

法定勤勞時間 短縮에 따른 生産效果의 短期 分析*

白 雄 基** · 吳 完 根***

논문 초록

본 논문은 산업별 데이터를 이용하여 법정근로시간의 단축이 개별산업에 미칠 단기적 생산효과를 분석하였다. 분석결과 법정근로시간이 4시간 단축된다면 제조업에서는 2002년도 명목금액으로 약 7조 8,199억 원의 생산이 감소할 것으로 추정되었으며, 금융보험부동산 및 용역업에서도 생산이 7,757억 원 감소하는 등 산업 전반에 걸쳐 생산이 감소하는 것으로 나타났다. 한편 생산감소효과가 가장 작게 나타난 산업은 광업과 전기가수공업으로 조사되었다. 변화율 상으로는 광업과 제조업이 -5.06%와 -4.12%로 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났으며, 운수창고 통신업과 전기가수공업에 미치는 효과는 -0.32%와 -0.63%로 비교적 작게 추정되었다. 본 연구는 산업별 생산유발효과 외에도 부가가치유발효과 및 수입유발효과도 함께 추정하였다.

본 연구의 결과 주 5일 근무제의 도입은 모든 산업에 걸쳐 생산감소를 유발할 것으로 분석되었으나 동 제도의 도입 후 근로자들의 여가시간이 늘어나고 이에 따른 내수진작 효과가 본격적으로 나타난다면 시간이 지나면서 생산감소효과는 크게 축소될 가능성도 있다. 정부가 법정근로시간의 단축을 단계적으로 도입할 계획이라면 생산 파급효과가 가장 클 것으로 추정된 제조업에 대해서는 동 제도의 도입 시기를 늦춤으로써 타 산업에 미치는 영향을 축소할 수 있을 것으로 기대한다.

핵심 주제어: 주 5일 근무제, 법정근로시간, 실근로시간, 산업연관분석

경제문헌 주제분류: C20, E23, J30

* 저자들은 성곡학술문화재단의 연구지원과 본 논문에 대하여 유익한 논평을 주신 두 분의 심사 위원께 감사드린다. 지정 심사위원 외에도 개별적으로 논평을 주신 좌승희 박사, 박우규 박사 와 2002 경제학 공동학술대회에서 이 논문을 토론해 주신 홍기석 교수께도 깊은 감사를 드린다. 논문에 남아있을지 모르는 오류는 전적으로 저자들의 책임임을 밝힌다.

** 상명대학교 경제학과 부교수, e-mail: egbaek@sangmyung.ac.kr

*** 한국의국어대학교 경제학과 부교수, e-mail: wanoh@hufs.ac.kr

I. 서론

선진국의 연평균 근로시간은 제1차 오일쇼크 이전에 1,600시간까지 줄어들었으나 그 이후 일시적으로 근로시간 단축 추세가 역전되기도 하였다. 그럼에도 불구하고 대부분 선진국들의 근로시간은 경제성장률의 둔화에 따라 점차 단축되어 왔다고 할 수 있다.¹⁾

한국은 1997년 말에 금융위기를 겪으면서 실업자가 급격히 늘어나는 사태를 경험하였다. 당시 정부와 노동계는 고실업 문제에 대처하기 위해서 충분조건은 아니더라도 필요조건으로서 근로시간 단축을 통한 '일감나누기'(work sharing)를 정책수단으로 고려해왔다. 그러나 그 대안은 2000년 5월 이후에 실업률이 4% 이하로 하락함에 따라 큰 관심을 불러일으키지는 못했다. 그럼에도 불구하고 노동계와 정부는 근로시간 단축이 잠재적 실업 문제를 완화시킬 수 있으며 아울러 근로자들의 삶의 질 향상을 가져올 것이라는 판단하에 이 과제를 적극적으로 추진해왔다.²⁾

사실 우리나라의 근로시간은 국제적으로 비교해 보아도 매우 길다고 할 수 있다. OECD의 한 보고서에 의하면 한국 근로자의 연평균 근로시간은 1999년에 2,497시간으로 OECD 국가 중 가장 길었으며, 1990년 이후에는 근로시간 단축도 거의 나타나지 않았다.³⁾ 따라서 이제는 국제수준에 걸맞은 근로시간 조정을 통하여 근로자의 삶의 질 향상 문제를 논의할 시점이 되었다고도 할 수 있다.

그러나 노동계에서 주장하고 있는 근로시간 단축을 통한 삶의 질 향상에 대한 기대와는 달리 기업가들은 근로시간 단축이 노동비용의 상승을 초래하기 때문에 결과적으로 고용을 위축시킴으로써 실업률을 하락시키지 못할 것이라고 예상한다. 또한 우리나라의 근로자들이 여가보다는 소득을 선호하는 경향이 있기 때문에 법정근로

-
- 1) OECD 노동통계에서 1979년과 1999년의 국가별 연평균 근로시간을 비교해 보면 G-7 국가 중에는 미국이 유일하게 근로시간이 1,905 시간에서 1,976 시간으로 증가했음을 알 수 있다.
 - 2) 정부는 2000년 5월에 근로시간 단축을 위한 논의의 장을 마련하기 위해 '근로시간단축 특별위원회'를 노사정위원회 내에 설치하고 노·사간의 합의도출을 위해 노력해 왔으나 지난 일년 반 동안의 활동에도 불구하고 합의도출에는 실패하였다. 그러나 2002년 7월부터 은행업 부문에서 주 5일 근무제를 시행하였다.
 - 3) 이는 체코의 2,088 시간보다 400여 시간이나 긴 것이며, 1990년의 평균근로시간은 2,514시간으로 지난 10년간 근로시간의 변동이 거의 없었다고 할 수 있다. 자세한 논의는 Evans, J. M., D. C. Lippoldt and P. Marianna, "Trends In Working Hours In OECD Countries," *Occasional Paper*, OECD, 2001 참조.

시간을 단축시키더라도 실근로시간은 기대만큼 줄지 않을 것이라고 한다. 이러한 결과가 나타난다면 근로기준법 개정 취지와는 다르게 법정근로시간의 단축이 여가 시간 증대를 통한 근로자의 삶의 질 향상에는 크게 기여하지 못하고, 오히려 노동 비용의 상승을 초래함으로써 국민경제에 부담을 줄 수도 있을 것이다.

어느 쪽의 주장이 타당한지 판단하기 위해서는 엄밀하고도 객관적인 분석이 선행되어야 할 것이다. 그러나 아직까지 충분한 학계의 연구가 축적되지 않았기 때문에 어느 편의 주장이 옳다고 주장하는 것은 시기상조라고 생각한다. 그럼에도 불구하고 정부는 주 5일 근무제를 시행하려고 하기 때문에 학계에서 이 문제를 꾸준히 논의하는 것은 대단히 의미 있는 일이라고 생각한다. 이러한 취지에서 본 연구는 주 5일 근무제가 시행될 때 단기적으로 생산에 미치는 영향을 추정하는 데 그 목적을 두었다.

이를 위해서 본 연구는 산업별로 법정근로시간이 단축될 때 각 산업에 미치는 단기적 생산과급효과를 추정하였다. 여기서 단기적 생산효과를 분석하는 이유는 분석기간이 장기화되면 자본과 생산요소 가격의 변화를 통해 생산과급효과의 추산 문제가 한층 복잡해질 뿐만 아니라 분석결과의 오차도 훨씬 커질 것이기 때문이다.⁴⁾ 본 고에서는 근로시간 단축의 단기적 생산효과를 두 단계로 나누어 추정하였다. 첫 단계에서는 개별 산업의 법정근로시간 단축이 해당 산업에 미치는 직접 효과를 생산함수를 추정함으로써 조사하였으며, 두 번째 단계에서는 법정근로시간의 변화에 따른 각 산업의 생산변화가 타 산업에 미치는 영향을 산업연관표 분석을 통하여 조사하였다.

본 연구결과로부터 얻은 생산과급효과는 법정근로시간 단축에 따른 생산변동 규모의 추정치 자체보다는 주 5일 근무제도를 단계적으로 도입한다면 어떤 산업부터 시행하는 것이 바람직한가에 관한 판단을 내리는 데 유용하게 활용될 것으로 생각한다.

4) 분석기간을 5년으로 장기화한 유형의 연구로는 백용기(2002)의 “거시경제모형을 활용한 근로시간 단축의 거시경제효과분석” 등이 있다.

II. 관련연구

본 연구와 관련된 국내·외 연구동향을 정리하면 다음과 같다. 먼저 해외연구를 보면 Booth and Schiantarelli(1987)는 노조와 회사의 효율적 협상모형과 독점노조를 이용하여 근로시간의 축소가 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 저자들은 모형의 여러 조건하에서 법정근로시간의 단축이 고용에 미치는 효과는 기껏해야 모호하거나 오히려 부정적으로 나타난다는 사실을 발견하였다. Richardson and Rubin(1993)은 공장근로자의 근무 주수 혹은 근로시간의 단축이 제조업의 경쟁력에 미치는 영향력을 공장단위의 경영자들에게 던진 설문 응답을 통하여 측정하였다. 설문 응답결과는 경영자들이 근무 주수 감축 비용의 절반이 생산성 향상과 임금상승완화를 통하여 흡수되기를 기대한다는 것이다. 또한 근무 주수 감축에 따른 비용의 변화를 공장 규모면에서 비교해 보면 큰 공장이 작은 공장에 비해 상대적으로 작을 것으로 보았다.

노르웨이 제조업을 대상으로 연구한 Nymoene(1989)은 동태모형과 공적분 점정기법을 이용하여 근무 일수와 시간당 임금의 관계에 관하여 분석하였다. 실증연구 결과는 생산성과 실업이 불변이라는 조건하에서 근무 시간과 실질임금간에는 장기적으로 독립성이 있다는 가설을 지지하였다. 그러나 동태적 모형의 결과는 근무 시간의 변화가 단기적으로는 실질임금에 지대한 영향을 미치고 있다고 나타났다.

프랑스의 경우에는 Jefferys(2000)가 근무시간의 축소에 따른 영향을 연구하였다. 주지하는 바와 같이 프랑스 의회는 1998년에 Aubry 법안을 통과시킴으로써 2000년 1월 1일부로 근로자 20인 이상인 사업장에 대하여 주당 법정 근로시간을 39시간에서 35시간으로 줄이고 일자리를 창출하거나 보호하는 단체협약을 맺으면 금전적 인센티브를 제공하였다.⁵⁾ 이 제도가 시행된 지 얼마 되지 않았기 때문에 동제도의 효과를 논의하기 위해서는 보다 많은 연구가 필요하지만, 지금까지 나타난 결과들을 기초로 판단해 보면 개정 법안에 의한 일자리 창출 효과는 제한적이지만 임금 결정과정의 부드러워지고 근무형태가 예전보다 유연해졌다고 평가할 수 있다.

