

産 業 關 係 研 究
 第24卷 第2號, 2014. 6. pp.109~129
 © 韓 國 雇 傭 勞 使 關 係 學 會

주40시간제의 고용효과*

노 용 진**

본 연구는 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 1-4차 웨이브를 이용하여 주40시간제 도입의 고용효과 메커니즘에 대한 실증분석을 시도하였다. 이론 모형은 Brunello(1989)와 Hunt(1999), Kawaguchi et al(2008) 등의 분석들에 기초를 두고 도출하였으며, 회귀분석모형으로는 개별 기업효과와 시간효과를 통제한 패널데이터 고정효과모형을 사용하였다.

본 연구의 분석결과들은 다음과 같다. 첫째, 주40시간제 도입은 초과근로시간에 대해서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있으나 실근로시간을 4시간 정도 감소시키고 있다. 둘째, 주40시간제 도입은 노동생산성에 대해서도 약하게나마 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 셋째, 실근로시간과 노동생산성 등은 고용에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있으나 초과근로시간은 고용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 넷째, 주40시간제 도입은 고용에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 이상의 분석 결과들은 주40시간제 도입의 고용효과에 대해서 초과근로시간은 매개변수로서 작용을 하고 있지 못하지만 노동생산성은 매개변수로서 역할을 하고 있음을 말해주고 있다. 마지막으로 본 연구의 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 논의하였다.

▶ 주제어: 근로시간 단축, 주40시간제, 노동생산성, 고용효과, 사업체패널조사

논문접수일: 2014년 4월 16일, 심사의뢰일: 2014년 5월 26일, 심사완료일: 2014년 6월12일

* 이 연구는 서울과학기술대학교 교내연구비의 지원으로 수행되었습니다.

** 서울과학기술대 기술경영융합대학 글로벌경영학과 교수, 02-970-6423, ynho@seoultech.ac.kr

1. 들어가는 말

최근 노동시장정책의 최대 화두는 일자리 문제다. 우리나라 경제가 성숙 국면에 접어들고 있고 경제성장의 일자리창출 능력도 떨어지고 있기 때문에 노동수요 사이드의 관리가 요구되고 있지만 그것을 위한 정책수단이 많지 않다는 점에 고민이 있다. 이런 맥락에서 주목을 받고 있는 정책수단 중 하나가 근로시간 단축이다. 장시간 근로 관행이 재직근로자들에게 근로시간을 과다하게 배정하고 노동시장에 진입하는 청년 근로자들이나 실업자들에게는 일자리 기회를 빼앗는 셈이기 때문에 근로시간 단축이 일자리 나누기(work-sharing)의 유력한 수단이 될 잠재적 가능성을 가지고 있다. 동시에 근로시간 단축은 육아와 가사를 병행해야 하는 기혼여성의 노동시장 진출을 촉진할 가능성이 있다는 점에서도 주목을 받고 있다.

이러한 희망에도 불구하고 근로시간 단축이 과연 고용창출로 이어지는가에 대해서는 상당한 논란이 제기되고 있다. 무엇보다 근로시간 단축의 고용효과에 관한 일관된 실증분석 결과가 존재하지 않고 있다. 외국의 실증분석 결과를 보면 Marchand et al(1983), Raposo and Ours(2010), Rubin and Richardson(1997) 등에서는 근로시간 단축의 긍정적 고용효과가 발견된 것으로 보고되고 있지만, Andrews et al.(2007), Hunt(1999), Kawaguchi et al.(2008), White and Ghobadian(1984) 등에서는 근로시간 단축의 고용효과가 통계적으로 유의하지 않거나 또는 심지어 부정적인 것으로 보고되고 있다. 이처럼 근로시간 단축의 고용효과가 일관되지 않은 이유가 서로 다른 상황적 조건과 다른 단축 방식 등에 기인할 가능성이 있기 때문에 우리나라 근로시간 단축의 고용효과를 분석해 볼 필요성이 제기되고 있다.

그동안 우리나라에서도 근로시간 단축의 고용효과에 관한 실증분석 논문들이 존재하고 있다. 김유선(2008), 김형락·이정민(2012), 안주엽·이규용(2001), 윤윤규 외(2013) 등이 대표적이다. 그 중 안주엽·이규용(2001)은 주44시간제 도입의 고용효과를 분석했고, 김유선(2008)은 주44시간제와 주40시간제 도입을 모두 분석 범위에 포함하고 있는데, 두 연구 모두 거시노동시장 모형에 기초하고 있다. 김형락·이정민(2012)은 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」 2004-2009년 폴링 자료를 활용하고 있는데, 고용 지표로서 신규 입사자 수를 사용하고 있다. 윤윤규 외(2013)는 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 2005-2009년 자료를 이용한 패널고정효과 분석에 기초하고 있다. 이상의 연구들 중 김유선(2008), 안주엽·이규용(2001), 윤윤규 외(2013) 등에서는 근로시간 단축의 고용효과가 긍정적이고, 김형락·이정민(2012)에서는 근로시간 단축의 고용효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보고되고 있다.

근로시간 단축의 고용효과가 노동시장 단위에서 확인될 수 있는 측면도 존재하기 때문

에 거시노동시장 단위의 분석이 갖는 강점이 있지만, 그것과 별개로 사업장 단위의 분석도 요구되고 있다. 근로시간의 결정이 결국 고용주 주도로 이루어질 가능성이 높고 근로시간 단축의 고용효과에 관한 이론모형들에서 근로시간 단축의 규모효과와 대체효과 등이 복잡하게 얽혀 있어서 근로시간 단축이 초과근로시간이나 자본, 노동생산성, 임금 등에 어떤 작용을 하는가에 따라서 고용효과가 달리 나타날 수가 있게 된다. 이런 점에서 근로시간 단축의 긍정적 고용효과를 높일 수 있는 방안을 찾기 위해서는 그것의 메커니즘에 관한 체계적인 연구가 필요하게 되는데, 그 메커니즘에 관한 연구는 기업체나 사업체 단위에서 더 쉽게 접근할 수 있기 때문이다.

이런 문제의식에서 본 연구는 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 1-4차 웨이브(2005-2011) 자료를 이용하여 지난 2004년 이후 이루어진 주40시간제 도입의 고용효과 메커니즘을 분석해 보고자 한다. 이런 점에서 본 연구는 윤윤규 외(2013)와 동일 맥락에 위치하고 있다. 본 연구는 윤윤규 외(2013)와 달리 이론적 모형에 근거해서 근로시간 단축의 고용효과 모형을 더욱 풍부하게 만들고 있으며, 근로시간과 노동생산성 등의 내생성 문제를 통제하고 있다. 그리고 주40시간제 도입이 2011년에 상시 5인 이상 전 사업체에 적용 완료되었기 때문에 본 연구는 주40시간제 도입의 전 과정을 분석하는 의미도 담고 있다.

본 연구의 나머지 장들은 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 제II장에서 주40시간제 도입의 고용효과에 관한 이론적 분석모형을 논의하고, 제III장에서 회귀분석 결과를 정리하고자 한다. 마지막으로 제IV장에서 본 연구의 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

II. 선행연구 검토와 분석모형 설정

법정 근로시간 단축의 고용효과는 상당히 복잡한 경로를 거치는 것으로 알려지고 있다. 총 노동투입량(man hour)이 고정되어 있다면 근로시간 단축은 곧 고용의 증가를 의미하게 되겠지만, 법정 근로시간 단축은 초과근로시간 변화, 기계와 노동의 상호 대체, 노동생산성 변화, 생산량 조정 등의 복잡한 과정을 수반할 수 있기 때문에 법정 근로시간 단축의 고용효과가 존재하는가에 대해서 단선적으로 평가하기 쉽지 않은 상태다.

