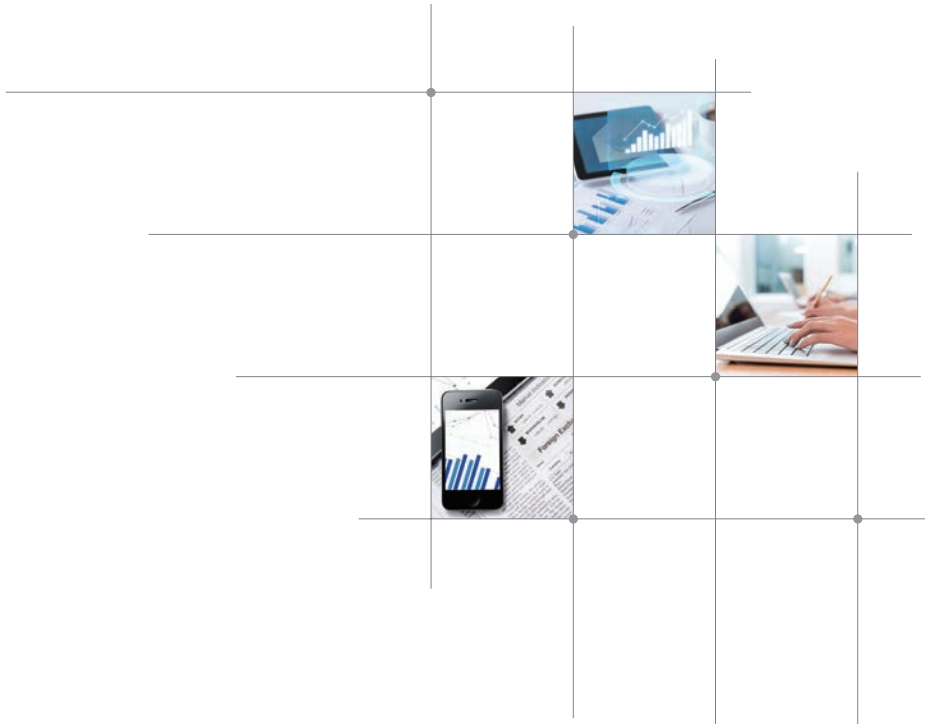




# 조세·재정 정책의 노동공급 효과

2018. 12

김문정 · 오종현





# 조세·재정 정책의 노동공급 효과

2018. 12

김문정 · 오종현



## 서 언

조세·재정 정책이 노동시장에 미치는 효과는 노동경제학과 공공경제학의 오랜 연구주제라고 할 수 있다. 노동소득에 부과되는 세금수준에 노동공급이 어떻게 변화하느냐는 조세수입 규모를 예측하는 데 유용한 정보를 제공한다. 또한 근로장려세제가 본래 정책의 의도대로 저임금 근로자들의 근로유인을 실제로 증대시키는지의 주요 실증분석 대상이었다. 나아가 일자리 제안 등 노동수요를 모형화하는 경우, 고용장려세제와 같은 적극적 노동시장 정책에 대한 재정투입이 실질적으로 노동수요를 어떻게 변화시키는지 분석할 수도 있다.

본고에서 저자들은 조세·재정 정책의 노동공급 효과를 미·거시 자료를 바탕으로 분석하고자 한다. 거시자료 분석에서는 OECD 회원국별 패널데이터를 활용하여, 조세·재정 정책 규모를 나타내는 변수가 경제활동참가율과 근로시간에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석 결과, 재정정책 규모가 커지면 경제활동참가율이 낮아지고 근로시간에는 영향을 미치지 않은 반면, 조세정책 규모가 커지면 경제활동참가율에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않지만 근로시간은 낮추는 것으로 나타났다. 저자들은 이러한 결과가 각 정책에 영향을 받는 생산가능 인구가 상이하기 때문으로 이해하고 있다. 예를 들어, 근로소득세 등 세금부담이 가중될 때 이에 영향을 받는 경제활동 인구집단은 근로소득이 상대적으로 높은 전일제 근로자들일 수 있는데, 이들 집단은 근로소득세가 상승할 때 비경제활동 상태를 선택하기보다는 근로시간을 줄이는 쪽을 선택할 수 있을 것이다. 반면 재정지출은 주로 저소득층을 대상으로 지급되는데, 이러한 계층은 재정지출 증가 시 노동강도(근로시간)를 줄이기보다는 노동시장 진입 여부 자체에 대한 의사결정

을 내릴 가능성이 높다.

다음으로 저자들은 한국노동패널조사 가구 미시자료에 기반하여 우리나라 사례를 보다 자세하게 분석하고자 했다. 분석대상 집단의 노동행태가 개인 및 가구 특질에 따라 어떻게 변화하는지 먼저 살펴보고, 해당 집단의 노동공급 결정과정을 구조적으로 모형화하여 해당 모형을 추정한 후 이를 정책실험에 활용하였다.

저자들의 구조모형의 가장 큰 특이사항은 소정노동시간과 초과근로시간을 명시적으로 구분했다는 점이다. 저자들은 구조모형에서 ‘소정노동시간’은 고용계약이 개시될 때 노동수요자에 의해 이미 정해진 것인 데 반해, ‘초과근로시간’은 노동공급자가 재량적으로 선택한다고 가정하고 있다. 이는 데이터에서 관찰되는 근로자의 ‘근로시간’이 사실은 노동수요 및 노동공급 측의 요인이 동시에 반영된 결과물임을 명시적으로 반영하고 있는 셈이다.

추정된 구조모형으로 저자들은 근로장려세제 및 소득세와 관련된 두 가지 정책실험을 수행하였다. 첫째, 근로장려세제 관련 정책실험에서 저자들은 근로소득 수준과는 독립적인 지원금이 존재하고, 해당 보조금이 비경제활동 가구에도 주어진다고 가정하였다. 이러한 가상의 정책은 근로장려세제에 기초생활보장급여와 같은 공적부조 기능을 결합한 것으로 이해할 수 있다. 둘째, 근로소득세와 관련된 정책실험에서 저자들은 근로소득세 수준을 기존보다 2배 인상하였다.

첫 번째 정책실험 결과, 총근로자수는 줄지만 총근로시간은 늘어난 것으로 확인되었다. 총근로자수가 감소한 것은 ‘근로소득’과 연동되지 않는 지원금이 늘어나고 비경제활동 인구에도 해당 지원금이 제시됨에 따라 기존의 경제활동 인구가 비경제활동 인구로 전환하기 때문에 발생한다. 반면, 총근로시간이 늘어난 것은 근로장려세제를 모형화할 때 근로장려세제 수급 확률이 근로소득 규모가 큰 가구일수록 높아진다고 가정한 것과 관련이 깊다. 첫 번째 가상정책이 근로장려세제의 기댓값을 높이기 때문에, 경제활동 상태를 유지하는 남성가구는 근로장려세제 수급확률을 높이기 위하여 근로시간을 늘릴 유인을 갖게 되는 것이다.

두 번째 정책실험 결과, 총근로자수와 총근로시간이 모두 줄어드는 것으로 나타난다. 이는 근로소득세로 인하여 근로유인이 줄어들었기 때문으로 이해할 수 있다. 정규직 근로자수의 감소폭이 비정규직 근로자수의 감소폭보다 더 크게 나타나는데 이는 근로임금 수준이 상대적으로 높은 정규직 근로자들이 근로소득세 인상정책에 더욱 민감하게 반응했기 때문으로 이해된다.

본 보고서는 본 연구원의 김문정 박사와 오종현 박사가 공동으로 저술하였다. 저자들은 중간 및 최종보고회 세미나와 연구보고서 심사과정에서 유익한 논평을 해 주신 원내외 전문가 여러분들에게 깊이 감사하고 있다. 저자들은 또한 보고서 작성 과정에서 자료 수집 및 분석을 도와준 김평강 연구원과 현하영 연구원, 그리고 본 연구의 시작부터 마무리, 출판까지의 전체 과정 동안 아낌없이 지원을 해준 연구기획실 지원팀에게도 감사의 뜻을 전하고자 한다.

끝으로 본 보고서의 내용은 전적으로 저자들의 견해이며, 저자들이 속한 한국조세재정연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2018년 12월

한국조세재정연구원

원장 김 유 찬



## 요약 및 정책적 시사점

조세·재정 정책의 노동시장 효과는 노동경제학과 공공경제학의 오랜 연구주제라고 할 수 있다. 노동소득에 부과되는 세금수준에 노동공급이 어떻게 변화하느냐는 조세수입 규모를 예측하는 데 유용한 정보를 제공한다. 또한 근로장려세제가 본래 정책의 의도대로 저임금 근로자들의 근로유인을 실제로 증대시키지는 주요 실증분석 대상이었다. 나아가, 일자리 제한 등 노동수요를 모형화하는 경우, 고용장려금과 같은 적극적 노동시장 정책에 대한 재정투입이 실질적으로 노동수요를 어떻게 변화시키는지 분석할 수도 있다.

본고에서 저지들은 조세·재정 정책의 노동공급 효과를 미·거시자료를 바탕으로 분석한다. ‘거시분석’에서 저지들은 국가별 OECD 패널자료에 기반하여 동태패널분석을 수행하였다. OECD의 주요국을 대상으로 국가별 조세 및 재정, 노동, 국민계정, 국제무역, 기술수준 등의 자료를 활용하여 재정의 규모와 노동공급의 관계를 분석한다. 분석 대상 국가는 OECD 36개국 중 분석에 필요한 자료의 확보가 가능한 30개국이다. 분석에서 제외된 국가는 라트비아, 리투아니아, 멕시코, 아이슬란드, 칠레, 터키이다. 종속변수인 고용 지표로는 근로시간과 경제활동참가율을 고려한다. 근로시간은 국가별 평균 연간 근로시간을 의미하며, 경제활동참가율은 15세 이상 인구 중 경제활동 인구 수의 비중을 의미한다. 재정규모는 세입 측면과 세출 측면에서 살펴볼 수 있다. 세입 측면에서 재정규모를 나타내는 지표로는 국민부담률과 광의 소득세부담률을 활용한다. 광의소득세부담률은 GDP에서 개인이 부담하는 소득세와 사회보장기여금이 차지하는 비중을 의미한다. 세출 측면에서 재정 규모를 나타내는 지표로는 GDP 대비 일반정부의 총지출 규모와 사회복지 지출 규모를 고려한다. 총지출 규모는 세입의 국민부담률과 같이 세출의 전

체적인 규모를 나타낸다.

동태패널분석 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다. 먼저, 소득세와 같은 근로자의 임금률에 직접적으로 영향을 미치는 조세정책은 근로자의 근로시간 결정에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 세부담이 높아질수록 근로시간이 감소하는 것은 임금률 하락으로 인한 소득효과보다 대체효과가 크다는 것을 의미한다. 노동공급에 직접적으로 영향을 미치는 광의의 소득세부담률보다는 노동의 수요와 공급에 미치는 요인이 함께 고려된 국민부담률이 근로시간을 더 크게 감소시키는 것으로 분석된다. 이는 재정지출을 증가시키기 위해 증세를 통해 GDP의 약 1% 규모의 재원을 조달할 경우 소득세를 통해 재원을 조달하는 것보다 소득세, 법인세 등 다양한 세목을 통해 조달할 경우 1인당 근로시간이 더 크게 감소한다는 것을 의미한다. 그 이유에 대해서는 추가적인 분석이 더 필요하지만, 법인세 등으로 인한 기업의 세부담 증가가 노동수요에 미치는 부정적 영향이 소득세 등으로 인한 근로자의 세부담 증가가 노동공급에 미치는 부정적 영향보다 크기 때문인 것으로 해석된다. 한편, 사회복지지출, 총지출 등 정부의 재정지출 규모는 근로시간에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 분석된다.

경제활동참가율의 경우, 세출 측면의 재정규모에 더 큰 영향을 받는 것으로 나타난다. 연구자들이 고려한 모든 모형에서 정부 지출을 확대할 경우 경제활동참가율은 통계적으로 유의하게 감소한다. 특히 정부지출 중 총지출보다 사회복지지출의 변화가 경제활동참가율에 미치는 영향이 더 큰 것으로 분석된다. 정부가 사회복지지출을 GDP 대비 1%만큼 증가시키면 경제활동참가율은 0.095~0.117%포인트 감소하며, 총지출을 GDP 대비 1%만큼 증가시키면 경제활동참가율은 0.040~0.046%포인트 감소하는 것으로 나타난다. 사회복지지출은 대부분 노동공급을 감소시키지만, 정부의 총지출에는 노동공급에 대한 부정적인 영향이 노동수요를 촉진하기 위한 지출로 일부 상쇄되고 노동시장과 무관한 지출도 포함되어 있다. 따라서 총지출이 경제활동참가율에 미치는 영향은 사회복지지출보다 작은 것으로 해석된다. 반면 세입 측면에 해당하는 광의소득세부담률과 국민부담률은 경제활동참가율에는

큰 영향을 미치지 않는 것으로 일관되게 나타난다.

거시분석 결과에 기반하여 생각해 볼 때, 향후 우리나라가 현재의 저부담·저복지 국가에서 중부담·중복지 또는 고부담·고복지 국가로 이행한다면, 근로시간과 경제활동참가율이 동시에 감소할 가능성이 높은 것으로 판단된다. OECD 국가들과 비교해 우리나라의 경우 근로시간은 상당히 높은 편에 속하지만 경제활동참가율은 중간 수준이다. 근로시간의 감소는 여가시간의 증가를 의미해 사회적 후생 측면에서 긍정적인 영향을 미칠 수도 있다. 하지만 경제활동참가율까지 동시에 낮아진다면, 노동공급의 감소로 인하여 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이 때문에 세부담과 복지 수준을 높이더라도 경제활동참가율에 부정적인 영향을 최소화하거나 오히려 증가시킬 수 있는 정책대안의 마련도 필요하다.

다음으로 연구자들은 한국노동패널조사 가구 미시자료를 활용하여 우리나라 사례를 보다 자세하게 분석하고자 했다. 기초통계량 등 일반적인 데이터 패턴을 위한 분석에서는 25~65세 남성가구주 가구 표본자료를, 노동공급 관련한 구조모형을 구축할 때에는 30~55세 남성가구주 외별이 가구 표본자료를 활용하였다. 구조모형 구축 시 분석표본을 30~55세로 한정시킨 것은 모형안 경제주체의 교육 및 은퇴와 관련된 의사결정을 배제하고자 함이고, 외별이 가구의 남성가구주에 표본을 국한한 것은 노동공급에 대한 가족 구성원내 결합결정(joint decision)이나 여성의 노동공급에 대한 의사결정을 고려하지 않도록 함으로써 구조모형을 최대한 단순화하기 위함이다.

개인의 특질로는 만 나이와 학력수준을 고려하고, 가구의 특질로는 가구원 수, 배우자 존재 여부, 연령범주별 자녀수, 입주형태(전세, 자가, 월세 등), 부동산총액, 금융자산총액 등을 고려한다. 남성가구주가 속한 가구의 최저생계비를 파악하기 위하여 생활비 관련된 변수도 이용하였다. 노동패널조사에 존재하는 소득세, 근로장려세제, 사회보험 부담금 정보를 활용하여 '광의의 소득세' 부담, 근로장려세제, 비영리 기관에서의 이전 지출 등을 포함하는 '광의의 이전소득'을 모형화한다. 모형에서 정의된 '광의의 이전소득'에는 공적 이전소득뿐만 아니라 부모, 자녀, 친척 등을 통한 민간 이전소득

도 포함되기 때문에, 분석의 표본가구에 고령남성가구를 포함하지 않음에도 이전소득 수급비중이 상당히 높을 수 있다.

외별이 가구에서의 남성가구주가 구조모형의 노동공급 의사결정 주체로 상정했기 때문에 조세·재정 정책이 도입되었을 때 경제활동참가율보다는 근로시간 측면에서 노동공급 효과가 나타날 가능성이 크다. 즉 본 구조모형에서 설정한 분석표본만으로는 외연적 노동공급효과 측면에서는 유의미한 정책적 함의점을 찾기 힘들다고 할 수 있다.

이러한 한계점에도 불구하고 외별이 가구의 남성가구주와 같이 한정된 분석표본을 상정한 것은 연구자들의 구조모형의 핵심이 노동시간을 소정노동시간과 초과노동시간으로 분리 추정하는 데에 있기 때문이다. 저자들은 구조모형에서 ‘소정노동시간’은 노동수요자에 의해 고용계약이 개시될 때 이미 정해진 것인 데 반해, ‘초과근로시간’은 노동공급자가 재량적으로 선택한다고 가정하고 있다. 이는 연구자가 데이터에서 관찰하는 근로자의 ‘근로시간’이 사실은 노동수요 및 노동공급 측의 요인이 동시에 반영된 결과물임을 명시적으로 반영한다고 할 수 있다. 물론, 현실에서는 초과근로를 결정하는 주체가 자신이 아닌 상급지휘자일 수 있기 때문에, 초과근로 시간 자체도 일정 부분 노동수요자에 의해 결정된다고 할 수 있는데, 이 경우 본 구조모형에 기반하여 추정된 근로시간 관련된 노동공급 탄력성은 실제보다 과대추정될 수 있다.

구조모형을 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 구조모형에서 남성가구는 가구의 효용 전체를 극대화하는 방향으로 노동공급과 관련된 의사결정을 내린다. 남성가구주의 연령과 교육 수준에 따라서 일자리제안(job offer)이 제시된다. 비정규직 일자리 기회는 언제나 존재하는 반면, 정규직 일자리제안은 일정한 확률에 의하여 주어질 수도 있고, 그렇지 않을 수도 있다. 일자리의 고용형태가 정해지면, 각 일자리에서의 소정노동시간이 곧바로 정해지게 된다. 정규직 일자리의 소정노동시간은 40시간, 40시간 초과 의 두 가지 경우가 있는 반면, 비정규직 일자리의 소정노동시간은 추가적으로 40시간 미만도 가능하다. 근로자는 소정노동시간에 대한 재량권이 전혀

없기 때문에, 결국 근로자 입장에서 ‘일자리제안’이란 ‘일자리 고용형태’와 ‘소정노동시간’의 결합제안인 셈이다. 근로자가 어떤 일자리제안을 수용하게 되면, 초과근로를 할지, 만약 하게 된다면 초과근로 강도를 어느 정도로 할지를 선택하게 된다. 초과근로시간 임금률은 소정근로시간 임금률에 비례한다고 가정하고, 정규직 소정노동시간 임금률이 비정규직 소정노동시간 임금률보다 높다고 가정한다.

남성가구주의 노동공급에 대한 의사결정이 완료되면, 가구 자산 수준에 따라 비근로소득이 결정되고, 각 가구의 가구, 재산, 소득 정보에 따라 광의의 소득세, 근로장려세제, 광의의 이전소득 등이 결정된다. 가구의 실질소비 수준은 가처분소득에서 습관성 소비 부분을 제외한 부분으로 정의되며, 습관성 소비에 대한 정보는 해당 가구의 작년도 생활비지출 금액에서 추출한다.

본 모형의 구성요소는(소속 가구원 전체의 효용을 대변하는) 남성가구주의 효용함수, 일자리 제안함수로 나타나는 관련된 노동수요, 비근로소득 금액결정식, 광의의 소득세 금액결정식, 근로장려세제 수급확률 및 금액결정식, 이전소득 수급확률 및 금액결정식 등이다. 모형의 추정방식은 두 단계로 나뉜다. 효용함수를 제외한 나머지 구성요소는 관찰할 수 있는 정보를 활용하여 회귀분석을 통하여 추정한다. 이렇게 1단계에서 추정한 파라미터 값을 구조모형에 삽입하고 Simulated Method of Moments 추정방식을 활용하여 직접적으로 데이터에서 관찰되지 않는 효용함수의 파라미터를 추정한다.

추정된 구조모형으로 저자들은 근로장려세제 및 소득세와 관련된 두 가지 정책실험을 수행하였다. 첫째, 근로장려세제 관련 정책실험에서 저자들은 근로소득 수준과는 독립적인 지원금이 존재하고, 해당 보조금이 비경제활동 가구에도 주어진다고 가정하였다. 이러한 가상의 정책은 근로장려세제에 기초생활보장급여와 같은 공적부조 기능을 결합한 것으로 이해할 수 있다. 둘째, 근로소득세와 관련된 정책실험에서 저자들은 근로소득세 수준을 기존보다 2배 인상하였다.

첫 번째 정책실험 결과, 총근로자수는 줄지만 총근로시간은 늘어난 것으로 확인되었다. 총근로자수가 감소한 것은 ‘근로소득’과 연동되지 않는 지원

급이 늘어나고 비경제활동 인구에도 해당 지원금이 제시됨에 따라 기존의 경제활동 인구가 비경제활동 인구로 전환하기 때문에 발생한다. 반면, 총근로시간이 늘어난 것은 근로장려세제를 모형화할 때 근로장려세제 수급 확률이 근로소득 규모가 큰 가구일수록 높아진다고 가정한 것과 관련이 깊다. 첫 번째 가상정책은 근로장려세제의 기댓값을 높이기 때문에, 경제활동 상태를 유지하는 남성가구는 근로장려세제 수급확률을 높이기 위하여 근로시간을 늘릴 유인을 갖게 되는 것이다. 또한 총비정규직근로자수는 증가하는 반면, 총정규직근로자수는 감소하는 것으로 나타났다.

두 번째 정책실험 결과, 총근로자수와 총근로시간이 모두 줄어드는 것으로 나타난다. 이는 근로소득세 증가로 인하여 근로유인이 줄어들었기 때문으로 이해할 수 있다. 특히 정규근로자수의 감소폭이 비정규직근로자수의 감소폭보다 더 크게 나타나는데 이는 근로임금 수준이 상대적으로 높은 정규직 근로자들이 근로소득세 인상정책에 더욱 민감하게 반응했기 때문으로 이해된다.

이상의 미시분석 결과는 조세·재정 정책이 도입되거나 변경될 때 경제주체들의 노동공급이 다양한 측면에서 반응할 수 있음을 보여주고 있다. 그러므로 조세·재정 정책의 노동공급효과를 예상하고자 할 때 경제활동참가율, 소정노동시간, 초과노동시간, 고용형태 등 여러 노동공급 측면에서의 반응을 복합적이고 유기적으로 고려할 필요가 있다. 상기 언급한 여러 노동공급 측면의 한 측면이 '고정되어 있는 것처럼' 상정하고 정책을 펼치게 될 경우, 해당 정책의 부작용으로 다른 측면의 노동공급이 영향을 받을 수 있기 때문이다. 막대한 재정비용을 수반하는 조세·재정 정책을 도입할 때는 먼저 궁극적인 정책의 목표를 명확히 하고, 여러 가지 측면의 정책효과가 나타날 수 있음을 반영하는 경제모형을 구축하여 분석을 한 후 해당 정책의 최종적인 '순효과(net effects)'가 정책의 본래 취지를 달성할 수 있는지 검토하는 것이 필요할 것이다.

## 목 차

|                                   |     |
|-----------------------------------|-----|
| I. 서론 .....                       | 17  |
| 1. 도입 .....                       | 17  |
| 2. 연구방법 및 결과 요약 .....             | 19  |
| 3. 기존 연구 .....                    | 21  |
| II. OECD 회원국 패널자료 분석 .....        | 24  |
| 1. 분석 목적 .....                    | 24  |
| 2. 분석 자료 및 방법 .....               | 26  |
| 3. 기초통계량 .....                    | 30  |
| 4. 분석결과 .....                     | 48  |
| 5. 소결 .....                       | 64  |
| III. 미시자료 분석: 남성가구의 노동공급 실태 ..... | 66  |
| 1. 자료소개 및 기초통계량 .....             | 66  |
| 2. 개인 및 가구의 특질별 노동공급 실태 .....     | 71  |
| IV. 남성가구의 노동공급 분석: 구조모형 분석 .....  | 82  |
| 1. 연구소개 .....                     | 82  |
| 2. 분석자료 소개 및 기초통계량 .....          | 86  |
| 3. 구조모형 .....                     | 94  |
| 4. 모형의 추정 및 캘리브레이션 .....          | 100 |
| 5. 조세·재정 정책 모의실험 .....            | 115 |
| V. 결론 .....                       | 122 |
| 참고문헌 .....                        | 126 |

---

표 목차

〈표 II-1〉 노동공급 관련 변수(종속변수) 기초통계량 ..... 31

〈표 II-2〉 조세·재정 정책 관련 변수 기초통계량 ..... 33

〈표 II-3〉 근로자 1인당 GDP와 총자본량 기초통계량 ..... 46

〈표 II-4〉 노동시장 관련 통제변수 기초통계량 ..... 47

〈표 II-5〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향(기준분석) ..... 52

〈표 II-6〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향(노동시장 변수 당기 값) · 55

〈표 II-7〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향(도구변수 축소) ..... 56

〈표 II-8〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향  
 (자본의 시차변수들을 도구변수에 포함) ..... 57

〈표 II-9〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향(기준분석) ..... 60

〈표 II-10〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향  
 (노동시장 변수 당기 값) ..... 61

〈표 II-11〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향  
 (내생변수의 5기 과거값까지만 도구변수로 가정) ..... 62

〈표 II-12〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향  
 (자본을 내생변수로 가정) ..... 63

〈표 III-1〉 노동패널조사 변수 소개: 개인 및 가구의 특징과 경제활동 ..... 67

〈표 III-2〉 노동패널조사 - 정책 변수 ..... 70

〈표 III-3〉 가구유형별 초기상태 및 경제활동 결과값 ..... 72

〈표 IV-1〉 개인 및 가구별 분석변수 목록 ..... 87

〈표 IV-2〉 가구 및 개인 특성: 초기상태변수(initial state variables) ..... 89

〈표 IV-3〉 노동시장 참여결과 및 초과근로 관련 정보(decisions) ..... 91

〈표 IV-4〉 노동시장 결과(labour market outcomes) ..... 93

---

|  |     |
|--|-----|
| 〈표 IV-5〉 무직, 정규직, 비정규직의 확률: 데이터 .....                            | 101 |
| 〈표 IV-6〉 정규직 일자리의 소정노동시간 유형 확률: 40시간, 40시간 이상 .....              | 102 |
| 〈표 IV-7〉 비정규직 일자리의 소정노동시간 유형 확률:<br>40시간 미만, 40시간, 40시간 초과 ..... | 102 |
| 〈표 IV-8〉 임금률의 결정 .....   | 104 |
| 〈표 IV-9〉 비근로소득 수준의 결정식 .....                                     | 105 |
| 〈표 IV-10〉 광의의 소득세 부담금 .....                                      | 107 |
| 〈표 IV-11〉 근로장려세제 지원대상 선정 여부 및 지원금액 결정식 .....                     | 109 |
| 〈표 IV-12〉 기타이전지출 결정식 .....                                       | 110 |
| 〈표 IV-13〉 이전지출 선정 확률(probit) .....                               | 111 |
| 〈표 IV-14〉 습관성 소비와의 상관관계 .....                                    | 112 |
| 〈표 IV-15〉 효용함수 파라미터 추정 결과 .....                                  | 113 |
| 〈표 IV-16〉 데이터와 모형 간 적률(moment) 값 비교 .....                        | 114 |
| 〈표 IV-17〉 모의실험 영향군 규모 .....                                      | 116 |
| 〈표 IV-18〉 모의실험 결과: 노동공급 측면 .....                                 | 117 |
| 〈표 IV-19〉 모의실험의 영향·비영향군 비교 .....                                 | 118 |

---

## 그림 목차

|   |     |
|---|-----|
| [그림 II-1] 국가별 근로시간과 광의소득세부담률 .....                                | 34  |
| [그림 II-2] 국가별 근로시간과 국민부담률 .....                                   | 34  |
| [그림 II-3] 국가별 근로시간과 사회복지지출 .....                                  | 35  |
| [그림 II-4] 국가별 근로시간과 총지출 .....                                     | 35  |
| [그림 II-5] 국가별 경제활동참가율과 광의소득세부담률 .....                             | 37  |
| [그림 II-6] 국가별 경제활동참가율과 국민부담률 .....                                | 37  |
| [그림 II-7] 국가별 경제활동참가율과 사회복지지출 .....                               | 38  |
| [그림 II-8] 국가별 경제활동참가율과 총지출 .....                                  | 38  |
| [그림 II-9] 국가별 근로시간과 경제활동참가율 추이 .....                              | 40  |
| [그림 II-10] 국가별 조세·재정 정책 추이 .....                                  | 43  |
| <br>  |     |
| [그림 III-1] 총가구원 수에 따른 남성가구의 월평균소득 .....                           | 75  |
| [그림 III-2] 배우자/연령별 남성가구의 노동공급 실태 .....                            | 77  |
| [그림 III-3] 2015년 남성가구주 월평균임금 10분위 기준:<br>배우자의 월평균임금과 근로시간 .....   | 78  |
| [그림 III-4] 남성가구의 근로소득과의 상관관계 .....                                | 79  |
| <br>  |     |
| [그림 IV-1] 시간당 임금의 추정 .....  | 105 |
| [그림 IV-2] 광의의 소득세 부담금: 실제값과 예측치 .....                             | 108 |
| [그림 IV-3] 이전지출의 로그값(황축)과 회귀식에 의한 예측치(종축) .....                    | 111 |
| [그림 IV-4] 모의실험 결과: 정책에 반응하는 영향집단의 기준경제에서의<br>총근로시간 및 시간당 임금 ..... | 120 |
| [그림 IV-5] 모의실험 결과: 총근로시간의 변화 .....                                | 120 |

---

# I. 서론

---

## 1. 도입

조세·재정 정책(fiscal policies)이 노동시장에 미치는 영향은 많은 정책 실무진 및 정책 입안자에게 주요한 관심사였다. 예를 들어, 근로소득세를 너무 과도하게 올리면, 노동공급이 줄어들 수 있는데, 이러한 시장의 반응을 고려하지 않고 조세수입을 설정하여 세출정책을 펼치게 되면 적자가 발생하여 국가재정에 부담이 될 수 있다. 한편, 근로장려세제(Earned Income Tax Credit, EITC)나 적극적 노동시장 정책(Active Labor Market Policies)은 경제 주체의 경제활동 참가를 적극적으로 독려하기 위하여 제시된 정책들이라 할 수 있다. 이러한 정책에 대한 재정지원이 실질적으로 한 국가의 노동시장 참가율을 높였는지 역시 주요한 정책적 관심사이다. 만약 정책에 대한 노동공급 효과를 대체로 정확하게 예측할 수 있다면, 여러 정책 중에서 가장 효과가 높은 정책들에 대한 예산을 보다 확대할 수 있다. 물론 노동공급 예측이 필요한 정책은 비단 조세·재정 정책에 국한되지 않는다. 최저임금 인상이나 근로시간 단축과 같은 노동시장 제도 변경이 노동수요와 노동공급에 미치는 영향을 분석하는 것은 대표적인 노동경제학 연구주제였다.

이러한 맥락에서 현실을 잘 반영할 수 있는 노동공급 모형을 설계하는 것은 상당히 중요하다고 할 수 있다. 본 보고서에서 저자들은 거시 및 미시 자료를 기반으로 데이터를 분석하고, 보다 현실적인 노동공급 모형을 설계하고자 시도하였다. 구체적으로 저자들이 연구한 내용을 설명하기 전에 먼저 기존 노동공급 모형의 한계점을 저자들이 어떻게 인식하고 있는지 짚어 볼 필요가 있다. 저자들이 판단할 때 기존 노동공급 모형의 한계점은 크게 세 가지이다.

첫째, 노동공급에 관한 기존의 연구는 많은 경우, 경제활동참가율과 근로시간 중에서 어느 한쪽만 고려하곤 하였다. 이는 두 가지 측면을 동시에 고려하기에는 모형이 복잡하기도 하고, 두 측면에서의 파라미터를 제대로 판별하기 어려워서일 수 있다. 또한, 어느 한쪽의 노동공급 탄력성이 낮다는 이유로 해당 측면을 무시하기도 한다. 이러한 이유들이 납득이 되는 면이 분명히 있다. 그럼에도 불구하고, 정책 성격 및 경제주체 특질의 이질성에 따라 경제활동참가율과 근로시간 중에 주로 영향을 받는 측면이 상이할 수 있기 때문에, 그 두 가지 측면 중에서 한 가지 측면만 변동가능하도록 모형화하는 것은 연구자가 분석하고자 하는 정책의 효과 범위를 미리 설정해 놓는 것과 마찬가지로이다.

둘째, 경제활동참가율과 근로시간을 분리하여 노동공급 모형에 반영했다 하더라도, 근로시간에 대하여 근로자들이 전적인 재량권을 지니고 있다고 가정하곤 한다. 그러나 현실에서 근로시간은 일자리가 제안되었을 때 해당 일자리에서 기업(노동수요자)이 요구하는 일정한 근로시간은 이미 사전적으로 정해져 있기 마련이며, 근로자 역시 구직과정에 이러한 정보를 습득하는 과정에서 해당 일자리에서 일하기로 정하는 경우가 많이 있다. 결국, 구직자가 결정할 수 있는 근로시간은 소정근로시간을 제외한 나머지 부분, 즉 초과근로시간에 국한될 가능성이 있다. 이러한 근로시간 제약을 고려하지 않는 경우, 정책 변화로 인하여 근로시간이 거의 변화하지 않는 이유가 의문스러운 점(puzzle)으로 간주될 수 있을 것이다.

셋째, 많은 경우 근로자들이 단일한 고용형태를 갖는다고 가정한다. 비정형 근로자(파트타임이나 임시직 근로자 등)들은 전일제 근로자에 비하여 시간당 임금이 낮을 수 있고, 선택할 수 있는 초과근로 수준 역시 다를 수 있다. 이러한 비정형 근로자들은 국가 간 온·오프라인 경계가 허물어지고, 기술발전 및 산업구조 개편으로 플랫폼 경제가 발달함에 따라 더욱 보편화될 것으로 보인다. 특히 우리나라는 이중노동시장이 상당히 진전되어 있기 때문에 이러한 고용형태를 고려하는 것이 특히 중요할 수 있다.

## 2. 연구방법 및 결과 요약

본고에서 저자들은 이러한 문제 인식하에서 조세·재정 정책과 노동공급 간의 관계를 분석하고자 시도하였다. 본 보고서의 내용은 크게 OECD 회원국의 패널자료를 이용하여 동태패널 분석을 수행한 것과 노동패널조사 기반으로 데이터 패턴을 파악하고 구조모형을 구축한 것으로 구분할 수 있다.

OECD 회원국의 패널자료를 이용하여 조세·재정 정책(세입, 세출)에 대응되는 변수로 인해 경제활동참가율과 근로시간에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과, 세입 측면 정책(조세정책)은 근로시간을 통계적으로 유의미하게 낮추지만, 경제활동참가율에는 유의미한 결과를 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 세출 측면 정책(재정 정책)은 경제활동참가율을 유의미하게 낮추지만, 근로시간에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 본고에서는 이러한 결과가, 각 정책이 영향이 미치는 정책 영향군이 각기 다르기 때문으로 예측하고 있다. 이러한 거시자료 기반 분석으로부터 우리는 경제활동참가율과 근로시간 중의 어느 한쪽만 내생화시키고, 다른 한쪽은 외생적으로 간주하는 것이 정책의 효과를 왜곡시킬 여지가 있음을 다시 한 번 확인할 수 있다.

다음으로 저자들은 한국노동패널조사 가구 미시자료를 활용하여 우리나라 경우를 보다 자세하게 분석하고자 했다. 분석대상 집단의 노동행태가 개인 및 가구 특질에 따라 어떻게 변화하는지 먼저 살피고, 해당 집단의 노동공급 결정과정을 구조적으로 모형화하여 해당 모형을 추정한 후 이를 정책 실험에 활용하였다. 모형의 간단화를 위하여 저자들은 구조모형의 의사결정 주체를 30~55세 남성가구주로 한정하였다.

먼저, 저자들은 남성가구의 경제활동참가율 및 근로시간이 남성가구주 개인과 가구의 특질과 어떻게 연관되어 있는지를 검토하였다. 직관적으로 남성가구의 노동공급 행태가 가구원 수, 배우자 존재 여부, 자녀 존재 여부, 배우자의 노동공급 등과 긴밀하게 연관되어 있을 것으로 예상할 수 있는데, 실제 데이터 분석에서 그러한 결과를 확인할 수 있었다.

저자들의 구조모형의 가장 큰 특이사항은 소정노동시간과 초과근로시간

을 명시적으로 구분했다는 점이다. 저자들은 구조모형에서 ‘소정노동시간’은 노동수요자에 의해 고용계약이 개시될 때 이미 정해진 것인데 반해, ‘초과근로시간’은 노동공급자가 재량적으로 선택한다고 가정하고 있다. 이는 데이터에서 관찰되는 근로자의 ‘근로시간’이 사실은 노동수요 및 노동공급 측의 요인이 동시에 반영된 결과물임을 명시적으로 보여주고 있는 셈이다.

추정된 구조모형으로 저자들은 근로장려세제 및 소득세와 관련된 두 가지 정책실험을 수행하였다. 첫째, 근로장려세제 관련 정책실험에서 저자들은 근로소득 수준과는 독립적인 지원금이 존재하고, 해당 보조금이 비경제활동 가구에도 주어진다고 가정하였다. 이러한 가상의 정책은 근로장려세제에 기초생활보장급여와 같은 공적부조 기능을 결합한 것으로 이해할 수 있다. 둘째, 근로소득세와 관련된 정책실험에서 저자들은 근로소득세 수준을 기존보다 2배 인상하였다.

첫 번째 정책실험 결과, 총근로자수는 줄지만 총근로시간은 늘어난 것으로 확인되었다. 총근로자수가 감소한 것은 ‘근로소득’과 연동되지 않는 지원금이 늘어나고 비경제활동 인구에도 해당 지원금이 제시됨에 따라 기존의 경제활동 인구가 비경제활동 인구로 전환하기 때문에 발생한다. 반면, 총근로시간이 늘어난 것은 근로장려세제를 모형화할 때 근로장려세제 수급 확률이 근로소득 규모가 큰 가구일수록 높아진다고 가정한 것과 관련이 깊다. 첫 번째 가상정책은 근로장려세제의 기댓값을 높이기 때문에, 경제활동 상태를 유지하는 남성가구는 근로장려세제 수급확률을 높이기 위하여 근로시간을 늘릴 유인을 갖게 되는 것이다.

두 번째 정책실험 결과, 총근로자수와 총근로시간이 모두 줄어드는 것으로 나타난다. 이는 근로소득세로 인하여 근로유인이 줄어들었기 때문으로 이해할 수 있다. 정규직 근로자수의 감소폭이 비정규직 근로자수의 감소폭보다 더 크게 나타나는데 이는 근로임금 수준이 상대적으로 높은 정규직 근로자들이 근로소득세 인상정책에 더욱 민감하게 반응했기 때문으로 이해된다.

### 3. 기존 연구

본 연구는 조세·재정 정책의 노동공급효과를 살펴보는 기존의 여러 연구의 연장선상에 자리하고 있다. 여러 노동공급-조세·재정 정책 관련한 연구 중에서는 근로장려세제와 관련된 연구가 압도적으로 많은 편이다. 근로장려세제와 관련된 해외 연구로는 Hoffman and Seidman(2009), Keane(1995), Keane and Moffitt(1998), Dickert et al.(1995), Eissa and Liebman(1996), Meyer(2002), Eissa and Hoynes(2006) 등이 있다. 한부모 여성이거나 미혼여성의 경우, 근로장려세제는 양의 근로유인(경제활동참가율)효과를 갖는 반면, 근로시간효과는 통계적으로 유의하지 않거나 통계적으로 유의하다 하더라도 그 효과의 방향성이 불분명한 것으로 알려져 있다.

근로장려세제 실증분석을 수행한 국내연구로는 송헌재·전영준(2011), 송헌재·방홍기(2014), 강신욱 외(2015) 등이 있다. 송헌재·전영준(2011)의 경우, 수급가구 전체의 경우 근로장려세제의 근로유인 효과가 발견되지 않았으나, 점증구간에 속하는 가구의 노동공급이 늘리고, 평탄 및 점감구간에 속하는 가구의 노동공급을 줄이는 효과가 발견되었다고 보고하고 있다. 점증구간에 속하는 가구에 대하여서는 송헌재·방홍기(2014)의 경우도 유사한 결론을 제시하고 있다. 강신욱 외(2015)도 근로장려세제 도입으로 인하여 대상자 집단의 고용률은 제고된 반면, 근로시간은 축소되는 경향을 나타냈다고 보고하고 있다.

정책 시뮬레이션을 수행할 수 있는 모형을 고려한 경우로는 강병구(2007), 전영준(2008), 송헌재·전영준(2011) 등이 있다. 강병구(2007)는 CES 효용함수로부터 노동공급함수를 도출하고, 도출된 노동공급함수를 표본선택 편의와 연립방정식 문제를 고려하여 추정한 후, 이렇게 추정된 노동공급함수를 근로장려세제의 효과를 시뮬레이션하는데 활용한다. 강병구(2007)는 근로장려세제의 도입을 시뮬레이션한 결과, 취업자의 노동시간은 감소하고 미취업자의 노동시장참가율은 확대될 것으로 예상하였다. 반면, 전영준(2008)의 경우에는 도덕적 해이 행위를 반영하는 다소득계층 세대중복 모형을 구축하여 근로장려세제 도입의 효과를 시뮬레이션하고자 하였다. 저자는

기초생활보장제도, 실업보험 운영의 비효율성 때문에 도덕적 해이가 발생하여 근로장려세제가 저소득 근로자에 유의미한 영향을 미치지 않을 것으로 예측한다. 한편, 송헌재·전영준(2011)에서는 앞서 언급한 실증분석 결과와 더불어 일반균형모형을 이용하여 분석한 결과, 근로장려세제 도입으로 해당 경제에서 전일제 근로는 감소하고 파트타임 근로는 증가하며, 시장소득·가처분소득·자산이 다소 감소할 여지가 있을 것으로 예상하였다.<sup>1)</sup>

주요 성과변수로서 노동공급 효과가 연구되는 조세·재정 정책 중의 하나로 소득세 분야를 꼽을 수 있다. 근로소득세가 노동공급에 미치는 영향을 분석한 기존 연구로 나성린 외(2002), 남재량(2007), 전승훈·홍인기(2009) 등이 있다.<sup>2)</sup>

전반적인 조세·재정 정책의 노동공급효과를 분석한 연구로 전병목·장용성(2005), 김선빈(2010) 등이 고려할 수 있다. 전병목·장용성(2005)은 조세·재정 정책으로서 국민연금, 근로장려세제, 소득세 등을 고려하였는데, 특히 과세수준이 지나치게 높지 않은 한 소득세 기반 재정으로 운영되는 근로장려세제로 경제 내 경제활동참가율을 유의미하게 늘릴 수 있다는 결론을 이끌어 내었다. 김선빈(2010)은 근로소득 공제액, 총재정지출 중 이전지출 비중, 근로소득세율, 자본소득세율, 소비세율이라는 다섯 가지 조세·재정 정책 수단의 정책효과를 살펴볼 수 있는 거시모형을 소개하고 있다.

