

勞 動 經 濟 論 集  
 第25卷(3), 2002. 12, pp. 1~34  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 법정근로시간 단축의 경제적 효과\*

신관호\*\* · 신동균\*\*\* · 유경준\*\*\*\*

본 연구는 법정근로시간 단축이 성장률, 투자, 소비, 고용 등 제 경제변수들에 주는 영향을 분석한다. 본 연구는 기본 분석모형으로서 Hansen(1985)과 Rogerson(1988)에 의해 개발된 비가분성(indivisible) 노동 모형을 사용하나 노동생산성 면에서의 근로자들의 이질성을 명시적으로 고려함으로써 그들의 모형을 확장하였다. 경제활동인구 조사와 도시가계 조사 데이터로 연결패널자료를 구성하여 기존 근로자와 근로시간 단축에 의해 새로 고용되는 근로자 두 집단 사이에 존재하는 효율파라미터 값을 추정하였다. 시뮬레이션을 통하여 장기적인 균제 상태를 비교 분석해 본 결과 법정근로시간이 44시간에서 40시간으로 단축될 경우, 추가로 고용되는 근로자는 기존 근로자 생산성의 약 96%이며 고용은 약 4.9% 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 새로운 균제 상태에서는 자본, 총생산, 투자 그리고 소비 모두 2.03% 감소하는 것으로 나타나는데 이는 법정근로시간의 단축에 따른 경제 전체 근로자의 실(actual) 평균근로시간의 감소와 신규 근로자의 유입에 의한 평균노동생산성 감소로 유효노동량이 2.03% 감소하기 때문이다.

— 주제어: 법정근로시간 단축, 노동생산성, 경제적 효과

투고일: 2002년 10월 14일, 심사일: 10월 21일, 심사완료일: 11월 13일.

\* 본고는 동일한 제목의 2001년 재경부 정책용역 수행의 결과물을 발췌·요약한 논문이다. 본고의 완성에 몰심양면으로 도와준 당시 재경부 조정1과 김태환 과장님 이하 과원분들께 감사드린다.

\*\* 고려대학교 교수

\*\*\* 한양대학교 교수

\*\*\*\* 한국개발연구원(KDI)연구위원

## I. 서론

실근로시간의 축소가 임금, 고용 및 총생산에 미치는 효과를 분석하는 것은 실증적인 의미에서뿐 아니라 정책적으로 매우 중요한 의미를 갖는다. 특히 한국의 경우 최근에 법정근로시간 단축을 통해 실근로시간을 축소하려는 정책이 실제로 실행될 가능성이 높은데, 이러한 정책의 효과를 분석하는 것은 이러한 정책의 궁극적인 효과를 가늠하는 데 중요한 지표가 될 것이다. 한국의 경우 법정근로시간 단축에 대한 본격적인 논의는 외환위기 이후 실업률의 급등에 따라 노동계에서 일자리나누기(working sharing)를 통해 실업을 극복하자라는 논의에서 출발하였다. 그러나 법정근로시간 단축을 통한 고용의 창출이 불황기의 OECD국가(특히 프랑스)에서 별다른 효과가 없었던 점 등의 이유로 논의가 계속 진전되지는 못하였다. 최근 법정근로시간 단축은 정부의 강력한 실행방침에 따라 논의가 다시 급진전되고 있으며, 논의의 본질은 외환위기 직후와는 달리 연간 약 2,500시간의 장시간 근로를 2,000시간 정도로 단축하여 국민의 삶의 질을 향상시키자는 것으로 파악할 수 있을 것이다.

이러한 정책 의도와 상관없이 법정근로시간의 단축은 실근로시간에 영향을 줌으로써 경제 전반에 많은 영향을 미칠 것으로 생각된다. 본 논문은 이러한 정책이 한국 경제에 미치는 효과를 임금 및 고용을 중심으로 분석하는 데 있다. 근로시간 단축의 효과에 대한 국내외 연구는 이미 상당수 존재한다. 먼저 외국에 있어 근로시간 단축에 따른 경제적 효과에 대한 분석은 OECD(1998)에 개략적으로 언급되고 있으며, 개별 연구자에 의한 연구와 OECD(1994)에는 주로 근로시간 단축의 고용 효과에 집중되고 있다.

Hunt(1996a/1996b)에 의해 정리된 내용에 따르면 외국의 개별 연구자의 연구는 개략적으로 다음과 같이 정리될 수 있다. 특히 독일에 대한 연구가 상당히 많은데 먼저, 법정(또는 노사협약에 따른)근로시간 단축이 실근로시간 단축에 미치는 영향에 대해서는 대체로 법정근로시간 단축이 실근로시간을 단축시킨다고 보고하고 있지만 그 정도는 차이가 있다. 독일 제조업을 대상(1964~84년)으로 한 Franz and Konig는 기준근로시간을 1% 단축시 실근로시간은 총근로시간이 0.99% 감소, 초과근로시간이 0.4% 증가한다 밝히고 있으며, Hart의 경우는 독일에 있어(1969~81년) 기준근로시간 1% 단축시 실근로

시간이 1.2% 감소하여 탄력성이 1보다 크다는 결과를 보고하고 있다. 또한 Still & Zwiener은 독일 금속산업(1985년 이후)을 대상으로 추정한 결과 1.5시간의 근로시간 단축이 이루어진 경우, 그 다음해 근로자당 초과근로시간이 1시간 증가하였으며, 그 원인은 절반 정도가 기준근로시간의 단축에, 나머지 절반은 경기 호황에 기인한 것이라고 보고하고 있다. 한편 영국의 경우(1961~72년)는 Hart and Shart는 기준근로시간 단축시 실근로시간은 0.92% 단축, 1978~82년 기간에 Hart and Wilson은 기준근로시간 1시간 단축시 실근로시간은 0.77시간 감소되었다고 보고하고 있으며, 네덜란드의 경우(1954~82년) de Regt의 연구에 따르면, 기준근로시간 1% 단축시 실근로시간은 0.89% 감소하였다고 보고하고 있다.

또한 법정(노사협약)근로시간 단축시 고용에 미치는 효과는 연구자마다 상이한 결과를 보고하고 있는데, de Regt는 고용탄력성이 -0.41, Still and Zwiener는 고용탄력성이 -0.5 등으로 고용이 증가하였다는 보고를 하고 있으나, Hart가 참여한 3개의 연구에서는 법정근로시간 단축이 고용에 미치는 유의한 영향은 없다고 보고하고 있고, 미국의 대상으로 한 Trejo의 연구는 1973년에서 1990년 사이에 미국에 있어 근로시간 단축과 고용 증가의 관계는 유의하지 못하다고 결론을 내리고 있다.

법정근로시간 단축의 경제적 효과에 대한 국내 연구도 최근 활발히 진행되어 현재 출판 단계에 이르고 있는 논문이 상당수 있으나 본 연구가 기존의 연구와 다른 점은 현 연구에서는 근로자들의 이질성을 명시적으로 허용한 일반균형 모형에 근거하여 법정근로시간 단축의 경제적 효과를 분석하고 있다는 것이다. 다시 말해 현 연구에서는 근로시간 단축에 의해 새로 고용되는 근로자들과 기존의 근로자들이 노동생산성 면에서 차이가 없다는 기존의 가정을 완화하고 분석을 수행한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 법정근로시간 단축이 실근로시간에 미치는 영향이 과거의 경험적 자료를 바탕으로 추정하고 있으며, 제III장에서는 법정근로시간 단축에 따라 고용이 증가할 경우 추가로 고용된 근로자(신규 또는 실업자)가 기존 근로자의 생산성에 비하여 어느 정도 될 것인지에 대한 효율 파라미터의 분석이 이루어질 것이다. 제IV장에서는 제II장과 제III장의 분석을 기초로 법정근로시간 단축의 장기적 효과가 거시모형을 이용하여 추정될 것이다. 그리고 제V장에서는 본 연구의 요약을 통하여 전체의 논의가 다시 한번 정리될 것이다.

## II. 법정근로시간 단축에 따른 실근로시간 단축에 미치는 효과분석

법정근로시간 단축이 실근로시간 단축에 어떤 영향을 미쳤는지에 대한 분석을 위해서는 외국의 경험을 참조하는 것도 필요하지만 우리나라에 있어서의 구체적인 경험을 이용하는 것이 더욱 좋은 방법이라고 생각된다. 왜냐하면 법정근로시간이 실근로시간에 미치는 효과는 나라마다 상당한 차이가 있으며, 이는 부분적으로 각국의 제도적 법적 차이를 반영한다고 생각되기 때문이다. 따라서 한국의 경우 1989~91년 사이에 시행된 48시간에서 44시간으로 법정근로시간 단축 경험을 분석하는 것이 가장 바람직해 보인다.<sup>1)</sup>

1988~97년 사이에 법정근로시간 단축이 실근로시간에 미친 영향을 요약하면, 4시간의 법정근로시간 단축은 10년 동안 연간 총근로시간을 174시간 단축시켜 연평균 19.3시간을 단축시켰으며, 이 중 12.4시간은 정상근로시간, 7시간은 초과근로시간 단축을 통하여 감소되었다.

실근로시간을 법정근로시간에 단순 회귀시킨 모형에 의해 1988년과 1997년 사이에 총근로시간과 법정근로시간과의 관계를 추정한 결과, 법정근로시간을 1% 단축시켰을 때 0.7%의 총근로시간이 단축된 것으로 분석되고 있다.<sup>2)</sup> 이는 제 I 장에서 살펴본 외국의 경험을 토대로 볼 때 큰 무리가 없는 결과로 여겨진다. 제 I 장에서 분석된 외국의 사례는 주로 독일과 영국 등의 사례였는데 이들 국가는 법정근로시간 단축을 통하여 실근로시간 단축이 이루어진 경우가 아니라 산별 또는 기업별 노사협약에 의해 실근로시간 단축이 이루어졌기 때문에 법정근로시간 단축을 통한 실근로시간 단축의 효과보다는 좀

1) 법정근로시간이 48시간에서 44시간으로 바뀌는 것과 44시간에서 40시간으로 바뀌는 것 사이에서는 중요한 차이가 존재한다. 전자의 경우는 주 6일 근무가 그대로 유지되지만 후자의 경우는 주 6일 근무에서 주 5일 근무로 전환됨을 의미하기 때문이다. 하지만 본 논문에서는 이러한 차이를 명시적으로 고려하지 못하였다. 또한 휴일의 증가가 갖고 있는 산업구조의 재편, 특히 여가의 증가를 통한 새로운 산업의 성장이 고용 및 임금에 미치는 효과도 분석에서 제외되었다. 이러한 문제는 본 논문의 한계로 지적될 수 있다.

2) 다양한 방법으로 모형 설정을 하여 테스트한 결과는 서로 유사한 결론이 도출되었다. 또한 T(Trend)를 추가하였을 경우 T는 유의하지 않았다.

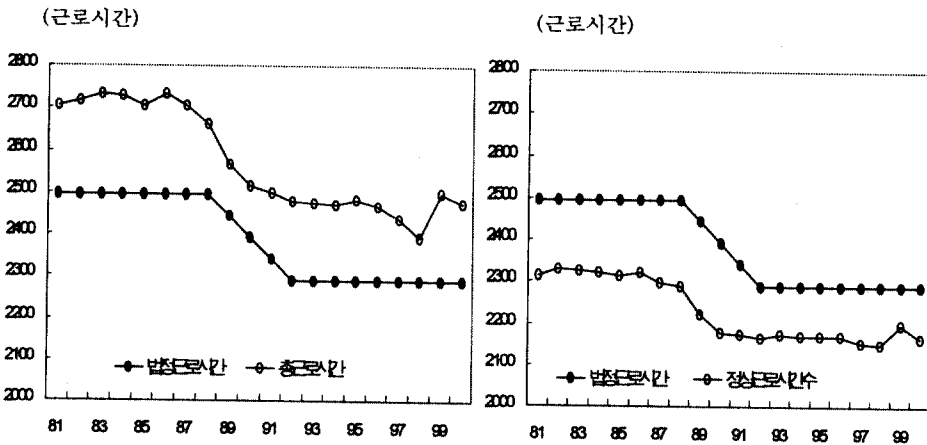
더 크다고 여겨지기 때문이다.