이런 사정을 감안해서 본 연구는 법정 근로시간 단축이 고용에 영향을 주는 메커니즘을 보다 체계적으로 이해하기 위해서 먼저 이론적 연구모형을 탐색해 보고자 한다. 여기에서 사용하는 이론모형은 Brunello(1989), Hunt(1999), Kawaguchi et al.(2008) 등의 연구모형들에서 사용되었던 비용함수에 기초를 두고 있는데, 고용과 근로시간 사이의 대체관계를 주목하고 있다.

$$C = whN + fN + pw \text{Max}(0, (h - h_s))N + rK \quad (1)$$

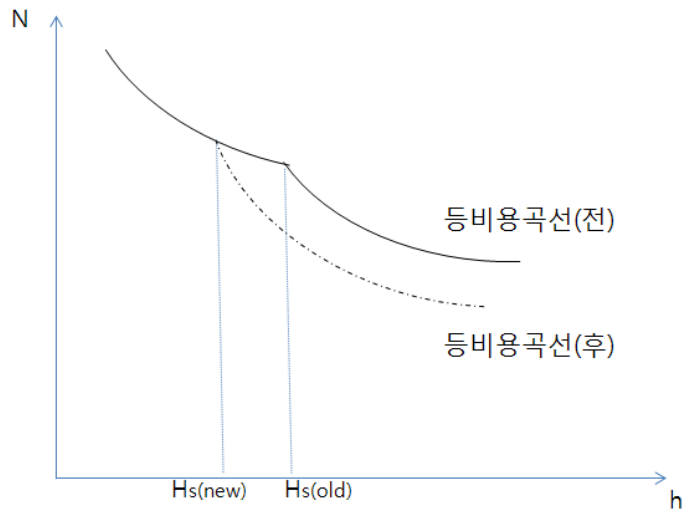
여기서 h 는 실근로시간, h_s 는 초과근로수당을 지급하지 않아도 되는 기준 근로시간, N 은 근로자 수, w 는 임금률, f 는 준고정비용, p 는 초과근로수당 할증률, r 은 자본비용, K 는 자본량이다. 이 비용함수가 기준 근로시간(h_s) 지점에서 꺾인(kink) 불연속함수라는 점을 주목할 필요가 있다. 즉, $h \leq h_s$ 구간에서는 비용이 $whN + fN + rK$ 이고, $h > h_s$ 구간에서는 $whN + fN + pw(h - h_s)N + rK$ 으로 나타나고 있는 것이다. 이 비용곡선에서 노동과 근로시간의 한계비용은 각각 다음과 같이 나타나고 있다.

$$\begin{aligned} MC_N &= wh + f \quad (\text{if } h \leq h_s) \\ MC_N &= wh + f + pw(h - h_s) \quad (\text{if } h > h_s) \end{aligned} \quad (2-1)$$

$$\begin{aligned} MC_h &= wN \quad (\text{if } h \leq h_s) \\ MC_h &= wN(1 + p) \quad (\text{if } h > h_s) \end{aligned} \quad (2-2)$$

이상의 비용함수를 고용과 근로시간 사이의 등비용곡선으로 표현해보면 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 등비용곡선



그 등비용곡선의 기울기가 $-\frac{MC_N}{MC_h}$ 이기 때문에 $h \leq h_s$ 구간에서의 기울기는 $-\frac{wN}{wh+f}$, $h > h_s$ 구간에서의 기울기는 $-\frac{wN(1+p)}{wh+f+pw(h-h_s)}$ 으로 표현될 수 있다.

여기서 확인되는 한 가지 중요한 포인트는 임금 대비 준고정비용의 비율($\frac{f}{w}$)이 높을수록 기울기들의 분모 값을 높이기 때문에 등비용곡선의 기울기를 가파르게 만들고 있다는 점이다(Kawaguchi et al., 2008). 여기서 준고정비용은 복지비용, 유급휴가, 유급휴일, 건강보험, 고용보험, 산재보험, 채용비용, 훈련비용 등과 같이 근로시간과 무관하게 근로자의 인원 수에 따라 결정되는 인건비를 말한다. 또 한 가지 도출되는 포인트는 $h > h_s$ 구간의 등비용곡선 기울기가 $h \leq h_s$ 구간의 그것보다 더 가파르다는 점이다. 첫 번째와 두 번째 기울기 공식들을 각각 $-\frac{1}{\frac{h}{N} + \frac{f}{wN}}$ 와 $-\frac{1}{(\frac{h}{N} - \frac{h}{wN(1+p)}) + \frac{f}{wn(1+p)}}$ 등으로 약간

만 변형해 보면, $h > h_s$ 구간에서의 기울기가 더 가파르다는 사실을 알 수 있다. 이것을 일상적인 표현으로 바꾸면, 초과근로시간이 발생하는 구간에서는 초과근로수당의 존재 때문에 근로자 1인을 초과근로시간으로 대체하는 데 더 많은 비용이 요구된다는 것을 의미한다.

이런 상태 속에서 법정 근로시간이 단축하게 되면 그것이 실근로시간과 고용에 미치는 영향은 다음과 같은 세 가지 경우의 수로 구분된다: (1) $h^* > h_s^0 > h_s^1$, (2) $h_s^0 > h^* > h_s^1$, (3) $h_s^0 > h_s^1 > h^*$ (h_s^0 는 단축 이전의 표준 근로시간, h_s^1 는 단축 이후의 표준 근로시간, h^* 는 최적의 근로시간). 첫 번째는 실근로시간이 단축 이전의 법정 근로시간보다 더 긴 경우이고, 두 번째는 실근로시간이 단축 이전과 단축 이후의 법정 근로시간 사이에 위치하는 경우이고, 세 번째는 실근로시간이 단축 이후의 법정 근로시간보다 더 짧은 경우이다. 그 중 세 번째는 법정 근로시간 단축에 의해서 실근로시간이 영향을 받지 않기 때문에 여기에서 제외하고자 한다.

먼저 $h^* > h_s^0 > h_s^1$ 인 경우에는 생산요소들 중 노동의 한계비용만이 법정 근로시간 단축의 영향을 받고 있다(Hunt, 1999; Kawaguchi et al., 2008). 식 (2-1)에서 식 (2-2)까지 정리된 생산요소들의 한계비용함수 중에서 노동의 한계비용함수에만 기준 근로시간이 포함되어 있기 때문이다. 보다 구체적으로, 식 (2-1)에서 법정 근로시간이 단축되면 노동의 한계비용이 상승하게 됨을 알 수 있다. 이처럼 이 구간에서는 노동수요가 줄어들기 때문에, 자본이 고정되어 있다면 고용이 초과근로시간의 증가에 의해서 대체되게 된다. 그와 동시

에 근로시간 단축은 생산요소 비용의 증가를 낳고 있기 때문에 생산량의 규모에 부정적 영향을 미치게 되고, 그것을 통해서 다시 고용규모에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상되고 있다. 이 경우에 법정 근로시간의 단축이 실근로시간에 미치는 영향의 방향은 고용에서 근로시간으로의 대체효과와 생산량 감소에 따른 규모효과의 정도에 따라서 가변적이게 된다.

