

근로시간이 주관적 건강상태에 미치는 영향 -내생적 순서형 프로빗 모형을 중심으로-

유 혜 림*

근로기준법에 근거한 법정 근로시간이 지속적으로 단축되었음에도 불구하고 우리나라의 근로시간은 OECD 국가에서 세 번째로 긴 편이다. 장시간 근로시간은 노동자의 건강과 직결될 가능성이 있다. 본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS) 7차(2004년)부터 19차(2016년) 데이터에 근거하여 사업체 규모별로 법정근로시간 규정이 단계적으로 확대된 2004년 이후 20세부터 64세 임금노동자의 근로시간과 주관적 건강상태의 관계를 분석하였다. 근로시간과 주관적 건강상태의 역 인과관계에 따른 내생성을 고려하여 내생적 순서형 프로빗 모형(Endogenous Ordered Probit Model)을 추정한다. 실증분석 결과, 회귀계수 추정에서 내생성을 고려한 모형과 고려하지 않은 모형 간 회귀계수에서 10배 정도 차이가 있다. 설명변수의 내생성과 도구변수의 적합성을 검정했을 때 내생성을 고려한 모형이 적절하다는 결과를 얻었다. 이는 근로시간과 주관적 건강상태 간의 실증분석에 있어 역 인과관계를 통제하는 것이 중요하다는 것을 의미한다. 또한, 정규근로시간과 총 근로시간이 증가할수록 주관적 건강상태가 좋지 않을 범주에 속할 확률이 통계적으로 유의하게 높았으며 정규근로시간보다 총 근로시간이 주관적 건강상태에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다.

주요용어 : 근로시간, 주관적 건강상태, 내생적 순서형 프로빗 모형

I. 서론

국제노동기구(International Labour Organization, ILO)는 2007년 기존의 품위 있는 노동(descent work)의 조건인 자유, 평등, 안전, 인간의 존엄성에 더하여 근로시간을 강조하였다. 우리나라에서는 2004년 7월부터 개정된 근로기준법에 근거하여 기업의 규모에 따라 주당 최대 40시간의 정규근로시간제도가 단계적으로 적용되었다. 법정 근로시간이 지속적으로 단축되었음에도 불구하고 우리나라의 근로시간은 여전히 OECD 회원국가 중 세 번째로 길다. OECD statistics에 따르면, 2015년 기준으로 취업자 연간 근로시간은 2,113시간으로 멕시코(2,248시간) 코스타리카(2,157시간) 다음으로 길다(OECD, 2017).

* 건강보험심사평가원 심사평가연구소 주임연구원

우리나라에서 근로시간 단축에 대한 논의가 대두된 것은 IMF 이후 시기로 근로시간 단축을 통한 실업 해소와 고용 창출이 목적이었다. 그러나 현재 근로시간 단축의 목적은 국민의 삶의 질에 초점이 맞추어져 있다. 이를 반영하듯 현 정부는 「정부 5개년 100대 국정과제」로 근로시간 단축의 목표가 국민의 휴식 있는 삶을 위한 일·생활의 균형 실현임을 강조하였다. 세부적으로 2017년부터 주 52시간 근로 확립 등 법·제도를 개선하여 근로시간을 1,800시간대로 단축하는 것을 정책 목표로 설정하였다(국정기획자문위원회, 2017).

근로시간 단축에 대한 관점이 변화하였음에도 불구하고, 관련된 선행연구는 경제성장 지표와 고용률 등에 집중되어 경제영역 내에서 분석되었다. 근로시간과 같이 고용특성이 건강상태에 미치는 영향을 분석한 연구의 경우, 근로시간과 건강상태 간의 역 인과관계(reverse causality)가 성립되는 것을 고려하지 않았다. 역 인과관계로 인해 모형에서 내생성(endogeneity)이 있을 경우, 일치추정량을 얻을 수 없다는 문제점이 생긴다. 이에 본 연구는 내생성을 고려하여 근로시간 단축이 주관적 건강상태에 미치는 영향을 실증적으로 분석함을 목적으로 한다. 법정근로시간 단축이 사업체 규모별로 다른 시점에 적용되어 외생적으로 변화하였다는 점과 통계적 검증을 통해 사업체규모를 도구변수로 두고 내생적 순서형 프로빗 모형(Endogenous Ordered Probit Model)으로 분석하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 근로시간과 건강에 대한 결정요인과 두 변수가 어떤 관련성을 맺고 있는지 선행연구를 검토한다. III장에서 실증분석에서 사용한 한국노동패널에 대해 소개하고 주요 변수의 기초통계량을 제시한다. IV장에서는 내생적 순서형 프로빗 모형(Endogenous Ordered Probit Model)과 근로시간 변수가 외생적이라고 가정한 순서형 프로빗 모형을 비교한 후, 근로시간이 주관적 건강에 미친 영향을 분석한다. 마지막으로 V장에서 연구의 주요 내용을 요약하고 정책적 함의를 제시한다.

II. 이론적 배경

1. 근로시간에 대한 논의

근로시간을 결정짓는 요인은 거시적 측면으로는 법령 등에 의한 규제(이승현, 2009)와 시장에서의 사업체 규모(류정진, 2014)가 있다. 우리나라의 법정근로시간은 2004년 7월 1일부터 금융보험업, 정부투자기관, 공기업 및 상시 1,000인 이상의 근로자를 사용하는 사업체를 시작으로 적용되어, 2005년 7월 7일부터는 상시 300~999인의 근로자를 사용하는 사업체, 2006년 7월 1일부터 상시 100~299인의 근로자를 사용하는 사업체, 2007년 7월 1일부터 상시 50~99인의 근로자를 사용하는 사업체, 2011년 7월 1일부터는 상시 5~19인의 근로자를 사용하는 사업체까지 확대 적용되어 법령과 사업체 규모에 따라 근로시간이 결정되는 측면이 강하다고 할 수 있다. 현재, 우리나라의 법정근로시간은 「근로기준법」 제50조에 따라 1주 40시간으로 규정되어 있으며 제53조에 의해 연장근로의 상한이 1주 12시간으로 정해져 있다. 한편, 미시적 차원에서 근로시간 결정요인은 노동자가 시간-

소득자원 관계에 따라 추가노동을 투입함으로써 얻는 임금이 있다. 근로시간과 임금에 관한 국외 연구는 초과근로에 대한 가격규제의 효과성에 관한 연구(Ehrenberg 1971a, 1971b; Calmfors & Hoel, 1988; Bauer & Zimmermann, 1999; Hamermesh & Trejo, 2000; Kalwij & Gregory, 2005)로써 초과근로수당이 초과근로시간에 미치는 영향을 분석을 분석하였다. 국내에서는 연구로는 노용진(2012)의 연구가 있다.

근로시간 단축 효과를 분석한 연구는 법정근로시간의 단축으로 인한 실근로시간 단축효과(김유선, 2000)와 거시경제지표 변화 및 고용을 변화에 관한 연구(안주엽·이규용, 2001; 남성일, 2002; 신관호 외, 2002; 백웅기·오완근, 2003; 김유선, 2008; 김형락·이정민, 2012; 유경준·이진, 2014; 노용진, 2014)가 주를 이루었다. 위 연구들은 공통적으로 법정근로시간의 단축이 실근로시간을 감소시키고 고용을 증가시키며 임금을 향상시킨다고 평가하였다.

