

勞 動 經 濟 論 集
第41卷 第4號, 2018. 12. pp.1~30
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

1995년 소득세제 개편이 노동공급에 미친 영향*

천 동 민**

1995년 소득세제 개편으로 인해 1996년 귀속분 소득부터 적용되는 한계세율, 과세표준구간, 그리고 각종 공제제도가 조정되면서 누진도가 크게 낮아졌다. 본 연구에서는 소득세제 개편으로 인한 세후 임금률 변화가 노동공급에 미친 인과효과를 분석하기 위해 이중차분 분석을 시행하였다. 자료로는 1989~2000년 「경제활동인구조사」와 1992~97년 「대우패널데이터」를 이용하였다. 25~55세 남성 가구주 임금근로자를 대상으로 분석한 결과 세제개편의 영향을 받은 근로자의 연간 근로시간이 1.5% 정도 통계적으로 유의하게 증가한 것으로 나타났다.

주제어: 노동공급, 세제개편, 이중차분, 인과효과

I. 서론

소득세는 정부의 복지정책 및 사회보장제도와 같은 재분배정책의 재원을 마련하는데 있어 중요한 역할을 담당한다. 대부분의 국가에서 소득세는 저소득층보다 고소득층

논문 접수일: 2018년 8월 23일, 논문 수정일: 2018년 10월 29일, 논문 게재확정일: 2018년 11월 19일

* 본 논문은 교육부 및 한국연구재단의 BK21 플러스 사업(미래기반 창의인재양성형)으로 지원된 연구이다(관리번호 21B20130000013). 논문지도를 해주신 서울대학교 경제학부 홍재화 교수님, 이정민 교수님, 그리고 2018년 한국경제학회 대학원생 세션 발표에서 유익한 논평을 해주신 한국개발연구원 이태석 박사님께 감사드린다. 남아 있는 논문의 한계는 전적으로 저자의 몫임을 밝힌다.

** 서울대학교 경제학부 박사과정 (chun1211@snu.ac.kr)

이 많이 부담하는 누진적인 형태를 띠고 있는데 이는 경제주체의 노동공급 유인에 영향을 미쳐서 정책에 대한 반응을 유발할 것으로 생각할 수 있다. 예컨대 세제개편으로 인해 누진도가 낮아졌다면 세후 임금률이 증가한 근로자는 (대체효과가 소득효과보다 크다는 가정하에) 근로시간을 늘릴 유인이 있지만, 각종 공제제도로 인해 과세표준이 잡히지 않는 저소득층 근로자는 그렇지 않을 것이다. 따라서 이러한 유인이 실현 가능하다면 고소득층 근로자는 저소득층 근로자에 비해 근로시간을 늘릴 것으로 예상할 수 있다. 노동공급 증가로 인한 임금률 하락이 크지 않다면 이는 결과적으로 세전소득의 분포를 불균등하게 할 것이다. 이처럼 세제개편은 내생성의 문제를 극복하고 노동공급의 임금탄력성을 추정하는 데 있어 좋은 기회인 동시에 노동공급의 반응이 임금분포에 미친 영향을 분석할 수 있는 환경을 제공해준다.¹⁾

우리나라의 소득세제는 1980년대부터 1990년대 초반까지 6~17단계의 과세표준구간과 50~62%의 최고세율을 갖는 상당히 누진적인 형태였다. 그러나 1995년에 소득세법이 개편되면서 과세표준구간은 4단계, 최고세율은 40%로 줄어들면서 누진도가 크게 낮아진 후 2000년대 후반까지 큰 변화가 없었다. 본 연구는 이러한 1995년 소득세제 개편이 노동공급에 미친 효과를 이중차분 분석을 통해 살펴보고자 한다. 과거 여러 차례에 걸친 소득세제 개편이 있었으나 1995년 개편을 분석대상으로 설정한 이유는 1995년 소득세제 개편이 다른 연도의 개편에 비해 누진도를 크게 낮췄기 때문이다. 성명재(2011)에 의하면 세 부담의 누진도를 나타내는 KPS 지수는 1992년 0.66에서 1997년 0.68로 상승하여 누진도가 낮아진 후 2007년까지 거의 변하지 않았다.²⁾³⁾ 소득세제 개편이 노동공급에 미친 영향을 분석한 국내 선행연구들은 대체로 유의한 결과를 얻지 못했거나 효과가 미미하다는 결론을 내리고 있는데, 이는 타 연도의 세제개편이 누진도에 미친 영향이 크지 않았기 때문일 수 있다.

방법론으로는 이중차분 방법을 이용하였다. 이는 실증적 경제학 연구에서 정책의 인과효과를 분석할 때 널리 사용되는 방법으로 OLS 분석에서 발생하는 내생성 문제를 상당히 해소할 수 있다는 장점이 있다. 구체적으로는 세제개편에 따른 세후 임금률의

1) 대표적으로 Altig and Carlstrom(1999)는 중첩세대 동태적 일반균형모형을 이용하여 1986년에 미국에서 있었던 Tax Reform Act에 대한 노동공급과 저축의 반응이 1984-89년 세전소득 지니계수 증가의 절반 정도를 설명한다는 것을 밝혔다.

2) KPS 지수는 0에 가까울수록 세 부담이 누진적임을 나타낸다.

3) 제II장에서 자세히 설명하겠지만 1992년과 1997년 사이에 있었던 총 3번의 소득세제 개편 중 누진도 하락에 미친 영향이 가장 컸던 것은 1995년 개편이었다.

외생적 변화를 이용하여 세후 임금률이 증가한 집단(이하 처리집단)과 그렇지 않은 집단(이하 통제집단)의 근로시간 차이가 세제개편 이후 얼마나 달라졌는지를 살펴봄으로써 세제개편이 노동공급에 미친 효과를 분석하고자 한다.

이처럼 이중차분 방법을 통해 정책의 효과를 분석할 때 정책변화의 영향을 받은 처리집단을 어떻게 구분하는지가 대단히 중요하다. 현진권(2000)에 의하면 1995~98년 각 연도에서 납세의무자 중 과세자가 차지하는 비중은 약 70%이다. 즉 납세의무자 중 약 30%가 각종 공제로 인해 과세표준이 잡히지 않는 저소득층이며 따라서 이들은 세제개편의 영향을 거의 받지 않았을 것으로 생각할 수 있다. 많은 선행연구가 교육수준과 출생연도를 이용하여 이러한 저소득층을 식별하고자 했으며 본 연구에서도 이를 이용하여 처리집단을 분류하였다. 교육수준, 출생연도로 집단을 나누게 되면 시점별로 집단 구성이 거의 변하지 않는다는 장점이 있기 때문이다.

분석에 이용한 통계자료는 1989~2000년 「경제활동인구조사」와 1992~97년 「대우패널데이터」이며 25세 이상 55세 이하인 남성 가구주 임금근로자를 분석대상으로 선정하였다. 표본을 남성 근로자로 한정된 이유는 1990년대 한국의 전반적인 소득불평등이 주로 남성 가구주 근로자의 소득불평등에 기인하는 것으로 알려져 있기 때문이다. 분석결과를 간략히 요약하면 세제개편으로 인해 처리집단의 연간 근로시간이 1.5% 정도 유의하게 증가한 것으로 나타났으며 이러한 결과는 처리집단의 구분을 달리해도 강건한 것으로 보인다. 또한, 누락변수에 의한 편의를 점검하기 위해 대우패널데이터 자료를 사용하여 비근로소득, 주택 소유 여부, 가구 구성원 수, 초과근무수당 존재 여부 등을 통제한 결과 편의가 거의 없는 것으로 나타났다.

이후 순서는 다음과 같다. 먼저 제II장에서 1995년 소득세제 개편에 대해 자세히 살펴본 후, 제III장에서 세제개편 혹은 소득세의 누진도를 이용하여 노동공급의 탄력성을 추정된 선행연구들의 결과를 요약하였다. 제IV장에서는 분석에 사용한 자료의 구성방법과 추정모형에 관해 설명하였으며, 제V장에서 분석결과에 관해 설명한 후, 제VI장에서 결론을 지었다.

II. 1995년 소득세제 개편

1. 소득세 누진도

본 절에서는 1995년 소득세제 개편의 구체적인 내용을 들여다보기에 앞서 1995년 전후로 소득세 누진도가 어떻게 변해왔는지에 대해 살펴보도록 하자. 이는 서론에서 언급한 연구에 대한 동기부여를 보다 명확하게 설명하기 위함이다. 본 연구에서는 누진도의 측도로 Guvenen et al.(2014)이 고안한 Progressivity Wedge(이하 PW) 지수를 사용하였으며 도출과정은 다음과 같다.

