직무만족의 추이와 그 원인: 2002-2020년 기간을 중심으로

노용진*, 김지현**

이 연구는 『노동패널조사』 자료를 이용해서 2002-2020년 기간 동안 우리나라 근로자들의 직무만족 추이와 그 원천에 관해서 실증 분석을 시도하였다. 2002년 이후 보이고 있는 우리나라 근로자들의 직무만족의 증가 추이의 원천이 무엇인지를 실증적으로 분석하기 위해서 패널데이터 고정효과 모형을 기반으로 한 Baron & Kenny(1986)의 3단계 모형들을 추정하였다. 본 연구에서 주목한 직무만족 추이의 주된 원천들은 임금수준, 근로시간, 고용형태(정규직 여부) 등 대표적인 노동시장 성격 변수들이었다. 소벨 테스트 결과 임금과 근로시간 등은 소벨 태스트 값이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있지만, 정규직 여부는 소벨 테스트 값이 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있는 것이다. 이상의 검증 결과들은 임금과 근로시간은 보완적 매개 작용을, 정규직 여부는 경합적 매개 작용을 하고 있음을 시사하고 있다. 주요 근로조건 변수들 중 임금이 연도별 직무만족 추이를 62.7% 정도로 가장 많이 설명해주고 있으며, 이어서 근로시간이 직무만족의 증가 추세를 10.7% 정도로서 다소 약하게나마 설명해주고 있다. 그러나 정규직 여부는 연도별로 하향 추제를 보이면서 직무만족에도 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있어서 2002년 이후의 연도별 직무만족 증가 추이를 설명하기보다는 억제요소로 작용하고 있다. 마지막으로 본 연구는 실증분석 결과를 요약정리하고 정책적 시사점을 논의하였다.

주요용어 : 직무만족 추이, 임금, 근로시간, 고용형태, 패널분석, 매개효과 분석

Ⅰ. 머리말

직무만족은 자신이 하는 작업역할에 대해서 느끼는 호불호의 감정을 의미한다(Spector, 1997). 직무만족은 근로자들의 조직·직무태도 중에서 독특하게 근로생활의 질을 직접적으로 측정하는 대표적인 변수이다. 조직몰입이나 조직신뢰, 직무몰입, 조직시민행동 등 다른 조직·직무태도 변수들은 사용자측의 입장에서 직무성과를 높이려는 문제의식에서 만들어진 개념들이라면, 직무만족은 근로자들이 자신의 직무에서 얼마나 행복감을 느끼고 있는가를 측정하는데 초점을 맞추고 있는 변수이다. 직무만족이 궁극적으로는 직무성과를 지향하지 않는 것은 아니지만, 근로생활의 질 개선을 출발점으로 해서 직무성과의 제고로 나아간다는 점에서 다른 태도 변수들과 차별성이 있다. 직무만족이 높으면 자동적으로 직무성과도 높아지는가에 대해서는 여전히 논란 중이지만, 직무만족이 조직몰입이나 직무몰입, 신뢰, 조직시민행동 등 다른 조직·직무태도 변수들의 기초가 되고 있기 때문에 근로자들의 자발적 동기부여와 노사 신뢰에 기반을 둔 현대적인 관리기법들(가령, 고성과작업조직)은 근로자들의 직무만족 제고 없이 도입할 수 없다는 점 또한 분명한 사실이 되고 있다. 이처럼 직무만족이 근로생활의 질을 측정하고 있고 작업조직 효율화의 출발점이 될 수 있다는 점, 그

리고 근로자들의 직무행동과 노동시장 행동을 예측하는데 유용한 변수라는 점 등에서 아주 중요한 지표이기 때문에 우리나라 근로자들의 직무만족 수준이 어떤 상태에 있으며, 또 그것이 어떤 변화 추이를 보이는지, 그리고 무엇이 우리나라 근로자들의 직무만족에 변화를 주고 있는지 등을 파악하는 것은 정책적으로나 이론적으로 중요한 의미를 가지고 있다.

이상의 문제의식에서 본 연구는 『노동패널조사』 2002-2020년 자료를 이용해서 우리나라 근로자들의 직무만족 변화 추이와 그런 변화 추이의 발생 요인을 실증적으로 확인해보고자 한다. 『노동패널조사』는 전국적 대표성을 갖는 패널자료이고 2002년 자료부터 취업자들에게 자신의 직무에 대해서 전반적으로 얼마나 만족하는지를 조사해오고 있기 때문에 우리나라 근로자들의 직무만족 변화 추이를 분석하기에 적절한 정보를 가지고 있다.

본 연구가 기존의 직무만족 결정요안에 관한 연구들과 다른 점은 우리나라 근로자들의 직무만족 추이를 먼저 확인하고 그 추이의 원천이 어디에 있는가를 찾아가는 접근법을 취하고 있다는 점에 있다. 즉, 본 연구는 실제로 일어나고 있는 직무만족 추이의 원천이 무엇인가를 분석하는 것이지 직무만족을 결정하는 요인들에 관한 일반적인 이론 모형을 추구하고 있지 않다. 본 연구에서 직무만족 변화 추이의 원천으로 고려하고 있는 변수들은 대표적인 노동시장 변수들인 임금 수준, 근로시간, 고용 형태 등이다. 그 동안 우리나라에서 직무만족에 관한 연구는 무수히 많았지만, 대부분 직무만족의 영향요인이나 직무만족의 효과 등에 관한 이론모형을 추정하는 것 중심이었고, 우리나라 근로자들의 직무만족 현황과 추이에 관한 그림을 그린 다음 그런 변화 추이의 원천을 밝히는 연구들은 존재하지 않고 있다. 예외적으로 배기준(2005)이 존재하고 있지만, 그것은 기초통계 분석 이상으로 나아가고 있지 않아서 본 연구와는 차이가 있다. 직무만족의 추이와 그 배경을 분석한 해외 논문들로는 Green & Tsitsinis(2005), Sousa-Poza & Sousa-Poza(2000) 등이 있는데, 본 연구는 이들 논문들에서 출발해서 본 연구의 통계모형을 발전시키고자 한다. 그 선행연구들과 비교해서 본 연구가 갖는 장점은 직무만족 추이의 원천을 실증적으로 확인하기 위해서 패널데이터 분석기법을 사용하고, Baron & Kenny(1986)의 매개변수 추정기법을 이용해서 직무만족 변화 추이의 원천을 더 엄격하게 검증하고 있는 점에 있다.

직무만족 추이의 원천을 밝히는 연구에서 패널데이터 분석이 중요한 이유는 직무만족의 측정방식과 관련이 있다. 직무만족의 변화 추이를 연구할 때, 정성적 척도를 사용해서 근로자들의 주관적인 평가를 측정하고 있는 직무만족 조사에서 응답자마다 판단의 기준점들이 서로 다른데, 직무만족 점수들을 기수적 의미에서 서로 비교할 수 있는가라는 이슈가 제기되고 있다. 직무만족 측정치들의 신뢰성에 대한 이런 문제 제기는 주로 경제학적 관점에서 나오고 있는데, 패널데이터 분석이 직무만족 응답 시 발생했던 개인간 기준점 차이를 통제해주기 때문에 패널데이터 분석이 갖는 이 점이 적지 않다고 주장할 수 있다.

본 연구의 나머지 절들은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 2 절에서는 직무만족 추이와 직무만족 측정의 신뢰성 등에 관한 선행연구 검토와 이론적 논의를 기초로 해서 이 연구의 통계모형을 도출하고, 제 3 절에서는 본 연구에서 사용한 자료와 기초통계에 대해서 정리하고자 한다. 제 4 절에서 패널데이터를 활용한 회귀분석 결과를 논의하고, 제 5 절에서 본 연구의 분석 결과들을 요약・정

리하고 정책적 시사점들을 도출하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 논의와 연구모형 설정

1. 선행연구 검토와 이론적 논의

직무만족은 산업심리학, 조직행동과 관리이론 등에서 가장 많이 연구되었다. 이들의 관심은 미시수준에서 인간의 심리적 태도 형성과 그것이 직무성과로 이어지는 과정에 집중되고 있기 때문에 이들 학문분야에서 이루어지는 직무만족 연구들은 대부분 직무특성이나 근로조건, 관리방식, 여러 가지 다른 심리 변수들이 직무만족에 어떤 영향을 주는지, 그리고 직무만족이 직무성과나 조직성과, 다른 태도 변수들에 어떤 영향을 주는지 등 직무만족의 결정요인이나 직무만족의 효과성 등에 대한 이론모형의 개발과 실증분석 등이 주를 이루고 있다(Aziri, 2008). 직무만족과 다른 변수들의 관계에 대한 이론적 관심이 주를 이루기 때문에 이들 연구들은 대부분 실제 근로자들이 어느 정도의 직무만족 수준을 보이는지에 대한 관심은 상대적으로 낮은 편이다. 방법론적으로는 이들 연구들이 대부분 연구자들이 직접 소규모로 조사한 횡단면 자료에 근거를 두고 있어서 직무만족에 대한 종단면 분석이 제한적이다.

