



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

1995년 소득세제 개편이
노동공급에 미친 영향

2017년 8월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

천 동 민

1995년 소득세제 개편이 노동공급에 미친 영향

지도교수 홍 재 화

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함
2017년 3월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학전공
천 동 민

천동민의 석사 학위논문을 인준함
2017년 6월

위 원 장 김 세 직 (인)

부위원장 홍 재 화 (인)

위 원 이 정 민 (인)

국문초록

1995년 소득세제 개편으로 인해 1996년 귀속 분 소득부터 적용되는 한계세율, 과세표준구간, 그리고 각종 공제제도가 조정되면서 누진도가 크게 낮아졌다. 본 연구에서는 이러한 1995년 소득세제 개편을 자연실험으로 보고 이에 대해 노동공급이 집단 별로 얼마나 다르게 반응했는지를 분석하기 위해 이중차분 분석을 실시하였다. 분석자료로는 1989-99년 경제활동인구조사와 1992-97년 대우패널데이터를 이용하였다. 25-55세 남성 가구주 임금근로자를 대상으로 분석한 결과 세제개편 이후 처리집단이 통제집단에 비해 근로시간을 통계적으로 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 또한 처리집단 내에서도 세후 임금이 크게 증가한 집단일수록 통제집단에 비해 근로시간을 더 증가시킨 것으로 나타났다. 마지막으로 누락변수에 의한 편의는 추정치가 실제 정책효과를 과소평가하게 하며, 부정확한 집단구성에 의해 추정치가 실제 정책효과를 과대평가할 수 있음을 확인하였다.

주요어 : 노동공급, 세제개편, 이중차분

학 번 : 2015-22527

목 차

1. 서론	1
2. 선행연구 및 1995년 소득세제 개편	4
2.1 선행연구	4
2.2 1995년 소득세제 개편	7
3. 데이터 및 추정모형	10
3.1 데이터	10
3.2 추정모형	18
4. 분석결과	20
5. 결론	32
부록: Progressivity Wedge	34
참고문헌	35
Abstract	38

표 목 차

<표 1> 한계세율 및 과세표준구간의 변화	9
<표 2> 근로소득공제제도의 변화	9
<표 3> 인적공제제도의 변화	9
<표 4> 기초통계량, 경제활동인구조사 1989-99년	13
<표 5> 기초통계량, 가계동향조사 1990-99년	14
<표 6> 교육수준, 출생연도 별 비과세자 비율, 가계동향조사 1990-99년	15
<표 7> 기초통계량, 대우패널데이터 1992-97년	16
<표 8> 기초통계량, 대우패널데이터 1995-96년	17
<표 9> DID framework	19
<표 10> 이중차분 분석결과 1	21
<표 11> 이중차분 분석결과 2	22
<표 12> 이중차분 분석결과 3	23
<표 13> 이중차분 분석결과 4	28
<표 14> 이중차분 분석결과 5	29
<표 15> 이중차분 분석결과 6	30
<표 16> 이중차분 분석결과 7	31

그 림 목 차

<그림 1> P90/P10	2
<그림 2> PW(0.5,2.5)	2
<그림 3> 1995년 소득기준 유효소득률 변화	8

1. 서론

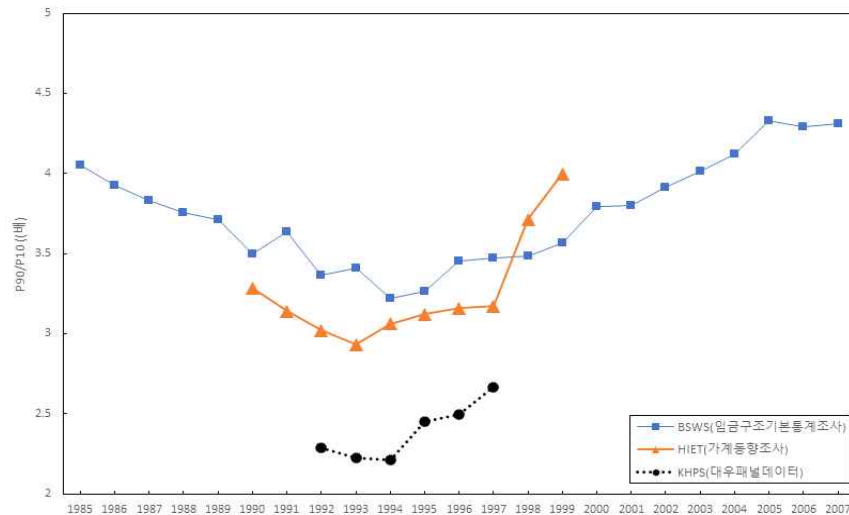
우리나라의 소득세제는 1980년대부터 1990년대 초반까지 6~17단계의 과세표준구간과 50~62%의 최고세율을 갖는 상당히 누진적인 구조를 띄고 있었다. 그러나 1995년에 소득세법이 개편되면서 과세표준구간은 4단계, 최고세율은 40%로 줄어들며 누진도가 크게 낮아진 후 2000년대 후반까지 큰 변화가 없었다. 본 연구는 1995년 소득세제 개편을 자연실험으로 보고, 이에 대해 노동공급이 집단 별로 어떻게 반응했는지를 이중차분 분석을 통해 살펴보고자 한다. 과거 여러 차례에 걸친 소득세제 개편이 있었으나 1995년 개편을 분석대상으로 설정한 이유는 다음과 같다.

첫째, <그림 1>에서 볼 수 있듯이 1995년은 우리나라의 소득불평등도가 증가하기 시작한 시점이다. 외환위기에 의한 구조적 변화를 1990년대 후반 소득불평등 증가의 원인으로 보는 것이 일반적이지만 외환위기가 발생한 시점은 1997년 11월이므로 외환위기로 인해 불평등도의 증가가 시작되었다고 보기는 어렵다(홍민기, 2015). 본 연구는 1995년 세제개편에 대해 각 소득계층의 노동공급이 어떻게 반응했는지를 분석하여 집단 간 노동공급의 이질적인 변화가 소득불평등의 증가를 초래했을 가능성을 제시하고자 한다.

둘째, 1995년 소득세제 개편은 다른 연도의 개편에 비해 누진도를 크게 낮췄다. <그림 2>는 Guvenen et al.(2014)이 고안한 소득세 누진도에 대한 측도인 Progressivity Wedge(이하 PW)를 이용하여 1985년부터 2007년까지의 소득세 누진도를 계산한 것이다. 계산방법에 대해서는 부록에서 자세히 설명하도록 한다. PW(0.5, 2.5)는 당해 연도 평균임금의 2.5배를 버는 근로자가 0.5배를 버는 근로자에 비해 세금을 얼마나 더 부담하는지를 나타내고 있는데, 그림을 통해 볼 수 있듯이 1995년 개편이 누진도를 크게 낮췄음을 알 수 있다. 소득세제 개편이 노동공급에 미친 영향을 분석한 선행연구들은 대체로 유의한 결과를 얻

지 못했거나 효과가 미미하다는 결론을 내렸는데, 이는 이들 연구가 분석한 연도의 세제개편이 누진도에 미친 영향이 크지 않았기 때문일 수 있다.

〈그림 1〉 P90/P10

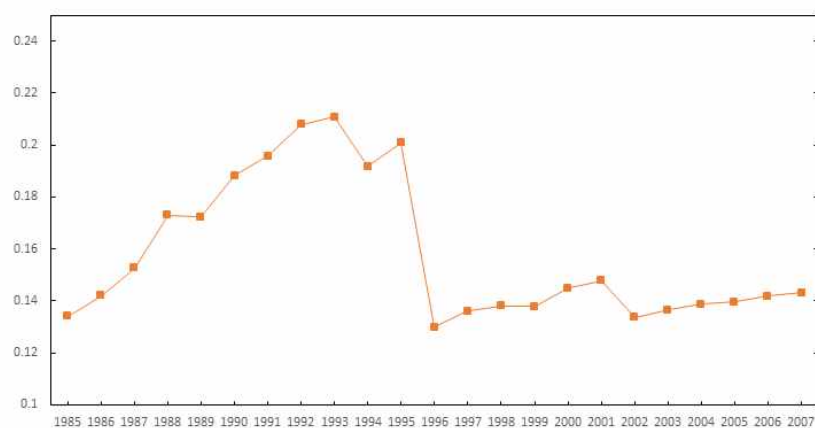


자료: 임금구조기본통계조사^a 1985-2007년, 가계동향조사^b 1990-99년, 대우패널데이터^c 1992-97년.

^a 10인 이상 사업체, 만 25-55세 근로자의 각 연도 6월 명목임금 기준.

^{b, c} 만 25-55세 남성 임금근로자의 월 평균 명목임금 기준.

〈그림 2〉 PW(0.5, 2.5)^a



자료: 국세통계연보 1986-2008년, 임금구조기본통계조사 1985-2007년.

^a 국세통계연보의 '근로소득 과세표준 계급별 현황'과 임금구조기본통계조사를 바탕으로 계산한 명목평균임금을 이용함.

이중차분 방법을 통해 정책의 효과를 분석할 때 세제개편과 같은 정책 변화의 영향을 받지 않는 통제집단과 영향을 받는 처리집단을 어떻게 나누는지가 대단히 중요하다. 현진권(2000)에 의하면 1995-98년 각 연도에서 납세의무자 중 과세자가 차지하는 비중은 약 68%이다. 즉 납세의무자 중 약 32%가 각종 공제로 인해 과세표준이 잡히지 않는 저소득층이며 따라서 이들은 세제개편에 영향을 받지 않을 것으로 생각할 수 있다. 많은 선행연구들이 교육수준, 출생연도를 이용하여 이러한 저소득층을 식별하고자 했으며 본 연구에서도 이를 참고하여 우선 고졸 미만과 고졸 중 1963년 이후 출생 코호트 근로자를 통제집단, 그 외 근로자를 처리집단으로 분류하여 분석하였다. 교육수준, 출생연도로 집단을 나누게 되면 시점 별로 집단구성이 거의 변하지 않는다는 장점이 있기 때문이다. 또한 처리집단 내에서도 효과가 이질적으로 나타날 수 있음을 고려하여 학력수준, 출생연도를 기준으로 처리집단을 세분화하여 추가적인 분석을 실시하였다.