2. 건강상태에 대한 논의

세계보건기구(World Health Organization, WHO)는 건강(health)을 단순히 신체적으로 무병하거나 허약하지 않는 상태만을 의미하지 않고 육체적, 정신적, 사회적으로 완전히 안녕한 상태로 정의하였다(WHO, 1948). 기존 연구에서 건강을 결정하는 요인으로 크게 인구통계학적 변수와 사회경제적 변수를 사용하였다. 인구통계학적 요인으로는 성별, 연령, 지역이 있다. 한편, 소득, 교육수준, 직업과 같은 사회경제적 변수도 건강수준의 주요 결정요인(Smith, 1999; 한국건강형평성학회, 2009; Cutler et al, 2008)이다. 사회경제적 상태 중 소득변수는 매우 중요하며 많은 연구에서 소득수준이 높아짐에 따라 건강수준이 높아짐을 보였다(Cutler et al, 2008; Duclos & Echevin, 2011). 교육과 건강간의 관계는 인적자본이론에 근거한다. 개인이 건강에 대해 투자를 하면 개인은 높은 생산성을 지니게 되어 소득이 높아지고, 소득이 높을수록 인적자본인 교육과 건강에 더 많은 투자를 할 수 있게 된다(이은우, 2015). 따라서 학력이 높을수록 더 나은 건강상태를 보인다(House et al, 1994; Ross & Wu 1996). 직업 또한 건강에 미치는 사회경제적 지표 중 하나로 개인의 노동조건을 반영(Lynch & Kaplan, 2000)한다. 최근 노동유연화(labor flexibility)로 인해 대두된 종사상의 지위 또한 건강영향요인으로 연구되었다(Vritanen et al, 2005; 김일호, 2007; 김영선, 2014; 김성은 외, 2016).

건강에 대한 선행연구는 건강에 미치는 요인뿐만 아니라 개인의 건강수준을 측정하는 방법에 대해서도 고민하였다. 개인의 건강 수준은 임상 데이터에 근거한 만성질환과 의료이용을 통해 평가할 수 있으나, 본인의 건강상태를 스스로 측정한 주관적 건강상태(self-rated health, SRH)가 있다. 주관적 건강상태는 과거와 현재의 임상적 건강 상태와 환경적 영향을 받기 때문(Ferraro, 1980; Connelly et al., 1989)에 개인의 심리 상태에 영향을 받는다는 측면과 척도형 응답으로 측정오차(measurement error)가 발생할 수 있어 적절하지 못하다는 지적이 있다(윤정윤, 2012; Jones et al, 2013). 그러나 위와 같은 문제제기에도 불구하고 많은 연구들이 주관적 건강상태를 건강 수준의 대리 변수(proxy variable)로 활용하고 있다. 선행연구에 의하면 주관적 건강상태가 현재의 건강상태

를 반영하는 지표로써 타당할 뿐만 아니라(Rodin & McAvay, 1992; Kim et al., 1997; Benyamini et al., 2000; Heller et al., 2009), 의사의 임상 진단보다 사망을 예측하는 지표로도 적절한 것으로 평가하였다(Breslow, 1989; Idler & Benyamini, 1997; Lopez, 2004; Benyamini, 2011).

주관적 건강수준 결정요인에 관한 선행연구는 앞서 검토한 건강결정요인과 유사하다. 연구결과에 따르면, 주관적 건강수준은 남성이 여성이, 고령자보다 저연령자가 양호하며, 사회경제적 변수인 교육수준, 소득수준, 종사상의 지위가 높을수록 주관적 건강수준도 높은 것으로 나타났다(Idler & Benyamini, 1997; 신순철 외, 2007; 김진영 외, 2010; 이은우, 2015).

3. 근로시간과 건강상태 간의 관계에 대한 논의

주관적 건강상태 변수는 개인의 생활습관 또는 고용상태를 반영한 변수들과 오차항 간의 상관관계가 있으므로 내생성이 있을 가능성이 잠재적으로 있다(Jones et al, 2013). 이 경우 단변량 프로빗 모형(univariate probit model)에서는 내생성으로 인해 추정결과가 일치추정량이 될 수 없다. 따라서 분석에서는 관찰되지 않은 이질성(heterogeneity)과 내생성을 통제한 다변량 프로빗 모형(multivariate probit model)이나 구조방정식이 추정을 위해 사용된다. 국외 실증연구(Auster et al. 1969; Rosenzweig & Schultz 1983; Grossman & Joyce 1990; Mullahy & Portney 1990; Mullahy & Sindelar 1996)에서는 내생성을 고려하여 2단계 최소 제곱법(Two-Stage Least Squares, 2SLS) 또는 GMM(Generalized Method of Moments)을 사용하였다(Jones et al, 2013).

개인의 고용상태 중 근로시간에 초점을 맞춰 근로시간의 단축이 노동자의 건강과 생활습관에 미치는 영향에 대한 연구도 진행되었다. White and Beswick(2003)은 내생성을 통제하기 위하여 자연 실험적 방법을 이용해 내생성을 통제하여 근로시간이 노동자의 건강상태와 삶에 미치는 효과를 분석하였다. Berniell(2012)의 연구 또한 근로시간과 건강관련변수의 역 인과관계(reverse causality)에 따른 내생성을 통제하기 위해 이중차분모형(Difference in Differences, DID) 및 2단계 최소제곱법(Two-Stage Least Squares, 2SLS)을 사용하여 프랑스의 법정근로시간단축으로 인한 건강상태 및 건강행동의 변화를 추정하였다. 연구 결과, 근로시간이 주관적 건강상태에 미치는 영향은 모호하였으나 BMI 등과 같은 건강관련 지표 또는 건강행동 변화에 대한 영향은 통계적으로 유의하였다. 유사한 국내 연구로는 박철성(2014)의 연구와 이용관(2014)의 연구가 있다. 두 연구 모두 내생성을 고려하는데 초점을 두었다. 박철성(2014)은 확률효과 순서형 프로빗 모형을 이용하여 한국 노동패널조사(KLIPS)의 2000년부터 2010년의 기간 동안 주 5일 근무제도 시행에 따른 생활만족도를 분석하였다. 이용관(2014)의 연구는 한국근로환경조사(KWCS) 2006년과 2010년도 자료를 이용하여 이중차감 도구변수(DD-IV)추정법으로 근로시간 단축이 근로자의 생활과 근로환경에 미치는 영향을 분석하였다. 두 연구 모두 근로시간 단축이 생활만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

지금까지 근로시간과 노동자의 건강과의 관계에 관한 이론적 논의와 다양한 실증분석을 살펴보았다. 그러나 내생성을 고려해야 하는 계량방법론상의 문제로 인해 근로시간이 노동자의 주관적 건강상태에 미치는 영향에 대한 연구는 제한적이었으며 특히 종속변수가 주관적 건강상태와 같이 순서형이면서 근로시간의 내생성 문제를 통제하는 연구는 아직 발견할 수 없었다.

III. 연구방법

1. 연구모형

종속변수인 주관적 건강상태는 현실적으로 관찰되는 연속적인 변수가 아닌 순서형(ordinal)이며 각 범주를 결정하는 잠재변수(latent variable)가 존재한다고 가정하는 순서형 프로빗 모형(ordered probit model)을 이용하여 분석한다(Greene, 2000; Sroorchmann, 2005; Jones et al, 2013). 프로빗 모형은 오차항이 정규분포를 따르며, 로지스틱 모형과 비교하여 등분산성 가정에서 자유로울 수 있는 장점이 있기 때문에(Lee et al. 2005) 본 연구에서는 순서형 프로빗 모형을 설정하였다. 순서형 프로빗 모형은 주관적 건강상태 범주를 결정하는 잠재변수 y_i^* 에 대하여 (식 1)과 같이 설명변수의 선형함수로 표현된다.

$$y_i^* = \beta x_i + e_i, \quad e_i \sim N(0,1) \quad (\text{식 1})$$

연속형 변수인 y_i^* 의 일정한 범위 내에서 관찰된 종속변수 y_i 는 다음과 같이 결정된다.

$$\begin{aligned} y_i &= 1 & y_i^* &\leq \delta_1 \\ y_i &= 2 & \delta_1 &< y_i^* \leq \delta_2 \\ y_i &= 3 & \delta_2 &< y_i^* \leq \delta_3 \\ y_i &= 4 & \delta_3 &< y_i^* \leq \delta_4 \\ y_i &= 5 & \delta_4 &< y_i^* \end{aligned}$$

여기서 $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ 은 절사점(cut-point)으로서 모형 내에서 추정되어야 할 모수(parameter)이다. 종속변수의 범주가 5개이기 때문에 절사값은 4개가 추정된다. 이론적으로 절점의 범위는 $-\infty$ 에서 $+\infty$ 의 값을 가진다. 순서형 프로빗 모형에서는 개인 i 가 범주 j 를 선택할 확률을 다음과 같이 계산한다. 여기에서 $\Phi(\cdot)$ 은 오차항 e_i 의 누적분포함수(cumulative distribution function, CDF)이며 표준정규분포를 가정한다.¹⁾

