조세·재정정책이 노동시장에 미치는 영향

2005. 12

전병목·장용성

한국조세연구원

서 언

경제의 개방화가 지속되고 국가 간 경쟁이 치열해지는 가운데 공공재 등을 공급하기 위한 정부의 역할이 민간경제활동을 왜곡시키지 않는 것이 중요한 과제로 떠오르고 있다. 즉 각종 공공재의 공급, 사회적 통합을 위한 저소득층 보호 등의 기능을 유지하기 위해 조세를 부과하고 조성된 재원을 이용하여 국가정책을 수행하게 되는데 이러한 행위가 민간의 경제활동 왜곡을 최소화하는 것이 국제경쟁사회에서 이겨나가기 위해 중요하게 된 것이다. 기본적인 정부의 기능수행이 국가 내부의 성장동력을 해치지 않도록 정책을 시행해나가기 위해서는 기존의 정책들이 미치는 영향을 먼저 분석해 보아야 할 것이다.

이런 의미에서 본 보고서는 조세정책 및 재정정책의 유형을 고려하여 이들이 노동시장에서 개인들의 경제활동 참가율 및 기타 거시경제변수에 어떠한 영향을 미치는지 분석해 본다. 분석의 접근방법도 조세 혹은 재정정책이 개인의 경제활동 참가율 결정에 미치는 영향을 한 방향으로 살펴보는 부분균형분석과 함께 동 정책들이 미칠 수 있는 간접영향을 모두 고려하는 일반균형분석을 동시에 채택하였다. 부분균형분석은 제도의 세밀한 변화가 경제활동 참가율에 어떠한 영향을 미치는지 보다 집중적으로 살펴볼 수 있는 장점이 있는 반면 모형에서 고려되지 않는 성장 등 다른 변수들에 미치는 간접적인 영향을 고려할 수 없는 단점이 있다. 이를 보완하기 위해 보다 큰 틀에서 제도변화가 각종 거시경제변수 등 경제전반에 미치는 영향을 살펴볼 수 있는 일반균형모형을 이용하였다. 따라서 본 연구는 연구방법론적인 측면에서 상당한 완결성을 갖고 있는 것으로 생각된다.

향후 예상되는 고령화 등의 사회 변화에도 불구하고 지속적인 경

제성장을 유지해 나가기 위해서는 소득세 등 조세와 국민연금, 현재 도입이 예정되어 있는 EITC 등의 제도가 개인의 경제활동에 미치는 영향을 우선 파악하여야 한다. 특히 국민연금이 허용하는 조기노령연금, 재직자노령연금이 어느 정도 개인들의 은퇴를 촉진 혹은 지연시키는지 혹은 감액률의 조정을 통해 이러한 유인을 얼마나 변화시킬 수 있는지 등에 대한 시급한 검토가 필요하다. 이러한 논의를 바탕으로 국민연금의 경우 향후 고령화 등에 대비한 연금제도로 변화해 나갈 수 있기 때문이다. 또한 현재 도입이 예정되어 있는 EITC제도의 경우에도 제도 유형에 따른 경제활동 참가율 제고 효과에 대한 연구가 부족한 실정이다. EITC제도가 경제활동 참가율 변화를 통해 어느 정도 성장에 기여할 수 있는지, 제도의 재정규모에 따라 성장에의 기여도가 어떻게 변화하는지에 대한 분석이 필수적이다. 이러한 급박한 정책적 상황 속에서 본 연구는 부분균형 접근과 일반균형방법론을 이용해 정책담당자들에게 유용한 정보를 제공해 줄 것으로 기대한다.

본 보고서는 본원의 전병목 박사와 서울대학교의 장용성 교수가 집필하였다. 저자들은 원내 세미나 등을 통해 유익한 도움 말씀을 준 인천대학교 전영준 교수, 건국대학교 이철인 교수, 그리고 마무리 단계에서 유익한 논평을 해주신 익명의 두 논평자에게 감사하고 있다. 또한 보고서 집필과정에서 자료수집과 분석에 많은 도움을 준 이은경 연구원과 자료와 원고 정리에 도움을 준 윤혜순 연구조원에게도 감사의 마음을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자의 개인적인 견해이며 본 연구원의 공식견해를 반영한 것이 아님을 밝혀둔다.

2005년 12월

한국조세연구원

원장 **최 용 선**

<요약 및 정책시사점>

과거 조세부담률이 낮았던 시기에는 소득세 등 조세정책이 노동시장에 미치는 영향이 미미하였으나 경제성장 및 사회복지 확충에 따라 전체적인 조세부담률이 증가하고 이에 따라 소득세 등에 의한 노동시장의 왜곡축소가 중요한 정책과제로 대두되고 있다. 우리나라의 경우 향후 급속한 고령화 및 인구감소가 예상되고 있어 인구구조 변화에 따른 노동공급의 질적 변화와 함께 노동공급의 절대적 감소가 향후 경제성장에 중요한 제약요인으로 작용할 수도 있어 조세가 노동공급에 미치는 영향을 이해하는 것이 대책마련의 주요한 선결과제라 할 수 있다. 특히 저소득 근로자가구의 소득지원과 근로의욕 제고를 위해 EITC와 같은 환급가능한 조세제도의 운영이 검토되고 있는바, 세후임금의 변화가 초래하는 저소득근로자의 노동공급 행태 변화를 이해하는 것이 중요하다.

이런 의미에서 본 보고서는 조세정책 및 재정정책의 유형을 고려하여 이들이 개인들의 경제활동 참가율 및 기타 거시경제변수에 어떠한 영향을 미치는지 분석해 본다. 분석의 접근방법도 조세 혹은 재정정책이 개인의 경제활동 참가율 결정에 미치는 영향을 한 방향으로 살펴보는 부분균형 분석과 함께 동 재정정책들이 미칠 수 있는 간접영향을 모두 고려하는 일반균형 분석을 동시에 채택하였다. 부분균형분석은 제도의 세밀한 변화가 경제활동 참가율에 어떠한 영향을 미치는지 보다 집중적으로 살펴

볼 수 있는 장점이 있는 반면 모형에서 고려되지 않는 성장 등 다른 변수들에 미치는 간접적인 영향을 고려할 수 없는 단점이 있다. 이를 보완하기 위해 보다 큰 틀에서 제도 변화가 각종 거시변수 등 경제전반에 미치는 영향을 살펴볼 수 있는 일반균형모형을 이용하였다. 구체적으로 분석대상인 조세정책은 노동시장에 큰 영향을 미치는 소득세이며 재정정책은 부분균형분석에서는 연금, 일반균형분석에서는 이전소득(보조금)을 대상으로 한다.

부분균형분석모형에서는 소득세제도에 따라 달라지는 노동소득과 소득효과를 나타내는 비노동소득의 영향을 살펴보고 추가적으로 향후 제도의 성숙에 따라 급속한 변화가 예상되는 연금제도의 영향을 분석한다. 이전의 많은 연구들이 경제활동 참가여부가 소득자료의 유무로 인해 구분되는 quasi-complete binary data 문제로 인하여 기대노동소득과 비노동소득의 영향을 직접적으로 분석하지 못하고 교육수준 혹은 주택소유 여부를 소득과 재산소득의 대리변수로 하는 간접적인 방법을 이용하였다. 그러나 이러한 간접적인 접근방법은 분석의 정확성이 떨어지는 동시에 자료의 내생성문제도 존재한다. 본 연구에서는 기대노동소득의 추정을 통해 quasi-complete binary data 문제를 해결하고 기대노동소득 및 비노동소득의 직접적 영향을 분석하였다. 이러한 접근법은 명시적으로 조세변수를 포함하고 있지 않으나 소득세의 부과가 결과적으로 세후소득의 감소로 나타나므로 이에 근거하여 개인의 경제활동 참가 여부에 미치는 영향을 알 수 있다.

분석결과에 따르면 전체 성인의 경우 기대노동소득은 경제활동 참가를 유인하는 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났으며 그 절대적 크기도 연령(Age) 다음으로 큰 영향을 미치고 있는

것으로 나타났다. 기대노동소득은 개인의 경제활동 참가확률을 높이는 방향으로 작용하여 임금상승 등을 통한 기대소득 증가가 비경제활동인구의 노동시장 참가를 촉진할 수 있음을 보여준다. 특히 현재 정부가 도입을 추진중인 EITC(Earned Income Tax Credit)제도의 경우 세후소득의 증가를 유도하므로 기존의 근로자뿐만 아니라 비경제활동인구의 노동시장 참여로 재정수요가 크게 증가할 수 있음을 보여준다. 우리나라의 경우 여성의 경제활동 참가율이 낮은 점을 고려하면 여성의 경제활동 참가로 인한 재정수요 증대가 예상될 수 있다.

한편 소득효과를 살펴보기 위해 도입한 비노동소득변수는 통계적으로 유의한 음(－)의 효과를 보여주어 비노동소득이 증가함에 따라 경제활동 참가확률은 낮아짐을 알 수 있었다. 경제활동 참가확률에 미치는 상대적 영향의 크기는 기대소득변수보다는 작게 나타나 intensive margin의 연구에서 나타나는 일반적인 연구결과와 유사하게 나타났다. 가구주의 노동소득 영향은 비가구주의 경제활동 참가확률에 유의미한 음(－)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구주의 노동소득이 높을수록 비가구주 성인의 경제활동 참가확률은 낮아지고 그 상대적 크기 또한 비노동소득의 영향보다 상당히 큰 것으로 추정된다. 이는 노동소득의 경제활동 참가유인에의 영향이 비노동소득보다 크다는 것을 보여주는 동시에 가구주의 노동소득 영향이 소비단위를 형성하는 가구 구성원에게 상당한 영향을 미치고 있음을 시사한다.

따라서 노동시장의 경직화로 인해 정규직과 비정규직의 임금차이가 큰 우리의 현실은 향후 비가구주의 경제활동 참가유도가 쉽지 않음을 짐작케 해준다. 45세 이상 연령구간별 분석에서는 기대노동소득변수의 유의성이 낮은 것으로 나타나는데 이는 노

동시장의 경직성으로 퇴직 후 새로운 일자리로의 진입이 쉽지 않기 때문일 수 있다. 또한 연령변수의 영향은 연령이 높아질수록 크게 증가하여 개인의 경제활동 참가결정에 가장 유의한 변수임을 알 수 있었다. 조기노령연금의 수급가능연령인 55~59세의 경우 노령연금의 수급이 경제활동 참가를 유의미하게 낮추어 주는 요인으로 작용하였다. 노령연금의 지급으로 노후소득 획득의 부담이 줄어듦에 따라 고령층의 경제활동 참가유인이 낮아지기 때문이다. 이러한 결과는 향후 국민연금제도의 수급대상이 늘어날 경우 동 계층의 경제활동 참가율이 급격하게 낮아질 수 있음을 보여준다.

한편 국민연금제도의 연금지급구조가 개인의 경제활동참가 결정에 미치는 영향을 기대연금자산의 변화 혹은 기대소득과 연금자산 변화의 합이라는 두 변수를 이용하여 살펴보았다. 기대연금자산의 변화는 조기노령연금 수급이 가능한 55~59세 구간에 있어 경제활동 참가확률과 동일한 방향으로 10% 유의수준하에서 유의하게 움직임을 알 수 있었다. 즉 추가적인 노동으로 인해 미래 기대연금이 증가하게 되면 경제활동 참가확률이 증가하고 감소하게 되면 줄어들어 개인의 경제활동 참가결정에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 경제활동에 참여하게 되면 기본연금보다 감액된 재직자노령연금을 수급할 수 있는 60~64세 구간에서도 기대연금자산 변화를 나타내는 변수는 경제활동 참가결정에 10% 유의수준하에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

반면 추가적인 노동으로 인한 노동소득을 기대연금 변화액에 더한 변수(기대소득)를 이용할 경우 두 분석대상 연령구간대의 경우 경제활동 참가결정에 유의한 영향을 발견하지 못하였다. 이

는 기대임금의 추정과정 등을 통해 나타날 수 있는 측정오차(measurement error), 동 연령계층에서 나타나는 노동시장의 경직성, 일자리의 편향성 등으로 인해 기대임금이 실질적인 효과를 발휘하기 어려운 점을 반영하는 것일 수 있다. 한편 국민연금수급 대상자의 수가 많지 않은 점을 고려하여 조기노령연금과 재직자노령연금 수급가능자(55~64세)를 통합하여 분석한 결과에 따르면 개별분석과 비슷한 결과를 보이며 기대연금자산 변화(passch) 변수의 경우 통계적 유의성이 1.6% 수준으로 높아졌다.

이러한 결과는 현재 우리나라 국민연금의 낮은 감액률로 인해 추가노동에 대한 개인의 기대연금자산변화가 음(-)의 값을 갖는 것을 고려하면 국민연금제도가 조기노령연금 감액률을 지나치게 낮게 적용하여 동 계층의 경제활동 참가율을 낮추어 주고 있는 것을 시사한다. 따라서 향후 조기노령연금 및 재직자노령연금의 감액률 변화를 통해 근로자들의 경제활동 참가율을 제고할 수 있음을 보여준다. 즉 현재 동일한 감액률이 적용되는 연령별 감액구조의 변경을 통해 조기은퇴 유인을 감소시키는 방향으로 경제적 인센티브를 강화할 수 있으며 이러한 정책의 효과는 고령계층의 일자리 창출정책과 결합되면 크게 확대될 수 있다.

일반균형분석의 경우, 비동질적 가계로 이루어진 일반균형 모형을 이용하여 소득세율 20%에서 22%로 인상되는 경우, 두 가지 재정정책의 효과를 살펴보았다. 구체적으로 검토된 재정정책은 조성된 재원이 경제 내 구성원 모두에게 골고루 이전되는 방안과 조성된 재원이 일정소득 이하의 근로자에게 일정액의 장려금으로 지급되는 EITC 방안이다. 분석결과에 따르면 모든 사람에게 Lump- sum형태로 공평하게 세수를 나누어주는 방안하에서는 대체효과가 소득효과를 압도하여 전체적으로 노동시장 참

가율이 줄어든다. 모형의 경우 고용률이 60%에서 58.8%로 감소하였다. 소득세율 인상으로 인한 고용량 감소는 생산 및 자본 축적의 감소로도 이어져 전체적으로 국민총생산은 약 1%, 총자본량은 1.5% 감소하였다. 또한 고용은 재산보유 정도와 관계없이 모든 계층에서 감소하였다.

인상된 세율로 인해 증가한 세수를 고용장려금으로 사용하는 경우, 고용장려금의 수혜 여부를 결정하는 소득상한액에 따라 EITC 정책은 다양한 효과를 보였다. 연간소득 1,558만원 이하의 근로자에게 고용장려금을 지급하는 경우, 세율의 2%포인트 상승에서 오는 세수는 근로자 1인당 292만원을 주는 수준에서 균형재정을 이룰 수 있었다. 저소득 계층의 근로의욕 고취로 고용은 61.7%로 증가한다. 특히 재산 보유가 경제 내 최하위 20% 그룹의 경우 노동시장 참가율이 87.2%에서 96.6%로 상승한다. 그러나 고소득 계층(재산이 상위 40%)은 세율인상으로 인한 세후근로소득 감소로 노동시장 참가율이 다소 감소했다. 생산성이 높은 고소득 계층의 노동공급 감소로 인해 전체적인 고용증가에도 불구, 국민총생산은 0.5%, 총자본량은 3% 감소하였다.

고용장려금의 수혜 범위를 확대시킬수록(즉 EITC 소득 상한이 높아질수록) 수혜대상이 늘어나 고용을 증가시키나 균형재정을 충족시키기 위해서 1인당 장려금의 크기는 줄어들어 전체 고용을 늘리는 데는 어느 정도 한계가 있음을 볼 수 있었다. 고용장려금 수혜의 범위가 연간 소득 2천만원일 때 고용은 62.5%로 극대화되었으며 수혜범위가 더 확대되면 경제 전체 고용량은 서서히 감소하였다. 한편 수혜범위가 확대될 때 국민총생산 및 자본형성은 수혜범위가 연간소득 3,500만원일 때까지는 계속 증가하였다. 이는 생산성이 높은 근로자의 노동공급이 촉진되어, 고

용이 다소 감소함에도 불구하고 효율단위로 측정한 노동투입량이 늘었기 때문이다.

결국 EITC와 같은 근로자 지원정책 재원을 소득세로 마련할 경우 전체적인 노동시장참가율을 증대시킬 수 있음을 보여주어 향후 인구구조 변화에 따른 절대적 노동공급 감소에 유효한 정책대안으로 이용될 수 있음을 보여준다. 다만 시장에 참여하는 근로자를 위한 보조금 재정 마련을 위해 지나치게 높은 세금이 부과된다면 세율인상에 따라 자본축적이 저해되며 결과적으로 국민총생산 증대에 기여하는 바는 그리 크지 않은 것으로 파악된다. 동시에 본 분석결과는 소득세율 변화에 따른 개인의 노동공급시간(intensive margin) 변화를 고려하고 있지 않은 한계가 있으며 또한 EITC정책 수행에 따른 행정비용이 고려되지 않았다. 실제 정책이 실시될 경우 개별 근로자의 고용 여부, 소득의 파악 등에 많은 비용이 소모될 것을 고려할 때, EITC정책이 빈곤층의 고용기회 확대 등 분배개선의 정책으로는 효과가 기대되나, 국민총생산을 극대화시키는 효율성의 측면에서는 그 효과에 한계가 있을 것으로 본다.

목 차

Ⅰ. 서 론 ····· 19

Ⅱ. 경제활동 참가율과 조세·재정정책 현황 ····· 23
1. 경제활동 참가율 추이 ····· 23
2. 소득세율 추이 ····· 33
3. 국민연금제도와 경제활동 참가결정 ····· 39

Ⅲ. 소득세 및 공적연금제도가 노동시장 참가율에 미치는 영향
(부분균형분석) ····· 47
1. 배경 및 선행연구 ····· 47
2. 이론모형 ····· 52
3. 자료 ····· 56
4. 분석결과 ····· 63
5. 소결 ····· 74

Ⅳ. 소득세가 노동시장 참가율에 미치는 영향: 일반균형분석 · 78
1. 연구목적 ····· 78
2. 모형경제 ····· 80
3. Calibration ····· 87
4. 모형경제의 균형 ····· 93
5. 모형경제의 소득 및 자산분포 ····· 96
6. 소득세율 인상이 고용 및 주요 거시경제변수에 미치는 영향 ····· 99
7. EITC정책의 일반균형효과 ····· 101
8. 일반균형분석 결과요약 및 정책적 함의 ····· 114

Ⅴ. 결론 및 정책시사점 ····· 117

참고문헌 ····· 123

<부 록> 균제균형 계산방법 ····· 128

표 목 차

<표 Ⅱ- 1> 미국의 노동시장 참가율 추이(남성) ····· 25
<표 Ⅱ- 2> 영국의 노동시장 참가율 추이(남성) ····· 25
<표 Ⅱ- 3> 캐나다의 노동시장 참가율 추이(남성) ····· 26
<표 Ⅱ- 4> 독일의 노동시장 참가율 추이(남성) ····· 26
<표 Ⅱ- 5> OECD 회원국의 경제활동 참가율 추이
(1980~2003년) ····· 28
<표 Ⅱ- 6> 우리나라의 경제활동 참가율 변화추이
(1980~2004년) ····· 30
<표 Ⅱ- 7> OECD 국가 근로자의 일생평균 노동과 여가선택
변화 ····· 32
<표 Ⅱ- 8> OECD 국가들의 평균세율 추이 ····· 35
<표 Ⅱ- 9> OECD 국가들의 최고소득세율 추이 ····· 36
<표 Ⅱ-10> 국민연금(노령연금) 수급현황 ····· 40
<표 Ⅱ-11> 특례노령연금 수급현황 ····· 42
<표 Ⅱ-12> 조기노령연금 수급현황 ····· 45
<표 Ⅲ- 1> 기대노동소득의 추정(2002년 기준) ····· 57
<표 Ⅲ- 2> 노동패널자료의 기초통계량(2001년 기준) ····· 59
<표 Ⅲ- 3> 노동패널자료의 기초통계량(2002년 기준) ····· 60
<표 Ⅲ- 4> 기대연금자산 변화(passch)의 기초통계량 ····· 63
<표 Ⅲ- 5> 추정결과(2001년 기준) ····· 68
<표 Ⅲ- 6> 추정결과(2002년 기준) ····· 69
<표 Ⅲ- 7> 조기노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 1
(55~59세) ····· 71

<표 Ⅲ- 8> 조기노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 2 (55~59세) ····· 71
<표 Ⅲ- 9> 재직자노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 1 (60~64세) ····· 71
<표 Ⅲ- 10> 재직자노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 2 (60~64세) ····· 72
<표 Ⅲ- 11> 기대연금자산변화가 경제활동 참가에 미치는 영향 (55~64세) ····· 73
<표 Ⅲ- 12> 기대소득이 경제활동 참가에 미치는 영향(55~64세) · 74
<표 Ⅳ- 1> 노동패널 데이터(1998~2002년)의 특성 ····· 90
<표 Ⅳ- 2> 벤치마크 경제의 파라미터 값들 ····· 92
<표 Ⅳ- 3> 벤치마크 모형경제 ····· 94
<표 Ⅳ- 4> 벤치마크 경제의 자산 및 소득분포 ····· 98
<표 Ⅳ- 5> 자산그룹별 노동시장 참가율 ····· 99
<표 Ⅳ- 6> 근로소득세율 22%로 인상시 일반균형효과 ····· 100
<표 Ⅳ- 7> EITC 정책도입과 근로소득세율 22% 인상시 일반균형 ····· 105
<표 Ⅳ- 8> EITC 정책도입과 근로소득세율 22% 인상시 일반균형 ····· 107
<표 Ⅳ- 9> 근로소득세율 22%로 인상시 균형재정 EITC 정책조합 ····· 114

그림목차

[그림 Ⅱ- 1] OECD 국가 근로자의 일생평균 노동과 소비선택 (2000년) ····· 33
[그림 Ⅱ- 2] OECD 국가별 최고세율 및 경제활동 참가율 ····· 37
[그림 Ⅱ- 3] 평균유효세율(국민계정 기준)과 경제활동 참가율 ··· 38
[그림 Ⅱ- 4] 평균유효세율(평균소득자 기준)과 경제활동 참가율 ·· 38
[그림 Ⅱ- 5] 60~64세 인구(전체) 경제활동 참가율 (1989~1995년) ····· 43
[그림 Ⅱ- 6] 60~64세 인구(전체) 경제활동 참가율 (1996~2002년) ····· 43
[그림 Ⅱ- 7] 60세 이상(남자) 경제활동 참가율(1989~1995년) ··· 44
[그림 Ⅱ- 8] 60세 이상(남자) 경제활동 참가율(1996~2002년) ··· 44
[그림 Ⅱ- 9] 55~59세(전체) 경제활동 참가율 ····· 46
[그림 Ⅱ-10] 50~59세(남자) 경제활동 참가율 ····· 46
[그림 Ⅳ- 1] 벤치마크 경제의 세전 세후 소득 ····· 95
[그림 Ⅳ- 2] 벤치마크 경제의 소득수준에 따른 세금부담률 ····· 95
[그림 Ⅳ- 3] 소득분포의 로렌즈곡선 ····· 96
[그림 Ⅳ- 4] 자산분포의 로렌즈곡선 ····· 97
[그림 Ⅳ- 5] EITC 정책하의 실효세율 ····· 103
[그림 Ⅳ- 6] EITC 정책하의 세후소득 ····· 104
[그림 Ⅳ- 7] 고용장려금 상한소득 변화에 따른 고용효과 ····· 109
[그림 Ⅳ- 8] 고용장려금 상한소득과 고용장려금의 크기 ····· 109
[그림 Ⅳ- 9] 고용장려금 상한소득과 1인당 국민총생산 ····· 110

[그림 Ⅳ- 10] 효율적 단위로 표현한 노동투입 ····· 111
[그림 Ⅳ- 11] EITC 상한소득과 1인당 자본량 ····· 111
[그림 Ⅳ- 12] EITC 상한소득 변화에 따른 자산계층별 노동시장
참가율 ····· 112

Ⅰ. 서 론

과거 조세부담률이 낮았던 시기에는 소득세 등 조세정책이 노동시장에 미치는 영향이 미미하였으나 경제성장 및 사회복지 확충에 따라 전체적인 조세부담률이 증가함에 따라 소득세 등에 의한 노동시장의 왜곡축소가 중요한 정책과제로 대두되고 있다. 우리나라의 경우 향후 급속한 고령화 및 인구감소가 예상되고 있어 인구구조 변화에 따른 노동공급의 질적 변화와 함께 노동공급의 절대적 감소가 향후 경제성장에 중요한 제약요인으로 작용할 수도 있어 조세가 노동공급에 미치는 영향을 이해하는 것이 대책마련의 주요한 선결과제라 할 수 있다. 특히 저소득근로자 가구의 소득지원과 근로의욕 제고를 위해 EITC와 같은 환급가능한 조세제도의 운영이 검토되고 있는바 세후임금의 변화가 초래하는 저소득근로자의 노동공급 행태변화를 이해하는 것이 중요하다.

경제학에서 소득세 등이 노동시장에 미치는 연구는 주로 개인의 행위변화를 중심으로 분석되었는데 그 접근방법은 실험을 통한 방법과 노동공급함수의 추정방법으로 나눌 수 있다. 근로자에 대해 직접적인 설문조사를 실시하거나 특정지역 혹은 집단에 대한 실험을 통해 알아보는 방법의 대표적인 예는 미국의 뉴저지, 펜실베이니아, 인디애나 등지에서 3년간 시범 실시된 부(-)의 소득세제 운용이다.[1] 노동공급함수의 추정법은 다시 개인의 근로시간 변화를 추정하는 방법(intensive margin)과 개인의 경제활동 참가 여부에의 영향을 추정하는 방법(extensive margin)으로 구분될 수 있다. 우

1) 나성린 · 남재량 · 문춘걸(2002).

리나라의 경우 개인의 효용극대화 문제에서 도출된 노동공급함수의 추정을 위해 필요한 근로소득, 근로시간, 비근로소득 등의 미시자료가 충분히 구축되어 있지 않아 경제활동 참가율의 결정요인에 대한 분석이 많았다(장지연, 2002; 김종면・이철희・전영준, 2003 등). 상대적으로 개인의 근로시간 변화를 이용한 연구는 소수인데 나성린・남재량・문춘걸(2002)과 Lee(2004)가 대표적이다.

본 연구에서는 노동공급함수 추정에 이용될 수 있는 자료의 한계를 고려하여 노동시간보다는 개인의 노동시장 참여결정 여부에 대한 요인분석을 시도한다. 이러한 방법론은 노동시간 자료의 한계와 함께 우리나라 노동시장의 특수성, 즉 시간급보다는 월급의 임금형태를 띠고 있고 임금수준의 변화에 따라 근로시간이 변경되기 어려운 구조를 반영한 것이다. 앞서 언급한 바와 같이 근로자의 노동시장 참여요인 분석은 많은 연구가 수행되어 왔다. 그러나 자료의 제약 등으로 대부분 도시 및 농촌의 구분, 행정구역별 분석을 수행하였으며 주요 설명변수로 각종 인구사회학적 변수들(연령, 가족 수, 지역특성 등)이 중심을 이루고 있으며 경제적 변수로는 교육수준과 주택소유 여부만 고려되었다. 그러나 노동시장 참여결정에 가장 큰 영향을 미치는 소득(개인 혹은 가구)변수를 포함하고 있지 않아 소득세 등 경제정책의 영향을 분석하기에는 한계가 있다.

본 연구에서는 대부분의 기존 연구에서 제외되어 있는 소득변수(노동소득, 비노동소득 등)가 노동시장 참여유인에 미치는 영향을 명시적으로 분석하고자 한다. 이를 통해 소득세제도가 세후임금수준 변화를 통해 노동시장 참가유인에 미치는 영향을 살펴볼 수 있기 때문이다. 부가적으로 노동시장의 거래행위가 일반상품에 대한 거래와 다른 점, 즉 임금, 업무에 요구되는 노력의 정도, 지시받는 행위의 범위, 계약기간 등 다양한 차원의 변수들에 영향을 받음이 실질적으로 어떤 차이점을 유발하는지 규명할 수 있다.

한편 재정정책의 경우 조세정책과 달리 그 대상이 일정계층으로

제한된 경우가 많아 노동시장에 미치는 영향은 보다 제한적이고 직접적이다. 노동시장에 영향을 미칠 수 있는 재정정책으로는 EITC와 같은 근로지원금, 고용안정 지원책, 그리고 국민연금 등이 대표적이다. 선진국의 경험에 따르면 고용안정을 위한 실업보험제도와 연금제도가 허용하는 조기퇴직연금, 장애연금 등으로 인해 50대 이후 계층의 경제활동 참가율이 현격히 떨어지는 문제점이 있다. 우리나라도 경제발전에 따라 근로자 및 고령층에 대한 재정지원이 선진국 수준으로 높아지고 있어, 고령화의 경제적 영향을 최소화하기 위해 노령층의 경제활동 유인분석이 현실에 유용한 시사점을 제공할 수 있다.

우리나라에서 현재 검토되고 있는 자발적 실업자에 대한 실업급여의 지급, 실업급여의 인상 그리고 국민연금의 조기노령연금, 장애연금 등은 근로자들의 조기은퇴 경로로 이용될 수 있다. 특히 중요한 노후소득보장정책의 일환으로 도입된 국민연금제도가 성숙되어 급여지출이 현실화됨에 따라 향후 연금지급이 노동시장에 미치는 영향이 크게 증가할 것이다. 연금제도가 경제활동 참가에 미치는 영향분석은 우리나라의 경우 제도 시행의 짧은 역사와 자료부족으로 발견하기 어렵고 외국의 경우 국가별 비교 혹은 개인단위 자료를 이용한 많은 연구가 시행되었다(Gruber and Wise, 1999, 2002; Duval, 2004 등). 따라서 본 연구에서는 현행 국민연금제도가 허용하고 있는 조기노령연금, 재직자노령연금의 수급이 가능한 55~65세 구간의 근로자 노동행태에 동 연금들이 제공하는 경제적 유인의 크기를 분석하고자 한다. 이러한 연금제도의 영향분석은 향후 노령층의 노동시장 참여유도정책에 있어서 중요한 참고자료로 이용될 수도 있을 것이다.

