

노동정책연구
2009. 제9권 제1호 pp.55~98
© 한국노동연구원

연구논문

소득세 세율 인하 및 공제제도가 노동공급에 미치는 차별적 효과 연구: 「노동패널」 자료를 이용한 미시적 실증분석*

전승훈**
홍인기***

본 연구는 누진적인 소득세제하에서 소득세율 및 항목별 공제제도의 변화로 인한 노동공급의 변화를 「한국노동패널」 제6~9차 연도(2003~2005년) 자료에서 추출한 근로소득자 가구주 표본을 균형패널로 구성하여 두 가지 측면에서 실증적으로 분석한다. 첫째, 항목별 공제제도 및 비선형성을 감안한 세후임금률의 변화에 따른 노동공급의 탄력성을 측정할 결과, 비보상임금 탄력성은 1.296, 보상임금탄력성은 1.297, 그리고 소득탄력성은 -0.001로 나타나 노동공급이론에서 예측하는 바와 일치하며, 근로시간의 항목별 공제탄력성은 -3.016으로 나타났다. 이는 소득세 부담을 완화시켜 노동공급을 증가시키려는 정책 당국의 노력이 공제제도의 남발로 이어질 경우, 기대했던 효과가 나타나지 않거나, 극단적인 경우 오히려 노동공급의 감소로 이어질 수도 있음을 의미한다. 둘째, 소득세율 및 공제제도의 변화로 인한 세후임금률 변화가 노동공급 시간을 구체적으로 얼마나 변화시켰는가를 살펴보기 위해 소득세제상의 특징적 변화가 발생했던 2004~2005년의 경험을 자연적 실험의 계기로 삼아 이중차분 추정법을 사용하여 실증 분석한 결과, 2004~

논문접수일: 2009년 1월 16일, 심사의뢰일: 2009년 1월 20일, 심사완료일: 2009년 3월 4일

* 본 논문은 2008년도 한국노동연구원 연구 공모과제로 진행되었으며, 본 연구에서 담긴 의견은 연구진의 개인 견해로, 저자들이 소속 기관이나 한국노동연구원의 의견과는 무관함을 밝힌다.

** (제1저자) 국회예산정책처 세입세제분석팀 경제분석관(jsh1105@nabo.go.kr).

*** (교신저자) 국회예산정책처 세입세제분석팀 경제분석관(ihong@nabo.go.kr).

2005년 사이에 이루어진 소득세법 개정은 처리집단의 노동시간을 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 특히 2005년에 이루어진 소득세율 인하가 노동시간에 미친 영향이 2004년에 이루어진 근로소득 공제 및 근로세액 공제가 노동시간에 미친 영향보다 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 하지만 2004~2005년 기간 중에 이루어진 소득세법 개정의 노동시간 증가효과는 월간 기준으로 약 1시간 정도에 불과한 것으로 나타났다. 이는 2004~2005년 기간에 이루어진 소득세법 개정의 폭이 세후임금률의 변화를 통해 노동시간을 크게 변화시킬 만큼 대폭적이지 않았음을 보여준다.

핵심용어 : 노동공급, 소득세법 개정, 소득세 공제제도, 패널GMM, 이중차분

I. 서론

우리 경제가 장기간에 걸친 소비 및 투자 부진으로 잠재성장률에 미치지 못하고 있는 가운데 최근 대외경제 환경까지 악화되면서 경기침체의 가능성이 높아지고 있다. 또한 신규고용이 부진한 가운데 비정규직 문제로 인한 고용불안도 계속되고 있다. 그러므로 고용의 양적·질적 증대를 통해 거시적으로는 소비와 투자 진작을 이루어 성장을 끌어올리고, 미시적으로는 소득분배를 개선함으로써 경기의 선순환구조를 회복할 필요성은 더욱 절실해진 상황이다. 고용의 양적·질적 증대를 위해서는 경제 주체의 노동공급 행태에 대한 이해가 필수적이며, 노동공급에 영향을 미치는 다양한 요인의 효과에 대한 정밀한 추정과 측정이 선행되어야 한다.

특히 다양한 방식으로 부과되는 조세는 경제 주체가 노동시장에 참여할 것인지에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 세후소득의 크기는 물론 노동-여가 및 소비지출 사이의 상대가격을 변화시킴으로써 노동공급에 영향을 미치는 중요한 요인으로 작용한다. 조세가 노동공급에 미치는 효과에 대해서는 지난 30여 년간 노동경제학은 물론 응용미시경제학 분야 전반에서도 초미의 관심사였으며, 이러한 과정을 거쳐 해외에서는 남성 가구주나 여성의 노동공급 행태에 관한 일반적인 합의가 일정 정도 이루어진 상태라고 할 수 있다(예를 들어, Hausman, 1985;

Blundell & MaCurdy, 1999; Meghir & Phillips, 2008; Blundell & Costa Dias, 2008 등을 참조).

우리나라에서도 경제성장이 고용창출에 미치는 영향이나 고용의 극대화를 위한 조세정책을 논의하여 경제 전체의 효율성과 형평성을 분석하는 거시적이고 일반균형적인 연구들로부터(김성태 등, 2003; 이철인 · 전영준, 2000; 최창곤, 2008a, 2008b), 출산과 결혼 등에 따른 여성 노동공급의 행태적 차이와 변화에 대한 분석과 그 활성화를 위한 정책적 논의(김대일, 2008; 김현숙 · 성명재, 2007; 우석진, 2007; 조윤영, 2007; 서병선 · 임찬영, 2004), 근로장려세제 · 국민연금제도 · 공적이전소득 등의 복지제도가 노동공급에 미치는 영향(강병구, 2004, 2008; 이만우 · 김대철, 2007), 소득분배의 변화와 상호적인 영향을 주고 받는 노동공급의 역할(이철희, 2008) 등, 노동공급 행태의 다양한 측면에 초점을 맞춘 연구들이 꾸준히 진행되어 왔다.

하지만 경제학적으로나 정책적으로 가장 기본적인 자료로 활용되는 경제 주체별 주요 집단들의 노동공급의 임금탄력성에 대한 기초적인 실증연구는 많지 않은 형편이다. 특히 조세를 고려한 노동공급의 행태에 대한 기초연구는, 필자들이 수집한 문헌정보에 의하면 Lee(2004), 심육기(2006), 남재량(2007) 정도에 불과한 실정이다. 이러한 기존 연구들에서는 대개 경제 주체들의 조세 부담이 노동공급에 미치는 영향에 대한 개괄적이고 총체적인 특성을 밝히는 데 주력하였으나, 노동관련 자료상의 여러 가지 문제점들로 인해 일반적으로 수용할 수 있는 노동공급 탄력성의 정확한 측정치들을 얻는 단계에까지 이르지 못한 측면이 있다.¹⁾

우리나라의 소득세는 누진적이기 때문에 경제 주체의 예산선은 비선형성(non-linearity)을 보이게 된다. 하지만 비례적인 소득세제하에서처럼 예산집합의 볼록성(convexity)은 여전히 유지될 수 있다. 그러나 다양한 형태의 공제제도로 말미암아 예산집합은 비볼록성(non-convexity)의 성질을 띠게 된다.²⁾ 노

1) 그러나 실증연구에 적합한 노동관련 자료의 부재 또는 불충분함은 「노동패널」 등의 자료가 축적되고 있으며, 이에 따라 기존에 개발된 다양한 계량경제학적 기법을 이용한 정차(精緻)한 실증분석을 위한 연구 환경도 점차 개선되고 있다.
 2) 근로장려세제(EITC) 등의 복지제도에 의해서도 예산집합의 비볼록성은 발생하거나 추가적으로 강화될 수 있다.

동공급의 임금탄력성을 정확하게 파악하는 작업은 노동공급의 임금률을 변화시키고 이로 인해 예산제약집합의 비선형성을 강화하는 세계 현실을 실증적으로 얼마나 정확하게 고려하는가에 달려 있다. 특히 우리나라에서처럼 과세 구간이나 구간별 세율의 변화를 통해서보다 매년 공제제도의 변화를 통해서 다양한 조세감면이 이루어지는 상황을 정확하게 파악하는 작업이 중요하다.

우리나라의 소득세법에 따르면 소득세를 납부하는 근로소득자의 경우 근로소득공제와 인적공제를 받은 뒤, 특별공제 항목에서 항목별 공제와 표준공제 중 유리한 것을 선택할 수 있다. 항목별 공제는 항목별 공제가 허용되는 재화의 상대가격을 낮추며, 이를 통해 항목별 공제가 허용되는 재화에 대한 소비는 (해당 재화가 정상재라면) 증가하게 된다. 이렇게 각종 공제제도가 조세감면의 수단으로 사용되는 경우, 유효실효세율은 낮아지게 되고, 이에 따라 노동공급 행태 변화의 크기는 조세감면을 고려하지 않은 경우와 비교할 때 작아지게 된다. 이러한 추정상의 편이가 경제 주체들의 이질적 특성들과 결합될 경우, 이미 여러 조세감면 조치로 변화된 예산집합의 비선형성과 비볼록성이 추가적으로 더욱 복잡하게 변화하게 된다(Triest, 1992). 이에 따라 경제 주체별로 노동공급 행태에 나타나는 변화의 정도가 더욱 복잡하게 달라질 가능성이 높다. 예를 들어, 우리나라에서는 2006년에만 근로소득 대비 소득공제 총규모는 57.5%를 기록하였고, 근로소득자의 귀속소득 기준으로 볼 때 항목별 특별공제액이 전체 소득공제액에서 차지하는 비중은 약 32%에 달하였다. 이에 반해 표준공제는 전체 소득공제액에서 차지하는 비중이 약 2.22%에 수준에 불과하다(국세청, 2007).

본 연구의 목적은 크게 두 가지로 나누어 표현할 수 있다. 첫째는 항목별 공제제도를 명시적으로 고려한 상태에서 소득세가 노동공급에 미치는 효과를 분석한다. 소득세가 노동공급에 미치는 효과에 관한 기존 연구들은 주로 세후임금률과 결합소비재(Hicksian composite commodity)에 대한 소비를 통해 노동공급을 설명하고 있다. 그런데 Heckman(1983)에 따르면 특정 재화가 소득공제 가능한 재화일 경우 모든 재화를 결합소비재로 보는 것이 바람직하지 않다. 따라서 우리나라의 소득세제와 같이 소비 항목에 따른 공제가 존재할 경우에는 소비재화를 공제 가능한 재화와 공제가 되지 않는 재화로 구분한 후, 노동공급 행위를 분석할 필요가 있다. 이 경우 노동공급 결정은 세후임금률과 함께 소득

공제 가능 재화의 상대가격에 의해 결정이 된다. 이러한 노동공급함수에 대한 유도 과정은 제II장에 자세히 소개하였다.

한편 항목별 공제제도를 명시적으로 고려한 상태에서 소득세가 노동공급에 미치는 효과를 분석할 때, 본 연구에서는 「한국노동패널」 제6~9차 연도(2003~2005년)에서 추출한 근로소득자 집단의 자료를 이용하였다. 패널 자료를 사용함으로써 얻을 수 있는 분석상의 이점은 적지 않다. 예를 들어, 남재량(2007) 등에서처럼 동일한 경제 주체의 자료가 되풀이하여 포함되는 반복횡단면자료(repeated cross-sectional data)를 사용하는 경우, 관측되지 않는 경제 주체의 특성을 효과적으로 통제하기 어려울 뿐만 아니라 변수 누락의 문제(omitted variable problem)를 완전히 해소할 수 없다. 패널 자료를 사용할 경우, 이러한 문제점들을 상당 부분 해소할 수 있을 것으로 기대된다. 본 연구의 또 다른 특징은 노동공급 주체의 행태 및 고용관련 통계 자료의 특성상 발생하는 내생성(endogeneity) 문제를 충분히 감안하고자 노력한다는 점이다. 소득세 부가 시 세후임금률이 임금근로자의 노동공급 행위에 영향을 주는 동시에 임금근로자의 노동공급 행위 역시 세후임금률에 영향을 주기 때문에 발생하는 내생성 문제가 발생한다. 이로 인해 추정모형의 오차항은 한계세율과 상관관계를 나타내게 되고, 단순회귀 분석을 통해 얻은 추정계수는 편의를 보이게 된다. 이를 해결하기 위해서 본 연구에서는 패널 일반화적률법(panel generalized method of moments: 이하 패널 GMM)을 사용한 추정치를 측정한다. 또한 근로시간과 세후임금률 간의 관계가 비선형관계일 가능성도 함께 고려하여 노동공급함수를 추정하였다.