1) 순서형 프로빗 모형에서 상수항은 절사점 모수와 구별되어 추정할 수 없기 때문에 상수항 $\alpha=0$ 으로 가정한다. (민인식·최필선 2012b, 10장)

$$\begin{aligned}
\Pr(y_i = j) &= \Pr(\delta_{j-1} < y_i^* \leq \delta_j) \\
&= \Pr(\delta_{j-1} < \beta x_i + e_i \leq \delta_j) \\
&= \Phi(\delta_j - \beta x_i) - \Phi(\delta_{j-1} - \beta x_i)
\end{aligned} \tag{식 2}$$

(식 1)에서 내생변수인 근로시간 w_i 를 포함한 모형은 다음과 같이 쓸 수 있다. 다음 (식 3)에서 x_i 는 외생적 설명변수라고 가정한다. (식 4)에서 내생변수 w_i 는 연속형 변수로 가정할 때 도구변수 z_i 의 선형함수로 가정한다.

$$y_i^* = \beta x_i + \gamma w_i + e_{1i}, \quad e_{1i} \sim N(0, 1) \tag{식 3}$$

$$w_i = \theta z_i + e_{2i}, \quad e_{2i} \sim N(0, \sigma_2^2) \tag{식 4}$$

(식 4)에서 도구변수 z_i 는 (식 3)에서 외생변수인 x_i 와 (식 3)에 포함되지 않은 도구변수를 모두 포함하는 설명변수 벡터가 된다. 내생성 있는 모형에서 오차항 e_{1i} 와 e_{2i} 는 서로 상관관계를 가지며 다음과 같은 공분산 행렬 구조를 가정한다. 위 식에서 σ_{12} 는 두 오차항의 공분산을 나타낸다.²⁾

$$\text{cov}(e_{1i}, e_{2i}) = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \tag{식 5}$$

내생성이 존재하는 모형에서 주관적 건강 선택확률은 다음과 같이 쓸 수 있다.³⁾

$$\begin{aligned}
&\Pr(y_i = j) \\
&= \Pr(\delta_{j-1} < y_i^* \leq \delta_j) \\
&= \Pr[\delta_{j-1} - (\beta x_i + (\sigma_{12}/\sigma_2^2)(w_i - \theta z_i)) < e_{1i} \leq \delta_j - (\beta x_i + (\sigma_{12}/\sigma_2^2)(w_i - \theta z_i))] \\
&= \Phi(\delta_j - (\beta x_i + (\sigma_{12}/\sigma_2^2)(w_i - \theta z_i))) - \Phi(\delta_{j-1} - (\beta x_i + (\sigma_{12}/\sigma_2^2)(w_i - \theta z_i)))
\end{aligned} \tag{식 6}$$

각 범주를 선택할 확률이 (식 6)로 주어지면 로그우도 함수는 다음과 같이 구축할 수 있다.

$$\begin{aligned}
\ln L &= \sum_{i=1}^n \left[\Phi(-a) + \sum_{j=2}^4 \Pr(y_i = j) + \Phi(a) \right] \\
&= \sum_{i=1}^n \left[\Phi(-a) + \sum_{j=2}^4 (\Phi(\delta_j - a) - \Phi(\delta_{j-1} - a)) + \Phi(a) \right]
\end{aligned} \tag{식 7}$$

2) (식 3)에서 순서형 프로빗 모형을 가정하기 때문에 $\text{var}(e_{1i}) = 1$ 이 된다.

3) Stata 통계패키지 매뉴얼의 [ERM] section을 참고하였다.

(식 7)에서 $a \equiv \beta x_i + (\sigma_{12}/\sigma_2^2)(w_i - \theta z_i)$ 로 정의한다. (식 7)의 로그우도함수를 최대화하는 최우 추정량 $\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\sigma}_{12}, \hat{\sigma}_2^2$ 을 구할 수 있다.⁴⁾ $\hat{\delta}$ 는 절사점 추정치이며, $\hat{\beta}$ 은 각 독립변수 x_i 의 회귀계수이고, $\hat{\theta}$ 은 도구변수 z_i 의 회귀계수이다. $\hat{\sigma}_2^2$ 는 (식 4)의 오차항 분산 추정치이다. 한편, $\hat{\sigma}_{12}$ 는 두 오차항 e_{1i}, e_{2i} 의 공분산으로 정의되며 $\hat{\sigma}_{12}$ 를 이용하여 두 오차항의 상관계수를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\text{corr}(e_{1i}, e_{2i}) = \frac{\text{cov}(e_{1i}, e_{2i})}{\sqrt{\text{var}(e_{1i})} \sqrt{\text{var}(e_{2i})}} \quad (\text{식 8})$$

위 (식 8)에서 $e_{1i} \sim N(0,1)$ 이므로, (식 9)와 같이 쓸 수 있다.

$$\hat{\rho}_{12} = \text{corr}(e_{1i}, e_{2i}) = \frac{\text{cov}(e_{1i}, e_{2i})}{\sqrt{\text{var}(e_{2i})}} = \frac{\hat{\sigma}_{12}}{\sqrt{\hat{\sigma}_2^2}} \quad (\text{식 9})$$

2. 분석자료 및 기초통계량

실증분석에서 사용한 데이터는 한국노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS)의 일부분이다. 한국노동패널조사는 개인 및 가구의 경제활동참여 및 노동시장 이동과정, 소득과 소비의 변화 등을 동적 차원에서 분석할 수 있는 자료로 1차 조사(1998년)를 시작으로 현재 19차(2016년)까지 공개되었다(한국노동연구원, 2017).

본 연구에서는 정규근로시간이 법적으로 규정된 2004년 시기부터 현재까지 동일한 기간인 7차부터 19차 데이터를 사용하였다. 연구목적에 따라 실질적으로 법정근로시간 단축의 영향을 받는 임금근로자를 대상으로 하였고, 노동시장 참여하고 있을 가능성이 높은 20세~64세를 대상으로 데이터를 구축하였다. 데이터 구축 시 smart_klips를 사용하였으며(민인식, 2016) Stata 15.0로 분석하였다. 근로시간에 해당하는 독립변수는 1주일 평균 근로시간과 1주일 총 근로시간으로 이원화하였고, 종속변수는 현재 주관적 건강상태로 해석의 편의를 위해 원 자료의 역 코딩 값을 사용하였다. 통제변수로는 이론적 배경에서 검토한 변수인 성별, 연령, 지역, 임금, 교육수준, 종사상의 지위, 직업으로 하였으며, 이 중 연령과 임금 변수는 연속형으로, 그 외 변수는 해석상 편의를 위해 범주형으로 측정하였다. 도구변수로는 사업체 규모를 설정하였고, 우리나라 법정 정규근로시간이 확대된 사업체 규모를 고려하여 범주화하였다⁵⁾. 이를 정리하면 <표 1>과 같다.

4) 모수추정치는 Stata 15.0 버전 통계패키지를 이용하여 얻을 수 있다.

5) 한국노동패널에서 제공하는 사업체 규모 분류와 정규근로시간이 확대 적용에 따른 사업체 규모분류가 정확하게 일치하지 않아 최대한 유사하게 구분하였다.