1. 1985~2007년 각 연도 명목평균임금⁴⁾의 0.5, 0.75, 1, 1.25, 1.5, 1.75, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 15, 20배를 버는 근로자의 유효소득률을 각각 계산한 후 근로소득세의 함수를 추정한다. 이때 사용하는 함수 형태에 대해서는 Guvenen et al.(2014)의 부록에 자세히 설명되어 있다.
2. 위에서 추정한 연도별 근로소득세 함수(τ_t)를 이용하여 PW 지수를 다음과 같이 정의한다.

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

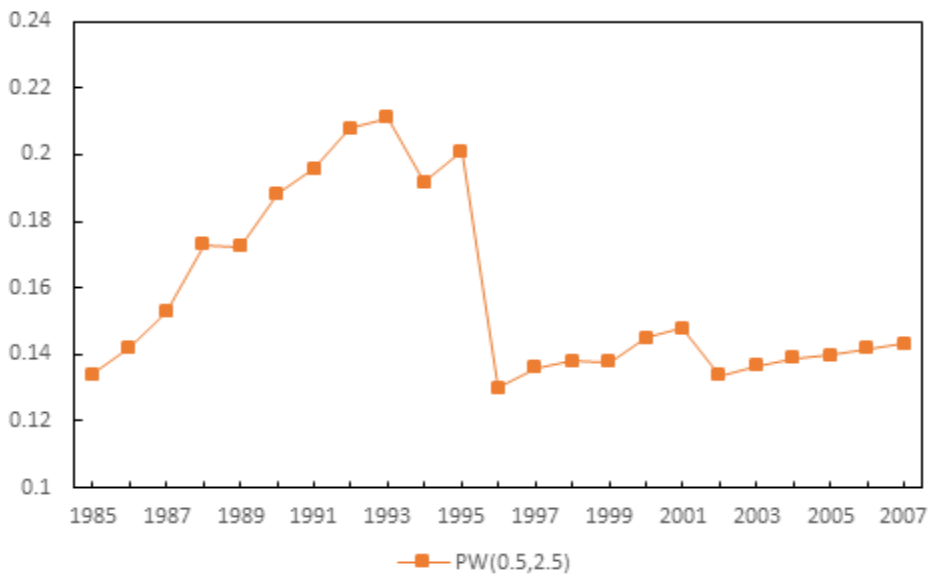
우변의 두 번째 항은 세전소득이 y_{High} 인 근로자의 유효소득률과 세전소득이 y_{Low} 인 근로자의 유효소득률의 비율이다. 근로소득 함수가 누진적인 형태를 띠다면 이 항은 1보다 작은 수이며 누진도가 높을수록 작아진다. 따라서 누진도가 높을수록 PW 지수가 높게 나타난다는 것을 알 수 있다. 1990년대 이전에 있었던 소득세제 개편은 대부분 과세표준 구간이 변하기 때문에 한계세율, 최고세율 변화 등으로 누진도 변화를 평가하는 데 어려움이 있으나 PW 지수를 이용하면 명목평균임금과 소득세율에 대한

4) 1985~2007년 「임금구조기본통계조사」 자료를 이용하였다. 조사대상이 몇 차례 변경된 것을 고려하여 10인 이상 사업체의 근로자로 표본을 한정하였다.

정보만을 통해 누진도 변화를 한 눈에 살펴볼 수 있다.

[그림 1]은 1985년부터 2007년까지의 PW 지수를 그린 것이다. PW(0.5, 2.5)는 그해 평균임금의 2.5배를 버는 근로자가 0.5배를 버는 근로자에 비해 세금을 얼마나 더 부담하는지를 나타내고 있다. 그림을 통해 볼 수 있듯이 PW 지수로 측정된 우리나라의 소득세 누진도는 1990년대 중반까지 상승하다가 1996년에 크게 하락한 후 2007년까지 크게 변하지 않았다. 이는 서론에서 언급한 성명재(2011)의 결과와 일치하면서도 1990년대 중반에 일어난 누진도 하락의 대부분이 1995년 세제개편에 의한다는 사실을 말해준다. PW 지수는 1995년 0.20에서 1996년 0.14로 낮아졌는데 이는 Guvenen et al.(2014)의 계산에 의하면 2003년을 기준으로 네덜란드와 미국의 차이와 비슷한 정도로 큰 하락 폭이다.⁵⁾ 따라서 이에 대한 노동공급의 반응 또한 컸을 것으로 예상할 수 있다.

(그림 1) 소득세 누진도(Progressivity Wedge 지수) 추이



주: 통계청, 「임금구조기본통계조사」^a, 1985~2007년, 「국세통계연보」 1986~2008년.

a 10인 이상 사업체, 25~55세 남성 임금근로자의 각 연도 6월 명목임금 기준

5) 이는 소득세율 변화만을 고려한 결과이다. 공제제도 변화까지 고려하기 위해 4인 가구의 가구주의 면세점을 기준으로 계산하여도 PW 지수는 1995년 0.201에서 1996년 0.165로 떨어진다. 이 또한 Guvenen et al.(2014)의 계산에 의하면 2003년 기준 독일과 프랑스의 차이와 비슷한 수준으로 큰 변화이다.

2. 1995년 소득세제 개편

이제 1995년 소득세제 개편에 대해 자세히 살펴보도록 하자. 분석의 대상 기간인 1989년 이후 1991, 1993, 1994년에도 한계세율, 과세표준구간, 공제제도가 조정되었으나 앞서 살펴보았듯이 이들은 1995년 개편에 비해 소득세 누진도에 미친 영향이 미미하다. 따라서 본 연구에서는 소득세 누진도를 크게 낮춘 1995년 개편에 대해서만 살펴볼 것이다. 1995년의 세제개편은 1996년 귀속분 소득부터 적용되었으며 한계세율 및 과세표준구간이 크게 조정되었다. 또한, 근로소득공제, 인적공제 등 각종 공제제도도 함께 개편되었는데 <표 1>, <표 2>, <표 3>은 각각의 변경내용을 정리한 것이다.

우선 <표 1>을 보면 과세표준구간이 기존 6단계에서 4단계로 축소되었는데 최저세율은 5%에서 10%로 인상되고 최고세율은 45%에서 40%로 인하되었음을 알 수 있다. 따라서 세율의 변화만 고려한다면 고소득층의 세 부담은 감소하고 저소득층의 세 부담은 오히려 늘어났을 것으로 생각할 수 있다. 그러나 <표 2>, <표 3>에서 볼 수 있듯이 각종 공제제도가 크게 확장되었다. 한계세율이 적용되는 과세표준은 연간 세전소득으로부터 각종 공제를 제한 금액이기 때문에 공제가 늘어날 때 전체 납세의무자의 세 부담은 감소하게 된다. 따라서 세율 변화와 공제제도의 변화를 함께 고려해야 세제개편에 따른 각 소득계층의 세 부담 변화를 정확하게 측정할 수 있다.

[그림 2]는 4인 가구의 가구주를 기준으로 1995년 세제개편에 따른 세율 변화와 각종 공제제도의 변화를 함께 고려했을 때 1995년의 연간 근로소득 수준에 따라 유효소득률(1-유효세율)이 얼마나 변했는지(percentage point)를 그래프로 나타낸 것이다. 우선 1995년에 각종 공제로 인해 근로소득세를 내지 않던 근로자들은 1996년에도 면세점 이하에 머물면서 개편의 영향을 거의 받지 않았을 것이다. 서론에서도 언급했듯이 현진권(2000)에 의하면 1995년 납세의무자 중 실제로 과세된 근로자의 비중은 약 70%이며 따라서 나머지 30%의 임금근로자를 이와 같은 집단으로 분류할 수 있다. 한편 기존에도 세금을 내던 소득계층은 전반적으로 유효소득률이 상승하였으며 그 정도는 소득수준이 증가함에 따라 N자 모양으로 증가하고 있다. 먼저 기존에 과세자였으나 연간 근로소득이 세제개편 이후 면세점인 1,057만 원보다 낮았던 근로자들은 유효소득률이 1이 되기 때문에 소득수준이 높을수록 유효소득률의 증가 폭이 크다. 반면 기존에 과세자였으며 소득수준이 1,057만 원보다 높았던 근로자들은 공제제도 확대에 의한 유효소

득률 증가 효과를 한계세율 인상의 효과가 상쇄하기 때문에 1,500만 원 수준까지는 소득이 높아질수록 유효소득률의 증가 폭이 감소하게 된다. 그 이후로는 공제제도 확대와 한계세율 인하의 효과로 인해 소득이 상승함에 따라 유효소득률의 증가 폭이 점점 커지게 된다.

〈표 1〉 한계세율 및 과세표준구간의 변화

종합소득과세표준	1995년	1996년
400만원 이하	5%	10%
~800만원	9%	
~1,000만원	18%	20%
~1,600만원		
~3,200만원	27%	
~4,000만원	36%	30%
~6,400만원		
~8,000만원	45%	40%
8,000만원 초과		

주: 한국조세연구원, 「조세 관련 통계자료집」.