그 결과, 소득세만을 감안한 기본 모형의 추정 결과에서는 비보상임금탄력성은 -0.300, 보상임금탄력성은 -0.299, 소득탄력성은 -0.001로 측정되었다. 항목별 공제를 허용하는 경우, 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성은 각각 -0.373과 -0.372로 더 커졌으며, 소득탄력성에는 변화가 없었다. 하지만 임금탄력성의 값이 기본 모형과 항목별 공제를 허용한 모형의 경우 모두에서 여전히 음(-)의 값을 나타내어 여전히 기존 이론과 배치되는 결과가 나타났다. 또한 근로시간의 항목별 공제탄력성은 -2.746으로 측정되어, 세후임금률 자체의 변화보다 공제제도에 임금근로자가 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이는 소득세율

을 인하할 경우, 항목별 공제가 허용되는 재화의 상대가격이 상승함에 따라 항목별 공제적용 대상자들의 노동공급이 줄어들 수 있음을 보여주는 결과이다. 항목별 공제를 고려하지 않은 상태에서 비선형성만을 고려하는 경우에도 추정 결과는 기본 모형과 크게 다르지 않았다. 그러나 항목별 공제와 비선형성을 동시에 고려하는 경우, 비보상임금탄력성은 1.296, 보상임금탄력성은 1.297, 그리고 소득탄력성은 -0.001로 나타나 노동공급이론에서 예측하는 바와 일치하였다. 근로시간의 항목별 공제탄력성은 -3.016으로 측정되어 선형성을 가정한 모형에 비해서 약간 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 산업, 직업, 종사상 지위, 기업 종류와 같은 노동시장 관련 변수들을 이용하여 추가적인 통제를 더한 결과에서도 유사하게 유지되었다. 이는 공제에 따른 노동공급의 효과를 제대로 반영하지 못할 경우, 소득세 인하를 통한 노동공급 증가 정책의 유효성을 감쇄시키거나 극단적인 경우 오히려 노동공급의 감소로 이어질 수도 있음을 의미한다. 또한 이는 소득세 인하의 효과가 정책 의도와 동일하게 나타나기 위해서는 소득세 인하 이전에 존재하는 복잡다양한 공제제도의 정비가 선행되어야 함을 시사한다.

본 연구의 두 번째 목적은 소득세율 및 공제제도의 변화로 인한 세후임금을 변화가 노동공급 시간을 구체적으로 얼마나 변화시켰는가를 살펴보는 것이다. 구체적으로 본 연구에서는 공제제도의 변화폭이 컸던 2004년도와 소득세율의 1%포인트 인하가 이루어진 2005년도의 경험을 ‘자연적 실험(natural experiment)’의 기회로 삼아 ‘이중차분(differences-in-differences)’ 추정법을 사용하여 경제주체들의 특성에 따른 소득세제상의 변화의 차별적인 영향력을 측정한다. 이중차분법의 기본적인 아이디어는 여러 면에서 서로 유사한 특성을 보이지만 정책에 의하여 영향을 받은 처리집단(treated group)과 그렇지 않은 통제집단(controlled group)을 구분하여, 정책변화 전후에 걸친 두 집단의 행태 변화상의 차이를 비교하는 것이다(Blundell & MaCurdy, 1999). 본 연구에서 채택한 세율 및 공제제도를 포함한 소득세제상의 변화는 자연적 실험을 이용한 추정기법을 이용하여 노동공급이 정책에 반응하는 정도를 연구할 수 있는 좋은 기회를 제공한다.

노동공급의 양적 변화는 경제성장에서부터 소득분배에 이르기까지 다양한 영향력을 발휘할 뿐만 아니라, 이에 대한 정책적 대응을 결정짓는 판단의 기초

사항이 되므로 매우 중요하다. 우리나라에서 꾸준히 진행되어 온 인구구조의 변화로 인한 노동공급의 양적 감소는 경제성장을 저해하는 중요한 요인으로 작용할 수 있으며(곽소희·김호범, 2007), 임금불평등의 확대와 함께 노동공급의 집단간 비대칭적인 감소로 인해 외환위기 이후 가구소득불평등도가 심화될 수 있기 때문이다(이철희, 2008). 또한 올해 들어 행정부와 여당의 주도하에 추진되고 있는 소득세 및 법인세 감세정책이 노동공급에 미칠 영향을 사전적으로 파악하는 데에도 중요한 정책적 시사점을 제공해 줄 수 있을 것이다. 소득세 감세정책은 세율 인하를 통해 세후임금률을 상승시키고, 이는 정(+)의 비보상 임금탄력성을 통해 노동공급을 증가시킬 것이다. 이에 비해 법인세율의 인하는 (다른 조건이 동일하다면) 자본에 대한 노동의 상대가격을 낮춤으로써 노동공급을 오히려 감소시키게 되며, 이로 인해 두 가지 세목에서의 감세정책이 노동공급에 미치는 영향은 최종적으로 불확실해진다. 또한 대규모 감세로 인하여 불가피하게 발생하는 세수 감소분을 대체하기 위해서 세제상의 각종 조세감면 조항들을 대폭 손질하는 경우, 경제 주체들의 실질적인 세 부담은 크게 달라지지 않을 가능성도 존재한다.³⁾ 게다가 감세의 효과는 경제 주체들의 이질적인 (heterogenous) 특성으로 인하여 그 효과가 세부집단들 간에 큰 차이를 보일 가능성이 높다.⁴⁾

이중차분법을 사용하려면 정책상의 변화 시점 전후에 걸쳐 동일한 경제 주체의 자료가 필요한데 이에 가장 적합한 자료가 패널 자료이다. 본 연구에서는 세후임금률의 노동공급탄력성을 추정하는 데 사용한 「한국노동패널」상의 자료를 다시 이용하여, 연도별 관측수가 971명인 균형패널 자료를 구성하여 사용하였다.

본 연구에서는 이중차분 분석을 위한 회귀식에 사용할 정책 변화와 관련된 변수로 소득세법 개정으로 인한 세후임금의 변화를 사용하였다. 이를 위해서 2003년도 임금수준에 2003년, 2004년, 2005년의 소득세법을 적용하여 각 연도별 소득세법에 부합하는 소득세액, 유효소득세율 및 세후임금률을 측정 한 뒤

3) 국회예산정책처(2008)에 따르면, 기준연도 추계방식을 사용할 경우, 행정부가 제출한 향후 5년간(2008~2012년) 세수효과는 소득세의 경우 23조 원, 법인세의 경우 30조 원에 달하며, 총 국세의 경우 무려 82조 5,000억 원에 이른다.

4) 전승훈·홍인기(2008) 참조.

이를 비교하여 구하였다. 이러한 방식으로 구한 세후임금률의 변화는 세전임금률의 변화를 통제한 상황에서 소득세법 개정으로 인한 세후임금률의 변화를 보여준다는 점에서 정책 변화를 잘 반영하는 변수라고 말할 수 있다. 또한 정책의 변화가 진전되면서 발생 가능한 처리집단과 통제집단 사이의 구성 변화 (composition change)를 최소화하기 위해서, 세금 납부 여부를 중심으로 처리집단과 통제집단을 나누는 방식을 지양하고, Blundell et al.(1998)에 따라 교육수준과 연령대를 이용하였다.

그 결과, 2004~2005년 사이에 이루어진 소득세법 개정은 처리집단의 노동시간을 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 특히 2005년에 이루어진 소득세율 인하가 노동시간에 미친 영향이 2004년에 이루어진 근로소득공제 및 근로세액공제가 노동시간에 미친 영향보다 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 하지만 2004~2005년 기간 중에 이루어진 소득세법 개정의 노동시간 증가 효과는 월간 기준으로 약 1시간 정도에 불과한 것으로 나타났다. 이는 2004~2005년 기간에 이루어진 소득세법 개정의 폭이 세후임금률의 변화를 통해 노동시간을 크게 변화시킬 만큼 대폭적이지 않았을 수도 있음을 보여준다. 또한 이는 주기적으로 5~10년에 한 번 꼴로 경제행위자의 경제행위에 커다란 영향을 줄 정도의 대폭적인 세제 개혁(tax reform)을 경험하는 여러 해외 국가들과 달리, 우리나라는 거의 매년 소폭의 세제 변화(tax change)를 통한 정책의 산물이라고 해석할 수도 있을 것이다.

본 연구에서 얻은 첫 번째 결과에 의하면, 근로자가 직면하는 유효소득세율의 변화에 따른 세후임금률 변화의 효과와 항목별 공제제도의 효과가 상이하므로 오히려 공제제도를 통한 세후임금률 변화가 노동공급에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구의 두 번째 결과는 소폭의 세제 변화를 통해 안정적인 세수 확보와 조세정책 목표의 우선순위를 조절하는 우리나라의 정책 패턴이 노동공급 측면에서 판단할 때 매년 고른 결과를 초래하지 못했을 수도 있음을 보여준다. 정책 변화에 따른 경제 주체의 노동공급 변화 행태가 후생 변화를 측정하는 데 가장 기본적인 정보를 제공한다는 점을 상기할 때, 이러한 결과는 외견상 큰 변화를 초래하지 않으려는 정책 당국의 암묵적인 정책 목표가 실질적으로는 상이한 정책수단과 전달경로를 통해 이질적인 경제 주체들에게 상이한 영

향을 끼쳤을 수도 있음을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 우리나라의 소득세 변화 추이 및 소득세 관련 각종 조세감면 사항을 살펴본다. 제III장에서는 본 연구의 첫 번째 주제인 소득세율 및 항목별 공제제도의 변화로 인한 세후임금률의 변화가 근로자가구의 노동공급에 미치는 영향을 분석하고 탄력성을 추정한다. 이때 공제제도의 변화로 세후임금률의 변화에 중요한 영향을 미치는 공제제도의 변화로 인한 노동공급 탄력성을 명시적으로 분리하여 추정한다. 제IV장에서는 본 연구의 두 번째 주제인 소득세제상의 변화로 인한 근로자 가구집단 내부의 처리집단과 통제집단이 보이는 노동공급상의 차별적인 영향에 사용할 모형을 수립하고 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제V장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 다양한 정책적 함축성을 논의한다.

II. 소득세가 노동공급에 미치는 영향

1. 모형 및 추정방법

가. 추정모형

여기에서는 본 연구에서 사용할 추정모형을 유도한다.⁵⁾ 항목별 공제를 고려할 경우 개인의 예산제약식은 다음과 같은 과정을 통해 유도할 수 있다. 모형의 단순화를 위하여 근로소득자가 1인인 가구를 가정하였다. 이때 D 는 공제가 되는 재화에 대한 지출이고, C 는 공제 혜택을 받을 수 없는 재화에 대한 지출분, L 은 여가시간, w 는 임금률, Y 는 비임금소득, T 는 부존시간(time endowment), T 는 과세소득, 그리고 R 은 소득세함수를 각각 의미한다. 이때 가구의 예산제약식은 아래 식 (1)로 정식화가 가능하다.

5) 이하의 내용은 Triest(1992)의 내용을 정리하였다.

$$D + C + wL = Y + wT - R(I) \quad (1)$$

여기서 소득세함수 $R(I)$ 에는 여러 개의 과세 구간이 존재할 수 있으며, 각 구간 내에서는 선형관계가 유지되는 과세소득의 함수(piecewise-linear function of taxable income)이다. 근로소득자가 직면하는 과세 구간을 j 로 나타내고, t_j 는 j 구간에 속한 근로소득자의 한계세율을, I_j 는 j 구간의 과세소득 하한을 의미한다. 이때 소득세 함수는 다음과 같이 나타난다.

$$R(I) = R(I_j) + t_j(I - I_j) \quad (2)$$

이에 덧붙여 E 를 외생적으로 주어진 소득공제액의 가치로,⁶⁾ S 는 표준공제로 정의하면, 항목별 공제 대상자의 과세소득은 아래의 식 (3)으로 표현할 수 있으며, 항목별 공제 대신 표준공제를 선택하는 개인의 과세소득은 식 (4)로 정의할 수 있다.

$$I = w(T - L) + Y - D - E \quad (3)$$

$$I = w(T - L) + Y - S - E \quad (4)$$

과세소득을 고려한 소득세 함수를 예산제약식에 포함시키면, 과세구간 j 에 속해 있는 항목별 공제를 선택한 개인과 표준공제를 선택한 개인의 예산제약식은 각각 식 (5)와 식 (6)과 같이 정의된다.

$$(1 - t_j)D + w(1 - t_j)L + C = (1 - t_j)(Y + wT) + t_jE + t_jI_j - R(I_j) \quad (5)$$

$$D + w(1 - t_j)L + C = (1 - t_j)(Y + wT) + t_j(E + S) + t_jI_j - R(I_j) \quad (6)$$

예산제약식이 식 (5) 및 식 (6)으로 설정되면, 개인의 노동공급은 효용극대화를 통해 결정된다. 만일 효용함수가 여가, 항목별 공제가 적용되는 재화에 대한 소비, 항목별 공제가 적용되지 않는 재화에 대한 소비 등의 함수라고 가정하면, 항목별 공제대상자의 노동공급함수는 세후임금 $w(1 - t_j)$, 항목별 공제 적용 재화에 대한 소비의 상대적 가격 $(1 - t_j)$, 그리고 가상소득 $(1 - t_j)(Y + wT) =$

6) 근로소득공제, 인적공제 등을 의미한다.

$t_j E + t_j I_j - R(I_j)$ 의 함수가 된다.