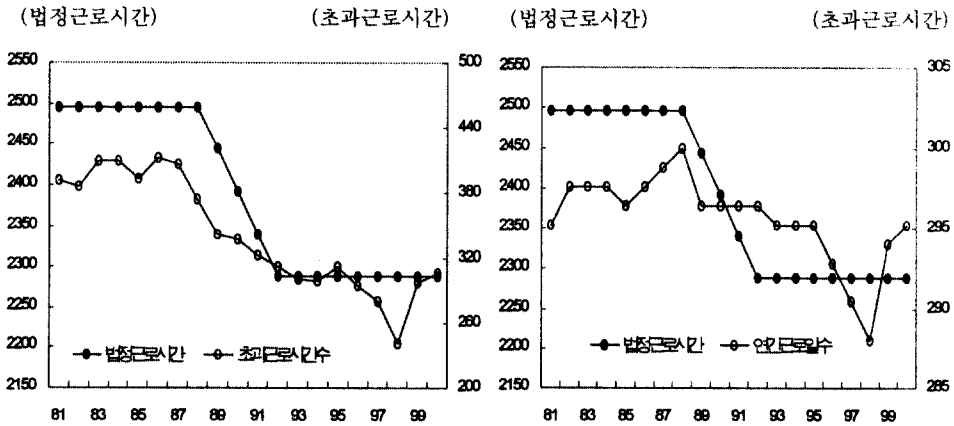
[그림 1]에서는 우리나라에 있어 1981년 이후 법정근로시간 단축과 각종의 근로시간과의 관계를 나타내고 있다. 대체로 법정근로시간과 총근로시간의 경우는 앞에서 설명한 바와 같이 약 0.7의 탄력성을 가지고 있으며, 정상근로시간은 법정근로시간 단축에 따라 단축되어야 하는 강제적인 관계가 있기 때문에 거의 비례적으로 나타나고 있다. 다만 정상근로시간이 법정근로시간보다 낮게 위치하는 이유는 법정근로시간은 1주 단위로 구성되어 있어 연간 단위로 환산하는 경우, 근로자 개인의 휴가의 사용 등의 이유로 이러한 점을 고려하지 않은 연단위 법정근로시간보다는 당연히 작게 나타나기 때문이다.

한편 초과근로시간과 법정근로시간의 관계는 초과근로시간이 경제 상황에 따라 달라지기 때문에 특정한 패턴을 지니지 않는 것이 상례로 여겨진다. 이러한 점은 외환위기가 시작된 1988년의 초과근로시간이 타연도에 비하여 최저점인 면에서 확인 할 수 있다.

이러한 경험을 토대로 법정근로시간이 주 44시간에서 40시간으로 9.1% 단축된다면, 경제 전체의 차원에서 주당 실근무시간은 현행 48시간에서 6.4%(0.7\*9.1), 즉 3시간 정도 단축된 45시간이 될 것으로 추정할 수 있다. 이를 연간 실근로시간으로 계산하면 2000년 2,474시간에서 향후 158시간 단축된 2,316시간으로 감소될 것으로 추정할 수 있을 것이다.

(그림 1) 법정근로시간 대비 총근로시간, 정상근로시간, 초과근로시간 및 법정근로시간 추이(연간)





자료: 노동부, 『매월노동통계조사 보고서』, 각호.

### Ⅲ. 실업자와 취업자의 상대적 생산성의 추정

근로시간의 축소가 경제에 미치는 효과를 분석함에 있어서 간과되기 쉬운 중요한 사실은 추가되는 고용자의 생산성이 기존의 근로자에 비해 떨어진다는 사실이다. 실제로 보다 생산성이 높은 근로자가 우선적으로 고용되기 쉽다는 점에서 이는 당연한 사실임에도 불구하고 대부분의 분석에서 이러한 사실이 무시되었다. 본 장에서는 실증적으로 기존의 노동자와 실업자 간의 생산성 차이를 한국 데이터를 이용하여 추정하고자 한다. 또한 추정된 결과는 제IV장의 모형을 분석하는 과정에서 주요한 파라미터 중의 하나인 효율성 파라미터의 실제 값으로 사용될 것이다.

법정근로시간 단축에 의해 줄어든 근로시간을 신규 고용으로 대체할 경우 과연 신규 근로자들과 기존 근로자들이 노동생산성 면에서 동질적일 것인가는 중요한 경제적 의미가 있음에도 불구하고 무시되어 왔다. 다시 말해 같은 양의 산출량을 만들어내기 위한 실업자와 취업자의 교환비율이 중요한 이슈가 될 수 있다. 만약 근로시간 단축 후에도 산출량은 불변이고 (즉 노동수요가 불변이고) 실업자가 취업자보다 평균적으로 생산성이 떨어진다면 고용창출 효과는 클 것이다. 그러나 실업자의 저생산성은 신규 고용의 비용을 증가시켜 산출량의 위축을 가져오고(규모효과) 신규 고용보다는 연장근로를 선호

하는 경향을 만들어 낼 것이며(제1 대체효과), 보다 장기적으로는 자본으로 노동을 대체하는 효과를 가져올 것이다(제2 대체효과). 따라서 이러한 취업자와 실업자의 불완전 대체성이 고용창출을 가속화시킬 것인지 아니면 저해할 것인가를 분석하기 위해서, 새로 창출되는 고용의 생산성을 측정하는 것은 매우 중요한 일이라고 하겠다.

## 1. 추정방법 및 데이터

다음의 임금함수를 생각해 보자.

$$W_{ij}^g = \pi_j^g \cdot t_{ij}^g(S) \quad (1)$$

여기서  $g$ 는 취업자 혹은 실업자 집단<sup>3)</sup>을,  $i$ 는 개인을, 그리고  $j$ 는 산업을 나타낸다. 일단  $W$ 는 임금률,  $\pi$ 는 경제적 생산성(economic productivity), 그리고  $t(S)$ 는 개개인의 물리적 생산함수라고 명명하자.  $S$ 는 벡터로서 개개인의 생산함수에 들어가는 모든 생산요소들을 말한다. 즉 개개인이 단위시간당 얼마나 많은 양을 생산할 수 있는가는 학력, 경력, 특정기술 등 개개인이 보유하고 있는 모든 생산과 관련된 변수들이 상호작용하여 결정된다. 결국 등식 (1)에 따르면 특정 부문에서 일정한 생산요소를 보유하고 있는 특정개인의 생산성은 그 개인이 단위시간당 얼마나 많은 양을 생산하는가(물리적 생산성, physical productivity)와 생산된 한 단위가 시장에서 어떻게 평가되는가(경제적 생산성)에 의해 결정된다. 등식 (1)에서 실업자 혹은 미취업자에 대한 임금은 이들이 특정 산업에 취업하여 그 산업의 취업자들과 같은 일을 했을 경우 받게될 임금으로 적어도 개념적으로는 정의될 수 있다.

이상적으로는 두 비교집단 간의 물리적 생산성을 비교해야 할 것이나 개개인의 물적 생산성을 나타내는 데이터가 존재하지 않으므로 차선택으로 물리적 생산성과 경제적 생산성이 혼재되어 있는 임금을 다음과 같은 방법에 의해 변형하여 사용한다. 우선 근로자들이 보유하고 있는 각종 생산요소가 시장에서 직접 거래되고 평가받는다고 가정하자.

- 3) 일단 편의상 실업자 집단이라고 했지만 사실 단축된 법정근로시간에 의해 창출된 일자리는 실업자들에 의해서만 채워지는 것이 아니라 비경제활동인구에 의해서도 채워지게 된다. 근로시간 단축의 고용창출 효과와 관련하여 가장 의미 있는 두 비교집단은 주당 근로시간이 40시간 이상인 취업자들과 취업을 희망하는 무직자들이다. 주당 근로시간이 40시간을 초과하지 않는 취업자들은 근로시간 단축에 의해 영향을 받지 않으므로 제외되며 취업을 희망하는 무직자들이란 실업자와 취업을 희망하는 비경제활동인구의 합으로 정의된다.

즉 개개인이 보유하고 있는 인적자본의 양 자체가 물리적 생산성을 나타낸다고 가정한다. 그리고 임금은 로그형태로 표현하고 통계적인 모형으로 바꾸면 다음과 같다.

$$\log W_{ij}^g = \beta_j^g S_{ij}^g + \varepsilon_{ij}^g \quad (2)$$

그리고 식 (2)에서 같은 인적자본에 대한 경제적 평가는 다른 조건이 동일할 경우 두 집단에 대해 같다고 가정하자. 다시 말해 인적자본 변수들의 한계수익률은 법정근로시간 적용대상자와 취업희망 무직자 사이에 차이가 없다고 가정한다. 이에 따라 베타( $\beta$ )의 상첨자에 g가 없어야 할 것이다. 이 가정에 따라 취업자와 취업을 희망하는 무직자의 생산성 차이는 오직 인적자본 변수들의 평균값의 차이에 의해 발생한다.

이 방법은 전직 경험이 없는 실업자들, 따라서 임금이 대한 정보가 전혀 없는 실업자들에게도 적용될 수 있다는 장점이 있다. 이에 반해 실제의 임금을 이용하여 취업자에게는 현재의 임금, 실업자 혹은 미취업자에게는 전 직장에서의 임금을 적용할 경우 신규 실업자들에 대한 임금의 정보가 없다는 문제가 있으며 또한 전직으로부터의 임금이 있는 실업자도 임금의 발생 시점이 현재의 취업자와 다르다는 데에서 많은 문제를 야기할 수 있다. 혹은 기왕에 인적자본의 평균값 차이만이 두 집단 간의 생산성 차이를 결정할 바에야 각 인적자본의 평균값을 두 집단 간에 직접적으로 비교해도 될 것이라고 생각할지 모르나 이는 성격이 전혀 다른 인적자본 변수들을 어떻게 통합하여 생산성 지표로 사용할 것인가라는 문제를 가지고 있다. 이에 비해 위의 임금식은 각 인적자본 변수들이 총생산성에 어느 정도의 비중으로 기여하는가를  $\beta$ 계수들로 나타낸다. 그 베타 계수들의 선택은 임금과 개인특성 변수들과의 상관관계를 극대화하도록 최소자승법에서 선택된다.

앞서 제시된 가정하에서 식 (2)를 산업별로 최소자승법으로 추정된 후 취업자에 대해서는 각 인적자본 변수들의 평균값을 대입한다.

$$\widehat{\log w}_{j, \text{취업자}} = \hat{\beta}_j \bar{S}_{j, \text{취업자}} \quad (3)$$

임금함수를 산업별로 추정하는 것은 일차적으로 같은 수준의 인적자본(예를 들어 교육수준)으로도 산업 생산성에 영향을 미치는 정도가 산업별로 다를 수 있기 때문이다. 즉 각 부문 내에서 개개인의 생산성은 인적자본의 차이에 의해 설명되어지나 부문간 생산성 차이는 인적자본의 평균값에 있어서의 부문간 차이뿐만이 아니라 경제적 생산성의 부문간 차이도 반영한다.



한편 취업을 희망하는 무직자에 대해서는 평균값을 적용할 수가 없다. 그 이유는 법정근로시간 단축에 의해 절약된 근로시간을 취업을 희망하는 무직자들로 대체할 경우 모든 취업희망 무직자들이 그 대상이 될 수는 없기 때문이다.<sup>4)</sup> 그렇다면 과연 취업을 희망하는 무직자 중에 상위 몇 퍼센트 혹은 몇 명의 생산성을 취업자의 평균생산성과 비교해야 하는가? 그 규모는 결국 법정근로시간 단축에 의해 발생할 고용창출 규모와 같은 것인데 역으로 모형을 통해 고용창출 규모를 알기 위해서는 효율파라미터의 값을 알아야 하는 문제가 있다. 현 연구에서는 다음 절에서 소개되는 반복대입법(iteration)에 의해 이 문제를 해결한다. 사실 취업을 희망하는 무직자들 중 생산성이 높은 순으로 취업된다는 주장의 이면에는 노동시장에서 수요, 공급자에게 정보가 완전히 주어지고 차별 등의 노동이동에 제약이 되는 요인들이 존재하지 않는다는 가정이 전제된다.

