

# 2002년 세율인하 정책을 이용한 노동공급의 임금탄력성 분석

심 욱 기\*

2002년에 있었던 세율인하 정책을 이용하여 25세~55세 남성 근로자 노동공급의 임금탄력성을 분석하였다. 우리나라 근로자의 50% 정도만 근로소득세를 납부한다는 점에 착안하여, 세율인하 정책에 의해 세후임금 인상효과를 갖는 고소득층 그룹과 세후임금에 정책으로 인한 영향이 없는 저소득층 그룹으로 구분하여 양 그룹의 2002년 이전과 이후 노동공급 시간의 차이를 분석하였다. 시간의 흐름에 따라 양 그룹의 구성원이 바뀌는 것을 방지하기 위하여 직접적인 임금수준 대신 교육수준을 도구변수(instrumental variables)로 활용하였다. 분석결과 고학력(고임금) 근로자의 2001년 이전과 비교한 2002년 이후 근로시간 변화가 저학력(저임금) 근로자의 그것과 통계적으로 의미 있는 차이를 발견하지 못하였다. 다시 말하면, 남성 근로자가 임금 변화에 따라 노동시간을 변동시킨다는 강력한 근거를 발견하지 못한 것이다.

## I. 서 론

임금 수준의 변화가 노동공급에 어떤 영향을 미치는 가는 정책입안자 및 경제학자의 관심분야 중의 하나이다. 임금과 노동공급 시간 사이에 대한 이론은 고전적으로 정립되어 있으나, 데이터를 통해 양자의 관계를 추정하는 것은 상당히 어려운 것으로 알려져 있다. 이론에서는 임금 수준이 독립적으로 움직이고 근로자는 임금 수준에 따라 노동공급 시간을 결정한다고 가정하고 있다. 하지만, 현실적으로 노동시간이 임금 수준에 영향을 미칠 가능성이 있으며, 우리가 인지하지 못한 특정의 요소가 임금과 노동시간 모두에 영향을 줌으로써 가상의 인과관계를 만들어 낼 수도 있는 것이다. 이러한 역의 인과관계(reverse causality) 또는 생략된 변수로 인한 오류(omitted variable bias) 때문에 횡단면 자료를 이용한 회귀분석은 양 변수의 관계를 정확하게 추정하기 힘들다는 주장이 있어 왔다.

본 연구에서는 횡단면 자료를 이용한 회귀분석의 문제점을 극복하기 위해서 이중차이 분석 방법을 이용하였다. 이중차이 분석 방법은 분석 대상을 두 개의 그룹으로 구분한 뒤, 임금이 변동되는 한 그룹과 임금이 변동되지 않는 다른 그룹의 노동공급 시간을 분석함으로써 임금 변동이 노동공급에 어떤 영향을 주었는지 추정하는 방식이다. 이 분석을 위해서는 외생적으로 임금의 변동을 가져오는 충격이 필요한 데, 본 연구에서는 2002년도에 있었던 세율인하 정책을 이용하여 분석하였다. 또한, 우리나라 근로자의 50%가 근로소득세를 납부하지 않는다는 점에 착안하여 고소득 근로

\* 런던정경대학(London School of Economics and Political science) 석사

자는 세율인하 정책에 의해 임금 인상 효과를 보는 그룹으로 구분하고 저소득 근로자는 세율인하 정책에 의해 임금 변동 효과가 없는 그룹으로 구분하였다. 또한, 단순히 임금 수준을 이용하여 두 그룹으로 나눌 경우 그룹을 구성하는 근로자가 변화되어 추정의 정확성이 떨어질 수 있으므로, 근로자의 교육 수준을 도구변수(instrumental variables)로 이용하여 연구대상 근로자를 구분하였다.

1998년부터 2003년까지의 한국노동패널 데이터를 이용하여 분석하였으며, 25세부터 55세사이의 남성 근로자를 연구대상으로 하였다. 결측치를 가지고 있는 데이터는 분석에 포함시키지 않았으며, 분석에 활용된 자료는 총 12,364건이었다. 분석결과 세율인하 정책으로 실질적으로 임금이 인상된 고소득 근로자 그룹이 그렇지 않은 저소득 근로자 그룹에 비하여 노동시간을 많이 변동시켰다는 결론을 얻지 못했다. 다시 말하면, 남성 근로자의 노동공급 시간은 임금변동에 민감하게 반응하지 않는다는 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 임금수준과 노동공급과의 관계를 설명하는 경제이론, 양자의 관계를 추정하는 모델, 기존의 연구 결과들을 요약하여 설명하였다. 3장에서는 2002년에 있었던 세율인하 정책, 본 연구에서 활용한 추정 모델, 연구에 활용한 데이터에 대해서 설명하였으며, 4장에서는 추정결과와 추정결과에 대한 검증을 실시하였다. 그리고 결론은 5장에 실었다.

## II. 노동공급 이론과 기존연구 검토

### 1. 노동공급 이론

임금과 노동공급의 관계를 설명하는 경제적 이론을 살펴보기 위하여, 우선 개인의 효용함수와 예산제약을 다음과 같이 정의할 수 있다.

