from 2004 are finally used for analysis.

VI. Findings

Before I discuss findings from the analyses of the impact of non-market income in income inequality in Korea between 1999 and 2004, I begin by introducing overall trends in employment rate and income inequality indices based on market income during 1996-2008. Figure 1 shows overall trends in employment rates for men and women as percentage of total population over 15. The employment rates have gradually increased for women while relatively remained constant at around 70 % for men, except for the period of the 1997 financial crisis. Looking at only the two years, 1999 and 2004, the employment rates have also increased. On the other hand, market incomes have been more unevenly distributed since 2000, which has been unequivocally noted and studied by many scholars (see Figure 2). But Gini coefficients during the period of 1999-2004 have become very slightly smaller, although the ratio of 90 percentile to 10 percentile has increased.

During the period of 1999 and 2004, the KTUS data also confirms that individuals increased their participation in market work as wage earners. 36% of married women in urban areas were employed as wage earners in 2004 while 32 % in 1999. Men's participation

in wage work seemed to have remained constant at around 80%. The reason for the lower rates for women and higher rates for men than those presented in Figure 1 may be due to the data restriction for this analysis that excluded unpaid family work and the self-employed and that included only married couple households where they are more likely to contain employed men.

Hours of market and non-market work generally correspond to these overall trends. As can be seen in Table 1, men's market work has decreased from 45.82 hours per week in 1999 to 42.35 hours in 2004, while women's has slightly increased from 15.28 hours per week in 1999 to 16.02 in 2004. Overall, the total hours devoted to market work on a household level has declined from 61.1 hours to 58.37 hours. The reduction in the market work, particularly for men, may have resulted from the regime change in the workweek reduction to 40 hours, whose implementation has extended in more workplaces in 2004. On the other hand, the total time spent on non-market work has also declined from 34.5 to 32.92 hours per week. Men's non-market work has increased from 2.61 to 3.17 hours reflecting men's less devotion to marketwork in 2004 than in 1999. Women's non-market work has also declined from 31.9 to 29.75, accounting for the major reduction in household non-market work. Women's reduction in non-market work has outweighed their increase in market work in terms of percentage change.

Figure 3 shows the distribution of market and non-market income at the household level and individual level. Market incomes are obviously major income sources for households. Men earn most of income by participating in market work, while women by participating in non-market work. Women appear to earn only about 1/5 of what men earn based on market income, but about 2/3 of what men earn, based on extended income in terms of value I. Since non-market incomes have been "imputed", the actual non-market incomes vary by choices of wage rates of market substitutes for housework and child care work. Extended incomes by Value III based on the assumption that individuals replace their non-market work by lower skilled labor, are clearly lower than those by Value I or II. Therefore, this implies that women's extended incomes are more sensitive to the choice of wage rates to the extent that non-market work are primary economic activities.

Given these changes in hours of market and non-market work, is the non-market income distributed across households and individuals in the same ways as the market income is distributed? To answer this, Lorenz curves and Gini coefficients for market income, non-market income and extended income were calculated. These data were generated on an individual basis and on a household basis for married couple households without or with children aged less than 19. Table 2 shows that Gini coefficients for market income, non-market income, and extended income by applying three different replacement values for 1999 and 2004. Market income has moderately unequal distributions at the household level, less so for men than for women. Non-market income has less unequal distributions (Gini=0.284 for value I) than does market income (Gini=0.362) at the household level. The effect of combining market income with non-market income is to greatly reduce the level of income inequality from 0.362 to 0.260. Not surprisingly, the combination effect is striking for women that devote substantial amount of time to non-market work than for men. Therefore, the total effect of non-market work on inequality in extended income is equalizing, as seen in the decrease in the Gini Coefficients. The application of differing replacement costs fails to affect the overall patterns aforementioned. Therefore I only discuss non-market incomes and extended incomes based on the value I. Figure 4 presents visual displays of income inequality in market, non-market, and extended income based on the value I.

Comparing the 1999 to the 2004 data shows that market income has been slightly less unequal in 2004 than in 1999, both at the households and individual levels. This is consistent with the overall trend confirmed by official statistics (Figure 2). The percentage change in Gini coefficients between the two years was greatest for men, reflecting their reduction in hours of market work. But non-market income has been more unequal in 2004 than in 1999 at the household level (0.284 \rightarrow 0.296), probably because there was a more unequal distribution in non-market income for women in 2004 than in 1999. This implies that there is more heterogeneity in non-market income in 2004 than in 1999, except for men's income. Finally, income inequality in terms of extended income has widened in 2004 at the household level and for women. The equalizing effect of non-market income in the income

inequality became smaller in 2004 than in 1999: Gini coefficients have seen 28% reduction in 1999 and 23% in 2004 when the non-market income was added to market income.

In order to further analyze the distribution of extended income, I applied decomposition method. The purpose of this method is to decompose inequality in extended income, measured by the Gini coefficient, into contributions from each of the income components including men's market income, non-market income and women's market income and non-market income. The contribution to inequality from a component of extended income depends on its share of extended income as well as its average correlation with extended income. That is, an income component contributes to more inequality in extended income if its correlation with extended income is positive, which means that the rich receive relatively more of this income component.

Table 3 presents the decomposition results. The table contains the information on the share of each income source in total income (S_k), the source Gini (G_k), the Gini correlation of income from source k with the distribution of total income (R_k), and the share of each income source in total inequality. The last column of the table of results (% Change) refers to the impact that a 1% change in the respective income. Results show that there is a positive correlation between the non-market income and extended income, which means that in a partial sense non-market work has a disequalizing effect on inequality in extended income. This reflects that households with high market incomes are also those which perform many hours of non-market work. But this correlation has lessened in 2004, along with the lower share of non-market income out of extended income. But if I decompose further the extended income into men's and women's market income and non-market income, men's non-market income had a negative correlation with extended income, while women's positive correlations. This suggests that women in rich households are more likely to perform non-market work than their counterparts in poor households while the opposite holds true for men.

Table 4 shows how the effect of non-market work on income inequality varies by presence of children and employment status of couples. Couples living with children aged less than 7 have a very much more equal extended income than do all households (0.179

versus 0.26). This means that parents with smaller children supply substantial amounts of non-market work to supplement their market income. These numbers seem to be similar with other countries. In Australia, the extended income Gini is 0.176, in Norway 0.120 and in Denmark 0.161 (D.S. Ironmonger, 2000). The group of married couples living without children has the greatest Gini coefficients in market income, reflecting characteristics of heterogeneous behaviors in meeting their basic needs. But both the group of married living without children and the group of married with children aged less than 7 experienced about 33-34% reduction in the Gini when the non-market incomes were included, compared to 27-28% reduction for the rest of the groups.

In terms of employment status of married couples, while the non-market income has equalizing effect on income inequality for all subgroups, the effect is the biggest for households where only women are employed as wage workers, followed by male-breadwinner households. The next biggest equalizing effect of the non-market income for male-breadwinner households reflects the more contribution of non-market income by women than in dual-earner households. The gap in income inequality between the male-breadwinner households and dual-earner households narrowed down when the non-market income was included: 12 percentage difference in Gini coefficient for market income versus 3 percentage difference for extended income. On the other hand, only female-earner households have experienced more unequal distribution in 2004 than in 1999 in extended income, probably because of the more unequal market income in 2004.

The decomposition of contributions from each income source in total inequality for dual-earner households finds that there is a positive relationship between men's non-market income and extended income. This suggests that men in rich households are more likely to perform non-market work than their counterparts in poor households.

VII. Discussion

The value of household production contributes to increasing material well-being by producing goods and services meeting essential needs of household members. Its complete ignorance may result in distorting actual distributions and levels of material resources we

enjoy and need. This study tried to contribute to broadening our understanding of income distribution in South Korean by focusing on comparing the two points in time when income inequality based on market income has slightly reduced. I investigated whether and to what extent non-market income serves as an equalizing effect on income inequality and how the effect differ by subgroups and two points in time. The findings suggest that measures and analysis based on extended income are thus likely to give quite different answers about extents and patterns of income distribution to those based on the present measures and analysis based solely on market income.

I summarize the findings as follows. Although market incomes are obviously major income sources for households, non-market income play a substantial role in expanding the total extended income. In particular, women earn non-market income more than market income. Secondly, the non-market income is not distributed across households and individuals in the same ways as the market income is distributed. Non-market income has less unequal distributions than does market income at the household level. The total effect of non-market work on inequality in extended income is equalizing, with the combination effect being more striking for women. And the equalizing effect of non-market income in the income inequality became smaller in 2004 than in 1999. Third, the Gini coefficients in market and non-market income have changed in opposite ways between 1999 and 2004: market income has been slightly less unequal whereas non-market income has been more unequal in 2004 than in 1999. And the extended income has been less evenly distributed in 2004 than in 1999. Fourth, in a partial sense women's non-market income has a disequalizing effect on inequality in extended income while men's non-market income an equalizing effect. Finally, the equalizing effects of non-market income on the extended income inequality are particularly substantial for the subgroups such as married couple households living with small children and male-breadwinner households where a large part of income takes the form of non-market income that usually go unnoticed and unrecognized.

It is obvious that the findings suffer from several methodological limitations, and thus precludes me from make definite and final conclusions about the income inequality in market, non-market, and extended income. First of all, calculations of market income and

non-market income were largely dependent on imputations, both because the KTUS itself lacks precise information on wages and earnings and because the non-market income has to be imputed. These problems seem to loom large particularly when comparing the two points in time. Secondly, the analyses were conducted only for married couple households which fail to represent all types of households where non-market income should matter more to their living standards, for example, in the elderly households. Third, the application of the same wage rates of market substitutes regardless of the position along the income distribution may result in underestimating or overestimating non-market income of one group relative to that of the other group. Despite all these, the findings as summarized above suggest that the apparent reduction in income inequality in market income between 1999 and 2004 may disguise the increase in income inequality in extended income, thereby falsely diagnosing changes in income distribution.

Table 1. Weekly Means of Market and Non-market Work Hours and Income (Hours/week, Won)

	<i>1999 (n=4,001)</i>		<i>2004 (n=3,767)</i>	
	Mean	SD	Mean	SD
Household Market Work	61.11	35.62	58.37	34.73
Men	45.82	25.85	42.35	23.84
Women	15.28	23.70	16.02	22.98
Household Non-market Work	34.5	16.16	32.92	15.95
Men	2.61	4.30	3.17	4.11
Women	31.9	15.29	29.75	15.01
Household Market Income	372,065	234,040	571,784	349,766
Men	314,144	207,524	473,291	294,685
Women	57,921	96,716	98,494	151,689
Household Non-market Income I	164,512	85,361	186,131	100,634
Men I	12,944	21,411	18,407	23,997
Women I	151,568	80,187	167,724	94,043
Household Non-market Income II	159,669	80,420	180,089	94,386
Men II	12,423	20,486	17,681	22,952
Women II	147,246	75,706	162,408	88,383
Household Non-market Income III	115,129	54,008	128,821	62,549
Men III	8,701	14,351	12,411	16,078
Women III	106,429	51,101	116,409	58,845

Table 2. Gini Coefficients for Market, Non-market, and Extended Income

1999			
	Men	Women	Households
Market Income	0.377	0.773	0.362
Non-market Income			
I	0.666	0.292	0.284
II	0.665	0.285	0.277
III	0.663	0.269	0.260
Extended Income			
I	0.353	0.251	0.260
II	0.354	0.249	0.259
III	0.359	0.279	0.275
2004			
	Men	Women	Households
Market Income	0.363	0.740	0.357
Non-market Income			
I	0.585	0.309	0.296
II	0.583	0.301	0.288
III	0.578	0.282	0.269
Extended Income			
I	0.344	0.292	0.276
II	0.344	0.291	0.276
III	0.349	0.334	0.289

Table 3. Decomposition of Income Sources in Income Inequality

1999					
Source	Sk	Gk	Rk	Share	% Change
Market Income	0.6856	0.3616	0.9335	0.89	0.2044
Non-market Income	0.3144	0.2839	0.3203	0.11	-0.2044
Extended income			0.26		
2004					
Source	Sk	Gk	Rk	Share	% Change
Market Income	0.7493	0.3569	0.9575	0.9279	0.1786
Non-market Income	0.2507	0.2964	0.2677	0.0721	-0.1786
Extended income			0.2759		
1999					
Source	Sk	Gk	Rk	Share	% Change
Men' s Market Income	0.5795	0.3771	0.9244	0.777	0.1974
Women' s Market Income	0.106	0.7729	0.3587	0.113	0.007
Men' s Non-market Income	0.0257	0.6664	-0.1575	-0.0104	-0.0361
Women' s Non-market Income	0.2887	0.2924	0.3707	0.1204	-0.1683
Extended income			0.26		
2004					
Source	Sk	Gk	Rk	Share	% Change
Men' s Market Income	0.6186	0.3627	0.9299	0.7561	0.1375
Women' s Market Income	0.1306	0.7398	0.4905	0.1718	0.0412
Men' s Non-market Income	0.0253	0.5854	-0.101	-0.0054	-0.0307
Women' s Non-market Income	0.2254	0.3093	0.3068	0.0775	-0.1479
Extended income			0.2759		

Note: The last column of the table of results (% Change) refers to the impact that a 1% change in the respective income source will have on inequality the share of each income source in total income (Sk), the source Gini (Gk), the Gini correlation of income from source k with the distribution of total income (Rk), and the share of each income source in total inequality.

