

# 공공부문 종사가 직무만족과 조직몰입에 미치는 효과 변화\*

최천근\*\*

이 연구는 공공부문 종사가 직무만족과 조직몰입에 미치는 효과의 변화를 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 지난 2003년부터 2023년까지 한국노동패널조사를 바탕으로 전통적 매개효과분석과 반사실 기반의 순차적 g-추정법(Acharya et al., 2016)을 활용하여 공공부문 종사의 총효과, 직접효과, 간접효과를 추계적으로 탐색하였다. 분석결과, 공공부문 종사자들은 민간부문 종사자들 보다 직무만족과 조직몰입이 높으나, 공공부문 종사의 효과는 '직무만족'이나 '조직몰입'의 관점에서 지속적으로 하락하였다는 점을 발견하였다. 구체적으로 살펴보면, 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 총효과의 하락은 매개변수 벡터를 통한 간접효과의 하락에서 기인한 반면, 조직몰입에 미치는 총효과의 하락은 처치이후 교란변수를 통제한 직접효과의 하락과 직무만족을 통한 자연 간접효과의 하락이라는 두 가지 요인에 의한 것으로 나타났다. 이는 공공부문 종사의 매력과 전망도가 민간부문 종사와 비교하여 지속적으로 감소하였다는 점에서 시사하는 바가 크다.

[주제어] 직무만족, 조직몰입, 공사부문 차이, 순차적 g-추정법, 영향력 변화

## I. 서론

우리는 크게 민간부문이나 공공부문에 종사한다. 민간부문이 아니라 공공부문에 서 일을 한다는 것은 헌법과 국민에 봉사하여야 한다는 규범적 책무가 부여됨과 동시에 민간부문과는 다른 형태의 직무, 근로조건, 근로관계, 근로환경이 형성된다는 의미이다. 이러한 점에서 공공부문에 종사하느냐 민간부문에 종사하느냐에 따라 종사자의 직무만족이나 조직몰입은 다르게 나타난다. 여기서 직무만족은 자신이 하는 일에 대한 긍정적 평가를 의미하고(Spector, 1997), 조직몰입은 자신이 속한 조직에 대한 충성과 애착을 의미한다(Mowday et al., 1979).

먼저 공공부문 종사자와 민간부문 종사자는 직무만족에 차이가 있다(Rainey, 1983; Bogg and Cooper, 1995; Davis & Ward, 1995). 정광호와 김태일(2003)은 정부기관 종사자들의 만족도가 민간기업 종사자와 비교할 때, 보수만족도, 취업안정성, 직무내용, 근로환경, 복지후생제도 측면에서 모두 높다는 점을 발견하였다. 최천근(2025)은 2003년부터 2023년까지 최근 21년간의 분석에서 공공부문 종사자의 직무만족 평균은 민간부문 종사자의 직무만족 평균보다 높다는 점을 확인하였

\* 학술지 투고논문으로 인용을 금합니다.

\*\* 한성대학교 행정학과 교수/행정대학원장

다.

공공부문 종사자는 민간부문 종사자와 비교하여 조직몰입에 차이가 있다(Zeffane, 1994; Buchanan, 1974; Buchanan, 1975). 일부 연구에서는 공공부문 종사자는 의무감과 책임을 구성요소로 하는 규범적 몰입(normative commitment)이 더 높은 반면, 민간부문 종사자는 조직에 대한 정서적 애착에 기반한 정서적 몰입(affective commitment)이 더 높다고 보고하고 있다(Boukamcha, 2023). 또 다른 연구에서는 공공부문 종사자는 일반적으로 민간부문 종사자보다 조직에 대한 헌신도가 더 높은데, 이러한 경향은 직무만족, 조직 지원에 대한 인식, 그리고 업무 환경의 특성 등 여러 요인에서 기인한다고 주장한다(Buchanan, 1974; Buchanan, 1975).

그런데, 공공부문과 민간부문의 기관적 특성이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향은 시대적으로 그리고 국가적으로 차이가 있으며, 이 차이 또한 합의된 결론에 도달하지는 못하였다. 일부 서구의 연구에서는 공공부문 종사자가 민간부문 종사자에 비해 직무만족과 조직몰입이 낮다는 연구결과도 있고(Bogg and Cooper, 1995; Bordia and Blau, 1998), 반대로 직무만족과 조직몰입이 높다는 연구결과도 있다(Davis & Ward, 1995; Buchanan, 1974; 1975).

이 연구는 한국적 맥락에서 공공부문과 민간부문이라는 기관의 특성이 직무만족과 조직몰입에 어떠한 효과를 미치는지, 그 효과가 통계적으로 유의미하다면 시기적 변화에 따라 어떻게 변화하는지를 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 이후에서는 공사부문의 특성이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향 관계를 설명할 수 있는 사회적 교환이론을 소개하고, 이를 바탕으로 연구모형을 설정한 후, 전통적 매개효과 분석 방법과 순차적 g-추정법을 활용하여 분석한다. 이를 통해 2003년 이후 2023년까지 최근 21년 동안 공공부문의 종사가 직무만족과 조직몰입에 미치는 총효과, 직접효과, 간접효과의 변화를 확인할 수 있을 것이다. 나아가 직무만족과 조직몰입 관점에서 공직이 가지는 의미의 변화를 추론하는데 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

## II. 공직과 직무만족 및 조직몰입

### 1. 공공부문과 민간부문의 차이: 사회적 교환이론

이 연구는 공공부문과 민간부문의 '직무만족'과 '조직몰입'의 차이를 설명하는 이론적 틀로 사회적 교환이론을 적용하고자 한다. Blau(1964)에 따르면, 사회적 교환은 '개인이 타인으로부터 기대되거나 실제로 주어지는 이익에 의해 동기 부여되는 자발적인 행동'으로 정의한다(Blau, 1964: 93). 즉, 조직이 종사자를 대하는 관리활

동에 대해 긍정적으로 평가하는 직원은 조직에서 가치 있게 여기는 태도와 행동으로 보답한다(Eisenberger et al., 1990; Gould-Williams and Davies, 2005).

조직행태 학자들은 조직의 관리활동과 정책, 그리고 조직 환경이 어떻게 종사자의 조직행태에 영향을 미치는지 설명하기 위해 사회적 교환 개념을 활용하였다(Gould-Williams and Davies, 2005; McClean and Collins, 2011). 조직의 관리활동과 조직환경에 대한 종사자의 반응은 그 조직이 자신에게 얼마나 헌신적인지에 대한 종사자의 인식에 따라 달라진다(Eisenberger et al., 1990; Gould-Williams and Davies, 2005; Romzek, 1990). 예를 들어, Eisenberger et al.(1990)은 '종사자에게 이익이 되는 조직의 긍정적인 재량적 조치는 조직이 종사자에게 관심을 가지고 있다는 증거로 받아들여질 것'이라고 설명한다(1990: 51). 따라서 종사자들은 조직이 자신을 소중히 여기고 공평하게 대우한다고 인식할 때, 직무만족이나 조직몰입과 같은 '긍정적인 업무 태도와 행동'으로 보답한다(Aryee et al., 2002: 268).

이러한 사회적 교환이론에 따르면 공공부문과 민간부문 종사자의 태도 차이는 다른 부문과 비교하여 자신이 속한 부문의 조직이 자신들을 어떻게 대우하느냐에 따라 달라지는 것이다. 서구의 연구에서는 민간부문 종사자의 직무만족과 조직몰입이 공공부문 종사자의 직무만족과 조직몰입 보다 낮다는 연구결과가 있다(Bogg and Cooper, 1995; Bordia and Blau, 1998). 이는 법령과 규정에 의한 직무자율성의 부족, 조직목표와 성과지표에 대한 공공조직의 역할보호성, 관료주의적 병폐에서 오는 좌절감 등으로 설명된다. 반대로, 공공부문에서 일하는 사람들의 직무만족과 조직몰입이 민간부문에서 일하는 사람들보다 높다는 연구 결과도 있다(Davis & Ward, 1995; Buchanan, 1974; 1975). 우리나라의 경우에는 정부기관 종사자들의 직무만족도가 민간기업 종사자들보다 높다고 보고하고 있다(정광호·김태일, 2003).

민간부문에 비해 공공부문이 가지는 절차와 규정에 따른 공개채용, 공정성을 중시하는 승진제도, 퇴직에 대비한 연금제도, 종사자에 대한 신분보장 등의 공공부문 제도에서 공공부문 종사자와 정부 또는 공공기관 간에 호혜적 교환이 발생할 가능성이 높다. 따라서, 한국적 맥락에서는 공공부문 종사자의 직무만족과 조직몰입이 민간부문 종사자보다 높을 것으로 예측한다. 다만, 최근 공공부문의 연금개혁을 통한 혜택의 지속적 축소, 민간부문 대비 공공부문의 낮은 근로소득, 공직의 직업지위 하락 등의 요인으로 인해 공공부문 종사자의 직무만족과 조직몰입은 하락하는 추세를 보일 것으로 예측한다.

## 2. 직무만족과 조직몰입의 결정요인

직무만족과 조직몰입은 해당 부문의 특성 차이(공공부문 vs 민간부문)뿐만 아니라 개인의 특성과 조직 구조와 조직문화에 의해서도 형성된다(Freire and

Azevedo, 2023). 선행연구에 따르면, 직무만족과 조직몰입을 결정하는 다양한 요인들 중에서 개인의 특성과 관련하여 다음과 같은 요인들이 보고되고 있다.

첫째, 남성과 여성 간의 차이이다. 이는 남성과 여성은 직무와 조직을 주관적으로 평가할 때 질적으로 다른 기준을 사용하기 때문이다(Kaldenberg et al., 1995; Clark, 1997). Kaldenberg et al.(1995)은 치과 의사 집단의 조직몰입에 대한 성별 차이를 분석한 결과, 남성이 여성에 비해 조직몰입이 높은 것으로 나타났다. 한편, 1991년 영국 가구 패널 조사(BHPS)의 데이터를 사용한 Clark(1997)의 연구에서는 다른 요인을 통제하였음에도 여성의 직무만족이 남성의 직무만족보다 높게 나타났다.

둘째, 임금은 두 부문 모두의 직무만족과 조직몰입에 직접적으로 관련이 있다(Chaudhry et al., 2011). 더 높은 급여 수준은 재정적 필요를 충족시키고 직무 가치를 높여주기 때문에 직무만족에 정의 영향을 미친다(Sun et al., 2023). 또한, 소득 변화가 조직몰입의 변화에 의미있는 긍정적인 영향을 미친다는 연구 결과도 있다(Gao et al., 2016).