한편 좀 더 구체적인 노동공급함수는 지출함수로부터 유도할 수 있다. Deaton & Muellbauer(1981)는 하나의 결합상품(composite good)이 존재할 때 선형 노동공급함수를 유도해 내는 Hausman(1981)의 선호체계를 여러 개의 재화가 존재하는 상황으로 일반화시켜 다음과 같은 지출함수를 유도하였다.

$$e(u, w, P) = 0n(u, P)\exp\left(\frac{w}{b(P)}\right) + wa(P) + c(P) \quad (7)$$

위에서 u 는 효용수준, P 는 임금을 제외한 다른 소비재의 소비자 가격 벡터를 의미한다. 또한 $n(u, P)$ 는 양(+)의 값을 가지며 u 에 대해서 감소함수이고, P 에 대해서는 일차동차함수이다. $a(P)$ 는 양(+)의 값을 갖는 영차동차함수이고, $b(P)$ 는 양(+)의 값을 갖는 일차동차함수이다. 그리고 $c(P)$ 는 일차동차함수이다. 위의 지출함수는 주어진 효용수준을 달성하기 위해 필요한 소득수준을 보여준다. 즉 $e(u, w, P) = wT + Y$ 이다. 노동공급함수의 형태는 이를 w 에 대해 미분한 후 $n(u, P)$ 로 대체하여 구할 수 있다. 이제 H 를 노동시간을 의미하는 것으로 가정하면 노동공급함수는 다음과 같이 정의된다.

$$H(w, P, Y) = [t - a(P) + \frac{c(P)}{b(P)}] + [\frac{a(P) - T}{b(P)}]w - [\frac{1}{b(P)}]Y \quad (8)$$

위의 식 (8)은 $a(P)$, $b(P)$, $c(P)$ 에 대한 몇 가지 가정을 통해 항목별 공제가 내생화된 모형으로 수정할 수 있다. 우선 $a(P)$ 가 영차동차함수인 점을 고려하여 $a(P) = a$ 라고 가정한다. 그리고 $b(P)$ 는 모든 재화의 소비자 가격의 합이라고 가정한다. 즉 $b(P) = \sum b_i p_i$ 이다. 여기에서 항목별 공제가 가능한 재화의 가격은 $p_i(1 - t_j)$, 항목별 공제가 적용되지 않는 재화의 가격은 p_i 라고 정의하고, 재화 중 $(d - 1)$ 번째 재화까지가 항목별 공제가 가능한 재화이고, d 부터 n 까지가 항목별 공제가 적용되지 않는 재화라고 정의하면, 항목별 공제를 적용 받는 근로소득자의 $b(P)$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} b(P) &= \sum_{i=1}^{d-1} b_i(1 - t_j)p_i + \sum_{i=d}^n b_i p_i = (1 - t_j) \sum_{i=1}^{d-1} b_i p_i + \sum_{i=d}^n b_i p_i \\ &= b_d(1 - t_j) + b_n \end{aligned} \quad (9)$$

그리고 항목별 공제를 적용받지 않는 개인의 경우 $b(P) = b_d + b_n$ 과 같아진다. 유사한 방식으로 $c(P)$ 를 정의하면

$$c(P) = \begin{cases} c_d(1-t_j) + c_n & \text{항목별 공제 대상자} \\ c_d = c_n & \text{항목별 공제 미대상자} \end{cases} \quad (10)$$

식 (9)와 식 (10)을 식 (8)에 포함시키면 항목별 공제 적용 대상자의 노동공급 함수와 항목별 공제를 적용받지 않는 대상자의 노동공급함수는 각각 식 (11), 식 (12)로 나타낼 수 있다.

$$H = [T - a + \frac{c_d(1-t_j) + c_n}{b_d(1-t_j) + b_n}] + [\frac{a-t}{b_d(1-t_j) + b_n}]w^* + [\frac{1}{b_d(1-t_j) + b_n}]Y_d^* \quad (11)$$

$$H = [T - a + \frac{c_d + c_n}{b_d + b_n}] + [\frac{a-t}{b_d + b_n}]w^* + [\frac{1}{b_d + b_n}]Y_n^* \quad (12)$$

이때 $w^* = w(1-t_j)$, $Y_d^* = (1-t_j)Y + t_jE + t_jI_j - R(I_j)$, $Y_n^* = (1-t_j)Y + t_j(E+S) + t_jI_j - R(I_j)$ 를 의미한다.

한편 H 의 b_d , b_n , c_d , c_n 에 대한 편미분값이 선형중속적이기 때문에, 위의 노동공급함수를 추정 가능한 형태로 수정하기 위해서는 추가적인 가정이 필요하다.7) 본 연구에서는 Triest(1992)에서처럼 $b_d = 0$ 이라고 가정한다. 그리고 c_n 은 노동공급에 영향을 미치는 인구경제학적 변수와 관측되지 않는 이질적 특성을 반영하는 오차항이다. 이에 따라 식 (11)과 식 (12)는 각각 식(11')과 식(12')로 수정할 수 있다.

$$H_i = [T - a + \gamma] + [\frac{a-T}{b_n}]w_i^* + [\frac{1}{b_n}]Y_i^* + [\frac{c_d}{b_n}]p_i + \xi_i \quad (11')$$

7) $\frac{\partial H}{\partial b_d} = \frac{[\partial H / \partial c_d]}{[\partial H / \partial c_n]} \frac{\partial H}{\partial b_n}$.

$$H_i = [T - a + \gamma] + \left[\frac{a - T}{b_n}\right] w_i^* + \left[\frac{1}{b_n}\right] Y_i^* + \left[\frac{c_d}{b_n}\right] + \xi_i \quad (12')$$

식 (11')과 식 (12')에서 ξ_i 는 오차항을, γ 는 c_n/b_n 의 기댓값을 각각 의미한다. p_i 는 $(1 - t_j)/1$ 로 공제 가능한 재화와 공제가 적용되지 않는 재화의 상대가격을 의미한다. 한편 식 (11')과 식 (12')의 차이는 $p_i = (1 - t_j)/1$ 의 포함 여부이다. 공제를 적용받지 않는 근로자의 경우 t_j 가 0이기 때문에 $p_j = 1$ 의 값을 가지며, 공제를 적용받지 않는 근로자의 경우 $t_j = 0$, 공제를 적용받는 근로자의 경우 $0 < t_j < 1$ 이라고 가정하고, 근로소득자 개인을 i 로 나타내면 식 (11')과 식 (12')는 식 (13)과 같은 추정 가능한 노동공급함수로 통합하여 표시할 수 있다.

$$H_i = [T - a + \gamma] + \left[\frac{a - T}{b_n}\right] w_i^* + \left[\frac{1}{b_n}\right] Y_i^* + \left[\frac{c_d}{b_n}\right] p_i + \xi_i \quad (13)$$

식 (13)의 노동공급함수는 p_i 라는 형태로 한계세율이 노동공급함수에 중요한 변수로 직접 포함된다는 점 이외에는 기존 연구에서 주로 사용되는 노동공급함수와 유사한 형태라고 할 수 있다. 위의 노동공급함수에 로그값을 취하면 식 (14)가 된다. 여기서 β_1 은 임금탄력성으로 세후임금률의 단위변화율에 따른 노동시간의 변화율을 나타낸다.

$$\ln H_i = \alpha + \beta_1 \ln w_i + \gamma \ln Y_i + \eta p_i + \delta X_i + \epsilon_i \quad (14)$$

식 (14)에서 β_1 은 비보상임금탄력성(uncompensated wage elasticity)을 의미한다. 이때 슬러츠키 방정식을 통해 식 (15)에서처럼 효용수준이 일정한 상태에서 임금 변화에 따른 노동시간의 변화를 나타내는 보상임금탄력성(compensated wage elasticity)을 구할 수 있다. 식 (15) 좌변의 β_1 , 즉 비보상임금탄력성을 의미하며, 우변의 첫 번째 항은 효용수준이 u_0 로 고정된 상태에서의 임금탄력성인 보상임금탄력성을 나타내며, 우변의 두 번째 항은 소득 변화에 따른 노동시간의 변화를 의미한다.

$$\frac{\partial H}{\partial w} \frac{w}{H} = \frac{\partial H}{\partial w} \Big|_{u_0} \cdot \frac{w}{H} + w \cdot \frac{\partial H}{\partial Y} \quad (15)$$

식 (15)와 식 (14)의 추정계수를 이용하면 보상임금탄력성 β_c 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$B_c = B_1 - \gamma \frac{wH}{Y} \quad (16)$$

나. 추정방법

소득세가 노동공급에 미치는 영향과 관련된 실증연구를 진행할 때에는 노동공급 주체의 행태 및 고용관련 통계자료의 특성상 발생하는 식별(identification) 문제, 내생성(endogeneity) 문제 등을 충분히 감안할 필요가 있다.

이중식별 문제는 소득세 과세가 세후임금률과 비임금소득을 감소시키고, 이를 통해 노동공급에 영향을 미친다고 보는 전통적인 노동공급 모형에서는 그리 큰 문제가 아닐 수 있다. 그런데 전통적인 노동공급 모형에서는 노동공급에 대한 임금 이외의 보수(remuneration)를 모형에 포함시키지 않고 있다. 그러나 실제 현실에서는 공식적인 임금 이외에도 각종 공적보험에 대한 회사 기여금, 유급휴가 등의 부가급여가 존재하고 있으며, 이러한 부가급여 역시 근로자의 노동공급 행위에 영향을 미친다. 또한 이러한 부가급여 역시 엄밀한 의미에서 보면 근로자의 임금에 포함되는 것으로 보는 것이 타당할 것이다. 따라서 일반적으로 사용되는 임금률은 실제 근로자들이 직면하는 임금률과는 차이가 날 수밖에 없으며, 정확하게 세후임금률을 측정하기 위해서는 과세 대상이 되는 임금을 기준으로 소득세를 측정해서 공제한 후, 세후과세임금에 부가급여액을 더해 세후임금을 구해야 한다. 그러나 많은 경우 개인의 임금 자료에서 개인의 부가급여액을 정확히 측정하는 데 어려움이 있다. 따라서 실제 임금률과 본 연구에서 사용된 임금률이 일정 정도 차이가 있을 수 있다는 점은 본 연구의 한계로 남겨 둘 수밖에 없다. 단, 각종 부가급여의 존재가 노동공급에 미치는 효과는 관련된 더미변수 등을 이용하여 일정 정도 통제가 가능할 것이다.

소득세가 노동공급에 미치는 영향 분석 시 발생하는 내생성 문제는 소득세 부가 시 세후임금률이 임금근로자의 노동공급 행위에 영향을 주는 것과 동시에 임금근로자의 노동공급 행위 역시 세후임금률에 영향을 주기 때문에 발생한다. 예를 들어 노동시간이 증가할 경우 과세소득이 증가하게 되고, 누진적인 소득

세제하에서는 노동자가 보다 높은 과세 구간에 편입되게 된다. 이에 따라 세후 임금률이 변화하고, 항목별 공제가 적용되는 재화의 상대가격이 하락하게 되고, 추정 모형의 오차항은 한계세율과 상관관계를 갖게 된다. 이 경우 단순한 회귀 분석의 추정계수는 편의를 보이게 된다. 회귀모형에 내생성 문제가 존재할 때 이를 해결하는 가장 일반적인 방법은 도구변수 추정법(instrument variables estimator)을 사용하는 것이다. 즉, 세후임금률이나 항목별 공제 대상이 되는 재화의 상대가격과 높은 상관관계를 가지면서도, 노동공급 시간에 영향을 미치는 다른 변수와는 상관관계를 갖지 않는 도구변수를 사용하여 회귀식을 추정하는 것이다. 본 연구에서는 이와 관련하여 패널 일반화적률법(panel generalized method of moments: 이하 ‘패널GMM’)을 사용한 추정치를 측정한다.

패널GMM을 이용하여 추정할 때에는 가장 중요한 점은 적절한 도구변수를 선택하는 것이다. 적절한 도구변수는 설명변수와 상관관계가 높으면서도 오차항과는 상관관계가 없어야 한다. 횡단면 자료에서 이러한 변수를 찾는 일은 쉬운 일이 아니다. 하지만 패널자료에서는 시차변수를 사용하고, 적률조건(moment condition)이 성립되는 것을 보여줌으로써 도구변수 문제를 해결할 수 있다. 시차변수를 사용하는 것은 특정변수와 특정변수의 시차변수 간에는 매우 높은 상관관계가 존재하기 때문이다. 적률조건의 성립은 도구변수와 오차항 간에 상관관계가 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 그런데 횡단면 자료에서 시간에 대한 고려 없이 $E(x_i, \epsilon_i) = 0$ 이라는 조건만 충족되면 문제가 없는 것과 달리, 패널 자료에서는 시간을 고려한 적률조건도 충족되어야 한다. 그리고 이에 따라 도구변수 행렬의 형태가 달라져야만 한다.⁸⁾ 시간을 고려한 적률조건은 제약 정도에 따라 다음 네 가지로 구분할 수 있다.

$$\begin{array}{ll}
 \text{(SUM)} & \text{(a) } E(\sum_t w_{i,t} v_{i,t}) = 0 \quad \text{(b) } E(c_i \sum_t u_{i,t}) = 0 \\
 \text{(CON)} & \text{(a) } E(w_{i,t} u_{i,t}) = 0 \quad \forall t \quad \text{(b) } E(c_i v_{i,t}) = 0 \quad \forall t \\
 \text{(PRE)} & \text{(a) } E(w_{i,s} u_{i,t}) = 0 \quad \forall s \leq t \quad \text{(b) } E(c_i v_{i,t}) = 0 \quad \forall t \\
 \text{(EXO)} & \text{(a) } E(w_{i,s} u_{i,t}) = 0 \quad \forall s, t \quad \text{(b) } E(c_i v_{i,t}) = 0 \quad \forall t
 \end{array}$$

단, s, t : 시간.

8) 패널GMM에 대한 자세한 설명은 Lee(2002) 또는 전승훈·임병인·강성호(2004)을 참조.