$h_s^0 > h^* > h_s^1$ 인 경우에는 비용함수의 불연속성 때문에 최적해가 기준 근로시간으로 결정된다(Kawaguchi et al., 2008). 이것을 이해하기 위해서는 근로시간 단축 이전에 등비용곡선의 기울기와 등생산곡선의 기울기가 같은 곳에서 최적해가 결정된다는 점과 초과근로시간이 존재하지 않는 구간보다 존재하는 구간에서 등비용곡선의 기울기가 더 가파르다는 점을 주목할 필요가 있다. 근로시간 단축 이후에는 새로운 기준 근로시간을 초과하는 구간에서의 등비용곡선의 기울기가 가파르게 되었기 때문에 기존의 등생산곡선의 기울기와 동일한 곳이 있을 수 없다. 이런 특성 때문에 결국 등비용곡선과 등생산곡선은 kink 포인트인 기준 근로시간에서 서로 만나게 된다. 이것은 $h_s^0 > h^* > h_s^1$ 인 경우에는 실근로시간이 줄어들게 되고, 근로시간에서 고용으로 대체효과가 나타나게 된다. 다만, 비용의 증가는 생산량 규모를 줄이기 때문에 근로시간 단축은 규모효과를 통해서 고용에 부정적인 영향을 미치게 된다. 이런 점에서 $h_s^0 > h^* > h_s^1$ 인 경우에는 근로시간 단축의 고용효과가 단선적이지 않게 된다.

이상의 연구모형을 우리나라의 법정 근로시간 단축 상황에 적용하려고 할 때, 그 모형의 적합성에 관한 직관적인 의문이 하나 떠오른다. 우리나라 기업들의 경우에는 장시간 근로가 관행적인 곳이 많았기 때문에 법정 근로시간 단축 이후의 실근로시간이 $h^* > h_s^0 > h_s^1$ 유형에 속하는 기업들이 많아서 실근로시간이 늘어날 것으로 예측되는데, 실제로는 주40시간제 도입 이후 실근로시간이 현격하게 줄어들고 있는 것이다. 가령, 10인 이상 비농업 전 산업의 주당 실근로시간이 2004년의 45.7시간에서 2012년에 41.4시간으로 4.3시간만큼 줄어들고 있다(한국노동연구원, 2013). 이 현상은 위의 연구모형이 $h^* > h_s^0 > h_s^1$ 인 상황에 대한 이론적 예측 방향과 부합되지 않을 가능성이 높다.

이론적 예측과 실근로시간의 변동 사이에 나타나고 있는 부정합 문제를 완화하기 위해서 본 연구는 노동생산성의 변화를 연구모형에 포함하고자 한다. 우리가 생산함수를 $g(N, H, K)$ 라고 한다면, 노동과 근로시간의 한계생산은 각각 g_N, g_h 로 표시될 수 있는데, g_N 과 g_h 가 각각 MC_N 과 MC_h 등과 등치되는 곳에서 최적해가 결정된다. 근로시간이 단축되면 노동생산성이 증가하고, 근로시간이 증가하게 되면 노동생산성이 감소하는 경향이 있기 때문에(Bosch & Lehndorff, 2001; Golden, 2012; Taddei, 1998; White, 1987) 비용함수를 단위노동비용으로 환산해 보면 노동의 한계비용을 줄여주는 효과가 있게 된다. 반대로 실근로시간이 증가하게 되면 노동생산성이 줄어들고 그만큼 근로시간의 한계비용을 높이

는 결과를 낳게 된다. 또 한 이유는 이번 법정 근로시간 단축이 토요일 근무를 없애는 것이기 때문에 토요일 근무를 유지하는 데 부가적인 운영비용이 요구되었을 수도 있다. 어쨌든 그 결과 근로시간 단축에 따른 노동생산성 증가가 존재하게 되면 $h^* > h_s^0 > h_s^1$ 인 경우에도 고용과 근로시간의 대체관계가 명확하지 않게 된다. 다른 한편 노동생산성의 증가는 생산에 필요한 생산요소들의 양을 감소시키기 때문에 생산량이 줄어드는 것과 유사한 효과를 내기 때문에 고용을 감소시키는 결과를 초래하고 있다.

이상에서 논의한 생산함수와 비용함수의 1차 도함수들을 재정리하면 다음과 같은 함수식들을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{g_N(N, H, K)}{g_h(N, H, K)} &= \frac{wh^* + f + w(h^* - h_s)}{w(1+p)N^*} \quad (h > h_s \text{일 때}) \\ \frac{g_N(N, H, K)}{g_h(N, H, K)} &= \frac{wh^* + f}{wN^*} \quad (h \leq h_s \text{일 때}) \end{aligned} \quad (3)$$

이 두 개의 함수식을 종합해 보면, 고용은 다음과 같이 법정 근로시간(h_s), 총근로시간(h), 임금(w), 준고정비용(f), 근로시간 대비 노동의 상대적 한계생산 비율($\frac{g_N}{g_h}$), 초과근로수당(p) 등으로 나타낸다. 그 중 실근로시간(h)은 초과근로시간(ot)과 표준근로시간(h_s)으로 구분할 수 있기 때문에 초과근로시간(ot)과 표준근로시간(h_s) 등의 두 변수로 전환해서 포함하거나 또는 실근로시간(h) 하나만을 포함하고자 한다. 그리고 $\frac{g_N}{g_h}$ 은 고용과 근로시간 1단위당 추가되는 노동생산성을 의미하기 때문에 노동생산성으로 대체하고자 한다. 기업별로 실질 초과근로수당에 관한 정보가 없고 대부분의 기업들에서 법정 기준인 통상임금의 50%로 고정되는 경향이 있기 때문에 본 연구모형에서 초과근로수당(p)은 독립변수에서 제외하고자 한다. 마지막으로 준고정비용(f)은 실근로시간(초과근로시간)을 매개로 해서 고용에 영향을 미치는 것으로 이해되기 때문에 실근로시간의 도구변수로만 사용하고 고용함수에서는 제외하였다.

$$N = L\left(h_s, ot, w, p, \frac{g_N}{g_h}, X\right) \quad (X \text{는 기타 통제변수 벡터}) \quad (4)$$

마지막으로 통제변수들로는 매출액, 제품수요, 시장경쟁, 고용해지율, 비정규직 비율, 인력부족률, 노조조직 여부, 복수사업장, 연도 등이 사용되었다. 매출액과 제품수요, 시장경쟁 정도 등은 고용이 제품수요의 파생변수이기 때문에 제품수요를 통제하기 위해 통제변수로 포함하였다. 비정규직 비율과 노조조직 여부 등 고용유연성 변수들도 고용 규모를 결정할 가능성이 있어서 포함하였고, 고용해지율과 인력부족률 등은 고용 의지와 무관하게 고용 규모를 결정하기 때문에 포함하였다. 복수사업장 더미는 사업체 단위 정보와 기업체 단위 정보가 다른 기업들을 통제하기 위해서 포함하였고, 시간을 통제하기 위해서 연도 더미 변수들을 포함하였다. 산업변수 등 시간불변 더미변수들은 고정효과와 함께 통제되기 때문에 여기에서는 독립변수로 포함하지 않았다.

이상의 연구모형에 대해서 본 연구는 미관측 상태로 남아 있는 많은 요인들을 통제하기 위해 패널데이터 고정효과모형을 적용해 보고자 한다. 이 모형에서 남아 있는 또 한 가지 문제점은 실근로시간(h)이나 초과근로시간(ot)은 근로시간 대비 고용의 상대적 한계생산 비율($\frac{g_N}{g_h}$) 등은 고용 규모와 함께 결정되는 것으로 설정되어있기 때문에 내생성 문제가 발생하게 된다. 이런 점을 감안해서 그 두 가지 변수들에 대해서는 도구변수들을 사용해서 내생성 문제를 통제하고자 한다. 실근로시간(h) 또는 초과근로시간(ot)에 대한 도구변수들은 교대조 유형, 법정 근로시간, 준고정비용 등을 사용했고, 노동생산성은 1인당 유형고정자산, 소집단활동, 직무순환, 다기능훈련, 탄력근로, 교육훈련 실시 등을 사용하였다. 본 연구의 사용 자료인 「사업체패널조사」에는 준고정비용에 대한 정보가 제한적이기 때문에 통상임금 대비 상여금 비중을 그것의 대리변수로 사용하고자 한다. 상여금이 2011년 이전까지는 통상임금에 포함되지 않았었고, 전체 인건비 중 상여금의 비중이 크기 때문에 준고정비용의 대리변수로서 무난할 것으로 기대된다.