셋째, 신체적 건강은 근로자의 전반적인 직무만족도에 상당한 영향을 미친다. 연구에 따르면 직장 스트레스, 건강 상태, 심리적 안정 같은 요인의 다양한 건강상태가 근로자의 직무만족을 형성하는데 중요한 역할을 한다(Faragher et al., 2005). Faragher et al.(2005)의 메타연구에 따르면, 신체적 건강과 직무만족 간에 강한 정의 상관관계가 있음을 발견하였다.

넷째, 생활만족이 직무만족과 조직몰입에 영향을 미친다. 생활만족이란 자신의 현재 상황에 대한 심리적 기분이나 느낌을 말한다(Ghiselli et al., 2001). 직장 및 직장 관계에 관한 파급가설에 따르면, 일상에서의 경험이 직장영역에 영향을 미치게 된다(Seeman, 1967). 즉 비직장 영역에서 만족하는 사람들은 자신의 직무에 만족하고, 자신이 속한 조직에 헌신하는 경향이 있으며, 삶의 다른 영역에서 불만족하는 사람들은 직장에서의 경험에 불만족하거나 자신이 속한 조직에 헌신하지 못하는 경향이 있다(Seeman, 1967).

다섯째, 학력과 직무만족, 학력과 조직몰입에 대한 연구도 다양하다. 교육을 더 많이 받은 사람은 금전적 및 비금전적 측면에서 모두 전반적인 행복이 더 높아질 가능성이 높다고 보고하고 있다(Belfield, 2000). Bakan et al.(2011)은 269명의 터키 응답자를 대상으로 한 설문조사에서 교육 수준과 조직몰입 간에 통계적으로 유의미한 관계를 발견하였다. 한편, Clark(1997)은 영국 근로자의 표본에서 장기간 교육을 받은 개인이 상대적으로 낮은 수준의 직무만족을 보인다고 보고하였다.

여섯째, 연령과 직무만족, 연령과 조직몰입의 관계이다. 종사자의 나이는 조직몰입에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(Meyer & Allen, 1991). 이는 종사자의 나이가 많을수록 그들의 조직에 더 많은 애착을 느낀다는 것을 의미

한다. 반대로, 나이 든 직원이 업무에 익숙해지면 지쳐버리고 직무에 대한 흥분을 잃는 경향을 보고하는 연구 결과도 있다(Bernal et al., 1998).

일곱째, 혼인상태와 직무만족, 혼인상태와 조직몰입의 관계이다. Balcioğlu et al.(2023)의 연구에 따르면 기혼 여성 전화상담사는 직장가 가정의 갈등으로 인해 미혼자에 비해 직무만족이 낮다는 결과를 보고하고 있다. 반대로, 기혼 대상자의 조직몰입 수준이 미혼 대상자의 조직몰입 수준보다 높다는 보고도 있다(유희자·황진숙, 2012).

### 3. 직무만족과 조직몰입의 관계

직무만족과 조직몰입의 관계는 사회적 교환이론에 의해 뒷받침된다. 사회적 교환이론에 따르면, 종사자는 조직이 자신을 돌본다고 느낄 때 조직에 대한 더 강한 조직몰입으로 보답한다(Eisenberger et al., 1990; Gould-Williams and Davies, 2005; Romzek, 1990). 환언하면 조직이 자신을 더 돌본다고 느끼면 직무만족이 높아지게 되고, 높아진 직무만족에 대한 보답으로 조직에 대한 애착과 충성을 보이게 된다. 즉, 종사자의 직무만족은 조직몰입에 긍정적인 영향을 미치게 된다.

사회적 계약 이론을 통한 직무만족과 조직몰입의 영향관계에 대한 설명은 실증적으로도 다양한 선행연구에서 지지받고 있다. Mohapatra et al.(2019)은 정보 기술 분야의 연구에서 직무 만족과 조직몰입 간에 유의미한 정(+)의 관계가 존재한다고 보고하였다. 나아가 직무만족이 조직몰입의 선행요인으로 유의미한 정(+)의 영향을 미친다는 여러 연구가 있다(Chordiya et al., 2017; Williams & Hazer, 1986; Kosasih et al, 2024). Chordiya et al.(2017)은 미국 4개 주(오리건, 플로리다, 워싱턴, 유타)를 대상으로 직무만족이 정서적 몰입에 긍정적인 영향을 미친다는 사실을 밝혔다. 또한, Williams & Hazer(1986)는 구조 방정식 방법론을 사용하여 기존 연구에서 사용된 지역정신 건강 센터와 대규모 보험 회사에서 수집된 자료를 재분석한 결과, 직무만족이 조직몰입의 중요한 결정요인이라고 보고하였다. 최근 메타분석에 따르면, 직무만족도는 조직몰입에 유의미한 영향을 미치는데, 평균 효과 크기는 0.48로, 직무만족에 의해 조직몰입이 48% 증가했음을 의미한다(Kosasih et al., 2024).

## Ⅲ. 연구모형과 분석방법

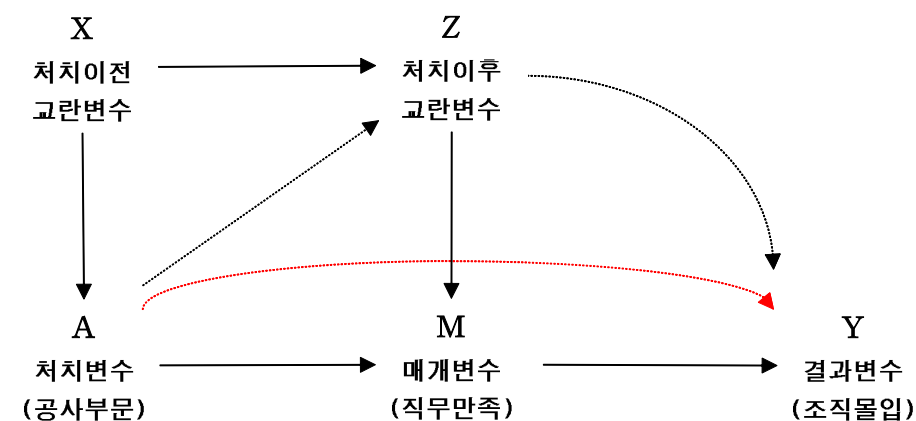
### 1. 연구모형

이 연구는 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 영향력과 공공부문 종사 여부가 조직몰입에 미치는 영향력이 지난 20년간 어떻게 변화하였는지를 실증적으로 탐색하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해서는 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미

치는 영향과 조직몰입에 미치는 영향을 구분하여 분석하여야 한다. 그렇지만 직무 만족이 조직몰입에 정(+)의 영향을 미치는 이론과 문헌의 연구결과를 가정한다면 하나의 연구모형을 구축할 수 있다([그림 1] 참조). [그림 1]의 연구모형을 바탕으로 할 때, 공공부문 종사가 미치는 영향력은 크게 전체효과, 직접효과, 매개변수를 통한 간접효과로 구분할 수 있다.

중요한 것은 이 연구의 관심 정량 중의 하나는 직접효과인데, 이는 처치변수인 공공부문 종사 여부가 결과변수에 미치는 전체 효과에서 매개변수를 거치는 간접효과를 제외함으로써 추정할 수 있다. 그런데 직접 효과는 두 가지 변수와 크게 관련이 있다. 첫 번째는 처치이전 교란변수( $X_i$ )로써 처치변수( $A_i$ ), 결과변수( $Y_i$ ), 매개변수( $M_i$ )에 영향을 미치는 변수이다. 이 모형에서 처치변수(treatment variable)는 공공부문 종사 여부이고, 응답자가 민간부문에 종사하는지 또는 공공부문에 종사하는지를 나타낸다. 두 번째는 처치이후 교란변수( $Z_i$ )로써 처치에 영향을 받으며 매개변수와 결과변수 모두에 영향을 미친다. 이러한 교란변수는 [그림 1]에서 볼 수 있듯이 처치변수와 매개변수 사이에 인과적 관계가 존재하기 때문에 관심정량인 직접효과를 추정하는 데 문제를 야기한다(구체적인 분석방법은 후술). 예를 들어, 응답자의 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족 등은 (1) 처치변수인 공공부문 종사 여부에 영향을 받지만, (2) 직무만족과 조직몰입 간의 관계를 교란시킨다는 점에서 처치이후 교란변수에 해당한다.

[그림 1] 공사부문, 직무만족, 조직몰입의 인과관계 방향성 비순환 그래프(DAG)



- 주 1) 선은 인과관계를 표현하는데, 붉은 색 점선은 매개변수(M)을 통하지 않는 처치변수의 통제된 직접효과(ACDE)를 의미함  
 주 2) 처치이전 교란변수( $X_i$ )는 성별, 연령, 학력, 배우자유무, 건강상태를 포함하고, 처치이후 교란변수( $Z_i$ )는 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족도를 포함함

[그림 1] 연구모형에서 처치변수, 매개변수, 결과변수 이외의 공변량을 처치이전

교란변수와 처치이후 교란변수로 분할하는 과정이 필요하다. 사실 공사부문 종사의 처치이전 교란변수가 무엇인지는 명확하지 않지만, 시불변 변수가 처치이전 교란변수의 범주에 포함될 것이라고 가정한다. 따라서, 처치이전 교란변수는 시간적인 변화가 거의 없는 연령, 성별, 학력, 건강상태 등을 포함하도록 연구모형을 설계하였다. 공공부문 종사 여부에 의해 영향을 받을 것으로 추정할 수 있는 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족 등을 포함한 다른 변수는 처치이후 교란변수로 설정하였다.

그런데, 연구모형을 해석할 때 직무만족이 결과변수가 되는 분석에 있어서는 [그림 1]의 처치이후 교란변수( $Z_i$ )가 처치변수와 결과변수를 매개하는 매개변수로 변할 수 있다는 점을 강조하고자 한다. 두 가지 분석의 경우를 나누어서 설명하면 다음과 같다.

먼저 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 직접 효과에 대한 분석이다. 이 경우는 [그림 1]의 DAG 모형에서 직무만족은 매개변수가 아니라 결과변수가 되고, 처치이후 교란변수들은 매개변수의 역할을 하게 된다. 따라서, 공공부문 종사 여부를 처치변수로 하고 직무만족을 결과변수로 상정할 경우, 공공부문 종사 여부와 직무만족을 매개하는 변수와 직무만족의 관계를 교란시키는 별도의 처치이후 교란변수는 없다. 이 경우 전통적인 차이분석 방법으로 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 직접효과를 산출할 수 있다.