한편, 노동수요 측면의 조세·재정 정책의 고용효과를 연구한 경우도 적지 않다. 이와 관련한 조세정책 분석사례로 심충진·이준규(2011), 윤성만·박진하(2015), 김재진 외(2015), 오중현·최충(2017), 오중현·강성훈(2018), 최승문·강성훈(2018) 등이 있다. 또한, 고용장려금과 같은 노동수요 측면의 재정 정책[예: 김용성(2010)]이나 국민기초생활보장제도와 같은 공적이전소득[예:

1) 송헌재·전영준(2011, pp.42~43)의 일반균형모형은 주소득자와 보조소득자의 노동공급과 관련된 의사결정모형을 반영했다는 점에서 기존의 일반균형모형에 기반한 근로장려세제 효과분석과 차이가 있다.

2) 근로소득세 변화에 따른 노동공급 탄력성을 추정하는 연구는 임금률 변화에 따른 노동공급 탄력성 연구와 긴밀하게 연관되어 있다. Kimmel and Kneisner(1998)는 경제활동참가율과 근로시간이 명시적으로 구분되고, 잠재적인 근로자들의 이질성을 반영한 노동공급 모형을 활용하여 임금률에 따른 노동공급 탄력성을 추정하였다.

변금선(2005), 이석민 외(2015)의 노동공급효과를 분석한 경우도 있다.

조세·재정 정책 외에 제도적인 요인으로 인한 노동공급 효과를 분석한 연구도 적지 않다. 여러 제도변화 중에서도 근로시간 단축법으로 노동공급이 어떻게 변화했는지에 대한 연구가 많다.<sup>3)</sup> 법정근로시간 단축으로 인한 경제활동참가율 및 근로시간에 미치는 영향을 거시모형으로 분석한 연구로 신관호 외(2002), 남성일(2002) 등이 있다. 반면, 김형락·이정민(2012), 지민용(2017) 등은 근로자 미시자료를, 유경준·이진(2014), 노용진(2014)은 기업·사업체 단위 미시자료를 활용하여 법정근로시간 단축의 고용 효과를 분석하였다.<sup>4)</sup>

---

3) 근로시간 단축이 '일자리 나누기' 채널을 통해 고용이 증대되었는지 살펴본 대표적인 해외 사례 연구로 Hunt(1999)를 고려할 수 있다.

4) 법정근로시간 단축으로 인한 노동공급 효과 대신 사업체의 노동생산성 효과에 초점을 맞춘 연구로 박우람·박윤수(2017)가 있다.

---

## Ⅱ. OECD 회원국 패널자료 분석

---

### 1. 분석 목적

본 장에서는 OECD 국가들을 대상으로 재정의 규모와 고용지표들 간의 상관관계를 분석한다. 우리나라의 경우 저출산·고령화로 인하여 향후 복지지출에 대한 수요가 증가할 것으로 예상된다. OECD의 주요국들과 비교할 때 현재의 우리나라는 저부담·저복지 국가로 분류되지만, 향후 중부담·중복지 혹은 고부담·고복지 국가로 점차 이행해야 한다는 사회적 목소리가 힘을 받고 있다. 재정의 규모가 점차 확장된다면 우리 국민의 노동공급 및 노동수요에 대한 의사결정이 바뀌고, 미래 우리나라의 노동시장 모습도 현재와는 크게 달라질 수 있다. 이에 본 장에서는 재정규모가 상이한 OECD 국가들을 대상으로 재정규모와 고용관련 지표들의 상관관계를 살펴보고자 한다.

Prescott(2004)은 G7 국가들을 대상으로 분석한 결과 1970년대 초반에는 프랑스, 독일, 이탈리아 등의 유럽 국가들의 근로시간이 미국보다 길었지만, 1990년대 후반에는 이와 반대의 현상이 나타났으며, 여기에는 유럽 국가들의 근로소득에 대한 세율 인상이 중요한 영향을 미쳤다고 주장한다. Rogerson(2006)은 21개 OECD 국가들의 근로시간 변화의 특징을 분석하였다. 후속 연구로 Rogerson(2007)은 1956~2003년 미국과 비교하여 프랑스, 독일, 이탈리아의 근로시간이 상대적으로 빠르게 감소하였는데, 미국도 유럽 국가들과 유사한 세율과 정부지출 프로그램을 채택하였다면 근로시간도 상당히 비슷하였을 것이라고 주장한다. Ohanian et al.(2008) 또한 1956~2004년 조세제도가 OECD 국가들 간의 근로시간의 차이 및 변화 중 많은 부분을 설명한다고 분석한다. Erosa et al.(2012)은 50세 이상 계층의 노동공급이 미국보다 유럽 국가들에서 적은데, 여기에는 정부의 사회보장지출에 대한 프로그램 등의 차이가 중요한 영향을 미친 것으로 분석한다.

본 연구는 조세 및 재정 정책이 노동에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 재정을 확장할 경우 공급자를 통한 노동의 변화를 이론적으로 예측하면 다음과 같다. 먼저 세입 측면에서 소득세 등 세부담이 증가한다면 노동공급자의 세후 임금수준이 낮아져 노동공급이 변한다. 다만 노동공급에 대한 소득효과와 대체효과의 상대적인 크기에 따라 노동공급은 증가할 수도 또는 감소할 수도 있다. 세율이 높을 경우 세후 임금은 감소하기 때문에 소득효과는 노동공급을 증가시키는 방향으로 작용한다. 반면, 대체효과는 상대가격이 낮아진 여가의 소비를 증가시키고 노동공급을 감소시키는 방향으로 작용한다. 문헌에서는 대체로 노동공급의 소득효과보다는 대체효과가 크다고 보고한다. 본 장의 분석결과가 이와 유사하다면 재정규모가 큰 국가일수록 근로자의 근로시간 등 노동공급이 작아져 노동시장의 고용량도 작아진다는 것을 의미한다. 한편, 정부의 사회복지지출 증가는 소득효과만 존재하며, 이론적으로 이는 노동공급을 감소시키게 된다. 즉, 세출 측면에서도 노동공급 측면의 영향만을 고려하면 재정의 규모가 커질수록 근로시간 등의 노동공급이 감소하여 시장의 고용량이 작아지게 된다.

한편 조세 및 재정 정책은 노동공급자뿐만 아니라 노동수요자의 행태에도 영향을 미친다. 기업의 법인세 부담이 증가하면 노동의 한계수익률이 낮아져 기업은 노동에 대한 수요를 감소시킬 유인이 존재한다. 반면 기업에 대한 각종 세제지원이나 보조금 지급 등은 노동수요를 촉진하는 효과가 있다. 고용증대와 직접적으로 연계된 세제지원과 보조금은 노동비용의 절감을 통해 노동수요를 촉진한다. 한편 세제지원과 보조금이 기업의 고용증대와 직접적으로 연계되어 있지 않더라도 투자 촉진 등을 통한 노동생산성 제고로 인하여 기업의 노동 수요를 증대시킬 수 있다.

데이터에서 관찰되는 고용지표는 노동시장의 수요와 공급에 의해 결정된 균형점이다. 따라서 재정규모와 고용의 상관관계를 분석하는 것이 본 연구의 목적인 조세·재정 정책이 노동공급에 미치는 영향을 엄밀히 분석하는 것은 아니다. 다만, 해당 분석은 향후 우리나라의 재정규모가 확대될 경우 노동시장의 변화 방향을 예측하는 데 시사점을 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 한

편 조세·재정 정책이 노동공급에 미치는 영향에 대한 보다 엄밀한 분석은 제 III장 이후에 우리나라의 미시자료를 활용한 구조모형을 통해 분석한다.

## 2. 분석 자료 및 방법

OECD의 주요국을 대상으로 국가별 조세 및 재정, 노동, 국민계정, 국제 무역, 기술수준 등의 자료를 활용하여 재정의 규모와 노동공급의 관계를 분석한다. 분석대상 국가는 OECD 36개국 중 분석에 필요한 자료의 확보가 가능한 30개국이다. 분석에서 제외된 국가는 라트비아, 리투아니아, 멕시코, 아이슬란드, 칠레, 터키이다.

분석 방법으로 동적패널모형(dynamic panel data model)을 이용한다. 노동시간, 경제활동참가율, 실업률 등과 같은 연간 단위로 측정된 고용지표는 매년 급격하게 변하기보다는 과거의 상태가 현재에 영향을 미치며 서서히 변한다. 따라서 식 (II-1)과 같이 종속변수의 과거 값이 설명변수에 포함되는 회귀방정식을 고려한다. 이 회귀방정식에서 종속변수  $y_{it}$ 는 개별 국가의 고용관련 지표를 의미하며, 관심 대상 변수인  $x_{it}$ 는 재정의 규모를 나타내는 설명변수이다.  $Z_{it}$ 는 기타 통제변수들이고,  $\mu_i$ 는 관찰되지 않고 변하지 않는 각 국가의 고유한 특성이며,  $\lambda_t$ 는 각 연도를 의미하는 더미변수이다. 마지막으로  $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

$$y_{i,t} = c + \rho y_{i,t-1} + \beta x_{i,t-1} + Z_{i,t}\gamma + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{식 (II-1)}$$

회귀방정식 (II-1)을 추정하기 위해서는 Arellano and Bond(1991)의 차분-일반화적률법(difference-GMM)을 이용한다. 식 (II-1)에 종속변수의 과거 값이 포함되어 있는데, 이에 대한 LSDV(least squares dummy variable) 추정치에는 편이가 발생하는 문제가 있다(Nickell, 1981). Arellano and Bond(1991)는 이러한 문제점을 해결하기 위한 방법론을 제시하여, 본 연구도 이를 활용하여 분석한다. 동적패널모형(dynamic panel data model)의 추정법으로는 차분-일반화적률법(difference-GMM) 이외에 시스템-일반화적률법(system-GMM)도 존재한다. 다만 차분-일반화적률법(difference-GMM)을 이용할 경우 각 국가의 관찰되

지 않는 고유한 특성을 회귀방정식에서 제거하여 분석할 수 있어 이를 이용하여 분석한다.

중속변수인 고용지표로는 근로시간과 경제활동참가율을 고려한다. 근로시간은 국가별 평균 연간 근로시간을 의미하며, 경제활동참가율은 15세 이상 인구 중 경제활동 인구 수의 비중을 의미한다. 노동공급 변화는 내연적 한계(intensive margin)의 변화와 외연적 한계(extensive margin)의 변화로 구분된다. 내연적 한계(intensive margin)는 노동시장에 참여할 경우 노동시간에 대한 의사결정으로 연간 근로시간이 내연적 한계(intensive margin)에 해당된다. 외연적 한계(extensive margin)는 노동시장의 참여 여부에 대한 것으로 경제활동참가율이 외연적 한계(extensive margin)에 해당된다. 즉, 본 연구는 조세·재정 정책이 노동공급에 미치는 영향을 내연적 한계(intensive margin)와 외연적 한계(extensive margin)로 구분하여 살펴본다.

근로시간과 경제활동참가율은 OECD의 노동력통계(Labor Force Statistics)를 이용한다. 근로시간은 연간 근로시간으로 연중 총근로시간을 평균 근로자 수로 나눈 개념이다. OECD에서는 각 회원국에서 작성하는 노동력조사자료 등을 기초자료로 하여 측정된 주당 노동시간을 이용하여 연간 총근로시간을 추정한다. 경제활동참가율은 노동력통계(Labor Force Statistics)의 15세 이상 인구 중 경제활동 인구 수를 이용하여 도출한다.

재정규모는 세입 측면과 세출 측면에서 살펴볼 수 있다. 세입 측면에서 재정규모를 나타내는 지표로는 국민부담률과 광의소득세부담률을 활용한다. 본 장에서 광의소득세부담률은 GDP에서 개인이 부담하는 소득세와 사회보장기여금이 차지하는 비중을 의미한다. 광의소득세부담률을 고려하는 이유는 국민부담률 중 노동공급에 직접적인 영향을 미치는 부분만을 고려하기 위해서다. 국민부담률에 포함되는 세부적인 항목들이 고용량에 미치는 경로는 다를 것이다. 소득세와 사회보장기여금은 근로자의 세후임금을 직접적으로 결정한다. 따라서 소득세와 사회보장기여금은 노동공급곡선의 이동을 통해 고용량에 영향을 미친다. 반면, 법인세는 근로자의 세후임금을 직접적으로 결정하기보다는, 기업의 이익률이라는 간접적인 경로를 통해 임금 혹은

고용 수준에 영향을 미친다. 달리 말하면, 법인세는 노동수요곡선의 이동을 통해 고용량에 영향을 미친다. 이에 동일한 국민부담률이라도 소득세와 사회보장기여금의 비중이 높은 국가와 그렇지 않은 국가의 노동공급에는 차이가 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 국민부담률과 함께 노동공급 측면의 경로가 강조된 광의소득세부담률을 세입 측면의 재정규모로 고려한다.

본 연구에서 국민부담률과 광의소득세부담률은 OECD의 정부수입통계(Revenue Statistics) 자료를 이용한다. 국민부담률은 정부수입통계(Revenue Statistics) 중 GDP 대비 비중으로 표시된 전체 세수입(Total tax revenue)이다. 광의소득세부담률은 마찬가지로 정부수입통계(Revenue statistics) 중 GDP 대비 비중으로 표시된 근로소득세(1100 Taxes on income, profits and capital gains of individuals), 근로자 부담 사회보장기여금(2100 Employees SSC), 자영업자 및 미취업자 부담 사회보장기여금(2300 Self-employed or non-employed SSC)의 합이다.

재정의 규모를 나타내는 세출 측면의 지표로는 GDP 대비 일반정부의 총지출 규모와 사회복지지출 규모를 고려한다. 총지출 규모는 세입의 국민부담률과 같이 세출의 전체적인 규모를 나타낸다. 따라서 총지출 규모에는 기업에 대한 보조금과 같이 노동수요의 변화를 통해 고용량에 영향을 미치는 경로도 포함되어 있다. 반면, 사회복지지출은 주로 가계에 직접적으로 이전되는 지출을 의미하기 때문에 광의소득세부담률과 마찬가지로 노동공급을 통해 고용량에 영향을 미친다. 이에 세출 측면의 재정규모로 정부의 총지출과 사회복지지출을 고려한다.

본 연구에서 정부지출에 대한 자료는 OECD의 국민계정(National Accounts at a Glance) 자료를 활용한다. 총지출 규모에 대한 자료는 GDP 대비 비중으로 산출된 정부 총지출(Total expenditure of general government, percentage of GDP)을 활용하며, 사회복지지출에 대한 자료는 정부 총지출의 하위 항목 중 가계에 대한 현금 및 현물이전(Social benefits and social transfers in kind for products supplied to HH via market producers, paid by government, percentage of GDP)에 대한 자료를 이용한다. 한편 해당 자료에 정부지출에

대한 정보가 부족한 독일과 스위스의 경우에는 IMF의 GFS(Government Finance Statistics) 자료를 이용한다.

노동에 영향을 미칠 것으로 판단되는 통제변수로는 노동수요를 의미하는 근로자 1인당 실질 GDP와 생산 과정에서 노동과 보완관계 또는 대체관계에 있을 수 있는 다른 생산요소인 근로자 1인당 실질 총자본량을 고려한다. 근로자 1인당 실질 GDP는 근로자의 생산성을 나타내는 지표로도 해석될 수 있다. 근로자 1인당 실질 GDP는 OECD의 생산성(Productivity) 통계에서 구매력평가지수로 환산된 자료(GDP per person employed, USD, constant price, 2010 PPPs)를 활용하여 분석한다. 실질 총자본량에 대한 변수는 IMF의 투자자본스톡자료(Investment and Capital Stock Dataset, 1960-2015)를 활용한다. 총자본량을 도출하기 위해 해당 자료에 포함된 정부 투자로부터 축적된 자본량(kgov\_rppp)과 민간 투자로부터 축적된 자본량(kpriv\_rppp)을 합산한다. 근로자 1인당 실질 총자본량은 앞에서 설명한 방법으로 도출된 총자본량을 OECD 노동력통계(Labor Force Statistics)의 근로자 수로 나누어 도출한다.

노동시장의 제도적 환경과 관련된 통제변수도 고려한다. 노동시장의 제도적 환경에 대한 통제변수로는 정부의 실업부문 공공지출, 정규직 및 임시직 고용보호 정도, 노동조합 가입률을 고려한다. 정부의 실업부문 공공지출은 OECD 통계 중 노동의 하위로 분류된 노동시장프로그램(Labor Market Programmes)에서 실업급여 및 보조(Out-of-work income maintenance and support)를 이용한다. 다만, 실업자 수가 많아지면 이에 따라 정부의 실업부문 지출 규모도 커지기 때문에 실업부문 공공지출은 제도적 요인뿐만 아니라 경제 상황과도 밀접한 관련이 있다. 따라서 실업자 수를 통제된 제도적 요인만을 고려하기 위해서 실업자 1인당 실업부문 공공지출 규모를 통제변수로 활용한다.

고용보호 강도는 OECD의 고용보호자료(Employment Protection Database)에서 각 국가별 정규직(Strictness of employment protection - individual dismissals (regular contracts): version1)과 임시직(Strictness of employment protection - temporary contracts: version1) 고용보호 강도에 대한 척도를 이용한

다. OECD에서는 각국 근로자들의 고용보호 강도를 지표로 작성한 뒤 각 지표들을 가공하여 발표한다. 이 지표는 정규직 개별고용보호 관련 9개 항목, 집단고용보호 관련 4개 항목, 임시직 고용보호(임시직, 파견직) 관련 8개 항목 등 총 21개의 설문문항을 토대로 각 항목당 0~6점을 부여한 뒤 각 항목별로 가중평균하여 산출된다.

노동조합 가입률은 OECD 통계 중 노동의 하위 항목에 있는 노동조합 가입률(Trade union density in OECD countries)을 이용한다. 이 변수는 노동조합 인원 수를 총근로자 수로 나눈 지표이다. 노동조합 가입률은 행정자료(administrative data)와 설문자료(survey data) 등 두 종류의 자료가 있다. 이 중 시계열 및 횡단면상으로 자료가 더 풍부한 행정자료(administrative data)를 분석에 사용한다.

### 3. 기초통계량

〈표 II-1〉을 살펴보면, OECD 국가들과 비교할 때 우리나라의 연간 노동시간은 높고, 경제활동참가율은 중간 수준인 것으로 나타난다. 우리나라의 평균 노동시간은 2,107.6시간으로 분석대상에 포함된 국가 중에서 가장 높다. 우리나라의 경제활동참가율은 60.7%인 것으로 나타난다. 분석대상 국가 중 경제활동참가율이 높은 국가는 스칸디나비아반도에 속한 스웨덴, 핀란드, 노르웨이로 세 나라의 경제활동참가율은 각각 70.5%, 69.8%, 69.5%이다. 반면 경제활동참가율이 가장 낮은 국가는 이탈리아로 생산가능 인구의 절반에 못 미치는 48.7%만 노동시장에 참여하는 것으로 나타난다.

다만, 〈표 II-1〉의 비교는 국가마다 평균을 산출하는 데 적용된 대상 기간이 서로 달라 직접적인 비교는 어렵다. 하지만 뒤에서 살펴볼 [그림 II-1]~[그림 II-8]에 나타나듯이 비교 시점을 통제한 상태에서 근로시간과 경제활동참가율을 비교하더라도 우리나라의 근로시간은 다른 국가들보다 높고, 경제활동참가율은 중간 수준이라는 점은 변함없다.

〈표 II-1〉 노동공급 관련 변수(종속변수) 기초통계량

(단위: 년, 시간, %)

| 국가        | 연간 노동시간   |                |             | 경제활동참가율   |             |            |
|-----------|-----------|----------------|-------------|-----------|-------------|------------|
|           | 관측치       | 평균             | 표준편차        | 관측치       | 평균          | 표준편차       |
| 그리스       | 35        | 2,093.7        | 40.8        | 35        | 51.3        | 1.5        |
| 네덜란드      | 48        | 1,505.0        | 104.4       | 47        | 57.7        | 6.5        |
| 노르웨이      | 56        | 1,583.1        | 185.6       | 46        | 69.5        | 3.6        |
| 뉴질랜드      | 32        | 1,801.0        | 38.1        | 32        | 66.5        | 2.0        |
| 덴마크       | 48        | 1,504.7        | 108.5       | 35        | 65.5        | 1.7        |
| 독일        | 27        | 1,440.9        | 66.3        | 48        | 57.5        | 1.8        |
| 룩셈부르크     | 23        | 1,554.9        | 36.2        | 35        | 54.3        | 3.2        |
| 미국        | 68        | 1,865.7        | 73.4        | 58        | 63.9        | 2.6        |
| 벨기에       | 47        | 1,645.1        | 97.6        | 35        | 51.5        | 1.8        |
| 스웨덴       | 68        | 1,692.6        | 151.2       | 55        | 70.5        | 2.2        |
| 스위스       | 27        | 1,663.6        | 52.1        | 27        | 67.7        | 0.5        |
| 스페인       | 41        | 1,775.2        | 84.0        | 46        | 54.2        | 3.6        |
| 슬로바키아     | 23        | 1,782.0        | 37.8        | 24        | 59.6        | 0.5        |
| 슬로베니아     | 23        | 1,693.7        | 31.1        | 18        | 58.2        | 1.0        |
| 아일랜드      | 20        | 1,761.7        | 45.4        | 42        | 58.1        | 4.9        |
| 에스토니아     | 18        | 1,925.6        | 63.7        | 28        | 66.8        | 3.0        |
| 영국        | 48        | 1,742.0        | 78.6        | 34        | 62.9        | 0.5        |
| 오스트리아     | 23        | 1,720.4        | 74.3        | 24        | 59.6        | 1.0        |
| 이스라엘      | 23        | 1,942.9        | 53.8        | 33        | 61.3        | 2.1        |
| 이탈리아      | 23        | 1,799.3        | 54.5        | 48        | 48.7        | 1.2        |
| 일본        | 48        | 1,945.7        | 176.2       | 50        | 62.4        | 1.8        |
| 체코        | 25        | 1,815.5        | 40.6        | 25        | 59.8        | 1.1        |
| 캐나다       | 57        | 1,821.2        | 100.8       | 42        | 65.7        | 1.4        |
| 포르투갈      | 48        | 1,939.4        | 81.7        | 44        | 60.1        | 1.5        |
| 폴란드       | 18        | 1,956.3        | 29.4        | 26        | 56.5        | 2.0        |
| 프랑스       | 68        | 1,780.5        | 247.8       | 56        | 56.4        | 1.8        |
| 핀란드       | 58        | 1,820.6        | 135.6       | 55        | 69.8        | 3.7        |
| <b>한국</b> | <b>10</b> | <b>2,107.6</b> | <b>53.1</b> | <b>38</b> | <b>60.7</b> | <b>1.9</b> |
| 헝가리       | 23        | 1,793.3        | 33.6        | 26        | 55.0        | 2.9        |
| 호주        | 39        | 1,757.0        | 47.8        | 52        | 62.7        | 1.7        |

자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Hours Worked, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 17.)

2. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)

우리나라의 GDP 대비 재정규모는 대체로 OECD 국가들과 비교할 때 낮은 편에 속한다. <표 II-2>에서 우리나라의 평균 광의소득세부담률과 국민부담률은 각각 4.4%와 19.4%로 분석대상 국가 중 가장 낮다. 우리나라의 GDP 대비 사회복지지출과 정부 총지출 또한 각각 3.8%와 25.2%로 OECD의 다른 나라와 비교할 때 상당히 낮다. 다만 앞에서 살펴본 <표 II-1>과 마찬가지로 <표 II-2> 또한 국가별로 서로 다른 기간에 대한 평균이기 때문에 이와 같은 단순한 비교는 바람직하지 않다. 다만, 정부의 재정규모에 대한 통계 역시 [그림 II-1]~[그림 II-8]에 나타나는 바와 같이 시점을 통제하더라도 우리나라의 재정규모가 다른 OECD 국가들과 비교할 때 낮은 편에 속한다는 점은 변함없다.

[그림 II-1]~[그림 II-4]는 재정규모와 연간 근로시간의 상관관계를 시점별로 보여준다. 해당 그림에는 다른 설명변수 없이 근로시간을 재정 변수에 대하여 최소자승추정법(OLS)을 통해 회귀분석한 추세선(fitted line) 결과도 포함되어 있다. 이를 살펴보면, [그림 II-1]~[그림 II-4]에서 추세선(fitted line)의 기울기가 모두 우하향하는 모습이 관찰된다. 즉, 조세 및 재정 정책으로 인하여 재정의 규모가 커질수록 연간 근로시간은 감소하는 것으로 나타난다.

이러한 관계는 다른 통제변수를 고려하지 않은 단순한 두 변수의 상관관계이며, 인과관계로 확대 해석하는 것은 곤란하다. 가령, 기술수준이 높은 국가에서 근로시간이 길지 않음에도 불구하고 생산량이 높고 세금도 많이 걷힌다면, 재정규모가 근로시간에 직접적으로 영향을 미치지 않더라도 국가 간의 기술 격차로 인해 [그림 II-1]~[그림 II-4]와 같은 모습이 관찰될 수 있다. 또한 국가마다 가지고 있는 조세 및 재정 정책의 고유한 특성들로 인하여 이러한 상관관계가 나타날 수 있다. 따라서 두 변수 간의 관계를 보다 엄밀히 살펴보기 위해서는 앞에서 설명한 분석방법을 통해 실증분석을 수행할 필요성이 있다.

한편 우리나라의 연간 근로시간은 전체적으로도 높은 수준이지만, 재정규모가 유사한 다른 국가들과 비교하더라도 상당히 높은 수준에 속한다. [그림 II-1]~[그림 II-4]에서 우리나라의 평균 연간 근로시간이 추세선(fitted line)과 비교할 때 상당히 높은 곳에 위치해 있음을 알 수 있다.

〈표 11-2〉 조세·재정 정책 관련 변수 기초통계량

(단위: 년, GDP 대비 %)

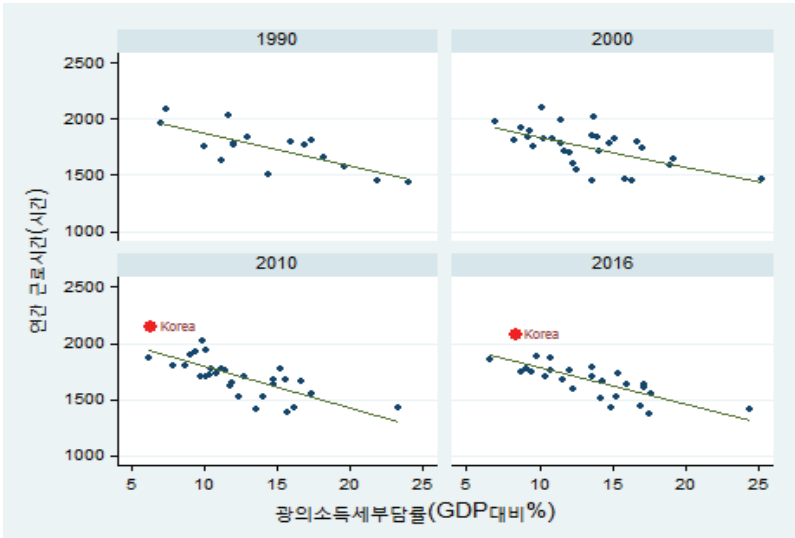
| 국가        | GDP 대비<br>광의소득세부담 |            |            | GDP 대비 국민부담 |             |            | GDP 대비<br>사회복지지출 |            |            | GDP 대비 총지출 |             |            |
|-----------|-------------------|------------|------------|-------------|-------------|------------|------------------|------------|------------|------------|-------------|------------|
|           | 관측치               | 평균         | 표준<br>편차   | 관측치         | 평균          | 표준<br>편차   | 관측치              | 평균         | 표준<br>편차   | 관측치        | 평균          | 표준<br>편차   |
| 그리스       | 51                | 7.5        | 2.7        | 52          | 26.3        | 6.0        | 23               | 17.7       | 3.7        | 23         | 48.9        | 4.5        |
| 네덜란드      | 52                | 17.6       | 2.5        | 52          | 37.5        | 2.8        | 23               | 19.7       | 1.7        | 23         | 44.9        | 2.7        |
| 노르웨이      | 52                | 13.9       | 0.9        | 52          | 39.8        | 3.1        | 23               | 15.7       | 1.1        | 23         | 45.5        | 3.1        |
| 뉴질랜드      | 52                | 14.5       | 2.7        | 52          | 31.0        | 3.7        | 31               | 14.7       | 1.1        | 31         | 42.5        | 5.4        |
| 덴마크       | 52                | 22.5       | 3.3        | 52          | 42.6        | 5.0        | 23               | 18.3       | 1.1        | 23         | 54.2        | 2.6        |
| 독일        | 52                | 15.8       | 1.3        | 52          | 35.2        | 1.5        | 23               | 24.5       | 0.9        | 25         | 46.4        | 2.4        |
| 룩셈부르크     | 52                | 12.7       | 1.7        | 52          | 33.8        | 4.5        | 23               | 19.4       | 1.2        | 23         | 41.6        | 2.1        |
| 미국        | 52                | 12.2       | 1.4        | 52          | 25.4        | 1.2        | 48               | 10.9       | 2.2        | 48         | 37.1        | 2.3        |
| 벨기에       | 52                | 17.5       | 2.9        | 52          | 41.0        | 3.8        | 23               | 22.7       | 1.8        | 23         | 51.8        | 2.4        |
| 스웨덴       | 52                | 17.6       | 1.5        | 52          | 43.4        | 4.7        | 23               | 17.5       | 0.7        | 23         | 53.2        | 3.9        |
| 스위스       | 52                | 11.3       | 1.6        | 52          | 24.0        | 3.2        | 23               | 11.1       | 0.4        | 28         | 32.3        | 1.4        |
| 스페인       | 52                | 8.0        | 3.0        | 52          | 27.1        | 7.2        | 23               | 15.9       | 2.1        | 23         | 41.9        | 3.1        |
| 슬로바키아     | 22                | 8.7        | 0.5        | 22          | 32.2        | 3.3        | 23               | 17.2       | 1.6        | 23         | 43.1        | 4.5        |
| 슬로베니아     | 22                | 14.3       | 0.3        | 22          | 37.0        | 0.6        | 23               | 17.7       | 0.9        | 23         | 46.9        | 3.7        |
| 아일랜드      | 52                | 10.1       | 2.3        | 52          | 29.7        | 3.0        | 23               | 12.2       | 2.8        | 23         | 37.1        | 8.2        |
| 에스토니아     | 22                | 6.7        | 0.8        | 22          | 32.4        | 1.7        | 23               | 11.8       | 1.6        | 23         | 38.0        | 2.9        |
| 영국        | 52                | 12.3       | 1.1        | 52          | 32.7        | 1.6        | 28               | 14.8       | 1.3        | 28         | 40.7        | 3.6        |
| 오스트리아     | 52                | 15.3       | 2.0        | 52          | 39.6        | 3.1        | 23               | 22.1       | 0.6        | 23         | 51.8        | 1.7        |
| 이스라엘      | 22                | 11.3       | 1.7        | 22          | 32.9        | 1.9        | 23               | 8.9        | 0.5        | 23         | 45.3        | 5.7        |
| 이탈리아      | 44                | 12.6       | 3.0        | 52          | 34.7        | 7.1        | 23               | 19.9       | 1.9        | 23         | 48.9        | 1.8        |
| 일본        | 51                | 9.5        | 2.0        | 51          | 24.7        | 3.6        | 12               | 20.0       | 1.9        | 12         | 38.6        | 2.4        |
| 체코        | 24                | 9.2        | 0.3        | 24          | 33.7        | 1.1        | 23               | 15.1       | 0.9        | 23         | 42.9        | 3.0        |
| 캐나다       | 52                | 12.9       | 2.2        | 52          | 32.0        | 2.4        | 37               | 11.1       | 1.1        | 37         | 44.4        | 4.0        |
| 포르투갈      | 28                | 9.1        | 1.1        | 52          | 25.9        | 5.9        | 23               | 16.1       | 2.9        | 23         | 46.0        | 3.1        |
| 폴란드       | 21                | 11.8       | 0.8        | 26          | 33.9        | 2.1        | 23               | 17.3       | 1.1        | 23         | 44.3        | 2.3        |
| 프랑스       | 52                | 10.8       | 2.3        | 52          | 40.1        | 3.8        | 40               | 22.3       | 2.2        | 40         | 52.9        | 3.1        |
| 핀란드       | 52                | 15.7       | 2.1        | 52          | 39.7        | 4.7        | 43               | 17.5       | 4.0        | 43         | 50.1        | 6.9        |
| <b>한국</b> | <b>45</b>         | <b>4.4</b> | <b>2.1</b> | <b>45</b>   | <b>19.4</b> | <b>3.8</b> | <b>48</b>        | <b>3.8</b> | <b>2.7</b> | <b>48</b>  | <b>25.2</b> | <b>4.8</b> |
| 헝가리       | 26                | 10.0       | 0.8        | 26          | 39.2        | 2.5        | 23               | 16.4       | 1.4        | 23         | 49.4        | 1.8        |
| 호주        | 51                | 10.9       | 1.7        | 51          | 26.4        | 3.0        | 47               | 9.2        | 1.8        | 47         | 35.3        | 3.1        |

주: 1. 총지출에서 분석대상 국가의 OECD 자료의 시계열이 불충분한 국가(독일, 스위스)의 경우에 대하여서는 IMF의 자료 이용

- 자료: 1. OECD, Revenue Statistics: OECD Countries, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 18.)  
 2. OECD, National Accounts: National Accounts at a Glance(Expenditure), <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 11. 8.)  
 3. IMF, Government Finance Statistics: Main Aggregates and Balances, <http://data.imf.org/> (접속일자: 2018. 11. 9.)

[그림 II-1] 국가별 근로시간과 광의소득세부담률

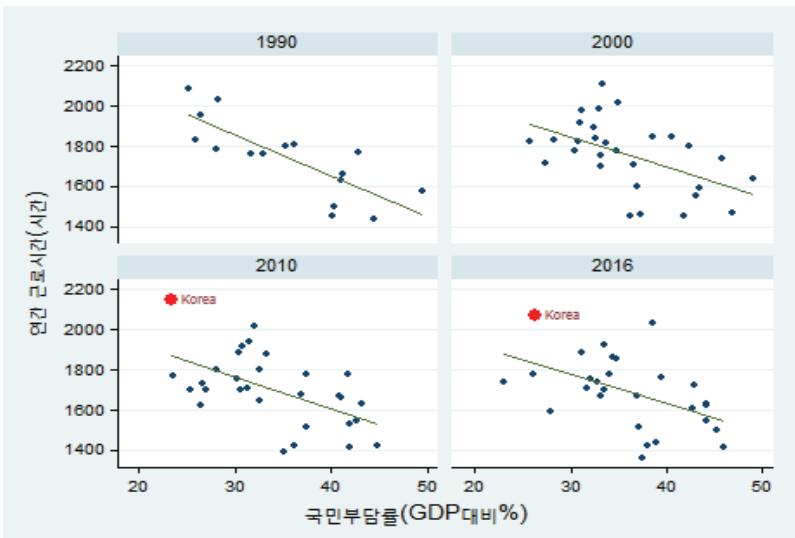
(단위: 시간, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Hours Worked, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 17.)  
 2. OECD, Revenue Statistics: OECD Countries, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 18.)

[그림 II-2] 국가별 근로시간과 국민부담률

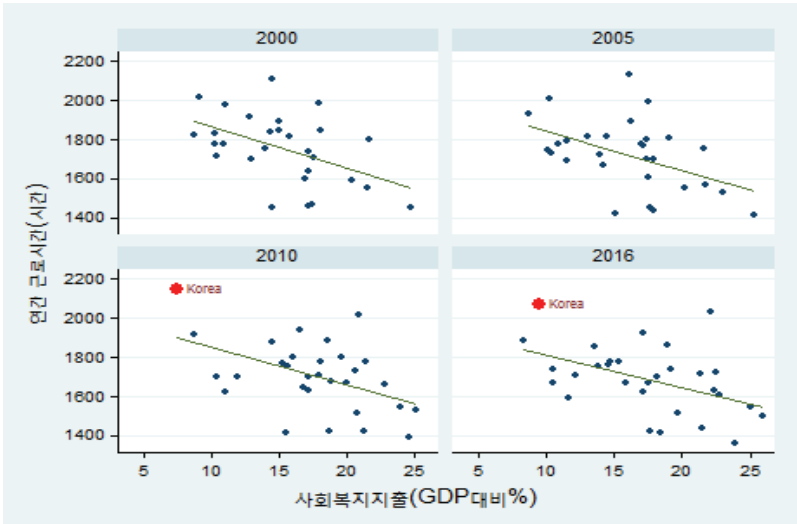
(단위: 시간, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Hours Worked, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 17.)  
 2. OECD, Revenue Statistics: OECD Countries, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 18.)

[그림 II-3] 국가별 근로시간과 사회복지지출

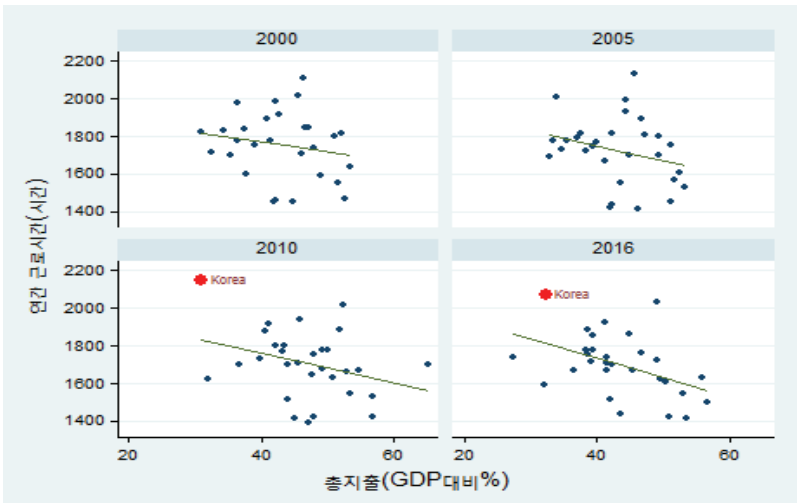
(단위: 시간, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Hours Worked, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 17.)  
 2. OECD, National Accounts: National Accounts at a Glance(Expenditure), <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 11. 8.)

[그림 II-4] 국가별 근로시간과 총지출

(단위: 시간, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Hours Worked, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 17.)  
 2. OECD, National Accounts: National Accounts at a Glance(Expenditure), <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 11. 8.)

[그림 II-5]~[그림 II-8]은 재정규모와 경제활동참가율의 상관관계를 시점별로 보여준다. 근로시간과 달리 경제활동참가율과 세입규모의 상관관계는 시기별로 다르게 나타난다. 1990년에는 광의소득세부담률 및 국민부담률이 높을수록 경제활동참가율도 높아지는 것으로 나타난다. 하지만 이후 경제활동참가율을 광의소득세부담률 및 국민부담률에 회귀분석하여 얻은 추세선(fitted line)의 기울기가 점점 시계방향으로 회전하는 모습이 관찰된다. 결국 1990년과 반대로 2016년에는 광의소득세부담률 및 국민부담률이 높을수록 경제활동참가율도 낮아지는 것으로 나타난다.

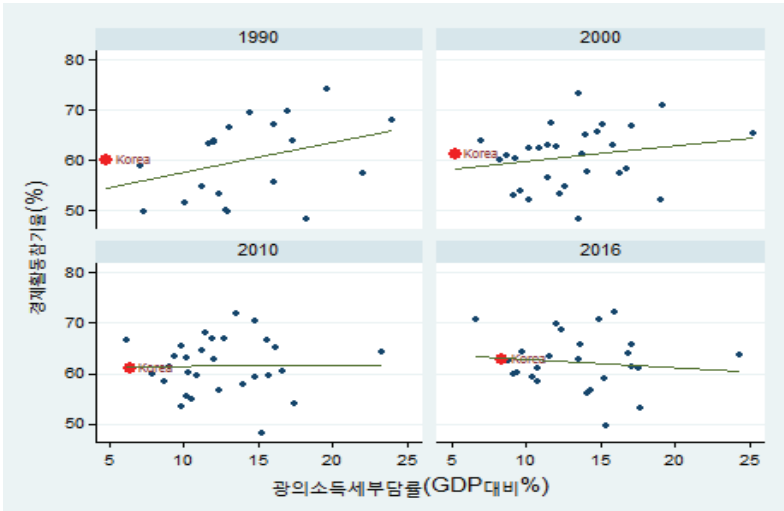
[그림 II-5]~[그림 II-6]에서 1990년의 우리나라 경제활동참가율은 추세선(fitted line)보다 위에 위치하여 유사한 광의소득세부담률과 국민부담률 수준을 보이는 다른 국가들에 비해 경제활동참가율이 높았던 것으로 나타난다. 1990년 이후 우리나라의 경제활동참가율에는 큰 변화가 없었다. 반면, 세입규모와 경제활동참가율의 관계가 지속적으로 변하여 우리나라의 경제활동참가율이 세입규모가 유사한 다른 국가들과 비슷한 수준으로 수렴하는 모습이다.

한편, 사회복지지출과 정부의 총지출로 측정된 세출규모는 경제활동참가율과 음(-)의 상관관계에 있는 것으로 나타난다. 이러한 모습은 앞에서 살펴본 재정규모와 근로시간 간의 관계와 유사한 모습이다.

우리나라의 경우 경제활동참가율은 전체 국가들과 비교할 때 중간 수준이다. 하지만 [그림 II-7]을 살펴보면 우리나라의 경제활동참가율은 추세선(fitted line)보다 아래에 위치한다. 즉, 사회복지지출 수준이 유사한 국가들과 비교하면 우리나라의 경제활동참가율은 낮은 수준이다. 한편 [그림 II-8]을 살펴보면, 우리나라의 경제활동참가율은 추세선(fitted line)과 매우 가까운 위치에 있다. 이는 우리나라의 경제활동참가율이 총지출 수준이 유사한 다른 나라들과 비슷하다는 것을 의미한다. 즉, 우리나라의 경제활동참가율은 총지출 수준을 감안하면 평균적인 수준이지만, 사회복지지출 수준을 감안하면 낮은 수준이다. 이는 우리나라의 경우 총지출에서 사회복지지출이 차지하는 비중이 다른 나라에 비해 낮다는 것을 의미한다.