또 한 가지 생산성 비교를 어렵게 하는 요인은 누가 어느 산업에서 일하려고 할 것인가에 대한 직접적인 정보가 없다는 것이다. 이는 현 연구 목적상 매우 중요한 요인이 될 수 있다. 현 연구에서는 산업별로 생산성 함수가 다를 수 있고 이에 따라 집단간의 생산성 비교도 산업별 취업자의 평균생산성과 그 산업에서 '취업하려고 하는' 무직자들 중 상위  $x$  퍼센트에 해당하는 사람들의 생산성을 비교해야 할 것이다. 흔히 전(former) 직장이 속해 있는 산업을 사용하나 만약 산업간 노동의 이동이 매우 활발할 경우 전(former) 산업은 개개인의 의향을 나타내는 변수로 사용하기에는 매우 부적합하다고 할 수 있다. 다음 절에서는 전 산업뿐만 아니라 재취업한 후의 직장이 속해 있는 산업에 대한 정보를 아울러 사용하여 분석한다.

일단 산업별로 두 비교집단 간의 효율파라미터 값을 계산하면 이 수치들을 가중치를 이용하여 통합시켜야 한다.

$$\text{효율파라미터}(e) = \sum_j \lambda_j e_j, \quad (4)$$

여기서  $e_j$ 는  $j$ 산업의 효율파라미터 값을 나타내며, 각 부문의 비중을 나타내는  $\lambda$ 를 추정함에 있어서는 단순히 산업별 취업자수가 아니라 산업별 취업을 희망하는 무직자수도 사용하였다. 산업별 취업희망 무직자수는 경제활동인구조사 데이터를 패널형태로 재구성하여 노동력 상태를 추적·관찰함으로써 최종적으로 이동한 산업을 기준으로 계산

4) 이에 비해 주당 근로시간이 40시간을 초과하는 취업자들은 모두 영향을 받게 되므로 이들의 평균생산성이 비교대상이 된다.

하였다. 비록 최종적으로 이동한 후의 산업을 사용하는 것이 현 연구 목적에 보다 합당하나 많은 국내 연구의 경우 무직자에 대한 산업을 전직 기준으로 사용하므로 현 연구에서는 전직을 기준으로 한 분석도 아울러 수행한다.<sup>5)</sup>

이상의 방법은 생산성에 영향을 미치는 요소로서 개개인의 관찰할 수 없는 특성들을 고려하지 못한다는 문제점을 갖고 있다. 다시 말해, 등식 (2)의 모든 S변수들은 관측 가능하다고 가정하고 있다. 그러나 (예를 들어) 개개인의 천부적인 지적, 육체적 능력 혹은 성격이라든가 혹은 일에 대한 동기 등의 특성들은 관찰이 불가능할 뿐만 아니라 노동생산성에 큰 영향을 준다고 볼 수 있다.

개개인의 관찰할 수 없는 특성이 생산성에 미치는 영향 면에서의 두 비교집단 간의 차이를 고려하는 한 가지 방법으로서 등식 (2)를 다시 생각해 보자. 특히 오차항은 다음과 같은 형태로 구성되어 있다고 가정하자. 표현의 간결성을 위하여 부문을 나타내는 하첨자  $j$ 는 생략한다.

$$\varepsilon_{it}^j = \delta^j Z_{it}^j + v_{it}^j \quad (5)$$

여기서  $Z$ 는 여러 가지 생산성과 관련된 변수들의 벡터이고,  $v$ 는 순수한 임의의 교란항을 나타낸다. 기존의 많은 연구들에서 사용되어 왔던 패널데이터를 이용한 일차차분(first-differencing)이나 평균차분(mena-differencing)에 의한 관찰할 수 없는 개인고정효과 제거방법은 현 연구의 목적과 부합되지 않는다. 우리의 목적은 두 비교집단의 생산성을 각각 추정하여 비교하기 위함이다. 또한 차분방식으로는 교육, 성 등 관찰할 수 있는 개인고정효과들도 아울러 제거된다. 또한 최소자승더미변수법은 개개인의 고정효과를 추정할 뿐, 각 생산성 변수들에 대한 한계수익률을 집단간에 같다고 가정하고 집단간 생산성의 차이를 설명변수들의 평균값 차이로 계산한다는 현 연구의 취지를 살릴 수는 없다.<sup>6)</sup> 이러한 취지하에서 우리는 어떻게든  $Z$ 변수를 찾아야 할 필요성을 느끼게 된다.

여기서는 개개인의 실업 경험이 관찰할 수 없는 생산성을 반영한다고 가정하고 실업 경험 자체를 하나의 설명변수로 취급한다. 즉 실업 경험이 많은 사람은 적은 사람보다

5) 취업을 희망하는 무직자들의 산업을 분류함에 있어서 최종적으로 이동한 후의 산업을 사용할 때 표본 기간 내에 산업이 관찰되지 않는 경우와 전직 산업을 사용할 때 전직 경험이 없는 경우는 기타 산업으로 분류된다. 그러나 다음 장에서 설명하고 있듯이 이들을 기타 산업으로 분류하든 표본에서 제외하든 추정결과에는 영향을 미치지 못한다.

6) 덧붙여 일반적으로 지적되는 최소자승더미변수 추정량의 일치성 문제도 들 수 있다.

관찰할 수 없는 특성 면에서 생산성이 낮다고 본다. 이는 실업의 경험이 이러한 관찰할 수 없는 인적자원의 감소를 초래하여 생산성을 떨어뜨리거나 아니면 관찰할 수 없는 변수들로 볼 때 생산성이 낮은 사람들이 실업을 경험하기 때문으로 해석할 수 있다. 현 연구와 관련하여서는 그 원인을 구별할 필요는 없으며 조사 시점을 기준으로 하여 과거 2년 이내의 실업 경험을 설명변수로 사용한다. 2년의 기준이 자의적이기는 하지만 이러한 변수를 획득하려면 (월별) 패널형태의 데이터가 필요하며 이 목적으로 사용될 경제활동인구 조사 데이터는 1998년부터 사용 가능하기 때문이다.<sup>7)</sup> 이에 따라 2년보다 더 오래 전에 경험한 실업은 현재의 생산성에 영향이 없는 것으로 간주된다.

과거의 실업경험변수는 과거 2년 동안 경험한 누적실업기간으로 표시된다. 식 (2)가 취업자들의 관찰치만을 사용하여 추정되므로 등식 (2)에 실업경험변수를 포함시켜서 추정할 때에도 취업자들만을 대상으로 한다. 즉 취업자들 중 과거에 실업 경험이 있는 사람들에게는 누적실업기간을 그리고 실업기간이 없는 사람들은 0의 값을 사용한다. 취업자들을 대상으로 추정한  $\delta$ 계수들을 취업희망 무직자들에게도 그대로 적용한다는 이면에는 앞서 소개한 가정처럼 실업 경험의 ‘한계부담률(marginal rate of penalty)’이 두 집단간에 같다는 가정이 전제되어 있다.

현 연구 목적을 달성하기 위하여 데이터가 갖추어야 할 기본적인 특성은 다음과 같다. 우선 표본의 대표성이 확보되어야 한다. 현재 한국에서 추진되고 있는 근로시간 단축은 법정근로시간 단축으로서 모든 근로자를 대상으로 하기 때문에 선택된 표본이 전 근로자를 대표하는 확률 표본이어야 함은 필수적이다. 이 측면에서만 보면 가장 이상적인 데이터는 경제활동인구조사 데이터이다. 그러나 이 데이터는 개개인의 임금에 대한 정보를 가지고 있지 못하다는 단점이 있다. 이 단점을 극복하기 위해 경제활동인구조사 자료를 도시가계조사 자료와 병합시켜 사용한다. 향후 이를 도시-경찰 데이터라 칭한다. 도시가계조사 데이터는 경제활동인구조사 데이터의 부분집합으로 비록 그 표본 규모는 작지만 현 연구 목적과 관련하여 개개인의 근로소득에 대한 정보를 가지고 있는 장점이 있다. 이 도시-경찰 데이터의 두 가지 단점으로는 첫째, 병합된(matched) 표본의 크기가 그다지 크지 않으며<sup>8)</sup> 둘째, 개개인의 생산성과 관련된 변수들이 그다지 많지 않다는 것

7) 현 연구에서는 신동균(1999)의 방법에 의해 경제활동인구조사 데이터를 월별 패널데이터 형태로 재구성하여 사용하였다.

8) 도시가계 및 경제활동인구조사 데이터를 병합한 후 회귀분석에 필요한 변수들의 값을 모두 가지고 있는 관찰치의 수는 2000년 6월 기준 약 3,129개로 나타났다.

이다. 사용되어질 개인 특성들로는 학력, 잠재경력, 직종, 성, 실업 경험<sup>9)</sup> 등이며 이를 산업별로 구분하여 추정한다. 최종 표본 획득을 위한 표본계약으로는 (1) 임금근로자 (취업자 경우) (2) 학업을 완료한 사람 (3) 군인 제외 등이며, 이 조건을 만족시키기만 하면 가구주, 배우자 외에 기타 가구원들도 모두 포함시킨다.

산업은 대분류된 산업을 다시 10개의 산업으로 통합한다. 이는 순수하게 데이터상의 제약 때문이다. 현 연구에서는 산업별로 취업자와 취업을 희망하는 무직자의 생산성을 비교한다. 취업자의 경우는 산업별로 일정 규모 이상의 관찰치를 확보하는 것이 어렵지 않으나 취업희망 무직자의 경우 18개의 대분류된 산업을 모두 사용할 경우 어떤 산업에 대해서는 특정 산업에서의 관찰치가 불과 몇 개에 지나지 않는다. 이러한 문제를 극복하기 위해 산업의 특성과 관찰치의 개수에 근거하여 산업을 (1) 광업, 제조업 (2) 전기, 가스, 수도, 건설업 (3) 도소매, 소비자용품 수리업 (4) 숙박, 음식점업 (5) 운수, 창고, 통신업 (6) 금융, 보험업 (7) 부동산임대, 사업서비스업 (8) 공공행정, 국방, 사회보장행정 (9) 교육서비스업 (10) 기타 산업으로 분류한다.

## 2. 추정 결과

추정 작업은 임금함수를 산업별로 추정하는 작업과 개개인의 예측임금을 계산하는 작업으로 구분할 수 있다. 임금함수의 추정은 2000년 6월의 도시-경향 데이터를 이용한다. 2000년도는 가장 최근의 연도를 나타내며, 6월의 선택은 그 시점에서 연중 노동시장이 가장 안정적이기 때문이다.

우선 <표 1>은 도시가계조사 데이터를 경제활동인구조사 데이터와 병합하기 이전에 경제활동인구조사 데이터만을 가지고 취업자 전체, 주당 근로시간이 40시간을 초과한 취업자들, 실업자, 취업을 희망하는 무직자, 무직자 전체 등 여러 집단별 특성을 몇 가지 변수들에 대해 비교하고 있다. 우선 교육년수 면에서 총취업자들의 평균 교육년수는 11.78년으로 나타났다. 이에 비해 법정근로시간 단축에 의해 직접적인 영향을 받는 40시간 이상을 일하는 근로자들의 평균 학력은 11.95로 다소 높음을 알 수 있다. 한편 실업자의 평균 교육년수는 11.85년으로 취업자 전체의 평균보다는 높고 근로시간 단축의 영

9) 보다 구체적으로 실업경험변수는 과거 2년 중 실업기간의 비율로 사용한다. 과거 2년 이내에 노동시장에 진입한 사람들에게 대해서는 실제로 노동력에 참가한 기간에 대한 실업기간의 비율로 계산된다.