효용함수 :  $U(C_t, L_t, X_t)$

$C_t$  : 기간  $t$ 에서의 소비

$L_t$  : 기간  $t$ 에서의 여가

$X_t$  : 기간  $t$ 에서의 개인 특성

예산제약 :  $C_t + w_t L_t = M_t = Y_t + w_t T_t$

$w_t$  : 기간  $t$ 에서의 임금

$M_t$  : (주어진 시간의 가치를 포함하는) 기간  $t$ 에서의 전체 소득

$Y_t$  : 기간  $t$ 에서의 비근로소득

$T_t$  : 사용 가능한 전체 시간

기간  $t$ 에서 개인이 느끼는 효용은 그 기간에서의 소비와 여가에 의해 결정된다. 그 밖에 다양한

개인의 특성들 역시 효용에 영향을 미치게 된다. 예산 제약식의 왼쪽 항목은 여가 활용을 포함하는 총 소비를 나타내며, 오른쪽 항목은 기간  $t$ 의 모든 소득을 의미한다. 각각 개인들이 위 예산 제약식 하에서 효용을 극대화한다고 가정하고 1계 극대화 조건을 구하면 다음과 같다.

$$U_C(C_t, L_t, X_t) = \lambda_t \quad U_L(C_t, L_t, X_t) \geq \lambda_t w_t$$

$\lambda_t$  : 소득의 한계 효용

$U_C$ 는 소비의 변화에 따른 효용의 변화량을 나타내며,  $U_L$ 은 여가시간의 변화에 따른 효용의 변화량을 의미한다.  $\lambda_t$ 은 랑그랑지 승수로써 소득(소비)가 변화할 때 한계효용의 변화량을 측정하게 된다. 만약  $U_L(C_t, L_t, X_t) > \lambda_t w_t$  라면, 그 개인은 여가 1단위를 소비함으로써 느끼는 효용증가가 노동 1단위 단위 공급증대 (여가 1단위 포기)를 통해 느낄 수 있는 효용증가 보다 크기 때문에 노동공급을 포기하게 될 것이며,  $L_t = T_t$ 가 될 것이다.  $U_L(C_t, L_t, X_t) = \lambda_t w_t$ 를 만족하는 임금수준을 유보임금(reservation wage)라고 정의할 수 있으며, 근로자는 그 유보임금 이하의 임금수준에서는 노동공급을 포기하게 될 것이다.

이 1계 조건으로부터 마샬의 수요함수를 도출할 수 있다.

$$C_t = C(w_t, M_t, X_t) \quad L_t = L(w_t, M_t, X_t) < T$$

$C_t$ 는 소비에 대한 수요함수이고,  $L_t$ 는 여가에 대한 수요함수이다.  $H_t$ 를 노동공급 시간이라고 정의하면, 노동공급 시간은  $H_t = T - L_t$  관계식을 통해 구할 수 있다. 이 관계식을 이용하여 여가에 대한 수요함수를 재정리하면 노동공급 함수를 구할 수 있다.

$$H_t = H(w_t, Y_t, X_t)$$

$H$ 는 노동공급 시간과 임금수준, 비근로 소득, 개인별 특성을 연결하는 함수이다. 이 함수를 로그로 변환하고  $\ln(w_t)$ 로 미분하면 노동공급의 비보상 임금 탄력성  $K_U$ 를 구할 수 있다.

$$K_U = \frac{\partial \ln(H_t)}{\partial \ln(w_t)}$$

슬러츠키 방정식을 이용하면 위 관계식으로부터 노동 공급의 Hicks(보상된) 임금 탄력성,  $K_C$ 를 구할 수 있다.

$$K_U = K_C + \frac{w_t H_t}{Y_t} \frac{\partial \ln(H_t)}{\partial \ln(w_t)}$$

임금 변화는 노동 공급에 대해 서로 다른 방향의 두 가지 효과를 주게 된다. 첫 번째는 임금이 인상되게 되면 여가가 노동에 비해 상대적으로 비싸지게 되므로 근로자는 노동공급을 늘리게 되는 효과가 나타나는데 이것을 대체효과라고 한다. 두 번째는 여가가 보통재라는 가정 하에 임금이 인상되게 되면 근로자는 여가를 더 많이 소비하려고 하게되며 따라서 노동공급이 감소하게 되는 효과가 발생하는데 이를 소득효과라고 한다. 이 두 가지 효과 때문에 임금이 상승하거나 임금이 하락했을 경우 노동 공급이 증가할 것인지 감소할 것인지 이론상으로 예측하기 어렵다. 결국 과거 데이터에 대한 분석을 통해서만 그 효과를 측정하고 예측할 수 있을 것이다.

## 2. 추정 모형의 설정

위 이론에서 보면 노동 공급은 임금, 비근로소득, 그 밖의 개인적 특성에 의해 결정된다. 임금 변화에 따른 노동공급 변화를 측정하기 위해서는 임금 수준이 노동 공급시간과 관계없이 독립적으로 주어진다는 가정 하에 노동 공급시간을 종속변수(dependant variable)로, 임금 수준의 변화를 독립 변수(independant variable)로, 비근로소득 및 기타 노동 공급에 영향을 미치는 주요 개인 특성변수를 통제변수(control variables)로 하여 최소자승법(OLS)을 이용할 수 있다. 노동 시간 및 임금 변수를 로그형태로 하면 임금 변수 앞의 계수는 임금 변화에 따른 노동 공급의 탄력성을 의미하게 될 것이다. 이 같은 인식아래 과거 많은 연구들이 아래의 계량 경제 모델을 이용하여 노동공급의 임금 탄력성( $\alpha$ )을 측정하여 왔다.