이처럼 교육수준, 출생연도를 이용하여 통제집단과 처리집단을 구분할 경우 식별의 문제가 지적될 수 있다. 즉 통제집단 중에서도 납세자가 있을 수 있고 반대로 처리집단 중에서도 비과세자가 있을 수 있기 때문에 이러한 식별의 부정확성이 추정치의 신뢰도를 떨어트리게 된다. 이러한 문제를 보완하기 위해 세제개편으로 인한 세후 임금을 변화의 크기를 이용하여 통제집단과 처리집단을 구분하여 추가적인 분석을 실시하였다.

분석에 이용한 데이터는 1989년부터 1999년까지의 경제활동인구조사와 1992년부터 1997년까지의 대우패널데이터, 그리고 1995, 1996년 대우패널데이터로 구성된 균형패널의 3가지이며 25세 이상 55세 이하인 남성 가구주 임금근로자를 분석대상으로 선정하였다. 교육수준, 출생연도로 집단을 나누어 분석한 결과 처리집단이 통제집단에 비해 근로시간을 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 또한 처리집단 내에서도 학력수준이 높을수록, 같은 학력이라면 출생연도가 빠를수록 통제집단에 비해 근로시간을 더 증가시킨 것으로 나타나 정책효과의 이질성을 확인할 수 있었다. 마지막으로 누락변수에 의한 편의와 부정확한 집단구성에 의

한 편의를 점검하기 위해 대우패널데이터 자료를 사용하여 추가적인 분석을 실시하였다. 분석결과 주택소유 여부, 가구 구성원 수, 직종 등을 통제하지 않은 추정치는 부의 방향으로 편이되며, 단순히 교육수준 등을 통해 집단을 구분하는 경우 추정치가 실제 정책효과를 상당히 과대평가할 수 있음을 발견하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 세제개편이 노동공급에 미친 영향을 분석한 선행연구 결과를 요약한 후 1995년 소득세제 개편에 대해 설명하였다. 3장에서는 분석에 사용한 데이터와 추정모형에 대해 설명하였다. 4장에서 분석결과를 살펴본 후 5장에서 결론을 지었다.

2. 선행연구 및 1995년 소득세제 개편

2.1 선행연구

본 절에서는 남성 노동공급의 탄력성 추정에 관한 국내외 선행연구들에 대해 살펴보도록 한다. 노동공급의 탄력성을 추정하는 데는 노동공급 함수를 직접 추정하는 방법과 이중차분 분석을 하는 방법이 있다. 먼저 노동공급 함수를 직접 추정한 국내연구를 살펴보도록 한다.

나성린 외(2002)는 남재량 & 류근관(2000)이 구축한 경제활동인구 조사와 가계동향조사의 결합 데이터를 이용하여 1993년에 개편된 근로소득세 한계세율 인하가 남성 가구주의 노동공급에 미친 영향을 분석하였다. 그들은 노동공급 함수를 추정하는 방법을 사용하여 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성을 각각 -0.27 , -0.46 으로 추정하였다. 그러나 이러한 결과에 대해 노동시간과 임금률 사이의 내생성을 고려하지 않았다는 비판이 제기되어왔다(남재량, 2007; 강병구 & 성효용, 2013; 문외솔 & 송승주, 2016).

Lee(2004)는 대우패널데이터 1995년 자료를 이용하여 남성 임금근로자의 노동공급 함수를 추정하였다. 내생성의 문제를 고려하여 도구변수를 이용한 결과 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성이 각각 -0.05 ,

0.56으로 추정되었다. 그는 이러한 결과를 통해 OLS 추정치가 내생성과 측정오차로 인해 부의 방향으로 상당히 편의되어 있으며, 노동공급이 세후 임금을 변화에 민감한 동시에 소득효과 또한 상당히 크다고 결론짓고 있다.

남재량(2007)은 나성린 외(2002)가 이용한 자료의 시계열을 1989-99년으로 확장하여 가구주의 노동공급 함수를 추정하였다. 측정오차와 내생성의 문제를 고려하여 도구변수를 사용한 추정결과 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성이 각각 0.101, 0.014인 것으로 나타났다.

강병구 & 성효용(2013)은 재정패널 자료를 이용하여 가구주 임금근로자 전체집단에 대해서와 소득계층별로 노동공급 함수를 추정하였다. 전체집단을 대상으로 분석한 결과 도구변수를 이용할 경우 비보상임금탄력성을 0.040으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 소득계층을 둘로 나누어 분석한 결과 상위소득집단에서는 노동공급 함수가 후방굴절의 형태를 보이는 것으로 나타났고 중하위소득집단에서는 비보상임금탄력성이 0.182로 추정되었으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

마지막으로 문외솔 & 송승주(2016)은 2000-08년 KLIPS 데이터를 이용하여 비보상임금탄력성을 0.23으로 추정하였다. 내생성 문제를 고려하여 도구변수를 사용하였으며 추정치는 개별 가구의 소득 및 자산, 제도의 변화를 포함한 경우에도 강건한 것으로 나타났다.

위와 달리 이중차분 방법을 사용한 연구들은 세법개정과 같은 제도변화를 자연실험으로 보고 이에 대해 노동공급이 집단별로 어떻게 변했는지를 분석하고 있다. 해외 연구 중에서는 Eissa(1996)와 Blundell et al.(1998)이 대표적이다.

Eissa(1996)는 1976-93년 Current Population Surveys 자료를 이용하여 미국의 1981년 Economic Recovery Tax Act와 1986년 Tax Reform Act가 남성 근로자에게 미친 영향을 이중차분 방법을 통해 분석하였다. 그는 표본을 교육연수에 따라 12년 미만, 12년, 13-16년, 16년 초과로 네 집단으로 나누어 각 집단의 근로시간이 어떻게 변했는

지 분석한 결과 1986년의 Tax Reform Act가 남성 노동공급을 증가시켰다는 강력한 증거를 찾을 수 없었다.

Blundell et al.(1998)은 1978-92년 사이에 영국에서 있었던 소득세제의 변화가 여성의 노동공급에 미친 영향을 분석하였다. 자료로 1978-92년 Family Expenditure Survey를 이용하였고 출생연도와 교육연수에 따라 표본을 여덟 집단으로 분류하였다. 분석결과 모든 집단에서 비보상, 보상임금탄력성이 양의 값을 가지는 것으로 나타났으며 미취학 자녀가 있는 집단의 탄력성이 가장 큰 것으로 나타났다. 그들은 또한 납세여부로 처리집단과 통제집단을 나눌 경우 시점 별로 집단 구성이 바뀌기 때문에 이중차분 분석에 적합하지 않음을 지적하고 있다.

국내연구 중 심욱기(2006)는 1998-2003년 KLIPS 데이터를 사용하여 2002년 소득세율 인하정책이 남성 노동공급에 미친 영향을 이중차분 방법을 통해 분석하였다. 학력 고졸 이하를 통제집단, 대졸 이상을 처리집단으로 분류하여 분석한 결과 세후 임금률이 상승했을 것으로 예상되는 고소득 근로자들이 정책의 영향을 받지 않았을 것으로 예상되는 저소득 근로자들에 비해 근로시간을 더 늘렸다는 사실을 확인하지 못하였다.

전승훈 & 홍인기(2009)는 2003-05년 KLIPS 데이터의 가구주 임금 근로자로 균형패널을 구성하여 2004-05년 소득세율 인하와 공제제도 변화가 노동공급에 미친 영향을 분석하였다. 첫 번째로 항목별 공제제도와 비선형성을 감안하여 세후 임금을 변화에 따른 노동공급의 탄력성을 추정한 결과 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성이 각각 1.296, 1.297인 것으로 나타났다. 두 번째로 이중차분 분석을 통해 처리집단이 통제집단에 비해 근로시간을 유의하게 증가시켰음을 밝혔다. 이때 교육연수 10년 미만 또는 10년 이상 중 30세 이하 60세 초과를 통제집단, 교육연수 10년 이상이며 31세 이상 60세 미만을 처리집단으로 분류하였으며 정책변수로 세후 임금을 변화를 이용하였다.

본 연구의 기여는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 서론에서 보았듯이 1995년의 세법개정은 소득세제의 누진도를 크게 떨어트렸음에도 불구하고 노동공급에 미친 영향에 대해 현재까지 연구된 바가 없다. 둘째,

1995년 개편으로 인해 노동공급이 집단 별로 다르게 반응했다면 이는 1990년대 중반부터 증가하기 시작한 소득불평등 추이를 설명하는 요인일 가능성이 있다. 이처럼 정책에 대한 집단 간의 이질적 반응을 확인하기 위해서는 탄력성을 추정하는 방법보다 이중차분 방법을 사용하는 것이 더 적합하다고 할 수 있다.