향을 받는 집단의 평균보다는 낮게 나타난다. 제 4열의 수치들을 보면 취업희망 무직자의 평균 학력은 11.44년으로 취업자의 그것보다 낮게 나타난다. 제 5열의 취업자를 제외한 전체 무직자들의 평균 학력은 9.95년으로 가장 낮게 나타난다.

제 2행은 각 집단의 평균 '잠재경험(potential experience)년수(=연령-교육년수-7)'를 나타낸다. 이 변수에서는 40시간 이상 근로자의 평균이 약 18.43년으로 취업을 희망하는 무직자(18.78)보다 다소 낮게 나타난다.<sup>10)</sup> 따라서 이 두 변수들만을 놓고 보았을 때 과연 취업자의 생산성이 높을지 아니면 실업자 혹은 무직자의 생산성이 높을지를 판가름하기는 힘들다. <표 1>의 수치들을 보면 대체적으로 특정집단의 평균 학력이 높을수록 잠재경험년수는 낮게 나타나는 경향이 있다. 이는 잠재경험년수를 연령-교육-7이라는 공식에 따라 기계적으로 계산했기 때문이다. 달리 말해, 학력이 같은 경우 잠재경험의 차이는 연령에 의해 결정되기 때문이다.

제 3행의 누적실업기간은 과거 2년 중 실업을 경험한 개월수의 비율을 나타낸다. 1의 값은 응답자가 모든 기간 동안 실업상태에 있었음을 의미하고, 0은 실업의 경험이 전혀 없음을 나타낸다. 40시간을 초과하여 근로한 사람들의 값은 0.040으로 나타났다. 즉 평균적으로 볼 때 40시간 이상 근로자들은 노동시장에 있었던 총기간의 0.4%만 실업상태에 있었음을 알 수 있다. 취업을 희망하는 무직자의 경우 이에 해당하는 수치는 0.337로 총기간의 약 1/3을 실업상태에 있었음을 알 수 있다. 이하의 논의에서는 법정근로시간 단

<표 1> 집단간 평균 특성 비교

변 수	취업자		실업자	취업희망 무직자	무직자
	총취업자	40시간 초과			
교육년수	11.78	11.95	11.85	11.44	9.95
잠재경력년수	19.11	18.43	15.60	18.78	23.68
실업개월수/24개월	0.043	0.040	0.499	0.337	0.043

주: 1) 취업자란 주당 근로시간이 40시간을 초과하는 자들 중 임금근로자.

2) 근로시간수는 조사 시점에서 지난 주 기준.

3) 무직자들의 산업은 전(former) 산업.

자료: 「경제활동인구조사」 데이터로부터 필자가 재구성.

10) 바람직하게는 실제의 총경험년수와 직장근속년수를 고려해야 할 것이나 1998년 1월 이전과 이후의 표본이 단절되어 1998년 1월 이전에 노동시장에 진입한 근로자들에 대해서는 추적이 불가능하다.

축의 적용을 받는 40시간을 초과하여 근로하는 취업자와 취업을 희망하는 무직자들만을 분석대상으로 하겠다.

<표 2>는 임금함수를 산업별로 추정한 결과를 요약한 것이다. 임금함수를 산업별로 추정해야 할 필요성은 같은 종류의 인적자원도 산업별로 생산성에 미치는 영향의 정도는 다를 수 있다는 데에서 찾을 수 있다. 예를 들어 일반 대학교육의 중요성이 금융, 보험, 교육서비스업 등에서는 매우 클 것이라고 기대하지만 제조업에서는 상대적으로 작을 수 있다. 보고의 간결성을 위해 교육, 경험 수준 및 실업 경험의 계수들만을 보고하겠다. 보고에서 생략된 직종, 경험변수의 제곱, 성의 계수들도 대체로 유의하게 추정되었다. <표 2>의 수치들을 보면 다음과 같은 몇 가지 특징을 발견할 수 있다. 교육 수준과 경력이 생산성에 가장 크게 영향을 미치는 산업은 각각 교육서비스업과 금융·보험업이다. 반면 교육의 영향이 가장 작은 산업은 광업 및 제조업으로 나타난다. 실업 경험의

<표 2> 임금함수의 추정

산 업	교육수준	경력수준	실업경험	결정계수
광업, 제조업	0.0164 (0.0077)	0.0417 (0.0040)	-1.2640 (0.1952)	0.515
전기·가스·수도·건설업	0.0448 (0.0152)	0.0278 (0.0100)	-0.6457 (0.2098)	0.330
도소매·소비자용품 수리업	0.0220 (0.0134)	0.0338 (0.0064)	-0.7141 (0.1957)	0.414
숙박·음식점업	0.0300 (0.0171)	0.0392 (0.0097)	-0.3776 (0.2294)	0.321
운수·창고·통신업	0.0322 (0.0129)	0.0466 (0.0087)	-1.0322 (0.3292)	0.383
금융·보험업	0.0351 (0.0232)	0.0529 (0.0137)	-0.4505 (0.4058)	0.483
부동산임대·사업서비스업	0.0181 (0.0144)	0.0354 (0.0079)	-0.6454 (0.2491)	0.510
공공행정·국방·사회보장행정	0.0285 (0.0104)	0.0316 (0.0091)	-2.5534 (0.4005)	0.646
교육서비스업	0.1009 (0.0180)	0.0503 (0.0090)	-0.2677 (0.3329)	0.649
기 타	0.0407 (0.0206)	0.0229 (0.0085)	-2.0985 (0.6052)	0.361

주: 실업경험변수는 과거 24개월 중 실업을 경험한 개월수의 비율.  
 자료: 「도시가계조사」와 「경제활동인구조사」를 연결패널로 재구축.

부의 효과는 광공업, 운수·창고·통신업, 공공행정·국방·사회보장행정 및 기타 산업에서 크게 나타난다.

<표 3>은 산업별로 추정된 효율파라미터의 값을 요약하고 있다. 취업희망 무직자의 경우 산업에 대한 정보는 일단 전(former) 산업을 기준으로 하였다. 제 1열에서는 법정근로시간 대상자에 대한 취업희망 무직자의 효율파라미터 값을 산업별로 비교하고 있다. 우선 효율파라미터의 값은 산업간에 상당히 차이가 난다는 것을 알 수 있다. 가장 작게는 공공행정·국방 및 사회보장행정에서 0.3992로 나타나고 가장 크게는 숙박 및 음식점업에서 1.0272로 후자 경우 취업자와 취업희망 무직자의 생산성 차이는 없는 것으로 나타났다. 제조업의 경우 0.5650으로 다른 산업에 비해 효율파라미터의 값이 상대적으로 낮게 나타나, 두 집단 사이의 기술적 대체성이 상당히 떨어짐을 알 수 있다. 반면 금융 및 보험업에서는 그 값이 0.8604로 두 집단 간의 기술적 대체성이 상당히 높음을 알 수 있다. 이처럼 효율파라미터의 값이 산업간에 크게 차이가 난다는 것은 다른 조건이 같다면 법정근로시간의 고용창출 효과가 산업마다 다를 수 있고 이에 따라 정책의 방향도 모든 산업을 포괄하는 거시적인 정책보다는 산업의 특수성을 고려한 개별 산업정책이어야 함을 시사한다.

모든 산업을 대상으로 한 효율파라미터값을 얻어내기 위해서는 산업별 효율파라미터 값을 마지막 열의 비중을 이용하여 가중평균한다. 마지막 열의 비중을 계산하는 데에 있어서는 산업별 고용인수가 아닌 '산업별 노동력'을 사용하였다. 즉 40시간을 초과하여 근

<표 3> 산업별 효율파라미터 추정치 : 전(former)산업 기준

산 업	취업희망 무직자 평균	취업희망 무직자 50%	비중(%)
광업·제조업	0.5650	0.7485	27.07
전기·가스·수도·건설업	0.7463	0.9479	9.80
도소매·소비자용품수리업	0.7674	0.9765	14.10
숙박·음식점업	1.0272	1.3250	7.40
운수·창고·통신업	0.6957	0.8412	6.87
금융·보험업	0.8604	1.0640	4.89
부동산임대·사업서비스업	0.6994	0.9706	7.67
공공행정·국방·사회보장행정	0.3992	0.5883	5.69
교육서비스업	0.7900	1.0766	5.75
기 타	0.5739	0.8041	10.76
전 체	0.6837	0.8974	100

자료: 「도시가계조사」와 「경제활동인구조사」를 연결패널로 재구축.

로하는 근로자의 수와 취업을 희망하는 무직자의 총합<sup>11)</sup> 중에서 산업별 고용인수와 취업을 희망하는 무직자수의 합이 차지하는 비중을 나타낸다. 제 1열의 마지막 행의 수치를 보면 효율파라미터의 값이 0.6837로 취업희망 무직자의 생산성이 취업자의 그것에 약 68.37%가 됨을 알 수 있다. 결과적으로 볼 때 전산업을 대상으로 하는 효율파라미터의 값보다 작은 값을 갖는 산업들은 제조업, 공공행정·국방·사회보장행정 및 기타 산업으로 나타났다.

그러나 앞서 언급했듯이 취업을 희망하는 무직자의 경우 평균값을 사용하는 것은 실제로 근로시간 단축의 효과와 관련하여 무직자의 생산성을 과소평가할 수 있다. 왜냐하면 근로시간 단축에 취업을 희망하는 모든 무직자들을 구제하고자 하는 것이 아니라 상위에 있는 일부분의 무직자들을 구제함을 목적으로 하고 있기 때문이다.

현 연구 수행상의 가장 큰 난관 중의 하나는 과연 취업자와 비교해야 할 취업희망 무직자가 상위 몇 퍼센트에 해당하는 사람들인가를 결정하는 것이다. 이 수치는 바로 법정 근로시간 단축에 의해 추가적으로 고용될 사람들에 해당한다. 문제는 앞서 제시한 모형에서 그 수치가 결정될 것이지만 그 수치를 결정하기 위해서는 효율파라미터의 값이 주어져야 한다는 것이다. 일단 <표 3>의 제 2열에서는 상위 50%에 해당하는 취업희망 무직자들을 대상으로 산업별 취업자에 대한 효율파라미터의 값을 비교하고 있다. 물론 50%란 상당히 자의적인 수치이며 여기서는 단순히 이들에 대한 효율파라미터의 값들을 산업간에 비교하고자 하기 위함이다.<sup>12)</sup>

제 2열의 수치들을 보면 예상한 대로 효율파라미터의 값은 전반적으로 크게 상승하였다. 그럼에도 불구하고 산업별 효율파라미터의 값은 산업간에 큰 차이를 보이고 있으며 그 순위는 평균을 사용했을 때 대체로 비슷하다. 숙박·음식점업, 금융·보험업, 교육서비스업에서는 상위 50%의 취업희망 무직자들의 생산성이 해당 산업의 취업자 평균보다 더 높게 나타났다. 한편 모든 산업노동력의 약 27%를 차지하는 제조업에서는 그 수치가 0.7486로 여전히 모든 산업을 대상으로 하는 수치보다 낮게 나타나, 근로시간 단축에 의한 고용창출 효과가 적어도 장기적인 면에 있어서는 타산업에 비해 낮을 수 있음

11) 물론 이 수치는 모집단에서의 수치 즉 경제활동인구조사상의 가중치를 이용한 수치이다.

12) 2000년 6월 기준 실업자와 취업을 희망하는 비경제활동인구는 약 120만 명이 수치의 50%는 60만 명에 해당한다. 한편 동 시점에서 실업자수는 약 80만 명이어서 응답자에게 직접 질문했을 때에는 취업을 희망하는 비경제활동인구(약 40만 명)가 실업자의 약 50%에 불과하나 실제의 노동이동을 보면 특정 월에 취업한 사람들 중 전월 기준 비경제활동상태에 있었던 사람들의 규모는 실업상태에 있었던 사람들의 두 배가 된다(신동균, 1999).