Table 4. Gini Coefficients for Market, Non-market, and Extended Income by Presence of Children and Employment Status

	Market Income	Non-market Income	Extended Income	% change
By Presence of Children				
1999				
All Households	0.362	0.284	0.26	-28%
Married without children	0.518	0.262	0.348	-33%
Married with Children =<7	0.273	0.218	0.179	-34%
Married with children > 8	0.336	0.244	0.246	-27%
2004				
All Households	0.357	0.296	0.276	-23%
Married without children	0.586	0.265	0.401	-32%
Married with Children =<7	0.234	0.219	0.162	-31%
Married with children >8	0.271	0.256	0.218	-20%
By Employment				
	Market Income	Non-market Income	Extended Income	
1999				
All Households	0.362	0.284	0.26	-28%
No earners	0	0.241	0.241	
Female Earner	0.264	0.277	0.193	-27%
Male Earner	0.229	0.239	0.179	-22%
Dual Earner	0.202	0.263	0.172	-15%
2004				
All Households	0.357	0.296	0.276	-23%
No earners	0	0.241	0.241	
Female Earner	0.307	0.231	0.216	-30%
Male Earner	0.208	0.249	0.17	-18%
Dual Earner	0.189	0.269	0.169	-11%

Figure 1. Trends of Market Work in 1996–2008

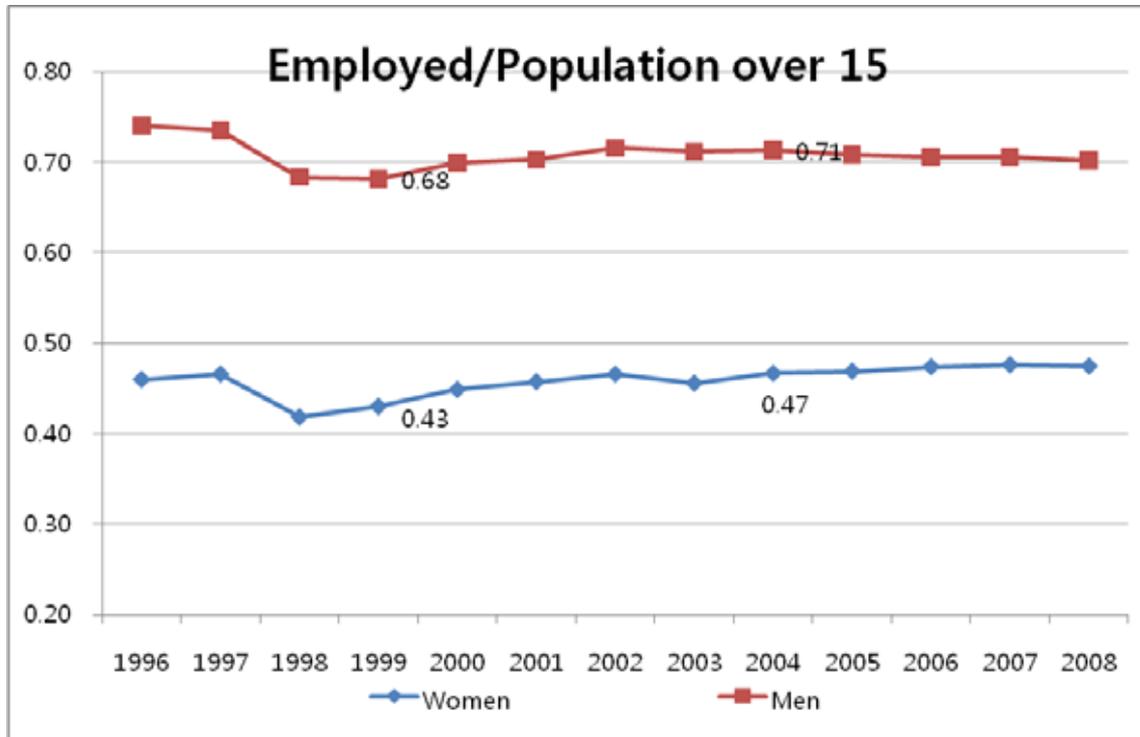


Figure 2. Trends of Market Income in 1996–2008

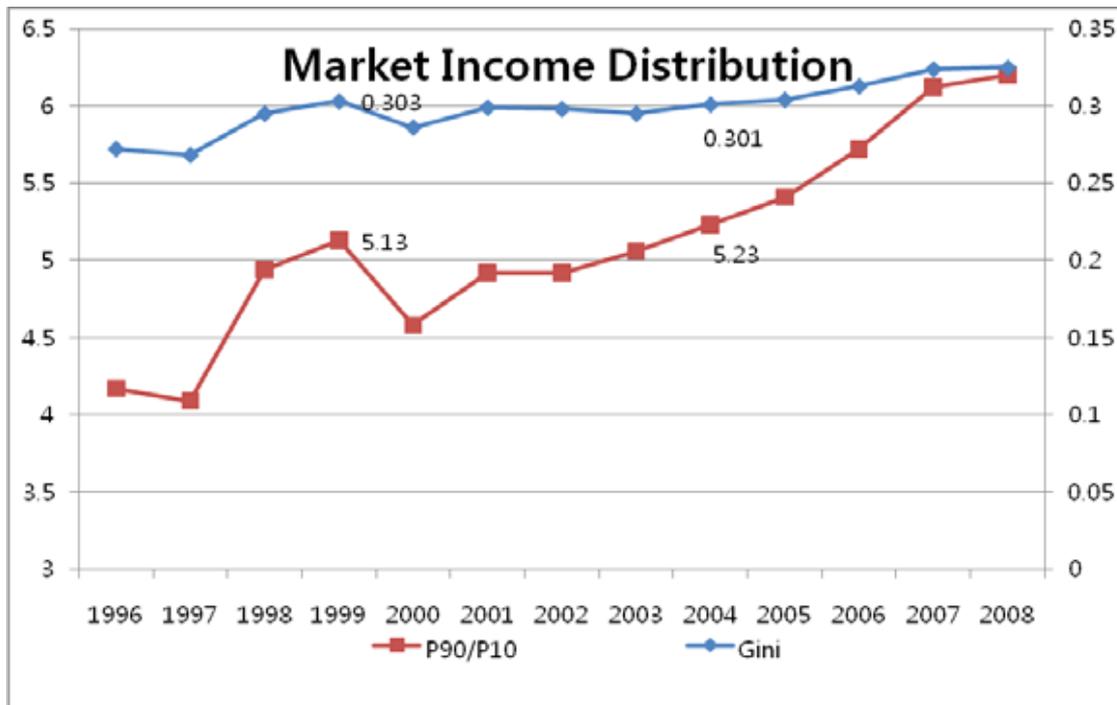


Figure 3. Distribution of Market and Non-market Income

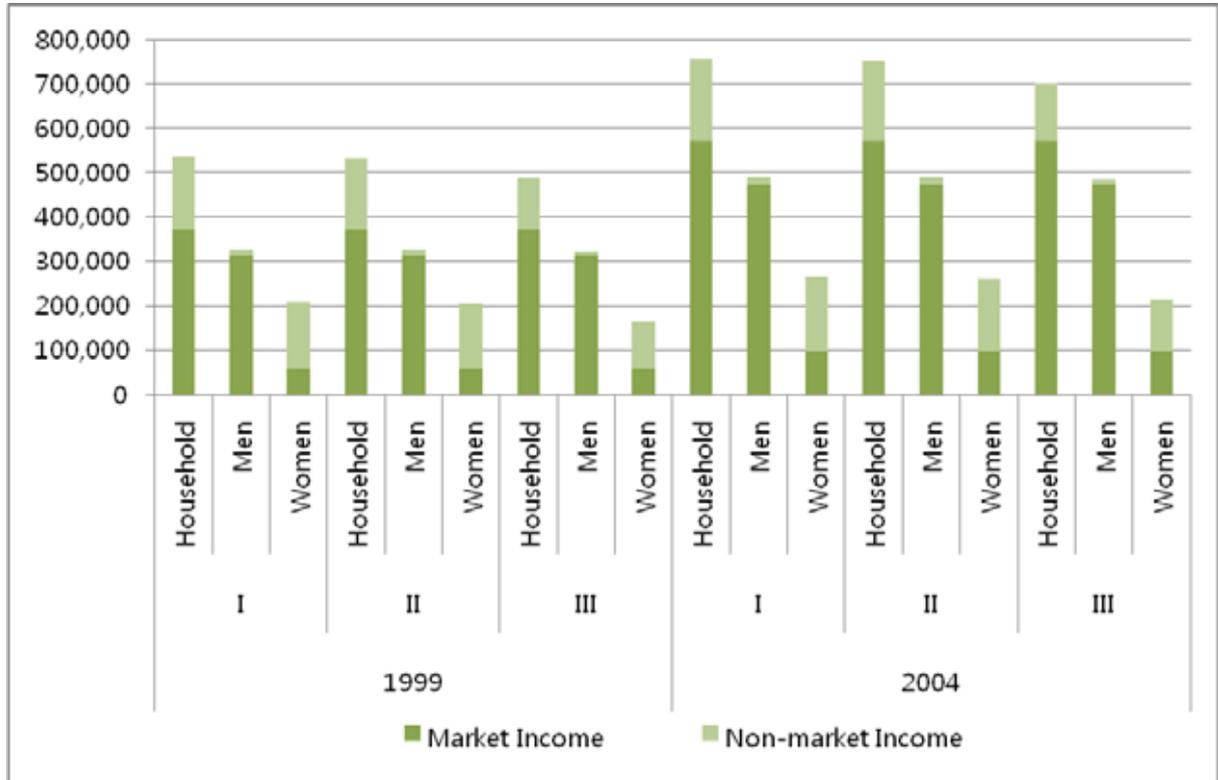
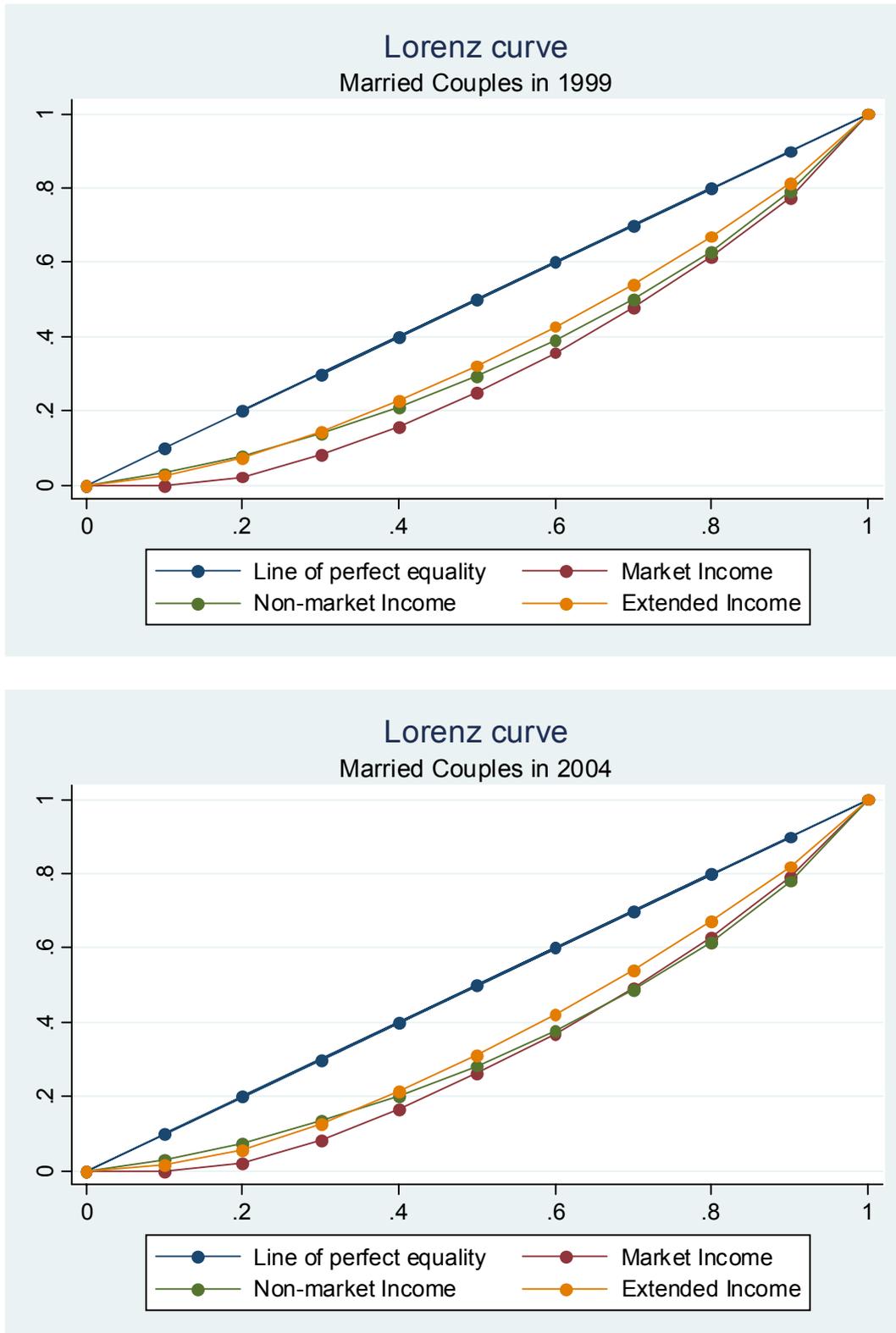