III. 자료와 기초통계

1. 자료

본 연구의 사용 자료인 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 1-4차 웨이브(2005-2011년 격년 간격)는 사업체 단위 조사이다. 조사대상자는 인사담당자, 노사관계업무 담당자, 근로자대표 등이고, 조사 방식은 CAPI(Computer Assisted Personal Interviewing)을 활용한 면접조사이다. 모집단은 통계청의 「사업체기초통계조사」에 수록된 사업체들인데, 전국에 걸쳐 있는 농림어업 및 광업 등을 제외한 전 산업의 상용근로자 30인 이상 사업체들을

대상으로 하고 있다. 표본은 산업과 규모 및 지역 등을 기준으로 하여 층화추출 방식에 의거하여 추출되었다. 표본의 크기는 1차 웨이브(2005년)가 1,900개 사업체(민간부문 1,600개와 공공부문 300개)이고, 2차 웨이브(2007년)가 1,735개 사업체(민간부문 1,610개와 공공부문 125개), 3차 웨이브(2009년)가 1,737개 사업체(민간부문 1,626개와 공공부문 111개), 4차 웨이브(2011년)가 1,329개 사업체이다. 그 중 본 연구에서는 결측치 변수들이 있는 관측치들을 제외하고 1-4차 웨이브 동안 최소한 2회 이상 패널이 유지된 사업체들로 구성된 불균형패널이 사용되고 있다. 법정 근로시간 단축 일정이 기업규모별로 다르게 진행되었는데, 중소기업들의 패널 탈락률이 훨씬 높기 때문에 균형패널을 사용하게 되면 선택편의가 발생할 우려가 있어서 불균형패널을 사용하고자 한다. 그 결과 본 연구에서 최종적으로 사용된 관측치는 1,

319개인데, 2005년에는 879개, 2007년에는 1,112개, 2009년에는 1,053개, 2011년에는 990개 등으로 구성되어 있다.

2. 변수의 측정과 기초통계

먼저 본 연구의 핵심 독립변수인 주40시간제 도입 여부는 주5일제 도입 여부로 측정하고 있다. 주5일제 도입 여부는 「사업체패널조사」의 1-3차 웨이브에서 직접 조사하고 있지만, 4차 웨이브에서는 조사하고 있지 않다. 2011년에는 모든 사업체에서 주40시간제 도입이 의무화되어 있기 때문에 더 이상 조사가 필요하지 않다고 판단한 것으로 보인다. 따라서 여기서는 2005-2009년 데이터에서는 그 문항의 응답 결과를 그대로 사용하였고, 2011년에는 모든 기업이 주40시간제를 도입한 것으로 가정하고자 한다. 주40시간제 도입에 관한 기초통계를 보면, 2005년에 이미 78%의 사업체에서 도입하고 있고, 2007년과 2009년에 88% 등으로 소폭 증가하고 있다. 한편 실근로시간은 「사업체패널조사」에서 조사된 소정 근로시간과 초과근로시간의 합으로 구했다. 참고로 「사업체패널조사」에서 소정 근로시간은 초과근로수당이 발생하지 않은 시간으로 규정되어 있다. 실근로시간은 2005년의 47.6시간에서 2011년의 46.7시간까지 조금씩 감소하고 있으며, 초과근로시간은 6.49시간에서 7.09시간까지 소폭 변동하고 있다.

본 연구의 종속변수인 고용규모는 해당 기업체가 직접 고용한 근로자수로 측정하였다¹⁾.

1) 고용 변수를 기업체 단위의 근로자 수로 할 것인가 아니면 사업체 단위의 근로자 수로 할 것인가에 대해서 논란의 여지가 있는데, 여기서는 기업체 단위 근로자 수를 사용하고 있다. 주된 이유는 기업체 단위 근로자 수를 사용했을 때 모형 적합도가 현저하게 높은 점, 사업체 단위 근로자 수를 사용했을 때 근로시간과 고용이 보완관계로 나타나는 등 이론모형의 기본적 예측과 상이한 점 등에 있다. 사업체 단위 근로자 수를 사용한 추정 결과도 참고용으로 <부표 2>에 보고하고 있는데, 주5일제의 고용효과가 통계적으로 유의하지 않은 양(+)으로 나타나고 있다.

따라서 직접고용 비정규직 근로자들은 포함하지만 간접고용 근로자들은 제외하였다. 근로자 수는 2005년에 1,487명, 2007년에 1,260명, 2009년에 1,318명, 2011년에 1,588명 등으로 나타나고 있다. 전년도 근로자 수 통계를 보면, 2004년에 1,528명, 2006년에 1,283명, 2008년에 1,221명, 2010년에 1,814명 등으로 나타나고 있다. 균형패널만을 사용해서 고용규모를 추산해 봐도 2007년까지 감소추세를 보이다가 2009년 이후 다시 증가세로 돌아서고 있어서 고용이 U자형 추세를 보이고 있다.

노동생산성은 근로자 1인의 시간당 부가가치액으로 측정하였다. 기업재무 자료에 부가가치 금액에 대한 정보가 제공되지 않기 때문에 그것을 영업이익과 인건비의 합산액으로 추산하고 근로자 수와 주당 실근로시간 평균으로 나누어서 시간당 부가가치액을 구하였다. 시간당 부가가치액의 기준 시간이 주당 실근로시간이기 때문에 그 변수 값은 절대적 의미의 시간당 부가가치가 아니고 회귀분석에 사용될 상대적 의미만을 갖는다는 점을 주의할 필요가 있다. 연도별 평균값들은 2005년에 2.1백만 원, 2007년에 2.4백만 원, 2009년에 2.5백만 원, 2011년에 2.0백만 원 등으로 나타나고 있다.

임금수준은 경쟁기업 대비 상대적 임금수준과 1인당 인건비 등으로 측정하였다. 상대적 임금수준은 해당 사업체의 임금수준이 동종 업계의 평균 임금수준 대비해서 어느 정도인

<표 1> 기초통계

변수	2005년 (N=879)	2007년 (N=1112)	2009년 (N=1053)	2011년 (N=990)
근로자 수	1487.39 (4213.38)	1260.37 (3936.80)	1318.49 (3843.75)	1588.05 (4703.99)
전년도 근로자 수	1528.48 (4681.86)	1283.25 (1032.87)	1221.47 (3634.19)	1814.68 (4562.08)
주40시간제	0.78 (0.41)	0.88 (0.33)	0.88 (0.33)	1.00 (0.00)
초과근로시간	6.73 (5.31)	7.09 (5.34)	6.49 (4.87)	6.70 (5.28)
실근로시간	47.60 (5.53)	47.57 (5.57)	46.98 (5.05)	46.70 (5.28)
시간당 부가가치(백만원)	2.08 (13.92)	2.40 (20.71)	2.53 (11.72)	2.01 (7.99)
상대적 임금수준	3.07 (0.73)	3.02 (0.69)	2.95 (0.55)	3.00 (0.68)
인당 인건비(백만원)	43.95(18.21)	46.84(19.31)	44.55(18.90)	49.56(20.58)
비정규직 비율	16.32(21.03)	11.65 18.65)	10.42 18.26)	12.57 20.39)
고용해지율	21.98 39.48)	19.62 20.56)	16.50 17.03)	19.14 18.79)
인력부족률	0.80 (3.12)	0.88 (6.83)	0.37 (2.15)	0.59 (3.70)
유노조	0.45 (0.50)	0.40 (0.49)	0.40 (0.49)	0.42 (0.49)
복수사업장	0.56 (0.50)	0.52 (0.50)	0.48 (0.50)	0.51 (0.50)
시장경쟁	4.00 (1.00)	3.96 (0.98)	3.84 (0.88)	3.92 (0.91)
제품수요 변동	3.25 (0.99)	3.23 (0.96)	3.23 (0.89)	3.11 (0.97)
매출액 (10억 원)	817.48 (2617.04)	706.77 (2363.39)	984.51 (3551.25)	1038.58 (3444.75)