을 보여주고 있다. 모든 산업을 대상으로 한 효율파라미터의 값은 0.8974로 나타났다.

무직자의 경우 전산업을 사용한다는 것은 이들이 모두 전산업과 같은 산업에서 취업을 하려고 한다고 가정과 같다. 그러나 실제로 많은 근로자들은 산업을 바꾸면서 직장을 이동하게 되며 이를 무시하는 것은 분명히 효율파라미터의 값을 과대평가하는 방향으로 작용할 것이다.<sup>13)</sup> 이러한 문제점을 극복하고 효율파라미터의 값을 보다 유의미하게 추정하기 위해서는 특정 시점에서 각 근로자들이 어느 산업에서 ‘일하려고 하는지’를 알아야 한다. 그러나 어느 조사에서도 취업하고자 하는 산업을 조사하지는 않는다. 여기서는 차선책으로 ‘특정 시점에서 취업하고자 하는 산업’을 ‘그 이후에 실제로 취업한 산업’으로 대체하여 사용한다. 이는 앞서 언급한 대로 경제활동인구조사 데이터를 월별 패널형태로 재구성하여 추적·관찰함으로써 가능하다.

<표 4>는 실제로 이동한 산업을 기준으로 효율파라미터 값들을 재추정한 것이다. 전(former)산업을 기준으로 했을 때보다는 효율파라미터의 값이 모든 산업에서 약간 작게 나타나 적어도 방향 면에서는 앞의 예측이 타당함을 알 수 있으나 그 차이가 크지는 않다. 효율파라미터 값에 있어서 전 산업을 사용할 때와 재취업산업을 사용할 때 큰 차이가 없다는 것은 산업간 노동이동이 효율성 파라미터 값에 큰 영향을 주지 못함을 의미한다. 그렇다면 이것은 산업간 노동이동이 매우 활발하다는 신동균(2001)의 발견과 불일치하는 것이 아닌가? 우리는 이러한 외관상 불일치하는 사실들이 산업간을 이동하는 노동의 질에 의해 설명될 수 있다고 생각한다. 즉 노동자들이 산업간을 이동하여도 재취업한 산업에서 한계노동자로 남는다면(예를 들어 상위 50% 안에 들지 못한다면) 효율파라미터 값을 계산하는 데에 큰 영향을 줄 수 없기 때문이다. 즉 산업간 노동이동이 수직인 면에서는 상당한 규모로 이루어지고 있으나 이러한 노동이동을 고려했을 때도 효율파라미터 값이 별로 달라지지 않는다는 사실은 이러한 산업간을 이동하는 근로자들이 새로 이동한 산업에서 대부분 평균 이하의 생산성을 보이고 있음을 의미한다. 실제로 신동균(2001)에 의하면 특정 산업에 새로 진입한 사람은 기존에 그 산업에 종사하고 있던 근로자들과 비교하여 노동생산성이 상위 약 74%에 있는 것으로 나타나 한계노동자들임을 알 수 있다.

<표 3>과 <표 4>의 산업별 노동력의 비중을 보면 기타 산업의 비중이 상당히 큼을

13) 신동균(2001)에 의하면 중분류된 산업을 사용할 경우 1998년 1월부터 2000년 12월까지 실업상태를 거치면서 이동한 총노동이동 빈도 중에 적어도 50%는 산업간을 이동하는 근로자들에 의해 발생했다.

알 수 있다. 앞에서 언급하였듯이 기타 산업에는 여러 가지 성격이 다른 몇 개의 산업뿐만 아니라 취업을 희망하는 무직자 중 전직이 없는 사람들 혹은 표본 기간 내에 재취업한 경험이 없는 사람들도 포함되어 있다. 이는 일차적으로 분류의 편리를 위함이다. 이와 같은 분류상의 문제가 추정치에 주는 영향을 검토하기 위해 기타 산업을 제외하고 9개의 산업만을 이용하여 재추정하였다. <표 5>에서는 전 산업을 사용했을 때와 재취업 산업을 사용했을 때 각각에 대해 기타 산업을 제외했을 때와 포함했을 때를 비교하고 있다. 또한 상위 50%뿐만 아니라 취업희망 무직자의 상위 30%부터 70%까지를 모두 포함시켰다. 어느 경우에 있어서도 기타 산업을 제외하는 것이 효율파라미터의 추정치에 큰 영향을 주지 못하는 것으로 나타난다.

<표 4> 산업별 효율파라미터 추정치 : 재취업 산업 기준

산 업	취업희망 무직자 평균	취업희망 무직자 50%	비중(%)
광업·제조업	0.5242	0.6972	24.44
전기·가스·수도·건설업	0.7141	0.9173	8.55
도소매·소비자용품수리업	0.7479	0.9309	12.64
숙박·음식점업	0.9385	1.2081	6.40
운수·창고·통신업	0.7420	0.9144	6.39
금융·보험업	0.6749	0.8181	4.79
부동산임대·사업서비스업	0.6941	0.9465	6.72
공공행정·국방·사회보장행정	0.2712	0.4408	5.80
교육서비스업	0.5806	0.7984	5.33
기 타	0.6164	0.8774	18.94
전 체	0.6336	0.8394	100

자료 : 「도시가지조사」와 「경제활동인구조사」를 연결패널로 재구축.

<표 5> 법정근로시간 적용대상자에 대한 취업희망 무직자의 상위  $x\%$ 의 효율파라미터

적용대상자 평균에 대한 무직자의	전(former) 산업		재취업 산업	
	기타 산업 포함	기타 산업 제외	기타 산업 포함	기타 산업 제외
상위 30%	1.0410	1.0579	0.9634	0.9564
상위 40%	0.9605	0.9742	0.8941	0.8860
상위 50%	0.8974	0.9087	0.8394	0.8305
상위 60%	0.8448	0.8549	0.7936	0.7855
상위 70%	0.7998	0.8101	0.7522	0.7462
전체 평균	0.6387	0.6970	0.6336	0.6376

자료 : 「도시가지조사」와 「경제활동인구조사」를 연결패널로 재구축.

최종적인 효율파라미터의 값은 어떻게 결정될 것인가? 앞에서 언급하였듯이 그 값을 결정함에 있어서 가장 어려운 점은 취업희망 무직자의 상위 몇 퍼센트에 해당하는 사람들의 생산성을 고려해야 하는가를 결정하는 데에 있다. 그 규모는 결국 법정근로시간 단축에 의해 추가적으로 창출될 일자리의 규모와 일치하는데 창출될 일자리의 규모를 알기 위해서는 역으로 효율파라미터의 값을 알아야 하는 문제가 있다. 이는 다음의 과정을 거쳐 해결한다. 우선 현 연구에서 가장 선호하는 비교집단으로는 취업희망 무직자 중 재취업 산업을 기준으로 하며 기타 산업도 포함한다. 이들 중 상위 30%에 해당하는 효율파라미터의 값 0.9634를 초기 값으로 다음 장에 제시된 거시모형에 대입하고 그 결과 계산된 일자리 창출 규모를 근거로 효율파라미터의 값을 다시 계산한다. 그 값을 다시 거시모형에 대입하여 일자리 창출 규모를 계산하고 이를 근거로 효율파라미터의 값을 다시 계산한다. 그 반복계산 과정은 두 수치가 같아질 때까지 수행한다. 최종적으로 선택된 효율파라미터의 값은 상위 32%에 해당하는 0.9492이다.

## IV. 법정근로시간 단축의 경제적 효과 분석

### 1. 기본 모형의 도출

본 연구를 위하여 사용될 모형은 Rogerson(1988)과 Hansen(1985)에 의해 개발된 비가분성(indivisible) 노동 모형이다. 이러한 모형이 본 연구에 적합한 이유는 법정근로시간 단축 효과를 적절히 분석하기에 알맞기 때문이다. 비가분성 노동 모형에서는 노동자가 고용되는 경우, 일하는 시간이 이미 제도 또는 관습에 의해 확정되어 있고, 노동자는 단순히 일을 할 것인가 혹은 안 할 것인가만을 결정한다. 즉 일하기로 결심할 경우 자기가 일하고 싶은 시간을 결정하는 것이 아니라, 모든 사람이 동일하게 이미 결정되어 있는 시간을 일하게 된다. 모형에서 사전적으로 이미 결정되어 있는 시간은 현실적으로 법정근로시간과 정확히 일치한다고 볼 수는 없을 것이다. 왜냐하면 현실경제에서의 노동자 중에서는 법정근로시간보다 적게 고용되는 경우도 있고 법정근로시간을 초과하여 근무하는 경우도 있기 때문이다. 또한 법정근로시간은 1주(one week)를 기준으로 정의되는 것이 보통이지만, 법정근로시간의 변화와 함께 휴일 수도 동시에 조정되는데 이에

따라 월 또는 연간 근로시간은 꼭 법정근로시간과 비례해서 변화하지 않을 수도 있게 된다. 이 때 실제로 법정근로시간 외의 초과근로시간을 포함한 노동자 일인당 근로시간을 실근로시간이라고 하는데, 모형에서 이미 규정되어 있는 시간의 변화는 법정근로시간의 변화에 따른 실근로시간의 변화에 대응한다고 간주할 수 있을 것이다. 법정근로시간의 변화를 통해 실근로시간이 얼마나 변화하는지를 미리 알 수 있다면 모형을 통해 이러한 실근로시간이 외생적으로 주어진다고 가정한 후 이러한 외생적 변화의 효과를 분석할 수 있다.

먼저 본 연구의 분석대상인 모형경제(model economy)에는, 무한기까지 생존하는 동일한 대표 가구가  $[0, 1]$ 의 구간에 연속적으로 존재하며, 각 가구의 구성원의 수,  $N_t$ 는  $n$ 의 속도로 증가한다고 가정하자. 반면 생산함수는 CRS(Constant Returns to Scale)를 가정하므로, 일반성을 해치지 않으면서도 단 하나의 기업만이 존재한다고 가정할 것이다. 이 때 이 기업이 사용하는 생산함수는 보다 구체적으로 다음과 같이 표현된다.

$$Y_t = \lambda_t K_t^\theta H_t^{1-\theta} \quad (1)$$

여기서  $Y_t$ ,  $K_t$ ,  $H_t$ 는 각각 총생산, 총자본, 총노동을 가리키며,  $\lambda_t$ 는 확률변수로 기술 충격을 나타낸다. 이 경제에 존재하는 경제 주체들은  $\lambda_t$ 를 먼저 목격한 후  $t$ 기에서의 의사결정을 행한다고 가정한다.

생산된 산출량( $Y_t$ )은 총소비( $C_t$ )로 사용되거나 미래의 자본축적을 위한 총투자( $I_t$ )로 사용된다. 따라서 경제 전체적으로 다음과 같은 제약식이 성립한다.

$$C_t + I_t \leq Y_t \quad (2)$$

또한 총투자는 다음과 같은 식에 따라 총자본( $K_t$ )으로 전환된다.

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t, \quad 0 \leq \delta \leq 1 \quad (3)$$

여기서  $\delta$ 는 자본의 감가상각을 나타낸다. 자본은 가계에 의해 소유되며, 가계는 자본을 기업에 공급하고, 그 대가를 자본소득의 형태로 받게 된다.

기술적 충격  $\lambda_t$ 는 1차 마르코프 과정을 따른다고 가정한다. 보다 구체적으로 다음과 같은 과정을 가정하자:

$$\lambda_{t+1} = \gamma \lambda_t + \varepsilon_{t+1} \tag{4}$$

여기서  $\varepsilon_t$ 는 iid이며 확률누적분포함수 F에 의해 결정된다고 가정하자.