한편, 사회보장정책과 함께 최근 중요한 정책이슈로 제기되고 있는 근로자의 근로의욕과 빈곤 완화를 위한 재정정책(EITC 등)도 경제활동 참가율에 영향을 미치게 된다. 오래 전부터 동 제도를 시

행중인 미국의 경우, 동 제도가 편모 등의 경제활동 참가율에 긍정적인 영향을 미친다는 연구가 있다. 따라서 동 제도의 도입을 검토하고 있는 우리나라도 제도도입의 경제적 효과 및 재정영향 등의 분석이 시급하다.

본 연구에서는 조세정책으로서의 소득세와 재정정책 중 국민연금제도 및 근로지원금제도가 노동시장 참가율에 미치는 영향을 분석하여 향후 성장 등 거시경제정책과 조화될 수 있는 조세재정정책에 대한 시사점을 제시하고자 한다. 연구방법론적인 측면에서는 부분균형방식과 일반균형방식의 두 가지 접근법을 통해 방법론의 차이에 따른 오류를 최소화하고자 하였다. 많은 기존 연구들이 부분균형방식의 접근방법을 취하여 분석대상을 보다 정교하고 직접적으로 살펴볼 수 있는 장점이 있었으나 다른 경제부문의 변화를 통한 간접적인 효과를 포착하는 데 한계가 있었다. 이러한 관점에서 두 가지 접근법의 이용은 그 의의가 크다고 할 수 있다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 경제활동 참가율과 조세·재정정책의 변화추이를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 부분균형분석으로서 조세정책으로 영향을 받는 노동소득 및 비노동소득의 영향을 살펴보고 또한 국민연금이 보장하는 기대연금자산이 경제활동 참가율에 미치는 영향을 살펴보았다. 제Ⅳ장에서는 일반균형분석으로 조세정책의 변화와 이와 연계된 재정정책으로 인한 경제적 후생효과 등을 분석하였다. 특히 제도도입이 확실시 되고 있는 근로와 연계된 지원금제도, 즉 EITC제도를 고려하여 동 제도가 미치는 영향을 직접적으로 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ장은 결론 및 정책시사점으로 분석결과를 종합하고 향후 조세·재정수립에 유용한 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 경제활동 참가율과 조세·재정 정책 현황

1. 경제활동 참가율 추이

경제활동 참가율에 대한 조세·재정정책의 영향을 살펴보기 위해 경제활동 참가율 및 두 정책의 추이를 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 개인의 경제활동 참가 여부는 여가에 대한 선호 등을 고려한 자신의 유보임금(reservation wage)수준, 시장에서 제시되는 임금수준, 향후 노동시장에서의 일자리 발견확률 및 기대임금 등을 고려하여 결정된다. 이러한 개인의 직업선택모형에서 조세 및 재정정책은 개인의 기대임금, 시장 균형임금, 일자리 발견확률 등에 영향을 미치게 된다. 구체적으로 조세정책의 경우 경제활동 참가율에 영향을 미치는 세후 임금수준을 결정하는 실효세부담을 변화시켜 경제활동 참여 여부에 영향을 미치게 된다. 재정정책은 그 특성상 보다 직접적으로 개인의 경제활동 참여 여부에 영향을 미친다. 본 연구에서 고려하고 있는 국민연금의 경우 노령계층의 은퇴 후 소득을 보장하기 위한 정책으로 허용시기 및 지급수준이 동 연령대의 경제활동 참여 여부에 미치는 영향은 클 것이다. 또한 일반균형분석에서는 현재 도입을 검토중인 EITC제도 시행이 미치는 영향을 경제활동 참가율뿐만 아니라 성장, 자본량 등의 측면에서도 살펴보았다.

과거 100여년의 경제활동 참가율 추이를 살펴보면 북미와 유럽의 경우, 남성의 일생중 근로로 보내는 시간비중이 점차 감소하고 있다. 이러한 추세의 원인은 다양하게 제시되고 있다. 우선 산업발달

과 함께 지식자본이 축적됨에 따라 보다 많은 시간을 교육에 투자하게 되었고 따라서 노동시장에 풀타임으로 참여하는 평균적인 연령수준이 높아졌다. 근로자들은 이전보다 낮은 연령에서 부분적으로 혹은 완전히 은퇴하고 주당 혹은 일일 노동시간도 점차 감소하고 있다. 또한 과거보다 많은 공휴일과 휴가기간을 허용함으로써 전체적인 노동시간을 감소시키고 있다. 더불어 검증에 어려움이 존재하지만 단위시간당 근로노력이 떨어지고 있다는 추측도 제기되고 있다(Pencavel; 1986).

전체적인 노동공급 변화와 함께 앞서 제시한 원인들이 많은 영향을 미치는 특정 연령대의 경제활동 참가율을 살펴보면 보다 큰 변화를 확인할 수 있다. 즉 사회가 발전하고 지식자본이 축적됨에 따라 개인이 교육에 투자하는 기간이 점차 증가하여 청년층의 경제활동 참가율이 크게 감소하였음을 알 수 있다. 이러한 추세는 미국, 영국, 독일, 캐나다 등의 나라에서 공통적으로 발견되고 있다. 개인주의 발달과 복지국가의 이념도입은 필연적으로 은퇴한 노령층의 노후소득보장을 요구하게 되는데, 도입된 다양한 노후소득보장정책으로 인해 그 대상이 되는 노령층의 경제활동 참가율은 이전보다 급격하게 감소하게 된다. 의료기술 수준의 발달은 은퇴 후 기간의 증가를 초래하여 예상하지 못한 재정부담을 야기시켜 근로계층의 부담을 증가시킨다. 이러한 변화의 이면에는 농업중심 사회에서 광공업, 서비스업으로의 산업구조 변화로 노동수요 자체가 변화한 것도 크게 작용하였다.

장기적인 경제활동 참가율 하락추세 속에서 최근 20여년간의 변화를 살펴보면 전체적으로 큰 변화를 발견하기는 어렵다. 1980년대 이후 제기되고 있는 인구구조 고령화 및 그로 인한 재정부담 문제로 인해 세계 각국들이 노령층의 경제활동 참가율을 높이기 위해 대폭적인 정책방향 전환을 추진하고 있기 때문이다. 우선적으로 복지국가를 지향하며 높여온 소득세율 혹은 국민부담률을 낮추어가고

<표 Ⅱ-1> 미국의 노동시장참가율 추이(남성)

(단위 : %)

Age	1890	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970(a)	1970(b)	1982
10~13	17.8	17.7	9.2	6.0	3.3						
14/16~19	57.1	61.1	56.2	52.6	41.1	34.4	39.9	38.1	47.8	58.4	58.1
20~24	92.0	91.7	91.1	90.9	89.9	88.0	82.8	86.2	80.9	86.6	86.0
25~44	97.6	96.3	96.6	97.1	97.5	95.0	92.8	95.2	94.4	96.8	95.1
45~64	95.2	93.3	93.6	93.8	94.1	88.7	87.9	89.0	87.3	89.4	81.0
≥65	73.9	68.3	58.1	60.1	58.3	41.5	41.6	30.6	25.0	26.8	17.8
평균	87.4	87.3	86.3	86.5	84.1	79.0	79.0	77.4	76.8	80.6	77.2

주 : 14/16~19 구간의 경우 1890~1960년 구간에는 14~19세 구간을 의미하며 그 이후에는 16~19세임. 평균에는 1890~1960년 구간의 경우 14세 이상 모든 남성들을 포괄하며 그 이후에는 16세 이상을 포괄하고 있음.

자료: Pencavel(1986)에서 재인용.

<표 Ⅱ-2> 영국의 노동시장참가율 추이(남성)

(단위 : %)

Age	1891	1911	1931	1951	1966	1981
<20			84.7	83.8	70.6	64.6
20~24	98.1	97.3	97.2	94.9	92.6	89.2
25~44	97.9	98.5	98.3	98.3	98.2	97.5
45~64	93.7	94.1	94.3	95.2	95.1	90.2
65+	65.4	56.8	47.9	31.1	23.5	10.8
평균			90.5	87.6	84.0	77.8

주 : 20세 미만 구간(< 20)의 경우 1931년의 경우 14~19세 자료, 1951년, 1966년의 경우 15~19세 자료, 1981년의 경우 16~19세 자료임. 평균은 1931년의 경우 14세 이상, 1951년과 1966년의 경우 15세 이상, 1981년의 경우 16세 이상을 의미.

자료 : Pencavel(1986)에서 재인용.

있다. 미국의 1980년대 소득세 감세정책을 시점으로 세계 각국들이 소득세 감세에 참여하여 노동시장에 대한 왜곡을 줄여 효율성을 회

복하고자 하고 있다. 또한 노령층의 경제활동 참가유인을 높이고 사회보장제도로 인한 과도한 재정부담을 줄이기 위하여 노령연금 수혜연령의 점진적 상향조정, 연금급여수준의 감소, 장애·실업연금 제도 등의 조정을 통해 조기퇴직을 축소하고 개인의 근로유인을 촉진하는 정책을 추진하고 있다.

<표 II-3> 캐나다의 노동시장 참가율 추이(남성)

(단위 : %)

Age	1911	1931	1951	1971	1980
14/15~19	64.6	51.4	48.1	46.6	51.9
20~24	92.2	92.3	91.8	86.5	79.7
25~44	97.1	97.6	96.3	92.7	92.2
45~64	94.4	94.8	90.6	85.9	83.3
65+	52.1	55.8	38.5	23.6	14.0

주 : 14/15~19세 구간은 1911, 1931, 1951년의 경우 14~19세 자료이며 1971, 1980년의 경우 15~19세 자료임.
자료 : Pencavel(1986)에서 재인용.

<표 II-4> 독일의 노동시장 참가율 추이(남성)

(단위 : %)

Age	1895	1907	1925	1939	1950	1970	1981
14/15~19	83.6	86.1	85.0	86.0	74.2	66.6	46.4
20~24	95.1	95.7	95.0	96.2	93.4	86.4	81.4
25~44	97.2	97.4	97.4	98.0	96.3	96.7	95.8
45~64	91.8	89.4	91.4	87.0	89.6	85.7	83.7
65+	58.8	50.2	47.4	29.7	26.7	16.0	7.0

주 : 14/15~19세 구간은 1895~1950년의 경우 14~19세 자료이며 1970, 1981년은 15~19세 자료임. 독일의 범위는 1939년 이전까지는 Sear를 제외한 제1차 세계대전 후의 경계를 따른 것이며 그 이후는 베를린을 제외한 “the Federal Republic of Germany”임.
자료 : Pencavel(1986)에서 재인용

우리나라의 경우 1980년 이래 경제활동 참가율은 1980년 59.0%에서 2004년에는 62.0%로 소폭 상승하였다. 이는 남성보다는 여성들의 높아진 경제활동 참가율에 기인한다. 사회발전과 개인주의의 영향으로 여성들의 경제활동 참가율이 높아진 것이 동 기간 동안 소폭 하락한 남성들의 영향에도 불구하고 전체적인 경제활동 참가율을 높여주었다. 연령구간별로 살펴보면 높아진 교육욕구와 노동수요 변화로 인해 15~19세 구간의 경우 남성, 여성을 막론하고 경제활동 참가율이 크게 낮아졌다. 남성의 경우 1980년 27.3%에서 2004년 8.5% 수준으로 낮아졌으며 여성도 34.4%에서 11.0% 수준으로 크게 하락하였다. 반면 외국의 경우 확인할 수 있는 고연령층의 경제활동 참가율 하락은 동 기간 확인하기 힘들다. 60세 이상의 경제활동 참가율은 1980년 28.3%에서 2004년에는 37.3%로 오히려 증가하였다. 이 증가현상은 남성과 여성 모두에서 나타난다. 고연령층의 은퇴유인이 상당부분 장애연금, 실업보험, 노령연금 등 기본적인 사회보장 여건과 밀접한 상관관계를 보이는 현실에서 우리나라의 경우 선진국들보다 고령층에 대한 사회보장 여건이 미흡하기 때문일 수 있다. 비록 공무원연금, 사학연금 등이 이미 1960년대에 도입되었으나 가입자 수가 130만명 내외로 그 적용범위가 좁고 1988년 도입된 국민연금의 경우에도 본격적인 수급이 2008년부터 발생하기 때문에 고령층의 경제활동 참가에 영향을 미치기에는 아직 이른 현실이다.

여성의 경우, 20세 이상의 전 연령층에서 경제활동 참가율이 증가하여 1980년 이후 노동공급에 있어 중요한 역할을 한 것으로 판단된다. 교육 등을 통한 인적자본의 축적 노력을 나타내는 15~19세 구간의 경제활동 참가율도 남성과의 차이가 크게 좁혀졌다. 반면 30~39세 구간의 경우 결혼, 출산 등의 영향으로 경제활동 참가율이 20~29세, 40~49세 구간보다 낮아지는 현상을 보여주고 있어 동 구간에의 정책노력이 여성노동공급정책에서 중요함을 알 수 있다.

<표 II-5> OECD 회원국의 경제활동 참가율 추이(1980~2003년)

(단위 : %)

국가 \ 연도	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Australia	-	61.3	-	-	60.7	60.2	58.8	62.0	62.4	63.2	63.8	61.4	63.0	62.6	63.0	63.7	-	63.3	63.3	63.2	63.6	63.5	63.4	63.3
Austria	52.1	56.4	54.3	53.9	54.7	54.3	54.6	55.0	54.8	54.9	55.4	57.2	56.6	56.7	58.7	-	58.1	58.2	58.0	-	58.1	58.2	58.7	58.9
Belgium	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	50.3	50.4	50.4	50.4	50.6	52.1	52.2	-	51.8	47.6
Canada	61.2	63.9	-	-	64.8	65.3	65.7	66.2	66.7	67.0	67.0	66.3	65.5	65.2	65.3	64.8	64.9	64.8	65.1	65.6	65.9	66.0	66.9	67.5
Denmark	-	65.6	-	-	-	-	-	67.3	68.1	67.9	68.5	68.9	-	67.3	77.2	-	77.8	78.6	78.2	-	78.2	78.3	77.8	77.6
Finland	58.2	62.3	-	-	-	65.7	65.4	64.9	64.5	64.6	64.1	63.3	62.0	61.3	60.8	61.0	61.0	61.3	60.3	61.1	61.6	61.7	61.6	61.0
France	54.9	54.8	54.8	55	54.6	54.7	54.8	55.2	-	54	53.7	54.8	55	55	54.9	55	55.3	55	54.7	-	54.7	-	-	55.6
Germany	55	55.1	55.2	55.6	55.4	55.8	56.1	56.2	56.5	56.6	58.5	58	58.3	58.2	57.9	58.5	57.3	57.4	57.3	57.5	57.1	57.2	57.1	57.1
Greece	-	48.5	48.4	49.1	49.5	49.4	48.9	48.5	49.2	-	-	46.7	48.3	49.2	49.5	49.7	50	49.2	51	50.7	50	48.7	48.7	-
Hungary	60.5	47.1	-	-	-	46.2	46.0	46.0	46.3	46.3	54.9	45.1	50.3	48.6	49.5	51.8	-	-	51.7	53.1	53.5	53.3	52.9	53.8
Iceland	-	71.1	75.7	76.6	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	77.4	78.3	81.6	80.9	82.3	83.3	83.4	83.5	82.8	-
Ireland	-	53.0	-	53.3	-	52.0	52.0	52.1	51.6	50.9	51.2	51.7	-	-	-	53.4	54.2	54.7	56.5	57.9	-	59.1	-	-
Italy	49.5	50.4	49.3	49.3	49.8	49.8	49.9	49.9	-	50.4	49.4	50.1	-	-	47.4	47.4	47.6	47.5	48	-	48.5	48.7	49	49.2
Japan	63.2	63.3	63.3	63.8	63.4	63.6	62.8	62.6	62.6	62.9	63.3	63.8	64.0	63.8	63.6	63.4	63.5	63.7	63.3	62.9	62.5	62.0	61.2	60.8
Korea	54.8	56.9	57.0	55.8	54.0	54.5	55.2	58.3	58.5	59.5	60.0	60.6	60.9	-	61.7	62.0	62.0	62.2	60.7	60.5	60.7	60.8	-	61.4
Mexico	55.8	-	-	-	-	-	-	-	59.1	-	47.6	57.9	-	59.4	-	59.6	59.6	60.8	61	60	59.8	58.8	58.9	58.4
Luxembourg	50.8	51.8	-	-	44.0	-	42.9	51.5	-	-	51.0	51.9	-	-	-	-	51.2	51.4	51.6	52.4	-	53.9	53.4	53.2

<표 Ⅱ-5>의 계속

(단위 : %)

국가 \ 연도	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Netherlands	56.9	59.2	59.3	59.9	-	58.7	60.1	58.1	65.3	65.6	66.7	67.6	67.5	68.0	68.6	70.1	70.8	72.1	72.9	-	74.6	74.9	-	75.9
New Zealand	-	58	-	-	-	-	65.2	-	-	62.9	63.2	63.2	63.3	63.3	64.2	64.8	-	64.1	63.6	63.9	64	64.6	64.7	64.5
Norway	65.1	67.9	67.9	68.1	68.3	68.8	70.4	71.3	71.1	69.8	69.2	68.5	68.5	68.2	68.6	69.6	71.4	72.4	73.2	73.3	73.4	73.4	73.5	72.8
Poland	-	-	-	-	-	-	-	-	65.3	-	-	-	61.7	61.2	59.2	58.4	58.2	57.7	57.3	-	56.6	56.3	55.4	54.8
Portugal	61.6	61.4	61	-	60	58.6	58.1	57.9	-	-	59	55.3	59	58.2	58.6	58	57.6	57.8	60.7	-	61.7	62.3	61.8	62.2
Spain	48.8	48.3	48.2	48.1	47.8	47.5	47.8	48.8	49.1	49.1	49.4	84.8	48.9	49.0	49.0	49.0	49.6	49.8	50.0	50.2	51.3	52.9	54.0	55.0
Sweden	73.8	-	81.7	81.8	82.0	82.6	83.2	83.4	-	84.5	84.8	83.9	82.0	79.1	77.6	78.2	77.9	76.8	76.5	77.2	77.9	78.4	78.0	78.0
Switzerland	60.1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	64.0	68.4	68.3	68.2	67.3	67.0	67.5	67.4	68.0	67.8	67.4	67.8	67.8	67.7
Turkey	65.5	-	-	-	-	63.8	-	-	58.5	58.7	57.9	55.4	-	54.1	-	53.9	53	50.3	51.8	51.8	-	48.7	48.7	48.3
United Kingdom	-	59.6	-	-	-	59.7	59.6	-	61.1	-	62.1	61.7	-	62.4	-	-	62.4	62.6	62.3	62.9	63.1	63.0	63.2	62.7
United States	62.0	64.4	62.4	-	61.6	61.8	62.3	62.8	63.1	63.7	65.3	63.6	63.8	63.3	66.1	66.6	66.8	67.1	67.1	67.1	67.2	66.9	66.6	66.2

주 : 1. 덴마크는 15~69세 인구를 기준으로 경제활동 참가율 산정. 단, 2000년, 2001년은 전체 인구 기준으로 함.
2. 독일은 1994년까지 독일 통일 이전의 서독을 기준으로 한 경제활동 참가율임.
3. 헝가리의 경우, 15~74세 인구를 기준으로 한 경제활동 참가율임. 단, 1980년, 1990년 및 1994년은 15세 이상 인구를 기준으로 한 참가율임.
4. 아이슬란드 역시 15~74세 인구를 기준으로 경제활동 참가율 산정. 단 1981년만 15세 이상 인구를 기준으로 함.
5. 룩셈부르크는 1984년과 1986년에 전체인구를 기준으로 참가율 산정.
6. 네덜란드는 15~64세 인구를 기준으로 경제활동 참가율 산정.
7. 노르웨이는 15~74세 인구를 기준으로 경제활동 참가율을 산정하였으며, 다만 2002년과 2003년에는 15세 이상 인구를 기준으로 하였음.
8. 스웨덴은 1984년(15~54세 기준)을 제외하고는 15~64세 인구를 기준으로 참가율 산정.
9. 미국은 1981년(20세 이상 인구 기준)을 제외하고는 15세 이상 인구를 기준으로 참가율 산정.

자료 : OECD, Database.

<표 II-6> 우리나라의 경제활동 참가율 변화추이(1980~2004년)

(단위 : %)

구 분		1980	1985	1990	1995	2000	2004
전체	계	59.0	56.6	60.0	61.9	61.0	62.0
	15~19세	30.6	17.5	14.6	12.0	11.9	9.7
	20~29세	63.2	61.0	65.3	66.3	64.6	66.1
	30~39세	72.7	72.6	75.6	75.6	75.1	74.8
	40~49세	76.2	76.6	78.8	80.0	79.1	79.0
	50~59세	67.0	65.7	72.4	71.8	68.5	69.3
	60세 이상	28.3	29.3	35.6	38.8	38.2	37.3
남자	계	76.4	72.3	74.0	76.4	74.2	74.8
	15~19세	27.3	14.5	10.8	9.5	11.5	8.5
	20~29세	86.3	79.7	79.6	76.9	72.0	69.4
	30~39세	97.4	96.4	97.1	97.0	95.5	94.5
	40~49세	95.3	94.1	95.0	96.0	93.6	93.7
	50~59세	85.6	83.6	87.6	87.8	84.0	85.5
	60세 이상	45.2	44.2	49.9	54.1	49.6	49.6
여자	계	42.8	41.9	47.0	48.4	48.6	49.8
	15~19세	34.4	21.1	18.7	14.5	12.4	11.0
	20~29세	43.9	45.1	53.5	57.1	58.1	63.1
	30~39세	46.7	47.9	53.2	53.3	53.9	54.4
	40~49세	57.0	58.7	62.2	63.4	64.1	64.1
	50~59세	50.4	50.1	57.5	56.4	53.3	53.1
	60세 이상	16.9	19.2	26.4	28.7	30.1	28.3

자료 : 통계청 KOSIS, 『고용 및 노동/ 구직기간 1주 기준 경제활동인구조사』.

보다 구체적으로 OECD 국가 근로자들의 일생평균 노동과 여가 선택의 변화를 살펴보면 1970년대 이후에도 언급한 교육기간 비중의 증가 및 은퇴기간 비중의 증가를 발견할 수 있다. 전체적으로 유년 및 교육기간 비중은 남자의 경우 1990~2000년 사이 0.2%포인트 증가하였고 은퇴기간 비중 또한 3.1%포인트 증가하였다. 반면 교육 및 은퇴기간 비중의 증가로 인해 근로기간 비중은 3.3%포인트 증가하였다. 우리나라의 경우에는 보다 극적인 변화를 보여주고 있는데 1995~2000년 기간 동안 남성의 경우, 근로기간 비중이 12.0%포인트 급격하게 감소하였으며 이와 반대로 은퇴기간 비중은

12.6%포인트 증가하여 급격한 근로자의 노동 및 여가선택의 변화가 있었음을 알 수 있다. 여성의 경우에도 그 규모는 작지만 비슷한 추세를 보여주고 있다. 근로기간 비중은 경제활동 참가율의 지속적인 증가에도 불구하고 2.0%포인트 감소한 반면 은퇴기간 비중은 2.6%포인트 증가한 것으로 나타났다. 이러한 변화규모는 비슷한 경제사회구조를 가지고 있는 일본의 30년간 변화보다도 높은 수준으로 우리나라가 겪고 있는 변화수준을 짐작할 수 있다. 1980년 이후 우리나라의 노동시장은 근로자 개인의 노동시간을 감소시키는 경향이 강하게 작용하였으며 감소된 노동공급은 여성 등의 경제활동 참가율 증대를 통한 신규노동력의 공급을 통해 보완되었음을 알 수 있다.

일생기간중 근로기간의 비중은 우리나라 남성의 경우 2000년 기준 57.5%로 OECD 국가 평균인 56.9%보다 높은 수준을 보여주고 있다. 상대적으로 높은 경제활동 참가율 수준을 보여주는 농림어업부문의 규모와 선진국들에 비해 미흡한 사회보장수준을 그 원인으로 들 수 있다. 근로자의 시간배분에 있어 또 다른 특징은 유년 및 교육기간 비중이 30.7%로 OECD 국가들 중 최고수준을 보여주고 있어 상대적으로 노동시장에의 진입이 늦은 것으로 나타났다. 이는 우리나라에서 나타나는 군복무와 높은 교육욕구, 즉 상대적으로 높은 대학진학률로 인해 교육기간이 길어지기 때문이다. 반면 은퇴기간 비중은 11.8%로 멕시코, 아이슬란드, 포르투갈 다음의 낮은 수준을 보여주고 있다. 노후소득 등과 관련된 사회보장의 미약과 상대적으로 높은 농림수산업의 비중으로 높은 연령까지 노동에 참여하고 있기 때문이다. 여성의 경우에는 남성과 달리 거의 OECD 평균과 유사한 수준을 보여준다. 은퇴기간 비중은 OECD 평균 25.4%와 유사한 24.9% 수준이며 노동기간 비중도 51.1%로 전체 평균인 49.7%와 유사한 수준이다. 그러나 여성의 유년 및 교육기간 비중은 24.0%로 남성의 30.7%보다 상당히 낮은 수준을 보여주고 있다. 여성의 평균수명이 남성보다 길다는 점을 고려하더라도 이러한 차이

는 OECD 국가들의 평균적인 차이(25.2%와 26.1%)에 비해 높은 수준이다. 우리나라의 경우 여성에 대한 교육투자가 여전히 남성에 비해 미흡함을 보여준다.

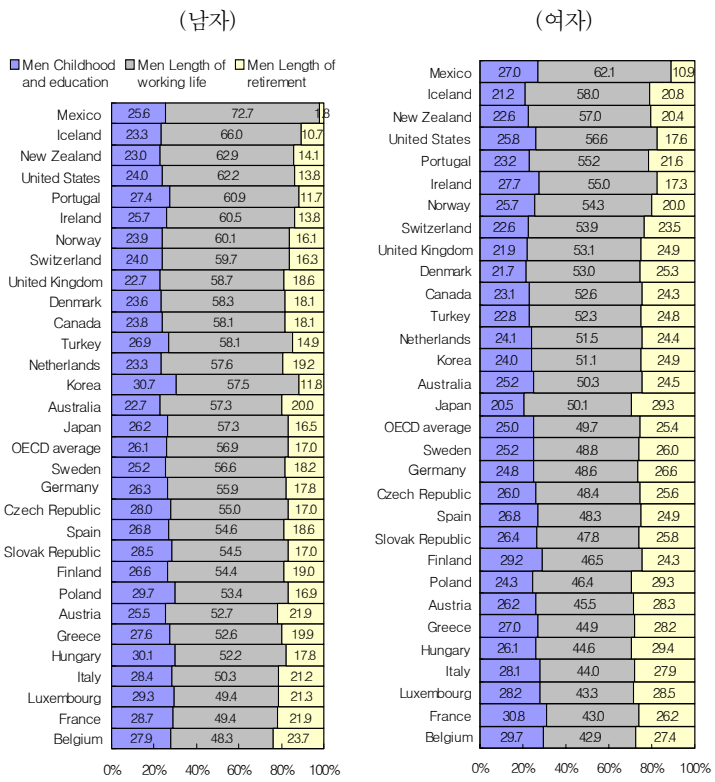
<표 II-7> OECD 국가 근로자의 일생평균 노동과 여가선택 변화

(단위 : %p)

국 가	기간	남 자			여 자		
		유년 및 교육기간	근로기간	은퇴기간	유년 및 교육기간	근로기간	은퇴기간
호주	1970~2000	-0.7	-5.5	6.3	-1.8	-1.9	3.7
벨기에	1990~2000	-0.3	-1.8	2.0	0.9	2.1	-3.0
캐나다	1980~2000	-0.2	-3.1	3.3	-0.5	-1.9	2.4
덴마크	1990~2000	0.1	-7.1	7.1	2.6	-8.6	6.0
핀란드	1970~2000	0.2	-3.9	3.8	-0.2	-2.7	2.9
프랑스	1970~2000	0.8	-6.8	6.1	-1.6	-4.4	6.0
독일	1975~2000	2.0	-6.5	4.6	0.2	-4.9	4.7
그리스	1990~2000	1.0	-1.0	0.0	1.3	0.4	-1.7
아일랜드	1985~2000	0.6	-1.1	0.4	0.7	-3.5	2.8
일본	1970~2000	-0.3	-3.4	3.6	0.4	-3.8	3.4
한국	1995~2000	-0.6	-12.0	12.6	-0.6	-2.0	2.6
룩셈부르크	1990~2000	1.5	-4.6	3.1	7.0	-8.6	1.6
네덜란드	1975~2000	-0.3	-2.1	2.4	-0.3	-3.2	3.5
뉴질랜드	1990~2000	0.2	-0.9	0.7	3.2	-5.7	2.5
노르웨이	1980~2000	-1.1	-3.5	4.7	-3.4	0.7	2.7
포르투갈	1980~2000	1.8	-5.6	3.8	0.1	-5.2	5.1
스페인	1980~2000	1.8	-4.4	2.6	1.7	-6.1	4.4
스웨덴	1970~2000	0.2	-3.8	3.6	-2.9	-0.7	3.6
터키	1995~2000	-0.2	-11.0	11.1	-0.8	-7.2	7.9
영국	1990~2000	0.3	-3.9	3.6	-2.5	0.6	1.9
미국	1965~2000	-0.4	-4.3	4.7	-2.4	-0.3	2.7
OECD 평균	1990~2000	0.2	-3.3	3.1	0.0	-2.3	2.3

자료 : OECD, “Coping with ageing : a dynamic approach to quantify the impact of alternative policy options on future labor supply in OECD countries,” Economics dept. Working Papers No, 371, 2004.