〈표 2〉 근로소득공제제도의 변화

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

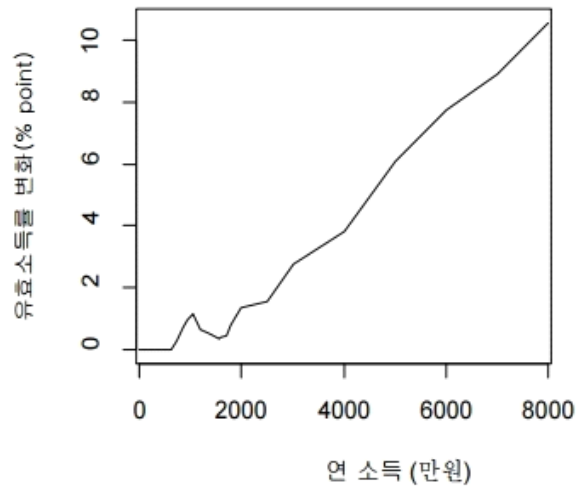
주: 한국조세연구원, 「조세 관련 통계자료집」.

〈표 3〉 인적공제제도의 변화 (단위: 만원)

		공제수준	
		1995년	1996년
기본공제	본인 공제	72	100
	배우자 공제	54	100
	부양가족 공제	48	100
추가공제	경로우대자 공제	48	50
	장애인 공제	54	50
	부녀자 공제	54	50
근로자면세점(4인 가구)		627	1,057

주: 한국조세연구원, 「조세 관련 통계자료집」.

〔그림 2〕 1995년 소득을 기준으로 한 유효소득률 변화



주: 유효소득률은 4인 가구의 가구주를 기준으로 1995년의 세법과 1996년의 세법을 적용하여 계산한 세후 소득을 세전소득으로 나눈 값임.

Ⅲ. 선행연구

다음으로 남성 노동공급의 탄력성 추정에 관한 국내외 선행연구들에 대해 살펴보고
록 하자. 노동공급의 탄력성을 추정하는 데는 노동공급 함수를 직접 추정하는 방법과
이중차분 분석을 하는 방법이 있다. 먼저 노동공급 함수를 직접 추정한 국내연구를 살
펴보자.

나성린 외(2002)는 남재량·류근관(2000)이 구축한 경제활동인구조사와 가계동향조사
의 결합자료를 이용하여 1993년에 시행된 근로소득세 한계세율 인하정책이 남성 가구
주의 노동공급에 미친 영향을 분석하였으며 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성을 각
각 -0.27, -0.46으로 추정하였다. 그러나 이러한 결과에 대해 노동시간과 임금을 사이의
내생성을 고려하지 않았다는 비판이 제기되어왔다(남재량, 2007; 강병구·성효용, 2013;
문외술·송승주, 2016).

Lee(2004)는 대우패널데이터 1995년 자료를 이용하여 남성 임금근로자의 노동공급
함수를 추정하였다. 내생성의 문제를 고려하여 도구변수를 이용한 결과 비보상임금탄
력성과 보상임금탄력성이 각각 -0.05, 0.56으로 추정되었다. 그는 이러한 결과를 통해
OLS 추정치가 내생성과 측정오차로 인해 부의 방향으로 상당히 편의되어 있으며, 노동
공급이 세후 임금을 변화에 민감한 동시에 소득효과 또한 상당히 크다고 결론짓고 있다.

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

강병구·성효용(2013)은 재정패널 자료를 이용하여 가구주 임금근로자 전체집단과 소
득계층별 노동공급 함수를 추정하였다. 도구변수를 이용하여 전체집단을 대상으로 분
석한 결과 비보상임금탄력성이 0.040으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않은 것
으로 나타났다. 또한, 소득계층을 둘로 나누어 분석한 결과 상위소득집단에서는 노동공
급 함수가 후방굴절의 형태를 보이는 것으로 나타났고 중하위소득집단에서는 비보상임
금탄력성이 0.182로 추정되었으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

마지막으로 문외술·송승주(2016)는 2000-08년 KLIPS 데이터를 이용하여 비보상임금

탄력성을 0.23으로 추정하였다. 그들은 설문 응답자가 보유했던 일자리에 대한 기록을 이용하여 연간 근로시간의 측정오차 문제를 극복하고자 했으며 내생성 문제를 고려하여 도구변수를 사용하였다. 또한, 추정치는 개별 가구의 소득, 자산이나 주5일 근무제의 시행을 고려해도 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 변했는지 분석한 결과 1986년의 Tax Reform Act가 남성 노동공급을 증가시켰다는 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 납세 여부로 처리집단과 통제집단을 나누면 시점별로 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 처리집단이 근로시간을 늘렸다는 사실을 확인하지 못하였다.

전승훈·홍인기(2009)는 2003~05년 KLIPS 데이터의 가구주 임금근로자로 균형패널을 구성하여 2004~05년 소득세율 인하와 공제제도 변화가 노동공급에 미친 영향을 분석하였다. 첫 번째로 항목별 공제제도와 비선형성을 고려하여 세후 임금을 변화에 따른 노동공급의 탄력성을 추정한 결과 비보상임금탄력성과 보상임금탄력성이 각각 1.296, 1.297인 것으로 나타났다. 그들은 또한 이중차분 분석을 통해 월간 근로시간이 1시간 정도 유의하게 증가했다는 것을 밝혔다. 이때 교육연수 10년 이상 중 31세 이상 60세

미만을 처리집단으로 분류하였으며 정책변수로 세후 임금을 변화를 이용하였다.

이러한 선행연구의 흐름 속에서 본 연구의 기여는 다음과 같다. 첫째, 서론에서 보았듯이 1995년의 세제개편은 누진도를 크게 떨어트렸음에도 불구하고 노동공급에 미친 영향에 대해 현재까지 연구된 바가 없다. 둘째, 상대적으로 소득수준이 높아 세제개편의 영향을 받았을 것으로 생각되는 근로자들의 노동공급이 증가했다면 이는 1990년대 중반부터 증가하기 시작한 소득불평등에 영향을 미쳤을 가능성을 제시해준다.

IV. 분석자료와 추정모형

1. 분석자료

경제활동인구조사는 1962년에 통계청이 시작한 통계조사로 매월 만 15세 이상인 경제활동인구를 대상으로 성별, 생년월일, 교육 정도, 혼인상태, 취업 여부, 취업시간, 산업, 직업, 종사상의 지위 등의 항목을 면접조사 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 1989-2000년⁶⁾ 자료 각 연도에서 1월부터 12월 까지 누락 없이 조사에 응하였으며 도시에 거주하는 25~55세 남성가구주 임금근로자를 표본으로 선정하였다. 각 월에 응답된 주간 근로시간에 4.345주를 곱하여 월간 근로시간을 계산한 후 월별자료를 더하여 연간 근로시간을 계산하였으며 연간 근로시간이 0 이거나 5840시간(24시간*365일*2/3)⁷⁾을 넘는 경우 표본에서 제외하였다. 다만 이와 같이 자료를 구성했을 때 1993년 자료는 표본이 거의 남지 않아 부득이하게 분석에서 제외하였다.⁸⁾ <표 4>는 선정된 표본의 기초통계량이다.

6) 원시자료가 1986년부터 공개되어 있으나 1989년 이전 자료의 경우 위 방법으로 표본을 추출했을 때 각 연도 당 400명 정도밖에 남지 않았기 때문에 1989년부터의 원시자료를 사용하였다. 또한, 2001년 자료는 월별자료 결함을 위한 가구ID가 제공되지 않아 이용하지 못했다.

7) Lee(2004)를 참고하였다.

8) 1993년 자료에서 가구 ID와 개인 ID가 같음에도 불구하고 2,3월부터 생년월이 달라지는 경우가 대부분인 것을 확인했는데 이는 1992년에 있었던 표본개편이 1993년 중간부터 적용되었기 때문

경제활동인구조사 자료를 이용하여 이러한 분석을 진행할 때 발생하는 문제점은 비근로소득, 부동산 소유 여부 등 경제주체의 근로시간에 대한 선택에 큰 영향을 미칠 수 있는 변수들을 파악할 수 없다는 점이다. 이는 누락변수에 의한 편의를 발생시켜 추정치의 정확도를 떨어트리게 된다. 이러한 문제는 대우패널데이터를 이용하여 어느 정도 보완할 수 있다.