다음으로, 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 직접 효과에 대한 분석이다. 이 경우는 [그림 1]의 방향성 비순환 그래프(DAG)에서 그대로 적용되는데, 빨간 색 점선으로 표시된 인과관계의 계수의 크기가 관심정량이다. 여기서 처치변수(A)는 응답자의 주된 일자리의 기업형태가 민간부문에 속한 것이냐 공공부문에 속한 것이냐를 통해 조작화하고, 조직몰입은 응답자가 종사하는 조직에 대한 긍정적 평가(Y)를 의미한다. 그러나, 이에 대한 인과관계 분석은 본질적으로 공공부문 종사에 의해 영향을 받을 수 있는 매개변수가 포함된다. 즉, 공공부문에 종사하기 때문에 직무만족이 높아지고, 직무만족이 높아지기 때문에 조직에 대해 충성하고 애착을 가질 수 있게 된다. 나아가, 이 연구에서는 소득, 현재 생활만족, 정규직 여부 등을 처치이후 교란변수로 보고 분석에 포함시켰다. 문제는 이 교란요인을 일반적인 회귀분석 방법으로 통제할 경우 편향이 발생한다는 점이다. 매개변수-결과변수에 대한 교란요인을 별도의 보정없이 통제할 처치효과의 일부를 통제해 버림으로써 처치효과를 과소 또는 과대 추정하게 만드는 문제가 발생하고, 이 교란요인을 통제하지 않을 경우 매개효과의 일부를 직접 효과로 오인하게 됨으로써 편향문제가 발생한다는 점을 유의할 필요가 있다(VanderWeele, 2015). 이러한 문제를 극복하기 위해 이 연구에서는반사실 기반 프레임워크를 바탕으로 개발된 Acharya et al.(2016)의 순차적 g-추정법을 활용하고자 한다.

## 2. 자료와 측정

이 연구는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS) 6차년도부터 26차년도까지의 기간동안 데이터를 이용한다. KLIPS는 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널 표본 구성원을 대상으로 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있다. KLIPS자료는 크게 가구를 조사대상으로 한 가구용 자료와 가구에 속한 15세 이상이 가구원을 조사 대상으로 한 개인용 자료로 구분된다(한국노동연구원, 2024). KLIPS가 가구원의 경제활동상태, 일자리의 기본 특성, 기업형태, 소득, 직무만족과 조직몰입 등을 주기적으로 표집 조사하였다는 점에서 이 연구의 목적에 부합한다.

이 연구의 분석대상은 응답자 개인이다. 다만, 연구의 목적에 맞게 전체 응답자 중에서 직무만족과 조직몰입 설문항목에 대해 결측없이 응답한 자로 한정하였다. 이 연구의 시간적 범위는 한국노동패널에서 직무만족과 조직몰입, 건강상태 등에 대해 조사를 하기 시작한 2003년 이후 가장 최근 조사연도인 2023년까지 기간으로 한다.

처치변수는 공공부문 종사 여부로써 한국노동패널 조사에서 주된 일자리의 기업 형태를 묻는 질문에 정부기관, 정부투자기관, 정부출연기관, 공사합동기업에 종사하는 응답자는 “공공부문 종사”로 판단하여 “1”로 코딩하고, 그 이외의 기업형태(예컨대, 민간회사 또는 개인 사업체, 외국인회사, 법인단체 등)의 경우에는 “0”로 코딩하여 더미변수로 측정하였다.

이 연구의 주요 결과변수는 직무만족과 조직몰입이다. 직무만족 변수는 한국노동패널조사의 전반적 직무만족도에 관한 5개 항목을 활용하였다. 5개 항목은 Brayfield & Rothe(1951)의 척도에서 선별한 것으로, (1) “나는 현재 직장에서 하고 있는 일에 만족하고 있다”, (2) “나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 열정적으로 하고 있다”, (3) “나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 즐겁게 하고 있다”, (4) “나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 보람을 느끼면서 한다”, (5) “별다른 일이 없는 한 현재 하고 있는 일을 계속 하고 싶다”라는 항목이다. 이 5개 항목에 대해 (1) ‘전혀 그렇지 않다’부터 (5) ‘아주 그렇다’까지 5점 척도로 응답하도록 설계되어 있다(한국노동연구원, 2024). 이 연구에서는 원자료 측정과 달리, 높은 점수가 높은 직무만족을 나타낼 수 있도록 역코딩을 실시한 다음, 5개 문항의 입력값을 산출평균하여 직무만족을 측정하였다. 다만, 직무만족 변수는 공직종사가 조직몰입에 미치는 직접효과 분석에서 매개변수로써 역할을 하게 된다는 점을 유의할 필요가 있다.

조직몰입은 2002년 5차년도부터 조사가 시작한 한국노동패널조사의 조직몰입 설문문항에 기초하여, (1) “지금 근무하고 있는 직장은 다닐만한 좋은 직장이다”, (2)



“나는 이 직장에 들어 온 것을 기쁘게 생각한다”, (3) “직장을 찾고 있는 친구가 있으면 나는 이 직장을 추천하고 싶다”, (4) “나는 내가 다니고 있는 직장을 다른 사람들에게 자랑할 수 있다”, (5) “별다른 일이 없는 한 이 직장을 계속 다니고 싶다”라는 항목이다. 이 5개 항목에 대해 (1) ‘전혀 그렇지 않다’부터 (5) ‘아주 그렇다’까지 5점 척도로 구성되어 있다(한국노동연구원, 2024). 직무만족 변수 측정과 마찬가지로, 높은 점수가 높은 조직몰입을 나타낼 수 있도록 역코딩을 실시한 다음, 5개 문항의 입력값을 산술평균하는 방식으로 조직몰입을 측정하였다.

처치이전 교란변수는 성별, 연령, 학력, 건강상태를 포함한다. 성별은 남성은 “1”, 여성은 “0”으로 더미변수화하여 측정하였다. 연령은 연속변수으로써 만나이로 측정하였다. 학력 변수는 중졸이하 ‘1’, 고졸 ‘2’, 전문대졸 ‘3’, 대졸 ‘4’, 석사이상 ‘5’로 범주화하여 측정하였다. 배우자 유무는 혼인상태 질문에서 기혼이며 배우자 있다고 답한 경우는 ‘1’로, 미혼, 별거, 이혼, 사별 등의 경우에는 ‘0’으로 측정하였다. 건강상태는 ‘건강이 아주 안 좋다’는 ‘1’, ‘건강하지 않은 편이다’는 ‘2’, ‘보통이다’는 ‘3’, ‘건강한 편이다’는 ‘4’, ‘아주 건강하다’는 ‘5’로 측정하였다.

처치이후 교란변수는 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족을 포함한다. 소득수준은 전년도 세전 총연간 근로소득을 만원 단위로 측정하였다. 정규직 여부는 주된 일자리가 정규직인지 아닌지를 묻는 질문에 정규직이라고 응답한 경우 ‘1’로, 그렇지 않은 경우 ‘0’으로 더미변수화하여 측정하였다. 현재 생활만족은 5점 척도로 측정된 가족의 수입, 여가활동, 주거환경, 가족관계, 친인척관계, 사회적 친분관계 및 전반적 생활에 대한 7개 항목의 만족의 정도를 산술평균하여 측정하였다.

표본의 구성을 살펴보면([표 1] 참조), 2003년부터 2023년까지 전체 표본 336,099명 중에서 공직종사 여부, 직무만족, 조직몰입 등에 결측치없이 조사에 응답한 128,635명(38.27%)을 분석대상으로 활용하였다. 그 중에서 공공부문 종사자는 17,900명으로 전체의 약 13.92%를 차지한다. 이 기간 동안 직무만족은 평균이 3.50(표준편차 0.59)인데 비해, 조직몰입은 평균이 3.35(표준편차 0.61)이다. 조사연도에 따라 직무만족과 조직몰입은 대체로 상승하고 있는 것으로 나타났다.

[표 1] 표본의 기초통계

| 조사연도  | 표본 수    |         | 공공부문 종사 |       | 직무만족 |      | 조직몰입 |      |
|-------|---------|---------|---------|-------|------|------|------|------|
|       | 전체 표본   | 활용 표본   | 표본      | 백분율   | 평균   | 표준편차 | 평균   | 표준편차 |
| 2003년 | 11,535  | 4,071   | 491     | 12.06 | 3.36 | 0.64 | 3.20 | 0.66 |
| 2004년 | 11,656  | 4,146   | 478     | 11.53 | 3.35 | 0.65 | 3.20 | 0.69 |
| 2005년 | 11,579  | 3,985   | 491     | 12.32 | 3.44 | 0.63 | 3.27 | 0.68 |
| 2006년 | 11,753  | 4,154   | 507     | 12.21 | 3.43 | 0.66 | 3.27 | 0.67 |
| 2007년 | 11,852  | 4,196   | 541     | 12.89 | 3.42 | 0.65 | 3.25 | 0.68 |
| 2008년 | 11,732  | 4,251   | 525     | 12.35 | 3.38 | 0.59 | 3.24 | 0.62 |
| 2009년 | 14,489  | 5,063   | 672     | 13.27 | 3.44 | 0.66 | 3.30 | 0.69 |
| 2010년 | 14,116  | 5,182   | 655     | 12.63 | 3.46 | 0.58 | 3.28 | 0.61 |
| 2011년 | 13,899  | 5,249   | 677     | 12.89 | 3.48 | 0.57 | 3.30 | 0.61 |
| 2012년 | 13,996  | 5,330   | 694     | 13.02 | 3.50 | 0.58 | 3.30 | 0.62 |
| 2013년 | 13,885  | 5,370   | 696     | 12.96 | 3.48 | 0.59 | 3.31 | 0.61 |
| 2014년 | 13,168  | 5,228   | 701     | 13.40 | 3.48 | 0.56 | 3.32 | 0.59 |
| 2015년 | 14,010  | 5,534   | 734     | 13.26 | 3.52 | 0.57 | 3.32 | 0.60 |
| 2016년 | 14,202  | 5,709   | 762     | 13.34 | 3.53 | 0.56 | 3.37 | 0.59 |
| 2017년 | 14,475  | 5,912   | 794     | 13.43 | 3.54 | 0.56 | 3.38 | 0.58 |
| 2018년 | 23,971  | 9,294   | 1,328   | 14.28 | 3.49 | 0.58 | 3.37 | 0.60 |
| 2019년 | 23,223  | 9,093   | 1,323   | 14.54 | 3.53 | 0.56 | 3.38 | 0.58 |
| 2020년 | 22,962  | 8,876   | 1,352   | 15.23 | 3.53 | 0.54 | 3.40 | 0.57 |
| 2021년 | 22,957  | 9,025   | 1,410   | 15.62 | 3.51 | 0.54 | 3.37 | 0.57 |
| 2022년 | 23,275  | 9,393   | 1,500   | 15.97 | 3.61 | 0.56 | 3.47 | 0.57 |
| 2023년 | 23,364  | 9,577   | 1,569   | 16.38 | 3.62 | 0.54 | 3.50 | 0.56 |
| 소계    | 336,099 | 128,635 | 17,900  | 13.92 | 3.50 | 0.58 | 3.35 | 0.61 |

출처: 한국노동연구원 한국노동패널 자료(2003-2023년)를 활용하여 연구자 자체 분석.