[그림 Ⅱ-1] OECD 국가 근로자의 일생평균 노동과 소비 선택(2000년)



자료 : OECD(2004)

2. 소득세율 추이

개인의 경제활동 참가를 결정하는 다양한 변수들 중 경제학에서의 주된 관심은 임금 등 경제변수들의 영향이라 할 것이다. 그 중 노동활동 참가의 주 목적이라 할 수 있는 가처분소득은 명목임금에서 소득세부담을 제외한 것으로 시장에서 결정되는 명목임금과 함께 정부가 결정하는 소득세가 개인의 경제활동 참가에 영향을 미치

는 중요한 선택변수로 작용한다. 각 국가별로 소득세의 평균적인 부담과 최고(한계)세율을 어느 정도로 설정할 것인지는 정부의 규모, 세원구성, 그리고 기타 경제사회적 특성에 따라 달라지나 동시에 경제 내의 노동공급에도 큰 영향을 미치게 된다. 평균적인 소득세 부담은 신규로 노동시장에 진입할 것인지에 대한 중요한 고려요인으로 작용할 것이며 이미 노동시장에 진입해 있는 근로자의 경우에는 한계세율이 추가적인 노동 여부 결정에 중요한 고려변수가 될 것이다.

우리나라의 경우 평균적인 소득세 부담은 기타 선진국들에 비해 낮은 것으로 나타나고 있다. 2004년 기준 우리나라의 평균유효세율은 9.3%로서 멕시코를 제외하고는 OECD 국가들 중 가장 낮은 수준을 보여주고 있다. 또한 상당수의 국가들이 20% 이상의 평균세율을 나타내고 있어 우리나라와는 상당한 격차를 보여주고 있다. 이는 각 국가 간 정부규모의 차이와 함께 조세수입구조에서 소득세의 역할 차이에 기인하는 것이다. 평균유효세율의 추세에 있어 우리나라는 2000년 이후 실질소득의 꾸준한 상승에도 불구하고 세율인하 및 각종 공제제도의 확대로 대체로 9% 내외 수준을 유지하고 있다.

중앙정부 기준 소득세 최고세율은 2005년 35% 수준으로 다른 OECD 국가들에 비해 조금 낮은 수준을 보여주고 있다. 최고세율의 최근 변화추세는 우리나라와 함께 대부분의 국가들이 낮추어 가는 추세를 보여주고 있다. 이는 1980년대 이후 높은 소득세 최고세율로 인한 노동시장 왜곡을 축소하고 경제 활성화를 유도하기 위한 정책추세의 결과이다.

<표 Ⅱ-8> OECD 국가들의 평균세율 추이

(단위 : %)

Country	2000	2001	2002	2003	2004
Australia	22.8	23.3	24.0	24.0	24.3
Austria	27.9	28.3	28.6	28.9	28.8
Belgium	41.9	41.7	41.2	40.7	40.5
Canada	27.1	25.5	24.4	24.6	24.7
Czech Republic	22.6	22.5	22.9	23.3	23.9
Denmark	44.1	43.3	42.3	42.3	41.2
Finland	33.6	32.4	31.5	31.0	30.3
France	26.8	27.0	26.8	26.8	26.7
Germany	42.0	40.7	41.0	41.8	40.5
Greece	18.1	17.7	16.3	16.0	16.6
Hungary	32.4	31.7	29.4	25.4	25.9
Iceland	23.2	23.7	25.1	25.4	25.7
Ireland	20.3	16.9	16.4	16.0	15.7
Italy	28.5	27.8	28.3	27.4	27.8
Japan	16.2	16.2	19.3	17.5	17.4
Korea	9.2	9.2	8.9	9.2	9.3
Luxembourg	26.6	24.8	22.1	22.3	22.7
Mexico	2.9	3.4	3.7	4.4	4.5
Netherlands	36.2	32.9	28.6	29.0	34.4
New Zealand	19.5	18.8	20.1	20.3	20.7
Norway	29.2	28.8	28.8	28.7	28.7
Poland	31.4	31.0	31.1	31.2	31.5
Portugal	17.7	16.4	16.5	16.6	16.6
Slovak Republic	18.8	19.6	18.7	19.1	21.3
Spain	18.5	18.9	19.3	18.6	19.0
Sweden	32.9	31.7	30.4	30.7	31.0
Switzerland	21.3	21.4	21.4	21.0	20.9
Turkey	28.7	30.9	30.1	29.8	30.4
United Kingdom	23.6	23.1	23.2	24.2	24.4
United States	25.5	24.4	24.3	24.1	24.2

주 : 평균유효세율은 All-in 'average personal income tax rates of single'임.

자료: OECD, OECD Tax DataBase 2005.

<표 II-9> OECD 국가들의 최고소득세율 추이

(단위 : %)

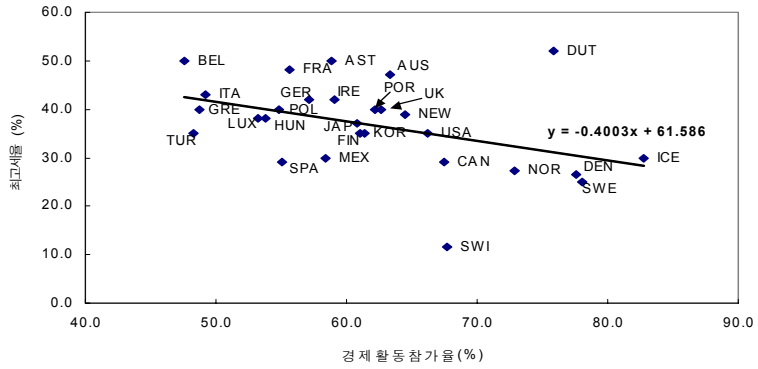
Country	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Australia	47.0	47.0	47.0	47.0	47.0	47.0
Austria	50.0	50.0	50.0	50.0	50.0	50.0
Belgium	55.0	55.0	52.0	50.0	50.0	50.0
Canada	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0
Czech Republic	32.0	32.0	32.0	32.0	32.0	32.0
Denmark	28.0	27.3	26.5	26.5	26.6	26.5
Finland	37.5	37.0	36.0	35.0	n.a.	n.a.
France	53.3	52.8	49.6	48.1	48.1	n.a.
Germany	51.0	48.5	48.5	48.5	45.0	42.0
Greece	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Hungary	40.0	40.0	40.0	40.0	38.0	38.0
Iceland	33.4	33.1	32.8	30.8	29.8	29.8
Ireland	44.0	42.0	42.0	42.0	42.0	42.0
Italy	45.0	45.0	45.0	45.0	45.0	43.0
Japan	n.a.	n.a.	37.0	n.a.	n.a.	n.a.
Korea	40.0	40.0	36.0	36.0	36.0	35.0
Luxembourg	46.0	42.0	38.0	38.0	38.0	38.0
Mexico	40.0	40.0	34.0	34.0	33.0	30.0
Netherlands	60.0	52.0	52.0	52.0	52.0	52.0
New Zealand	39.0	39.0	39.0	39.0	39.0	39.0
Norway	29.9	28.4	33.2	31.3	31.7	27.3
Poland	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Portugal	40.0	40.0	40.0	40.0	40.0	40.0
Slovak Republic	42.0	42.0	38.0	38.0	19.0	19.0
Spain	39.6	39.6	39.6	29.2	29.2	29.2
Sweden	25.0	25.0	25.0	25.0	25.0	25.0
Switzerland	11.5	11.5	11.5	11.5	11.5	11.5
Turkey	40.0	40.0	40.0	40.0	40.0	35.0
United Kingdom	40.0	40.0	40.0	40.0	40.0	40.0
United States	39.6	39.1	38.6	35.0	35.0	35.0

주 : 최고세율은 중앙정부 개인소득세율임.

자료 : OECD, OECD Tax DataBase 2005.

최고소득세율과 경제활동 참가율과의 관계를 살펴보기 위해 그림으로 표시하면 약한 음(－)의 상관관계를 발견할 수 있다. 비록 경제활동 참가율의 결정에 영향을 미치는 다양한 비경제적 요인을 통제하지 않았지만 최고소득세율이 경제활동 참가의 유인을 낮추어 줄 수도 있음을 보여주고 있다. 최고소득세율이 실질적으로 고소득층의 추가적인 근로에 대한 한계세율로 작용하고 있다는 점을 고려할 때 고소득층에의 영향이 더욱 클 수 있다.

[그림 Ⅱ-2] OECD 국가별 최고세율 및 경제활동 참가율

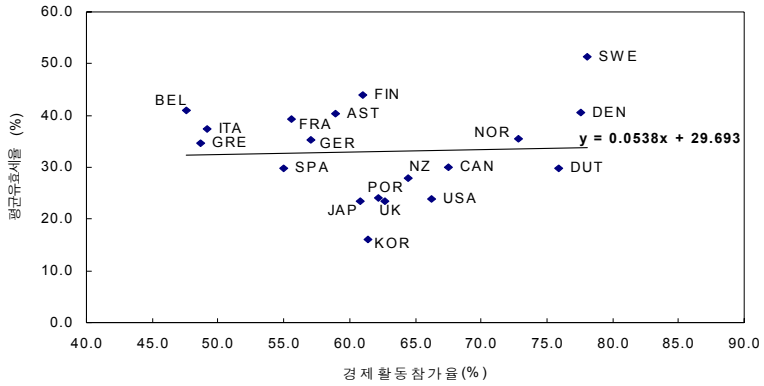


주 : 그리스, 일본, 폴란드(2002), 핀란드(2003), 프랑스(2004) 외 2005년 기준.

그러나 평균유효세율의 경우 경제활동 참가율과 뚜렷한 상관관계를 발견하기 어렵다. 국민계정상의 자료를 이용한 노동에 대한 평균유효세율 혹은 생산직 근로자 평균임금수준에서의 평균유효세율 모두 그림상에서 최고세율과 같은 상관관계를 보여주지는 못하고 있다. 평균유효세율의 경우 각 국가의 정부규모 및 서비스의 정도, 소득세의 기능 정도 등에 따라 다양하게 나타나고 있어 그 절대적 수준이 경제활동 참가율에 미치는 영향이 명확하지 않다. 즉 그 나라의 경제·사회·문화적 배경에 의존하는 평균세부담보다는 추가적인 노동 여부의 결정에 영향을 미치는 한계세율(최고세율)이 보

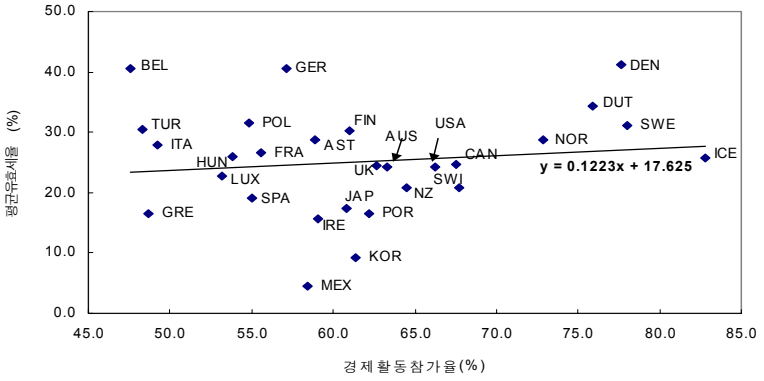
다 뚜렷한 상관관계를 보여준다. 또한 노동의 경우 국가 간 세부담 차이에도 불구하고 국가 간 이동이 자유롭지 않은 점도 한 이유로 고려될 수 있다.

[그림 II-3] 평균유효세율(국민계정 기준)과 경제활동 참가율



주 : 그리스(2002)를 제외하고 2003년 기준이며 평균유효세율은 성명재・박형수・전병목(2004)의 평균유효세율임.

[그림 II-4] 평균유효세율(평균소득자 기준)과 경제활동 참가율



주 : 그리스(2002), 아이슬란드(2002), 아일랜드(2001)를 제외하고는 2003년 기준이며 평균유효세율은 생산직 근로자 평균소득자의 개인에 대한 평균세율임.

3. 국민연금제도와 경제활동 참가결정

연금제도는 근대국가에서 사회보장체제의 중요한 축을 형성하고 있다. 평균수명의 연장으로 은퇴 후 기간이 길어짐에 따라 적절한 노후소득의 보장이 중요한 정책이슈로 부각되었다. 이에 주요 선진국들은 연금제도를 확충하여 은퇴 이후의 근로자 소득보장에 힘써 왔으나 노후소득의 보장은 다시 근로자들의 경제활동 참가유인을 낮추어주는 요인으로 작용하였다. 즉 은퇴 후의 생활에 대한 국가적 보호가 이루어짐에 따라 수명연장에 대한 위험회피적인 자본축적의 유인이 제거되어 근로유인이 감퇴하기 때문이다. 낮은 경제활동 참가율은 상대적으로 소득세원을 축소시켜 근로계층의 세부담을 증대시키는 문제점이 있어 경제성장에 부정적인 영향을 미치게 된다.

최근 고령화 등으로 인한 국가경제적 부담을 줄이기 위해 고령계층의 경제활동 참가율 제고가 중요한 과제로 대두됨에 따라 연금제도가 고령층의 경제활동 참가결정에 미치는 영향분석이 중요하게 되었다. 우리나라의 경우 역사가 비교적 오래된 직역연금(공무원연금, 사학연금, 군인연금)이 있으나 그 대상이 많지 않아 본격적인 노후소득 보장체계는 국민연금의 도입(1988년)으로 시작되었다. 짧은 도입역사로 인해 본격적인 노령연금의 수급은 이루어지고 있지 않지만 특례노령연금 등 현재 지급되고 있는 연금이 수급가능 계층의 경제활동 참가유인에 미치는 영향에 대한 분석은 향후 정책수립에 매우 중요한 의미를 지닌다.

2003년 기준 총국민연금 수급자 수는 약 118만명으로 연간평균 약 198만원을 연금으로 수령하고 있다. 그 중 본격적인 연금으로 분류될 수 있는 노령연금의 수급자 수는 82만명 수준으로 평균급여액은 연간 187만원에 불과한 실정이다. 이는 우리나라 근로자들의 평균적인 임금수준과 비교해 볼 때 매우 낮은 수준으로 짧은 도입역사로 인해 수급자들의 평균 가입기간이 짧은 결과이다.

<표 II-10> 국민연금(노령연금) 수급현황

(단위 : 명, 천원)

연도	계			노령연금		
	수급자수	총급여액	평균급여액	수급자수	총급여액	평균급여액
1988	3,136	300,579	95.8	-	-	-
1989	59,438	6,034,473	101.5	-	-	-
1990	257,318	42,301,047	164.4	-	-	-
1991	383,251	110,881,939	289.3	-	-	-
1992	493,217	216,540,564	439.0	-	-	-
1993	584,206	333,130,850	570.2	10,971	6,446,594	587.6
1994	847,199	519,074,469	612.7	22,530	18,524,183	822.2
1995	878,102	755,460,397	860.3	38,162	32,517,401	852.1
1996	945,848	1,117,644,734	1,181.6	5,809	67,615,839	11,639.8
1997	987,888	1,485,529,758	1,503.7	83,222	109,721,553	1,318.4
1998	1,268,984	2,439,728,567	1,922.6	112,946	171,424,527	1,517.8
1999	1,254,621	3,871,969,097	3,086.2	175,572	299,592,241	1,706.4
2000	933,720	1,607,034,932	1,721.1	482,042	651,367,677	1,351.3
2001	955,803	1,569,256,860	1,641.8	602,197	973,629,644	1,616.8
2002	1,095,365	1,915,254,978	1,748.5	717,488	1,254,729,855	1,748.8
2003	1,177,378	2,328,449,084	1,977.7	819,800	1,533,339,190	1,870.4

자료 : 국민연금관리공단, 『국민연금통계연보』, 각 연도.

가. 특례노령연금과 은퇴결정

특례노령연금은 국민연금제도 도입당시 혹은 농촌지역 및 도시지역 확대 적용시 이미 50세를 초과하여 노령연금 수급의 최소조건인 가입기간 10년을 만족시킬 수 없는 고령가입자를 위해서 과도기적으로 도입된 제도이다. 동 연금의 수급자격은 가입종류에 관계없이 가입기간이 5년 이상으로 60세에 도달하여 가입자격을 상실한 가입

이력자가 된다. 따라서 특례노령연금의 신규수급자는 도시지역 확대 시점인 1999년 당시 50세 이상이었던 자가 연금수급자가 될 수 있는 2009년까지 지속적으로 발생하게 되며 그 이후에는 발생하지 않는다.

특례노령연금 지급현황을 살펴보면 1988년 제도도입에 따라 5년이 지난 1993년 최초 수급자가 발생하기 시작하였으며 본격적인 수급자 증가는 가입자 규모를 크게 증가시킨 1995년 농어촌지역으로의 제도확대 영향으로 2000년 큰 폭으로 증가하였다. 그러나 수급자당 연간 평균지급액은 상대적으로 저소득층인 지역가입자의 대거 유입으로 1999년의 연간 170만원에서 2000년에는 연간 124만원 수준으로 크게 하락하였다.

한편 우리나라 국민연금제도는 법정가입연령을 넘어 60세 이후에도 경제활동에 종사하는 사람에게는 연령에 따라 일정감액률을 적용한 재직자노령연금을 지급하고 있다. 재직자 노령연금은 60~64세까지 기본연금의 50~90%를 각 연령에 따라 지급하고 65세 이후부터는 기본연금액의 100%를 지급하여 노후소득보장이라는 본래의 목적달성을 꾀하고 있다. 즉 노동소득이 존재하는 경우 일정부분 연금을 감액하여 사회보험의 원래 취지인 노후소득보장을 달성하기 위한 것이다. 따라서 특례노령연금 및 재직자노령연금의 지급은 근로자들의 60세 이후 경제활동 참가결정에 상당한 영향을 미칠 것이다.

연금지급 시점을 전후한 경제활동 참가율의 변화를 살펴보면 재직자 노령연금이 지급되는 60~64세 구간의 경우 연금수급자가 대폭 늘어난 1992년과 1999년 이후 경제활동 참가율이 낮아졌음을 확인할 수 있다([그림 Ⅱ-5], [그림 Ⅱ-6] 참조). 그러나 그 이전과 이후의 경제활동 참가율 변화추이를 살펴보면 동 효과가 모두 연금지급에서 기인하는 것으로 판단하기에는 무리가 있다. 또한 연금지급 시점 이후의 점차적인 경제활동 참가율 상승은 낮은 급여수준으

로 인한 실제적 인센티브 미약과 소규모 가입자 수 등에 기인할 수 있다. 한편 경제활동 참가율 변화패턴을 남성 혹은 여성으로 한정할 경우에도 경제활동 참가율 변화패턴은 전체 60~64세 구간과 유사한 추세를 보여주고 있다([그림 Ⅱ-7], [그림 Ⅱ-8] 참조).

따라서 동 연령구간대 사람들의 경제활동 참가율의 결정요인을 보다 심도 있게 분석하는 것이 필요하며 이를 통해 국민연금제도가 허용하는 재직자노령연금이 야기하는 기대연금자산의 변화가 개인의 노동시장 참가결정에 어떤 영향을 미치는 것을 살펴볼 수 있을 것이다.

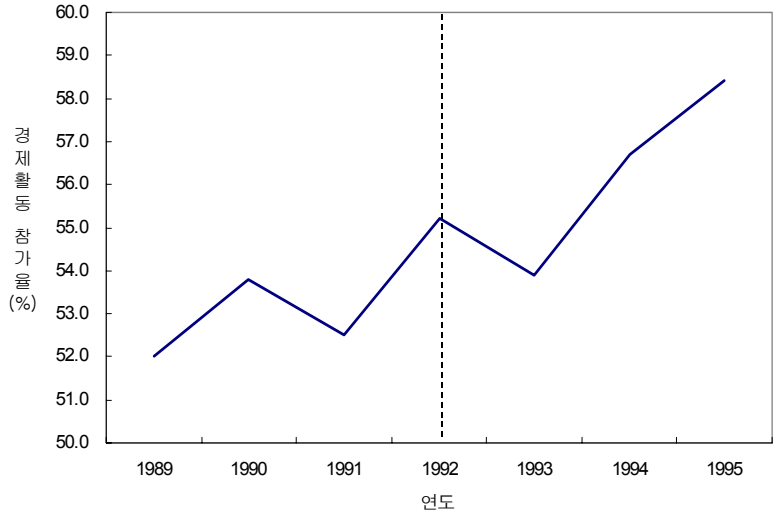
<표 II-11> 특례노령연금 수급현황

(단위 : 명, 천원)

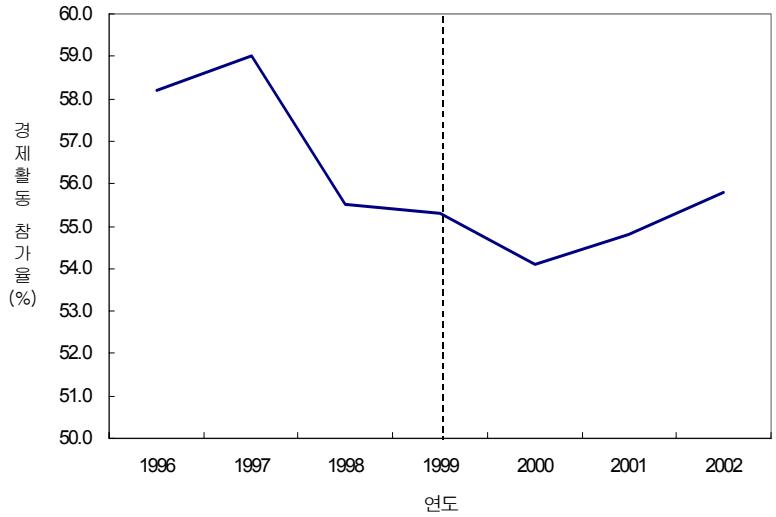
연도	전 체			남			여		
	수급자	급여액	평균 급여액	수급자	급여액	평균 급여액	수급자	급여액	평균 급여액
1993	10,681	6,265,829	587	9,181	5,680,845	619	1,500	584,984	390
1994	21,327	17,489,203	820	17,842	15,469,424	867	3,485	2,019,779	580
1995	35,202	34,576,726	982	29,011	30,209,301	1,041	6,191	4,367,425	705
1996	26,578	38,425,786	1,446	21,080	33,779,032	1,602	5,498	4,646,754	845
1997	72,657	97,387,048	1,340	58,505	83,920,182	1,434	14,152	13,466,866	952
1998	91,850	145,435,174	1,583	73,560	124,989,070	1,699	18,290	20,446,104	1,118
1999	149,430	254,532,913	1,703	120,804	219,923,729	1,821	28,626	34,609,184	1,209
2000	444,368	550,840,214	1,240	317,430	453,356,392	1,428	126,938	97,483,822	768
2001	557,952	857,407,109	1,537	398,518	678,290,968	1,702	159,434	179,116,141	1,123
2002	665,780	1,111,807,249	1,670	479,099	885,853,704	1,849	186,681	225,953,545	1,210
2003	734,009	1,328,949,890	1,811	527,763	1,060,606,566	2,010	206,246	268,343,324	1,301

자료 : 국민연금관리공단, 『국민연금통계연보』, 각 연도.

[그림 Ⅱ-5] 60~64세 인구(전체) 경제활동 참가율(1989~1995년)



[그림 Ⅱ-6] 60~64세 인구(전체) 경제활동 참가율(1996~2002년)



[그림 II-7] 60세 이상(남자) 경제활동 참가율(1989～1995년)

[그림 II-8] 60세 이상(남자) 경제활동 참가율(1996～2002년)

나. 조기노령연금과 은퇴결정

조기노령연금의 수급조건은 가입기간이 10년 이상인 가입자 또는 가입자였던 자로서 55세 이상인 자가 소득이 있는 업무에 종사하지 않을 경우이다. 이는 건강 등 개인적인 상황으로 조기은퇴가 필요한 가입자를 위한 것이므로 수급기간에 소득활동에 종사하게 되면 연금지급이 정지되는 특성이 있다. 조기노령연금을 허용한 선진국의 경험을 살펴보면 노후소득보장수준을 높게 설정하게 되면 동 제도가 정상적인 근로자들의 조기은퇴 통로로 이용되는 부작용이 있었다. 우리나라의 경우 조기노령연금은 국민연금제도 도입 10년차인 1999년부터 신규수급자가 발생하기 시작하였으며 2003년 현재 약 6만명의 수급자가 연간 평균 284만원의 연금을 수급하고 있다.

<표 II-12> 조기노령연금 수급현황

(단위 : 명, 천원)

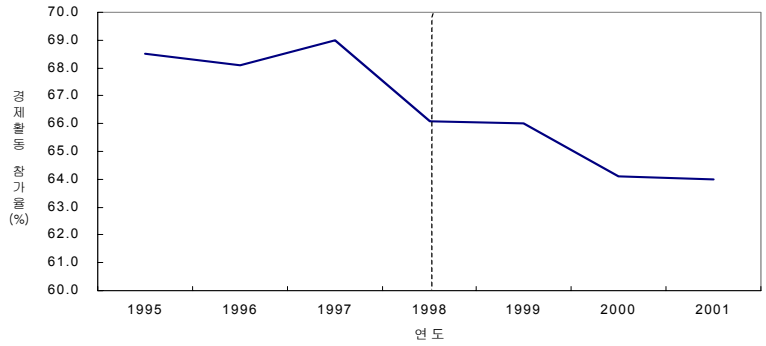
연도	전체			남			여		
	수급자	급여액	평균 급여액	수급자	급여액	평균 급여액	수급자	급여액	평균 급여액
1999	26,142	45,059,327	1,724	20,945	38,717,953	1,849	5,197	6,341,374	1,220
2000	37,674	100,527,463	2,668	29,241	84,464,618	2,889	8,433	16,062,845	1,905
2001	44,245	116,222,535	2,627	33,593	96,256,107	2,865	10,652	19,966,428	1,874
2002	51,708	142,922,605	2,764	38,345	116,874,961	3,048	13,363	26,047,644	1,949
2003	59,907	170,086,435	2,839	43,511	136,874,033	3,146	16,396	33,212,402	2,026

자료 : 국민연금관리공단, 『국민연금통계연보』, 각 연도.

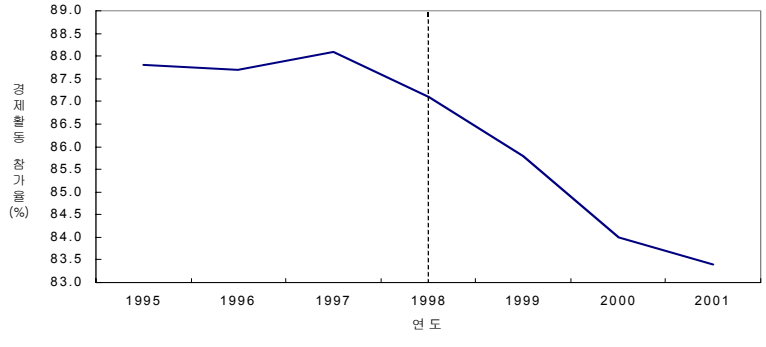
조기노령연금의 수급허용은 55~59세 구간의 가입자 행태에 큰 영향을 미치는데 수급이 발생하기 전인 1998년 이전과 그 이후의 경제활동 참가율 변화를 살펴보면 연금지급시점 이후 그 수준이 하락하고 있음을 알 수 있다. 그러나 그 이전과 비교해 볼 때 동 연

령대의 경제활동 참가율이 이미 하락추세에 있었다는 점을 고려할 때 한계적으로 어느 정도 영향을 미쳤는지는 구분할 수 없다. 남성만 분리해 볼 경우 자료의 한계로 50~59세 구간을 살펴볼 수밖에 없는데 이때에도 기준연도 이후 경제활동 참가율의 하락을 발견할 수 있으나 이미 전체적으로 하락추세에 있어 연금제도의 독자적인 영향의 크기는 구분하기 어렵다. 따라서 조기노령연금이 야기하는 개인의 기대연금 변화가 경제활동 참가결정에 미치는 심층적이고 논리적인 영향분석이 요구된다.

[그림 II-9] 55~59세(전체) 경제활동 참가율



[그림 II-10] 50~59세(남자) 경제활동 참가율



Ⅲ. 소득세 및 공적연금제도가 노동시장 참가율에 미치는 영향(부분균형분석)

1. 배경 및 선행연구

개인의 노동시장 참가유인에 대한 분석은 다양한 정부정책의 영향을 살펴보기 위하여 오래 전부터 꾸준히 이루어져 왔다. 외국의 경우 금전적 보상과 근로노력(Work effort)과의 관계에 대한 추측은 1800년대 후반부터 이루어져 왔다(Pencavel, 1986). 특히 Paul Douglas(1934) 이후에는 보다 자료에 근거한 연구가 수행되어 왔으며 노동시장 참여유인에 대한 연구에 중요한 진전이 있었다. 연구방법은 크게 개인의 근로시간 변경을 분석하는(intensive margin) 방법과 경제활동 참가를 분석하는(extensive margin) 방법으로 나뉠 수 있다.

intensive margin을 분석하는 방법론으로 1980년대 이전에는 누진소득세제도로 인한 비선형적 예산제약식을 실제 관측되는 개인의 노동공급량 근처에서 선형제약식으로 변환하는 방법(local linearization)을 이용하였다. 또한 노동공급량과 임금소득, 비임금소득 사이에 존재하는 내생성(Endogeneity) 문제를 해결하기 위해 대리변수(Instrumental variables)를 이용하기도 하였다.