2.2 1995년 소득세제 개편

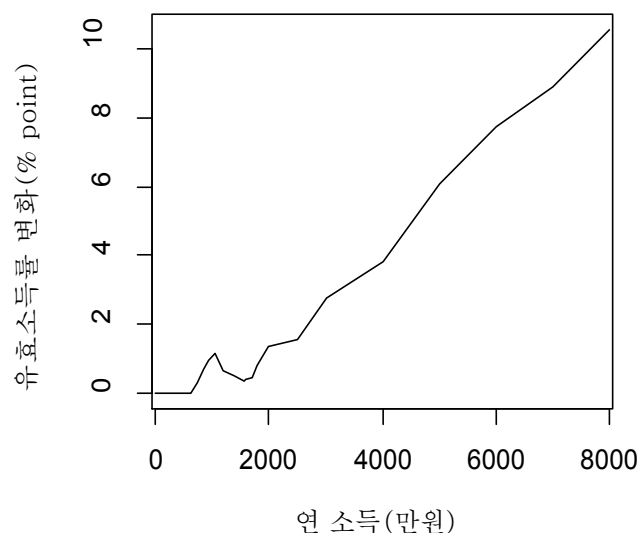
본 절에서는 1995년 소득세제 개편에 대해 자세히 살펴보고자 한다. 분석의 대상기간인 1989년 이후 1991, 1993, 1994년에도 한계세율, 과세표준구간, 공제제도가 조정되었으나 서론에서 설명한 것처럼 그러한 개편은 1995년 개편에 비해 소득세 누진도에 미친 영향이 비교적 작다. 따라서 본 연구에서는 소득세 누진도를 크게 낮춘 1995년 개정에 대해서만 살펴볼 것이다. 1995년에 소득세법이 개정되면서 1996년 귀속분 소득부터 적용되는 한계세율 및 과세표준구간이 크게 조정되었으며 근로소득공제, 인적공제 등 각종 공제제도 또한 개편되었다. <표 1>, <표 2>, <표 3>은 각각의 변경내용을 정리한 것이다.

먼저 <표 1>을 보면 과세표준구간이 기존 6단계에서 4단계로 축소되었으며 최저세율은 5%에서 10%로 인상되고 최고세율은 45%에서 40%로 인하되었음을 알 수 있다. 따라서 세율의 변화만 고려한다면 고소득층의 세부담은 감소하지만 저소득층의 세부담은 오히려 늘어나게 된다. 그러나 <표 2>, <표 3>에서 볼 수 있듯이 각종 공제제도가 크게 확장되었다. 한계세율이 적용되는 과세표준은 연간 근로소득으로부터 각종 공제를 제한 금액이기 때문에 공제가 늘어날 때 전체 납세의무자의 세부담은 감소하게 된다. 따라서 세율 변화와 공제제도의 변화를 함께 고려해야 세제개편에 따른 각 소득계층의 세부담 변화를 정확하게 분석할 수 있다.

<그림 3>은 4인 가구의 가구주를 기준으로 1995년 세제개편에 따른 세율변화와 각종 공제제도의 변화를 함께 고려했을 때 1995년의 연간

근로소득수준에 따라 유효소득률($1 - \text{유효세율}$)이 얼마나 변했는지 (percentage point)를 그래프로 나타낸 것이다. 우선 개편 전인 1995년에 각종 공제로 인해 근로소득세를 내지 않던 근로자 집단은 개편 후에도 면세점 이하에 머물면서 개편의 영향을 받지 않는다. 서론에서도 언급했듯이 현진권(2000)에 의하면 1995년에 납세의무자 중 실제로 과세된 근로자의 비중은 약 69%이며 따라서 나머지 31%의 임금근로자와 같은 집단으로 분류될 수 있다. 반면 기존에도 세금을 내던 소득계층은 전반적으로 유효소득률이 상승하였으며, 소득수준이 증가함에 따라 N자 형태로 증가하고 있다. 우선 기존에 과세자였으나 개편 이후 면세점인 1057만원보다 낮았던 근로자들은 유효소득률이 1이 되기 때문에 소득수준이 높을수록 유효소득률의 증가폭이 크다. 기존에는 과세자였으며 소득수준이 1057만원보다 높았던 근로자들은 공제제도로 인한 유효소득률 증가의 효과를 한계세율 인상의 효과가 상쇄하기 때문에 1500만원 수준까지는 소득수준이 높아질수록 유효소득률의 증가폭이 감소하게 된다. 그 이후로는 공제제도 확대와 한계세율 인하의 효과로 인해 소득수준이 상승함에 따라 유효소득률의 증가폭이 점점 커지게 된다.

<그림 3> 1995년 소득기준 유효소득률 변화



이상의 내용으로부터 다음과 같은 두 가지 사실을 유추할 수 있다. 첫째로 각종 공제제도로 인해 세제개편의 영향을 받지 않는 저소득 근로자들이 전체 납세자 중 약 31% 존재하므로 이들을 식별하여 통제그룹으로 설정할 수 있다. 두 번째로 세제개편의 영향을 받은 처리집단 내에서도 소득수준에 따라 각기 다른 영향을 받았을 것이라고 예측할 수 있다.

〈표 1〉 한계세율 및 과세표준구간의 변화

종합소득과세표준	1995년	1996년
400만원 이하	5%	10%
~800만원	9%	
~1000만원	18%	
~1600만원		
~3200만원	27%	20%
~4000만원	36%	
~6400만원		30%
~8000만원	45%	
8000만원 초과		40%

자료: 조세관련 통계자료집, 한국조세연구원

〈표 2〉 근로소득공제제도의 변화

공제수준	
1995년	1996년
310만원 이하: 전액 310만원 초과: 30% 공제한도: 690만원	400만원 이하: 전액 400만원 초과: 30% 공제한도: 800만원

자료: 조세관련 통계자료집, 한국조세연구원

〈표 3〉 인적공제제도의 변화 (단위: 만원)

		공제수준	
		1995년	1996년
기본공제	본인공제	72	100
	배우자공제	54	100
	부양가족공제	48	100
추가공제	경로우대자공제	48	50
	장애인공제	54	50
	부녀자공제	54	50
근로자면세점 (4인 가구)		627	1057

자료: 조세관련 통계자료집, 한국조세연구원

3. 데이터 및 추정모형

3.1 데이터

경제활동인구조사는 1962년에 통계청이 시작한 통계조사로 매월 만 15세 이상인 경제활동인구를 대상으로 성별, 생년월일, 교육정도, 혼인 상태, 취업여부, 취업시간, 산업, 직업, 종사상의 지위 등의 항목을 면접 조사 방법을 통해 조사하고 있다. 조사 기간은 매월 15일이 포함된 한 주간이며 조사 일을 기준으로 지난 한 주간의 주된 활동, 근로시간 등이 조사된다. 표본은 인구주택총조사 실시결과에 기초하여 선정되고 있다.

분석을 위해 우선 경제활동인구조사 1989-99년¹⁾ 자료 각 연도에서 1월부터 12월까지 누락 없이 조사에 응한 도시에 거주하는 25-55세 남성가구주 임금근로자를 표본으로 선정하였다. 각 월에 응답된 주간 근로시간에 4.345주를 곱하여 월간 근로시간을 계산한 후 월별자료를 더 하여 연간 근로시간을 계산하였으며 연간 근로시간이 0이거나 6570시간(24시간*365일*3/4)을 넘는 경우 표본에서 제외하였다. <표 4>은 선정된 표본의 기초통계량이다.

경제활동인구조사 자료의 장점은 표본의 대표성을 유지된다는 것과 풍부한 표본 수로 인해 집단 별 분석에 적합하다는 것이다. 반면 단점 중 하나는 비근로소득, 부동산 소유여부 등 경제주체의 근로시간에 대한 선택에 중요한 영향을 미칠 수 있는 변수들을 파악할 수 없다는 점이다. 이는 누락변수에 의한 편의를 발생시켜 추정치의 정확도를 떨어트리게 된다. 또 다른 단점은 근로소득에 대한 정보를 알 수 없다는 점이다. 이로 인해 발생하는 문제는 교육수준, 출생연도로 나눈 각 집단 중에서 얼마만큼이 실제로 과세표준이 잡히지 않는 저소득층에 해당되는지를 유추하기가 어렵다는 것이다. 이러한 문제점을 보완하기 위한 가장 좋은 방

1) 원시자료가 1986년부터 공개되어 있으나 1989년 이전 자료의 경우 위 방법으로 표본을 추출했을 때 각 연도 당 400명 정도밖에 남지 않았기 때문에 1989년부터의 원시자료를 사용하였다.

법은 두 조사의 표본의 상당 부분이 일치하는 것으로 알려진 경제활동인구조사와 가계동향조사를 결합하는 것이다. 남재량 & 류근관(2000)에 의하면 통계청은 1972년부터 경제활동인구조사를 위해 선정된 가구의 일부가 다시 가계동향조사의 표본으로 선정되기 시작했으며 따라서 가구 ID를 이용해서 두 조사의 결합이 가능하다. 그들은 또한 1989년부터 1999년까지 가계동향조사의 표본을 기준으로 두 조사의 결합률이 평균 97.2%로 상당히 높다는 것을 밝혔다. 가계동향조사에는 경제활동인구조사에서 조사되지 않는 근로소득 등의 종합소득과 경상조세를 포함한 지출, 가구 구성, 입주형태, 소비 등 다양한 항목이 조사되고 있다. 따라서 두 조사의 결합이 가능하다면 위와 같은 문제점을 상당히 보완할 수 있을 것으로 생각되지만 결합을 위한 가구ID가 현재 공개되어있지 않기 때문에 불가능하다.

누락변수에 의한 편위의 문제는 대우패널데이터를 이용하여 어느 정도 보완할 수 있다. 대우패널데이터는 1993년에 시작되어 1998년까지 가구와 개인의 근로시간, 근로소득, 비근로소득 등의 정보를 조사한 자료이다. 대부분의 조사항목이 조사년도 기준 전년도에 대한 정보이기 때문에 1992년부터 1997년까지의 정보를 담고 있다. 경제활동인구조사에 비해 표본이 작다는 단점이 있으나 다양한 통제변수를 추가할 수 있으며 균형패널을 이용한 분석이 가능하다는 장점이 있다. 대우패널데이터의 기초통계량은 <표 7>이다. 연간 근로시간은 “직장에서 규정된 주당 근무시간”과 “규정된 근무시간 외 초과적으로 근무하는 주당 근무시간”을 합한 후 52.14를 곱하여 산출하였다. 비근로소득은 이자소득, 임대소득, 기타소득을 합하여 산출하였으며, 연간 근로소득은 월 평균급여인 ‘고정적인 급여’와 ‘변동적인 급여’를 합하여 12를 곱한 후 연간 상여금을 합해서 산출하였다.