주 1) 활용표본은 전체 표본 중에서 직무만족, 조직몰입, 공공부문 종사, 건강상태 등에 대해 결측값이 없는 표본을 의미함

### 3. 분석방법

이 연구의 관심정량은 2003년부터 2023년까지 21년 동안 처치변수인 공직 종사가 직무만족과 조직몰입에 미치는 효과(전체효과, 직접효과, 간접효과)의 변화이다. 여기서 직접효과는 처치변수가 결과변수에 미치는 전체 효과에서 매개효과를 통한 간접효과를 제거한 효과이다. 결과변수가 직무만족이든지 조직몰입이든지 매개변수는 존재하기 때문에, 매개변수를 통한 간접효과를 제거하는 과정이 필요하다. 그런데, 처치변수, 매개변수, 결과변수 간의 영향관계에서 처치이후 교란변수가 있느냐 없느냐에 따라 직접효과의 측정방법은 달라진다. 왜냐하면, 처치이후 교란변수가 존재할 경우에는 매개효과 분석에서 처치후 선택편향이 유발될 수 있기 때문이다(Elwert & Winship, 2014). 환언하면, 공직종사가 직무만족에 미치는 직접효과의 분석방법과 공직종사가 조직몰입에 미치는 직접효과의 분석방법은 다르다. 결론적으로, 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 직접효과의 분석에서는 전통적 매개효과 분석방법으로 충분하다. 하지만, 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 직접효과의 분석에서는 전통적 매개효과 분석의 한계로 인해 반사실 기반 매개효과 분석방법을 활용한다.

### (1) 전통적 매개효과 분석

전통적인 매개효과 분석 방법은 처치변수를 포함시키기 전(수식 (1) 참조)과 포함시킨 후(수식 (2) 참조)를 비교하여 처치변수 계수의 차이( $\beta_1 - \tilde{\beta}_1$ )를 바탕으로 매개효과를 추정하는 방식이다. 이때  $\beta_1$ 은 전체효과,  $\tilde{\beta}_1$ 은 직접효과,  $\beta_1 - \tilde{\beta}_1$ 은 간접효과이다.

$$Y_i = \alpha + \beta_1 A_i + X_i^T \beta_2 + \epsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}_1 A_i + \tilde{\beta}_2 M_i^T + X_i^T \tilde{\beta}_3 + \epsilon_i \quad (2)$$

여기서  $Y_i$ 는 결과변수이고,  $A_i$ 는 처치변수이며,  $M_i$ 는 매개변수이고,  $X_i$ 는 처치이전 교란변수이다([그림 1] 참조).  $\beta_1$ 은 처치변수( $A_i$ )가 결과변수( $Y_i$ )에 미치는 전체효과를 의미하고,  $\tilde{\beta}_1$ 은 처치변수( $A_i$ )가 결과변수( $Y_i$ )에 직접 영향을 미치는 직접효과(direct effect)가 된다. 여기서 매개효과는 전체효과와 직접효과의 차이로 표현할 수 있다. 이 연구에 대입하면, 공직종사( $A_i$ )가 직무만족( $Y_i$ )에 미치는 직접효과는 처치변수( $A_i$ ), 매개변수 벡터( $M_i^T$ ), 처치이전 교란변수 벡터( $X_i^T$ )에 대한 회귀분석에서 처치변수의 회귀계수로 산출한다. 여기서 매개변수 벡터는 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족이다.

하지만, 이러한 전통적 매개효과 분석방법은 처치이후 교란변수( $Z_i$ )가 존재하지 않는다고 가정할 때에만 성립한다. 만약 처치이후 교란변수( $Z_i$ )가 존재한다면  $\tilde{\beta}_1$ 은 편향된 추정치가 될 수 있다. 이런 한계를 보완할 수 있는 방법으로 반사실 기반 프레임워크로 통제된 직접효과 분석 방법을 활용할 수 있다(Acharya et al., 2016).

### (2) 반사실 기반 매개효과 분석

반사실 기반 매개효과 분석방법은 두 잠재적 결과 사이의 차이( $Y_i(a) - Y_i(a')$ )로 매개효과를 추정한다. 이것은 응답자(i)가 처치수준  $a'$ (민간부문 종사)에서  $a$ (공공부문 종사)로 전환했을 때의 결과 차이를 말한다. 그런데, 일관성 가정하에서 어떤 응답자도 이러한 잠재적 결과 중 하나만을 관찰할 수 밖에 없다는 인과추론의 본질적 한계에 봉착한다. 즉, 어떤 한 사람이 한 시점에 공공부문이나 민간부문 중 어느 한 곳에 종사할 수 있을 뿐이지 공공부문에 종사하면서도 민간부문에 종사할 수는 없다. 이를 회피하기 위해서는 일반적으로 처치 효과의 평균을 추정한다. 평균 처치효과(Average Treatment Effect: ATE)는 서로 다른 두 잠재적 결과 간의 평균 차이를 말한다(수식 (3) 참조).

$$ATE(a, a') = E[Y_i(a) - Y_i(a')] \quad (3)$$

여기서 ATE는 평균 처치효과(Average Treatment Effect)를 의미하고, 이 연구에서  $a$ 는 치료변수( $A_i$ )가 '1'인 경우로 공공부문 종사를 의미하며,  $a'$ 은 민간부문 종사를 의미한다.  $E(.)$ 는 응답자에 대한 기댓값을 의미한다.  $Y_i$ 는 응답자(i)에 대한 관측 결과값을 의미하는데,  $Y_i(a)$ 는 처치변수를  $a$ 로 고정했을 때 응답자(i)가 갖게 되는 결과값이다. 이 연구에서  $Y_i(a)$ 는 응답자(i)가 공공부문에 종사한 것으로 고정했을 때 관측되는 조직몰입의 값을 의미한다. 결국  $ATE(a, a')$ 은 모든 응답자가 민간부문에서 공공부문으로 전환했을 때의 조직몰입에 대한 평균 효과를 의미한다.

통제된 직접효과(Controlled Direct Effect)는 매개변수( $M_i$ )가 모든 단위에서 동일한 고정된 값( $m$ )일 때 처치변수의 직접효과(Direct Effect)를 의미한다(수식(4) 참조; Robins, 2003).

$$CDE_i(a, a', m) = Y_i(a, m) - Y_i(a', m) \quad (4)$$

전체 효과와 마찬가지로, 분석단위 수준에서의 통제된 직접효과를 식별하기는 어렵기 때문에 통제된 직접효과의 평균(average CDE, ACDE)을 추정한다(수식 (5) 참조).

$$ACDE_i(a, a', m) = E[Y_i(a, m) - Y_i(a', m)] \quad (5)$$

결국 통제된 직접효과 평균은 모집단에서 모든 단위에 대해 매개변수의 값을 특정값으로 고정할 때 얻게 되는 직접 효과를 의미한다. 이 연구에서 통제된 직접효과는 모든 응답자의 직무만족( $M_i$ )을 일정한 수준( $m$ )으로 고정시킨 상태에서 공공부문에 종사하는 것( $A_i$ )이 조직몰입( $Y_i$ )에 미치는 독립적 효과를 말한다.

여기서 통제된 직접효과를 추정하는 것은 전통적 직접효과 추정방식과 큰 차이가 있는데, 이 연구에서는 순차적 g-추정 방법을 활용하고자 한다.

### (3) 순차적 g-추정 방법

순차적 g-추정방법은 처치이후 교란변수( $Z_i$ )의 존재를 고려하여 처치변수의 통제된 직접효과의 평균(ACDE)을 추정하는 것이다(Acharya et al., 2016). 이 방법은 두 가지 단계로 진행된다. 첫 번째 단계는 매개효과 제거함수를 얻기 위해 매개변수( $M_i$ ), 처리변수( $A_i$ ), 처치이전 교란변수( $X_i$ ), 처치이후 교란변수( $Z_i$ )에 대해 결과변수( $Y_i$ )를 회귀시킨다(수식 (6) 참조).

$$E[Y_i|A_i, M_i, X_i, Z_i] = \alpha_0 + \alpha_1 A_i + \alpha_2 M_i + X_i^T \alpha_3 + Z_i^T \alpha_4 \quad (6)$$

매개효과 제거 함수(demediation function)란 관찰된 결과에서 매개변수의 인과 효과로 인한 결과의 변동을 제거하는 함수를 말한다. 그러나 매개효과 제거 함수를 직접 구하는 것은 비현실적이기 때문에 표본 데이터로부터 추정한다(수식 (7) 참조).

$$\hat{\gamma}(a, m, x) = \hat{E}[Y_i | A_i = a, M_i = m, X_i = x, Z_i = z] - \hat{E}[Y_i | A_i = a, M_i = 0, X_i = x, Z_i = z] \quad (7)$$

두 번째 단계는, 먼저 매개효과 제거 함수의 추정치(수식 (7))을 활용하여 결과 ( $Y_i$ )에서 매개효과를 제거한다(수식 (8) 참조).

$$\tilde{Y}_i = Y_i - \hat{\gamma}(A_i, M_i, X_i; \hat{\alpha}) \quad (8)$$

이제 매개효과가 제거된 결과에 대해 처치변수와 처치이전 교란변수를 회귀시킴으로써 통제된 직접효과를 산출할 수 있다. 여기서  $\beta_1$ 이 ACDE이다.