Burtless and Hausman(1978)의 연구와 Hausman(1981, 1985)의 연구를 시작으로 비선형적인 소득세제로 야기되는 개인의 전체 예산제약식을 명시적으로 고려하는 방법이 제안되었다. 주로 최우추정법(Maximum Likelihood Techniques)을 이용하는 방안으로 많

은 후속연구가 뒤따랐다.

그러나 1990년대에 들어서서는 Hausman방법의 유용성을 비판하는 논문이 Pencavel(1986), MaCurdy et al(1990), MaCurdy(1992)를 중심으로 제시되었다. 즉 Hausman의 방법론에서 이용하는 우도함수(Likelihood function)가 암묵적으로 예산제약식의 모든 굴절지점(Kink points)에서 비음수의 Slutsky term, 즉 비음수(non negative)의 보상임금탄력성을 가정한다. 이러한 제약은 필연적으로 소득효과의 과소추정 혹은 비보상임금탄력성의 과대추정 혹은 두 가지 모두의 편의를 야기한다(MaCurdy; 1992). 문제는 이러한 제약이 경제적 이론으로부터 도출된 것이 아니라 적절한 모형구성을 위한 것이라는 점이다.

따라서 MaCurdy et al(1990), MaCurdy(1992)는 조세 등으로 야기되는 예산제약식을 포함하기 위해 복잡한 방법론 대신 보다 단순한 방법론을 취하였으나 이러한 방법론은 보다 구체적인 소득, 대체효과의 분석에 한계가 있어 실효성 있는 정책시뮬레이션이 불가능한 단점도 있다.

우리나라의 경우 임금변화에 따른 개인 노동시간의 변화를 살펴본 연구는 나성린・남재량・문춘걸(2002), Lee(2004)의 연구를 대표적으로 들 수 있다. 근로시간에 대한 자료와 연계된 분석자료가 없는 한계를 극복하기 위하여 나성린・남재량・문춘걸(2002)은 통계청의 다양한 자료들을 이용해 근로시간을 추정한 남재량・류근관(2000)의 패널자료를 이용하였다. 근로자가구의 남성 가구주들을 대상으로 하여 추정한 결과에 따르면 주요 외국들과 마찬가지로 임금탄력성이 음(－)의 값을 가져 노동공급곡선이 후방굴절됨을 보여주었다. 이는 근로소득세 한계세율의 인하가 오히려 노동공급을 감소시킴을 보여주는 것이다. 그러나 주당 근로시간 자료를 이용해 월간 근로시간으로 환산하는 과정에서 다른 형태의 자료인 매월노동통계조사의 월평균 근로일수를 이용함으로써 추정의 신뢰성에 한계

가 있다.

Lee(2004)는 대우패널자료를 이용하여 개인소득세가 개인의 근로시간에 미치는 영향을 추정하면서 기존의 Slutsky 제약의 부과가 갖는 추정의 문제점을 고려하여 효용함수를 동 제약을 부과한 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어 결과의 신뢰성을 보완하고자 한 의의가 있다. 그러나 주당 근로시간 자료에 존재하는 측정오차 등 신뢰성 있는 추정치를 제공하는 데 한계가 있다.

근로시간과 임금 등을 포괄하는 미시자료가 크게 부족한 우리나라 현실로 인하여 상대적으로 많은 연구들은 노동시간(intensive margin)이 아닌 경제활동 참가율(extensive margin)의 변화 요인 분석에 집중되어 왔다. 또한 고령화 등의 영향으로 노령계층의 은퇴유인 혹은 경제활동 참가를 결정하는 요인분석의 경우 노동시간의 변화보다 경제활동 참가율 자체의 변화가 관심 대상이기 때문이기도 하다(Gruber and Wise; 1997, 1999). 이러한 연구의 경우 고령층의 은퇴결정에 영향을 주는 연금 등 사회보장제도가 크게 작용하므로 고령계층의 경제활동 참가유인을 높이기 위한 정부정책수립에 유용한 시사점을 제공할 수 있다. 그러나 동 분석방법은 개인의 경제활동 참가율(혹은 은퇴 여부)을 결정하는 다양한 요인에 대한 분석이 가능하나 경제학에서 중요하게 생각하는 소득변화에 대한 영향분석이 어려운 문제가 있다.

즉 소득자료는 경제활동 참가를 전제로 존재하므로 비경제활동 참가자 혹은 실업자들의 기대소득에 대한 자료가 없을 경우 경제활동 참가여부가 소득 여부(혹은 소득수준)로 대부분 구분될 수 있기 때문이다. 이러한 quasi-complete binary data문제[2]로 인하여 대

2) Quasi-complete binary data문제는 경제활동 참가율에 대한 소득 등 경제사회변수의 영향을 분석할 때 소득의 유무가 경제활동 참가 여부를 결정하게 되어 정상적인 분석이 불가능한 현상으로, 자세한 논의는 Webb et al(2004) 참조.

부분의 기존 연구에는 소득수준의 영향을 살펴보지 못하고 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 교육수준을 임금에 대한 대리변수로 이용하여 소득의 영향을 분석하고 있으나 임금수준에 따른 영향 등 경제적 시사점을 제공하는 데는 한계가 있다. 또한 소득효과의 분석에 필요한 비임금 소득자료의 한계로 주택소유 여부 등의 대리변수를 이용하고 있으나 경제활동 참가 여부가 주택소유에 영향을 미칠 수 있어 내생성의 문제가 존재하여 추정치의 신뢰성 재검토가 요구된다.

구체적으로 김종면・이철희・전영준(2003)은 인구주택센서스 1% 마이크로 표본자료를 이용하여 우리나라 고령남성 경제활동 참가율의 변화를 분석하였으나 조세・재정과 관련된 변수를 포함하지는 않았다. 도시 및 농촌의 구분, 행정구역별 분석을 수행하였으나 주요 설명변수로 각종 인구사회학적 변수들(연령, 가족 수, 지역특성 등)이 중심을 이루고 있으며 경제적 변수로는 교육수준과 주택소유 여부만 고려하였다. 분석결과에 따르면 거주지역의 고령인구비중이 고령남성의 경제활동 참가율 증가의 가장 중요한 요인으로 나타났다. 회귀분석 결과와 향후 예상되는 평균적인 교육수준, 도시거주인구비중, 비농업인구비율 등의 변화를 고려할 때 2000~2013년 기간 동안 60~74세 남성의 경제활동 참가율이 20% 가량 낮아질 것으로 예측하였다.

장지연(2002)은 한국노동패널 4차연도(2001) 자료를 이용하여 45세 이상 남성 근로자의 전일제 근로에서 탈퇴하는 결정요인을 분석하였다. 주된 요인으로는 인구사회학적 변수와 함께 근로자 종사상 지위, 직업, 그리고 정성적인 재산상태(금융자산 유무, 부동산 유무)만 고려되었다. 외국의 경우에도 Gruber and Wise(1999, 2002), Costa(1998) 등이 주요 선진국에서 노년남성 경제활동 참가율 저하를 확인하고 그 원인을 분석하였다. Gruber and Wise(2002)는 12개 선진국에 대해 사회보장제도와 퇴직유인 간의 상관관계를 분석

하였다. 추가적인 노동시장 참여로 인한 단년도 연금자산의 변화, 퇴직시점의 조정에 따른 연금자산의 변화(Peak value), 추가노동에 따른 임금수입과 퇴직시점 조정의 연금자산 변화의 합(Option value) 등 다양한 지표를 이용하여 사회보장제도가 고령층의 퇴직에 유의미한 영향을 미쳤음을 보였다.

Duval(2004)은 OECD 국가들에 대해 공적연금의 순현가 변화를 이용하여 계속근로에 대한 암묵적 세율을 계산하고 이것이 경제활동 참가율 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과에 따르면 공적연금제도 자체보다는 조기퇴직제도가 고령층의 은퇴에 큰 영향을 미치며 암묵적 세율의 영향은 미시자료를 이용한 분석보다 작게 나타났다. 그러나 이러한 암묵적 세율과 은퇴연령의 효과는 과거 30여년간 나타난 경제활동 참가율 하락 중 약 1/3만 설명하고 있어 개인의 노동-은퇴결정의 다른 요인들에 대한 분석이 필요한 것으로 나타났다.

고용효과를 중심으로 한 노동시장의 효율화에 관한 기존 연구도 다수 발견할 수 있다. 이철인(고용효율성 제고를 위한 조세재정정책 개선방안, 2001), 이철인・전영준(고용관련 조세재정정책 개선방안, 2000), Lee(1998) 등은 이론적인 접근과 함께 실증분석을 통해 사회보장제도의 고용효과에 대한 다세대중첩모형을 이용한 시뮬레이션을 실시하였다.

본장에서는 우리나라의 자료현실을 고려하여 extensive margin을 중심으로 소득세 등 조세부담이 경제활동 참가율에 미치는 영향을 소득의 변화를 통해 분석하고자 한다. quasi-complete binary data 문제를 회피하기 위하여 기대소득을 추정하고 이를 이용하여 노동소득과 비노동소득이 경제활동 참가율에 미치는 영향을 분석한다. 또한 국민연금제도가 노년계층의 경제활동 참가율에 미치는 영향을 분석하기 위하여 추가노동에 따른 연금자산의 변화 혹은 임금수입과 연금자산의 변화를 이용하여 그 영향을 분석하고자 한다.

2. 이론모형

근로공급의 결정요인에 대한 분석은 Hicks(1946)에서 직접적으로 도출될 수 있다. 즉 노동공급함수는 일반적인 소비자 수요함수에서 유도될 수 있다. 소비자 수요함수는 개인에게 주어진 상품(여기서는 시간, T)을 시장거래를 통해 다른 상품소비를 위한 소득획득으로 이용하거나 자가소비를 위한 부분으로 나누어 준다. 즉 개인의 시간은 레저(l)와 시장에의 거래를 위한 공급(h)분으로 나뉘게 된다. 상품(x)의 소비와 노동시간(h)과 연관하여 적절한 요구조건(연속성, quasi-concavity 등)을 만족하는 개인의 효용함수를 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$U = U(x, h; A, \epsilon)$$
$$where\ \frac{\partial U}{\partial x} > 0,\ \frac{\partial U}{\partial h} < 0$$

여기서 A는 성, 연령 등 관측가능한 개인의 특성변수이며 ε은 관측이 불가능한 개인의 선호 등을 나타내는 변수이다. 또한 효용은 상품(x)소비에 따라 증가하고 노동시간(h)의 증가에 따라 감소할 것이라 가정한다.

만약 개인의 노동에 대한 평균 한계수입이 w로 고정되어 있고 다른 상품묶음의 가격이 p, 비임금소득이 y로 정해져 있다면 개인의 예산제약식은 선형일 것이며 p, w, y에 대해 일차동차이다.

$$px = wh + y$$

따라서 개인은 위에서 제시된 효용함수를 주어진 예산제약식하에서 최대화하는 x>0, h≥0를 선택하게 된다. 개인의 효용극대화 문

제가 내부해를 가지려면 실질임금은 상품에 대한 근로의 한계대체율(m)의 음수와 일치하여야 한다.

$$\frac{w}{p} = -m(x,h;A,\epsilon) = -\frac{\partial U/\partial h}{\partial U/\partial x}$$

위 식을 예산제약식과 함께 풀면 노동공급과 상품 수요함수를 도출할 수 있다.

$$x = x(p,w,y;A,\epsilon)$$
$$h = h(p,w,y;A,\epsilon) \text{ if } h > 0$$

이때 노동공급함수는 개인의 유보임금(Reservation wage)을 통해 다시 설명될 수 있다. 실질유보임금(w*/p)은 개인의 노동시장 참여를 위한 최소임금수준이므로 노동시간 0에서 평가된 상품소비와 근로시간과의 무차별곡선의 기울기와 같게 된다. 또한 실질유보임금은 위에서 도출한 바와 같이 노동시간 0에서 평가된 상품에 대한 근로시간의 한계대체율과 일치하게 되어 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\frac{w^*}{p} = -m(x,0;A,\epsilon)$$

따라서 개인의 유보임금보다 시장임금이 낮다면 개인의 노동공급은 0이 될 것이며 시장임금이 이보다 높다면 노동공급은 위에서 제시된 함수의 형태로 나타나게 될 것이다.

$$h = h(p,w,y;A,\epsilon) \text{ if } w > w^*$$
$$h = 0 \qquad\qquad \text{if } w \le w^*$$

주어진 노동공급함수의 임금에 대한 변화효과를 살펴보면 Slutsky 방정식에서 보듯이 대체효과와 소득효과로 나뉠 수 있다.

$$\frac{\partial h}{\partial w} = s + h\frac{\partial h}{\partial y} \; where \;\; s = \frac{\partial h}{\partial w}\Big|_{U=\overline{U}}$$

여기서 대체효과(s)는 효용이 일정하게 유지되는 상황에서(즉 소득이 보전됨) 임금변화에 대한 노동공급의 변화율을 나타낸다. 따라서 대체효과는 양(+)의 값을 가지게 된다. 즉 일정수준의 효용하에서 임금의 상승은 레저에 이용되는 시간의 가격을 상승시키게 되고, 이것은 다시 레저의 소비를 줄이게 하는 한편 시장으로의 노동공급을 늘리게 된다. 동시에 임금상승은 개인에게 귀속되는 자산의 양을 늘리게 되어 개인의 효용을 높이는 레저를 더 소비하게 되고 개인의 효용을 감소시키는 노동의 소비를 줄이게 된다. 이러한 영향을 소득효과라 하며 레저가 정상재라면 소득효과는 양의 값을 가지게 된다. 따라서 임금상승에 따른 노동공급의 변화는 그 변화방향을 선험적으로 알 수 없다. 대체효과에 따르면 임금상승은 노동공급을 늘리게 되고 반대로 소득효과에 따르면 노동공급을 줄이는 유인을 갖게 되어 총효과는 두 요인의 상대적 크기에 따라 결정될 것이다. 이는 실증적으로 검증될 수 있는 문제이다.

그러나 이러한 노동공급함수의 추정은 개인의 노동시간 및 시간당 임금에 대한 자료가 있을 때 가능하다. 만약 개인의 노동시장 참여여부만 알 수 있을 때는 다른 방법을 이용하여야 한다. 앞서 도출한 바와 같이 개인의 노동시장 참여 여부는 개인별 유보소득(Individual's reservation wage)과 시장에서 평가된 개인의 임금수준과의 상대적 크기에 의해 결정된다. 또한 개인별 유보소득(w*/p)은 상품소비와 근로시간 0에서 평가된 근로시간 사이에 존재하는 무차별곡선의 기울기와 같고 이러한 무차별곡선은 상품소비량

(x)에 따라 결정된다. 보다 간접적으로는 개인의 상품소비량을 결정하는 비근로소득(y), 관측가능한 특성변수(A), 그리고 관측되지 않는 특성변수(ε)의 함수로 나타낼 수 있다.

$$w^* = w^*(y, A, \epsilon)$$

개인의 노동시장 참여 여부만 알 수 있을 경우 우리가 관측하는 변수는 (w - w*) = f(w, y, A, ε) 로 양수의 경우에는 1, 음수의 경우에는 0이 된다.

$$f(w, y, A, \epsilon) = 1 \quad \text{if } w > w^*$$
$$f(w, y, A, \epsilon) = 0 \quad \text{if } w \leq w^*$$

즉 개인의 경제활동 참여 여부를 임금, 비근로소득, 그리고 개인별 특성의 함수로 표현할 수 있다.

우리나라의 경우 노동시장이 시간당 임금과 그에 따른 계약 근로시간을 준수하는 유연한 형태라기보다 노동시장 진입과 함께 월정급여와 같은 고정급여하에서 근로시간의 변화를 여유 있게 허용하는 체제를 취하고 있어 개인의 노동시장 참여결정이 시간당 임금보다는 월급여(혹은 연봉) 등 고정급여에 의존할 수 있다. 이때 근로자의 유보소득(I*)은 일정기간의 소득이 되며 이는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$I^* = I^*(y, A, \epsilon)$$

개인의 노동시장 참여 여부만 알 수 있을 경우 우리가 관측하는 변수는 (I - I*) = g(w, y, A, ε) 로 양수의 경우에는 1, 음수의

경우에는 0이 된다.

$$g(I, y, A, \epsilon) = 1 \quad \text{if } I > I^*$$
$$g(I, y, A, \epsilon) = 0 \quad \text{if } I \leq I^*$$

한편 소득세의 영향은 개인소득변화에 따른 영향과 동일하게 해석할 수 있다. 즉 경제활동 참가확률이 노동소득의 함수이므로 소득세의 부과로 인한 가처분 노동소득의 변화효과는 결국 소득변화효과와 동일하게 이해할 수 있다.

3. 자 료

분석에 이용될 자료는 한국노동패널(KLIPS) 4차(2001), 5차(2002년)연도 자료로 개인의 노동시장 참여 여부에 이와 관련된 다양한 변수들을 포함하고 있다. 우선 기대노동소득(ay)은 노동소득이 있는 경우에는 그 노동소득을, 실업자, 비경제활동인구와 같이 자료가 없는 경우에는 전년도 조사자료를 기대노동소득으로 이용하였다. 또한 두 가지 자료 모두가 없는 경우에는 기대노동소득과 경제사회변수의 상관관계를 이용하여 기대노동소득을 추정하였다. 이때 이용된 추정식은 아래와 같다(<표 Ⅲ-1>). 추정결과 개인의 평생소득패턴을 반영하기 위해 이용된 연령의 제곱변수(Age2)는 기대노동소득과 유의미한 음(－)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타나 기대노동소득 증가율이 체감하는 것을 알 수 있다.

기대노동소득을 이용하는 방식은 개인이 갖는 관측되지 않는 차별성(unobserved heterogeneity)의 이유 때문에 개인노동시간 결정(intensive margin)에 대한 연구에서는 이용되지 않는다. 즉 개인의 노동시간 방정식 추정에서는 관측되지 않는 개인의 차별화된 능력으로 인해 근로시간의 선택이 매우 복잡하게 결정되기 때문이다.

그러나 노동시장 참여결정(extensive margin)에서는 이러한 문제가 노동시간 방정식에서보다는 약할 것이다. 즉 기대노동소득 추정의 어려움은 동일할지라도 추정오차의 영향이 불연속적인 결정인 노동시장 참가여부 결정보다 연속적인 노동시간 자체가 중요한 의미를 지니는 노동시간 결정에 덜 민감하게 작용할 것이다.[3)]

<표 Ⅲ-1> 기대노동소득의 추정(2002년 기준)

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	t-statistics	Pr > |t|
Intercept	1	-185.9	18.709	-9.94	<.0001
rsex	1	52.3	3.908	13.37	<.0001
age	1	15.8093	0.898	17.60	<.0001
age2	1	-0.164	0.010	-16.19	<.0001
edul	1	-104.983	5.936	-17.68	<.0001
edum	1	-57.1707	4.940	-11.57	<.0001
edush	1	-25.1824	7.150	-3.52	0.0004
region	1	10.8078	4.266	2.53	0.0113

Adjusted R-square: 0.1363
D.W = 1.8525

가구주 노동소득(fi_y)의 경우 비가구주 개인의 경제활동 참가유인에 가구생계의 상당부분을 차지하는 가구주의 노동소득 영향을 고려하기 위한 것으로 비가구주의 경우에만 제공된다. 비노동소득(oy)의 경우 가구단위의 금융소득, 부동산소득, 이전소득의 합으로 구성되었으며 가구단위 소득을 이용하였다. 자녀 수(chil_no) 변수는 성인의 경제활동에 영향을 미치는 고교생 이하의 미성년 자녀

3) 이러한 논의는 상대적인 것으로 향후 추가적인 연구가 필요할 것이다.

수를 반영하기 위한 것이다. 우리나라 보육 및 교육환경상 미성년 자녀 수의 증가는 개인의 경제활동 참가에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상된다. 배우자 유무(ms)변수는 배우자의 존재 유무가 미치는 영향을 반영하기 위한 것이다. 따라서 혼인 후 사별 여부에 관계없이 배우자가 존재하는 경우와 존재하지 않는 경우로 나누는 더미변수이다. 거주지역(region)변수는 지역적 경제사회적 상황의 차이가 경제활동 참가율에 미치는 영향을 살펴보기 위한 것이나, 우리나라의 면적, 노동시장의 지역적 분리도 등을 감안하여 도시지역과 비도시지역의 구분변수로 이용하려고 하였다. 특별시, 광역시, 도시화율이 높은 경기도를 도시지역으로, 다른 지역은 비도시지역으로 구분하였다.

연금수급(p_take)변수는 고령층으로 갈수록 연금의 수급 여부가 노동시장 참여를 결정하는 중요한 요소로 작용한다는 점을 고려하여 대표적인 노후소득 보장장치인 노령연금, 사학연금, 공무원연금의 수급 여부를 반영하였다.

한편 국민연금 자산의 변화를 초래하는 재직자노령연금과 조기노령연금의 효과를 추정하기 위해 분석대상을 국민연금 가입자로 한정하였다. 즉 국민연금의 짧은 시행기간으로 인해 재직자노령연금 및 조기노령연금의 수급대상자가 상대적으로 적어 전체 샘플을 대상으로 한 분석의 의미는 상대적으로 낮기 때문이다. 향후 강제제도인 국민연금제도가 성숙해감에 따라 각 연금들의 수급대상자가 크게 늘어날 것이라는 점을 고려할 때, 국민연금 가입자만의 분석 또한 유용한 정책시사점을 제공할 수 있다.

국민연금 자산의 변화가 미치는 영향을 분석하기 위해 연금자산 등에 대한 추가적인 자료가 요구되므로 이는 다음과 같이 추정되었다. 일반적으로 국민연금의 효과를 측정하는 방법은 여러 가지가 있다. 국가 간 비교에 있어서는 비교적 간단한 소득대체율, 연금수급연령, 연금수급 가능연령 이후까지 근로시 감액되는 연금에 적용

되는 암묵적 조세수준 등이 이용된다. 개인수준의 자료를 이용할 경우에는 보다 구체적인 추가적인 노동에 따른 개인별 기대연금자산 수준의 변화, 기대연금수준이 최대화되는 은퇴시기와 실제 은퇴시기의 차이로 인해 발생하는 기대연금수준의 차액(Peak Value), 그리고 추가노동에 따른 임금과 기대연금수준의 차액(Peak Value)을 합한 Option value 등이 이용되며 이들은 다음과 같은 수식[4]으로 보일 수 있다.

<표 Ⅲ-2> 노동패널자료의 기초통계량(2001년 기준)

변 수	N	평균값	표준편차	최소값	최대값
기대노동소득(ay)	11,051	109.95	125.59	0.00	7,000.00
가구주 노동소득(fi_y)	11,051	39.15	125.69	0.00	7,000.00
비노동소득(oy)	11,051	10.43	69.29	0.00	2,515.00
연령(age)	11,051	40.95	16.79	14.00	97.00
자녀수(chil_no)	11,051	0.51	0.84	0.00	5.00
배우자유무(ms)	11,051	0.63	0.48	0.00	1.00
거주지역(region)	11,051	0.73	0.44	0.00	1.00
성(rsex)	11,051	0.48	0.50	0.00	1.00
학력 초등(edul)	11,051	0.40	0.49	0.00	1.00
학력 중등(edum)	11,051	0.32	0.46	0.00	1.00
학력 전문대(edush)	11,051	0.06	0.25	0.00	1.00
학력 대졸 이상(eduh)	11,051	0.13	0.33	0.00	1.00
학력 학생(stu)	11,051	0.09	0.28	0.00	1.00
연금수급(p_take)	11,051	0.01	0.11	0.00	1.00
경제활동참가(eac)	11,051	0.55	0.50	0.00	1.00

주 1: 가구주 노동소득(fi)은 비가구주의 경우 가구주의 노동소득임.
2: 거주지역(region)의 경우 더미변수로 특별시, 광역시와 경기도는 1, 기타지역은 0임.
3: 연금수급(p_take)은 노령연금, 사학연금, 공무원연금, 특례노령연금 수급 여부임.

4) Gruber, Jonathan and David Wise(2002)

<표 III-3> 노동패널자료의 기초통계량(2002년 기준)

변 수	N	평균값	표준편차	최소값	최대값
노동소득(ay)	10,966	117.43	124.03	0.00	4,000.00
가구주 노동소득(fi_y)	10,966	43.93	116.95	0.00	4,000.33
비노동소득(oy)	10,966	18.57	157.72	0.00	6,001.17
연령(age)	10,966	41.58	16.93	14.00	96.00
자녀수(chil_no)	10,966	0.49	0.83	0.00	5.00
배우자유무(ms)	10,966	0.63	0.48	0.00	1.00
거주지역(region)	10,966	0.73	0.44	0.00	1.00
성(rsex)	10,966	0.48	0.50	0.00	1.00
학력 초등(edul)	10,966	0.39	0.49	0.00	1.00
학력 중등(edum)	10,966	0.32	0.47	0.00	1.00
학력 전문대(edush)	10,966	0.07	0.25	0.00	1.00
학력 대졸 이상(eduh)	10,966	0.14	0.34	0.00	1.00
학력 학생(stu)	10,966	0.08	0.28	0.00	1.00
연금수급(p_take)	10,966	0.02	0.14	0.00	1.00
경제활동참가(eac)	10,966	0.60	0.49	0.00	1.00

주 1: 가구주 노동소득(fi)은 비가구주의 경우 가구주의 노동소득임.
2: 거주지역(region)의 경우 더미변수로 특별시, 광역시와 경기도는 1, 기타지역은 0임.
3: 사회보험수급(p_take)은 노령연금, 사학연금, 공무원연금, 특례노령연금 수급여부임.

Option Value(r*) = Discounted future wages through r* +
(tiscounted benefits if retire at r* - discounted benefits if retire at t)
= Discounted future wages through r* + Peak Value

여기서 r*는 할인된 연금혜택과 기대임금의 합이 최대가 되는 은퇴시점이며 t는 현재시점이다.

본 연구에서는 기본적으로 개인단위 자료를 이용하는 방법론을 취하고 있으므로 추가적인 노동에 대한 기대연금자산의 변화와 함께 기대임금과 연금자산 변화의 합의 두 변수를 이용하여 국민연금이 은퇴가능 연령층의 경제활동 참가확률에 미치는 영향을 분석한다.

추가적인 노동으로 인한 연금자산의 변화는 1년 단위 혹은 복수년 단위를 이용할 수 있다. 1년 단위 자산변화는 은퇴가능 시점에서 추가적으로 1년 더 근로에 종사할 경우와 그렇지 않을 경우의 연금자산 변화를 의미한다. 동 지표를 이용할 경우의 문제는 연금자산의 변화가 연간 단위로 크게 변화할 수 있다는 점이다. 즉 첫 1년간의 추가적인 노동은 상당히 큰 순혜택을 누릴 수 있지만 그 다음 해의 경우에는 그보다 작아지거나 크게 변동할 수 있다. 이러한 점을 반영한 것이 복수년 단위의 연금자산 변화를 살펴보고 평균적인 수준을 이용하는 방안이다. 본 연구에서는 최대 5년 평균 기대 연금자산 변화액을 이용하였다.[5] 조기노령연금 수급가능자에게는 55세 퇴직시와 60세 퇴직시의 기대연금자산액의 변화를 연간 단위로 환산하여 이용하였으며 그 산식은 다음과 같다.

기대연금액 변화 = {기대연금액(60)/$(1+nr)^5$ - 기대연금액(55)} / 5

기대연금액(60) = $\sum_t\{1.8 \times (A + B) \times (1 + 0.05\times(n-20))\}/(1+r)^{t-60}$

기대연금액(55) = $\sum_t\{0.75 \times 1.8 \times (A + B) \times (1 + 0.05\times(n-20))\}/(1+r)^{t-55}$

A = 전체가입자의 3년 월평균소득액

B = 가입자 개인의 가입기간 월평균소득액

n = 가입기간, t = 55~79, r = 실질이자율, nr = 명목이자율

---

5) 정상적 연금수급 가능연령(60세)까지 경제활동에 종사하는 경우와 그렇지 않은 경우의 연금현가액 차이를 이용한다. 따라서 55세 근로자의 경우 5년간의 복수년 연금자산 변화를 살펴보게 되나 59세의 경우 1년 연금자산 변화를 이용하게 된다.

한편 재직자노령연금 수급가능자에게는 계속 근로시 연금액이 60세일 때는 기본연금액의 50%에서 연령이 높아질수록 10%포인트씩 높아져 65세에는 기본연금액과 동일하게 수급되게 되어 있어 60세 퇴직시와의 차이는 감액된 연금액의 현가액으로 정의된다. 연간 기대연금자산액의 변화는 5년간 추가적으로 근로할 경우 받는 감액연금의 현가액과 기본연금 현가액과의 차이를 연간 단위로 환산하였다.

