

# 근로시간의 변화가 삶의 질에 미치는 영향에 관한 연구

조 문 석\*, 김 진\*\*

## I.

이 연구의 목적은 노동패널 데이터를 이용하여 우리나라 임금근로자의 근로시간 변화가 삶의 질에 미치는 영향을 실증적으로 검증하는 것이다. 지난 2016년도까지 우리나라의 연간 노동시간은 2,000시간 이상으로 OECD 평균에 비해 300시간 이상 많은 상황이었으며, 각종 산업재해, 낮은 출산율 등 다양한 사회문제의 원인으로 지적되어 왔다. 이에 정부는 2018년 근로기준법 개정으로 주52시간제와 관공서 공휴일 민간기업 도입 등 근로시간을 단축하기 위한 제도를 마련하였다. 제도 도입 이후 평균적인 근로시간의 단축은 예상되나 이러한 변화가 일-가정 양립, 여가 활동의 활성화 등 실질적인 삶의 질을 개선하는데 어느 정도 영향을 미칠지에 대한 실증적인 분석은 제한적으로 이루어져 왔다. 또한 제도 도입에도 불구하고 우리나라는 여전히 OECD 국가 중 연간 노동시간이 가장 많은 국가 중 하나이다. OECD 통계(data.oecd.org) 기준 우리나라의 2018년 노동시간은 1,993시간으로 OECD 국가 중 멕시코(2,148시간) 다음으로 많다. 지난 우리나라 근로자들의 2008년 연평균 노동시간인 2,228시간과 비교하여 10.5% 감소하였으나 OECD 평균인 1,734시간에 비해 평균 259시간을 더 많이 일하고 있는 것으로 나타났다.

이에 이 연구는 노동시간과 삶의 질과 관련한 선행 연구 검토와 노동패널 조사를 통해 구축된 근로시간 조사 자료 및 삶의 질과 관련한 자료를 토대로 노동시간의 변화가 삶의 질에 미치는 영향을 실증적으로 검증하고자 한다. 이 연구는 먼저 삶의 질에 대한 정의 및 유형화와 관련한 문제를 다룸으로써 노동과 삶의 질, 노동시간과 삶의 질이 어떤 관계에 있는지에 대한 이론적 검토를 수행하고자 한다. 또한 기존의 연구를 통해 삶의 질에 유의미한 영향을 미치는 것으로 논의되어 왔던 임금 혹은 보상의 규모에 따른 노동시간의 변화가 삶의 질에 영향을 미치는 방식을 실증적으로 검증하고자 한다.

## II.

### 1. 노동과 삶의 질

---

\* 한성대학교 행정학과

\*\* 동덕여자대학교 경제학과

삶의 질은 다양한 차원을 내포하고 있다. 일반적으로 좋은 삶의 질이라는 것은 개개인이 자신들의 일상생활에서 주관적으로 느끼는 삶에 대한 만족 수준으로 이해할 수 있다. 그러나 사람들이 자신들의 삶의 질을 판단하기 위한 가치나 기준이 다양하기 때문에 특정한 속성으로 삶의 질을 평가할 경우 삶의 질에 내포되어 있는 나머지 속성이 배제되는 문제가 발생한다. 이 때문에 삶의 질과 관련한 연구는 다양한 접근을 시도하기에 앞서 삶의 질을 무엇으로 정의할 것인가의 문제에 직면하게 된다.

일부 학자들은 삶의 질을 객관적인 측면과 주관적인 측면으로 구분하여 접근한다(예. 하혜수, 1996; 김창진·허훈, 2018; 김창진 외, 2018). 이들의 접근은 Ventegodt 등(2003: 1031)이 제시한 통합적 삶의 질(Integrated Quality of Life, IQOL) 이론에 근거한 것이다. 이들은 삶의 질을 크게 세 가지 영역으로 구분한다. 첫째, 주관적인 삶의 질은 개개인이 자신들의 삶을 느끼는 방식과 관련되어 있다. 사람들은 개별적으로 자신들의 느낌을 평가하는데, 스스로의 삶에 대해 만족하느냐 혹은 행복하다고 느끼는지 여부가 바로 주관적인 삶의 질을 의미한다는 것이다. 둘째, 객관적인 삶의 질은 개개인의 삶이 외부로부터 어떻게 인식되는지와 관련한 문제이다. 이러한 관점은 그 사회에 살고 있는 사람들에 의해 영향을 받는다. 개인이 한 사회에서 통용되는 가치를 수용하는 능력을 의미하며, 개인의 사회적 지위, 소득 등이 대표적인 예이다. 셋째, 실증적인 측면에서 많은 논의가 이루어진 것은 아니지만 Venegodt 등(2003)은 존재적 삶의 질이 한 개인의 삶의 가장 깊은 곳에 위치해 있다고 보았다. 이러한 관점에 의하면 한 개인은 심연에 자신이 지향하는 본질적인 무언가가 있으며 그 본질과 조화를 이룰 때 행복하다고 인식한다. 존재적인 삶의 질은 단순히 정신적인 욕구의 충족만을 의미하는 것은 아니며, 개인의 종교 활동 외에도 성장의 욕구나 생리적인 욕구를 충족하는 것도 이러한 범주에 포함된다(Venegodt et al., 2003).

이들은 이와 같이 삶의 질을 세 가지 영역으로 구분하고 존재적 삶의 질을 중심에 놓고 양옆에 주관적인 삶의 질과 객관적인 삶의 질을 배치한다. 객관적 삶의 질과 주관적 삶의 질을 구성하는 몇 가지 하위 요인이 있는데, 각 요인은 존재론적 삶의 질로부터의 개념적 거리를 지닌다. 예를 들어, 주관적인 삶의 질을 구성하는 요소는 삶의 의미, 행복, 삶에 대한 만족, 웰빙의 네 가지로 구분되는데 존재적 삶의 질과 가장 가까운 것은 삶의 의미이며, 웰빙은 가장 거리가 멀다. 객관적 삶의 질도 생물학적 질서, 삶의 잠재력 실현, 욕구의 충족, 문화적 규범의 요소로 구분되며 생물학적 질서가 존재적 삶의 질과 가장 거리가 가깝고, 문화적 규범이 가장 거리가 멀다(Venegodt et al., 2003: 1032). 이들의 이러한 분류가 삶의 질에 대한 이론적·실증적 접근을 취함에 있어 명확한 기준을 제시하는 것은 아니다. 예를 들어, 존재적 삶의 질과 가장 거리가 먼 웰빙은 한 사회에 속한 사람들이 좋다고 인식하는 일련의 생활방식을 의미하는데, 이는 객관적 삶의 질의 끝단에 놓인 문화적 규범과 무관하지 않다.