$$\ln(H_t) = \alpha \ln(w_t) + \beta Y_t + \rho X_t + \varepsilon_t$$

하지만, 위 OLS 모형은 중요한 가정들을 전제로 하며 이 전제가 충족되지 않을 경우  $\alpha$  값은 정확하게 노동의 임금탄력성을 나타내지 못한다. 중요한 가정들 중의 하나는 임금 수준은 독립적으로 결정되는 외생 변수이며, 노동 시간은 임금 수준에 영향을 주지 않아야 한다는 것이다. 그런데, 현실적으로 노동 공급 시간은 임금 수준에 영향을 미칠 가능성이 크다. 예를 들면, 노동을 많이 하는 근로자는 성과가 높을 수 있으므로 더 많은 시간당 임금을 받을 가능성이 있는 것이다. 위 모형이 임금 탄력성을 정확하게 측정하지 못할 수 있는 또 다른 이유는 임금수준과 근로시간 양자에 영향을 미칠 수 있으나, 우리가 정확하게 측정하지 못하는 변수가 존재할 가능성이 있다. 이렇게 생략된 변수(omitted variables)는 임금 수준과 노동 시간 사이에 존재하지 않는 상관관계(spurious relationship)를 만들어 낼 수 있다. 예를 들면, 우리가 정확하게 계량화하여 측정할 수 없는 능력이라는 변수는 시간당 임금은 늘리는 방향으로, 주어진 업무를 마치는 시간은 줄이는 방향으로 작용할 가능성이 있다. 아니면 반대로 근면성이라는 변수는 임금 수준과 노동 시간을 동시에 늘리는

방향으로 영향을 줄 수 있다.

이러한 문제점들이 극복되지 않는다면 위 OLS 모형에 의한 추정은 노동의 임금탄력성을 정확하게 측정할 수 없다. 이러한 OLS 모형의 단점을 보완하기 위하여 나타난 연구기법 중 하나가 이중차이분석 방법(Difference in differences approach)을 이용하는 것이다. 이중차이분석 방법이란 분석 대상을 두 개의 그룹으로 나누어, 한 그룹에게는 임금을 변화시키고, 다른 한 그룹에게는 임금을 변화시키지 않은 뒤 양 그룹의 노동 시간 변화의 차이를 분석하여 임금의 변화가 노동시간 변화에 미친 영향을 측정하는 방법이다. 이 분석은 정책 등 현실에서 외생적으로 임금 변화를 초래하는 요인을 찾는다는 데서 직접 인위적인 실험을 통해 자료를 구하는 방법과는 차이가 있다고 할 수 있다.

이중차이 분석을 좀 더 자세히 설명하면, 특정 시간  $t$ 에서 특정 그룹 A의 임금에 영향을 주는 정책이 시행되었다고 가정하자. 또한, A와 비슷한 특성을 갖는 그룹 B가 있는데 이 B 그룹은 정책에 의해 임금 변화가 없었다고 가정하자. 정책 시행 전 A와 B의 노동공급 차이(C)는 노동공급에 영향을 미치나 우리가 측정하지 못하는 특성을 반영하고 있을 것이다. 정책시행 후 A와 B의 차이(D)는 정책수행 전 우리가 측정하지 못하는 특성으로 인한 차이 C와 함께 정책시행으로 인한 효과(E)를 포함하고 있을 것이다. 정책 시행 후 양 그룹의 차이(D)에서 정책 시행 전 양 그룹의 차이(C)를 제외하면 정책시행으로 인한 효과(E)를 구할 수 있는 것이다. 정책이 임금에 미치는 영향을 계산하고, 정책으로 인한 노동공급 시간의 차이(E)를 계산하면 노동공급의 임금탄력성을 계산할 수 있다. 이하에서는 정책의 영향을 받는 A 그룹은 실험그룹(Treatment group), 정책의 영향을 받지 않는 B 그룹은 통제그룹(Control group)으로 부르기로 하겠다.

### 3. 기존연구 검토

국내에서 노동공급 시간과 임금과의 관계를 연구한 논문은 많지 않다. 조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 나성린·남재량·문춘걸(2002)의 연구가 최근 연구 중의 하나인데, 그 연구는 통계청의 1993~1994년 경제활동인구조사와 도시가계조사 자료를 활용하여 남성 가구주의 임금과 노동시간과의 관계를 추정하였다. 추정모형은 Hall(1973)이 제안한 가상소득(virtual income) 개념을 포함하였으며, 1993년의 횡단면 자료(cross-section data)를 이용하여 노동공급 시간과 임금과의 관계를 추정하였다. 노동공급의 임금탄력성은  $-0.27$ , 소득탄력성은 0에 가까운 것으로 추정되었다. 이 결과로부터 임금을 인상시키는 정책은 노동공급을 줄일 것으로 예상했으며, 실제 자료를 통해 1994년 있었던 근로소득세 한계세율 인하 정책은 1994년의 노동공급을 줄인 것으로 결론 내렸다. 이 연구는 기본적으로 1993년 횡단면 자료에 의해 노동공급 시간과 임금과의 관계를 추정하고 있으므로 앞서 지적한대로 노동공급 시간 변수와 임금 변수에 대한 기본 가정이 제대로 지켜진 경우에만 의미 있는 결과라고 할 수 있을 것이다.