Cacace(1999)는 근로시간의 단축을 역사적인 추세로 보았다. 즉, 백년 전에는 연간 근로시간이 3,200시간이었으나 제1차 오일쇼크가 발생했던 1973년에는 1,600

5) 2002년부터는 20인 미만의 사업장에 대해서도 주당 35시간의 법정근로시간제가 도입되었다.

시간까지 줄어들어서 동년에는 실업률이 유럽에서 3.50%, 미국에서 5%로 나타나 완전고용수준에 도달하기도 하였다. 그러나 오일쇼크 후에는 다시 근로시간이 과거처럼 늘어나서 네덜란드만을 예외로 연간 근로시간이 1,700 혹은 1,800 시간까지 늘어나기도 했다. 저자는 향후 선진국 경제성장률을 2~2.5%로 가정할 경우 근로시간 단축을 통한 노동분담은 본격적인 실업대책으로는 충분조건은 아니더라도 필요조건이라고 주장하였다. 또한 노동분담은 실업뿐만 아니라 경제성장, 유연성, 훈련과 연구 등을 위한 필요조건이 되기도 한다고 주장하였다. 이 연구의 중요한 정책함의는 근로시간 단축을 통해 획득된 보다 유연한 근로시간은 기업의 경쟁력을 향상시켜 준다는 것이다.

서독의 근로시간 단축에 관한 연구에서 Hunt(1996)는 법정근로시간의 단축에 따른 임금과 실근로시간과의 관계를 분석하였다. 독일에서 주 40시간제 근무는 1965년에 인쇄업에서 처음 도입하였으며 1974년에 전체 근로자의 92%가 주 40시간제를 적용 받기까지 다른 산업으로 파급되었다. 독일의 노동조합은 일감나누기를 통하여 고용을 증가시키는 것을 목표로 하였으며, 미국의 AFL-CIO에도 영향을 미쳤다. 저자는 독일의 사회경제패널자료(German Socio-Economic Panel)를 이용하여 실증분석을 시행한 결과 제조업 근로자의 경우 법정근로시간을 1시간 단축시키면 실근로시간은 0.8 혹은 1시간까지 감소한다는 것을 발견하였다. Hunt(1996) 이외에도 Bosch(1990)는 서독의 근로시간 단축의 전개과정을 개관하고 근로시간 단축과 상충관계에 있는 근로시간의 유연성에 대한 단체협약에 관해 논의하였다.

일본 제조업을 대상으로 연구로는 Brenello(1989)가 있다. 그는 일본 제조업에 대한 근로시간, 고용과 소득에 관한 간단한 모형을 작성하여 법정근로시간의 단축이 오히려 초과근로시간 증가, 고용을 축소시키는 결과를 초래했음을 주장하였다.

우리나라는 1953년 이후에 법정근로시간이 48시간으로 고정되어 있었으나 1989년부터 1991년까지 3년에 걸쳐서 44시간으로 축소되었다. 그러나 근로시간 단축에 따른 사회·경제적 효과를 체계적으로 분석한 연구는 상대적으로 빈약한 편이었다. 그러나 법정근로시간 단축에 관한 논의가 2000년부터 재차 거론되기 시작하자 최근에는 여러 연구결과들이 발표되고 있다.

1990년대 초반에 제조업 부문의 노동력 부족이 심화되자 법정공휴일을 축소하는 방안이 논의된 적이 있었다. 백웅기(1992)는 법정공휴일 폐지에 따른 근로일수의 변동이 제조업 생산에 미치는 영향을 추정한 연구이다. 저자는 노동생산성의 변화

가 없다고 가정할 때 법정공휴일을 하루 폐지하면 제조업에서 약 0.3%의 노동부족률을 해소할 수 있으며 이는 연중 1만여 명의 상용근로자를 고용하는 것과 동일한 효과를 얻을 수 있다고 주장했다. 또한 제조업 부가가치는 0.21% 상승하며, GDP는 0.07%가 증가할 것으로 추정하였다. 이 결과를 현재 논의하고 있는 근로시간 단축문제와 연계시키면, 주당 4시간의 실근로시간이 단축되면 이는 연간 1.8%의 GDP를 하락시키는 효과가 있다고 볼 수 있다.⁶⁾

법정근로시간의 단축이 실근로시간에 미치는 영향을 분석한 Hunt(1996)의 연구처럼 김유선(2000)은 우리나라에서 법정근로시간을 단축하면 과연 어느 정도나 실근로시간이 단축될 것인지에 관한 연구 결과를 제시하였다. 우리나라에는 이 주제를 치밀하게 연구하기 위한 미시 데이터가 존재하지 않기 때문에 김유선(2000)은 거시 데이터를 사용하였다. 모형에서 종속변수로는 주당 실근로시간을 사용하였고, 독립변수로는 실질 GDP, 취업자수, 실질임금, 법정근로시간 등의 4개 변수를 채택하여 법정근로시간 변동이 실근로시간에 미치는 영향을 추정하였다.

김유선(2000)은 법정근로시간과 실근로시간은 정(+)의 상관관계에 있으며, 법정근로시간을 1시간 단축하면 실근로시간은 주당 1.0시간 혹은 연간 51.6시간 단축된다고 추정결과를 제시하였다. 따라서 법정근로시간을 4시간 단축하면 실근로시간은 주당 4.0시간 또는 연간 206.3시간 단축된다고 할 수 있다. 이 결과를 사용하면 1999년의 우리나라 연평균 근로시간은 2,497시간이었으므로, 법정근로시간을 주 40시간으로 단축하면 다른 조건에 변동이 없는 한 연간 근로시간은 2,290시간으로 단축된다고 할 수 있다.

안주엽·이규용(2001)은 1989~1991년에 발생한 법정근로시간 변경의 효과를 제조업 상용직 근로자를 중심으로 분석하였는데, 주당 4시간의 법정근로시간 단축은 실근로시간을 주당 1.9시간 또는 3.8% 단축시키고, 총고용을 4.7% 증가시키며, 실질임금은 10.1% 상승시키는 효과가 있다고 주장하였다. 한편 김승택(2001)은 안주엽·이규용(2001)의 연구결과에 근거하여 주당 법정근로시간이 44시간에서 40시간으로 9.1% 단축될 때 노동시장과 경제에 미치는 효과를 조사하였다. 중요한 효과로는 경제활동참가율의 상승, 비정규직의 활성화, 노동시장의 유연화 등을 들었으며 고용은 5.2% 증가하는 동시에 노동생산성은 향상된다고 주장했다. 한편 근

6) 현재 추진하고 있는 정책은 법정근로시간의 단축이기 때문에 이 정책이 시행되면 실근로시간을 얼마나 변동시킬 것인지에 관해서는 다음 장에 상세히 논의하기로 한다.

로시간의 단축 결과 인적자본이 향상되고 추가고용 및 물적자원의 효율적 배분이 발생한다면 잠재생산력은 상승할 가능성도 있다고 주장하였다.

이지평·오정훈·송태정(2000)은 법정근로시간 4시간 단축에 따른 기업의 비용 상승을 0.5~14.6%로 추정하였으며, 근로시간이 1% 감소할 때 노동생산성은 0.65% 향상되는 것으로 추정하였다. 또한 저자들은 근로시간 단축이 초래하는 잠재 GDP의 변화를 생산함수 접근법으로 추정하였는데, 법정근로시간의 단축은 단기적으로는 경제성장률을 3~4%까지 낮추지만 장기적으로는 우리 경제가 적정 잠재성장률에 수렴할 것이라고 예측하였다.

이외에도 김재원(2000)과 김환일(2000)은 근로시간 단축에 관련된 여러 가지 쟁점과 정책 이슈에 관하여 정리하였다. 김재원(2000)은 법정근로시간 단축에 따른 실근로시간이 많이 줄어들수록 시간당 임금을 인상효과가 높게 나타난다고 지적했다. 이에 따라 실근로시간이 긴 사업체는 시간당 임금을 인상에 따른 경영압박 효과가 매우 크기 때문에 이들 사업체에 대한 정책적 배려가 필요하다고 주장했다. 김환일(2000)은 근로시간 단축에 관한 노동계와 경영계간의 입장 차이가 심하기 때문에 실근로시간 단축이 가능한 개별기업을 중심으로 제도를 점진적으로 도입해 나가는 것이 바람직하다고 제안했다.

Ⅲ. 실증분석

법정근로시간의 단축이 생산에 미치는 효과를 추정하기 위해서 사용할 수 있는 방법은 거시경제모형을 이용한 시뮬레이션, 임금을 고려한 노동시장모형 및 법정근로시간과 실근로시간 및 취업자수의 축약형 관계식을 활용한 분석법 등이 있다. 어느 방법에 기초하여 분석을 시행하든지 일장일단이 있다. 그러나 본 연구는 분석의 간편성을 살리고 법정근로시간 단축에 따른 임금변동의 문제 등을 별도의 주제로 살리기 위해서 후자의 방법론을 채택하였다.⁷⁾

7) 이 방법은 노동시장의 구조식을 추정하는 대신 산업별 생산함수식, 법정근로시간과 실근로시간의 관계식 및 실근로시간과 취업자수의 관계식에 기초하여 법정근로시간 단축에 따른 생산효과를 분석하는 것으로 이윤을 고려한 이윤극대화의 최적화 조건에 따른 생산효과분석과는 다른 방법이다.

1. 데이터 및 산업분류

법정근로시간의 단축이 경제에 미치는 효과에 관한 대부분의 기존 연구들은 거시 경제 차원에서 접근하고 있다. 그 이유는 법정근로시간 단축이 실제근로시간에 미치는 영향을 분석하기 위한 산업별 데이터가 별로 존재하지 않기 때문이다. 본 연구에서는 산업별 데이터를 활용함으로써 법정근로시간의 단축이 전산업에 미치는 영향은 물론 개별 산업에의 영향도 검토하고자 한다. 이를 분석하기 위해 본 연구는 산업별 생산함수의 추정과 산업연관분석을 필요한 단계에 따라 시행하였다. 본 분석에 필요한 데이터는 산업별 부가가치 기준의 GDP, 자본스톡, 취업자수, 실근로시간, 법정근로시간 및 산업연관표 등이다.

한국은행이 매 분기 발표하고 있는 경제활동별 GDP는 산업, 농업임업 및 어업, 광업, 제조업, 전기가스 및 수도사업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업, 운수창고 및 통신업, 금융보험부동산 및 사업서비스업, 사회 및 개인서비스업, 정부서비스생산자, 공공행정 및 국방, 사회서비스, 기타로 구성되어 있기 때문에 본 연구의 산업별 부가가치에 곧바로 활용이 가능하며, 산업별 생산함수 추정에 필요한 자본스톡은 표학길·권호영(2001)에서 구하였다.