대우패널데이터로 구축한 균형패널을 이용하면 식별의 문제 또한 어느 정도 보완이 가능하다. 우선은 소득세법 개정 전인 1995년의 연간 근로소득을 기준으로 세법 개정이 세후 임금률을 얼마만큼 변화시켰는지를 개인별로 계산할 수 있다. 이렇게 구한 세후 임금률 변화가 0인 집단을

통제집단으로 분류하면 식별의 문제를 상당부분 해결할 수 있으나, 이때 발생하는 또 다른 문제는 대우패널데이터의 표본 중 세법 개정에 영향을 받지 않을 것으로 예상되는 정도의 저소득층이 거의 없다는 점이다.²⁾ 따라서 세후 임금을 변화가 작은 표본을 통제집단으로 분류하여 분석하였다. 또한 가계동향조사 1990-99년 원시자료를 이용하여 이 기간 동안 학력수준, 출생연도 별로 비과세자의 비중이 각각 얼마인지를 확인하였다. 이를 통해 제한적이기는 하나 경제활동인구조사 자료를 사용한 분석에서 학력수준, 출생연도를 기준으로 통제집단을 분류하는 것이 얼마나 타당한지를 살펴보고자 한다.

<표 5>는 가계동향조사의 기초통계량이다. 25세 이상 55세 이하 남성 가구주 임금근로자를 표본으로 선정하였고 무직상태이거나 근로소득이 0인 경우 표본에서 제외하였다. 연간 근로소득은 월 평균 근로소득에 12를 곱해서 산출하였으며 비근로소득은 임대소득, 이자소득, 배당소득 등의 재산소득과 공적연금, 사회수혜금 등 이전소득의 합이다. 주택 소유여부는 입주형태가 ‘자기집’, ‘무상주택’인 경우 1의 값을 부여하였고 ‘사택’, ‘전세’, ‘보증부월세’의 경우 0의 값을 부여하였다. 평균 연간근로소득은 학력수준이 높을수록, 연령대가 높을수록 높게 나타나고 있는데 이로부터 학력수준이 낮을수록, 연령대가 낮을수록 소득수준이 면세점 이하인 비과세자의 비율이 높을 것을 예상할 수 있다.

<표 6>은 가계동향조사에서 학력수준, 출생연도 별로 경상조세 항목이 0인 표본의 수와 비율, 그리고 비과세자와 과세자의 누적분포를 나타내고 있다. 전체 비과세자 중 약 85%가 고졸 미만, 고졸에 속하는 것을 확인할 수 있으며 이러한 사실에 기초하여 고졸 미만, 고졸 중 1963년 이후 출생 코호트를 통제집단으로 분류하여 이중차분 분석을 실시하였다. 고졸 미만과 더불어 고졸 전체를 통제집단으로 분류할 경우 전체 과세자 중 약 60%가 함께 포함되어버리기 때문에 고졸 중 1963년 이후 출생 코호트와 고졸 미만을 통제집단으로 설정하였다.

2) 이러한 특성으로 인해 <그림 1>처럼 대우패널데이터의 90/10분위 비율이 임금구조기본통계조사, 가계동향조사의 수치에 비해 상당히 낮게 나타난다.

<표 4> 기초통계량^a, 경제활동인구조사 1989-99년

변수	고졸 미만			고졸			대졸 이상		
	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
나이(세)	28.75 (2.62)	35.83 (3.67)	47.38 (4.88)	28.89 (2.57)	35.12 (4.02)	46.27 (5.08)	29.47 (2.43)	35.13 (3.48)	46.54 (4.85)
교육연수(년)	8.65 (1.57)	8.19 (1.64)	7.56 (1.99)	12 (0)	12 (0)	12 (0)	15.25 (0.99)	15.41 (0.92)	15.63 (0.79)
결혼여부 (기혼=1)	0.57 (0.50)	0.88 (0.33)	0.99 (0.10)	0.71 (0.45)	0.94 (0.24)	1.00 (0.06)	0.74 (0.44)	0.94 (0.23)	1.00 (0.06)
연간 근로시간	2,657.71 (715.16)	2,760.06 (663.92)	2,782.42 (648.49)	2,665.93 (633.30)	2,745.68 (572.23)	2,711.21 (579.43)	2,537.65 (593.38)	2,553.74 (499.45)	2,431.31 (491.12)
관측 수	1,038	6,987	13,148	6,730	15,605	12,205	5,095	11,838	8,041

자료: 경제활동인구조사 1989-99년.

^a 평균값과 괄호 안에 표준편차를 표시하였음.

<표 5> 기초통계량^a, 가계동향조사 1990-99년

변수	고졸 미만			고졸			대졸 이상		
	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
나이(세)	28.74 (2.51)	35.24 (3.67)	46.70 (4.92)	28.87 (2.55)	34.70 (3.63)	45.60 (5.00)	29.61 (2.43)	34.85 (3.48)	45.52 (4.81)
교육연수(년)	8.80 (1.41)	8.49 (1.43)	7.77 (1.92)	12 (0)	12 (0)	12 (0)	15.34 (1.18)	15.55 (1.20)	15.82 (1.23)
가구 구성원 수 (명)	3.36 (1.16)	3.91 (0.99)	4.27 (1.16)	3.25 (0.99)	3.82 (0.93)	4.18 (1.01)	3.14 (1.00)	3.87 (0.96)	4.22 (0.98)
주택 소유여부 (소유=1)	0.19 (0.39)	0.25 (0.43)	0.53 (0.50)	0.23 (0.42)	0.33 (0.47)	0.63 (0.48)	0.28 (0.45)	0.42 (0.49)	0.70 (0.46)
연간 비근로소득 (만원)	53.98 (159.94)	41.72 (196.49)	93.67 (327.41)	70.03 (242.38)	67.82 (327.38)	129.85 (416.07)	146.59 (446.91)	116.94 (407.71)	214.70 (576.49)
연간 근로소득 (만원)	1,061.62 (488.01)	1,089.11 (542.28)	1,113.72 (586.47)	1,380.78 (659.30)	1,355.90 (673.71)	1,538.69 (891.66)	1,675.71 (809.89)	1,854.98 (990.93)	2,351.49 (1187.28)
관측 수	686	3,723	6,694	5,524	11,184	6,668	4,698	8,373	4,060

자료: 가계동향조사 1990-99년.

^a 평균값과 괄호 안에 표준편차를 표시하였음.

<표 6> 교육수준, 출생연도 별 비과세자 비율, 가계동향조사 1990-99년

	고졸 미만			고졸			대졸 이상		
	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
표본 수(A)	686	3,723	6,694	5,524	11,184	6,668	4,698	8,373	4,060
비과세자(B)	341	1,483	1,906	1,688	2,339	987	566	741	287
비율(B/A)	49.7%	39.8%	28.5%	30.6%	20.9%	14.8%	12.1%	8.8%	7.1%
비과세자 누적분포	3.3%	17.6%	36.1%	52.4%	75.0%	84.6%	90.1%	97.2%	100%
과세자 누적분포	0.9%	6.4%	18.2%	27.2%	49.1%	63.1%	73.3%	92.2%	100%

자료: 가계동향조사 1990-99년.

<표 7> 기초통계량^a, 대우패널데이터 1992-97년

변수	고졸 미만 ^b		고졸			대졸 이상		
	>1953	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
나이(세)	35.33 (3.24)	47.47 (4.76)	28.60 (2.09)	34.88 (3.12)	45.88 (4.59)	28.93 (1.99)	34.74 (2.95)	45.26 (4.69)
교육연수(년)	8.10 (2.21)	8.14 (1.51)	12 (0)	12 (0)	12 (0)	15.22 (1.16)	15.71 (1.38)	15.81 (1.50)
결혼여부(기혼=1)	0.96 (0.20)	0.98 (0.15)	0.89 (0.32)	0.98 (0.13)	0.97 (0.17)	0.88 (0.33)	0.99 (0.10)	0.98 (0.13)
가구 구성원 수 (명)	3.88 (0.98)	4.27 (1.00)	3.28 (1.05)	3.89 (0.80)	4.41 (0.89)	3.38 (1.30)	3.80 (0.78)	4.24 (0.86)
주거용 건물 소유여부(소유=1)	0.40 (0.49)	0.69 (0.46)	0.22 (0.42)	0.46 (0.50)	0.76 (0.43)	0.34 (0.48)	0.52 (0.50)	0.80 (0.40)
연간 비근로소득 (만원)	61.03 (576.74)	93.87 (473.85)	81.08 (412.45)	109.01 (597.08)	175.03 (776.86)	110.30 (374.30)	199.39 (1,137.82)	324.38 (1,672.26)
연간 근로소득 (만원)	1,518.98 (887.93)	1,347.73 (547.95)	1,520.23 (709.77)	1,672.95 (690.35)	1,813.27 (777.87)	1,675.69 (670.89)	2,015.73 (930.62)	2,362.81 (1,003.34)
연간 근로시간	3,243.69 (796.11)	3,238.49 (866.94)	3,150.04 (791.00)	3,118.21 (750.12)	3,045.93 (786.20)	2,996.50 (723.52)	2,976.48 (701.92)	2,836.24 (727.88)
관측 수	201	377	241	1,254	820	185	1,123	479

자료: 대우패널데이터 1992-97년.

^a 평균값과 괄호 안에 표준편차를 표시하였음.