Figure 4. Lorenz Curve for Market, Non-market, and Extended income in 1999 and 2004



|| References ||

- 금재호. "외환위기 이후 근로빈곤의 실태," 한국의 근로빈곤 연구. 서울: 한국노동연구원, 2005, 46-98.
- 김영미 and 신광영. "기혼여성 노동시장의 양극화와 가구소득 불평등의 변화." 경제와 사회, 2008, (77).
- 이병희 and 강신욱. "최근 소득분배 및 공적 이전 조세의 재분배 효과 추이 분석," 양극화 민생 대책위원회. 한국노동연구원 한국보건사회연구원, 2007.
- 황덕순. "경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석." 노동정책연구, 2001, (11), pp. 31-59.
- Abraham, Katherine and Mackie, Christopher eds. Beyond the Market. Designing Nonmarket Accounts for the United States. Washington, D.C.: The National Academies Press, 2004.
- An, Mi-young. "Time Use and Gender Inequality in Korea: Differences in Paid, Unpaid and Non-Productive Activities." Asian Women, 2008, 24(3), pp. 1-23.
- Aslaksen, Iulie and Koren, Charlotte. "Unpaid Household Work and the Distribution of Extended Income: The Norwegian Experience." Feminist Economics, 1996, 2(3), pp. 65-80.
- Bittman, Michael. Juggling Time: How Australian Families Use Time. Canberra: Office of the Status of Women, Department of the Prime Minister and Cabinet, 1991.
- _____. "Parenthood without Penalty: Time Use and Public Policy in Australia and Finland." Feminist Economics, 1999, 5(3), pp. 27-42.
- Bonke, Jens. "Distribution of Economic Resources: Implications of Including the Household Production." Review of income and wealth, 1992, 38(3), pp. 281-93.
- Citro, Constance F. and Michael, Robert T. Measuring Poverty: A New Approach. Washington, D.C.: National Academy Press, 1995.
- Douthitt, Robin A. ""Time to Do the Chores?" Factoring Home-Production Needs into

- Measures of Poverty." *Journal of Family and Economic Issues*, 2000, 21(1), pp. 7-22.
- Eisner, Robert. *The Total Incomes System of Accounts*. 1989.
- England, Paula; Budig, Michelle and Folbre, Nancy. "The Wages of Virtue: The Relative Pay of Care Work," unpublished manuscript. department of sociology, Northwestern University, 2002.
- Folbre, Nancy. "Inequality and Time Use in the Household," W. Salverda, B. Nolan and T. Smeeding, *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press, 2008a,
- _____. "A Time (Use Survey) for Every Purpose: Non Market Work and the Production of Human Capabilities," *Time Use, Non-Market Work and Family Well-Being*. Washington DC, 1997.
- _____. *Valuing Children: Rethinking the Economics of the Family*. Harvard University Press, 2008b.
- Folbre, Nancy; Reimers, Cordelia and Yoon, Jayoung "Making Do and Getting By: Non-Market Work and Elderly Women's Standards of Living in the U.S." *Journal of Women, Politics and Policy*, 2009, 30(2).
- Frazis, Harley and Stewart, Jay. "How Does Household Production Affect Earnings Inequality? Evidence from the American Time Use Survey," *The Levy Economics Institute Working Paper No. 454*. New York, 2006.
- Frick, Joachim R.; Grabka, Markus M. and Groh-Samberg, Olaf. "The Impact of Home Production on Economic Inequality in Germany." *IZA Discussion Paper Series*, 2009, No. 4023.
- Goldschmidt-Clermont, Luisella. "Monetary Valuation of Non-Market Productive Time. Methodological Considerations." *Review of income and wealth*, 1993, (39), pp. 419-33.
- Goldschmidt-Clermont, Luisella and United Nations Fund for Population Activities. *Economic Evaluations of Unpaid Household Work : Africa, Asia, Latin America and Oceania*. Geneva: International Labour Office, 1987.
- Gottschalk, P. and Mayer, S. E. "Changes in Home Production and Trends in Economic Inequality," D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul, *The New Economics of Rising*

- Inequalities. Oxford University Press, 1994,
- Harvey, Andrew and Mukhopadhyay, Arun. "When Twenty-Four Hours Is Not Enough: Time Poverty of Working Parents." *Social Indicators Research*, 2007, 82(1), pp. 57-77.
- Himmelweit, Susan. "Making Visible the Hidden Economy: The Case for Gender-Impact Analysis of Economic Policy." *Feminist Economics*, 2002, 8(1).
- INSTRAW (United Nations International Training and Research Institute for the Advancement of Women). *Measurement and Valuation of Unpaid Contributions. Accounting through Time and Output*. Santo Domingo: Dominican Republic, 1995.
- Ironmonger, D.S. "Inequality in Money, Non-Money and Extended Income for Individuals and Households." 2000.
- Ironmonger, Duncan. "Counting Outputs, Capital Inputs and Caring Labor: Estimating Gross Household Product." *Feminist Economics*, 1996, 2(3), pp. 37-64.
- _____. "Married Households and Gross Household Product," S. Grossbard-Schechtman, *Marriage and the Economy: How Marriage Affects Work, Spending and the Macro-Economy*. Cambridge University Press, 2002,
- Jenkins, S. P. and O'Leary, N. C. "Household Income Plus Household Production: The Distribution of Extended Income in the UK." *Review of Income and Wealth*, 1996, (4), pp. 401-19.
- Juster, Thomas and Stafford, Frank. "The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement." *Journal of Economic Literature*, 1991, (29), pp. 471-522.
- Kim, Jun-Young. "The Valuation of Domestic Work of the Married Women: The Research on Its Contribution to the National Economy and Policy Implications," N. S. O. Korea, Seoul: National statistics office Korea, 2001.
- Kwon, Tae Hee. "Economic Valuation of Unpaid Work in Korea." *Asian Women*, 2005, 21.
- Merz, Joachim and Kirsten, Dagmar. "Extended Income Inequality and Poverty Dynamics of Labour Market and Household Activities a Ten Years Microanalysis with the German Socio-Economic Panel," Munich Personal RePEc Archive. Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB), 1998.

- Moon, Sook-Jae. "An Preliminary Analysis of Development of Software Package for Valuation of Unpaid Work," N. S. O. Korea, Seoul, Korea: National Statistics Office Korea, 2001.
- Nakamura, Leonard I. "National Income Accounts," Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2006.
- Reid, Margaret G. *Economics of Household Production*. New York: John Wiley, 1934.
- Shon, Aelee. "Methodological and Operational Dimensions on Time Use Survey in the Republic of Korea," Proceedings of the Seminar on time use survey. 1999.
- Vickery, C. "The Time Poor: A New Look at Poverty." *Journal of Human Resources*, 1977, 12(1), pp. 27-48.
- Yoon, Jayoung. "The Valuation of Unpaid Parental Care Services in the U.S.: Input Versus Output Approaches," Doctoral Dissertation Essay. University of Massachusetts-Amherst, 2008.

**여성고용과 기업성과
: 한국의 기업패널조사자료를 중심으로**

엄동욱(삼성경제연구소)



여성고용과 기업성과 : 한국의 기업패널조사자료를 중심으로

엄 동 옥(삼성경제연구소)

〈요약〉

최근 우리나라에서는 여성인력의 활용과 관련하여 많은 논의가 이루어지고 있지만, 과연 여성인력의 활용이 기업성과에 어떤 영향을 미치는지에 대한 체계적인 분석은 미흡한 실정이다. 한편 여성고용이 기업성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 가정 하에 정부는 2006년 3월부터 대기업 및 공공부문에 서 적극적 고용개선조치(AA, Affirmative Action) 제도를 도입하였고, 일정한 성과를 내고 있는 것으로 보인다. 그러나 AA제도 도입의 기반이 된 신동균(2006)의 연구는 이론적으로나 데이터 측면에서 일정한 한계가 있다고 판단된다. 이에 본 연구는 Becker(1971)의 고용주 차별이론에 의거하여 여성고용이 기업성과에 미치는 효과를 우리나라의 대표적인 기업 수준 패널조사 자료인 한국직업능력개발원의 인적자본기업패널(2005년, 2007년)을 활용하여 추정하였다. 실증분석결과, 신동균(2006)의 연구와 달리 성차별이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 횡단면자료에 대한 OLS 추정결과는 오히려 반대의 결과를 보여주며, 기업의 관찰되지 않는 이질성을 통제한 패널데이터분석에서는 특별한 관계가 나타나지 않았기 때문이다. 이는 기존의 여성고용과 기업성과의 관계에 대한 인식에 있어 보다 면밀한 검토가 필요함을 시사한다.

핵심주제어: 여성고용비율, 기업성과, 고용주 차별, 사업체패널

JEL 분류번호: J3, J7

I. 문제제기

최근 인구고령화의 급속한 진전에 따라 그 대안으로서 여성인력의 활용에 대한 관심이 고조되고 있다. 여성인력의 고학력화와 더불어 경제활동참가율의 증가 등 여성인력은 사회경제적

으로 그 규모나 위상이 나날이 증진되고 있고 국가경제활동에 있어 그 중요성도 커지고 있다. 그러나 여성인력의 활용을 둘러싼 논의는 주로 성별 임금격차와 여성의 취업 결정요인이나 노동공급에 대한 연구에 국한되어 왔다. 우선 성별 임금격차는 임금함수 추정에서 산업, 기업규모, 연령, 학력 등의 인적자본 요인들을 통제된 상태에서 성별 임금격차를 분석하는 방식이 주를 이루는데, 최근의 연구 성과로는 김주영(2008)을 들 수 있다. 한편, 아이의 유무나 배우자 소득 등을 고려한 기혼여성의 노동공급 결정요인을 분석하는 연구가 있고, 최형재(2008)가 대표적이다.

본 연구는 여성인력 활용에 있어 여성인력에 대한 노동수요와 인적자원관리의 결정주체인 기업 측면에서의 분석이 중요하다고 판단한다. 지속적인 성장을 추구하는 기업 입장에서 글로벌 초경쟁 시대에서 조직구성원에 대한 동기부여와 조직몰입과 더불어 인적자원 경쟁력의 제고를 위한 노력이 더욱 강조되고 있다. 이런 상황에서 날로 심화되고 있는 저출산·고령화 추세는 당장은 아니지만, 조만간 인력부족으로 인한 노동공급 상의 문제를 초래할 것으로 예상된다. 이에 기업은 그 대안으로서 여성인력에 주목하고 있고 여성인력의 활용방안을 모색하고 있는 것이다. 그러나 이와 같이 여성인력 활용이 중요한 연구 과제임에도 불구하고, 대부분 사례연구에 국한되어 있어 실제 데이터를 이용한 실증분석은 별로 없다.

여성의 채용과 활용에 적극적인 자세를 취하는 기업들이 증가하고 있다. 이러한 기업이 여성인력을 주목하는 이유는 우수인재의 확보, 노동공급 감소에 따른 준비, 기업의 브랜드 이미지 향상 등의 측면에서 기업성장에 긍정적인 영향을 미치게 된다는 것이다. 한편, 기업은 여성인력 고용에 있어 추가적으로 비용이 발생한다는 점에 부담을 느끼게 된다. 즉 기업성장에 부정적인 영향을 미칠 수도 있다는 것이다. 가령 여성인력이 육아휴직을 하는 경우, 대체인력을 활용해야 한다는 점, 평균적으로 볼 때 여성은 남성보다 조직몰입도가 낮기 때문에 그러한 근로자의 비중이 증가하는 것은 기업에게는 추가적인 비용요소로 인식될 가능성이 높다.

따라서 기업은 여성인력 활용에 따른 기업성과의 긍정적인 측면과 부정적인 측면을 동시에 고려하는 것이다. 결국 여성고용과 기업성과의 관계를 어떻게 바라보느냐가 여성인력 활용에 있어 중요한 판단기준이 된다. 그러나 아직까지 여성인력비율의 증가가 기업성장에 미치는 영향경로, 즉 여성인력과 기업성과의 연결 메커니즘에 대해 구체적으로 밝혀지지 않았다.

기업의 여성인력 활용에 관해서 전통적으로 많이 인용되는 가설은 Becker(1971)의 고용주 차별가설이다. 기업이 여성 근로자를 차별해 채용에 소극적이면, 노동시장에 있어서의 여성 노동수요가 억제되어 임금 등의 처우에 있어 여성인력의 능력이나 기여도보다 낮아진다. 그 결

과, 기업은 여성을 적극적으로 고용함으로써 이 능력과 시장임금 간 차이를 기업성으로 취할 수 있다는 것이다. 이러한 가설이 우리나라에서 설득력을 가지는 이유는 다른 선진국에 비해 성별 임금격차가 크고, 여성의 경제활동참가율이 낮다는 점, 특히 고학력 여성인력의 경제활동참가율이 낮다는 점이다. 만일 이와 같은 성차별이 현실적으로 존재한다고 하면, 여성의 사회 진출을 촉진하는 의무적인 수량할당(쿼터제도)은 성차별과 같은 비효율을 시정하는 것으로 사회 전체의 후생, 보다 구체적으로는 여성 근로자의 처우를 개선시켜 결국 기업의 이익도 향상시킬 가능성이 있다.