산업별 취업자수는 통계청 자료를 활용하였다. 통계청이 매월 발표하고 있는 『경제활동인구조사』에는 1970년 이후의 산업별 취업자수 통계가 수록되어 있다. 또한 통계청 산업분류는 전산업, 농림어업, 어업, 광공업, 제조업, 전기가스수도업, 도소매음식숙박업, 건설업, 도소매, 운수창고통신업, 금융보험부동산 및 사업서비스업, 기타 등으로 구성되어 있기 때문에 한국은행 국민계정상의 산업분류와 원칙적으로 동일하다. 그러나 동 자료는 1970~1979년의 기간에 대해서는 사회간접자본 및 기타서비스업 통계만 가지고 있을 뿐 도소매, 운수창고통신업, 금융보험부동산 및 사업서비스업, 기타 산업에 대해서는 통계가 없다. 또한 세부산업분류에 대한 기준이 1993년 이전과 이후가 차이를 보이기 때문에 취업자수 데이터를 활용하기 전에 이 문제를 먼저 해결해야 한다.⁸⁾

8) 경제활동인구조사의 취업자수는 고용업주 및 무급가족종사자 모두를 포함하고 있기 때문에 이 자료를 사용해서 법정근로시간 단축 효과를 추정하는 것은 무리가 있을 수 있다. 그렇다고 법정근로시간의 변화에 영향을 가장 많이 받게 될 임금근로자만을 따로 분리해서 분석하기도 어렵다. 왜냐하면 법정근로시간의 변화는 상용 임금근로자의 근로행태뿐만 아니라 자영업자 및 무급가족종사자의 근로행태에도 영향을 줄 것으로 판단되기 때문이다.

이를 위해서 본 연구는 통계청의 『인구주택 총조사보고서』를 이용하였다. 동 조사보고서는 1970년부터 매 5년마다 표본조사(1985는 전수조사) 방식으로 산업 대·중분류 혹은 대분류에 따른 취업자수 통계를 가지고 있다. 1970~1979년의 전기·가스수도업, 건설업, 도소매음식숙박업, 운수창고통신업, 금융보험부동산 및 용역업 취업자수에 대해서는 1970년 및 1975년의 『인구주택 총조사보고서』의 산업별 취업자 비중을 1970~1974년과 1975~1979년의 기간에 그대로 적용하여 『경제활동인구조사』상의 사회간접자본 및 기타서비스업 통계를 산업별로 배분하는 방식을 취하였다.⁹⁾ 또한 산업분류 기준이 달라지는 1993년도 이후의 도소매음식숙박업, 금융보험부동산 및 용역업의 취업자수에 대해서는 각각 도소매 및 소비자용품 수리업에 숙박업 및 음식점업을 합산하였고, 금융 및 보험업에 부동산임대 및 사업서비스업을 합산함으로써 취업자수를 계산하였다.¹⁰⁾

산업별 실근로시간 통계는 노동부의 『매월노동통계조사보고서』에서 구하였다. 동 조사보고서는 비농전산업, 광업, 제조업, 전기·가스수도업, 건설업, 도소매 및 음식숙박업, 운수창고 및 통신업, 금융보험부동산 및 사업서비스, 사회 및 개인

〈표 1〉 산업분류

산업번호	산업명
1	전산업
*	농림수산업
2	광업
3	제조업
4	전기·가스·수도업
5	건설업
6	도소매음식숙박업
7	운수창고통신업
8	금융보험부동산 및 용역업
*	기타산업

주: * 표시는 분석에서 제외.

9) 내삽법(interpolation)도 하나의 추세를 잡는 방법이 될 수 있으나 5년 사이에 동일한 비율로 변화하였다고 보더라도 이 둘 사이에는 큰 차이가 없을 것이다.

10) 본 연구의 취지에 가장 합당한 산업별 취업자수 추정을 위하여 통계청 사회통계과 전문가의 도움을 받았다.

서비스업으로 구성되어 있기 때문에 한국은행과 통계청의 산업분류와 일치시키는데 큰 어려움이 없었다. 그러나 『매월노동통계조사보고서』상의 통계는 10인 이상의 사업장을 대상으로 조사한 것이기 때문에 전체 근로자의 실근로시간과는 차이가 있을 수 있다는 점에서 유념해야 한다.¹¹⁾

본 연구에서 택한 산업분류는 <표 1>과 같으며 위에 이미 설명한 바와 같이 본 분류에 따라 필요한 데이터를 생성하였다. 농림수산업에 대해서는 산업의 특성상 법정근로시간이 가지는 의미가 거의 없기 때문에 분석에서는 제외하였으며, 국민계정상의 금융보험부동산 및 용역업을 제외한 기타 산업에 대해서는 그 산업이 가지는 개념도 모호할 뿐더러 기타 산업에 대한 통계가 존재하지 않기 때문에 분석에서는 제외하였다.

2. 산업별 생산효과

1) 모형

생산함수는 산출물과 요소투입과의 관계를 규정하는 정식으로 일반적으로

$$Y_t = F(K_t, L_t, t) \quad (1)$$

로 나타낼 수 있다. 식 (1)에서 Y 는 부가가치 기준의 생산량, K 는 총자본스톡으로부터 감가상각분을 제거한 순자본스톡, L 은 노동투입으로서 해당기간 투입된 총근로시간, 시간추세 t 는 자본과 노동 이외의 생산요소로 기술수준의 대용변수라고 할 수 있다.

우리나라의 생산함수 추정에 관한 문헌은 비교적 많은 편이다. 문헌에서 가장 많이 사용된 형태로는 Cobb-Douglas 함수, CES(Constant Elasticity of Substitution) 함수, VES(Varying Elasticity of Substitution) 함수, translog 함수 등이 있다. 이 중

11) 그럼에도 불구하고 분석의 주 관심이 법정근로시간 변화에 따른 전체 근로자의 실근로시간 변화를 추정해야 하는 것이 아니라 일종의 탄성치를 추정하는 것이므로 10인 미만 사업장에 종사하는 근로자 비중이 크게 달라지지 않는다는 가정 하에서는 큰 오류가 발생하지 않을 것으로 생각한다.

에서 본 연구는 규모에 대한 수익불변(CRS)을 가정한 Cobb-Douglas 생산함수를 사용하였다.¹²⁾ CRS Cobb-Douglas 생산함수는 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$Y_t = A e^{\lambda t} K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 ε_t 는 AR(1) 혹은 AR(2) 과정의 확률변수이다.

식 (2)의 특징은 승법형식(multiplicative form)의 오차항과 CRS를 가정한 것으로 식 (2)를 로그변환하면

$$\ln Y_t = \ln A + \lambda t + \alpha \ln K_t + (1-\alpha) \ln L_t + \eta_t \quad (3)$$

가 되고 양변에 $\ln L_t$ 를 뺀 후 각 변을 정리하면

$$\ln(Y/L)_t = \ln A + \lambda t + \alpha \ln(K/L)_t + \eta_t \quad (4)$$

를 얻을 수 있다. 단 η_t 는 $\ln \varepsilon_t$ 이다. 로그변환한 오차항 η_t 가 AR(1) 확률과정을 한다고 가정하면 식 (5)와 같은 식으로 표기된다.¹³⁾

$$\eta_t = \rho \eta_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (5)$$

2) 추정결과

모형을 추정하기 전에 산업별로 Y/L과 K/L에 대하여 단위근 검정을 시행한 결과 모두 단위근이 발견됨으로써 두 변수가 모두 확률적 추세를 갖는 불안정 시계열이라는 사실을 확인하였다. Y/L과 K/L의 두 변수간의 공적분이 발견되지 않은 광업, 제조업, 도소매음식숙박업, 운수창고통신업, 금융보험부동산 및 용역업의 5개 산

12) CRS를 가정한 Cobb-Douglas를 사용하는 중요한 이유는 시계열 자료의 다중공선성의 문제를 회피하기 위해서이다. 시계열 자료를 활용한 생산함수의 추정 문제는 그 동안 문헌에서 많이 논의되었으므로 본 연구에서는 생략한다.

13) 그러나 (4)식에서 Y/L과 K/L이 모두 단위근을 가지며 $\rho=1$ 인 경우라면 가성회귀의 문제를 회피하기 위하여 (4)식을 차분하여 $\Delta(Y/L)$ 과 $\Delta(K/L)$ 에 관한 회귀방정식을 유도한 후 계수를 추정하였다.

업에 대해서는 차분변수를 활용한 회귀방정식을 이용하여 회귀계수 α 를 추정했으며, 나머지 산업에 대해서는 공적분이 발견되었으므로 수준변수간의 회귀분석을 이용하여 추정하였다.

이와 같은 방식으로 1970~1999년까지 필요한 자료를 이용하여 로그변환한 CRS Cobb-Douglas 생산함수 (4)와 (5)를 각 산업별로 추정하여 <표 2>의 결과를 얻었다.¹⁴⁾

<표 2> 생산함수의 추정 결과

	C	K/L	t	AR(1)	DW	\bar{R}^2
전산업	-2.512 (-11.99)	0.638 (13.69)	.	0.820 (7.91)	1.65	0.50
광업*	0.001 (0.18)	0.588 (5.46)	.	0.461 (2.60)	2.17	0.63
제조업*	0.041 (3.85)	0.353 (3.58)	.	.	2.25	0.30
전기가스수도업	-2.579 (-7.29)	0.938 (8.77)	0.030 (3.362)	0.685 (4.27)	2.40	0.99
건설업	-2.832 (-9.61)	0.380 (7.08)	.	0.614 (4.54)	1.31	0.91
도소매음식숙박업*	-0.047 (-2.11)	0.829 (5.04)	.	0.360 (1.67)	1.66	0.47
운수창고통신업*	0.030 (2.27)	0.255 (2.62)	.	.	1.94	0.17
금융보험부동산 및 용역업*	-0.022 (-1.25)	0.903 (14.96)	.	0.596 (3.35)	1.94	0.87

주: 1) C는 상수, K/L은 자본장비율, t는 시간추세.

2) 일단 시간추세를 넣고 추정하였으나 추정치가 유의하지 않은 경우에는 추세변수를 제외하고 재추정한 결과를 표에 수록하였음.

3) 괄호 안은 t-statistics.