^b 고졸 미만의 경우 1963년 이후 출생 코호트가 6명이기 때문에 이전 출생 코호트와 병합하였음.

<표 8> 기초통계량^a, 대우패널데이터 1995-96년 균형패널

변수	고졸 미만 ^b		고졸			대졸 이상		
	1953>	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
나이(세)	38.12 (3.28)	49.00 (3.40)	31.62 (1.50)	38.33 (2.76)	48.29 (3.11)	31.36 (1.58)	37.70 (2.53)	48.42 (3.65)
교육연수(년)	8.40 (1.94)	8.48 (1.12)	12 (0)	12 (0)	12 (0)	15.03 (1.02)	15.92 (1.56)	15.82 (1.59)
결혼여부(기혼=1)	1 (0)	1 (0)	0.91 (0.29)	0.98 (0.14)	0.99 (0.11)	0.94 (0.24)	0.99 (0.08)	0.98 (0.15)
가구 구성원 수 (명)	4.08 (1.08)	4.19 (0.86)	3.58 (1.10)	4.05 (0.74)	4.51 (0.81)	3.55 (0.91)	4.02 (0.71)	3.98 (0.72)
주거용 건물 소유여부(소유=1)	0.44 (0.51)	0.75 (0.44)	0.4 (0.50)	0.60 (0.49)	0.84 (0.37)	0.36 (0.49)	0.66 (0.48)	0.82 (0.39)
연간 비근로소득 (만원)	20.32 (101.6)	40.53 (142.57)	103.07 (525.48)	30.82 (125.11)	238.60 (795.00)	64.00 (207.60)	305.00 (1,106.62)	530.00 (1,802.84)
연간 근로소득 (만원)	1,796.24 (654.61)	1,867.34 (685.99)	2,084.04 (1,177.96)	2,236.55 (669.97)	2,305.58 (969.77)	2,304.91 (543.20)	2,755.31 (1,140.32)	3,146.36 (1,112.09)
연간 근로시간	3,044.98 (801.98)	3,095.81 (728.73)	3,135.35 (1,018.74)	3,063.73 (884.87)	2,993.65 (859.10)	2,983.04 (698.53)	2,791.42 (616.11)	2,652.19 (676.51)
세후 임금률 변화 (%)	1.09 (1.08)	1.10 (0.68)	0.95 (0.86)	1.53 (1.09)	1.81 (1.43)	1.30 (0.99)	2.27 (1.59)	2.66 (1.63)
관측 수	25	32	45	154	77	33	149	45

자료: 대우패널데이터 1995-96년.

^a 평균값과 괄호 안에 표준편차를 표시하였음.

^b 고졸 미만의 경우 1963년 이후 출생 코호트가 6명이기 때문에 이전 출생 코호트와 병합하였음.

3.2 추정모형

세제개편과 같은 정책의 효과를 이중차분 방법을 통해 분석하기 위해서는 정책의 영향을 받는 집단과 영향을 받지 않는 집단을 구분해야 한다. 2.2에서 설명했듯이 1995, 1996년에 납세의무자 중 약 32%가 각종 공제로 인해 과세표준이 잡히지 않았으며 따라서 이들은 1995년 세제개편에 영향을 받지 않았을 것으로 생각할 수 있다. 국내외 선행연구들 또한 이 점에 주목하여 통제집단과 처리집단을 구분하고 있다(Eissa, 1996; Blundell et al., 1998; 심옥기, 2006; 전승훈 & 홍인기, 2009).

국외 연구 중 Eissa(1996)은 시간에 따라 변하지 않는 개인의 특성이며 소득수준에 영향을 주는 교육연수를 이용하여 집단을 구분하고 있다. 그들은 12년 미만, 12년, 13-16년, 16년 이상의 네 집단으로 나누어 세법개정에 의해 각 집단이 받은 차별적 영향을 분석하였다. Blundell et al.(1998)은 이중차분 분석을 통해 세제개편이 노동시간에 미치는 영향을 분석할 때 납세여부를 기준으로 처리집단과 통제집단을 나누게 되면 집단 구성의 변화가 발생할 가능성을 배제하지 못함을 지적하고 있다. 그들은 표본을 교육수준(2그룹), 출생연도(4그룹)를 기준으로 여덟 집단으로 나누어 분석하였다.

이러한 국외 연구들을 참고하여 심옥기(2006)는 교육연수 12년 이하, 12년 초과를 각각 통제, 처리집단으로 분류하였으며 전승훈 & 홍인기(2009)는 교육연수 10년 미만 또는 10년 이상 중 30세 이하 60세 초과를 통제집단, 그 외를 처리집단으로 분류하였다. 본 연구에서는 선행연구와 앞 절에서 살펴본 가계동향조사의 기초통계를 고려하여 교육연수 12년 미만, 그리고 12년 중 1963년 이후 출생 코호트인 근로자를 통제집단으로 분류하여 이중차분 분석을 실시하였다. 이중차분 분석을 위한 추정모형은 다음과 같다:

$$H_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \beta_0 Treat_i + \delta_0 Reform_t + \delta_1 Treat_i \times Reform_t + \epsilon_{i,t} \cdots (1)$$

식 (1)에서 좌변의 $H_{i,t}$ 는 임금근로자의 연간 총 근로시간이며 산출방법은 3.1에서 설명하였다. 우변의 $X_{i,t}$ 는 통제변수이며 결혼여부, 나이, 나이 제곱, 교육연수, 교육연수 제곱, 그리고 경기변동 효과를 통제하기 위한 연도 더미변수로 이루어져 있다. $Treat_i$ 는 처리집단의 더미변수로 고졸 미만, 그리고 고졸이면서 1963년 이후 출생 코호트이면 0, 그렇지 않으면 1의 값을 갖는다. $Reform_t$ 는 정책의 더미변수로 세제개편 전인 1989-95년이면 0, 1996-99년이면 1의 값을 갖는다. 마지막으로 처리변수 더미와 정책변수 더미의 곱의 계수는 처리집단이 통제집단에 비해 정책시행 이후로 근로시간을 얼마나 조정하였는지를 나타낸다.

<표 9> DID framework^{a,b}

	평균 연간 근로시간		DID ^b
	통제집단 (관측 수: 27,903)	처리집단 (관측 수: 52,748)	
(1) 1989-1995년	2,866.17 (548.48)	2,680.05 (520.99)	-186.12 [-196.31, -175.94]
(2) 1996-1999년	2,571.36 (744.33)	2,547.35 (607.06)	-24.01 [-39.85, -8.17]
(2)-(1)	-294.81 [-310.78, -278.85]	-132.70 [-142.69, -122.71]	162.11

자료: 경제활동인구조사 1989-1999년.

^a평균값과 괄호 안에 표준편차를 표시하였음.

^b대괄호는 95% 신뢰구간을 나타내고 있음.

<표 9>은 본격적인 이중차분 분석에 앞서 집단 간 다른 시점 사이의 평균 연간 근로시간을 비교한 결과이다. 세 번째 행은 같은 집단의 세제개편 전후 변화를 비교한 것으로 t-test를 실시한 결과 1%미만 수준에서 유의하게 나타났다. 세제개편 이후 통제집단은 약 300시간, 처리집단은 약 130시간이 감소하였다. 세 번째 열은 같은 시점에서 통제집단과 처리집단의 평균 연간근로시간을 비교한 것으로 t-test 결과 5%미만 수준에서 유의하게 나타났다. 세제개편 전에는 처리집단의 연간근로시간이 통제집단에 비해 약 190시간 적었고 세제개편 후에는 차이가 약 24

시간으로 줄어든 것으로 나타났다. 이상으로부터 처리집단이 통제집단에 비해 세제개편 이후로 연간 근로시간을 162시간 정도 덜 줄였음을 알 수 있다.

4. 분석결과

이중차분 추정결과는 <표 10>에 요약되어 있다. 먼저 정책변수의 계수가 유의하게 음의 값을 갖는 것은 1980년대 중반부터 1990년대 후반까지 평균근로시간이 지속적으로 감소하는 추세가 반영된 것으로 여겨진다. 처리변수의 계수가 유의하게 음의 값을 갖는 것은 <표 1>에서 확인한 바와 같이 학력수준이 높을수록 평균근로시간이 낮은 것이 반영된 것으로 보인다. 이중차분 추정치인 “정책변수*처리변수”의 계수는 모형(1)과 모형(2)에서 각각 162.11, 194.69이며 둘 다 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 1995년 소득세제 개편 이후 처리집단이 통제집단에 비해 연간 근로시간을 평균적으로 195시간가량 늘렸다는 것이다. <표 11>은 심옥기(2006)처럼 고졸 이하를 통제집단으로 하여 분석한 결과이다. 이 경우에도 <표 9>과 마찬가지로 처리집단이 통제집단에 비해 근로시간을 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다.

다음으로 처리집단 내에서도 세제개편의 효과가 이질적으로 나타날 수 있음을 고려하여 학력, 출생연도 코호트를 기준으로 처리집단을 다섯 집단으로 나누어서 분석하였다. 분석을 위해 전체표본을 통제집단과 각 처리집단으로 구성된 다섯 표본으로 나눈 후 각각에 대하여 이중차분 분석을 실시하였다. <표 12>에서 볼 수 있듯이 대체로 학력수준이 높을수록, 그리고 같은 학력수준 내에서는 출생연도 코호트가 낮을수록 통제집단에 비해 연간 근로시간을 더 많이 증가시킨 것으로 나타났다. <표 5>에서 확인하였듯이 교육연수가 높을수록, 같은 학력이라면 출생연도 코호트가 낮을수록 연간 근로소득이 높기 때문에 세제개편으로 인한 세부담 하락 또한 더 클 것으로 생각할 수 있다. 따라서 처리집단 내에서도

세계개편으로 인한 세후 임금을 증가가 큰 집단일수록 근로시간을 더 많이 증가시켰음을 유추할 수 있다.