<표 1> 주요 변수 및 변수의 측정방법

구분	변수명	측정방법
종속변수 (y_i)	주관적 건강상태 p_6101	건강이 아주 안 좋다 [§] =1, 건강하지 않은 편이다=2, 보통이다=3, 건강한 편이다=4, 아주 건강하다=5
내생적 독립변수 (w_i)	평균근로시간 p_hours 총 근로시간 totalhours	임금근로자의 주당 평균 정규근로시간 임금근로자의 주당 평균 정규근로시간(p_hours)과 주당 초과시간(p_1012)의 합
통제변수 (x_i)	성별 p_sex 연령 p_age 지역 p_region 임금 p_wage 교육 p_edu 직업 p_jobfam 2000 종사상의 지위 p_job_status	남 [§] =1, 여=2 20세 이상 65세 미만의 가구원 나이 광역시 [§] =1, 비광역시=2 2015년 기준 실질임금으로 환산한 각 년도 월평균임금의 로그(log)값 (단위: 만원) 고졸미만 [§] =1, 고졸=2, 초대졸 이상=3 전문·관리직 [§] =1, 사무직=2, 서비스판매직=3, 농림어업 및 단순노무=4, 생산직=5 상용직 [§] =1, 임시직=2, 일용직=3
도구변수 (z_i)	사업체 규모 p_firm_size	10명 미만 [§] =1, 10~29명=2, 30~99명=3, 100~299명=4, 300명 이상=5

주 1) [§]: base group

2) 변수명 기준은 smart_klips기준이며, smart_klips에 없는 변수는 코드북 기준

종속변수인 주관적 건강상태에 대한 기초통계량은 <표 2>와 같다. 주관적 건강상태가 좋지 않다고 평가한 비율은 4.57%(건강이 아주 안 좋다: 0.17%, 건강하지 않은 편이다: 4.40.%)이며 보통으로 평가한 비율은 30.57%, 건강한 편으로 평가한 비율은 64.87%(건강한 편이다: 60.29%, 아주 건강하다: 4.58%)로 건강하다고 응답한 비율이 과반 이상이었다.

<표 2> 종속변수의 기초통계량

변수	변수명	구분	표본수	비율
종속변수	주관적 건강상태	전체	61,319	100.00
		건강이 아주 안 좋다	103	0.17
		건강하지 않은 편이다	2,695	4.40
		보통이다	18,746	30.57
		건강한 편이다	36,968	60.29
		아주 건강하다	2,807	4.58

독립변수인 주당 근로시간에 대한 기초통계량은 <표 3>에서 제시한다. 근로시간은 주당 정규 근로시간과 주당 총 근로시간으로 이원화하여 분석하였다. 주당 정규 근로시간 평균은 44.94시간으로 최소값은 1시간이며 최대값은 98시간이다. 주당 총 근로시간의 평균은 47.50시간이며 최소값은 1시간, 최대값은 143시간이다. 정규 근로시간과 총 근로시간의 평균과 표준편차는 유사하나 최대값에서 차이가 크게 나는 것을 알 수 있다.

<표 3> 근로시간 변수의 기초통계량

변수	변수명	표본 수	평균 (표준편차)	최소값	최대값
내생적 독립변수	정규근로시간	52,441	44.94 (10.82)	1	98
	총 근로시간	52,444	47.50 (11.79)	1	143

통제변수 중 연속형 변수인 연령과 임금에 대한 기초통계량을 <표 4>에 제시하였다. 연구 목적에 따라 일반적으로 노동시장에 진입하여 은퇴하기 전의 연령인 20세부터 64세까지의 연령으로 설정하였다. 연령변수의 평균은 40.73세이다. 임금변수에 대한 기초통계량을 살펴보면, 월 평균 (실질) 임금의 평균은 233.90만원이며 최소값은 0원, 최대값은 6,444.94만원이다. 임금변수의 분포상의 특성을 보정하기 위해 실증분석에서는 임금변수에 자연로그를 취한 변수를 사용하였다.⁶⁾

<표 4> 연속형 통제변수의 기초통계량

변수	변수명	표본 수	평균 (표준편차)	최솟값	최댓값
통제변수	연령	61,343	40.73 (10.63)	20.00	64.00
	임금의 로그값	61,133	5.28 (0.61)	1.39	8.77
	임금	61,150	233.90 (160.56)	0.00	6,444.94

<표 5>는 범주형의 형태를 갖는 통제변수에 대한 기초분석 결과이다. 통제변수의 경우, 성별의 경우 남자의 비율이 60.01%, 여자의 비율이 39.99%로 남자의 비율이 높았으며, 교육수준의 경우 고졸미만 14.39%, 고졸 37.80%, 초대졸 이상 47.81%로 고등교육 이상을 받은 비율이 과반에 가까이 나타났다. 거주지의 경우 광역시 거주와 비 광역시 거주의 비율이 각각 49.91%와 50.09%로 유사하였다. 직업의 경우 전문·관리직 26.75%, 사무직 20.56%, 서비스판매직 14.9%, 농림어업 및 단순노무 11.69%, 생산직 26.22%의 비중을 보였다. 종사상의 지위로는 상용직이 76.85%로 높은 비중을 차지하였으며, 임시직이 13.42%, 일용직이 9.73%로 나타났다. 도구변수로 사용한 사업체 규모 변수는 법정정규근로시간이 적용된 시기와 유사한 기준으로 구분하였다. 이에 관한 기초통계량을 살펴보면 종업원 수 10명 미만의 사업체에 종사하는 비율은 30.95%, 10~29명 사업체는 17.88%, 30~99명 사업체는 16.56%, 100~299명 사업체는 10.52%, 300명 이상은 24.09%의 비중을 차지한다.

6) 임금=0원 경우에 로그를 취하면 결측치가 되기 때문에 분석에서 제외하였다.

<표 5> 범주형 통제변수의 기초통계량

변수	변수명	구분	표본 수	비율
통제변수	성별	전체	61,343	100.00
		남	36,815	60.01
		여	24,528	39.99
	지역	전체	61,343	100.00
		광역시	30,615	49.91
		비광역시	30,728	50.09
	교육	전체	61,339	100.00
		고졸미만	8,824	14.39
		고졸	23,187	37.80
		초대졸 이상	29,328	47.81
	직업	전체	60,987	100.00
		전문·관리직	16,316	26.75
		사무직	12,537	20.56
		서비스판매직	9,017	14.79
		농림어업 및 단순노무	7,129	11.69
		생산직	15,988	26.22
	종사상의 지위	전체	61,342	100.00
		상용직	47,142	76.85
		임시직	8,230	13.42
		일용직	5,970	9.73
도구변수	사업체 규모	전체	51,796	100.00
		10명 미만	16,030	30.95
		10~29명	9,263	17.88
		30~99명	8,577	16.56
		100~299명	5,448	10.52
		300명 이상	12,478	24.09

IV. 연구결과

본 장에서는 지금까지 살펴본 내용들을 바탕으로 근로시간이 주관적 건강상태에 미치는 영향에 대한 추정결과를 제시한다. 근로시간 변수의 내생성을 고려한 모형에서는 도구변수 선정에 대한 논의 후 도구변수를 이용한 순서형 프로빗 모형에서 추정치를 얻는다. 내생성 모형과 비교를 위해 근로시간 변수가 외생적이라고 가정한 순서형 프로빗 모형 추정 결과 역시 제시한다. 추정결과를 바탕으로 계산한 주관적 건강 확률을 제시한다.

1. 도구변수 선정 및 적절성

선행연구에서 제시한 바와 같이 설명변수 중 하나인 근로시간과 종속변수인 주관적 건강상태는 역 인과관계(reverse causality)가 성립되는 내생성(endogeneity)으로 인해 일치추정량을 얻을 수 없다(Hill et al., 2004; 민인식, 2009; 민인식·최필선, 2012a). 모형에서 내생성이 없다면 앞서 제시한 (식 3)과 (식 4)에서 $\text{corr}(e_{1i}, e_{2i}) = 0$ 이어야 한다. <표 6>과 <표 7>에서 확인할 수 있듯이 오차항 상관계수 추정치는 각각 0.127과 0.227로 양(+)의 상관계수이고 0과 유의하게 다르다. 이러한 결과를 통해 통계적으로 근로시간은 내생성 있는 변수라고 판단할 수 있다.

도구변수의 적절성 조건을 살펴보면, 적절한 도구변수는 오차항(e_{1i})과 상관관계가 존재하지 않으며, 도구변수는 내생적 설명변수인 근로시간 변수와 상관관계가 있어야 한다(민인식·최필선, 2012a). 도구변수인 사업체 규모 변수는 직접적으로 주관적 건강에 영향을 미친다기 보다는 근로시간 변수를 통해 간접적으로 주관적 건강을 영향을 미친다. 이런 관계가 성립한다면 도구변수인 사업체 규모 변수는 오차항 e_{1i} 와 직접적 상관관계가 없다고 볼 수 있다. 경험법칙에 따르면 도구변수의 t-value가 3.3보다 크면 내생변수와 적절한 상관관계가 있기 때문에 약한 도구변수(weak instrument variable)인 가능성이 비교적 낮아 도구변수로써 적절하다(민인식·최필선, 2012a). 단일 계수에 대한 유의성 검정에서 $t^2 = F$ 이므로, t값이 3.3보다 크다는 것과 p값이 10보다 크다는 것은 동일한 기준이다. 분석 결과, 정규 근로시간을 포함한 모형에서 도구변수에 대한 F-통계량은 690.08이고, 총 근로시간을 포함한 모형에서 F-통계량은 118.27로 모두 10보다 크다.