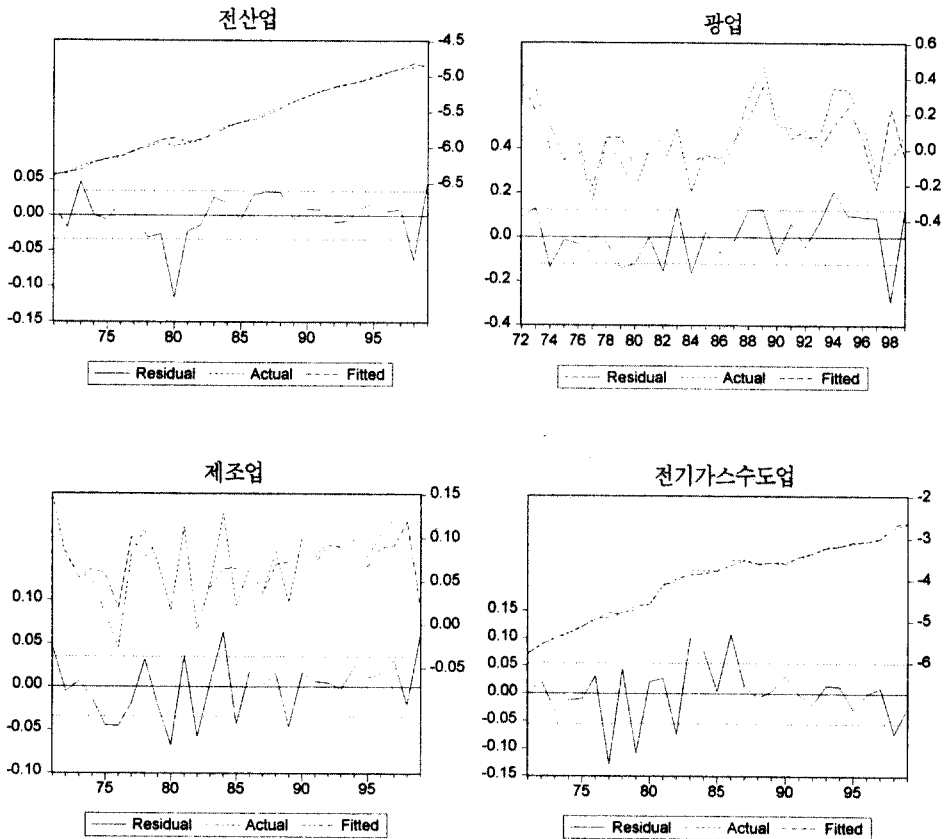
4) * 표시 산업은 차분변수를 이용한 회귀분석 결과임.

5) 각 변수는 로그변환치임.

14) 기존의 문헌에서 general aggregate function이 Cobb-Douglas의 형태를 갖는다는 점은 어느 정도 동의가 이루어져 있지만 부문별 생산함수의 형태에 대해서는 아직 논의가 많이 이루어지지 못한 상태이다. 본고에서는 부문별 생산함수도 Cobb-Douglas의 형태를 지닌다고 가정하였다. Cobb-Douglas생산함수 대신에 산업연관표상의 자본(영업임여+고정자본소모)/노동(피용자보수) 비중을 이용하여 생산함수를 상정하는 것도 하나의 방법이 될 수 있다.

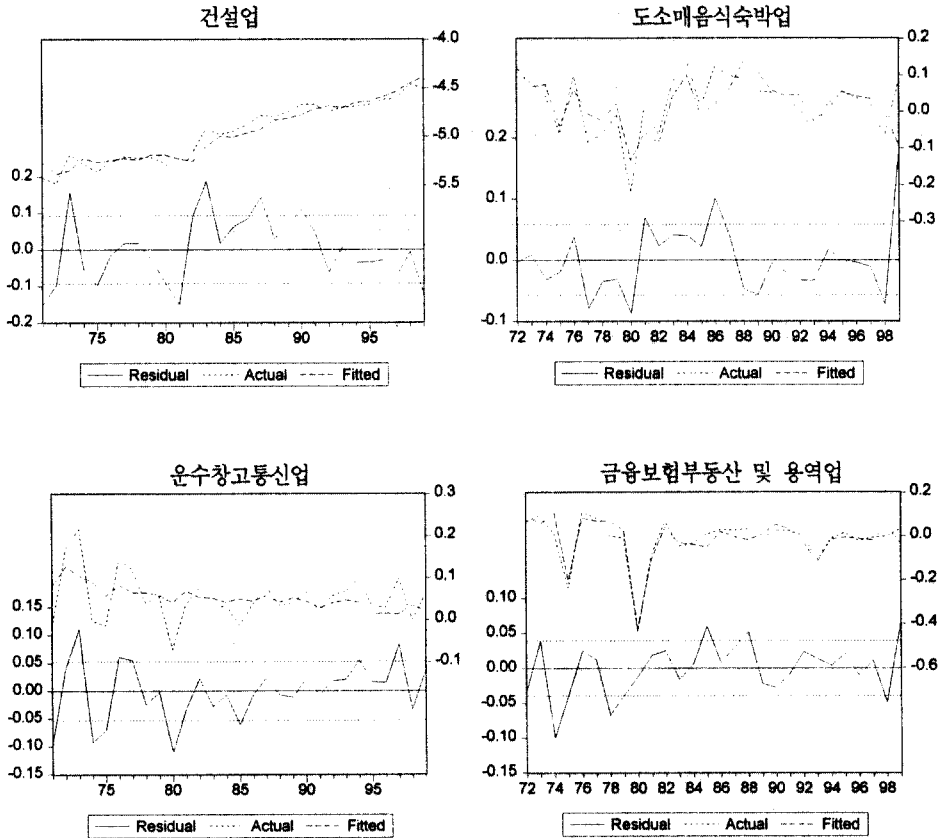
생산함수의 추정치는 다른 기존 연구와 다소 차이를 보일 수도 있는데 이는 추정 기간, 모형, 데이터, 산업구조 변화 등에 연유한다. <그림 1>은 <표 2>의 추정결과를 이용하여 계산한 산업별 생산의 실적치, 추정치 및 잔차항의 그래프이다. 추정치는 실적치를 비교적 잘 추정하고 있다고 볼 수 있으며, 추정치와 실적치의 차이는 여러 가지 교란에 의하여 유발된 추정오차이다.

<그림 1> 산업별 생산의 실적치, 추정치 및 잔차 계열¹⁵⁾



15) 광업, 제조업, 도소매음식숙박업, 운수창고통신업, 금융보험부동산 및 용역업은 차분변수에 대한 그래프임.

〈그림 1〉 계 속



위에서 추정된 식을 원래의 Cobb-Douglas 생산함수식 (2)에 맞추어 다시 쓰면 다음과 같다. 예를 들어, 전산업의 경우에는 식 (6)으로 표현된다.

$$Y_{1t} = 0.080K_{1t}^{0.638}L_{1t}^{0.362}\varepsilon_{1t} \quad (6)$$

〈표 2〉의 결과를 이용하면 나머지 산업에 대해서도 동일한 방식으로 표현할 수 있다. 그런데 식 (6)의 노동투입은 실근로시간이므로 다른 조건이 동일하다면 1%의 실근로시간 단축은 전산업 생산을 0.362% 감소시킨다고 해석할 수 있다. 본 연구의 목적은 법정근로시간 단축이 생산에 미치는 영향을 분석하는 것이므로 식 (6)과 같은 생산함수 추정식을 활용하기에 앞서 법정근로시간 단축이 실근로시간과 취

업자수에 어느 정도 영향을 미칠 것인지 계산해야 한다. 이 두 가지 효과를 종합함으로써 법정근로시간의 단축이 노동투입변수인 총근로시간(=실근로시간×취업자수)에 어느 정도 영향을 줄 것인지 알 수 있게 된다.

이 작업은 몇 단계로 나누어 추정하였다. 우선 법정근로시간의 단축이 실근로시간에 미치는 효과와 실근로시간의 변동이 취업자수에 미치는 효과를 추정한 이후에 이 두 가지 효과를 종합함으로써 법정근로시간의 변동이 총노동시간에 미치는 영향을 추정하는 방식을 채택하였다. 이와 같이 법정근로시간의 변화가 실근로시간에 미치는 영향과 실근로시간의 변화가 취업자수에 미치는 영향을 두 단계로 나누어 추정한 것은 법정근로시간 제도의 변화가 궁극적으로 초래하게 될 실근로시간과 취업자수의 변화에 모두 관심이 있기 때문이다.¹⁶⁾

실증분석을 위해 우리나라의 법정근로시간의 변화를 살펴보면 1953년 이후 법정근로시간이 48시간으로 유지되었으나 1989~1991년의 기간 중 단계적으로 44시간으로 단축되었다.¹⁷⁾ 따라서 법정근로시간의 변동이 총근로시간에 미치는 효과를 파악하는 데 있어서는 전기간의 데이터를 활용하는 것보다 이 기간만의 데이터를 가지고 분석하는 것이 합리적이라고 판단되어 표본기간을 1988:07~1992:12로 정하였다.¹⁸⁾

〈표 3〉은 법정근로시간(LWH)의 변동이 실근로시간(TWH)에 미치는 효과를 파악하기 위한 회귀분석 결과이다.¹⁹⁾ 실근로시간은 경기와 밀접한 관계가 있다고 판단하여 경기제어변수로 경기동행지수 순환변동치(CCI)를 활용하였으며 경우에 따라서는 시간추세 및 계절더미 변수를 사용하기도 하였다. 〈표 3〉의 두 번째 열의

16) 실근로시간과 취업자수의 변화는 상호관련 되어있기 때문에 법정근로시간 변화에 따른 두 변수의 변화는 식별이 불가능하다. 이 문제를 극복하기 위하여 법정근로시간이 우선 실근로시간을 변화시키고 다음으로 실근로시간의 변화가 취업자수를 변화시킨다고 가정하였다. 노동시장에서 취업자수보다는 실근로시간이 더 탄력적인 변수라고 판단할 때 이 가정은 큰 무리가 없다고 본다.

17) 1단계는 1989년 3월 29일 법개정을 통해 주 48시간에서 주 46시간으로 단축, 2단계는 1990년 9월 30일부터 300인 이상의 사업장과 금융보험업만 주 44시간으로 단축되었으며, 3단계는 1991년 9월 30일 모든 사업장에서 주 44시간으로 단축되었다.

18) 법정근로시간 단축의 해당 시기보다 표본기간을 앞뒤로 수개월씩 연장함으로써 정책시행에 따른 시차효과를 보정하고자 하였다. 일부 산업에서 1988년 6월과 7월 사이에 월별 취업자수의 불연속성이 강하게 나타나기 때문에 1988년 7월부터 추정기간으로 정하였다.

19) 해당 변수들은 로그변환치이다.

결과를 해석하자면 법정근로시간이 1% 단축되면 전산업의 실근로시간은 근로자 1인당 0.65% 단축된다고 할 수 있다.²⁰⁾ 이와 동일한 방식으로 나머지 7개 개별산업에 대해서도 법정근로시간에 대한 실근로시간의 탄성치를 간단히 알 수 있다. 참고로 안주엽·이규용(2001)은 주44시간에서 주40시간으로 법정근로시간이 약 9.1% 단축되면 실근로시간을 주당 1.9시간 또는 3.8% 단축시킨다고 주장한 반면, 김유선(2000)은 법정근로시간과 실근로시간의 단축은 1:1 관계가 있다고 밝혔다.