[그림 II-5] 국가별 경제활동참가율과 광의소득세부담률

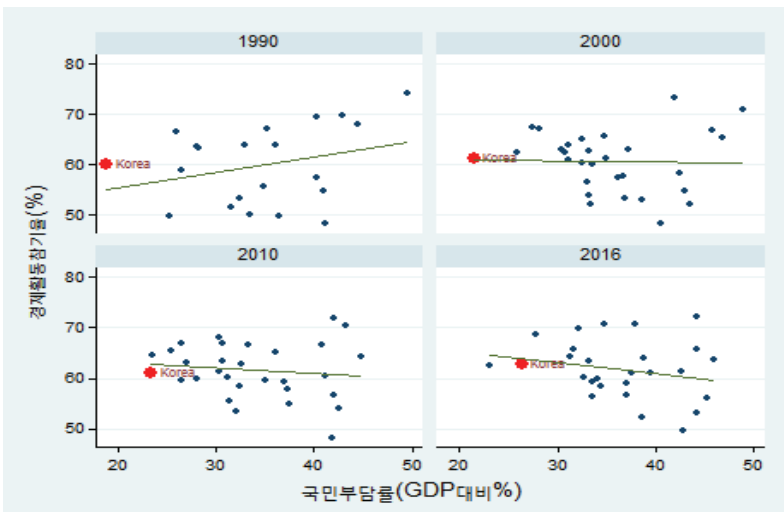
(단위: %, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)  
 2. OECD, Revenue Statistics: OECD Countries, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 18.)

[그림 II-6] 국가별 경제활동참가율과 국민부담률

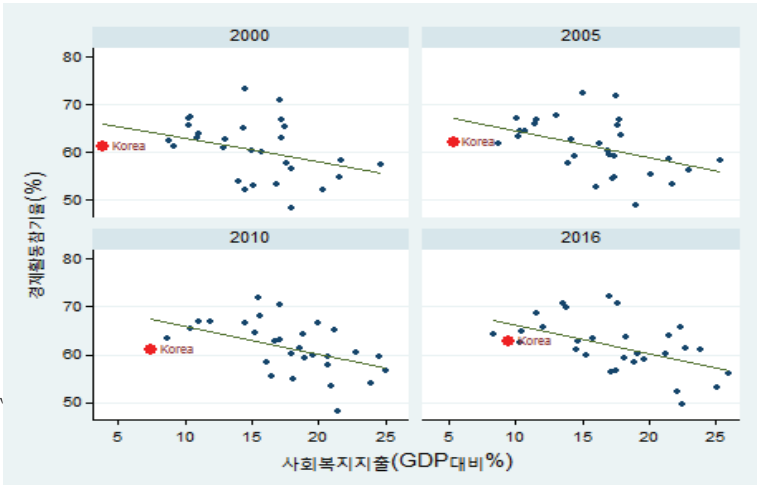
(단위: %, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)  
 2. OECD, Revenue Statistics: OECD Countries, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 18.)

[그림 II-7] 국가별 경제활동참가율과 사회복지지출

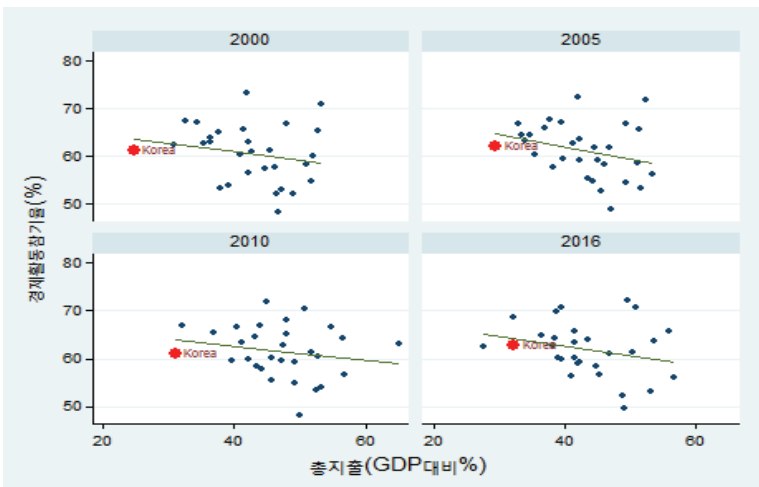
(단위: %, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)  
 2. OECD, National Accounts: National Accounts at a Glance(Expenditure), <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 11. 8.)

[그림 II-8] 국가별 경제활동참가율과 총지출

(단위: %, GDP 대비 %)



자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)  
 2. OECD, National Account: National Account at a Glance(Expenditure), <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 11. 8.)

앞에서 살펴본 산포도에서는 횡단면 측면에서 고용지표와 재정규모의 상관관계를 살펴보았다. 한편, 시계열 측면에서 고용지표와 재정규모의 추이를 국가별로 살펴볼 수도 있다. [그림 II-9]를 살펴보면, 몇몇 국가들에서 근로시간의 감소 추세가 관찰된다. 대표적으로 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 네덜란드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스웨덴 등 유럽 국가들의 근로시간 감소가 뚜렷하게 관찰된다. 비유럽국가들 중에는 일본의 근로시간이 장기간에 걸쳐 감소한 것으로 나타난다.

근로시간과는 달리 경제활동참가율은 감소 추세에 있는 국가가 많지 않으며, 오히려 급격한 증가 추세에 있는 국가들도 눈에 띈다. 일본은 분석대상 기간 동안 근로시간과 함께 경제활동참가율도 감소 추세에 있는 것으로 나타난다. 일본의 경제활동참가율의 감소 추세는 장기침체가 시작된 1980년대 후반부터 나타난다. 그 외 국가들 중에서는 경제활동참가율의 감소 추세가 뚜렷하게 관찰되지는 않는다. 근로시간과 달리 여성의 노동참여 확대 등으로 대부분의 국가에서 경제활동참가율은 감소하지 않은 것으로 판단된다. 오히려 헝가리, 이스라엘, 대한민국, 룩셈부르크, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스웨덴, 스페인 등에서는 경제활동참가율의 증가 추세가 관찰된다.

이로 인해 네덜란드, 노르웨이, 스페인 등과 같이 근로시간과 경제활동참가율의 추세가 다른 국가들이 존재한다. 이는 조세 및 재정 정책이 노동공급에서도 근로시간과 경제활동참가율에 미치는 영향이 다를 수 있음을 의미한다. 다만 조세 및 재정 정책뿐만 아니라 다양한 변수들이 근로시간과 경제활동참가율에 영향을 미치기 때문에 재정 규모의 변화로 인한 보다 엄밀한 효과는 뒤에서 실증분석을 통해 살펴본다.

한편, 세입 및 세출 측면의 재정 규모가 감소하는 국가는 거의 없는 것으로 판단된다. 대부분의 국가에서 국민부담률과 GDP 대비 총지출 비중이 횡보하거나 증가하는 모습이다. 특히, 상대적으로 시계열이 긴 국민부담률을 살펴보면, 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 그리스, 이탈리아, 노르웨이, 포르투갈, 스웨덴, 스페인 등의 유럽 국가들의 재정 규모가 확대되었던 것으로 관찰된다. 비유럽 국가들 중에서는 우리나라와 일본의 재정 규모가 확대

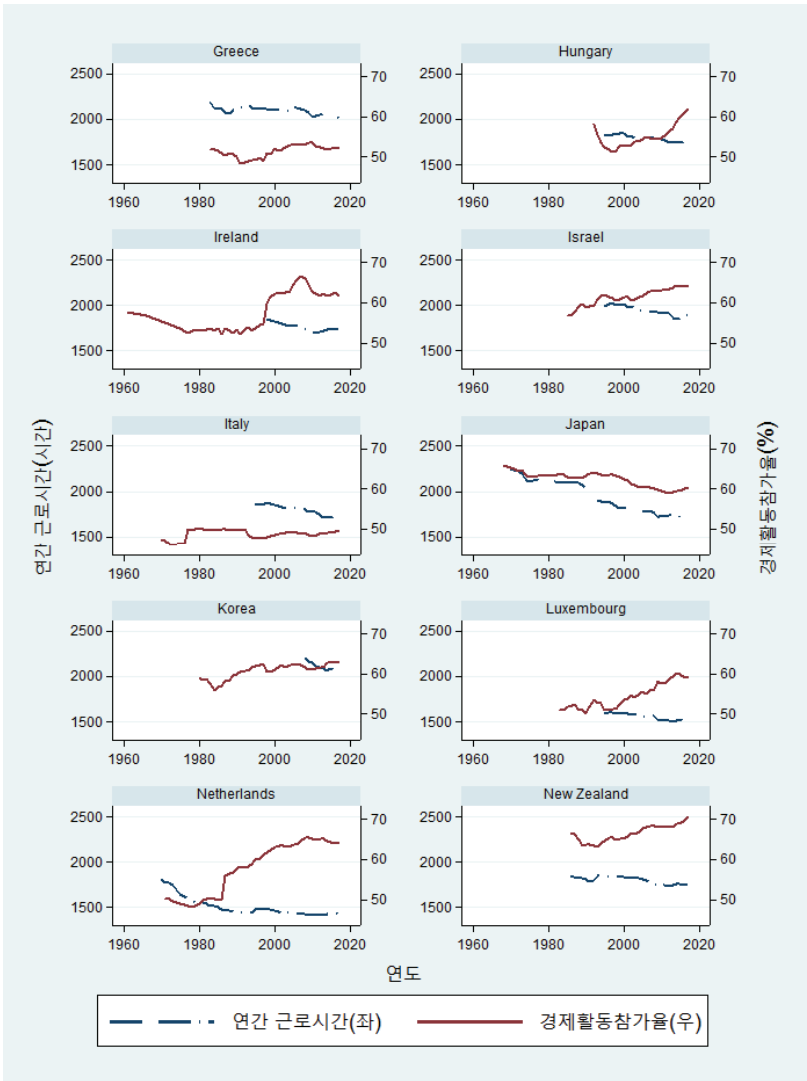
추세에 있다. 반면 미국과 영국은 분석대상 기간 동안 국민부담률이 유사한 수준을 유지하는 것으로 나타난다. 정부가 국민들로부터 세금을 걷는 이유는 정부지출에 대한 재원을 마련하기 위한 것이기 때문에 대부분의 국가에서 세입과 세출의 규모와 변화 방향은 유사하다. 뒤에서는 이와 같은 재정 규모의 변화가 근로시간과 경제활동참가율에 미치는 영향에 대해 살펴본다.

[그림 11-9] 국가별 근로시간과 경제활동참가율 추이

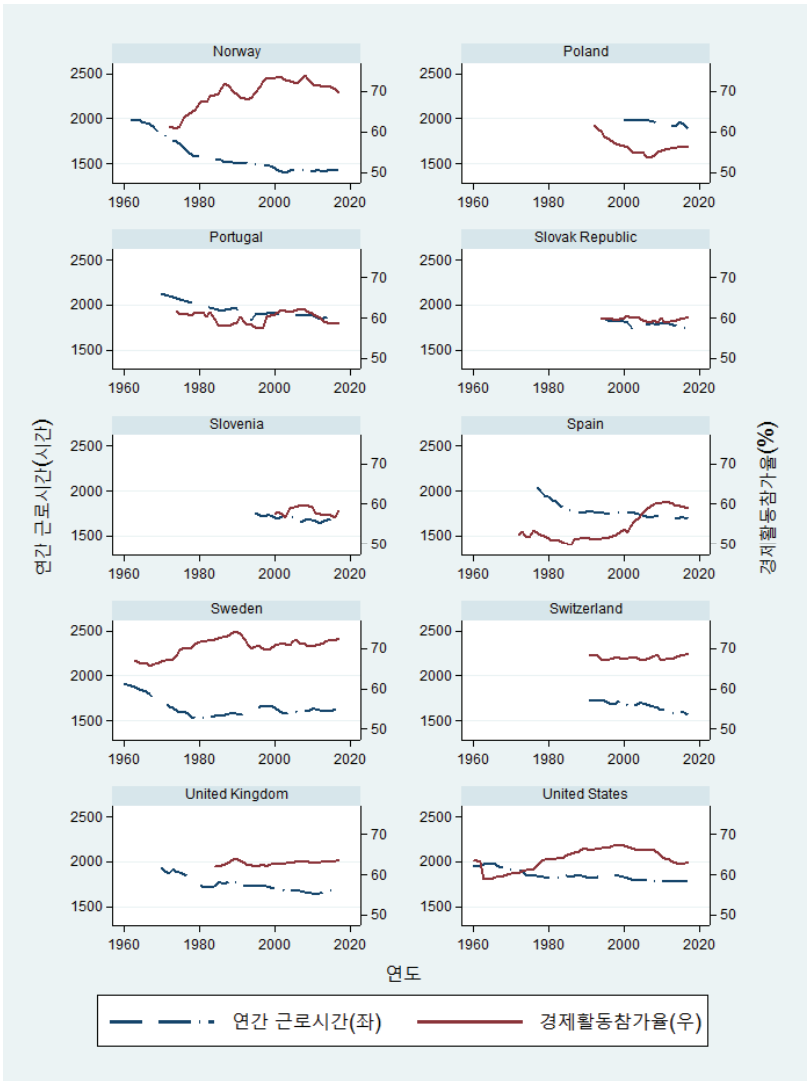
(단위: 시간, %)



[그림 II-9]의 계속



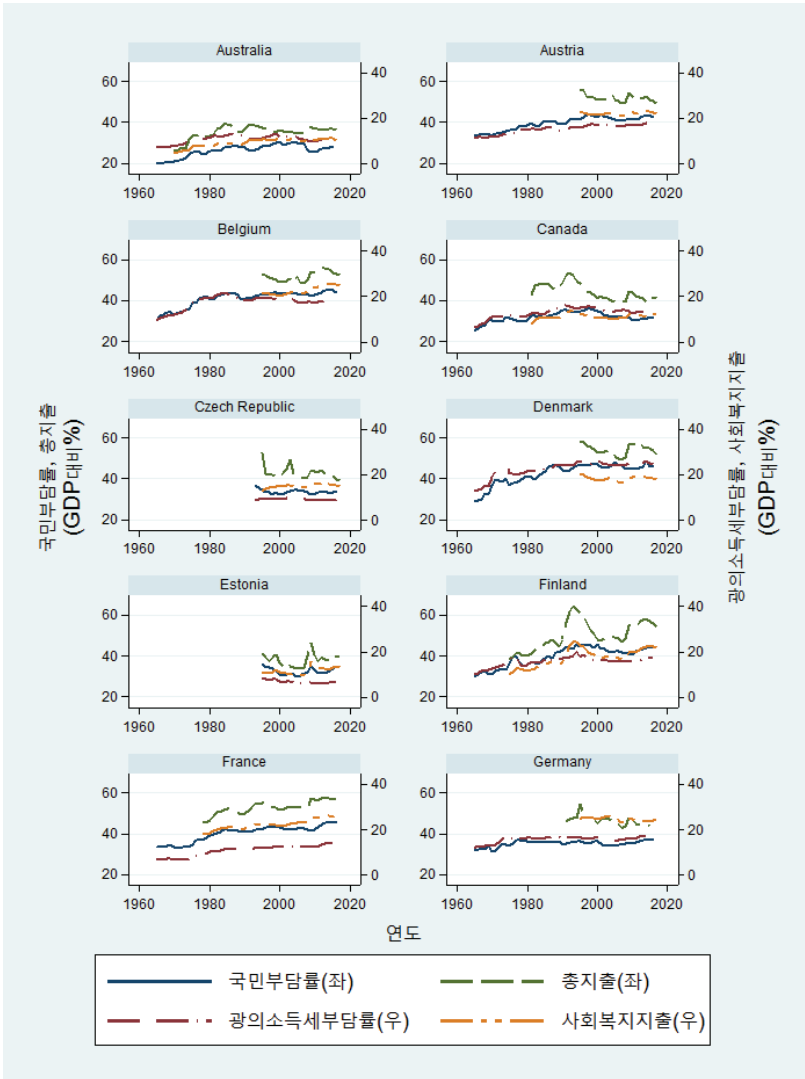
[그림 II-9]의 계속



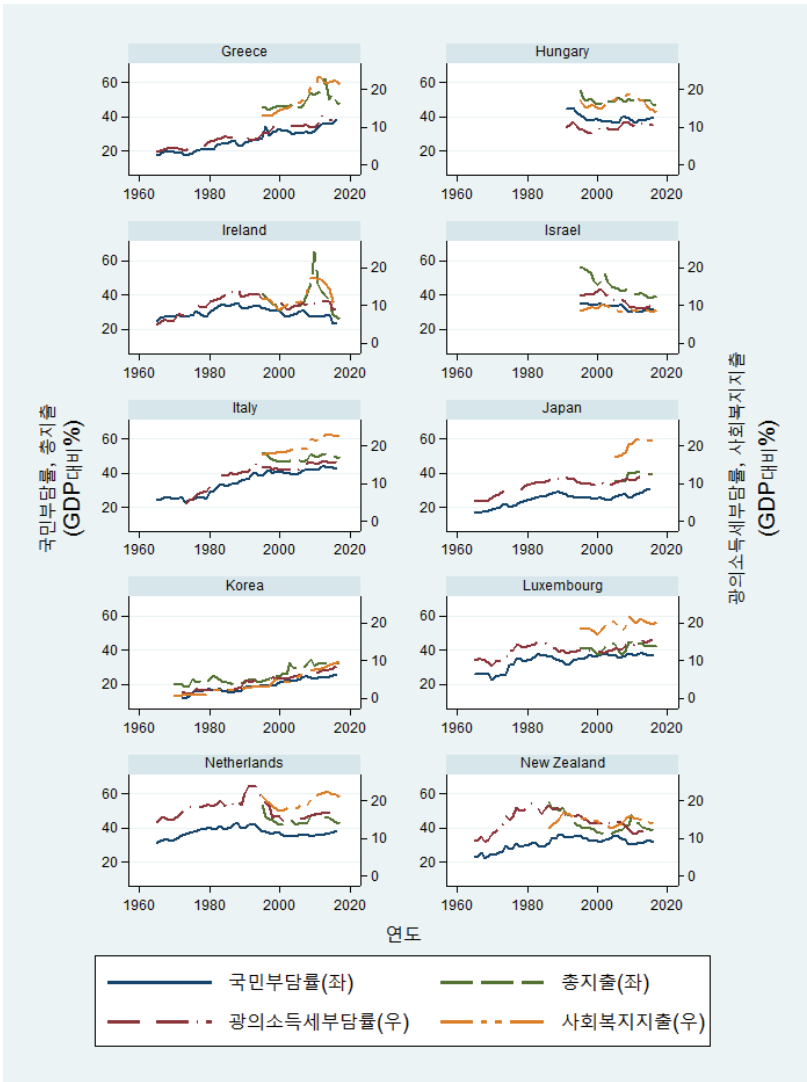
자료: 1. OECD, Labor Force Statistics: Hours Worked, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 17.)  
 2. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)

[그림 II-10] 국가별 조세·재정 정책 추이

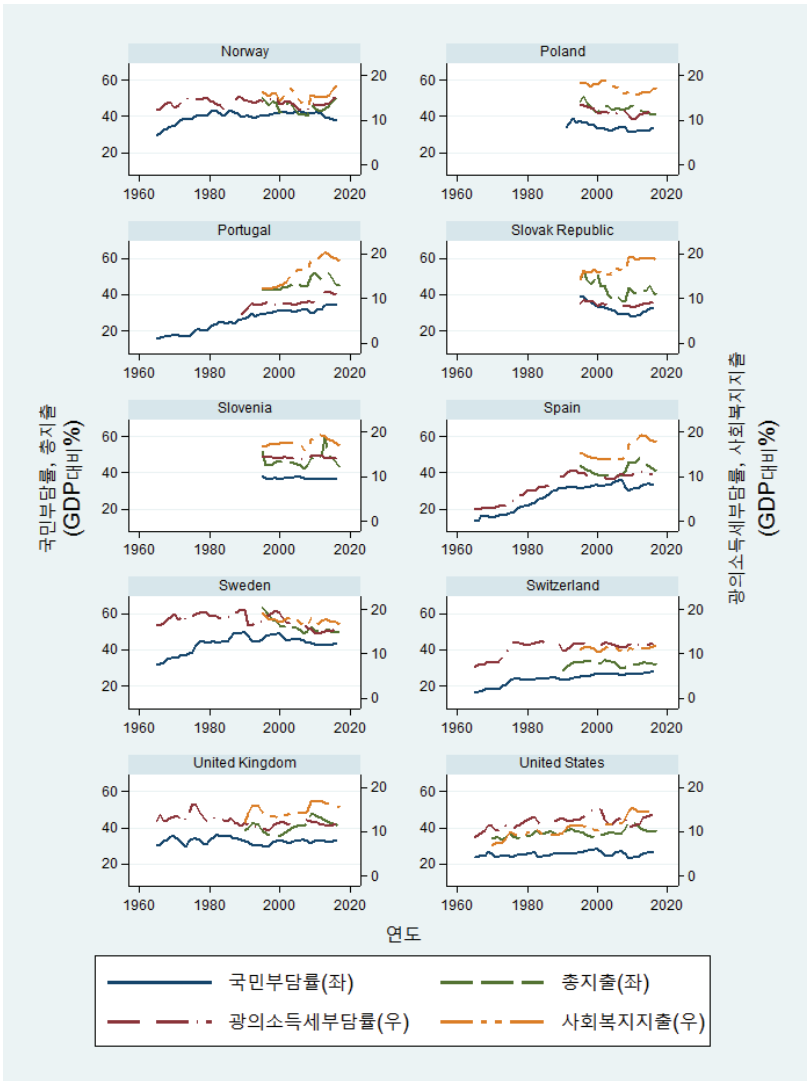
(단위: GDP 대비 %)



[그림 II-10]의 계속



[그림 II-10]의 계속



자료: 1. OECD, Revenue Statistics: OECD Countries, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 18.)  
 2. OECD, National Accounts: National Accounts at a Glance(Expenditure), <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 11. 8.)

〈표 II-3〉 근로자 1인당 GDP와 총자본량 기초통계량

(단위: PPP 환산 미국달러)

| 국가        | 근로자 1인당 실질 GDP |               |               | 근로자 1인당 실질 총자본량 |               |               |
|-----------|----------------|---------------|---------------|-----------------|---------------|---------------|
|           | 관측치            | 평균            | 표준편차          | 관측치             | 평균            | 표준편차          |
| 그리스       | 35             | 59,548        | 7,466         | 33              | 128,987       | 26,576        |
| 네덜란드      | 48             | 72,743        | 11,266        | 45              | 238,039       | 41,024        |
| 노르웨이      | 48             | 88,505        | 21,171        | 44              | 234,180       | 24,706        |
| 뉴질랜드      | 48             | 53,710        | 8,556         | 30              | 108,488       | 5,489         |
| 덴마크       | 48             | 69,964        | 14,390        | 33              | 222,139       | 19,541        |
| 독일        | 48             | 66,520        | 11,538        | 46              | 202,957       | 18,439        |
| 룩셈부르크     | 48             | 102,425       | 21,709        | 33              | 367,111       | 54,810        |
| 미국        | 47             | 81,525        | 17,517        | 56              | 170,055       | 32,644        |
| 벨기에       | 48             | 79,607        | 16,455        | 33              | 263,911       | 9,164         |
| 스웨덴       | 48             | 65,083        | 16,487        | 53              | 171,558       | 30,049        |
| 스위스       | 48             | 80,908        | 8,241         | 25              | 272,368       | 5,418         |
| 스페인       | 48             | 64,250        | 12,254        | 44              | 177,060       | 40,290        |
| 슬로바키아     | 24             | 51,897        | 12,446        | 22              | 98,850        | 4,926         |
| 슬로베니아     | 23             | 54,216        | 7,593         | 16              | 136,547       | 14,940        |
| 아일랜드      | 48             | 72,880        | 31,522        | 40              | 211,191       | 48,639        |
| 에스토니아     | 25             | 43,274        | 12,193        | 26              | 81,669        | 25,297        |
| 영국        | 48             | 60,933        | 14,794        | 32              | 158,566       | 7,122         |
| 오스트리아     | 42             | 72,436        | 13,242        | 22              | 243,378       | 7,990         |
| 이스라엘      | 37             | 57,022        | 7,260         | 31              | 120,978       | 6,010         |
| 이탈리아      | 48             | 73,721        | 12,756        | 46              | 234,811       | 28,378        |
| 일본        | 47             | 54,434        | 13,778        | 48              | 159,580       | 54,716        |
| 체코        | 28             | 48,741        | 9,430         | 23              | 119,708       | 16,415        |
| 캐나다       | 48             | 68,501        | 9,602         | 40              | 152,902       | 16,046        |
| 포르투갈      | 48             | 46,585        | 10,165        | 42              | 125,230       | 26,206        |
| 폴란드       | 25             | 44,447        | 10,781        | 24              | 54,818        | 12,638        |
| 프랑스       | 48             | 71,631        | 14,429        | 48              | 201,775       | 40,041        |
| 핀란드       | 48             | 62,266        | 18,761        | 53              | 185,177       | 42,637        |
| <b>한국</b> | <b>48</b>      | <b>35,854</b> | <b>20,385</b> | <b>36</b>       | <b>96,502</b> | <b>47,328</b> |
| 헝가리       | 27             | 46,827        | 8,443         | 24              | 87,917        | 15,610        |
| 호주        | 48             | 69,948        | 13,014        | 50              | 113,504       | 23,611        |

자료: 1. OECD, Productivity: Productivity and ULC - Annual, Total Economy, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 18.)

2. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)

3. IMF, Investment and Capital Stock Dataset: 1960-2015, <https://www.imf.org/external/np/tad/publicinvestment/data/data122216.xlsx> (접속일자: 2018. 10. 16.)

〈표 II-4〉 노동시장 관련 통제변수 기초통계량

(단위: 미국달러, 포인트, %)

| 국가        | 실업자당 실업부문<br>공공지출 |              |              | 정규직 고용보호 강도 |            |            | 임시직 고용보호 강도 |            |            | 노동조합 가입률  |             |            |
|-----------|-------------------|--------------|--------------|-------------|------------|------------|-------------|------------|------------|-----------|-------------|------------|
|           | 관측치               | 평균           | 표준<br>편차     | 관측치         | 평균         | 표준<br>편차   | 관측치         | 평균         | 표준<br>편차   | 관측치       | 평균          | 표준<br>편차   |
| 그리스       | 28                | 2,226        | 778          | 29          | 2.7        | 0.2        | 29          | 4.0        | 1.0        | 16        | 29.8        | 6.4        |
| 네덜란드      | 32                | 33,227       | 7,690        | 29          | 2.9        | 0.1        | 29          | 1.1        | 0.2        | 57        | 28.9        | 8.3        |
| 노르웨이      | 32                | 21,855       | 5,081        | 29          | 2.3        | 0.0        | 29          | 3.0        | 0.1        | 56        | 55.9        | 2.4        |
| 뉴질랜드      | 31                | 8,088        | 2,948        | 24          | 1.4        | 0.2        | 24          | 0.7        | 0.3        | 57        | 42.5        | 18.2       |
| 덴마크       | 31                | 32,597       | 8,487        | 29          | 2.2        | 0.0        | 29          | 1.7        | 0.7        | 57        | 69.8        | 7.2        |
| 독일        | 32                | 15,747       | 2,227        | 29          | 2.6        | 0.0        | 29          | 2.2        | 1.1        | 57        | 29.0        | 6.4        |
| 룩셈부르크     | 32                | 19,409       | 6,381        | 6           | 2.2        | 0.0        | 6           | 3.8        | 0.0        | 22        | 44.0        | 5.1        |
| 미국        | 32                | 5,525        | 2,291        | 29          | 0.3        | 0.0        | 29          | 0.3        | 0.0        | 21        | 26.7        | 2.4        |
| 벨기에       | 32                | 15,926       | 2,298        | 29          | 1.9        | 0.1        | 29          | 3.4        | 1.1        | 56        | 50.9        | 5.6        |
| 스웨덴       | 32                | 15,568       | 5,997        | 29          | 2.7        | 0.1        | 29          | 2.1        | 1.2        | 54        | 75.4        | 6.9        |
| 스위스       | 26                | 25,435       | 7,561        | 29          | 1.6        | 0.0        | 29          | 1.1        | 0.0        | 56        | 23.5        | 4.2        |
| 스페인       | 31                | 7,547        | 1,779        | 29          | 2.7        | 0.6        | 29          | 3.3        | 0.4        | 39        | 16.3        | 5.7        |
| 슬로바키아     | 23                | 600          | 256          | 21          | 2.3        | 0.2        | 21          | 1.3        | 0.4        | 21        | 27.8        | 14.7       |
| 슬로베니아     | 14                | 3,444        | 975          | 7           | 2.6        | 0.2        | 7           | 1.8        | 0.1        | 25        | 38.5        | 13.8       |
| 아일랜드      | 32                | 13,943       | 2,619        | 29          | 1.4        | 0.1        | 29          | 0.4        | 0.2        | 54        | 46.3        | 9.1        |
| 에스토니아     | 14                | 1,343        | 790          | 6           | 2.1        | 0.5        | 6           | 2.1        | 0.5        | 16        | 23.0        | 24.5       |
| 영국        | 27                | 4,306        | 1,274        | 30          | 1.2        | 0.1        | 30          | 0.3        | 0.1        | 57        | 37.7        | 8.7        |
| 오스트리아     | 23                | 23,617       | 3,532        | 29          | 2.6        | 0.2        | 29          | 1.3        | 0.0        | 57        | 45.2        | 10.9       |
| 이스라엘      | 13                | 5,401        | 1,208        | 6           | 2.0        | 0.0        | 6           | 0.9        | 0.0        | 32        | 72.0        | 15.8       |
| 이탈리아      | 26                | 7,077        | 3,235        | 29          | 2.8        | 0.0        | 29          | 3.5        | 1.4        | 57        | 37.2        | 7.1        |
| 일본        | 32                | 7,142        | 2,064        | 29          | 1.6        | 0.1        | 29          | 1.3        | 0.4        | 58        | 26.5        | 6.6        |
| 체코        | 24                | 1,216        | 448          | 21          | 3.2        | 0.1        | 21          | 0.8        | 0.4        | 24        | 25.2        | 14.2       |
| 캐나다       | 32                | 9,923        | 2,548        | 29          | 0.9        | 0.0        | 29          | 0.3        | 0.0        | 56        | 31.9        | 2.7        |
| 포르투갈      | 32                | 4,213        | 1,758        | 29          | 4.5        | 0.4        | 29          | 2.8        | 0.6        | 24        | 34.3        | 14.9       |
| 폴란드       | 25                | 828          | 475          | 24          | 2.2        | 0.0        | 24          | 1.1        | 0.5        | 34        | 32.5        | 26.0       |
| 프랑스       | 31                | 14,439       | 5,306        | 29          | 2.4        | 0.1        | 29          | 3.5        | 0.2        | 56        | 13.8        | 5.7        |
| 핀란드       | 32                | 14,512       | 2,562        | 29          | 2.4        | 0.2        | 29          | 1.4        | 0.2        | 57        | 64.4        | 13.6       |
| <b>한국</b> | <b>17</b>         | <b>2,873</b> | <b>1,349</b> | <b>24</b>   | <b>2.6</b> | <b>0.3</b> | <b>24</b>   | <b>2.5</b> | <b>0.5</b> | <b>54</b> | <b>12.7</b> | <b>2.4</b> |
| 헝가리       | 25                | 1,739        | 686          | 24          | 2.0        | 0.1        | 24          | 0.8        | 0.3        | 14        | 33.9        | 33.1       |
| 호주        | 32                | 12,300       | 1,211        | 29          | 1.3        | 0.2        | 29          | 0.9        | 0.0        | 38        | 45.7        | 6.5        |

주: 1. 실업자당 실업부문 공공지출은 노동시장프로그램(Labor Market Programmes) 중 실업부문의 지출을 실업자 수로 나누어 산출함

자료: 1. OECD, Labor Market Programmes: Public Expenditure and Participant Stocks on LMP, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)

2. OECD, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)

3. OECD, Employment Database: Strictness of Employment Protection, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)

4. OECD, Trade Unions and Collective Bargaining, <https://stats.oecd.org/> (접속일자: 2018. 10. 16.)

## 4. 분석결과

이하에서는 동적패널모형(dynamic panel data model)을 통해 추정된 재정규모가 노동에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 다만 노동시장 관련 통제변수 중 정규직 및 임시직 고용보호 강도 변수는 모두 1983년 이후 기간에 대해서만 존재하기 때문에 이를 포함할 경우 분석기간이 단축되는 손실이 발생한다. 또한 노동조합 가입률의 경우 일부 국가들에서 불규칙적으로 관측되어 차분-일반화적률법(difference GMM)에 의한 분석 시 필요한 과거 값이 존재하지 않아 분석에서 탈락하는 국가들이 존재한다. 따라서 노동시장 관련 통제변수 중 정규직 및 임시직 고용보호 강도와 노동조합 가입률을 제외하여 관측치를 최대한 확보한 경우, 노동조합 가입률만 제외하여 일부 관측치가 소실되지만 분석대상 국가 수를 유지하는 경우, 그리고 마지막으로 모든 변수를 포함하는 경우로 나누어 분석한다.

재정규모에 대한 변수는 당기(當期) 값을 설명변수로 설정한다. 세제 및 재정지출에 대한 제도 자체는 대부분 기초(期初)에 결정되기 때문에 외생적이다. 또한 노동이 재정에 미치는 영향은 시차를 두고 나타날 수 있다. 올해 발생한 소득에 대해 소득세는 내년에 납부할 수도 있고, 정부의 재정지출 또한 전기(前期) 소득을 기준으로 지급되기도 한다. 따라서 재정규모에 대해서는 당기 값을 기준으로 분석한다. 하지만 재정규모와 종속변수인 근로시간 및 경제활동참가율 간에는 내생성이 존재할 수 있다. 경기가 좋아 경제활동참가율이 높아지고 근로시간이 길어지면 소득도 높아져 소득세 및 사회보장기여금 수입이 많아질 수 있다. 같은 경우 소득수준이 낮아 이전지출 대상자에 포함되는 인구도 감소하여 재정지출 규모는 작아질 수 있다. 이처럼 제도는 외생적으로 주어지더라도 제도를 집행한 결과인 재정규모는 노동의 변화에 영향을 받는다. 따라서 재정규모에 대한 변수는 당기 값을 기준으로 설명변수를 설정하되 종속변수와의 내생성을 고려하여 분석한다.

노동은 생산요소 중의 하나이기 때문에 근로시간 및 경제활동참가율과 당기의 근로자 1인당 실질 GDP 간의 내생성 또한 클 것으로 판단된다. 근로자의 생산성은 근로시간과 경제활동참가율에 중요한 영향을 미칠 것으로 판

단된다. 따라서 재정의 규모가 근로시간 및 경제활동참가율에 미치는 영향을 추정하는 데 있어, 생산성의 변화로 인한 근로시간과 경제활동참가율의 변화를 통제할 필요성이 있다. 따라서 근로자 1인당 실질 GDP를 근로자의 생산성에 대한 변수로 포함한다. 다만 생산성이 노동 수준에 한 가지 방향으로만 영향을 미치는 것은 아니다. 생산성이 높으면 노동수요가 고정되어 있을 경우 근로시간과 경제활동참가율을 낮추는 방향으로 작용할 수 있다. 반면 생산성이 임금과 직결된다면 임금의 소득효과보다 대체효과가 클 경우 근로시간과 경제활동참가율이 높아질 수 있다. 한편, 근로시간과 경제활동참가율은 생산에 투입되는 노동을 결정하여 1인당 실질 GDP에 영향을 미치는 역인과관계(reverse causality)가 존재한다. 따라서 1인당 실질 GDP를 통제변수에 포함할 경우 종속변수와 내생성 문제를 고려할 필요성이 있다.

자본스톡은 노동과 마찬가지로 생산요소 중의 하나로서, 노동과 보완 또는 대체관계에 있다. 노동과 보완관계에 있는 자본의 증가는 노동을 증가시키는 반면, 대체관계에 있는 자본의 증가는 노동을 감소시킨다. 따라서 총량수준에서의 자본의 변화는 근로자 1인당 근로시간과 경제활동참가율을 변화시키지만, 그 방향성은 자본구성의 변화에 따라 달라진다. 자본스톡은 투자를 통해 축적된 결과로 당기의 생산에 투입되는 자본스톡 규모는 전기에 대부분 결정된다. 이러한 점을 고려하여 1인당 실질 총자본량을 통제변수에 포함시킬 때 선행(predetermined)변수인 전기의 값을 기준으로 분석한다.

노동시장의 제도적 환경을 나타내는 변수들 또한 전기 값을 기준으로 분석한다. 정부의 실업부문 공공지출은 실업자의 수와 밀접한 관련이 있다. 실업자 수는 경기 국면을 통해 근로시간과 경제활동참가율의 영향을 받는다. 따라서 본 연구에서는 실업부문 공공지출의 제도적인 측면만을 고려하기 위해 실업자 1인당 지출금액을 통제변수로 활용한다. 또한 정규직 및 임시직 고용보호 강도와 노동조합 가입률도 노동시장의 제도적 환경에 대한 변수로 종속변수와 외생적이라는 가정하에 분석한다. 하지만, 노동시장의 제도적 변수들이 노동과 완전히 외생적인 관계에 있다고 단정할 수는 없다. 실업률 등 노동시장 환경이 제도에도 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 따라

서 노동시장 관련 변수들은 전기 값을 기준으로 분석한다. 한편, 노동시장의 제도변수를 전기 값을 기준으로 분석하는 것에는 제도가 외생적이더라도 해당 제도가 경제주체의 의사결정에 영향을 미치기까지 시차가 존재할 수 있다는 점도 고려되었다. 다만 민감도 분석 차원에서 당기 값을 기준으로 분석한 결과도 추가적으로 보고한다.

## 가. 근로시간

근로시간의 경우 사회복지지출 및 정부의 총지출과 같은 세출규모보다는 광의소득세부담률 및 국민부담률과 같은 세입규모에 영향을 받는 것으로 나타난다. 다만 뒤에서 살펴볼 민감도 분석결과까지 고려하면, 국민부담률이 근로시간을 단축시키는 효과는 비교적 뚜렷하게 관찰되지만, 광의소득세부담률에 대해서는 통제변수 및 도구변수의 설정에 따라 그 결과가 민감하게 반응하여 국민부담률과 근로시간 간의 관계만큼 뚜렷하지는 않다. 또한 광의소득세부담률보다 국민부담률의 변화가 근로시간에 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타난다.

기준분석 결과인 <표 II-5>를 살펴보면, 광의소득세부담률과 국민부담률이 높아질수록 근로시간은 감소하는 것으로 분석된다. 광의소득세부담률과 국민부담률이 1%포인트 증가하면, 연간 근로시간은 각각 0.799~1.137시간과 0.974~1.691시간가량 감소하는 것으로 나타난다. 이와 같은 세부담과 근로시간 간의 음(-)의 상관관계는 노동시장의 제도적 특성과 관련된 설명변수를 다르게 설정하더라도 최소한 10%의 통계적 유의수준에서 강건하게 유지된다.

소득세와 같은 근로자의 임금률에 직접적으로 영향을 미치는 조세정책은 근로자의 근로시간 결정에 유의하게 영향을 미친다. 특히 세부담이 높아질수록 근로시간이 감소하는 것은 임금률 하락으로 인한 소득효과보다 대체효과가 크다는 것을 의미한다. 앞서서도 설명하였듯이 임금률이 하락하면 동일한 근로시간에 대해 소득이 감소하는 소득효과로 인하여 근로시간을 더 증가시킬 유인이 존재하는 반면, 여가의 상대가격이 하락해 소비를 줄이고 여가를 늘리는 대체효과로 인하여 근로시간을 감소시킬 유인도 동시에 존재

한다. 따라서 임금이 하락하였을 경우 소득효과와 대체효과의 상대적인 크기에 따라 근로시간의 증감 여부는 달라진다. 실증분석 결과 임금이 하락은 근로시간을 유의하게 감소시키는 것으로 나타난다.

노동공급에 직접적으로 영향을 미치는 광의소득세부담률보다는 노동의 수요와 공급에 미치는 요인이 함께 고려된 국민부담률이 근로시간을 더 크게 감소시키는 것으로 분석된다. 이는 재정지출을 증가시키기 위해 증세를 통해 GDP의 약 1% 규모의 재원을 조달할 경우 소득세를 통해서만 재원을 조달하는 것보다 소득세, 법인세 등 다양한 세목을 통해 조달할 경우 1인당 근로시간이 더 크게 감소한다는 것을 의미한다. 그 이유에 대해서는 추가적인 분석이 더 필요하지만, 법인세 등으로 인한 기업의 세 부담 증가가 노동수요에 미치는 부정적 영향이 소득세 등으로 인한 근로자의 세 부담 증가가 노동공급에 미치는 부정적 영향보다 크기 때문인 것으로 해석된다.

사회복지지출, 총지출 등 정부의 재정지출 규모는 근로시간에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 분석된다. <표 II-5>의 모형 (7)~(12)를 살펴보면, 정부지출 증가가 근로시간을 단축시키는 것으로 나타나지만 추정치가 통계적으로 유의하지 않다. 이전지출과 같은 정부지출은 소득효과를 통해 노동공급을 감소시키지만, 반대로 기업에 대한 보조금 등은 생산활동을 촉진하여 노동수요를 증가시키는 방향으로 작용한다. 따라서 정부지출의 증가가 1인당 근로시간을 한 방향으로 크게 변화시키지는 않는 것으로 해석된다.