그럼에도 삶의 질에 대한 주관적-객관적 접근 방식은 삶의 질과 노동과의 관계를 논의함에 있어 중요한 의미를 지닌다. 노동은 객관적인 삶의 질 측면에서 생존을 위한 수단이 된다는 점에서 생물학적 질서와 관련되어 있다. 이는 한 개인이 지니고 있는 잠재적인 역량을 실현하는 수단이기도 하며, 생물학적 욕구뿐만 아니라 성장의 욕구와 자아실현의 욕구도 노동을 통해 실현할 수 있다.

개인은 자신들이 수행하는 노동에 의미를 부여하며 때로는 노동을 통해 행복이나 삶의 만족을 느끼기도 한다. 특히, 고도로 복잡화되고 분업화된 현대 사회에서 공공 혹은 민간 부문의 조직에 소속되어 자신들의 노동력을 투입하는 조직 내의 타인과 협력하거나 소통하면서 과업을 수행한다. Durkheim(1997)에 의하면 사회 속의 개인은 스스로를 다른 사람들과 유사하다고 생각하면서 사회적으로 결속된다. 고도로 복잡화된 사회에서 구성원이 수행하는 과업이 다른 사람들의 과업과 밀접하게 연계되고 상호 의존적일수록 결속력은 증가한다는 것이다(장용석 외, 2012: 296).

이러한 측면에서 노동은 삶의 질을 제고할 수 있는 도구적 수단임과 동시에 노동 그 자체로서 존재론적인 삶의 질을 형성한다고 할 수 있다. 노동이 삶의 질을 제고하는 방식은 일정 부분 사회적으로 구성된다는 것이다. 노동을 해야 하는 사람들 혹은 노동을 할 것으로 기대되는 사회적 조건을 갖춘 사람들이 노동을 하지 않을 경우 자신들이 생각하는 잠재력을 실현할 기회를 상실할 뿐만 아니라 보편적인 사회적 관계로부터 괴리된다. 개인이 느끼는 사회적 결속력은 감소하고 인간 활동의 기본적인 요건이 충족되지 않음으로 인해 외부로부터 삶의 질이 낮은 인간으로 규정되거나 혹은 스스로가 삶의 질이 낮다고 느낀다는 것이다. 그러나 이와는 반대로 낮은 강도의 노동 혹은 최소한의 노동이 삶의 질을 제고한다는 주장도 가능하다. 토마스 모어의 유토피아에서 최소한의 노동만을 하며 나머지는 자신이 원하는 다른 일을 하면서 생활하는 자급자족적인 공동체나 마르크스가 묘사한 바와 같이 생산력이 발달하면서 적당한 노동만을 수행하며 나머지 시간은 다른 여가 활동에 투입하는 상황은 모두 노동을 ‘고된’ 것으로 전제한다(현남숙, 2016). 이들의 주장대로 노동을 힘든 것으로 바라볼 경우 노동은 삶의 질을 저하시키는 요인으로 작용한다. 따라서 노동을 탈함으로써 혹은 다른 활동에 시간을 투입함으로써 개인의 삶의 질은 향상될 수 있다는 것이다.

## 2. 노동시간과 삶의 질

노동은 사람들의 삶의 질에 직·간접적인 영향을 미친다. 특히 노동을 통한 삶의 질 구현은 사람들이 수행하는 노동의 유형과 투입하는 시간에 의해 영향을 받는다. 20세기 이후 노동관련 제도와 법령의 제정은 주로 노동시간을 어떻게 통제하고 조절할 것인지에 초점을 맞추어 왔다(권혁, 2018). 노동시간과 관련한 논의와 선행 연구는 기본적으로 근로자들의 장시간 근로로 인해 신체적, 정신적, 사회적 측면에서 다양한 부작용이 발생한다는 점을 전제로 한다(예. 조성재, 2012; 김승택 외, 2001). 따라서 근로시간의 단축을 통해 국민의 삶의 질 개선을 도모할 수 있고 생산성과 경쟁력 문제 해결에 기여할 수 있다는 것이다(김승택 외, 2001: 54). 최근에 강조되는 일-가정 양립, 일과 삶의 균형과 같은 논의 또한 노동시간 단축과 관련한 논의와 밀접하게 연계되어 있다. 예를 들어, 황덕순(2015)은 ‘근로시간 단축 청구권’을 소개하며 근로시간의 조정을 통해 일과 생활 간의 균형을 촉진할 수 있다고 주장하고 있다. 박철성(2014)의 연구에서도 주5일제의 실시를 통해 전일제 남성 근로자의 생활만족 수준이 소폭이나마 향상되었다고 밝히고 있다. 프랑스와 포르투갈의 근로시간 단축제도 효과를 연구한 Lepinteur(2019)의 연구 결과에서도 제도의 적용 대상이 되는 노동자들의 직무만족도와 여가만족도가 향상되었으며, 이는 노동조건과 노동시간에 대한 만족도의 향상을 통

해 나타나고 있었다.