직무만족에 대한 기존 이론모형들의 연구결과에도 불구하고 직무만족을 기업의 사람관리 방안이나 정부의 고용정책 등에 직무만족을 활용하고자 하면 다소 막연한 느낌을 주고 있다. 주된 이유 중 하나는 현재 근로자들의 직무만족이 어느 정도이고, 설사 직무만족 점수들이 있을 때에도 그것이 충분히 높은 수준인지 아닌지 등을 판단하기가 쉽지 않기 때문이다. 직무만족 개념의 활용에서 보이는 이런 한계는 직무만족의 측정이 정성적으로 이루어지고 있는데서 비롯된다. 직무만족은 통상 5점이나 7점 등의 정성적 척도들을 사용해서 측정되고 있는데, 이런 측정방식에서는 직무만족의 높낮이에 대한 기준 잡기가 용이하지 않다. 만족하지 않고 불만족하지도 않은 0점 기준(통상 그저 그러함, 또는 보통 등의 앵커를 가지고 있음)이 모호해서 특정 직무만족 점수가 어떤 상태인지, 그리고 그 점수들이 일상적인 용어로 어떤 의미를 갖는 것인지 등이 명확하지 않는 것이다. 직무만족 측정의 이런 한계 때문에 특정 연구의 대상자들이 보이는 직무만족이 얼마나 높은가 낮은가에 관심을 보이는 연구자들도 독자들도 거의 존재하지 않고, 직무만족의 결정하는 요인들이나 직무만족이 다른 성과나 태도 변수들에 미치는 인과관계에만 관심을 두는 경향을 보이고 있다.

직무만족의 정성적 측정이 갖는 이런 한계를 인지하면서 그것을 정책적으로나 실제적으로 활용하는 방안 중 하나는 직무만족의 집단간 비교, 직무만족의 시간적 변화 추이 등을 주목하는 비교연구이다. 직무만족 점수가 절대적으로 무엇을 의미하는지를 알기는 어렵지만, 어느 쪽의 직무만족 점수가 더 높은지 낮은지, 또는 동일인의 직무만족이 시간적으로 어떤 변화를 보이는지를 파악하기는 더 쉽기 때문이다. 더구나 비교연구에서는 직무만족 점수가 동일할 때 직무만족 차이가 없다는 의미에서 절대 0점을 잡을 수 있기 때문에 서열척도에 가까운 직무만족 점수들을 등간척도로

전환해서 사용하기도 용이하다고 주장할 수 있다. 특히 패널조사에서처럼 서로 다른 시간대에 동일인들을 대상으로 해서 반복해서 직무만족을 측정해서 얻은 시간적 변화에 관한 연구는 직무만족 측정의 모호성을 상당 부분 줄여주는 이점이 있다.

직무만족 측정치의 한계를 인정하면서 그것의 시간적 변화 추이에 관한 실증분석을 시도한 것은 뜻밖에도 경제학자들이다[1]. 이들은 전국적 표본을 대상으로 한 가구조사들을 통해서 연례적으로 수집되는 직무만족 정보들을 주목하면서 그 정보들을 노동시장 분석에서 활용하는 방안들을 모색해오고 있다. 경제학에서 인간의 경제적 행위를 설명할 때 가장 중요하게 사용되는 개념이 효용이다. 그런데 경제학자들은 효용이 직접적으로 측정되지 않는 것으로 보고 있는데, 직무만족이 직무로부터 얻는 효용의 대리변수로 사용할 여지가 있는 것은 아닌지에 대한 관심이 많았다. 이들의 논의 내용들이 본 연구의 이론모형 개발과 실증분석에서 중요하기 때문에 여기에서는 그 논문들을 중심으로 해서 선행연구들을 검토하고자 한다.

직무만족이 근로자들의 여러 가지 직무행위에 미치는 영향은 산업심리학이나 조직행동론 등에서 많이 연구되어 왔는데, 경제학자들도 직무만족이 이직이나 결근 등과 같은 근로자들의 노동시장 행동을 예측한다는 점에 대해서는 크게 이의를 제기하지는 않고 있다. 그렇지만 경제학의 전통적인 연구방법은 믿을 수 있는 객관적 현상의 분석을 통해서 경제적 효용을 추정해내는데 초점을 맞추는 것이었기 때문에 인간 내부의 심리적 상태를 직접적으로 묻는 연구방법이 믿을만한 것인가라는 의문제기는 경제학적 관점에서 보면 너무도 자연스러운 과정이다. 이런 관점에서 제기되는 보다 구체적인 의문들은, 첫째로 직무만족이 근로자들의 노동시장 행동에 대해서 객관적 현상을 통해서 분석하는 것 이상의 어떤 설명력을 제공해주는지, 둘째로 정성적으로 조사한 직무만족 점수들이 믿을만 한 것인지 등이었다. 정성적 측정 결과가 믿을 만하다면 굳이 외부의 객관적 현상을 통해서 노동시장 행동을 분석해가는 복잡한 과정을 거칠 필요가 없다고 본다면, 첫 번째 의문 제기는 정성적으로 측정한 직무만족 점수들을 신뢰할 수 없다는 전제에 따른 것이다. 따라서 두 번째 이슈가 더 근원적인 문제제기라고 할 수 있다.

첫 번째 이슈와 관련해서는 직무만족이 노동시장 행동에 대해서 객관적 현상 변수들이 설명하지 못하는 부분을 추가적으로 설명하는 힘이 있는지가 중요하다. 우선 직무만족에 영향을 미치는 객관적인 현상 변수들을 모두 포함한다면 직무만족이 추가적인 설명력을 가질지 아닐지는 비현실적인 질문이다. 직무만족을 통해서 더 이상 설명할 수 없을 정도로 객관적인 변수들을 모두 관측해서 조사하는 것은 현실적으로 불가능하기 때문이다. 실상이 이렇다고 보면, 직무만족은 특정 연구를 위해서 제한되게 수집된 객관적 현상 변수들의 범위를 넘어서서 노동시장 행동을 설명해주는 힘을 가진다고 볼 수 있다. 그와 함께 또 한 가지 중요한 점은 직무만족이 객관적인 근로조건 외에 근로자들의 주체적인 심리적 상태로부터도 영향을 받기 때문에 직무만족의 변동성을 객관적인 현상 변수들로 환원해서 설명할 수는 없다는 주장도 제기되었다. 가령, Freeman(1978)은 이직-목

1) 특히 1980년대 이후 대부분의 선진국들에서 임금수준이 계속 올라가고 있었음에도 불구하고 직무만족이 떨어지고 있는 현상을 어떻게 설명해야 하는 과제가 중요하게 부각되고 있었다(Green & Tsitsinis, 2005; Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2000)

소리 모형에 근거해서 근로자들이 불만을 제기하고자 하는 의도가 있을 때와 없을 때 사이에는 직무만족이 동일할 수 없다는 점을 근거로 객관적인 현상으로 설명할 수 없는 구성요소들이 직무만족에 들어가 있다고 주장하고 있다. 이 맥락에서 우리는 인간의 행동은 외부의 자극에 대한 자신의 지각에 근거해서 이루어진다는 점을 주목할 필요가 있다. 가령 동일한 임금수준에 대해서도 그것이 높다고 지각한 사람과 그것이 낮다고 지각한 사람 사이에는 그 임금에 대한 대응이 서로 다를 것이라는 점은 쉽게 추론할 수 있다. 이처럼 직무만족이 객관적인 현상 변수들로 환원될 수 없고 근로자들의 직무 행동이 그것의 객관적 현상보다 그에 대한 평가에 의해서 직접적인 영향을 받기 때문에 직무만족이 노동시장 행동에 대해서 객관적인 현상 변수들의 설명 범위를 넘어서서 설명할 여지가 생기게 된다는 것이다.

직무만족 조사결과를 믿을만한 것인가라는 두 번째 이슈는 직무만족에 대한 정성적 측정의 신뢰성과 타당성에 관한 질문이다. 직무만족의 정성적 측정이 응답자의 주관적 평가에 근거한 것이기 때문에 일관성을 유지할 수 없고, 최근효과나 대비효과, 후광효과 등 여러 가지 지각상의 오류를 범할 가능성이 높지만, 무엇보다 정성적 평가의 기준점이 일관되지 않고 사람마다 다를 가능성이 높다는 점에 대한 문제제기가 많다. 가령, 동일한 임금수준에 대해서도 자신의 기대 임금수준이 어느 정도인가에 따라서 직무만족 평가가 다를 것이기 때문이다. 가령, Hamermesh(2001)과 Levy-Garboua & Montmarquette(2004) 등은 임금격차에 따른 직무만족 차이가 고령자로 갈수록 줄어든다는 분석 결과를 통해서 직무만족의 평가 시 준거점의 변화에 따라 직무만족에 변화가 있을 가능성이 있음을 입증하고 있다. 그럼에도 불구하고 직무만족의 변화 추이에 관한 다수의 연구들은 직무만족의 변화 추이를 근로자들의 직무효용(또는 웰빙)의 변화 추이로 해석할 수 있다고 보고 연구를 진행하였다(Clark, 2001; Clark & Oswald, 1996; Frey & Stutzer, 2002; Green & Tsitsianis, 2005). 특히 패널데이터를 사용하는 경우 동일인에 대해서 반복적으로 직무만족을 조사하고 있어서 응답자간 기준점 차이를 통제할 수 있기 때문에 기준점 차이로 인한 일관성 결여 문제는 일정하게 해소할 수 있다. 패널데이터의 경우에도 기준점의 시간적 변화는 통제할 수 없지만, 사람들의 기준점 변화가 10여년 기간 동안 크게 변화하지 않는다고 보면 기준점의 시간적 변화도 크게 문제되지 않을 것으로 예상할 수 있다(Green & Tsitsianis, 2005). 시간상의 기준점 변화가 직업문화나 직업가치관의 전반적인 변화를 반영하는 것이라면 그것 자체로서 의미있는 변화이기 때문에 그런 변화까지 통제할 필요성이 있는 것은 아니다. 연령처럼 개인적 특성이나 가치관 등의 변화에 따른 기준점의 시간적 변화는 표본의 대표성이 확보되면 문제가 될 수 없으며 또 표본의 구성을 통제함으로써 일정하게 해결할 수 있는 문제이다. 이상의 사정들을 감안하면, 사람간 기준점 차이를 통제할 수 있는 패널데이터는 직무만족의 시간적 변화 추이를 안정적으로 잡아낼 수 있는 잠재력을 가지고 있다고 주장할 수 있다.