각 적률조건들이 의미하는 바를 살펴보면 다음과 같다. SUM조건은 개별적으로 $w_{i,t}$ 와 $u_{i,t}$ 간에 상관관계가 존재하는 것을 허용하지만, 각각의 관계를 총합하였을 때에는 기댓값이 0이 되어야만 한다는 것이다. CON(contemporaneous) 조건은 같은 시점의 설명변수와 오차항간의 상관관계가 없고 PRE(predetermined) 조건은 현 시점의 설명변수와 현 시점 또는 미래의 오차항 간에 상관관계가 존재하지 않는다는 가정이다. 따라서 과거 또는 미래의 설명변수와 현재의 오차항 간에 상관관계는 존재할 수도 있다. 현재의 설명변수와 과거 또는 미래의 오차항 간에도 상관관계가 존재할 수 있다. 이는 과거의 오차항이 현재의 설명변수에 영향을 미치는 것은 허용한다는 것이다. EXO조건은 과거 또는 미래의 설명변수와 현재의 오차항 간에 상관관계는 존재하지 않는다는 가정이다. 또한 현재의 설명변수와 과거 또는 미래의 오차항 간에도 상관관계가 존재하지 않는다. 이상에서 SUM조건이 가장 약하고, EXO조건이 가장 강한 가정이라고 말할 수 있다. 위의 네 가지 적률조건들 중에서 SUM조건은 파라미터의 수와 적률(moment)의 수가 동일해지기 때문에 회귀분석을 할 때 가장 효율적인 반면, CON조건, PRE조건과 EXO조건은 적률의 수가 파라미터의 수보다 많기 때문에 도구변수를 사용해야만 한다(Lee, 2002).

한편 본 연구에서는 이상과 같은 PRE조건을 사용하여 분석을 시도한다. 그 이유는 현재의 임금률이 미래의 오차항과는 관계가 없지만, 과거의 오차항이 현재의 임금률에 영향을 미칠 수 있다는 가정은 노동시간과 임금률 간의 관계를 볼 때 현실적인 가정으로 볼 수 있기 때문이다.

PRE 적률조건하의 패널GMM 추정량은 다음과 같이 구할 수 있다. 식 (17)과 같은 패널 추정모형을 가정할 수 있다. 식 (17)은 분석의 편의를 위해 시간차원 t 를 빼고 표시한 것이다.

$$y_i = q_i' \eta + v_i \quad (17)$$

식 (17)을 이용하여 일반적인 회귀분석 추정치를 행렬식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\eta_{LSE} = \left(\sum_i q_i q_i' \right)^{-1} \sum_i q_i y_i \quad (18)$$

그런데 설명변수와 오차항 간의 상관관계로 인하여 내생성 문제가 발생할 경우, 식 (15)의 회귀분석 추정량은 효율성이 떨어진다. 따라서 도구변수를 이용하여 내생성 문제를 해결한 도구변수 추정량을 구해야만 한다. 도구변수 추정량은 식 (19)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\eta_{IVE} = \left(\sum_i q_i z_i' \left(\sum_i z_i z_i' \right)^{-1} \sum_i z_i q_i' \right)^{-1} \cdot \sum_i q_i z_i' \left(\sum_i z_i z_i' \right)^{-1} \sum_i z_i y_i \quad (19)$$

이때 $C_N \equiv (1/N) \sum_i z_i \hat{v}_i \hat{v}_i' z_i'$ 으로 정의한 후, 식 (19)의 $\sum_i z_i z_i'$ 을 C_N 으로 바꾸어 주면 도구변수 추정량 중 가장 효율적인 추정량인 패널GMM 추정량을 얻게 된다. 이때 C_N 은 도구변수 추정량을 효율적으로 만드는 가중치이다.

$$\eta_{GMM} = \left(\sum_i q_i z_i' C_N^{-1} \sum_i z_i q_i' \right)^{-1} \cdot \sum_i q_i z_i' C_N^{-1} \sum_i z_i y_i \quad (20)$$

이상의 패널GMM 추정치를 구하는 과정은 횡단면 자료를 이용하여 GMM을 시행하는 것과 다를 바가 없다.⁹⁾ 단, 횡단면GMM과 패널GMM의 차이는 추정량을 구하는 데 필요한 도구변수 행렬 z_i 의 형태에서 나타난다. 패널 일반화적률법 추정량을 구하기 위해서는 다양한 적률조건 가정하에서 각기 다른 도구변수 행렬이 구성되어야 하기 때문이다.

$T=3$ 라고 가정하고 앞에서 논의한 적률조건을 특성을 고려할 때, PRE가정하의 도구변수 행렬은 식 (21)과 같이 나타난다.

$$z_i = \text{diag}(x_{i,1}, (w'_{i,1}, x'_{i,2})', (w'_{i,1}, w'_{i,2}, x'_{i,3})') \quad (21)$$

도구변수 행렬을 만들 때 주의할 점은 시간에 따라 변화하는 변수임에도 불구하고 변화가 작은 경우에는 특이행렬이 나타날 수 있다는 점이다. 예를 들어, 중고령자들의 교육연수는 거의 변화가 없을 것이기 때문에, 각 연도별 교육연수를 변수로 사용하면 연도별 변수 사이에 선형에 가까운 관계가 성립하게 될 것이다. 이 경우에는 변화가 작은 변수를 시간에 따라 변화하지 않는 도구변수

9) 횡단면 자료에서의 GMM에 관한 논의는 Lee(1996)를 참고할 것.

c_i 로 취급하여 문제를 해결할 수 있다.

한편, 특정 적률조건하에서 패널GMM을 수행한 뒤에는 사용한 도구변수와 오차항 간에 상관관계가 존재하는지에 대한 검정이 이루어져야 한다. 이를 ‘패널GMM 과다식별 검정(over-identification test)’이라고 하며, 이때 귀무가설은 $H_0 : E(z_i v_i) = 0$ 이 된다. 또한 $\hat{v}_i = y_i - q' \eta_{GMM}$ 이고 $K > k + T - 1$ 일 때, 패널GMM 과다식별 검정통계량은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & (1/\sqrt{N}) \sum_i z_i \hat{v}_i' \left((1/N) \sum_i z_i \hat{v}_i \hat{v}_i' z_i' \right)^{-1} (1/\sqrt{N}) \sum_i z_i \hat{v}_i \\ & \Rightarrow \chi_{K-(K+T-1)}^2 \end{aligned} \quad (22)$$

2. 자료

본 연구에서는 「한국노동패널」 6~9차 연도 자료에서 추출한 가구주인 임금 근로자의 근로소득, 근로시간, 가구소득 및 소비 자료를 사용하였다. 「한국노동패널」 자료는 1998년부터 시작된 대표적인 개인 및 가구패널 자료로 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 대한 정보를 포함하고 있다. 특히 노동시장과 관련된 다양한 정보를 포함하고 있기 때문에 본 연구에 적합하다.

본 연구에서 「한국노동패널」 자료 중 6~9차 연도 자료를 사용한 것은 특별 공제 관련 지출 자료가 가용한 것이 7차 연도 이후이기 때문이다. 그리고 노동패널의 경우 가구의 소비지출과 관련하여 전년도 지출규모를 질문하고 있기 때문에 지출 연도와 가구주의 특성이 조사된 연도를 일치시키기 위해 6차 연도 자료를 사용하였다. 이와 같이 구성한 자료는 2003~2005년 기간 중의 가구주 근로시간과 근로소득, 가구소득 및 소비 자료이다. 본 연구에서는 2003~2005년 기간 중 모두 조사에 응한 가구주만을 분석 대상으로 하였다. 이에 따라 연도별 관측수가 971명인 균형패널(balanced panel data)을 구축하였다.

분석에 필요한 변수 중 가구주의 세후 시간당 임금률은 가구주의 세후 시간당 임금액을 구한 후 이를 노동시간으로 나누어서 계산하였다. 가구주의 세후 시간당 임금액은 가구주가 직면하는 유효세율(effective tax rate)을 측정한 후,

세전 시간당 임금액에 적용하여 계산하였다. 가구주의 유효세율은 가구주의 소득세를 측정된 후, 이를 가구주의 소득으로 나누어서 계산하였다.

가구주의 소득세액은 다음과 같은 방법으로 측정하였다. 우선 가구주의 월평균 임금액을 연간 근로소득으로 환산한 금액에 근로소득 공제를 적용한 후, 여기에 가구의 금융소득과 부동산소득을 더하여 총 과세소득을 구하였다. 가구의 금융소득과 부동산소득 등이 있는 경우, 이는 주로 가구주의 소득에 합산되어 종합소득세가 납부된다고 가정한 것이다.¹⁰⁾ 가구주의 과세소득을 구한 후에는 연도별 세법에 따라 기본공제, 추가공제, 소수공제자추가공제 등 인적공제를 적용하였다. 이때 과세표준이 연 100만 원 이상인 배우자나 부양가족은 인적공제 대상에서 제외하였다. 특별공제 및 조세특례제한법상 소득공제 규모는 가구의 소비지출 및 저축 자료를 사용하여 계산하였다. 가구소비지출 중 특별공제 대상이 되는 소비지출 항목에 대한 공제를 가구주가 모두 받는다는 가정하에 연금보험료 공제, 의료비 공제, 기부금 공제, 교육비 공제, 보장성 보험료 공제, 개인연금 불입금소득 공제 등이 과세표준 계산 시 적용하였다. 그리고 항목별 특별공제 규모가 표준공제액 100만 원보다 적을 경우에는 표준공제를 적용하였다. 이상의 방법을 통해 계산한 과세표준에 소득세 세율을 적용한 후 근로소득세액 공제를 적용하여 소득세액을 계산하였다.

가구주의 비임금소득은 과세대상소득인 부동산소득과 금융소득의 합계액을 사용하였다. 항목별 공제제도를 고려하기 위해 사용되는 변수인 p_i 의 경우 항목별 공제를 받는 사람의 경우 $(1-t_j)/1$ 의 값을 가지게 되지만, 항목별 공제 적용을 받지 않는 사람이나 소득수준이 면세점 이하인 사람의 경우에는 1의 값을 갖게 된다. 분석에 사용된 변수의 기초통계치는 <표 1>에 소개하였다.

10) 노동패널에서는 부동산소득과 금융소득 등에서 세전소득이 아닌 세후소득을 조사한다. 따라서 실제 가구주의 총 과세소득과 본 연구에서 사용된 총 과세소득 간에 차이가 있을 수 있다. 그러나 일반적인 근로자가구에서 금융소득과 부동산소득이 차지하는 비중이 크지 않기 때문에 그 차이는 그리 크지 않을 것으로 예상된다. 한편 우리나라와 같이 종합소득세제하에서는 근로소득, 부동산소득, 금융소득을 모두 합한 종합소득에 대한 소득세액은 관측이 되나, 부동산소득에 대응하는 부동산소득세, 금융소득에 대응하는 금융소득세가 관측되지는 않는다(단, 원천징수되는 이자소득세는 예외임). 이는 세후소득을 조사하고 있지만, 실제 조사된 부동산소득과 금융소득이 관측가능한 세전소득일 가능성이 큼을 의미한다. 따라서 실제 총과세소득액과 본 연구에서 사용하는 총과세소득액 간의 차이는 그리 크지 않을 가능성이 크다.

〈표 1〉 기초 통계치

	전체	2003	2004	2005
연령 (세)	44.07	43.07	44.07	45.07
성별 (1=남성)	0.9176	0.9176	0.9176	0.9176
교육연수 (년)	12.38	12.37	12.38	12.39
배우자 유무 (유=1)	0.8603	0.8599	0.8630	0.8579
18세 미만 자녀 수 (명)	1.08	1.08	1.10	1.08
주택보유 여부 (보유=1)	0.6262	0.6035	0.6323	0.6464
주당 노동시간 (시간)	51.95	53.30	52.03	50.5098
시간당 세후임금률	0.9879	0.8823	0.9846	1.0968
연간 세전 근로소득 (만원)	2538.88	2293.87	2552.09	2770.68
연간 세후 근로소득 (만원)	2463.40	2231.12	2476.69	2682.38
비임금소득(=금융소득+부동산소득) (만원)	163.44	154.04	164.49	171.79
소득세액 (원)	99.10	88.65	100.61	108.06
유효소득세율	0.0184	0.0166	0.0184	0.0210
1-유효소득세율	0.9816	0.9843	0.9816	0.9799
관측수 (명)	2913	971	971	971

3. 추정 결과

아래 <표 2>는 연령, 연령의 제곱, 성별, 교육연수, 18세 미만 자녀수, 배우자 유무, 자가보유 여부 등 개인의 노동공급에 영향을 미치는 변수들을 통제하 가운데 세후임금률의 로그값, 비임금소득의 로그값, 항목별 공제가 적용되는 재화의 상대가격의 로그값 등이 노동공급에 미치는 효과를 추정한 결과이다. 추정결과 적률조건의 충족성 여부를 검토해 보면, 과다식별 검정 결과 적률조건이 충족된다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 <표 2>의 추정 결과는 내생성 문제를 일정 정도 해소한 추정 결과라고 볼 수 있다.