반면, 노동시간의 단축이 삶의 질이나 생활 만족 수준에 유의미한 영향을 미치지 못한다는 연구 결과도 있다. 예를 들어, 오선정(2016)은 노동패널 자료를 이용하여 사전사후 통제집단 설계 방식을 토대로 공공기관과 금융, 보험업 등의 상시근로자를 대상으로 법정근로시간 단축을 통한 노동시간의 변화가 해당 기간 동안의 생활만족도를 향상시키는지 분석한 결과 유의미한 차이를 발견하지 못하였다고 밝히고 있다. 마찬가지로 Rudolf(2014)의 연구 결과에서도 우리나라에서 도입된 주5일제 도입에 따른 노동시간의 단축 효과가 삶의 질이나 행복도의 감소에 유의미한 영향은 나타나지 않았다.

이러한 결과가 도출된 이유는 다음과 같다. 먼저, 노동시간에 내재되어 있는 여러 가지 요인들이 통제되지 않았을 가능성이 있다. 예를 들어, Rothbard와 Edwards(2003)에 의하면, 사람들이 보다 만족스러운 활동을 위해 자신들의 시간을 투입하는데, 노동시간의 변화는 일시적이거나 불만족을 초래할 수 있다. 노동자들이 기존에 해오던 방식대로 일을 해오다 시간이 단축될 경우 변화한 환경에 적응하지 못해 일시적인 불만족이 발생할 수도 있다는 것이다. 또한 노동시간 단축으로 인해 발생하는 여유 시간이 다른 여가 활동 등에 즉시 투입되는 것이 아니라 일정 기간 동안 관성적인 생활 방식이 유지되므로 노동시간의 단축이 단기간에 삶의 질이나 만족도 향상에 긍정적인 영향을 미치지 않는 것일 수도 있다. 한편 삶의 질에 미치는 다양한 외생요인이 영향을 미치는데, 그 중 업무의 특성, 소득 수준, 전반적인 생활환경 등이 더 많은 영향을 미치며 이러한 환경적 요인이 변화하지 않는 이상 노동시간 단축으로 인한 삶의 질 변화는 실제로도 유의미하지 않을 수 있다는 주장도 제기된다(예. Clark et al., 2008).

### 3. 보상의 조절효과

이 연구는 노동시간의 변화가 한 개인의 삶의 질에 어떠한 영향을 미치는지와 관련하여 보상의 조절효과에 주목한다. 우리나라 공공·민간 부문이 지닌 일반적인 임금구조는 기본급과 기본급에 기초한 각종 수당으로 구성되기 때문이다. 또한 노동자들이 자신들이 노동력을 투입하여 그 대가로 받는 임금은 기본적으로 투입한 시간에 비례하기 때문에 노동시간의 단축은 노동자 개개인에게 있어 임금의 감소를 의미하기도 한다. 예를 들어, 장시간의 노동은 노동자들의 신체적·정신적 피로를 증가시키면서도 초과근로 1시간당 받는 임금이 증가하기 때문에 만일 임금이나 보상이 노동시간에 비해 삶의 질에 미치는 영향이 더 크다면 노동시간의 감소는 임금의 감소로 인해 삶의 질에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것이다. Lutter(2005), Clark 등(2008), Rudolf(2015) 등의 연구 결과에서도 임금이 삶의 질 혹은 행복에 미치는 효과가 노동시간에 비해 더 큰 것으로 나타났다.

### 4. 연구 가설

이러한 논의와 연구 결과에 비추어 이 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다. 첫째, 기존의

연구에서 논의된 바와 같이 노동시간이 증가하거나 혹은 노동시간이 한 노동자 개인의 신체적·정신적 부작용을 초래할 정도로 많다면 삶의 질은 낮아질 가능성이 높다. 특히, 적정 노동시간을 초과할 경우 부정적 효과는 배가될 수 있다. 노동 그 자체는 삶의 질에 긍정적인 영향을 미칠 수 있으나, 일정 시간 이상 투입할 경우 여가, 가사, 가족과 함께 보내는 시간 등 다른 활동에 투입하는 시간은 감소한다. 또한 노동을 통해 직장 내 혹은 직장 외부에서 맺게 되는 사회적 관계는 삶의 질 향상에 긍정적인 영향을 미칠 수 있으나, 임계 시간 이상의 노동은 가족과의 관계나 직장 이외의 사회적 관계 형성 기회를 감소시킨다. 그러므로 노동시간의 증가에 따라 노동 그 자체로부터 개인이 얻게 되는 한계 효용은 체감하는 반면, 삶의 질을 제고하기 위한 다른 활동에 투입할 수 있는 시간과 기회비용을 감소시켜 삶의 질에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다. 또한 개인의 노동시간의 증가가 정규근로시간 이외의 초과근로시간의 형태로 투입되고 노동 시간에 대한 노동자의 통제 가능성이 낮은 형태의 근로를 할 경우에는 노동시간이 삶의 질에 미치는 부정적인 효과는 더욱 증가할 수 있다. 이에 따라 본 연구의 첫 번째와 두 번째 연구 가설은 다음과 같다.

가설1: 노동자의 정규근로시간이 많을수록 개인이 인식하는 삶의 질 혹은 삶의 질에 대한 만족 수준은 낮을 것이다.

가설2: 노동자의 초과근로시간이 많을수록 개인이 인식하는 삶의 질 혹은 삶의 질에 대한 만족 수준은 낮을 것이다.

개인의 삶의 질은 노동 그 자체로부터 비롯될 수도 있으나, 노동을 통해 주어지는 보상체계에 의해서도 영향을 받는다. 한 개인이 투입하는 노동시간 당 제공되는 보상의 규모는 개인이 투입한 노력 혹은 시간에 대한 가치로 인식되어 직업에 대한 만족과 삶에 대한 만족에 영향을 미칠 수 있다. 또한 노동자 혹은 노동에 시간을 투입하는 사람들은 노동을 통해 소득을 창출하여 소비 기회를 제고할 수 있고, 이를 통해 심리적 만족감을 얻게 되므로 소득의 규모는 노동자의 주관적·객관적 삶의 질을 향상시키는데 긍정적으로 기여할 수 있다(예, Knabe and Rätzl, 2010; Pérez-Asenjo, 2011). 그러므로 이 연구의 세 번째 가설은 다음과 같다.

가설3: 월 평균 소득이 높은 노동자는 삶의 질 혹은 삶의 질에 대한 만족 수준이 높을 것이다.