2. 실증분석

본 소절에서는 사업체 규모를 도구변수로 하여 내생성을 통제하여 근로시간이 주관적 건강상태에 미치는 영향을 내생적 순서형 프로빗 모형 추정결과를 제시하고 해석한다. 분석 시 패널 자료를 통합(pooled) 횡단면 자료로 구축함에 따라 개인 내 상관관계(intra-class correlation)를 고려하기 위하여 cluster-robust 표준오차를 보고하였다.

<표 6>과 <표 7>은 (식 4)에 대한 외생적이라고 가정한 순서형 프로빗 모형(Pooled Ordered Probit, 이하 MODEL_EX)과 내생성을 통제한 모형(Endogenous Ordered Probit Model, 이하 MODEL_EN)에 대한 추정결과이다. 앞선 소절에서 도구변수의 적절성을 살펴보았듯이, 실증분석 결과에서 사업체 규모에 대한 추정계수 $\hat{\theta}$ 가 통계적으로 0과 유의하게 다르므로 도구변수로 적절함을 다시 확인할 수 있다.⁷⁾

MODEL_EX과 MODEL_EN의 결과를 비교하면 다음과 같다. 내생변수인 근로시간에 대한 추정치를 비교하면 내생성을 통제하지 않은 MODEL_EX에 비해 내생성을 통제한 MODEL_EN의 계수 추정치가 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. <표 6>의 정규근로시간 추정계수는 MODEL_EN에서는

7) $\hat{\theta}$ 에 대한 구체적인 추정 결과는 부록 <표 1>을 참고하시오.

-0.0142로 MODEL_EX의 -0.0017에 비해 10배 이상 추정치가 커졌으며 <표 7>에서도 총 근로시간 추정계수는 MODEL_EN에서는 -0.0280으로 MODEL_EX의 -0.0028에 비해 10배 크게 추정되었다. 이는 근로시간 단축이 주관적 건강상태를 높이기도 하지만 역으로 주관적 건강상태가 근로시간에 미치는 영향을 고려하지 못하였기 때문이다. 따라서 내생성을 고려하지 않은 결과가 하향편의(downward bias) 되었음을 알 수 있다. MODEL_EX과 MODEL_EN에서 통제변수 추정계수를 비교하였을 때 부호가 반대로 나타나는 변수가 있다. 통제변수의 대부분에서 추정계수의 방향성이 일치하였으며, 추정계수 차이 또한 크지 않았으나 직업변수의 경우 두 모형에서 상이하였다. MODEL_EX에서 내생성을 고려하지 않아 근로시간과 주관적 건강수준에 동시에 영향을 주는 요소를 통제하지 못하여 발생하는 누락변수의 편이가 나타났다고 할 수 있다.

MODEL_EX의 추정결과는 일치추정량이 아니라고 간주하여 MODEL_EN를 중심으로 결과를 해석하면 다음과 같다. 첫째, 근로시간에 대한 분석결과를 살펴보면, 정규근로시간(-0.0142)과 총 근로시간(-0.0280) 모두 주관적 건강상태에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 나타낸다. 따라서 근로시간이 증가할수록 가장 낮은 범주인 ‘건강 상태가 아주 안 좋다’에 속할 확률이 증가한다. 또한 정규 근로시간 추정계수 절댓값보다 총 근로시간 추정계수 절댓값이 더 크므로, 총 근로시간이 주관적 건강상태에 미치는 영향이 더 크다는 것을 알 수 있다. 총 근로시간이 정규 근로시간과 추가적으로 근무하는 초과 근무시간의 합이므로, 근로시간 단축에 대한 정책설정 시 정규근로시간 보다는 총 근로시간에 대하여 총량적인 개입을 하는 것이 보다 효과가 클 것으로 예상된다.

둘째, 인구학적 변수에 대한 분석결과를 살펴보면 성별, 연령, 지역에 대해 모두 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 성별의 경우 남자에 비해 여자가 상대적으로 주관적 건강상태가 좋지 않을 확률이 높은 것으로 나타났다. 연령변수는 추정계수가 음(-)으로 나타나 응답자의 나이가 많을수록 $Pr(y_i = 1)$ 의 확률이 증가하고 $Pr(y_i = 5)$ 의 확률이 감소한다. 지역의 경우, 광역시에 비해 비광역지에서 주관적 건강상태가 상대적으로 좋을 확률이 높음을 알 수 있다.

셋째, 노동관련 변수인 임금, 교육, 직업 및 종사상의 지위에 대해 살펴보면, 임금수준과 직업은 통계적으로 유의하였다. 임금변수 추정계수는 양(+)으로 나타나 근로자의 소득이 증가할수록 가장 높은 범주인 ‘아주 건강하다’로 응답할 확률이 통계적으로 유의하게 증가한다. 교육의 경우, 고졸 미만을 기준으로 학력이 높을수록 건강상태가 더 높은 건강수준을 가질 확률이 증가한다. 직업의 경우 통계적으로 유의하지는 않았으나 정규 근로시간에 대하여 전문·관리직에 비해 사무직과 서비스판매직에서는 주관적 건강상태가 좋을 확률이 높으며, 농림어업 및 단순노무직, 생산직의 경우 상대적으로 주관적 건강상태가 좋지 않은 경향이 있음을 보였고, 총 근로시간에 대하여는 전문·관리직에 비해 다른 직업군이 건강상태가 좋은 경향을 보였다. 종사상의 지위 측면에서는 상용직에 비해 임시직, 일용직의 건강상태가 가장 낮은 범주에 속할 확률이 증가하는 것으로 나타났다.

넷째, 도구변수의 사업체 규모 변수가 주관적 건강에 미치는 효과는 근로시간을 통해 간접적으로 영향을 주고 있다. 부록 <표 1>에서 사업체 규모가 커질수록 근로시간이 줄어든다는 것을 알 수 있다. 또한 <표 6>과 <표 7>에서 근로시간이 증가할수록 주관적 건강이 나빠지기 때문에 사업체 규모가 작아질수록 간접적으로 주관적 건강이 나빠진다고 판단할 수 있다.

<표 6> 순서형 프로빗 추정결과(내생변수: 정규근로시간)

구 분		MODEL_EX		MODEL_EN†	
		Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.
성별	여	-0.1168 ***	0.0189	-0.1778 ***	0.0259
(base: 남)					
연령		-0.0189 ***	0.0009	-0.0195 ***	0.0009
지역	비 광역시	0.0357 **	0.0155	0.0272 *	0.0164
(base: 광역시)					
임금		0.1717 ***	0.0179	0.1372 ***	0.0197
교육	고졸	0.1947 ***	0.0288	0.1379 ***	0.0325
(base: 고졸미만)					
	초대졸 이상	0.2307 ***	0.0327	0.1296 ***	0.0423
	사무직	-0.0134	0.0210	0.0013	0.0224
	서비스 판매직	-0.0500 *	0.0275	0.0079	0.0441
직업	농림어업 및 단순노무	-0.1325 ***	0.0339	-0.0558	0.0458
(base: 전문·관리직)					
	생산직	-0.0696 ***	0.0240	-0.0356	0.0272
종사상의 지위	임시직	-0.0385 *	0.0217	-0.0715 **	0.0284
(base: 상용직)					
	일용직	-0.1664 ***	0.0356	-0.2142 ***	0.0453
정규 근로시간		-0.0017 ***	0.0007	-0.0142 ***	0.0044
cut1		-3.0382	0.1140	-3.8674	0.2582
cut2		-1.6830	0.1080	-2.5316	0.2622
cut3		-0.2818	0.1067	-1.1321	0.2684
cut4		1.9177	0.1078	1.0514	0.2802
Log pseudolikelihood		-46338.614		-206066.64	
var(e.p_hours)		-		99.8873	
corr(e.p_hours,e.health_status)		-		0.1271 ***	