최근에 외국에서 진행된 노동공급 탄력성의 추정에 관한 연구는 가상소득 개념을 포함하고 최우법(Maximum likelihood method)을 이용하여 노동 공급곡선을 추정하는 방법과 이중차이 분석

(Difference in difference)을 이용한 방법이 주류를 이루고 있다. 본 연구에서 이용할 이중차이 분석 기법을 사용한 연구자료를 보면 Eissa(1996)와 Blundell 등(1998)의 연구가 주목할 만 하다. Eissa(1996)는 이중차이분석을 통해 미국의 1981년 경제 회생 세법(the Economic Recovery Tax Act)과 1986년 세제 개혁법(the Tax Reform Act)이 남성 근로자에게 미치는 영향을 분석하였다. 1977년부터 1994년의 미국의 현재 인구 조사(Current Population Surveys) 자료를 이용하였고, 연구 대상을 교육기간에 따라 4그룹(12년 미만, 12년, 13년~16년, 16년 초과)으로 나누어 시간의 변화에 따라 각 그룹의 노동공급 시간을 비교 분석하였다. 교육 수준에 따라 임금 수준에 차이가 있을 것이고, 그에 따라 세법의 효과가 각 그룹에 다르게 영향을 준다는 것을 이용한 이중차이 분석 방법으로, 세법에 변화에 따른 임금 변화는 남성근로자의 노동시간 변화에 큰 영향을 주지 못한 것으로 결론내렸다. 영국의 Blundell 등(1998)은 영국 여성 근로자의 노동 공급곡선을 추정하였다. 연구 대상을 교육 수준(2그룹) 및 태어난 연도(4그룹)를 기준으로 8그룹을 구분하고, 1980년대와 1990년 초에 있었던 영국의 세제 변화를 이용하여 노동공급시간의 변화 추이를 분석하였다. 모든 그룹에서 양의 임금탄력성이, 자녀를 가진 여성 근로자에게서는 음의 소득탄력성이 추정되었다.

### III. 2002년 소득세법 개정과 추정 모형

#### 1. 2002년 소득세법 개정 내용 및 효과

<표 1> 한계소득세율의 변화

종합소득과세표준	세율(1996~2001)	세율(2002~2003)	세후 임금 변화
1천만원 이하	10%	9%	1.11%
1~4천만원	20%	18%	2.50%
4~8천만원	30%	27%	4.29%
8천만원 초과	40%	36%	6.67%

본 연구에서는 최근 세법개정 내용 중 근로자의 임금에 영향을 크게 줄 수 있는 것은 2002년에 있었던 세율 인하 정책을 이용하였다. 2002년 1월 1일 이후 소득분부터 적용되는 종합소득세율이 10%씩 인하되었는데, 그 내용을 [표1]에 정리하였다. [표1]에서 보듯이 종합소득세 최고세율은 종전 40%에서 2002년부터 36%로 인하되었다. [표1]의 가장 오른쪽 열에 있는 '세후 임금 변화' 항목은 세전 임금이 변화하지 않았을 경우 근로자가 세율의 변화로 인상되는 세후 임금 수준을 나타내는 것이다. 예를 들면 어떤 근로자가 가장 높은 세율 구간에서 X라는 세전 임금을 받고 있는 경우, 그 근로자는 2001년에는  $X(1-0.4)$ 의 세후 임금을, 2002년에는  $X(1-0.36)$ 의 세후 임금을 받게되므로, 세율 10%의 인하가 가장 높은 세율 구간 임금을 6.67% 증가시키는 효과가 있다는 의미이다. 그런

데 이 세후 임금 변화 항목의 내용을 보면 높은 세율을 적용받는 근로자, 즉 고소득 근로자가 세율인하 정책에 의해 더 많은 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다.

본 연구에서 중요한 것은 세율인하 정책의 효과가 전체 근로자에게 균등하게 영향을 미치지 않는다는 것이다. 특정 근로자 그룹 A가 정책에 영향을 받고 또 다른 근로자 그룹 B가 정책에 영향을 받지 않는다고 하면, A 그룹을 실험그룹으로 B 그룹을 통제그룹으로 설정하고 세율인하 정책 시행 이후 양 그룹의 노동시간 차이를 분석하면 세율인하 정책이 근로자의 노동공급 의사결정에 미친 영향을 분석할 수 있게 되는 것이다. 앞서 2002년 세율인하 정책으로 인해 고소득 근로자가 저소득 근로자에 비해 더 많은 영향을 받았다고 언급하였지만, 본 연구를 위해 더 중요한 사항은 우리나라 근로자의 50%가 소득세를 전혀 내지 않는다는 것이다. 성명재(2005)는 연구를 통해 2002년 현재 전체 근로자의 51.5%만이 근로소득세를 납부하는 것으로 추정하였다. 근로소득자의 절반 가량이 근로소득세를 납부하고 있지 않으므로, 근로소득세 미납부 근로자들은 세율인하 정책에 의해 영향을 받지 않는 그룹이며 이들을 통제 그룹으로 설정할 수 있는 것이다.

## 2. 추정 모델

본 연구에서는 외생적으로 임금변화에 영향을 주는 소득세율 인하라는 정책을 이용하여 이중차이 분석방법을 통해 임금 변화와 근로시간 사이의 관계를 분석하였다. 25세에서 55세 사이의 남성 근로자를 분석대상으로 하였으며, 이 분석대상을 세율인하 정책에 영향을 받는 그룹과 영향을 받지 않는 그룹으로 구분한 뒤 정책시행 이전과 이후 양 그룹의 노동시간 차이를 분석하였다. 정책에 영향을 받지 않는 그룹인 통제그룹은 노동 시장에서의 추세를 반영하게 될 것이고, 정책에 영향을 받는 그룹인 실험그룹과 통제그룹과의 차이는 정책으로 인해 발생하는 세후 임금 증가의 효과를 반영한다고 할 수 있을 것이다.