마지막으로 이 연구는 보상 혹은 임금 수준에 따라 노동시간의 변화가 삶의 질에 영향을 미치는 방식이 다를 것으로 예상된다. 단위 노동시간당 임금 수준이 낮은 노동자의 경우 보상을 늘리기 위해서는 투입 하는 노동 시간을 늘릴 수밖에 없다. 정부의 정책 혹은 규제에 의해 일정 시간 이상 노동이 불가능할 경우 초과근무 등을 통해 일정 수준 이상의 임금을 얻던 노동자는 노동 시간 감소로 인해 느끼는 삶의 질이나 만족도가 낮아질 가능성이 높다. 그러므로 이 연구의 마지막 가설은 다음과 같다.

가설4: 임금수준이 낮은 노동자는 노동시간이 증가할수록 삶의 질 혹은 삶의 질에 대한 만족 수준이 높을 것이다.

### III.

#### 1. 자료의 수집

이 연구는 가설 검증을 위해 2009년 제12차 웨이브부터 2018년 제21차 웨이브까지 총10년 기간의 노동패널 조사 자료를 이용하였다. 노동패널은 올바른 노동정책 수립을 위한 데이터를 구축하기 위해 1998년도부터 최근까지 조사가 진행되어 왔으며 1998년 원표본 구축 이후 12차 년도에 해당하는 2009년 표본의 전국 대표성 확보를 위해 추가 표본을 추출하였다(한국노동연구원, 2018). 이에 이 연구는 12차년도부터 21차년도(2018년) 조사자료에 모두 참여한 임금근로자 중 삶의 질, 노동시간 등 주요 변수에 미응답한 응답 자료를 제외한 957명의 10년 간 추적 조사 자료를 분석에 활용하였다.

#### 2. 변수의 측정

이 연구의 종속변수는 삶의 질이다. 노동패널 조사 자료에서 삶의 질과 만족도에 대해 10점 척도로 조사한 정보는 20차년도부터 이루어졌다. 노동패널 조사 자료는 1차년도부터 가족의 수입, 여가 활동, 주거 환경, 가족관계, 사회적 친분 관계 등에 대한 만족도 조사를 병행하였으며 전반적인 생활 만족도를 함께 조사하였다. 전반적 만족도 이외의 만족도 조사 정보는 응답자의 특정 사회·경제 활동과 관련한 만족도를 묻는 문항으로 노동시간 이외의 요인에 의해 영향을 받을 가능성이 더 높다(예. 친인척 관계). 이에 이 연구에서는 개인이 느끼는 전반적인 삶의 질을 측정하기 위해 1차년도 원표본부터 조사가 이루어진 ‘전반적 생활만족도’에 대한 문항을 역코딩하여 삶의 질을 측정하는 종속변수로 이용하고자 하였다.

이 연구의 주요 독립변수는 노동시간과 임금(보상) 수준이다. 이 연구는 정규근로시간이 있는 응답자에 한하여 분석을 수행하고자 하였으며, 정규근로시간 여부에 대해 ‘예’라고 한 응답자의 주당 평균 근로시간(주된 일자리 기준)과 초과 근로 시간에 로그 값을 취하여 분석에 이용하였다. 초과근로시간이 없다고 한 응답자의 경우 0값으로 측정하였으며 로그 값을 취할 경우 0.01을 더하여 계산하였다. 또한 임금의 경우 주된 일자리를 기준으로 한 월 평균 임금액수를 이용하였으며, 정규근로시간 및 초과근로시간과 마찬가지로 응답한 값에 로그 값을 취하여 모형에 이용하였다.

또한 이 연구는 일자리의 특성을 통제하기 위해 교대근무여부, 규칙적 근무시간 여부, 전일제 여부, 정규직일 경우 각각 1로 그렇지 않을 경우 0 값을 갖는 더미 변수를 설정하였으며, 성별, 학력, 연령, 혼인상태와 관련한 변수를 통제하였다. 이 연구에서 활용한 변수의 기술통계량은 아래의 <표

1>과 같다.

<표 1> 변수의 기술통계량

변수	N	평균	표준편차	최소	최대
삶의 질	9,570	3.555	0.533	1	5
정규근로시간	9,570	43.399	8.708	3	112
초과근로시간	9,570	1.764	3.503	0	30
임금(만 원)	9,570	289.804	159.622	12	2,000
교대근무여부=1	9,570	0.104	0.305	0	1
규칙적 근무시간=1	9,570	0.791	0.406	0	1
전일제=1	9,570	0.306	0.461	0	1
정규직=1	9,570	0.817	0.387	0	1
남성=1	9,570	0.665	0.472	0	1
대졸이상=1	9,570	0.329	0.470	0	1
연령	9,570	43.337	1.237	20	87
미혼=1	9,570	0.096	0.294	0	1
기혼=1(배우자 있음)	9,570	0.831	0.375	0	1

### 3. 분석 모형

이 연구의 종속변수는 노동패널 데이터의 전반적인 생활만족도이며, 매우 만족부터 매우 불만족까지의 리커트 5점 척도를 역코딩하여 측정하였다. 종속변수가 서열변수일 경우 최소자승회귀모형의 기본적인 가정을 충족시키지 못하므로 패널서열로짓모형(panel ordered logit model)을 이용하여 가설을 검증하고자 하였다. 일반적으로 로짓모형은 특정 사건이 발생하지 않을 확률 대비 발생할 확률의 비율을 구하여 그 값에 로그 함수를 취하여 종속변수로 삼는 반면, 서열로짓모형의 경우 잠재변수를 이용하여 서열화된 사건의 발생 확률을 도출한다(조문석·김지성, 2018). 이 연구에서 종속변수는 ‘매우 불만족(1점)’부터 ‘매우 만족(5점)’까지의 다섯 가지 사건으로 구성되며, 서열로짓모형에서는 발생 가능한 사건의 개수를 기준으로 추정되는 모형의 경계값이 주어지는데 이는 응답자가 각 사건 중 어느 하나에 속할지에 대한 내재된 기준이 된다(Long & Freese, 2006). 이 때 독립변수 X에 대한 잠재변수 Y의 각 사건별 조건부 확률은 아래의 공식과 같으며 개별 사건에서 각 공식을 적용한 사건 발생 확률의 합은 1이 된다(조문석·김지성, 2018).