2. 연구모형

본 연구는 패널데이터를 기반으로 해서 직무만족 변화 추이를 분석하기 위해서 다음과 같은 연

구모형을 설정하고자 한다.

(1) $JS_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \delta_1 Y_{03} + \ldots + \delta_{18} Y_{20} + \mu_i + \epsilon_{it}$

여기에서 X_{it}는 응답자의 개인적 특성과 일자리 특성 변수들이다. 그 중 개인적 특성은 표본의 구성 차이에 따른 직무만족의 변화이기 때문에 통제할 필요성이 있지만, 일자리 특성은 일자리의 변동을 가리키기 때문에 그에 따른 직무만족 변화 추이는 의미있게 해석할 필요가 있어서 개인 특성과 일자리 특성은 구분해서 독립변수군에 포함하고자 한다. Y_t는 t년도의 더미변수(기준년도는 2002년)로서 이 연구모형에서 가장 중요한 변수이다. Y_t가 가장 중요한 이유는 이 연구모형이 표본의 구성과 고정효과를 통제한 후 각 연도더미변수의 추정계수들이 어떤 추이를 보이는가를 분석하는데 기본 목적을 두고 있기 때문이다. 뒤에서 살펴보겠지만, 2002년 이후 우리나라 근로자들의 직무만족 평균 점수가 전반적으로 상승 추세를 보이고 있는데, 응답자들의 개인적 특성과 일자리 특성들 중심으로 표본의 구성에 따른 변화를 통제한 뒤에도 직무만족 상승 추세에 어떤 변화가 발생하는가를 살펴보는 것이 이 연구모형의 초점이다. μ_i는 응답자 개인의 고정효과인데, 본 연구에서는 그 변수가 직무만족 평가 시 응답자간 기준점 차이를 통제하는 것으로 가정되어 있다. 마지막으로 ϵ_{it}는 오차항이다. 이 통계모형은 패널데이터 고정효과 모형으로 추정되었다.

본 연구의 두 번째 목적인 직무만족 변화 추이의 원천을 분석하기 위해서 Baron & Kenny(1986)의 3단계 모형을 적용하고자 한다. 이 모형은 매개변수를 추정하는 모형으로 널리 알려져 있는데, 더 일반적인 통계적 의미에서 그것은 어떤 인과관계의 원천을 확인하는 통계모형이기 때문에 본 연구의 목적의식에도 부합하는 기법이다. 그 모형을 적용하기 위해서는 본 연구는 다음과 같은 몇 가지 회귀모형들을 추가적으로 추정하고자 한다. 참고로, 본 연구에서 직무만족의 변화 추이의 원천으로 주목하는 것은 가장 대표적인 일자리 특성들인 임금, 근로시간, 고용 안정성 등 3가지여서 임금수준, 주당 근로시간, 고용형태로서 정규직 여부 등을 사용하였다.

(2-1) $W_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \delta_1 Y_{03} + \ldots + \delta_{18} Y_{20} + \mu_i + \epsilon_{it}$

(2-2) $WH_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \delta_1 Y_{03} + \ldots + \delta_{18} Y_{20} + \mu_i + \epsilon_{it}$

(2-3) $ES_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \delta_1 Y_{03} + \ldots + \delta_{18} Y_{20} + \mu_i + \epsilon_{it}$ (로짓모형)

(3) $JS_{it} = \beta_0 + \alpha_1 W_{it} + WH_{it} + ES_{it} + \beta X_{it} + \delta_1 Y_{03} + \ldots + \delta_{18} Y_{20} + \mu_i + \epsilon_{it}$

여기에서 W_{it}는 임금수준, WH_{it}는 주당 근로시간, ES_{it}는 고용형태로서 정규직 여부 등이다. (2-1)에서 (2-3)까지의 회귀모형들은 임금수준, 주당 근로시간, 고용형태 등이 시계열적으로 어떤 추이를 보이는지를 추정한 것들이다. 그 중 ES_{it}는 범주변수이기 때문에 그것을 종속변수로 하는 (2-3) 모형은 패널데이터 로짓모형이다. 패널데이터 로짓모형을 고정효과 모형으로 추정하기가 어

려워서 임의효과 모형으로 추정하였다. 나머지 회귀식들인 (2-1)과 (2-2)은 모두 패널데이터 고정효과 모형으로 추정하였다. 이 모형들에서 관심은 임금, 근로시간, 정규직 여부 등이 시계열적으로 유의미한 변화 추이를 보이는가에 있다.

회귀식 (3)은 임금, 주당 근로시간, 정규직 여부 등을 포함한 후 패널데이터 고정효과 모형으로 직무만족에 대해서 추정한 것인데, 이 모형에서 주된 관심은 각 연도더미 변수들의 통계적 유의도에 어떤 변화가 발생하는가에 있다. 즉, 임금, 주당 근로시간, 정규직 여부 등을 포함한 전후에 각 연도더미 변수들의 통계적 유의도에 유의미한 차이를 보이고, 동시에 회귀식 (2-1)~(2-3)까지에서 임금, 근로시간, 정규직 여부 등이 시계열적으로 유의미한 변화를 보이고 있다면 임금, 근로시간, 정규직 여부 등이 직무만족의 시계열적인 변화 추이를 설명해주는 원천이 될 수 있다. 이 모형에서 임금, 근로시간, 정규직 여부 등이 연도별 변화 추이를 설명하고 있는지 여부에 관해서는 소벨 검증(sobel test)를 통해서 검증하고자 한다.

Ⅲ. 자료와 기초 통계

1. 『한국노동패널』

가. 자료

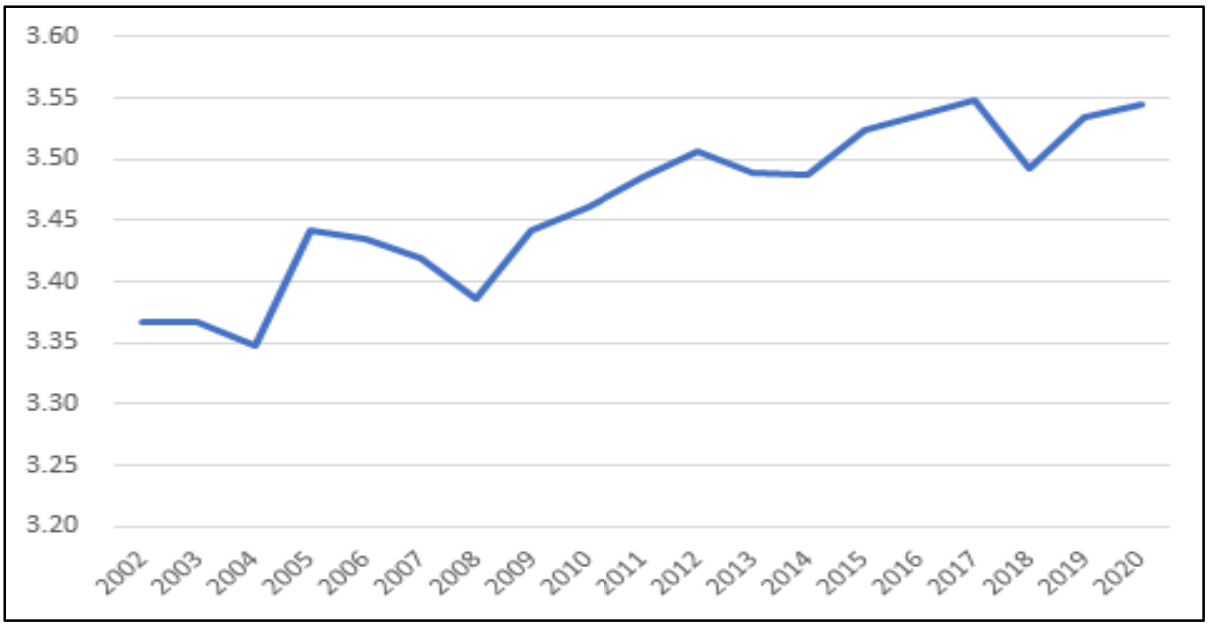
본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구의『한국노동패널』의 2002-2020년 자료이다. 『한국노동패널』의 자료 수집 과정과 표본 추출 방식 등에 관해서는 널리 알려져 있기 때문에 여기에서 추가적인 설명을 생략하고, 본 연구에서 사용된 표본에 대해서만 소개하고자 한다. 본 연구의 주된 종속변수인 전반적 직무만족이 2002년부터 조사되었기 때문에 본 연구에서는 2002년 이후 자료만 사용하고자 한다. 그리고 균형 표본을 사용하게 되면 2002년부터 계속 근무해온 응답자들만(즉, 2021년에 일정 연령 이상이 된 응답자들) 포함되어서 표본의 대표성이 줄어들기 때문에 불균형 표본을 사용하고자 한다. 따라서 본 연구에 사용된 변수들에서 결측치를 보이는 관측치들만 제외하고 남은 응답자들이 본 연구의 표본을 구성하고 있다. 그런 표본 설정과정을 통해서 최종적으로 사용된 연도별 표본의 크기는 <표 1>에 정리되어 있다. 표본수는 연도별로 차이가 있지만, 전체적으로 사용된 표본수는 20,513 명이다.