먼저 <표 2>의 [모형 1]은 누적이적인 소득세의 존재는 고려하였으나 항목별 공제제도는 고려하지 않은 일반적인 노동공급함수를 추정한 결과이다. 이 경우, 노동공급의 비보상임금탄력성은 -0.300 으로 측정되었으며, 보상임금탄력성은 -0.299 으로 비보상임금탄력성과 거의 같은 값으로 나타났다. 또한 근로시간의 소득탄력성은 -0.001 로 측정되었다.

[모형 2]는 항목별 공제가 허용되는 재화의 상대가격 변수를 변수로 추가하여 노동공급함수를 추정한 결과이다. 추정 결과, 비보상임금탄력성과 보상임금

〈표 2〉 노동공급함수 추정결과 : 기본 모형

	모형 1		모형 2	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차
시간더미 (=2004)	0.004	0.013	0.001	0.008
시간더미 (=2005)	0.002	0.011	0.003	0.012
상수항	3.524	0.271 ***	3.460	0.262 ***
연령	0.015	0.011	0.017	0.010 *
연령 상승	-0.020	0.012 *	-0.024	0.012 **
성별 (남성=1)	-0.669	0.308 **	-0.664	0.291 **
교육연수	0.020	0.004 ***	0.015	0.004 ***
18세 미만 자녀 수	0.003	0.012	0.003	0.014
배우자 유무 (유=1)	0.480	0.154 ***	0.491	0.146 ***
자가보유 여부 (보유=1)	0.049	0.023 **	0.048	0.022 **
(세후임금률)의 로그값	-0.300	0.022 ***	-0.373	0.025 ***
(가상소득)의 로그값	-0.002	0.000 ***	-0.002	0.000 ***
(항목별 공제적용 재화의 상대가격)의 로그값			-2.746	0.390 ***
<i>adj.R</i> ²		0.130		0.172
과다식별 검정		0.771		0.894
비보상임금탄력성		-0.300		-0.373
보상임금탄력성		-0.299		-0.372
소득탄력성		-0.001		-0.001
비보상 공제탄력성				-2.746

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

탄력성 측정 결과는 각각 -0.373과 -0.372로 나타났다. 항목별 공제를 고려하지 않은 결과와 비교할 때 임금탄력성의 절댓값이 좀더 크지만, 부호는 변하지 않았다. 즉 여전히 기존 이론으로 설명하기 어려운 추정 결과가 제시되었다. 항목별 공제를 고려한 경우 소득탄력성은 -0.001로 측정되어 항목별 공제제도를 고려하지 않은 결과와 차이가 없었다.

근로시간의 항목별 공제탄력성은 -2.844로 측정되었다. 이는 소득세율 인하시, 항목별 공제가 허용되는 재화의 상대가격 증가에 따라 항목별 공제적용 대상자들의 노동공급이 감소할 수 있음을 보여주는 결과이다. 한편 항목별 공제가 적용되는 재화의 상대가격 증가가 노동공급의 감소 및 여가의 증가로 이어지는 것은 항목별 공제가 적용되는 재화가 항목별 공제가 적용되지 않는 재화보다 여가와 대체가 쉬운 재화임을 의미한다. 항목별 공제가 적용되는 재화의 상대가격이 증가함에 따라 항목별 공제가 적용되는 재화의 소비를 줄이고

여가를 증가시키고 있기 때문이다.

한편 [모형 1]과 [모형 2]에서는 보상임금탄력성이 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 노동공급 이론에서 예측하는 것과는 다른 결과이다. 일반적으로 효용극대화에 입각하여 행동할 경우 보상임금탄력성은 양(+)의 부호를 갖는 것으로 알려져 있다. 따라서 이상의 추정 결과는 근로시간에 영향을 미치는 다양한 변수들이 적절히 통제되지 못한 상태에서의 추정 결과일 가능성이 높다. 그러므로 다음에는 근로시간과 세후임금률 간의 관계가 비선형관계일 가능성을 고려하여 세후임금률의 로그값 제곱 변수를 추가하여 노동공급함수를 추정하기로 한다.

<표 3>의 [모형 3]은 항목별 공제를 고려하지 않은 상태에서 세후임금률의 로그값 제곱 변수를 포함하여 (즉, 비선형성을 감안하여) 노동공급함수를 추정 한 결과이다.¹¹⁾ 추정 결과, 비보상임금탄력성은 -0.332로, 보상임금탄력성은 -0.331로, 그리고 소득탄력성은 -0.001로 측정되었다. 이는 앞의 <표 2>의 추정 결과와 크게 다르지 않은 결과이다.

<표 3>의 [모형 4]는 항목별 공제와 비선형성을 동시에 고려하여 추정한 결과이다. 이 경우 비보상임금탄력성은 1.296으로, 보상임금탄력성은 1.297로, 그리고 소득탄력성은 -0.001로 나타났다. 이는 기존의 노동공급함수에서 예측하는 바와 일치하는 결과이다. 즉 세후임금률이 증가할 때 대체효과에 의해 노동공급이 증가하고, 소득효과에 의해 노동공급이 감소하는 현상을 정확히 반영하고 있다. 그리고 비보상임금탄력성이 양(+)의 부호를 갖는 것은 대체효과가 소득효과보다 크게 나타나고 있음을 보여주는 결과이다.

이러한 추정 결과는 [모형 1]부터 [모형 3]에 걸쳐 나타난 추정 결과 및 나성린·남재량·문춘결(2002)이나 남재량(2007) 등, 기존 연구 결과에서 보상임금탄력성이 음(-)의 값을 갖는 것으로 추정된 원인과 관련하여 중요한 시사점을 제시하고 있다. 즉 [모형 1]부터 [모형 3]과 기존 연구에서는 노동공급에 영향을 미치는 다양한 요인들, 특히 공제제도의 효과가 충분히 통제하지 못한 상태에서 노동공급함수가 추정되었으며, 그 결과 노동공급이론으로 설명하기 어려

11) 대수(세후임금률)의 자승이 추가됨에 따라 비보상임금탄력성은 $\beta = \beta_1 + 2\beta_2 \ln w$ 와 같이 계산하였다.

운 결과가 나타났다고 평가할 수 있다.

한편 [모형 4]의 추정 결과에서 탄력성의 크기를 비교해 보면, 공제의 탄력성이 임금탄력성보다 훨씬 큰 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이와 관련된 연구가 충분히 이루어지지 않아 단정적으로 말하기는 어렵지만, 이는 세후임금률 자체의 변화보다 공제제도에 임금근로자가 더 민감하게 반응하고 있음을 보여주는 결과이다. 이와 관련되어서는 향후에 추가적인 연구가 이루어질 필요가 있어 보인다. 참고로 Triest(1992)의 연구 결과에서는 공제의 탄력성이 임금탄력성보다 8배 이상 큰 값을 갖는 것으로 나타난 바 있다.

〈표 3〉 노동공급함수 추정 결과 : 비선형모형

	모형 3		모형 4	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차
시간더미 (=2004)	0.003	0.014	0.003	0.012
시간더미 (=2005)	0.001	0.017	0.001	0.008
상수항	3.510	0.257 ***	3.457	0.250 ***
연령	0.014	0.011	0.014	0.010
연령 상승	-0.019	0.012	-0.019	0.011 *
성별 (남성=1)	-0.597	0.277 **	0.557	-0.257 **
교육연수	0.020	0.004 ***	0.016	0.004 ***
18세 미만 자녀 수	0.005	0.013	0.008	0.012
배우자 유무 (유=1)	0.437	0.138 ***	0.428	0.131 ***
자가보유 여부 (보유=1)	0.050	0.024 **	0.047	0.022 **
(세후임금률)의 로그값	-0.302	0.021 ***	-0.411	0.027 ***
(세후임금률의 상승)의 로그값	0.079	2.079	-4.517	2.164 **
(가상소득)의 로그값	-0.002	0.000 ***	-0.002	0.000 ***
(항목별 공제적용 재화의 상대가격)의 로그값			-3.016	0.485 ***
<i>adj.R</i> ²	0.147		0.211	
과다식별 검정	0.803		0.713	
비보상임금탄력성	-0.332		1.296	
보상임금탄력성	-0.331		1.297	
소득탄력성	-0.001		-0.001	
비보상 공제탄력성			-3.016	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

본 연구에서는 [모형 4]의 추정 결과가 얼마나 강건한(robust) 결과인지를 측정하기 위해 산업더미, 직업더미, 종사상 지위더미, 기업 종류 더미변수 등을 포함한 상태에서 노동공급함수를 추정하였다. 산업더미로는 제조업을 기준으로 총 16개 산업더미가 포함되었으며, 직업더미로는 사무종사자를 기준으로 총 10개의 직업더미가 포함되었다. 임금근로자 종사상 지위더미로는 상용직을 기준으로 임시직과 일용직 더미가 사용되었으며, 기업 종류 더미변수는 민간 회사 또는 개인 사업체를 기준으로 총 5개의 더미변수가 포함되었다. 자세한 분류는 <부록>에 소개하였다.

더미변수를 추가하여 노동공급함수를 추정한 후 측정된 탄력성을 보고한 아래 <표 4>에 따르면, 임금탄력성, 소득탄력성, 비보상공제탄력성 등의 부호는 모든 경우에서 [모형 4]와 동일하였다. 즉 [모형 4]의 추정 결과는 기존 이론을 잘 반영할 뿐만 아니라, 산업, 직업, 종사상 지위, 기업 종류 등을 통제된 상황에서도 일정하게 나타나 비교적 강건한 것으로 나타났다. 그러나 탄력성의 크기에서는 일정 정도의 변동이 있어 이와 관련되어서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

이상의 추정 결과는 최근에 이루어지고 있는 소득세 인하정책의 노동시장 효과와 관련해서 중요한 시사점을 제시하고 있다. 이론에 따르면 소득세 인하 정책은 노동공급을 유의하게 증가시키는 효과가 있다. 실제 본 연구의 추정 결과에서도 양(+)의 값을 갖는 보상임금탄력성이 음(-)의 값을 갖는 소득탄력성보다 유의하게 크게 나타나, 소득세 인하를 통한 세후임금률의 상승이 노동공급을 증가시키는 것으로 나타났다.

<표 4> 노동공급 탄력성: 노동시장 관련 변수 추가

	산업더미 추가	직업더미 추가	종사상 지위 더미 추가	기업종류 더미 추가
비보상임금탄력성	1.957	1.923	1.290	1.823
보상임금탄력성	1.958	1.924	1.291	1.824
소득탄력성	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
비보상공제탄력성	-3.396	-2.584	-2.556	-3.047

그러나 이러한 논의는 비보상공제탄력성을 고려할 경우 달라진다. 소득세를 인하시킬 경우, 공제 대상 재화의 상대가격이 상승함에 따라 노동공급이 유의하게 감소하는 효과가 발생하기 때문이다. 특히 비보상공제탄력성의 크기가 비보상임금탄력성보다 유의하게 크기 때문에 임금탄력성으로 측정된 노동공급 증가효과가 비보상공제탄력성으로 측정된 노동공급 감소효과에 의해 완전히 상쇄되는 것으로 나타난다. 이는 정책 의도와는 달리 소득세 인하정책이 오히려 노동공급을 감소시킬 수도 있음을 의미하는 것이다. 따라서 현행과 같이 다양한 공제제도가 존재하는 상황에서 소득세를 인하하는 정책을 구사할 때는 신중을 기할 필요가 있다. 또한 소득세 인하의 효과가 정책 의도와 동일하게 나타나도록 하기 위해서는, 소득세 인하 이전에 존재하는 다양한 공제제도를 정비하는 일이 선행될 필요가 있다.

Ⅲ. 2004~2005년 소득세제 개편과 노동공급

1. 분석방법

제Ⅱ장에서는 소득세가 노동공급에 미치는 영향을 살펴보았다. 그런데 제Ⅱ장의 분석은 엄밀히 말하면 노동공급의 세후임금탄력성을 측정한 것이다. 이때 세후임금률의 변화는 소득세법 개정에 따른 유효소득세율의 변화뿐만 아니라 세전임금률의 변화에 의해 영향을 받는다. 따라서 제Ⅱ장의 분석 결과를 통해서 정부의 소득세법 개정이 노동공급에 미친 영향을 논의하는 데에는 일정 정도 한계가 있을 수 있다. 이에 제Ⅲ장에서는 2004~2005년 기간 중 이루어진 정부의 소득세법 개정이 노동공급에 미친 영향을 직접적으로 분석해 보고자 한다. <부록 1>에 소개한 바와 같이 2004년에는 소득세의 근로소득 공제 및 세액 공제가 확대되었으며, 2005년에는 소득세 과표 구간별로 1%포인트씩 한계세율이 인하된 바 있다.

정부의 소득세법 개정이 노동공급에 미치는 효과를 직접적으로 분석하는 데 유용한 분석방법은 이중차분기법(differences-in-differences; 이하 DID)이다. 이

중차분기법은 조세 개혁이 있음에도 불구하고 세후임금율이 크게 변화하지 않은 집단을 통제집단(controlled group)으로 정의하고, 조세 개혁 후에 세후임금률이 크게 변화한 집단을 실험집단 혹은 처리집단(treated group)으로 정의한 후, 통제집단과 처리집단의 조세 개혁 전후의 세후임금률 및 노동공급의 변화를 비교하여, 조세 개혁이 노동공급에 미치는 순효과를 측정해 내는 것이다.