〈표 II-5〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향(기준분석)

| 구분                      | 모형(1)                | 모형(2)                | 모형(3)                | 모형(4)                | 모형(5)                | 모형(6)                | 모형(7)               | 모형(8)               | 모형(9)                | 모형(10)              | 모형(11)              | 모형(12)               |
|-------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 전년도 근로시간                | 0.967***<br>(0.049)  | 0.941***<br>(0.055)  | 0.916***<br>(0.057)  | 0.955***<br>(0.051)  | 0.940***<br>(0.055)  | 0.907***<br>(0.058)  | 0.826***<br>(0.059) | 0.801***<br>(0.066) | 0.830***<br>(0.068)  | 0.817***<br>(0.059) | 0.794***<br>(0.064) | 0.815***<br>(0.066)  |
| 각년전 근로시간                | -0.114***<br>(0.038) | -0.104***<br>(0.039) | -0.077**<br>(0.038)  | -0.100***<br>(0.037) | -0.099**<br>(0.038)  | -0.068*<br>(0.037)   | -0.078*<br>(0.040)  | -0.078**<br>(0.033) | -0.092***<br>(0.033) | -0.072*<br>(0.040)  | -0.072**<br>(0.032) | -0.087***<br>(0.032) |
| GDP 대비 편의서비스            | -0.799**<br>(0.385)  | -0.849*<br>(0.453)   | -1.137*<br>(0.606)   | -                    | -                    | -                    | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    |
| GDP 대비 국민부담             | -                    | -                    | -                    | -1.065***<br>(0.384) | -0.974**<br>(0.394)  | -1.691***<br>(0.460) | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    |
| GDP 대비 사회복지지출           | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -0.096<br>(0.511)   | -0.357<br>(0.883)   | -0.656<br>(1.125)    | -                   | -                   | -                    |
| GDP 대비 총지출              | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                   | -                   | -                    | -0.360<br>(0.241)   | -0.396<br>(0.349)   | -0.606<br>(0.404)    |
| log(1인당 실질 GDP)         | 15.898*<br>(9.115)   | 28.091**<br>(12.129) | 49.465**<br>(19.699) | 7.049<br>(9.293)     | 20.592*<br>(11.491)  | 45.187**<br>(17.983) | 20.205**<br>(9.776) | 30.335*<br>(17.531) | 38.736<br>(26.243)   | 15.211<br>(9.490)   | 25.361<br>(17.829)  | 35.277<br>(25.950)   |
| 전년도 log(1인당 실질 총지출량)    | -3.979<br>(12.819)   | -6.613<br>(15.268)   | -20.979<br>(16.274)  | -4.341<br>(12.714)   | -5.990<br>(14.924)   | -21.952<br>(15.354)  | -3.917<br>(12.800)  | 4.198<br>(20.771)   | 4.232<br>(27.621)    | 0.209<br>(12.664)   | 7.110<br>(19.815)   | 8.955<br>(25.680)    |
| 전년도 log(실업자당 실업부담 공공지출) | -0.628<br>(2.238)    | 1.035<br>(2.705)     | -1.180<br>(2.395)    | -0.000<br>(2.094)    | 1.259<br>(2.550)     | -0.635<br>(2.463)    | -5.718**<br>(2.236) | -3.491<br>(2.743)   | -2.603<br>(2.873)    | -5.011**<br>(2.307) | -3.014<br>(2.768)   | -2.318<br>(2.795)    |
| 전년도 정규직 고용부호            | -                    | -4.399<br>(2.923)    | -1.986<br>(4.350)    | -                    | -4.516<br>(2.888)    | -1.810<br>(4.629)    | -                   | 0.813<br>(5.796)    | 3.889<br>(8.252)     | -                   | 0.963<br>(5.630)    | 5.294<br>(8.224)     |
| 전년도 임시직 고용부호            | -                    | -3.908***<br>(0.959) | -3.535***<br>(0.937) | -                    | -3.781***<br>(1.016) | -3.295***<br>(0.916) | -                   | -3.263**<br>(1.578) | -2.750<br>(1.722)    | -                   | -2.741*<br>(1.428)  | -2.055<br>(1.530)    |
| 전년도 노동조합 가입률            | -                    | -                    | 0.633***<br>(0.218)  | -                    | -                    | 0.807***<br>(0.233)  | -                   | -                   | 0.300<br>(0.250)     | -                   | -                   | 0.401<br>(0.263)     |
| 연도 대비 포함 여부             | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                   |
| 관측치                     | 694                  | 612                  | 497                  | 699                  | 615                  | 500                  | 603                 | 517                 | 415                  | 606                 | 521                 | 419                  |
| 분석국가수                   | 30                   | 30                   | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   | 30                  | 30                  | 27                   | 30                  | 30                  | 27                   |
| Wald $\chi^2$           | 5471<br>[0]          | 8.993e+06<br>[0]     | 1.870e+10<br>[0]     | 3.050e+08<br>[0]     | 3.200e+07<br>[0]     | 2.1187<br>[0]        | 1.520e+10<br>[0]    | 6.870e+10<br>[0]    | 129632<br>[0]        | 1.930e+10<br>[0]    | 9133<br>[0]         | 124416<br>[0]        |

주: 1. ( ) 안은 강건표준오차이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
 2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값  
 3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석  
 자료: 저자 작성

앞에서 살펴본 기준분석 결과 외에 <표 II-6>~<표 II-8>은 다양한 민감도 분석 결과를 보여준다. 민감도 분석은 3가지 경우에 대해 실시한다. 첫 번째로는 앞에서도 설명하였듯이 기준분석에서는 노동시장의 제도와 관련된 변수를 전기 값을 기준으로 분석하였는데, 민감도 분석에서는 당기 값을 기준으로 분석한다.

두 번째로는 도구변수 구축 시 시차로 5기까지만 고려하였을 경우에 대한 민감도 분석을 실시한다. 기준분석에서는 종속변수의 과거 값과 내생성이 존재하는 설명변수의 시차변수로 도구변수를 구성할 때 Arellano and Bond(1991)와 같이 시차에 대한 제약을 설정하지 않았다. 하지만 본 연구는 Arellano and Bond(1991)의 분석만큼 시계열이 짧지 않아 시차에 대한 제약이 없을 경우 도구변수가 상당히 많아지는 문제가 발생한다. 다만 시차에 대한 제약을 임의로 결정하기보다는 기준분석에서는 시차에 대한 제약을 주지 않고, 민감도 분석을 통해 시차에 대한 제약이 있을 경우의 분석 결과를 살펴본다.

마지막으로 1인당 실질 총자본량 변수 또한 Arellano and Bond(1991)의 방법과 같이 시차변수를 활용하여 도구변수에 반영하였을 경우에 대한 민감도 분석을 실시한다. 총자본량은 선행(predetermined)변수이지만 종속변수인 노동의 과거 값들과 내생성이 존재한다. 이는 노동과 자본은 모두 생산요소로서 대체관계 혹은 보완관계에 있기 때문이다. 차분-일반화적률법(difference GMM)에서는 이와 같은 선행(predetermined)변수의 내생성이 다른 내생변수와 같이 시차변수를 통해 도구변수에 반영될 수 있다. 다만 분석에 이미 너무 많은 도구변수가 포함되어 기준분석에서는 총자본량을 외생변수와 동일하게 취급하며, 총자본량의 내생성을 반영하기 위하여 도구변수에 총자본량에 대한 시차변수를 포함한 분석은 민감도 분석을 통해 살펴본다.

민감도 분석 결과 국민부담률이 근로시간을 단축시킨다는 결과는 비교적 강건하게 유지된다. <표 II-6>~<표 II-8>의 대부분의 분석에서 국민부담률에 대한 추정치가 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타난다. 하지만 광의 소득세부담률에 대한 추정치의 유의성은 통제변수 및 도구변수의 설정에 따

라 상당히 달라진다. 따라서 광의소득세부담률이 근로시간을 단축시킨다는 기준분석의 결과를 강하게 뒷받침하기는 어려운 것으로 판단된다. 한편, 정부 지출의 변화가 근로시간에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 기준분석의 결과는 민감도 분석에서도 유지된다. <표 II-6>~<표 II-8>의 대부분의 분석에서 정부 지출에 대한 추정치가 통계적으로 유의미하지 않다.

〈표 II-6〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향(노동시장 변수 당기 값)

| 구분                   | 모형(1)                | 모형(2)                | 모형(3)                 | 모형(4)                | 모형(5)                | 모형(6)                 | 모형(7)                | 모형(8)               | 모형(9)               | 모형(10)              | 모형(11)              | 모형(12)              |
|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 전년도 근로시간             | 0.985***<br>(0.047)  | 0.948***<br>(0.051)  | 0.925***<br>(0.049)   | 0.975***<br>(0.049)  | 0.948***<br>(0.051)  | 0.925***<br>(0.051)   | 0.842***<br>(0.056)  | 0.798***<br>(0.053) | 0.834***<br>(0.050) | 0.834***<br>(0.054) | 0.789***<br>(0.052) | 0.814***<br>(0.050) |
| 2년전 근로시간             | -0.128***<br>(0.035) | -0.107***<br>(0.037) | -0.079**<br>(0.035)   | -0.117***<br>(0.035) | -0.105***<br>(0.037) | -0.077**<br>(0.034)   | -0.096**<br>(0.039)  | -0.081**<br>(0.032) | -0.092**<br>(0.036) | -0.092**<br>(0.039) | -0.075**<br>(0.031) | -0.085**<br>(0.035) |
| GDP 대비 광고소득세         | -0.684*<br>(0.352)   | -0.594<br>(0.441)    | -                     | -                    | -                    | -                     | -                    | -                   | -                   | -                   | -                   | -                   |
| GDP 대비 국민부담          | -                    | -                    | -                     | -0.910***<br>(0.327) | -0.785**<br>(0.373)  | -1.260***<br>(0.356)  | -                    | -                   | -                   | -                   | -                   | -                   |
| GDP 대비 사회복지지출        | -                    | -                    | -                     | -                    | -                    | -                     | -0.153<br>(0.486)    | -0.394<br>(0.874)   | -0.657<br>(0.972)   | -                   | -                   | -                   |
| GDP 대비 총지출           | -                    | -                    | -                     | -                    | -                    | -                     | -                    | -                   | -                   | -0.346<br>(0.227)   | -0.444<br>(0.299)   | -0.682**<br>(0.318) |
| log(1인당 실질 GDP)      | 16.659<br>(10.535)   | 29.274**<br>(12.521) | 44.962**<br>(17.900)  | 9.241<br>(10.130)    | 23.774**<br>(11.879) | 41.899***<br>(16.081) | 21.632**<br>(10.949) | 29.461<br>(22.086)  | 26.670<br>(34.119)  | 17.050<br>(10.824)  | 24.806<br>(21.748)  | 27.891<br>(32.677)  |
| 전년도 log(1인당 실질 총지출량) | -8.377<br>(12.963)   | -13.844<br>(15.519)  | -32.117**<br>(13.789) | -7.442<br>(12.514)   | -12.429<br>(15.101)  | -31.189**<br>(13.149) | -7.121<br>(13.438)   | -1.733<br>(22.861)  | -7.083<br>(26.716)  | -3.076<br>(13.412)  | 2.807<br>(21.704)   | 1.131<br>(24.972)   |
| log(실업자당 실업부담 공공지출)  | -3.085<br>(3.097)    | -1.501<br>(2.752)    | -3.538<br>(3.521)     | -1.953<br>(2.674)    | -0.960<br>(2.527)    | -2.864<br>(3.301)     | -7.436*<br>(3.796)   | -4.944<br>(3.008)   | -4.762<br>(3.866)   | -6.858*<br>(3.639)  | -4.434<br>(3.027)   | -4.521<br>(3.930)   |
| 정규직 고용보호             | -                    | -7.427<br>(5.038)    | -8.941<br>(6.676)     | -                    | -7.803<br>(5.052)    | -9.223<br>(6.534)     | -                    | -2.081<br>(9.523)   | -7.086<br>(17.691)  | -                   | -1.325<br>(8.681)   | -3.260<br>(16.593)  |
| 임시직 고용보호             | -                    | -4.314***<br>(0.939) | -4.597***<br>(1.045)  | -                    | -4.208***<br>(0.985) | -4.434***<br>(0.987)  | -                    | -3.393**<br>(1.517) | -3.341*<br>(1.977)  | -                   | -2.855*<br>(1.559)  | -2.679<br>(2.002)   |
| 노동조합 가입률             | -                    | -                    | 0.604**<br>(0.268)    | -                    | -                    | 0.699**<br>(0.273)    | -                    | -                   | 0.264<br>(0.304)    | -                   | -                   | 0.466<br>(0.314)    |
| 연도 대비 포함 여부          | 포함                   | 포함                   | 포함                    | 포함                   | 포함                   | 포함                    | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                  | 포함                  | 포함                  |
| 관측치                  | 707                  | 601                  | 487                   | 712                  | 605                  | 491                   | 606                  | 497                 | 398                 | 609                 | 501                 | 402                 |
| 분석국가 수               | 30                   | 30                   | 27                    | 30                   | 30                   | 27                    | 30                   | 30                  | 27                  | 30                  | 30                  | 27                  |
| Wald $\chi^2$        | 866.3<br>[0]         | 7.470e+07<br>[0]     | 1.960e+10<br>[0]      | 8.690e+07<br>[0]     | 4.350e+10<br>[0]     | 2.730e+11<br>[0]      | 3131<br>[0]          | 1.260e+10<br>[0]    | 8.500e+07<br>[0]    | 7134<br>[0]         | 21156<br>[0]        | 6.430e+07<br>[0]    |

주: 1. ( ) 안은 강건표준치이며, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
 2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값  
 3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석  
 자료: 저자 작성

〈표 11-7〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향(도구변수 축소)

| 구분                      | 모형(1)                | 모형(2)                 | 모형(3)                 | 모형(4)               | 모형(5)                | 모형(6)                | 모형(7)                | 모형(8)                | 모형(9)               | 모형(10)               | 모형(11)               | 모형(12)              |
|-------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 전년도 근로시간                | 0.859***<br>(0.066)  | 0.835***<br>(0.072)   | 0.831***<br>(0.071)   | 0.850***<br>(0.075) | 0.824***<br>(0.074)  | 0.853***<br>(0.065)  | 0.640***<br>(0.073)  | 0.649***<br>(0.082)  | 0.730***<br>(0.077) | 0.610***<br>(0.064)  | 0.598***<br>(0.077)  | 0.716***<br>(0.069) |
| 2년전 근로시간                | -0.131***<br>(0.047) | -0.108**<br>(0.050)   | -0.058<br>(0.036)     | -0.118**<br>(0.048) | -0.098**<br>(0.048)  | -0.057<br>(0.035)    | -0.115***<br>(0.042) | -0.082***<br>(0.035) | -0.074**<br>(0.035) | -0.099**<br>(0.045)  | -0.081**<br>(0.035)  | -0.070*<br>(0.036)  |
| GDP 대비 광고소득세            | -1.149*<br>(0.698)   | -1.042<br>(0.800)     | -1.191<br>(0.797)     | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -                   | -                    | -                    | -                   |
| GDP 대비 국민부담             | -                    | -                     | -                     | -1.295*<br>(0.741)  | -1.238<br>(0.760)    | -1.780**<br>(0.630)  | -                    | -                    | -                   | -                    | -                    | -                   |
| GDP 대비 사회복지지출           | -                    | -                     | -                     | -                   | -                    | -                    | -1.523<br>(1.021)    | -1.516<br>(1.453)    | -1.445<br>(1.535)   | -                    | -                    | -                   |
| GDP 대비 총지출              | -                    | -                     | -                     | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -                   | -0.801*<br>(0.447)   | -0.758<br>(0.502)    | -0.723<br>(0.497)   |
| log(1인당 실질 GDP)         | 30.674**<br>(12.782) | 61.445***<br>(21.833) | 77.789***<br>(25.777) | 15.089<br>(14.382)  | 47.216**<br>(20.507) | 55.904**<br>(22.361) | 13.228<br>(21.823)   | 41.130*<br>(24.143)  | 30.634<br>(28.787)  | 19.517<br>(25.379)   | 53.335**<br>(25.183) | 24.812<br>(31.403)  |
| 전년도 log(1인당 실질 총지출량)    | -33.919<br>(21.184)  | -35.698<br>(23.962)   | -44.947**<br>(17.857) | -28.929<br>(23.369) | -24.548<br>(25.553)  | -30.135<br>(19.231)  | -9.090<br>(29.504)   | 7.818<br>(45.721)    | 11.206<br>(43.190)  | -37.794*<br>(20.535) | -23.727<br>(30.390)  | -3.475<br>(37.901)  |
| 전년도 log(실업자당 실업부담 공공지출) | -3.704<br>(3.817)    | -1.134<br>(4.154)     | -0.089<br>(4.541)     | -4.556<br>(3.759)   | -3.068<br>(4.536)    | -1.243<br>(4.012)    | -11.234*<br>(5.949)  | -7.528<br>(5.576)    | -4.912<br>(5.460)   | -6.976<br>(5.623)    | -4.335<br>(5.990)    | -3.980<br>(5.316)   |
| 전년도 정규직 고용보호            | -                    | -7.691<br>(6.433)     | -6.456<br>(6.402)     | -                   | -5.645<br>(6.755)    | 1.581<br>(8.357)     | -                    | -1.560<br>(5.105)    | -3.097<br>(7.594)   | -                    | -2.784<br>(6.399)    | -3.802<br>(8.527)   |
| 전년도 임시직 고용보호            | -                    | -5.715***<br>(1.630)  | -5.481***<br>(2.016)  | -                   | -5.554***<br>(1.923) | -3.902**<br>(1.751)  | -                    | -2.680<br>(3.524)    | -1.624<br>(2.870)   | -                    | -3.329<br>(3.335)    | -1.880<br>(3.179)   |
| 전년도 노동조합 가입률            | -                    | -                     | 0.473*<br>(0.260)     | -                   | -                    | 0.635***<br>(0.240)  | -                    | -                    | 0.057<br>(0.262)    | -                    | -                    | 0.195<br>(0.241)    |
| 연도 대비 포함 여부             | 포함                   | 포함                    | 포함                    | 포함                  | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                  | 포함                   | 포함                   | 포함                  |
| 관측치                     | 694                  | 612                   | 497                   | 699                 | 615                  | 500                  | 603                  | 517                  | 415                 | 606                  | 521                  | 419                 |
| 분석국가 수                  | 30                   | 30                    | 27                    | 30                  | 30                   | 27                   | 30                   | 30                   | 27                  | 30                   | 30                   | 27                  |
| Wald $\chi^2$           | 186702<br>[0]        | 3,180e+08<br>[0]      | 2,070e+09<br>[0]      | 8,080e+08<br>[0]    | 1,300e+10<br>[0]     | 8,560e+08<br>[0]     | 5,850e+10<br>[0]     | 3953<br>[0]          | 6,750e+09<br>[0]    | 8,550e+07<br>[0]     | 1351<br>[0]          | 5,310e+08<br>[0]    |

주: 1. ( ) 안은 강건표준오차이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
 2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값  
 3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석  
 자료: 저자 작성

〈표 II-8〉 조세·재정 정책이 근로시간에 미치는 영향(자본의 시차변수들을 도구변수에 포함)

| 구분                      | 모형(1)                | 모형(2)                | 모형(3)                | 모형(4)                | 모형(5)                | 모형(6)                | 모형(7)               | 모형(8)               | 모형(9)                | 모형(10)              | 모형(11)              | 모형(12)               |
|-------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 전년도 근로시간                | 0.967***<br>(0.049)  | 0.941***<br>(0.055)  | 0.916***<br>(0.057)  | 0.955***<br>(0.050)  | 0.940***<br>(0.055)  | 0.907***<br>(0.059)  | 0.826***<br>(0.059) | 0.801***<br>(0.066) | 0.830***<br>(0.068)  | 0.817***<br>(0.059) | 0.794***<br>(0.064) | 0.815***<br>(0.066)  |
| 2년전 근로시간                | -0.114***<br>(0.038) | -0.104***<br>(0.039) | -0.077**<br>(0.038)  | -0.100***<br>(0.037) | -0.099**<br>(0.038)  | -0.068*<br>(0.037)   | -0.078*<br>(0.040)  | -0.078**<br>(0.033) | -0.092***<br>(0.033) | -0.072*<br>(0.040)  | -0.072**<br>(0.032) | -0.087***<br>(0.032) |
| GDP 대비 광고소득세            | -0.799**<br>(0.385)  | -0.849*<br>(0.453)   | -1.137*<br>(0.606)   | -                    | -                    | -                    | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    |
| GDP 대비 국민부담             | -                    | -                    | -                    | -1.065***<br>(0.384) | -0.974**<br>(0.394)  | -1.691***<br>(0.460) | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    |
| GDP 대비 사회복지지출           | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -0.096<br>(0.511)   | -0.357<br>(0.883)   | -0.656<br>(1.125)    | -                   | -                   | -                    |
| GDP 대비 총지출              | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                   | -                   | -0.360<br>(0.241)    | -0.360<br>(0.241)   | -0.396<br>(0.349)   | -0.606<br>(0.404)    |
| log(1인당 실질 GDP)         | 15.898*<br>(9.115)   | 28.091**<br>(12.129) | 49.465**<br>(19.699) | 7.049<br>(9.293)     | 20.592*<br>(11.491)  | 45.187**<br>(17.982) | 20.205**<br>(9.776) | 30.335*<br>(17.531) | 38.736<br>(26.242)   | 15.211<br>(9.490)   | 25.361<br>(17.829)  | 35.277<br>(25.950)   |
| 전년도 log(1인당 실질 총지출량)    | -3.979<br>(12.819)   | -6.613<br>(15.268)   | -20.979<br>(16.274)  | -4.341<br>(12.714)   | -5.990<br>(14.924)   | -21.952<br>(15.353)  | -3.917<br>(12.800)  | 4.198<br>(20.771)   | 4.232<br>(27.620)    | 0.209<br>(12.664)   | 7.110<br>(19.815)   | 8.955<br>(25.680)    |
| 전년도 log(실업자당 실업부담 공공지출) | -0.628<br>(2.238)    | 1.035<br>(2.705)     | -1.180<br>(2.395)    | -0.000<br>(2.094)    | 1.259<br>(2.550)     | -0.635<br>(2.463)    | -5.718**<br>(2.236) | -3.491<br>(2.743)   | -2.603<br>(2.874)    | -5.011**<br>(2.307) | -3.014<br>(2.768)   | -2.318<br>(2.795)    |
| 전년도 정규직 고용보호            | -                    | -4.399<br>(2.924)    | -1.986<br>(4.350)    | -                    | -4.516<br>(2.888)    | -1.810<br>(4.629)    | -                   | 0.813<br>(5.796)    | 3.889<br>(8.249)     | -                   | 0.963<br>(5.630)    | 5.294<br>(8.224)     |
| 전년도 임시직 고용보호            | -                    | -3.908***<br>(0.959) | -3.535***<br>(0.937) | -                    | -3.781***<br>(1.016) | -3.295***<br>(0.916) | -                   | -3.263**<br>(1.578) | -2.750<br>(1.721)    | -                   | -2.741*<br>(1.428)  | -2.055<br>(1.505)    |
| 전년도 노동조합 가입률            | -                    | -                    | 0.633***<br>(0.218)  | -                    | -                    | 0.807***<br>(0.233)  | -                   | -                   | 0.300<br>(0.250)     | -                   | -                   | 0.401<br>(0.263)     |
| 연도 대비 포함 여부             | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                   |
| 관측치                     | 694                  | 612                  | 497                  | 699                  | 615                  | 500                  | 603                 | 517                 | 415                  | 606                 | 521                 | 419                  |
| 분석국가 수                  | 30                   | 30                   | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   | 30                  | 30                  | 27                   | 30                  | 30                  | 27                   |
| Wald $\chi^2$           | 2.170e+10<br>[0]     | 1.038e+06<br>[0]     | 9.680e+08<br>[0]     | 4.450e+07<br>[0]     | 3.200e+07<br>[0]     | 1.250e+07<br>[0]     | 2107<br>[0]         | 4348<br>[0]         | 2.959e+06<br>[0]     | 3880<br>[0]         | 2.390e+07<br>[0]    | 124416<br>[0]        |

주: 1. ( ) 안은 강건표준오차이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
 2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값  
 3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석  
 자료: 저자 작성

## 나. 경제활동참가율

정부의 사회복지지출과 총지출은 경제활동참가율을 낮추는 것으로 분석된다. <표 II-9>~<표 II-12>의 모든 모형에서 정부 지출을 확대할 경우 경제활동참가율은 통계적으로 유의하게 감소한다. 반면 세입 측면에 해당하는 광의소득세부담률과 국민부담률은 경제활동참가율에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 일관되게 나타난다.

<표 II-9>를 살펴보면, 사회복지지출 및 총지출이 증가하면 경제활동참가율은 감소하는 것으로 나타난다. 특히 정부지출 중 총지출보다 사회복지지출의 변화가 경제활동참가율에 미치는 영향이 더 큰 것으로 분석된다. 정부가 사회복지지출을 GDP 대비 1%만큼 증가시키면 경제활동참가율은 0.095~0.117%포인트 감소하며, 총지출을 GDP 대비 1%만큼 증가시키면 경제활동참가율은 0.040~0.046%포인트 감소하는 것으로 나타난다.

정부가 가계에 이전하는 사회복지지출은 가계의 소득을 증가시키는 소득 효과로 인하여 경제활동참가율을 낮출 유인이 존재한다. 조세정책과 다르게 재정지출을 통한 가계이전은 임금률에 직접적으로 영향을 미치지 않기 때문에 대체효과는 존재하지 않는다. 이러한 이론적 예상은 실증분석 결과와 일치한다. 한편 정부의 총지출에는 노동수요자인 기업에 이전하는 보조금도 존재한다. 가계에 대한 이전은 노동공급자의 노동시장 참여를 감소시키는 방향으로 작용하지만, 노동수요자에 대한 지원은 노동수요 촉진을 통해 노동공급자의 노동시장 참여를 유도하는 효과도 존재한다. 따라서 가계에 직접적으로 이전되지 않는 지출이 포함된 정부의 총지출보다 가계에 이전되는 지출만 포함된 사회복지지출이 경제활동참가율을 더 크게 감소시킨다는 결과는 직관에 부합하는 것으로 판단된다. 다만 총지출 증가가 경제활동참가율을 감소시킨다는 것은 노동수요자에 대한 지원의 효과보다 노동공급자에 대한 지원의 효과가 더 크기 때문일 수도 있고, 노동수요자에 대한 지출규모보다 노동공급자에 대한 지출규모보다 더 크기 때문일 수도 있다.

한편 광의소득세부담률과 국민부담률은 근로시간과는 달리 <표 II-9>~<표 II-12>의 모든 모형에서 경제활동참가율에는 통계적으로 유의한 영향을

미치지 않는 것으로 분석된다. 따라서 세입규모의 확대가 경제활동참가율에 미치는 영향은 매우 제한적인 것으로 판단된다.

〈표 II-9〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향(기준분석)

| 구분                      | 모형(1)               | 모형(2)               | 모형(3)                | 모형(4)               | 모형(5)               | 모형(6)                | 모형(7)                | 모형(8)                | 모형(9)                | 모형(10)               | 모형(11)               | 모형(12)               |
|-------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 전년도 경제활동참가율             | 0.908***<br>(0.021) | 0.886***<br>(0.019) | 0.873***<br>(0.018)  | 0.914***<br>(0.019) | 0.891***<br>(0.016) | 0.882***<br>(0.016)  | 0.885***<br>(0.025)  | 0.866***<br>(0.026)  | 0.856***<br>(0.022)  | 0.881***<br>(0.027)  | 0.857***<br>(0.025)  | 0.848***<br>(0.021)  |
| GDP 대비 광고소득세            | -0.033<br>(0.030)   | -0.031<br>(0.028)   | -0.034<br>(0.030)    | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 국민부담             | -                   | -                   | -                    | 0.012<br>(0.016)    | 0.006<br>(0.017)    | 0.014<br>(0.019)     | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 사회복지지출           | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    | -0.117***<br>(0.027) | -0.109***<br>(0.028) | -0.095***<br>(0.029) | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 총지출              | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -0.046***<br>(0.012) | -0.042***<br>(0.013) | -0.040***<br>(0.014) |
| log(1인당 실질 GDP)         | 0.633<br>(0.646)    | 0.855<br>(0.796)    | 1.577*<br>(0.878)    | 0.873<br>(0.632)    | 0.929<br>(0.755)    | 1.678**<br>(0.940)   | -0.289<br>(0.716)    | -0.122<br>(0.598)    | 0.574<br>(0.717)     | -0.821<br>(0.739)    | -1.020<br>(0.792)    | -0.360<br>(0.965)    |
| 전년도 log(1인당 실질 총지분량)    | -0.156<br>(0.826)   | -0.847<br>(0.926)   | -1.703*<br>(0.945)   | -0.298<br>(0.830)   | -0.925<br>(0.940)   | -1.741*<br>(0.975)   | 0.020<br>(0.688)     | -0.271<br>(0.742)    | -1.165*<br>(0.626)   | 0.500<br>(0.706)     | 0.073<br>(0.780)     | -0.466<br>(0.797)    |
| 전년도 log(실업자당 실업부담 공공지출) | 0.064<br>(0.120)    | 0.069<br>(0.104)    | 0.210**<br>(0.083)   | 0.043<br>(0.108)    | 0.069<br>(0.090)    | 0.190**<br>(0.085)   | 0.245***<br>(0.085)  | 0.245***<br>(0.089)  | 0.274***<br>(0.086)  | 0.151<br>(0.106)     | 0.168*<br>(0.097)    | 0.212**<br>(0.095)   |
| 전년도 정규직 고용보호            | -                   | -0.315<br>(0.207)   | -0.470***<br>(0.179) | -                   | -0.319<br>(0.194)   | -0.479***<br>(0.165) | -                    | -0.263<br>(0.199)    | -0.362*<br>(0.207)   | -                    | -0.201<br>(0.252)    | -0.330<br>(0.241)    |
| 전년도 임시직 고용보호            | -                   | 0.096*<br>(0.054)   | 0.086<br>(0.055)     | -                   | 0.096*<br>(0.052)   | 0.083<br>(0.052)     | -                    | 0.026<br>(0.057)     | 0.007<br>(0.067)     | -                    | 0.151**<br>(0.066)   | 0.120*<br>(0.073)    |
| 전년도 노동조합 가입률            | -                   | -                   | 0.017**<br>(0.007)   | -                   | -                   | 0.013<br>(0.008)     | -                    | -                    | 0.010*<br>(0.006)    | -                    | -                    | 0.012<br>(0.008)     |
| 인도 대비 포함 여부             | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   |
| 관측치                     | 759                 | 665                 | 546                  | 766                 | 670                 | 551                  | 635                  | 546                  | 442                  | 641                  | 553                  | 449                  |
| 분석국가 수                  | 30                  | 30                  | 27                   | 30                  | 30                  | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   |
| Wald $\chi^2$           | 849.5<br>[0]        | 354.7<br>[0]        | 1762<br>[0]          | 460.4<br>[0]        | 364                 | 3583<br>[0]          | 710                  | 1876<br>[0]          | 6291<br>[0]          | 571.2<br>[0]         | 2387<br>[0]          | 62720<br>[0]         |

주: 1. ( ) 안은 검정표준오차이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의

2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값

3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석

자료: 저자 작성

〈표 II-10〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향(노동시장 변수 당기 값)

| 구분                   | 모형(1)               | 모형(2)               | 모형(3)               | 모형(4)               | 모형(5)               | 모형(6)                | 모형(7)                | 모형(8)                | 모형(9)                | 모형(10)               | 모형(11)               | 모형(12)               |
|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 전년도 경제활동참가율          | 0.921***<br>(0.018) | 0.898***<br>(0.017) | 0.890***<br>(0.020) | 0.925***<br>(0.015) | 0.903***<br>(0.014) | 0.898***<br>(0.018)  | 0.883***<br>(0.023)  | 0.869***<br>(0.021)  | 0.859***<br>(0.025)  | 0.887***<br>(0.024)  | 0.857***<br>(0.021)  | 0.853***<br>(0.023)  |
| GDP 대비 광고소득세         | -0.034<br>(0.030)   | -0.030<br>(0.029)   | -0.024<br>(0.032)   | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 국민부담          | -                   | -                   | -                   | 0.014<br>(0.015)    | 0.006<br>(0.019)    | 0.021<br>(0.022)     | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 사회복지지출        | -                   | -                   | -                   | -                   | -                   | -                    | -0.114***<br>(0.027) | -0.097***<br>(0.025) | -0.088***<br>(0.029) | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 총지출           | -                   | -                   | -                   | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -0.047***<br>(0.012) | -0.045***<br>(0.013) | -0.041***<br>(0.014) |
| log(1인당 실질 GDP)      | 0.564<br>(0.604)    | 0.649<br>(0.772)    | 0.881<br>(0.797)    | 0.858<br>(0.560)    | 0.768<br>(0.709)    | 1.016<br>(0.757)     | -0.364<br>(0.718)    | -0.276<br>(0.562)    | -0.179<br>(0.723)    | -0.939<br>(0.734)    | -1.216<br>(0.748)    | -0.901<br>(0.868)    |
| 전년도 log(1인당 실질 총지분량) | -0.155<br>(0.719)   | -0.926<br>(0.795)   | -1.641**<br>(0.832) | -0.285<br>(0.729)   | -0.983<br>(0.814)   | -1.669*<br>(0.859)   | 0.187<br>(0.651)     | -0.237<br>(0.644)    | -1.005*<br>(0.579)   | 0.888<br>(0.660)     | 0.288<br>(0.700)     | -0.236<br>(0.722)    |
| log(실업자당 실업부담 공공지출)  | 0.026<br>(0.095)    | 0.040<br>(0.080)    | 0.080<br>(0.073)    | 0.012<br>(0.083)    | 0.058<br>(0.072)    | 0.052<br>(0.066)     | 0.199***<br>(0.075)  | 0.192**<br>(0.081)   | 0.172**<br>(0.076)   | 0.141<br>(0.095)     | 0.161*<br>(0.090)    | 0.143*<br>(0.084)    |
| 장규칙 고용보호             | -                   | -0.271<br>(0.218)   | -0.441**<br>(0.173) | -                   | -0.295<br>(0.182)   | -0.444***<br>(0.161) | -                    | -0.094<br>(0.171)    | -0.210<br>(0.219)    | -                    | 0.017<br>(0.223)     | -0.112<br>(0.250)    |
| 임시직 고용보호             | -                   | 0.111**<br>(0.052)  | 0.118**<br>(0.055)  | -                   | 0.108**<br>(0.048)  | 0.113**<br>(0.051)   | -                    | 0.029<br>(0.060)     | 0.044<br>(0.076)     | -                    | 0.143**<br>(0.065)   | 0.156**<br>(0.073)   |
| 노동조합 가입률             | -                   | -                   | 0.007<br>(0.010)    | -                   | -                   | 0.001<br>(0.011)     | -                    | -                    | -0.001<br>(0.009)    | -                    | -                    | 0.005<br>(0.009)     |
| 인도 대미 포함 여부          | 포함                  | 포함                  | 포함                  | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   |
| 관측치                  | 777                 | 658                 | 540                 | 784                 | 664                 | 546                  | 639                  | 527                  | 426                  | 645                  | 534                  | 433                  |
| 분석표본가 수              | 30                  | 30                  | 27                  | 30                  | 30                  | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   |
| Wald $\chi^2$        | 1152                | 5478                | 37867               | 1498                | 6912                | 3185                 | 4045                 | 2654                 | 3485                 | 764.8                | 780.8                | 1367                 |
|                      | [0]                 | [0]                 | [0]                 | [0]                 | [0]                 | [0]                  | [0]                  | [0]                  | [0]                  | [0]                  | [0]                  | [0]                  |

주: 1. ( ) 안은 강검표준오차이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의

2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값

3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석

자료: 저자 작성

〈표 II-11〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향(내생변수의 5기 과거값까지만 도구변수로 가정)

| 구분                      | 모형(1)               | 모형(2)               | 모형(3)                | 모형(4)               | 모형(5)               | 모형(6)               | 모형(7)                | 모형(8)                | 모형(9)                | 모형(10)               | 모형(11)               | 모형(12)               |
|-------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 전년도 경제활동참가율             | 0.789***<br>(0.030) | 0.807***<br>(0.030) | 0.818***<br>(0.026)  | 0.810***<br>(0.031) | 0.830***<br>(0.022) | 0.828***<br>(0.022) | 0.809***<br>(0.023)  | 0.820***<br>(0.022)  | 0.794***<br>(0.018)  | 0.833***<br>(0.025)  | 0.837***<br>(0.024)  | 0.810***<br>(0.025)  |
| GDP 대비 광고소득세            | -0.035<br>(0.035)   | -0.028<br>(0.035)   | -0.039<br>(0.039)    | -                   | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 국민부담             | -                   | -                   | -                    | 0.011<br>(0.025)    | 0.006<br>(0.027)    | 0.015<br>(0.024)    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 사회복지지출           | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                   | -0.125***<br>(0.025) | -0.118***<br>(0.024) | -0.113***<br>(0.031) | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 총지출              | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -0.058***<br>(0.012) | -0.055***<br>(0.013) | -0.063***<br>(0.014) |
| log(1인당 실질 GDP)         | -0.612<br>(1.417)   | 0.223<br>(1.296)    | 0.871<br>(1.273)     | -0.474<br>(1.387)   | 0.577<br>(1.327)    | 1.306<br>(1.323)    | -1.904<br>(1.475)    | -0.175<br>(0.977)    | -0.495<br>(1.034)    | -3.077**<br>(1.405)  | -2.239*<br>(1.228)   | -1.837<br>(1.452)    |
| 전년도 log(1인당 실질 총지분량)    | -0.169<br>(1.002)   | -0.742<br>(1.064)   | -1.714*<br>(1.013)   | -0.030<br>(0.927)   | -0.898<br>(1.046)   | -1.951*<br>(1.170)  | 1.220<br>(0.906)     | 0.571<br>(0.822)     | -0.591<br>(0.695)    | 2.766**<br>(1.127)   | 2.619**<br>(1.259)   | 1.455<br>(1.310)     |
| 전년도 log(실업자당 실업부담 공공지출) | 0.436***<br>(0.156) | 0.226<br>(0.147)    | 0.405***<br>(0.148)  | 0.425***<br>(0.154) | 0.275**<br>(0.135)  | 0.449***<br>(0.157) | 0.510***<br>(0.142)  | 0.413***<br>(0.140)  | 0.438***<br>(0.137)  | 0.398***<br>(0.145)  | 0.326**<br>(0.153)   | 0.418**<br>(0.177)   |
| 전년도 정규직 고용보호            | -                   | -0.643*<br>(0.372)  | -0.756***<br>(0.215) | -                   | -0.637*<br>(0.367)  | -0.596**<br>(0.262) | -                    | -0.366<br>(0.258)    | -0.343<br>(0.265)    | -                    | -0.303<br>(0.320)    | -0.288<br>(0.314)    |
| 전년도 임시직 고용보호            | -                   | -0.026<br>(0.100)   | 0.016<br>(0.085)     | -                   | -0.027<br>(0.116)   | 0.014<br>(0.096)    | -                    | -0.157<br>(0.101)    | -0.183<br>(0.121)    | -                    | -0.091<br>(0.131)    | -0.098<br>(0.133)    |
| 전년도 노동조합 가입률            | -                   | -                   | 0.006<br>(0.012)     | -                   | -                   | 0.003<br>(0.012)    | -                    | -                    | -0.006<br>(0.008)    | -                    | -                    | 0.004<br>(0.009)     |
| 인도 데미 포함 여부             | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   |
| 관측치                     | 759                 | 665                 | 546                  | 766                 | 670                 | 551                 | 635                  | 546                  | 442                  | 641                  | 553                  | 449                  |
| 분석표가 수                  | 30                  | 30                  | 27                   | 30                  | 30                  | 27                  | 30                   | 30                   | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   |
| Wald $\chi^2$           | 1.630e+09<br>[0]    | 1.060e+11<br>[0]    | 6.718e+06<br>[0]     | 1.590e+09<br>[0]    | 6.860e+10<br>[0]    | 1.630e+08<br>[0]    | 619.5<br>[0]         | 1.280e+10<br>[0]     | 2.310e+12<br>[0]     | 436.9<br>[0]         | 1.040e+12<br>[0]     | 2.560e+09<br>[0]     |

주: 1. ( ) 안은 강건표준오차이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의

2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값

3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석

자료: 저자 작성

〈표 II-12〉 조세·재정 정책이 경제활동참가율에 미치는 영향(지분을 내생변수로 가정)

| 구분                      | 모형(1)               | 모형(2)               | 모형(3)                | 모형(4)               | 모형(5)               | 모형(6)                | 모형(7)                | 모형(8)                | 모형(9)                | 모형(10)               | 모형(11)               | 모형(12)               |
|-------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 전년도 경제활동참가율             | 0.908***<br>(0.021) | 0.886***<br>(0.019) | 0.873***<br>(0.018)  | 0.914***<br>(0.019) | 0.891***<br>(0.016) | 0.882***<br>(0.016)  | 0.885***<br>(0.025)  | 0.866***<br>(0.026)  | 0.856***<br>(0.022)  | 0.881***<br>(0.027)  | 0.857***<br>(0.025)  | 0.848***<br>(0.021)  |
| GDP 대비 광고소득세            | -0.033<br>(0.030)   | -0.031<br>(0.028)   | -0.034<br>(0.030)    | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 국민부담             | -                   | -                   | -                    | 0.012<br>(0.016)    | 0.006<br>(0.017)    | 0.014<br>(0.019)     | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 사회복지지출           | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    | -0.117***<br>(0.027) | -0.109***<br>(0.028) | -0.095***<br>(0.029) | -                    | -                    | -                    |
| GDP 대비 총지출              | -                   | -                   | -                    | -                   | -                   | -                    | -                    | -                    | -                    | -0.046***<br>(0.012) | -0.042***<br>(0.013) | -0.040***<br>(0.014) |
| log(1인당 실질 GDP)         | 0.633<br>(0.646)    | 0.855<br>(0.796)    | 1.577*<br>(0.878)    | 0.873<br>(0.632)    | 0.929<br>(0.755)    | 1.678**<br>(0.940)   | -0.289<br>(0.716)    | -0.122<br>(0.598)    | 0.574<br>(0.717)     | -0.821<br>(0.739)    | -1.020<br>(0.792)    | -0.360<br>(0.965)    |
| 전년도 log(1인당 실질 총지분량)    | -0.156<br>(0.826)   | -0.847<br>(0.926)   | -1.703*<br>(0.945)   | -0.298<br>(0.830)   | -0.925<br>(0.940)   | -1.741*<br>(0.975)   | 0.020<br>(0.688)     | -0.271<br>(0.742)    | -1.165*<br>(0.626)   | 0.500<br>(0.706)     | 0.073<br>(0.780)     | -0.466<br>(0.797)    |
| 전년도 log(실업자당 실업부담 공공지출) | 0.064<br>(0.120)    | 0.069<br>(0.104)    | 0.210**<br>(0.083)   | 0.043<br>(0.108)    | 0.069<br>(0.090)    | 0.190**<br>(0.085)   | 0.245***<br>(0.085)  | 0.245***<br>(0.089)  | 0.274***<br>(0.086)  | 0.151<br>(0.106)     | 0.168*<br>(0.097)    | 0.212**<br>(0.095)   |
| 전년도 정규직 고용보호            | -                   | -0.315<br>(0.207)   | -0.470***<br>(0.179) | -                   | -0.319<br>(0.194)   | -0.479***<br>(0.165) | -                    | -0.263<br>(0.199)    | -0.362*<br>(0.207)   | -                    | -0.201<br>(0.252)    | -0.330<br>(0.241)    |
| 전년도 임시직 고용보호            | -                   | 0.096*<br>(0.054)   | 0.086<br>(0.055)     | -                   | 0.096*<br>(0.052)   | 0.083<br>(0.052)     | -                    | 0.026<br>(0.057)     | 0.007<br>(0.067)     | -                    | 0.151**<br>(0.066)   | 0.120*<br>(0.073)    |
| 전년도 노동조합 가입률            | -                   | -                   | 0.017**<br>(0.007)   | -                   | -                   | 0.013<br>(0.008)     | -                    | -                    | 0.010*<br>(0.006)    | -                    | -                    | 0.012<br>(0.008)     |
| 인도 대미 포함 여부             | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                  | 포함                  | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   | 포함                   |
| 관측치                     | 759                 | 665                 | 546                  | 766                 | 670                 | 551                  | 635                  | 546                  | 442                  | 641                  | 553                  | 449                  |
| 분석국가 수                  | 30                  | 30                  | 27                   | 30                  | 30                  | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   | 30                   | 30                   | 27                   |
| Wald $\chi^2$           | 849.5<br>[0]        | 354.7<br>[0]        | 1762<br>[0]          | 460.4<br>[0]        | 364<br>[0]          | 3583<br>[0]          | 710<br>[0]           | 5203<br>[0]          | 856.1<br>[0]         | 219.9<br>[0]         | 2387<br>[0]          | 62720<br>[0]         |

주: 1. ( ) 안은 검정표준오차이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의

2. Wald  $\chi^2$ 의 [ ] 안은 p값

3. 음영처리한 변수는 내생성이 있는 변수로 가정하여 분석

자료: 저자 작성

## 5. 소결

본 장에서는 재정규모가 노동공급에 미치는 영향에 대해 OECD 국가 패널 자료를 통해 살펴보았다. 재정규모는 세입 측면과 세출 측면으로 구분할 수 있는데, 세입 측면에서는 광의소득세부담률과 국민부담률을 고려하였고, 세출 측면에서는 GDP 대비 사회복지지출과 정부의 총지출을 고려하였다. 분석결과 세입규모의 확대는 대체로 내연적 한계(intensive margin)에 해당하는 근로시간 감소에 영향을 미치고, 세출규모 확대는 외연적 한계(extensive margin)에 해당하는 경제활동참가율 감소에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

노동공급자 측면에서 생각해보면, 소득세와 같은 조세제도는 주로 저소득·저자산 계층보다는 세금을 납부하는 계층인 고소득·고자산 계층의 노동공급 의사결정에 영향을 미친다. 특히 고소득·고자산 계층의 경우 이미 노동시장에서 노동을 공급하고 있을 가능성이 높으며, 세부담이 증가하더라도 노동시장에서의 이탈보다는 근로시간의 조정을 통해 노동공급에 변화를 줄 가능성이 높은 계층이다. 그러므로 조세제도의 변화는 경제활동참가율보다는 근로시간에 영향을 미치는 것으로 판단된다.