대우패널데이터는 1993년에 시작되어 1998년까지 가가와 개인의 근로시간, 근로소득, 비근로소득 등의 정보를 조사한 자료이다. 대부분의 조사 항목이 조사년도 기준 전년도에 대한 정보이기 때문에 1992년부터 1997년까지의 정보를 담고 있으며 경제활동인구조사에 비해 표본이 작지만 다양한 통제변수를 추가할 수 있다. 표본은 위와 같이 25~55세 남성 가구주 임금근로자로 선정하였으며 연간 근로시간은 “직장에서 규정된 주당 근무시간”과 “규정된 근무시간 외 초과적으로 근무하는 주당 근무시간”을 합한 후 52를 곱하여 산출하였다. 비근로소득은 이자소득, 임대소득, 기타소득을 합하여 산출하였으며, 연간 근로소득은 월 평균급여인 “고정적인 급여”와 “변동적인 급여”의 합에 12를 곱한 후 연간 상여금을 합해서 산출하였다. 이때 각 항목에 대해 잘 모른다고 응답한 표본을 모두 제외하였다. <표 5>는 대우패널데이터의 기초통계량이다.

경제활동인구조사를 이용할 때 발생하는 또 다른 문제는 근로소득에 대한 정보가 없기 때문에 교육연수, 출생연도로 나눈 통제집단 중에서 실제로 얼마만큼이 과세표준이 잡히지 않는 저소득층에 해당하는지를 유추하는 것이 불가능하다는 점이다. 이러한 문제점을 보완하기 위한 가장 좋은 방법은 표본의 상당 부분이 일치하는 것으로 알려진 경제활동인구조사와 가계동향조사를 결합하는 것이다. 남재량 류근관(2000)에 의하면 두 조사의 표본은 1989~99년 가계동향조사의 표본을 기준으로 97.2% 일치한다. 가계동향조사에는 근로소득, 조세지출, 가구 구성, 입주형태, 소비 등 경제활동인구조사에 없는 항목이 포함되어있다. 따라서 두 조사의 결합이 가능하다면 위와 같은 문제점을 상당히 보완할 수 있지만, 결합을 위한 가구ID가 공개되어 있지 않기 때문에 불가능하다. 이에 가계동향조사 원시자료를 이용하여 이 기간에 교육연수, 출생연도별로 비과세자의 비중이 각각 얼마인지를 확인하는 방식을 통해 통제집단을 설정하였다.

인 것으로 사료된다.

- 9) 만일 정책 적용 시점의 직전 연도 관측치가 누락되었다면 이중차분 추정치를 정책의 인과효과로 보기는 어렵다. 그러나 1995년 세계개편의 적용 시점인 1996년까지 2년의 관측치가 연속해서 존재하므로 이중차분 분석을 시행하는 데 큰 지장은 없을 것이다.

2. 추정모형

세제개편과 같은 제도변화의 효과를 이중차분 방법을 통해 분석하기 위해서는 누가 제도변화의 영향을 받았을 것인지를 주의 깊게 설정할 필요가 있다. 위에서 설명했듯이 1995, 1996년 납세의무자 중 약 30%가 각종 공제로 인해 과세표준이 잡히지 않았으므로 이들은 1995년 세제개편에 영향을 거의 받지 않았을 것으로 생각할 수 있다. 국내외 선행연구들 또한 이 점에 주목하여 통제집단과 처리집단을 구분하고 있다(Eissa, 1996; Blundell et al., 1998; 심육기, 2006; 전승훈·홍인기, 2009).

〈표 4〉 기초통계량, 경제활동인구조사: 1989~2000년

교육연수	12년 미만			12년			12년 초과		
	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
출생연도	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
나이(세)	29.26 (2.85)	36.39 (4.39)	47.57 (4.85)	29.36 (2.77)	35.67 (4.22)	46.50 (5.05)	29.92 (2.59)	35.72 (4.13)	46.74 (4.84)
교육연수(년)	8.68 (1.57)	8.19 (1.66)	7.59 (1.96)	12 (0)	12 (0)	12 (0)	15.25 (0.99)	15.43 (0.92)	15.63 (0.79)
결혼 여부 (기혼=1)	0.59 (0.49)	0.88 (0.33)	0.99 (0.10)	0.74 (0.44)	0.94 (0.23)	1.00 (0.06)	0.77 (0.42)	0.95 (0.22)	1.00 (0.06)
연간 근로시간	2,669.55 (700.22)	2,762.14 (660.12)	2,790.95 (645.68)	2,686.11 (604.69)	2,754.79 (546.06)	2,718.74 (571.91)	2,557.85 (563.09)	2,567.61 (473.68)	2,435.75 (481.10)
관측 수	1,036	6,950	12,741	7,268	15,784	12,060	5,759	12,138	7,882

주: 평균값과 괄호 안에 표준편차를 표시하였으며 연간 근로시간은 주 근로시간에 52.14(=4.345*12)를 곱해서 산출하였음.

〈표 5〉 기초통계량, 대우패널데이터: 1992~97년

교육연수	12년 미만		12년			12년 초과		
	>1953	<1954	>1963	1954-63	<1954	>1963	1954-63	<1954
출생연도								
나이(세)	36.00 (3.30)	47.95 (4.34)	28.73 (2.01)	35.33 (3.30)	46.62 (4.28)	29.12 (1.89)	35.16 (3.12)	46.36 (4.24)
교육연수(년)	8.20 (2.13)	8.11 (1.48)	12 (0)	12 (0)	12 (0)	15.24 (1.16)	15.68 (1.39)	15.85 (1.45)
결혼여부(기혼=1)	0.97 (0.17)	0.98 (0.13)	0.90 (0.30)	0.98 (0.14)	0.98 (0.15)	0.90 (0.30)	0.99 (0.11)	0.99 (0.11)
가구 구성원 수 (명)	3.96 (0.91)	4.24 (0.99)	3.31 (1.02)	3.91 (0.80)	4.44 (0.91)	3.36 (1.25)	3.84 (0.78)	4.21 (0.86)
주거용 건물 소유 여부(소유=1)	0.45 (0.50)	0.70 (0.46)	0.23 (0.42)	0.48 (0.50)	0.79 (0.41)	0.35 (0.48)	0.54 (0.50)	0.82 (0.39)
연간 비근로소득 (만원)	61.17 (542.55)	109.83 (512.21)	86.50 (456.77)	123.03 (651.78)	182.84 (808.38)	104.55 (365.98)	208.68 (1,127.93)	350.95 (1,777.05)
연간 근로소득 (만원)	1,442.04 (571.18)	1,404.09 (847.17)	1,555.73 (802.76)	1,685.67 (622.50)	1,864.14 (835.06)	1,687.55 (646.91)	2,069.11 (822.31)	2,396.71 (876.86)
연간 가구소득 (만원)	1,847.69 (1,012.46)	2,221.81 (1,531.91)	2,043.07 (1,359.07)	2,134.03 (1,110.73)	2,769.99 (1,755.59)	2,269.43 (1,185.86)	2,697.65 (1,661.71)	3,255.55 (1,864.42)
연간 근로시간	3,263.88 (804.62)	3,237.00 (819.75)	3,148.44 (749.98)	3,109.45 (748.11)	3,017.06 (735.52)	3,010.10 (692.23)	2,958.17 (709.10)	2,834.96 (662.51)
관측 수	236	348	256	1,405	737	185	1,248	407

주: 평균값과 괄호 안에 표준편차를 표시하였으며 연간 근로시간은“직장에서 규정된 주당 근무시간”과 “규정된 근무시간 외 초과적으로 근무하는 주당 근무시간”의 합에 52를 곱하여 산출하였음. 가구소득은 가구원들의 근로소득, 사업소득, 재산소득 및 이전소득을 합해서 산출함. 가구주 근로소득은 월 평균급여인“고정적인 급여”와 “변동적인 급여”의 합에 12를 곱한 후 연간 상여금을 합해서 산출함.

해외 연구 중 Eissa(1996)는 시간에 따라 변하지 않는 개인의 특성이며 소득수준에 유의한 영향을 주는 교육연수를 이용하여 집단을 구분하고 있다. 그녀는 표본을 교육연수 12년 미만, 12년, 13~16년, 16년 이상의 네 집단으로 나누어 세제개편에 의해 각 집단이 받은 차별적 영향을 분석하였다. Blundell et al.(1998)은 이중차분 분석을 통해 세제개편이 근로시간에 미치는 영향을 분석할 때 납세여부를 기준으로 처리집단과 통제집단을 나누게 되면 집단 구성의 변화가 발생하여 추정치에 상당한 편이가 발생한다는 것을 지적하고 있다. 그들은 표본을 교육수준(2그룹), 출생연도(4그룹)를 기준으로 여덟 집단으로 나누어 분석하였다. 이러한 해외 연구들을 참고하여 심욱기(2006)는 교육연수 12년 이하를 통제집단으로 분류하였으며 전승훈·홍인기(2009)는 교육연수 10년 미만 또는 10년 이상 중 30세 이하 60세 초과를 통제집단으로 분류하였다.