<표 1> 연도별 표본의 크기

연도	표본수	연도	표본수
2002	3905	2012	5203
2003	4132	2013	5178
2004	4169	2014	4997
2005	3985	2015	5271
2006	4197	2016	5382
2007	4234	2017	5552
2008	4213	2018	8615
2009	4988	2019	8326
2010	5071	2020	8063
2011	5118	-	-

나. 주요 변수들의 시계열적 변화 추이와 기초통계

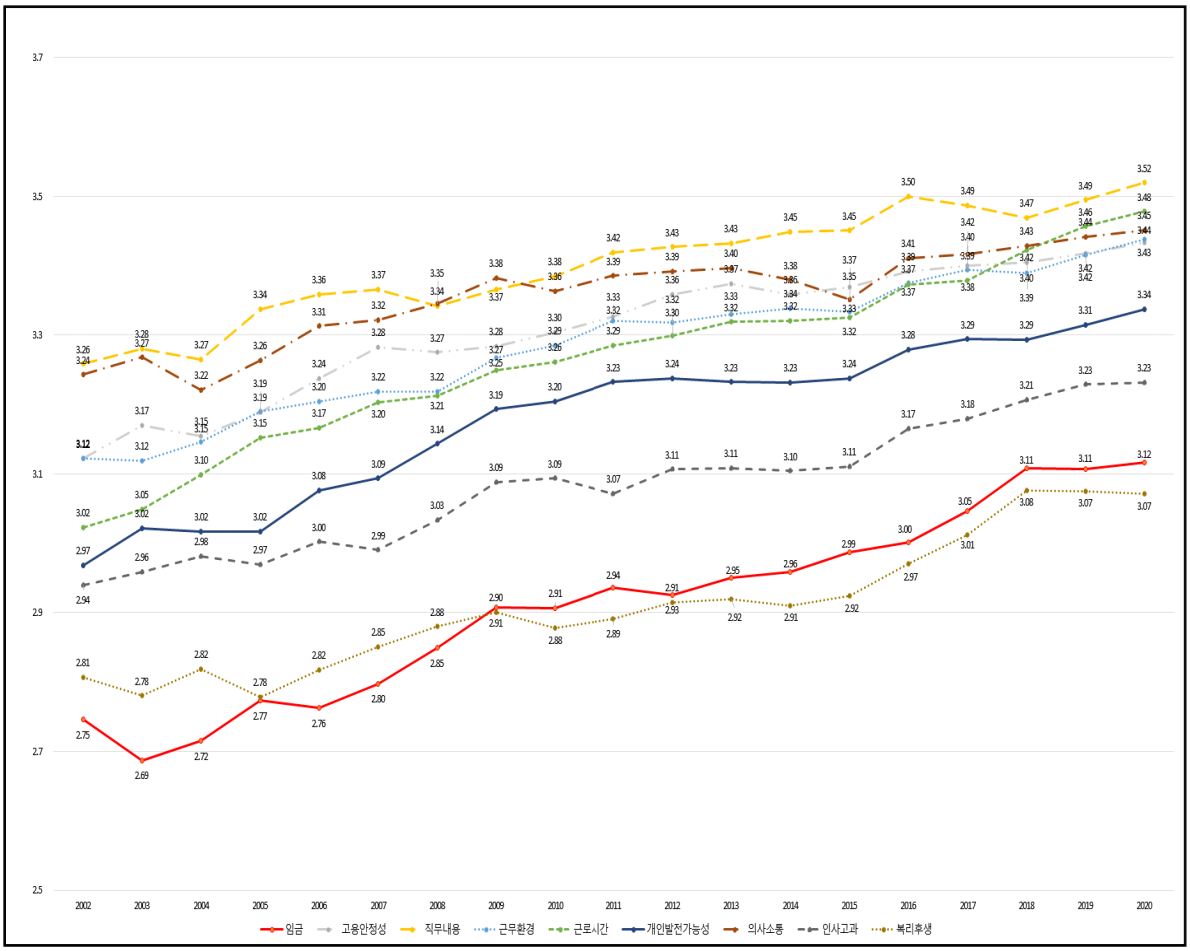
<그림 1> 전반적 직무만족의 변화 추이: 2002-2020년



먼저 <그림 1>에는 전반적 직무만족의 변화 추이가 정리되어 있다. 그 결과를 보면, 2002년 이후 우리나라 근로자들의 전반적 직무만족이 대체로 상승 추세를 보이고 있음을 알 수 있다. 2005-2008년, 2012-2014년, 2017년 등의 기간들에서처럼 직무만족이 다소 떨어질 때도 있지만, 전반적인 추세는 상승 곡선을 그리고 있다. 특히 2004년과 2005년, 2009-2013년, 2015-2017년 등의

기간들에서는 상승곡선이 더 가파른 모습을 보이고 있다.

<그림 2> 요소별 직무만족의 변화 추이: 2002-2020년



<그림 2>에는 2002년 이후 우리나라 근로자들의 요소별 직무만족의 변화 추이를 정리하고 있다. 전반적 직무만족과 같이 대부분의 요소 만족도들도 상승 추세를 보이고 있지만, 세부적인 패턴에서는 요소별로 약간의 차이가 있다. 우선 임금 만족과 복리후생 만족 등은 상승폭이 큰 편이지만, 낮은 점수에서 출발하고 있어서 2020년에도 3.0점 근방에 머물러 있다. 개인발전 가능성은 2.9 점 정도에서 출발해서 상승 추세를 보이고 있고, 고용안정성도 상승세를 보이고 있어서 비교적 양호한 편이다. 비정규직 비율이 늘어남에도 불구하고 고용안정 만족 점수가 올라가고 있는 것은 표본 근로자들의 다수가 정규직들이고 그들의 고용안정성이 개선된 데 따른 것으로 보인다. 역설적이지만, 비정규직 고용이 완충제 역할을 하게 되면 정규직 근로자들의 고용안정성은 더 높아질 수 있다. 직무내용은 높은 점수에서 출발하고 있지만 상승세가 가파르지 않고, 의사소통도 다소 높은 점수에서 출발하고 있지만 상하 진폭이 있는 등 상승세가 거의 발견되지 않고 있다. 마지막으로 눈에 띄는 점은 인사고과 만족인데, 그것은 낮은 점수에서 출발하고 있으면서 상승세도 가파르지 않

다. 이상의 요소별 직무만족 추이에 관한 통계 결과들은 임금, 복리후생, 근로시간, 고용안정 등 외재적 직무만족이 낮은 점수에서 출발해서 전반적인 상승추세에 있는 반면, 직무내용, 의사소통 등 내재적 직무만족 점수들은 높게 출발하고 있지만 개선의 정도가 미미한 모습을 보여주고 있다.

<표 2>에는 본 연구에 사용된 표본 근로자들의 인적 특성과 일자리 특성 등에 관한 기초 통계가 정리되어 있다. 이 정보들을 모든 연도별로 정리하는 것은 너무 많은 지면을 차지하기 때문에 여기에서는 2002년, 2007년, 2012년, 2017년, 2020년 등 5 개 연도에 대해서만 소개하고 있다. 이들 중 연도별로 일정한 변화를 보이는 변수들로는 학력년수, 연령, 근속년수, 유노조, 직종 등이다. 학력년수는 조금씩 증가하고 있음이 확인되고 있으며 연령과 근속년수 등은 지속적으로 증가추세에 있다. 유노조기업에 종사하는 근로자의 비율은 조금씩 줄어들고 있고, 직종 중 직종 1(관리직), 직종(전문직 및 준전문직), 직종3(사무직), 직종4(서비스직) 등의 비율이 조금씩 증가하고 있는 반면에 직종5(판매직), 직종7(기능직), 직종8(기계조작 및 조립직), 직종9(노무직) 등의 비율은 조금씩 줄어들고 있다.

<표 2> 인적 특성과 일자리 특성 변수들의 기초 통계

변수	2002년 (N=3905)	2007년 (N=4234)	2012년 (N=5203)	2017년 (N=4234)	2020년 (N=8063)
여성	0.40 (0.49)	0.39 (0.49)	0.41 (0.49)	0.42 (0.49)	0.43 (0.49)
학력	12.39 (2.57)	12.92 (2.56)	13.16 (2.52)	13.51 (2.43)	13.64 (2.36)
연령	38.33 (11.02)	39.25 (10.62)	41.68 (10.81)	43.13 (11.04)	44.46 (11.23)
기혼	0.67 (0.47)	0.66 (0.47)	0.69 (0.46)	0.69 (0.46)	0.69 (0.46)
.이별	0.06 (0.23)	0.07 (0.25)	0.08 (0.27)	0.08 (0.27)	0.08 (0.27)
자녀수	0.82 (0.92)	0.76 (0.92)	0.76 (0.93)	0.74 (0.93)	0.69 (0.92)
근속년수	5.02 (6.02)	5.78 (6.32)	6.75 (6.96)	7.65 (7.20)	8.62 (8.19)
유노조	0.19 (0.39)	0.20 (0.40)	0.17 (0.38)	0.17 (0.38)	0.17 (0.38)
직종1	0.12 (0.33)	0.15 (0.35)	0.15 (0.36)	0.16 (0.36)	0.16 (0.37)
직종2	0.10 (0.30)	0.11 (0.32)	0.11 (0.32)	0.12 (0.32)	0.12 (0.33)
직종3	0.19 (0.39)	0.21 (0.41)	0.20 (0.40)	0.21 (0.41)	0.22 (0.41)
직종4	0.07 (0.25)	0.08 (0.27)	0.09 (0.29)	0.10 (0.30)	0.10 (0.30)
직종5	0.07 (0.25)	0.06 (0.23)	0.06 (0.24)	0.06 (0.24)	0.05 (0.22)
직종6	0.00 (0.06)	0.00 (0.06)	0.00 (0.06)	0.00 (0.06)	0.00 (0.06)
직종7	0.14 (0.35)	0.14 (0.34)	0.12 (0.33)	0.12 (0.32)	0.11 (0.32)
직종8	0.15 (0.35)	0.14 (0.34)	0.13 (0.34)	0.12 (0.32)	0.12 (0.32)
직종9	0.14 (0.35)	0.12 (0.32)	0.12 (0.32)	0.12 (0.32)	0.11 (0.31)