$$E[\tilde{Y}_i | A_i, X_i] = \beta_0 + \beta_1 A_i + X_i^T \beta_2 \quad (9)$$

## IV. 분석결과

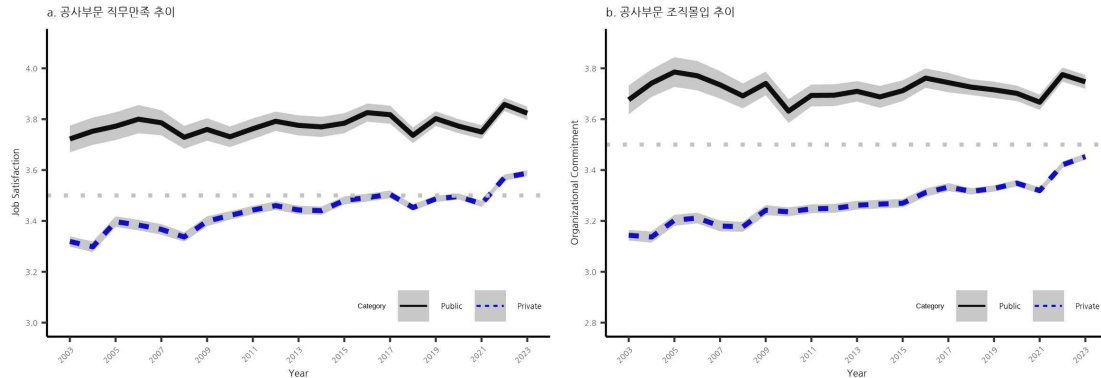
### 1. 예비적 통계

이 연구의 동기라고 할 수 있는 공사부문의 직무만족과 조직몰입의 시간적 변화에 대해 예비적으로 살펴보고자 한다([그림 2] 참조). 자료는 한국노동패널 제6차부터 26차까지 21개년 동안 공사부문 종사자의 직무만족과 조직몰입의 변화를 추정하였다.

패널 a를 살펴보면, 지난 21년 동안 공공부문의 직무만족은 3.8점에서 등락하면서 수준을 유지하고 있는데 비해 민간부문의 직무만족은 지속적으로 상승하고 있으며, 공사부문의 직무만족 차이가 좁혀지고 있는 현상을 확인할 수 있다. 마찬가지로 패널 b를 살펴보면, 지난 21년 동안 공공부문의 조직몰입은 3.7점에서 보합을 이루고 있는데 비해 민간부문의 조직몰입은 꾸준히 상승하고 있으며, 공사부문의 조직몰입의 차이는 점차 좁혀지고 있는 현상을 확인할 수 있다. 이는 최천근(2025)이 주장하는 바와 같이, 직업별 직무만족과 조직몰입의 시간적 견고성을 반영한 결과

로 해석할 수 있다.

[그림 2] 공사부문 종사자의 직무만족과 조직몰입 변화



출처: 한국노동패널 자료(2003-2023년)를 바탕으로 연구자 자체 분석

주 1) 패널 a는 공공부문의 직무만족 변화와 민간부문의 직무만족 변화를 나타내고 있고, 패널 b는 공공부문의 조직몰입 변화와 민간부문의 조직몰입 변화를 나타내고 있음.

주 2) 음영은 bootstrapping 방식으로 추정한 95% 신뢰구간임.

## 2. 공직 종사가 직무만족에 미치는 효과의 변화

공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 총효과와 직접효과를 2003년과 2023년으로 구분하여 분석하였다([표 2] 참조). 먼저 총효과는 수식 (1)을 바탕으로 처치이전 교란변수( $X_i$ , 여기서는 성별, 연령, 학력, 혼인상태, 건강상태)와 처치변수( $A_i$ , 공공부문 종사)를 결과변수( $Y_i$ , 직무만족)에 회귀분석한 결과, 처치변수( $A_i$ )의 회귀계수( $\beta_1$ )로 드러난다. 2003년과 2023년 공공부문 종사의 회귀계수가 모두 통계적으로 유의미하다. 또한 2003년부터 2023년까지의 효과의 변화를 보면, 2003년 0.38([0.32, 0.44])에서 2023년 0.23([0.20, 0.26])으로 낮아졌다는 점을 확인할 수 있다. 특히, 2003년과 2023년의 95% 신뢰구간이 서로 중첩되지 않는다는 점에서 2003년과 2023년의 변화는 통계적으로 유의미한 변화이다. 이는 [그림 1] 패널 a의 분석결과와도 일치한다.

다음으로 직접효과는 수식 (2)를 바탕으로 처치이전 교란변수( $X_i$ , 여기서는 성별, 연령, 학력, 혼인상태, 건강상태), 처치변수( $A_i$ , 공공부문 종사), 매개변수( $Z_i$ , 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족)를 결과변수( $Y_i$ , 직무만족)에 회귀분석한 결과, 처치변수( $A_i$ )의 회귀계수( $\tilde{\beta}_1$ )로 드러난다. 2003년과 2023년 공공부문 종사의 회귀계수가 모두 통계적으로 유의미하다. 나아가 2003년부터 2023년까지의 효과의 변화를 보면, 2003년 0.18([0.16, 0.20])에서 2023년 0.17([0.16, 0.18])으로 나타나 통계적으로 유의미한 변화를 발견하지 못하였다.

참고로, 공공부문 종사 여부가 매개변수를 통해 직무만족에 미치는 간접효과는 앞의 총효과를 나타내는 계수( $\beta_1$ )에서 직접효과를 나타내는 계수( $\tilde{\beta}_1$ )의 차이이다. 차이에 대한 신뢰구간은 부트스트랩방식(1,000회 복원추출)으로 산출할 수 있다. 그 결과, 2003년과 2023년의 간접효과는 모두 통계적으로 유의미하다. 또한 2003년부터 2023년까지의 변화를 보면, 2003년 0.20([0.17, 0.23])에서 2023년 0.10([0.04, 0.07])으로 낮아졌다는 점을 확인할 수 있다. 특히, 2003년과 2023년의 95% 신뢰구간이 서로 중첩되지 않는다는 점에서 2003년에서 2023년으로의 하락 변화는 통계적으로 유의미한 변화이다.

[표 2] 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 총효과와 직접효과

| 변수             | 2003년 표본 |         |          |         | 2023년 표본 |         |          |         |
|----------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
|                | 총 효과 모형  |         | 직접효과 모형  |         | 총 효과 모형  |         | 직접효과 모형  |         |
|                | 계수       | 표본오차    | 계수       | 표본오차    | 계수       | 표본오차    | 계수       | 표본오차    |
| 공공부문 종사        | .38      | .02 *** | .18      | .02 *** | .23      | .01 *** | .17      | .01 *** |
| 남성             | -.07     | .02 *** | -.20     | .02 *** | -.01     | .01     | -.04     | .01 *** |
| 연령             | -.00     | .00 *** | .00      | .00     | .00      | .00 *   | .00      | .00     |
| 학력             | .04      | .01 *   | .03      | .01 *   | -.01     | .01     | -.00     | .00 *** |
| 기혼             | .12      | .02 *** | -.03     | .02     | .05      | .01 *** | -.07     | .01 *** |
| 건강상태           | -.13     | .01 *** | -.04     | .01 **  | -.22     | .01 *** | -.09     | .01 *** |
| 근로소득(로그)       |          |         | .22      | .02 *** |          |         | .05      | .01 *** |
| 정규직            |          |         | .08      | .02 *** |          |         | .06      | .01 *** |
| 생활만족           |          |         | .43      | .02 *** |          |         | .52      | .01 *** |
| 상수             | 3.71     | .05 *** | .93      | .10 *** | 4.07     | .03 *** | 1.57     | .07 *** |
| Adjusted $R^2$ | .08      |         | .26      |         | .09      |         | .27      |         |
| F-statistic    | 57.35*** |         | 161.1*** |         | 154.7*** |         | 385.5*** |         |
| N              | 4,071    |         | 4,071    |         | 9,157    |         | 9,157    |         |

출처: 한국노동패널 자료(2003-2023년)

주 1) p-value \* < 0.05, \*\* < 0.01, \*\*\* 0.001

주 2) 총효과 모형은 수식 (1)을 바탕으로 최소제곱법으로 추정함

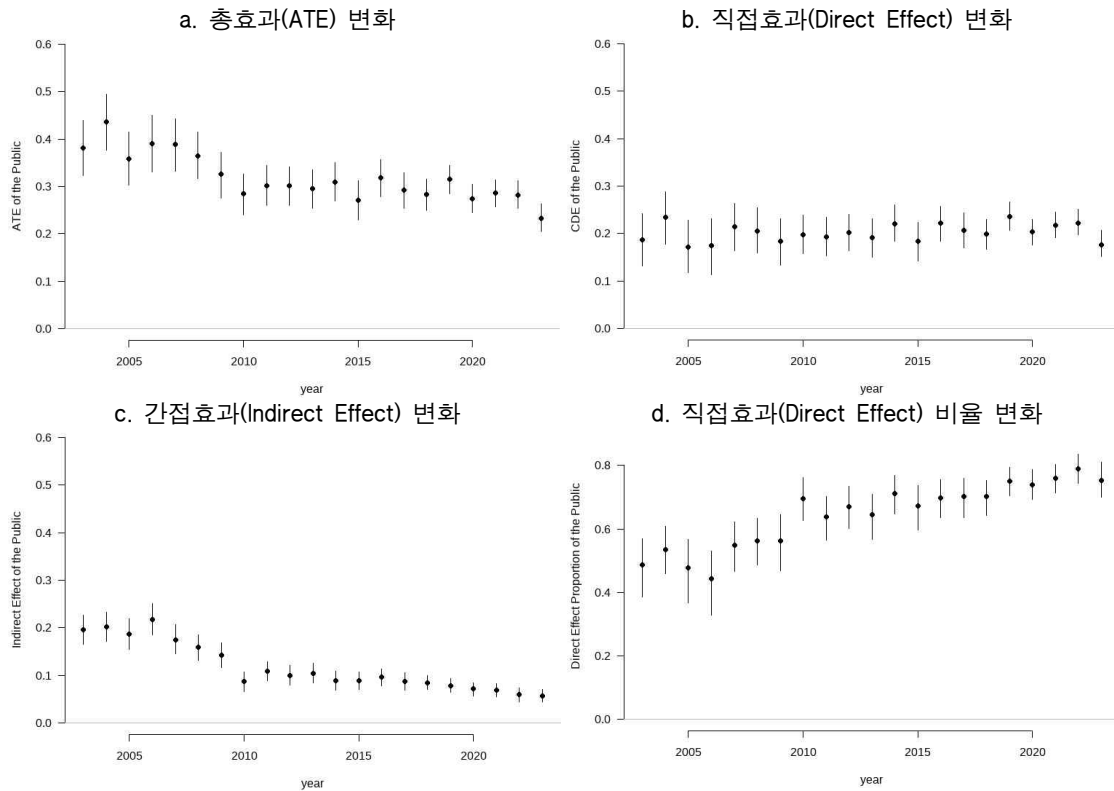
주 3) 직접효과 모형은 수식 (2)를 바탕으로 최소제곱법으로 추정함

다음으로 대상기간을 2003년부터 2023년까지의 기간으로 확대하여 21년 동안 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 효과의 변화를 분석하였다([그림 3] 참조). 먼저 패널 a는 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 총효과의 변화를 나타낸다. [표 2]의 분석에서 나타난 결과를 추세적으로 확인할 수 있다. 즉, 지난 21년 동안 민간부문 종사에 비해 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 총 효과는 2003년 0.38에서 지속적으로 하락하여 2023년 0.23으로 약 0.15 낮아졌다는 점을 확인할 수 있다. 이는 95% 신뢰구간 추정(검은색 원점을 중심으로 가로지르는 실선)이 '0'을 포함하지 않다는 점에서 모두 통계적으로 유의미한 결과이다.