본 연구에서는 선행연구를 고려하여 다음과 같은 방법을 통해 교육연수 12년 중 1958년 이후 출생 코호트와 교육연수 12년 미만 중 1935년 이후 출생 코호트를 통제집단으로 설정하여 이중차분 분석을 시행하였다.

1. 가계동향조사 1994~95년 자료를 3장 1절에서 경제활동인구조사 표본을 설정한 것과 동일한 방법으로 구성한다.
2. 다음과 같은 회귀분석을 실시한다.:

$$Exempt_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 HS_i + \alpha_2 GHS_i + \alpha_3 cohort_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

식 (1)의 $Exempt_{i,t}$ 는 경상조세 항목이 0인 경우 1의 값을 부여하는 더미변수이다. HS_i 는 교육연수 12년인 경우 1의 값을 갖는 더미변수이며 GHS_i 는 교육연수 12년 초과인 경우 1의 값을 갖는다. $cohort_i$ 는 각 개인의 출생연도를 나타낸다.

3. 교육연수별로 비과세자의 비중이 임의의 값(θ)을 넘는 출생연도 코호트를 통제집단으로 분류한다.

<표 6>은 위 회귀분석의 결과이다. 우선 교육연수 12년 미만이며 1970년생인 근로자 중에서 비과세자가 차지하는 비중은 약 48%이다. 이를 기준으로 교육연수가 12년인 경

우 비중이 18%pt 감소하며 교육연수가 12년 초과인 경우 비중이 31%pt 감소한다. 또한, 출생연도가 1년 빠를수록 비중이 0.8%pt만큼 감소한다. 따라서 교육연수 12년 초과 집단의 비과세자 비중은 17%를 넘지 않는다. 이때 θ 를 20%로 설정하면 앞서 설명한 조건을 충족하는 근로자들이 통제집단으로 분류된다. 또한, θ 를 15%, 25%로 설정하여 결과의 강건성을 확인하였다.

이처럼 학력과 출생연도를 기준으로 집단을 나누어 긴 시계열을 분석할 경우 두 집단의 시간의 흐름에 따르는 외생적 효과가 동일해야 한다는 이중차분 분석의 중요한 가정(common time trend assumption)이 성립하지 않을 수 있다. 그러한 경우 집단별로 다른 시계열 추세를 통제하지 않은 추정치는 실제 정책효과를 과대 혹은 과소평가할 수 있다. 이에 본 연구에서는 우선 아래 식 (2)와 같이 시계열 추세를 통제하지 않은 추정치를 살펴본 후 두 집단의 시계열 추세가 같다는 귀무가설¹⁰⁾이 기각된 경우 식 (3)처럼 집단별 시계열 추세를 통제한 결과를 보고하였다. 또한, 종속변수인 연간 근로시간에 로그를 취했는데, 이는 로그를 취함으로써 시계열 추세의 차이를 어느 정도 줄일 수 있으며 비교적 쉽게 탄력성을 계산할 수 있기 때문이다.

〈표 6〉 학력 및 출생연도 별 비과세자 비중, 가계동향조사 1994~95년

	비과세자 여부(=1)
교육연수 12년 초과 (=1)	-0.306*** (0.011)
교육연수 12년 (=1)	-0.182*** (0.010)
출생연도	-0.008*** (0.001)
상수항	0.476*** (0.012)
R^2	0.08
Observation	10,622

주: 회귀분석으로부터의 평균값과 괄호 안에 표준오차를 표시하였음.

10) Mora & Reggio(2015, 2017)를 참고하였으며, 보다 자세한 내용은 부록에서 설명하였다.

식 (2)에서 좌변의 $H_{i,t}$ 는 임금근로자의 연간 근로시간이며 산출방법은 앞 절에서 설명하였다. 우변의 $X_{i,t}$ 는 통제변수이며 결혼여부, 나이, 나이 제곱, 교육연수, 교육연수 제곱, 직종 더미, 산업 더미, 상용직 더미 등으로 이루어져 있다. 또한, 외환위기 기간 동안 장기근속자, 비정규직, 고연령층, 생산직·서비스직·판매직 근로자의 직장유지율(job retention rate)이 다른 집단에 비해 크게 하락했다는 금재호·조준모(2001)의 연구를 고려하여 1998-2000년¹¹⁾ 더미와 다음 더미변수들의 교차항을 통제하였다. (a) 1956년 이후 출생 더미, (b) 정규직(상용직) 더미, (c) 생산직·서비스직·판매직 이외 직군 더미, (d) 학력별 더미. D_i 는 처리집단의 더미변수로 앞서 설명한 방법으로 구분하였다. I_t 는 연도 더미이며 종속변수에 로그를 취하였으므로 회귀분석으로부터 추정되는 정책효과는 γ_R^D *100%가 되겠다.

$$\log(H_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \sum_{\tau=1990}^{2000} \delta_{\tau} I_{\tau} + \gamma^D D_i + \gamma_R^D D_i \times Reform_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\log(H_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \sum_{\tau=1990}^{2000} \delta_{\tau} I_{\tau} + \gamma^D D_i + \gamma_R^D D_i \times Reform_t + \beta_0 D_i \times Time_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

<표 7>은 본격적인 이중차분 분석에 앞서 세계개편 전후 두 집단의 평균 연간 근로시간을 비교한 결과이다. 우선 마지막 행은 동일한 집단의 세계개편 전후 근로시간 변화를 비교한 것이다. 통제집단은 세계개편 이후 약 346시간이 감소했지만, 처리집단은 약 160시간만 감소한 것으로 나타났다. 마지막 열은 같은 시점에서 통제집단과 처리집단의 평균 연간 근로시간을 비교한 것이다. 세계개편 전에는 처리집단의 연간 근로시간이 통제집단에 비해 약 233시간 적었으나 세계개편 이후 차이가 약 46시간으로 줄어든 것으로 나타났다. 요약하면 처리집단이 세계개편 이후 통제집단에 비해 연간 근로시간을 187시간 정도 늘렸으며 이 차이는 통계적으로 유의하다.

11) 외환위기의 영향이 1997년부터 시작되었으며 소득계층별로 달랐다면 외환위기의 근로시간 효과를 세계개편에 의한 것으로 오인할 가능성이 있다. 그러나 실업률, 경제성장률 지표의 악화가 뚜렷하게 나타난 것은 1998년 1월부터이기 때문에 1998-2000년 더미와 연령, 학력, 직종 더미의 교차항을 통제하는 것으로 외환위기의 차별적 영향을 충분히 통제할 수 있을 것이다.

〈표 7〉 DID framework, 경제활동인구조사: 1989~2000년

	평균 연간 근로시간		DID
	통제집단 (관측 수: 35,855)	처리집단 (관측 수: 45,763)	
(1)1989~1995년	2923.688	2690.523	-233.166 (5.510)
(2)1996~2000년	2577.042	2530.717	-46.325 (5.718)
(2)-(1)	-346.646	-159.806	186.840 (7.941)

주: 회귀분석으로부터의 평균값과 괄호 안에 표준오차를 표시하였음.

V. 분석결과

이제 이중차분 분석의 결과를 살펴보기로 하자. 먼저 앞서 설명한 방법으로 비과세자가 차지하는 비중(θ)이 20% 미만인 교육연수, 출생연도 집단을 처리집단으로 설정하여 분석한 결과를 <표 8>에 보고하였다. 첫 번째 열은 식 (2)를 통제변수 없이 추정한 결과이며 두 번째 열은 결혼여부, 나이, 나이 제곱, 교육연수, 교육연수 제곱, 직종 더미, 산업 더미, 상용직 더미 등을 통제하고 분석한 결과이다. 이중차분 추정치인 “정책변수*처리변수”의 계수는 통제변수가 있는 모형과 없는 모형에서 각각 0.090, 0.014인 것으로 나타났으며 모두 1% 미만 수준에서 유의하였다. 이는 세계개편으로 인해 처리집단이 근로시간을 9%, 1.4% 정도 늘렸다는 것을 의미한다. 이처럼 통제변수의 포함 여부에 따라 두 추정치가 상당히 다른 원인은 외환위기 더미와 각종 더미의 교차항을 통제했는지에 기인하는 것을 확인하였다. 이는 외환위기에 따른 실업률의 증가가 집단별로 상당히 달랐으며 이러한 사실을 고려하지 않은 이중차분 추정치는 세계개편이 노동공급에 미친 효과를 상당히 과대평가할 수 있다는 것을 말해준다.