기대연금액 변화 = {기대연금액(65) - 기대연금액(60)} / 5

$$\text{기대연금액}(65) = \sum_t \{ \min\{1,(0.5+0.1\times(t-60))\}\times 1.8 \times (A + B) \times (1 + 0.05\times(n-20))\}/(1+r)^{t-60}$$

A = 전체가입자의 과거 3년간 월평균소득액

B = 가입자 개인의 가입기간 월평균소득액

n = 가입기간

기대연금액의 추정은 많은 가정을 동반하고 있다. 즉 개인별 국민연금 가입이력을 알 수 없고 파악가능한 자료는 국민연금 가입여부만이기 때문이다. 따라서 국민연금 가입기간은 모든 개인에 대해 공히 20년[6]으로 고정하고 평균수명도 80세로 가정하였다. 현재가치로의 전환을 위한 할인율은 이자율을 이용하였으며 그 수준은 명목 5%(실질 2%)를 가정하였다. 개인의 소득이력 또한 짧은 시계열로 인해 파악하기 불가능하여 현재의 소득을 국민연금 가입기간의 평균소득으로 가정하였다. 이러한 개인소득 이력에 대한 가정은 일반

6) 국민연금이 1988년 본격 도입된 점을 감안하면 55~65세 가입자의 가입기간 20년은 불가능한 수치이다. 그러나 가입자의 가입이력을 알기 어려운 점과 계산의 단순성 등을 위하여 20년으로 가정하였다. 이보다 짧은 가입기간을 가정하면 연금자산 변화액이 비례하여 감소하고 동일한 회귀분석하에서 추정계수가 증가하게 된다.

적으로 역-U형태를 취하는 일생소득패턴에 비해서 평균소득을 과소추정할 수 있다.

추정된 기대연금자산의 변화는 모두 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나 추가적인 노동으로 인해 연금자산이 감소하는 구조로 운영되고 있음을 보여준다. 이는 경제이론에 따르면 국민연금 가입자의 은퇴시기를 앞당기는 유인을 제공하게 될 것이다. 평균적으로는 재직자노령연금 수급가능자의 연금자산 감소폭이 조기노령연금 수급가능자보다 크게 나타나 정상적인 연금수급연령 60세 이후 근로의 욕은 크게 감퇴될 수 있음을 시사한다.

<표 Ⅲ-4> 기대연금자산 변화(passch)의 기초통계량

(단위 : 만원)

연령	N	평균값	표준편차	최소값	최대값
55~59	258	-184.163	55.032	-335.123	-105.099
60~64	136	-444.477	129.390	-855.819	-266.713

4. 분석결과

경제활동 참가유인 분석에 따르면 전체 성인의 경우 기대소득변수(ay)는 경제활동 참가를 유인하는 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 즉 기대소득이 증가할수록 개인의 경제활동 참가확률이 높아져 노동시간이 비교적 고정되어 있는 정규직 일자리의 경우 임금상승 등을 통한 기대소득 증가가 비경제활동인구의 노동시장 참가를 촉진할 수 있음을 보여준다. 전체 근로자를 대상으로 할 경우 그 규모는 평균적으로 기대소득 1만원 증가에 대해 0.12%포인트의 경제활동 참가율 증대효과가 있는 것으로 나타났다. 한편 소득효과를 살펴보기 위해 도입한 비노동소득(oy)변수는 통계적으로 유의한

음(－)의 효과를 보여주어 비노동소득이 증가함에 따라 경제활동 참가확률은 낮아짐을 알 수 있었다. 경제활동 참가확률에 미치는 상대적 영향의 크기는 기대소득변수보다는 매우 작게 나타나 intensive margin의 연구에서 나타나는 임금-노동공급시간 간의 일반적인 연구결과와 유사하게 나타났다. 비가구주 경제활동에 큰 영향을 미치는 가구주의 노동소득(fi_y) 영향은 예상대로 비가구주의 경제활동 참가확률에 유의미한 음(－)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구주의 근로소득이 높을수록 비가구주 성인의 경제활동 참가확률은 낮아지고 그 상대적 크기 또한 비노동소득의 영향보다 큰 것으로 추정된다. 이는 노동소득이 경제활동 참가유인에의 영향이 비노동소득보다 크다는 것을 보여주는 동시에 가구주의 노동소득 영향이 소비단위를 형성하는 가구구성원에게 상당한 영향을 미치고 있음을 보여준다.

비경제적 변수들의 영향도 경제적 추론과 비슷한 결과를 보인다. 연령(age)변수는 강한 음(－)의 영향력을 보여줘 연령증가에 따른 경제활동 참가확률의 하락이 상대적으로 가장 크게 나타난다. 이러한 경향은 높은 연령층일수록 강하게 나타나 연령이 주요한 은퇴요인임을 확인할 수 있다. 기혼자의 경우 미성년 자녀(chil_no)의 존재는 개인의 경제활동 참가를 제약하는 중요한 요인이다. 예상과 같이 미성년 자녀 수는 경제활동에 통계적으로 유의미한 음(－)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 한편 혼인을 통한 가족구성이 경제활동에 미치는 영향을 보여주는 배우자 유무(ms)변수의 경우 배우자가 존재하는 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 경제활동 참가확률을 유의미하게 증가시키는 효과를 보인다. 결혼을 통한 배우자의 존재가 개인에 비해 비용분담 등의 긍정적인 영향을 가짐에도 불구하고 가족구성 등 미래 재정수요 등의 대비로 개인의 경제활동 참가확률을 높이는 것으로 판단된다.

도시지역과 비도시지역을 편의상 분리한 거주지역(region)변수의

영향은 도시지역일수록 경제활동 참가율이 낮아지는 추정결과를 보여준다. 이는 우리나라 산업구성상 농림어업중심의 비도시지역의 경우, 산업 특성상 고령에도 불구하고 실질적인 은퇴가 상대적으로 어렵기 때문인 것으로 사료된다. 성별 영향(rsex)의 경우 남성이 여성보다 상대적으로 높은 경제활동 참가확률을 보여주는 것으로 추정된다. 경제활동에 대한 선호를 반영하는 학력의 경우 통계적으로 유의미한 음(－)의 영향을 보여주는 것으로 나타나며 상대적으로 대졸 이상 학력(eduh)의 경제활동 참가 확률이 높다.

연금수혜 여부의 영향은 경제활동 참가확률을 통계적으로 유의하게 낮추어주는 것으로 추정된다. 상대적 영향의 크기가 다른 변수들에 비해 작지만 이는 절대적인 수급자의 수가 적은 점을 고려하면 그리 낮지 않은 수준으로 평가된다.

최근 고령화와 함께 관심의 대상이 되고 있는 45세 이상 연령층의 경제활동 참가확률을 5세 단위로 구분하여 살펴보았다. 45세 이상 연령층의 경제활동 참가유인을 살펴보면 전체적으로 은퇴시기가 다가옴에 따라 기대노동소득, 가구주 노동소득, 교육 등 변수의 통계적 유의성이 낮아지는 반면 자산소득으로 구성된 기타소득, 육체적 한계를 나타내는 연령, 기타 연금의 수혜여부 등이 중요한 결정요인으로 남아 있다.

45～49세 구간의 경우 연령의 효과가 가장 크게 나타나고 있어 연령증가에 따른 경제활동 참가확률 감소를 유의하게 확인할 수 있었다. 전체적인 추정결과보다 연령효과가 3배 이상 높은 수준으로 나타나 연령이 경제활동 참가의 중요한 요소로 작용하고 있음을 알 수 있다. 반면 기대소득 및 기타소득의 효과는 부호는 경제적인 믿음과 일치하는 방향으로 나타났으나 통계적 유의성은 떨어지는 것으로 추정된다. 이는 은퇴 등을 고려할 시기인 40대 후반에는 경제활동 참가유인에 소득의 영향력이 축소되고 있음을 보여준다. 비가구주의 경제활동 참가유인에 미치는 가구주 노동소득의 영향도 전

제를 대상으로 한 결과보다 낮은 수준을 보여주고 있다. 또한 자녀들이 성장함에 따라 미성년[7] 자녀 수가 미치는 영향도 통계적으로 유의하지만 전체를 대상으로 추정한 결과보다 낮은 영향을 미침을 알 수 있었다. 여전히 남자의 경제활동 참가확률은 여성보다 높게 나타났으며 그 수준 또한 전체평균 수준보다 높아져 성 차이에 의한 경제활동 참가확률의 차이가 40대 후반에서 더욱 높아짐을 발견할 수 있다. 반면 교육수준별 영향은 통계적 유의성이 낮았으며 연금의 수혜 여부도 방향은 경제적 이론과 일치하나 통계적 유의성은 낮은 것으로 나타났다.

50~54세 구간에 대한 분석결과도 45~49세 구간과 비슷한 측면을 보여주고 있다. 다만 자녀들의 성장에 따라 미성년 자녀 수의 영향은 더 이상 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났으며 은퇴욕구가 증가함에 따라 연금의 수혜 여부가 경제활동 참가확률에 유의한 음(−)의 영향을 미치는 것으로 추정된다. 연령변수의 영향은 45~49세의 분석결과보다 크게 나타나고 있어 비선형성을 확인할 수 있다.

55~59세 구간의 결과도 더욱 높아진 연령의 영향을 보여주며 이전 구간과 차이점은 도시지역 거주 여부를 나타내는 변수가 통계적으로 유의한 음(−)의 영향을 미치고 있어 비도시지역 거주자가 상대적으로 높은 경제활동 참가확률을 보임을 알 수 있다. 이는 비도시지역의 경우 농업활동에의 종사가 오랫동안 가능한 반면 도시지역은 이러한 접근기회가 봉쇄되어 있기 때문인 것으로 판단된다. 특수직 연금수령이 많아지고 국민연금의 조기노령연금 수급이 가능한 연령대이므로 연금수급이 경제활동 참가확률을 유의하게 낮추어 주는 것으로 분석된다.

60~64세 구간의 경우 유사한 추세를 보여주고 있으나 비노동소

7) 본 분석에서는 고등학교 이하 자녀 수를 의미.

득의 영향이 상대적으로 경제활동참가 결정에 강하게 작용하고 있음을 보여준다. 거주지역의 영향은 연령증가에 따라 더욱 크게 경제활동 참가유인에 영향을 미치고 있다.

2002년 기준의 결과도 2001년의 결과와 비교해 큰 차이를 발견하기 어렵다. 경제활동 참가확률에 영향을 미치는 변수들의 영향은 경제이론과 대체로 일치하는 것으로 나타났다. 가장 큰 영향을 미치는 변수는 연령변수로 연령증가에 따라 경제활동 참가확률이 크게 감소하는 것으로 추정되었다. 기대소득의 영향은 2001년 기준 추정치보다 크게 나타났으나 여전히 연령변수 다음의 영향력을 보여준다. 연령대별로 구분된 자료를 이용한 추정결과도 유사한 추세를 보여준다. 연령변수의 영향은 연령이 증가할수록 크게 나타나 사회적인 은퇴연령에 대한 인식이 큰 영향을 미침을 알 수 있다. 연금의 수령 여부는 50~54세, 55~59세 구간에서 유의하게 경제활동 참가확률을 낮추어주는 것으로 나타나 동 연령대의 경제활동 참가결정에 작용하고 있음을 보여준다.

한편 구체적인 국민연금의 효과를 살펴보기 위하여 국민연금에의 가입 여부가 조사되기 시작한 2002년의 국민연금 가입자를 대상으로 연금수급 가능연령인 55~59세, 60~64세 구간에 대해 연금자산의 변화 혹은 기대수입 등이 경제활동 참가유인에 미치는 효과를 분석한다. 55~59세 기간에는 조기노령연금을 허용하고 있어 조기노령연금에 적용하는 감액률의 영향을, 60~64세 구간은 법정 연금수령연령을 초과하여 근무하는 이에게 감액하여 지급하는 재직자노령연금 감액률의 영향을 분석하기 위한 것이다. 즉 조기노령연금의 제공이 어느 정도 조기은퇴유인을 제공하는지, 재직자노령연금의 제공이 과연 은퇴유인을 감소시키는지에 대한 본격적인 분석을 제공하고자 한다.

<표 III-5> 추정결과(2001년 기준)

구 분		ay	fi_y	oy	age	chil_no	ms*	region*	rsex*	edul*	edum*	edush*	eduh*	stu*	p_take*
전체 (11,051)	추정계수	0.0051	-0.0018	-0.0016	-0.0219	-0.5598	1.0068	-0.2593	0.5009	-0.6898	-0.2638	ni	-0.2107	-1.9571	-1.2251
	∂P/∂X	0.0012+++	-0.0004+++	-0.0004+++	-0.0054+++	-0.1372+++	0.2452+++	-0.0629+++	0.1220+++	-0.1688+++	-0.0650+++	ni	-0.0521++	-0.4298+++	-0.2905+++
45~49세 (1,515)	추정계수	0.0001	-0.0016	-0.0009	-0.1261	-0.2850	-0.1487	-0.0824	1.5020	-0.6189	-0.8538	ni	-0.4448	-1.2798	-0.6108
	∂P/∂X	0.0000	-0.0003++	-0.0002	-0.0218++	-0.0493++	-0.0249	-0.0141	0.2597+++	-0.1071	-0.1572	ni	-0.0842	-0.2834	-0.1225
50~54세 (820)	추정계수	0.0005	-0.0019	-0.0008	-0.1354	-0.1103	0.1572	-0.2086	1.6592	0.3995	0.5460	0.3351	0.6219	ni	-2.2709
	∂P/∂X	0.0001	-0.0004++	-0.0002	-0.0257++	-0.0209	0.0307	-0.0386	0.3127+++	0.0773	0.0969	0.0583	0.1030	ni	-0.5136+++
55~59세 (632)	추정계수	-0.0001	-0.0002	-0.0071	-0.1439	-0.3958	-0.0236	-0.7439	1.7837	1.9842	1.7306	ni	1.8833	1.9577	-1.5234
	∂P/∂X	0.0000	-0.0001	-0.0017+++	-0.0353++	-0.0970+	-0.0058	-0.1755+++	0.4121+++	0.4584	0.3609	ni	0.3499++	0.3369++	-0.3494+++
60~64세 (642)	추정계수	-0.0020	0.0016	-0.0080	-0.2169	-0.4224	-0.3217	-0.8508	1.0129	-0.1116	-0.4841	ni	ni	-0.4003	-0.3082
	∂P/∂X	-0.0005	0.0004	-0.0020+++	-0.0534+++	-0.1040++	-0.0798	-0.2088+++	0.2455+++	-0.0276	-0.1157	ni	ni	-0.0951	-0.0742

주 : 1. 유의수준 +++ 1%, ++ 5%, + 10%.
2. ni는 포함되지 않은 변수.
3. * 표시된 변수는 dy/dx가 더미변수의 불연속적인 변화(0에서 1로)에 대한 것임.
4. ( ) 안은 추정시 고려된 관측치 수.

<표 Ⅲ-6> 추정결과(2002년 기준)

구 분		ay	fi_y	oy	age	chil_no	ms*	region*	rsex*	edul*	edum*	edush*	eduh*	stu*	p_take*
전체 (10,966)	추정계수	0.0073	-0.0015	-0.0014	-0.0252	-0.6063	0.8615	-0.1558	0.4140	-0.6951	-0.2249	ni	-0.3871	-2.2920	-0.6464
	∂P/∂X	0.0017+++	-0.0003+++	-0.0003+++	-0.0058+++	-0.1394+++	0.2012+++	-0.0354+++	0.0947+++	-0.1617+++	-0.0523++	ni	-0.0919+++	-0.5046+++	-0.1574+++
45~49세 (985)	추정계수	0.0010	-0.0025	-0.0011	-0.1670	0.0375	-0.4730	-0.2618	1.8897	1.1236	0.7551	1.4780	1.3983	ni	-0.4861
	∂P/∂X	0.0001	-0.0003+++	-0.0001++	-0.0208+++	0.0047	-0.0514	-0.0309	0.2433+++	0.1382	0.0886	0.1126+++	0.1180+++	ni	-0.0711
50~54세 (836)	추정계수	0.0003	-0.0003	-0.0013	-0.1077	-0.6833	-0.2769	-0.1377	2.0472	-0.2709	-0.1715	-0.1144	-0.4603	ni	-0.3416
	∂P/∂X	0.0000	0.0000	-0.0002	-0.0158+	-0.1003+++	-0.0380	-0.0198	0.3006+++	-0.0392	-0.0257	-0.0174	-0.0757	ni	-0.0556
55~59세 (631)	추정계수	-0.0015	-0.0012	-0.0009	-0.0746	-0.1569	0.1770	-0.4608	1.8510	0.6291	0.5364	ni	1.3674	-0.0245	-1.3757
	∂P/∂X	-0.0003	-0.0003	-0.0002	-0.0164+	-0.0346	0.0398	-0.0976++	0.3904+++	0.1422	0.1118	ni	0.2314+	-0.0054	-0.3306+++
60~64세 (662)	추정계수	-0.0016	0.0048	-0.0013	-0.1430	-0.5389	-0.6434	-0.4787	1.3774	0.6265	-0.1062	ni	-0.0761	ni	0.1833
	∂P/∂X	-0.0004	0.0012+++	-0.0003	-0.0357++	-0.1347+++	-0.1587+++	-0.1191+++	0.3313+++	0.1539	-0.0265	ni	-0.0190	ni	0.0458

주 : 1. 유의수준 +++ 1%, ++ 5%, + 10%.
2. ni는 포함되지 않은 변수.
3. * 표시된 변수는 dy/dx가 더미변수의 불연속적인 변화(0에서 1로)에 대한 것임.
4. ( ) 안은 추정시 고려된 관측치 수.

분석모형 구성은 이전의 모형을 축약하여 단순화하였다. 구체적으로 이전 모형의 추정결과에서 고령계층에 유의한 변수(연령(age), 성(rsex), 거주지역(region))들과 분석 대상이 되는 기대연금자산의 변화(passch)를 설명변수로 이용하였다. 이때 거주지역(region)변수는 도시지역과 농촌지역의 경제활동 참가패턴 차이를 고려하기 위한 것이다. 동시에 고령층의 경제활동 참가율 연금자산 변화에 기대노동소득을 함께 고려한 기대소득(cay＝기대노동수입＋기대연금자산 변화)을 이용한 모형도 구성하였다.

2002년 자료의 경우 조기노령연금 수급대상인 55~59세 구간의 국민연금 가입자는 258명으로 전체 631명의 40.9%에 불과한 수준으로 나타났다. 분석결과 조기은퇴가 가능한 연령층에 있어 기대연금자산의 증가는 경제활동 참가를 촉진하는 효과가 10% 유의수준 하에서 존재하는 것으로 나타났다.

그러나 기대노동수입까지 고려한 기대소득(cay＝기대노동수입＋기대연금자산 변화)을 이용할 경우에는 통계적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 부호도 경제적 이론과 부합하지 않았다. 이런 결과는 노령계층의 경우 기대 노동수입이 노동시장의 경직성 등으로 인해 지표로서의 역할이 충분하지 않기 때문일 수 있다. 즉 일반적으로 민간부문의 정년이 앞당겨지고 있어 과거의 소득패턴에 따른 동 연령대의 기대소득수준이 더 이상 개인의 기대소득수준으로 작용하기 어렵기 때문이다. 자료상의 한계로 나타나는 측정오차(measurement error)도 기대소득(cay)의 통계적 유의성을 낮출 수 있다. 본 연구에서 현재 비경제활동자의 기대노동수입은 과거 개인의 임금수준 또는 동 자료가 존재하지 않는 경우에는 기대노동수입 추정을 통해 추정된 자료를 이용하였다. 그러나 개인별 노동소득에 대한 추정식의 경우 그 설명력이 높지 않아 측정오차의 문제를 지닐 수 있다.

<표 Ⅲ-7> 조기노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 1(55～59세)

변 수	추정계수	p_value	∂P/∂X	p_value
region	0.212	0.627	0.020	0.637
rsex	2.140	0.000	0.309	0.000
age	-0.115	0.373	-0.010	0.370
passch	0.006	0.087	0.001	0.077
_cons	8.132	0.279	-	-

* Number of obs(258), LR chi2(24.59), Prob > chi2(0.0001), Pseudo R2(0.1246)

<표 Ⅲ-8> 조기노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 2(55～59세)

변 수	추정계수	p_value	∂P/∂X	p_value
region	0.132	0.759	0.012	0.763
rsex	1.955	0.000	0.278	0.000
age	-0.090	0.481	-0.008	0.480
cay	-0.001	0.327	-0.000	0.323
_cons	5.864	0.424	-	-

* Number of obs(258), LR chi2(22.64), Prob > chi2(0.0001), Pseudo R2(0.1148)

<표 Ⅲ-9> 재직자노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 1(60～64세)

변 수	추정계수	p_value	∂P/∂X	p_value
region	-0.249	0.549	-0.050	0.542
rsex	0.672	0.181	0.146	0.204
age 60	1.540	0.003	0.270	0.000
passch	0.003	0.055	0.001	0.051
_cons	1.425	0.060	-	-

* Number of obs(136), LR chi2(14.99), Prob > chi2(0.0047), Pseudo R2(0.0892)

<표 III-10> 재직자노령연금의 경제활동 참가율에의 영향 2(60~64세)

변 수	추정계수	p_value	∂P/∂X	p_value
region	-0.291	0.480	-0.058	0.472
rsex	0.560	0.258	0.121	0.281
age 60	1.533	0.003	0.271	0.000
cay	-0.003	0.158	-0.001	0.153
_cons	0.447	0.392	-	-

* Number of obs(136), LR chi2(13.21), Prob > chi2(0.0103), Pseudo R2(0.0786)

한편 재직자노령연금 수급대상인 60~64세 구간의 국민연금 가입자는 136명으로 전체 662명의 20.5%에 불과했다. 동 구간의 분석은 경제활동 참가율이 정상적인 연금수급 연령인 60세를 기점으로 급격히 하락한 점을 고려하여 비례적인 연령변수보다 60세 더미변수를 이용하였다. 분석결과 우리나라 고령자의 경제활동 참가확률은 60세 이후 급격히 낮아짐을 60세 더미변수의 통계적 유의성을 통해 확인할 수 있었다. 또한 재직자노령연금의 제공으로 인한 기대연금자산의 변화가 경제활동 참가에 긍정적인 유인으로 작용하고 있음을 알 수 있었고 통계적 신뢰도도 유의수준 6% 수준에서 확보할 수 있었다. 기대연금자산의 변화에 기대노동소득을 더한 기대소득변수를 이용할 경우 그 영향은 경제적 이론과 부합하지 않았으며 통계적 유의성도 낮은 것으로 분석된다.

전체적으로 기대소득(cay = 기대연금자산의 변화 + 기대노동소득) 변수의 낮은 유의성은 55~59세, 60~64세 구간 모두에서 나타나는 현상으로 이는 국민연금 비가입자를 모두 포함한 앞서의 회귀분석 결과에서부터 일관되게 발견되고 있다. 즉 기대연금자산의 변화만을 고려할 경우 경제활동 참가유인에의 영향을 살펴볼 수 있으나 기대노동소득을 포함할 경우에는 그렇지 않다. 이는 기대노동소득이 동

연령계층에서는 노동시장의 경직성, 일자리의 편향성 등으로 인해 실질적인 효과를 발휘하기 어려운 점을 반영한 것일 수 있다.

조기노령연금 대상자와 재직자노령연금 대상자 모두 경제활동 참가결정에 영향을 미치는 것은 기대연금자산의 변화 혹은 여기에 기대노동소득을 더한 변수가 될 것이므로 이를 고려하여 두 연금 대상자를 통합하여 분석하였다. 이러한 분석방법은 기존의 개별분석시 나타나는 적은 자료 수의 문제(Small sample problem)를 회피할 수 있는 방법이기도 하다. 분석결과에 따르면 기대연금자산의 변화(passch)는 개인의 경제활동참가에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 기대연금자산이 증가할수록 경제활동 참가확률이 높아져 경제이론에 부합하였다. 그 규모는 기대연금자산 1만원 증가시 경제활동 참가율이 0.04%포인트 증가하는 규모로 연령 1세 증가에 따른 변화율 -1.86%포인트보다 낮게 나타나 여타 인구학적 변수들에 비해 매우 작은 수준이다. 이러한 결과는 현재 우리나라 국민연금의 낮은 감액률로 인해 추가노동에 대한 개인의 기대연금자산 변화가 음(-)의 값을 갖는 것을 고려하면 국민연금제도가 조기노령연금에 감액률을 지나치게 낮게 적용하여 동 계층의 경제활동 참가율을 낮추어주고 있는 것을 시사한다.

<표 Ⅲ-11> 기대연금자산변화가 경제활동 참가에 미치는 영향(55~64세)

변수	추정계수	p_value	∂P/∂X	p_value
region	-0.1405	0.6360	-0.0186	0.6300
age	-0.1389	0.0410	-0.0186	0.0380
rsex	1.3801	0.0000	0.2374	0.0000
passch	0.0026	0.0160	0.0004	0.0160
cons	9.4989	0.0140	-	-

Log likelihood = -170.208 Number of obs(394개), LR chi2(43.13), prob>chi2(0.0000), Pseudo R2(0.1125)

<표 III-12> 기대소득이 경제활동 참가에 미치는 영향(55~64세)

변수	추정계수	p_value	∂P/∂X	p_value
region	-0.1672	0.5710	-0.0223	0.5620
age	-0.2584	0.0000	-0.0351	0.0000
rsex	1.2891	0.0000	0.2207	0.0000
cay	-0.0015	0.2030	-0.0002	0.2000
cons	16.0092	0.0000	-	-

Log likelihood = -172.364 Number of obs(394개), LR chi2(38.82), prob>chi2(0.0000), Pseudo R2(0.1012)

한편 기대연금자산의 변화(passch)와 추가노동에 대한 기대임금을 합한 총 기대자산 변화(cay)의 영향은 앞서의 분석과 같이 변화방향도 경제이론과 부합하지 않았고 통계적 신뢰성도 낮았다.

5. 소 결

개인의 경제활동 참가결정에 미치는 조세·재정정책의 영향을 살펴보기 위해 개인단위 자료를 이용하여 분석하였다. 이전의 많은 연구들이 경제활동 참가 여부가 소득자료의 유무로 인해 구분되는 quasi-complete binary data문제로 인하여 기대노동소득과 비노동소득의 영향을 직접적으로 분석하지 못하고 교육수준 혹은 주택소유 여부를 소득과 재산소득의 대리변수로 하는 간접적인 방법을 이용하였다. 그러나 이러한 간접적인 접근방법은 분석의 정확성이 떨어지는 동시에 자료의 내생성문제도 존재한다. 이에 본장에서는 기대노동소득의 추정을 통해 quasi-complete binary data문제를 해결하고 기대노동소득 및 비노동소득의 직접적 영향을 분석하였다. 이러한 접근법은 명시적으로 조세변수를 포함하고 있지 않은데 이는 소득세의 부과가 결과적으로 세후소득의 감소로 나타나므

로 세후소득의 변화에 대한 경제활동 참가율의 반응을 살펴봄으로써 알 수 있기 때문이다.

분석결과에 따르면 전체 성인의 경우 기대노동소득(ay)은 경제활동 참가를 유인하는 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났으며 그 절대적 크기도 연령(age) 다음으로 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기대소득은 개인의 경제활동 참가확률을 높이는 방향으로 작용하여 임금상승 등을 통한 기대소득 증가가 비경제활동인구의 노동시장 참가를 촉진할 수 있음을 보여준다. 특히 현재 정부가 도입을 추진중인 EITC(Earned Income Tax Credit)제도의 경우 세후소득의 증가를 유도하므로 기존의 근로자뿐만 아니라 비경제활동인구의 노동시장 참여로 재정수요가 크게 증가할 수 있음을 보여준다. 우리나라의 경우 여성의 경제활동 참가율이 낮은 점을 고려하면 여성의 경제활동 참가로 인한 재정수요 증대가 예상될 수 있다.

한편 소득효과를 살펴보기 위해 도입한 비노동소득(oy)변수는 통계적으로 유의한 음(－)의 효과를 보여주어 비노동소득이 증가함에 따라 경제활동 참가확률은 낮아짐을 알 수 있었다. 경제활동 참가확률에 미치는 상대적 영향의 크기는 기대소득변수보다는 매우 작게 나타나 일반적인 연구결과와 유사하게 나타났다.

경제활동의 단위가 가구중심으로 형성되어 있는 현실을 고려하기 위해 도입한 가구주의 노동소득(fi_y) 영향은 예상대로 비가구주의 경제활동 참가확률에 유의미한 음(－)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구주의 근로소득이 높을수록 비가구주 성인의 경제활동 참가확률은 낮아지고 그 상대적 크기 또한 비노동소득의 영향보다 상당히 큰 것으로 추정된다. 이는 노동소득이 경제활동 참가유인에의 영향이 비노동소득보다 크다는 것을 보여주는 동시에 가구주의 노동소득 영향이 소비단위를 형성하는 가구 구성원에게 상당한 영향을 미치고 있음을 시사한다. 노동시장의 경직화로 인해 정규직과 비정규직의 임금차이가 큰 우리의 현실은 향후 비정규직 중심의 비

가구주 경제활동 참가유도가 쉽지 않을 것임을 짐작케 해 준다.

45세 이상 연령구간별 분석에서는 기대노동소득 변수의 유의성이 낮은 것으로 나타나는데 이는 노동시장의 경직성으로 퇴직 후 새로운 일자리로의 진입이 쉽지 않기 때문으로 판단된다. 또한 연령변수의 영향은 연령이 높아질수록 크게 증가하여 개인의 경제활동 참가결정에 가장 유의한 변수임을 알 수 있었다. 조기노령연금의 수급가능 연령인 55~59세의 경우 노령연금의 수급이 경제활동 참가를 유의미하게 낮추어주는 요인으로 작용하였다. 노령연금의 지급으로 노후소득 획득의 부담이 줄어듦에 따라 고령층의 경제활동 참가유인이 낮아지기 때문이다.