반면, 이전지출과 같은 재정지출은 주로 고소득·고자산 계층보다는 저소득·저자산 계층이 주요 수혜 계층이다. 이 계층의 경우 현재의 임금수준이 유보임금수준과 유사해 노동시장에서의 진입과 탈퇴의 경계에 있는 경우가 상대적으로 클 것으로 예상된다. 이 경우 정부의 이전지출 등 재정지출을 증가시키면, 해당 계층은 근로시간의 조정보다는 노동시장으로부터 이탈을 선택할 가능성이 높다. 따라서 재정지출의 변화는 경제활동참가율에 중요한 영향을 미치는 것으로 판단된다.

한편 노동수요자 측면에서 생각해보면, 법인세 등 세입규모 확대로 인한 기업의 세부담 증가는 노동수요를 축소하는 방향으로 작용하는 반면, 세출규모 확대로 인한 기업의 보조금 등의 증가는 노동수요를 확대하는 방향으로 작용한다. 이러한 노동수요의 변화는 내연적 한계(intensive margin)인 근로시간과 외연적 한계(extensive margin)인 경제활동참가율에 모두 영향을 미칠 수 있다. 다만 노동수요의 변화가 근로시간과 경제활동참가율 중 어느

쪽에 더 큰 영향을 미칠지에 대해서는 각 국가별 노동시장의 제도적 환경에 따라 다를 것으로 판단된다.

향후 우리나라가 현재의 저부담·저복지 국가에서 중부담·중복지 또는 고부담·고복지 국가로 이행한다면, 근로시간과 경제활동참가율이 동시에 감소할 가능성이 높은 것으로 판단된다. OECD 국가들과 비교해 볼 때 우리나라의 근로시간은 상당히 높은 편에 속하지만 경제활동참가율은 중간 수준이다. 근로시간의 감소는 여가시간의 증가를 의미하므로 사회적 후생 측면에서 긍정적인 영향을 미칠 수도 있다. 하지만 경제활동참가율까지 동시에 낮아진다면, 노동공급의 감소로 인하여 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이에 세부담과 복지수준을 높이더라도 경제활동참가율에 부정적인 영향을 최소화하거나 오히려 증가시킬 수 있는 정책대안의 마련도 필요하다.

한편 근로시간의 감소가 노동공급의 축소로 인한 것인지, 아니면 노동수요의 축소로 인한 것인지에 따라 사회적 후생에 미치는 영향이 달라질 수 있다. 노동공급의 축소로 인한 것이라면 근로자의 자발적 선택이 작용한 결과이기 때문에 후생을 증가시킬 여지가 존재한다. 노동수요가 고정되어 있을 때 노동공급의 감소는 임금을 증가시켜 근로시간이 단축되더라도 소비수준이 크게 낮아지지 않고 여가시간이 증가하여 사회적 후생은 증가할 수 있다. 하지만 근로시간 감소가 노동수요의 축소로 인한 것이라면, 근로자의 자발적 선택이라기보다는 노동시장의 환경 악화가 크게 작용한 것으로 생각할 수 있어 근로시간이 단축되더라도 사회적 후생은 감소할 가능성이 높을 것으로 판단된다. 노동공급이 고정되어 있을 때 노동수요가 감소하면 근로시간과 함께 임금도 감소하여 소비수준이 크게 낮아질 수 있기 때문에 여가시간 증가로 인한 효용 증가가 소비 감소로 인한 효용의 감소를 상쇄시키기 어려울 것이다. 따라서 근로시간의 감소가 사회적 후생의 증가로 이어지기 위해서는 노동수요에 대한 부정적인 영향을 최소화할 필요성이 있다.

---

## Ⅲ. 미시자료 분석: 남성가구주의 노동공급 실태

---

### 1. 자료소개 및 기초통계량

#### 가. 자료소개

제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서는 한국노동패널조사의 가구 미시자료를 이용하여 조세·재정 정책의 노동공급효과를 분석한다. 2018년 3월 기준 2016년도까지의 노동패널자료를 활용할 수 있다. 본 연구에서는 2015년도 기준의 26세 이상 55세 이하 남성가구주의 경제활동에 집중하여 분석하고자 한다. 이 경우 2015년 기준 총 2,868명의 남성가구가 분석대상이 되며, 이들 남성가구의 가구는 2015년 기준 총가구 대비 45.81%(6,419가구)를 차지한다. 이들 2,868명의 남성가구주 중에서 2014~2016년 기간 지속적으로 '가구주' 역할을 수행한 경우만을 고려한다. 이에 따라 기준 2,868명 중에서 372명(12.97%)이 배제되어 2,496명(87.03%)이 남게 된다. 또한, 자영업자 및 무급가족종사자 제외(652개 관측치 제거), 근로소득 정보는 존재하지만 근로시간 정보는 부재한 경우(0개 관측치 제거), 근로시간 정보는 존재하지만 근로소득 정보는 부재한 경우(3개 관측치 제거)도 제외한다.<sup>5)</sup> 그 결과, 최종적으로 2,213개의 관측치가 남는다.<sup>6)</sup>

남성가구주의 2015년도 노동공급 결정에 영향을 미칠 수 있는 연령, 교육수준, 혼인 여부, 가구원 수, 자녀 수, 소득분위수준 등 초기상태 변수를 2014년도 노동패널조사로부터 취하고자 한다. 예를 들면, 2014년도의 가구

---

5) 임금근로자의 노동시장 참여현황을 파악하고자 하는 것이므로 비임금근로자(자영업자나 무급가족종사자)는 표본에서 제외한다. 또한 실직자는 기본적으로 임금근로자 일자리를 찾는다고 가정한다.

6) 제Ⅳ장의 구조모형을 고려할 때는 외별이 가정을 대상만으로 분석하기 때문에 구조모형 추정에 사용된 분석 표본의 크기는 더 줄어들게 된다.

원 수나 혼인 여부 정도가 2015년의 노동시장 결정에 영향을 미쳤을 것이라고 예상하는 것이다. 연령의 경우 2014년도 자료를 이용하든, 2015년도 자료를 이용하든 큰 상관성이 없을 것으로 보인다. 그러나, 소득분 관련 정보의 경우 2015년 조사자료를 활용하면 이 값은 2015년 노동소득이 반영된 결과값이기 때문에, 2015년 노동시장참여 결정에 대한 초기상태 변수로 사용할 수 없을 것이다. 이에 따라 노동시장참여 결과값과 노동시장 결과에 대한 소득변수값은 2015년 노동패널조사자료로부터 구하고자 한다. 노동시장참여 결과값으로는 근로시간, 근로소득(월평균노동소득), 산업, 직종, 임금/비임금 근로자 여부, 종사상지위 등을 고려한다. 시간당 임금은 근로소득을 근로시간으로 나눈 값으로 정의한다.

## 나. 기초통계량

〈표 III-1〉에서는 노동패널조사의 분석변수의 기초통계량을 보여주고 있다. 평균 만 나이는 35.81세이며, 학력수준은 고졸 미만은 5%, 고졸은 28%, 대학 재학 및 중퇴자는 4%, 전문대졸자는 19%, 대졸 이상 학력보유자는 35%에 해당한다. 따라서 전문대졸 이상인 경우가 54%인 셈으로 고등교육 취득자의 비율이 50%를 상회하는 것을 알 수 있다.

〈표 III-1〉 노동패널조사 변수 소개: 개인 및 가구의 특징과 경제활동

(단위: 세, 만원, 시간, %)

| 변수 소개                   | 자료연차 | 평균    | 표준편차  | 최솟값 | 최댓값   |
|-------------------------|------|-------|-------|-----|-------|
| 만 나이 (세)                | 2014 | 35.81 | 15.63 | 25  | 54    |
| 교육수준                    |      |       |       |     |       |
| - 고졸 미만                 | 2014 | 0.05  | 0.21  | 0   | 1     |
| - 고졸                    | 2014 | 0.28  | 0.45  | 0   | 1     |
| - 대재 및 중퇴               | 2014 | 0.04  | 0.21  | 0   | 1     |
| - 전문대졸                  | 2014 | 0.19  | 0.39  | 0   | 1     |
| - 대졸 이상                 | 2014 | 0.35  | 0.48  | 0   | 1     |
| 배우자여부                   | 2014 | 0.70  | 0.46  | 0   | 1     |
| 배우자근로시간 <sup>1)</sup>   | 2014 | 5.65  | 15.18 | 0   | 100   |
| 배우자 월평균임금 <sup>1)</sup> | 2014 | 22.23 | 79.98 | 0   | 1,800 |

〈표 III-1〉의 계속

| 변수 소개                   | 자료연차 | 평균       | 표준편차     | 최솟값 | 최댓값    |
|-------------------------|------|----------|----------|-----|--------|
| 가구원 수                   | 2014 | 2.79     | 1.60     | 1   | 7      |
| 자녀 수                    | 2014 | 0.95     | 0.99     | 0   | 5      |
| 자녀 수: 0~6세              | 2014 | 0.36     | 0.65     | 0   | 4      |
| 자녀 수: 7~12세             | 2014 | 0.31     | 0.60     | 0   | 3      |
| 자녀 수: 13~15세            | 2014 | 0.04     | 0.22     | 0   | 3      |
| 소득10분위                  | 2014 | 5.67     | 3.16     | 1   | 10     |
| 경제활동 상태                 |      |          |          |     |        |
| - 취업자                   | 2015 | 0.93     | 0.25     | 0   | 1      |
| - 실업자                   | 2015 | 0.01     | 0.11     | 0   | 1      |
| - 비경제활동                 | 2015 | 0.05     | 0.23     | 0   | 1      |
| 중사상규모                   |      |          |          |     |        |
| - 10명 미만                | 2015 | 0.19     | 0.39     | 0   | 1      |
| - 10~29명                | 2015 | 0.14     | 0.34     | 0   | 1      |
| - 30~99명                | 2015 | 0.15     | 0.36     | 0   | 1      |
| - 100~299명              | 2015 | 0.10     | 0.30     | 0   | 1      |
| - 300~499명              | 2015 | 0.04     | 0.19     | 0   | 1      |
| - 500명 이상               | 2015 | 0.19     | 0.39     | 0   | 1      |
| 근로시간                    | 2015 | 40.35    | 13.30    | 0   | 90     |
| 배우자 근로시간 <sup>1)</sup>  | 2015 | 5.70     | 15.16    | 0   | 155    |
| 배우자 월평균임금 <sup>1)</sup> | 2015 | 23.10    | 77.42    | 0   | 1,200  |
| 고용형태                    |      |          |          |     |        |
| - 상용직                   | 2015 | 0.80     | 0.40     | 0   | 1      |
| - 임시직                   | 2015 | 0.05     | 0.22     | 0   | 1      |
| - 일용직                   | 2015 | 0.08     | 0.27     | 0   | 1      |
| 월평균임금 (만원)              | 2015 | 307.74   | 177.44   | 0   | 2,000  |
| 소득10분위                  | 2015 | 6.51     | 2.50     | 0   | 10     |
| 가구이전소득 (만원)             | 2015 | 169.34   | 671.36   | 0   | 20,000 |
| 가구사회보험소득 (만원)           | 2015 | 17.38    | 167.03   | 0   | 3,840  |
| 가구기타소득 (만원)             | 2015 | 127.08   | 1,825.28 | 0   | 70,500 |
| 가구근로소득 (만원)             | 2015 | 4,682.13 | 2,824.11 | 0   | 24,600 |
| 가구금융소득 (만원)             | 2015 | 20.43    | 153.84   | 0   | 3,500  |
| 가구부동산소득 (만원)            | 2015 | 88.46    | 852.62   | 0   | 25,000 |
| 가구총소득 (만원)              | 2015 | 5,104.41 | 3,570.47 | 0   | 70,500 |

주: 1. 2015년 기준 26~55세 남성가구주 가구 표본 이용  
 1) 무배우자 및 비경제활동유배우자의 경우도 모두 포함하여 평균값 계산  
 자료: 노동패널조사 2014~2015년도 자료를 이용하여 저자 가공

2014년 기준, 이들 남성가구주 중에서 70%가 배우자가 존재하며, 배우자의 평균근로시간은 5.65시간, 배우자 월평균임금은 22.23만원이었다. 배우자의 평균근로시간과 월평균임금이 상당히 낮은 것은 배우자가 존재하지 않거나, 배우자가 있더라도 근로소득이 없는 경우의 표본을 모두 포함하여 계산하였기 때문이다.

평균 가구원 수는 2.79명이고, 가구원 수의 최댓값은 7명이다. 자녀 수는 평균 0.95명이었고, 0~6세 자녀 수는 0.36명, 7~12세 자녀 수는 0.31명, 13~15세는 0.04명으로 나타났다. 가구의 소득10분위 값을 고려하면 분석표본 대상 남성가구주의 2014년 기준 소득10분위수의 평균은 5.67로 나타났다. 이상의 변수는 2015년에 경제활동과 관련 의사결정을 내리기 앞서 남성가구주에 영향을 미칠 수 있는 요인들로 고려되었다.

다음은 2015년 기준 변수의 기초통계량을 살펴보자. 2015년에 분석표본의 남성가구의 93%가 취업자이며, 1%가 실업자, 5%가 비경제활동자로 집계되었다. 자영업 종사자들의 경우 분석표본에서 아예 제외되었기 때문에 ‘취업자’란 곧 ‘임금근로자’를 의미한다.

임금근로자들이 종사하는 사업체의 종사상규모를 살펴보면, 10명 미만 사업체 종사자 비율은 19%, 10~29인 사업체 비율은 14%, 30~99명 사업체 비율은 15%, 100~299명은 10%, 300~499명은 4%, 500인 이상은 19%인 것으로 나타났다. 300인 이상 사업체 종사비율이 23%임을 고려할 때, 중소기업 사업체 종사자가 대부분을 차지하는 것을 알 수 있다. 그럼에도 불구하고, 10명 미만과 500명 이상 사업체 종사자가 모두 19%인 데 반해, 100~299인과 300~499인 사업체는 각각 10%, 4%인 것을 고려할 때 중간규모 사업체 종사자는 적고, 양극단 규모 사업체 종사자는 많은 양극화 경향이 존재한다고 볼 수 있을 듯하다.

남성가구주의 2015년 기준 근로시간은 40.35시간으로, 월평균임금은 307.74만원으로 나타났다. 반면, 동일연도 배우자 근로시간은 5.7시간, 배우자의 평균임금수준은 23만원으로 나타났다. 남성가구주의 고용형태를 살펴보면, 상용직이 80%, 임시직이 5%, 일용직이 8%에 해당한다(나머지는 실업

자나 비경제활동자). 2015년 남성가구주의 소득10분위 평균값은 6.51로 나타났다. 마지막으로 연간 가구이전소득은 169.34만원, 가구사회보험소득은 17.38만원, 가구기타소득은 127.08만원, 가구근로소득은 4,682.13만원, 가구금융소득은 20.43만원, 가구부동산소득은 88.46만원으로 나타났으며, 연간 가구총소득(상기 6개 항목의 총합)은 평균 5,104.41만원으로 집계되었다.

〈표 III-2〉 노동패널조사 - 정책 변수

(단위: 세, 만원, 시간, %)

| 변수 소개              | 자료연차 | 평균    | 표준편차  | 최솟값 | 최댓값    |
|--------------------|------|-------|-------|-----|--------|
| 작년 세전총연간근로소득14     | 2015 | 3,202 | 2,312 | 0   | 15,000 |
| 작년 세후총연간근로소득14     | 2015 | 3,065 | 2,162 | 0   | 14,470 |
| - 근로소득세14          | 2015 | 136   | 228   | 0   | 3,600  |
| 작년 세전총연간근로소득15     | 2016 | 3,883 | 2,311 | 0   | 24,960 |
| 작년 세후총연간근로소득15     | 2016 | 3,696 | 2,123 | 0   | 24,000 |
| - 근로소득세15          | 2016 | 187   | 289   | 0   | 4,000  |
| 배우자-작년 세전총연간근로소득14 | 2015 | 727   | 1,388 | 0   | 14,000 |
| 배우자-작년 세후총연간근로소득14 | 2015 | 702   | 1,329 | 0   | 13,500 |
| - 배우자근로소득세14       | 2015 | 25    | 80    | 0   | 1,000  |
| 배우자-작년 세전총연간근로소득15 | 2016 | 756   | 1,383 | 0   | 13,000 |
| 배우자-작년 세후총연간근로소득15 | 2016 | 725   | 1,311 | 0   | 12,000 |
| - 배우자근로소득세15       | 2016 | 31    | 104   | 0   | 2,000  |
| 근로장려세제-신청함14       | 2014 | 0.01  | 0.08  | 0   | 1      |
| 근로장려세제-지원금액14      | 2014 | 0.59  | 8.68  | 0   | 200    |
| 근로장려세제-신청함15       | 2015 | 0.01  | 0.11  | 0   | 1      |
| 근로장려세제-지원금액15      | 2015 | 1.27  | 12.64 | 0   | 198    |

주: 1. 2015년 기준 26~55세 남성가구주 가구 표본 이용.

1) 무배우자 및 비경제활동유배우자의 경우도 모두 포함하여 평균값 계산

자료: 노동패널조사 2014~2016년도 자료를 이용하여 저자 가공

〈표 III-2〉에서는 세전총연간근로소득, 세후총연간근로소득, 근로장려세제의 신청 여부 및 지원금액 등을 보여주고 있다. 2014년도의 세전/세후 총연간근로소득은 2015년 노동패널조사자료로부터, 2015년도의 세전/세후 총연간근로소득은 2016년 노동패널조사자료로부터 도출하였다. 근로소득세는 세전총연간근로소득에서 세후총연간근로소득을 제한 값이다. 또한, 비교를 위

해 배우자의 세전/세후총연간근로소득 값을 제시하였다. 노동패널조사에서 근로장려세제의 경우는 근로장려세제를 신청했는지 여부와, 지원받은 금액에 대한 정보를 제공하고 있다. 신청 여부는 더미변수(신청 시 1, 미신청 시 0)로, 지원금은 미신청 가구까지 모두 고려한 무조건(unconditional) 평균값으로 계산하였다.

결과를 살펴보면, 남성가구주의 2014년도 근로소득세는 평균 136만원이고, 2015년 근로소득세는 187만원으로 나타난다. 배우자의 근로소득세는 2014년, 2015년 각각 25만원, 31만원이다. 근로장려세제를 신청한 가구는 전체 가구 중에서 2014년, 2015년 모두 1%에 지나지 않았다. 근로장려세제 지원금액은 2014년, 2015년 각각 59만원, 1.27만원에 지나지 않았다.

## 2. 개인 및 가구의 특질별 노동공급 실태

개인이나 가구 특질별로 남성가구주의 노동공급이 어떻게 달라지는지 살펴보기로 한다. <표 III-3>에서는 먼저 가구유형을 연령과 배우자 유무에 따라 구분하여 개인 및 가구 특질, 남성가구주의 경제활동 결과값이 어떻게 달라지는지 보여주고 있다.

대졸 이상을 1, 대졸 미만을 0으로 상정하는 더미변수에 대한 평균값으로 교육수준을 가구유형별로 비교해보면 유배우자 가구가 무배우자 가구에 비해, (배우자 조건 일치시키는 경우) 저연령층이 고연령층보다 더 교육수준이 높다. 가구금융소득, 가구부동산소득, 가구원총소득, 가구소득10분위수의 경우 모두 유배우자 가구가 무배우자 가구에 비해 더 높고, 동일 배우자 조건 하에서는 고연령층 남성가구주 가구가 저연령층 남성가구주 가구에 비해 더 높게 나타난다.

〈표 III-3〉 가구유형별 초기상태 및 경제활동 결과값

(단위: 명, 분위, 만원, %)

| 변수                          | 26~39세, 유배우자 | 26~39세, 무배우자 | 40~55세, 유배우자 | 40~55세, 무배우자 |
|-----------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| <b>2014년도 조사자료</b>          |              |              |              |              |
| 교육수준: 대졸 이상=1, 대졸 미만=0      | 0.48         | 0.23         | 0.36         | 0.18         |
| 가구소득10분위 (분위)               | 6.69         | 1.74         | 7.38         | 4.02         |
| 가구금융소득금액 (만원)               | 11.58        | 3.05         | 34.40        | 19.29        |
| 가구부동산소득금액 (만원)              | 34.58        | 0.96         | 96.68        | 38.51        |
| 가구원총소득 (만원)                 | 4,829        | 1,137        | 5,851        | 2,571        |
| <b>2015년도 조사자료</b>          |              |              |              |              |
| 경제활동 상태: 취업자=1, 비취업자=0      | 0.98         | 0.92         | 0.93         | 0.83         |
| 종사상지위: 상용직=1, 임시일용직=0       | 0.93         | 0.77         | 0.79         | 0.50         |
| 종사자규모: 300인 이상=1, 300인 미만=0 | 0.25         | 0.23         | 0.23         | 0.09         |
| 주당근로시간 (시간)                 | 42.08        | 39.72        | 40.37        | 35.66        |
| 월평균임금 (만원)                  | 314.38       | 275.08       | 340.95       | 189.53       |
| 가구이전지출 (만원)                 | 273.08       | 131.89       | 132.69       | 114.63       |
| 근로장려세제 지원금 (만원)             | 1.99         | 2.00         | 1.98         | 1.99         |
| 관측치                         | 601          | 503          | 948          | 161          |

주: 1. 26~55세 남성가구주 대상으로 분석표본을 한정함

2. 가구유형은 남성가구주의 2015년도 기준 만 나이와 배우자 유무별로 구분

자료: 노동패널조사 2014~2015년도 자료를 기반으로 저자 가공

취업자를 1로, 비취업자를 0으로 두어 경제활동 상태를 살펴보면, 취업자 비율 역시 유배우자>무배우자, 고연령층>저연령층의 패턴이 나타난다. 40~55세/무배우자의 경제활동 상태는 0.83으로 17%가량이 실업자나 비경제활동 상태인 것으로 나타나는 것이 눈에 띈다.

임금근로자 사이에서의 상용직 비율의 경우, 배우자/연령별로 유사한 패턴을 보이고 있다. 구체적으로는 26~39세/유배우자의 경우 93%가 상용직, 26~39세/무배우자의 경우 77%가 상용직을 갖고 있다. 반면 40~55세/유배우자의 경우 79%가 상용직, 40~55세/무배우자의 경우 단 50%만이 상용직 일 자리에 종사하는 것으로 나타난다.

300인 이상 사업체 종사자의 경우 1, 300인 미만 사업체 종사자인 경우 0

으로 두어 종사자규모 측면을 살펴보면, 40~55세/무배우자 가구의 남성가구주는 0.09이고 나머지 세 개 가구의 경우 0.23~0.25로 상당히 유사한 값을 갖는다.

월평균임금 수준은 25~39세/유배우자는 314만원, 25~39세/무배우자는 275만원, 40~55세/유배우자는 340만원, 40~55세/무배우자는 189만원이다. 유배우자 가구가 무배우자 가구보다 월평균임금 수준이 높다. 유배우자 가구 중에서는 고연령층 가구가, 무배우자 가구 중에서는 저연령층 가구의 월평균임금이 더 높은 것으로 나타난다.

반면 주당 근로시간의 경우, 유배우자 가구가 무배우자 가구보다 높되, 동일 배우자 조건하에서는 저연령층이 고연령층에 비하여 주당근로시간이 더 긴 것으로 나타난다. 유배우자 가구를 비교할 때, 40~55세/유배우자 남성가구주의 경우, 26~39세/유배우자 남성가구주에 비하여 월평균임금은 높고 근로시간은 더 짧기 때문에 이들 고연령층 유배우자 가구의 남성가구주의 시간당 임금이 저연령층 유배우자 가구의 남성가구의 시간당 임금보다 더 높음을 알 수 있다.

연간 가구이전지출의 경우, 26~39세/유배우자는 273만원, 26~39세/무배우자는 131만원, 40~55세/유배우자는 132만원, 40~55세/무배우자는 114만원이다. 26~39세/유배우자의 경우 월평균임금이나 고용형태 등에서 상대적으로 우위에 있으면서도 이전지출액이 많은 것으로 미루어볼 때, 자녀보육 등으로 인한 이전지출이 많은 것으로 사료된다.

마지막으로, 연간 근로장려세제 지원금을 살펴보면, 모든 연령층에서 19,800원~2만원으로 그 금액이 대동소이하게 나타난다.

이와 같이 가구유형별 기초통계량을 살펴봄으로써 다음의 상황을 유추할 수 있다.

남성가구주 개인의 고용실태를 월평균임금, 근로시간, 종사상지위 등을 종합적으로 고려할 때, 상기 고려한 네 가지 가구 유형 중에서 26~39세/유배우자 가구의 남성가구주가 가장 우위에 있다고 할 수 있다. 40~55세/유배우자 가구의 남성가구주의 경우 월평균임금은 4개 가구유형 중에서 가장 높

지만, 해당 남성가구주의 상용직 비율은 79%에 지나지 않아 일자리의 안정성 측면이 26~39세/유배우자 남성가구주보다 더 낮다고 보기 어렵다. 또한 대졸 이상 비율도 26~39세/유배우자 남성가구주가 48%인 데 비해, 40~55세/유배우자 남성가구주는 36%에 그친다.

고려한 네 가지 가구형태 중 가장 취약한 경우는 40~55세/무배우자 가구이다. 취업확률이 83%에 머물고, 상용직 비율은 50%, 300인 이상 종사자 규모는 9%에 그친다. 월평균임금이 200만원 이하로 270만원 이상인 다른 가구유형의 남성가구주와 확연히 차이난다.

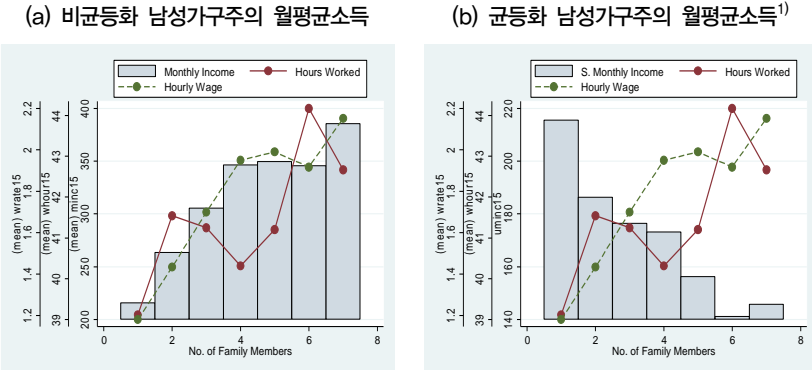
이제 개인 특질에서 벗어나, 가구 특질을 살펴보면 40~55세/유배우자 가구유형이 가장 우위에 있다고 할 수 있다. 가구소득10분위수는 40~55세/유배우자 가구가 7.38분위로 가장 높고, 26~39세/유배우자의 가구소득10분위수가 6.69분위로 그다음을 잇는다. 가구원총소득의 경우 40~55세/유배우자 가구가 5,851만원, 26~39세/유배우자 가구가 4,829만원으로 1,000만원가량 차이난다. 실제로 금융소득이나 부동산소득 측면에서 40~55세/유배우자 가구가 26~39세/유배우자 가구를 압도한다. 가구원 수도 40~55세/유배우자 가구가 26~39세/유배우자 가구보다 더 많을 것으로 예상할 수 있다.

요컨대, 40~55세/유배우자 가구의 남성가구주는 개인의 특징으로만 살펴보면 고용상황이 최우위에 있다고 할 수는 없으나, 비근로소득, 가구원 등 소득창출원이 26~39세/유배우자에 비하여 더 풍부하다고 할 수 있다.

반면, 26~39세 유배우자 가구의 경우 남성가구주 개인의 특질로만 고려했을 때는 가장 최우위를 차지하지만, 가구 전체를 살펴볼 때는 그렇다고 보기 어렵다. 26~39세/유배우자 남성가구주의 가구 내 금융 및 부동산소득금액은 40~55세/무배우자 남성가구주보다도 더 낮다. 상대적으로 저연령층 가구는 고연령층에 비해 가구원 수가 많지 않고, 배우자가 일을 하더라도 육아 등으로 소득창출 측면에서 한정적인 역할을 하는 경우가 많을 수 있다. 이에 따라 26~39세/유배우자 가구의 경우, 남성근로자의 근로소득이 해당 가구의 가구원총소득의 절대적인 소득창출원으로 역할을 할 가능성이 높다고 할 수 있다. 26~39세/유배우자 가구의 남성근로자 자체의 월임금 수준이

상대적으로 높다고 하더라도, 미래의 자녀교육, 노년 준비 등으로 투입될 여 러 지출원을 고려할 때는 남성가구주 입장에서는 충분하지 않게 생각될 수 있다.

[그림 III-1] 총가구원 수에 따른 남성가구주의 월평균소득 (단위: 만원, 시간)



주: 1. 26~55세 남성가구주 대상으로 분석표본을 한정함

1) 균등화 월평균소득은 월평균소득을  $\sqrt{\text{가구원 수}}$ 로 나눈 값을 의미함

자료: 노동패널조사 2014~2015년도 자료를 기반으로 저자 가공

이상의 일련의 논의에서 정부의 조세 및 재정 정책의 대상자를 파악하기 위해서는 근로자 개인의 상황과 해당 개인이 처한 가구의 상황을 결부하고, 종합적으로 노동공급 및 소득분배 실태를 가늠할 필요가 있음을 알 수 있다.

가구원 수에 따른 부양부담이 상승하게 되면, 남성가구주가 경제활동에 참가하거나, 참가하더라도 더 높은 근로소득을 벌어들여야 하는 유인을 갖게 될 수 있다. 즉, 가구원 수는 그 자체로 남성가구주의 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 것이다.

[그림 III-1]에서는 총가구원 수에 따른 남성가구주의 월평균소득, 근로시간, 시간당 임금을 보여주고 있다. 해당 그림에서 (a)는 명목월평균소득, (b)는 명목월평균소득을  $\sqrt{\text{가구원 수}}$ 로 나눈 균등화 월평균소득을 보여준다. 두 그림에서 가로축은 가구원 수를 의미하고, 세로축은 남성가구주의 월평균소득, 근로시간, 시간당 임금을 보여준다.

먼저 비균등화 월평균소득 그래프를 살펴보자. 막대그래프는 남성가구주의 월평균임금을 나타낸다. 가구원 수가 많아질수록 남성가구주의 월평균임금이 높아지는 것을 알 수 있다. 이러한 데이터 패턴은 남성가구주의 근로소득과 가구원에 대한 부양 의무 간의 상관성이 강하게 존재한다는 것을 시사한다. 가구원 절대수의 증가는 곧 그러한 부양 부담감에 대한 지표 역할을 하기 때문이다. 가구원이 4~6명인 경우, 남성가구주의 월평균임금이 대동소이하다가, 가구원이 7명인 경우 남성가구주의 월평균임금이 눈에 띄게 증가하고 있다. 그래프에서 실선은 근로시간을 의미하는데, 1인에서 2인으로 이동할 때, 즉 가구원 수가 증가할 때 남성가구주의 근로시간이 늘어나지만, 3~4인으로 갈수록 낮아졌다가 그 이후에는 다시 높아진다. 이러한 패턴이 왜 나타나는지 파악하기 위해서는 가구원 수 자체가 아닌 가구 구성원의 특질을 살펴볼 필요가 있을 것이다. 한편, 시간당 임금의 경우 대체로 늘어나는 경향을 보인다. 5명에서 6명으로 가구원이 늘어나는 경우를 제외하고는 시간당 임금이 대체로 증가하며, 가구원 수가 늘어날수록 그 증감폭이 낮아지는 한계체감 경향을 보인다.

남성가구주의 균등화 근로소득을 고려한 [그림 III-1]의 (b)를 살펴보자. 시간당 임금과 근로시간 데이터는 [그림 III-1]의 (a)와 동일하므로 반복하여 해석하지 않는다. 막대그래프로 표시한 남성가구주의 균등화 근로소득은 가구원 수가 늘어남에 따라 줄어들고 있다. 이를 어떻게 해석해야 하는가? 남성가구주의 균등화 근로소득이 가구원 수와 상관없이 일정한 값(상수함수)을 유지한다면, 이는 곧 남성가구주의 명목근로소득이 가구원 수에 따라 증가하되, 분모에서의 근로소득 추가적인 증가분이 분자에서의 추가적인 가구원 수 증가분을 정확히 상쇄하는 것을 의미한다. 이 경우, 만약 남성가구주의 근로소득이 해당 가구의 총소득과 일치한다면, 이는 곧 가구별 1인당 소득수준이 가구원의 규모에 상관없이 모두 동일하다는 것을 의미한다.

그러나 [그림 III-1]의 (b)에 따르면 남성가구주의 균등화 근로소득이 가구원 수 증가에 따라 감소함을 알 수 있다. 이는 곧, 가구원 수가 늘어남에 따라 발생하는 남성가구주의 근로소득 추가분이 가구원 수 증가분을 상쇄할

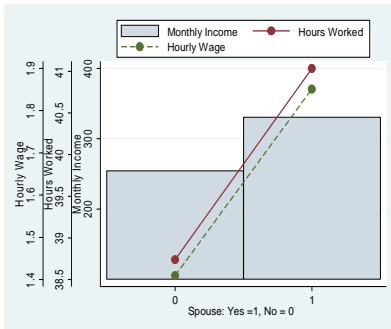
만큼 크지 않다는 것을 의미한다. 만약 남성가구주의 근로소득이 해당 가구의 유일한 소득창출원이라고 할 때, [그림 III-1]의 (b)와 같은 남성가구주의 균등화 월평균소득 패턴은 곧 가구원이 높을수록 가구빈곤확률이 높다는 것을 의미할 것이다. 하지만, 직관적으로 살펴보았을 때, 가구원 수가 5인 이상인 상황에서 남성가구주의 근로소득이 유일한 소득창출원일 확률은 그리 높지 않을 것이다. 또한 이와 관련하여, 가구 안에 자신을 제외한 다른 가구원이 소득을 창출할 수 있는 상황인 경우 남성가구주의 부양부담이 그만큼 줄어들어 남성가구주 스스로도 근로소득을 높일 유인이 상대적으로 적을 수 있다.

[그림 III-2]에서는 연령/배우자 기반으로 구분한 가구유형별로 남성의 노동공급 현황을 보여주고 있다. 배우자가 있는 경우에 그렇지 않은 경우에 비하여 월평균임금, 근로시간, 시간당 임금이 모두 높은 것을 [그림 III-2]의 (a)에서 알 수 있다.

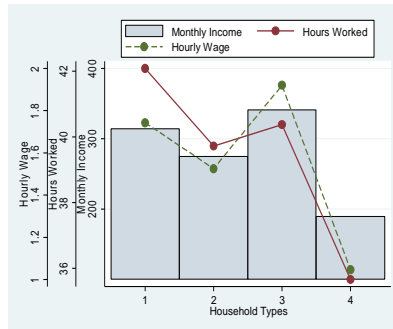
[그림 III-2] 배우자/연령별 남성가구주의 노동공급 실태

(단위: 만원, 시간)

(a) 배우자 유무<sup>1)</sup>



(b) 가구유형별<sup>2)</sup>



주: 1. 2015년 기준 26~55세 남성가구주 대상으로 분석표본을 한정함

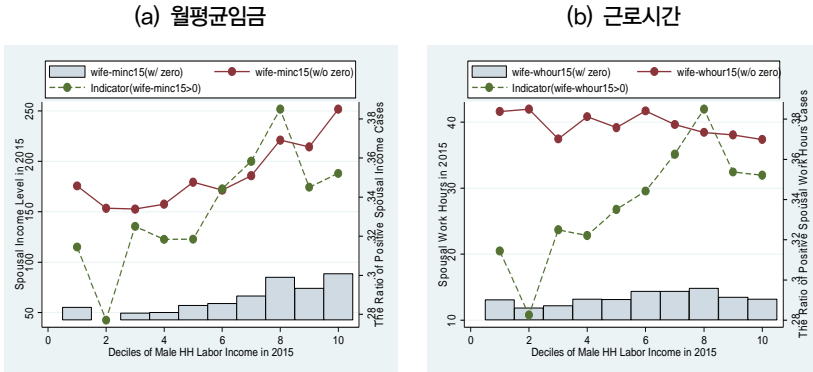
1) 배우자가 존재하는 경우 1, 배우자가 존재하지 않는 경우 0

2) 가구유형은 <표 III-10>의 구분과 동일함. 유형 1: 26~39세/유배우자 가구, 유형 2: 26~39세/무배우자 가구, 유형 3: 40~55세/유배우자 가구, 40~55세/무배우자 가구

자료: 노동패널조사 2014~2015년도 자료를 기반으로 저자 가공

[그림 III-3] 2015년 남성가구주 월평균임금 10분위 기준:  
배우자의 월평균임금과 근로시간

(단위: 만원, 시간)



주: 1) 2015년 기준 26~55세 남성가구주 대상으로 분석표본을 한정함  
2) 2015년 남성가구주의 월평균임금을 기준으로 10개 구간으로 구분함  
자료: 노동패널조사 2014~2015년도 자료를 기반으로 저자 가공

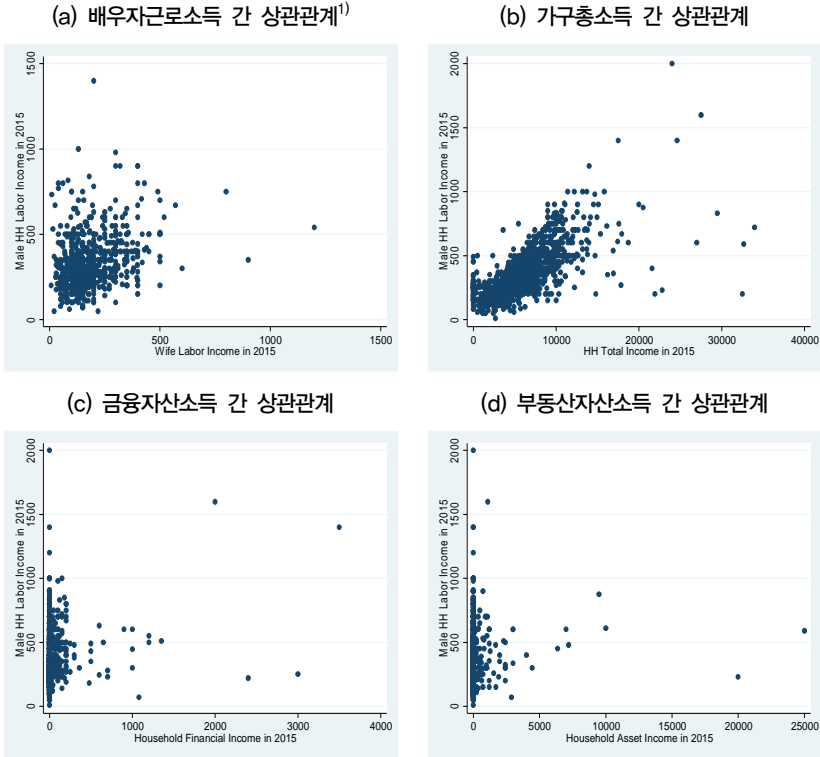
[그림 III-2(b)]에서는 가구유형을 앞서 이미 살펴본 것처럼 네 가지로 구분하고 있다. 그래프의 가로축에서 '1'은 26~39세/유배우자 가구를, '2'는 26~39세/무배우자 가구를, '3'은 40~55세/유배우자 가구를, '4'는 40~55세/무배우자 가구를 각각 의미한다. 앞서 이미 언급했던 바와 같이, 개인의 고용 특질만 살펴보는 경우, 유형 4에 해당하는 남성가구주가 가장 취약하고, 유형 1에 해당하는 남성가구주가 우위에 있는 편이라고 할 수 있다.

[그림 III-3]에서는 남성가구주의 2015년 월평균임금을 기준으로 10분위를 구분하고, 분위별로 배우자의 경제활동존재 여부(점선), 배우자의 무조건부(unconditional) 월평균임금(막대그래프), 배우자의 조건부(conditional) 월평균임금(실선)을 보여주고 있다. 이때 조건부라는 것은 월평균임금이 0보다 큰 관측치에 한하여 해당 임금값을 구했음을 의미한다.