$$P(y = m|X) = F(\tau_m - X\beta) - F(\tau_{m-1} - X\beta)$$

이 연구에서 사용된 표본의 수는 957명이며 2009년부터 2018년까지 10년 기간의 균형패널자료를 구축하여 분석에 이용하였다. 이에 패널회귀모형에서 응답자  $i$ 가  $j$ 시점에서 독립변수인 근로시간과 임금에 대한 삶의 질이 1부터 5사이에서 특정 서열  $m$ 이하로 누적될 확률은 아래와 같이 나타낼 수 있다. 이 연구에서는 관측되지 않은 오차항의 시간이 불변한다는 임의성을 가정하고 패널순위서열임의효과 추정량을 도출한다.

$$P(y \leq m | X_{ij}) = \frac{\exp^{a_m - X_{ij}\beta}}{1 + \exp^{a_m - X_{ij}\beta}}$$

이 연구는 세 가지 유형의 모형을 이용하여 가설을 검증하고자 하였는데 첫 번째 모형에서는 정규 근로시간, 초과근로시간, 그리고 총근로시간의 변화량이 삶의 질에 미치는 영향을 추정하며, 두 번째 모형에서는 시차모형을 이용하여 전년도 근로시간이 현재의 삶의 질에 미치는 영향과 전년도 근로시간의 편차가 현재의 삶의 질에 미치는 영향을 각각 추정하고자 하였다. 시차모형과 분차모형의 추정 공식은 각각 아래와 같다.

$$P(y \leq m | X_{ij}) = \frac{\exp^{a_m - X_{i(j-1)}\beta}}{1 + \exp^{a_m - X_{i(j-1)}\beta}} \quad (\text{시차모형})$$

$$P(y \leq m | X_{ij}) = \frac{\exp^{a_m - \Delta X_{ij}\beta}}{1 + \exp^{a_m - \Delta X_{ij}\beta}} \quad (\text{분차모형})$$

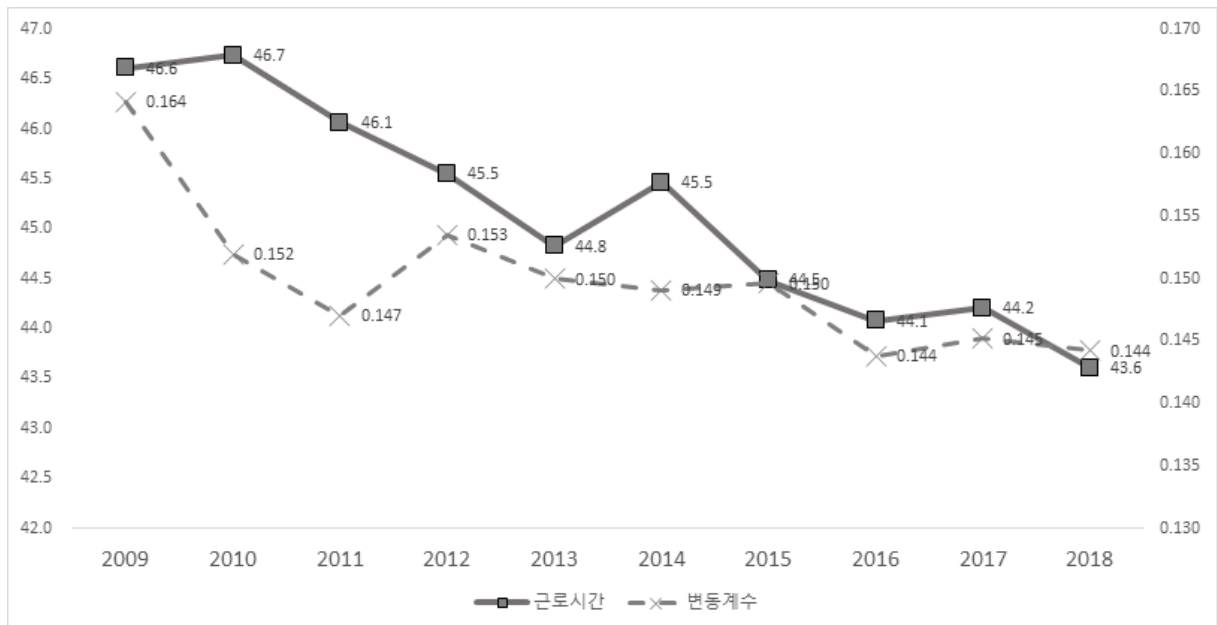
마지막 모형에서는 소득 수준을 사분위로 나누어 더미변수를 설정한 뒤 1사분위 소득구간부터 3사분위 구간에 해당하는 더미변수와 근로시간 간의 상호작용 효과를 검증한다. 이 연구는 근무유형, 정규직 여부, 성별, 연령, 혼인상태 등을 통제하고 근로시간과 임금이 삶의 질에 미치는 효과를 추정하였다.