한편 국민연금제도의 연금지급구조가 개인의 경제활동참가 결정에 미치는 영향을 기대연금자산의 변화 혹은 기대소득과 연금자산 변화의 합이라는 두 변수를 이용하여 살펴보았다. 기대연금자산의 변화는 조기노령연금 수급이 가능한 55~59세 구간에 있어 경제활동 참가확률과 동일한 방향으로 유의하게 움직임을 알 수 있었다. 즉 추가적인 노동으로 인해 미래 기대연금이 증가하게 되면 경제활동 참가확률이 증가하고 감소하게 되면 줄어들어 개인의 경제활동 참가결정에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 경제활동에 참여하게 되면 재직자노령연금을 수급할 수 있는 60~64세 구간에서도 기대연금자산 변화를 나타내는 변수는 경제활동 참가결정에 10% 유의수준하에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 추가적인 노동으로 인한 노동소득을 기대연금 변화액에 더한 변수(기대소득)를 이용할 경우 두 분석대상 연령구간대의 경우 경제활동 참가결정에 유의한 영향을 발견하지 못하였다. 이는 기대임금이 동 연령계층에서는 노동시장의 경직성, 일자리의 편향성 등으로 인해 실질적인 효과를 발휘하기 어려운 점을 반영하는 것일 수 있다.

조기노령연금 대상자와 재직자노령연금 대상자 모두 경제활동 참가결정에 영향을 미치는 것은 기대연금자산의 변화 혹은 여기에 기

대노동소득을 더한 변수이므로 두 연금 대상자를 통합하여 그 영향을 분석하였다. 이러한 분석방법은 기존의 개별분석시 나타나는 적은 자료 수의 문제(Small sample problem)를 회피할 수 있는 방법이기도 하다. 분석결과에 따르면 기대연금자산의 변화(passch)는 개인의 경제활동참가에 5% 유의수준하에서 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 그 방향도 기대연금자산이 증가할수록 경제활동 참가확률이 높아져 경제이론에 부합하였다. 그 규모는 기대연금자산 1만원 증가시 경제활동 참가율이 0.04% 증가하는 규모로 연령 1세 증가에 따른 변화율 -1.86%보다 낮게 나타나 여타 인구학적 변수들에 비해 매우 작은 수준이다.

이러한 결과는 현재 우리나라 국민연금의 낮은 감액률로 인해 추가노동에 대한 개인의 기대연금자산 변화가 음(-)의 값을 갖는 것을 고려하면 국민연금제도가 조기노령연금에 감액률을 지나치게 낮게 적용하여 동 계층의 경제활동 참가율을 낮추어 주고 있는 것을 시사한다. 동시에 현재 국민연금 수급자가 전체인구의 일부분인 점을 고려하면 향후 국민연금 지급이 본격화될 경우에는 현재의 결과와 다소 달라질 수도 있을 것이다. 반면 기대연금자산의 변화(passch)와 추가노동에 대한 기대임금을 합한 총기대자산 변화(cay)의 영향은 개별분석과 같이 경제이론과 부합하지 않았고 그 통계적 신뢰성도 낮은 것으로 나타났다.

Ⅳ. 소득세가 노동시장 참가율에 미치는 영향: 일반균형분석

1. 연구목적

오늘날 동태적 일반균형모형(Dynamic Stochastic General Equilibrium)은 거시경제분석의 주요 틀로 자리를 잡았다(Kydland and Prescott, 1982, Prescott, 1986, King, Plosser and Rebelo, 1988). 또한 경제성장, 경기변동, 고용정책, 화폐금융정책과 같은 전통적 거시경제 이슈로부터 사회보장 및 일반 재정정책까지 그 응용범위가 확대되고 있다. 본 보고서는 근로소득세가 한국경제의 노동공급, 자본형성 및 주요 거시경제변수에 미치는 수량적(quantitative) 영향을 연구한다.

본 연구는 크게 네 가지 점에서 기존의 연구와 차별화된다. 첫째, 경제주체들의 생산성 차이를 명시적으로 고려한다. 기존의 DSGE 모형의 경우 분석의 편의를 위해 동질적인 경제주체들로 이루어진 경제를 상정했다. 이러한 가정이 분석결과에 큰 영향을 주지 않을 수도 있으나 현대 자본주의 경제에서 근로자 간 임금 및 생산성의 격차가 극명한 점을 고려할 때 이질성을 고려한 분석이 경제학 연구의 프론티어로 자리 잡는 추세이다(Krusell and Smith 1997, Rios-Rull, 2000). 본 연구는 최근 눈부신 이론적 발전을 이룬 이질적 가계로 이루어진 거시경제모형(Heterogeneous Agent Macroeconomy)으로 한국경제 문제, 특히 소득세율 변화에 따른 일반균형분석을 한국의 경우에 적용해 본다.

둘째, 노동시장 참여 여부에 따른 노동공급의 변화를 강조한다. 조세가 노동공급에 미치는 효과를 연구함에 있어 노동공급탄력성이 매우 중요한 역할을 함은 주지의 사실이다(Auerbach and Kotlikoff, 1987; Judd, 1987). 경제 전체의 총노동공급은 두 개의 마진, 즉 노동시장 참여 여부(extensive margin)와 (노동시장에 참여한다면) 노동시간의 결정(intensive margin)에 의하여 이루어진다. 기존 연구에서는 미시 데이터에 근거한 노동공급탄력성을 주로 사용해 왔다. 이것은 주로 기간 간 대체탄력성을 측정한 것으로서 intensive margin의 탄력성을 의미한다(Altonji, 1986; MaCurdy, 1982; Lee, 2002). 총노동공급 변화의 많은 부분이 근로자 1인당 노동시간뿐 아니라 노동시장 참여 여부에서 기인한다고 알려져 있는바(Coleman, 1984; Heckman 1984) 본 연구에서는 조세변화에 따른 노동시장 참여율에 초점을 두었다.

셋째, 개별 노동자들의 생산능력 차이를 상정한 비동질적 경제주체모형의 경우, 근로자가 직면한 고용 및 근로소득의 확률적 위험이 금융시장에서(모든 발생가능한 상황에 대비한 보험상품이 개발되어) 완전히 제거되는 경우는 매우 드물다. 따라서 본 연구에서는 개별 근로자가 고용 및 소득의 확률적 위험으로부터 완전히 벗어날 수 없는 불완전 금융시장을 상정한다(Aiyagari, 1994). 불완전 금융시장하에서 경제 전체 노동공급곡선의 기울기는 개별 노동공급탄력성뿐 아니라 경제 내의 유보임금 분포(reservation-wage distribution)에 의해 결정된다. 따라서 본 연구에서는 근로소득세가 개별 노동자의 소득 및 자산분포에 미치는 영향까지 명시적으로 고려함으로써 소득분배의 문제까지 살펴볼 수 있다.[8)]

8) 노동의 비분리성하에서 동질성과 완전한 보험을 가정한 복권경제(lottery economy, Rogerson 1988; Hansen 1985)에서는 노동공급의 탄력성이 무한대이다. 이는 근로자들이 동질적이기 때문에 유보임금의 분포가 퇴화된(degenerate) 특수한 경우라 할 수 있으나 현실성이 매우 떨어진다고 보겠다.

넷째, 전통적인 부분균형분석은 그 특성상 정책변화에 따른 기타 거시경제변수(이자율, 임금, 자본축적 등)의 효과 및 그로 인한 피드백이 다시 개별 경제주체의 최적화 행동에 미치는 영향을 간과했다(일명: 루카스 비판). 본 연구에서는 일반균형모형을 상정함으로써 기존의 부분균형분석을 보완한다.

이상 열거한 내용을 포함하여 본 연구에서는 비분리 노동공급(indivisible labor supply), 이질성(Heterogeneity) 및 불완전 금융시장(incomplete capital market)이 결합된 Chang and Kim(2005) 모형을 사용한다.

2. 모형경제

가. 모형

개별 근로자들은 각기 다른 노동생산성을 지니고 있으며 기대 할인 평생효용(expected discounted lifetime utility)을 극대화한다.[9]

$$U = \max_{\{c_t, h_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, h_t)$$

with

$$u(c_t, h_t) = \ln c_t - B\frac{h_t^{1+1/\gamma}}{1+1/\gamma}$$

여기서 β는 시간할인요소(discount factor), c_t는 t시점에서의 소비, h_t는 t시점에서의 노동시간이다. 효용함수는 기간 간 그리고 소비와 여가에 대하여 분리가능(time separable)한 형태를 취한

9) 중첩세대모형을 이용한 일반균형모형에서의 조세분석은 Chun(2005) 등이 있다.

다. 소비에 대한 로그효용함수는 균형 성장경로(balanced growth path)를 - 성장경로상에서 소비, 투자, 생산 등이 일정한 율로 증가하며, 노동공급량이 일정하다.[10] - 지지하기 위해 채택되었다. 파라미터 γ는 여가의 기간 간 대체탄력성(또는 노동공급의 Frisch 탄력성)을 나타낸다.[11]

생산성이 x_t인 근로자가 h_t시간만큼 일을 하는 경우 세후 임금소득은 $(1-\tau)w_t x_t h_t$이다. w_t는 노동의 생산성 한 단위당 임금이며, τ는 근로소득세율이다.[12] 근로자의 생산성 x_t는 전이확률분포함수(transition probability distribution function) $\pi_x(x'|x) = \Pr(x_{t+1} \leq x' | x_t = x)$를 따라 외생적으로 변화한다. 노동시장 참여여부에 의한 노동공급 변화양상을 강조하기 위하여 개별 근로자의 노동공급은 분할할 수 없는(indivisible) 것으로 가정한다. 즉, h_t는 0이거나 $\overline{h}$ (<1) 의 값을 갖는다. 근로자는 수익률(이자율)이 r_t이고 감가상각률이 δ인 실물자본(physical capital)에 대한 청구권(claim)을 거래함으로써 저축하거나 차입할 수 있다. 자본시장은 불완전(incomplete)하다. 개별 근로자에게 있어 확률적으로 변화하는 x_t에 따른 고용 및 소득의 위험에 대비하여 거래할 수 있는 금융자산은 실물자본(physical capital)이 유일하다. 근로자가 차입할 수 있는 총액에는 제약(borrowing constraint)이

10) 이와 같은 효용함수하에서는 항상적인(permanent) 생산성 향상에 따른 실질임금 증가시 노동공급에 미치는 대체효과와 소득증가로 인한 소득효과가 상쇄되어 일정한 노동량을 유지한다.

11) Frisch 노동공급탄력성은 임금상승시 소비(즉, 항상소득)가 일정한 경우의 탄력성이다. 노동자의 항상소득이 일정한 경우의 탄력성으로서 경기변동 또는 생애주기상의 노동공급 대체정도를 측정하는 데 지표가 된다.

12) 뒤에 명시할 생산기술에 따르면, 생산함수의 노동투입량은 생산성 또는 효율성 단위(efficiency unit)로서 표기된다.

존재하여 자산보유는 음의 값을 가질 수 있으나 $\underline{a}$ 이상이어야 한다. 노동자는 정부로부터 tr만큼의 보조금을 이전(transfer)받으며 τ 만큼의 세금을 납부한다. 이상을 요약하면 개별 근로자의 예산제약식은 다음과 같다.

$$c_t = w_t x_t h_t - \tau(w_t x_t h_t, d) + tr + (1+r_t)a_t - a_{t+1},$$
$$a_{t+1} \geq \underline{a}.$$

근로소득세액 $\tau(w_t x_t h_t, d)$는 근로소득 및 소득세 공제액 (d)에 의존하는데 그 구체적인 모습에 대해서는 아래에 자세히 언급한다.

기업은 자본 K_t와 효율성 단위로 표현된 총노동(efficiency unit of labor) L_t에 대하여 규모수익불변인 콥더글러스 생산기술(constant return Cobb-Douglas technology)을 따라 재화를 생산한다.

$$Y_t = F(L_t, K_t) = L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha},$$

생산함수에서 노동투입을 효율적 단위로 측정한다는 것은 보통의 생산성을 가진 근로자 두 명이 생산성이 두 배인 근로자 한 명과 완전대체재라는 것을 암묵적으로 가정한다. 다소 현실성이 떨어지는 가정이지만 노동시장 균형을 효율적 단위를 근거로 찾을 수 있다. 그렇기 때문에 수량적으로 모형의 해를 구하는 데 매우 용이하여, 이질적 가계 일반균형모형에서 자주 이용된다. 경제 내의 근로자의 분포를 $\mu(a, x)$로 나타내자. V^E와 V^N이 각각 고용상태(employed)와 미취업 상태(non-employed)의 가치(value)를 나타낸

다고 하자.

만약 근로자가 노동시장에 참여하여 일하는 경우, 근로소득과 현재 보유하고 있는 자산으로부터의 자본소득에서 다음 기의 보유자산 a'을 결정함으로써 아래의 벨만방정식(bellman equation)의 해를 구한다:

$$V^E(a,x;\mu) = \max_{a' \in A}\{u(c,\overline{h}) + \beta E[\max\{V^E(a',x';\mu'), V^N(a',x';\mu')\} \mid x]\} \quad (1)$$

subject to

$$c = wx\overline{h} - \tau\max[0,\ wx\overline{h} - d] + tr + (1+r)a - a',$$
$$a' \geq \overline{a},$$
$$\mu' = \boldsymbol{T}(\mu).$$

여기서 d는 소득공제액이며, τ는 공제 후 소득에 대한 근로소득세율이다. tr은 정부로부터 되돌려 받는 보조금으로 현실 경제에서 기초생활보호보조금에 해당한다. 실제로는 임금소득이 높으면 기초생활보조를 받지 않으나 소득이 높은 근로자의 경우 근로소득세가 되돌려 받는 보조금보다 높을 것이므로 정부로부터 보조를 받지 않는 것과 동일하다고 간주하기로 한다. $\boldsymbol{T}$는 경제 내의 근로자의 분포(생산성 및 자산)를 측정하는 μ의 이행오퍼레이터(transition operator for μ)이다.

근로자가 미취업상태로 남아 있기로 결정했을 때의 벨만방정식(bellman equation)은 다음과 같다:

$$V^E(a,x;\mu) = \max_{a' \in A}\{u(c,0) + \beta E[\max\{V^E(a',x';\mu'), V^N(a',x';\mu')\} \mid x]\} \quad (2)$$

subject to

$$c = (1+r)a - a' + tr, \quad a' \geq \underline{a},$$
$$\mu' = \boldsymbol{T}(\mu)$$

(1)과 (2)가 주어졌을 때, 근로자의 노동공급결정은 다음과 같다.

$$V(a,x;\mu) = \max_{h \in \{0,\bar{h}\}} \{ V^E(a,x;\mu),\ V^N(a,x;\mu) \}. \qquad (3)$$

나. 재정정책

본 연구에서는 정부가 균형재정을 시행한다고 가정한다. 정부의 재정수입은 소득공제 수준과 공제 후 근로소득에 부과되는 소득세율에 의존한다. 정부의 지출은 정부의 일반보조금에 의해 결정된다. 본 연구에서는 정부지출이 민간부문의 효용, 생산기술에는 아무런 영향을 주지 않는다고 가정한다. 일반적으로 정부지출은 민간소비와 대체성을 갖거나(학교 급식 등), 민간부문의 생산성을 증진(치안, 사회간접자본 등)시키기도 한다. 정부지출의 민간소비 대체정도 및 민간부문 생산성에 미치는 영향은 개별 정부지출의 특성에 의존하므로, 여기서는 분석의 편의상 일단 정부지출은 순수한 보조금의 형태로만 집행된다고 가정하기로 한다. 본 연구에서는 두 가지 재정정책을 고려한다.

재정정책 1 : 정부가 거둔 세금을 경제 내 가계 모두에 동일한 금액의 이전소득형태로 되돌려 준다. 가계가 정부로부터 받는 이전소득 (tr)의 크기는 다음의 정부 균형재정의 제약식에 의해 결정된다.

$$\int \tau \max[wxh - d, 0]\, d\mu = tr$$

이 정책하에서 근로소득세율(τ) 인상이 거시경제변수(생산, 고용, 이자율, 자본축적)에 미치는 영향을 계산한다.

재정정책 2 : (EITC 정책): 정부는 소득세로 거둔 세금 중 tr은 경제 내 모든 사람에게 일정액 나누어주고, tr^*는 노동시장에 참여하며 특정한 소득 이하를 버는 근로자에게 나누어준다. 정부의 균형예산제약식은 다음과 같다.

$$\int \tau \max[wxh - d, 0]\, d\mu = tr + tr^* \int I(h = \overline{h}) I(x \leq \overline{x})\, d\mu$$

$I(h = \overline{h})$는 인디케이터 함수로서 노동공급시 1의 값을 가지며, 그 외의 경우 0이다. 마찬가지로 $I(x \leq \overline{x})$은 생산성(임금)이 $\overline{x}$ 이하인 경우 1의 값을 가지며 그 외의 경우 0이다. 이때 정부가 일률적으로 나누어주는 보조금 (tr)은 EITC 정책도입 이전과 같은 수준으로 유지된다고 가정한다.

다. 균제균형

경제의 균제균형(steady state equilibrium)은 다음과 같이 정의된다. 정부 정책조합(policy mix)을 p로 표기하자: $p = (\tau, d, tr, tr^*, \overline{x})$. tr^*와 $\overline{x}$ 는 EITC 정책수단으로서, tr^*는 각각 고용장려금의 크기, $\overline{x}$는 EITC 적용 상한 근로소득

(EITC ceiling)에 해당한다.

1) 개인별 최적화

노동의 효율성 한 단위당 임금 $w(\mu, p)$와 자산으로부터의 실질 이자율 $r(\mu, p)$이 주어진 상태에서, 개인의 소비 $c(a, x; \mu, p)$, 다음 기의 자산 $a'(a, x; \mu, p)$, 및 노동공급 $h(a, x; \mu, p)$는 개별 노동자 최적화 문제 (1), (2), (3)의 해가 된다.

2) 기업의 이윤극대화

경제 내 근로자들의 분포 및 정책조합 (μ, p)에 대하여, 기업은 노동의 한계생산성이 임금과 같을 때까지 노동을 고용하며, 자본의 한계생산성이 감가상각률과 시장이자율이 같아질 때까지 자본을 고용한다.

$$w(\mu, p) = F_1(L(\mu, p), K(\mu, p)) \tag{4}$$

$$r(\mu, p) = F_2(L(\mu, p), K(\mu, p)) - \delta \tag{5}$$

3) 재화시장 청산

가계의 생산성 및 자산분포와 정책조합(μ, p)에 대하여 총생산량은 투자 및 소비량과 같다.

$$\int \{ a'(a, x; \mu, p) + c(a, x; \mu, p) \} d\mu$$
$$= F(L(\mu, p), K(\mu, p)) + (1 - \delta)K(\mu, p) \tag{6}$$

4) 요소시장 청산

모든 (μ, p)에 대하여, 노동시장 및 자본시장은 균형을 이룬다.

$$L(\mu, p) = \int xh(a, x; \mu, p)\, d\mu \tag{7}$$

$$K(\mu, p) = \int a\, d\mu \tag{8}$$

5) 균형재정 : 앞서 언급한 재정정책하에서 정부는 균형재정을 이룬다.

6) 개인의 최적화와 경제 전체 집계변수의 일치성

개인의 최적화 결정 후 측정된 근로자 상태의 분포와 집계변수는 일관된다.

모든 $A^0 \subset \boldsymbol{A}$ and $X^0 \subset \boldsymbol{X}$에 대하여,

$$\mu'(A^0, X^0) = \int_{A^0, X^0} \left\{ \int_{A, X} 1_{a' = a'(a, x; \mu, \tau, tr)} d\pi_x(x' \mid x) d\mu_x(x' \mid x) d\mu \right\} da' dx' \tag{9}$$

3. Calibration

본 연구에서 개별 근로자의 이질성은 생산성에서 기인하는바 모형에서 가장 중요한 파라미터는 개별 근로자의 생산성의 형태라 하겠다. 일반적으로 개별 생산성에는 항상적인 부분과 일시적(확률적)인 부분이 혼재한다. 생산성을 이 두 형태로 분류하는 방법에 관해 많은 연구들이 진행중이나, 분석의 편의상 본 연구에서는 생산성의 차이가 확률변수의 실현에 기인한다고 가정한다. 나아가 생산성의 로그값이 다음과 같은 AR(1) 프로세스를 따른다고 가정한다:

$$\ln x' = \rho_x \ln x + \varepsilon_x, \quad \varepsilon_x \sim N(0, \sigma_x^2). \tag{10}$$

ρ_x는 생산성이 얼마나 지속적인가를 나타내며 ε_x는 매기 발생하는 생산성 변화를 나타내고 정규확률분포를 따른다. ρ_x가 0인 경우 생산성 변화가 순수한 백색잡음(white noise)으로서 생산성 증가로 인한 임금상승은 지속되지 않으며, ρ_x가 1인 경우는 생산성 증가는 임금에 영구적인 상승효과를 갖는다. 본 연구에서 상정하는 모형에 따르면 생산성은 곧 근로자의 임금에 반영되므로 개별 근로자의 임금 패널 데이터를 이용하여 그 통계적 확률 프로세스를 추정한다. 임금은 생산성 한 단위당 임금(즉, 노동력 효율 단위의 가격) 곱하기 개인의 생산성이므로, 개인 i의 t시점에서의 로그임금은 $\ln w^i_t = \ln w_t + \ln x^i_t$로 쓸 수 있다. 이를 quasi-difference 하면 개별임금은 다음과 같이 표현된다.

$$\ln w^i_t = \rho_x \ln w^i_{t-1} + (\ln w_t - \rho_x \ln w_{t-1}) + \varepsilon^i_{x,t}. \tag{11}$$

모든 근로자에게 공통으로 적용되는 $\ln w_t - \rho_x \ln w_{t-1}$ 은 연간더미(time-dummy)로 대체하여 식 (11)을 추정하면, 지속성 파라미터 ρ_x와 생산성 변화의 표준편차 σ_x에 대한 추정치를 얻을 수 있다. 모든 개인이 나름대로 생산성을 지니고 있는 반면 오로지 노동시장에 참여한 사람의 임금만 관측되므로 단순 최소자승(Ordinary-Least-Square, OLS) 추정치(estimate)는 자기선택(self- selection)의 문제로 인하여, 편의(bias)를 갖게 된다. 이 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 Heckman(1979)의 최우도(Maximum-Likelihood, ML) 추정방법을 사용한다. 식 (11)을 모집단방정식(population equation)으로 보고 자기선택방정식(self-selection equation)은 다음과 같다

고 가정하자:

$$d^i_t = \boldsymbol{Z}^i_t \boldsymbol{b} + u^i_t, \quad u^i_t \sim N(0, \sigma^2_u) \tag{12}$$

여기서 종속변수는 더미변수로서 t기와 $t-1$기의 임금자료가 있다면 $d^i_t = 1$이다. 즉, 두 기간 모두 임금에 대한 자료가 존재하여 모집단 추정식 (11)에 포함되었음을 의미한다. 그리고 $\boldsymbol{Z}^i_t$는 개인별 특성(나이, 교육연수, 성별, 혼인여부, 나이^2, 교육수준^2, 나이 ×교육수준)과 연간더미(year dummies)를 포함한다. 이상의 추정방법을 1998~2002 노동연구원 패널 데이터에 적용하였다.

추정에 사용되는 소득은 근로소득자의 연간 실질근로소득(1998년 소비자물가지수 기준)이다. 연간 근로소득이 1만원 이하인 경우와 탑코드된 자료는 제외시켰다. 이러한 기준을 충족하는 관측치 수는 1만 9,075개였다. <표 Ⅳ-1>은 본 연구에서 사용한 자료의 특성을 요약하여 보여준다. 추정에 사용된 자료의 특성을 간단히 살펴보면, 나이는 18세 이상 65세 이하로 제한하였으며, 평균 나이는 37.2세이다. 여성이 약 39%, 남성이 61%로서 가계의 남성의 노동시장 참가율이 높기에 남성이 비교적 많이 포함되었다. 연간 평균 근로소득은 1,365만원(1998년 기준)이며 최소 24만원부터 1억 7천만원까지 분포한다. 로그로 환산했을 경우, 표준편차는 0.59로서 상당히 넓게 퍼져 있다.

이상의 데이터를 사용한 Heckman의 최우추정법에 의하면 $\rho_x = 0.779$(표준오차는 0.006)와 $\sigma_x = 0.367$로서 Chang and Kim(2005) 연구에서 미국의 PSID에 근거하여 추정한 근로소득의 확률적 과정과 크게 다르지 않았다.[13]

13) Panel Study of Income Dynamics 1979~1992 자료의 경우, $\rho_x = 0.81$

<표 Ⅳ-1> 노동패널 데이터(1998~2002년)의 특성

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
나이	37.2	10.93	18	65
여성 더미	0.39	0.48	0	1
혼인 여부	0.67	0.47	0	1
연간 근로소득: 단위 만원 (1998년 가격 기준)	1,365.8	818.2	24.53	1,7291.1
로그 연간 근로소득	7.05	0.59	3.2	9.76

모형의 다른 파라미터들은 경기변동분석과 노동공급에 대한 실증분석문헌에서 사용되는 수치에서 크게 벗어나지 않은 값들을 사용하였다. 생산함수에서 노동소득분배율 α는 0.64로 미국 데이터를 분석하는 데 흔히 쓰는 값을 그대로 사용하였다. 우리나라의 경우 노동소득분배율이 1970년대 약 40%에서 2005년 현재 약 65%에 이른다. 물론 이와 같은 노동소득분배율 상승이 생산함수의 변화 자체라기보다는 임금결정에 있어 협상력의 변화, 산업구조의 변화 등에 기인하겠으나, 본 연구가 현재 우리나라의 재정정책의 효과를 살펴본다는 점에서 0.64라는 값이 현 경제의 노동소득분배율을 나타내는 데 큰 무리가 없다고 본다. 연간 감가상각률 δ은 10%이다. 감가상각률은 주택 등 소비내구재를 포함하는 경우 이보다 다소 낮으나 일반균형모형에서 흔히 쓰는 값이므로 그대로 사용하기로 한다.

Michigan Time-Use Survey에 따르면 전형적인 가계는 재량적인 시간(discretionary time)의 약 33%를 소득창출 활동에 할애한다(Hill 1984; Juster and Stafford 1991). 이를 토대로 본 연구에서도 일을 하는 경우 총시간의 1/3을 사용한다고 가정한다: $\overline{h} = 1/3$.

과 $\sigma_x = 0.301$로서 임금의 지속성(persistence)이 한국보다 조금 더 높다.

여가의 기간 간 대체탄력성(intertemporal substitution elasticity)은 미국 개별 근로자의 패널 자료를 사용한 추정치의 경우 대부분 0과 0.5 사이다. Lee(2000) 등의 연구에 의하면 기존의 기간 간 대체탄력성의 추정치에 하방편의(downward bias)가 있다고 보고된 바 있어, 여기서는 $\gamma = 0.4$를 사용한다. 실제로 본 연구에서 상정하는 비분리 노동공급의 경우 개별 노동자의 시간 간 대체탄력성이 집계 노동공급탄력성과는 무관하다고 밝혀진 바 있어(예를 들어, Chang and Kim, 2005) 이 파라미터가 본 연구의 결과에 지대한 영향을 미치지는 않을 것으로 예상한다. 노동의 비효용에 대한 가중치인 B에 대해서는 특별한 정보가 없으므로, 균제상태에서 취업률이 60%(노동 패널 데이터 1998~2002년의 평균치)가 되는 값을 찾는다. 할인요소(discount factor) β는 자본시장이 균형을 이루었을 때, 자본의 연간 실질수익률(rate of return to capital)이 4%가 되도록 설정한다.

차입제약 $\overline{a}$는 우리의 모형경제(model economy)에서 평균 연간근로소득에 해당하는 -0.3으로 정하였다. 차입제약은 아무런 담보 없이 빌릴 수 있는 최대금액을 의미하는바, 개인이 일반 신용카드로 최대한 빌려 쓸 수 있는 액수가 연간근로소득 정도라고 가정하는 것은 큰 무리가 없다고 본다. 벤치마크 경제의 경우 기초소득공제액은 0.1이며 소득세율은 20%이다. 이 값들의 경제적 크기는 다음 장에서 모형경제의 균형을 찾은 후 이 값들을 화폐단위로 환산하여 보고한다. 예를 들어, 모형경제에서 노동시장에 참여한 (즉, 고용된) 근로자의 평균근로소득이 2천만원에 해당한다고 할 때, 우리가 상정한 차입제약은 1,125만원, 실효소득공제액은 1,350만원에 해당한다(자세한 내용은 4절 모형경제의 균형 참조).

이상의 논의를 토대로 <표 Ⅳ-2>는 본 연구에서 사용하는 모형 파라미터의 값들을 요약한 것이다. 이 파라미터 값을 가진 경우를

벤치마크 경제(benchmark economy)라 부르기로 한다. 본 연구에서는 이산적인 상태공간(discrete state space)에서 모형경제의 균제균형을 구하는바, 계산과정에 대한 자세한 설명은 부록을 참고하기 바라며, 여기에서는 직관적인 설명만 제시한다.

<표 Ⅳ-2> 벤치마크 경제의 파라미터 값들

파라미터 값	파라미터의 의미
$\alpha = .64$	노동소득분배율
$\beta = .9442$	시간할인요소
$\gamma = .4$	노동공급의 시간 간 대체탄력성
$\boldsymbol{B} = 144.00$	노동의 비효용 파라미터
$\overline{h} = 1/3$	고용시 노동시간
$\rho_x = .779$	노동생산성 충격의 AR(1) 파라미터
$\sigma_x = .367$	노동생산성 충격의 잔차항 표준편차
$\overline{a} = -0.3$	차입제약
$\tau = 0.2$	근로소득세율
$d = 0.1$	기초소득공제

자본시장의 균형이자율이 4%라는 전제하에 개별 경제주체의 최적화 문제를 푼다. 이렇게 해서 형성된 자본의 실질수익률(자본의 한계생산성 마이너스 감가상각률)이 시장이자율 4%와 일치하는지(자본시장청산) 확인한다. 이때 노동시장 참가율이 60%(벤치마크 노동시장 참가율)인지도 함께 확인한다. 자본의 수익률이 상정한 시장이자율 4%보다 높다면 자본형성이 부족한 것으로서(자본의 한계생산성이 체감하므로) 효용함수의 시간할인율에 더 낮은 것을 사용

하여(즉, β를 높여) 가계로 하여금 더 많은 저축을 하도록 한다. 한편, 노동시장 참가율이 60%보다 높으면, 효용함수의 노동의 비효용 파라미터 B를 높여 노동 공급동기를 저해시킨다. 이와 같은 과정을 반복하여 시장이자율 4%, 노동시장 참가율 60%를 이루는 β와 B를 찾는다.