<표 10> 이중차분 분석결과 1
통제집단: 고졸 미만 또는 고졸 중 1963년 이후 출생 코호트

종속변수	연간 근로시간	
모형	(1)	(2)
정책변수(=1)	-294.812*** (7.122)	-429.273*** (10.358)
처리변수(=1)	-186.120*** (5.647)	-54.012*** (7.604)
정책변수*처리변수(=1)	162.111*** (8.820)	194.690*** (8.454)
결혼여부(=1)		121.611*** (7.981)
나이		-14.821*** (2.691)
나이 제곱		0.095*** (0.033)
교육연수		66.392*** (3.621)
교육연수 제곱		-4.540*** (0.153)
연도더미	X	O
<i>Observations</i>	80,687	80,687
<i>Adjusted R²</i>	0.037	0.137
<i>F Statistic</i>	1032.270***	751.872***

자료: 경제활동인구조사 1989-99년.

*p<.1; **p<.05; ***p<.01

<표 11> 이중차분 분석결과 2

통제집단: 고졸 이하

종속변수	연간 근로시간	
모형	(1)	(2)
정책변수 (=1)	-240.830*** (5.046)	-374.501*** (9.237)
처리변수 (=1)	-303.521*** (5.866)	-133.558*** (10.946)
정책변수*처리변수 (=1)	206.400*** (8.932)	206.074*** (8.571)
결혼여부 (=1)		117.980*** (7.975)
나이		-8.908*** (2.600)
나이 제곱		0.032 (0.032)
교육연수		53.016*** (4.484)
교육연수 제곱		-3.566*** (0.237)
연도더미	X	O
<i>Observations</i>	80,687	80,687
<i>Adjusted R²</i>	0.058	0.137
<i>F Statistic</i>	1642.362***	754.461***

자료: 경제활동인구조사 1989-99년.

*p<.1; **p<.05; ***p<.01

<표 12> 이중차분 분석결과 3

통제집단: 고졸 미만 또는 고졸 중 1963년 이후 출생 코호트

처리집단: (1) 고졸 중 1954-63년 출생 코호트; (2) 고졸 중 1954년 이전 출생 코호트
(3) 대졸 이상 중 1963년 이후 출생 코호트; (4) 대졸 이상 중 1954-63년 이후 출생 코호트;
(5) 대졸 이상 중 1954년 이전 출생 코호트

종속변수	연간 근로시간				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
정책변수(=1)	-476.228*** (13.091)	-500.301*** (13.973)	-466.106*** (13.973)	-455.246*** (13.226)	-477.957*** (14.219)
처리변수(=1)	-98.172*** (10.981)	-148.176*** (14.786)	-210.786*** (24.997)	-208.296*** (19.360)	-303.238*** (27.520)
정책변수*처리변수(=1)	129.028*** (12.173)	141.107*** (13.793)	190.872*** (20.506)	274.667*** (12.985)	242.055*** (15.800)
통제변수	0	0	0	0	0
<i>Observations</i>	43,508	40,108	32,998	39,741	35,944
<i>Adjusted R²</i>	0.156	0.147	0.167	0.158	0.184
<i>F Statistic</i>	473.393***	407.689***	389.177***	440.993***	477.220***

자료: 경제활동인구조사 1989-99년.

*p<.1; **p<.05; ***p<.01

이상의 분석의 한계점으로 두 가지를 들 수 있다. 첫 번째는 누락변수에 의한 편의가 있을 수 있다는 것이다. 경제활동인구조사에는 근로시간에 영향을 미칠 것으로 생각되는 비근로소득, 주거지 소유여부, 가구 구성원 수 등에 대한 정보가 없다. 이러한 변수들을 추가로 통제했을 때 우리가 원하는 계수의 추정치가 상당히 달라질 수 있다. 두 번째로 통제집단에 대한 식별의 문제가 있다. 앞선 분석에서는 선행연구들을 참고하여 교육연수, 출생연도를 기준으로 통제집단을 분류하였으나 실제로는 고졸 미만 근로자 중에서 납세자가 있을 수 있고 대졸 근로자 중에서 과세되지 않는 사람이 있을 수 있다. 이런 경우 교육연수와 출생연도를 기준으로 통제집단을 구분하게 되면 결과의 정확성이 떨어지게 된다.

2장에서도 언급하였듯이 이러한 문제점을 보완하기 위한 가장 좋은 방법은 경제활동인구조사와 가계동향조사를 결합하는 것이다. 그러나 현재 통계청에서는 두 자료를 결합하기 위한 고유의 가구ID를 공개하고 있지 않기 때문에 이와 같은 자료의 구축은 불가능하다. 이에 본 연구에서는 대우패널데이터를 이용해서 추가적인 분석을 실시하였다. 데이터에 대해서는 3.1에서 설명하였다.

<표 13>은 대우패널데이터 1992-97년 자료를 횡단면으로 연결하여 식 (1)을 추정한 결과이다. 이때 고졸 미만을 통제집단으로 설정하였으며 통제변수에 비근로소득, 주거용 건물 소유여부, 가구 구성원 수를 추가하여 분석한 결과 처리집단이 통제집단에 비해 연간 근로시간을 145시간 정도 통계적으로 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다.

<표 13>의 (2)는 경제활동인구조사를 이용한 분석에서 사용한 통제변수를, (3)은 이에 추가하여 비근로소득, 주거용 건물 소유여부, 가구 구성원 수를 추가적으로 통제한 결과이다. 추가적으로 통제한 변수들 중에서 주거용 건물 소유여부와 가구 구성원 수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이를 해석하면 자가주택을 가진 근로자가 그렇지 않은 근로자에 비해 연간근로시간이 110시간정도 적으며, 가구 구성원 수가 1명 늘어날 때 연간근로시간이 22시간정도 늘어난다는 것이다. 이 변수들을 추가로 통제했을 때 이중차분 계수는 1시간 정도 증가하는 것으로 나타

나, 비근로소득, 주거용 건물 소유여부, 가구 구성원 수에 의한 누락변수 편의로 인해 추정치가 실제 정책효과를 과소평가 할 수 있으나, 그 정도는 크지 않을 것으로 예상할 수 있다.

<표 14>, <표 15>, <표 16>은 대우패널데이터 1995-96년 자료로 560명의 균형패널을 구성하여 이중차분 분석을 실시한 결과이다. <표 14>은 고졸 미만을 통제집단으로 분류하여 분석한 결과이며 세제개편 이후 처리집단이 통제집단에 비해 연간 근로시간을 305시간 정도 통계적으로 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 또한 노동조합 존재유무, 시간 외 근무수당 존재유무, 직종 더미를 추가적으로 통제했을 때 추정치가 상승하는 것을 확인할 수 있다. 따라서 이러한 변수들을 통제하지 않은 추정치는 실제 정책효과를 과소평가할 수 있다.

마지막으로 집단구성에 의한 편의를 점검하기 위해 학력수준, 출생연도와 더불어 세후 임금률 변화를 이용하여 보다 정교하게 통제집단을 구분한 후 분석을 실시하였다. 또한 처리집단 내에서도 처리의 강도(intensity)가 다를 수 있음을 고려하여 1995년 연소득을 기준으로 세법개정에 따라 세후 임금률이 얼마나 변했는지를 계산한 후 이를 처리변수로 사용하였다. 추정 모형은 다음과 같다:

$$H_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \delta_0 Reform_t + \delta_1 degree_i \times Reform_t + \epsilon_{i,t} \cdots (2)$$

식 (2)에서 $degree_i$ 는 처리집단과 통제집단을 구분하는 변수이다. 고졸 미만 중 1953년 이후 출생 코호트이거나, 세후 임금률 변화가 2%미만 이면서 대학이나 유치원에 다니는 자녀가 없는 경우³⁾ 0의 값을 가지며, 그렇지 않은 경우 세후 임금률 변화이다. $Reform_t$ 는 정책변수이며, 1995년인 경우 0, 1996년인 경우 1의 값을 갖는다. 통제변수인 $X_{i,t}$ 에

3) 1996년부터 항목별 공제제도 중 교육비 공제항목에 유치원(1인당 연 70만원), 대학(1인당 연 230만원) 교육비 공제항목이 추가된 것을 고려하기 위함이다.

는 식 (1)에 포함된 모든 변수 외에 직종 더미, 노동조합 존재여부 더미, 시간 외 근무수당 존재여부 더미, 그리고 1995년 근로소득에 1995, 1996년 세법을 적용하여 산출한 가상세액을 1995년 근로소득에서 뺀 가상소득⁴⁾을 추가하였다.

<표 15>에서 볼 수 있듯이 처리변수를 더미변수로 설정한 경우 처리집단이 통제집단에 비해 연간 근로시간을 평균적으로 약 178시간 증가시켰으며 10%미만 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 고졸 미만을 통제집단으로 설정한 경우보다 120시간 정도 낮은 추정치이며, 따라서 교육연수만을 기준으로 집단을 구분하여 추정한 이중차분 추정치가 세법개정의 실제 효과를 상당히 과대평가하고 있을 가능성을 제시해주고 있다.

세후 임금률 변화를 이용하여 처리변수를 연속형 변수로 설정한 경우 <표 16>과 같이 처리집단의 세후 임금률이 1% 증가할 때 연간 근로시간이 28시간정도 증가한 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 앞서 경제활동인구조사 자료를 이용하여 교육수준, 출생연도를 기준으로 집단을 구분한 분석과 상반되는 결과이다. 이러한 결과의 원인으로 다음과 같은 이유들을 생각해볼 수 있다. 첫째, 위 분석은 정책강도의 선형성을 가정한 것이기 때문에 세법개정의 효과와 근로시간의 실제 관계가 비선형적일 경우 추정이 정확하지 않을 수가 있다. 전승훈 & 홍인기(2009) 또한 항목별 공제와 비선형성을 동시에 고려했을 때 통계적으로 유의한 노동공급의 임금탄력성 추정치를 얻을 수 있었다. 둘째로, 분석에 이용한 1995-96년 대우패널데이터의 균형패널에서 세후 임금률이 5%이상 증가한 표본이 560명 중 13명밖에 없다. 이와 같은 자료상의 제약으로 인해 정책의 강도를 고려한 분석에 한계가 있을 수 있다.