이 경제에 속해 있는 가계는 다음과 같이 표현되는 무한기까지의 기대효용을 극대화하고 있다.

$$\sum_{t=0}^{\infty} E_0 \beta^t U(c_t, l_t), \quad 0 < \beta < 1 \tag{5}$$

여기서  $c_t$ 와  $l_t$ 는 1인당 소비와 1인당 여가를 나타낸다. 또한  $\beta$ 는 미래에 대한 할인율을 나타내며,  $E_0$ 는 0기에서의 조건부 기대치를 나타낸다. 매기 1인당 보유하고 있는 시간을 1로 정규화하면 개인이  $h_t$ 만큼 노동시장에 공급할 때  $l_t = 1 - h_t$ 가 성립한다.

우리는 이 경제에서 노동공급의 양이 자유스럽게 이루어지는 것이 아니라, 만약 일하기로 결심하는 경우, 미리 규정되어 있는 양인  $h_0$ 만큼만을 공급한다고 가정한다. 만약 이보다 작은 양을 공급하려면 아예 노동시장에 참가하지 않고 전혀 노동공급을 안 하는 수밖에 없다. 또한  $h_0$ 보다 더 많이 공급할 수도 없다. 이와 같이 노동공급의 양에 자유로운 가분성을 인정해 주지 않는 모형을 노동의 비가분성(indivisible) 모형이라고 부른다.

일반적으로 위와 같은 형태의 모형은 쉽게 해를 구할 수 없다는 단점이 있다. 특히 후생 제 2 정리가 성립하지 않기 때문에 사회 계획자(social planner)가 구하는 해가 완전 경쟁 균형에서의 해와 일치하지 않게 된다. 이 경우 완전경쟁 균형의 해는 직접 구해야 하는데 이는 상당히 어려워지게 된다. 하지만 Rogerson(1985)은 다음과 같은 복권(lottery)을 도입함으로써 이러한 문제를 해결하고 있다. 즉 이 경제에 속한 개인은 얼마나 일할 것인가를 결정하기보다는 얼마만큼의 확률로 일을 할 것인가 말 것인가를 결정한다. 확률  $\alpha_t$ 를 결정했다는 의미는,  $t$ 기에 있어서  $h_0$ 만큼  $\alpha_t$ 의 확률로 일을 하겠다는 것을 의미한다. 개인은  $\alpha_t$ 가 높으면 그에 따라 임금이 증가하지만, 최종적으로 일을 할 것인가 말 것인가는 자신이 선택한 확률에 따른 복권의 결과에 따라 결정된다. 따라서  $(1 - \alpha_t)$ 의 확률로는 실제로 일을 하지 않고도 임금을 받을 수 있다. 이와 같은 가정이 문제를 단순화시키는 이유는 각 개인의 의사 선택이 일을 할 것인가 말 것인가의 양자

택일에서, 연속적인 값을 취하는  $\alpha_t$ 를 선택하는 문제로 변함으로써 후생 제 2 정리가 성립하기 위한 정규성(regularity)이 충족되기 때문이다. 따라서 사회계획자(social planner)의 문제를 통해 완전경쟁 균형을 도출할 수 있게 된다.

이렇게 복권이 도입되는 것은 실업에 대한 완전 보험이 제공되는 것과 동일한 경제적 의미를 갖게 된다. 즉 이 경제에서의 개인은 노동시간을 거래하는 것이 아니라 공정한(fair) 보험계약(insurance contract) 패키지를 거래하는 셈이 된다. Hansen(1985)은 원래의 경제에 공정한 실업보험이 도입되면 누구나 자진하여 그러한 보험을 사게 됨을 보임으로써, 이러한 경제가 인위적으로 강요된 형태가 아님을 보이고 있다.

이러한 복권의 도입이 경제의 의사결정을 어떤 식으로 변화시키는지 살펴보기 위하여 구체적으로 다음과 같은 효용함수를 가정하자.

$$U(c_t, l_t) = \frac{(c_t l_t^A)^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad A > 0, \quad \gamma > 0 \quad (6)$$

여기서 A는 소비와 여가 사이의 대체탄력성을 결정짓는 파라미터(parameter)이며,  $\gamma$ 는 개인의 위험 회피를 나타내는 파라미터이다. 복권의 도입의 의미가 보다 결정적으로 보여지는 경우는 Hansen(1985)이 가정한 경우와 마찬가지로  $\gamma=1$ 일 때이다. 이 때 효용함수는 보다 단순화되어 다음과 같이 변화한다.

$$U(c_t, l_t) = \ln c_t + A \ln l_t \quad (7)$$

복권이 도입된 이후에  $t$ 기에 있어서의 기대효용은 다음과 같다.

$$U(c_t, \alpha_t) = \alpha_t (\ln c_t + A \ln(1-h_0)) + (1-\alpha_t) (\ln c_t + A \ln 1) = \ln c_t + A \alpha_t \ln(1-h_0) \quad (8)$$

이 때 개인은  $\alpha_t$ 의 확률로  $h_0$ 만큼 일하게 되므로 1인당 노동시간  $h_t$ 는 다음과 같이 결정된다.

$$h_t = \alpha_t h_0 \quad (9)$$

식 (9)를  $\alpha_t$ 로 풀어서 식 (7)에 대입하고  $l_t = 1-h_t$  관계를 이용하면 효용함수 (8)은 다음과 같이 변화한다.

$$U(c_t, l_t) = \ln c_t + B l_t \tag{10}$$

여기서  $B = -A(\ln(1-h_0))/h_0$  이다. 따라서 식 (10)을 통해 우리는 중요한 사실을 깨닫게 된다. 완전한 보험시장을 가정하는 것은 결과적으로 전체 경제를 대표하는 소비자의 효용함수를 여가에 관해 선형화시키는 것과 동일한 효과를 가져온다는 것이다. 선형화된 효용함수는 여가가 다른 시간간에 있어서 대체탄력성이 무한대의 값을 가짐을 의미한다. 원래 경제에서의 경제주체의 대체탄력성이 어떤 값을 가지든지 상관없이, 완전한 실업보험의 등장은 전체 경제에 있어서의 여가의 시간간 대체탄력성을 무한대로 보내는 것이다.

이상을 종합하면 다음과 같다. 복권이 도입되기 전의 비가분성 노동 모형의 경우 후생 제 2 정리가 성립하지 않지만 이는 복권의 도입으로 해결할 수 있다. 하지만 이 때 경제 전체적으로 적용되는 효용함수에 변화가 생기게 된다. 하지만 이렇게 변화된 효용함수하에서 우리는 사회계획자의 의사결정 문제를 풀어서 이러한 경제에 있어서의 완전 균형 상태의 배분을 결정할 수 있다.

사회계획자(social planner)의 문제를 풀기 위해선 먼저 식 (1), (2), 그리고 (3)을 다음과 같이 1인당 변수로 표현하여야 한다.

$$y_t = \lambda_t k_t^\theta h_t^{1-\theta} \tag{1}'$$

$$c_t + i_t \leq y_t \tag{2}'$$

$$k_{t+1} = \frac{(1-\delta)}{(1+n)} k_t + i_t \tag{3}'$$

여기서  $y_t = \frac{Y_t}{N_t}$ ,  $k_t = \frac{K_t}{N_t}$ ,  $h_t = \frac{H_t}{N_t}$ ,  $i_t = \frac{I_t}{N_{t+1}}$  를 나타낸다.

이제 사회계획자의 의사결정 문제는  $\gamma=1$ 일 때 다음과 같이 표현된다.

$$\sum_{t=0}^{\infty} E_0 \beta^t (\ln c_t + B l_t), \quad 0 < \beta < 1 \tag{11}$$

s.t. (1)', (2)', (3)'

이상과 같은 모형의 해를 구하기 위해서는 본 모형을 불확실성하에서의 문제로 만드

는  $\lambda_t$ 의 확률분포에 대한 가정이 선행되어야 한다. 하지만 본고의 목적이 불확실성이 더욱 문제가 되는 경기변동상의 변화가 아니라 노동시간의 축소가 미치는 효과이므로 이러한 변화가 있기 전후로 벌어지는 균제상태만을 중점적으로 분석하고자 한다. 경제에 어떠한 기술적 충격이 오더라도 결국 이 경제의 배분은 다시 균제상태로 수렴해 가는 것으로 묘사될 수 있으며 확률적 기술충격  $\lambda_t$ 는 결국 그때 그때의 배분상태가 균제상태로부터 잠시 떨어지게 만드는 충격의 역할을 할 뿐이다. 반면 제도의 변화와 같은 기본적인 파라미터 값들의 변화는 균제상태 자체를 변화시킬 수도 있는데 이러한 궁극적인 변화의 결과로서의 균제상태의 변화가 더욱 관심의 대상이 될 것이다.

불확실성이 제거된 상태를 고려하기 위해서 모든 기에  $\lambda_t = 1$ 이라고 가정하자. 이 때 균제상태의 해를 구하면 다음과 같다.

$$h^* = \frac{(1-\theta)(\rho + \hat{\delta})}{B(\rho + \hat{\delta} - \theta\hat{\delta})} \quad (12)$$

$$k^* = \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} h^* \quad (13)$$

$$y^* = k^{*\theta} h^{*(1-\theta)} \quad (14)$$

$$i^* = \hat{\delta} \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} h^* \quad (15)$$

$$c^* = k^{*\theta} h^{*(1-\theta)} - \hat{\delta} \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} h^* \quad (16)$$

여기서  $\hat{\delta} = \frac{n+\delta}{1+n}$  이고  $\rho = \frac{1}{\beta} - 1$  임을 나타낸다.

모형에서는 개인이 임금을 확률변수  $\alpha_t$ 의 크기에 비례하여 받고 있지만 평균적인 의미에서 시간당 임금을 계산하면 이는 노동의 한계생산성과 일치함을 알 수 있다. 따라서 이 경제에서의 임금은 다음과 같이 결정되고 있다고 생각할 수 있다.

$$w^* = (1-\theta)k^{*\theta} h^{*-\theta} \quad (17)$$



보다 구체적으로 규제상태에서의 각각의 변수가 취하는 값을 해석하기 위해서는 모형에 존재하는 파라미터의 값들을 결정하여야 한다. 이들 파라미터 값들을 구하는 과정을 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 외생적 인구증가율( $n$ )은 지난 30년간 분기 평균 증가율인 0.5%로 설정하였으며 효용할인인자( $\beta$ )는 남주하(1993)에서 추정된 0.985를 이용하였다. 여가가 효용함수에서 차지하는 상대적 비중을 결정하는 파라미터  $A$ 는 1/3로 결정하였는데 이는 표본기간 중 전 산업 월평균 근로시간인 218시간을 총부존시간(월 720시간)으로 나누어 계산된 평균 노동비중(0.3)에 일치시킨 것이다.<sup>14)</sup> 자본의 분배 몫( $\theta$ )은 「국민계정」(한국은행)의 <국민가처분 소득과 처분>에서 영업잉여+고정자본소모를 영업잉여+고정자본소모+피용자보수로 나눈 비용을 기간 평균하여 구한 박형수(1999)의 추정치인 0.5355로 설정하였다. 자본스톡의 감가상각률  $\delta$ 는 시간에 걸친 자본재의 마모비율, 폐기율 등을 감안한 경제적 감가율로서 우리나라의 산업별 자본스톡을 추계한 표학길(1998)에서 1968~77년 및 1977~87년 기간중의 전 산업 평균 감가상각률로 추계된 7.6% 및 6.6%를 평균한 7.1%를 분기 기준으로 환산하였다. 마지막으로 확률적 기술충격의 분포를 결정하는  $\gamma$ 의 값은 박형수·신관호(2000)에서 구한 값인 0.93을 이용하였다.

모형에서 중요한 역할을 하는  $h_0$ 의 값은 Hansen(1985)의 방법을 이용하였다. Hansen은 가분적 노동의 경우에서의 규제상태를 구하고 이를 비가분성 모형에서의 규제상태를 비교하여, 노동의 균형값이 양 모형에서 일치하도록  $h_0$ 의 값을 결정하였다. 각 모형에서  $h_0$ 의 값은 전적으로 이렇게 구한 값은  $\theta$ ,  $\delta$ ,  $A$  그리고  $\beta$ 에 의해 전적으로 결정된다. 이렇게 해서 구한  $h_0$ 의 값은 0.53이다.