자연실험에 가까운 정책 변화상의 에피소드를 찾아내어 DID를 사용하는 것은 전통적인 구조적 접근법(structural approach)에 비해서 개념적으로 이해하기가 쉽고 실증적으로 실행에 옮기기도 상대적으로 용이하다는 장점이 있다. 차분 방법을 사용하기 때문에 노동공급에 영향을 미치는 소득세 이외 변인들의 효과를 효과적으로 통제할 수 있다는 장점도 크다. 이로 인해서 정책에 따른 이질적인 개인들 사이의 상이한 효과를 파악하는 경우 전형적으로 발생하는 내생성 문제를 해결하기에 용이하다(Meyer, 1995; Rosenzweig & Wolpin, 2000). 그러나 실험의 계기가 되는 에피소드의 적합성을 판단하는 작업에 주관적인 판단이 개입될 가능성이 높기 때문에 무작위성(randomness) 측면에서 약점을 노출할 수 있으며, 특정 행태 변화의 파라미터를 추출해내기 어렵다는 점에서 설명력(explanatory power) 측면에서 약점을 드러낼 가능성도 존재한다(Blundell & MaCurdy, 1999; Bertrand, et al., 2004).

이중차분 추정치는 다음과 같은 과정을 통해 구할 수 있다.¹²⁾ 모든 개인은 정책 변화 사전·사후에 걸쳐 관측이 된다고 가정한다. t_0 는 정책 변화가 있기 이전 시점, t_1 은 정책 변화 이후 시점을 각각 의미한다. d_u 를 개인 i 가 t 시점에 정책 변화의 영향을 받는 상태로 정의하고, d_i 를 i 가 속해 있는 처리집단이라고 정의하며, $t = t_1$ 시점에 처리상태는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{if } d_u = 1 \\ 0 & \text{if } d_u \neq 1 \end{cases} \quad (23)$$

설명의 편의를 위해 처리집단의 노동공급시간은 $y_i^1 = \beta + \alpha_i + u_i$ 와 같이 결정되고, 통제집단의 노동공급시간은 $y_i^0 = \beta + u_i$ 와 같이 결정된다고 가정하자.

12) DID 추정법은 Blundell & Costa Dias(2008)을 참조하여 정리하였다.

총 노동공급시간은 $y_i = d_i y_i^1 + (1-d_i)y_i^0$ 과 같이 결정되기 때문에 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$y_{i,t} = \beta + \alpha_i d_{i,t} + u_{i,t} \quad \text{단, } E[u_{i,t} | d_i, t] = E[n_i | d_i] + m_t \quad (24)$$

위의 식에서 n 은 관측되지 않는 개인의 고정효과(unobservable individual fixed effect)이며, m 은 거시경제 충격(macro shock)을 의미한다.

노동공급함수가 식 (24)와 같이 주어졌을 때 이중차분 추정식을 구하기 위해서는 우선 일차차분을 통해서 처리집단과 통제집단의 고유한 특성을 제거할 수 있다고 가정한다.

$$E[u_{i,t_1} - u_{i,t_0} | d_i = 1] = [u_{i,t_1} - u_{i,t_0} | d_i = 0] = [u_{i,t_1} - u_{i,t_0}] \quad (25)$$

이러한 가정을 통해, 처리집단 및 통제집단에 고유한 시점에 따라 변하지 않고 관측되지 않는 특성을 제거하게 된다. 단, 처리집단에 대한 정책효과는 이 가정을 통해서 제거되지 않는다. 처리집단에 대한 정책은 정책변화 사후(여기서는 t_1)에만 효과가 나타나기 때문이다. 이에 따라 총 노동공급함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[y_{i,t} | d_i, t] = \begin{cases} \beta + E[\alpha_i | d_i = 1] + E[n_i | d_i = 1] + m_t & \text{if } d_i = 1 \text{ and } t = t_i \\ \beta + E[n_i | d_i] + m_t & \text{다른 경우} \end{cases} \quad (26)$$

이때 β 와 오차항은 다음과 같은 차분 과정을 통해 제거할 수 있다.

$$\begin{aligned} \alpha^{ATT} = E[\alpha_i | d_i = 1] &= \{E[y_{i,t} | d_i = 1, t = t_1] - E[y_{i,t} | d_i = 1, t = t_0]\} \\ &\quad - \{E[y_{i,t} | d_i = 0, t = t_1] - E[y_{i,t} | d_i = 0, t = t_0]\} \end{aligned} \quad (27)$$

여기서 ATT 는 처리집단에 대한 평균적인 효과(average effect on individuals that were assigned to treatment)를 의미한다. 위의 식을 간단하게 처리하면 DID 추정치는 식 (28)이 된다.

$$\hat{\alpha}^{DID} = (\overline{y_{t_1}^1} - \overline{y_{t_0}^1}) - (\overline{y_{t_1}^0} - \overline{y_{t_0}^0}) \quad (28)$$

여기서 $\overline{y_t^d}$ 는 t 기에 d 그룹의 평균 노동공급량을 의미한다.

식 (28)에 따르면 이중차분 방법은 처리그룹과 통제그룹 간의 평균적인 차이를 비교하는 방법이다. 따라서 처리그룹의 평균적인 효과는 $E[\hat{\alpha}^{DID}] = \alpha^{ATT}$ 와 같아진다.

한편 DID 추정치는 패널 자료에 적용되는 일차차분을 활용한 집단 내 추정치와 동일하다. 이것이 의미하는 바는 $\hat{\alpha}^{ATT}$ 를 구하는 다른 방법은 일차차분이라는 점이다. 이에 따라 다음과 같은 집단 내 추정치(within group estimator)를 구할 수 있다.

$$y_{i,t_1} - y_{i,t_0} = \alpha_i d_{i,t} + (m_{t_1} - m_{t_0}) + (o_{t_1} - o_{t_0}) \quad (29)$$

여기서 o 는 일시적인 충격을 의미하며, 처리변수와 상관관계가 없는 것으로 가정된다. 이러한 가정하에서 표준적인 집단 내 추정치(within group estimator)는 이중차분 추정치와 동일해진다(Blundell & MaCurdy, 1999).

한편 본 연구에서는 이중차분 분석을 위한 회귀식의 설명변수로, 배우자 유무의 변화, 교육수준의 변화, 18세 미만 가구원수의 변화, 주택보유 상태의 변화, 대수(가상소득)의 변화 등을 설명변수로 사용하였으며, 이외에도 본 연구의 목적과 관련된 변수로 처리집단과 관련된 더미변수, 그리고 처리집단과 관련된 더미변수와 정책 변화의 상호작용 변수를 설명변수로 사용하였다. 이때 정책 변화와 관련된 변수는 소득세법 개정으로 인한 대수(세후 임금)의 변화를 사용하였다. 소득세법 개정으로 인한 세후임금의 변화는 2003년도 임금수준에 2003년, 2004년, 2005년의 소득세법을 적용하여 각 연도 소득세법에 부합하는 소득세액 및 유효소득세율 및 세후임금률을 측정한 후 이를 비교하여 구하였다. 이러한 방식으로 구한 세후임금률의 변화는 세전임금률의 변화를 통제한 상황에서 소득세법 개정으로 인한 세후임금률의 변화를 보여준다는 점에서 정책 변화를 잘 반영하는 변수라고 말할 수 있다.

2. 자료

이중차분 분석을 위해서는 동일한 개인의 정책 변화 전후 자료가 관측되어야 한다. 이에 가장 적합한 자료는 패널 자료이다. 이에 여기서는 「한국노동패널」 자료를 이용하여 추출한 2003~2005년 기간 중의 가구주 근로시간과 근로소득, 가구소득 및 소비 자료 등을 사용한다. 이 자료는 기본적으로는 제III장에서 사용한 것과 동일한 자료로 연도별 관측수가 971명인 균형패널 자료이다.

이중차분 분석에서 가장 중요한 과제 중 하나는 처리집단과 통제집단을 구분하는 것이다. Blundell et al.(1998)은 이중차분 분석을 통해 소득세 개편의 경제적 효과를 분석할 때 세금 납부 여부를 중심으로 처리집단과 통제집단을 나누는 것은 문제가 있다고 지적하고 있다. 시간이 지남에 따라 세금을 납부하지 않다가 세금을 납부하게 되는 사람이 생기는 반면, 세전소득 인하에 따라 세금을 납부하다가 세금을 납부하지 않게 되는 사람이 생길 수 있기 때문이다. 이상의 경우에는 세금 납부자 집단과 세금 미납부자 집단의 인적 구성에 변화가 발생하게 되어 이중차분 분석에 적합하지 않다는 것이다. 따라서 시간의 흐름에 따라 집단의 인적 구성이 바뀌지 않으면서도 각 그룹을 정책 변화의 영향을 받는 처리집단과 그렇지 않는 통제집단으로 구분할 수 있는 대리변수가 필요하게 된다. 여기서는 Blundell et al.(1998)에 따라 교육수준을 이용하여 표본을 처리집단과 통제집단으로 구분하였다. 심욱기(2006)에서는 교육연수 13년 초과자의 경우를 처리집단으로, 교육연수 12년 이하인 경우를 통제집단으로 분류한 바 있다. 그러나 여기서는 표본 자료의 기초통계치 등을 고려하여 교육연수가 10년 이상인 자는 처리집단으로, 교육수준이 9년 이하인 자는 통제집단으로 분류하였다. 또한 교육수준이 10년 이상인 자 중에서 2003년도의 연령이 30세 이하이거나 60세를 초과한 경우에는 소득수준이 낮을 가능성을 고려하여 통제집단으로 분류하였다. 이상과 같은 방법으로 구한 처리집단은 673명이고, 통제집단은 298명이다.¹³⁾

13) 본 연구에서는 Blundell et al.(1998)의 지적에 따라 교육수준을 기준으로 통제집단을 설정하였다. 그러나 전 패널 기간 동안 소득세를 납부하지 않은 그룹을 일일이 찾아 세전소득과 세후소득을 모두 산정해 보고, 변화가 거의 없는 집단을 통제집단으로 설정하는 방법도 생각해 볼 수 있을 것이다. 이를 지적해 준 익명의 심사자에게 감사드리며, 이러

한편 본 분석에서는 정책 변화와 관련하여 다음 세 가지 상황을 가정하였다. 첫 번째는 2004년과 2005년에 이루어진 소득세법의 효과를 분석하였다. 이에 따라 정책 변화 이전 시점은 2003년이 되고 정책 변화 이후 시점은 2005년이 된다. 두 번째는 2004년에 이루어진 소득세법의 효과를 분석하였다. 이 경우 정책 변화 이전 시점은 2003년이 되고, 정책 변화 이후 시점은 2004년이 된다. 마지막으로 2005년에 이루어진 소득세법의 효과를 분석하였다. 이 경우 정책 변화 이전 시점은 2004년이 되고 정책 변화 이후 시점은 2005년이 된다.

본격적인 추정에 앞서 <표 5>에서는 정책 변화 전후 처리집단과 통제집단의 노동시간 변화를 보여주고 있다. 2004년과 2005년의 소득세법 개정이 노동시간에 미친 효과를 이중차분을 통해 살펴보면, 처리집단의 경우 노동시간이 약 0.18시간 증가한 것으로 나타났다. 그리고 2004년의 소득세법 개정을 통해 근로소득 공제와 세액 공제를 확대한 결과 처리집단의 노동시간이 약 1.74시간 감소한 것으로 나타났으며, 2005년 소득세법 개정을 통해 소득세율을 인하한 결과 처리집단의 노동시간은 약 1.94시간 증가한 것으로 나타났다.

<표 5> 소득세법 개정에 따른 노동시간의 변화 : 이중차분 분석

		노동시간		DID	관측수
		전	후		
2003 vs. 2005	처리집단	50.78	48.46	0.18	673
	통제집단	51.81	49.31		298
처리집단 - 통제집단		-1.02	-0.85		
2003 vs. 2004	처리집단	50.78	49.33	-1.74	673
	통제집단	51.81	52.09		298
처리집단 - 통제집단		-1.02	-2.76		
2004 vs. 2005	처리집단	49.33	48.47	1.94	673
	통제집단	52.09	49.29		298
처리집단 - 통제집단		-2.77	-0.83		

한 방식의 통제집단 설정은 추가적인 연구에서 검토해 보기로 한다.

이상의 분석 결과를 요약하면 대략 다음과 같은 잠정적인 결론을 제시할 수 있다. 첫째, 2004~2005년 기간 중 이루어진 소득세법 개정은 노동공급을 증가시키는 효과가 있었지만, 그 크기는 아주 미미하였다. 이는 소득세 부담 경감을 통해 세후임금률이 증가할 경우, 대체효과가 소득효과보다 크게 나타남을 의미한다. 둘째, 소득세 부담을 경감시키는 정책을 사용할 때 정책수단으로 소득세율을 인하하는 것과 근로소득 공제나 세액 공제를 확대하는 것의 효과가 상이할 수 있다. 따라서 노동공급 유인을 주기 위해 소득세 부담을 경감시킬 경우, 어떠한 방식으로 소득세 부담을 경감시킬 것인가에 대한 논의가 이루어질 필요가 있다.