〈표 3〉 실근로시간의 법정근로시간(LWH)에 대한 회귀방정식 추정결과

산업	C	LWH	CCI	t	AR	\bar{R}^2	DW	계절더미
전산업	-0.77 (0.66)	0.65 (6.81)	0.48 (1.75)	.	.	0.73	2.28	1, 2, 8, 9, 10
광업	-7.44 (2.22)	1.35 (3.06)	1.08 (1.65)	3.90e-3 (3.41)	0.75 (8.53)	0.64	2.34	.
제조업	-1.35 (1.22)	0.70 (7.31)	0.56 (2.14)	.	.	0.59	2.57	.
전기가스수도업	-7.91 (3.82)	1.11 (3.85)	1.53 (4.49)	2.01e-3 (3.45)	.	0.38	1.97	1
건설업	-1.31 (0.72)	0.80 (3.14)	0.41 (1.40)	5.36e-4 (1.46)	.	0.33	2.21	.
도소매음식숙박업	-2.09 (1.62)	0.64 (3.55)	0.72 (3.44)	7.33e-4 (1.92)	.	0.45	2.26	.
운수창고통신업	0.69 (0.66)	0.34 (2.61)	0.41 (2.40)	5.31e-4 (1.72)	.	0.74	1.63	.
금융보험부동산 및 용역업	-3.31 (1.71)	0.92 (3.38)	0.70 (2.26)	1.34e-3 (2.34)	.	0.29	2.10	.

주: 1) 추정기간은 1988:07~1992:12.

2) 괄호 안은 t 값.

3) 계절더미는 해당 월을 의미.

4) C는 상수, CCI는 동행지수 순환변동치, LWH는 법정근로시간, t는 시간추세.

5) 종속변수와 독립변수는 로그변환치.

20) 1988년 1분기부터 1994년 4분기까지의 분기자료를 이용하여 실근로시간의 법정근로시간에 대한 탄성치를 추정한 결과 0.69를 얻었다. 이로써 법정근로시간 단축시기를 포함한 표본기간과 데이터의 frequency에 따라 탄성치가 크게 민감하지 않다고 할 수 있다.

다음 단계에서는 실근로시간의 단축이 취업자수에 미치는 영향을 추정하였다. 이를 위하여 피설명변수는 산업별 취업자수(EMP), 설명변수는 실근로시간(TWH)과 산업생산지수(IP)를 사용하였다.²¹⁾ 이 외에도 필요에 따라 계절더미 변수를 사용하였다. 모형의 추정방법으로는 실근로시간의 내생성 때문에 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하였으며, 수단변수로는 법정근로시간(LWH), 전기 취업자수와 전기 산업생산지수를 사용하였다.

〈표 4〉 취업자수의 실근로시간(TWH)에 대한 회귀방정식 추정결과

산업	C	TWH	IP	AR	\bar{R}^2	DW	계절더미
전산업	16.37 (68.85)	-0.29 (5.44)	0.34 (12.58)	0.58 (4.36)	0.98	1.50	1~11
광업	19.28 (35.90)	.	-1.91 (5.08)	.	0.80	1.54	2
제조업	15.10 (78.34)	.	0.07 (1.64)	0.86 (13.78)	0.80	1.66	2
전기가스수도업	9.58 (8.01)	.	0.36 (1.26)	0.70 (8.14)	0.69	1.26	.
건설업	10.04 (6.05)	-0.78 (2.03)	1.67 (23.08)	.	0.96	1.35	2, 4, 6, 7, 8, 9
도소매음식숙박업	12.61 (55.06)	.	0.61 (11.29)	0.23 (1.68)	0.77	1.72	.
운수창고통신업	15.09 (11.54)	-0.86 (3.08)	0.48 (6.68)	0.53 (4.42)	0.93	2.03	2
금융보험부동산 및 용역업	10.90 (11.36)	-0.17 (6.10)	1.29 (7.52)	0.71 (6.75)	0.94	1.93	1, 2

주: 1) 추정기간은 1988:07~1992:12.

2) 괄호 안은 t 값.

3) 계절더미는 해당 월을 의미.

4) C는 상수, TWH는 실근로시간, IP는 산업생산지수.

5) 종속변수와 독립변수는 로그변환치.

6) 2SLS의 주요 수단변수로는 LWH, 전기취업자수, 전기산업생산지수 등을 사용.

7) 광업은 월별 취업자수 자료의 불안정성 때문에 1989년 1월부터 추정.

8) 제조업 설명변수 IP는 3개월 시차변수 사용.

21) 여기서 산업생산지수는 전산업지수를 사용하였다. 전산업 생산지수는 전체 경제규모와 경기에 대해 취업자수를 조정하기 위해서 사용했기 때문에 산업별지수를 사용하지는 않았다.

〈표 4〉의 추정결과를 보면 전산업의 실근로시간이 1% 단축된다면 취업자수가 0.29% 증가하는 효과가 있다. 그러나 광업, 제조업, 전기가스수도업, 도소매음식숙박업 대해서는 실근로시간이 취업자수에 대해 전혀 유의한 변수가 되지 못했다. 이는 우리나라 노동시장의 특성을 반영하는 것으로 실근로시간이 변할 때 취업자수를 변동시키기보다는 다른 방식으로 대응했음을 시사하는 부분이라고 할 수 있다. 광업에 대해서는 산업생산지수의 추정계수가 음의 부호로 나타났는데, 이는 광업이 다른 산업과는 대조적으로 취업자수가 지속적으로 감소하였음을 반영하는 것이라는 해석이 가능하다.

이제 〈표 3〉과 〈표 4〉의 결과를 종합함으로써 법정근로시간 단축이 총근로시간에 미치는 영향을 시산해볼 수 있다.²²⁾ 전산업의 경우 법정근로시간 1% 단축이 실근로시간을 0.65% 단축시키고, 실근로시간의 1% 단축이 취업자수를 0.29% 증가시킨다면 이는 결과적으로 1%의 법정근로시간 단축이 취업자를 0.19% 증가시킨다고 볼 수 있다. 따라서 1% 법정근로시간의 단축은 전산업 노동투입에 해당하는 총근로시간을 0.46% 단축시키는 효과가 있다고 생각할 수 있다. 이제 생산함수 추정결과를 적용하면 1%의 법정근로시간 단축이 생산에 미치는 효과는 -0.167% ($= -0.46 \times 0.362\%$)이다. 그런데 법정근로시간이 주당 44시간에서 40시간으로 단축되는 것은 9.09%의 법정근로시간이 단축되는 것이므로 총생산효과는 -1.52% ($= 9.09 \times -0.167\%$)라고 할 수 있다.²³⁾ 이와 동일한 방식에 의해서 개별 산업에 대해서도 생산변동 효과를 계산할 수 있으며 〈표 5〉에 그 결과가 나타나 있다.

〈표 5〉를 보면 모든 산업이 근로시간 단축으로 인하여 부가가치 기준의 생산에 마이너스 효과를 받을 것으로 예상된다. 변화율 상으로는 광업, 제조업이 가장 크게 영향을 받는 산업으로 나타났으며 그 효과는 각각 -5.06% 와 -4.12% 로 추정되었다. 한편 운수창고통신업과 전기가스수도업에 미치는 효과는 각각 -0.32% 와

22) 법정근로시간 단축이 노동수요에 영향을 미치는 근본 요인은 고용비용의 상승이며, 이는 초과근로시간에 대한 임금 할증률과 임금의 유연성에 의해 결정된다. 만약 할증률 또는 임금이 유연하게 변화할 수 있다면 고용비용이 변화하지 않을 수 있으며 이에 따라 실근로시간이나 취업자수에 변동이 없을 수도 있다(Trejo, 1991). 이에 대해서는 후술한다.

23) 법정근로시간 단축이 생산에 미치는 효과에 있어 투입시간당 생산성이 근로시간 단축 이후 제고될 수 있는가의 여부가 실제 생산효과를 가늠하는데 중요한 요인(Askenazy, 2000)이긴 하지만 법정근로시간 변화만에 따른 생산성 변화 추정에는 어려움이 있어 법정근로시간 단축 전후의 생산성은 크게 변화되지 않은 것으로 가정하고 논의를 진행한다.

〈표 5〉 법정근로시간 4시간 단축이 생산에 미치는 효과

번호	산업명	변화율
1	전산업	-1.52%
2	광업	-5.06%
3	제조업	-4.12%
4	전기가스수도업	-0.63%
5	건설업	-0.99%
6	도소매음식숙박업	-0.99%
7	운수창고통신업	-0.32%
8	금융보험부동산 및 용역업	-0.67%

-0.63%로 비교적 작게 추정되었다.

생산함수 분석에서 계산한 〈표 5〉의 결과는 단기적으로 다른 조건이 일정하다고 가정한 상태에서 분석대상 산업의 노동투입이 변동했을 때 예상되는 해당 산업의 생산의 변화율이다. 다시 말하자면 위의 분석 결과는 법정근로시간이 단축될 것으로 예상되는 산업에서 해당 산업의 생산이 변하기 때문에 자연히 영향을 받을 수밖에 없는 다른 산업의 생산 변화를 전혀 고려하지 못한 결과이다. 다음 장에서는 이와 같은 산업연관 효과까지 고려한 생산변화액을 계산해 보기로 한다. 또한 본 연구는 실근로시간이 단축되었을 때 궁극적으로 나타나게 될 지도 모르는 여가 시간의 활용을 통한 소비와 투자의 변화 등을 전혀 고려하지 않은 단기적 효과라는 점에 유의해야 한다.

3. 타산업 파급효과

앞 절에서 논의한 바와 같이 법정근로시간 단축이 생산에 미치는 영향은 자체 산업에 미치는 직접적인 효과 이외에도 산업연관효과를 통한 간접적인 효과가 있다. 본 절에서는 이와 같은 간접효과를 추정한다. 법정근로시간의 단축을 점진적으로 도입한다고 가정해 보자.²⁴⁾ 이 경우 어느 산업부터 동 제도를 도입하는 것이 바람

24) 독일의 경우 주 40시간 법정근로시간은 1985년에 금속업 및 인쇄부문부터 시작되었다. 법정근로시간의 단축은 다른 부문들에서도 점진적으로 시행되어 1995년까지 계속되었다. 독일뿐

〈표 6〉 특정부문을 외생화한 산업연관표

	중간수요 (n-1개 내생부문, 부문h 제외)	외생부문		수입	총산출
		특정부문(h) 중간수요	최종수요		
국산 중간투입 (n-1개 내생부문, 부문h 제외)	$X_{11}^d \quad X_{12}^d \quad \cdot \quad X_{1n}^d$ $\cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot$ $X_{n1}^d \quad X_{n2}^d \quad \cdot \quad X_{nn}^d$	X_{1h}^d \cdot X_{nh}^d	F_1^d \cdot F_n^d		X_1 \cdot X_n
국산 특정부문(h) 중간투입	$X_{h1} \quad X_{h2} \quad \cdot \quad X_{hn}$	X_{hh}	F_h^d		X_h
수입	$X_{11}^m \quad X_{12}^m \quad \cdot \quad X_{1n}^m$ $\cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot$ $X_{n1}^m \quad X_{n2}^m \quad \cdot \quad X_{nn}^m$	X_{1h}^m \cdot X_{nh}^m	F_1^m \cdot F_n^m	M_1 \cdot M_n	
부가가치	$X_1^v \quad X_2^v \quad \cdot \quad X_n^v$	X_h^v			
총투입	$X_1 \quad X_2 \quad \cdot \quad X_n$	X_h			

직한지를 결정해야 한다. 판단을 위한 가이드라인으로는 생산의 부의 효과를 최소화하는 산업부터 시행하는 것으로 하는 편이 좋을 것이다.²⁵⁾

본 분석은 1998년도 산업연관표를 활용하여 생산유발 효과, 부가가치유발 효과 및 수입유발 효과를 시산해 보았다. 본래 산업연관분석은 국민경제를 산업별로 세분하여 산업간 재화와 서비스의 거래를 집약한 산업연관표를 이용한 분석으로 이표를 통해 소비, 투자, 수출 등의 최종수요 변동이 각 산업의 생산활동에 미치는 파급효과를 수량적으로 파악하는 것이다. 그러나 본 연구에서는 어느 특정 부문의 활동이 국내 각 산업부문의 생산에 미치는 효과를 파악하는 데 산업연관표를 이용하였다.