우리는 실근로시간의 축소가 규제상태를 어떻게 변화시키는가를 살펴봄으로써 노동시간 축소가 장기적으로 어떠한 효과를 가져오는가를 살펴볼 수 있다. 불확실성이 제거된 상태에서의 규제상태는 분석적 해 (12)~(14)가 존재하므로 우리는 간단한 계산을 통해 다음을 확인할 수 있다.

14) 이 값은 박형수(199)로부터 인용한 것이며, 우리나라의 평균노동비중 0.3은 Juster and Stafford(1991)의 0.2보다 약간 높은 값이다.

$$\frac{\partial h^*}{\partial h_0} < 0, \quad \frac{\partial k^*}{\partial h_0} < 0, \quad \frac{\partial i^*}{\partial h_0} < 0$$

즉 실근로시간이 단축되면 규제상태에서의 노동 고용, 자본축적, 투자량은 모두 증가하게 된다.

위의 분석은 그 변화의 방향만을 결정할 뿐 그 변화량을 말해 주지는 않는다. 따라서 보다 구체적으로 그 변화량을 계산하기 위하여 다음과 같은 두 가지 경우를 분석하였다. 첫째 실근로시간이 법정근로시간과 마찬가지로 44시간에서 40시간으로 9.1% 감소한다고 하자. 이 때 모형에서는  $h_0$ 가 9.1% 감소하는 것으로 표현된다. 주어진 파라미터 값들 하에서 총노동시간  $h$ 는 식 (12)에 의하여 규제상태에서 0.1971의 값은 갖는다.  $h_0$ 가 9.1% 감소함에 따라 규제상태도 변하게 되는데 새로운 규제상태에서의 총노동시간  $h$ 는 0.2058로 4.4% 증가한다. 평균 노동시간이 감소함에도 불구하고 총근로시간이 오히려 증가하는 이유는 평균 근로시간의 감소보다 고용량의 증가가 더욱 크게 작용하기 때문이다. 즉 총근로시간은 평균 근로시간  $h_0$ 와 고용량의 곱으로 표현되므로 결국 고용량은 13.5% 증가한 셈이다. 모형에서는  $\alpha$ 가 13.5% 증가하여 고용을 늘리게 된 것이다.

이때 총생산은 자본량의 조정이 즉각적이지 않고 노동량만이 먼저 조정된다면 2.04%(4.4%\*0.4645) 증가한다. 하지만 자본량도 새로운 규제상태에서 충분히 조정된다면 식 (13)에 의해 자본량도 노동량에 비례하여 증가할 것이므로 생산량은 식 (14)에 의해 4.4% 증가할 것이다. 이 때 식 (15)에 의해 투자량도 역시 4.4% 증가함을 알 수 있다. 또한 소비도 식 (16)에 의해 4.4% 증가한다. 한편 자본과 총노동량이 모두 상승하였으므로 식 (17)에 의해 시간당 임금은 변함이 없다.

반면 제II장에서의 분석처럼 법정근로시간의 감소가 실근로시간의 감소폭에 100% 반영되지 않고 70%만 반영되어, 법정근로시간의 9.1% 감소가 실근로시간을 6.4%(9.1%\*0.7) 감소시키는데 그쳤다고 하자. 이 때 모형에서는  $h_0$ 가 6.4% 감소하는 것으로 표현된다. 이 때  $\alpha$ 는 11.0% 증가하여 고용도 그만큼 증가하게 된다. 따라서 총근로시간  $h$ 는 3.6% 증가한다. 또한 새로운 규제상태에서는 똑같은 방법에 의해 총생산, 투자 소비 모두 3.6% 증가하며 임금은 변함이 없다는 것을 알 수 있다.

지금까지의 결과는 상당히 의외로 받아들여질 수 있다. 왜냐하면 많은 국가에서의 경험적 사실로 비추어 볼 때, 법정근로시간의 축소가 고용량의 증가 효과를 가져오더라도

그 크기가 그리 크지 않아서, 총근로시간은 감소하는 것이 보통이기 때문이다. 하지만 위의 결과는 모든 조정이 끝난 궁극적인 결과라는 것을 명심하자. 즉 단기적 또는 제도적 이유로 임금의 조정이 곧바로 이루어지지 않는다면 제II장의 분석과 같이 총근로시간이 오히려 감소할 수 있지만 궁극적으로는 임금이 모두 조정된다면 고용량의 증가에 의해 총근로시간은 원래 상태를 회복할 수 있다. 실제로 임금이 전혀 조정이 이루어지지 않는다면 위의 분석을 통해 그 결과를 짐작하는 것은 의미가 없을 것이다.

하지만 본 모형에 따르면 일반적으로 실근로시간의 감소가 그를 능가하는 고용의 증가를 가져옴으로써 총근로시간이 증가하는 것을 알 수 있다. 이와 같이 총근로시간이 오히려 증가하는 점에 대해서는 그 이유를 보다 상세히 분석할 필요가 있다. 본 모형의 경우 실근로시간의 축소가 총근로시간의 증가를 초래하는 이유는 크게 두 가지 요인에 근거한다. 첫째, 완벽한 실업보험이 존재하는 경우를 상정하였기 때문이다. 이미 살펴본 바와 같이 완벽한 실업보험의 존재는 가상적인 대표 소비자의 효용을 여가에 관하여 선형화시킨다. 이 때 여가에 관한 선형계수  $B$ 는  $h_0$ 가 감소할 때 오히려 감소함으로써 사회계획자가 느끼는 여가의 한계효용은 오히려 감소하는 것이다.

둘째, 근로자가 동질적이라고 가정하였다. 일반적으로 이미 고용되어 있는 근로자와 현재 실업상태에 있는 근로자 사이에는 생산성에 있어서 차이가 있을 수 있다.  $h_0$ 가 감소함에 따라 보다 많은 근로자가 고용되는데 이 때 새롭게 고용되는 근로자의 생산성은 이미 고용되어 있는 근로자에 비해 떨어지기 마련이다. 이와 같은 두 가지 극단적인 가정을 완화하여 보다 현실적인 모형을 고려한다면 총근로시간은 감소할 수 있다.

## 2. 노동생산성의 차이를 고려한 모형

위에서 살펴본 모형에 따르면 실근로시간이 축소될 때, 이러한 축소를 능가하는 고용의 증가로 인하여 총근로시간은 오히려 증가할 수 있음을 확인하였다. 본 절에서는 1절에서 명시적으로 고려하지 못했던 노동의 이질성을 고려하도록 하자. 즉 실업자의 생산성이 이미 고용되어 있는 근로자의 생산성보다 떨어짐을 명시적으로 고려할 생각이다. 우리는 다음과 같은 생산함수를 통해 이러한 문제를 고려할 수 있다.

$$y_i = \lambda_i k_i^\theta (\alpha^{new} h_0^{new})^{1-\theta}, \quad \alpha^{new} \leq \alpha^* \tag{18}$$

$$y_t = \lambda_i k_i^\theta (\alpha^* h_0^{new} + e(h_t - \alpha^* h_0^{new}))^{1-\theta}, \quad \alpha^{new} > \alpha^* \quad (19)$$

식 (18)에서  $\alpha^*$ 는 실근로시간의 변화가 있기 전, 즉 실근로시간이  $h_0$ 로 주어져 있을 때 규제상태에서 노동을 하게 될 확률을 나타낸다. 결국 복권의 결과  $\alpha^*$ 의 비율만큼의 인구가 노동을 실제로 하게 될 것이다. 따라서  $\alpha^* h_0$ 는 법정근로시간이 변하기 전의 총근로시간을 나타낸다. 반면  $\alpha^{new}$ 는 실근로시간이  $h_0$ 에서  $h_0^{new}$ 로 줄어든 이후에 노동을 하게 될 확률을 의미한다. 만약 법정근로시간이  $h_0$ 에서  $h_0^{new}$ 로 줄어든 이후에도 동일한 확률을 선택했다면 총근로시간은  $\alpha^* h_0^{new}$ 가 될 것이다. 또한 이러한 수치는 기존의 근로자들만큼의 근로자가 고용되었을 경우의 총근로시간이다. 만약  $\alpha^{new} \leq \alpha^*$ 이라면 이전보다 더 적은 수 또는 같은 수의 근로자가 고용될 것이다. 이 때는 노동의 생산성이 변함이 없고 따라서 생산함수는 식 (18)로 표현된다.

반면  $\alpha^* h_0^{new}$ 보다 더 많은 근로시간을 원하게 되면 더 높은 확률을 선택해서 고용 숫자를 늘려야 한다( $\alpha^{new} > \alpha^*$ ). 이 때 총근로시간을  $h_t$ 로 표현한다면,  $h_t - \alpha^* h_0^{new}$ 만큼의 근로시간은 새로운 근로자의 고용으로 이루어진 것이라 할 수 있다. 이제 새롭게 고용된 노동의 효율성이 이전에 비해  $e(<1)$ 만큼 떨어진다는 점을 명시적으로 고려하자. 이를 위하여 실질적으로 생산함수에 사용된 근로시간을 계산할 때  $\alpha^* h_0^{new}$ 은 그대로 더해지지만 새롭게 고용된 근로자에 의한 노동은  $e(<1)$ 를 곱하여 더해진다고 생각하자. 즉 실질적인 노동 고용량은 효율단위(efficiency unit)로 계산할 때는  $\alpha^* h_0^{new} + e(h_t - \alpha^* h_0^{new})$ 이 됨으로써 물리적인 시간  $h_t$ 와는 구별된다. 이와 같은 고려를 반영한 생산함수는 식 (19)와 같이 표현된다.

새로운 규제상태에서의 다른 변수들의 균형 값은 역시 새롭게 선택된  $\alpha$ 의 값에 따라 차이를 보이게 된다. 먼저  $\alpha^{new} \leq \alpha^*$ 인 경우 실제의 해를 구하면  $\alpha^{new} = \alpha^*$ 이 된다(주 10 참조). 따라서 새로운 규제상태에서 노동, 자본, 총생산, 투자 그리고 소비의 값은 다음과 같다.

$$\hat{h}^* = \alpha^* h_0^{new} = \alpha^{new} h_0^{new} \quad (21)$$

$$\hat{k}^* = \left[ \frac{\rho + \delta}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} \hat{h}^* \quad (22)$$

$$\hat{y}^* = \hat{k}^{\ast\theta} \hat{h}^{\ast(1-\theta)} \quad (23)$$

$$\hat{i}^* = \hat{\delta} \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} \hat{h}^* \quad (24)$$

$$\hat{c}^* = \hat{k}^{\ast\theta} \hat{h}^{\ast(1-\theta)} - \hat{\delta} \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} \hat{h}^* \quad (25)$$

반면에  $\alpha^{new} > \alpha^*$  인 경우는 생산함수 (19)를 이용하여야 한다. 이 때에도 사회적 계획자의 최적조건을 이용하여 해를 구하면, 실근로시간이  $h_0^{new}$ 로 바뀌게 될 경우, 새로운 근제상태하에서의 고용량은 다음과 같이 결정되는 것을 확인할 수 있다.<sup>15)</sup>

$$\hat{h}^* = \frac{(1-\theta)(\rho + \delta)}{\hat{B}(\rho + \delta - \theta\delta)} - \left( \frac{1-e}{e} \right) \alpha^* h_0^{new} \quad (26)$$

여기서  $\hat{B} = -A(\ln(1 - h_0^{new}))/h_0^{new}$  를 의미한다. 우리는 간단한 계산을 통해 일반적으로  $h_0^{new} < h_0$  일 때  $\hat{h}^* < h^*$  임을 증명할 수 있다. 즉 법정근로시간이 감소하면 총근로시간도 감소하는 것이다.