4. 모형경제의 균형

<표 Ⅳ-3>은 벤치마크 경제의 균형변수들을 나타낸 것이다. 노동시장 참가율이 60%, 이자율이 4%가 되도록 노동의 비효용 및 시간 할인율이 선택되었음을 확인할 수 있다. (1인당) 소득은 0.501이며, (1인당) 자본은 1.289, 효율성 단위로 표현한 노동투입은 0.295이다. 이해를 돕기 위해 소득과 자본을 화폐단위로 변환하자. 화폐단위로 표현하기 위해서는 모형의 단위를 화폐단위로 변환하기 위한 화폐의 가격(unit of account)을 책정해야 하는데 노동시장에 참가한 근로자들의 평균소득을 기준으로 삼기로 한다. 본 모형에서 1인당 근로소득은 약 0.318이며 노동시장 참가율(고용률)은 0.6이다. 따라서 근로자의 평균소득은 0.53(=0.3/0.6)이다.

<표 Ⅳ-1>에 의하면 노동패널 데이터의 평균 근로소득이 1998년 가격으로 1,365만원이었다. 근로소득의 명목가치가 연평균 5%로 상승했다고 가정하면 2005년 화폐단위로 약 2천만원이 된다. 따라서 0.53을 2천만원으로 변환시키는 단위(unit of account)는 (2천만원/0.53)로 책정한다. 이 단위에 의해 모형의 1인당 소득을 계산하면 1,875만원으로, 구매력 평가기준 1인당 국민소득에서 크게 벗어나지 않는다. 모형이 함의하는 1인당 자본(또는 자본)은 4,833만원이다. 모형경제에서의 실효소득공제액(최종적으로 세금부담이 0이 되는 근로소득)은 $d + tr/\tau$이다. 기초공제액에 모든 근로자가 정부

로부터 받는 보조금을 소득세율로 나눈 것이다. 본 모형에서 d=0.1로서 연간 375만원에 해당하며, 소득세율이 20%일 경우 균형재정을 충족시키는 1인당 보조금은 0.052(195만원)이다. 따라서 이 경제의 실효소득공제액은 1,350만원(375만원 + 195 만원 ÷ 0.2)이다. 실효세율(또는 평균 조세부담률)은 약 10%로서(= 195만원 ÷ 1,875만원) 현실 데이터와 비교적 유사하다.

<표 Ⅳ-3> 벤치마크 모형경제: $\tau = 0.2,\ d = 0.1$

변 수	모형값	화폐단위 (만원)
1인당 생산(Y)	0.501	1,875
1인당 자본(K)	1.289	4,833
효율성 단위로 표현한 노동(L)	0.295	
근로소득자의 평균근로소득	0.53	2,000
정부보조금(tr)	0.052	195
기초공제(d)	0.1	375
실효소득공제	0.36	1,350
이자율(r)	4.0%	
임금률(w)	1.088	
노동시장 참가율	60%	

[그림 Ⅳ-1] 벤치마크 경제의 세전 세후 소득

[그림 Ⅳ-2] 벤치마크 경제의 소득수준에 따른 세금부담률

5. 모형경제의 소득 및 자산분포

본 연구는 이질적 가계로 이루어진 모형에서 조세정책이 경제 전체의 고용량을 비롯한 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하는 데 그 의의가 있다. 모형경제의 경제주체들의 이질성이 모형의 현실적합성의 한 척도가 될 수 있다. 또한, 재정정책이 각기 다른 소득 및 자산수준의 경제주체들에게 미치는 결과 수치를 받아들이려면 모형의 소득 및 자산분포 자체가 현실 데이터와 크게 괴리되지 않아야 할 것이다. 본 모형의 가계 간 이질성은 소득창출 능력의 차이에서 기인한다. 과연 모형 내 경제주체들의 소득창출 능력이 현실적으로 책정되었는지 살펴보기 위해 모형과 데이터의 횡단면 소득분포를 비교해 보자. [그림 Ⅳ-3]은 벤치마크 경제 및 노동패널 데이터에서 구한 임금근로자들의 소득분포에 대한 로렌즈곡선이다.

[그림 Ⅳ-3] 소득분포의 로렌즈곡선

임금근로자들의 소득분포는 노동연구원 1998~2002년 패널에 근거했으며 1998년 소비자물가지수 기준으로 4개년의 연간 실질소득에 기초한 것이다. 임금소득분포가 실제 노동패널 데이터에 근거했기 때문에 [그림 Ⅳ-3]에서 보듯이 벤치마크 경제의 소득분포가 실제 데이터와 매우 유사하다(지니계수는 모형경제에서 0.293, 노동패널 데이터에서 0.281임). 따라서 본 모형이 상정한 노동생산성 및 임금분포는 실제 경제와 상당히 부합하는 것으로 판단된다.

일반적으로 노동공급 결정에 있어 유보임금에 영향을 미치는 중요한 변수는 개인의 선호 및 부(또는 자산)의 크기라 할 수 있다. [그림 Ⅳ-4]는 모형경제의 자산분포 로렌즈곡선으로 지니계수는 0.774이다. 한국의 경우 개별 가계의 자산에 관한 데이터가 없기 때문에 벤치마크 경제의 자산분포와 현실경제의 그것과는 비교하기가 용이하지 않다. 미국의 Panel Study of Income Dynamics에 의하면 자산의 지니계수가 0.76인 점에 비추어 볼 때, 모형경제가 현실에 부합하는 상당한 자산불평등을 갖고 있는 것으로 판단된다.

[그림 Ⅳ-4] 자산분포의 로렌즈곡선

<표 Ⅳ-4> 벤치마크 경제의 자산 및 소득분포

자산그룹	하위 20%	20~40%	40~60%	60~80%	상위 20%	전체
전체 자산총액 중 차지하는 비중	-3.33	2.91	12.20	26.25	61.98	100
그룹 자산 평균 대 전체 자산 평균의 비	-0.17	0.14	0.61	1.32	3.12	1
전체 근로소득 중 해당 그룹의 기여도	15.58	19.17	20.83	21.87	22.55	100

<표 Ⅳ-4>는 벤치마크 모형의 자산분포를 보다 자세히 나타낸 것이다. 가장 부유한 최상위 20% 그룹이 경제 내 자산의 절반 이상(61.98%)을 보유하고 있으며 이들의 평균자산은 경제 전체 평균의 약 3.12배에 이른다. <표 Ⅳ-5>에 의하면 이들의 노동시장 참가율은 41.4%이다. 이 그룹에 속한 사람들은 많은 자산을 보유하고 있어 소득효과로 인해 여가를 많이 즐긴다. 하지만 이들의 생산성은 상대적으로 높기 때문에 비교적 낮은 노동시장 참가율에도 불구하고, 이 그룹이 벌어들이는 근로소득은 경제 전체 근로소득의 약 22%에 이른다. 자산분포상 상위 20~40%에 해당하는 그룹이 보유한 자산은 경제 전체 자산의 약 26.25%이며, 이들의 평균 자산보유액은 경제 평균의 1.32배에 해당한다. 이들의 노동시장 참가율은 50.7%이고, 전체 근로소득의 21.87%를 번다. 중간 그룹인 상위 40~60%는 전체 자산의 12.2%를 보유하며, 이들의 평균 자산보유액은 경제 평균의 0.61배에 이른다. 노동시장 참가율은 57.6%이며 전체 근로소득의 20.8%를 번다.

하위 20~40% 그룹은 전체의 약 2.9%만을 소유하고 있으며 이들의 평균 보유자산은 경제 전체 평균의 약 0.14배에 해당한다. 노동시장 참가율은 63.3%이며 전체 근로소득의 19.17%를 이룬다. 최하위 20%의 경우, 평균적으로 부채를 안고 있다. 낮은 부채로 인해

노동시장 참가율은 87.2%로 높으며, 이들이 기여하는 근로소득은 전체의 15.88%를 차지한다.

<표 Ⅳ-5> 자산그룹별 노동시장 참가율

(단위 : %)

자산그룹	노동시장 참가율
상위 20%	41.4
20~40%	50.7
40~60%	57.6
60~80%	63.3
하위 20%	87.2

6. 소득세율 인상이 고용 및 주요 거시경제변수에 미치는 영향

<표 Ⅳ-6>은 벤치마크 모형으로부터 소득세율이 20%에서 22%로 2%포인트 인상된 경우, 노동시장 참가율, 자본축적 및 국민총생산에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 근로소득세율이 인상되면 세후임금률 하락에 의해 노동공급을 저해하는 대체효과와 가처분소득 감소로 말미암아 노동공급을 증가시키는 소득효과가 혼재하게 된다. 즉 세후임금률 하락은 재화소비에 비해 여가의 상대가격을 하락시켜 노동공급을 감소(여가소비를 증가)시키지만 세금인상으로 인한 전체적인 소득감소는 (여가가 정상재라는 가정하에서) 재화 및 여가에 대한 소비 모두를 감소시키므로 노동공급을 증가시킨다. 이러한 두 가지 효과의 상대적 차이에 의해 노동공급량이 결정된다.

모형경제의 경우, 전반적으로 대체효과가 소득효과를 압도하여, 소득세율의 2%포인트 인상은 노동시장 참가율을 60%에서

<표 Ⅳ-6> 근로소득세율 22%로 인상시 일반균형효과

(단위 : 만원)

변 수	모형값	화폐
1인당 소득(Y)	0.495	1,856
1인당 자본(K)	1.269	4,758
효율성 단위로 표현한 노동(L)	0.292	
평균 근로소득	0.539	2,021
정부보조금(tr)	0.056	213
기초공제(d)	0.1	375
실효소득공제	0.359	1,346
이자율(r)	4.05%	
임금률(w)	1.086	
노동시장 참가율	58.8%	
재산 계층별		
상위 20%	40.9%	
20~40%	50.0%	
40~60%	56.3%	
60~80%	62.5%	
하위 20%	84.2%	

58.8%로 감소시킨다. 효율성 단위로 표현한 실질노동투입은 0.295에서 0.292로 약 1% 감소한다. 콥더글러스 생산함수의 경우, 자본은 노동과 보완관계에 있으므로 균형자본량도 감소한다(1인당 자본은 4,833만원에서 4,758만원으로 1.5% 감소한다.) 1인당 국민총생산은 1,875만원에서 1,856만원으로 1% 가량 감소한다. 이자율은 연간 4.05%로 아주 미세하나마 높아진다. 자본감소의 양이 총노동투입보다 조금 더 감소하여 유효노동투입당 자본량은 증가한다. 자본-유

효노동 투입비율이 증가하여 자본의 한계생산성은 증가하기 때문이다. 세율인상으로 거둔 세금은 보조금으로 경제주체들에게 분배되므로 1인당 보조금은 195만원에서 213만원으로 약 9% 상승한다. 노동 및 자본의 감소로 소득이 감소했기 때문에 세율인상이 10%(20%에서 22%로)인 데 반해 세수는 9%가 상승했음을 알 수 있다. 전체적으로 실효세율은 10%에서 11.4%(213만원 ÷ 1,856만원)로 인상되었다. 실효소득공제액은 1,350만원에서 1,346만원으로 큰 변화가 없다. 노동시장참여율을 재산그룹별로 보면 자산 최상위 20% 그룹은 41.4%에서 40.9%로 약 0.5%포인트 감소했으며, 최하위 20%는 87.2%에서 84.2%로 약 3.0%포인트 감소하여, 빈곤층의 노동공급이 비교적 더 많이 감소했다. 대체로 2%포인트 세율인상은 소득, 자본, 노동을 모두 감소시키며 특히 빈곤층의 노동공급 감소가 조금 더 컸다. 자본-노동 투입비율 상승으로 이자율(자본의 한계생산성)은 미세하게 증가했으며, 평균근로소득(고용된 사람들의 근로소득 평균)은 약간 증가했으나 이는 상대적으로 생산성이 낮은 노동자의 노동시장 참여 감소가 컸기 때문이다.

7. EITC정책의 일반균형효과

6절의 분석은 세율이 20%에 22%로 인상되었을 때 추가로 확보된 세수가 세율인상 전과 마찬가지로 경제 내 모든 구성원들에게 골고루 나뉜 경우였다. 이제 추가로 확보된 세수를 노동시장에 참여하는 노동자 중 일정 수준(EITC Ceiling) 이하의 근로소득을 버는 노동자에게 고용장려금으로 일정액씩 지급하는 경우를 살펴보자. 이를 EITC정책이라 부른다. 이 정책하에서 기존의 보조금(즉, 20% 소득세율하에서 보장되었던 보조금)은 계속해서 보장된다. 현실에서는 고용장려금의 액수도 근로소득액수에 따라 달리 책정될 수 있으나, 본 연구에서는 일단 일정액씩 지급되는 경우를 살펴보고, 소득

액에 따라 차등 지급되는 경우는 추후 연구과제로 남기기로 한다. 비록 가장 단순한 형태의 고용장려금을 분석하고 있으나, 비동질적 가계로 이루어진 일반균형모형에서 EITC정책을 분석하는 최초의 연구라는 점에서 나름대로 의의가 있다 하겠다.

EITC정책하에서 노동시장에 참여하는 근로자의 경우 예산제약식은 다음과 같이 주어진다.

$$c = wx\overline{h} - \tau \max[wx\overline{h} - d, 0] + tr + tr^{*} I(x \leq \overline{x}) + (1+r)a - a'$$

tr은 EITC 정책실시 이전에 보장되었던 (20% 세율하에서 지급되었던) 보조금 0.052(195만원)이다. 노동시장 참여로 인해 추가로 지급받는 보조금은 tr^{*}이며 근로소득이 d 이하인 경우에 한해서 지급된다. 일하지 않는 근로자의 경우는 예산제약식에 변화가 없다.

$$c = tr + (1+r)\,a - a',$$

EITC정책에 따른 고용장려금 tr^{*}의 크기는 앞서 서술한 균형재정 예산제약식을 만족하는 수준에서 결정된다.

가. EITC 정책 1 : 근로소득 1,556만원 이하시 고용장려금 296만원 지급하는 경우

소득세율이 20%에서 22%로 인상되었을 때 추가로 징수한 세수를 연간 근로소득(EITC ceiling, $\overline{x}$)이 1,556만원 이하 근로자에게 고용장려금으로 지급하는 경우를 살펴보자. 본 연구에서 사용되는 모형에서는 생산성 x에 대하여 이산공간(discrete space)에서 17개

의 그리드 포인트 상정하는바, 연간소득 1,556만원은 다섯 번째 그리드 포인트에 해당한다. 고용장려 지급액은 소득세율 2% 추가로 거두어진 세수를 고용장려금으로 소진하는 (균형 재정) 수준에서 결정되는데 본 모형에서 재정수지균형을 이루는 연간 지급액은 296만원으로 계산되었다.

우선, 이러한 재정정책하에서 소득수준에 따른 세금부담을 살펴보자. [그림 Ⅳ-5]는 세금부담률을, [그림 Ⅳ-6]은 세후소득을 나타낸 것으로 EITC로 인한 고용장려금까지 감안했을 때 연간소득 1,900만원 이하이면 실제로 내는 세금($\tau \max[wx\overline{h} - d, 0]$)보다 정부로부터 받는 보조금의 양($tr + tr^*$)이 커서 실효세율은 0% 이하가 된다. 연간소득이 1,900만원 이상인 경우에는 소득이 상승함에 따라 실효세율이 상승한다.

[그림 Ⅳ-5] EITC 정책하의 실효세율

[그림 Ⅳ-6] EITC 정책하의 세후소득

<표 Ⅳ-7>은 EITC 도입 후의 거시경제 일반균형을 요약한 것으로서, 고용장려금 정책은 고용촉진에 매우 효과적이다. 앞서 근로세율 2%포인트 인상시 노동시장 참가율이 60%에서 58.8%로 줄었는 데 비해, 늘어난 세수가 고용장려금으로 지불되는 경우에는 고용이 61.7%로 증가하여 EITC정책이 경제 전체의 고용증대에 기여함을 확인할 수 있다. 재산계층별로 고용의 변화를 살펴보면 상당히 흥미로운 양상을 볼 수 있다. 하위 20%의 경우, 87.2%에서 96.6%로 증가, 빈곤층 거의 대부분이 노동시장에 참여한다. 고용장려금이 연간 296만원으로 상당한 액수임에 비추어 충분히 예상된 결과라 하겠다.

반면에 재산이 상위 40%의 계층은 노동공급이 오히려 줄어든다. 소득세율 상승으로 인해 자산보유 최상위 계층은 노동공급이 41.1%에서 39.1%로, 상위 20~40% 계층은 50.7%에서 49.5%로 감소한다. 전체적으로 자산이 중간 및 하위(상위 40% 이하) 계층의 노동

공급은 증가한다. 이는 고용장려금의 혜택이 주로 생산성이 낮은 계층에 국한되기 때문이다. 전체적으로 고용은 증가하지만 상대적으로 생산성이 높은 근로자들의 노동공급 감소로 인하여 효율성 단위로 표현한 노동량에는 큰 변화가 없다. 경제 내 대부분의 자본을 형성하는 최상위 계층의 노동공급 감소는 자본축적을 일부 저해하여 경제 내 1인당 자본은 4,833만원에서 4,695만원으로 약 3% 감소한다. 1인당 국민소득은 1,875만원에서 1,864만원으로 약 0.5% 감소한다. 자본감소로 이자율은 4.28%로 조금 증가하며 효율성 단위당 임금률은 1.088에서 1.076으로 약간 하락한다.

<표 Ⅳ-7> EITC 정책도입과 근로소득세율 22% 인상시 일반균형
(연간소득 1,556만원 이하 근로자에게 296만원 지급)

변 수	모형값	화폐 단위 (만원)
1인당 소득(Y)	0.497	1,864
1인당 자본(K)	1.252	4,695
효율성 단위로 표현한 노동(L)	0.295	
평균 근로소득	0.515	1,932
정부보조금(tr)	0.052	195
고용장려금(tr*)	0.078	296
이자율(r)	4.28%	
임금률(w)	1.076	
노동시장 참가율	61.7%	
재산 계층별		
상위 20%	39.1%	
20~40%	49.5%	
40~60%	57.1%	
60~80%	66.2%	
하위 20%	96.6%	

요약하자면, 본 모형에서 2%포인트의 세율인상으로 확보된 세수를 고용장려금으로 지급하게 되면, 고용의 증대에는 상당한 효과를 내는 것으로 보이나, 세율인상에서 비롯된 생산성이 매우 높은 최상위 그룹의 노동공급 감소로 경제 전체의 총생산 또는 1인당 소득에는 큰 영향을 미치지 않으며, 자본축적은 오히려 조금 감소할 것으로 예측된다. 또한 EITC 정책수행에 필요한 인력 및 장비 등에 수반되는 행정비용은 전혀 고려되지 않았음을 주의하여야 하겠다.

나. EITC 정책 2 : 연간소득 1,938만원 이하시 고용장려금 187만원 지급하는 경우

EITC 정책하에서 세율인상에 따른 추가세수를 연간소득 1,938만원(모형에서 여섯 번째 생산성 그리드 포인트) 이하 근로자에게 고용장려금으로 지급하는 경우를 살펴보자. 이 경우 균형재정을 만족시키는 고용장려 보조금은 187만원이 된다. <표 Ⅳ-8>을 보면, 고용장려금의 혜택을 받을 수 있는 계층이 다소 확대되어, 고용은 62.1%로 조금 더 증가한다. 특히 재산이 하위 20%인 계층은 거의 모두 노동시장에 참여함(참여율 99.7%)을 볼 수 있다. 그 밖의 계층들의 노동시장 참여율은 앞의 경우와 대동소이하다. 1인당 국민소득도 앞서 살펴본 경우보다도 3만원 가량 증가하여 1,867만원이 되나 세율인상 이전 수준인 1,875만원에는 못 미친다. 1인당 자본은 4,696만원으로 조금 증가하나 역시 세율인상 전 수준인 4,833만원보다는 작다. 이자율은 4.3%로서 세율인상 전인 4%보다는 0.3%포인트 증가했다(자본이 줄었으므로 우하향하는 자본의 한계생산성곡선을 따라 자본의 한계생산성이 조금 상승). 대체로 거시경제 주요 변수들이 EITC 상한소득이 1,556만원인 경우와 크게 다르지 않았다.

<표 Ⅳ-8> EITC 정책도입과 근로소득세율 22% 인상시 일반균형
(연간소득 1,938만원 이하 근로자에게 187만원 지급)

변 수	모형값	화폐 단위 (만원)
1인당 소득(Y)	0.498	1,867
1인당 자본(K)	1.252	4,696
효율성 단위로 표현한 노동(L)	0.296	
평균 근로소득	0.515	1,920
정부보조금(tr)	0.052	195
고용장려금(tr*)	0.050	187
이자율(r)	4.31%	
임금률(w)	1.075	
노동시장 참가율	62.1%	
재산 계층별		
상위 20%	38.8%	
20~40%	49.3%	
40~60%	57.0%	
60~80%	65.8%	
하위 20%	99.7%	

다. 기타 경우

이제 고용장려금의 지급기준이 되는 생산성 $\overline{x}$가 각기 0.267, 0.333, 0.415, 0.517, 0.644, 0.802, 1.00, 1.24인 경우를 함께 비교해 보자. 본 연구에서 생산성 x에 대해 이산공간(discrete space)에서 17개의 그리드 포인트를 상정하는바, 이 값들은 3번째로부터 10번

째 그리드 포인트에 해당하는 값들이다. 화폐단위로 표시하면 연간 근로소득이 각 1,001, 1,248, 1,556, 1,938, 2,415, 3,007, 3,750, 4,618 만원일 경우에 해당한다. 고용장려금이 연간 근로소득이 4천만원 이상의 근로자에게까지 지급되기는 어려울 것이라는 점에서 실현가능한 EITC 적용 소득상한(ceiling)의 모든 경우를 포함한다고 하겠다.

[그림 Ⅳ-7]은 고용장려금 지급의 상한선인 EITC ceiling 소득이 1천만원에서부터 4,618만원에 이르는 경우의 균형고용량(노동시장참가율)을 나타낸 것이다. EITC 지급의 상한이 1천만원인 수준에서는 고용이 EITC 정책실시 이전과 같은 수준인 60%임을 볼 수 있다. 즉 EITC 지급상한이 너무 낮으면 정책의 수혜를 받게 되는 근로자층이 많지 않아 EITC 정책이 전체적인 고용증대에 기여하지는 못한다. 지급상한 소득이 올라감에 따라 고용이 증가하며 EITC ceiling이 2,400만원에 이를 때 고용효과는 극대화되어, 노동시장 참가율이 62.3%에 이른다. 반면 EITC ceiling이 2,400만원 이상이면 고용효과는 서서히 감소됨을 볼 수 있다. 이는 고용장려금의 혜택이 더 넓은 소득계층으로 확대될수록 균형재정하에서 근로자 1인당 돌아가는 장려금의 크기는 줄어들어 고용 창출효과가 감소되기 때문이다.

[그림 Ⅳ-8]은 EITC 적용 소득상한 변화시 균형재정을 만족시키는 고용장려금의 크기를 나타낸 것으로, EITC 혜택을 받는 소득의 상한이 1천만원일 때 고용보조금의 크기는 무려 892만원에 이르나 상한이 2천만원에 이르면 수혜 근로자의 범위가 확대되어, 장려금의 크기는 180만원까지 감소하게 된다. EITC 소득상한이 3천만원에 이르면 균형재정을 만족시키는 장려금의 크기가 100만원 이하가 되어 노동시장에 참가할 인센티브가 상당히 적어짐을 볼 수 있다.

[그림 Ⅳ-7] 고용장려금 상한소득 변화에 따른 고용효과

[그림 Ⅳ-8] 고용장려금 상한소득과 고용장려금의 크기

이제 EITC ceiling 변화에 따른 생산, 이자율을 거시경제변수의 변화로 살펴보자. [그림 Ⅳ-9]는 고용장려금 지급상한 변화에 따른 1인당 국민총생산을 나타낸 것이다. 고용장려금 수혜범위가 높은 소득수준으로 확대될수록 국민총생산은 증가함을 알 수 있다. 이는 생산성이 높은 고소득 근로자의 근로의욕을 고취하여 효율적 단위로 표현한 노동투입이 늘어나고, 나아가 경제 내의 자본형성을 촉진하기 때문이다.

[그림 Ⅳ-7]에서 보았듯이, EITC 적용 소득상한이 2,400만원을 넘어서면서 전체 고용은 조금씩 줄어드는 반면, 생산성이 높은 근로자의 노동시장 참가율은 상대적으로 조금씩 증가하기 때문에 1인당 국민총생산은 증가한다.[14] [그림 Ⅳ-10]은 EITC 적용대상 소득상한 변화에 따른 효율적 단위로 환산한 노동투입을 보여준다.

[그림 Ⅳ-9] 고용장려금 상한소득과 1인당 국민총생산

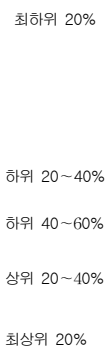
14) 이 부분은 [그림 Ⅳ-12]를 통해 추론이 가능하다.

[그림 Ⅳ-10] 효율적 단위로 표현한 노동투입

[그림 Ⅳ-11] EITC 상한소득과 1인당 자본량

EITC 적용범위가 확대됨에 따라 효율적 단위로 환산한 노동투입은 계속해서 늘어남을 확인할 수 있다. EITC 지급 상한소득의 확대로 인하여 중간소득 계층의 노동참가율이 증가하며 고용보조금 수혜로 이들의 가처분소득도 늘어나므로, 경제 내의 자본형성이 다소 촉진된다. [그림 Ⅳ-11]에서 보듯이 1인당 자본은 계속 상승하며, 이에 따라 노동의 한계생산이 증가하게 된다. 이 또한 1인당 생산증가에 일부 기여한다.

[그림 Ⅳ-12] EITC 상한소득 변화에 따른 자산계층별 노동시장 참가율



마지막으로 자산보유 계층별 노동시장 참가율을 살펴보자. [그림 Ⅳ-12]는 EITC 소득상한 확대시 자산그룹별(자산이 최하위 20%, 하위 20~40%, 상위 40~60%, 상위 20~40% 및 최상위 20%) 노동시장 참가율을 나타낸 것이다. EITC 상한이 연간소득 2천만원에 이를 때 최하위 그룹의 노동시장 참가율은 거의 100%에 이르고 그

후로는 감소한다. 이는 [그림 Ⅳ-8]에서 보았듯이 고용장려금을 지급받는 계층이 확대됨에 따라 고용보조금의 크기가 감소하기 때문이다. EITC 상한소득이 3,300만원에 이르면 하위 20~40% 그룹의 노동시장 참가율이 70%로 최고조에 이르며, 수혜 상한소득이 3,800만원으로 확대되면 중산층(재산이 상위 40~60%)의 노동시장 참가율이 60%까지 증가한다.

이상의 논의를 요약하면 다음과 같다. 주어진 세율 2%포인트 인상시 고용장려금 수혜 상한소득이 1천만원 이하이면 수혜대상 인구가 적어 고용확대 효과는 거의 없다. 고용수혜 상한소득이 2천만원까지 확대되는 경우 고용은 최고 2.3%포인트까지 증가시킬 수 있으나, 국민총생산에는 큰 영향이 없으며 경제 내 자본형성은 오히려 다소 감소할 수도 있다. 한편 고용장려금 수혜 소득상한이 넓어질수록 생산성이 높은 근로자의 노동시장 참가의욕이 고취되어 1인당 국민총생산 및 자본은 다소 증가할 수 있다. 그러나 이 경우 1인당 고용장려금의 크기가 감소하기 때문에 애초의 EITC 정책의 취지(빈곤계층의 노동시장 참여확대)는 희석될 소지가 많다.

라. EITC 정책 도입시 실현가능한 정책조합 (Feasible Policy Mix)

고용장려금 정책을 실시하는 경우, 얼마만큼의 추가적인 재정이 필요한가를 예측하는 일은 정책당국자의 입장에서 고용효과 못지않게 중요한 사항이다. 정책실시 후 생산, 고용, 임금, 이자율 등 거시경제변수들이 변화하게 되므로 부분균형모형으로는 정책시행시 실제로 수반될 비용 및 재정확보를 가늠하는 데 다소 한계가 있을 수 있다. 일반균형모형은 이런 점에서 부분균형모형 분석의 한계를 보완할 수 있다. 본 연구에서는 소득세율의 2% 인상시에 균형재정과 거시경제 일반균형을 동시에 이루는 고용장려금의 액수를 계산하였

다. 바꾸어 말해서, 본 모형에서 제시하는 EITC 상한소득과 균형재정하의 보조금의 크기(tr^* , $\overline{x}$)는 정책시행시 재정수지균형을 얻는 정책조합으로도 해석할 수 있다. <표 Ⅳ-9>는 근로소득세율이 20%에서 22%로 2%포인트 인상되었을 때 실현가능한 재정정책조합(feasible policy mix)을 보여준다. 세율이 22%로 고정되었더라도 근로소득 차이로 인해 세수의 변화가 있기 때문에 1인당 세금부담 증가액은 정책조합에 따라 다소 차이를 보였으나 (최저 15만원에서 18만원), 그 차이가 그리 크지 않으므로 여기서는 그 값들을 제시하지 않는다.