패널 b는 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 직접효과의 변화를 나타낸다.

[표 2]의 분석에서 나타난 결과를 추세적으로 확인할 수 있다. 즉, 지난 21년 동안 민간부문 종사에 비해 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 직접효과는 2003년부터 2023년까지 큰 변화없이 유지되고 있다는 점을 확인할 수 있다. 마찬가지로 직접효과를 나타내는 계수( $\tilde{\beta}_1$ )는 모두 통계적으로 유의미하다.

[그림 3] 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 효과의 변화



출처: 한국노동패널 자료(2003-2023년)를 바탕으로 연구자 자체 분석.

주 1) 총효과 변화는 총효과모형(수식 (1) 참조)의 계수  $\beta_1$ 의 연도별 변화를 나타냄

주 2) 직접효과 변화는 직접효과모형(수식 (2) 참조)의 계수  $\tilde{\beta}_1$ 의 연도별 변화를 나타냄

주 3) 간접효과 변화는 총효과 계수( $\beta_1$ )와 직접효과 계수( $\tilde{\beta}_1$ ) 차이의 연도별 변화를 나타냄

주 4) 패널 d는 총효과 대비 직접효과와의 비율에 대한 연도별 변화를 나타냄

주 5) 검은색 원점을 중심으로 가로지르는 실선은 1,000회 복원추출의 bootstrapping 방식으로 추정된 95% 신뢰구간임

패널 c는 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 간접효과의 변화를 나타낸다. 총효과의 하락 추세를 그대로 반영하고 있다. 즉, 지난 21년 동안 민간부문 종사에 비해 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 간접효과는 2003년부터 0.20에서 2023년 0.10으로 크게 낮아졌다는 점을 확인할 수 있다. 간접효과를 나타내는 계수의 차이( $\beta_1 - \tilde{\beta}_1$ )는 모두 통계적으로 유의미하다.



마지막으로 패널 d는 총효과 대비 직접효과의 비율의 변화를 나타낸다. 직접효과는 조사연도별로 큰 차이없이 유지되고 있음에도 불구하고 분모인 총효과의 하락으로 인하여 총효과 대비 직접효과의 비율은 크게 상승하였다. 구체적으로 살펴보면, 총효과 대비 직접효과의 비율이 2003년 0.49([0.39, 0.57])에서 2023년 0.75([0.70, 0.81])으로 크게 상승하였다.

결론적으로 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 영향의 변화는 총효과 측면에서 크게 감소하였다. 이는 대체로 처치변수가 매개변수 벡터(근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족)를 통해 직무만족에 미치는 매개효과가 크게 감소한 때문으로 해석할 수 있다.

### 3. 공직 종사가 조직몰입에 미치는 효과 변화

공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 총효과(ATE), 통제된 직접효과(ACDE), 자연 간접효과(AINE)를 2003년과 2023년으로 구분하여 비모수 부트스트랩 방식으로 분석하였다([그림 4] 참조).

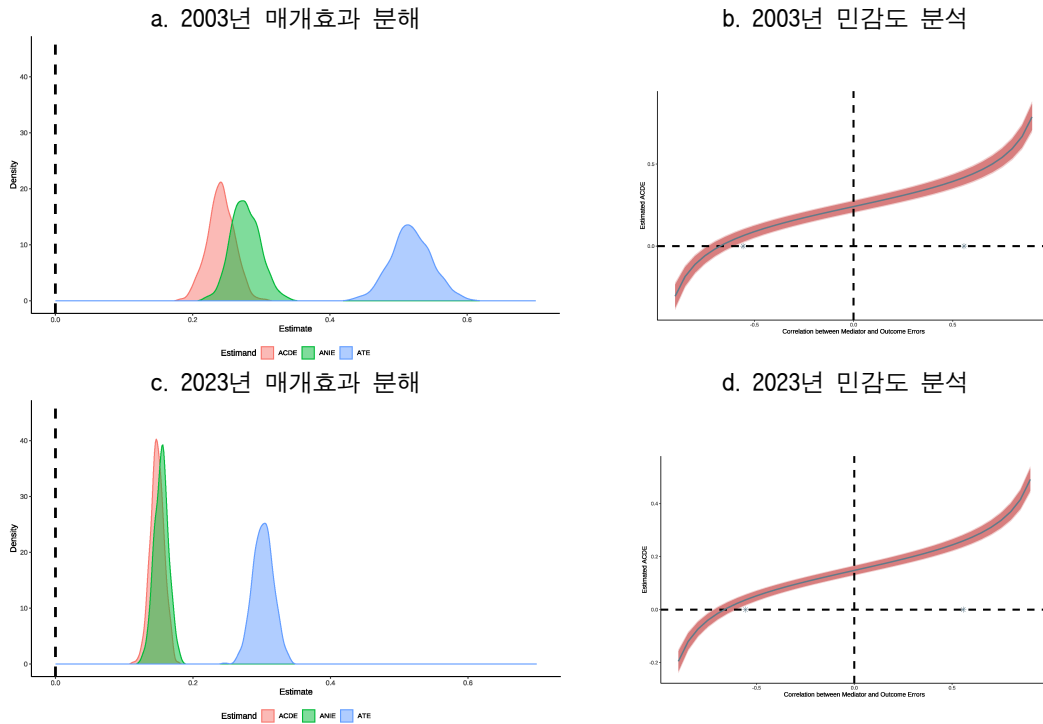
첫째, 총효과(ATE)는 수식 (3)을 바탕으로 처치이전 교란변수( $X_i$ , 여기서는 성별, 연령, 학력, 혼인상태, 건강상태)와 처치변수( $A_i$ , 공공부문 종사), 처치이후 교란변수( $Z_i$ , 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족)를 결과변수( $Y_i$ , 조직몰입)에 회귀분석한 결과, 처치변수( $A_i$ )의 회귀계수( $\beta_1$ )로 드러난다. 2003년과 2023년 공공부문 종사의 회귀계수는 각각 '0'을 포함하지 않는다는 점에서 모두 통계적으로 유의미하다. 구체적으로 2003년부터 2023년까지의 총효과를 보면, 2003년 0.51([0.46, 0.58])에서 2023년 0.30([0.27, 0.33])으로 크게 하락하였음을 확인할 수 있다. 이는 [그림 1] 패널 b의 분석결과와도 일치한다.

둘째, 통제된 직접효과(ACDE)는 수식 (6) 내지 수식 (9)를 바탕으로 순차적 g-추정법을 활용하여 추정하였다. 2003년과 2023년 ACDE 추정치가 각각 '0'을 포함하지 않는다는 점에서 모두 통계적으로 유의미하다. 구체적으로 2003년과 2023년의 효과를 살펴보면, 2003년 0.24([0.20, 0.28])에서 2023년 0.15([0.13, 0.17])으로 하락하였으며, 두 추정치의 95% 신뢰구간이 중첩되지 않는다는 점에서 통계적으로 의미있는 변화이다.

셋째, 공공부문 종사가 매개변수인 직무만족을 통해 조직몰입에 미치는 자연 간접효과(AINE)는 부트스트랩 추정 ATE와 부트스트랩 추정 ACDE의 차이 추정치이다. 자연 간접효과에 대한 신뢰구간은 부트스트랩방식(1,000회 복원추출)으로 산출할 수 있다. 그 결과, 2003년의 간접효과 0.28([0.23, 0.32])에서 2023년의 간접효과 0.16([0.14, 0.18])로 하락하였으며, 마찬가지로 두 조사연도 추정치의 95% 신뢰구간이 중첩되지 않는다는 점에서 통계적으로 의미있는 하락이다.

그런데, 매개효과 분석의 기본가정 중 하나는 순차적 비교란성 가정이다. 이 가정은 모형에서 별도의 누락변수가 없음을 나타낸다. 즉, 연구모형 [그림 1] DAG 모형에 포함되지 않는 측정되지 않은 처치후 교란변수가 없다는 가정이다. 이러한 가정은 관찰연구에 있어서 비현실적일 수 있으므로, 민감도 분석을 통해 이 가정의 충족 여부를 평가하여야 한다(Acharya et al., 2016).

[그림 4] 비모수 부트스트랩을 통한 공직 종사가 조직몰입에 미치는 효과 분석



출처: 한국노동패널 자료(2003-2023년)를 바탕으로 연구자 자체 분석.

- 주 1) 패널 a, c는 비모수 부트스트랩(1,000회 복원추출)을 통해 추정한 ATE(파랑색), ACDE(붉은색), ANIE(녹색)의 분포를 나타냄. ATE(전체 효과)는 총효과모형(수식 (1) 참조)을 최소제곱법으로 추정한 계수  $\beta_1$ 의 분포이고, ACDE(통제된 직접효과)는 순차적 g-추정법해 추정한 분포이며, ANIE(자연 간접효과)는 부트스트랩 추정 ATE에서 부트스트랩 추정 ACDE를 뺀 값의 분포임
- 주 2) 패널 b, d는 순차적 비교란성 가정에 대한 민감도 분석 결과임. 붉은 색 음영 처리된 영역은 95% 신뢰구간을 나타냄. y축의 값 '0'을 가로지르는 점선 상의 별표는 직무만족의 예측력과 조직몰입 간의 총 상관관계를 나타냄.