***p<0.01, ** p<0.05, *<0.1

† : (식 3)의 결과만 보고하였으며, (식 4)의 결과는 <부록 1> 참고

<표 7> 순서형 프로빗 추정결과(내생변수: 총 근로시간)

구 분		MODEL_EX		MODEL_EN†	
		Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.
성별 (base: 남)	여	-0.1202 ***	0.0189	-0.2533 ***	0.0428
연령		-0.0191 ***	0.0009	-0.0201 ***	0.0009
지역 (base: 광역시)	비 광역시	0.0373 **	0.0154	0.0416 **	0.0164
임금		0.1792 ***	0.0179	0.1405 ***	0.0204
교육 (base: 고졸미만)	고졸	0.1907 ***	0.0288	0.0901 **	0.0413
	초대졸 이상	0.2234 ***	0.0327	0.0488	0.0609
직업 (base: 전문·관리직)	사무직	-0.0126	0.0210	0.0043	0.0223
	서비스 판매직	-0.0426	0.0274	0.0884	0.0638
	농림어업 및 단순노무	-0.1241 ***	0.0338	0.0269	0.0633
	생산직	-0.0620 **	0.0241	0.0345	0.0405
종사상의 지위 (base: 상용직)	임시직	-0.0434 **	0.0217	-0.1515	0.0471
	일용직	-0.1751 ***	0.0357	-0.3194 ***	0.0647
총 근로시간		-0.0028 ***	0.0006	-0.0280 ***	0.0084
cut1		-3.0626	0.1129	-4.5301	0.4107
cut2		-1.7066	0.1066	-3.2352	0.4444
cut3		-0.3047	0.1054	-1.8789	0.4806
cut4		1.8953	0.1065	0.2363	0.5389
Log pseudolikelihood		-46329.428		-210241.42	
var(e.totalhours)		-		120.4136	
corr(e.totalhours,e.health_status)		-		0.2777 ***	

***p<0.01, ** p<0.05, *<0.1

† : (식 3)의 결과만 보고하였으며, (식 4)의 결과는 <부록 1> 참고

3. 주관적 건강 확률

<표 6>과 <표 7>의 MODEL_EX과 MODEL_EN은 비선형 확률모형이기 때문에 추정계수 부호를 통해 근로시간이 주관적 건강에 미치는 방향성만을 파악할 수 있다. 근로시간 증가에 따른 각 건강 범주에 속할 예측확률을 구한 후 그 크기를 비교할 수 있다. 근로시간이 증가하면 주관적 건강 확률이 얼마나 변하는지 예측하기 위해 (식 4)를 이용하여 근로시간이 증가에 따라 주관적 건강상태가 좋지 않을 범주확률을 계산한다. 각 응답자별로 주관적 건강상태의 다섯 가지 범주에 대한 선택확률을 계산되는데, 그 값들을 모두 합하면 반드시 1이 된다.⁸⁾

예를 들어, 앞서 제시한 (식 6)에서 $\Pr(y_i = 2)$ 일 때의 선택확률은 다음과 같이 계산된다.

$$\Pr(y_i = 2) = \Phi(\hat{\delta}_2 - (\hat{\beta}x_i + (\hat{\sigma}_{12}/\hat{\sigma}_2^2)(w_i - \hat{\theta}z_i))) - \Phi(\hat{\delta}_1 - (\hat{\beta}x_i + (\hat{\sigma}_{12}/\hat{\sigma}_2^2)(w_i - \hat{\theta}z_i)))$$

내생성을 통제한 모형인 MODEL_EN에 기초하여 근로시간이 증가함에 따라 주관적 건강상태의 각 범주에 속할 확률을 계산한다. 근로시간의 분포를 고려하여, 정규근로시간이 20시간부터 10시간 간격으로 50시간까지 선택확률을 계산하였고, 총 근로시간이 정규근로시간과 추가근로시간의 합인 것을 고려하여 40시간부터 70시간의 범위 내에서 10시간이 증가할 때마다 주관적 건강 범주확률을 계산한다.

세부적으로 정규근로시간에 대한 결과를 살펴보면 $y_i = 1$ 일 때, 근로시간이 10시간 단위로 증가할 때마다 선택확률이 각각 0.0030%p, 0.0031%p, 0.0033%p 증가하여 근로시간이 증가할수록 선택 확률 또한 높아지는 것을 알 수 있다. $y_i = 2$ 의 경우도 동일한 경향을 보이는데 단위시간이 증가할 때 마다 선택확률이 0.0940%p, 0.0966%p, 0.0995%p로 증가하며, $y_i = 3$ 일 때는 선택 확률이 0.4367%p, 0.4379%p, 0.4390%p 증가한다. 반면 $y_i = 4$ 일 경우, 정규근로시간이 증가할수록 선택확률이 0.3903%p, 0.3981%p, 0.4055%p 감소하며, $y_i = 5$ 일 때, 정규근로시간이 증가할수록 선택확률이 감소한다. 0.1433%p, 0.1397%p, 0.1361%p로 감소하였다.

총 근로시간 증가와 주관적 건강 범주확률 또한 유사한 경향을 보인다. $y_i = 1$ 일 때, 근로시간이 10시간 단위로 증가할 때마다 선택확률이 각각 0.0058%p, 0.0064%p, 0.0069%p 증가하여 근로시간이 증가할수록 선택확률 또한 높아지는 것을 알 수 있다. $y_i = 2$ 의 경우도 동일한 경향을 보이는데 단위시간이 증가할 때 마다 선택확률이 0.1796%p, 0.1889%p, 0.1987%p로 증가하며, $y_i = 3$ 일 때는 선택 확률이 0.8047%p, 0.8078%p, 0.8098%p 증가한다. 반면 $y_i = 4$ 일 경우, 정규근로시간이 증가할수록 선택확률이 0.7372%p, 0.7621%p, 0.7860%p 감소하며, $y_i = 5$ 일 때, 정규근로시간이 증가할수록 선택확률이 0.2530%p, 0.2409%p, 0.2295%p로 감소하였다.

8) 본문에서는 %로 환산하여 각 범주에 속할 확률의 합은 100%가 된다.

<표 8> 근로시간에 대한 주관적 건강 확률

(단위: %)

구 분		$\Pr(y_i = 1)$	$\Pr(y_i = 2)$	$\Pr(y_i = 3)$	$\Pr(y_i = 4)$	$\Pr(y_i = 5)$
정규근로시간	20시간	0.0540	2.6764	27.7331	64.9877	4.5488
	30시간	0.0570	2.7704	28.1698	64.5974	4.4055
	40시간	0.0601	2.8670	28.6077	64.1993	4.2658
	50시간	0.0634	2.9665	29.0467	63.7938	4.1297
총 근로시간	40시간	0.0568	2.7709	28.2050	64.5749	4.3925
	50시간	0.0626	2.9505	29.0097	63.8377	4.1395
	60시간	0.0690	3.1394	29.8175	63.0756	3.8986
	70시간	0.0759	3.3381	30.6273	62.2896	3.6691

종합하면, $y_i = 1, 2, 3$ 의 경우 10시간씩 근로시간이 증가하면, 선택확률이 증가하나 $y_i = 4, 5$ 의 경우는 근로시간이 증가함에 따라 선택확률이 감소한다. 이는 근로시간이 증가할수록 건강이 좋지 않거나 보통으로 응답할 확률이 높아지며, 건강이 좋다고 응답할 확률이 낮아지는 것을 의미하기 때문에 다른 조건이 일정할 때 근로시간을 단축하면 주관적 건강 수준이 높아진다고 예상할 수 있다. 또한 선택확률의 변화는 정규근로시간보다 총 근로시간이 더 크게 나타나 주관적 건강수준에 미치는 영향은 총 근로시간이 더 크다는 것을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구에서는 계량방법상의 문제로 제한되었던 근로시간과 주관적 건강상태의 관계를 내생적 순서형 프로빗 모형으로 분석하였다. 사업체 규모에 따라 법정 근로시간이 확대 적용된 외생적 특성을 갖고 있으며 통계적으로도 도구변수로서 적절하다는 것을 보일 수 있었다. 법정 근로시간이 적용되기 시작한 2004년부터 모든 사업장에 적용된 2011년 이후 현재(2016년)까지의 데이터를 한국노동패널 자료를 활용하여 분석한 결과, 근로시간이 증가할수록 주관적 건강상태가 좋지 않을 범주에 속할 경향을 보였다. 정규근로시간보다 총 근로시간에 대하여 이러한 경향성은 더 뚜렷하게 나타났다. 다른 조건이 일정할 때 정규 근로시간과 총 근로시간이 10시간 증가할 때마다 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답할 확률이 증가하였고, 양호한 범주에 속할 확률이 감소하였다. 특히 정규 근로시간이 10시간 증가할 때의 선택확률보다 총 근로시간이 10시간 증가할 때의 선택확률이 2배 가량 증가함을 알 수 있었다. 따라서 정규근로시간뿐만 아니라 야근 등 시간 외 근무를 포함한 총량적인

근로시간에 대한 정책적 접근이 중요함을 알 수 있었다.