이중차이 분석에서 중요한 과제 중의 하나는 분석 대상을 어떻게 실험그룹과 통제그룹으로 구분하느냐이다. 가장 먼저 떠오르는 생각은 분석 대상을 세금을 납부하는 그룹과 세금을 납부하지 않는 그룹으로 구분하는 것일 것이다. 하지만, 이러한 구분은 적절하지 않은데, Blundell 등(1998)이 지적했듯이 세금 납부 그룹과 세금 미납부 그룹은 시간이 지남에 따라 그룹을 구성하는 사람들이 달라지기 때문이다. 예를 들면, 어떤 사람들이 임금 인상에 따라 노동시간을 늘리게 되는 경우 그들은 세금 미납부 그룹에서 정책시행 이후 세금 납부 그룹으로 이동하게 되므로 분석의 정확성이 떨어지게 된다. 시간의 흐름에 따라 그룹 구성원이 바뀌지 않아야 하고, 각 그룹이 고소득자와 저소득으로 구분되어 세법 개정의 효과를 보는 그룹과 세법 개정의 영향을 받지 않는 그룹으로 구분할 수 있는 도구 변수(instrumental variables)가 필요하게 된다. 본 연구에서는 Eissa와 Blundell 등이 이용했던 변수인 교육 수준을 이용하여 그룹을 구분하였다. 교육기간이 12년 이하인 그룹을 저소득층 그룹 또는 통제그룹으로 정하고, 교육기간이 13년 이상인 그룹을 고소득층 그룹 또는 실험으로 정하였다. 이중차이 분석을 위한 측정 모형을 아래와 같다.

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \beta_0 I_i + \beta_1 I_t + \beta_2 (I_i \times I_t) + \varepsilon_t$$

$H_{it}$ 는 연간 노동시간을 나타내며,  $I_i$ 는 개별 노동자가 실험대상에 속하는지를 나타내는 더미변수이다. 개별 노동자  $i$ 가 고학력자인 경우 1의 값을 갖게되며,  $\beta_0$ 는 실험그룹이 통제그룹에 비하여 연간 노동시간이 다른 정도를 나타내게 될 것이다.  $I_t$ 는 시간의 변화에 대한 더미변수로서, 세법인하 정책이 시행된 이후인 2002년, 2003년에 조사된 자료는 1의 값을 가지게 된다.  $\beta_1$ 는 정책시행 이후 전체적인 노동시간이 정책시행 이전과 구조적으로 어떻게 다른지를 나타내게 된다.  $(I_i \times I_t)$ 는 결국 정책시행 이후 조사된 실험그룹을 의미하는 더미변수로서 실험그룹에 속하는 개인이며, 2002년 이후조사된 자료인 경우 1의 값을 갖게 된다.  $\beta_2$ 는 이중차이 분석 계수(Difference in differences estimator)로서 실험그룹의 연간노동시간이 정책시행이후 통제그룹과 얼마만큼의 차이를 보였는가를 나타내게 된다. 연간 노동시간에 대한 실험그룹과 통제그룹 사이의 구조적인 차이는  $\beta_0$ 이 정책시행 이전과 이후 연간 노동시간의 구조적 차이는  $\beta_1$ 이 잡아내게 될 것이므로, 정책시행으로 인해 실험그룹이 통제그룹에 비해 어느 정도 차이가 있는가를 나타내는  $\beta_2$ 는 결국 정책효과를 나타내게 될 것이다. 위 추정모델 중  $X_{it}$ 는 연간 노동시간에 영향을 주는 변수를 통제하기 위한 통제변수(Control variables)로서 본 연구에서는 나이와 나이의 제곱, 교육수준과 교육수준의 제곱, 연간 비근로 소득, 가족 구성원의 수, 당해연도 GDP 성장률과 전년도 GDP 성장률을 이용하였다.

### 3. 데이터 분석

본 연구에서는 1998년부터 2003년까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 분석하였다. 나이가 25세에서 55세 사이의 남성 임금 근로자를 대상으로 분석하였으며, 교육기간, 노동시간, 가족 구성의 수, 연 비근로 소득을 이용하였다. 연간 비근로 소득은 금융소득, 부동산소득, 이전소득 등 근로소득을 제외한 가구의 모든 소득을 더하여 구하였다. 결측치가 있는 자료를 제외한 12,364건의 데이터 자료를 이용하여 분석하였다.

표 2는 분석대상 데이터의 주요 변수들의 평균값을 보여주고 있다. 전체 표본의 평균과 실험그룹(교육기간 13년 이상) 및 통제그룹(교육기간 12년 이하)의 평균을 각각 표시하였다. 앞서 예측한 대로 월 임금은 실험그룹이 182.94만원으로 통제그룹의 130.39만원에 비하여 많았다. 실험그룹의 대부분은 상대적으로 고소득층으로써 근로소득세를 납부하고 있을 것이며, 따라서 세법개정 정책의 영향을 받게 된다. 반면에 통제그룹의 대부분은 상대적으로 저소득층으로써 근로소득자의 50%가 근로소득세를 내지 않는다는 통계를 참고하면 그룹 구성원의 대다수가 근로소득세를 납부하고 있지 않을 것이므로 정책의 영향을 받지 않게 된다. 연 평균 근로시간을 보면 실험그룹이 통제그룹에 비하여 근로시간이 상대적으로 적다. 실험그룹이 근로시간이 적고 임금이 높은 점을 감안하면 위의 자료를 가지고 임금과 근로시간의 관계를 추정하면 음의 관계가 나올 것으로 예측된다고 할 것이다. 참고로 2004년 OECD 통계에 의하면 외국 근로자의 연간 근로시간은 영국 1,652시간, 미국



1,777시간, 일본 1,828시간, 독일 1,362시간이었으며, 같은 통계에서 우리나라 근로자의 연간 근로시간은 2,390시간으로 우리나라 근로자가 외국에 비해 노동 시간이 상당히 긴 것으로 나타났다. 나이는 통제그룹이 더 많았으며, 가족 구성원의 수는 큰 차이가 없었다.