#### IV.

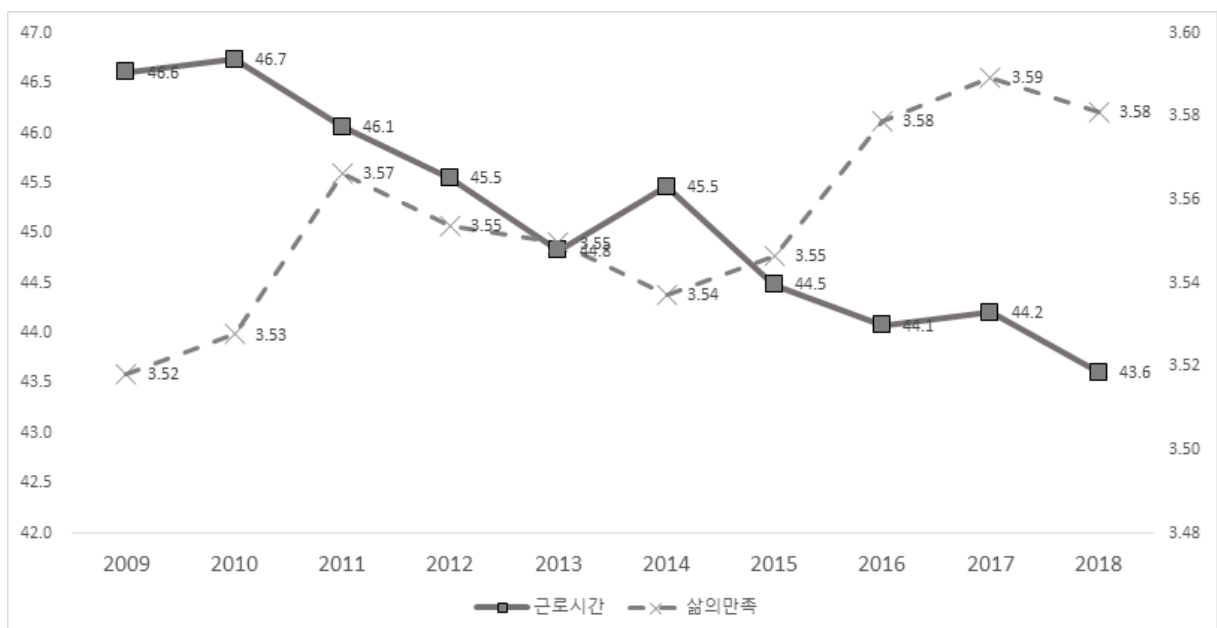
아래의 [그림1]과 [그림2]는 각각 2009년부터 2018년 기간 동안 노동시간과 변동계수의 추이, 그리고 노동시간과 삶의 만족도 간의 변화 추이를 비교 분석한 것이다. 그림에서 제시되는 바와 같이 동일한 응답자를 대상으로 한 분석 결과에서 2009년 평균 노동시간은 주당 46.6시간으로 주40시간을 기준으로 평균 6.6시간의 초과근로를 하는 것으로 나타났으나 이후 지속적인 감소 추세를 보여 2018년에는 43.6시간으로 2009년 대비 초과근로시간은 약3시간 정도 감소한 것으로 나타났다. 이 연구는 응답자 간의 노동시간의 편차를 분석하기 위해 표준편차를 평균 노동시간으로 나눈 변동계수를 이용한 결과 2009년 0.213에서 2018년 0.194로 편차가 소폭 감소한 것으로 나타났다. 같은 기



간 삶에 대한 만족도는 증가 추세를 보이고 있는데, 2009년 기준 3.52에서 2017년과 2018년 각각 3.59, 3.58로 소폭 증가한 것으로 분석되었다.



[그림 1] 근로시간과 변동계수 추이(2009-2018)



[그림 2] 근로시간과 삶의 만족 변화 추이(2009-2018)

이 연구에서 가설 검증을 위한 기본적인 분석 모형은 아래의 <표2>와 같다. 먼저 통제변수와 삶

의 질 간의 관계를 분석한 결과 전일제 근로를 하고, 정규직이며, 배우자가 있고, 학력이 상대적으로 높은(대졸 이상인) 응답자가 비정규직 혹은 미혼이나 사별 등으로 인해 배우자가 없는 응답자에 비해 삶의 질에 대한 만족 수준이 상대적으로 높았다. 반면, 성별이 남성이고, 연령대가 높은 응답자는 여성 혹은 연령대가 낮은 응답자에 비해 삶의 질에 대한 만족 수준은 상대적으로 낮았다. 다만, 연령대가 삶의 질에 미치는 부정적인 효과는 연령대가 높아짐에 따라 감소하는 것으로 분석되었다.

이 연구의 가설 검증과 관련하여 [모형1-1]에서 정규근로시간이 많을수록 응답자의 삶의 질에 대한 인식은 낮은 것으로 나타났으며 초과근로시간도 삶의 질과는 부정적인 관계인 것으로 분석되었다. 다만, 초과근로시간과 삶의 질 간의 관계보다는 정규근로시간이 삶의 질에 미치는 부정적인 효과가 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정규근로시간과 초과근로시간을 합한 주당 총 근로시간을 변수로 이용한 [모형1-2]에서도 일관되게 나타난다. 한편, 임금수준과 삶의 질 간에는 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났는데, 임금이 삶의 질에 미치는 긍정적인 효과가 노동시간의 증가가 삶의 질에 미치는 부정적인 효과보다 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

<표 2> 기본 분석모형

변수	모형1-1	모형1-2
(로그) 근로시간		-0.868*** [0.162]
(로그) 정규근로시간	-0.924*** [0.169]	
(로그) 초과근로시간	-0.023** [0.011]	
(로그) 임금	1.239*** [0.104]	1.231*** [0.103]
교대근무=1	-0.082 [0.104]	-0.083 [0.104]
규칙적 근무=1	0.083 [0.068]	0.079 [0.068]
전일제 근로=1	0.133** [0.067]	0.128* [0.067]
정규직=1	0.395*** [0.111]	0.390*** [0.111]
남성=1	-0.360*** [0.123]	-0.364*** [0.123]
대졸이상=1	0.623*** [0.119]	0.629*** [0.119]
(로그) 연령	-28.235*** [5.307]	-28.296*** [5.309]
(로그) 연령 <sup>2</sup>	3.671*** [0.703]	3.682*** [0.704]
미혼=1	-0.133 [0.226]	-0.130 [0.226]

기 혼=1 (배우자 있음)	0.738*** [0.171]	0.738*** [0.171]
cut1	-60.338*** [9.930]	-60.346*** [9.933]
cut2	-55.384*** [9.879]	-55.391*** [9.881]
cut3	-50.067*** [9.873]	-50.076*** [9.875]
cut4	-43.028*** [9.870]	-43.037*** [9.872]
sigma2_u	1.997*** [0.140]	2.004*** [0.140]
N	9,570	9,570
Number of pid	957	957
Log-likelihood	-6063	-6065
chi2	398.2	394.0