지에 관한 5점 척도의 정성적 문항에 대한 응답 결과인데, 그 평균값은 2005년에 3.07점, 2007년에 3.02점, 2009년에 2.95점, 2011년에 3.00점 등으로 조금씩 줄어드는 추세를 보이고 있다. 1인당 인건비는 임금과 복리후생 등 재무제표상의 모든 인건비 항목들을 합산한 값이다. 그 평균값은 2005년에 43.95백만 원, 2007년에 46.84백만 원, 2009년에 44.55백만 원, 2011년에 49.56백만 원 등으로 나타나고 있다.

비정규직 비율은 직접고용 비정규직과 간접고용 비정규직의 합이 전체 근로자 수(정규직과 비정규직) 중에서 차지하는 백분율로 측정하였다. 비정규직 근로자 비율은 2005년에 16.3%, 2007년에 11.7%, 2009년에 10.4%, 2011년에 12.6% 등으로 나타나고 있다. 고용해지율은 직접고용 근로자를 포함한 전체 근로자 수 대비 이직자의 비율로 측정하였다. 그 평균값은 2005년에 22.0%, 2007년에 19.6%, 2009년에 16.5%, 2011년에 19.1% 등으로 나타나고 있다. 인력부족률은 해당 사업체에서 다수 직종을 구성하는 근로자들에 대한 인력 부족률이다. 평균값은 2005년에 0.8%, 2007년에 0.9%, 2009년에 0.4%, 2011년에 0.6% 등으로 나타나고 있다.

그 밖의 통제변수들로서 유노조사업체, 복수사업장, 시장경쟁 정도, 제품수요 변동, 매출액 등을 포함하였다. 유노조사업체는 노동조합의 존재 여부를 가리키는 범주변수이다. 유노조사업체의 비율은 2005년에 45%, 2007년에 40%, 2009년에 40%, 2011년에 42% 등으로 나타나고 있다. 복수사업체는 설문조사와 재무정보의 조사 단위가 다른 점을 통제하기 위해서 포함한 변수이다. 복수사업체의 비율은 2005년에 56%, 2007년에 52%, 2009년에 48%, 2011년에 51% 등으로 나타나고 있다. 시장경쟁은 주된 제품의 국내 시장경쟁이 어느 정도인지에 관한 5점 척도의 정성적 지표이다. 평균값은 2005년에 4.0점, 2007년 4.0점, 2009년 3.8점, 2011년에 3.9점 등으로 나타나고 있다. 제품수요 변동은 주된 제품의 시장 수요가 어떤 변동을 겪고 있는지에 관한 정성적 지표이다. ‘① 빠르게 줄어들’에서 ‘⑤ 빠르게 늘어남’까지 5점 척도이다. 평균값은 2005년에 3.3점, 2007년에 3.2점, 2009년에 3.2점, 2011년에 3.1점 등으로 나타나고 있다. 마지막으로 매출액을 사용하고 있는데, 평균값은 2005년에 8,175억 원, 2007년에 7,068억 원, 2009년에 9,845억 원, 2011년에 1조 386억 원 등으로 나타나고 있다.

VI. 회귀분석 결과

본 장에서는 먼저 주40시간제 도입의 고용효과에 관한 회귀분석 결과들을 정리하고 있는데, 노동생산성을 통제하지 않은 모형들과 통제한 모형들로 구분해서 추정하고 있다. 주40시간제 도입의 고용효과 외에, 주40시간제 도입의 고용효과가 작동하는 메커니즘을 파

악하기 위해서 주40시간제 도입이 실근로시간과 초과근로시간, 노동생산성 등에 미치는 영향에 관해서도 회귀분석을 실시하였다. 주된 문제의식은 주40시간제 도입이 1차로 실근로시간과 노동생산성 등에 영향을 미치고, 그것을 통해서 주40시간제 도입의 고용효과에 영향을 주는 매개변수 역할을 하는지 여부를 확인해 보기 위한 것이다. 실근로시간과 노동생산성이 매개변수 역할을 하는지 파악하기 위해서 주40시간제 도입이 실근로시간과 노동생산성에 어떤 영향을 미치는지에 대해서도 추가적으로 추정하여 보았다.

먼저 <표 2>에 주40시간제 도입이 초과근로시간과 실근로시간, 노동생산성 등에 어떤 영향을 미치는지에 관한 회귀분석 결과가 정리되어 있다. 1열과 2열의 분석 결과를 보면, 주40시간제 도입은 먼저 실근로시간을 통계적으로 유의하게 줄이고 초과근로시간에는 통

<표 2> 주40시간제 도입의 근로시간/노동생산성 효과에 관한 회귀분석 결과 (N=1319, T= 2~4)

독립변수	종속변수					
	초과근로시간		실근로시간	노동생산성		
상수항	6.183	(0.733)	50.183	(0.733)	1.256	(0.212)
주40시간제	-0.050	(0.292)	-4.050***	(0.292)	0.067^	(0.046)
고정상여금 비율	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	-	
교대조: 2조	0.804***	(0.296)	0.804***	(0.296)	-	
교대조: 3조	0.234	(0.378)	0.234	(0.378)	-	
교대조: 4조 이상	0.226	(0.443)	0.226	(0.443)	-	
Log(인당 유형고정자산)	-		-		0.036**	(0.018)
Log(전년도 근로자 수)	-		-		-0.228***	(0.027)
공정개선 소집단	-		-		0.004	(0.030)
직무순환	-		-		-0.030	(0.032)
다기능훈련	-		-		0.003	(0.032)
탄력근무제	-		-		0.022	(0.046)
직업훈련 실시	-		-		-0.014	(0.052)
비정규직 비율	0.004	(0.006)	0.004	(0.006)	-0.001	(0.001)
고용해지율	-0.001	(0.004)	-0.001	(0.004)	0.000	(0.001)
인력부족률	0.037*	(0.019)	0.037*	(0.019)	0.000	(0.003)
유노조	0.292	(0.549)	0.292	(0.549)	0.035	(0.087)
복수사업장	-0.398	(0.394)	-0.398	(0.394)	0.072	(0.063)
시장경쟁	0.073	(0.117)	0.073	(0.117)	-0.030^	(0.019)
제품수요 변동	-0.118	(0.104)	-0.118	(0.104)	0.029*	(0.017)
2007년 더미	0.500**	(0.199)	0.500**	(0.199)	0.056*	(0.032)
2009년 더미	-0.070	(0.215)	-0.070	(0.215)	0.092***	(0.035)
2011년 더미	0.277	(0.224)	0.277	(0.224)	0.087**	(0.035)
R제곱	0.043		0.097		0.029	

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)

계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있음을 알 수 있다. 주 5일제 도입이 실근로시간을 4시간 정도 줄이는 것으로 나타나고 있어서 이 결과는 법정 근로시간 단축분이 실제 근로시간에 거의 그대로 반영되고 있음을 말해주고 있다. 주40시간제 도입의 근로시간 단축 효과가 김형락·이형민(2012)에서는 6.6%, 윤윤규 외(2013)에서는 4시간 정도로 보고되고 있어서 본 연구와 선행연구들의 추정 결과가 상당히 일관됨을 알 수 있다.