3. 추정 결과

<표 6>과 <표 7>은 이중차분 추정 결과이다. 우선 <표 6>은 2004년과 2005년의 소득세법 개정의 효과를 동시에 고려한 분석 결과이다. 추정 결과 처리집단 더미변수는 [DID 모형 1]과 [DID 모형 2]에서 각각 0.072와 0.065의 값을 가지며 유의하였다. 이는 처리집단의 노동시간이 통제집단의 노동시간에 비해 월간 기준으로 약 1시간 정도 많이 변화하였음을 의미한다. 처리집단 더미변수와 정책 변화 간의 상호작용 변수는 두 경우 모두에서 유의한 양(+)의 값을 갖

<표 6> 이중차분 추정 결과 1 : 2003년과 2005년의 비교

	DID모형 1		DID모형 2	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차
상수항	-0.049	0.018 ***	-0.050	0.018 ***
d_i (처리집단 더미)	0.072	0.029 **	0.065	0.029 **
$d_i \times$ 정책 변화	0.016	0.005 ***	0.015	0.005 ***
배우자 유무(유=1)			0.038	0.076
교육연수(연)			-0.020	0.025
18세 미만 가구원수(명)			-0.036	0.021 *
주택소유(소유=1)			0.037	0.028
(가상소득)의 로그값			0.004	0.004
$adj.R^2$	0.0103		0.0117	
F 통계량	6.06***		2.64**	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

는 것으로 나타났다. 이는 처리집단의 경우 소득세법 개정에 따라 세후임금을 이 증가할 때 노동시간이 늘어났다는 것을 의미한다. 즉 2004~2005년 기간 중에 이루어진 소득세법 개정은 노동공급을 증가시키는 효과를 가졌던 것으로 평가할 수 있다.

<표 7>의 [DID모형 3]과 [DID모형 4]는 2004년에 이루어진 근로소득 공제 및 근로세액 공제 확대가 노동공급에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 추정 결과 처리집단 더미변수와 처리집단 더미변수와 정책변화의 상호작용변수 모두 크게 유의하지 않았다. 즉 2004년에 이루어진 소득세법 개정이 근로소득자의 노동공급에 미치는 영향은 아주 미미한 수준이었던 것으로 나타났다.

[DID모형 5]와 [DID모형 6]은 2004년에 이루어진 소득세법 개정의 효과를 분석한 결과이다. 추정 결과 처리집단 더미변수는 [DID 모형 5]와 [DID 모형 6]에서 모두 0.069의 계수 값을 보이며 유의하였다. 이는 처리집단의 노동시간이 통제집단의 노동시간에 비해 월간 기준으로 약 1시간 정도 많이 변화하였음을 의미한다. 처리집단 더미변수와 정책 변화 간의 상호작용변수는 두 경우 모두에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났지만, 유의수준이 10%로 유의성이 낮았다.

<표 7> 이중차분 추정 결과 2

	2003년과 2004년의 비교				2004년과 2005년의 비교			
	DID모형 3		DID모형 4		DID모형 5		DID모형 6	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차
상수항	0.005	0.016	0.004	0.016	-0.055	0.015***	-0.055	0.016***
d_i (처리집단 더미)	0.001	0.028	0.001	0.028	0.069	0.026***	0.069	0.026***
$d_i \times$ 정책 변화	0.007	0.004*	0.007	0.004*	0.006	0.004*	0.007	0.004*
배우자 유무(유=1)			0.028	0.095			-0.153	0.101
교육연수(연)			0.043	0.047			-0.038	0.026
18세 미만 가구원수(명)			-0.019	0.025			0.029	0.026
주택소유(소유=1)			0.075	0.032**			0.048	0.032
(가상소득)의 로그값			0.002	0.004			0.003	0.004
$adj.R^2$	0.0045		0.0071		0.0051		0.0082	
F 통계량	3.21**		2.00*		3.49**		2.15**	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

이상의 추정 결과를 종합해 보면 다음과 같다.

첫째, 2004~2005년 사이에 이루어진 소득세법 개정은 처리집단의 노동시간을 유의하게 증가시킨 것으로 보이며, 특히 2005년에 이루어진 소득세율 인하가 노동시간에 미친 영향이 2004년에 이루어진 근로소득 공제 및 근로세액 공제가 노동시간에 미친 영향보다 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

둘째, 2004~2005년 기간 중에 이루어진 소득세법 개정이 노동시간을 유의하게 증가시켰지만, 그 크기는 그리 크지 않은 것으로 보인다. 본 연구의 분석 결과에 따르면 2004~2005년 기간 중에 이루어진 소득세법 개정의 노동시간 증가 효과는 월간 기준으로 약 1시간 정도이다. 이처럼 소득세법 개정이 노동시간에 미치는 영향력이 미미하게 나타난 것은 크게 두 가지 측면에서 검토해 볼 수 있다. 우선 우리나라의 노동시장에서 노동계약이 시간 단위로 이루어지지 않기 때문에 세후임금률의 변화가 노동시간에 미치는 영향이 미미할 수밖에 없다는 점이다. 두 번째로는 2004~2005년 기간에 이루어진 소득세법 개정으로 인한 세후임금률의 변화가 노동시간을 크게 증가시킬 수 있을 만큼 크지 않을 수 있다는 점이다. 우리나라는 거의 매년 조금씩 소득세를 변화(tax change)시켜왔으며, 경제행위자의 경제행위에 커다란 영향을 줄 만큼의 소득세 개혁(tax reform)은 최근에 이루어진 바가 없다. 이에 따라 근로소득자의 반응 역시 크지 않게 나타난 것이다.¹⁴⁾

셋째, 소득세 경감의 효과는 어떠한 방법으로 소득세를 경감시켰냐에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 앞서 제Ⅱ장에서 근로자가 직면하는 유효소득세율의 변화에 따른 세후임금률 변화의 효과와 항목별 공제제도의 효과가 상이하게 나타날 수 있음을 확인한 바 있다. 제Ⅲ장의 분석에서는 항목별 공제제도뿐만 아니라, 근로소득 공제나 근로세액 공제 변화의 효과 역시 일반적인 유효소득세율 변화의 효과와 상이할 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 향후 소득세를 인하하는 다양한 정책수단이 경제행위자의 경제적 행위에 미치는 영향에 대한 분석이 이루어질 필요가 있다.

14) 심욱기(2006)에서도 유사한 결과를 얻었다.

IV. 결론 및 정책적 함의

본 연구는 누진적인 소득세제하에서 소득세율 및 항목별 공제제도의 변화로 인한 노동공급의 변화를 두 가지 측면에서 실증적으로 분석하였다. 이는 소득세의 물가연동제가 시행되지 않는 우리나라의 소득세제상, 과세 당국이 세율 및 과세 구간의 변화보다는 다양한 방식의 공제제도를 통해서 근로소득자의 세 부담을 완화해 온 상황을 충분히 고려하기 위해서이다. 이를 위하여 「한국노동패널」 제6~9차 연도(2003~2005년) 자료에서 추출한 근로소득자 가구주 표본을 균형패널로 구성하여 이용하였다.

첫 번째 실증분석의 목표는 항목별 공제제도를 감안한 세후임금률의 변화에 따른 노동공급의 탄력성 추정이었다. 이를 위해서는 누진적인 소득세제하에서 다양한 공제제도를 감안하는 경우의 노동공급탄력성을 추정하였다. 누진적인 소득세의 존재만을 감안하여 세후임금률상의 변화로 인한 노동공급의 탄력성을 감안한 기본 모형의 추정 결과에서는 비보상임금탄력성은 -0.300, 보상임금탄력성은 -0.299, 소득탄력성은 -0.001로 나타났다. 항목별 공제를 허용하는 경우, 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성은 각각 -0.373과 -0.372로 약간 더 커졌으나, 소득탄력성에는 변화가 없었다. 이는 여전히 기존의 노동공급 이론과 배치되는 결과이다. 또한 근로시간의 항목별 공제탄력성은 -2.746으로 추정되었는데, 이는 세후임금률 자체의 변화보다 공제제도의 변화에 임금근로자가 더 민감하게 반응하고 있음을 의미한다. 즉 소득세율을 인하할 경우, 항목별 공제가 허용되는 재화의 상대가격이 상승함에 따라 항목별 공제적용 대상자들의 노동공급이 줄어들 수 있음을 보여주는 결과이다. 항목별 공제를 고려하지 않은 상태에서 비선형성만을 고려하는 경우에도 추정 결과는 크게 다르지 않았다.

그러나 항목별 공제와 비선형성을 동시에 고려하는 경우, 비보상임금탄력성은 1.296, 보상임금탄력성은 1.297, 그리고 소득탄력성은 -0.001로 나타나 노동공급이론에서 예측하는 바와 일치하였다. 근로시간의 항목별 공제탄력성은 -3.016으로 추정되어 선형성을 가정한 모형에 비해서 약간 더 크게 나타났다.

또한 추정 결과의 강건성을 검토하기 위해서 산업, 직업, 종사상 지위, 기업 종류와 같은 노동시장 관련 변수들을 이용하여 추가적인 통제를 시도한 추정 결과에서도 탄력성들의 값은 항목별 공제와 비선형성을 동시에 고려한 추정 결과와 유사하게 유지되었다. 이러한 추정 결과에 비추어볼 때, 기존의 실증연구들에서 제시한 노동공급의 임금탄력성과 소득탄력성 추정치는 공제제도로 인한 유효소득세 부담의 규모를 제대로 반영하지 못한 결과일 가능성이 높다.

이는 노동공급과 관련하여 중요한 시사점을 제공한다. 소득세 부담을 완화하는 방식을 통해 노동공급을 증가시키려는 정책당국의 노력이 공제제도의 남발로 이어질 경우, 그 효과가 공제제도의 영향력을 무시한 채 예상한 결과에 미치지 못하거나, 극단적인 경우 오히려 노동공급의 감소로 이어질 수도 있음을 의미하기 때문이다. 또한 이는 소득세 인하의 효과를 지금까지 우리나라에서처럼 다양한 공제제도를 통해 달성하고자 하는 정책방향이 경제 주체들의 예산제약 집합 비볼록성을 예견하기 힘든 형태로 강화시킬 수 있음을 의미한다. 이 경우, 복잡다양한 공제제도의 존재로 말미암아 정책 당국은 조세정책을 통한 노동시장에의 영향력을 더욱 예측하기 힘든 방향으로 몰아가게 될 가능성이 높다.

본 연구의 두 번째 목적은 소득세율 및 공제제도의 변화로 인한 세후임금을 변화가 노동공급시간을 구체적으로 얼마나 변화시켰는가를 살펴보는 것이었다. 이를 위해서 소득세제상의 특징적 변화가 발생했던 2004~2005년의 경험을 자연적 실험의 계기로 삼아 이중차분 추정법을 사용하였다. 노동공급이 정책에 반응하는 정도가 정책에 의해 영향을 받았을 것으로 여겨지는 처리집단과 영향을 받지 않았을 것으로 여겨지는 통제집단을 교육수준 및 연령대 기준에 따라 나누고 공제제도를 고려한 누진적 소득세제상의 변화가 각 집단 간에 어떤 정책효과의 차이를 초래했는가를 살펴보았다.

그 결과, 2004~2005년 사이에 이루어진 소득세법 개정은 처리집단의 노동시간을 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 특히 2005년에 이루어진 소득세율 인하가 노동시간에 미친 영향이 2004년에 이루어진 근로소득 공제 및 근로세액 공제가 노동시간에 미친 영향보다 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 하지만 2004~2005년 기간 중에 이루어진 소득세법 개정의 노동시간 증가효과는 월간 기준으로 약 1시간 정도에 불과한 것으로 나타났다. 이는 2004~2005년 기간에

이루어진 소득세법 개정의 폭이 세후임금률의 변화를 통해 노동시간을 크게 변화시킬 만큼 대폭적이지 않았을 수도 있음을 보여준다.

본 연구에서 얻은 결과는 2003~2005년 기간이라는 상대적으로 짧은 기간에 걸쳐 근로소득자만을 대상으로 추정하여 얻은 것이므로, 거의 매년 소폭의 세제 개편을 통해 세수 확보와 조세정책상의 목표 달성을 조화시키는 우리나라 정책 당국의 방식에 비추어볼 때, 노동공급이 정책에 따라 변화하는 모습을 충분히 보기 힘든 점이 있다. 이러한 문제는 분석 기간을 늘림으로써 정책의 누적 효과를 측정하는 경우, 어느 정도 해결할 수 있을 것이다. 그러나 분석 기간을 늘리는 경우, 본 연구에서 사용하는 이중차분법의 한계인 경제 전체에 적용되는 외생적 충격의 비차별성 및 통제집단과 처리집단 간의 구성 변화 등에서 문제가 발생할 가능성이 높아진다. 그러므로 분석 목표에 맞는 사용자료 기간의 적절한 균형을 맞추으로써, 경제 주체들이 정책 실행에 충분히 반응할 시간을 고려하는 동시에 집단 사이 변화로 인한 측정효과의 회석을 방지할 방안에 관하여 추가적으로 고려할 필요가 있다. 또한 이중차분법의 약점으로 지적되는 정책 변화의 무작위성(randomness)을 비롯하여, 정책 변화로 인한 행태 변화 측정에 따르는 설명력 등의 방법론적 문제들에 있어서도, 다양하고 적절한 통제집단 및 처리집단의 선택과 구성에 관한 심층적인 고려가 필요할 것이다. 이러한 사항들을 충분히 고려한다면, 구조적 접근방식을 통한 전통적인 노동공급 행태분석의 결과들과 비교함으로써 향후 노동정책에 좀 더 정치(精緻)한 결과를 제공할 수 있게 될 것이다(Hamermesh, 2000; Blundell & MaCurdy, 1999).