한편 위 결과들은 통제집단과 처리집단 간에 시간의 흐름에 따르는 외생적 효과가 같은지를 고려하지 않은 결과이다. 만일 집단별로 근로시간의 시계열 추세가 다르다면 이를 통제하지 않은 이중차분 추정치는 정책효과를 과대 혹은 과소평가할 수 있다. <표 8>의 “ H_0 : Common Pre-dynamics”는 Mora and Reggio(2015, 2017)을 참고하여 두 집

단의 시계열 추세가 동일하다는 귀무가설에 대한 p-value를 보고한 것이다. 앞서 시계열 추세를 통제하지 않은 식 (2)의 결과들은 p-value가 0에 가깝게 나타나 귀무가설이 기각되었으나 <표 8>의 마지막 열에서 볼 수 있듯이 두 집단의 시계열 추세가 서로 다를 수 있음을 고려한 식 (3)의 추정결과는 p-value가 0.67로 귀무가설이 기각되지 않았다. 이러한 결과는 1995년 세제개편 이전의 근로시간 변화율이 통제집단과 처리집단 간에 달랐으며 이를 통제하면 두 집단의 시계열 추세가 비슷해진다는 것을 의미한다. 이 경우 이중차분 추정치는 1.5%인 것으로 추정되어 시계열 추세의 차이를 고려하지 않은 결과에 비해 0.1%pt 정도 높게 나타났다.

결과를 해석하면 세제개편의 영향을 받은 처리집단이 연간 근로시간을 1.5%가량 늘렸다는 것인데, 처리집단의 평균 연간 근로시간은 세제개편 이전인 1989~95년에 약 2659시간¹²⁾이었으므로 세제개편의 노동공급에 대한 효과는 연간 40시간 정도라고 할 수 있다. 이는 2001년 세제개편에 대해 통계적으로 유의한 노동공급 변화를 찾지 못한 심욱기(2006)와 2003~04년 세제개편이 노동공급에 미친 효과를 연간 12시간 정도로 추정한 전승훈·홍인기(2009)의 결과와 비교했을 때 상당히 큰 값이다. 그러나 서론에서 설명하였듯이 1995년 세제개편이 누진도에 미친 영향 또한 타 연도의 개편에 비해 상당히 크다는 것을 고려하면 받아들이기 어려운 추정치는 아닐 것이다.

이러한 주장을 보다 구체적으로 확인하는 방법은 노동공급의 임금탄력성을 계산하여 선행연구들의 결과와 비교하는 것이다. 그러나 앞서 설명하였듯이 경제활동인구조사에는 이를 계산하는데 필요한 근로소득에 대한 정보가 포함되어있지 않기 때문에 경제활동인구조사의 근로시간 정보와 가계동향조사의 세전 근로소득 정보를 이용하여 세후 임금을 변화를 계산하였다. 이는 서로 다른 두 통계자료를 바탕으로 계산된 것이기 때문에 신뢰도가 떨어질 수 있으나 4장에서 설명하였듯이 1990년대 두 조사의 표본이 상당히 일치하기 때문에 전혀 신뢰하지 못할 결과는 아닐 것이다(남재량·류근관, 2000). 임금탄력성은 다음과 같이 계산하였다.

1. 가계동향조사 자료에서 처리집단을 분류하여 1995년과 1996년 각각의 평균 연간 근로소득을 계산한다.

12) 식 (3)에서 추정된 상수항(α_0)은 통제집단의 세제개편 이전 평균 근로시간에 로그를 취한 값이며 처리터미의 계수($\hat{\gamma}$)는 세제개편 이전 처리집단과 통제집단의 근로시간 차이에 로그를 취한 값이다. 따라서 세제개편 이전 처리집단의 연간 근로시간은 $\exp(\hat{\alpha}_0) + \exp(\hat{\gamma})$ 이다.

2. 각 연도의 세전 근로소득에 각 연도 세법을 적용하여 세후 근로소득을 계산한다.
3. 세후 임금률을 계산하기 위해 1995년의 세후 근로소득을 2659시간으로 나누고 1996년의 세후 근로소득을 2699시간(2659+40)으로 나눈다.
4. 이중차분 추정치인 0.015를 위에서 얻은 세후 임금률 변화로 나눈 임금탄력성은 0.099이다.

거듭 강조하지만, 이는 서로 다른 두 통계자료를 바탕으로 계산된 것이기 때문에 정확하게 이 값이 임금탄력성이라고 주장하기는 어렵다. 그러나 <표 9>에서 확인할 수 있듯이 이러한 수치는 선행연구에서 얻어진 비보상임금탄력성에서 크게 벗어나지 않으며 특히 거의 같은 분석 기간에 대해 경제활동인구조사와 가계동향조사 결합자료를 이용하여 임금탄력성을 추정한 남재량(2007)의 결과(0.10)와 상당히 가까운 값이다. 따라서 본 연구의 추정치가 세계개편의 노동공급 효과를 추정한 선행연구들에 비해 상당히 크지만, 세계개편으로 인한 누진도 변화 또한 상당히 컸던 것을 고려하면 어느 정도 신뢰할 수 있는 결과일 것이다.

<표 10>은 앞선 분석결과의 강건성을 확인하기 위해 비과세자가 차지하는 비중(θ)이 15, 25% 미만인 교육연수, 출생연도 집단을 처리집단으로 설정하여 식 (2)와 식 (3)을 추정한 결과이다. $\theta < 15\%$ 일 때 처리집단은 교육연수 12년 초과 중 1968년 이전 출생 코호트, 교육연수 12년 중 1952년 이전 출생 코호트이다. $\theta < 25\%$ 일 때는 교육연수 12년 초과, 교육연수 12년 중 1965년 이전 출생 코호트, 그리고 교육연수 12년 미만 중 1942년 이전 출생 코호트가 처리집단으로 분류된다. 또한 심욱기(2006)처럼 교육연수 12년 초과를 처리집단으로 설정하여 분석한 결과도 함께 보고하였다. 이 경우에도 처리집단과 통제집단의 시계열 추세가 다른 것으로 나타나 이를 통제하고 분석한 결과 각각 1.3, 1.8, 1.5%의 추정치를 얻었다. 따라서 이중차분 추정치는 처리집단의 구분에 대해 대체로 강건한 것으로 보인다.

<표 8> 이중차분 분석결과: 경제활동인구조사: 1989~2000년

	log(연간 근로시간)		
	처리집단 구분: $\theta < 20\%$		
	(1)	(2)	(3)
정책변수* 처리변수(=1)	0.090*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.015*** (0.006)
결혼 여부(=1)		0.055*** (0.005)	0.055*** (0.005)
나이 (10살)		-0.018 (0.014)	-0.018 (0.014)
나이 제곱		-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
교육연수 (10년)		0.142*** (0.021)	0.141*** (0.021)
교육연수 제곱		-0.131*** (0.009)	-0.131*** (0.009)
더미 변수 (직종, 산업 등)	No	Yes	Yes
Time Trend	No	No	Yes
H_0 : Common Pre-dynamics	<0.001	<0.001	0.672
R^2	0.05	0.21	0.21
Observation	81,618	81,618	81,618

주: $\theta < 20\%$ 는 비과세자 비중이 20% 미만인 교육연수, 출생연도 집단을 처리집단으로 설정하였음을 의미함. 이때 처리집단은 교육연수 12년 초과, 교육연수 12년 중 1958년 이전 출생 코호트, 그리고 교육연수 12년 미만 중 1935년 이전 출생 코호트임. 강건표준오차를 괄호 안에 표시하였으며 H_0 의 값은 common time trend assumption에 대한 귀무가설의 p-value를 나타냄.

<표 9> 선행연구에서 추정된 남성 노동공급의 임금탄력성

연구명	Lee Chul-In (2004)	남재량 (2007)	전승훈·홍인기 (2009)	강병구·성효용 (2013)	문외솔·송승주 (2016)
분석자료	대우패널데이터 1995년	가계동향조사, 경제활동인구조사 1989-99년	KLIPS 2003-05년	재정패널 2009년	KLIPS 2000-08년
비보상 임금탄력성	-0.05	0.10	1.30	0.04	0.23

주: 강병구·성효용(2013)의 경우 추정치가 통계적으로 유의하지는 않았음.

〈표 10〉 처리집단 구분에 대한 강건성 검정: 경제활동인구조사: 1989~2000년

	log(연간 근로시간)					
	$\theta < 15\%$		$\theta < 25\%$		교육연수 12년 초과	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
정책변수* 처리변수(=1)	0.023*** (0.004)	0.013** (0.006)	0.009** (0.004)	0.018*** (0.006)	0.030*** (0.004)	0.015** (0.006)
더미 변수 (직종, 산업 등)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time Trend	No	Yes	No	Yes	No	Yes
H_0 : Common Pre-dynamics	<0.001	0.26	<0.001	0.334	<0.001	0.088
R^2	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21
Observation	81,618	81,618	81,618	81,618	81,618	81,618

주: $\theta < 15\%$ 일 때 처리집단은 교육연수 12년 초과 중 1968년 이전 출생 코호트와 교육연수 12년 중 1952년 이전 출생 코호트임. $\theta < 25\%$ 일 때 처리집단은 교육연수 12년 초과, 교육연수 12년 중 1965년 이전 출생 코호트, 교육연수 12년 미만 중 1942년 이전 출생 코호트임. 강건표준오차를 괄호 안에 표시하였으며 H_0 의 값은 common time trend assumption에 대한 쿠퍼가설의 p-value를 나타냄.