그런 차원에서 우리나라 정부는 지난 2006년 3월 대기업 및 공공부문에서 보다 적극적으로 여성인력을 활용할 것을 촉진하는 적극적 고용개선조치 제도를 도입하였다. 이러한 제도 도입의 배경에는 여성고용과 기업성과 간 정(+)의 관계가 존재한다는 신동균(2006)의 연구가 중요한 역할을 담당하고 있다. 신동균(2006)은 한국노동연구원의 사업체패널 데이터를 활용하여 다른 조건이 일정할 때, 여성고용이 기업성과에 긍정적인 영향을 미친다고 주장하였다. 그러나 동 연구는 기업성과에 영향을 미치는 다양한 요소들을 통제하는데 한계가 있으며, 다양한 측정오류의 가능성이 높은 데이터를 활용하고 있다. 이에 대해서는 신동균(2006) 스스로도 언급하고 있는데, 결국 이에 대한 지속적인 이론 개발과 더불어 최신 동향에 대해서도 관심을 계속 갖는 것이 중요하다고 판단된다.

따라서 본 연구는 여성고용과 기업성과의 관계에 대해 Becker(1971)의 고용주 차별가설을 중심으로 새로운 기업수준의 패널데이터를 활용하여 검증함으로써 여성고용과 기업성과 간 연결 메커니즘을 분석하고자 한다. 먼저 결론을 언급한다면, 신동균(2006)의 연구와 달리 여성고용과 기업성과 간 정(+)의 상관관계는 본 연구에서 확인되지 않았다. 횡단면 분석에서는 오히려 여성고용과 기업성과 간 부(-)의 상관관계가 확인되었다. 또한 기업 수준의 관찰되지 않은 고유요인을 통제하기 위해 패널데이터 분석을 한 결과, 여성고용과 기업성과의 관계는 통계적으로 의미가 없는 것이 나타난다. 즉 여성고용과 기업성과 간 관계는 현 단계에서는 불분명하다는 결론에 다다랐다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 선행연구들을 소개하면서 본 연구의 연구가설을 제시한다. 제3장은 분석 자료와 함께 실증분석 결과를 논의한다. 마지막으로 제4장 결론에서는 주요 연구결과를 요약하면서 시사점을 제시하고 향후 연구방향과 과제를 제시한다.

II. 선행연구 및 연구가설

1. 선행연구

본 연구에서 여성인력 활용상의 문제를 주목하는 배경에는 우리나라 여성의 경제활동참가율이 다른 선진국들에 비해 낮다는 점, 특히 고학력 여성인력의 경제활동참가율이 낮다는 점을 들 수 있다. 최형재(2008)에 따르면, 2005년 기준으로 유럽 15개 국가의 여성 경제활동참가율은 평균 64.2%에 이르고, OECD국가의 여성 경제활동참가율도 평균 60.8%에 이르는데 반해, 우리나라 여성들의 경제활동참가율은 54.8%에 그치고 있다.

이러한 상황을 개선할 수 있는 수단으로 여성이나 인종적인 소수집단에 대해 우선적인 고용 할당을 실시하는 쿼터(quota) 제도가 거론되고 있다. 이 쿼터제도는 1970년대 이후 미국의 여성 취업자 증가에 일정한 공헌을 했다고 보여 진다. Holzer and Neumark(1999)는 적극적 고용 개선조치¹⁾가 적용된 기업에서 저학력 여성이나 소수집단을 적용 외 기업에 비해 많이 고용하고 있고 고용된 여성인력이나 소수집단의 직무성과가 결코 백인남성 근로자에 비해 낮지 않다는 것을 확인하였다.²⁾

우리나라의 경우 지난 2006년 3월부터 AA를 공기업과 민간부문을 대상으로 도입하였다. 구체적으로 상시 근로자 1천명 이상 사업장(2008년 3월부터는 500인 이상 기업으로 확대)과 공공기관 등에 대하여 전년도 기준 직종별, 직급별 남녀근로자 현황을 매년 제출하게 하는 것인데, 산업별, 규모별로 여성근로자 고용비율이 동종업종 여성근로자 고용비율 평균의 60%, 또는 여성 관리자 고용비율 평균의 60%에 미달하는 사업장에 대해 여성고용목표 등을 담은 고용관리개선 계획을 수립·이행하게 하는 것이다.³⁾

AA를 도입하는 배경으로는 대학교육에 있어서 성별 차이가 거의 사라졌음에도 불구하고 성별 경제활동참가율의 격차가 여전히 지속되고 있다는 점을 들 수 있다. 최근 사회 각 분야에서 여성의 활동이 두각을 내고 있으나, 민간부문에 있어 여성인력의 활용도가 전반적으로 낮기 때문이다. 특히 대학진학과 대학 교육과정에서 여학생들의 성과는 남학생들에 결코 뒤지지 않고 각종 시험에서도 성적이 우수하나 기업부문으로의 진출은 현저히 낮다는 것이다.⁴⁾ 또한

1) 적극적 고용개선조치(Affirmative Action, 이후 AA)는 사업주가 고용상의 차별 해소와 고용평등의 촉진을 위해서 잠정적으로 취하는 모든 조치와 이에 따른 절차를 의미한다. 이 조치는 능력주의, 업적주의를 침해하지 않는 방법으로 소수집단의 대표성을 확대하는 것을 의미한다.(장지연, 2006 참조)

2) 미국에 있어 AA제도의 성과에 대해서는 조준모·권태희(2008), pp.62-65 참조.

3) 관련근거는 「남녀고용평등과 일·가정양립 지원에 관한 법률」 제17조의3 규정이다.

4) 이러한 현상의 원인으로 채용상의 장벽 뿐만 아니라 유리천장(Glass Ceiling), 즉 여성이 자신의 능력을 발휘하거나 제대로 평가받기 어려운 기업조직 및 관행이 존재하는 것이고, 또한 유리벽(Glass Wall), 즉 여성이 진출하기 어려운 직종이나 부서가 구조

최근 저출산·고령화가 심화되면서 인력부족에 대한 문제가 가시화되고 있는 상황에서 여성 인력의 경제활동참가를 제고하는 방안은 상당히 현실적인 대안으로 부각되고 있다.

한편 기업 내부적으로도 여성인력의 활용은 새로운 대안으로 강조되고 있다. 선진기업들은 다양성관리를 기업의 주요 경영전략으로 강조하고 있는데, 이는 인재전쟁(The War for Talent)의 시대에서 최고의 인재를 확보하기 위한 전략으로서 여성의 가능성에 주목하고 있다. 다양성관리는 최대한 다양한 속성을 가진 인력을 확보함으로써 그들의 다양한 의견과 능력을 활용할 수 있고, 급변하는 경영환경에서 상황에 따른 적절한 대처능력을 확보함은 물론 창조 경영에 있어 조직 및 개인의 창의성을 확보하는 데에도 큰 의미를 두고 있다. 이러한 다양성관리가 선진기업들의 경영전략상 특징으로 강조되고 있는 그 이면에는 기업의 이미지를 개선하고 이를 통해 기업의 성과를 제고시키는 데 일조할 것이라고 보기 때문이다.⁵⁾

최근 노동부(2009년 9월 10일자 보도자료)에 따르면, AA 사업 대상인 상시근로자 500인 이상 기업과 공공기관 등 1,607개 사업장을 대상으로 남녀근로자 현황을 조사한 결과, 2008년 12월말 기준으로 여성근로자 고용비율(전체) 평균은 34.01%로 전년대비 0.45%p, 여성 관리자 고용비율 평균은 14.13%로 전년대비 1.62%p 증가하여 전반적으로 여성고용현황이 점차 개선되고 있음을 보여주고 있다.

<표 1> AA 적용대상 사업장의 여성근로자 고용비율

(단위 : 명,%)

구분	근로자	여성	여성고용비율 평균	관리자	여성 관리자	여성 관리자 비율 평균
'09년도 (500인 이상)	2,566,715	825,850	34.01	254,598	35,836	14.13
'08년도 (500인 이상)	2,430,320	775,922	33.56	217,717	22,887	12.51
'07년도 (1000인 이상)	1,748,552	536,445	32.32	166,009	15,373	11.00
'06년도 (1000인 이상)	1,597,617	458,584	30.70	169,983	14,178	10.20

자료: 노동부 보도자료(2009년 9월 10일자).

노동부는 글로벌 금융위기로 인한 실업률 증가에도 불구하고, 여성고용비율이 소폭이지만 증가세를 유지한 이유로 적극적 고용개선조치 제도가 사업장내에서 꾸준히 효과를 본 것으로

화되어 있는 것이다.

5) 한국기업의 다양성관리에 대한 구체적인 배경과 현황에 대해서는 성상현(2006)을 참조.

분석하고 있다.⁶⁾

2006년 AA제도의 도입 당시 성차별의 구조적 차별요인을 해소해야 한다는 차원에서 Becker(1971)의 고용주 차별이론이 그 근거를 제공하였다. 이는 본 연구에서 자세하게 다룬 신동균(2006a, 2006b, 이후 2006으로 통일)의 연구에 기인한다.⁷⁾

그 내용은 다음과 같다. 즉 기업이 여성을 적게 고용하는 것이 남녀 간 생산성의 차이를 정당하게 평가한 결과라고 한다면, 이로 인해 기업이 손해 볼 것은 없다고 할 수 있다. 그러나 만약 여성이 보유하고 있는 생산성을 기업의 주관적 편견에 따라 평가 절하한 결과 여성을 적게 고용하는 것이라면 기업의 이윤은 감소하게 된다는 논리이다. 이를 통해 ‘여성에 차별이 없다면 여성고용비율과 기업이윤 사이에 상관관계가 없을 것이다’라는 연구가설을 도입했고, 실증 분석 결과 주요 변수를 통제한 상태에서 여성고용비율과 기업이윤(당기순이익) 사이에 정(+)의 상관관계가 존재함을 보여 차별이 존재함을 보여주었다.

한편 추가적인 가설로서 Becker(1971)의 경쟁과 차별에 대한 가설도 함께 분석하고 있다. 즉 경쟁적 시장에서 생산성이 아닌 다른 어떤 기준으로 차별을 행하는 기업은 장기적으로 도태될 수밖에 없다는 것인데, 시장에서 독점적 지위를 가지고 있는 기업은 편견에 따른 차별을 행하더라도 존속할 수 있다는 점이다. 이를 근거로 경쟁 상태에 있는 기업집단 내에서는 기업의 성과와 여성고용비율 간에 관련성이 없으나, 시장지배력을 가지고 있는 대기업 집단에서는 기업의 성과와 여성고용비율 간에 정(+)의 상관관계가 있을 것이라는 가설을 도출하였고, 실증분석결과 가설이 지지되는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과를 토대로 1,000인 이상(2008년부터는 500인 이상) 대기업에 대한 AA조치가 도입되었다. 그 기준으로는 동종 산업 유사규모 기업들을 비교, 평가하여 여성을 현저히 적게 고용했거나 여성 관리직 비율이 낮은 기업에 대해서 간접차별의 징후가 있다고 보고, 개선 방안을 수립하게 하고 그에 따라 시행할 것을 요구하게 된 것이다.

물론 신동균(2006)의 연구 이외에도 여성고용비율이 높은 기업에서 기업성과가 높다는 점을 지적한 연구가 다수 존재한다. Hellerstein et al.(2002)은 미국의 제조업 약 3,000개 기업·사업장의 횡단면 데이터를 활용하여 기업연령, 노동자의 구성(인종, 연령) 등을 통제한 다음, 여성고용비율이 높은 기업·사업장일수록 이익률이 높고, 이러한 경향은 시장점유율이 높은 기업에

6) 우리나라 기업의 적극적 고용개선조치의 성과에 대한 구체적인 내용과 분석결과는 조준모·권태희(2008)의 분석을 참조. 분석자료가 2006년 시행계획서와 이행실적보고서의 심사등급 결과를 기초로 하고 있어 제한적이지만 AA성과 측면에서 다양한 분석이 이루어지고 있다.

7) 신동균(2006a)과 신동균(2006b)은 내용에 있어 거의 유사하지만, 신동균(2006b)의 경우 고용기회지수 분석을 통해 여성고용 상황의 변화와 그 원인에 대한 분석을 추가하고 있다. 신동균(2006b), pp.196-206 참조.

서 강하게 나타난다는 점을 보여주었다. 일본의 경우, Kawaguchi(2007)는 일본경제산업성의 기업활동기본조사 자료를 활용하여 여성고용비율이 높은 기업이 성과가 좋은 것을 보여주고 있다.

더 나아가 여성인력의 고용비율에서 더 나아가 여성인력을 활용하는 방법까지 연계한 연구도 존재한다. 우리나라의 경우 유규창·김향아(2006)는 모성보호제도 도입이 기업성과에 미치는 영향에 대해 2003년 사업체패널조사 결과를 활용하여 분석하고 있는데, 모성보호제도 도입 정도가 기업성과와 밀접한 관련성이 있고, 모성보호제도 도입에 적극적인 기업일수록 근로자 1인당 생산성(매출액)을 향상시키고, 근로자의 이직률을 감소시킨다고 보았다. 또한 별도의 여성친화지수를 개발한 양인숙 등(2008)의 연구는 고성과 기업일수록 여성친화지수가 높게 나타나는 것으로 보고 있다.

그러나 노동수요의 주체인 기업의 입장에서 과연 여성근로자를 많이 고용할수록, 또는 여성근로자 친화적인 기업일수록 과연 기업성과가 좋아지는지, 즉 여성인력의 활용이 기업성과에 긍정적인 영향을 미치는지에 대해서는 아직 확실한 근거가 부족한 실정이다.