순차적 비교란성 가정에 대한 민감도 분석은 결과변수에 대한 회귀모형(수식 (6) 참조)과 매개변수에 대한 회귀모형의 오차항 간의 상관계수 ( $\rho = Cor[\epsilon_{iy}, \epsilon_{im}]$ )를 활용하여 판단할 수 있다. 순차적 비교란성 가정은 상관계수( $\rho$ )가 0일 것을 가정한다. 만약  $\rho \neq 0$ 라면, 모형에 포함된 처치이전 교란변수( $X_i$ ), 처치변수( $A_i$ ), 처치이후 교

란변수( $Z_i$ )를 통제한 후에도 매개변수와 결과변수 모두에 영향을 미치는 관찰되지 않은 공변량(생략된 변수)이 존재한다는 것을 의미한다.

순차적 비교란성 가정(sequential unconfoundedness)에 대한 민감도 분석을 실시한 결과는 [그림 3]의 패널 b, d와 같다. x축은 편향유발 오차항간의 상관계수( $\rho$ )를 나타내며, y축은 측정되지 않은 교란변수 효과의 크기에 따른 추정된 ACDE이다. 만약 직무만족모형 오차항과 조직몰입모형 오차항 간에 음(-)의 상관관계가 강할 경우, 95%신뢰구간은 0을 포함하게 되어 유의미한 ACDE는 사라지게 된다. 그러나, 직무만족모형 오차항과 조직몰입모형 오차항이 정(+)의 상관관계를 가질 경우, ACDE는 원래 추정치 보다 커지게 된다. 아마도 후자를 가정하는 것이 보다 타당할 것이다. 그렇다면, 순차적 비혼란성 가정의 극단적 위배를 제외하고는 정(+)의 효과를 나타내는 ACDE 추정치는 건고하다.

다음으로 대상기간을 2002년부터 2003년까지의 기간으로 확대하여 21년 동안 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 효과의 변화를 분석하였다([그림 5] 참조). 먼저 패널 a는 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 총효과(ATE)의 변화를 나타낸다. [그림 4]의 분석에서 나타난 결과를 추세적으로 확인할 수 있다. 다시 말해, 지난 21년 동안 민간부문 종사에 비해 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 총효과는 2003년 0.52([0.46, 0.58])에서 지속적으로 하락하여 2023년 0.30([0.37, 0.33])으로 약 0.22([0.13, 0.31]) 낮아졌다는 점을 확인할 수 있다. 이는 95% 신뢰구간 추정(검은색 원점을 중심으로 가로지르는 실선)이 '0'을 포함하지 않다는 점에서 모두 통계적으로 유의미한 결과이다.

패널 b는 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 통제된 직접효과(ACDE)의 변화를 나타낸다. 마찬가지로 [그림 4]의 분석에서 나타난 결과를 추세적으로 확인할 수 있다. 지난 21년 동안 민간부문 종사에 비해 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 통제된 직접효과는 2003년부터 2023년까지 추세적으로 하락하고 있다.

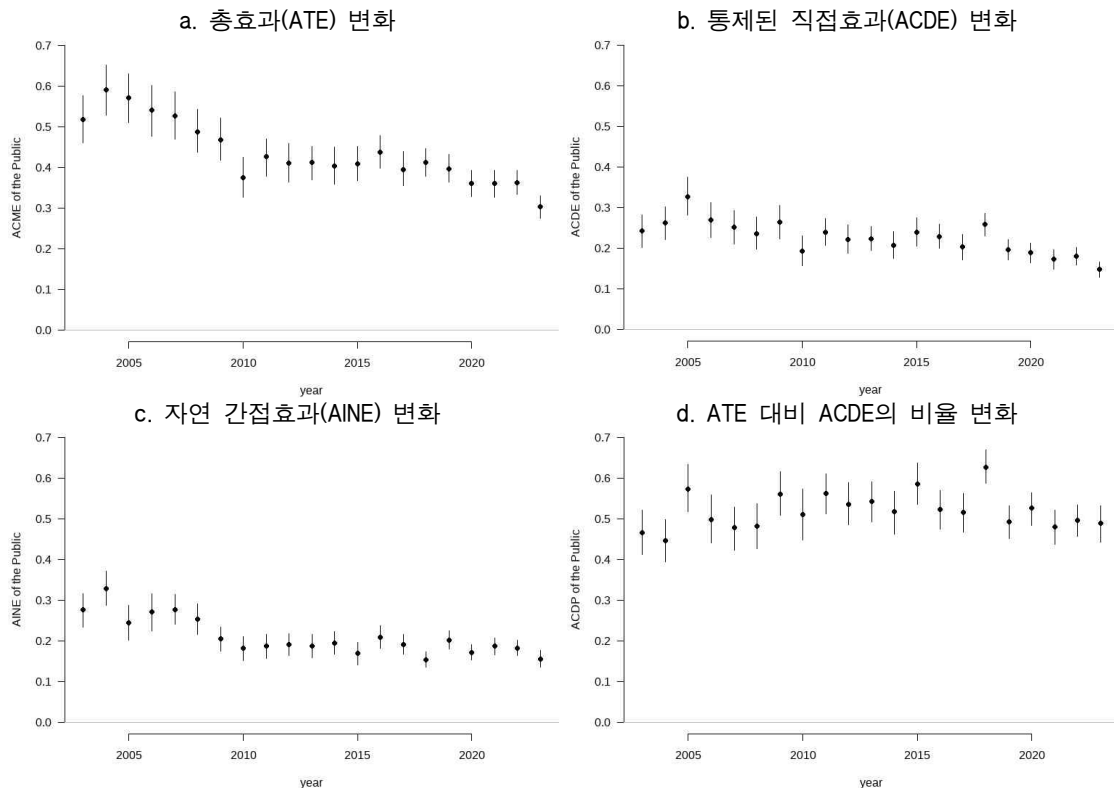
패널 c는 공공부문 종사가 직무만족을 통해 조직몰입에 미치는 자연 간접효과(ANIE)의 변화를 나타낸다. 이 또한 [그림 4]의 변화를 추세적으로 확인할 수 있다. 즉, 지난 21년 동안 민간부문 종사에 비해 공공부문 종사가 직무만족을 통해 조직몰입에 미치는 자연 간접효과는 2003년 0.28([0.23, 0.32])에서 2023년 0.15([0.14, 0.18])으로 점차 하락하였다. 간접효과를 나타내는 계수는 모두 통계적으로 유의미하다.

마지막으로 패널 d는 총효과 대비 통제된 직접효과의 비율의 변화를 나타낸다. 조사연도별로 총효과가 하락하는 비율에 따라 통제된 직접효과도 하락하였다는 점에서 총효과 대비 통제된 직접효과의 비율은 변화없이 대체로 유지되고 있다. 크게 상승하였다. 구체적으로 살펴보면, 총효과 대비 직접효과의 비율이 0.50 내외에서

유지되고 있다.

결론적으로 공공부문 종사가 조직몰입 미치는 영향의 변화는 총효과 측면에서 지속적으로 감소하였다. 이는 통제된 직접효과와 직무만족을 통한 자연 간접효과가 동시에 하락했기 때문으로 해석할 수 있다.

[그림 5] 공직 종사가 조직몰입에 미치는 효과의 변화



출처: 한국노동패널 자료(2003-2023년)를 바탕으로 연구자 자체 분석.

주 1) 각 패널은 비모수 부트스트랩(1,000회 복원추출)을 통해 추정한 ATE(총효과), ACDE(통제된 직접효과), AINE(자연 간접효과), ATE 대비 ACDE 비율의 연도별 변화를 나타냄

주 2) 검은색 원점을 중심으로 가로지르는 실선은 bootstrapping 방식으로 측정한 95% 신뢰구간임.

## V. 결론 및 시사점

이 연구는 공공부문 종사 여부가 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향력의 변화를 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 지난 2003년부터 2023년까지 한국노동패널조사를 바탕으로 전통적 매개효과분석과 반사실 기반의 순차적 g-추정법을 활용하여 공공부문 종사의 총효과, 직접효과, 간접효과를 추세적으로 탐색하였다.

우선, 직무만족과 관련하여 공공부문 종사자는 민간부문 종사자보다 통계적으로 유의미하게 높았으나 지난 21년간 그 차이가 점점 좁혀지고 있다는 점을 발견하였다. 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 영향관계를 분석한 결과, 공공부문 종사 여부는 직무만족에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라, 매개변수 벡터(근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족)를 통해 직무만족에 간접적으로 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다. 나아가 지난 21년 동안의 변화를 살펴보면, 공공부문 종사 여부가 직무만족에 미치는 총효과는 통계적으로 유의미하게 하락하였다. 그런데, 총효과의 하락 추세는 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 직접효과의 하락 때문이 아니라, 매개변수 벡터를 통한 간접효과의 하락으로 인한 것이었다. 즉, 지난 21년 동안 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 직접효과는 0.2p 수준에서 변화없이 유지되었다. 이는 공직이라는 일 자체에서 오는 만족감은 시간의 변화에도 불구하고 그 대로 유지되고 있는데 반해, 근로소득, 정규직 여부, 현재 생활만족과 같은 일 외적인 조건을 통한 만족감은 지속적으로 하락하였다는 것을 의미한다.

다음으로, 조직몰입과 관련하여 공공부문 종사자는 민간부문 종사자보다 통계적으로 유의미하게 높았으나 지난 21년간 그 차이는 작아지고 있다. 공공부문 종사 여부가 조직몰입에 미치는 영향관계를 살펴보면, 공공부문 종사 여부가 조직몰입에 미치는 효과는 통계적으로 유의미하고, 매개변수인 직무만족이 조직몰입을 부분적으로 매개하는 것을 확인하였다. 더불어 지난 21년 동안 공공부문 종사가 조직몰입에 미치는 총효과는 직무만족에 미치는 효과와 마찬가지로 통계적으로 유의미한 수준으로 보다 가파르게 하락하였다. 이러한 공공부문 종사 여부가 조직몰입에 미치는 총효과의 하락은 처치이후 교란변수를 통제한 직접효과의 하락과 직무만족을 통한 자연 간접효과의 하락이라는 두 가지 요인에 의한 것으로 나타났다. 다시 말해, 공공부문 종사가 공직이라는 ‘직장’에 대한 충성과 애착에 미치는 영향력은 민간부문에서의 ‘직장’에 대한 충성 및 애착과 비교하여 지속적으로 하락한 것이다. 이 중에서 직무만족을 통한 자연 간접효과의 하락은 공공부문 종사가 직무만족에 미치는 총효과 하락을 고려한다면 충분히 예측할 수 있다. 그런데, 공공부문 종사가 직무만족을 통하지 않고 직접 조직몰입에 미치는 영향력이 지속적으로 하락하고 있고, 그것이 추세적으로 지속될 것을 예상한다면 다분히 우려스러운 현상이다. 이는 공공부문에 종사하는 사람들이 정부나 공공기관이라는 직장 자체에 대한 근본적인 신뢰나 가치가 저하될 수 있기 때문이다.