본 연구에서는 패널 자료에서 추출한 근로자가구들만을 대상으로 정책 변화에 따른 노동공급의 양적 변화를 측정하는 데 초점을 맞추었다. 그러므로 개별적인 미시적 분석 결과들을 세부집단에 따라 일차적으로 종합하고 이를 경제 전체에 걸친 거시적인 효과로 환산하는 작업이 필요할 것이다. 그러한 과정에서 Eissa(1995)에서처럼 여성 근로자 등의 다양한 세부집단들에 대한 노동공급의 행태 변화 분석이 선행되어야 할 것이며, 이러한 연구 결과들을 이차적으로 종합하여야 할 것이다. 그렇게 함으로써 궁극적으로는 패널 자료에서 통제집단과 처리집단을 분리하여 뽑아내는 과정에서 필연적으로 발생하는 표본집단의 대표성 문제를 고려할 수 있게 될 것이며, 여기에 정책 변화에 따른 노동공급의

동태적 변화를 감안함으로써 Haan(2007)과 같은 정책 모의실험이 가능해질 것이다.

또한 소득세제와 노동공급의 범위를 뛰어넘어 광범위한 재정정책의 후생효과 분석에 이르기 위해서는, 노동공급상의 변화를 후생 변화로 환산하는 작업도 필요할 것이며, Feldstein(2008)이 강조한 것처럼 경제 주체들의 행태 변화 (behavioral response)에 대한 정치한 분석이 선행되어야 할 것이다. 유동성 제약 등 근로소득자의 경제행위에 영향을 미치는 요인들이 소득세가 노동공급에 미치는 효과에도 영향을 미칠 것이라는 점을 고려하여, 이와 관련된 연구 역시 추가적으로 이루어질 필요성이 있다.

참고문헌

- 강병구. 「공적 이전소득의 분배 및 노동공급 효과」. 『사회보장연구』 20 (2) (2004): 129~150.
- 강병구. 「근로장려세제의 노동공급효과 분석」. 『노동정책연구』 7 (4) (2007): 87~109.
- 곽소희·김호범. 「노동력 공급 감소와 질적 향상이」. 『산업경제연구』 20 (1) (2007): 73~95.
- 국세청. 『국세통계연보』. 2007.
- 국회예산정책처. 『NABO 세수추계 및 세제분석:2008~2012년』. 2008.
- 김대일. 「기혼 여성의 노동공급과 자녀 교육」. 『노동경제논집』 31 (2) (2008): 73~102.
- 김성태·이인실·안종범·이상돈. 「KOCGE 모형을 이용한 법인세 개편의 효과 분석」. 『경제학연구』 51 (1) (2003): 5~34.
- 김현숙·성명재. 「여성노동공급 활성화를 위한 소득세 개편방안 연구」. 『재정포럼』 4월호 (2007): 72~75.
- 나성린·남재량·문춘걸. 「조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구」.

- 『공공경제』 7 (2002), 3~25.
- 남재량. 『근로소득세의 노동공급 효과 연구』. 한국노동연구원 연구보고서, 2007.
- 남재량 · 류근관. 「장기패널자료를 활용한 한국의 실업기간 측정과 새로운 패널자료의 구축」. 『경제논집』 39 (2) (2000).
- 서병선 · 임찬영. 「가계생산과 기혼여성의 노동공급」. 『국제경제연구』 10 (1) (2004): 141~167.
- 심욱기. 「2002년 세율인하 정책을 이용한 노동공급의 임금탄력성 분석」. 『제7차 한국노동패널 학술대회 발표논문 자료집』. 한국노동연구원, 2006.
- 이만우 · 김대철. 「국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과분석: 남성가구주 임금근로자의 노동시간을 중심으로」. 한국경제학회 경제학공동학술대회 발표논문, 2007.
- 이철인 · 전영준. 「고용확대를 위한 조세개편에 관한 연구」. 노동부 연구용역 최종보고서, 한국조세연구원, 2000.
- 이철희. 「1996~2000년 한국의 가구소득불평등 확대: 임금, 노동공급, 가구구조 변화의 영향」. 『노동경제논집』 31 (2) (2008): 1~34.
- 전승훈 · 임병인 · 강성호. 「선형패널자료 분석방법에 관한 비교연구」. 『통계연구』 9 (2) (2004): 1~24.
- 전승훈 · 홍인기. 「감세가 가계소비에 미치는 영향: 2002년 소득세율 인하를 중심으로」. 『재정논집』 (통권 제58호) 1 (3) (2008): 189~219.
- 조윤영. 「기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형」. 한국경제학회 경제학공동학술대회 발표논문, 2007.
- 최창근. 「고용의 극대화를 위한 경제구조와 조세정책」. 한국경제학회 경제학공동학술대회 발표논문, 2008a.
- 최창근. 「경제성장의 고용창출효과: 산업별 취업탄력성 비교분석」. 한국경제학회 경제학공동학술대회 발표논문, 2008b.

Bertrand, Marianne, Esther Duflo, & Sendhil Mullainathan. "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of*

Economics 119 (1) (2004): 249~275.

Blundell, Richard, Alan Duncan, & Costas Meghir. "Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms." *Econometrica* 66 (4) (1998): 827~861.

Blundell, Richard, & Mónica Costa Dias. "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics." *CETE Discussion Paper* 2008-05, (2008).

Blundell, Richard, & Thomas MaCurdy. "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches." In Orley Ashenfelter and David Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, (1999): 1559~1695, Amsterdam: Elsevier Science.

Eissa, Nada. "Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment." NBER Working Paper No. 5023, National Bureau of Economic Research: Cambridge, MA (1995).

Eissa, Nada, & Jeffrey B. Liebman. "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit." *Quarterly Journal of Economics* 111(2) (1996): 605~637.

Eissa, Nada, Henrik Jacobsen Kleven, & Claus Thustrup Kreiner. "Evaluation of Four Tax Reforms in the US: Labor Supply and Welfare Effects for Single Mothers." *Journal of Public Economics* 92 (2008): 795~816.

Feldstein, Martin. "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act." *Journal of Political Economy* 103 (3) (1995): 551~572.

Feldstein, Martin. "Effects of Taxes on Economic Behavior." *National Tax Journal* 61 (1) (2008): 131~139.

Haan, Peter. "Intertemporal Labor Supply Effects of Tax Reforms." DIW Berlin Discussion Paper 669, German Institute for Economic Research (2007).

Hamermesh, Daniel S. "The Craft of Labormetrics." *Industrial and Labor Relations Review* 53 (3) (2000): 363~380.

Hansson, Åsa. "Taxpayers' Responsiveness to Tax Rate Changes and Implications for the Cost of Taxation in Sweden." *International Tax and Public*

- Finance* 14 (2007): 563 ~ 582.
- Hausman, Jerry A. "Stochastic Problems in the Simulation of Labor Supply." In Martin Feldstein, ed., *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Research*. Chicago: University of Chicago Press, 1983.
- Heckman, James J. "Comment" on Hausman Essay. In Martin Feldstein, ed., *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Research*. Chicago: University of Chicago Press, 1983.
- Kopczuk, Wojciech. "Tax Bases, Tax Rates and the Elasticity of Reported Income." *Journal of Public Economics* 89 (2005): 2093 ~ 2119.
- MaCurdy, Thomas, David Green, & Harry Paarsch. "Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply." *Journal of Human Resources* 25 (3) (1990): 415 ~ 490.
- 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." *Korean Economic Review* 20 (2) (2004): 239 ~ 262.
- Lee, Myoung-jae. *Methods of Moment and Semi-parametric Econometrics for Limited Dependent Variable Model*. New York, Springer-Verlag, 1996.
- _____. *Panel Data Econometrics*. Academic Press, 2002.
- Leigh, Andrew. "Earned Income Tax Credits and Labor Supply: New Evidence from a British Natural Experiment." *National Tax Journal* 60 (2) (2007): 205 ~ 224.
- Meghir, Costas, & David Phillips. "Labour Supply and Taxes." Paper prepared for the Report of a Commission on Reforming the Tax System for the 21st Century: The Mirrlees Review. Institute for Fiscal Studies. Available at http://www.ifs.org.uk/mirrleesreview/reports/labour_supply.pdf as of Oct. 15, 2008.
- Meyer, Bruce D. "Natural and Quasi-Experiments in Economics." *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (2) (1995): 151 ~ 161.
- Moffitt, Robert A. "The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraints: A

Survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method.” *Journal of Business and Economic Statistics* 4 (3) (1986): 317~328.

Moffitt, Robert A., and Mark Wilhelm. “Taxation and the Labor Supply Decisions of the Affluent.” NBER Working Paper No. 6621, National Bureau of Economic Research: Cambridge, MA, 1998.

Mroz, T. “The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions.” *Econometrica* 55 (4) (1987): 765~799.

Rosenzweig, Mark R. & Kenneth I. Wolpin. “Natural ‘Natural Experiments’ in Economics.” *Journal of Economic Literature* 38 (4) (2000): 827~874.

Triest, Robert K. “The Effect of Income Taxation on Labor Supply When Deductions Are Endogenous.” *Review of Economics and Statistics* 74 (1) (1992): 91~99.

[부록 1] 2003~2005년 소득세법의 주요 변화

〈부표 1〉 근로소득공제제도의 변화 : 1998년 이후

연도	근로소득공제액	공제한도
2003	<ul style="list-style-type: none"> · 500만원 이하 → 전액 · 500만원~1,500만원 → 47.5% · 1,500만원 초과 3,000만원 이하 → 15% · 3,000만원 초과 4,500만원 이하 → 10% · 4,500만원 초과: 5% 	한도 없음
2004 ~ 2005	<ul style="list-style-type: none"> · 500만원 이하 → 전액 · 500만원~1,500만원 → 50% · 1,500만원 초과 3,000만원 이하 → 15% · 3,000만원 초과 4,500만원 이하 → 10% · 4,500만원 초과: 5% 	

〈부표 2〉 인적공제 제도의 변천

		공제 수준		
		2003	2004	2005
기본 공제	본인공제	100만원	→	→
	배우자공제	100만원	→	→
	부양가족공제	100만원	→	→
추가 공제	경로우대자공제	100만원	100만원(65세 이상) 150만원(70세 이상)	→
	장애인공제	100만원	→	200만원
	부녀자공제	50만원	→	→
	6세 이하 공제	50만원	100만원	→
소수공제자추가공제		100만원(1인) 50만원(2인)	→	→

〈부표 3〉 한계소득세율의 변화

과세표준	세율(2003~2004)	세율(2005~)
1천만원 이하	9%	8%
1천만~4천만원	18%	17%
4천만~8천만원	27%	26%
8천만원 초과	36%	35%

〈부표 4〉 근로소득세액공제제도의 변화

연 도	산 출 근 거
2003	· 산출세액 50만원 이하: 50% · 산출세액 50만원 초과: 25만+50만원 초과금액의 30%(공제한도 45만원)
2004~ 2005	· 산출세액 50만원 이하: 55% · 산출세액 50만원 초과: 27만5천원 + 50만원 초과금액의 30%(공제한도 50만원)

〔부록 2〕 산업, 직업, 종사상 지위, 기업 분류

〈부표 5〉 산업, 직업, 종사상 지위, 기업 분류

산업분류	직업분류	종사상지 위분류	기업종류
농업·수렵업·임업·어업	입법공무원 고위임직원 및 관리자	상용직	민간회사 또는 개인 사업체
광업	전문가	임시직	외국인 회사
제조업	기술공 및 준전문가	일용직	정부투자기관/ 정부출연기관/공사합동기업
전기·가스 및 수도사업	사무종사자		법인단체
건설업	서비스종사자		정부기관
도소매 및 소비자용품 수리업	판매종사자		특정회사에 소속되지 않음/시민단체/종교단 체/기타
숙박 및 음식점업	농업 및 어업숙련종사자 기능원 및 관련 기능종사 자		
운수업	장치 기계조작 및 조립종 사자		
통신업	단순노무자		
금융 및 보험업	군인 무직 분류불가		
부동산 임대업			
사업서비스업			
공공행정 국방 및 사회 보장행정			
교육서비스업			
보건 및 사회복지사업			
오락 방송 및 공연사업			
기타공공사회 및 개인서 비스업			

A Microeconometric Analysis of the Differential Effects of Changes in Personal Income Tax Rates and Deductions on Labor Supply Using the KLIPS

Seung-Hoon Jeon · Inkee Hong

In this paper, we analyze the effects of personal income tax on labor supply by estimating the labor supply function which includes the effects of the endogenously chosen special deductions. As a result, we can find that the impact of taxes through the relative price of deductible expenditures appears to be much stronger than through the net wage: the estimated uncompensated wage elasticity is 1.296, the estimated 'total income' elasticity is -0.001, the estimated compensated wage elasticity is 1.297, and the estimated uncompensated deductions elasticity is -3.016. In this paper, we also examine how the 2004-2005 personal income tax cut in Korea has affected labor supply of the household head. Our estimation results show that 2004-2005 personal income tax cut significantly increase the labor supply of the household head, and the impacts of the changes in tax rates are much stronger than those of the changes in the deduction for wage and salary income and the wage and salary income credit.

Keywords : labor supply, income tax, deduction, panel GMM, difference-in-difference