Ⅳ. 실증분석 결과들

본 연구의 회귀분석 결과들은 <표 3>와 <표 4>, 그리고 <부표 1> 등에 정리되어 있다. <표 3>에서는 인적 특성과 일자리 특성 등의 변수들을 통제한 후 연도 더미 변수들의 통계적 유의도가 어떻게 변화하는지를 살펴보기 위해서 연도 더미변수들과 인적 특성, 일자리 특성 등을 독립변수로 포함한 회귀모형(회귀식 (1))의 추정결과들이 정리되어 있다. <표 4>에는 연도 더미변수들과 인적 특성, 일자리 특성 외에 임금 수준, 주당 근로시간, 정규직 여부 등도 독립변수로 포함한 회귀모형(회귀식 (3))의 추정결과들이 정리되어 있다. 마지막으로 임금 수준, 주당 근로시간, 정규직 여부 등을 종속변수로 하는 회귀모형들(회귀식 (2-1) ~(2-3))의 추정결과들은 <부표 1>에 정리하고 있다. <부표 1>의 추정결과 연도 더미 변수가 임금 수준, 주당 근로시간, 정규직 여부 등에 대해서 통계적으로 유의한 영향을 미침과 동시에 <표 5>에서 임금 수준, 주당 근로시간, 정규직 여부 등이 직무만족에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 또 연도 더미 변수들의 유의도를 현저하게 줄이는 변수가 직무만족의 변화 추이를 설명하는 변수라고 직관적으로 판정할 수 있다. 그러나 그것을 더 엄밀하게 판정할 필요가 있기 때문에 <표 5>에 소벨테스트 결과와 주요 근로조건 변수들이 직무만족 추이를 어느 정도 설명하는지에 관한 통계들을 정리하고자 한다.

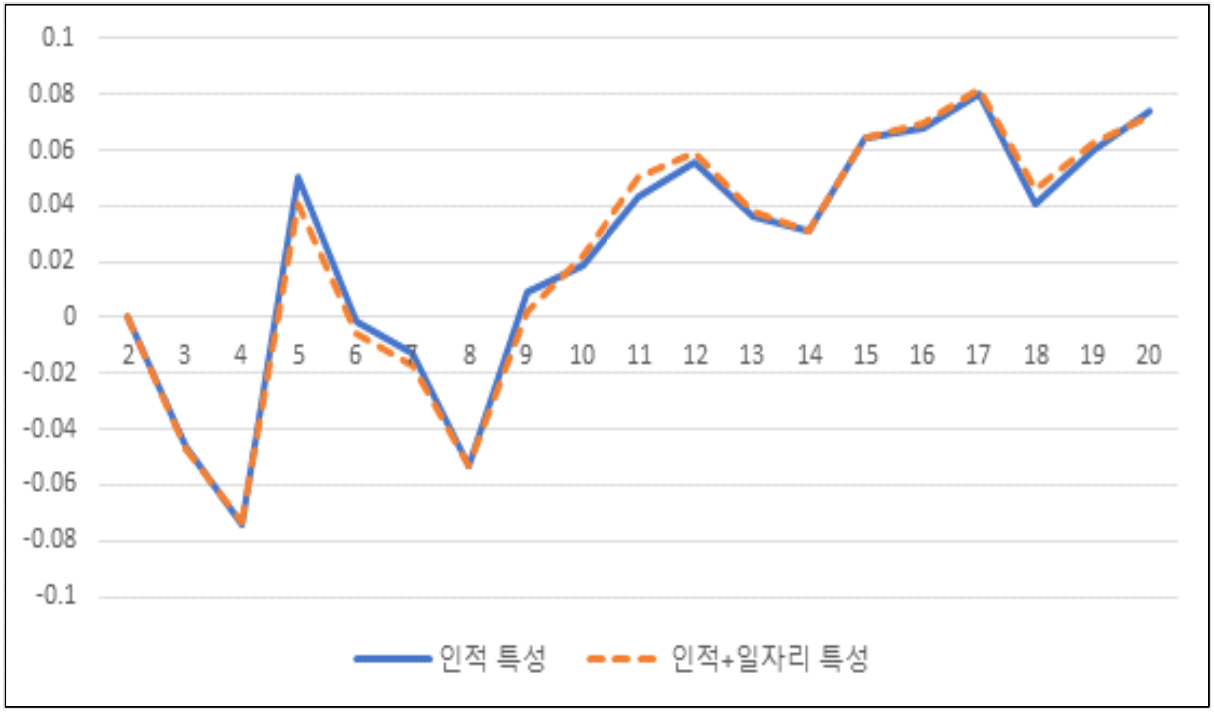
먼저 <표 3>에는 인적 특성과 일자리 특성 등을 통제한 후 직무만족 추이를 추정한 결과들이 정리되어 있다. 여기에서 인적 특성 변수들로는 학력, 연령의 로그값, 혼인 여부 등을 사용했고, 일자리 특성 변수들로는 근속년수, 유노조 기업 여부, 직종 등이 사용되었다. 인적 특성과 일자리 특성 변수들 모두 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 그리고 여기에서 사용된 회귀모형이 패널데이터 고정효과 모형이기 때문에 고정적 성격을 갖는 인적 특성들도 통제되었다. 추정결과들을 보면, 우선 인적 특성과 일자리 특성 변수들의 추정 계수가 모두 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 여기에서 사용된 자료의 표본수가 매우 크기 때문에 표준오차가 줄어들어서 웬만하면 통계적 유의도를 보일 수밖에 없기 때문에 그 변수들의 통계적 유의도가 높은 것은 그렇게 놀라운 일은 아니다. <표 3>의 추정 결과들에서 더 주목할 점은 연도 더미변수들의 통계적 유의도에 어떤 변화이다. 연도더미 변수들의 추정치들을 보면, 대부분의 연도들이 통계적으로 유의한 값을 보이고 있다. 다만 2008년까지는 대부분 음수로 전환되고 있고 기울기가 더 완만해지고 있는 점 등에서 직무만족의 평균값 추이와 차이를 보이고 있다. 또 한 가지 눈에 띄는 점은 고정효과와 인적 특성 변수들을 통제한 후 연도 더미변수들의 추정치가 크게 변화한 다음 일자리 특성 변수들을 추가로 포함한 이후에는 추가적인 변화가 크지 않다는 점이다. 인적 특성만을 통제한 후와 인적 특성과 일자리 특성을 함께 통제한 후의 연도별 직무만족 추이(기준년도인 2002년을 0으로 가정)를 정리한 <그림 4>를 보면 일자리 특성을 추가로 통제한 후와 인적 특성만을 통제한 후의 직무만족 추이가 매우 유사함을 보여주고 있다. 이런 점에서 일자리 특성보다는 인적 특성 변수들이 연도별 직무만족 추이를 더 많이 설명해주고 있음을 알 수 있다. 이상의 결과들은 표본의 인적 구성에서의 변화가 2002년 이후 우리나라 직무만족 추이를 일정하게 설명해주고 있음을 시사하고 있다.

<표 3> 인적 특성과 일자리 특성을 통제한 후 직무만족의 변화 추이 추정

독립변수	종속변수= 직무만족	
	(2)	(3)
상수항	2.696(0.042)	3.027 (0.044)
근속년수	-	0.008***(0.000)
유노조	-	0.148***(0.006)
직종1	-	0.366***(0.009)
직종2	-	0.296***(0.009)
직종3	-	0.239***(0.008)
직종4	-	0.181***(0.009)
직종5	-	0.152***(0.010)
직종6	-	0.072**(0.036)
직종7	-	0.070***(0.008)
직종8	-	0.094***(0.008)
학력	0.063***(0.001)	0.028***(0.001)
log(연령)	-0.044***(0.011)	-0.076***(0.012)
기혼	0.125***(0.007)	0.102***(0.007)
.이별	0.071***(0.010)	0.077***(0.010)
자녀수	-0.008***(0.003)	-0.009***(0.003)
2003년	-0.046***(0.013)	-0.047 (0.014)
2004년	-0.074***(0.013)	-0.073***(0.014)
2005년	0.050***(0.013)	0.041***(0.014)
2006년	-0.001***(0.013)	-0.006 (0.014)
2007년	-0.013***(0.013)	-0.017 (0.014)
2008년	-0.053***(0.013)	-0.053***(0.014)
2009년	0.009 (0.013)	0.002 (0.013)
2010년	0.019 (0.013)	0.022*(0.013)
2011년	0.043***(0.013)	0.050***(0.013)
2012년	0.056***(0.013)	0.059***(0.013)
2013년	0.036***(0.013)	0.038***(0.013)
2014년	0.031**(0.013)	0.031***(0.013)
2015년	0.064***(0.013)	0.064***(0.013)
2016년	0.068***(0.013)	0.070***(0.013)
2017년	0.080***(0.013)	0.082***(0.013)
2018년	0.041***(0.013)	0.046***(0.013)
2019년	0.060***(0.013)	0.063***(0.013)
2020년	0.074***(0.013)	0.072***(0.013)
R^2	0.080	0.127
N과 T(평균)	20513 / 4.9	20499 / 4.7

주: * p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01

<그림 4> 인적 특성과 일자리 특성 통제 후 직무만족 추이



<표 4>에는 <표 3>의 독립변수들 외에서 임금, 근로시간, 정규직 여부 등의 주요 근로조건들을 추가로 포함한 회귀모형의 추정결과가 정리되어 있다. 1열에는 임금수준을 포함한 모형의 추정결과가, 2열에는 근로시간을 포함한 모형의 추정결과가, 3열에는 정규직 여부를 포함한 추정결과가, 4열에는 임금, 근로시간, 정규직 여부 등 3가지 근로조건들을 모두 포함한 모형의 추정결과들이 정리되어 있다. 여기서도 회귀모형은 패널데이터 고정효과 모형이고, 주된 관심은 연도더미 변수들의 추정치 추이이다. 먼저 근로조건들에 대한 추정결과들을 보면, 임금 수준, 근로시간, 정규직 여부 등이 모두 통계적으로 유의한 값을 보이고 있다. 그 중 근로시간만 직무만족에 음(-)의 영향을 미치고 있는데, 이것은 근로시간이 짧을수록 직무만족이 올라간다는 의미이기 때문에 이론적 예측에 부합한다. 통계적으로 유의한 양(+)의 추정치를 보이고 있는 임금과 정규직 등도 당연히 이론적 예측과 부합한다. <표 4>에서도 주된 관심인 연도 더미 변수들의 추정치를 보면, 임금을 포함한 모형에서는 연도 더미 변수들의 통계적 유의도가 7 개의 연도 더미변수들에서 사라지고 있어서 연도 더미 변수들의 통계적 유의도에 일정한 변화가 있음을 볼 수 있다. 반면에, 근로시간과 정규직 여부를 포함한 모형들에서는 각각 4개와 3 개 연도 더미 변수들의 통계적 유의도가 사라지고 있다. 특히 정규직 여부를 포함한 모형에서는 연도별 더미 변수들의 통계적 유의도가 전반적으로 올라가고 있는 모습을 보여주고 있다. 마지막으로 임금, 근로시간, 정규직 여부 등을 모두 포함한 모형에서는 연도별 더미 변수들 중 절반 정도에서 통계적 유의도가 사라지고 있어서 연도별 직무만족 추이에 대한 3 변수의 통합적 설명력이 상당히 큰 상태임을 알 수 있다.