3열에는 주40시간제 도입의 노동생산성 효과에 관한 분석 결과가 정리되어 있는데, 그 결과를 보면 주40시간제 도입이 노동생산성에 단측검증으로 $\alpha=0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 참고로, 윤윤규 외(2013)에서도 주40시간제의 노동생산성 효과가 단측검증으로 $\alpha=0.10$ 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 그 추정계수의 통계적 유의도가 다소 낮기 때문에 주40시간제 도입의 긍정적 노동생산성 효과가 크지 않은 것으로 추정된다.

노동생산성을 통제하지 않은 상태에서 주40시간제 도입과 실근로시간, 초과근로시간 등이 고용에 어떤 영향을 미치는지에 관한 회귀분석 결과가 <표 3>에 정리되어 있다. 1열에는 주40시간제 도입만을 포함한 모형의, 2열에는 주40시간제 도입과 초과근로시간을 포함

<표 3> 주40시간제 도입의 고용 효과에 관한 회귀분석 결과 (N=1319, T= 2~4)

독립변수	종속변수= Log(근로자 수)					
	(1)		(2)		(3)	
상수항	0.587	(0.166)	0.572	(0.227)	1.197	(0.326)
주40시간제	0.052**	(0.024)	0.052**	(0.024)	-	
초과근로시간	-		0.002	(0.022)	-	
실근로시간	-		-		-0.012**	(0.006)
상대적 임금수준	0.007	(0.012)	0.008	(0.014)	0.003	(0.013)
인당 인건비	-0.314***	(0.022)	-0.314***	(0.022)	-0.314***	(0.022)
매출액	0.552***	(0.012)	0.551***	(0.012)	0.553***	(0.012)
비정규직 비율	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
고용해지율	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
인력부족률	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)	0.002	(0.002)
유노조	-0.049	(0.044)	-0.049	(0.045)	-0.044	(0.045)
복수사업장	0.019	(0.032)	0.020	(0.033)	0.015	(0.032)
시장경쟁	-0.001	(0.010)	-0.001	(0.010)	0.000	(0.010)
제품수요 변동	0.010	(0.008)	0.010	(0.009)	0.009	(0.009)
2007년 더미	-0.046***	(0.016)	-0.047**	(0.019)	-0.041**	(0.016)
2009년 더미	-0.140***	(0.018)	-0.140***	(0.018)	-0.143***	(0.018)
2011년 더미	-0.175***	(0.019)	-0.175***	(0.019)	-0.173***	(0.019)
R제곱	0.739		0.737		0.500	

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)

한 모형의, 3열에는 실근로시간을 포함한 모형의 추정결과들이 정리되어 있다. 실근로시간과 초과근로시간은 내생성 문제가 발생할 우려가 있어서 도구변수 기법으로 추정하였다. 실근로시간에 대해서는 주40시간제 도입, 준고정비용의 비율, 교대조 유형(2교대조, 3교대조, 4교대조, 교대조 없음) 등을, 초과근로시간에 대해서는 그 변수들 중 주40시간제 도입을 제외한 나머지 변수들을 도구변수로 사용하였다.

먼저 1열과 2열의 분석 결과들을 보면, 주40시간제 도입의 긍정적 고용효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 주40시간제 도입 변수를 단독으로 포함한 1열의 추정결과뿐 아니라 초과근로시간 변수도 추가한 2열의 추정결과에서도 주40시간제의 계수 추정치는 $\alpha=0.05$ 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 그런데 2열에서 초과근로시간은 고용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있어서 법정 근로시간의 단축이 초과근로시간의 조정을 통해서 고용에 영향을 미치는 것으로 확인되지 않고 있다. 그리고 <표 2>에서 주40시간제 도입이 초과근로시간에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있기 때문에 어쨌든 법정 근로시간의 단축이 초과근로시간의 조정을 매개로 해서 고용에 영향을 미치는 경로는 발견되지 않고 있다. 그보다는 법정 근로시간의 단축에 따른 실근로시간의 단축이 고용에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이것은 3열에 정리된, 실근로시간을 독립변수로 하는 통계모형의 추정결과에서 재확인되고 있다. 3열의 추정결과에서 실근로시간도 고용에 $\alpha=0.05$ 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있기 때문이다. 이상의 분석 결과들은 주5일제가 고용에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있으며, 법정 근로시간이 초과근로시간의 조정을 통해서 고용에 영향을 미치지 않는 있음을 보여주고 있다.

다른 통제변수들에 대한 추정결과를 보면, 1인당 인건비, 매출액, 비정규직 비율 등이 고용에 $\alpha=0.05$ 수준 이상에서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 계수 추정치들의 부호는 1인당 인건비에 대해서는 음(-), 매출액에 대해서는 양(+), 비정규직 비율에 대해서는 양(+) 등으로 나타나고 있어서 이론적 예측의 방향과 일치한다.

<표 4>에는 노동생산성을 통제한 상태에서 주40시간제 도입과 실근로시간, 초과근로시간 등이 고용에 어떤 영향을 미치는지에 관한 회귀분석 결과가 정리되어 있다. 1-3열의 추정결과들은 각각 <표 3>의 1-3열에 대응하되 노동생산성 변수가 추가된 모형에 기초하고 있다. 초과근로시간과 실근로시간 외에 노동생산성의 내생성 문제를 통제하기 위해서 도구변수 기법을 적용하여 추정하였다. 노동생산성에 대한 도구변수들로는 1인당 유형고정자산, 공정개선 소집단, 직무순환, 다기능훈련, 탄력근무제, 직업훈련 실시 등의 변수들이 사용되었다.

분석 결과들을 보면, 먼저 노동생산성은 고용에 $\alpha=0.01$ 수준 이상에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있음을 보이고 있다. 이 결과는 근로시간 단축에 의한 노동생산

<표 4> 주40시간제 도입의 고용효과에 관한 회귀분석 결과: 노동생산성 통제 시 (N=1319, T= 2~4)

독립변수	종속변수= Log(근로자 수)		
	(1)	(2)	(3)
상수항	-5.075*** (0.679)	-5.042*** (0.722)	-3.649*** (0.978)
주40시간제	0.124* (0.068)	0.123* (0.068)	-
초과근로시간	-	0.003 (0.052)	-
실근로시간	-	-	-0.028* (0.016)
log(시간당 부가가치)	-1.559*** (0.133)	-1.543*** (0.134)	-1.557*** (0.132)
상대적 임금수준	0.064* (0.035)	0.064* (0.039)	0.054^ (0.036)
인당 인건비	0.674*** (0.105)	0.665*** (0.105)	0.673*** (0.104)
매출액	0.736*** (0.038)	0.734*** (0.038)	0.738*** (0.038)
비정규직 비율	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
고용해지율	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
인력부족률	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	0.002 (0.005)
유노조	-0.076 (0.128)	-0.077 (0.129)	-0.065 (0.127)
복수사업장	0.005 (0.092)	0.007 (0.093)	-0.005 (0.091)
시장경쟁	-0.039^ (0.028)	-0.039^ (0.028)	-0.037^ (0.027)
제품수요 변동	0.050** (0.025)	0.050** (0.025)	0.047 (0.024)
2007년 더미	-0.048 (0.047)	-0.049 (0.051)	-0.035 (0.046)
2009년 더미	-0.065 (0.051)	-0.065 (0.052)	-0.070^ (0.051)
2011년 더미	-0.238*** (0.054)	-0.238*** (0.054)	-0.232*** (0.053)
R제곱	0.498	0.500	0.508

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)