<표 2> 주요 변수의 평균값

변 수	전 체	교육기간 12년 이하	교육기간 13년 이상
연간 근로시간	2,645.33 (719.60)	2746.71 (780.47)	2499.30 (591.83)
교육 기간(년)	12.83 (3.15)	10.77 (2.18)	15.80 (1.54)
월 임금(만원)	151.92 (81.5382)	130.39 (60.91)	182.94 (96.19)
연 비근로 소득(만원)	222.20 (1478.87)	163.39 (1435.56)	306.98 (1535.31)
나이(년)	38.13 (8.21)	39.78 (8.31)	35.74 (7.44)
가족 구성원 수(명)	3.78 (1.21)	3.85 (1.22)	3.68 (1.18)
표본의 수	12,364	7,298	5,066

\* 각 변수의 평균값, 괄호안은 표준편차

## IV. 분석 결과

### 1. 이종차이 분석 결과

분석결과는 [표3]에 표시하였다. 왼쪽 열에는 통제변수를 포함하지 않은 결과를 오른쪽 열에는 통제변수를 포함한 결과를 수록하였다. 가장 관심있는 변수인 ‘실험그룹 \* 2002년 이후’ 더미를 보면 -11.18 및 -17.86의 계수를 보여주고 있다. 이 숫자는 실험그룹의 경우 통제그룹에 비해 정책시행이후 노동시간을 11시간 또는 18시간을 줄였다는 것을 의미하는 것으로 임금 인상이 노동공급 시간 감소의 효과가 있다는 것을 의미한다. 하지만, 위의 두 결과 값은 모두 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 다시 말하면, 실험그룹인 고학력자 그룹, 즉 고소득 그룹으로 세울 인하의 혜택을 보는 그룹의 노동 시간은 세울 인하 정책과 무관한 통제그룹의 노동 시간과 별다른 차

이를 보이지 않았다는 것이다. 이중차이 분석 결과는 임금 수준의 변화가 노동 시간의 변화에 영향을 준다는 뚜렷한 증거를 보여주지 못하는 것이다.

<표 3> 이중차이 분석 결과

종속변수	연 근로시간	
2002년 이후 더미	-88.14*** (13.32)	-81.214*** (17.61)
실험그룹 더미	-239.95*** (16.38)	-99.93*** (25.16)
실험그룹 * 2002년 이후 더미	-11.18 (26.75)	-17.86 (26.66)
비근로 소득		0.005 (0.004)
교육 기간		49.36*** (9.61)
교육 기간의 제곱		-3.03*** (0.42)
나이		-13.84 (7.69)
나이의 제곱		0.13 (0.097)
가족 구성원 수		3.91 (5.43)
당해연도 GDP 성장률		3.86** (1.23)
전년도 GDP 성장률		-2.73 (1.27)
표본 수	0.032	0.042
수정된 R <sup>2</sup>	12,364	12,364

※ \*\*\* 1% 수준에서 유의, \*\* 5% 수준에서 유의, \* 10% 수준에서 유의  
표준오차는 괄호안에 표시

통계적으로 유의한 다른 변수들에 대한 회귀분석 결과를 보면 다음과 같다. 우선 2002년 이후 연간 노동시간이 2001년 이전에 비해 약 80~90시간 줄어들었다. 좀 더 자세한 연구가 필요하겠지만 노동 시간이 줄어든 이유를 간단히 생각해 보면, 앞서 지적한 대로 우리나라 근로자의 연간 노동시간은 선진 외국들의 그것에 비해 상당히 긴 편으로 소득수준의 향상과 주 5일근무제 시행 등에 따라 연간 노동시간이 점차 줄어드는 것으로 추측된다. 실험 그룹 더미 변수의 값이 음수이므로 실험그룹인 고학력 그룹이 통제그룹인 저학력 그룹에 비해 노동시간이 적은 것으로 나타났다.

하지만, 통제변수인 교육 기간 변수의 계수가 양수이므로, 그룹 내에서는 교육시간이 길수록 노동 시간도 길어지는 것으로 나타났다. 또한 당해연도 GDP 성장률이 높을수록 노동시간이 길어지는 것으로 분석되었다.

## 2. 단순 이중차이 분석결과에 대한 검증

앞에서는 남성근로자를 교육기간 12년 이하 근로자와 교육기간 13년 이상 근로자로 구분한 뒤 두 그룹의 노동시간이 세법개정 이후 어떻게 바뀌었는지, 그 변화가 통계적으로 유의한지를 살펴 보았다. 결과는 세율인하 정책이 고소득 근로자가 근로시간을 저소득 근로자의 근로시간에 비해 통계적으로 의미있게 변화시키지 않았다는 것이었다.