이상의 회귀모형들에서 추정한 연도별 더미변수들의 추정계수들의 연도별 추이를 정리한 <그림

5>의 그래프를 보면, 정규직 여부를 통제한 모형의 경우 직무만족의 연도별 변화 추이의 기울기가 상당히 가파르게 남아 있고, 이어서 근로시간을 통제한 모형에서 그 기울기가 상대적으로 가파른 것을 볼 수 있다. 그러나 임금 수준을 통제하게 되면 연도별 직무만족 변화 추이의 기울기가 거의 사라지고 있음을 볼 수 있다. 이런 점에서 임금 수준의 추이가 2002년 이후 직무만족 추이의 상당 부분을 설명해주는 원천임을 알 수 있다. 그 정도는 아니지만 근로시간도 직무만족의 변화 추이를 일정하게 설명해주고 있지만, 정규직의 감소 추이는 반대로 직무만족의 증가 추이를 줄이고 있음을 알 수 있다. 특히 이 3 가지 근로조건 변수들을 모두 포함하게 되는 경우 직무만족 추이가 상하 운동을 보이면서 추세선의 기울기가 아주 완만하게 전환되고 있기 때문에 2000년대 이후 직무만족 변화 추이의 상당 부분이 이 3 가지 근로조건의 변화로 설명될 수 있는 것으로 추측되고 있다.

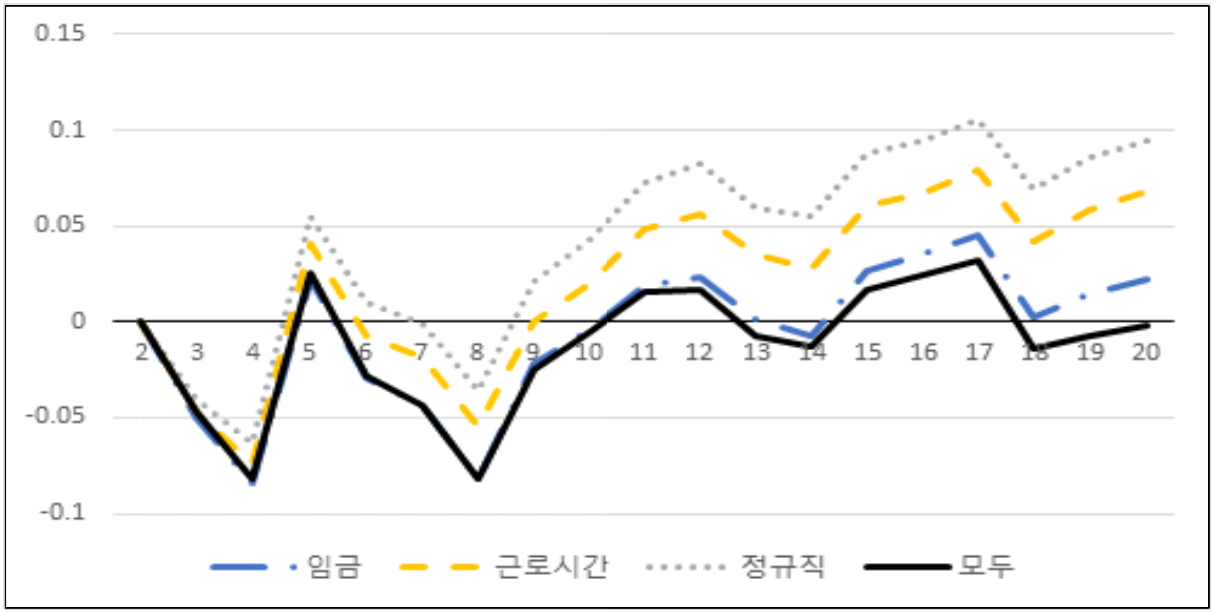
<표 4> 주요 근로조건들을 통제한 후 직무만족의 변화 추이 추정

독립변수	종속변수= 직무만족			
	(1)	(2)	(3)	(4)
상수항	3.233 (0.044)	3.049 (0.045)	2.890 (0.044)	3.324 (0.046)
임금	0.162***(0.004)	-	-	0.169***(0.005)
근로시간	-	-0.0004***(0.0002)	-	-0.004***(0.000)
정규직	-	-	0.142***(0.005)	0.106***(0.005)
근속년수	0.003***(0.000)	0.008***(0.000)	0.006***(0.000)	0.002***(0.000)
유노조	0.116***(0.006)	0.148***(0.006)	0.139***(0.006)	0.109***(0.006)
직종1	0.314***(0.009)	0.365***(0.009)	0.322***(0.009)	0.271***(0.009)
직종2	0.257***(0.009)	0.296***(0.009)	0.254***(0.009)	0.218***(0.009)
직종3	0.195***(0.008)	0.239***(0.008)	0.191***(0.008)	0.154***(0.008)
직종4	0.180***(0.009)	0.182***(0.009)	0.169***(0.009)	0.178***(0.009)
직종5	0.130***(0.010)	0.153***(0.010)	0.133***(0.010)	0.124***(0.010)
직종6	0.060*(0.036)	0.073***(0.036)	0.074*(0.036)	0.064*(0.036)
직종7	0.015*(0.008)	0.071***(0.008)	0.047***(0.008)	0.000 (0.008)
직종8	0.042***(0.008)	0.096***(0.008)	0.040***(0.008)	0.017**(0.008)
학력	0.016***(0.001)	0.028***(0.001)	0.023***(0.001)	0.012***(0.001)
log(연령)	-0.087***(0.011)	-0.075***(0.012)	-0.040***(0.012)	-0.060***(0.012)
기혼	0.088***(0.007)	0.102***(0.007)	0.093***(0.007)	0.082***(0.007)
.이별	0.082***(0.010)	0.077***(0.010)	0.075***(0.010)	0.082***(0.010)
자녀수	-0.016***(0.003)	-0.009***(0.003)	-0.010***(0.003)	-0.017***(0.003)
2003	-0.050***(0.014)	-0.047***(0.014)	-0.040***(0.014)	-0.047***(0.014)
2004	-0.084***(0.014)	-0.074***(0.014)	-0.063***(0.014)	-0.082***(0.014)
2005	0.022 (0.013)	0.041***0.014)	0.055***(0.013)	0.025*(0.013)
2006	-0.029*(0.013)	-0.007 (0.014)	0.010 (0.014)	-0.028**(0.014)
2007	-0.043***(0.013)	-0.018 (0.014)	-0.001 (0.014)	-0.043***(0.013)
2008	-0.082***(0.013)	-0.054***(0.014)	-0.036***(0.013)	-0.082***(0.013)
2009	-0.022*(0.013)	0.000 (0.013)	0.021 (0.013)	-0.025*(0.013)
2010	-0.004 (0.013)	0.020 (0.013)	0.043***(0.013)	-0.005 (0.013)

2011	0.019 (0.013)	0.048***(0.013)	0.073***(0.013)	0.016 (0.013)
2012	0.023*(0.013)	0.056***(0.013)	0.082***(0.013)	0.017 (0.013)
2013	0.001 (0.013)	0.035***(0.013)	0.060***(0.013)	-0.007 (0.013)
2014	-0.007 (0.013)	0.028**(0.013)	0.055***(0.013)	-0.013 (0.013)
2015	0.027**(0.013)	0.061***(0.013)	0.088***(0.013)	0.017 (0.013)
2016	0.035***(0.013)	0.067***(0.013)	0.095***(0.013)	0.024*(0.013)
2017	0.045***(0.013)	0.079***(0.013)	0.106***(0.013)	0.032**(0.013)
2018	0.003 (0.013)	0.042***(0.013)	0.069***(0.013)	-0.014 (0.013)
2019	0.014 (0.013)	0.058***(0.013)	0.086***(0.013)	-0.007 (0.013)
2020	0.022*(0.013)	0.068***(0.013)	0.095***(0.013)	-0.002 (0.013)
R^2	0.136	0.127	0.143	0.150
N과 T(평균)	20499 / 4.7	20498 / 4.7	20499 / 4,7	20476 / 4.7