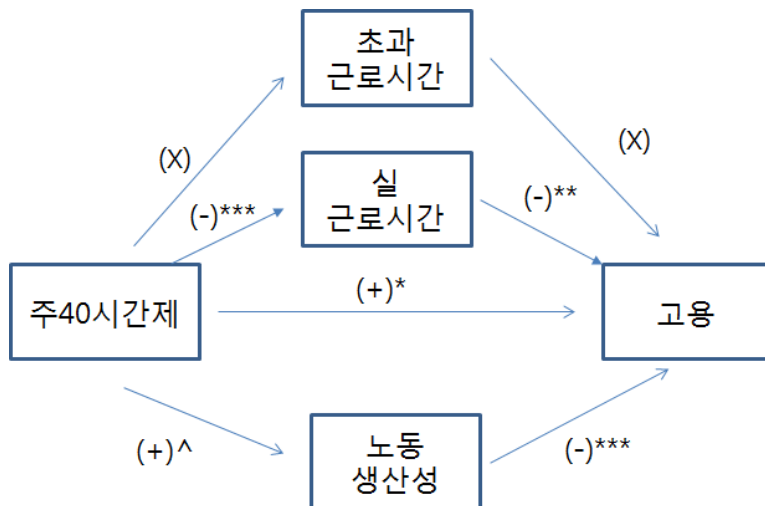
성 증가가 근로시간 단축의 긍정적 고용효과를 감소시키고 있음을 시사하고 있다. <표 2>에서 이미 주40시간제 도입이 노동생산성을 약하게나마 증가시키고 있기 때문에 그 가능성이 존재한다고 볼 수 있다. <표 4>의 분석 결과에서 주목되는 또 한 가지 사실은, 주40시간제 도입과 실근로시간이 고용에 대해서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지만, <표 3>의 분석 결과와 비교할 때 그 근로시간 변수들의 계수 추정치에 대한 통계적 유의도가 $\alpha=0.10$ 수준으로 감소하고 있다는 점이다. 이 점도 노동생산성은 법정 근로시간 단축의 고용효과에 대해서 매개 작용을 하고 있음을 시사한다. 이것은 법정 근로시간 단축이 노동생산성을 제고하고 그것을 통해서 근로시간 단축의 고용효과를 줄이고 있음을 시사한다. 다만, 주40시간제 도입과 실근로시간의 계수 추정치들에 대한 통계적 유의도가 여전히 존재하고 있는 것으로 미루어서 노동생산성 증가가 근로시간 단축의 고용효과를 모두 흡수해 내지는 못하고 있음을 시사하고 있다.

V. 결론

이상으로 본 연구는 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 1-4차 웨이브를 이용하여 법정 근로시간 단축의 고용효과에 대한 실증분석을 시도하였다. 법정 근로시간 단축의 고용효과에 대해서 보다 구체적이고 체계적으로 접근하기 위해서 실근로시간과 노동생산성 등이 법정 근로시간 단축의 고용효과에 매개변수로서 작용하고 있는지 여부도 분석하였다. 이론모형은 Brunello(1989)와 Hunt(1999), Kawaguchi et al(2008) 등의 분석들에 기초를 두고 도출하였으며, 회귀분석모형으로는 개별 기업효과와 시간효과를 통제한 패널데이터 고정효과모형을 사용하였다.

본 연구의 분석결과들은 주40시간제 도입이 실근로시간, 노동생산성과 고용 등에, 실근로시간과 노동생산성이 고용에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 먼저 주40시간제 도입은 실근로시간을 4시간 정도 감소시키고 있으나 초과근로시간에 대해서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 주40시간제 도입은 노동생산성에 대해서도 약하게나마 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 이어서 실근로시간과 노동생산성 등은 고용에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있으나 초과근로시간은 고용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 이런 점에서 주40시간제 도입은 초과근로시간에 변화를 주지 않고 법정 근로시간 단축분만큼의 실근로시간을 단축시키고, 그것을 통해서 고용에 긍정적인 영향을 미치고 있으나 노동생산성 증가에 의해서 그것의 고용효과가 다소간 줄어들고 있다. 그러나 노동생산성을 통제한 이후에도 주40시간제 도입

[그림 2] 분석결과 요약



의 고용효과가 여전히 존재하는 것으로 미루어서 노동생산성 증가를 통해서 근로시간 단축분을 부분적으로만 흡수하고 있기 때문에 여전히 법정 근로시간 단축의 긍정적 고용효과가 존재하고 있다. 어쨌든 이상의 분석 결과들은 주40시간제 도입의 긍정적 고용효과가 존재하고 있으며, 그 효과에 대해서 초과근로시간은 매개변수로서 작용을 하고 있지 못하지만 노동생산성은 매개변수로서 역할을 하고 있음을 말해주고 있다.

이상의 분석 결과들은 주40시간제 도입의 고용효과에 분석했던 김유선(2008)과 윤윤규 외(2013) 등과는 유사한 패턴을 보이고, 김형락·이정민(2012)과는 일관되지 않고 있다. 그러나 김형락·이정민(2012)이 사용 자료의 한계로 인해서 퇴직자를 고려하지 않은 신규입사자만을 고용 변수로 사용하고 있기 때문에 엄밀한 의미에서는 법정 근로시간 단축의 고용효과라고 보기 어렵다는 점을 감안하면, 주40시간제 도입은 상당히 일관되게 양(+)의 고용효과를 보이고 있다고 할 수 있다. 그리고 법정 근로시간 단축이 실근로시간을 대폭 감소시키고 있다는 점은 김유선(2008), 윤윤규 외(2013), 김형락·이정민(2012) 등에서 모두 일관되게 확인되고 있다. 이상의 분석 결과들은 법정 근로시간 단축의 고용효과에 관한 일반적인 이론적 예측과 일정한 괴리를 보이고 있는데, 그 이유가 무엇인지 분석될 필요가 있는 것으로 보인다. 본 연구에서는 그 요인 중 하나로 노동생산성을 주목하였는데, 노동생산성이 근로시간 단축분을 부분적으로는 흡수하고 있지만 여전히 흡수되지 않은 근로시간 단축분이 상당 부분 존재하고 있음이 확인되고 있다. 기업들이 주40시간제 도입 이후 실근로시간을 단축하고 고용을 늘리게 된 점에 대해서 추측 가능한 다른 요인들을 들어보면 다음과 같다. 먼저 다른 운영비용도 많이 요구되는 상태에서 초과근로수당을 부담해야 하는 토요일 근무를 없애는 것이 차라리 기업에게 이득이 될 수 있다는 점, 장시간 근로 관행 때문에 초과근로시간 상한에 걸려서 어쩔 수 없이 실근로시간도 단축할 수밖에 없었던 기업들이 존재한다는 점, 근속연수가 높은 정규직 근로자들에게 초과근로수당을 지급하는 것보다 비정규직 근로자들이나 저근속 근로자들을 채용하는 것이 차라리 이득이 되는 기업들도 있었으리라는 점, 2008년 이후 세계적인 금융위기로 인해서 실근로시간을 줄이는 것이 차라리 이득이 되는 기업들도 있었으리라는 점 등이다.

본 연구의 분석 결과는 근로시간 단축을 위한 제도적 규제가 긍정적인 고용효과를 내기 위해서는 먼저 실근로시간이 단축되어야 한다는 사실이다. 우리나라 근로시간 관행의 주된 특징 중 하나는 과도한 초과근로시간으로 인해서 실근로시간과 법정 근로시간의 괴리가 크다는 점에 있기 때문에 근로시간 단축 규제의 고용효과를 높이기 위해서는 어떤 형태로든 초과근로시간을 줄이는 것이 요구되고 있다. 이런 점에서 최근 휴일근로와 연장근로의 규제 움직임은 법정 근로시간의 단축보다 고용효과를 더 높일 잠재적 가능성을 가지고 있다고 볼 수 있다.