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

시차모형과 1차 차분모형을 이용하여 전년도 근로시간과 임금 이듬해의 삶의 질에 미치는 영향과 전년도와 이듬해의 근로시간과 임금의 차이가 삶의 질에 미치는 효과를 각각 검증하고자 하였다. 분석 결과 [모형2-1]에서 제시되는 바와 같이 전년도 정규근로시간이 많을 때 응답자가 인식하는 삶의 질은 감소하는 것으로 나타났으나, 전년도의 초과근로시간은 삶의 질과 유의미한 관계가 나타나지 않았다. 이러한 결과는 전체근로시간을 대상으로 분석한 [모형2-3]에서도 일관되게 나타난다. 다만, 이러한 결과만을 놓고 전년도의 정규근로시간만이 삶의 질에 부정적인 영향을 미친다고 단정하기는 어려운데, 노동환경에 큰 변화가 없는 이상 전년도의 정규근로시간이 현재 시점에도 이어질 가능성이 높기 때문이다. 한편, 전년도의 임금 규모 또한 이듬해의 삶의 질에 긍정적인 영향을 미치고 있었는데 이는 [모형1-1]에서 당해 연도 임금 규모와 삶의 질 간의 관계를 분석한 결과와 일관성을 나타내고 있다. 반면, 전년도 근로시간의 편차가 삶의 질에 미치는 영향을 분석한 결과 정규근로시간의 증감이 삶의 질에 미치는 효과는 상대적으로 낮았으며, 통계적인 유의성도 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 전년 대비 임금의 증감은 이듬해 응답자가 인식하는 삶의 질에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 노동시간의 변화보다 임금의 변화가 미치는 영향이 큰 것으로 분석되었다.

<표 3> 시차모형과 1차 차분모형

변수	모형2-1	모형2-2	모형2-3	모형2-4
L.(로그) 근로시간			-0.911*** [0.174]	
D.(로그) 근로시간				0.042 [0.158]
L.(로그) 정규근로시간	-1.030*** [0.182]			
L.(로그) 초과근로시간	-0.002			

	[0.012]			
D.(로그) 정규근로시간		0.128 [0.168]		
D.(로그) 정규근로시간		-0.016* [0.009]		
L.(로그) 임금	0.948*** [0.110]		0.959*** [0.110]	
D.(로그) 임금		0.297** [0.139]		0.298** [0.139]
교대근무=1	-0.088 [0.113]	-0.121 [0.114]	-0.087 [0.113]	-0.118 [0.114]
규칙적 근무=1	0.027 [0.073]	-0.100 [0.071]	0.027 [0.073]	-0.103 [0.071]
전일제 근로=1	0.068 [0.077]	-0.158** [0.074]	0.064 [0.077]	-0.162** [0.074]
정규직=1	0.506*** [0.122]	0.748*** [0.122]	0.510*** [0.122]	0.748*** [0.122]
남성=1	-0.272** [0.130]	0.099 [0.129]	-0.266** [0.131]	0.098 [0.129]
대졸이상=1	0.672*** [0.127]	1.050*** [0.129]	0.687*** [0.128]	1.050*** [0.129]
(로그) 연령	-28.751*** [6.122]	-16.791*** [6.077]	-28.810*** [6.129]	-16.808*** [6.075]
(로그) 연령 <sup>2</sup>	3.714*** [0.808]	2.156*** [0.803]	3.721*** [0.809]	2.159*** [0.803]
미혼=1	-0.249 [0.247]	-0.205 [0.256]	-0.249 [0.248]	-0.204 [0.256]
기혼=1 (배우자 있음)	0.806*** [0.185]	0.878*** [0.192]	0.804*** [0.185]	0.881*** [0.192]
cut1	-58.980*** [11.438]	-36.964*** [11.483]	-58.620*** [11.450]	-36.987*** [11.479]
cut2	-53.367*** [11.431]	-31.342*** [11.477]	-53.010*** [11.443]	-31.366*** [11.474]
cut3	-46.205*** [11.427]	-24.148** [11.475]	-45.842*** [11.439]	-24.175** [11.471]
sigma2_u	2.235*** [0.161]	2.599*** [0.182]	2.251*** [0.162]	2.597*** [0.182]
N	8,613	8,613	8,613	8,613
Number of pid	957	957	957	957
Log-likelihood	-5375	-5420	-5378	-5422
chi2	321.8	216.1	316.1	212.9

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

마지막으로 이 연구는 임금과 근로시간이 응답자가 인식하는 삶의 질에 미치는 상호작용 효과를 비교 분석하였다. 임금의 로그 값과 근로시간의 로그 값의 상호작용 변수는 삶의 질에 유의미한 영향을 미치지 않았으나, [모형3-4]에서 제시되는 바와 같이 임금 수준을 25%씩 4개 분위로 나누어 분석한 결과 임금수준이 하위 25%에 속하는 응답자들의 경우 초과근로시간이 증가할 경우 삶의 질에 대한 인식은 상대적으로 긍정적인 것으로 나타났다.