주: * p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01

<그림 5> 주요 근로조건 통제 후 직무만족 추이



임금, 근로시간, 정규직 여부 등이 2002년 이후 직무만족 증가 추이의 원천인지, 그리고 그 추이 중 어느 정도를 설명하는지를 확인하기 위해서 Baron & Kenny(1986)의 3단계 모형을 추정해 보고 그 추정 결과들에 근거해서 소벨 검증(sobel test)을 진행해보고자 한다. 참고로, Baron & Kenny(1986)의 3단계 모형은 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 1 단계는 독립변수(X)가 최종 종속변수(Y)에 어떤 영향을 미치는지를 확인하는 모형($Y=\alpha_0+\alpha_1 X+\epsilon$)이고, 2단계는 독립변수가 매개변수(M)에 어떤 영향을 미치는지를 확인하는 모형($M=\beta_0+\beta_1 X+\epsilon$)이며, 3단계는 독립변수와 매개변수가 최종 종속변수에 어떤 영향을 미치는지를 확인하는 모형($Y=\gamma_0+\gamma_1 M+\gamma_3 X+\epsilon$)이다. Baron & Kenny(1986)의 3단계 모형 중 1단계와 3단계 모형들은 각각 <표 1>과 <표 2>에 정리되어 있기 때문에 2단계 모형만 추가로 추정하면 되는데, 그 추정결과들이 <부표 1>에 정리되어 있

다. <부표 1>의 추정결과들을 보면, 임금은 전반적으로 후기 연도로 올라갈수록 추정치의 값들이 통계적으로 유의하게 올라가고, 근로시간과 정규직 여부 등은 연도가 올라갈수록 추정치의 값들이 통계적으로 유의하게 내려가고 있다. 각 근로조건들이 직무만족 추이를 설명해줄 수 있는 원천인지 여부는 <표 2>에서 정리된 근로조건 변수들의 추정치와 <부표 1>에서 정리된 연도별 더미 변수들의 추정치들이 모두 통계적으로 유의한지를 확인할 필요가 있으며, 그와 동시에 그 근로조건 변수들이 직무만족 증가 추이를 설명하는지 아니면 증가 추이를 억제하는 요소인지를 확인하기 위해서 <표 2>에서 정리된 근로조건 변수들의 추정치와 <부표 1>에서 정리된 연도별 더미 변수들의 추정치들의 곱한 값이 양수인지 음수인지 여부로 확인할 수 있다. <표 2>에서 임금이 직무만족에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을, 근로시간과 정규직 여부가 직무만족에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있기 때문에 임금과 근로시간 등은 직무만족 증가 추이를 설명해주는 원천이고, 정규직 여부는 직무만족 증가 추이를 오히려 줄이는 역할을 하고 있음을 추측하게 해주고 있다.

이런 추측을 통계적으로 검증해보기 위해서 <표 3>에 소벨 검증 결과를 정리하고 있다. 주된 독립변수들이 연도별 더미 변수들로 나뉘어져 있기 때문에 각 연도더미마다 임금수준, 근로시간, 정규직 여부 등에 대한 소벨 검증을 실시하였다. 참고로, 소벨 검증은 Z값이기 때문에 그것의 절대값이 1.96 이상이면 통계적으로 유의한 것으로 판정하고자 한다. 소벨 검증 결과들을 보면, 임금 수준, 근로시간, 정규직 등에 대해서 모두 통계적으로 유의한 것으로 조사되고 있다. 그 중 임금수준에 대한 소벨 검증이 제일 큰 것으로 확인되고, 근로시간에 소벨 검증 결과는 대부분 2점대 중반으로 나타나고 있고 그것들의 평균값이 2.5로서 여전히 통계적으로 유의함을 보이고 있다. 그런데 정규직 여부는 소벨검증 결과가 음의 값을 가지면서 통계적으로 유의한 모습을 보이고 있는데, 이것은 정규직 여부가 직무만족의 증가 추세에 반대로 작용하고 있음을 말해주고 있다. 즉, 정규직이 직무만족에 긍정적인 영향을 미치고 있는데, 그 비율이 해가 갈수록 떨어지고 있어서 직무만족을 떨어뜨리고 있기 때문에 나타나는 결과이다.

<표 3>에는 연도 더미 변수들이 직무만족에 미치는 영향 중 주요 근로조건들을 통하는 비율이 어느 정도인지에 관한 통계도 <표 3>에 정리되어 있다. 그 분석 결과를 보면, 연도별 직무만족 추이 중 임금수준에 의해서 설명되는 비율 평균이 62.7%로 나타나고, 근로시간에 의해서 설명되는 부분이 10.7% 정도를 차지하고 있다. 정규직 여부는 소벨 검증치가 음(-)의 값을 취하고 있기 때문에 그것이 연도별 직무만족 추이를 어느 정도 설명하는가를 구하는 것이 어려운데, 여기서는 음수인 추정치들의 경우 절대값을 취해서 산출하였다. 그 결과로부터 정규직 여부가 연도별 직무만족 추이를 설명하는 정도는 67.2%임을 알 수 있다. 여기서 주의할 점은 정규직 여부의 설명 비율이 본 연구의 분석 대상 기간에 대한 것이 아니라는 점이다. 그보다 그것은 정규직 비율이 증가해서 연도별 직무만족 추이를 증가시키는 요인으로 작용하는 경우에 사용할 수 있는 값이라고 할 수 있다. 어쨌든 정규직 비율이 증가하여 직무만족 추이에 긍정적으로 작용하는 방향으로 작용하게 된다면 그것이 임금 수준 못지않게 직무만족에 큰 영향을 미칠 근로조건임을 알 수 있다.

<표 5> 직무만족 추이의 원천 검증

변수	임금 수준		근로시간		정규직	
	소벨검증	설명 비율	소벨검증	설명 비율	소벨검증	설명 비율
2003년	10.5	0.240	1.6	0.004	-1.6	0.233
2004년	14.0	0.205	2.4	0.007	-8.4	0.498
2005년	17.9	0.571	2.5	0.018	-11.6	0.622
2006년	20.4	0.545	2.6	0.133	-13.1	0.911
2007년	21.5	0.464	2.6	0.062	-12.8	0.990
2008년	22.5	0.329	2.6	0.023	-12.8	0.736
2009년	20.9	0.608	2.6	1.000	-16.2	0.859
2010년	22.1	0.902	2.6	0.087	-17.0	0.760
2011년	23.9	0.686	2.6	0.043	-17.3	0.658
2012년	25.0	0.661	2.6	0.044	-17.8	0.640
2013년	25.9	0.980	2.6	0.072	-17.5	0.703
2014년	25.9	0.874	2.6	0.085	-18.0	0.733
2015년	25.7	0.637	2.6	0.048	-18.5	0.639
2016년	25.9	0.577	2.6	0.045	-18.4	0.617
2017년	26.1	0.517	2.6	0.042	-18.5	0.591
2018년	28.3	0.948	2.6	0.084	-19.2	0.682
2019년	29.2	0.810	2.6	0.067	-19.0	0.630
2020년	29.2	0.733	2.6	0.062	-18.5	0.598
평균	23.1	0.627	2.5	0.107	-15.3	0.672

Ⅴ. 결 론

이상으로 본 연구는 『노동패널조사』 자료를 이용해서 2002-2020년 기간 동안 우리나라 근로자들의 직무만족 추이와 그 원천이 무엇인지 등을 실증분석하였다. 먼저 직무만족의 평균값 추이를 통해서 그 기간 동안 우리나라 근로자들의 직무만족이 전반적으로 일관된 추세에 있음을 확인하고, 그처럼 일관된 추세를 무엇으로 설명할 수 있는지를 실증적으로 탐색하기 위해서 회귀분석을 실시하였다. 본 연구에서 주목한 주요 근로조건들은 임금수준, 근로시간, 고용형태(정규직 여부) 등 대표적인 노동시장 성격 변수들이었다. 통계모형은 대부분 패널데이터 고정효과 모형이었고, 종속변수가 범주변수인 정규직 여부를 종속변수로 하는 모형에서 패널데이터 임의효과 로짓모형이었다. 이들 주요 근로조건들이 직무만족의 시계열적 추이를 설명하는지를 검증하기 위해서 매개변수 검증에 많이 활용하는 Baron & Kenny(1986)의 3단계 모형들을 추정하였고, 그 추정치들을 기반으로 산출한 소벨 테스트와 간접효과 비율 추정방법 등을 통해서 그 주요 근로조건 변수들이 연도별 직

무변화 추이를 설명하고 있는지, 그렇다면 그것을 설명하는 비율이 어느 정도인지 등을 추정하였다.

우선 기초통계 분석을 통해서 2002년 이후 우리나라 근로자들의 직무만족이 전반적으로 증가 추세에 있음을 확인할 수 있었다. 1990년대 이후 OECD 선진국 근로자들의 직무만족이 전반적으로 감소 추세에 있다는 점을 감안하면 놀라운 일이지만, 그와 동시에 다른 OECD 국가들에 비해서 우리나라 근로자들의 직무만족이 전반적으로 낮은 수준에 있다는 점도 주목할만한 점이다. 요소별 직무만족 추이를 보면, 임금 만족과 복리후생 만족 점수들은 낮은 점수에서 출발해서 가파른 상승세를 보이고 있다. 고용안정성 만족과 개인의 발전가능성 만족 등은 중간 정도의 점수에서 출발해서 가파른 상승세를 보이고 있어서 최소한 정규직 근로자들에게는 고용안정성도 개선되고 있는 것으로 보인다. 반면에 직무 내용 만족과 의사소통 만족 등은 높은 점수에서 출발하고 있지만 상승세를 보이지 않고 정체되어 있으며, 인사고과 만족은 낮은 점수에서 출발하고 있지만 매우 완만한 기울기로 증가하고 있다.