공공부문 종사가 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향력의 하락을 어떻게 해석하여야 하는가? 크게 두 가지로 해석할 수 있을 것이다. 하나는 공공부문 종사가 민간부문 종사와 비교해서 그것이 가지는 의미가 점점 쇠퇴하였다고 해석할 수 있다. 즉, 공공부문이 민간부문과 비교하여 직무에 대한 주관적 평가와 조직에 대한 주관

적 애착이 하락하였다고 해석하는 것이다. 다른 한편, 민간부문 종사가 공공부문 종사와 비교하여 그것이 가지는 의미가 점점 상승하였다고 해석할 수도 있다. 즉, 민간부문이 공공부문만큼 나아졌다고 해석하는 것이다. 어느 경우든 분명한 것은, ‘직무만족’과 ‘조직몰입’의 관점에서 민간부문 종사와 비교하여 공공부문 종사의 의미가 점점 하락하였다는 것은 분명하다.

종합하건대, 여전히 공공부문 종사자들은 민간부문 종사자들 보다 일에 대한 보람과 가치가 높고, 조직에 대한 충성과 애착도 높다. 하지만 공공부문 종사가 갖는 의미는 ‘직무만족’이나 ‘조직몰입’의 관점에서 지속적으로 하락하고 있다. 이는 공공부문 종사의 매력과 선평도가 민간부문 종사와 비교하여 종사자의 주관적 평가에서 감소하고 있다는 의미이다. 이는 대한민국 국가발전의 성공 신화의 밑바탕이었던 높은 자율성과 강한 국가성이 도전받는다는 의미이기도 하다. 또한, 최근 공직 채용 시험 경쟁률의 하락과 공직의 직업지위의 하락(최천근, 2025)과도 깊은 연관이 있다. 따라서 공공부문 종사자들이 일에 대한 보람을 강화하고 조직에 대한 자부심과 충성심을 회복할 수 있는 새로운 거버넌스 체계가 필요하다.

## 참고문헌

- 유희자, & 황진숙. (2012). 패션산업 종사자의 직무특성, 조직몰입, 직무만족 간의 관계. 한국디자인포럼, 37, 131-142.
- 정광호, & 김태일. (2003). 공공부문 조직과 민간기업 조직의 직무만족도 비교분석-한국노동패널연구 (KLIPS) 자료를 중심으로. 한국정책학회보, 12(3), 1-29.
- 한국노동연구원. (2024). 한국노동패널 1-25차년도 조사자료 User's Guide. 세종: 한국노동연구원
- Acharya, A., Blackwell, M., & Sen, M. (2016). Explaining causal findings without bias: Detecting and assessing direct effects. *American Political Science Review*, 110(3), 512-529.
- Aryee, S., Budhwar, P. S., & Chen, Z. X. (2002). Trust as a mediator of the relationship between organizational justice and work outcomes: Test of a social exchange model. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 23(3), 267-285.
- Balcıoğlu, Y. S., Artar, M., & Erdil, O. (2023). A study on middle-class married female teleworkers: the effect of work-life conflict on job satisfaction: a study on work-family conflict, job satisfaction and interpersonal communication satisfaction. *PressAcademia Procedia*, 17(1), 232-233.
- Bakan, İ., Büyükbeşe, T., & Erşahan, B. (2011). An investigation of organizational commitment and education level among employees. *International journal of emerging sciences*, 1(3), 231-245.
- Belfield, C. R. (2000). *Economic principles for education*. Books.
- Bernal, D., Snyder, D., & McDaniel, M. (1998). The age and job satisfaction relationship: Does its shape and strength still evade us?. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 53(5), P287-P293.
- Blau, P. M. (1964). *Exchange and power in social life*.
- Bogg, J. and Cooper, C. (1995). Job Satisfaction, Mental Health and Occupational Stress Among Senior Civil Servants, *Human Relations*, 48: 327-341
- Bordia, P., & Blau, G. (1998). Pay referent comparison and pay level satisfaction in private versus public sector organizations in India. *International Journal of Human Resource Management*, 9(1), 155-167.
- Boukamcha, F. (2023). A comparative study of organizational commitment process in the private

- and public sectors. *International Journal of Organizational Analysis*, 31(5), 1987-2013.
- Buchanan, B. (1974). Government Managers, Business Executives, and Organizational Commitment, *Public Administration Review*, 35: 339-347.
- Buchanan, B. (1975). Red Tape and The Service Ethic: Some Unexpected Differences Between Public and Private Managers, *Administration and Society*, 6: 423-444
- Chaudhry, M. S., Sabir, H. M., Rafi, N., & Kalyar, M. N. (2011). Exploring the relationship between salary satisfaction and job satisfaction: A comparison of public and private sector organizations. *Journal of Commerce*, 3(4).
- Chordiya, R., Sabharwal, M., & Goodman, D. (2017). Affective organizational commitment and job satisfaction: A cross national comparative study. *Public administration*, 95(1), 178-195.
- Clark AE. (1997). Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work? *Labour Economics*. 4(4):341-372.
- Davis, E., & Ward, E. (1995). Health benefit satisfaction in the public and private sectors: The role of distributive and procedural justice. *Public Personnel Management*, 24(3), 255-270.
- Eisenberger, R., Fasolo, P., & Davis-LaMastro, V. (1990). Perceived organizational support and employee diligence, commitment, and innovation. *Journal of applied psychology*, 75(1), 51.
- Elwert, F., & Winship, C. (2014). Endogenous selection bias: The problem of conditioning on a collider variable. *Annual review of sociology*, 40(1), 31-53.
- Freire, C., & Azevedo, A. (2024). "Look before you leap": comparing the turnover intention of nurses as public servants and private employees. *Journal of Organizational Effectiveness: People and Performance*, 11(3), 639-658.
- Gao Urhahn, X., Biemann, T., & Jaros, S. J. (2016). How affective commitment to the organization changes over time: A longitudinal analysis of the reciprocal relationships between affective organizational commitment and income. *Journal of Organizational Behavior*, 37(4), 515-536.
- Gould-Williams, J., & Davies, F. (2005). Using social exchange theory to predict the effects of HRM practice on employee outcomes: An analysis of public sector workers. *Public management review*, 7(1), 1-24.
- Ghiselli, R. F., La Lopa, J. M., and Bai, B. (2001). Job satisfaction, life satisfaction, and turnover intent: Among food-service managers. *Cornell Hotel and Restaurant Administration Quarterly*, 42(2), 28-37.
- Kaldenberg, D. O., Becker, B. W., & Zvonkovic, A. (1995). Work and commitment among young



- professionals: A study of male and female dentists. *Human relations*, 48(11), 1355–1377.
- Kosasih, F. G., Yohana, C., & Handaru, A. W. (2024). Job Satisfaction and Organizational Commitments: A Meta-Analysis. *EARTH SCIENCES AND HUMAN CONSTRUCTIONS*, 4, 43–50.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human resource management review*, 1(1), 61–89.
- Mohapatra, M. D., Satpathy, I., & Patnaik, B. C. M. (2019). Organizational commitment and job satisfaction in information technology sector. *International Journal of Innovative Technology and Exploring Engineering*, 8(9), 1993–1999.
- Mowday, R. T., Steers, R. M., & Porter, L. W. (1979). The measurement of organizational commitment. *Journal of vocational behavior*, 14(2), 224–247.
- Rainey, H. G. (1983). Public agencies and private firms: Incentive structures, goals, and individual roles. *Administration & Society*, 15(2), 207–242.
- Robins, James M. 2003. "Semantics of Causal DAG Models and the Identification of Direct and Indirect Effects." In *Highly Structured Stochastic Systems*, eds. P.J.Green, N.L. Hjort
- Romzek, B. S. (1990). Employee investment and commitment: the ties that bind. *Public administration review*, 50(3).
- Rubin, Donald B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies. *Journal of Educational Psychology* 66(5), 688 – 701.
- Seeman, M. (1967). On the personal consequences of alienation in work. *American Sociological Review*, 273–285.
- Spector, P. E. (1997). *Job satisfaction: Application, assessment, causes, and consequences* (Vol. 3). Sage.
- Sun, Y., Ma, X., Liu, Y., & Meng, L. (2023). Salary Satisfaction of Employees at Workplace on a Large Area of Planted Land. *Land*, 12(11), 2075.
- Williams, L. J., & Hazer, J. T. (1986). Antecedents and consequences of satisfaction and commitment in turnover models: A reanalysis using latent variable structural equation methods. *Journal of applied psychology*, 71(2), 219.
- Zeffane, R. (1994). Patterns of organizational commitment and perceived management style: A comparison of public and private sector employees. *Human relations*, 47(8), 977–1010.

## **ABSTRACT**

# **Changes in the impact of public sector employment on job satisfaction and organizational commitment**

This study aims to analyze the changing influence of public sector employment on job satisfaction and organizational commitment. To this end, we analyzed trends in the total, direct, and indirect effects of public sector employment using the Korean Labor Panel Survey (KLIPS) from 2003 to 2023. It utilized traditional mediation analysis and counterfactual-based sequential g-estimation (Acharya et al., 2016). The analysis revealed a persistent decline in the total effect of public sector employment on both job satisfaction and organizational commitment. Specifically, the decline in the total effect of public sector employment on job satisfaction stemmed from a decline in the indirect effect via the mediating vector, while the decline in the total effect on organizational commitment was driven by two factors: a decline in the direct effect after controlling for confounding variables and a decline in the natural indirect effect via job satisfaction. This finding is significant because it suggests that the attractiveness and desirability of public sector employment have consistently declined in subjective assessments compared to private sector employment.

[Keywords: Job satisfaction, Organizational commitment, Differences between the public and private sectors,, Sequential g-estimation, Effect change]