먼저, 남성가구주의 근로소득이 증가할수록 배우자의 무조건부 월평균임금이 대체로 증가하는 것을 알 수 있다. 조건부 월평균임금도 마찬가지이다. 그러나 그 관계가 완전히 단조적이지는 않다. 특히 배우자의 무조건부 월평균임금의 경우 남성가구주가 9분위에 해당하는 경우 다소 낮아지고, 8

분위와 10분위에 해당하는 배우자의 무조건부 월평균임금은 거의 차이가 없기 때문이다.

[그림 III-4] 남성가구의 근로소득과의 상관관계



주: 1. 2015년 기준 26~55세 남성가구주 대상으로 분석표본을 정하고, scatter-plot은 남성가구주의 근로소득이 존재하는 경우로 한정함  
 1) 배우자근로소득과 남성가구주의 근로소득이 모두 존재하는 경우에 대해 scatter-plot 수행  
 자료: 노동패널조사 2014~2015년도 자료를 기반으로 저자 가공

배우자의 취업률(점선)의 경우, 소득분위에 따른 비단조성(non-monotonicity)이 더욱 두드러진다. 1분위와 3분위에 해당하는 남성가구주의 배우자의 취업률은 4~5분위보다 더 높다. 5분위 이후 8분위까지 배우자의 취업률은 상당히 높이 올라가지만 9~10분위의 배우자 취업률은 크게 낮아진다. 남성가구주 근로소득이 9분위 가구에 해당하는 배우자들의 무조건부 평균임금률이 낮은 것은 이러한

낮은 취업률에서 기인하는 것으로 해석될 수 있다.

5분위 이후부터, 배우자의 조건부 월임금평균이 남성가구주의 근로소득분위수가 높아짐에 따라 가파르게 증가하는 것은 어떻게 해석할 수 있을 것인가? 노동생산성이 높은 여성일수록 노동생산성이 높은 남성과 함께 가구를 형성할 가능성이 높기 때문에 그러한 증가추세가 형성이 된다고 볼 수 있다. 또한, 남성가구주의 근로소득 기준이 최상분위에 접근할수록 노동생산성이 충분히 높은 배우자들이 주로 노동시장에 참여하는 것이라면, 배우자의 조건부 월임금평균의 '한계체중'현상을 일정 부분 설명할 수 있다.

[그림 III-3]의 (b)는 배우자의 근로시간을 보여주고 있다. 그래프에서 근로시간이 관찰될 확률은 곧 취업할 확률과 동일하기 때문에 점선에 대한 해석은 별도로 하지 않는다. 남성가구주의 근로소득 분위별로 여성의 무조건부 근로시간은 두드러진 패턴을 보이지는 않는다. 6~8분위에서 상대적으로 높은 편이고 그 전후로 다소 낮아지는 것을 알 수 있다. 눈에 띄는 것은 남성가구주 근로소득이 1분위에 해당하는 가구의 배우자의 무조건부 근로시간이 상대적으로 길다는 점이다. 배우자들의 조건부 근로시간평균은 남성가구주의 근로소득분위수가 증가할수록 줄어드는 경향을 보인다. 취업상태의 배우자들 중에서 주 40시간 미만의 근로시간을 갖고 있는 경우는 상대적으로 남성가구주의 근로소득이 높은 경우(7~10분위)에 해당한다.

마지막으로 [그림 III-4]에서는 남성가구주의 근로소득과 배우자근로소득, 가구총소득, 금융자산소득, 부동산자산소득 간의 상관관계를 파악하고자 scatter-plot 그래프를 그려보았다. [그림 III-4]의 (a)에서는 배우자근로소득과 남성가구주의 근로소득간의 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 그러나, 그 관계가 명확히 나타나는 것은 아니다. 특히 배우자의 근로소득이 적을 때, 이에 상응하는 남성가구주의 근로소득의 분산이 상당히 큰 것은 남성가구주와 배우자와의 근로소득 간에 체계적인 연관성을 찾는 것이 쉽지 않음을 시사한다.

[그림 III-4]의 (b)에서는 가구총소득과 남성가구주의 근로소득 간의 관계를 보여주는데, 분명한 정(+)의 관계를 형성하고 있음을 알 수 있다. 이는 '남성가구주'가 해당 가구의 가구원에 대한 일차적인 부양의무를 갖고 있음

을 예상하게 한다.<sup>7)</sup> 또한 이러한 선명한 정(+)의 관계는 가구원 수에 따라 남성가구주의 근로소득이 증가한 것과도 연관성이 있다고 볼 수 있다.

남성가구주의 근로소득과 금융자산, 부동산자산소득 간의 관계는 특별한 의미를 찾아보기 어려웠다. 대부분의 남성가구주들의 경우, 의미 있는 규모의 금융 및 부동산 자산소득을 보유하고 있지 않은 것으로 보인다. 그러므로 금융이나 자산소득이 존재함으로 인하여 남성가구주의 근로유인이 현저히 저하될 것으로 보기는 쉽지 않다.

---

7) 1인가구 비율이 10% 미만인 것을 고려할 때, (b)에서 나타난 정(+)의 관계는, 남성가구주 스스로의 경제생활을 영위하기 위해 나타난 것이라고 해석하기 어렵다.

---

## IV. 남성가구주의 노동공급 분석: 구조모형 분석

---

### 1. 연구소개

#### 가. 구조모형 분석론(structural approach) 소개

본 장에서는 구조모형을 구축하여 조세·재정 정책의 효과를 파악하고자 한다. 이는 축약형(reduced-form) 분석과 달리 연구자의 관심대상이 되는 경제주체(agent)의 결정에 영향을 주는 선호체계(preferences), 환경(environments), 결정도구(decision)를 직접 모델링하는 방법이다. 축약형 분석과 구조접근(structural approach) 분석은 각각의 장단점이 존재한다.

축약형 분석의 경우 모형에 대한 임의적인(ad hoc) 가정이 전제되지 않거나, 전제되더라도 그 수준이 그리 강하지 않기에, 축약형 분석을 통한 결과는 데이터 본연의 내용(empirical contents)을 반영하는 것으로 간주되곤 한다. 그러나 ‘모형’이 부재한 축약형 분석의 경우, 축약형 분석모형을 통해서 파악한 추정결과를 어떻게 해석해야 하는지 의문이 제기될 수 있다. 또한, 인과관계(causality relation) 분석을 수행할 때에, 이미 발생한 사건(event)의 사후적인 결과를 파악하는데 그치지 때문에, 과거에 행해지지 않았던 정책의 효과를 예측하기에는 한계가 있다.

반면, 구조접근 모형의 경우 경제주체의 선호, 처한 환경, 결정대상을 모두 모형화하기 때문에 결과적으로 일부 혹은 전체의 경제 자체를 시뮬레이션할 수 있게 된다. 경제주체의 결정 자체를 시뮬레이션할 수 있는 환경을 추정하기 때문에 모형의 어떠한 구성 성분을 임의적으로 변화시켰을 때 발생하는 효과를 모의실험할 수 있다는 장점이 있다. 이러한 특징은 특히 정책분석을 할 때 장점을 발휘하는데, 축약형 모형과 달리 아직 행해지지 않은, 그리고 예산 제약 등으로 실질적으로 수행하기 어려운 정책에 대한 사

전적인 분석이 가능하다. 하지만 구조접근 모형을 구축하는 과정에서 전제되는 가정들이 임의적일 수 있다는 문제점이 존재한다.

반면, 구조접근 모형의 경우 경제주체의 선호, 처한 환경, 결정대상을 모두 모형화하기 때문에 결과적으로 일부 혹은 전체의 경제 자체를 시뮬레이션할 수 있게 된다. 경제주체의 결정 자체를 시뮬레이션할 수 있는 환경을 추정하기 때문에 모형의 어떠한 구성 성분을 임의적으로 변화시켰을 때 발생하는 효과를 모의실험할 수 있다는 장점이 있다. 이러한 특징은 정책분석을 할 때 장점을 발휘하는데, 축약형 모형과 달리 아직 행해지지 않은 정책에 대한 사전적인 분석이 가능하다.

하지만 구조접근 모형을 구축하는 과정에서 전제되는 가정들이 임의적일 수 있다는 문제점이 존재한다. 또한 용이한 추정방식과 추정시간을 줄이기 위하여 현실과는 괴리가 있도록 모형을 구축하는 경우도 쉽게 찾아볼 수 있다. 축약형 모형을 지지하는 연구자들은 구조접근 모형 분석에서 전제되는 일련의 모형에 대해 상당한 의구심을 표한다. 축약형 모형에서의 ‘올바른’ 도구변수를 탐색하기 위해 상당한 노력을 기울이는 것과 달리, 구조접근 모형 분석에서의 상당히 많은 파라미터는 모형자체를 통해 판별(identification)되는 경우가 많은데, 이 점 역시 비판의 대상이 되고 있다. 계량경제학에서의 추정이라는 것이 ‘참(true) 파라미터를 파악하는 것’으로 생각하는 축약형 분석 중심 연구자들은 구조접근 모형에서 가정되는 모형의 일부가 틀리다면 모든 파라미터의 추정값이 참(true)파라미터라고 간주하기 어렵다는 입장을 취하곤 한다(Rust, 2010).

구조접근 모형이 사용되는 주요 분야로 산업조직론, 국제무역, 노동경제학, 공공경제학을 고려할 수 있는데, 이 중에서 노동경제학이나 공공경제학 분야에서의 구조접근 분석방식이 학계에서 차지하는 입지가 점차 줄어들고 있다. 이에 대해서는 여러 가지 이유가 존재하는데, 그 중 몇 가지를 제시하면 다음과 같다. 노동경제학이나 공공경제학의 경우, 관련 데이터가 상대적으로 광범위하고 오랜 기간 동안 축적됨에 따라 원자료의 기초분석 및 축약형 분석이 보다 보편화될 가능성이 높다는 것이 하나의 이유가 될 것이다.

구조접근 분석의 입지가 점차 좁아지는 데에는 현실적인 이유도 존재한다. 구조접근 분석 모형으로 작성된 논문을 학술지에 기고할 수 있기 위해서는 해당 연구자가 기본적인 데이터 처리 능력 외에도, 데이터 프로그래밍 기술, 다양한 추정방식, 최적화 모형에 대한 이해 등 다각적인 측면에서의 능력 등을 갖추어야 한다. 또한, 일반적으로 수준이 높은 학술지에 기고하기 위해서 연구자들은 구조모형을 다각도로 발전시키려는 유인을 갖곤 하는데, 이 경우 파라미터 추정을 위한 시간(running time)이 상당히 길게 소요될 수 있다. 학술지에 기고된 논문의 수로 평가를 받는 학계에서, 특히 정년 심사를 앞둔 젊은 경제학자들에게 오랜 분석기간을 요구하는 구조접근 분석 방법은 환영받지 못하는 것이다.

마지막으로 구조접근 분석방법이 외면받는 데에는 분석기간이 긴 것뿐만이 아니라, 구조접근 분석방법이 직관적으로 이해되기 어려울 수 있다는 점도 존재한다. 이해하기 어려운 논문은 해당 논문의 결과를 복제하거나 인용할 확률도 낮다.<sup>8)</sup>

이렇듯 노동경제학이나 공공경제학 분야에서 구조접근 분석방식의 입지가 약화되고 있는 것은 사실이다. 그러나 정책연구 측면에서 구조접근 분석방법은 여전히 매력적인 연구방법이라고 판단된다. 새로운 정책을 제안하거나 기존의 정책이 변경될 때 어떠한 경제효과가 발생할 것인가는 정부, 정책연구자, 정책제안자 모두에게 주요 관심사인데, 이전에 시도되지 않았던 정책의 효과를 미리 시뮬레이션할 수 있는 방법은 구조접근 분석방법 외에는 생각하기 어렵기 때문이다.

특정 정책의 경제효과를 가늠하는 것 외에도, 정책을 집행할 때 소요되는 비용을 미리 예측할 때에도 구조접근 분석방법은 상당히 유용하다. 모든 국가가 새로운 회계연도 진입 전에 예산 제안, 예산 확정, 예산 집행의 과정을 통해 정책을 수행하고 있음을 고려할 때, 구조접근 분석방법이 이러한 예산 비용 추계에 유용한 도구로서 기능할 여지가 있다. 정책연구자들은 초기 모형개발 시간은 오래 걸리더라도, 일단 일정한 모형이 구축되고 추정되기만

---

8) Keane(2010)과 이에 대한 Rust의 의견서(Rust, 2010)를 참고할 수 있다.

하면, 해당 모형을 이용한 정책분석은 빠르게 수행할 수 있을 것으로 보인다. 마지막으로, 모형의 임의성으로 인해 경제학적인 측면에서 비판을 받는 부분을 배제할 수 없다고 하더라도, 최대한 다양한 분석방법으로 정책효과나 정책 예산을 추계한다는 측면에서 구조접근 분석은 활용될 가치가 있는 것으로 보인다.

## 나. 본고의 구조모형의 주요 특징

정책적 논의를 하기 위하여 본고에서 고려하는 구조모형은 다음과 같이 한정시키고자 한다.

먼저, 남성가구주를 중심으로 분석한다. 저출산 정책의 맥락에서 정책 및 제도의 경제활동참가 및 근로시간효과는 여성이 경제활동 측면에서 더 흥미로울 수 있다. 그러나, 여성의 노동공급을 제대로 파악하기 위해서는 자녀의 출산, 양육, 결혼 등에 대한 결정이 함께 고려되어야 한다. 장기적인 관점에서 이 부분은 반드시 연구가 되어야 하지만, 현재로서는 초기 단계 연구로서 우선 남성 경제주체를 중심으로 분석한다.

둘째, 본고에서는 동태모형 대신 정태모형을 고려하여, 교육수준이 이미 정해져 있다고 가정하고 ‘단기적인 노동공급 및 근로시간’ 조정에 대한 결정만 내린다고 가정한다. 근로경험 자체가 근로자의 인적자본을 축적하고, 실직기간 동안의 훈련이나 교육이 미래 근로기회의 수준을 높이고 인적자본을 향상시킬 수 있는 등 동태모형이 적합할 수 있으나 분석의 편의상 정태모형을 고려한다.

셋째, 경제활동이 가능한 가족 구성원 간의 노동공급에 대한 공동 의사결정(joint-decision)하는 과정을 고려하지 않는다. 단, 가구 내 부양가족이 존재함으로 인하여 발생하는 최저생계비는 만족할 수 있는 근로소득을 벌어들일 필요가 있다고 가정한다.

넷째, 노동수요 부분을 고려하긴 하지만, 주로 노동공급 측면에 초점을 맞춘다. 근로자들의 노동생산성에 대한 임금 제안 및 일자리 제안을 노동수요가 반영되었다고 가정하고 이를 모형화한다. 이러한 노동수요 측면이 고

정되었으며 예측가능하다는 가정하에서, 경제주체들이 노동공급에 대한 의사결정을 내린다고 가정한다. 노동공급과 관련된 여러 제도와 정책들은 노동공급 측면뿐만이 아니라, 노동수요 측면 역시 변화시킬 수 있지만, 본 구조 모형은 노동수요 측면의 변화는 반영할 수 없음을 밝힌다.

다섯째, 노동수요자에 의해 근로시간이 결정되는 것을 고려하기 위하여, 근로시간과 월임금, 고용형태가 서로 패키지화되어 있다고 가정한다. 본고의 구조모형에서 근로자는 주어진 여러 일자리 기회 중에서 초과근로를 어느 정도를 할지를 결정하고, 그러한 결정하에서 가장 높은 기대효용을 가지는 일자리를 선택한다.

## 2. 분석자료 소개 및 기초통계량

### 가. 분석자료 소개

한국노동연구원의 제18~19차 한국노동패널조사(KLIPS)에서 가구정보와 개인정보를 결합한 자료로 분석한다. 30~55세 남성가구주를 분석대상으로 할 때, 표본크기는 2,264명으로 나타났다. <표 IV-1>에서는 남성가구주의 노동공급효과를 파악하기 위해서 고려할 수 있는 변수들을 제시하고 있다. 모든 변수가 최종적인 구조모형에서 활용되지는 않지만, 남성가구주의 개인·가구 특질을 보다 잘 파악하기 위해서 가능한 많은 정보를 본 절에서 제공했음을 밝힌다.

먼저, 남성가구주의 노동시장 결과물로는 경제활동 참가 여부, 취업 시의 고용형태(정규직, 비정규직), 소정근로시간과 초과근로시간 등을 고려한다. 이러한 요소들은 가구의 주요 수입원인 가구근로소득을 결정하게 될 것이다.

남성가구주의 경제활동 결과물은 노동수요와 노동공급을 동시에 반영한다. 다음 절에서 소개되는 구조모형에서는 남성가구주가 외생적으로 받아들여야 하는 환경과 남성가구주가 선택할 수 있는 변수범위를 보다 명확히 설명하도록 한다.

그렇다면, 남성가구주가 경제활동 관련 의사결정에 <표 IV-8>에 나타난 개인 및 가구의 특질이 모두 주요 영향요인으로 작용할 것이라고 가정하였다.

〈표 IV-1〉 개인 및 가구별 분석변수 목록

| 구분            | 제18차 노동패널조사               | 제19차 노동패널조사   |
|---------------|---------------------------|---------------|
| 개인<br>(가구원조사) | 경제활동 정보(비경제활동, 정규직, 비정규직) | 작년 세전 총연간근로소득 |
|               | 소정 근로시간                   | 작년 세후 총연간근로소득 |
|               | 초과 근로시간                   |               |
|               | 소정 근로 관련 임금률              |               |
| 가구조사          | 가구 지출 수준                  | 근로장려세제        |
|               | 배우자여부                     | 이전지출          |
|               | 자녀 수                      | 부동산자산 소득      |
|               | 0~6세 자녀 수                 | 금융자산 소득       |
|               | 7~12세 자녀 수                | 부동산자산 규모      |
|               | 거주형태(자가, 전세, 기타)          | 금융자산 규모       |

자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 바탕으로 저자 작성

개인의 특질로는 만 나이와 학력수준을 고려하고, 가구의 특질로는 가구원 수, 배우자 존재 여부, 연령범주별 자녀 수 등을 고려한다. 또한, 가구 내 주택의 입주상황(전세, 자가, 월세 등), 주택종류(아파트, 단독주택 등), 주택시가(자가 입주 시), 임대보증금(전세, 월세 등 비자가 입주 시), 월세금(월세형태 입주 시) 등과 함께 소유부동산총액, 금융자산총액을 고려한다. 부채상환금, 자동차시가, 자동차 원금 및 이자상환금 등도 함께 검토될 수 있다. 마지막으로, 남성가구주가 속한 가구의 최저생계비를 파악하기 위하여 생활비와 관련된 변수를 이용하였다.

남성가구주가 경제활동과 관련한 의사결정이 완료되면 남성가구주는 근로소득과 비근로소득수준을 파악한다고 가정한다. 노동패널조사에서 근로장려세제, 소득세와 사회보험부담금을 합한 ‘광의의 소득세’, 기타이전지출, 가족 간 이전소득을 고려한 ‘광의의 이전소득’을 모형화한다.

개인의 가구의 특질과 남성가구주의 경제활동 선택에 관한 변수는 제18차 노동패널조사 자료를 활용하고, 경제활동 결과 최종적으로 얻어진 가구소득과 가구지출에 대한 정보는 제19차 노동패널조사를 활용한다. 연간 내내 가구 및 개인의 경제활동을 추적한 것이 아니라 특정 시점에서 설문조사가 이뤄진 것을 고려할 때, 설문조사에서 파악된 경제활동이 연간 그대로 유지되었다는

보장이 없다. 그러나 데이터의 한계로 인해 본고에서는 2015년에 제18차 노동패널조사에서의 남성가구주의 경제활동이 해당 연도에 지속적으로 유지되었다고 가정한다. 이러한 가정에서 비로소 <표 IV-1>에서 제시된 제19차 노동패널조사 변수인 ‘작년 세전 총연간근로소득’ 등이 남성가구주의 경제활동의 발생 후 최종적으로 귀결된 값으로 자연스럽게 이해될 수 있다.

## 나. 기초통계량

<표 IV-2>에서는 남성가구주의 초기상태변수에 해당하는 가구 및 개인의 특성에 관한 기초통계량을 제시하고 있다.<sup>9)</sup> 분석표본으로는 30~55세 남성 중에서 해당 남성이 ‘가구주’인 가구로 한정하였다. 이는 노동공급 자체에 대한 결정만 하고, 인적자본 축적(교육) 및 은퇴 결정을 고려하지 않는 경제주체를 고려하기 위함이다.

평균 만 나이는 42세로 나타났다. 교육수준은 6.8%가량이 중졸 이하, 35.1%가 고등학교 졸업자, 18.6%가 전문대학 졸업자, 32.3%가 4년제 대학 졸업자, 7.3%가 석사 이상 대학원 졸업자로 나타났다.<sup>10)</sup> 82.9%가 배우자가 존재하며, 평균 가구원 수는 3.2명으로 나타났다. 배우자가 존재하는 경우, 평균 자녀 수는 1.2명이었다. 입주형태는 자가 52.9%, 전세가 25.0%, 월세가 16.6%로 자가 입주형태가 월등히 높았다. 자가입주인 경우, 해당 주택의 시가는 약 2억 3천만원, 비자가 입주가구의 경우 전세 및 월세 임대보증금은 각각 1억 2천만원, 2천만원이었다.

다음으로 가구자산 현황을 살펴보자. 거주주택외 추가부동산을 소유하고 있는 가구는 전체의 13.4%에 해당하였고, 이들의 추가부동산 총액은 평균 2억 6천만원이었다. 금융자산(저금, 주식 등)이 존재하는 경우는 80.8%에 해당하

9) 기초통계량에서는 30~55세 남성 중에서 해당 남성이 ‘가구주’인 가구 전체를 대상으로 하여 제시되는 반면, 구조모형에서는 이러한 가구 중에서도 남성가구주만 근로소득을 벌어들이는 가구에만 한정했음을 밝힌다.

10) 재학이나 휴학 중인 경우, 그 이전 단계 졸업자로 간주하였다. 구체적으로 대학원 석사 혹은 박사과정에 재학 중이거나 휴학상태인 경우 4년제 대학 졸업자로 간주하였다. 전문대학이나 4년제 대학 졸업자의 경우, 고졸자로 간주하였다.

였고, 이때 금융자산액은 3,800만원가량으로 나타났다. 마지막으로 전체 가구의 81.1%가 자동차를 소유하였고, 이 경우 평균 자동차대수는 1.18개, 현재 시가는 1,252만원으로 나타났다.

〈표 IV-2〉 가구 및 개인 특성: 초기상태변수(initial state variables)

(단위: 년, 비율, 만원)

| 변수 설명                |          | 관측치   | 평균     | 표준편차   | 최솟값   | 최댓값     |
|----------------------|----------|-------|--------|--------|-------|---------|
| 만 나이                 |          | 2,118 | 42,626 | 6,959  | 30    | 55      |
| 교육 <sup>1)</sup>     | 초졸 이하    | 2,118 | 0.017  | 0.128  | 0     | 1       |
|                      | 중졸       | 2,118 | 0.051  | 0.219  | 0     | 1       |
|                      | 고졸       | 2,118 | 0.351  | 0.477  | 0     | 1       |
|                      | 초대졸      | 2,118 | 0.186  | 0.389  | 0     | 1       |
|                      | 대학졸      | 2,118 | 0.323  | 0.468  | 0     | 1       |
|                      | 대학원졸     | 2,118 | 0.073  | 0.260  | 0     | 1       |
| 배우자 여부 <sup>1)</sup> |          | 2,118 | 0.829  | 0.377  | 0     | 1       |
| 가구원 수                |          | 2,118 | 3.297  | 1.216  | 1     | 7       |
| 자녀수(유배우자 경우)         |          | 1,755 | 1.297  | 0.924  | 0     | 5       |
| 입주형태 <sup>1)</sup>   | 자가       | 2,118 | 0.529  | 0.499  | 0     | 1       |
|                      | 전세       | 2,118 | 0.250  | 0.433  | 0     | 1       |
|                      | 월세       | 2,118 | 0.166  | 0.372  | 0     | 1       |
|                      | 기타       | 2,118 | 0.056  | 0.229  | 0     | 1       |
| 주택시가(자가인 경우) (만원)    |          | 1,120 | 22,829 | 14,382 | 1,000 | 200,000 |
| 임대보증금                | 전세       | 529   | 12,139 | 9,643  | 100   | 75,000  |
|                      | 월세       | 351   | 2,079  | 4,926  | 0     | 75,000  |
|                      | 기타       | 118   | 144    | 1,472  | 0     | 16,000  |
| 〈가구자산〉               |          |       |        |        |       |         |
| 거주주택외 추가부동산 소유 여부    |          | 2,118 | 0.134  | 0.341  | 0     | 1       |
| 추가부동산 소유 시           | 소유 부동산총액 | 157   | 26,095 | 19,949 | 800   | 130,000 |
| 금융자산 여부              |          | 2,118 | 0.808  | 0.394  | 0     | 1       |
| 금융자산 존재 시            | 금융자산액    | 1,711 | 3,815  | 6,715  | 11    | 103,000 |
| 자동차소유 여부             |          | 2,118 | 0.811  | 0.391  | 0     | 1       |
| 자동차소유 시              | 자동차대수    | 1,718 | 1.189  | 0.401  | 1     | 3       |
|                      | 자동차 현재시가 | 1,714 | 1,262  | 1,106  | 10    | 15,000  |

주: 1) 남성가구주의 특질이 해당 조건에 부합하면 1, 그렇지 않으면 0을 나타낸다.

자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-3〉에는 노동시장 참여결과 및 근로시간 관련 정보가 제시되어 있다.<sup>11)</sup> 먼저, 93.3%에 해당하는 남성가구주가 취업상태였다. 이렇게 취업률이 높은 것은 대부분의 분석표본 내 남성가구주들이 유배우자이면서 평균 42세의 중장년 나이대에 해당되기 때문으로 사료된다. 또한 일자리의 특성을 살펴보면, 전체의 86.3%가 상용직, 5%가 임시직, 8.4%가 일용직에 종사하는 것으로 나타났다. 고용형태 측면에서는 전체의 79.0%가 정규직, 21%가 비정규직에 해당하였다. 시간제 일자리는 1.3%, 전일제는 98.7%에 해당하여 대부분이 전일제 일자리임을 알 수 있다.

사업장 인원을 고려하면 300인 이상인 경우는 11.9%에 그치기에 대부분의 취업상태인 남성가구주들이 중소기업이나 소상공인 근로자 등으로 유추할 수 있다. 임금근로자 중에서 88.2%는 정규근로시간이 존재하였고, 11.8%는 정규근로시간이 존재하지 않았다. 정규근로시간이 존재하는 근로자들의 경우 주당 평균 정규근로시간은 43.25시간이었는데, 정규근로시간은 적게는 8시간, 많게는 90시간으로 나타났다.

정규근로시간이 존재하는 근로자들 중에서 초과근로를 하는 경우는 40.3%였고, 초과근로 결정자는 본인, 상급지휘자, 관행, 기타 등 중에서 본인(59.7%)이라는 대답이 가장 많았고, 관행, 상급지휘자라는 대답이 각각 19.3%, 20.8%로 그 뒤를 이었다. 초과근로수당이 지급되지 않는 경우는 53.6%, 지급되는 경우는 46.4%에 해당하였다. 초과근로수당이 지급되는 경우, 초과근로수당은 소정근로수당 대비 126~150%에 해당되는 경우가 55.0%로 가장 많았고, 101~125%, 151% 이상이라는 대답이 각각 11.4%, 10.8%로 나타났다. 초과근로수당은 월평균 43.9만원에 해당하였다.

초과근로수당이 지급되지 않고, 본인이 초과근로를 스스로 선택하는 것은 임금제가 성과급제일 가능성이 있음을 짐작하게 한다. 성과급제인 경우는 26.2%, 그렇지 않은 경우는 73.0%, 성과급제 여부를 인지하지 못하는 경우는 0.8%에 해당하였다.

11) 분석표본에서 자영업자는 배제하였기에 기초통계량에서 제시되는 남성근로자는 무직자이거나 임금근로자에 해당한다.

〈표 IV-3〉 노동시장 참여결과 및 초과근로 관련 정보(decisions)

(단위: 비율, 만원)

| 변수 설명                      |          | 관측치   | 평균     | 표본편차  | 최솟값 | 최댓값 |
|----------------------------|----------|-------|--------|-------|-----|-----|
| 경제활동 상태 <sup>1)</sup>      | 취업자      | 2,118 | 0.933  | 0.250 | 0   | 1   |
|                            | 미취업자     | 2,118 | 0.067  | 0.250 | 0   | 1   |
| 종사상지위 <sup>1)</sup>        | 상용직      | 1,976 | 0.863  | 0.344 | 0   | 1   |
|                            | 임시직      | 1,976 | 0.054  | 0.225 | 0   | 1   |
|                            | 일용직      | 1,976 | 0.084  | 0.277 | 0   | 1   |
| 정규/비정규 <sup>1)</sup>       | 정규직      | 1,976 | 0.790  | 0.407 | 0   | 1   |
|                            | 비정규직     | 1,976 | 0.210  | 0.407 | 0   | 1   |
| 근로시간형태 <sup>1)</sup>       | 시간제      | 1,971 | 0.013  | 0.112 | 0   | 1   |
|                            | 전일제      | 1,971 | 0.987  | 0.112 | 0   | 1   |
| 사업장인원                      | 300인 이상  | 2,118 | 0.119  | 0.324 | 0   | 1   |
| 정규근로시간 존재 여부 <sup>1)</sup> | 예        | 1,976 | 0.882  | 0.323 | 0   | 1   |
|                            | 아니오      | 1,976 | 0.118  | 0.323 | 0   | 1   |
| 주당 평균정규근로시간                |          | 1,743 | 43.250 | 7.768 | 8   | 90  |
| 초과근로 여부 <sup>1)</sup>      | 없다       | 1,743 | 0.596  | 0.491 | 0   | 1   |
|                            | 있다       | 1,743 | 0.403  | 0.491 | 0   | 1   |
| 초과근로 결정자 <sup>1)</sup>     | 본인       | 703   | 0.597  | 0.491 | 0   | 1   |
|                            | 상급지휘자    | 703   | 0.193  | 0.395 | 0   | 1   |
|                            | 관행       | 703   | 0.208  | 0.406 | 0   | 1   |
|                            | 기타       | 703   | 0.001  | 0.038 | 0   | 1   |
| 초과근로수당 <sup>1)</sup>       | 지급 안 된다  | 703   | 0.464  | 0.499 | 0   | 1   |
|                            | 지급된다     | 703   | 0.536  | 0.499 | 0   | 1   |
| 초과근로 수당계산방법 <sup>1)</sup>  | 적게       | 333   | 0.048  | 0.214 | 0   | 1   |
|                            | 똑같이      | 333   | 0.084  | 0.278 | 0   | 1   |
|                            | 101~125% | 333   | 0.114  | 0.318 | 0   | 1   |
|                            | 126~150% | 333   | 0.550  | 0.498 | 0   | 1   |
|                            | 151% 이상  | 333   | 0.108  | 0.311 | 0   | 1   |
|                            | 잘 모르겠다   | 333   | 0.096  | 0.295 | 0   | 1   |
| 초과근로 월평균수당 (만원)            |          | 371   | 43.92  | 31.40 | 3   | 250 |
| 성과급제 존재 여부 <sup>1)</sup>   | 그렇다      | 1,974 | 0.262  | 0.440 | 0   | 1   |
|                            | 아니다      | 1,974 | 0.730  | 0.444 | 0   | 1   |
|                            | 모른다      | 1,974 | 0.008  | 0.087 | 0   | 1   |

주: 1) 남성가구주의 특질이 해당 조건에 부합하면 1, 그렇지 않으면 0을 나타낸다.  
 자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-4〉에서는 노동시장 결과와 관련된 변수를 보여주고 있다. 가구 전체 조사자료와 남성가구주의 개별 조사자료를 함께 고려하여 가구의 근로소득, 비근로소득, 이전소득 등을 계산하였다. 개별 가구원조사에서는 연간근로소득이 존재했는지 여부를 묻고 있다. 96%에 해당하는 남성가구주가 2015년(18차연도)에 근로소득이 존재했다고 답했다. 이는 2015차연도 취업자 비중인 93%보다 약간 더 높다. 이는 곧 2015년도 조사시점에서 무직상태였다 하더라도, 그 외의 시점에서 소득을 위한 경제활동을 수행했던 가구주가 존재함을 의미한다. 연간근로소득이 존재하는 남성가구주의 세전연간근로소득의 평균값은 4,253만원이었고, 세후연간근로소득은 4,020만원으로 근로소득세는 235만원에 이르는 것으로 나타났다. 이때 근로소득세는 가구 및 개인의 특질과 종사하는 직장의 특징에 따라 세액공제가 적용된 것으로 이해될 수 있기 때문에, 문자 그대로 근로소득세라고 간주하기는 어려울 것이다.

다음으로 가구데이터에서 추출한 소득 관련 변수를 살펴보자. 가구 내 근로소득자가 존재했다고 답한 경우는 98%, 없었다고 답한 경우는 2%였다. 모든 가구 구성원이 비경제활동인 경우는 극히 드물다고 할 수 있다. 또한, 남성가구주의 96%가 연간근로소득이 있다고 답했기 때문에, 적어도 2%의 남성가구주의 가구에서는 해당 남성가구주 외에 근로소득을 벌어들이는 다른 가구원이 존재함을 알 수 있다.<sup>12)</sup> 금융소득이 존재하는 경우는 9%에 해당하였다. 앞서 〈표 IV-2〉에서 금융자산이 존재하는 경우는 80.8%인 것을 고려할 때, 금융자산 소유 가구가 대부분 적금, 예금 등의 형태이며, 주식 등으로 소득을 창출할 수 있는 금융자산을 소유하는 가구 규모는 상당히 적다는 것을 알 수 있다.

부동산소득이 존재하는 경우는 6%로 이 역시 상당히 적은 수이다. 자산을 소유한 경우는 있지만, 임대료 등으로 실제로 소득을 창출하는 가구 수가 많지 않음을 알 수 있다. 실업급여, 기초연금, 육아휴직 등 가구단위에서 사회보험 혜택을 받은 경우는 4%로 나타났다.

12) 구조모형의 경우는 외별이 남성가구주만 고려하였다.

광의의 이전소득이 존재하는 경우는 46%에 달한다. 이렇게 높은 수치가 나타나는 이유는 본고에서 정의된 '광의의 이전소득'에는 공적이전지출 외에도 자녀, 부모, 친지 등으로부터 얻게 되는 용돈 등도 모두 포함하기 때문이다.

근로소득이 존재하는 가구의 연간근로소득액은 5,089만원이었고, 금융소득이 존재하는 가구의 연간금융소득액은 318만원, 부동산소득이 존재하는 가구의 연간부동산소득액은 2,256만원으로 집계되었다. 사회보험소득이 존재했을 때 해당 금액은 589만원, 이전소득이 존재할 때 해당 금액은 565만원, 기타소득이 존재할 때 해당 금액은 1,695만원에 해당하였다.

〈표 IV-4〉 노동시장 결과(labour market outcomes)

(단위: 비율, 만원)

| 변수 설명                   |              | 관측치   | 평균    | 표본편차  | 최소값 | 최대값    |
|-------------------------|--------------|-------|-------|-------|-----|--------|
| 〈개인〉                    |              |       |       |       |     |        |
| 연간근로소득 유무 <sup>1)</sup> | 있었다          | 2,029 | 0.96  | 0.20  | 0   | 1      |
|                         | 없었다          | 2,029 | 0.04  | 0.20  | 0   | 1      |
| 연간근로소득 존재하는 경우          | 세전연간근로소득(a)  | 1,945 | 4,253 | 2,288 | 100 | 31,300 |
|                         | 세후연간근로소득(b)  | 1,944 | 4,020 | 2,027 | 100 | 24,000 |
|                         | 연간근로소득세(b-a) | 1,944 | 235   | 375   | 0   | 7,300  |
| 〈가구〉                    |              |       |       |       |     |        |
| 근로소득자 유무 <sup>1)</sup>  | 있었다          | 2,029 | 0.98  | 0.14  | 0   | 1      |
|                         | 없었다          | 2,029 | 0.02  | 0.14  | 0   | 1      |
| 금융소득 유무 <sup>1)</sup>   | 있었다          | 2,029 | 0.09  | 0.29  | 0   | 1      |
|                         | 없었다          | 2,029 | 0.91  | 0.29  | 0   | 1      |
| 부동산소득 유무 <sup>1)</sup>  | 있었다          | 2,029 | 0.06  | 0.23  | 0   | 1      |
|                         | 없었다          | 2,029 | 0.94  | 0.23  | 0   | 1      |
| 사회보험수혜 여부 <sup>1)</sup> | 있었다          | 2,029 | 0.04  | 0.19  | 0   | 1      |
|                         | 없었다          | 2,029 | 0.96  | 0.19  | 0   | 1      |
| 이전소득 여부 <sup>1)</sup>   | 있었다          | 2,029 | 0.46  | 0.50  | 0   | 1      |
|                         | 없었다          | 2,029 | 0.54  | 0.50  | 0   | 1      |
| 작년기타소득 여부 <sup>1)</sup> | 있었다          | 2,029 | 0.08  | 0.27  | 0   | 1      |
|                         | 없었다          | 2,029 | 0.92  | 0.27  | 0   | 1      |
| 근로소득 존재 시               | 연간근로소득액      | 1,991 | 5,089 | 2,747 | 19  | 30,700 |
| 금융소득 존재 시               | 연간금융소득액      | 185   | 318   | 1,137 | 2   | 13,000 |

〈표 IV-4〉의 계속

| 변수 설명       |           | 관측치 | 평균    | 표본편차  | 최솟값 | 최댓값    |
|-------------|-----------|-----|-------|-------|-----|--------|
| 부동산소득 존재 시  | 연간부동산소득액  | 113 | 2,256 | 4,304 | 17  | 27,000 |
| 사회보험소득 존재 시 | 연간사회보험소득액 | 65  | 589   | 599   | 100 | 3,300  |
| 이전소득 존재 시   | 연간이전소득액   | 907 | 565   | 2,019 | 5   | 30,000 |
| 기타소득 존재 시   | 연간기타소득액   | 166 | 1,695 | 6,412 | 5   | 60,000 |

주: 1) 남성가구주의 특질이 해당 조건에 부합하면 1, 그렇지 않으면 0을 나타낸다.  
 자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

### 3. 구조모형

#### 가. 모형 개관

구조모형의 구성요소는 크게 3가지이다. 경제주체의 선호(효용함수), 노동시장 환경과 정책환경(environments), 경제주체의 선택(decisions)이 바로 그것이다. 각 구성요소별로 추정해야 할 파라미터가 존재한다. 본 모형은 정태모형(static model)으로 시간에 따른 경제주체의 행동 변화는 고려하지 않았다.

##### 1) 행동주체

행동의 주체는 30~55세 남성가구주  $j$ 이다. 다음의 수식에서는 편의를 위하여 하첨자  $j$ 를 없애기로 한다.

##### 2) 특징

남성가구주 개인의 특징과 남성가구주의 가구의 특징을 각각  $x, X$ 로 정의한다. 개인의 특징에는 만 나이, 학력수준이 포함되며 수식으로 다음과 같이 표현한다.

$$x = \{age, \{edu_m\}_{m=1, \dots, 6}\} \quad \text{식 (IV-1)}$$

만 나이는  $age$ 를 의미하고,  $edu_m$ 는 경제주체  $j$ 가 학력수준  $m$ 을 취득하고 있는지를 나타내는 더미변수를 의미한다. 즉,  $m$ 수준의 학력을 취득하

면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 학력수준  $m$ 에는 초졸 이하(1), 중졸(2), 고졸(3), 초대졸(4), 대졸(5), 대학원졸(6) 등 총 6단계가 존재한다.

가구의 특징으로는 배우자 여부, 가구원 수, 자녀 수, 주거상태, 가구자산 등을 고려한다. 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$X = \{sp, fmb, kid, a\} \quad \text{식 (IV-2)}$$

$sp$ 는 배우자인 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다.  $fmb$ 는 추가구원 수를,  $kid$ 는 자녀의 수와 관련된 벡터,  $a$ 는 가구의 자산 정보를 담은 벡터를 나타낸다.

### 3) 노동시장 환경과 경제주체의 선택

#### 가) 일자리 제안

정규직, 비정규직과 같은 이중노동시장이라는 특성을 모형에서 반영할 필요가 있을 것이다. 40대 가구주가 높은 확률로 시장에 참여하는 것을 고려할 때, 비정규직 일자리 제안은 언제나 존재한다고 가정한다. 반면, 경제주체가 정규직 일자리 제안을 받을 확률은  $P^R$ 로 주어져 있다고 가정한다.

정규직이나 비정규직 일자리를 제안받을 때, 각 경우에 있어서 정규근로시간도 같이 제안받는다고 가정한다. 정규직일 경우 주 40시간 일자리와 주 40시간 이상 일자리로 구분된다.  $\alpha^{IR1}$ 을 주 40시간 정규직 일자리 제안을 받을 확률이라 하면, 주 40시간 이상 일자리 제안을 받을 확률  $\alpha^{IR2}$ 의 값은  $1 - \alpha^{IR1}$ 의 값과 동일하게 된다. 비정규직의 경우 주 40시간 미만 일자리, 주 40시간 일자리, 주 40시간 이상 일자리로 구분한다. 각각의 경우를  $\alpha^{IR1}, \alpha^{IR2}, \alpha^{IR3}$ 로 정의한다.  $\alpha^{IR1} + \alpha^{IR2} + \alpha^{IR3} = 1$ 의 값을 만족한다.

고용형태와 그에 따른 소정노동시간이 동시에 결정되기 때문에 결국 본 모형의 경제주체에게는 최대 5가지 일자리 유형이 있는 셈이다. 정규직 주 40시간 일자리, 정규직 주 40시간 이상 일자리, 비정규직 주 40시간 미만 일자리, 비정규직 주 40시간 일자리, 비정규직 주 40시간 이상 일자리가 바로 그것이다.

실질적인 정규근로시간은 해당 구간의 평균값과 경제주체 모두에게 동일한 *i.i.d.* 정규분포  $N(\mu_\tau, \sigma_\tau^2)$ 을 따르는 확률변수의 실현값이라고 가정한다.

#### 나) 초과근로 선택

데이터를 살펴보았을 때, 초과근로시간이 정규직과 비정규직 간에 큰 차이가 나타나지 않았으므로 일정한 패턴을 가정하기보다는 고용형태 및 소정근로시간에 상관없이 개인이 선택할 수 있는 초과근로시간 집합이 동일하다고 가정하고자 한다. 경제주체가 선택할 수 있는 초과근로시간 집합이 {0,3,6,9,15,20}로 주어졌다고 가정한다.