본 연구는 다음과 같은 부분에서 한계를 지니고 있다. 첫째, 패널데이터이기 때문에 개인 내 상관관계(intra-class correlation)를 고려하여 cluster-robust 표준오차를 보고하였다. 그러나, 패널 ordered probit 모형에서 내생성 문제를 고려하여 불편추정량을 구할 수 있는 계량모형은 아직 개발되지 않았다(강성진, 2010). 따라서 이러한 문제를 해결할 수 있는 통계적 방법이 개발된다면 보다 패널모형 하에서 실증분석을 할 수 있을 것이다. 둘째, 「근로기준법」상 연장근로와 휴게시간에 대한 원칙의 예외규정인 특정 사업에 대한 특례제도를 고려하지 못하였다. 후속연구에서 특례제도가 적용되는 산업을 고려한다면 우리나라 근로시간에 대한 보다 풍부한 연구가 될 것이다. 셋째, 자료의 한계 상 산업보건의학 영역에서 다루어진 장시간 노동과 사망률, 심혈관질환, 당뇨병, 장애 위험, 인지기능 쇠퇴, 육체적 건강 및 피로와의 관계(Jeong et al, 2003, Tucker & Folkard, 2012; 김대성, 2011; 김대성 외, 2011; 박진희, 2014)에 대해 검토하지 못하여 주관적 건강상태 외에 실제 임상적인 건강상태를 반영하지 못하였다.

근로시간 단축은 노동생산성과 밀접하게 연계되어 있으며 노동자의 주관적 생활 및 건강수준에 긍정적 영향을 줄 수 있다. 그러나 노동자의 삶의 질을 높이기 위하여 법정 근로시간이 단축되었음에도 불구하고, 우리나라의 노동시간은 여전히 OECD 국가 중 세 번째로 길다. 이러한 현황은 법정 최대 근로시간에 대한 규제 이상으로 총 근로시간에 대한 정책적 접근이 중요할 것으로 생각된다. 노동자의 건강수준을 향상시키면서도 노동공급측면에서도 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 총 근로시간에 대한 법 제도 개선이 필요할 것이다.

참고문헌

- Auster, R., Levenson, I. and Sarachek, D. (1969). "The production of health: an exploratory study". *Journal of Human Resources*. 4 pp411 - 436.
- Bauer, T. and K. F. Zimmermann. (1999). "Overtime Work and Overtime Compensation in Germany". Discussion Paper 48. Institute for the Study of Labor.
- Benyamini, Y. (2011). "Why does self-rated health predict mortality? An update on current knowledge and a research agenda for psychologists". *Psychology & Health*, 26(11), pp1407-1413.
- Benyamini, Y., Idler, E. L., Leventhal, H., & Leventhal, E. A. (2000). "Positive affect and function as influences on self-assessments of health: Expanding our view beyond illness and disability". *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*. 55(2). pp107-116.
- Berniell, M. I. (2012). "The effects of working hours on health status and health behaviors". CEMFI-UIMP discussion paper.
- Breslow, L. (1989). "Health status measurement in the evaluation of health promotion". *Medical care*. 27(3). pp205-216.
- Calmfors L. and M. Hoel. (1988). "Work Sharing and Overtime", *Scandinavian Journal of Economics*. 90(1). pp45-62.
- Connelly, J. E., Philbrick, J. T., Smith Jr, G. R., Kaiser, D. L., & Wymer, A. (1989). "Health perceptions of primary care patients and the influence on health care utilization". *Medical care*. 99-109.
- Cutler, D. M., Lleras-Muney, A., & Vogl, T. (2008). "Socioeconomic status and health: dimensions and mechanisms". (No. w14333). *National Bureau of Economic Research*.
- Duclos, J. Y., & Échevin, D. (2011). "Health and income: A robust comparison of Canada and the US". *Journal of Health Economics*. 30(2). pp293-302.
- Ehrenberg, R. G.(1971a). *Fringe Benefits and Overtime Behavior: Theoretical and Econometric Analysis*. Lexington Books. Mass. U.S.A.
- Ehrenberg, R. G.(1971b). "The Impact of the Overtime Premium on employment and Hours in U.S. Industry". *Western Economic Journal*. pp199-207.
- Ferraro, K. F. (1980). "Self-ratings of health among the old and the old-old". *Journal of Health and Social Behavior*. pp377-383.
- Greene. W. H., (2000). *Econometric analysis*. 4th edition. Upper Saddle River.
- Grossman, M. and Joyce, T.J. (1990) "Unobservables, pregnancy resolutions, and birth weight production functions in New York City". *Journal of Political Economy*. 98 pp983 - 1007.

- Hamermesh, D. S. and S. J. Trejo (2000). "The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California". *The Review of Economics and Statistics*. 82(1). pp38-47.
- Heller, D. A., Ahern, F. M., Pringle, K. E., & Brown, T. V. (2009). "Among older adults, the responsiveness of self-rated health to changes in Charlson comorbidity was moderated by age and baseline comorbidity". *Journal of clinical epidemiology*. 62(2). pp177-187.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Judge, G. G. (2004). 『계량경제학』. 이병락 역. 서울: 시그마프레스· Wiley.
- House, J. S., Lepkowski, J. M., Kinney, A. M., Mero, R. P., Kessler, R. C., & Herzog, A. R. (1994). "The social stratification of aging and health". *Journal of health and social behavior*. pp213-234.
- Idler, E. L., & Benyamini, Y. (1997). "Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies". *Journal of health and social behavior*. pp21-37.
- Jeong, I., et al (2013). "Working hours and cardiovascular disease in Korean workers: a case-control study". *Journal of occupational health*. 55(5). pp385-391.
- Jones, A. M., Rice, N., d'Uva, T. B., & Balia, S. (2013). *Applied health economics*. Routledge.
- Kalwij, A. S., and M. Gregory(2005). "A Panel Data Analysis of the Effects of Wages, Standard Hours and Unionization on Paid Overtime Work in Britain". *Journal of the Royal Statistical Society*. Series A, 168, Part 1. pp207-231.
- Kim, S. H., Wolde Tsadik, G., & Reuben, D. B. (1997). "Predictors of Perceived Health in Hospitalized Older Persons: A Cross Sectional and Longitudinal Study". *Journal of the American Geriatrics Society*. 45(4). pp420-426.
- Lee SW, Min SH, Park JY, Yoon SD. (2005). *An application of logit and probit model*. Seoul :Parkyongsa
- Lopez, R. (2004). "Income inequality and self-rated health in US metropolitan areas: a multi-level analysis". *Social science & medicine*, 59(12), pp2409-2419.
- Lynch, J., & Kaplan, G. (2000). *Socioeconomic position*. New York: Oxford University Press.
- Mullahy, J. and Portney, P. (1990). "Air pollution, cigarette smoking, and the production of respiratory health", *Journal of Health Economics*. 9. pp193 - 205.
- Mullahy, J. and Sindelar, J. (1996). "Employment, unemployment, and problem drinking", *Journal of Health Economics*. 15. pp409 - 434.
- Rodin, J., & McAvay, G. (1992). "Determinants of change in perceived health in a longitudinal study of older adults". *Journal of Gerontology*. 47(6). pp373-384.
- Rosenzweig, M.R. and Schultz, T.P. (1983). "Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effect on birth weight". *Journal of Political Economy*. 91 pp723 - 746.