직무만족의 이런 증가 추세는 학력, 근속년수, 연령 등 인적 특성과 일자리 특성 등을 통제한 뒤에도 여전히 가파른 기울기로 남아 있어서 표본의 인적 구성으로만 직무만족 증가 추세를 다 설명할 수 없음이 확인되고 있다. 인적 일자리 특성을 통제할 때 2000년대에서는 직무만족이 증가와 감소의 상하 진폭이 존재하고 있어서 2000년대의 직무만족 추이는 인적 구성의 변화로 상당 부분 설명되고 있다. 다만, 그 모형들에서도 2010년대에 들어선 이후에는 전반적 직무만족 점수가 안정적인 증가 추세를 보이고 있어서 2010년대에는 표본의 인적 구성 외에 다른 요인들이 존재하는 것으로 추측되고 있다.

임금과 근로시간, 정규직 여부 등을 통제하게 되면 연도별 직무만족 추이에 상당한 변화가 있음이 확인되고 있다. 특히 3가지 근로조건 변수들을 모두 포함한 회귀모형에서 연도별 직무만족 추이의 기울기가 매우 완만한 것으로 전환되고 있다. 3 가지 변수 중 임금이 가장 강력한 설명력을 지닌 변수이고, 이어서 근로시간이 일정한 수준에서 연도별 직무만족 추이에 변화를 낳고 있다. 마지막으로 정규직 여부는 직무만족에도 통계적으로 유의한 영향을 미치고 그 변수가 연도 더미 변수들에 의해서도 통계적으로 유의한 영향을 받고 있지만, 그 추정치들의 부로 방향이 서로 반대여서 연도별 직무만족 증가 추이를 설명하지 못하고 있다. 이런 결과들을 소벨 테스트에서 잘 확인되고 있는데, 임금과 근로시간 등은 소벨 태스트 값이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있지만, 정규직 여부는 소벨 테스트 값이 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있는 것이다. 이런 점에서 임금과 근로시간은 보완적 매개 작용을, 정규직 여부는 경합적 매개 작용을 하고 있음을 알 수 있다. 주요 근로조건 변수들 중 임금이 연도별 직무만족 추이를 가장 많이 설명해주고 있으며(연도별 직무만족 추이의 62.7% 정도를 설명함), 이어서 근로시간이 다소 약하게나마 직무만족의 증가 추세를 설명해주고 있다(연도별 직무만족 추이의 10.7% 정도를 설명함). 정규직 여부도 직무만족에 상당히 큰 영향을 미치고 있지만, 정규직 비율은 해가 갈수록 낮아지고 있어서 2002년 이후의 직무만족 증가 추세를 설명해주지 못하고 있다.

이상의 분석 결과들을 보면, 우리나라 근로자들의 직무만족이 임금, 근로시간 등 외재적 직무만

족 중심으로 변동되어 왔음을 보여주고 있다. 외재적 직무만족은 국가나 기업의 경제성장이 가파르고 그에 따라 외재적 보상의 상승 추세가 있을 때 목격되는 경향이 있는데, 우리나라가 그런 국면에 서 있었음을 보여주고 있다. 그러나 2000년대에 들어서서 경제성장과 임금상승률 등이 전반적으로 둔화되고 있기 때문에 임금 인상이나 근로시간 단축 등을 통한 직무만족 개선이 제한될 수밖에 없는 단계로 진입할 가능성이 높은 상태이다. 이런 점에서 임금이나 근로시간, 복리후생 등 외재적 보상만으로 직무만족을 높이는 것이 제한적일 가능성이 높기 때문에 직무내용, 관리방식, 기업 내 인간관계, 인적자원개발 등 내재적 보상의 강화를 통해서 내재적 직무만족을 높일 필요성이 제기되고 있다. 요소별 직무만족 추이에서 발견되듯이, 2002년 이후우리나라 근로자들의 내재적 직무만족은 미미한 수준에서만 개선되고 있기 때문에 개선의 여지가 많이 남아 있다. 그리고 2000년대 이후 성과주의 인사제도의 확산과 함께 인사고과 만족이 전반적으로 낮으면서 개선도 되지 않는 상황이기 때문에 인사고과의 공정성 등을 개선할 필요성도 제시되고 있다.

참고문헌

배기준(2008) 직무만족도의 변화 분석『노동리뷰』40호, pp. 84-95 한국노동연구원

Aziri, B. (2008) Job Satisfaction: A Literature Review Management Research and Practice Vol. 3 No, 4 (2011) PP: 77-86

Baron, R. M. and D. A. Kenny(1986) The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research : Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. Journal of Personality and Social Psychology. Vol. 51, No. 6 pp. 1173-82

Clark, A. E.(2001) What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data, Labour Economics, Vol. 133, pp. 223-42

Clark. A. E. and A. J. Oswald(1996) Satisfaction and Comparison Income, Journal of Public Economics, Vol. 61, pp. 359-81

Freeman R. B.(1978) Job Satisfaction as an Economic Variable, The American Economic Review, Vol. 68, No. 2, Papers and Proceedings of the 19th Annual Meetings of the American Economic Association, pp. 135-41

Frey, B. S. and A. Stutzer(2002) What Can Economist Learn from Happiness Research? Journal of Economic Literature, Vol. 40, pp. 402-25

Green, F. and N. Tsitsinis(2005) An Investigation of National Trend in Job Satisfaction in Britain and Germany, British Journal of Industrial Relations, Vol. 43, No. 3, pp. 401-29

Sousa-Poza, A., and A. A. Sousa-Poza(2000) Well-being at Work: a Cross-national Analysis of the Levels and Determinants of Job Satisfaction, Journal of Socio-economies, Vol. 29, pp. 517-38

Spector, P. E.(1997) Job satisfaction: Application, Assessment, Causes and Consequences, Thousand Oaks, CA, Sage Publications, Inc

<부표 1> 주요 근로조건들의 시계열적 추이 추정: 임금, 근로시간, 정규직 여부 등을 중심으로

독립변수	종속변수		
	임금	근로시간	정규직
상수항	-1.382 (0.034)	50.160 (0.911)	-0.999 (0.041)
근속년수	0.026***(0.000)	-0.001 (0.007)	0.076***(0.002)
유노조	0.188***(0.004)	0.415***(0.119)	0.655***(0.028)
직종1	0.308***(0.007)	-2.219***(0.192)	1.669***(0.036)
직종2	0.243***(0.007)	-1.684***(0.188)	1.453***(0.034)
직종3	0.263***(0.006)	-0.945***(0.170)	1.812***(0.032)
직종4	0.014***(0.007)	2.284***(0.189)	0.527***(0.032)
직종5	0.116***(0.008)	1.739***(0.213)	0.679***(0.035)
직종6	0.090***(0.028)	0.562 (0.763)	-0.406***(0.129)
직종7	0.326***(0.006)	0.912***(0.172)	0.501***(0.029)
직종8	0.302***(0.006)	4.553***(0.172)	1.703***(0.031)
학력	0.074***(0.001)	-0.056**(0.023)	0.151***(0.004)
log(연령)	0.083***(0.009)	0.402*(0.242)	-1.335***(0.043)
기혼	0.087***(0.006)	0.012 (0.154)	0.470***(0.028)
.이별	-0.033***(0.008)	-0.005 (0.221)	0.334***(0.039)
자녀수	0.040***(0.002)	0.084 (0.056)	0.036***(0.011)
2003	0.098***(0.009)	-0.480**(0.241)	-0.602***(0.018)
2004	0.133***(0.009)	-1.226***(0.240)	-0.086 (0.054)
2005	0.181***(0.009)	-1.728***(0.240)	-0.442***(0.050)
2006	0.215***(0.009)	-2.435***(0.239)	-0.639***(0.050)
2007	0.230***(0.009)	-2.700***(0.238)	-0.724***(0.049)
2008	0.249***(0.009)	-2.894***(0.238)	-0.701***(0.049)
2009	0.211***(0.008)	-4.422***(0.226)	-0.707***(0.049)
2010	0.228***(0.008)	-4.340***(0.225)	-0.902***(0.046)
2011	0.257***(0.008)	-4.948***(0.224)	-0.962***(0.046)
2012	0.277***(0.008)	-5.914***(0.223)	-0.992***(0.045)
2013	0.296***(0.008)	-6.136***(0.224)	-1.030***(0.045)
2014	0.301***(0.008)	-5.945***(0.227)	-1.004***(0.046)
2015	0.293***(0.008)	-7.075***(0.223)	-1.067***(0.046)
2016	0.295***(0.008)	-7.176***(0.223)	-1.097***(0.045)
2017	0.298***(0.008)	-7.854***(0.221)	-1.081***(0.045)
2018	0.341***(0.008)	-8.743***(0.212)	-1.083***(0.045)
2019	0.368***(0.008)	-9.523***(0.212)	-1.045***(0.040)
2020	0.372***(0.008)	-10.270***(0.215)	-1.034***(0.041)
R^2 또는 Log-L	0.436	0.090	-49554.6
N과 T(평균)	20488 / 5.2	20509 / 5.2	20510 / 5.1

abstract

National Trend in Workers' Job Satisfaction and its Sources in Korea: 2002-2020

Yongjin Nho* Jihyun Kim **

This study conducts empirical analyses to identify some sources of trends in workers' job satisfaction in Korea over 2002-2020, utilizing KLIPS. For the purpose this study employs three stage models by Baron and Kenny(1986) based on fixed effects panel data model. We pay attention to pay, working hours, and contingent workers as the sources. The results of this study indicate that pay and working hours explain the national trend in workers' job satisfaction complementarily, but that contingent workers explains it rather supplementarily. Pay and working hour explain about 62.7 and 10.7 percents of the variability of the trend respectively. AS the ratio of contingent workers increases over the time period, the employment form made contribution to lowering job satisfaction. Finally the results are summarized, and their implications are discussed.

Keywords: National Trend in Job Satisfaction, Pay, Working Hours, Employment Form, Panel Data Analysis, Mediator Estimation

* Professor, Dept. of Business Administration, Seoul National University of Science and Technology
** Graduate Student, Dept. of Business Administration, Seoul National University of Science and Technology and Consultant, HPC Consulting