그러나 근로시간 단축이 기업의 경쟁력까지 악화시키게 되면 오히려 고용에 부정적인

효과를 낼 수도 있기 때문에 근로시간 단축에 따르는 기업의 부담 증가를 줄여줄 필요가 있게 된다. 그러나 본 연구의 분석 결과는 근로시간 단축 이후 노동생산성 증가가 충분하게 이루어지지 않고 있음을 보여주고 있다. 사실 노동생산성은 지난한 과정을 통해서 제고되는 경향이 있기 때문에 그것이 근로시간 단축의 충격만으로 쉽게 제고될 수 있는 성질의 것은 아니다. 이런 점에서 근로시간 단축에 따른 기업의 부담 증가를 줄여줄 수 있는 임금 인상물이나 임금수준 조정 등 다른 방안을 모색할 필요가 있음도 본 연구로부터 도출될 수 있는 시사점 중의 하나이다.

참고문헌

1. 김유선(2008), “법정근로시간 단축이 실근로시간, 고용, 실질임금에 미친 영향,” 『산업노동연구』, 제14권 제2호. pp.1-21.
2. 김형락·이정민(2012), “주40시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향,” 『노동경제논집』, 제35권 제3권, pp.83-100.
3. 안주엽·이규용(2001), “법정 근로시간 단축의 노동시장 효과: 제조업을 중심으로,” 『분기별 노동동향분석』, 한국노동연구원
4. 윤윤규·김유선·김정우·노용진·박경원·한치록·홍민기(2013) 『사업체패널조사를 활용한 사업체의 동학 연구』, 한국노동연구원.
5. 한국노동연구원(2013), 『KLI 노동통계 2013』.
6. Andrews, M. J., T. Schank, and R. Simmons(2005), “Does Worksharing Work? Some Empirical Evidence from the IAB-Establishment Panel,” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.52, pp.141-176.
7. Bosch, G. and S. Lehndorff(2001), “Working Time Reductions and Employment: Experiences in Europe and Economic Policy Recommendations,” *Cambridge Journal of Economics*, Vol.25, pp.209-243.
8. Brunello, G.(1989), “The Employment Effects of Shorter Working Hours: An Application to Japanese Data, *Economica*,” *New Series*, Vol.56, No.224, pp.473-486.
9. Golden, L.(2012), *The Effects of Working Time on Productivity and Firm Performance*, a Research Synthesis Paper, ILO
10. Hunt, J.(1999), “Has Work-Sharing Worked in Germany?” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, No 1, pp.117-148.

11. Kawaguchi, D., H. Naito, and I. Yokoyama(2008), “Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan,” *ESRI Discussion Paper Series* No. 202(Google 자료).
12. Marchand, O., D. Rault, and E. Turpin(1983), “Des 40 Heures aux 39 Heures: Processes et Reactions des Entreprises,” *Economice et Statistique*, April, pp.3-16.
13. Raposo, P. S. and J. C. Ours(2010), “How a Reduction of Standard Working Hours Affects Employment Dynamics,” *De Economist*, Vol.158, pp.193-207.
14. Taddei, D.(1998), *Reduction in Working Time*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublin, Ireland,
15. White, M.(1987), *Working Hours: Assessing the Potential for Reduction*, ILO(한국국제노동재단 역(2001), 『근로시간 단축의 잠재효과』)
16. White, M., and A. Ghobadian(1988), “Hours Reductions within Large-Scale Macroeconomic Models: Conflict between Theory and Empirical Application,” in Hart, R. A.(ed.), *Employment, Unemployment and Labor Utilization*, pp.99-106. Unwin Hyman, Inc., Wichester MA.

<부표 1> 도구변수들의 기초통계

변수	2005년 (N=879)	2007년 (N=1112)	2009년 (N=1053)	2011년 (N=990)
상여금 비율	399.7(274.2)	314.9 (301.3)	304.1(278.8)	289.1(294.7)
2교대조	0.28 (0.45)	0.27 (0.44)	0.26 (0.44)	0.24 (0.42)
3교대조	0.15 (0.36)	0.15 (0.36)	0.15 (0.36)	0.14 (0.35)
4교대조	0.12 (0.33)	0.10 (0.30)	0.07 (0.25)	0.08 (0.28)
인당 유형고정자산(십억)	189.0(322.1)	353.5(3043.7)	238.2(860.2)	218.0(475.5)
소집단활동	0.59 (0.49)	0.47 (0.50)	0.41 (0.49)	0.48 (0.50)
직무순환	0.44 (0.50)	0.40 (0.49)	0.26 (0.44)	0.36 (0.48)
다기능훈련	0.40 (0.49)	0.36 (0.48)	0.20 (0.40)	0.32 (0.47)
탄력근로	0.14 (0.34)	0.12 (0.32)	0.08 (0.27)	0.10 (0.30)
교육훈련	0.94 (0.24)	0.93 (0.25)	0.89 (0.32)	0.89 (0.31)

<부표 2> 주40시간제 도입과 고용 (N=1319, T= 2~4): 사업체 근로자수 기준

독립변수	종속변수 = Log(근로자수)		
	(1)	(2)	(3)
상수항	2.243 (0.346)	1.949 (0.418)	2.242 (0.498)
주5일제	0.022 (0.035)	0.020 (0.039)	-
초과근로시간	-	0.063** (0.030)	-
실근로시간	-	-	0.001 (0.008)
log(시간당 부가가치)	-0.555*** (0.068)	-0.513*** (0.078)	-0.542*** (0.067)
상대적 임금수준	0.022 (0.018)	0.043* (0.023)	0.023 (0.018)
인당 인건비	0.291** (0.054)	0.266*** (0.061)	0.283*** (0.053)
매출액	0.144** (0.019)	0.134*** (0.022)	0.142*** (0.019)
비정규직 비율	0.002*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)
고용해지율	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
인력부족률	0.005** (0.002)	0.003 (0.003)	0.005** (0.002)
유노조	0.244*** (0.065)	0.221*** (0.074)	0.244** (0.065)
복수사업장	0.003 (0.047)	0.026 (0.054)	0.004 (0.046)
시장경쟁	0.018 (0.014)	0.015 (0.016)	0.018 (0.014)
제품수요 변동	0.022* (0.012)	0.029** (0.014)	0.022* (0.012)
2007년 더미	0.082** (0.024)	0.056* (0.029)	0.084*** (0.023)
2009년 더미	0.066** (0.026)	0.078** (0.030)	0.068*** (0.026)
2011년 더미	0.029 (0.028)	0.025 (0.031)	0.036^ (0.027)
R2	0.172	0.101	0.173

주: ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)

abstract**The Employment Effects of 40-Hour Standard Workweek**

Yongjin Nho

This study investigates a mechanism of employment effects of 40-hour workweek empirically, utilizing the four waves of Workplace Panel Survey. I apply panel data fixed effect models with individual and time effects, improving upon the analytical frameworks of Brunell(1989), Hunt(1999), and Kawaguchi et al(2008).

The results of this study are as follows. First, 40-hour workweek does not affect overtime significantly, but reduces actual weekly working hours by about 4 hours. Second, 40-hour workweek has a weakly positive effect on labor productivity. Third, actual working hours and labor productivity have significantly negative effects on employment. Fourth, 40-hour workweek has a significantly positive effect on employment. The results indicate that labor productivity gain is likely to act as a mediator between the shorter standard workweek and employment, but that overtime is not. Finally I summarize the results of this study and discuss their implications.

Keywords: Working Hour Reduction, Forty-four Workweek, Labor Productivity, Employment Effect, Workplace Panel Survey