이상의 결과를 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 1995년 소득세제 개편으로 인해 정책의 영향을 받은 처리집단이 통제집단에 비해 평균적

4) 전승훈 & 홍인기(2009)를 참고하였다.

으로 연간 근로시간을 유의하게 증가시켰다. 이러한 결과는 자료, 통제 집단의 구분방법에 대해 강건한 것으로 나타났다. 둘째, 세제개편으로 인한 세후 임금률 증가가 큰 집단일수록 통제집단에 비해 근로시간을 더 많이 증가시켰다. 3장에서 대우패널데이터를 통해 교육수준이 높을수록, 그리고 출생연도가 빠를수록 대체로 세후 임금률이 더 크게 증가하였음을 보았다. 이에 기초하여 경제활동인구조사 자료에서 처리집단을 교육연수, 출생연도로 나누어 각각에 대해 분석을 실시한 결과 학력수준이 높을수록, 같은 학력이라면 출생연도가 빠를수록 통제집단에 비해 근로시간을 대체로 더 많이 증가시켰음을 확인하였다. 셋째, 경제활동인구조사를 이용한 분석결과는 주택 소유여부, 가구 구성원 수, 노동조합 존재여부, 시간 외 근무수당 존재여부, 직종 더미 등의 변수를 누락시킴으로써 실제 정책효과를 과소평가하고 있을 가능성이 있다. 대우패널데이터를 이용한 분석에서 이들 변수를 추가적으로 통제한 결과 이중차분 추정치가 소폭 상승하는 것을 확인하였기 때문이다. 마지막으로, 경제활동인구조사를 이용한 분석결과는 부정확한 집단구성으로 인해 실제 정책효과를 과대평가하고 있을 가능성이 있다. 교육연수, 출생연도, 그리고 세후 임금률 변화를 이용하여 통제집단을 정교하게 분류했을 때의 추정치가 교육연수만으로 통제집단을 설정했을 때의 추정치보다 120시간정도 낮게 나타났기 때문이다.

<표 13> 이중차분 분석결과 4
대우패널데이터 1992-97년, 통제집단: 고졸 미만

종속변수	연간 근로시간		
모형	(1)	(2)	(3)
정책변수(=1)	-254.200*** (74.797)	-219.373*** (80.707)	-218.240*** (80.628)
처리변수(=1)	-242.659*** (38.844)	-214.435*** (58.854)	-216.286*** (58.846)
정책변수*처리변수 (=1)	122.039 (77.990)	144.910* (77.770)	145.721* (77.613)
결혼여부(=1)		222.156*** (67.637)	189.733*** (69.780)
나이		-22.953 (16.860)	-18.150 (17.136)
나이 제곱		0.188 (0.208)	0.152 (0.209)
교육연수		58.582** (27.124)	61.339** (27.096)
교육연수 제곱		-3.325*** (0.964)	-3.345*** (0.963)
비근로소득			0.002 (0.012)
가구 구성원 수			22.492* (13.250)
주거용 건물 소유여부(=1)			-110.008*** (24.371)
연도더미	X	O	O
<i>Observations</i>	4,680	4,680	4,680
<i>Adjusted R²</i>	0.016	0.032	0.036
<i>F Statistic</i>	25.758***	13.925***	12.662***

자료: 대우패널데이터 1992-97년.

*p<.1; **p<.05; ***p<.01

<표 14> 이중차분 분석결과 5
 대우패널데이터 1995-96년 균형패널, 통제집단: 고졸 미만

종속변수	연간 근로시간		
모형	(1)	(2)	(3)
정책변수(=1)	-288.615** (143.765)	-303.801** (142.840)	-330.968** (140.295)
처리변수(=1)	-398.980*** (106.901)	-227.622* (122.211)	-232.237* (122.871)
정책변수*처리변수 (=1)	262.096* (151.767)	282.044* (150.567)	306.510** (147.889)
결혼여부(=1)		233.719 (163.019)	210.843 (161.392)
나이		-4.438 (4.053)	-2.662 (4.139)
교육연수		-37.266*** (11.172)	-10.405 (12.495)
비근로소득		-0.002 (0.016)	-0.003 (0.016)
가구 구성원 수		-26.016 (29.732)	-11.171 (29.497)
주거용 건물 소유여부(=1)		-104.264** (51.180)	-76.147 (50.645)
노동조합 존재여부 (=1)		-103.875** (47.761)	-98.612** (50.081)
시간 외 근무수당 존재여부(=1)		44.396 (47.006)	94.110** (47.006)
직종별 더미	X	X	O
<i>Observations</i>	1,120	1,120	1,120
<i>Adjusted R²</i>	0.012	0.030	0.073
<i>F Statistic</i>	5.638***	4.114***	4.976***

자료: 대우패널데이터 1995-96년.

*p<.1; **p<.05; ***p<.01

<표 15> 이중차분 분석결과 6

통제집단: 고졸 미만 중 1953년 이후 출생 코호트

또는 세후 임금률 변화<2% 중 유치원생, 대학생 자녀 없음

종속변수	연간 근로시간		
모형	(1)	(2)	(3)
정책변수(=1)	-158.666* (82.538)	-168.020** (82.075)	-174.495** (80.587)
처리변수(=1)	-210.757*** (73.460)	-147.049* (75.262)	-145.359** (73.989)
정책변수*처리변수 (=1)	165.821* (99.074)	177.514* (98.325)	178.428* (96.558)
결혼여부(=1)	255.559* (154.920)	295.855* (162.436)	264.393 (161.113)
나이	-9.516** (3.774)	-2.473 (4.211)	-1.340 (4.300)
교육연수	-38.927*** (9.285)	-27.512*** (9.720)	-4.775 (10.698)
비근로소득		0.002 (0.016)	0.0001 (0.016)
가구 구성원 수		-25.361 (30.289)	-9.318 (30.124)
주거용 건물 소유여부(=1)		-72.192 (51.319)	-49.284 (50.825)
노동조합 존재여부 (=1)		-91.882* (47.463)	-88.447* (49.866)
시간 외 근무수당 존재여부(=1)		74.910 (47.229)	120.834** (48.278)
가상소득		-0.144*** (0.038)	-0.123*** (0.037)
직종별 더미	X	X	O
<i>Observations</i>	1,120	1,120	1,120
<i>Adjusted R²</i>	0.028	0.044	0.082
<i>F Statistic</i>	6.389***	5.269***	5.353***

자료: 대우패널데이터 1995-96년.

*p<.1; **p<.05; ***p<.01

<표 16> 이중차분 분석결과 7

통제집단: 고졸 미만 중 1953년 이후 출생 코호트

또는 세후 임금률 변화<2% 중 유치원생, 대학생 자녀 없음

처리변수: 세후 임금률 변화

종속변수	연간 근로시간
정책변수(=1)	-90.555 (57.639)
정책변수*처리변수	28.366 (26.278)
결혼여부(=1)	249.071 (160.656)
나이	0.071 (4.152)
교육연수	-7.099 (10.527)
비근로소득	-0.0005 (0.016)
가구 구성원 수	-19.408 (29.602)
주거용 건물 소유여부(=1)	-47.481 (50.917)
노동조합 존재여부(=1)	-88.313* (49.896)
시간 외 근무수당 존재여부(=1)	121.678** (48.421)
가상소득	-0.161*** (0.046)
직종별 더미	0
<i>Observations</i>	1,120
<i>Adjusted R²</i>	0.080
<i>F Statistic</i>	5.437***

자료: 대우패널데이터 1995-96년.

*p<.1; **p<.05; ***p<.01

5. 결론

본 연구는 1995년 소득세제 개편이 집단 간 노동공급에 미친 차별적인 영향을 분석하기 위해 경제활동인구조사와 대우패널데이터를 이용하여 이중차분 분석을 실시하였다. 경제활동인구조사 자료로 기본적인 분석을 실시한 후 누락변수에 의한 편의, 부정확한 집단구성에 의한 편의를 점검하기 위해 대우패널데이터 자료로 추가적인 분석을 실시하였다.

경제활동인구조사 자료를 이용하여 교육연수와 출생연도를 기준으로 통제집단을 나누어 분석한 결과 처리집단이 통제집단에 비해 연간 근로시간을 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 또한 세제개편에 의해 세후 임금률이 크게 증가한 집단일수록 통제집단에 비해 근로시간을 대체로 더 많이 증가시킨 것을 확인하였다. 누락변수에 의한 편의를 점검하기 위해 대우패널데이터를 이용하여 주택 소유여부, 가구 구성원 수, 직종 등을 추가적으로 통제한 결과 이들 변수를 통제하지 않으면 추정치가 실제 정책효과를 과소평가할 수 있음을 확인하였다. 또한 부정확한 집단구성 의한 편의를 점검하기 위해 대우패널데이터로 구성된 균형패널을 이용하여 교육연수, 출생연도와 더불어 세후 임금률 변화를 기준으로 보다 정교하게 통제집단을 설정하였다. 이 경우에도 처리집단이 통제집단에 비해 근로시간을 유의하게 증가시킨 것으로 나타났으나, 고졸 미만 근로자를 통제집단으로 설정한 결과에 비해 상당히 낮은 추정치를 얻었다. 따라서 교육연수, 출생연도를 기준으로 통제집단을 설정할 경우 추정치가 실제 정책효과를 상당히 과대평가할 가능성이 있다.