#### 다) 귀결된 근로소득

정규직에서의 소정근로시간과 관련된 임금률을  $w^{IR0}$ , 비정규직에서의 소정근로시간 관련된 임금률을  $w^{IR0}$ 로 표시한다. 또한, 정규직에서의 소정근로 대비 초과근로에 대한 임금률을  $\gamma^R$ , 비정규직에서의 소정근로 대비 초과근로에 대한 임금률을  $\gamma^{IR}$ 이라고 가정한다. 경제주체의 선택으로 비롯된 (제안된 일자리 *Job*에서의) 소정근로시간  $\tau^*$ 이라고 하고, 초과근로시간을  $e^*$ 라고 할 때, 근로소득은 다음과 같이 주어진다.

$$W = \begin{cases} 0 & \text{if } Job = \phi \\ w^R(x) \times (\tau^* + \gamma^R e^*) & \text{if } Job = R \\ w^{IR}(x) \times (\tau^* + \gamma^{IR} e^*) & \text{if } Job = IR \end{cases} \quad \text{식 (IV-3)}$$

#### 4) 비근로소득 수준

가구 단위에서 이미 갖고 있는 자산 등을 통하여 비근로소득이 존재할 수 있다. 비근로소득은 남성가구주가 노동시장 결정을 내릴 때에 예측할 수 는 있지만 실현값은 노동소득이 모두 실현될 때 같이 실현된다고 가정한다. 비근로소득 수준은 다음과 같이 결정된다고 가정한다.

$$NW = NW(x, X) + \epsilon^{NW} \quad \text{식 (IV-4)}$$

여기에서  $\epsilon^{NW}$ 는 i.i.d. 정규분포  $N(\mu_{NW}, \sigma_{NW}^2)$ 를 따르는 에러항이다.

### 5) 조세·재정 정책 환경

#### 가) 소득세 및 사회보험료 부담분

정부는 벌어들인 근로자가 근로소득에 대하여 소득세를 부과한다. 또한 근로소득에 대하여 원천징수되는 각종 사회보험 부담금이 존재한다. 최종적인 소득세 및 사회보험 부담금  $Tax$ 가 남성가구주 및 가구의 특성, 남성가구의 근로소득에 의해 다음과 같이 결정된다고 가정한다.

$$Tax = Tax(x, X, W) + \xi^{Tax} \quad \text{식 (IV-5)}$$

이때  $\xi^{Tax}$ 는 i.i.d. 정규분포  $N(\mu_{Tax}, \sigma_{Tax}^2)$ 을 따르는 에러항이다. 여기에  $\partial Tax / \partial W$ 의 값을 유효부담세율로 간주하여 향후 모의실험 분석에서 이 값을 활용하고자 한다.

#### 나) 근로장려세제

근로장려세제는 근로소득요건, 자산요건, 가구요건, 재산요건 등 4가지 요건을 만족해야 제공된다. 본 모형에서는 경제주체가 노동시장에 참여하기 전 이미 근로소득요건을 제외한 나머지 요건을 파악하고 있으며, 실현된 일자리 제안 중에서 최적의 일자리를 선택할 때는 근로장려세제 수급확률 및 수급액에 대한 합리적 기대를 한다고 가정한다.

구체적인 근로장려세제 모형 요소는 다음과 같다. 먼저, 자산, 가구, 재산요건이 만족되는 가구들 중에서 근로장려세제의 최종수급 여부가 정해진다고 가정한다. 이를 더미변수  $I^{EITC}$ 로 표시하는데, 이 더미변수는 최종수급 대상자인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는다. 최종적으로 수급가구가 된 경우(즉  $I^{EITC}=1$ 인 경우), 최종적인 근로장려세제 금액  $EITC$ 가 정해진다.

$$EITC = EITC(x, X, W, NW) + \xi^{EITC} \quad \text{if} \quad I^{EITC} = 1 \quad \text{식 (IV-6)}$$

이때  $\xi^{EITC}$ 는 i.i.d 정규분포  $N(\mu_{EITC}, \sigma_{EITC}^2)$ 을 따르는 에러항이다. 실제로 근로장려세제는 점증, 점감 구간 등으로 구간별로 서로 다른 장려금이 적용되고 있으나, 추상화된 정책실험을 고려하기 위하여 이러한 구분을 두지 않고 일괄적으로 식 (IV-6)과 같은 회귀식으로 근로장려세제를 추정한다.<sup>13)</sup>

#### 다) 광의의 이전소득

근로장려세제를 제외한 나머지 공적 이전지출 및 사적 이전소득을 합한 금액을 광의의 이전소득으로 정의하고, 다음과 같은 방식으로 정해진다고 가정한다. 모든 가구가 광의의 이전소득을 지급받는 것이 아니므로, 수혜 여부를 나타내는 더미변수  $I^{Trans}$ 를 고려한다.

$$Trans = Trans(x, X, W, NW) + \xi^{Trans} \quad \text{if } I^{Trans} = 1 \quad \text{식 (IV-7)}$$

이때  $\xi^{Trans}$ 는 i.i.d. 정규분포  $N(\mu_{TS}, \sigma_{TS}^2)$ 을 따르는 에러항이다.

#### 라) 가치분소득

가구의 가치분소득은 가구의 근로소득과 비근로소득의 합계에서  $Tax$ 를 제외하고, 수혜받는 근로장려세제  $EITC \cdot I^{EITC}$  과 광의의 이전소득  $Trans$ 의 합계를 더한 값으로 정의할 수 있다. 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$Y = W + NW - Tax + EITC \cdot I^{EITC} + Trans \cdot I^{Trans} \quad \text{식 (IV-8)}$$

#### 6) 효용

남성가구주의 효용은 가구전체의 효용을 대변한다. 가구의 효용은 기본적으로 소비와 총근로시간에 의해 결정된다고 가정한다. 이때 소비는 최소생활

13) 본 구조모형의 분석대상이 되는 30~55세 남성가구주의 가구의 경우, 근로장려세제 수급을 경험한 관측치가 상당히 적기 때문에 근로장려세제의 점증, 평탄, 점감 구간을 모형화하지 못하였다.

비, 혹은 습관성 소비  $\bar{C}$ 를 충족하고 남은 소비 수준에 해당하는 값이 효용을 결정한다고 가정한다. 효용함수의 구체적인 함수 형태는 함수의 결정요소에 대한 second-order Taylor-series로 전개하여 다음과 같이 정의한다.<sup>14)</sup>

$$U(Y - \bar{C}, H, x, X) \\ = (Y - \bar{C}) + \delta H - \delta_{YY}(Y - \bar{C})^2 - \delta_{HH}(H)^2 + \delta_{HY}H(Y - \bar{C}) \quad \text{식 (IV-9)}$$

여기에서 남성가구주의 근로시간  $H_j$ 에 대한 효용은 가구 및 개인의 특질 별로 다를 수 있다고 가정한다. 식 (IV-10)에서  $kid^{06}$ ,  $kid^{0712}$ 는 각각 남성 가구주  $j$ 의 가구에서의 0~6세 자녀 자녀수, 7~12세 자녀 수를 의미한다.  $sp$ 는 남성가구주  $j$ 의 배우자가 존재하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다.  $age$ 는 남성가구주  $j$ 의 만 나이,  $age^2$ 는 만 나이 제곱항을 의미한다.  $House^{own}$ 는 남성가구주의 입주형태가 자가인 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다.

$$\delta = \delta_0 - \delta_1 kid^{06} - \delta_2 kid^{0712} + \delta_3 sp + \delta_4 age - \delta_5 age^2 + \delta_6 House^{own} \quad \text{식 (IV-10)}$$

편의상  $Y - \bar{C}$ 를 가구의 실소득이라 명명하면, 효용함수는 실소득과 근로시간에 의해 결정된다. 실소득이 높을수록 효용이 증가할 것으로 예상되므로 관련 계수(1)는 양수이다. 반면, 근로시간에 대한 효용에 대한 순효과는 확실하지 않다. 남성가구주는 본인 스스로와 가구 전체의 효용을 극대화하기 때문에 '근로시간 증가 → 여가 감소 및 효용 감소'라는 단순한 공식이 적용되지 않는다. 근로시간 증가가 효용에 대해 기여하는 채널이 다를 수 있음을 포착하기 위하여 식 (IV-10)을 상정하였고, 그 결과 남성가구주는 가구 및 남성가구주 개인의 특질에 따라 이질적인 한계효용값을 마주하게 된다.

14) Keane and Moffitt(1998)에서 제시된 효용함수와 유사하게 정의하였다.

## 4. 모형의 추정 및 캘리브레이션

### 가. 1단계 추정

#### 1) 정규직/비정규직/무직 확률

〈표 IV-5〉는 취업확률 및 취업 일자리 내에서의 정규직 및 비정규직 일자리 비중을 보여주고 있다. 〈표 IV-5〉에서 남성가구주가 대부분 취업하고 있음을 알 수 있다. 40세 미만 중졸 집단과 40세 이상 초졸 및 중졸 집단을 제외한 모든 남성가구의 집단에서 취업확률은 90% 이상으로 나타난다. 또한, 취업 일자리 내에서의 정규직 비중도 고졸 이하 학력군을 제외하고는 85% 이상으로 상당히 높은 편이다.

모형에서는 정규직이나 비정규직 일자리 제안이 제시되고 그 안에서 근로자들이 일을 할지 여부를 정한다고 가정하고자 한다. 먼저, 정규직 일자리 제안을 받을 확률은 취업 내 정규직 비중과 같다고 가정한다. 둘째, 비정규직 일자리를 제안받을 확률은 언제나 존재한다고 가정한다. 두 번째 가정을 고려한 것은, 남성근로자들의 취업확률이 상당히 높다는 점과 비정규직과 정규직 일자리를 동시에 제안받을 때 보통 정규직 일자리를 선택하게 될 것으로 예상된다는 점 때문이다. 이러한 가정하에서, 모형 내 남성근로자는 비정규직 일자리 기회는 언제나 주어질 수 있는 상황에서, 정규직 일자리가 제시되면 해당 일자리를 취하려고 할 것이다. 반면, 정규직 일자리가 제시되지 않은 경우 비정규직 일자리를 취하는 것과 일을 하지 않은 것 중에서 효용수준을 고려하여 최종 결정을 내릴 것이다.

〈표 IV-5〉 무직, 정규직, 비정규직의 확률: 데이터

(단위: %)

| 데이터    |      | 취업확률  | 취업일자리 내 정규직 비중 | 취업일자리 내 비정규직 비중 |
|--------|------|-------|----------------|-----------------|
| 40세 미만 | 중졸   | 77.78 | 28.57          | 71.43           |
|        | 고졸   | 96.69 | 73.04          | 26.96           |
|        | 초대졸  | 97.93 | 88.95          | 11.05           |
|        | 대졸   | 97.06 | 92.25          | 7.75            |
|        | 대학원졸 | 96.36 | 92.46          | 7.54            |
| 40세 이상 | 초졸   | 85.29 | 31.04          | 68.96           |
|        | 중졸   | 88.78 | 47.13          | 52.87           |
|        | 고졸   | 90.81 | 63.64          | 36.36           |
|        | 초대졸  | 94.50 | 85.71          | 14.29           |
|        | 대졸   | 89.95 | 90.88          | 9.12            |
|        | 대학원졸 | 95.96 | 92.63          | 7.37            |

자료: 제18차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

## 2) 정규직, 비정규직 일자리 내에서의 소정노동시간 유형구분

정규직 일자리 제안을 받게 되는 경우 해당 소정노동시간은 주 40시간 혹은 주 40시간 이상 중의 하나로 결정되고, 비정규직 일자리 제안을 받게 되는 경우 해당 소정노동시간은 주 40시간 미만, 40시간, 40시간 이상 중의 하나로 결정된다고 가정한다. 소정노동시간 유형과 관련한 확률은 일자리 제안 확률함수에서 설정했던 바와 동일하게, 남성가구주의 연령과 교육 수준에 따라 달라진다고 가정한다.

편의상, 소정노동시간의 유형이 결정되는 확률함수는 데이터상 관찰되는 남성가구주의 연령과 교육수준의 고용형태별 소정노동시간 유형 분포로 정의한다. 〈표 IV-6〉, 〈표 IV-7〉에서는 정규직, 비정규직 일자리에서의 소정노동시간 유형분포와 관련한 데이터가 제시되어 있다. 예를 들어, 정규직 일자리를 갖고 있는 40세 미만 초대졸 남성 근로자의 경우, 소정노동시간이 주 40시간인 경우는 69.64%, 40시간 이상인 경우는 30.36%로 집계된다. 모형에서는 이러한 수치를 그대로 이용하여, 해당 수치만큼의 확률로써 각 소정노동시간의 유형이 결정된다고 가정한다.

〈표 IV-6〉 정규직 일자리의 소정노동시간 유형 확률: 40시간, 40시간 이상

(단위: %)

| 정규직    |      | 40시간  | 40시간 이상 | 전체     |
|--------|------|-------|---------|--------|
| 40세 미만 | 중졸   | 50.00 | 50.00   | 100.00 |
|        | 고졸   | 53.69 | 46.31   | 100.00 |
|        | 초대졸  | 69.64 | 30.36   | 100.00 |
|        | 대졸   | 79.56 | 20.44   | 100.00 |
|        | 대학원졸 | 81.63 | 18.37   | 100.00 |
| 40세 이상 | 초졸   | 33.33 | 66.67   | 100.00 |
|        | 중졸   | 42.50 | 57.50   | 100.00 |
|        | 고졸   | 62.42 | 37.58   | 100.00 |
|        | 초대졸  | 75.16 | 24.84   | 100.00 |
|        | 대졸   | 80.72 | 19.28   | 100.00 |
|        | 대학원졸 | 83.33 | 16.67   | 100.00 |

자료: 제18차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-7〉 비정규직 일자리의 소정노동시간 유형 확률:

40시간 미만, 40시간, 40시간 초과

(단위: %)

| 비정규직   |      | 40시간 미만 | 40시간  | 40시간 초과 | 전체     |
|--------|------|---------|-------|---------|--------|
| 40세 미만 | 중졸   | 0.00    | 20.00 | 80.00   | 100.00 |
|        | 고졸   | 1.82    | 34.55 | 63.64   | 100.00 |
|        | 초대졸  | 0.00    | 47.62 | 52.38   | 100.00 |
|        | 대졸   | 8.70    | 52.17 | 39.13   | 100.00 |
|        | 대학원졸 | 25.00   | 25.00 | 50.00   | 100.00 |
| 40세 이상 | 초졸   | 20.00   | 25.00 | 55.00   | 100.00 |
|        | 중졸   | 8.70    | 4.35  | 86.96   | 100.00 |
|        | 고졸   | 3.41    | 20.45 | 76.14   | 100.00 |
|        | 초대졸  | 3.70    | 40.74 | 55.56   | 100.00 |
|        | 대졸   | 0.00    | 48.39 | 51.61   | 100.00 |
|        | 대학원졸 | 0.00    | 85.71 | 14.29   | 100.00 |

자료: 제18차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

주어진 고용형태 일자리의 소정노동시간의 유형이 결정되면, 그다음으로 는 실질적인 소정노동시간이 구체적으로 어떻게 결정되는지를 살펴보아야 한다. 주 40시간 일자리를 제안받은 경우는 실질적인 소정노동시간은 주 40

시간이다. 만약 주 40시간 미만이나 초과 유형에 속하는 경우, 실질적인 소정노동시간 수준은 임의변수의 실현값에 의하여 결정된다고 가정한다.

### 3) 소정노동시간의 실현값의 결정과정(주 40시간 제외)

데이터를 이용하여 다음과 같이 가정한다. 먼저, 정규직 일자리의 경우, 주 40시간에 더하여 추가적으로 제안되는 소정노동시간을  $\eta_j^{R2}$ 라고 할 때, 이러한 임의변수의 로그값이 평균이 2.20이고 표준편차가 0.673인 정규분포를 따른다고 가정한다. 이러한 가정은 데이터의 히스토그램을 살펴보았을 때 주 40시간 초과 변수의 로그를 취한 값이 정규분포를 따르는 것에 기반하고 있다. 이에 따라, 주 40시간 초과 정규직 일자리의 소정노동시간은  $\tau_j^{R2} = 40 + \eta_j^{R2}$ 으로 결정된다.

주 40시간 초과 비정규직의 소정노동시간의 실현값도 정규직의 경우와 유사한 방식으로 결정된다고 가정한다. 즉, 40시간 초과 비정규직 일자리의 소정노동시간은  $\tau_j^{R3} = 40 + \eta_j^{R3}$ 으로 결정되며,  $\eta_j^{R3}$ 의 로그값은 평균이 2.49이고, 표준편차가 0.620의 값을 갖는 정규분포를 따른다고 가정한다.

마지막으로 주 40시간 미만 비정규직 일자리의 경우, 데이터상에서 관찰되는 관측치는 모두 주 35시간 이하 일자리였다. 그러므로 주 35시간보다 더 적게 일하는 노동시간을  $\eta_j^{R1}$ 로 정의하여, 주 40시간 미만 비정규직 일자리의 소정노동시간이  $\tau_j^{R1} = 35 - \eta_j^{R1}$ 으로 결정된다고 가정한다. 데이터값에 기반하여,  $\eta_j^{R1}$ 은 해당 값의 로그값이 평균이 2.29이고, 표준편차가 0.526인 정규분포를 따른다고 가정한다.

### 4) 초과근로시간 선택

초과근로시간도 소정노동시간과 마찬가지로 실현값을 임의변수의 분포를 가정함으로써 모형화할 수 있을 것이다. 그러나 분석의 편의를 위하여 초과근로시간 구간을 선택하면 이는 곧 해당 구간의 평균값이나 최댓값이 실제 초과근로시간으로 실현된다고 가정한다. 그 결과, 초과근로시간으로 근로자들이 취할 수 있는 값은 {0, 3, 6, 9, 15, 20} 중에서 한 가지라고 가정한다. 초과근로를 하지 않기로 한 근로자들은 초과근로시간 값으로 '0'의 값을 취한다.

### 5) 시간당 임금

시간당 임금은 소정노동시간과 관련된 임금률은  $\ln w_j = \beta^w X_j + \epsilon_j^w$ ,  $\epsilon_j^w \sim N(0, \sigma_w^2)$ 에 의해 결정된다고 가정한다.  $X$ 변수로는 교육과 연령 변수를 삽입한다. 교육의 경우, 초졸 이하 집단을 기준집단으로 하고, 중졸, 고졸, 초대졸, 대졸, 대학원졸 각각의 교육수준과 관련된 더미변수를 삽입한다. 연령의 경우 만 나이와 만 나이의 제곱항을 삽입한다.

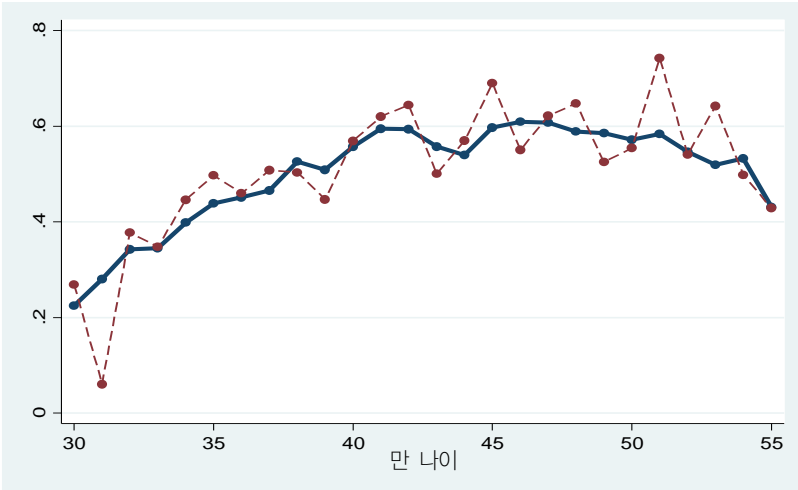
〈표 IV-8〉은 만 나이별로 위의 결정식에 의하여 추정된 시간당 임금이 실제 시간당 임금을 제대로 예측하고 있는지를 보여주고 있다. 예측치가 완전히 데이터를 설명할 수는 없지만, 평균적으로는 데이터와 예측치가 상호유사하다고 할 수 있다. 이를 이용하여 정규직, 비정규직별로 구분하여 시간당 임금률을 추정한 결과는 〈표 IV-8〉과 같다. 한편, 현재로서는 소정근로와 초과근로 임금률에 대한 모수를 독립적으로 판별하기 어려움에 따라 초과근로 시간당 임금률은 정규직의 경우(소정근로 임금률 대비) 1.5배, 비정규직의 경우 1배라고 임의로 상정하였다.

〈표 IV-8〉 임금률의 결정

| 종속변수 = ln(시간당 임금) |           | 정규직근로자     | 비정규직근로자   |
|-------------------|-----------|------------|-----------|
| 교육<br>(기준: 고졸 이하) | 초대졸       | 0.216 ***  | -0.009    |
|                   | 4년제 대학 이상 | 0.384 ***  | 0.339 *** |
| 만 나이              |           | 0.116 ***  | 0.036     |
| 만 나이 제곱항          |           | -0.001 *** | 0.000     |
| 상수항               |           | -2.471 *** | -0.761    |
| $R^2$             |           | 0.16       | 0.054     |
| 관측치               |           | 1,447      | 281       |

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
자료: 제18차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

[그림 IV-1] 시간당 임금의 추정



자료: 제18차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

### 6) 비근로소득 수준

가구의 비근로소득은 남성가구주가 노동시장 진입 시 관찰하는 부동산자산과 금융자산의 함수로 가정한다. 보다 구체적으로  $NW_j = \beta_0^{NW} + \beta_1^{NW} \text{부동산자산}_j + \beta_2^{NW} \text{금융자산}_j + \epsilon_j^{NW}$ 에 의해 결정된다고 가정한다. 추정 결과는 <표 IV-9>에 제시되어 있다.

<표 IV-9> 비근로소득 수준의 결정식

| 종속변수=1n(비근로소득 <sub>j</sub> ) | Coefficients  |
|------------------------------|---------------|
| 소유부동산금액(억원)                  | 3,367.761 *** |
| 금융자산금액(억원)                   | 3,721.879 *** |
| 상수                           | 4,690 ***     |
| $R^2$                        | 0.162         |
| 관측치                          | 258           |

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
 자료: 제18차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

## 7) 광의의 소득세 부담금

개인 데이터에서 관찰되는 '세금공제후 월평균 임금'은 세금과 국민연금, 건강보험, 산재보험 등 공제 보험요금을 제외한 금액이며, 노조회비와 사내 동호회비 등 기타 공제금액을 포함한 임금이다. 이에 따라 남성가구주의 세전-세후 근로소득 간 격차에 해당하는 금액은 남성가구주에 대한 소득세, 남성가구주의 근로소득에 원천징수되는 보험요금이 포함되어 있으며, 또한 동시에 각종 세액공제 등이 최종적으로 반영된 값으로 해석할 수 있겠다.

한편, 가구데이터에서 생활비와 관련한 정보에서 국민연금 부담금, 건강보험료 사항이 존재하는데, 이 값은 근로소득자를 제외한 나머지 가구원에 대하여 추가로 지불하는 금액으로 간주할 수 있다. 이에 따라 가구단위에서 부담하는 '광의의 소득세 부담금'은 남성가구주의 세전-세후 근로소득세 격차와 가구생활비 중 국민연금과 건강보험료를 합산한 값으로 정의한다.

〈표 IV-10〉에서는 광의의 소득세 부담금과 관련한 회귀식을 고려하고 있다. 남성가구주의 세전소득, 배우자 여부, 가구원 수, 연령에 따른 자녀 수, 정규직 여부, 소유부동산자산금액, 금융자산금액, 부동산소득금액, 금융소득금액, 현재 입주 주거형태 등을 통제변수로 고려하였다. 〈표 IV-10〉의 세 번째 열 회귀식 (e3)의 경우 가구원 수를 제외한 모든 변수를 통제변수로 포함하였다. 세전소득이 높을수록 소득세 부담금은 높아지는데, 이는 광의의 소득세 부담금이 근로소득이 높을수록 같이 높아진다는 것을 의미한다. 남성근로자가 정규직 일자리를 갖는 경우, 종속변수가 통계적으로 유의미하게 증가하게 되는데, 이는 정규직일 경우 4대 보험 가입확률이 높아지고 이에 따라 부과되는 보험요금이 커지기 때문일 것으로 예상된다. 입주형태가 자가나 전세일 경우에도 광의의 소득세가 통계적으로 유의미하게 증가하는 것으로 나타난다. 한편, 소유부동산자산금액이나, 금융자산금액, 부동산소득금액, 금융소득금액을 삽입하였으나, 모두 통계적으로 유의미하지 않았다.

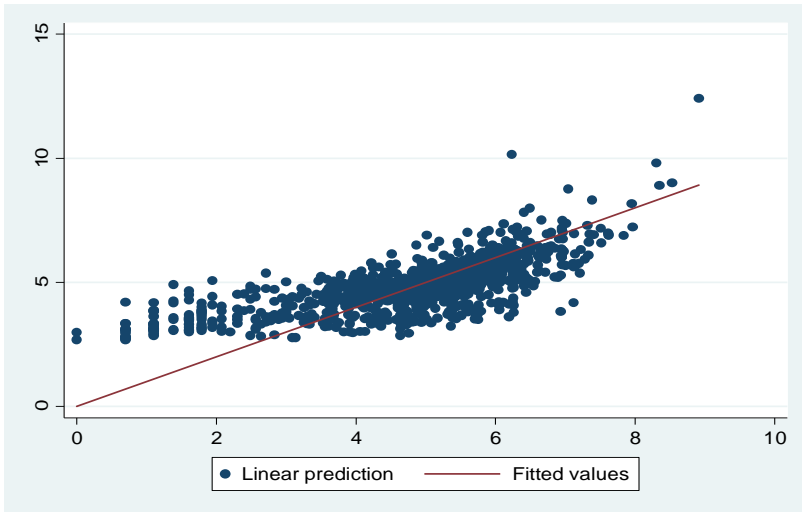
〈표 IV-10〉 광의의 소득세 부담금

| 종속변수 = $\ln(\text{근로소득세전세후격차} + \text{국민연금} + \text{건강보험료})$ |            |            |            |
|--|------------|------------|------------|
| 구분   | (e1)       | (e2)       | (e3)       |
| 남성가구주 세전소득   | 0.00036*** | 0.00032*** | 0.00031*** |
| 배우자 여부   | 0.41511*** | 0.17838    | 0.01549    |
| 가구원 수  | -0.09886   | -0.03679   | -          |
| 0~6세 자녀 수  | 0.14991**  | 0.07892    | 0.05384    |
| 7~12세 자녀 수   | 0.09227    | 0.04538    | 0.00857    |
| 13~18세 자녀 수  | 0.01293    | 0.00047    | -0.03274   |
| 정규직 여부   | -          | 0.97537*** | 0.92074*** |
| 소유부동산자산금액(억원)  | -          | 341,698    | 292,794    |
| 금융자산금액(억원)   | -          | -5.96E+02  | -5.11E+02  |
| 입주형태기준: 월세나 기타형태   | -          | -          | -          |
| 입주형태: 자가   | -          | -          | 0.36963*** |
| 입주형태: 전세   | -          | -          | 0.30338*** |
| 부동산소득금액(만원)  | -          | -          | 0.00000    |
| 금융소득금액(만원)   | -          | -          | -0.00007   |
| 상수항  | 3.23174*** | 2.71019*** | 2.55807*** |
| $R^2$  | 0.4292     | 0.5063     | 0.51629    |
| 관측치  | 1,204      | 1,204      | 1,204      |

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
 자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

〈표 IV-10〉의 세 번째 회귀식 (e3)을 통해 예측된  $\ln(\text{광의의 소득세 부담금})$ 을 실제 종속변수 값과 비교한 결과가 [그림 IV-2]에 제시되어 있다. 횡축에는 광의의 소득세 부담금의 로그값의 실제값이, 종축에는 (e3)의 회귀분석을 통해 예측한 값이 제시되어 있다. 실선은 45도 직선을 의미하며, 대부분의 데이터 값이 45도 직선 위에 자리하고 있는 것을 미루어, (e3)과 같은 회귀분석을 통한 예측값이 아주 현실과 동떨어진 것이라고 하기 어렵다. 단, 광의의 소득세 부담금의 로그값이 3 이하의 값을 갖는 경우, 요컨대 저부담 가구에 대한 광의의 소득세 부담금의 예측값이 상대적으로 높게 설정되어 있는 것을 알 수 있다. 광의의 소득세 부담금이 상당히 높은 경우에도, 회귀식 (e3) 결과의 예측값이 실제값보다 높게 나타나고는 있지만, 이에 해당하는 관측치 개수는 소득세 부담금이 낮은 가구보다는 훨씬 적은 편이다.

[그림 IV-2] 광의의 소득세 부담금: 실제값과 예측치



자료: 제19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

### 8) 근로장려세제

근로장려세제가 도입된 초기부터 2015년까지의 수급조건은 부양가족, 소득, 주택, 재산가액 항목으로 구분된다. 2015년 기준 근로장려세제는 주택요건이 “1주택 가구”여야 한다는 것이었는데, 이러한 주택요건은 2016년 삭제된다(기획재정부·한국조세재정연구원, 2017). 본 연구는 2015년 가구의 가처분소득에 관한 것이므로 2015년까지는 존재했던 주택요건을 포함한 4가지 근로장려세제 수급조건을 고려하였다.

그런데 한국노동패널조사에서 근로장려세제 수급자들의 재산, 소득, 주택요건 등을 살펴보면 근로장려세제 수급요건이 만족되지 않은 경우가 적지 않다. 이러한 불일치성이 나타나는 이유는 여러 가지가 있을 수 있다. 한 예로 근로장려세제를 신청할 때 사용되는 ‘가구’의 개념이 노동패널조사에서의 ‘가구’의 개념과 다르기 때문일 수 있다. 예를 들어, 노동패널조사에서는 동일 가구로 집계되더라도, 근로장려세제 수혜 목적에 상응하기 위하여 분가된 가구로 보고할 여지가 있다.

이에 따라 본 연구에서는 노동패널조사에서 제시되는 가구, 재산, 주택, 소득 정보를 그대로 활용하는 대신, 근로장려세제 수급확률을 모형화하기로 한다. 가구, 재산, 주택 요건을 만족하는 가구 중에서 “근로소득” 수준이 영향을 미치는 확률과정에 따라 최종적으로 근로장려세제를 수급할 수 있는지가 결정된다고 가정한다. 이때 근로장려세제 수급 여부를 결정짓는 통계변수로는 남성가구의 세전총근로소득과 이러한 세전총근로소득의 제곱항, 가구원수, 상수항을 포함되며, 확률함수는  $\Phi(\beta_0^{EITC} + \beta_1^{EITC} W_j + \beta_2^{EITC} W_j^2 + \beta_3^{EITC} f_{m_j})$ 로 정의한다. 반면, 근로장려세제 수급대상으로 선정된 가구의 경우 정부로부터 제공받는 근로장려세제의 기댓값은  $\kappa_0^{EITC} + \kappa_1^{EITC} W_j + \kappa_2^{EITC} W_j^2 + \kappa_3^{EITC} f_{m_j}$ 와 같다고 가정한다. 근로장려세제 선정확률 및 근로장려세제 액수 결정식에 대한 회귀식 결과는 <표 IV-11>과 같다.

<표 IV-11> 근로장려세제 지원대상 선정 여부 및 지원금액 결정식

| 회귀분석 대상조건<br>(conditional on) | (1)  | (2)             |
|-------------------------------|--|-----------------|
|                               | 근로장려세제 지원대상 후보군<br>(근로소득 4,400만원 이하,<br>주택시가 2억원 이하,<br>총재산규모 1억 5만원 이하,<br>가구원 수 2인 이상) |                 |
| 종속변수                          | 근로장려세제 지원 선정 여부<br>(선정 시 1, 탈락 시 0)  | 근로장려세제액<br>(만원) |
| 근로소득 ( $W_j$ )                | -0.001 **  | 0.0053          |
| 근로소득 제곱항 ( $W_j^2$ )          | 1.87e-07 *   | -1.73e-06       |
| 가구원 수 ( $f_{m_j}$ )           | 0.098  | 10.692          |
| 상수항                           | -0.076   | 58.057          |
| 관측치                           | 277  | 24              |

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

### 9) 광의의 이전소득

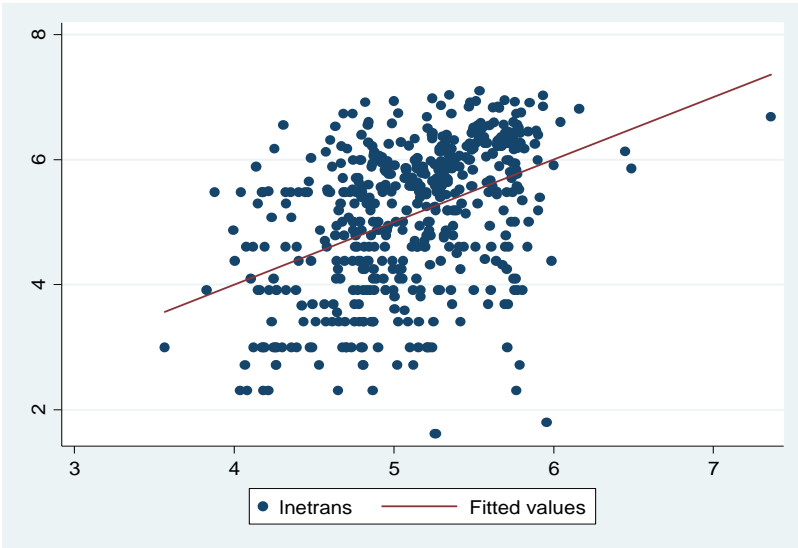
광의의 이전소득은 기초생활보장급여, 기타정부 이전금액, 사회단체 후원금, 부모나 자녀 및 친척으로부터 받는 금액 등의 총합에서 근로장려세제 지원금액을 제한 값으로 정의한다. 광의의 이전소득이 0보다 큰 가구는 537 가구이며, 광의의 이전소득의 최솟값은 5만원 최댓값은 2억 6천만원으로 나타났다. 양(+의) 광의의 이전소득을 갖고 있는 가구주의 95%는 1,214만원 이하의 금액을 받는 것으로 나타나기 때문에, 1,214만원 이상의 기타이전지출을 갖는 가구의 비정상적 관측치(outlier)는 표본에서 제한다.

〈표 IV-12〉 기타이전지출 결정식

| 종속변수<br>=1n(기타이전지출) | (1)         | (2)         | (3)         |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|
| 근로소득                | -0.00022**  | -0.00025*** | -0.00021**  |
| 근로소득 제공항            | 0.00000**   | 0.00000***  | 0.00000**   |
| 만 나이                | -0.14327    | -0.01211    | -0.04163    |
| 만 나이 제공항            | 0.00123     | -0.00021    | 0.00042     |
| 정규직여부               | -0.06123    | -0.08929    | -0.10889    |
| 가구원 수               | 0.32794***  | -           | -           |
| 소유부동산자산액 (억원)       | -1.38e+03** | -1.38e+03** | -1.15e+03** |
| 금융자산액 (억원)          | 2.54e+03**  | 2.08e+03*   | 1.86E+03    |
| 입주형태: 자가            | 0.29959**   | 0.23476     | 0.22413     |
| 입주형태: 전세            | 0.14912     | 0.0515      | 0.0917      |
| 배우자 여부              | -           | 0.97944***  | 0.63174***  |
| 0~6세 자녀 수           | -           | -           | 0.40925***  |
| 7~12세 자녀 수          | -           | -           | -0.05528    |
| 13~18세 자녀 수         | -           | -           | -0.01232    |
| 상수항                 | 8.02744***  | 5.57076***  | 5.64587***  |
| $R^2$               | 0.1382      | 0.11797     | 0.17954     |
| 관측치                 | 511         | 511         | 511         |

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

[그림 IV-3] 이전지출의 로그값(횡축)과 회귀식에 의한 예측치(종축)



자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

한편 모든 가구가 이전지출을 받는 것은 아니므로 이전지출을 받을 확률은 다음과 같이 고려한다.

<표 IV-13> 이전지출 선정 확률(probit)

| 종속변수                | 이전지출 존재 여부<br>(존재 시 1, 부재 시 0) |
|---------------------|--------------------------------|
| 근로소득( $W_j$ )       | -0.00001                       |
| 근로소득 제곱항( $W_j^2$ ) | -6.25e-09                      |
| 가구원 수( $fm_j$ )     | 0.2477***                      |
| 상수항                 | -0.8750***                     |
| 관측치                 | 1,171                          |

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의  
 자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

## 10) 습관성 소비

습관성 소비는 식비, 공교육비, 차량유지비, 주거비, 보건의료비, 생필품구입비의 합으로 정의하였다. 노동패널조사에서는 월별 데이터로 집계되는데, 구조모형의 분석 단위가 연간 단위이기 때문에, 습관성 소비금액에 12를 곱한 값을 사용하였다.

〈표 IV-14〉 습관성 소비와의 상관관계

| 구분     | 습관성 소비 | 근로소득   | 배우자 여부 | 자녀 수   | 가구원 수  | 정규직 여부 |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 습관성 소비 | 1      | -      | -      | -      | -      | 99999  |
| 근로소득   | 0.5087 | 1      | -      | -      | -      | -      |
| 배우자 여부 | 0.4135 | 0.3081 | 1      | -      | -      | -      |
| 자녀 수   | 0.2786 | 0.1986 | 0.5592 | 1      | -      | -      |
| 가구원 수  | 0.5167 | 0.3219 | 0.7905 | 0.8304 | 1      | -      |
| 정규직 여부 | 0.1576 | 0.3028 | 0.2628 | 0.1595 | 0.1931 | 1      |

자료: 제18~19차 노동패널조사 자료를 이용하여 저자 작성

## 나. 2단계 추정: SMM 추정결과

SMM 방식으로 추정한 파라미터는 식 (IV-9), 식 (IV-10)에 제시된 효용함수와 관련된 파라미터이다. 각 계수는 모형으로부터 얻어진 적률(moment)과 실제 데이터에서 구한 적률 간의 간극을 최소한으로 만들도록 하는 값으로 정의하여, simulated annealing 알고리즘을 활용하여 추정하였다. 시뮬레이티드 어닐링(Simulated annealing) 알고리즘은 추정 프로그램이 특정 국소 최솟값(local minimum)에 머물러 전역 최솟값(global minimum)을 찾아내지 못하는 것을 방지하는 데 효과적인 알고리즘으로, SMM방식으로 파라미터를 추정할 때 많이 사용된다. 추정결과는 다음의 표에 제시되어 있다. 추정결과 얻어진 파라미터의 값만을 우선 다음과 같이 제시하였다.<sup>15)</sup>

15) 현재 추정값의 분산값은 구하지 못한 상태이므로, 캘리브레이션(calibration) 방식으로 값을 구한 것과 유사하다고 간주할 수 있겠다. 단, (많은 경우) 데이터의 평균값만 주어져 있어도 파라미터의 값을 구할 수 있는 캘리브레이션과 달리, 〈표 IV-15〉에 제시되어

〈표 IV-15〉 효용함수 파라미터 추정 결과

| 파라미터                   |               | 추정값(calibration) |
|------------------------|---------------|------------------|
| 내용                     | 기호            |                  |
| $(Y_j - \bar{C}_j)^2$  | $\delta_{YY}$ | -5.774           |
| $(H_j)^2$              | $\delta_{HH}$ | 3.677            |
| $H_j(Y_j - \bar{C}_j)$ | $\delta_{HY}$ | -8.936           |
| $H_j$                  | $\delta_0$    | -1.079           |
| $kid_j^{06} H_j$       | $\delta_1$    | -5.690           |
| $kid_j^{712} H_j$      | $\delta_2$    | 2.126            |
| $sp_j H_j$             | $\delta_3$    | 7.174            |
| $age_j H_j$            | $\delta_4$    | -3.206           |
| $age_j^2 H_j$          | $\delta_5$    | -0.461           |
| $House_j^{own} H_j$    | $\delta_6$    | 8.046            |

자료: 저자 작성

〈표 IV-15〉에서는 효용함수의 파라미터 추정결과를 보여주고 있다. 효용함수 형태가 주어진 식 (IV-9)와 비교해보았을 때, 가처분소득에서 습관성 소비를 제한 값( $Y - \bar{C}$ )과 해당 값의 제곱항과 관련된 계수가 모두 양수로 추정되었음을 알 수 있다. 근로시간  $H$ 와 관련된 파라미터  $\delta$ 의 값은 가구 특질마다 다를 수 있다. 근로시간  $H$ 가 7~12세 자녀 수나 배우자 존재 여부, 그리고 입주형태가 자가인 경우를 나타내는 터미변수 등과 결합된 항에 대해서는 해당 효용함수 파라미터가 양수로 추정되었다.

#### 다. 추정 모형의 현실 정합성

추정된 모형이 현실을 제대로 포착하고 있는지를 파악하기 위하여 시뮬레이션으로부터 구한 적률 값과 실제 데이터로부터 구한 적률 값을 비교한다.

있는 값은 미시자료를 활용하였다는 점에서 차이가 있다.

〈표 IV-16〉 데이터와 모형 간 적률(moment) 값 비교

| 구분                         | 데이터    | 모형     |
|----------------------------|--------|--------|
| 남성가구주가 취업상태인 경우            |        |        |
| 배우자가 존재(%)                 | 75.956 | 75.959 |
| 자녀가 존재(%)                  | 65.474 | 65.469 |
| 0~6세 자녀가 존재(%)             | 35.108 | 34.846 |
| 7~12세 자녀가 존재(%)            | 28.619 | 28.721 |
| 입주 형태: 자가 거주(%)            | 49.917 | 50.032 |
| 습관성 지출 수준(백만원)             | 10.138 | 10.151 |
| 남성가구주가 취업상태이고, 초과근로 상태인 경우 |        |        |
| 배우자가 존재(%)                 | 81.713 | 77.103 |
| 자녀가 존재(%)                  | 72.917 | 67.440 |
| 0~6세 자녀가 존재(%)             | 39.815 | 36.619 |
| 7~12세 자녀가 존재(%)            | 29.398 | 30.255 |
| 입주 형태: 자가 거주(%)            | 53.704 | 50.595 |
| 습관성 지출 수준(백만원)             | 10.753 | 10.084 |

자료: 저자 작성

추정을 위한 사용된 적률과 관련한 실제 자료값과 모형에서 추정된 값을 〈표 IV-16〉에서 확인할 수 있다. 적률은 총 12개이며, 남성가구주가 취업상태인 경우와 남성가구주가 취업상태이면서 초과근로상태인 경우 각각에 대하여 평균적인 가구 특질을 고려하였다. 배우자 존재 여부, 자녀 수, 0~6세 자녀 수, 7~12세 자녀 수, 자가 거주 입주형태, 습관성 지출 수준 등은 모두 식 (IV-9)에 주어진 효용함수 파라미터와 직접적으로 연관된 적률이라 할 수 있다. 만 나이와 관련된 적률도 고려할 수 있겠으나, 0~6세, 7~12세 자녀 수와 관련된 적률이 남성가구의 연령정보도 일정 부분 담고 있다고 판단하여 추정 시 포함하지는 않았다.