산업연관표를 이용하여 특정 h부문의 활동이 국내 각 산업부문의 부가가치, 총생산 및 수입 등에 미치는 직·간접 파급효과를 계측하려면 h부문을 외생부문으로 다루는 산업연관표를 작성할 필요가 있다. 이에 따라 h부문의 생산변화에 따른 산업별 파급효과를 분석하기 위해 조정한 투입산출표의 형태는 〈표 6〉과 같다. 여기서

아니라 과거 우리나라에도 법정근로시간 단축은 단계적으로 시행되었으며, 정부안에 의하면 이번 40시간으로의 단축도 단계적으로 시행될 예정이다.

25) 이 가이드라인은 논란의 여지가 있으나 과거에 법정근로시간을 단축할 때에도 부정적인 효과를 최소화하는 산업부터 시행했던 전례가 있기 때문에 본 연구에서는 이 가이드라인을 그냥 받아들였다.

X^d 는 국산품 산업간 중간거래액, X^m 은 수입품 중간투입액을 의미한다. 이 때 $X_{ij} = a_{ij} X_j$ 이므로 물량균형식은

$$a_{11}^d X_1 + a_{12}^d X_2 + \cdots + a_{1n}^d X_n + a_{1h}^d X_h + F_1^d = X_1$$

$$a_{21}^d X_1 + a_{22}^d X_2 + \cdots + a_{2n}^d X_n + a_{2h}^d X_h + F_2^d = X_2$$

⋮

$$a_{n1}^d X_1 + a_{n2}^d X_2 + \cdots + a_{nn}^d X_n + a_{nh}^d X_h + F_n^d = X_n$$

이 된다. 이를 행렬식으로 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} a_{11}^d & a_{12}^d & \cdots & a_{1n}^d \\ a_{21}^d & a_{22}^d & \cdots & a_{2n}^d \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}^d & a_{n2}^d & \cdots & a_{nn}^d \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1h}^d \\ a_{2h}^d \\ \vdots \\ a_{nh}^d \end{bmatrix} X_h + \begin{bmatrix} F_1^d \\ F_2^d \\ \vdots \\ F_n^d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix}$$

$A_{-h}^d \quad X \quad A_h^d X_h \quad F^d \quad X$

즉, $A_{-h}^d X + A_h^d X_h + F^d = X$. 이 식을 변수 X 로 정리하면,

$$X = (I - A_{-h}^d)^{-1} (A_h^d X_h + F^d). \quad (7)$$

단, $(I - A_{-h}^d)^{-1}$: h부문이 제거된 국산투입계수의 역행렬,

A_h^d : 특정부문 국산투입계수.

위의 식에서 최종수요가 零이라면 $X = (I - A_{-h}^d)^{-1} A_h^d X_h$ 가 된다. 이에 기초하여 특정 h부문의 활동에 의한 타 산업부문별 생산유발효과 또는 간접 효과는 $(I - A_{-h}^d)^{-1} A_h^d \Delta X_h$ 이 된다. 또한 자체 부문의 생산유발액 혹은 직접 효과는 당연히 ΔX_h 이 된다. 산업연관표를 이와 유사한 방법으로 활용하면 특정 h부문의 생

〈표 7〉 특정부문의 산출변화효과 모형

생산유발효과 (n-1) × 1	$X = (I - A_{-h}^d)^{-1} A_h^d \Delta X_h$
부가가치유발효과 (n-1) × 1	$V = A_{-h}^v (I - A_{-h}^d)^{-1} A_h^d \Delta X_h + A_h^v \Delta X_h$
수입유발효과 (n-1) × 1	$M = A_{-h}^m (I - A_{-h}^d)^{-1} A_h^d \Delta X_h + A_h^m \Delta X_h$

주: 단, 투입계수행렬 $A = [a_{ij}]$, $a_{ij} = X_{ij}/X_j$
 부가가치계수행렬 $A_v = [a_{ij}^v]$, $a_{ij}^v = V_{ij}/X_j$
 수입유발계수행렬 $A^m = [a_{ij}^m]$, $a_{ij}^m = M_{ij}/X_j$

산변화가 유발한 부가가치액, 수입유발액도 시산해볼 수 있다.

〈표 7〉은 본 연구가 관심을 가지고 있는 각종 효과가 어떻게 계산되는지 요약 정리한 것이다. 이 표에서 생산유발효과를 제외한 우측 계산식의 첫 항은 간접 효과를 의미하고 있으며 두 번째 항은 직접 효과를 나타내고 있다.

산업연관분석을 수행하기 위해서는 외생적 충격에 해당하는 ΔX_h 를 알고 있어야 한다. 본 연구에서는 동 제도가 2002년도에 도입된다는 가정 하에 각 산업별로 2002년도의 생산변화액을 계산할 필요가 있다. 그런데 법정근로시간 단축 도입에 따른 산업별 생산변화 예상액은 2002년도의 생산수준과 앞 절에서 계산한 동 제도 도입에 따른 생산변화율을 활용하면 계산이 가능하다.

한국개발연구원의 2002년도 전망치를 활용하여 2002년도의 산업별 경상 산출액을 계산한 후에 〈표 5〉에서 계산한 법정근로시간 단축에 따른 산업별 생산 변동률을 적용하면 〈표 8〉과 같이 ΔX_h 에 해당하는 값을 얻을 수 있다.²⁶⁾

〈표 8〉은 2002년도 법정근로시간이 40시간으로 단축되었다고 가정했을 때의 산업별 생산변화액을 보여주고 있다. 법정근로시간의 단축으로 제조업에서는 약 7조 8,200억 원의 부가가치가 감소하며 도소매음식숙박업에서는 약 7,187억 원의 부가가치 감소가 예상된다. 〈표 8〉의 생산변화액은 직접 효과만을 기술한 것이므로 간

26) 1980년대 후반과 1990년대 초반의 자료에 근거한 추정계수를 2002년 이후의 경제를 예측하는데 직접 적용할 수 있는지에 대한 설득력이 부족하다는 심사자의 지적이 있었다. 왜냐하면 Trejo(1991)에서와 같이 당시와 현 시점을 비교할 때 할증률 및 임금의 유연성 제고 여부에 따라 본고에서 제시하고 있는 예측치의 신뢰도가 영향을 받기 때문이다. 기존 근로자에 비해 신규채용자의 임금조정이 더 용이, 즉 청년층의 노동공급이 현재 더 탄력적이라면 그만큼 임금유연성이 높아 법정근로시간 단축 효과가 낮을 수도 있고, 그 반대의 경우라면 효과가 더 크게 된다. 이를 분석하기 위해서는 별도의 분석이 필요하다고 판단되며, 본고에서는 일정하다고 가정하고 논의를 전개한다.

〈표 8〉 법정근로시간 단축에 의한 산업별 생산변화액²⁷⁾

번호	산업	생산변화액 (십억 원)
2	광업	-102.52
3	제조업	-7,819.94
4	전기가스수도업	-104.19
5	건설업	-488.63
6	도소매음식숙박업	-718.71
7	운수창고통신업	-125.76
8	금융보험부동산용역업	-775.72

주: KDI 전망치에 따라 2002년도의 성장률과 물가상승률은 5.8% 및 2.9%로 가정하였다.

접 효과까지 모두 합산한 효과를 보기 위해서는 이미 설명한 산업연관분석을 활용해야 한다.

〈표 9〉는 법정근로시간의 변화가 초래할 산업별 생산유발효과를 산업연관표를 활용해 시산한 결과이다. 그 결과 부의 생산유발효과가 가장 큰 산업은 9조 5,178억 원의 제조업으로 타나났으며, 그 뒤를 도소매음식숙박업(1조 999억 원)과 금융보험 부동산 및 용역업(9,516억 원)이 뒤따르고 있다. 반면에 負의 생산유발효과가 가장 적은 산업은 전기가스수도업의 1,370억 원과 광업의 1,581억 원으로 추정되었다.

산업별 부가가치유발액은 〈표 10〉에 나타나 있는데 부가가치 유발계수가 생산유발계수와 다르기 때문에 산업별 파급효과 면에서도 생산유발 효과와는 다소 차이를 보인다. 법정근로시간 단축에 따른 부가가치 감소는 제조업에서 3조 3,075억 원으로 가장 크게 나타났으며, 다음으로는 도소매음식숙박업 6,594억 원, 금융보험부동산으로 6,262억 원, 건설업 4,092억 원 규모로 추정되었다. 負의 효과가 가장 작은 산업은 생산유발 효과와 달리 전기가스수도업과 운수창고통신업으로 나타났다.

〈표 11〉에 수록된 수입유발효과는 제조업의 수입감소가 약 5,451억 원으로 가장 컸으며 건설업의 745억 원, 도소매음식숙박업의 444억 원의 순서로 나타났다. 운수창고통신업과 광업의 수입유발 감소액은 각각 175억 및 57억으로 가장 작게 추정되었다.

27) 〈표 5〉에서는 전산업의 생산감소가 -1.52%로 추정되었으나 본 장에서는 산업별 생산효과를 추정하는 데 의의가 있으므로 전산업의 명목금액 환산은 생략하였다.