<표 Ⅳ-9> 근로소득세율 22%로 인상시 균형재정 EITC 정책조합

(단위 : 만원)

EITC 적용 소득범위	고용장려금
0~1001	892
0~1248	483
0~1556	296
0~1938	187
0~2415	128
0~3007	103
0~3750	76.5
0~4618	56.2

8. 일반균형분석 결과요약 및 정책적 함의

비동질적 가계로 이루어진 일반균형모형을 이용하여 소득세율이 20%에서 22%로 인상된 경우, 2가지 재정정책의 효과를 살펴보았다. 구체적으로 검토된 재정정책은 조성된 재원이 경제 내 구성원 모두에게 골고루 이전되는 방안과 조성된 재원이 일정 소득 이하의

근로자에게 일정액의 장려금으로 지급되는 EITC 방안이다.

경제 내 존재하는 모든 사람에게 Lump-sum형태로 공평하게 나누어주는 방안하에서는 대체효과가 소득효과를 압도하여 전체적으로 노동시장 참가율이 줄어든다. 모형의 경우 고용률이 60%에서 58.8%로 감소하였다. 소득세율 인상으로 인한 고용량 감소는 생산 및 자본축적의 감소로도 이어져 전체적으로 국민총생산은 약 1%, 총자본량은 1.5% 감소하였다. 또한 고용은 재산보유 정도와 관계없이 모든 계층에서 감소하였다.

인상된 세율로 인해 증가한 세수를 고용장려금으로 사용하는 경우, 고용장려금의 수혜여부를 결정하는 소득상한액에 따라 EITC 정책은 다양한 효과를 보였다. 연간소득 1,556만원 이하의 근로자에게 고용장려금을 지급하는 경우, 세율의 2%포인트 상승에서 오는 세수는 근로자 1인당 296만원을 주는 수준에서 균형재정을 이룰 수 있었다. 이 경우 저소득 계층의 근로의욕 고취로 고용은 61.7%로 증가한다. 특히 재산보유가 경제 내 최하위 20% 그룹의 경우 노동시장 참가율이 87.2%에서 96.6%에 육박한다. 그러나 고소득 계층(재산이 상위 40%)은 세율인상으로 인한 세후 근로소득 감소로 노동시장 참가율이 다소 감소했다. 생산성이 높은 고소득 계층의 노동공급 감소로 인해 전체적인 고용증가에도 불구, 국민총생산은 0.5%, 총자본량은 3% 감소하였다. 고용장려금의 수혜범위를 확대시킬수록 (즉 EITC 소득상한이 높아질수록) 한편으론 수혜대상이 늘어나 고용을 증가시키나 균형재정을 충족시키기 위해서 1인당 장려금의 크기는 줄어들어 전체 고용을 늘리는 데는 어느 정도 한계가 있음을 볼 수 있었다. 고용장려금 수혜의 범위가 연간 소득 2천만원일 때 고용은 62.5%로 극대화되었으며 수혜범위가 더 확대되면 경제 전체 고용량은 서서히 감소하였다. 한편 수혜범위가 확대될 때 국민총생산 및 자본형성은 수혜범위가 연간소득 3,500만원일 때까지는 계속 증가하였다. 이는 생산성이 높은 근로자의 노동공급

이 촉진되어, 고용이 다소 감소함에도 불구하고 효율단위로 측정한 노동투입량이 늘었기 때문이다.

결론적으로 EITC와 같은 근로자 지원정책 재원을 소득세로 마련할 경우 전체적인 노동시장 참가율을 유효하게 증대시킬 수 있음을 보여주어 향후 저출산 등으로 인한 노동공급 감소에 유효한 정책대안으로 이용될 수 있음을 보여준다. 다만 시장에 참여하는 근로자를 위한 보조금 재정마련을 위해 지나치게 높은 세금이 부과된다면 세율인상에 따른 자본축적이 저해되며 결과적으로 국민총생산 증대에 기여하는 바는 그리 크지 않은 것으로 파악된다. 동시에 본 분석결과는 소득세율 변화에 따른 개인의 노동공급시간(intensive margin) 변화를 고려하고 있지 않은 한계가 있으며 또한 EITC 정책수행에 따른 행정비용이 고려되지 않았다. 실제 정책이 실시될 경우, 개별 근로자의 고용여부, 소득의 파악 등에 많은 비용이 소모될 것을 고려할 때, EITC 정책이 빈곤층의 고용기회 확대 등 분배개선의 정책으로는 효과가 기대되나, 국민총생산을 극대화시키는 효율성의 측면에서는 그 효과에 한계가 있을 것으로 본다.

Ⅴ. 결론 및 정책시사점

최근 경제가 발전함에 따라 공정한 시장의 관리자 및 국민복지의 대변자로서 정부의 역할이 증대되고 있고, 이를 위한 조세징수와 조성된 재원의 지출방법, 즉 재정정책이 경제에 큰 영향을 미치고 있다. 경제적으로 가장 바람직한 조세정책과 재정정책은 시장의 가격구조를 왜곡시키지 않는 것이나 조세부담의 형평성, 재정정책의 목적, 그리고 그 대상의 설정 등에서 이와 상충되는 정책목표가 제시되기도 한다. 이러한 현실 속에서 조세 및 재정정책으로 인한 경제적 영향을 분석하는 것은 소극적으로는 연금과 같은 의무 재정지출이 미치는 경제적 영향에 대한 대비를 가능하게 하고 적극적으로는 재원조달과 재정정책의 조합을 경제적 왜곡이 가장 적은 방향으로 추진해 나가는 데 도움이 된다.

본 연구에서는 조세·재정정책이 노동시장 참가율에 미치는 영향을 부분균형분석과 일반균형분석을 이용하여 분석하였다. 일반균형분석의 경우 추가적으로 국내총생산, 총자본스톡에의 영향을 살펴볼 수 있어 조세 및 재정정책의 유효성을 종합적으로 판단할 수 있는 장점도 있다. 구체적으로 분석대상인 조세정책은 노동시장에 큰 영향을 미치는 소득세이며 재정정책은 부분균형분석에서는 연금, 일반균형분석에서는 이전소득(보조금)을 대상으로 했다.

부분균형분석 모형에서는 소득세제도에 따라 달라지는 노동소득과 소득효과를 나타내는 비노동소득의 영향을 살펴보고 추가적으로 향후 제도의 성숙에 따라 급속한 변화가 예상되는 연금제도의 영향을 분석했다. 이전의 많은 연구들이 경제활동 참가 여부가 소득자

료의 유무로 인해 구분되는 quasi-complete binary data문제로 인하여 기대노동소득과 비노동소득의 영향을 직접적으로 분석하지 못하고 교육수준 혹은 주택소유 여부를 소득과 재산소득의 대리변수로 하는 간접적인 방법을 이용하였다. 그러나 이러한 간접적인 접근방법은 분석의 정확성이 떨어지는 동시에 자료의 내생성문제도 존재한다. 본 연구에서는 기대노동소득의 추정을 통해 quasi-complete binary data문제를 해결하고 기대노동소득 및 비노동소득의 직접적 영향을 분석하였다. 이러한 접근법은 명시적으로 조세변수를 포함하고 있지 않으나 소득세의 부과가 결과적으로 세후소득의 감소로 나타나므로 이에 근거하여 개인의 경제활동 참가 여부에 미치는 영향을 알 수 있다.

분석결과에 따르면 전체 성인의 경우 기대노동소득은 경제활동 참가를 유인하는 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났으며 그 절대적 크기도 연령(Age) 다음으로 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 기대노동소득은 개인의 경제활동 참가확률을 높이는 방향으로 작용하여 임금상승 등을 통한 기대소득 증가가 비경제활동인구의 노동시장 참가를 촉진할 수 있음을 보여준다. 특히 현재 정부가 도입을 추진중인 EITC(Earned Income Tax Credit)제도의 경우 세후 소득의 증가를 유도하므로 기존의 근로자뿐만 아니라 비경제활동인구의 노동시장 참여로 재정수요가 크게 증가할 수 있음을 보여준다. 우리나라의 경우 여성의 경제활동 참가율이 낮은 점을 고려하면 여성의 경제활동 참가로 인한 재정수요 증대가 예상될 수 있다.

한편 소득효과를 살펴보기 위해 도입한 비노동소득변수는 통계적으로 유의한 음(－)의 효과를 보여주어 비노동소득이 증가함에 따라 경제활동 참가확률은 낮아짐을 알 수 있었다. 경제활동 참가확률에 미치는 상대적 영향의 크기는 기대소득변수보다는 매우 작게 나타나 intensive margin의 연구에서 드러나는 일반적인 연구결과

와 유사하게 나타났다. 가구주의 노동소득 영향은 비가구주의 경제활동 참가확률에 유의미한 음(－)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구주의 노동소득이 높을수록 비가구주 성인의 경제활동 참가확률은 낮아지고 그 상대적 크기 또한 비노동소득의 영향보다 상당히 큰 것으로 추정된다. 이는 노동소득이 경제활동 참가유인에의 영향이 비노동소득보다 크다는 것을 보여주는 동시에 가구주의 노동소득 영향이 소비단위를 형성하는 가구 구성원에게 상당한 영향을 미치고 있음을 시사한다. 따라서 노동시장의 경직화로 인해 정규직과 비정규직의 임금차이가 큰 우리의 현실은 향후 비가구주의 경제활동참가 유도가 쉽지 않음을 짐작케 해 준다.

45세 이상 연령구간별 분석에서는 기대노동소득변수의 유의성이 낮은 것으로 나타나는데 이는 노동시장의 경직성으로 퇴직 후 새로운 일자리로의 진입이 쉽지 않기 때문으로 판단된다. 또한 연령변수의 영향이 연령이 높아질수록 크게 증가하여 개인의 경제활동 참가 결정에 가장 유의한 변수임을 알 수 있었다. 조기노령연금의 수급가능 연령인 55~59세의 경우 노령연금의 수급이 경제활동 참가를 유의미하게 낮추어주는 요인으로 작용하였다. 노령연금의 지급으로 노후소득 획득의 부담이 줄어듦에 따라 고령층의 경제활동 참가유인이 낮아지기 때문이다. 이러한 결과는 향후 국민연금제도의 수급대상이 늘어날 경우 동 계층의 경제활동 참가율이 급격하게 낮아질 수 있음을 보여준다.

한편 국민연금제도의 연금지급구조가 개인의 경제활동 참가결정에 미치는 영향을 기대연금자산의 변화 혹은 기대소득과 연금자산 변화의 합이라는 두 변수를 이용하여 살펴보았다. 기대연금자산의 변화는 조기노령연금 수급이 가능한 55~59세 구간에 있어 경제활동 참가확률과 동일한 방향으로 10% 유의수준하에서 유의하게 움직임을 알 수 있었다. 즉 추가적인 노동으로 인해 미래 기대연금이 증가하면 경제활동 참가확률이 증가하고 감소하게 되면 줄어들어

개인의 경제활동 참가결정에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 경제활동에 참여하게 되면 기본연금보다 감액된 재직자노령연금을 수급할 수 있는 60~64세 구간에서도 기대연금자산 변화를 나타내는 변수는 경제활동 참가결정에 10% 유의수준하에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 추가적인 노동으로 인한 노동소득을 기대연금 변화액에 더한 변수(기대소득)를 이용할 경우 두 분석대상 연령구간대의 경우 경제활동 참가결정에 유의한 영향을 발견하지 못하였다. 이는 기대임금의 추정과정 등을 통해 나타날 수 있는 측정오차(measurement error), 동 연령계층에서 나타나는 노동시장의 경직성, 일자리의 편향성 등으로 인해 실질적인 효과를 발휘하기 어려운 점을 반영하는 것일 수 있다.

한편 국민연금수급 대상자의 수가 많지 않은 점을 고려하여 조기노령연금과 재직자노령연금 수급가능자(55~64세)를 통합하여 분석한 결과에 따르면 개별분석과 비슷한 결과를 보이며 기대연금자산 변화(passch) 변수의 경우 통계적 유의성이 1.6% 수준으로 높아졌다. 이러한 결과는 현재 우리나라 국민연금의 낮은 감액률로 인해 추가노동에 대한 개인의 기대연금자산변화가 음(-)의 값을 갖는 것을 고려하면 국민연금제도가 조기노령연금에 감액률을 지나치게 낮게 적용하여 동 계층의 경제활동 참가율을 낮추어주고 있는 것을 시사한다. 따라서 향후 조기노령연금 및 재직자노령연금의 감액률 변화를 통해 근로자들의 경제활동 참가율을 제고할 수 있음을 보여준다. 즉 현재 동일한 감액률이 적용되는 연령별 감액구조의 변경을 통해 조기은퇴 유인을 감소시키는 방향으로 경제적 인센티브를 강화할 수 있으며 이러한 정책의 효과는 고령계층의 일자리 창출정책과 결합되면 크게 확대될 수 있다.

일반균형분석의 경우, 비동질적 가계로 이루어진 일반균형모형을 이용하여 소득세율 20%에서 22%로 인상되는 경우, 두 가지 재정정책의 효과를 살펴보았다. 구체적으로 검토된 재정정책은 조성된

재원이 경제 내 구성원 모두에게 골고루 이전되는 방안과 조성된 재원이 일정 소득 이하의 근로자에게 일정액의 장려금으로 지급되는 EITC 방안이다. 분석결과에 따르면 모든 사람에게 Lump-sum 형태로 공평하게 세수를 나누어주는 방안하에서는 대체효과가 소득효과를 압도하여 전체적으로 노동시장 참가율이 줄어든다. 모형의 경우 고용률이 60%에서 58.8%로 감소하였다. 소득세율 인상으로 인한 고용량 감소는 생산 및 자본축적의 감소로도 이어져 전체적으로 국민총생산은 약 1%포인트, 총자본량은 1.5%포인트 감소하였다. 또한 고용은 재산보유 정도와 관계없이 모든 계층에서 감소하였다.

인상된 세율로 인해 증가한 세수를 고용장려금으로 사용하는 경우, 고용장려금의 수혜여부를 결정하는 소득상한액에 따라 EITC 정책은 다양한 효과를 보였다. 연간소득 1,556만원 이하의 근로자에게 고용장려금을 지급하는 경우, 세율의 2%포인트 상승에서 오는 세수는 근로자 1인당 296만원을 주는 수준에서 균형재정을 이룰 수 있었다. 이 경우 저소득 계층의 근로의욕 고취로 고용은 61.7%로 증가한다. 특히 재산보유가 경제 내 최하위 20% 그룹의 경우 노동시장 참가율이 87.2%에서 96.6%에 육박한다. 그러나 고소득 계층(재산이 상위 40%)은 세율인상으로 인한 세후 근로소득 감소로 노동시장 참가율이 다소 감소했다. 생산성이 높은 고소득 계층의 노동공급 감소로 인해 전체적인 고용증가에도 불구, 국민총생산은 0.5%포인트, 총자본량은 3%포인트 감소하였다.

고용장려금의 수혜범위를 확대시킬수록 (즉 EITC 소득상한이 높아질수록) 한편으론 수혜대상이 늘어나 고용을 증가시키나 균형재정을 충족시키기 위해서 1인당 장려금의 크기는 줄어들어 전체 고용을 늘리는 데는 어느 정도 한계가 있음을 볼 수 있었다. 고용장려금 수혜의 범위가 연간 소득 2천만원일 때 고용은 62.5%로 극대화되었으며 수혜범위가 더 확대되면 경제 전체 고용량은 서서히 감소하였다. 한편 수혜범위가 확대될 때 국민총생산 및 자본형성은

수혜범위가 연간소득 3,500만원일 때까지는 계속 증가하였다. 이는 생산성이 높은 근로자의 노동공급이 촉진되어, 고용이 다소 감소함에도 불구하고 효율단위로 측정한 노동투입량이 늘었기 때문이다.

결국 EITC와 같은 근로자 지원정책 재원을 소득세로 마련할 경우 전체적인 노동시장 참가율을 유효하게 증대시킬 수 있음을 보여주어 향후 인구구조 변화에 따른 절대적 노동공급 감소에 유효한 정책대안으로 이용될 수 있음을 보여준다. 다만 시장에 참여하는 근로자를 위한 보조금 재정마련을 위해 지나치게 높은 세금이 부과된다면 세율인상에 따른 자본축적이 저해되며 결과적으로 국민총생산 증대에 기여하는 바는 그리 크지 않은 것으로 파악된다. 동시에 본 분석결과는 소득세율 변화에 따른 개인의 노동공급시간(intensive margin) 변화를 고려하고 있지 않은 한계가 있으며 또한 EITC 정책수행에 따른 행정비용이 고려되지 않았다. 실제 정책이 실시될 경우, 개별 근로자의 고용여부, 소득의 파악 등에 많은 비용이 소모될 것을 고려할 때, EITC 정책이 빈곤층의 고용기회 확대 등 분배개선의 정책으로는 효과가 기대되나, 국민총생산을 극대화시키는 효율성의 측면에서는 한계가 있을 것으로 본다.

참 고 문 헌

김종면・이철희・전영준,『고령화 현상에 수반되는 사회경제 변수 및 의료지출의 변화』, 한국조세연구원, 2003.

나성린・남재량・문춘걸,「조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구」,『공공경제 제7권』, 2002, pp. 3~25.

이철인,「소득과세가 인적자본의 형성에 미치는 영향: 일반균형분석」,『경제학연구』 제52편 3호, 2004, pp. 145~176.

Aiyagari, Rao S., "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Savings," *Quarterly Journal of Economics* CIX, 1994, pp. 659~683.

Aiyagari, Rao S., Lawrence. J. Christiano, and Martin Eichenbaum, "The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption," *Journal of Monetary Economics* 30 (1), 1992, pp. 73~86.

Altonji, Joseph, "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy* 94, 1986, pp. s176~s215.

Auerbach, A. J., and L. J. Kotlikoff, *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, 1987.

Chang, Yongsung, and Sun-Bin Kim, "From Individual to Aggregate Labor Supply: Quantitative Analysis based on a Heterogeneous-Agent Macroeconomy," *International Economic Review*, forthcoming, 2005.

Chun, Young-Joon, "Economic Effects of Work-Oriented

Welfare Policies in the Presence of Uncertainty on Job Opportunity" Mimeo, Incheon University, 2004.

Coleman, T., Essays on Aggregate Labor Market Business Cycle Fluctuations Ph. D. Dissertation, University of Chicago, 1984.

Díaz-Giménez, Javíer, Vincenzo Quadrini, and José-Víctor Ríos-Rull, 1997, "Dimensions of Inequality: Facts on the U.S. Distributions of Earnings, Income, and Wealth," *Quarterly Review* 21 (2), pp. 3~21.

Duval, Romain, "The Retirement Effects of Old-Age Pension and Early Retirement Schemes in OECD Countries," ECO/WKP(2003)24.

Frisch, Ragnar, 1959, "A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors," *Econometrica* 27, pp. 177~196.

Ghez, Ricardo G., and Gary Becker, "The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle," New York, *National Bureau of Economic Research*, Columbia University Press, 1975.

Gruber, Jonathan, David Wise, "Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation," *NBER Working Paper Series*, Working Paper 9407, 2002.

_____, "Social Security Programs and Retirement Around the World," NBER Working Paper Series, *Working Paper* 6134, 1997.

Haim, Bradley, On Structural Labor Supply Estimation When Budget Constraints is Nonlinear, Ph.D. Dissertation,

Northwestern University, 2002.

Hansen, Gary D., "Indivisible Labor and the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics* 16, 1985, pp. 309~327.

Heckman, James, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47 (1), pp. 153~162.

_____, "Comments on Ashenfelter and Kydland Papers," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 21, 1984, pp. 209~224.

Hill, M. S. "Pattern of Time Use," In Time, Goods and Well-Being, ed. F. Thomas Juster and Frank P. Stafford, Ann Arbor: University of Michigan Press, 1984.

Judd, Kenneth L., "The Welfare Cost of Factor Taxation in a Perfect Foresight Model," *Journal of Political Economy* 95(4), 1987, pp. 675~709.

Juster, F. T., and F. P. Stafford, "The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavior Models, and Problems of Measurement," *Journal of Economic Literature* 29, 1991, pp. 471~522.

Lee, Chul-In, "The Effects of The Korean Income Taxation on Labor Supply and Welfare: A Piecewise-Linear Budget Constraint Approach Combined with Ⅳ Estimation," *The Korean Economic Review*, Vol. 20, No. 2, 2004.

_____, "Sample Bias in IV estimation of Intertemporal Labor Supply Models: Is the Intertemporal Substitution Elasticity Really Small?", *Review of Economics and Statistics* 83 (4) 2001.

Lucas, Robert E. Jr., and Leonard Rapping, "Real Wages, Employment, and Inflation," *Journal of Political Economy* 77, 1969, pp. 721~754.

MaCurdy, Thomas, "An Empirical Model of Labor Supply in a Life Cycle Setting," *Journal of Political Economy* 88, 1981, pp. 1059~1085.

_____, "Work Disincentive Effects of Taxes: A Reexamination of Some Evidence," *American Economic Review* Vol. 82, No. 2, 1992, pp. 243~249.

OECD, "Coping with ageing : a dynamic approach to quantify the impact of alternative policy options on future labor supply in OECD countries," Economics dept. Working Papers No, 371, 2004.

Pencavel, John, "Labor Supply of Men: A Survey," *Handbook of Labor Economics*, 1986.

Prescott, Edward, "Theory Ahead of Business Cycle Measurement," Carnegie-Rochester Conference Series of Public Policy 25, 1986, pp. 11~44.

Ríos-Rull, José-Víctor, "Computation of Equilibria in Heterogeneous-Agents Models," Computational Methods for the Study of Dynamic Economies, ed. Ramon Marimon and Andrew Scott, New York: Oxford University Press, 1999.

Rogerson, Richard, "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium," *Journal of Monetary Economics* 21, 1988, pp. 3~16.

Tauchen, George, "Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions," *Economics Letters* 20, 1986, pp. 177~181.

Webb, Mandy C., Wilson, Jeffrey R. and Jenny Chong, “An Analysis of Quasi-complete Binary Data with Logistic Models: Applications to Alcohol Abuse Data,” *Journal of Data Science*, 2004, pp. 273~285.

<부록> 균제균형 계산방법

균제상태에서는 요소가격뿐만 아니라 근로자들의 분포 $\mu(x,a)$ 또한 변하지 않는다. 시간불변(time invariant) μ을 구함에 있어서는 Ríos-Rull(1999)이 제안한 알고리즘을 사용한다. 할인요소 β에 대해서는 연간 실질 수익률이 4%일 때 자본시장이 청산되는 값을 구한다. 균제상태에서의 균형을 계산하는 것은 결국 가치함수(value function)를 찾고 그에 상응하는 결정규칙(decision rule)과 시간불변분포 $\mu(x,a)$를 구하는 것이다. 이 과정을 단계별로 설명하면 다음과 같다.

첫째, x와 a에 대한 그리드 포인트(grid points)를 선택한다. 그리드의 숫자는 각각 N_x, N_a로 표시한다. 보유자산 a_i의 범위는 $[-0.3\ ,\ 32]$이며 벤치마크 경제의 경우 평균적인 보유자산은 1.27이다. 자산의 그리드 포인트는 반드시 일정한 간격을 두고 배열하지는 않는다. 보유자산이 적은 근로자들의 저축 결정에 대해 보다 정확한 근사치를 얻기 위해, 낮은 정도의 자산영역에 더 많은 포인트를 배정한다. 생산성 x_j에 대해서는 $\ln x_j$들이 $\pm 3\sigma_x/\sqrt{1-\rho_x^2}$의 범위 내에서 일정한 간격을 두고 포인트가 배열되도록 N_x를 구성한다.

β가 주어진 상태에서, 개별 상태(individual state)의 각각의 그리드 포인트에서 (3)의 개별 근로자 최적화문제를 푼다. 이 단계에서, 자산보유 $a'(a_i,x_j)$와 노동공급 $h(a_i,x_j)$에 대한 최적결정규칙(optimal decision rule)을 다음 과정을 통해 얻는다.

가치함수 $V_0^E(a_i, x_j)$, $V_0^N(a_i, x_j)$, and $V_0(a_i, x_j)$을 초기화한다.

각 그리드 포인트에서 (1), (2), (3)을 계산함으로써 가치함수(value function) 값을 갱신(update)한다:

$$V^{E_1}(a_i, x_j) = \left\{(w\bar{h}x_j + (1+r)a_i - a', 1-\bar{h}) + \beta\sum_{j=1}^{N_x} V_0(a', x_{j'})\pi_x(x_{j'} \mid x_j)\right\} \tag{13}$$

$$V^{N_1}(a_i, x_j) = \max\left\{u((1+r)a_i - a', 1) + \beta\sum_{j=1}^{N_x} V_0(a', x_{j'})\pi_x(x_{j'} \mid x_j)\right\} \tag{14}$$

and

$$V_1(a_i, x_j) = \max\left\{V_1^E(a_i, x_j),\ V_1^N(a_i, x_j)\right\} \tag{15}$$

x의 이행확률 $\pi_x(x_{j'}|x_j)$는 그 임금 패널 데이터에서 추정한 평균과 분산을 기초로 Tauchen(1986)의 알고리즘을 사용하여 이산분포에서의 근사값을 구한다.

V_1과 V_0가 모든 그리드 포인트에 대하여 충분히 근접하면 벨만 방정식을 얻은 것이며, 그렇지 않으면 $V^{E_0} = V^{E_1}$, $V^{N_0} = V^{N_1}$라 두고 2(b)단계로 다시 돌아간다.

2단계에서 구한 $a'(a_i, x_j)$, $\pi_x(x_{j'}|x_j)$을 사용하여 시간불변 분포 $\mu^*(a_i, x_j)$을 구할 수 있다:

초기 분포 $\mu_0(a_i, x_j)$을 정한다.

각 그리드 포인트에서 (9)를 계산함으로써 분포를 갱신한다:

$$\mu_1(a_{i'}, x_{j'}) = \sum_{i=1}^{N_a}\sum_{j=1}^{N_x} 1_{a_{i'}} = a'(a_i, x_j)\mu_0(a_i, x_j)\pi_x(x_{j'}|x_j). \quad (16)$$

μ_1과 μ_0가 모든 그리드 포인트에 대하여 충분히 가까우면 시간불변 분포를 구한 것이며, 그렇지 않으면 μ_0를 μ_1으로 대체하고 3(b)단계로 돌아간다.

실질이자율은 β의 함수로 나타낸다. 즉,

$r(\beta) = \alpha(K(\beta)/L(\beta))^{1-\alpha} - \delta$, 여기서

$$K(\beta) = \sum_{i=1}^{N_a}\sum_{j=1}^{N_x} a_i\mu^*(a_i, x_j),\ L(\beta) = \sum_{i=1}^{N_a}\sum_{j=1}^{N_x} x_j h(a_i, x_j)\mu^*(a_i, x_j)$$

다른 주요 집계변수들은 μ^*와 자산 및 노동공급 결정규칙을 이용하여 계산한다. 만약 $r(\beta)$가 실질이자율의 가정치와 충분히 가까워지면 균제상태를 찾은 것이며, 그렇지 않으면 새로운 β을 정하고 2단계로 되돌아간다.

<국문요약>

조세·재정정책이 노동시장에 미치는 영향

전병목·장용성

본 연구에서는 우리나라 조세 및 재정정책이 노동시장에 미치는 영향을 살펴보았다. 노동패널자료를 이용하여 개인별 경제활동참가 결정요인을 분석하였으며 국민연금의 수급이 가능한 계층에 대해서는 기대연금자산의 변화가 경제활동참가율에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과에 따르면 조세제도로 변화되는 개인의 기대노동소득의 변화에 대해 경제활동참가 결정이 경제이론에 따라 유의하게 반응하는 것으로 나타났으나 그 절대적 규모는 다른 인구사회학적 변수들에 비해 작은 것으로 나타났다. 기대연금의 변화 또한 개인의 은퇴유인에는 작지만 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 일반균형모형을 이용한 분석에 따르면 EITC와 같은 근로자 지원정책 재원을 소득세로 마련할 경우 전체적인 노동시장참가율을 유효하게 증대시킬 수 있음을 보여주어 향후 인구구조변화에 따른 절대적 노동공급 감소에 유효한 정책대안으로 이용될 수 있음을 보여준다. 다만 시장에 참여하는 근로자를 위한 보조금 재정 마련을 위해 지나치게 높은 세금이 부과된다면 세율인상에 따른 자본축적이 저해되며 결과적으로 국민총생산 증대에 기여하는 바는 그리 크지 않은 것으로 파악된다.

<Abstract>

Labor market impact of income tax and public pension

Byung Mok Jeon, Yong sung Chang

This paper analyzes the effect of income tax, pension, and EITC policies on labor market. In partial equilibrium analysis, we show that expected labor income plays a significant role in person's labor market participation. The change of expected pension asset is also significant on the old's labor market participation decision. But the size of the impact is less than other social factors, such as age, sex etc. In general equilibrium analysis, EITC financed by personal income tax has positive impact on labor market participation ration and economic growth.

<著者略歷>

전병목

서울대학교 자원공학과 졸업
미국 Rice대 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

장용성

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Rochester대 경제학 박사
현, 서울대학교 경제학과 교수

研究報告書 05-05

조세·재정정책이 노동시장에 미치는 영향

2005년 12월 23일 인쇄
2005년 12월 30일 발행

저 자 전병목·장용성
발행인 최 용 선
발행처 한국조세연구원
[1][3][8]-[7][7][4] 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화 : 2186-2114(대), www.kipf.re.kr
등 록 1993년 7월 15일 제21-466호
조판및 인쇄 일 지 사

ⓒ 한국조세연구원 2005

ISBN 89-8191-310-2

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다. 값 6,000원