- Ross, C. E., & Wu, C. L. (1996). "Education, age, and the cumulative advantage in health". *Journal of health and social behavior*, pp104-120.
- Schultz, J., O'Brien, A. M., & Tadesse, B. (2008). "Social capital and self-rated health: Results from the US 2006 social capital survey of one community". *Social Science & Medicine*, 67(4). pp606-617.
- Smith, J. P. (1999). "Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status". *The Journal of economic perspectives*. 13(2). pp145-166.
- Storchmann, K. (2005). "English weather and Rhine wine quality: An ordered probit model". *Journal of Wine Research*. 16(2). pp105-120.
- Tucker, P., & Folkard, S. (2012). *Working time, health and safety: A research synthesis paper*. ILO.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Joensuu, M., Virtanen, P., Elovainio, M., & Vahtera, J. (2005). "Temporary employment and health: a review". *International Journal of epidemiology*. 34(3). pp610-622.
- White, J. & J. Beswick, (2003). "Working Long Hours," Sheffield: *Health and Safety Laboratory*
- WHO. (1948). *Constitution of the World Health Organization*. Geneva:WHO
- 강성진. (2010). 「한국인의 생활만족도 결정요인 분석」. 『경제학연구』, 58(1), pp5-36.
- 국정기획자문위원회. (2017). 『문재인정부 국정기획 5개년 계획』
- 김대성. (2011). 『근로시간이 근로자의 건강 및 사고에 미치는 영향 연구』, 산업안전보건연구원.
- 김대성·김은아·권오준. (2011). 「근로시간이 근로자의 건강문제에 미치는 영향」. 『대한직업환경의학회 학술대회 논문집』. pp387-388.
- 김성은·윤영숙·양윤준·이연숙·이준형·김동준·김정일·여대중·이지연·송은경. (2016). 「정규직여부가 건강행태, 정신건강 및 삶의 질에 미치는 영향」. 『스트레스연구』. 24(3). pp127-136.
- 김영선. (2014). 「고용 유연성이 근로자 건강에 미치는 영향」. 『보건과 사회과학』. 36. pp201-222.
- 김유선. (2000). 「법정근로시간 단축의 실근로시간 단축효과」, 『분기별 노동동향분석』 13:3, 한국노동연구원.
- 김유선. (2008). 「법정근로시간 단축이 실근로시간, 고용, 실질임금에 미친 영향」. 『산업노동연구』, 14(2). pp1-21.
- 김일호. (2007). 「비정규직 근로가 건강에 미치는 영향」. 춘계학술대회 발표논문집, 2007(단일호), pp109-122.
- 김진영·백은정. (2012). 「학력과 주관적 건강의 관계」. 한국사회학회 사회학대회 논문집. pp399-419.
- 김형락·이정민. (2012). 「주 40 시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향」.

- 『노동경제논집』. 35(3). pp83-100.
- 남성일. (2002). 「법정근로시간 단축의 거시경제 효과 분석」. 『노동경제논집』. 25(2). pp33-78.
- 노용진. (2014). 「주 40 시간제의 고용효과」. 『산업관계연구』. 24(2). pp109-129.
- 류정진. (2014). 「장애인의 시간제 일자리 선택 및 근로시간 연장의향 결정요인에 관한 연구」. 『특수교육재활과학연구』. 53(1). pp67-87.
- 민인식. (2009). 「Stata 에서 도구변수 (IV) 추정법 (1)」. 『The Korean Journal of STATA』. 1(2). pp58-68.
- _____. (2016). 「Stata를 활용한 노동패널 실증분석」, 2016년 한국노동패널조사 데이터 설명회 자료집.
- 민인식·최필선. (2012a). 『STATA 기초통계와 회귀분석』. 서울: 한국 STATA 학회.
- _____. (2012b). 『STATA 고급패널데이터 분석』. 서울: 한국 STATA 학회.
- 박진희. (2014). 「산업체근로자의 근로시간과 대사증후군 연관성」. 아주대학교 대학원 석사학위논문.
- 박철성. (2014). 「주 5일 근무제도 실시의 노동시장 외적 효과」. 『노동경제논집』. 37(4). pp59-88.
- 백웅기·오완근. (2002). 「법정근로시간 단축에 따른 생산효과의 단기 분석」. 『경제학연구』. 50(4). pp69-100.
- 신관호·신동균·유경준. (2002). 「법정근로시간 단축의 경제적 효과」. 『노동경제논집』. 25(3). pp1-34.
- 신순철·김문조. (2007). 「작업과 고용형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향」. 『보건과 사회과학』. 22. pp205-224.
- 안주엽·이규용. (2001). 「법정근로시간 단축의 노동시장 효과- 제조업을 중심으로」. 『분기별 노동동향분석』. 14(1). pp151-170.
- 유경준·이진. (2014). 「근로시간 단축의 고용효과 분석: 기업규모별 추정을 중심으로」. 『노동경제논집』. 35(3). pp1-28.
- 윤정윤. (2012). 『노동시장 고용의 질이 임금근로자의 건강에 미치는 효과 분석』. 성균관대학교 대학원 석사학위논문.
- 이승현. (2009). 「근로시간 개념과 구성체계에 관한 연구」. 『노동연구』. 17. pp115-143.
- 이용관. (2015). 「근로시간 단축이 근로자의 생활과 근로환경에 미치는 영향」. 『경제학 연구』. 63(2). pp37-64.
- 이은우. (2015). 「지역 간 주관적 건강수준 차이 분석」. 『한국지역경제연구』. 30. pp33-53.
- 한국건강형평성학회. (2009). 『건강형평성 측정방법론』. 한울아카데미
- 한국노동연구원. (2017). 『한국노동패널 1~19차년도 조사자료 유저가이드』. 한국노동연구원.
- OECD. (2017). Hours worked (indicator). doi: 10.1787/47be1c78-en (Accessed on 01 July 2017)
- 법제처 국가법령정보센터. <http://www.law.go.kr/>

부록 <표 1> MODEL_EN에서 (식 4) 추정 결과

구 분		정규근로시간		총 근로시간	
		Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.
성별 (base: 남)	여	-3.7212 ***	0.1734	-4.8452 ***	0.1910
연령		-0.0365 ***	0.0095	-0.0585 ***	0.0101
지역 (base: 광역시)	비 광역시	-0.2925 *	0.1636	0.3921 **	0.1778
교육 (base: 고졸미만)	고졸	-2.5512 ***	0.3956	-2.7617 ***	0.4078
	초대졸 이상	-5.0661 ***	0.4141	-5.1657 ***	0.4315
직업 (base: 전문·관리직)	사무직	1.0917 ***	0.1711	0.6310 ***	0.2022
	서비스 판매직	7.2354 ***	0.3229	6.4004 ***	0.3407
	농림어업 및 단순노무	6.2560 ***	0.4416	5.8547 ***	0.4516
	생산직	2.8246 ***	0.2223	3.7822 ***	0.2573
종사상 지위 (base: 상용직)	임시직	-3.9547 ***	0.3106	-4.9556 ***	0.3180
	일용직	-5.3168 ***	0.4941	-6.6416 ***	0.5024
사업체 규모 (base: 10명 미만)	10~29명	-1.8504 ***	0.2284	-1.1383 ***	0.2324
	30~99명	-3.0003 ***	0.2337	-1.2985 ***	0.2388
	100~299명	-3.2011 ***	0.2601	-0.9824 ***	0.2687
	300명 이상	-4.9272 ***	0.2105	-2.3973 ***	0.2298
_cons		52.6536 ***	0.6648	55.1980 ***	0.6960

주 1: ***p<0.01, ** p<0.05, *<0.1

2: 근로시간 변수와 임금변수는 동시적으로 결정되는 내생성 문제가 존재할 가능성을 고려하여 임금변수는 (식 3)에만 포함하고 (식 4)에서는 제외한다.