〈표 9〉 산업별 생산유발 효과

번호	산업명	생산유발계수			생산유발액 (십억 원)
		간접효과	직접효과	총 합계	
2	광업	0.542489	1	1.542489	-158.13
3	제조업	0.217123	1	1.217123	-9517.83
4	전기가스수도업	0.314538	1	1.314538	-136.96
5	건설업	0.835638	1	1.835638	-896.94
6	도소매음식숙박업	0.530321	1	1.530321	-1099.85
7	운수창고통신업	0.333735	1	1.333735	-167.74
8	금융보험부동산용역업	0.226680	1	1.226680	-951.56

〈표 10〉 산업별 부가가치유발 효과

번호	산업명	부가가치유발계수			부가가치 유발액 (십억 원)
		간접효과	직접효과	총효과	
2	광업	0.263799	0.659463	0.923262	-94.65
3	제조업	0.130514	0.292442	0.422956	-3307.49
4	전기가스수도업	0.141290	0.458683	0.599973	-62.51
5	건설업	0.361525	0.475954	0.837479	-409.22
6	도소매음식숙박업	0.297708	0.619723	0.917431	-659.36
7	운수창고통신업	0.148946	0.560636	0.709581	-89.24
8	금융보험부동산용역업	0.098013	0.709287	0.807300	-626.24

〈표 11〉 산업별 수입유발효과

번호	산업	수입유발계수			수입유발액 (십억 원)
		간접효과	직접효과	총효과	
2	광업	0.048927	0.006870	0.055797	-5.72
3	제조업	0.009347	0.060364	0.069711	-545.14
4	전기가스수도업	0.039810	0.213066	0.252875	-26.35
5	건설업	0.123776	0.028722	0.152498	-74.51
6	도소매음식숙박업	0.048820	0.012975	0.061795	-44.41
7	운수창고통신업	0.044745	0.094098	0.138844	-17.46
8	금융보험부동산용역업	0.028875	0.003887	0.032762	-25.41

IV. 관련된 이슈들

본 연구의 주제는 법정근로시간 단축에 따라 예상되는 단기적인 생산변화를 추정하는 것이지만 이 문제와 관련된 몇 가지 중요한 이슈들을 본 장에서 간단히 살펴본다.

첫째, 법정근로시간의 단축이 고용을 증대시킬 것이라는 결과에 대해 일부 경제학자들은 ‘노동총량의 오류’(lump of labor fallacy)를 인용하여 비판한다. 일례로 Nam(1999)은 법정근로시간의 단축은 노동비용을 증대시킬 뿐만 아니라 생산성을 떨어뜨리기 때문에 결국 고용이 축소될 것이라고 주장한다.²⁸⁾ 본 연구가 ‘노동총량의 오류’로부터 완전히 자유로운 것은 아니지만 우리가 논의하고 있는 문제는 ‘노동총량의 오류’의 비판대상이 되고 있는 단순한 ‘일감 나누기’와는 그 성격이 다르다. 왜냐하면 주 44시간에서 40시간으로의 법정근로시간 단축은 ‘일감 나누기’라기보다는 토요일 휴무에 초점을 맞춘 주 5일 근무제이기 때문이다. 만약 ‘노동총량의 오류’의 논리가 타당하다면 본 연구에서 시산한 생산감소 효과는 과소 추정되었을 가능성이 있다. 이러한 면에서 본 연구에서 추정한 결과는 최소효과라고 할 수 있다.

둘째, 본 연구의 두 번째 단계에서 추정한 것은 1998년도 산업연관표에 기초한 법정근로시간의 단축이 초래하게 될 총생산유발액, 부가가치유발액과 수입유발액의 변화이다. 이러한 추정내용들은 법정근로시간의 단축에 따라 근로자나 기업가가 느끼게 될 후생수준과는 다르다는 점에 유의해야 한다. 본 연구는 근로자나 개인 후생 변화에 대해서는 본문에서 언급하지 않았다. 후생 변화의 문제를 논의하기 위해서는 수요측면의 고려가 필요하다. 법정근로시간 단축에 따라 실근로시간이 감소하게 되고 이에 따라 여가활동이 증대함으로써 근로자들의 소비패턴에도 상당한 변화가 있을 것으로 예상된다. 이러한 패턴은 이미 오래 전에 법정근로시간을 40시간으로 단축했던 선진국들이 경험했던 현상이다. 그러나 법정근로시간 단축에 따른 사회적 변화, 소비패턴과 후생의 변화 등은 본 연구의 범주를 벗어나는 것이므로 후속 연구를 통해 논의하기로 한다.

셋째, 법정근로시간 단축에 앞서 노동계와 재계가 해결해야 할 중요한 이슈는 초과근로시간에 대한 할증률 결정이다. 최적할증률을 계산하기 위해서는 별도의 동태

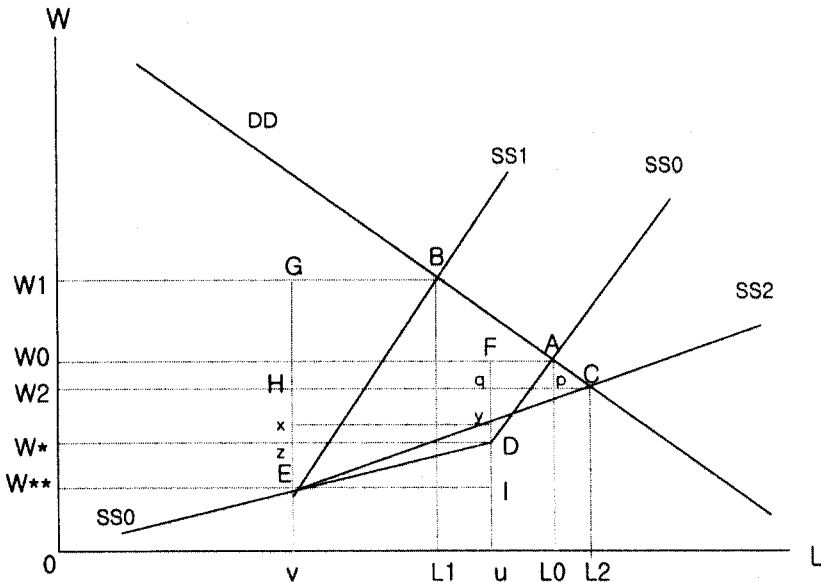
28) Nam, S. I. (1999), Can Shorter Work-hours Resolve Unemployment?, CFE Opinion Leaders Digest, April 12, Seoul, Korea.

적 노동시장 모형이 필요하지만 본 장에서는 할증률의 변동이 노동시장에 어떠한 영향을 미치게 될지 간단한 모형을 통해 살펴보기로 한다.

〈그림 2〉는 초과근로시간에 대한 서로 다른 할증률하에서의 노동시장의 균형을 보여주고 있다. DD와 SS0는 각각 노동수요와 당초의 노동공급곡선이며, 논의의 단순화를 위해 취업자수는 변동이 없으며 단지 노동시간만 변동한다고 가정하자. 'u'는 법정노동시간이므로 노동의 공급이 'u'를 넘게 되면 공급곡선의 기울기는 할증률을 적용 받아 가파르게 상승한다. 최초의 노동시장 균형은 'A'에서 결정되며 균형 임금률은 'W0', 균형노동시간은 'L0'가 된다. 따라서 노동에 대한 총임금은 정규급여인 'OuDW*'와 초과급여인 'uLOAF'의 합이 된다.

이제 법정근로시간이 'v' 수준으로 단축되고 종전의 할증률이 그대로 유지된다고 가정하자. 그러면 노동공급은 SS1으로 이동하고 할증률은 'v'를 초과하는 시간에 대해서 적용된다. 노동의 공급곡선이 좌측으로 이동하였으므로 새로운 노동시장균형은 'B'가 되는데 이 때 균형임금률은 최초 균형점보다 높은 'W1', 균형노동투입량은 최초보다 낮은 'L1'에서 결정된다. 즉, 법정노동시간의 단축은 임금률을 상승시키

〈그림 2〉 초과근로시간에 대한 할증율하의 노동시장균형



고 노동투입을 축소시키는 결과를 초래한다. 법정근로시간 'v'하에서 총임금은 정규급여 'OvEW**'와 초과급여 'vL1BG'의 합이 된다. 총임금지급 규모의 변화는 노동수요의 탄력성에 의존하기 때문에 증가했는지, 처음 상태와 비교해서 총규모가 감소했는지 혹은 증가했는지는 불분명하다. 그럼에도 불구하고 총노동투입이 감소했기 때문에 생산도 축소되며 균형임금률이 오르는 것은 분명하다.

할증률이 당초에 비해서 변하지 않았으면 법정근로시간의 단축은 노동투입을 줄이게 되지만 법정근로시간의 단축과 함께 할증률이 낮아진다면 노동투입은 오히려 늘어날 수도 있다. 법정근로시간 'v'와 낮아진 할증률 하에서의 새로운 노동공급 곡선이 SS2로 나타났다고 가정하자. 이 경우 노동시장의 균형은 'C'에서 결정되며 균형노동투입은 'L2', 균형임금률은 'W2'가 된다. 이 상태에서의 총임금지급은 정규임금 'OvEW**'와 초과임금 'vL2CH'의 합으로 계산된다. 최초의 상태와 비교한 노동투입의 변화방향은 할증률의 변동크기에 따라 달라지므로 분명치는 않으나 당초보다 낮아진 할증률 하에서는 노동투입과 생산이 처음보다 증가할 수도 있다.

현실적으로는 노동계와 재계가 합의를 통해서 할증률을 낮춤으로써 이러한 상태에 도달하기란 불가능할 것이다. 노동계가 합의하지 않을 것이 뻔하기 때문이다. 그렇다고 현행 할증률을 유지한 채 법정근로시간 단축에 의한 임금률의 상승을 기업주가 모두 떠 안는 방안이 합의되기는 어려울 것이다. 본 장에서는 <그림 2>를 통하여 할증률을 어느 정도 조정함으로써 노사 양측이 비용부담을 공평하게 배분할 수도 있음을 알아보았다.²⁹⁾

29) 노동공급곡선 SS2를 고려하자. 당초에는 정규근로시간으로 여겨졌던 'u'와 'v'사이의 구간이 법정근로시간의 단축으로 인하여 초과근로시간을 적용 받는 구간으로 변했다. 이에 따라 증가하게 되는 초과임금은 'zDyx'이다. 그러나 당초보다 인화된 할증률에 따른 임금감소분은 'pAFq-L0L2Cp'가 된다. 따라서 법정근로시간의 단축과 할증률 인화가 동시에 적용될 때 순임금변화는 'zDyx-(pAFq-L0L2Cp)'가 된다. 이 영역의 규모는 기본적으로 할증률에 의존하므로 이 영역의 규모가 작아지거나 혹은 영에 가장 가깝게 되도록 할증률을 결정한다면 어떤 의미에서는 양측의 부담을 고르게 배분한다고 말할 수 있다.

V. 결론

한국 근로자는 어떤 OECD 국가의 근로자보다도 더 많은 시간을 일하고 있다. 이와 같은 근면성에도 불구하고 1997년 말에 금융위기가 터지자 우리 경제는 10%에 육박하는 실업률을 경험하기도 하였다. 이러한 경험이 되풀이되지 않도록 하기 위하여 정부와 노동계가 근로자들의 장시간 근로 문제와 실업문제를 동시에 해결하기 위한 방안으로서 '일감 나누기' 차원에서 경제위기 직후 법정근로시간의 단축을 고려했던 것은 당연했다고 할 수 있다. 그러나 최근에는 실업률의 하향 안정세로 인하여 실업문제의 해결방안이라기보다는 근로자들의 삶의 질 향상 차원에서 정부는 주 5일 근무제의 도입을 적극적으로 추진하고 있다.