2. 연구가설

여성고용과 기업성과에 대한 연구들은 기본적으로 Becker(1971)의 차별이론에 따라 성별 임금격차가 고용주 차별(employer discrimination)에 기인할 때 여성근로자를 많이 고용한 비차별적 고용주는 높은 이윤을 향유할 수 있다는 가정 하에 분석이 이루어진다.⁸⁾

만약 노동시장에 있어서 임금이 근로자의 한계생산성에 따라 결정된다면, 성별 임금격차는 실제 생산성의 차이에 따라 결정되기 때문에 남성보다 여성을 보다 적극적으로 고용하는 기업의 이익이 꼭 높아져야할 필연성은 없다고 할 수 있다. 그러나 만일 여성고용비율과 기업성과에 정(+)의 관계가 존재한다고 하면, 그것은 어떠한 메커니즘에 의해 설명될 수 있는가? 본 연구에서는 여성고용과 기업성과의 관계에 있어 신동균(2006)과 같이 Becker(1971)의 ‘고용주 차별가설’에 주목한다.

Becker(1971)의 고용주 차별가설에 있어 이론적 배경을 살펴보면 다음과 같다.⁹⁾

기업의 생산함수 Y 는 투입요소로 남성 근로자 M 과 여성 근로자 F 를 사용한다고 가정한

8) 노동시장에 있어서의 차별의 원인에 대해서는 유준경·황수경(2005), pp.18-30을 참조.

9) Becker(1971)의 고용주 차별이론에 대한 접근은 연구자간 다소 차이가 있다. 본 연구에서는 Hellerstein, Neumark and Troske(2002)의 논의에 따라 정리하였다. Becker(1971)의 고용주 차별가설에 대한 이론적 모형을 현재와 같은 방식으로 정식화한 것은 Becker(1971)가 아니라 Phelps(1972)와 Arrow(1973)이며, 전개내용에 있어 큰 차이는 없다.

다. 여기서 효용을 극대화하는 사용자, 즉 차별주(discriminator)는 여성고용을 꺼려한다. 따라서 여성의 한계수입생산(marginal revenue product)을 동등한 생산성을 가진 남성과 비교할 때 어느 정도 평가절하를 하게 된다. 이러한 차별주의 효용을 극대화하는 기업의 목적함수는 다음 식 (1)과 같다.

$$U(\pi, M, F) = P \cdot Y(M, F) - w_M M - w_F F - d \cdot (F/M) \quad (1)$$

여기서 π 는 기업의 이윤이며, P 는 생산물의 가격, w_M 와 w_F 는 각각 남성 근로자와 여성 근로자의 시장 임금이다. 한편 d 는 차별주가 여성고용에 대해 갖게 되는 부(-)의 효용(disutility 또는 distaste)을 의미하며, 차별계수(discrimination coefficient)이다.

식 (1)을 토대로 기업의 단기 효용극대화 문제를 풀면 다음 식 (2)와 같다.

$$MRP_M + d \cdot (F/M^2) = w_M, \quad MRP_F - d/M = w_F \quad (2)$$

식 (2)에서 남성 근로자의 시장임금 w_M 은 남성 근로자의 한계수입생산 MRP_M 보다 높지만, 여성 근로자의 경우 한계수입생산 MRP_F 보다 낮다는 것을 보여준다. 결국 기업은 차별계수 d 의 존재로 인해 단기적으로 여성보다는 남성을 고용하게 되는 것이다.¹⁰⁾

기업 수준에서의 Becker의 차별가설에 대한 연구는 이스라엘의 제조업체 자료를 활용한 Hellerstein and Neumark(1999)가 시초라고 할 수 있다.¹¹⁾ 그러나 여성고용이 기업성과에 미치는 영향을 분석한 연구는 Hellerstein, Neumark and Troske(2002)가 대표적이다. 이들의 연구는 Becker(1971)의 고용주 차별이론에 의거하여, 미국의 기업체 자료를 활용하여 시장경쟁과 성차별의 관계를 분석함으로써 결과적으로는 여성고용이 기업성과를 높이는 데 기여하고 있다는 점을 보여주었다.

그 이후 후속 연구가 이어지는데, 그중에서 주목할 만한 것으로 일본 기업의 패널자료를 활용한 Kawaguchi(2007)의 연구가 있다. 그는 정태적 분석에 그친 다른 선행연구와 달리 6년간

10) 한편 Becker는 차별계수가 시장경쟁으로 인해 장기적으로 소멸할 것이라고 주장하였다. 즉 생산물 시장이 완전경쟁시장이라면 시간이 흐름에 따라 차별은 사라진다. 통상 이러한 논리에 의거, 여성고용과 기업성과의 단기적 또는 장기적 효과를 추정하는 방식이 대부분이다.

11) 그러나 이들은 사업체/기업 수준의 생산함수 추정을 통해 성별 임금차이가 생산성차이와 어떤 관계에 있는지에 주목하고 있어 본 연구의 핵심주제와는 다소 거리가 있다.

패널데이터의 특성을 반영하여 동태적 효과(장기효과)를 분석했는데, 일본의 경우 장기적으로 여성고용 증가는 기업성과와 무관한 것으로 나타났다.¹²⁾

한편 국내 연구는 신동균(2006)이 대표적이다. 한국노동연구원의 사업체 패널자료 1차~3차 자료(2002년~2004년)를 활용하였는데, 그 또한 기업 수준에서의 성차별의 존재와 함께 시장경쟁과 성차별의 관계에 대한 실증분석을 중심으로 여성고용과 기업성과의 관계를 다루고 있다.¹³⁾ 분석결과, 성차별의 존재를 확인함은 물론 여성고용과 기업성과간의 정(+)의 관계가 있음을 보여주고, 독과점 철폐 및 시장경쟁체계의 공고화에 대한 정책적 시사점을 도출하고 있다.¹⁴⁾

따라서 본 연구의 가설을 요약하자면, 다음과 같다. 여성에 대한 임금차별이 존재하지 않는다면, 여성고용비율과 기업성과는 아무런 상관관계를 가지지 못할 것이다. 이는 성별 임금격차가 생산성 차이에 기인하므로 여성고용에 따라서 기업성과가 변하지 않기 때문이다. 그러나 성별 임금격차가 생산성 격차가 아니라 고용주의 선호차이로 인해 발생할 경우를 상정한다면, 여성을 더 많이 고용할수록 기업성과는 증가할 것이다. 따라서 본 연구의 핵심가설은 다음과 같이 정리된다.

다른 조건이 같을 경우, 여성고용비율과 기업성과 사이에 정(+)의 상관관계가 있을 것이다.¹⁵⁾

12) 일본의 경우, 佐野晉平(2005)와 Kodama, Odaki and Takahashi(2009)의 연구가 있다. 이들은 1992년부터 2001년까지 일경 NEEDS의 자료를 활용하여 Becker의 차별가설을 타당하다는 결론에 이르렀다.

13) 그러나 분석 자료가 2002년~2004년 자료로 제한되어 있고, 연구목적상 기업에서의 여성인력 활용을 위한 인적자원관리 관행의 차이를 고려하지 않고 있다.

14) 한편 유규창·김향아(2006)의 연구에서는 직접 여성고용비율이 기업성과에 미치는 영향에 주목하지는 않았지만, 기업의 성과로서 근로자 1인당 매출액과 이직률을 종속변수로 하는 선형회귀분석에서 여성비율은 별다른 영향력을 미치지 않는 것으로 나타났다. 물론 여성비율은 연구목적상 통제변수의 하나로서 포함된 것이지만, 모성보호제도 도입 정도를 통제변수로 활용했다고 가정한다면 여성고용과 기업성과의 관계는 무관하다고 볼 수 있다.

15) 여성고용비율과 기업성과의 관계가 정(+)의 상관관계를 보인다면, 여성에 대한 임금차별의 증거라고 할 수 있으며, 만약 부(-)의 상관관계가 존재한다면 이는 남성에 대한 임금차별의 증거라고 할 수 있다.

III. 실증분석

1. 자료와 변수

본 연구에서 사용할 자료는 기업 수준에서 여성고용비율과 재무적 성과에 대한 정보를 포함하고 있어야 한다. 즉 사업체 또는 기업 수준의 조사 자료이어야 하는데, 현재 국내에서 공개적으로 가용한 자료는 다음 2가지이다.

첫째, 한국노동연구원의 사업체패널(Workplace Panel Survey, 이후 WPS) 4차(2005년)자료이다. 이 자료는 신동균(2006)에서 다룬 사업체패널 1~3차 자료와 유사하지만, 조사의 대상과 내용이 이전 조사와 다르기 때문에 새로운 자료라고 할 수 있다. 그러나 이로 인해 패널데이터를 구성할 수 없고, 조사시점이 2005년으로 현재 상황을 묘사하는 데 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 사용하지 않았다.¹⁶⁾

둘째, 한국직업능력개발원의 인적자본기업패널(Human Capital Corporate Panel, 이후 HCCP) 1차~2차 자료(2005년, 2007년)가 있다. 동 자료는 한국직업능력개발원이 2005년부터 시작하여 격년으로 실시하고 있는 자료이다. 이 자료는 한국신용평가정보(주)의 『KIS 기업 Data (2005)』 기업개요 정보에서 근로자수 100인 이상이면서 일반 기업을 추출한 표본을 대상으로 조사가 이루어졌다.¹⁷⁾ 2007년 HCCP 자료의 경우, 2007년 8월부터 12월까지 조사가 이루어진 것으로 총 467개 기업에 대한 조사결과이다.

업종별 구성은 제조업 316개, 금융업 35개, 비금융서비스업 116개 업체로 구성되어 있다. 기업규모별로 100~299인 기업이 193개, 300~999인 기업이 183개, 1,000~1,999인 기업이 46개, 2,000인 이상 기업이 45개로 구성되어 있다. 기업조사는 경영전략, 인사관리 또는 교육훈련 담당자가 응답하였다.¹⁸⁾

기업 재무지표 정보는 KIS(한국신용평가정보)가 제공하는 자료에서 추출한 것이다. 유의할 점은 조사기준시점이 주로 조사가 이루어진 년도의 직전년도이기 때문에 실제 분석대상이 되는 시점은 2004년과 2006년이 된다.

16) 필자가 파악한 바로는 2007년 조사결과를 2009년 말에 공표할 예정이며, 현재 사업체패널(2007년) 학술대회용 데이터를 입수하였으나, 원칙상 본 연구에 활용할 수 없는 것이 아쉬움으로 남는다.

17) 근로자 조사도 함께 이루어졌는데, 근로자조사는 크게 팀장(감독자, 지점장)조사와 팀원(근로자)조사로 구분되어 개인의 기본정보 등 개인속성과 관련된 변수들이 포함되어 있다. 소위 사업체-근로자 연계자료(employer-employee linked data)라고 할 수 있으며 우리나라에서는 유일한 자료이다.

18) 그러나 WPS와 달리 여성근로자 친화적 인적자원관리제도에 대한 조사내용은 포함되어 있지 않다는 것이 한계이다.

분석에 사용할 변수에 대한 설명에 앞서 신동균(2006)에서 두 번째 핵심가설로 사용된 시장 경쟁과 성차별의 관계에 대해서 언급할 필요가 있다. 신동균(2006)은 Becker(1971)의 주장과 같이 시장경쟁이 심화될수록 여성고용에 있어 차별하는 기업은 도태된다는 가설에 대해 검증하고 있다. 이를 위해 별도의 시장집중도에 대한 변수를 사용했는데, 사업체패널의 표본만을 가지고 생성한 변수를 사용했기 때문에 한계가 있다.¹⁹⁾ 즉 보다 정확한 시장의 경쟁정도를 판단할 수 있는 객관적인 지표를 파악하기 위해서는 실제 광공업, 제조업 통계의 원자료를 사용해야 하는데 그를 사용하지 않은 것이다. 본 연구에서도 이에 대한 분석을 검토했으나 현 단계에서는 사용하지 못했다.²⁰⁾

본 연구에서는 HCCP 자료를 활용하여 가설을 검증한다. 이를 위해 기업의 성과를 나타내는 변수(예를 들어 이윤)를 종속변수로 하고 설명변수로 여성고용 비율과 여러 가지 통제변수들을 사용하여 분석한다. 실제 사용될 변수는 다음 <표 2>과 같다.

종속변수로는 기업별 당기순이익 자료를 사용했다. <표 2>에서 보는 바와 같이 실제 조사된 기업 전체 수보다 해당 자료가 2005년의 경우 72개, 2007년의 경우 무려 107개 정도 적은데, 이는 WPS나 HCCP 모두 공통적으로 발견되는 현상으로서 기업의 재무지표를 한국신용평가 정보의 자료를 활용한다고 하더라도 결측치가 상당히 존재한다는 점에서 기업수준의 실증분석에서 표본선택이나 측정오류의 가능성을 늘 갖고 있다는 점에서 유의해야 한다. 실제 실증분석에서는 당기순이익의 자연대수 값을 사용한다.

핵심적인 설명변수는 여성고용비율이다. 비정규직 여성근로자 수를 파악하기 어렵기 때문에 정규직 근로자중 여성 정규직 근로자의 비율을 사용하였다. 통제변수로는 기업연령(실증분석에서는 자연대수 값을 취함), 상장사 여부를 나타내는 더미변수, 노조여부를 나타내는 더미변수를 사용하였다. 또한, 총고용 규모로는 정규직 기준과 비정규직까지 포함한 변수를 사용하였고, 기업의 인력구조 특성을 나타내는 여성 관리자비율, 대졸고용비율, 비정규직 고용비율을 사용하였다. 여기서 여성 관리자는 과장이상 여성 관리자(정규직)가 총고용 규모에서 차지하는 비율이며, 대졸고용비율은 대졸, 석사, 박사가 총고용 규모에서 차지하는 비율이다.