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

&lt;표 4&gt; 상호작용 효과

변수	모형3-1	모형3-2	모형3-3	모형3-4
(로그) 근로시간			-0.607*** [0.161]	
(로그) 정규근로시간		-0.645*** [0.168]		-0.655*** [0.169]
(로그) 초과근로시간		-0.018 [0.011]		-0.029 [0.020]
임금 1사분위=1	-1.313*** [0.139]	-1.312*** [0.139]	-1.308*** [0.138]	-1.107*** [0.161]
임금 2사분위=1	-0.901*** [0.110]	-0.893*** [0.110]	-0.891*** [0.110]	-0.837*** [0.124]
임금 3사분위=1	-0.479*** [0.093]	-0.478*** [0.093]	-0.478*** [0.092]	-0.525*** [0.102]
임금 1사분위×초과근로				0.068** [0.031]
임금 2사분위×초과근로				0.021 [0.028]
임금 3사분위×초과근로				-0.025 [0.027]
교대근무=1	-0.118 [0.104]	-0.093 [0.104]	-0.094 [0.104]	-0.091 [0.104]
규칙적 근무=1	0.007 [0.068]	0.020 [0.068]	0.017 [0.068]	0.020 [0.068]
전일제 근로=1	0.004 [0.066]	0.020 [0.066]	0.017 [0.066]	0.017 [0.066]
정규직=1	0.507*** [0.111]	0.529*** [0.111]	0.523*** [0.110]	0.508*** [0.111]
남성=1	-0.230* [0.122]	-0.194 [0.122]	-0.200 [0.122]	-0.196 [0.122]
대졸이상=1	0.748*** [0.120]	0.709*** [0.120]	0.711*** [0.119]	0.709*** [0.120]
(로그) 연령	-26.211*** [5.310]	-24.609*** [5.308]	-24.721*** [5.308]	-24.738*** [5.314]
(로그) 연령 <sup>2</sup>	3.392*** [0.703]	3.172*** [0.703]	3.189*** [0.703]	3.192*** [0.704]
미혼=1	-0.081 [0.228]	-0.066 [0.227]	-0.064 [0.227]	-0.068 [0.227]
기혼=1 (배우자 있음)	0.755*** [0.172]	0.772*** [0.172]	0.772*** [0.172]	0.778*** [0.172]
cut1	-60.644*** [10.084]	-60.061*** [10.055]	-60.172*** [10.056]	-60.309*** [10.067]
cut2	-55.698*** [10.034]	-55.112*** [10.005]	-55.223*** [10.006]	-55.359*** [10.016]
cut3	-50.405*** [10.027]	-49.812*** [9.998]	-49.925*** [9.999]	-50.053*** [10.010]
cut4	-43.381*** [10.024]	-42.797*** [9.995]	-42.910*** [9.996]	-43.030*** [10.007]
sigma2_u	2.077*** [0.145]	2.034*** [0.143]	2.037*** [0.143]	2.044*** [0.144]
N	9,570	9,570	9,570	9,570
Number of pid	957	957	957	957
Log-likelihood	-6096	-6088	-6089	-6083
chi2	330.5	349.9	347.4	358.0

## V.

이 연구의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 노동시간 특히 정규 노동시간의 증가는 삶의 질과 부정적인 관계에 있는 것으로 나타났다.

### < >

- 권혁. 「노동법 상 근로시간 개념의 다원성에 관한 시론」, 『노동법논총』 44 (2018): 133-160.
- 김승택·박우성·안주엽·전병유·정진호. 『근로시간 단축이 국민경제와 사회에 미치는 영향』, 한국노동연구원 연구보고서. (2001)
- 김창진·원준희·허훈. 「경기도 내 소득계층과 주민참여가 삶의 질에 미치는 영향」, 『한국지방자치학회보』 30(2) (2018): 145-174.
- 김창진·허훈. 「삶의 질과 소득의 관계에서 사회자본의 매개효과: 경기도민의 삶의 질 조사를 활용하여」 20(4) (2018): 227-264..
- 박철성. 「주5일 근무제도 실시의 노동시장 외적 효과」, 『노동경제논집』 37(4) (2014): 59-88.
- 오선정. 「법정근로시간 단축과 생활만족도」 『노동리뷰』 (2016): 54-66
- 장용석·조문석·정장훈·정명은. 「사회통합의 다원적 가치와 영향요인에 관한 탐색적 연구: 국가주의, 개인주의, 공동체주의, 세계시민주의를 중심으로」 『한국사회학』 46(5) (2012): 289-322.
- 조문석·김지성. 「공공부문 성과정보 활용행태 유형에 관한 연구: 중앙부처를 중심으로」 『한국공공관리학보』 32(4): 155-177.
- 조성재. 「공공부문 사무직의 근로시간 실태와 개선 방향」, 『노동리뷰』 (2012): 74-84.
- 하혜수. 「도시정부의 ‘삶의 질’ 결정요인 분석」 『한국행정학보』 30(2) (1996): 81-95.
- 한국노동연구원. 『한국노동패널 1-20차년도 조사자료 User's Guide』 (2018).
- 현남숙. 「인공지능 이후의 삶: 노동하지 않아도 행복한가?」 『현상학과 현대철학』 70 (2016): 125-129.
- 황덕순. 「근로시간 단축 청구권을 통해 일·생활 균형 촉진 기대」, 『국제노동브리프』 13(9) (2015): 1-3.
- Clark, A. E., P. Frijters, and M. A. Shields. "Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles." *Journal of Economic Literature*. 46(1) (2008): 95-144.
- Durkheim, E. *The Division of Labour*. NY: Free Press. (1997).
- Knabe, A. and S. Räzel. "Income, Happiness, and the Disutility of Labor." *Economic Letters*, 107(1) (2010): 77-79,.
- Lepinteur, A. "The Shorter Workweek and Worker Wellbeing: Evidence from Portugal and

- France. *Labour Economics*, 58 (2019): 204-220.
- Long, J. S. and J. Freese. *Regression Models for Categorical Dependent Variable Using STATA*. Texas: Stata Press. (2006).
- Luttmer, E. F. P. "Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-Being." *Quarterly Journal of Economics*, 120(3) (2005): 963-1002.
- Pérez-Asenjo, E. "If Happiness is Relative, Against Whom do We Compare Ourselves? Implications for Labour Supply" *Journal of Population Economics*, 24 (2011): 1411-1442.
- Rothbard, N. P. and J. R. Edwards. "Investment in Work and Family Roles: A Test of Identity and Utilitarian Motives." *Personnel Psychology*, 56 (2003): 699-730.
- Ventegodt, S., J. Merrick, and N. J. Andersen. "Quality of Life theory I. The IQOL Theory: An Integrative Theory of the Global Quality of Life Concept." *TheScientificWorldJOURNAL* (2003) 3: 1030-1040.