그러나 동 제도를 추진하기 이전에 동 제도의 시행이 초래하게 될 것으로 예상하는 단기적 생산효과를 시산해보는 것은 제도의 도입시기와 방법에 있어서 매우 중요한 과정이라고 할 수 있다. 더욱이 이 효과를 산업별로 추정함으로써 우리는 어느 산업부터 동 제도를 도입하는 것이 경제에 미치는 파급효과를 최소화하게 될지에 관해서도 알 수 있게 된다. 이러한 측면에서 본 연구는 법정근로시간의 단축이 산업별로 미치게 될 단기적인 생산효과를 분석하는 데 초점을 맞추었다.

분석을 수행함에 있어서 노동투입 이외의 다른 조건은 전혀 변화하지 않는다고 가정하였다. 본 연구는 공급측면을 고려한 분석방법을 채택하였기 때문에 근로시간 단축에 따라 증가하게 될 것으로 예상되는 여가시간이 유발하게 될 제반 수요변화는 고려하지 않았다. 이와 같은 점 때문에 본 연구는 법정근로시간 단축에 따르는 생산효과를 추정함에 있어서 한계를 가질 수 있다. 이러한 효과를 함께 고려하기 위해서는 거시경제모형 분석을 활용할 수 있을 것이다.

구체적인 시산에 있어서는 2단계 접근법을 사용하였다. 즉, 1단계에서는 산업별 생산함수를 추정함으로써 법정근로시간 단축의 도입이 해당 산업의 생산에 직접적으로 미치게 될 효과를 조사하였으며, 2단계에서는 산업연관분석을 시행함으로써 1단계에서 조사한 해당 산업의 생산변화가 다른 산업에 미치게 될 효과를 추정하였다. 1단계 분석에 의하면 법정근로시간을 4시간 단축시키면 전산업 생산은 1.52% 감소하는 것으로 나타났으며, 제조업을 포함한 모든 개별산업의 생산은 감소할 것으로 분석되었다. 특히 광업과 제조업의 생산감소가 각각 5.06%와 4.12%로 크게 추정되었으나, 운수창고통신업과 전기가스수도업은 각각 0.32%와 0.63% 생산이

감소하여 법정근로시간 단축에 따른 변화가 그리 크지 않게 나타났다.

광업에서 법정근로시간 단축에 따른 생산감소 영향이 크게 나타나게 된 데에는 광업에 대한 산업구조조정 문제가 배경에 깔려 있다. 광업은 다른 산업과는 달리 법정근로시간에 대한 실근로시간의 변동이 1보다 크게 추정되었으며, 실근로시간 단축에도 불구하고 취업자수의 변동이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 광업 부문에서 구조조정이 진행되기 때문에 취업자수가 근로시간 단축의 영향을 받지 않기 때문인 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고 우리가 현재 광업에 대하여 가지고 있는 정보만으로는 법정근로시간단축에 의한 취업자수의 변화를 구조조정에 의한 취업자수의 변화로부터 별도 추출해 내기 곤란하기 때문에 본 연구에서는 회귀분석의 추정결과를 그대로 사용하였다.

2단계 분석을 위해서 우선 1단계 분석에서 계산한 법정근로시간 단축에 따른 산업별 생산변화율이 명목금액으로는 어느 정도 인지 시산해야 할 것이다. 이를 위해서 정부가 동 제도를 2002년에 도입하는 것으로 가정하고 법정근로시간 단축에 의한 산업별 생산변화액을 계산하였다. 그 결과 법정근로시간의 단축으로 인한 부가가치 기준의 생산 감소액은 제조업과 금융보험부동산 및 용역업에서 각각 7조 8,199억 원과 7,757억 원으로 추정되었다.

개별산업의 생산변화가 초래하게 타산업 파급효과까지를 모두 고려한 산업연관 분석 결과에서 負의 생산효과가 가장 크게 나타난 산업은 9조 5,178억 원의 제조업이었으며 그 뒤를 도소매음식숙박업(-1조 999억 원)과 금융보험부동산 및 용역업(-9,516억 원)이 따르고 있는 것으로 분석되었다. 한편 負의 생산유발효과가 가장 작은 산업은 전기가스수도업(-1,370억 원)과 광업(-1,581억 원)으로 추정되었다. 법정근로시간 단축에 따른 산업별 부가가치액의 감소는 제조업에서 3조 3,075억 원으로 가장 크게 나타났으며, 다음으로는 도소매음식숙박업(-6,594억 원), 금융보험부동산 및 용역업(-6,262억 원), 건설업(-4,092억 원)의 순으로 조사되었다. 負의 부가가치 효과가 가장 작은 산업은 전기가스수도업과 운수창고통신업으로 분석되었다. 또한 수입유발효과는 제조업에서 -5,451억 원으로 가장 크게 나타났으며 운수창고통신업과 광업의 수입유발 감소액이 가장 작게 추정되었다.

본 연구의 분석결과는 주 5일 근무제가 도입된다면 단기적으로는 모든 산업에 걸쳐 생산감소가 발생할 것으로 나타났다. 그러나 동 제도가 도입된 후 근로자들의 여가시간이 늘어나고 이에 따른 내수진작 효과가 본격적으로 나타난다면 시간이 흐

르면서 단기적 생산감소효과는 크게 축소될 수도 있을 것이다. 또한 정부가 법정근로시간 단축 제도를 단계적으로 도입할 계획이라면 생산 파급효과가 가장 클 것으로 예상되는 제조업에 대해서는 동 제도의 도입 시기를 가급적 늦추거나 완화하는 것이 바람직할 것으로 생각한다.

■ 참고 문헌

1. 김승택, “근로시간 단축이 국민경제와 사회에 미치는 영향,” 『한국노동연구원』, 2001.
2. 김유선, “법정근로시간 단축의 실근로시간 단축효과,” 『분기별 노동동향분석』, 제3권, 제3호, 2000, pp. 76~86.
3. 김재원, “법정 근로시간 단축에 관련된 쟁점과 향후의 정책방향,” 『노사포럼』, 제13호, 경총 노동경제연구원, 2000.
4. 김환일, “근로시간 단축의 이해와 과제,” 『연구논총』, 36, 경총 노동경제연구원, 2000.
5. 백웅기, “법정공휴일 단축에 따른 제조업 인력난해소 및 생산성증대효과,” 『KDI 분기별 경제전망』, 제11권 제1호, 1992, pp. 77~90.
6. ———, “거시경제모형을 활용한 근로시간 단축의 거시경제효과,” 상명대학교, 2002.
7. 삼성경제연구소, 『주5일 근무제 실시의 전제조건』, 2001.
8. 안주엽·이규용, “법정근로시간 단축의 노동시장 효과-제조업을 중심으로,” 『분기별 노동동향분석』, 제14권, 제1호, 2001, pp. 151~170.
9. 이지평·오정훈·송태정, “근로시간 단축의 영향과 기업에의 시사점,” 『연구보고서』, Vol. 35, LG경제연구원, 2000.
10. 통계청, 『경제활동인구조사』, 각 년호.
11. ———, 『인구주택총조사보고서』, 각 호.
12. 표학길·권호영, “1997년 국부통계조사를 이용한 한국의 산업별·자산별 자본소득 추계,” 2001 경제학 공동 학술대회 발표 논문.
13. 한국경영자총연합회 노동경제연구원, “노동법 개정에 대한 경영계 입장,” 02-3270-7369, 2000.
14. 한국은행, 『국민계정』, 각 호.
15. Askenazy, Philippe, “35 Heures, Incitations et Flexibilite,” *Revue d'Economie Politique*, Vol. 110(1), 2000, pp. 1~8.
16. Booth, Alison and Fabio Schiantarelli, “The Employment Effects of a Shorter Working Week,” *Economica*, Vol. 54(214), 1987, pp. 237~248.
17. Bosch, Gerhard, “From 40 to 35 Hours: Reduction and Flexibilisation of the Working

- Week in the Federal Republic of Germany," *International Labour Review*, Vol. 129 (5), 1990, pp. 611~627.
18. Brunello, Giorgio, "The Employment Effects of Shorter Working Hours: An Application to Japanese Data," *Economica*, Vol. 56 (224), 1989, pp. 473~486.
19. Cacace, Nicola, "35 ore: La Crociata Della Confindustria Contro Il Passato ed Il Futuro," *Economia e Lavoro*, Vol. 33 (2), 1999, pp. 39~51.
20. Drolet, Marie and Rene Morissette, "Working More? Less? What Do Workers Prefer?," *Perspectives on Labour and Income*, Vol. 9 (4), 1997, pp. 32~38.
21. Evans, J. M., D. C. Lippoldt and P. Marianna, "Trends In Working Hours In OECD Countries," *Occasional Paper*, OECD, 2001.
22. Heiler, Kathryn, "The 'Petty Pilfering of Minutes' or What Has Happened to the Length of the Working Day in Australia?" *International Journal of Manpower*, Vol. 19 (4), 1998, pp. 266~280.
23. Hunt, Jennifer, "The Response of Wages and Actual Hours Worked to the Reductions of Standard Hours," *National Bureau of Economic Research Working Paper*: 5716, 1996.
24. ———, "The Response of Wages and Actual Hours Worked to the Reduction of Standard Hours in Germany," *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*: 1526, 1996.
25. Jefferys, Stephen, "A 'Copernican Revolution' in French Industrial Relations: Are the Times a Changing?" *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 38 (2), 2000, pp. 241~260.
26. Nymoén, Ragnar, "Wages and the Length of the Working Day. An Empirical Test Based on Norwegian Quarterly Manufacturing Data," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 91 (3), 1989, pp. 599~612.
27. Ramirez, Jose V., "Unemployment Rate and Working-Hour Constraints: Empirical Evidence from the Swiss Labour Force," *International Journal of Manpower*, Vol. 19 (6), 1998, pp. 449~460.
28. Richardson, Ray and Marcus Rubin, "The Shorter Working Week in Engineering: Surrender Without Sacrifice?," *London School of Economics Centre for Economic Performance Discussion Paper*: 113, 1993.
29. Seifert, Hartmut, "Employment Effects of Working Time Reductions in the Former Federal Republic of Germany," *International Labour Review*, Vol. 130 (4), 1991, pp. 495~510.
30. Trejo, Stephen, "The Effects of Overtime Pay Regulation on Worker Compensation," *American Economic Review*, Vol. 81 (4), 1991, pp. 719~740.

The Short-Run Production Effects of the Reduction of Working Hours

Baek, Ehung Gi* · Wankeun Oh**

Abstract

Korea's high unemployment rate has returned to the pre-financial crisis level of 1997. However, Korean workers still have the longest working hours among OECD countries. Labor unions and the government are pursuing a reduction in legal working hours to improve quality of life. We investigated the short-run production effects of the reduction in legal working hours on the Korean economy by industry. A two-stage approach was applied. The main result showed that the short-run production effect on the Korean economy was negative in all industries. The manufacturing industry was most severely affected by the reduction in legal working hours.

Key Words: reduction in legal working hours, production effect, value-added effect

* Associate Professor, Department of Economics, Sangmyung University

** Associate Professor, Department of Economics, Hankuk University of Foreign Studies