19) 신동균(2006a, 2006b)은 분석에 사용된 시장점유율 변수가 측정오차의 문제에서 자유롭지 못하다는 점을 언급하고 있다. 데이터 제약에 따른 산업분류의 문제점, 보고상 오차(reporting error) 및 표본오차(sampling error)의 가능성이 높기 때문이다. 자세한 내용은 신동균(2006a, p.81 참조).

20) 필자는 별도의 시장집중도 자료를 활용하려고 했으나, 현 단계에서는 활용하기 어렵다. 현재 가용한 자료는 공정거래위원회가 발간한 시장구조 조사/분석결과인데, 이 자료는 통계청의 광업·제조업통계조사 자료를 토대로 시장집중도를 계산한 것이다. 그러나 이 자료는 산업표준분류 4자리의 산업별 시장집중도 자료를 제공하고 있어 HCCP의 산업분류와 상이하다. 한편 인적자본기업패널 1차년도 조사에는 ‘지난 3년간 주력제품(상품/서비스)의 시장점유율 변화정도’를 묻는 설문이 있으나, 변화정도만 물을 뿐 그 방향에 대해서는 묻고 있지 않아 분석에 활용할 수 없었다.

아울러 산업더미변수를 사용하였는데, HCCP에서 제공하는 별도의 산업중분류 기준에 맞추어 전자산업을 기준으로 한 15개 더미변수이다.

〈표 2〉 분석 자료의 기초통계

구분	HCCP(2005)			HCCP(2007)		
	N	평균	표준편차	N	평균	표준편차
종속변수						
ln(당기순이익)	382	15.42	2.00	360	15.70	1.95
설명변수						
여성고용비율(정규직)	453	0.23	0.19	464	0.22	0.18
통제변수						
기업연령	454	24.94	17.34	467	26.97	16.89
상장여부(상장사=1)	454	0.30	0.46	467	0.32	0.47
노조유무(노조=1)	454	0.51	0.50	467	0.49	0.50
총고용 규모(정규직)	453	816.54	1862.44	465	825.33	1883.73
총고용 규모(전체)	453	992.30	2247.64	464	1011.48	2638.19
여성 관리직비율	452	0.01	0.02	458	0.01	0.02
대졸고용비율	450	0.40	0.27	463	0.43	0.26
비정규직 고용비율	453	0.13	0.22	464	0.10	0.19
산업더미						
음식료품	454	0.05	0.22	467	0.06	0.23
섬유/봉제/모피	454	0.03	0.17	467	0.03	0.18
석유/화학	454	0.09	0.29	467	0.09	0.29
고무/플라스틱	454	0.03	0.18	467	0.03	0.16
금속/비금속	454	0.12	0.32	467	0.11	0.32
기계장비	454	0.06	0.23	467	0.06	0.24
컴퓨터 및 사무용기	454	0.01	0.10	467	0.01	0.10
전기	454	0.04	0.21	467	0.05	0.21
자동차/운송장비	454	0.09	0.28	467	0.09	0.29
금융/보험/연금	454	0.08	0.27	467	0.07	0.26
통신업	454	0.02	0.14	467	0.02	0.14
SW/SI/온라인DB	454	0.09	0.29	467	0.09	0.29
전문직서비스	454	0.05	0.22	467	0.05	0.22
인력대행/교육서비스	454	0.08	0.27	467	0.07	0.26
오락/문화	454	0.01	0.11	467	0.01	0.11

자료: 한국직업능력개발원, 사업체패널 자료, 각년도.

본격적인 실증분석에 앞서 종속변수인 당기순이익과 설명 및 통제변수들의 상관관계를 살펴보면 다음 <표 3>와 같다. 먼저 주목할 것은 당기순이익과 여성고용비율이다. 강한 상관관계는 아니지만, 통계적으로 의미 있는 부(-)의 상관관계가 나타나는 것이다. 이는 외관상 여성고용비율과 기업성과 간 부(-)의 상관관계가 있음을 보여주는 것으로 기존의 선행연구(특히 신동균, 2006)의 결과와 배치된다.

〈표 3〉 변수간 상관관계

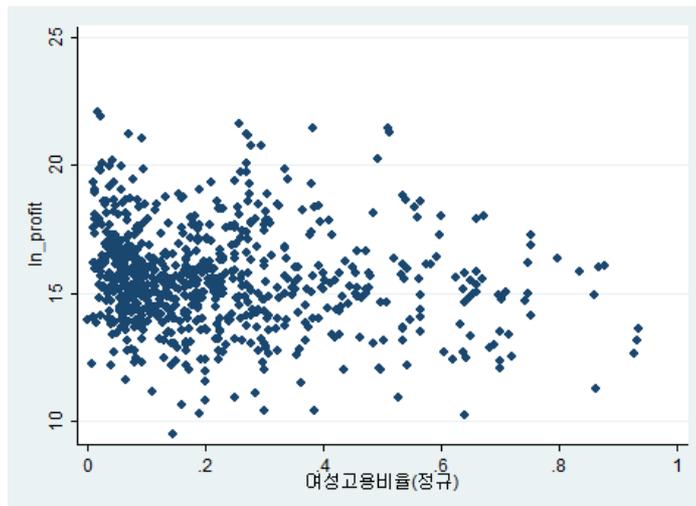
	1	2	3	4	5	6	7	8
1. ln(당기순이익)	-							
2. 여성고용비율	-0.1408*** (0.0001)	-						
3. 기업연령	0.2937*** (0.0000)	-0.1003*** (0.0024)	-					
4. 상장여부	0.3693*** (0.0000)	-0.1662*** (0.0000)	0.4916*** (0.0000)	-				
5. 노조유무	0.3570*** (0.0000)	-0.2346*** (0.0000)	0.4090*** (0.0000)	0.3853*** (0.0000)	-			
6. 총고용 규모	0.5519*** (0.0000)	-0.0177 (0.5924)	0.1685*** (0.0000)	0.2292*** (0.0000)	0.2324*** (0.0000)	-		
7. 여성 관리직	0.0708* (0.0553)	0.1837*** (0.0000)	-0.1266*** (0.0001)	-0.1430*** (0.0000)	-0.0859*** (0.0095)	0.0920*** (0.0055)	-	
8. 대출고용비율	0.1317*** (0.0003)	-0.1671*** (0.0000)	-0.1093*** (0.0009)	-0.0374 (0.2594)	-0.1201*** (0.0003)	-0.0184 (0.5788)	0.4217*** (0.0000)	-
9. 비정규직고용비율	-0.0746** (0.0425)	0.1096*** (0.0009)	-0.1420*** (0.0000)	-0.0872*** (0.0082)	-0.0209 (0.5266)	0.0092 (0.8704)	0.1930*** (0.0000)	0.1402*** (0.0000)

주: () 안은 p값이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

자료: 한국직업능력개발원, 인적자본기업패널 각년도.

다음 <그림 1>을 보면, 여성고용비율과 기업성과의 관계를 살펴볼 수 있다. 여성고용비율이 높을수록 기업의 당기순이익이 낮아지는 성향이 나타난다. 이는 여타 통제해야할 요소들이 고려되지 않는 것이지만, 적어도 여성고용비율과 기업성과 간 정(+)의 상관관계를 주장하기에는 한계가 있다는 점을 보여주고 있다.

〈그림 1〉 여성고용비율과 기업성과



주: ln_profit은 기업의 당기순이익의 자연대수 값.

자료: 한국직업능력개발원, 인적자본기업패널조사, 각년도.

한편 기업성과에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들은 대부분 기업성과와 정(+)의 관계를 보이고 있다. 다만, 노조여부를 나타내는 더미변수의 값이 정(+)의 값을 갖고 있고 비정규직 고용비율은 반대로 부(-)의 값을 갖고 있다.

한편 여성고용비율과 여타 통제변수간의 상관관계를 보면, 기업연령이 높을수록, 상장사일수록, 노조가 있을수록, 대졸근로자를 많이 고용할수록, 그리고 비정규직 고용비율이 높을수록 여성고용을 하지 않는 것으로 나타난다. 총고용 규모는 별다른 관계가 없는 것으로 나타나고, 여성 관리자 비율과는 정(+)의 관계를 보여준다.

2. 실증분석

본 연구에서는 여성고용비율과 기업성과 간의 관계를 나타내는 다음 식 (3)을 사용한다.²¹⁾

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 z_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (3)$$

여기서 y 은 기업성과로서 당기순이익의 자연대수 값이다.²²⁾ x 는 여성고용비율, z 는 통제변수로서 총고용 규모, 노조유무 등의 변수를 포함한다. v 는 수요(생산성) 충격과 같은 기업 특유의 요인을 의미한다. i 는 기업, t 는 시간을 의미한다.

이 모형에서는 본 연구의 핵심가설이 여성고용비율과 기업성과 간 정(+)의 관계가 있다는 것이기 때문에 β_1 의 추정계수 값이 정(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 즉 여성고용에 적극적인 기업이 상대적으로 좋은 성과를 내는 것으로 해석이 된다.

그러나 식 (3)을 단순회귀분석으로 추정할 때, 추정상의 편의가 나타날 것으로 예상된다. 이는 기존 연구들도 누누이 강조하는 것으로서 기업 고유의 특성이 통제되지 않은 상태에서 분석이 이루어지게 되면 추정상의 편의를 피하기 어렵다는 지적과도 일맥상통한다.

따라서 기업패널조사라는 분석 자료의 특성을 활용해야 하는데, 패널데이터분석에 있어서 고정효과 또는 확률효과모형 추정을 통해 기업 고유의 특성을 적절하게 통제한다면 보다 효율적인 추정이 가능할 것으로 예상된다. 특히 성차별과 관련하여 기업 특성에 따른 여성고용 관행의 차이가 예상되므로 패널데이터분석을 통해 기업의 관찰되지 않는 이질성(unobserved firm heterogeneity)을 최대한 통제하는 방법이 요구된다.

21) 세부내용은 Kawaguchi(2007), p.445 참조.

22) 종속변수로서 기업의 매출액을 활용하여 분석을 시도했으나, 유사한 결과가 나타나 본문에서는 따로 표기 하지 않았다.

먼저 횡단면 자료에 대한 선형회귀분석의 결과를 살펴보자. 비교를 위해 신동균(2006)의 연구에서 사용된 변수들을 그대로 활용하여 분석한 결과가 다음 <표 4>와 같다.²³⁾

우선 신동균(2006)의 추정결과가 제1열에 나타나는데, 여성고용비율의 추정계수가 정(+)^{의 값을 갖고 있어 이를 근거로 Becker의 고용주 차별가설이 검증됨을 주장하게 된 것이다. 하지만, 본 연구의 분석 자료인 HCCP 자료에 대한 추정결과는 상이하게 나타난다. 2005년 및 2007년 각년도별로 동일한 변수를 가지고 추정한 결과와 더불어 2개년도 자료를 통합(pooled)한 자료의 추정결과가 함께 있는데, 모두 여성고용비율의 추정계수는 통계적으로 유의미한 부(-)의 값을 갖는 것이다. 한편 총고용 규모, 즉 기업규모는 신동균(2006)의 결과와 동일하게 기업 성과에 정(+)^{의 효과를 보인다. 그러나 노조더미변수의 추정계수는 신동균(2006)의 경우 정(+)^{의 값을 갖는 반면, 본 연구의 추정결과는 모두 유의적인 결과를 얻을 수 없었다.}}}

<표 4> 차별가설의 실증분석결과(OLS)

	신동균(2006)	HCCP(통합)	HCCP(2005)	HCCP(2007)
상수	5.5438*** (0.3237)	10.2069*** (0.3067)	10.2791*** (0.4289)	10.0650*** (0.4521)
여성고용비율	0.0652*** (0.0219)	-1.4116*** (0.0454)	-1.2942*** (0.4090)	-1.5121*** (0.4407)
총고용 규모	0.2879*** (0.0330)	0.9603*** (0.0454)	0.9581*** (0.0639)	0.9676*** (0.0667)
노조유무	1.7385*** (0.1500)	0.1872 (0.1137)	0.2243 (0.1627)	0.1644 (0.1611)
산업더미	○	○	○	○
지역더미	○	×	×	×
표본수	1,765	739	381	358
F	-	59.27	30.75	28.21
수정된 R ²	0.185	0.5870	0.5849	0.5784

주: () 안은 표준오차이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미. 산업더미는 산업(중분류) 변수를 사용함(기준: 전자산업).

자료: 한국직업능력개발원, 인적자본기업패널 각년도.

왜 이런 결과가 나타나는 것일까? 우선 신동균(2006)에 비해 본 연구는 지역더미변수를 사용하지 않았다는 점을 들 수 있다. HCCP 자료에서는 기업의 지역정보가 없기 때문에 불가피하게 사용하지 못했는데, 그럼에도 불구하고 지역 간 차이가 정반대의 추정결과를 야기한 것으로 판단하기 어렵다. 다음 생각해 볼 수 있는 이유는 표본의 차이이다. 신동균(2006)에서 활용

23) 유의할 것은 신동균(2006)의 경우, 종속변수에 대해서는 당기순이익의 자연대수 값을 사용하였다는 점을 명시하고 있으나, 여성고용비율은 비율지표를 활용했다는 점을 빼고는 총고용규모의 산출방법을 명시하지 않고 있다는 점이다. 본 연구에서는 정규직 근로자의 규모에 자연대수 값을 취하였다.