여기서는 이 결과가 믿을만한 것인지에 대해 2가지 점검방법을 추가하여 살펴보았다. 앞의 실험에서 우선적으로 제기될 수 있는 비판이 교육기간 12년 이하 근로자 그룹에도 근로소득세 납부자가 있을 수 있고, 교육기간 13년 초과 근로자 그룹에도 근로소득세를 납부하지 않는 그룹이 있을 수 있다는 것이다. 이런 경우 두 그룹은 실험그룹과 통제그룹으로 정확하게 나뉘어지지 않게 되고 신뢰할 수 있는 결과를 얻기 어렵다. 여기서는 근로자를 단순하게 2개 그룹으로 나누지 않고, 교육기간에 따라 4개 그룹으로 나누고 각 그룹의 근로시간의 변화를 비교해보았다. 근로자를 교육기간에 따라 12년 미만, 12년, 12년 초과 16년 이하, 16년 초과로 구분하였다. 이럴 경우 교육기간 12년 미만 근로자의 월 평균임금은 110만원이고, 교육기간 16년 초과 근로자의 월평균 임금은 220만원이다. 교육기간 12년 미만 근로자의 대부분은 근로소득세를 납부하지 않을 것이며, 세율인하 정책에 영향을 받지 않을 가능성이 매우 크다. 반면에 교육기간 16년 초과 근로자의 대부분은 근로소득세를 납부할 가능성이 크며, 따라서 세율인하 정책이 세후 임금을 인상시킬 가능성이 크다고 할 것이다. 이 두 그룹을 포함하여 총 4개 그룹의 연간 근로시간 변화 추이를 관찰하면 세율인하 정책이 세후 임금 변화를 통해 근로시간에 미친 영향을 앞의 분석에서 보다 더 정확하게 파악할 수 있을 것이다.

앞의 실험에 제기 할 수 있는 또 한가지 비판은 양 그룹이 정책시행 이전에 어떤 구조적인 차이가 있을 수 있다는 것이다. 예를 들면, 정책시행 이전에 고학력 그룹이 저학력 그룹에 비하여 근로시간이 더 많이 줄어들고 있었는데, 정책 시행 이후 그 차이가 없어졌다면, 세율인하 정책으로 인해 고학력 노동자들이 근로시간을 늘렸다고 결론을 내릴 수도 있는 것이다. 이러한 비판은 정책시행 이전과 이후 양 그룹의 노동시간 변화추이를 확인하는 것으로 검증할 수 있다. 여기서는 시간을 단순히 정책시행 이전과 이후로 구분하여 그 차이를 분석하지 않고, 연도별 더미를 이용하여 각 그룹의 노동시간이 연도별로 어떻게 변화하였는지를 분석하였다. 더미변수를 이용하여 분석하기 위해서는 기준이 되는 연도가 필요한데, 본 연구에서는 당해 연도 및 지난해 GDP 성장률을 통제변수로 사용하고 있으므로 (GDP 성장률은 같은 연도 데이터는 모두 같은 값을 갖게되며, 결국 선형변화를 통해 연도더미와 같은 값을 갖게됨) 1998~2000년 의 3개년 데이터의 평균값을 기준값으로 하여야 한다.

요약하면, 앞의 결과 검증을 위해 분석대상 근로자를 교육기간에 따라 4개 그룹으로 구분하고, 각 그룹에 연도별 더미를 넣어 회귀분석을 하였다. 회귀분석에는 4. 1에서 이용하였던 통제변수를 모두 포함하였다. [표4]에는 각 그룹의 연도별 더미 값을 표시하였다. 1998~2000년의 연평균 근로시간이 기준점이 되며, 각 더미변수들이 의미하는 바는 연도별로 근무시간이 전년에 비해 얼마만큼 변화하였는지 보여주게 된다.

<표 4> 단순 이중차이 분석결과 검증

	연 근로시간 (1998-2000년)	2001년 더미	2002년 더미	2003년 더미
전체 데이터	2,686.62(729.64)			
교육기간<12년	2,781.51(872.93)	-39.20(58.57)	-133.19(56.45)**	-108.94(53.45)**
교육기간=12년	2,776.46(755.83)	35.98(33.14)	-43.55(31.42)	-102.88(29.83)***
16년≥교육기간≥13년	2,557.29(578.41)	-29.06(28.84)	-40.24(26.72)	-135.53(25.00)***
교육기간>16년	2,382.27(649.95)	23.49(71.60)	-34.99(70.25)	-137.40(65.32)**

※ \*\*\* 1% 수준에서 유의, \*\* 5% 수준에서 유의, \* 10% 수준에서 유의  
표준오차는 괄호안에 표시

2001년 더미의 계수를 보면 교육기간이 가장 짧았던 근로자는 이전 3년 평균에 비하여 2001년에 노동시간을 줄였고, 교육기간이 가장 길었던 근로자는 이전 3년 평균에 비하여 근로시간을 늘렸다. 하지만, 2001년 더미 변수의 계수는 모든 그룹에서 통계적으로 유의하지 않았다. 다시 말해서 2001년의 노동공급이 이전 3년 평균의 그것과 통계적으로 다르다고 말하기 어렵다는 것이다. 2002년 더미를 보면 가장 교육기간이 짧았던 노동자의 근로시간이 전년에 비하여 133시간 정도 줄어들었으며, 이는 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 다른 그룹들의 2002년 더미는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 하지만, 2003년 더미를 분석하면 모든 그룹의 노동자들이 100시간~137시간의 노동공급을 줄인 것으로 나타났으며 통계적으로도 1% 또는 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