한편 이러한 결과에 대해 누락변수에 의한 편의의 문제가 제기될 수 있다. 경제활동인구조사에는 근로시간에 큰 영향을 미칠 것으로 생각되는 비근로소득, 주거지 소유 여부, 가구 구성원 수 등에 대한 정보가 없는데 이러한 변수들을 추가적으로 통제했을 때 이중차분 추정치가 상당히 달라질 수 있기 때문이다. 따라서 이를 점검하기 위해 대우패널데이터를 이용하여 추가적인 분석을 진행하였다.

〈표 11〉은 대우패널데이터 1992~97년 자료를 반복 횡단면으로 연결하여 분석한 결과이다. 처리집단은 교육연수 12년 초과, 교육연수 12년 중 1970년 이전 출생 코호트와 교육연수 12년 미만 중 1940년 이전 출생 코호트로 설정하였다. 그리고 근로시간에 큰 영향을 미칠 것으로 생각되는 비근로소득, 가구 구성원 수, 초과근무수당 존재 여부, 주거용 건물 소유 여부를 통제변수에 추가하여 분석하였다. 분석결과 비근로소득을 제외한 모든 변수가 종속변수에 유의한 영향을 미치는 것을 확인하였으며 특히 주거용

건물 소유 여부와 초과근무수당 존재 여부가 근로시간에 미치는 영향이 상당히 큰 것으로 나타났다. 그러나 추정된 이중차분 계수는 5.87%(13)로 추가적인 통제변수 없이 얻은 결과인 5.89%에 비해 0.02%pt 정도 낮은 것으로 나타나 누락변수에 의한 편의가 크지 않다는 것을 확인하였다. 따라서 앞서 경제활동인구조사 자료를 이용한 분석처럼 이들 변수를 누락하는 경우 추정치가 실제 정책효과를 과대평가할 가능성이 있으나 그 정도는 미미할 것으로 예상할 수 있다.

〈표 11〉 누락변수에 대한 강건성 검정: 대우패널데이터: 1992~97년

	log(연간 근로시간)	
	(1)	(2)
정책변수*	0.059*	0.059*
처리변수(=1)	(0.034)	(0.034)
비근로소득		-0.015 (0.040)
가구 구성원 수		0.008* (0.005)
초과근무수당 존재 여부(=1)		0.019** (0.008)
주거용 건물 소유 여부(=1)		-0.030*** (0.008)
더미 변수 (직종, 산업 등)	No	No
Time Trend	No	No
H_0 : Common Pre-dynamics	0.573	0.531
R^2	0.04	0.04
Observation	4,822	4,822

주: 처리집단은 교육연수 12년 초과, 교육연수 12년 중 1970년 이전 출생 코호트, 그리고 교육연수 12년 미만 중 1940년 이전 출생 코호트임. 강건표준오차를 괄호 안에 표시하였으며 H_0 의 값은 common time trend assumption에 대한 귀무가설의 p-value를 나타냄.

13) 이는 앞서 경제활동인구조사 자료를 사용한 추정치의 4배에 달한다. 이러한 추정치 간의 불일치는 주로 대우패널데이터로 구성된 연간 근로시간 자료의 측정오차(measurement error)에 의한 것으로 추측된다. 월별조사 자료를 합하여 비교적 정확하게 연간 근로시간을 측정한 경제활동인구조사 자료와 달리 대우패널 자료는 제Ⅲ장에서 설명하였듯이 주당 근로시간에 52를 곱해서 연간 근로시간을 측정했기 때문이다.

VI. 결론

본 연구에서는 1995년 소득세제 개편이 노동공급에 미친 효과를 분석하기 위해 경제활동인구조사와 대우패널데이터를 이용하여 이중차분 분석을 시행하였다. 세제개편의 영향을 받은 처리집단은 선행연구를 따라 교육연수와 출생연도를 기준으로 설정하였다. 경제활동인구조사 자료를 이용한 분석결과 처리집단이 연간 근로시간을 1.5% 정도 증가시킨 것으로 나타났으며 이러한 결과는 처리집단의 구분에 대해 강건한 것으로 나타났다. 또한, 누락변수에 의한 편의를 점검하기 위해 대우패널데이터를 이용하여 주택 소유 여부, 가구 구성원 수, 초과근무수당 존재 여부 등을 추가적으로 통제한 결과 편의가 크지 않다는 것을 확인하였다.

조세제도는 근로시간, 경제활동참가율뿐만 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 근로시간에 미친 영향을 분석한 것으로 노동공급의 한 측면에 대해서만 살펴보았다는 점에서 한계를 갖는다. 따라서 1995년에 있었던 세제개편에 대한 다양한 측면의 노동공급 변화에 관해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다. 대표적인 예로 Gouvenen et al.(2014)은 Ben-Porath(1967)의 모형을 확장하여 소득세제의 누진도가 인적자본축적 경로를 통해 임금불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 인적자본을 축적하기 위한 능력이 각기 다른 경제주체를 가정한 생애주기 모형을 이용하여 국가 간 세제 누진도의 차이가 임금불평등의 차이를 상당 부분 설명한다는 것을 밝혔다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 1990년대 한국의 임금불평등 추이에 대해 중요한 시사점을 제공한다. 한국의 임금불평등은 1990년대 초반까지 지속해서 감소하다가 1995년을 기점으로 2000년대 후반까지 증가추세를 유지했다. 1998년 외환위기와 이에 따른 구조적 변화가 소득불평등을 증폭시킨 것은 사실이지만 그 이전에 일어난 추세전환의 원인에 대해서는 뚜렷하게 밝혀진 바가 없었다. 본 연구의 결과는 1995년 소득세제 개편에 따른 근로시간의 반응이 이러한 추세전환에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다. 단, 이는 노동공급 측면을 분석한 것이기 때문에 실제로 이러한 변화가 고소득층과 저소득층의 근로소득 격차를 얼마나 유발했는지를 살펴보면 임금률 변화를 알아내야

하며 이를 위해서는 노동수요 측면까지 고려한 분석이 필요하다. 또한, 동일한 학력수준, 연령집단 내(within-group) 불평등이나 관측되지 않는 부분으로부터 발생하는 불평등의 증가가 1990년대 중반부터 시작된 소득분배 악화의 대부분을 설명한다는 연구결과(정진호 외, 2002; 한종석 외, 2015)를 고려했을 때 집단 간 근로시간의 차이가 기여하는 바는 크지 않으리라 생각한다.

따라서 더 나아가 1995년 세제개편이 불평등에 미친 영향을 분석하기 위해서는 다양한 측면의 노동공급 반응에 대한 종합적인 고찰과 더불어 이를 외환위기에 따른 개별 실업률 충격(idiosyncratic unemployment risk)의 증가와 구분해서 분석할 필요가 있다. 이러한 과제는 향후 비동질적 경제주체를 가정한 동태적 일반균형모형(heterogeneous agent dynamic general equilibrium model) 분석을 위해 남겨두고자 한다.

부록: Common Pre-dynamics 가설검정

본 연구에서는 처리집단과 통제집단의 시간의 흐름에 따르는 외생적 효과가 같아야 한다는 이중차분 분석의 주YG가정(common time trend assumption)을 확인하기 위해 Mora & Reggio(2015, 2017, 이하 MR)의 가설검정 방법을 차용하였다. 부록에서는 이에 대해 설명하도록 한다.