한 데이터인 WPS는 모집단을 상용근로자 30인 이상 규모인 사업장을 대상으로 하였기 때문에 100인 이상 사업장을 모집단으로 사용한 HCCP 자료에 비해 소규모 기업들이 다수 포함되어 있을 가능성이 있다.

그러나 상대적으로 기업규모가 큰 기업이 포함된 HCCP 자료에서 여성고용비율과 기업성과 간의 관계가 부(-)의 관계로 나타났다는 점은 AA제도의 도입 근거로서 신동균(2006)의 연구와 같이 여성고용비율과 기업성과 간 정(+)의 관계를 전제하면서 동시에 대기업을 대상으로 AA제도를 적용했다는 점에 재검토가 필요하다는 점을 시사하고 있다.

가장 유력한 해석은 기업 고유의 고정효과에 대해 충분하게 통제가 이루어지지 않았다는 것이다. 즉 계량경제학적으로 관찰되지 않은 기업의 이질성이 제대로 감안되지 않는다면 추정계수의 편의로 인해 유의미한 결과를 얻기 어렵기 때문이다.

이는 노조더미변수의 추정계수 값에 대한 해석에 있어서도 동일하게 적용된다. 사실 신동균(2006)의 경우, 노조더미변수가 정(+)의 값을 갖는 것에 대해 “노조의 존재와 기업의 이윤율의 인과관계에 대한 어떠한 시사점도 주지 못하며, 단지 노조의 존재와 이윤의 상관관계에 대한 추정치를 제공할 뿐이다.”라고 해석하고 있다.(신동균, 2006, p.66) 또한 기업 고유의 고정효과를 통제한 실증분석에서는 노조효과가 부(-)의 값을 갖고 있어 결국 기업 고유의 고정효과를 어떻게 통제하느냐에 따라 전반적인 추정결과가 다르게 나타날 수 있음을 보여준다.

따라서 <표 4>와 같이 횡단면 자료에 대한 OLS 분석으로는 여성고용비율과 기업성과의 관계에 대해 확정적인 결론을 도출하기 어렵다는 결론에 이르게 된다. 이러한 결론은 동일한 변수를 활용한 패널데이터 분석을 통해서도 분명하게 나타난다. 다음 <표 5>는 기업 고유의 요인을 고정효과로 볼 것인지, 확률효과로 볼 것인지를 구분하여 각각 패널데이터 분석을 통해 얻어진 추정결과를 보여주고 있다.

우선 통합자료 대신에 패널데이터를 사용해야 할 것인지에 대한 판단근거를 제공하는 두 가지 검정결과를 통해 본 연구에서 횡단면 통합자료를 활용한 OLS 분석이 편의를 가질 가능성이 농후하다는 점이 확인된다. 고정효과모형에 있어 이를 검정하는 방법은 F 검정인데, <표 5>에서 보는 바와 같이 고정효과모형 추정결과와 F 검정결과는 p 값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되고 따라서 패널의 개체특성을 고려한 패널데이터 분석이 합당하다는 것을 보여준다. 한편 확률효과모형의 경우에 활용되는 Breusch-Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier) 검정결과를 보면, 이 또한 p 값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다. 결국 통합자료를 이용한 OLS분석은 추정상의 문제가 있으며

패널의 개체특성을 고려한 패널데이터분석이 필요하다는 것을 보여준다.

<표 5> 차별가설의 실증분석결과1(패널데이터)

	HCCP(통합)	고정효과	확률효과
상수	10.2069*** (0.3067)	15.2792*** (0.6499)	11.1538*** (0.3429)
여성고용비율	-1.4116*** (0.0454)	0.3108 (0.8079)	-1.6403*** (0.3429)
총고용 규모	0.9603*** (0.0454)	0.0291 (0.1147)	0.8080*** (0.0524)
노조유무	0.1872 (0.1137)	-0.1300 (0.3137)	0.2117 (0.1327)
산업더미	○	○	○
지역더미	×	×	×
표본수	739	739	739
그룹수	-	446	446
<i>F</i>	59.27	4.18 (Prob> <i>F</i> =0.000)	-
<i>LM</i> 검정	-	-	$\chi^2(1)=75.06$ (Prob> $\chi^2=0.000$)
수정된 <i>R</i> ²	0.5870	-	-
within <i>R</i> ²	-	0.0101	0.0001
between <i>R</i> ²	-	0.0029	0.6163
overall <i>R</i> ²	-	0.0031	0.5912
Hausman 검정	-	-	$\chi^2(6)=69.94$ (Prob> $\chi^2=0.000$)

주: () 안은 표준오차이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미. 산업더미는 산업(중분류) 변수를 사용함(기준: 전자산업).

자료: 한국직업능력개발원, 인적자본기업패널 각년도.

그렇다면 패널데이터 분석 결과는 어떠한가? 고정효과모형에서는 상수항을 제외하고는 모든 변수가 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 않고 있다. 한편 확률효과모형에서는 OLS추정 결과와 유사한 결과를 보여주고 있으나, 패널데이터 분석에 있어 오차항을 고정효과로 볼 것인지, 또는 확률효과로 볼 것인지에 대한 검증을 위해 사용되는 Hausman 검정결과, <표 5> 하단과 같이 *p*값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다. 따라서 확률효과모형의 추정 값은 일치추정값이 아니며, 고정효과모형을 선택하는 것이 보다 적절하다고 판단된다.

이상의 논의를 통해 본 연구는 여성고용비율과 기업성과에 있어 별다른 관계를 발견하지 못했다는 결론에 다다르게 된다. 즉 AA제도의 도입 근거로서 활용된 여성고용과 기업성과의 정

(+)의 상관관계는 최근 기업패널데이터에서 확인할 수 없는 것이다.

그러나 지금까지 고려한 모형은 신동균(2006)이 설정한 방식에 따른 것이고, 사용된 변수로는 기업 고유의 특성을 충분히 통제했다고 할 수 없기 때문에 HCCP 자료에서 활용 가능한 변수들을 활용하여 추가적인 분석을 시행하였다.

그 결과가 다음 <표 6>에서 살펴볼 수 있다. <표 5>의 추정모형에서 기업연령, 상장더미, 여성 관리자 비율, 대졸고용비율, 비정규직고용비율과 같은 변수를 추가적인 통제변수로 활용한 것인데, 통합자료에 대한 OLS 추정의 설명력도 증가하고 추가된 변수들이 기업성과에 대한 영향력을 일정정도 통제하고 있음을 알 수 있다.

그러나 패널데이터분석의 결과는 고정효과모형이 적절하다는 검정결과에 따라 고정효과모형의 추정결과인 <표 6>의 제2열을 보았을 때 <표 5>와 동일하게 모든 변수에서 통계적으로 무의미하게 나타난다.

<표 6> 차별가설의 실증분석결과2(패널데이터)

	HCCP(통합)	고정효과	확률효과
상수	9.6643*** (0.3807)	13.9251*** (1.3578)	10.0534*** (0.4488)
여성고용비율	-1.2305*** (0.3066)	0.3701 (0.8483)	-1.2986*** (0.3445)
총고용 규모	1.0020*** (0.0472)	0.1728 (0.1634)	0.9355*** (0.0561)
노조유무	0.1146 (0.1132)	-0.1245 (0.3151)	0.1179 (0.1302)
ln(기업연령)	-0.1120 (0.0691)	0.1852 (0.3562)	-0.1100 (0.0833)
상장더미	0.2799** (0.1192)	-0.4585 (0.4688)	0.3323** (0.1428)
여성 관리자	5.0700** (2.2501)	2.9274 (3.8882)	4.7801** (2.3907)
대졸고용비율	1.3063*** (0.2594)	0.5882 (0.4305)	1.2126*** (0.2622)
비정규직고용비율	1.0932*** (0.2644)	0.4516 (0.4126)	1.2158*** (0.2967)
산업더미	○	○	○
지역더미	×	×	×
표본수	730	730	730
그룹수	-	444	444
<i>F</i>	52.17	3.68 (Prob> <i>F</i> =0.000)	-
<i>LM</i> 검정	-	-	$\chi^2(1)=68.55$ (Prob> $\chi^2=0.000$)
수정된 R^2	0.6175	-	-
within R^2	-	0.0274	0.0041
between R^2	-	0.0004	0.6553
overall R^2	-	0.0001	0.6274
Housman 검정	-	$\chi^2(11)=39.27$ (Prob> $\chi^2=0.000$)	

주: () 안은 표준오차이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미. 산업더미는 산업(중분류) 변수를 사용함(기준: 전자산업).

자료: 한국직업능력개발원, 인적자본기업패널 각년도.

3. 추가적인 논의

이상과 결과는 기존의 연구와 달리 여성고용비율과 기업성과 간의 정(+)의 관계로 보기 어렵다는 것을 보여주고 있다. 특히 기업 고유의 고정효과가 이러한 결과를 야기하는데 상당한 영향력을 행사하고 있음을 알 수 있다. 그렇다면 향후 어떻게 해야 보다 정확한 실증분석을 할 수 있는가?

필자가 판단하기에는 우선 Becker의 고용주 차별가설과 병행하여 대안적인 가설을 생각해 볼 수 있다고 보인다. 즉 여성고용과 기업성과 간의 관계를 지나치게 Becker의 고용주 차별가설에 의존하기 보다는 새로운 관점에서 이를 분석하고 방향을 잡아보는 것이 필요하다고 생각하기 때문이다. 이에 대해서 참고할 만한 연구가 있는데, 바로 兒玉直美(2004)과 兒玉直美 등(2005)의 논의이다.²⁴⁾ 이들은 몇 가지 추가적인 가설들을 제시하고 있는데, 이를 소개하면 다음과 같다.

우선 소위 ‘어메니티 가설’을 들 수 있다. 즉 성과가 좋은 기업이 조직의 어메니티(amenity)를 높이기 위해 여성을 많이 고용한다는 가설이다. 기업성과가 좋은 기업일수록 근로자의 근무환경이나 조직분위기에 더 많은 관심을 기울일 수 있는데, 상대적으로 여성인력을 더 많이 고용하면 조직분위기나 기업 이미지가 좋아지기 때문에 보다 많은 여성을 고용한다고 보는 것이다. 앞서 Becker의 ‘고용주 차별 가설’과 역(逆)의 인과관계가 있다고 보는 것이다.²⁵⁾

두 번째 가설은 ‘부정적 충격(negative shock) 가설’이다. 이 가설은 기업이 거시 경제적 수준, 산업 수준 및 기업수준 등에서의 다양한 충격(예를 들면, 생산성 충격이나 수요 충격 등)에 노출되어 있다는 점을 강조한다. 기업은 이러한 충격에 직면하여 기업실적이 악화되면 채용을 억제하게 되고, 이 때 성차별을 하지 않는다고 해도 여성 근로자의 특성을 고려할 때 여성고용비율이 감소하게 된다고 본다. 가령 여성 근로자가 남성 근로자에 비해 이직률이 높기 때문에 여성고용비율이 감소한다는 것이다. 이와 같이 부정적인 충격이 기업성과의 저하는 물론 여성고용비율의 저하와 연관되어 있기 때문에 여성고용비율과 기업성과에 있어 정(+)의 상관관계가 나타나는 것이다.

한편 이러한 논리는 경기회복이 되는 국면에서도 관측될 수 있다고 본다. 즉 실적이 예전수

24) 기존 연구들이 주로 Becker(1971)의 차별가설에 초점을 맞추었다면, 이들은 차별가설 이외에도 다양한 가설들이 존재한다는 점을 보여주고 있다.

25) 기업의 근무환경에 대해 어메니티를 연관시켰다는 측면에서 새로운 시도로 보인다. 이는 글로벌 선진기업들이 다양성관리에 대한 관심이 높으며 그 이유로 기업문화의 개선과 종업원의 사기향상을 통해 조직의 경쟁력에 긍정적인 영향을 미친다는 점에 비추어 보면 나름대로 설득력이 있다고 판단된다.(성상현(2006), p.215 참조)

준 또는 그 이상으로 복원하게 되면 기업은 결원을 보충하는 과정에서 여성고용비율을 높이게 된다.

세 번째, ‘사회적 책임 가설’이다. 이는 최근 사회적으로 관심을 받고 있는 기업의 사회적 책임에 근거한 가설인데, 상대적으로 사회적 책임에 대한 부담이 큰 기업(예를 들면 상장기업 또는 대기업)일수록 여성을 보다 많이 채용·활용해야 한다는 사회적 압력이 존재한다는 점에 착안한 것이다. 이 가설의 논리는 다음과 같다. 즉 여성 근로자의 한계생산성이 임금보다 낮다고 가정해 보자. 그렇다면 기업이 여성을 적극적으로 고용하게 되면 기업성과는 자연스럽게 감소하게 된다. 결국 여성 근로자를 상대적으로 많이 고용하는 것은 기업성과를 감소시키게 되므로 사회적 책임을 지는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 여성고용비율을 높였을 때의 기업성과의 증가율이 작을 것이다. 따라서 사회적 책임에 대한 요구가 상대적으로 강한 기업(상장기업 또는 대기업)일수록 여성고용비율의 증가에 따른 기업성과의 증가가 낮다고 보는 것이다. 이 가설은 여성고용비율과 기업성과간의 부(-)의 관계가 존재할 수 있음을 보여주고 있다.