2002년 더미의 계수를 보면 놓고 본다면 세법 개정의 영향을 받지 않는 근로자(교육기간이 가장 짧은 노동자)는 노동공급을 대폭 줄였으나 다른 근로자들은 노동 공급 시간을 이전 수준을 유지했으므로 세법 개정이 상대적으로 노동 공급시간을 늘렸다고 해석할 수 있을 것이다. 세율 변동이 없었던 2001년과 2003년의 경우 모든 그룹의 노동자들이 노동시간을 전년과 비교하여 비슷하게 변동했다는 사실이 앞의 해석을 뒷받침한다고 볼 수도 있다. 하지만, 2002년 세율 인하 정책의 효과는 당해 연도에만 영향을 미치는 것이 아니라 2003년에도 영향을 미치게 된다는 점을 고려하면 세율인하 정책이 노동 공급을 늘렸다고 해석하는 것이 정확한 결론인지에 대해 의문을 제기할 수 있을 것이다. [표4]를 보면 2003년의 경우에는 가장 교육을 많이 받은 그룹의 근로자들이 노동시간을 가장 큰 폭으로 줄였다는 점을 감안 할 때 세율인하 정책이 노동시간을 늘렸다고 결론을 내리기에

는 근거가 약해 보이는 것이 사실이다.

다시 말하면, 세율 인하 정책을 이용하여 세후 임금 변화가 25세에서 55세 사이 남성 근로자 노동시간에 미친 영향을 분석한 결과 세후 임금 변화가 노동시간을 변동시켰다는 강력한 근거를 찾기는 어렵다는 것이다. Hausman(1981)과 Eissa(1996) 등 외국의 연구 결과들도 미국 남성 근로자의 임금에 대한 노동 공급 비보상 탄력성(uncompensated elasticity)은 0에 가깝다는 결론을 내리고 있어 본 연구 결과와 유사하다고 할 수 있다.

## V. 결 론

본 연구에서는 세율 인하정책을 이용하여 세후 임금의 변화가 남성 근로자의 노동공급 시간에 미치는 영향을 분석하였다. 우리나라의 경우 근로소득자의 50% 정도만 세금을 납부한다는 점에 착안하여 세율 인하정책에 영향을 받는 그룹인 고소득, 고학력 그룹을 실험그룹으로 세율 인하정책에 영향을 받지 않는 그룹인 저소득, 저학력 그룹을 통제그룹으로 설정하고 정책시행 이전과 이후 양 그룹의 노동시간 변화를 분석하는 이중차이 분석을 실시하였다. 분석 결과에 따르면 실험그룹이 정책시행 이후 통제그룹에 비하여 통계적으로 유의하게 다른 변화를 보여주지 않았다. 다시 말하면, 세후 임금의 변화가 노동시간 변화에 영향을 주었다는 확정적인 증거를 찾지 못했다는 것이다.

본 연구에서 이용한 이중차이 분석은 대단히 직관적이다. 세후 임금이 늘어날 그룹과 그렇지 않은 그룹으로 구분 한 뒤 세후 임금이 실제 늘어났을 때 양 그룹의 차이를 분석하기 때문이다. 노동 공급함수를 구조적으로 가정하지 않기 때문에 특정 노동 공급곡선을 가정함으로써 인해 발생할 수 있는 많은 문제점을 회피할 수 있다. 예를 들면, 임금이라는 변수를 회귀분석에 포함시키지 않아도 분석이 가능하다. 하지만, 이 연구방법은 Eissa(1986)가 지적했듯이 비보상 임금 탄력성만을 확인 할 수 있으며, 이 비보상 탄력성을 보상 임금탄력성(대체효과) 및 소득효과를 구분할 수 없다. 본 연구는 임금변화가 노동공급을 변화시킬 것인가라는 근본적인 의문에 답을 준다는 데서 그 의의가 있다고 할 것이다.

또 한가지 지적하고 싶은 것은 본 연구는 연구대상을 25세에서 55세 사이의 남성근로자로 한정시켰다는 것이다. 앞서 말했듯이 미국의 연구에서도 남성 근로자들은 임금변화에 대하여 노동시간의 변화는 미미한 것으로 나타났다. 하지만, 여성 근로자들의 경우 노동시간이 임금에 상대적으로 민감하게 움직이는 것으로 나타난 연구가 많이 있다. 따라서, 우리나라에서도 여성 근로자를 대상으로 연구하면 본 연구결과와 또 다른 결과가 나타날 수 있다고 본다. 또한, 한국노동패널 데이터가 계속 축적된다면 각 그룹의 노동시간 변화를 장기간에 걸쳐 분석함으로써 더욱 정확한 추정이 가능할 것으로 생각된다.

## 참고문헌

- 나성린, 남재량, 문춘걸 (2002), 조세가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구, 공공경제 제7권 제1호, 한국재정·공공경제학회, 페이지 3-25.
- 성명재 (2005), 우리나라 소득세의 계층별 부담구조와 소득재분배 기능에 대한 소고, 재정포럼, 한국조세연구소, 2005년 1월호, 페이지 46-65.
- Blundell, R., A. Duncan and C. Meghir (1998), "Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms", *Econometrica*, 66, 827-862.
- Blundell, R. and T. MaCurdy (1999), "Labour Supply: A Review of Alternative Approaches", O Ashenfelter and D Card, *Handbook of Labor Economics*, Volume 3, Elsevier Science B.V.
- Eissa, N. (1996), Tax Reforms and Labor Supply, *Tax policy and the Economy*, 10, edited by James M. Poterba, Cambridge: MIT Press.
- Hausman, J. (1981), Labor supply. How taxes affect economic behaviour, in: H. Aaron and J. Pechman, eds., *Tax and the economy* (Brookings Institution, Washington, DC)
- OECD, *OECD employment outlook 2004*
- Wooldridge, J. (2003), *Introductory econometrics: A modern approach*, Prentice Hall, Second edition.