먼저 설명의 편의를 위해 정책이 2기에 시행되고 1, 2기의 관측치가 존재하는 경우를 생각해보자. $Y_{i,2}^1$ 를 2기에 정책의 영향을 받은 경우의 관측치, $Y_{i,2}^0$ 를 2기에 정책의 영향을 받지 않은 경우의 관측치라고 한다면 정책의 평균처리효과(Average Treatment Effect)는 다음과 같다.

$$\alpha = E[Y_{i,2}^1 - Y_{i,2}^0 | D_i = 1] \quad (\text{A.1})$$

이때 $D_i = 1$ 은 개인 i 가 정책의 영향을 받았음을 의미한다. 이때 $E[Y_{i,2}^0 | D_i = 1]$ 는 정책의 영향을 받은 개인 i 가 정책의 영향을 받지 않았더라면 관측되었을 값이다. 이는 관측되지 않기 때문에 평균처리효과인 α 를 추정하기 위해서는 관측 가능한 변수들로부터 $E[Y_{i,2}^0 | D_i = 1]$ 를 알아낼 수 있어야 한다.

$$E[\Delta Y^{0_{i,2}}|D_i = 1] = E[\Delta Y^{0_{i,2}}|D_i = 0] \quad (A.2)$$

(A.2)는 잘 알려진 common time trend assumption으로 처리집단과 통제집단의 시점 간 변화가 평균적으로 같다는 것을 의미한다. 이러한 가정이 성립한다면 우리는 $E[Y^{0_{i,2}}|D_i = 1]$ 를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$E[Y^{0_{i,2}}|D_i = 1] = E[Y^{0_{i,1}}|D_i = 1] + E[\Delta Y_{i,2}|D_i = 0] \quad (A.3)$$

(A.3)을 이용하면 평균처치효과 α 를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\alpha = E[\Delta Y_{i,2}|D_i = 1] - E[\Delta Y_{i,2}|D_i = 0] \quad (A.4)$$

MR은 (A.2)를 Parallel-(1)이라 정의하고 있다. 이제 정책이 시행되는 시점을 $t = t^* + 1 = T$ 14)라 하자. 그리고 $q \in \{1, \dots, t^*\}$ 에 대해 Parallel-(q)를 다음과 같이 정의하자.

$$E[\Delta^q Y^{0_{i,t^*+1}}|D_i = 1] = E[\Delta^q Y^{0_{i,t^*+1}}|D_i = 0] \quad (A.5)$$

이때 $\Delta^q \equiv (1 - L)^q$ 는 lag 연산자이다.¹⁵⁾ 예를 들어 Parallel-(2)는 처리집단과 통제집단의 평균 변화가 아닌 평균 가속(acceleration)이 같다는 것을 의미한다. MR은 어떤 Parallel-(q)를 가정하더라도 평균처치효과를 다음과 같이 나타낼 수 있음을 보이고 있다.

$$\forall q \in \{1, \dots, t^*\}, \quad \alpha = did(q) \equiv E[\Delta^q Y_{i,t^*+1}|D_i = 1] - E[\Delta^q Y_{i,t^*+1}|D_i = 0] \quad (A.6)$$

다음으로 위 결과를 회귀분석에 어떻게 적용할 수 있는지에 대해 살펴보도록 하자. 예를 들어 (A.7)과 같이 선형 시계열 추세(linear time trend)를 통제한 이중차분 모형의 양변에 Δ^q 를 적용하면 (A.6)으로부터 평균처치효과를 (A.8)처럼 나타낼 수 있다.

14) 설명의 편의를 위해 정책 시행 이후의 관측치가 1기뿐인 것으로 가정하였으나 MR은 정책 시행 이후의 관측치가 여러 기인 일반적인 경우에 대해서 증명하고 있다.

15) $L^q x_t = x_{t-q}$.

$$E[Y_{i,t}|D_i = D] = \delta + \sum_{\tau=2}^T \delta_{\tau} I_{\tau}^T + \gamma D + \gamma_T \times I_t^T \times D + \gamma_1^p \times t \times D \quad (\text{A.7})$$

$$\alpha = \gamma_T + \gamma_1^p \Delta^q(T) \quad (\text{A.8})$$

이때 $\Delta^q(T)$ 는 $q > 1$ 일 때만 0이기 때문에 평균처리효과를 γ_T 의 추정치로 식별하기 위해서는 Parallel-(2)부터 Parallel-(t^*)까지의 모든 가정이 성립해야 한다.

마지막으로 Parallel-(2)부터 Parallel-(t^*)의 성립여부에 대한 귀무가설을 어떻게 설정하는지 살펴보도록 하자. MR은 다음과 같은 fully flexible 모형에서 Parallel-(q)가 성립할 때 $\alpha = \Delta^q \gamma_T$ 임을 보였다.

$$E[Y_{i,t}|D_i = D] = \delta + \sum_{\tau=2}^T \delta_{\tau} I_{\tau}^T + \gamma D + \sum_{\tau=2}^T \gamma_{\tau} \times I_{\tau}^T \times D \quad (\text{A.9})$$

따라서 Parallel-(2)부터 Parallel-(t^*) 가정이 성립하는지에 대한 귀무가설은 $H_0 : \Delta^2 \gamma_T = \dots = \Delta^{t^*} \gamma_T$ 이다. MR의 다음 정리는 선형 시계열 추세를 통제한 이중차분 모형이 가정하고 있는 Parallel-(2)부터 Parallel-(t^*)를 위 귀무가설을 통해 검정할 수 있음을 의미한다.

$$\forall R \in \{1, \dots, t^* - 1\}, \quad (\text{A.10})$$

R차 다항식 시계열 추세를 통제한 이중차분 모형은 Parallel-(R+1)부터 Parallel-(t^*) 가정이 성립하는 fully flexible 모형과 동등(equivalent)하다.

참고문헌

- 강병구·성효용. 「근로소득세의 소득계층별 노동공급효과」, 『재정정책논집』 15권 3호 (2013. 9.): 87-109.
- 금재호·조준모. 「한국노동패널 특집 : 외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구」, 『노동경제논집』 24권 1호 (2001.3.): 35-66.
- 나성린·남재량·문춘걸. 「조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구」, 『공공경제』 7권 1호 (2002.5.): 3-25.
- 남재량. 『근로소득세의 노동공급효과 연구』. 서울: 한국노동연구원, 2007.
- 문외솔·송승주. 「노동공급 탄력성 추정」, 『노동경제논집』 39권 2호 (2016.6.): 35-51.
- 성명재. 「1990년대 이후 정부별 소득세 개편이 세부담 및 소득재분배에 미친 효과 분석」, 『재정학연구』 4권 1호 (2011.2.): 111-152.
- 심욱기. 「2002년 세율인하 정책을 이용한 노동공급의 임금탄력성 분석」, 『제7차 한국노동패널 학술대회 발표논문 자료집』. 한국노동연구원, 2006.
- 전승훈·홍인기. 「소득세 세율 인하 및 공제제도가 노동공급에 미치는 차별적 효과 연구: 노동패널자료를 이용한 미시적 실증분석」, 『노동정책연구』 9권 1호 (2009.3.): 55-98.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식. 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』. 서울: 한국노동연구원, 2002.
- 한중석·윤성주·최승문. 『근로소득 불평등 변화에 대한 실증분석과 정책적 함의』. 세종: 한국조세재정연구원, 2015.
- 현진권. 『조세관련 통계자료집』. 서울: 한국조세연구원, 2000.
- Altig, D., and Carlstrom, Charles T. "Marginal Tax Rates and Income Inequality in a Life-Cycle Model." *American Economic Review* 89 (5) (December 1999): 1197-1215.
- Ben-Porath, Y. "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings." *Journal of Political Economy*, 75 (4) (August 1967): 352-365.
- Blundell, R., Duncan, A., and Meghir, C. "Estimating Labour Supply Responses Using Tax Policy Reforms." *Econometrica* 66 (4) (July 1998): 827-861.

- Eissa, Nada. "Tax Reforms and Labor Supply." *Tax policy and the Economy* 10 (May 1996): 119-151.
- Feldstein, Martin. "How Big Should Government Be?" *National Tax Journal* 55 (2) (June 1997): 197-213.
- Guvenen, F., Kuruscu, B., and Ozkan, S. "Taxation of Human Capital and Wage Inequality: A Cross-Country Analysis." *Review of Economic Studies* 81 (2) (January 2013): 818-850.
- 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* 20 (2) (December 2004): 239-262.
- Mora, R., and Reggιο, I. "didq: A Command for Treatment-effect Estimation under Alternative Assumptions." *Stata Journal* 15 (3) (October 2015): 796-808.
- Mora, R., and Reggιο, I. "Alternative diff-in-diffs Estimators with Several Pretreatment Periods." *Econometric Reviews* (September 2017): 1-22.
- Powell, D., and Hui Shan. "Income Taxes, Compensating Differentials, and Occupational Choice: How Taxes Distort the Wage-Amenity Decision." *American Economic Journal: Economic Policy* 4 (1) (February 2012): 224-247.

abstract

The Effect of 1995 Tax Reform on Labor Supply in Korea

Dongmin Chun

The 1995 tax reform in Korea has brought adjustment to the tax bracket, marginal tax rate, and tax deduction system which resulted in significant decrease in the income tax progressivity. In this paper we study the causal effect of the tax reform on male labor supply using difference-in-differences method. Using the data from Economic Active Population Survey (EAPS) and Daewoo Panel Data, we find about 1.5% increase in the hours worked of male wage workers.

Keywords: labor supply, tax reform, difference-in-differences, causal effect