이러한 결과는 1990년대 한국의 임금불평등 추이에 중요한 시사점을 제공한다. 서론에서도 보았듯이 한국의 임금불평등은 1990년대 초반까지 지속적으로 감소하다가 1995년을 기점으로 최근까지 증가추세를 유지하고 있다. 이철희(2008)는 가구소비실태조사, 경제활동인구조사, 도시가계조사의 연결자료를 이용하여 가구주의 노동공급 요인이 1996년과 2000년 사이 가구소득불평등 변화의 34%를 설명한다는 것을 밝혔는데,

본 연구의 결과는 그러한 노동공급의 이질적 변화가 1995년 소득세제 개편에 의한 것임을 시사하고 있다.

본 연구의 한계로 다음과 같은 두 가지를 들 수 있다. 첫 번째로 조세 제도는 근로시간, 경제활동참가율 뿐만 아니라 교육이나 직업선택 (occupational choice), 노력(effort), 인적자본축적 등 다양한 측면의 노동공급에 영향을 미칠 것으로 생각할 수 있다(Feldstein, 1997; Powell & Shan, 2012). 본 연구는 세제개편이 근로자들의 근로시간에 미친 영향을 분석한 것으로 노동공급의 한 측면에 대해서만 살펴보았다는 점에서 한계를 갖는다. 따라서 1995년 세제개편에 의해 광의의 노동공급이 어떻게 반응했는지에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

둘째, 정진호 외(2002)는 1990년대 중반부터 시작된 소득분배 악화의 대부분이 동일한 학력수준, 연령 집단 내 (within-group) 불평등 증가에 의한 것임을 밝혔으며, 한중석 외(2015)는 학력, 연령, 성별 등을 통제한 후 관측되지 않는 부분으로부터 발생하는 소득불평등이 1990년대 중반부터 증가하기 시작했음을 확인하였다. 이러한 집단 내 불평등, 관측되지 않는 부분으로부터 발생하는 불평등의 증가는 집단 간의 차이를 분석한 본 연구의 결과로는 설명이 불가능하다. 따라서 1995년 세제개편이 불평등에 미친 영향을 분석하기 위해서도 단순히 집단 별 근로시간의 차별적인 반응이 아니라 다양한 측면의 노동공급의 반응에 대한 연구가 필요할 것이다.

부록: Progressivity Wedge

<그림 2>의 Progressivity Wedge(이하 PW)의 도출과정은 다음과 같다.

1. 1985-2007년 각 연도 명목평균임금⁵⁾의 0.5, 0.75, 1, 1.25, 1.5, 1.75, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 15, 20배를 버는 근로자의 실효세율을 각각 계산한 후 근로소득세의 함수를 추정한다. 이때 사용하는 함수 형태에 대해서는 Guvenen et al.(2014)의 부록에 설명되어 있다.

2. 위에서 추정한 연도별 근로소득세 함수(τ_t)를 이용하여 PW를 다음과 같이 도출할 수 있다:

$$PW_t(y_{Low}, y_{High}) \equiv 1 - \frac{1 - \tau_t(y_{High})}{1 - \tau_t(y_{Low})}.$$

우변의 두 번째 항은 세전 소득이 y_{High} 인 근로자의 유효소득률과 세전 소득이 y_{Low} 인 근로자의 유효소득률의 비율이다. 따라서 근로소득 함수가 누진적인 형태를 띤다면 이 항은 1보다 작은 수이며 누진율이 높을수록 작아진다. 따라서 누진율이 높을수록 PW가 높게 나타난다.

1990년대 이전에 한국에서 일어난 소득세제 개편은 대부분 과세표준 구간이 변하기 때문에 한계세율, 최고세율 변화 등을 고려하여 누진도의 변화를 평가하는데 한계가 있으나 PW를 이용하면 이러한 문제를 극복할 수 있다. 또한 한국의 소득세법처럼 과세표준이 명목변수인 경우 세법개정이 없어도 명목임금의 변화에 따라 누진도가 달라질 수 있다. PW는 임금수준을 명목평균임금의 배수로 표준화하여 도출되기 때문에 세제의 변화만 고려하여 누진도를 평가할 때 발생하는 편의를 배제할 수 있다.

5) 1985-2007년 임금구조기본통계조사 자료를 이용하였다. 조사대상이 몇 차례 변경된 것을 고려하여 10인 이상 사업체의 근로자로 표본을 한정하였다.

참 고 문 헌

- Blundell, R., Duncan, A. and Meghir, C(1998). “Estimating labour supply responses using tax policy reforms.” *Econometrica* 66(4): 827–861.
- Feldstein, Martin(1997). “How Big Should Government Be?” *National Tax Journal* 55(2): 197–213.
- Güvenen, F., Kuruscu, B., Ozkan, S(2014). “Taxation of Human Capital and Wage Inequality: A Cross-Country Analysis.” *Review of Economic Studies* 81(2): 818–850.
- Lee, Chul-In(2004). “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* 20(2): 239–262.
- Nada Eissa(1996). “Tax Reforms and Labor Supply.” *Tax policy and the Economy* 10. edited by James M. Poterba. Cambridge: MIT Press.
- Powell, David, and Hui Shan(2012). “Income Taxes, Compensating Differentials, and Occupational Choice: How Taxes Distort the Wage-Amenity Decision.” *American Economic Journal: Economic Policy* 4(1): 224–247.
- 강병구, 성효용(2013). 「근로소득세의 소득계층별 노동공급효과」. 『재정정책논집』 15(3): 87–109.
- 나성린, 남재량, 문춘걸(2002). 「조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구」. 『공공경제』 7(1): 3–25.
- 남재량, 류근관(2000). 「장기패널자료를 활용한 한국의 실업기간 측정과 새로운 패널자료의 구축」. 『경제논집』 39(2): 129–147.
- 남재량(2007). 「근로소득세의 노동공급효과 연구」. 한국노동연구원.
- 문외솔, 송승주(2016). 「노동공급 탄력성 추정」. 『노동경제논집』 39(2): 35–51.
- 심욱기(2006). 「2002년 세율인하 정책을 이용한 노동공급의 임금탄력성 분석」.

- 『제7차 한국노동패널 학술대회 발표논문 자료집』. 한국노동연구원.
- 이철희(2008). 「1996~2000년 한국의 가구소득불평등 확대 - 임금, 노동공급, 가구구조 변화의 영향 -」. 『노동경제논집』 31(2): 1-34.
- 전승훈, 홍인기(2009). 「소득세 세율 인하 및 공제제도가 노동공급에 미치는 차별적 효과 연구: 노동패널 자료를 이용한 미시적 실증분석」. 『노동정책연구』 9(1): 55-98.
- 정진호, 황덕순, 이병희, 최강식(2002). 「소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제」. 『한국노동연구원 연구정책세미나』 0: 1-177. 한국노동연구원.
- 한종석, 윤성주, 최승문(2015). 「근로소득 불평등 변화에 대한 실증분석과 정책적 함의」. 한국조세재정연구원.
- 홍민기(2015). 「최상위 임금 비중의 장기 추세(1958-2013)」. 『산업노동연구』 21(1): 191-220.
- 현진권(2000). 「조세관련 통계자료집」. 한국조세연구원.

〈통계자료〉

- 강석훈(1993). 「한국가구경제활동조사, 1993 : 가구」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호:A1-1993-0009.
- 강석훈(1993). 「한국가구경제활동조사, 1993 : 개인」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호:A1-1993-0010.
- 금재호(1994). 「한국가구경제활동조사, 1994 : 가구」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호:A1-1994-0015.
- 금재호(1994). 「한국가구경제활동조사, 1994 : 개인」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호:A1-1994-0016.
- 강석훈(1995). 「한국가구경제활동조사, 1995 : 가구」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료

번호:A1-1995-0013.

강석훈(1995). 「한국가구경제활동조사, 1995 : 개인」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호:A1-1995-0014.

홍영림(1996). 「한국가구경제활동조사, 1996 : 가구」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호: A1-1996-0031.

홍영림(1996). 「한국가구경제활동조사, 1996 : 개인」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호: A1-1996-0032.

대우경제연구소(1997). 「한국가구경제활동조사, 1997 : 가구」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호: A1-1997-0011.

대우경제연구소(1997). 「한국가구경제활동조사, 1997 : 개인」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호: A1-1997-0012.

대우경제연구소(1998). 「한국가구경제활동조사, 1998 : 가구」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호: A1-1998-0061.

대우경제연구소(1998). 「한국가구경제활동조사, 1998 : 개인」. 연구수행기관: 대우경제연구소. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개년도: 2008년. 자료번호: A1-1998-0062.

경제활동인구조사 원시자료, 1989-1999년 각 연도.

가계동향조사 원시자료, 1990-1999년 각 연도.

임금구조기본통계조사 원시자료, 1985-2007년 각 연도.

국세통계연보, 1986-2008년 각 연도.

Abstract

The Effect of 1995 Tax Reform on Labor Supply in Korea

Chun Dongmin

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

Due to the 1995 tax reform in Korea, tax bracket, marginal tax rate, and tax deduction system were adjusted, resulting in significant decrease in tax progressivity. In this study, we regard the 1995 tax reform as a natural experiment and conduct a difference-in-difference analysis to analyze how the labor supply was reacted differently by groups. The data we use is from 1989–99 Economic Active Population Survey and 1992–97 Daewoo panel data. Our result reveals that the treatment group showed a increase in hours worked relative to the control group after the tax reform. Furthermore, the group experienced larger increase in the post-tax wage rate showed larger increase in hours worked. Finally, we find that omitted variables may bias the estimates downward, and that the imprecise group composition may significantly bias the estimates upward.

keywords : labor supply, tax reform, difference-in-difference

Student Number : 2015–22527