마지막으로 ‘기업고유요인 가설’이 있다. 이는 여성고용비율과 기업성과 간 관계에 있어 외관상 보이는 관계보다는 기업 인적자원관리 측면에서 여성고용비율과 기업성과를 동시에 높이는 별도의 요인이 존재한다고 가정하고 있다. 이러한 가설은 본 연구의 실증분석 결과와 같이 기업 고유의 특성을 어떻게 통제하느냐 또는 어떤 특성이 여성고용비율과 기업성과간 연계 메커니즘을 설명할 수 있는가에 대한 시사점을 제공하고 있어 주목할 만하다고 판단된다.

즉 여성고용비율이 기업성과를 증가시킨다는 관계나 기업성과가 여성고용비율을 증가시킨다는 관계를 떠나서 여성고용비율과 기업성과의 모두에 영향을 미치는 소위 ‘진정한 요인’이 따로 존재하기 때문에 외관상 상관관계가 있는 것처럼 보인다고 보는 것이다. 즉, 기업에 있어 여성고용 비율과 더불어 기업의 성과를 증가시키는 ‘기업 고유의 요인’이 존재할 가능성이 있다는 점에서 기존의 논의와 차별화된다.

특히 이 가설은 기업의 인적자원관리제도를 유력한 후보로 간주하고 있다.²⁶⁾ 이러한 ‘기업 고유의 요인’을 갖고 있는 기업에서는 여성고용비율은 물론 기업성과도 높고, ‘기업 고유의 요인’에서 변화가 없다면, 동일 기업에 대해 단순히 여성고용비율을 증가시킨다고 해도 기업성과는 변하지 않는다고 주장하는 것이다.²⁷⁾

26) 兒玉直美 등(2005)의 연구에서는 ‘기업 고유의 요인’으로서 활용 가능한 인적자원관리제도로서 재고용제도, 법정이상 유아휴직제도, 유연근무시간제도 등을 거론하고 있다.

27) 불행히도 본 연구는 이러한 ‘기업 고유의 요인’을 활용한 분석까지 진행하지 못했다. 그 이유는 HCCP 자료에서 적절한 변수를 포착해 내지 못했기 때문이다. 그 대안으로서 WPS 자료를 생각해 볼 수 있는데, 그에 대한 분석을 차후 과제로 삼고자 한다.

V. 결론

본 연구는 기업 수준에서 여성고용비율과 기업성과의 관계를 살펴보기 위해 한국직업능력개발원의 인적자본기업패널을 활용하여 실증분석을 하였다. 본 연구가 주목한 것은 과연 우리나라 기업에서 여성고용과 기업성과 간 정(+)의 관계가 계속 유효한가이다. 즉, 우리나라 정부가 2006년 3월부터 도입한 적극적 고용개선조치 제도를 도입한 배경에는 여성고용이 기업성과에 긍정적인 영향을 미친다는 신동균(2006) 등의 연구 성과가 있는데, 기존의 연구가 갖고 있는 이론적, 실증적 문제점들에 대해 재검토가 필요하다고 판단했기 때문이다.

2005년과 2007년 실시된 인적자본기업패널 조사자료를 토대로 추정된 결과, 기존의 연구와는 달리 본 연구에서는 여성고용비율과 기업성과(당기순이익) 간 통계적으로 유의미한 관계를 발견할 수 없었다. 먼저 횡단면 자료를 활용한 OLS 분석에서는 여성고용비율과 기업성과의 관계는 신동균(2006)의 연구와 달리 부(-)의 관계로 나타났다. 또한 기업의 관찰되지 않는 이질성을 통제하기 위해 패널데이터분석을 시행한 결과, 여성고용비율과 기업성과 간 관계에 있어 별다른 유의점을 발견할 수 없었다. 결론적으로 여성고용과 기업성과는 무관한 것이라고 할 수 있다.

이상의 결과가 나타난 이유로 데이터의 문제와 기업성과에 영향을 미치는 다양한 특성을 통제하기 어렵다는 문제를 지적할 수 있다. 우선 표본선택 및 응답오류 등과 같은 측정오차의 가능성을 들 수 있다. 신동균(2006) 스스로도 언급하고 있는 바와 같이 기업 수준에서의 표본을 구성함에 있어 패널조사의 모집단에서 표본을 잘 추출했다고 하더라도 조사에 대한 응답은 결국 기업 담당자에 의해 이루어지기 때문에 측정오차의 문제에서 자유롭지 못하다. 가령 조사된 표본과 실제 분석에 활용한 표본의 차이가 최소 70개에서 100개까지 발생하는 것을 보면, 향후 패널데이터 조사 시 보다 면밀한 응답과 사후 체크가 필요하다고 판단된다.

두 번째 이유로는 여성고용과 기업성과의 관계에 있어 기업 고유의 특성이 제대로 통제하지 못했기 때문이라고 판단된다. 앞서 실증분석에서도 언급한 바와 같이 외견상 보이는 관계, 즉 상관관계나 OLS 추정결과는 패널데이터 분석을 통해 기업의 관찰되지 않은 이질성을 통제할 때, 모두 사라지는 것을 알 수 있다. 물론 패널데이터분석을 통해 기업 고유의 특성을 충분히 통제했을 것이라고 볼 수 있으나, 분석에 활용된 변수들이 제한적이기 때문에 유의미한 결과를 발견했다고 보기 어렵다. 이는 실증분석에 있어 기업 고유의 특성을 어떻게 통제하느냐가 매우 중요한 문제라는 점을 시사한다.

본 연구에서는 신동균(2006)의 모형에서 더 나아가 다른 선행연구에서 착안하고 있는 바와

같이 기업속성의 차이(기업연령, 상장여부), 인력구조의 차이(여성 관리자 비율, 대졸고용비율, 비정규직고용비율)을 추가적으로 사용했으나, 만족할만한 결과를 도출하기 못했다. 기존의 연구들도 이런 점에서는 유사한데, 가령 통제변수의 활용에 있어 이론적인 근거에 기초하여 변수를 취하기보다는 데이터 상 가용한 변수들을 최대한 활용하는 성향이 발견되었다. 더 나아가 기업성과에 영향을 미치는 다양한 변수들을 모두 통제하기 어렵다는 현실적인 문제도 한 몫을 하고 있다.

그러나 본 연구의 실증분석 결과는 현 단계에서 나름대로 의미가 있다고 판단된다. 특히 AA 제도와 같은 정부의 노동시장 정책에 있어 정책 유효성을 검증함에 있어 최선의, 그리고 다양한 분석자료를 활용함으로써 해당정책의 효과를 지속적으로 파악하는 노력이 필수적이라는 측면에서 의미있는 결과라고 보는 것이다. 이는 기존 연구에 안주하지 않고 지속적으로 실증분석이 이루어져야 한다는 것을 시사한다.

앞서 언급한 바와 같이 연구과정에서 기업의 고유한 특성을 어떻게 통제하느냐가 매우 중요한 요소로 부각된 만큼 대안적 가설로서 제시한 ‘기업 고유 요인 가설’과 같이 기업으로 하여금 여성고용의 효과성을 인식하고 체감할 수 있는 다양한 이론적, 실증적 시도들이 계속되어야 할 것이다. 이러한 작업이 후속 연구를 통해 개선되길 기대한다.

물론 본 연구는 여전히 문제점이 남아있다. 먼저 Becker의 고용주 차별 가설에 있어 또 다른 중요한 메시지인 ‘시장구조(경쟁)과 차별’의 관계에 대한 분석이 제대로 이루어지지 않았다. 본문에서 언급한 바와 같이 시장경쟁 정도를 파악할 수 있는 시장집중도 변수를 제대로 포착하기 어려웠기 때문에 포함하지 못했다. 향후 이에 대한 분석을 통해 여성고용과 기업성과 간의 단기적 관계는 물론 장기적 관계에 대해 상당한 시사점을 제공할 수 있는 작업이 병행되어야 할 것이다.

둘째, 여성고용과 기업성과에 대한 연구에 있어 보다 정확한 실증분석을 위해서는 소위 기업-근로자 연계 자료(employer-employee linked data)가 필요하다고 판단된다.²⁸⁾ HCCP 자료가 일부 이러한 자료의 속성을 가지고 있으나, 현재로서는 정교한 분석을 수행함에 있어 부족함이 많다. 만약 이러한 자료가 향후 개발된다면 여성고용비율과 기업성과의 관계에 대해 그들의 관계를 단순 선형관계로 전제한 회귀분석에서 벗어나 기업의 기술적 특성을 포괄할 수 있는 생산함수를 전제로 한 생산성 분석이 가능하기 때문이다. 또한 근로자 개인데이터를 최대한 활용함으로써 기업별로 특화된 성별 생산성 차이가 분석에 반영될 수 있을 것으로 기대된다.

28) 특히 노동시장의 차별 문제에 대해서 Hellerstein and Neumark(2005)은 이러한 자료가 갖고 있는 장점을 강조하고 있다.

|| 참고문헌 ||

- 김주영(2008), “성별 임금격차의 분석,” 김주영 외(편), 『한국의 임금격차』, 서울: 한국노동연구원: 121-196.
- 노동부(2009), “2009년 남녀근로자 현황,” 2009년 9월 10일 보도자료.
- 성상현(2006), “한국 기업의 다양성관리와 기업성과,” 장지연 외 편, 『노동시장 차별과 적극적 고용개선조치 I』, 서울: 한국노동연구원: 208-241.
- 신동균(2006a), “사업체패널자료를 이용한 성차별 분석,” 『노동정책연구』 제6권 제4호: 55-85.
- 신동균(2006b), “사업체패널자료를 이용한 성차별 분석,” 『노동시장 차별과 적극적 고용개선조치 I』, 서울: 한국노동연구원: 169-207. (분석방법이 다르다.)
- 안주엽·남재량·이인재·성지미·최강식(2007), “여성근로자 친화적 기업체의 결정요인,” 『노동과 차별(II)』, 서울: 한국노동연구원: 87-106.
- 양인숙·강민정·장은미(2008), “여성친화지수 개발 및 적용 방안,” 『여성친화기업 확산을 위한 정책토론회』 발표자료.
- 유규창·김향아(2006), “모성보호제도 도입의 결정요인과 기업성과에 미치는 영향에 관한 연구,” 『노동정책연구』 제6권 제3호: 97-129.
- 유준경·황수경(2005), 『노동시장에서의 차별과 차이』, 서울: 한국개발연구원.
- 장지연(2006), “적극적 조치 논쟁: 논점과 시사점,” 장지연 외 편, 『노동시장 차별과 적극적 고용개선조치 I』, 서울: 한국노동연구원: 16-42.
- 조준모·권태희(2008), 『한국 적극적 조치 제도의 성과 결정 요인』, 서울: 한국노동연구원.
- 최형재(2008), 『자녀교육과 기혼여성의 노동공급』, 서울: 한국노동연구원.
- 한국직업능력개발원(2008), 『「인적자본기업패널」 1차(2005)~2차(2007)년도 조사 : 사용자 지침서』, 서울: 한국직업능력개발원.
- 佐野晋平(2005), “男女間賃金格差はに嗜好よる差別が原因か,” 『日本労働研究雑誌』, No.540: 55-67.
- 兒玉直美(2005), “女性活用は企業業績を高めるか,” 『日本労働研究雑誌』, No.525: 38-41.

- 兒玉直美・小瀧一彦・高橋陽子(2005),“女性雇用と企業業績,” 『日本經濟研究』, No.52 : 1-18.
- Arrow, K.J.(1973), “The Theory of Discrimination,” in O. Ashenfelter and A. Rees(eds.),
Discrimination in Labor Markets, Princeton: Princeton University Press: 3-33.
- Becker, G.(1971). The Economics of Discrimination, 2nd ed., Chicago: The University of
Chicago Press.
- Hellerstein, J., D. Neumark(1999), “Sex, Wages, and Productivity: An Empirical Analysis of
Israeli Firm-Level Data,” International Economic Review, Vol.40, No.1: 95-123.
- Hellerstein, J., D. Neumark(2005), “Using Matched Employer–Employee Data to Study
Labor Market Discrimination,” IZA Discussion Paper No.1555.
- Hellerstein, J.K., D. Neumark and K.R. Troske(2002), “Market Forces and Sex
Discrimination,” Journal of Human Resources, Vol.37, No.2: 896-914.
- Holzer, H. and D. Neumark(1999) “Are Affirmative Action Hires Less Qualified? Evidence
from Employer–Employee Data on New Hires,” Journal of Labor Economics, Vol. 17,
No. 3: 534-569.
- Kawaguchi, D.(2007), “A market test for sex discrimination: Evidence from Japanese
firm-level panel data,” International Journal of Industrial Organization, Vol.25, Issue.3:
441-460.
- Kodama, N., K. Odaki and Y. Takahashi(2009), “Why Does employing More Females
Increase Corporate Profits?: Evidence from Japanese Panel Data,” Japan Labor
Review, Vol.6, No.1: 51-71.
- Phelps, E.S.(1972), “The Statistical Theory of Racism and Sexism,” American Economic
Review, Vol.62, No.4: 659-661.
- Sano, S.(2009), “Testing the Taste–Based Discrimination Hypothesis: Evidence from Data
on Japanese Listed Firms,” Japan Labor Review, Vol.6, No.1: 36-50.