이 경우 근제상태에서의 자본, 총생산, 투자 그리고 소비의 값은 다음과 같이 주어진다.

$$\hat{k}^* = \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} (\alpha^* h_0^{new} + e(\hat{h}^* - \alpha^* h_0^{new})) \quad (27)$$

$$\hat{y}^* = \hat{k}^{\ast.5355} (\alpha^* h_0^{new} + e(\hat{h}^* - \alpha^* h_0^{new}))^{.4645} \quad (28)$$

$$\hat{i}^* = \hat{\delta} \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} (\alpha^* h_0^{new} + e(\hat{h}^* - \alpha^* h_0^{new})) \quad (29)$$

$$\hat{c}^* = \hat{k}^{\ast.5355} (\alpha^* h_0^{new} + e(\hat{h}^* - \alpha^* h_0^{new}))^{.4645} - \hat{\delta} \left[ \frac{\rho + \hat{\delta}}{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta-1}} (\alpha^* h_0^{new} + e(\hat{h}^* - \alpha^* h_0^{new})) \quad (30)$$

15) 여러 가지 경우를 고려했을 때  $\alpha^{new} < \alpha^*$  인 경우는 발견되지 않았으며, e가 현격히 작은 값을 가지는 경우  $\alpha^{new} = \alpha^*$  인 경우는 많이 발생하였다. 그 이유는 노동의 한계생산성이 식 (18)과 식 (19)에서 차이를 보이고 갑자기 감소하는 kink를 보이므로 corner solution을 갖기 때문이다.

이상의 분석을 통해서 우리는 똑 같은 실근로시간의 변화에 대해서도 효율성 파라미터  $e$  값이 무엇이냐에 따라 두 경우를 생각해 볼 수 있음을 알 수 있다. 이렇게 중요한 역할을 하고 있음에도 현실적으로 효율성 파라미터의 값을 매우 정밀하게 측정하기는 어려우므로  $e=0.95, 0.90, 0.8$ 의 세 경우를 고려하였다. 이러한 값은 본 논문의 제Ⅲ장에서 살펴본 것과 같이 현실경제에서의 값과 매우 유사한 수치임을 알 수 있다.

이제 법정근로시간의 9.1% 감소가 실근로시간에 70% 반영되어 실근로시간이 6.4% 감소하였다고 하자. 첫번째 경우로서  $e=0.95$ 라고 하면, 이 때의 사회계획자의 최적조건으로부터  $\alpha^{new} > \alpha^*$ 임을 확인할 수 있다.<sup>16)</sup> 따라서 새로운 균제상태는 식 (26)~(30)에 의하여 결정된다. 이 때 식 (26)에 의해 우리는  $\hat{h}^*$ 의 증가분을 구할 수 있고 이를 통해 고용량의 증가를 구할 수 있다. 보다 구체적으로 다음과 같이 설명할 수 있다. 먼저  $h_0^{new}$ 의 실근로시간하에서  $\hat{h}^*$ 의 노동량을 고용하기 위해서 필요한 고용량  $\alpha^{new}$ 를 구하고 이를 통해,  $\alpha^*$ 로부터  $\alpha^{new}$ 까지의 증가분을 구하는 것이다. 이러한 과정을 통해 구한 고용량의 증가율은 4.9%가 된다. 이렇게 고용량이 증가함에도 불구하고 평균 근로시간의 축소와 새로운 근로자의 생산성 감소로 오히려 유효노동량은 2.03% 감소하므로 식 (27), (28), (29) 그리고 (30)에 의해 새로운 균제상태에서 자본, 총생산, 투자 그리고 소비는 모두 2.03% 감소한다. 이 경우 유효노동력에 대한 임금은 변함이 없다. 하지만 4.9%의 새로운 고용은 유효노동 0.95만큼만 생산하므로, 사회적으로 0.25%(4.9%\*0.05)만큼의 시간당 임금이 감소한 것과 동일한 효과를 갖는다.

두번째 경우로 이제  $e=0.9$ 라고 하자. 이 때 사회계획자의 최적조건으로부터  $\alpha^{new} \leq \alpha^*$ 임을 확인할 수 있다. 따라서 이 때는 corner solution이 되고  $\alpha^{new} = \alpha^*$ 가 성립한다. 따라서 고용량은 변함이 없고 총노동량은 6.4% 감소하게 된다. 따라서 식 (21)~(25)에 의해 총생산, 소비, 투자 그리고 자본 모두 6.4% 감소한다. 또한 자본과 노동량이 모두 같은 비율로 감소하였으므로 임금의 변화는 없다.

마지막으로  $e=0.8$ 이라고 하면, 역시 사회계획자의 최적조건으로부터  $\alpha^{new} \leq \alpha^*$ 임을 확인할 수 있다. 이 때도 새로운 고용은 일어나지 않고 기존의 근로자만 고용되므로 생산

16) 이러한 결과는 사회계획자의 최적조건을 만족시키는 노동 수준이 기존의 고용 수준을 초과하는가 혹은 아닌가에 달려 있다. 만약 최적 노동량 수준이  $\alpha^* h_0^{new}$ 를 초과한다면 새로운 고용이 필요하게 되므로  $\alpha^{new} > \alpha^*$ 가 성립한다.

성 감소도 의미가 없다. 결국 총생산, 소비, 투자 그리고 자본 모두 두번째 경우와 마찬가지로 6.4% 감소한다. 또한 자본과 노동량이 모두 같은 비율로 감소하였으므로 시간당 임금의 변화는 없다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 법정근로시간이 44시간에서 40시간으로 단축될 경우 그에 대한 경제적 효과를 분석하기 위하여 작성되었다. 본 연구가 타연구에 비하여 가지는 장점은 추가 고용되는 근로자와 기존 근로자들 사이에 생산성의 차이를 고려한 후 이를 이용하여 부분균형이 아닌 일반균형 모형에 의하여 분석되었다는 점이다. 하지만 기존 근로자와 추가 고용되는 근로자들 사이에서의 이질성만을 고려하였을 뿐 그 밖의 이질성을 고려하지 않고 대표 가계를 상정하였다는 한계를 갖는다. 또한 근로시간 축소에 의한 생산성 증가도 고려하지 않았다는 점에서 이러한 부분의 실증적 분석과 함께 이를 고려한 모형을 통해 앞으로 더욱 연구가 진행되어야 하리라고 생각된다.

그럼에도 불구하고 본 모형을 이용하여 장기적인 균계상태의 비교를 통해 분석할 때, 추가로 고용되는 근로자가 기존 근로자의 생산성의 약 95%라 하면(제Ⅲ장의 추정 결과에 따라), 법정근로시간 단축에 따라 약 4.9%의 고용이 증가하나, 법정근로시간의 단축에 따라 실근로시간이 단축되어 경제 전체 근로자의 평균 근로시간이 축소와 추가 고용 근로자의 생산성 감소로 오히려 유효노동량은 2.03% 감소하므로 새로운 균계상태에서는 자본, 총생산(성장), 투자 그리고 소비 모두 2.03% 감소한다. 이 경우 유효노동력에 대한 임금은 모든 조정 과정을 거치는 동안 변함이 없다. 그러나 추가 고용된 근로자의 생산성은 기존 근로자의 95%에 해당되므로 사회적으로는 0.25%만큼의 시간당 임금이 하락하는 것과 동일한 효과를 갖게 된다.

실제로 근로시간 단축은 그 시행에 있어 어떠한 방식으로 시행되느냐가 매우 중요하다고 생각된다. 현행의 장시간 근로에서 벗어나 삶의 질 향상 차원에서 법정근로시간 단축에 따른 실근로시간의 단축을 기대하는 것은 타당한 견해라 생각된다. 그러나 생산성의 증가가 수반되지 않는다면 본문의 분석에서 보았듯이 성장에는 플러스의 효과를 기대하기 힘들 것이다. 예를 들어 근로시간 단축 기간에 있어 생산성의 증가가 현행보다

50% 증가한다면,<sup>17)</sup> 본문 제IV장에서 분석한 법정근로시간 단축의 장기에 있어 경제적 효과는 달라질 수 있다. 이 경우 모형에 따르면, 고용은 4.9% 증가로 변함이 없으나, 성장은 약 1.1% 감소에 그치는 것으로 나타나고 있다.

한편 일본의 경우는 법정근로시간 단축이 경제에 미치는 부작용을 최소화하기 위하여 업종 및 기업규모별로 약 10년에 걸쳐 단계적으로 시행하였다. 우리나라의 경우도 이러한 예를 참조할 필요가 있을 것이다. 또한 일본은 법정근로시간 단축시에 기업의 생산성 향상을 위해 노사가 협력하여 다양한 노력을 하였으며(勞働省, 1992), 정부도 생산성 향상과 기업의 실근로시간 단축을 위하여 상당한 지원을 하였다는 점도 정부의 과제로 남을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 남주하. 「자본의 한계효율 및 시간선호효율의 추정에 의한 실질금리의 적정수준 모색」. 『연구조사자료』 86-93-01, 한국경제연구원, 1993.
- 박형수 「실물적 경기변동모형으로 본 우리나라의 경기변동」. 『경제분석』 5권 3호, 한국은행 특별연구실, (1999): 70-109.
- 박형수·신관호. 「확률적 동학 일반균형모형을 이용한 한국경제의 최적 통화정책」. 『경제분석』 (II), 6권 2호 (2000): 94-124.
- 신동균. 「노동력 이동동향」. 한국노동연구원, 1999, 1998.
- 신동균. 『노동의 이동과 실업』, 한국노동연구원, 2001.
- 표학길. 「한국의 산업별·자산별 자본스톡 추계(1954~1996)」. 연구보고서 98-01, 한국조세연구원, (1998).
- 日本勞動研究機構. 「勞動時間短縮의 經濟的 效果」, 1992.
- Hansen, G.D.. "Indivisible Labor and the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics* 16, (1985): 309-327.

17) 일본의 경우 1%의 노동시간을 단축할 경우 맨아워(man-hour) 노동생산성은 0.3~0.5% 상승한다는 연구 결과가 있다(日本研究勞働機構, 1992).



- Hunt, Jennifer. "The Response If Wages and Actual Hours Worked to the Reduction of Standard Hours". NBER Working Paper 5716, 1996a.
- \_\_\_\_\_. "Has Work-Sharing Worked in Germany?". NBER Working Paper 5724, 1996b.
- \_\_\_\_\_. "Hours Reductions as Work-sharing". *Brookings Papers on Economic Activity* (1998): 339-381.
- \_\_\_\_\_. "Has Work-Sharing Worked in Germany?", *Quarterly Journal of Economics* 114 (1999): 117-148.
- Hurd, Michael. "A compensation Measure of the Cost of Unemployment to the Unemployed". *Quarterly Journal of Economics* 95 (1980): 225-244.
- King, R.G. and S.T. Rebelo. "Resuscitating Real Business Cycles". *Handbook of Macroeconomics 1B, Elsevier Science*, (1999): 927-1007.
- Rogerson, R., "Indivisible labor, Lotteries and Equilibrium". *Journal of Monetary Economics* 21 (1988): 3-16.
- OECD. Employment Outlook, 1994.
- OECD. Employment Outlook, 1998.

abstract

---

## The economic effects of working hours reduction in Korea

Kwanho Shin, Donggyun Shin, Gyeongjoon Yoo

This paper investigates the effects of hours reduction on growth, investment, and consumption as well as employment. We adopt the basic framework of the indivisibility of labor developed by Hansen (1985) and Rogerson (1988) and extend it by allowing heterogeneity of workers in productive efficiency. On the basis of monthly panel data constructed from Economically Active Population Surveys and Household Income and Expenditure Surveys, we estimate the value of productive efficiency parameter of newly hired workers relative to existing workers by considering differences between the two groups in unobservable as well as observable worker characteristics. Numerical simulation of steady states demonstrates that reduction of statutory weekly hours from 44 to 40 leads to a rise in employees by 4.9 percent. However, GNP, investment, and consumption are all reduced by 2.03 percent, which is attributed to reduction in the amount of effective labor input, which in turn comes from reduction of actual average hours and productivity differences between exiting and newly hired workers.