데이터와 모의실험 결과를 비교해보면, 남성가구주가 초과근로상태인 경우에 데이터와 모형의 결과값이 남성가구주가 취업상태인 경우에 비하여 상대적으로 차이는 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 남성가구주가 초과근로상태인 경우, 데이터에서 배우자가 존재할 확률을 81.71%인 데 반해, 모형에서는 77.1%로 그쳤고, 자녀가 존재하는 확률도 데이터에서는

72.91%인 데 반해, 모형에서는 67.44%에 지나지 않았다. 0~6세 자녀가 존재할 확률은 구조모형이 과소추정하고, 7~12세 자녀가 존재할 확률은 구조모형이 과대추정한 것으로 나타난다.

이러한 차이는 정규직, 비정규직 간에 현실적으로 존재하는 초과근로 규정이 모형에 제대로 반영되지 않았기 때문으로 파악된다. 예를 들어, 배우자가 존재하는 남성가구주의 경우 정규직 일자리 확률이 더 많고, 이러한 정규직에서 초과근로를 할 가능성이 높다고 가정하자. 모형에서는 정규직, 비정규직 간 초과근로여건이 동일(임금률 제외)하다고 가정하였기 때문에 정규직에서 초과근로가 더 빈번할 가능성 등을 과소예측할 수 있을 것이다.

## 5. 조세·재정 정책 모의실험

본고에서는 두 가지 정책실험을 고려한다. 첫 번째, 근로장려세제를 변경시키는 것이다. 근로장려세제 추정식에서 경제주체의 근로소득에 상관없이 주어지는 보조금(절편)을 인위적으로 증대시키고, 또한 비경제활동 인구라 할지라도 주택, 재산, 가구요건을 만족하는 가구에 보조금을 지급하는 것이다.

첫 번째 정책실험(Policy A)을 <표 IV-11>에서 제시된 파라미터로 설명하면 다음과 같다. 근로장려세제액 추정식에서 상수항 관련 계수(58.057)를 임의로 두 배로 늘리고, 비경제활동가구의 경우에도 해당 보조금이 지급되도록 한다. 요컨대 비경제활동가구의 경우 근로장려세제 지원 선정 여부에서 근로소득과 관련된 항목은 모두 0의 값을 갖지만, 여전히 가구원 수나 상수항에 따라서 일정한 지급확률을 갖게 된다. 또한, 만약 근로장려세제 지급 대상에 선정된 비경제활동 가구는 <표 IV-11>의 두 번째 열과 같이 근로장려세제를 받게 되는데, 근로소득이 없기 때문에 근로소득에 따라 그 금액이 증가하는 효과 등은 누릴 수 없게 된다.

두 번째 정책실험(Policy B)은 근로소득세를 2배가량 증가시키는 것이다. 이는 <표 IV-10>에서 파악할 수 있는 바와 같이 광의의 소득세 부담금은 남성가구주의 세전소득이 높아짐에 따라 증가하게 된다. 이때 남성가구주의 세전소득과 관련된 계수를 10% 증가시키는 것을 두고 근로소득세를 10% 증

가한다고 표현하도록 한다.

먼저 <표 IV-17>은 두 정책실험에 의해 영향받는 경제주체의 규모를 비교하고 있다. 전체 1,202개의 경제주체 분석표본에서 32%가량이 가상정책 A, B 중 하나에 영향을 받았다. 정책 B는 보편적으로 모든 근로자에게 적용된다고 가정되는 반면 정책 A는 근로장려세제 수급요건을 만족하는 근로자에게로 한정되기 때문에 이해할 수 있다. 또한, 두 개의 실험에 동시에 영향을 받는 사람들도 아주 소수(0.75%)지만 존재함을 알 수 있다.

<표 IV-17> 모의실험 영향군 규모

(단위: 가구, %)

| Policy A | Policy B | 빈도수   | 비율    |
|----------|----------|-------|-------|
| ×        | ×        | 824   | 68.55 |
| ×        | ○        | 320   | 26.62 |
| ○        | ×        | 49    | 4.08  |
| ○        | ○        | 9     | 0.75  |
| Total    |          | 1,202 | 100   |

자료: 저자 작성

다음으로 <표 IV-18>에서는 모의실험 결과 나타나는 노동공급의 변화를 보여주고 있다. 추정파라미터를 삽입했을 때의 모형을 기준경제(baseline economy)라고 가정하고, 정책 A와 정책 B의 노동공급 결과물을 기준경제에 대비한 비율로 표현하였다.

정책 A의 경우 기준경제에 비해 총근로자 수는 줄지만 총근로시간은 늘어난 것으로 나타났다. 총근로자 수가 줄어든 것은 정책 A에서 근로장려세제 결정식 중 근로소득과 연동하지 않는 부분(가구원 수와 상수항 관련)에 해당하는 금액을 비경제활동 가구도 지급하게 되면서 기존의 경제활동가구가 비경제활동가구로 전환하기 때문에 발생한다. 그러나 경제활동 상태를 지속적으로 유지하는 가구의 경우 근로시간이 오히려 기준경제에 비해 늘어나는 것을 확인할 수 있다. 이는 근로장려세제 액수가 근로시간에 따라 변화하는 부분은 그대로이지만, 정책 A를 통해 근로장려세제 내 고정적인 보조금(상수항 관련)이 늘어나면서, 근로장려세제 총액이 늘어나고 이에 따라

근로장려세제의 기댓값이 상승하기 때문에 이해할 수 있다. 근로장려세제의 기댓값이 상승하는 경우, 근로장려세제를 받기 위한 행동을 취할 텐데, 본 모형에서 근로장려세제 수급 확률은 가구, 재산, 자산 요건이 만족하는 가구들 중에서 근로소득이 높을수록 높아진다고 가정했기 때문이다.

근로시간과 근로자 총량을 넘어 고용형태 비율과 소정근로시간 비율의 변화도 살펴보자. 정책 A가 집행되었을 때, 비정규직 비율이 정규직 비율보다 더 많아지는 것을 알 수 있다. 이는 근로장려세제의 기댓값이 상승하면서 비경제활동 인구가 경제활동 인구로 일부 전환되면서 비정규직 일자리를 찾았거나, 기존의 경제활동 인구가 정규직에서 비정규직으로 고용형태를 변경한 것으로 이해할 수 있다.<sup>16)</sup> 또한, 소정근로시간보다 초과근로시간의 변화가 더욱 큰데, 이는 소정근로시간은 일자리 제안과 결합되어 고정적이기 때문에 일자리 자체를 바꾸지 않는 한 변경이 어려운 반면, 초과근로시간은 정책 상황에 맞게 더욱 재량적으로 바꿀 수 있기 때문인 것으로 이해할 수 있다.

〈표 IV-18〉 모의실험 결과: 노동공급 측면

(단위: %)

| 구분         | Baseline | Policy A | Policy B |
|------------|----------|----------|----------|
| 총근로시간의 총합  | 100      | 100.31   | 97.47    |
| 소정근로시간의 총합 | 100      | 99.77    | 97.38    |
| 초과근로시간의 총합 | 100      | 103.02   | 97.90    |
| 총근로자 수     | 100      | 99.73    | 97.50    |
| 총정규근로자 수   | 100      | 98.46    | 95.39    |
| 총비정규근로자 수  | 100      | 100.60   | 98.94    |

자료: 저자 작성

다음으로 정책 B로 인한 노동공급 변화를 살펴보자. 근로소득세가 늘어난 경우 총근로자 수는 줄어들고, 총근로시간의 총합 역시 줄어드는 것으

16) 비정규직 일자리의 경우, 정규직 일자리와 달리 소정노동시간이 40시간 미만일 수 있음을 고려할 때, 정책 A로 인해 단시간 일자리가 늘어날 것으로 일정 부분 해석할 수 있다. 이는 (고려한 가상정책의 성격에는 차이가 있으나) 일반균형모형을 활용한 시뮬레이션에서 근로장려세제가 도입됨에 따라 전일제 근로 비중은 줄고 파트타임 근로 비중은 늘어날 것으로 예상한 송헌재·전영준(2011)의 결과와 유사하다.

로 나타난다. 이러한 결과는 근로소득세로 인하여 근로유인이 줄어들었기 때문에 나타난 것으로 이해할 수 있다. 정책 B로 인하여 정규근로자 수의 감소폭이 비정규근로자 수의 감소폭보다 더 크게 나타나는데, 이는 근로시간이 상대적으로 길고 근로임금 수준도 상대적으로 높은 정규직 근로자들이 정책 B에 더욱 민감하게 반응한 것으로 해석된다. 또, 초과근로시간의 총합 변화분이 소정근로시간의 총합보다 더 크게 나타나지만 그 정도가 그리 크지는 않다. 이렇게 근로시간 유형 간 간극이 크지 않은 것은 정책 B가 실현 되었을 때 고용형태를 유지하는 근로자가 초과근로 시간을 조정하거나 고용 형태 자체를 변경하는 근로자가 있기 때문으로 이해된다.

〈표 IV-19〉 모의실험의 영향 · 비영향군 비교

| 구분              | PolicyA      |          | PolicyB      |          |
|-----------------|--------------|----------|--------------|----------|
|                 | not affected | affected | not affected | affected |
| 배우자 존재 여부(더미변수) | 0.75         | 1.00     | 0.74         | 0.80     |
| 자녀 수            | 1.10         | 1.79     | 1.10         | 1.23     |
| 0~6세 자녀 수       | 0.46         | 1.14     | 0.46         | 0.57     |
| 7~12세 자녀 수      | 0.37         | 0.52     | 0.35         | 0.43     |
| 교육수준: 고졸 이하     | 0.41         | 0.45     | 0.45         | 0.32     |
| 교육수준: 4년제 이상    | 0.40         | 0.22     | 0.35         | 0.49     |
| 만 나이            | 41.69        | 38.53    | 41.67        | 41.18    |
| 가구규모            | 3.07         | 3.93     | 3.07         | 3.24     |
| 습관성 소비          | 1012.99      | 1028.69  | 1015.33      | 1009.57  |
| 금융자산 소득         | 104.64       | 68.28    | 90.31        | 136.25   |
| 부동산자산 소득        | 27.81        | 15.52    | 32.63        | 12.84    |
| 입주: 자가(더미변수)    | 0.49         | 0.60     | 0.49         | 0.51     |

자료: 저자 작성

〈표 IV-19〉는 모의실험으로 인해 영향을 받는 집단과 그렇지 않은 집단을 서로 비교하고 있다. 정책 A의 경우, 가구, 재산, 자산 등의 자격요건이 있기 때문에 배우자나 자녀가 존재할 확률이 더 높게 나타난다. 비영향군 집단에 비하여, 교육수준이 고졸 이하인 확률은 높고, 4년제 이상일 확률은 높게 나타난다. 남성가구주의 만 나이는 비영향군 대비 3살가량 적은 것으로

나타나는데 이는 나이가 많을수록 자산, 재산여건이 충족되지 못하기 때문으로 이해된다. 금융자산 소득, 부동산자산 소득이 비영향군 대비 영향군에서 더 적게 나타나는 것도 이와 같은 맥락이다. 특히, 정책 A의 영향군 집단이 입주형태가 자가일 확률이 0.60으로 비영향군 0.49에 비해 높게 나타나지만 부동산소득이 상대적으로 적은 것은, 영향군 집단이 투자 목적으로 보유한 부동산자산이 많지 않고 부동산자산이 존재하더라도 주거용으로 활용할 가능성이 높은 것으로 이해된다.

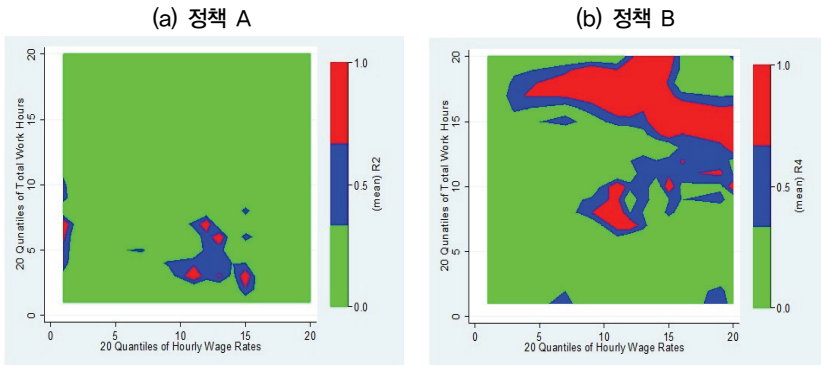
정책 A의 경우, 해당 정책의 자격요건이 사전에 부여되기 때문에 영향군과 비영향군과의 차이가 정책의 자격요건 때문인지, 정책 영향의 한계집단의 특성 때문인지 파악하기 쉽지 않다. 반면 광의의 소득세를 10% 높이는 정책 B의 경우, 모든 가구에 공통적으로 적용되는 등 정책의 자격요건이 별도로 존재하지 않기 때문에 영향군과 비영향군 간의 특성 차이를 살펴보는 것이 더욱 의미가 있다. 정책 B에 영향을 받는 경우는 비영향군에 비해 배우자나 자녀가 존재할 확률이 높지만, 그 정도가 상당히 크다고 볼 수는 없다. 비영향군에 비하여 고졸 이하 확률은 더 낮고, 4년제 이상 대학 교육 취득 확률은 더 높게 나타난다. 결국 정책 B에 영향을 받는 가구는 정책 A와 비교할 때, 배우자나 자녀가 존재한다는 측면에서는 유사하지만 남성가구주의 교육수준이 높은 것을 알 수 있다. 또한, 남성가구주의 만 나이(41.18세)는 비영향군(41.67세)과 크게 다르지 않다. 영향군의 금융자산 소득은 비영향군보다 훨씬 높게 나타나고, 부동산자산 소득은 훨씬 적게 나타난다. 영향군의 입주형태가 자가일 확률은 비영향군에 비해 다소 낮다.

[그림 IV-4]에서는 모의실험 결과 정책에 반응하는 영향집단의 기준경제에서의 총근로시간과 시간당 임금을 보여주고 있다. 그래프의 횡축은 시간당 임금을 크기 순으로 20개 집단으로 구분한 것이고, 그래프의 종축은 총근로시간을 크기 순으로 20개 집단으로 구분한 것이다. 해당 그림의 첫 번째 그림은 정책 A, 두 번째 그림은 정책 B의 결과에 해당한다. 두 경우 모두 정책에 반응하는 경우를 1, 정책에 반응하지 않은 경우를 0으로 상정하였다.

[그림 IV-4]의 정책 A에 영향을 받는 남성가구주는 대체로 기준경제에서

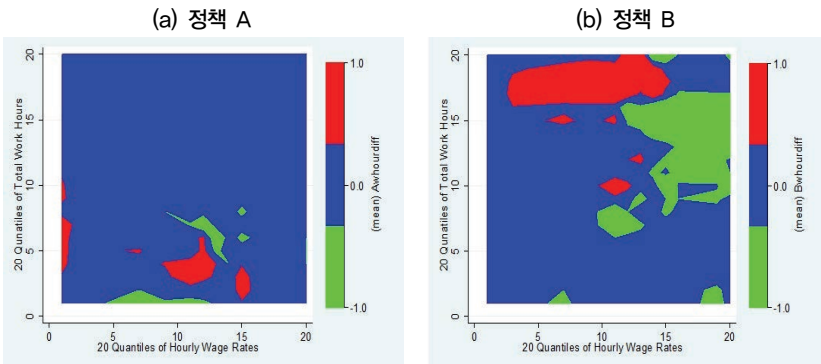
총근로시간이 상대적으로 짧은 경우가 많은 것으로 나타난다. 시간당 임금의 경우, 그 수준이 최하위이거나 중상위 수준으로 구분된다. 반면 정책 B의 경우는 총근로시간이 중상위 이상인 경우에 상대적으로 더 많이 반응하는 것을 알 수 있다. 시간당 임금은 대체로 중상위인 경우에 집중되어 있지만, 중위 이하인 경우도 존재한다.

[그림 IV-4] 모의실험 결과: 정책에 반응하는 영향집단의 기준경제에서의 총근로시간 및 시간당 임금



자료: 저자 작성

[그림 IV-5] 모의실험 결과: 총근로시간의 변화



자료: 저자 작성

[그림 IV-13]의 경우 총근로시간의 변화를 보여주고 있다. 총근로시간이 상승하는 경우 1, 총근로시간이 그대로 있는 경우 0, 총근로시간이 줄어드는 경우 -1의 값을 갖도록 상정하였다. 정책 A의 결과는 [그림 IV-13]의 첫 번째 그림에 소개되어 있다. 시간당 임금이 상당히 낮고 총근로시간 수준이 낮은 집단에서는 근로장려세제의 절댓값 수준이 증가함에 따라 근로시간을 오히려 늘리는 것으로 나타난다. 이들 집단의 경우, 시장에서 책정된 시간당 임금이 낮기 때문에 근로소득을 높일 수 있는 방법으로 근로시간 연장을 선택한 것으로 사료된다. 반면, 근로시간이 상당히 짧고 시간당 임금이 높은 집단에서는 정책 A하에서 근로시간을 줄이는 것으로 나타난다. 근로시간이 중하위이고 시간당 임금이 중위수준인 경우에도 정책 A에 반응하는 경우가 있는데, 해당 그림만으로는 근로시간이 변화 패턴을 제대로 파악하기에는 한계가 있다.

정책 B의 결과는 [그림 IV-5]의 두 번째 그림에 소개되어 있다. 근로소득세가 높아짐에 따라 총근로시간을 줄이는 집단은 시간당 임금이 중상위~최상위이며, 총근로시간이 기준경제에서 중상위 수준인 경우이다. 이들 집단이 정책 B에 상당히 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 반면, 시간당 임금은 중하위 수준이고 총근로시간이 최상위에 속하는 집단은 근로시간을 오히려 증가시키는 것으로 나타났다. 이들 집단은 근로소득세 증가로 줄어드는 임금을 더욱 보상하기 위해서 근로시간을 늘리는 것으로 볼 수 있다.

---

## V. 결론

---

본고에서는 OECD 회원국의 국가별 거시자료와 우리나라의 노동패널조사의 가구 미시자료를 활용하여 조세·재정 정책의 노동공급효과에 대해 연구하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저, OECD 회원국들의 패널자료를 이용하여 분석한 제III장에서는, 조세 및 재정 정책 규모를 대변하는 변수를 상정하여 동태패널 분석을 이용하여 각국의 경제활동참가율이나 연간근로시간 효과에 미치는 조세·재정 정책의 효과를 분석하였다. 재정규모는 세입 측면과 세출 측면으로 구분할 수 있는데, 세입 측면에서는 광의소득세부담률과 국민부담률을 고려하였고, 세출 측면에서는 GDP 대비 사회복지지출과 정부의 총지출을 고려하였다.

분석결과 세입규모의 확대는 대체로 내연적 한계(intensive margin)에 해당하는 근로시간 감소에 영향을 미치고, 세출규모 확대는 외연적 한계(extensive margin)에 해당하는 경제활동참가율 감소에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 소득세와 같은 조세제도는 주로 저소득·저자산 계층보다는 세금을 납부하는 계층인 고소득·고자산 계층의 노동공급 의사결정에 영향을 미친다. 특히 고소득·고자산 계층의 경우 이미 노동시장에서 노동을 공급하고 있을 가능성이 높으며, 세부담이 증가하더라도 노동시장에서의 이탈보다는 근로시간의 조정을 통해 노동공급에 변화를 줄 가능성이 높은 계층이다. 그러므로 조세제도의 변화는 경제활동참가율보다는 근로시간에 영향을 미치는 것으로 판단된다.

반면, 이전지출과 같은 재정지출은 주로 고소득·고자산 계층보다는 저소득·저자산 계층이 주요 수혜 계층이다. 이 계층의 경우 현재의 임금수준이 유보임금수준과 유사해 노동시장에서의 진입과 탈퇴의 경계에 있는 경우가 상대적으로 클 것으로 예상된다. 이 경우 정부의 이전지출 등 재정지출을

증가시키면, 해당 계층은 근로시간의 조정보다는 노동시장에서 이탈을 선택할 가능성이 높다. 따라서 재정지출의 변화는 경제활동참가율에 중요한 영향을 미치는 것으로 판단된다.

다음으로 노동패널조사를 이용하여 남성가구주의 노동공급효과를 분석하고자 했다. 30~55세 연령대에 해당하는 가구주인 남성을 대상으로 분석하였다. 데이터 패턴 분석을 통하여 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있었다. 먼저, 이들 남성가구주들은 대부분 경제활동에 참가하고 있으며, 전일제 일자리를 갖고 초과근로를 제공할 확률이 높은 것으로 파악되었다. 둘째, 배우자의 경제활동 참가 여부나 소득 등이 남성가구주의 그것과 유기적인 관계를 형성하고, 자녀의 수 등에 따라 남성가구주의 근로시간이나 근로소득이 증가하는 경향 등을 보이는 것을 통하여 남성가구주의 취업 및 근로시간 선택은 개인의 특질뿐만 아니라 가구 전체의 특질에 의해 영향을 받을 가능성이 있음을 알 수 있었다.

외별이 가구, 임금근로자, 30~55세 남성가구주에 해당하는 분석표본에 한정하여 정태구조모형을 구축하였다. 구조모형에서 고용형태별로 일자리 제안이 제시되고, 제시된 일자리에 따라 소정노동시간이 외생적으로 주어진다 고 가정하였다. 소정근로시간이 주어진 상황에서 근로자는 초과근로를 할지를 결정하고, 만약 초과근로를 하는 경우 초과근로 수준을 결정하게 된다. 최적의 초과근로 수준을 선택한 후, 남성가구주들은 어떠한 일자리를 최종적으로 선택할지를 결정하게 된다. 이러한 일련의 결정 이후에, 남성가구주 가구의 비근로소득 수준과 더불어, 근로장려세제 수혜 여부, 광의의 이전지출 수혜 여부, 광의의 소득세 수준 등이 곁이어 결정된다.

저자들이 제시하는 구조모형의 가장 큰 기여점은 소정노동시간과 초과근로시간을 명시적으로 구분하여, 데이터에서 관찰되는 근로시간이 기업과 근로자들의 선택을 동시에 반영하도록 모형화한 것이다. 첫 번째 정책실험 결과, 총근로자수는 줄지만 총근로시간은 늘어난 것으로 확인되었다. 총근로자수가 감소한 것은 '근로소득'과 연동되지 않는 지원금이 늘어나고 비경제활동 인구에도 해당 지원금이 제시됨에 따라 기존의 경제활동 인구가 비경

경제활동 인구로 전환하기 때문에 발생한다. 반면, 총근로시간이 늘어난 것은 근로장려세제를 모형화할 때 근로장려세제 수급 확률이 근로소득 규모가 큰 가구일수록 높아진다고 가정한 것과 관련이 깊다.

첫 번째 가상정책은 근로장려세제의 기댓값을 높이기 때문에, 경제활동 상태를 유지하는 남성가구는 근로장려세제 수급확률을 높이기 위하여 근로시간을 늘릴 유인을 갖게 되는 것이다.

두 번째 정책실험 결과, 총근로자수와 총근로시간이 모두 줄어드는 것으로 나타난다. 이는 근로소득세로 인하여 근로유인이 줄어들었기 때문으로 이해할 수 있다. 정규직 근로자수의 감소폭이 비정규직 근로자수의 감소폭보다 더 크게 나타나는데 이는 근로임금 수준이 상대적으로 높은 정규직 근로자들이 근로소득세 인상정책에 더욱 민감하게 반응했기 때문으로 이해된다.

저자들은 구조모형을 이용하여 정책에 반응하는 개인과 가구의 특질을 다양한 각도에서 분석하고 있다. 어떠한 정책을 제안할 때, 개인이 (적어도) 고용형태나 근로시간, 경제활동참가율 등 다양한 측면에서 반응할 수 있음을 염두에 두고 정부당국이 정책을 수행할 필요가 있음을 알 수 있었다.

본 연구에서는 조세·재정 정책이나 나아가서 노동시장의 정책 변화에 따른 노동공급 효과를 분석할 수 있는 틀을 마련하고, 그러한 틀을 마련하기에 앞서 다양한 측면에서 데이터 분석을 수행하였다.

그러나 보다 더 유용한 정책함의를 도출하기 위해서는 현재의 연구는 여러 측면에서 보완될 여지가 있다. 거시자료 기반의 회귀분석에서 나타난 결과가 어떠한 채널을 통해 나타난 것인지 추가적인 연구가 필요하다. 본 연구에서 제시한 구조모형의 경우는 모형의 간단화를 위하여 남성가구주만을 대상으로 분석하였지만, 향후 여성 가구원도 의사결정과정에서 포함할 수 있는 보다 더 포괄적인 모형을 개발하는 것이 필요할 것이다. 혹은 여성만을 대상으로 구조모형을 설계하되, 노동공급 결정이 혼인, 출산, 양육 등의 여러 결정과 연계되어 제시되는 것을 고려할 필요가 있을 것이다.

또한 자영업자에 해당하는 경제활동 인구에 대한 모형을 고민하는 것도 우리나라 경제상황을 고려하면 필수적인 단계라 할 수 있다. 특히, 조기 은

퇴하는 중장년층의 경우 비정규직 임금근로자와 자영업자라는 선택지가 완전히 분리된 것이라 연계된 선택지일 수 있기 때문에, '자영업자 모형'이라 하여 별도로 모형을 설계하는 것보다는 본 모형에서 제시한 바와 같이 임금근로자들의 노동공급결정 모형에 자영업을 추가적인 옵션으로 설정하는 것이 정책함의를 이끌어내기에는 더욱 적절할 것으로 보인다.

마지막으로, 노동공급뿐만 아니라, 노동수요 측면을 모형화하는 것이 풍부한 정책함의를 이끌어 내는 데 가장 이상적일 것으로 보인다. 특히, 조세 및 재정 정책에는 잠재적 경제활동 인구의 근로유인을 변경시키는 것 외에도 고용주의 고용유인을 촉진하는 정책들이 다수 있다. 이러한 정책들이 자본과 노동의 수준을 결정하는 기업의 선택에 어떠한 영향을 미치는지 장단기적으로 어떠한 영향을 주는지 살펴볼 필요가 있을 것이다. 이러한 모형을 통해 궁극적으로 노동수요와 노동공급 측면 중에서 어떠한 측면에서의 조세·재정 정책이 일자리의 질과 양을 개선시키고 일자리의 매칭을 높이는 데 효과적인지 등을 파악할 수 있을 것이다.

---

## 참고문헌

---

- 강병구, 「근로장려세제의 노동공급효과 분석」, 『노동정책연구』, Vol. 7, No. 4, 한국노동연구원, 2007, pp.87~109.
- 강신욱·노대명·이현주·임완섭·김현경·권문일·이병희·우선희·박형준, 「근로장려세제(EITC)의 효과성 평가」, 『주요 소득보장정책의 효과성 평가 연구』, 기본연구보고서 2015-08, 한국보건사회연구원, 2015.
- 기획재정부·한국조세재정연구원, 『2016년 조세특례 임의심층평가』, 2017.
- 김선빈, 「조세·재정 정책의 노동시장에 대한 효과분석」, 『월간노동리뷰』, 4월호, 한국노동연구원, 2010, pp.49~61.
- 김용성, 『고용촉진 관련 채용장려금제도의 평가 및 개선방향』, 정책연구시리즈 2010-11, 한국개발연구원, 2010.
- 김재진·오종현·강성훈, 「중소기업 고용증가 인원에 대한 사회보험료 세액공제」, 『2015년도 조세특례 심층평가 II』, 기획재정부·한국조세재정연구원, 2015. 9, pp. 519~692.
- 김형락·이정민, 「주40시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』, Vol. 35, No. 3, 한국노동경제학회, 2012, pp.83~100.
- 나성린·남재량·문춘걸, 「조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구」, 『공공경제』, Vol. 7, 한국재정학회, 2002, pp. 3~25.
- 남성일, 「법정근로시간 단축의 거시경제 효과 분석」, 『노동경제논집』, Vol. 25, No. 2, 한국노동경제학회, 2002, pp.33~78.
- 남재량, 『근로소득세의 노동공급 효과 연구』, 연구보고서, 한국노동연구원, 2007.
- 나용진, 「주40시간제의 고용효과」, 『산업관계연구』, Vol. 24, No. 2,

- 한국고용노사관계학회, 2014, pp.109~129.
- 박우람·박윤수, 「근로시간 단축이 노동생산성에 미치는 영향」, 『KDI 정책포럼』, No. 267, 한국개발연구원, 2017, pp.1~7.
- 변금선, 「국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과」, 『노동정책연구』, Vol 5, No. 2, 한국노동연구원, 2005, pp.31~64.
- 송헌재·방흥기, 「우리나라 근로장려세제의 고용창출 효과 분석」, 『경제학연구』, Vol. 62, No. 4, 한국경제학회, 2014, pp.129~167.
- 송헌재·전영준, 『근로장려세제 도입이 저소득가구의 노동공급 및 후생에 미치는 영향 분석』, 연구보고서 11-02, 한국조세재정연구원, 2011.
- 신관호·신동균·유경준, 「법정 근로시간 단축의 경제적 효과」, 『노동경제논집』, Vol. 25, No. 3, 한국노동경제학회, 2002, pp.1~34.
- 심충진·이준규, 「고용증대 세액공제제도의 효과에 관한 연구」, 『세무와 회계저널』, Vol. 12, No. 2, 한국세무학회, 2011. 6, pp.435~454.
- 오중현·강성훈, 『중소기업 고용증가인원 사회보험료 세액공제』, 2018 조세특례 심층평가(X), 기획재정부·한국조세재정연구원, 2018. 9.
- 오중현·최충, 『청년고용을 증대시킨 기업에 대한 세액공제』, 2017 조세특례 심층평가(VIII), 기획재정부·한국조세재정연구원, 2017. 9.
- 유경준·이진, 「근로시간 단축의 고용효과 분석: 기업규모별 추정을 중심으로」, 『노동경제논집』, Vol. 37, No. 1, 한국노동경제학회, 2014, pp.1~28.
- 윤성만·박진하, 「고용창출투자세액공제제도가 고용창출과 투자에 미치는 영향」, 『조세연구』, Vol. 15, No. 2, 2015. 8, pp.161~187.
- 이석민·박소라·김수호, 「공적이전소득이 근로소득과 사적이전소득에 미치는 영향: 국민기초생활보장 장기수급자의 구조적 문제 분석」, 『행정논총』, Vol. 53, No. 3, 서울대학교 한국행정연구소, 2015, pp.171~195.
- 전병목·장용성, 『조세·재정 정책이 노동시장에 미치는 영향』, 연구보고서 2005-05, 한국조세연구원, 2005.

- 전영준, 「근로장려세제의 근로의욕 증진효과: 일반균형모형을 이용한 접근」, 『재정학연구』, Vol. 1, No. 4, 한국재정학회, 2008, pp.1~43.
- 전승훈·홍인기, 「소득세 세율 인하 및 공제제도가 노동공급에 미치는 차별적 효과 연구: [노동패널] 자료를 이용한 미시적 실증분석」, 『노동정책연구』, Vol. 9, No. 1, 2009, pp. 55~98.
- 지민웅, 「주40시간제의 효과와 근로시간 단축 정책의 함의」, 『노동 현실과 희망 찾기』, 서울사회경제연구소, 한울아카데미, 2017.
- 최승문·강성훈, 『중소기업 취업자에 대한 소득세 감면』, 2018 조세특례 심층평가(V), 기획재정부·한국조세재정연구원, 2018. 9.
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond, “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *The review of economic studies*, 58(2), 1991, pp.277~297.
- Dickert, Stacy, Scott Houser, and John Karl Scholz, “The Earned Income Tax Credit and Transfer Programs: A Study of Labor Market and Program Participation,” *Tax Policy and the Economy*, Vol. 9, 1995, pp.1~50.
- Eissa, Nada, and Hilary W. Hoynes, “Behavioral Responses to Taxes: Lessons from the EITC and Labor Supply,” *Tax Policy and the Economy*, Vol. 20, 2006, pp.73~110.
- Eissa, Nada, and Jeffrey B. Liebman, “Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 2, 1996, pp.605~637.
- Erosa, Andrés, Luisa Fuster, and Gueorgui Kambourov, “Labor supply and government programs: A cross-country analysis,” *Journal of Monetary Economics*, 59(1), 2012, pp.84~107.
- Hoffman, Saul D., and Laurence S. Seidman, *The Earned Income Tax Credit: Antipoverty Effectiveness and Labor Market Effects*, Kalamazzo, Mich.: W. E. Upjohn Institute for Employment Research., 1990.

- Hunt, Jennifer, "Has Work-Sharing Worked in Germany?," *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford Academic, 1999.
- Keane, Michael P. "Structural vs. atheoretic approaches to econometrics," *Journal of Econometrics*, 156(1), 2010, pp.3~20.
- Keane, Michael, and Robert Moffitt, "A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 3, 1998, pp.553~589.
- Keane, P., "A New Idea for Welfare Reform," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol 19, No. 2, 1995, pp.2~28.
- Kimmel, Jean, and Thomas J. Kniesner, "New Evidence on Labor Supply: Employment versus Hours Elasticities by Sex and Marital Status," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 42, No. 2, 1998, pp.289~301.
- Meyer, Bruce D., "Labor Supply at the Extensive and Intensive Margins: The EITC, Welfare, and Hours Worked," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, 2002, pp.373~379.
- Nickell, Stephen, "Biases in dynamic models with fixed effects," *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, 1981, pp.1417~1426.
- Ohanian, Lee, Andrea Raffo, and Richard Rogerson, "Long-term changes in labor supply and taxes: Evidence from OECD countries, 1956-2004," *Journal of Monetary Economics*, 55(8), 2008, pp.1353~1362.
- Prescott, Edward C., "Why Do Americans Work So Much More Than Europeans?," NBER Working Paper No. 10316, National Bureau of Economic Research, 2004.
- Rogerson, Richard, "Understanding Differences in Hours Worked," *Review of Economic Dynamics*, 9(3), 2006, pp.365~409.
- \_\_\_\_\_, "Structural Transformation and the Deterioration of European Labor Market Outcomes," NBER Working Paper No. 12889, National Bureau of Economic Research, 2007.

Rust, John, "Comments on: Structural vs. atheoretic approaches to econometrics," by Michael Keane, *Journal of Econometrics*, 156(1), 2010, pp.21~24.

〈자료 및 웹사이트〉

- IMF, Government Finance Statistics: Main Aggregates and Balances, <http://data.imf.org/>, 최종접속일자: 2018. 11. 9.
- \_\_\_\_\_, Investment and Capital Stock Dataset: 1960-2015, <https://www.imf.org/external/np/fad/publicinvestment/data/data122216.xlsx>, 최종접속일자: 2018. 10. 16.
- OECD, Employment Database: Strictness of Employment Protection, <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 10. 16.
- \_\_\_\_\_, Labor Force Statistics: Annual Labor Force Statistics, <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 10. 16.
- \_\_\_\_\_, Labor Force Statistics: Hours Worked, <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 10. 17.
- \_\_\_\_\_, Labor Market Programmes: Public Expenditure and Participant Stocks on LMP, <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 10. 16.
- \_\_\_\_\_, National Account: National Accounts at a Glance(Expenditure), <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 11. 8.
- \_\_\_\_\_, Productivity and ULC - Annual, Total Economy, <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 10. 18.
- \_\_\_\_\_, Revenue Statistics: OECD Countries, <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 10. 18.
- \_\_\_\_\_, Trade Unions and Collective Bargaining, <https://stats.oecd.org/>, 최종접속일자: 2018. 10. 16.

## 조세·재정 정책의 노동공급 효과

김문정 · 오종현

본 연구에서는 조세·재정 정책의 노동공급 효과를 거시 및 미시적 방법을 이용하여 분석한다. 거시분석에서는 OECD 회원국 패널자료를 활용하여, 조세·재정 정책 규모를 나타내는 변수가 경제활동참가율과 근로시간에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한다. 분석 결과, 재정 정책 규모가 커지면 경제활동참가율이 낮아지고 근로시간에는 영향을 미치지 않은 반면, 조세 정책 규모가 커지면 경제활동참가율에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않지만 근로시간은 낮추는 것으로 나타났다. 이는 조세 정책과 재정 정책에 영향을 받는 경제활동 인구의 특질이 다르기 때문으로 이해된다.

한편, 미시분석에서 저자들은 한국노동패널조사를 기반으로 의사결정 주체의 노동공급 결정과정을 구조적으로 모형화하여 해당모형을 추정한 후, 이를 정책실험에 활용한다. 모형의 단순화를 위하여 의사결정 주체를 30~55세 남성가구주로 한정한다. 구조모형에서 선행연구와 가장 차별화된 특징은 소정노동시간과 초과근로시간을 명시적으로 구분했다는 점이다.

추정된 구조모형으로 저자들은 근로장려세제와 소득세와 관련된 두 가지 정책실험을 수행한다. 첫째, 근로장려세제와 관련된 정책실험에서 저자들은 근로소득 수준과는 독립적인 지원금이 존재하고, 해당 보조금이 비경제활동 가구에게도 주어진다고 가정하였다. 첫 번째 정책실험 결과, 총근로자수는 줄지만 총근로시간은 늘어나는 것으로 나타난다. 이는 비경제활동 인구에도 해당 지원금이 제시됨에 따라 기존의 일부 경제활동 인구가 비경제활동 인

구로 전환하는 반면, 경제활동 상태를 유지하는 남성가구주들의 경우 근로장려세제 수급확률을 높이기 위하여 근로시간을 늘릴 유인을 갖게 되기 때문으로 이해된다. 두 번째 정책실험에서는 근로소득세 수준을 기존보다 두 배 인상하였는데, 그 결과 총근로자수와 총근로시간이 모두 줄어드는 것으로 나타난다. 특히 정규직 근로자수의 감소폭이 비정규직 근로자수의 감소폭보다 더 크게 나타나는데 이는 근로임금 수준이 상대적으로 높은 정규직 근로자들이 근로소득세 인상정책에 더욱 민감하게 반응하여 비경제활동 인구나 비정규직 근로자로 전환했기 때문으로 보인다.

## Labor Supply Effects of Fiscal Policy

---

Moon Jung Kim · Jonghyeon Oh

We analyze labor supply effects of tax and fiscal policies based on macro and micro data. In the macroeconomic analysis, we utilize OECD data to investigate how the variables representing the sizes of taxation and fiscal policies influence on economic participation rates and annual work hours. We find that the size of fiscal policies lowers economic participation rates, while exerting no influence over work hours; on the other hand, it turns out that the size of tax policies lowers work hours, while showing no effects on economic participation rates. This result arises, in part, because those mainly affected by tax policies have different characteristics from those affected by fiscal policies. In the microeconomic analysis, we utilize Korean Labor & Income Panel Study to build and estimate a structural model where economic agents decide over economic participation and overtime hours. The estimated structural model is used to conduct counterfactual experiments. To simplify the model, the analysis sample is limited to male household headers of ages 30 to 55 from single-earner families. A notable feature of this model is that overtime hours are modeled separately from normal work hours. Two counterfactual experiments are considered. First, we consider an

alternative form of EITC in which there exists an amount of subsidy which is given independent of the level of household labor income, and such 'independent' subsidy can be given to inactive households. Secondly, we consider doubled income tax. In the economy with the first experiment, economic participation rates decrease because of the 'independent subsidy,' and total work hours increases among those economically active households because the increased expected value of EITC induces the male household headers to work overtime. On the other hand, in the economy with the doubled income tax, both economic participation rates and total work hours decrease. Especially, the total number of regular workers shrinks more than the total number of irregular workers. This is in part because regular workers who have usually higher labor income than irregular workers respond more sensitively to the doubled income tax so that they now decide to remain economically inactive or to become irregular workers.

## ■ 저자약력

### 김문정

고려대학교 영문학, 경제학 학사  
고려대학교 경제학 석사  
미국 Pennsylvania State University 경제학 박사  
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

### 오종현

한양대학교 경제금융학부 졸업  
미국 The Ohio State University 경제학 박사  
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

### 자료 수집 및 정리

김평강 한국조세재정연구원 연구원  
현하영 한국조세재정연구원 연구원

연구보고서 18-12

## 조세·재정 정책의 노동공급 효과

---

|         |   |                        |
|---------|---|------------------------|
| 발행      | 행 | 2018년 12월 31일          |
| 저자      | 자 | 김문정·오종현                |
| 발행인     | 인 | 김유찬                    |
| 발행처     | 처 | 한국조세재정연구원              |
| 주소      | 소 | 30147 세종특별자치시 시청대로 336 |
| 전화      | 화 | (044)414-2114(대)       |
| 홈페이지    | 지 | www.kipf.re.kr         |
| 등록      | 록 | 1993. 7. 15. 제2014-24호 |
| 정가      | 가 | 9,000원                 |
| 조판 및 인쇄 |   | (주)프리비                 |
| I S B N |   | 978-89-8191-960-3      |

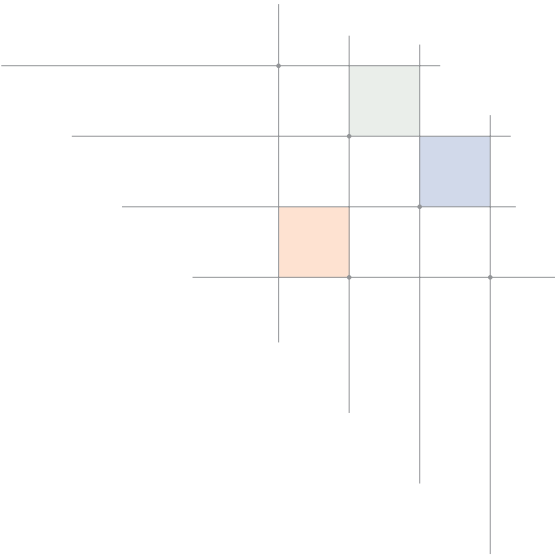
---

© 한국조세재정연구원 2018

\* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.







KOREA INSTITUTE  
OF PUBLIC FINANCE

**kipf** 한국조세재정연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 336  
TEL: (044)414-2114(代) www.kipf.re.kr

