

조직지원인식과 직장 내 일탈행동의 관계: 정서적 몰입의 매개효과와 조직기반 자긍심의 조절효과

오 아 라* 박 경 규 용 현 주

서강대학교 경영전문대학원

본 연구에서는 조직지원인식이 구성원의 직장 내 일탈행동에 미치는 과정을 알아보기 위해 먼저, 조직지원 인식이 정서적 몰입에 미치는 영향을 밝히고자 하였다. 그리고 정서적 몰입이 구성원의 직장 내 일탈행동 (조직 일탈행동, 대인관계 일탈행동)에 미치는 영향을 검증하였다. 또한 조직지원인식과 직장 내 일탈행동 간의 관계에서 정서적 몰입의 매개역할을 밝히고, 정서적 몰입과 일탈행동 간의 관계를 강화시킬 수 있는 조절변수로 조직기반 자긍심을 검증하고자 하였다. 본 연구의 자료는 기업체 종업원을 대상으로 설문지 252부를 수집하였으며 회귀분석을 이용한 실증분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 조직지원인식과 정서적 몰입 간에 정(+의) 관계가 있는 것으로 검증되었으며, 조직지원에 대한 지각이 높을수록 정서적 몰입이 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동 간에 부(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉 정서적 몰입이 구성원의 조직 일탈행동 및 대인관계 일탈행동 감소에 영향을 미치는 것이다. 셋째, 조직지원인식과 직장 내 일탈행동 간의 관계에 있어 정서적 몰입의 매개효과를 확인할 수 있었으며, 정서적 몰입과 대인관계 일탈행동 간의 관계에서 조직기반자긍심의 조절효과가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 본 연구결과를 통해 구성원의 조직지원인식이 조직에 대한 정서적 몰입의 선행요인임을 검증함으로써 조직지원인식을 정서적 몰입의 발생 동기로 인식할 수 있었다. 또한 조직지원인식을 통해 발생한 정서적 몰입이 구성원의 직장 내 일탈행동을 감소시키는 영향력을 밝힘으로써, 조직이 구성원들의 기여와 가치를 인정하고 이들의 복지에 적극적인 관심을 가지도록 노력을 촉구하는 한편 이에 부응하는 조직문화를 구축할 필요성을 강조한다. 본 연구는 조직지원인식이 구성원의 조직 및 구성원에 대한 부정적인 행동의 감소에 의미 있는 역할을 한다는 실증 자료를 제공했다는 점에서 의의를 찾을 수 있다.

주요어 : 조직지원인식, 정서적 몰입, 조직 일탈행동, 대인관계 일탈행동, 조직기반 자긍심

* 교신저자 : 오아라, 서강대학교 경영전문대학원, maifest@sogang.ac.kr, 010-7167-2319

요즘 기업들의 주요 관심사 중의 하나는 ‘일하기 좋은 직장’을 만드는 것이다. 매년 포춘(Fortune)誌가 발표하는 ‘일하기 좋은 100대 기업’에서 보듯이, 상사·동료 등과 즐겁고 행복하게 일할 수 있는 조직 분위기는 구성원과 조직의 성과향상을 위해 중요하다. 특히, 구성원들이 상호 존중과 배려를 기반으로 직장생활을 영위한다는 것은 분명 건강한 조직을 이루어가는 증거임을 알 수 있다. 그러나 일하기 좋은 직장을 만들기 위한 기업의 관심에도 불구하고, 실제 구성원들이 체감하는 ‘직장에서 의 즐거움’은 그다지 크지 않다. 그 이유 중 하나로 주변 동료의 일탈행동으로 인해 직장생활에서의 불쾌감 및 조직·직무 몰입저하를 경험하는 구성원이 증가하고 있는 것을 들 수 있다.

국외 문헌에 따르면 75%의 구성원들이 적어도 한번 이상 회사에서 절도를 저지른 적이 있고(McGurn, 1988), 33%에서 75%의 구성원들이 절도, 사기, 횡령, 공공기물 파손, 태업, 무단결근 중 하나 이상의 행동을 한 적이 있는 것으로 보고되었다(Harper, 1990). 또한 여성 근로자들 중 24%가 직장에서 성희롱을 당한 경험이 있다고 보고되었다(Ilies, Hauserman, Stibal, & Stibal, 2003). 국내의 경우에도 최근 직장인 76.8%가 직장에서 다른 동료로부터 무례한 행동을 경험한 사례를 들 수 있겠다(한겨레신문, 2012. 7. 4). 온라인으로 실시된 조사결과를 보면, 직장 내 동료로부터 무례한 행동을 하루에 수차례 경험한다는 응답이 29.3%, 하루에 한번 경험하는 경우는 13.8%로 보고되었고 40%이상의 직장인들이 매일같이 동료의 무례한 행동으로 인해 고통 받는다는 사실을 밝히고 있다. 직장인들이 주로 겪는 무례한 행동으로는 상사가 반말을 하는 등 무

시하는 태도(56.4%), 불합리한 업무지시 및 강요(48%), 인사를 하지 않거나 받지 않는 행위(34.1%), 모니터 훑쳐보기 등의 사생활 간섭(25.1%), 말대꾸 등의 예의 없는 행동(24.8%) 등을 꼽을 수 있다.

이러한 일탈행동을 구성원들 간의 사소한 감정의 문제 혹은 개인적인 성격 특성으로 볼 수 없는 이유는 직장 내 구성원의 일탈행동으로 인해 다른 구성원의 성과, 만족, 창의성에 부정적인 영향을 미치기 때문이다(한주원, 박경규, 2009). 구성원의 일탈행동으로 직장인의 상당수는 조직에 대한 애착 감소, 업무 성과 하락, 정신적인 충격으로 인한 업무 집중도 저하 등을 경험하는 것으로 나타났으며, 일탈행동의 부정적인 영향은 과거에 비해 더욱 커진 것으로 보고되고 있다. 따라서 본 연구는 구성원의 일탈행동이 다른 구성원의 직무성과를 저해할 뿐만 아니라 조직 전체로 확산되면 조직 분위기를 저해하고, 특히 구성원의 업무태도 및 작업 결과에 영향을 미쳐서 고객에 대한 만족 및 기업 이미지에 타격을 입히는 등 조직에 실질적으로 경제적인 비용을 포함한 다양한 손실을 낳을 가능성이 있다고 본다.

직장 내 일탈행동은 최근에 그 관심이 급증하고 있으나 국내에서는 아직까지도 연구가 매우 부족한 실정이다. 이전의 연구결과에 의하면 리더 혹은 조직과의 지원적 관계 즉 조직지원이 구성원의 조직 일탈행동을 줄일 수 있다고 하였다(Liao, Joshi, & Chuang, 2004). 하지만 지금까지의 연구결과들은 구성원이 조직으로부터의 지원을 인식한 후에 일탈행동을 줄이는 과정에서 겪게 되는 심리적인 변화에 대해서는 구체적으로 밝히지 못하고 있다. 조직으로부터의 지원과 구성원의 직장 내 일탈행동 간의 관계를 살펴본 연구는 지금까지 국

내외 거의 없는 실정이다. 또한 국내에서 직장 내 일탈행동을 측정하는 요인이나 척도에 관한 연구도 부족하다. 이러한 점을 고려할 때, 본 연구는 조직 지원과 구성원의 일탈행동 간의 관계에 대해서 종업원의 심리적인 메커니즘에 초점을 맞추어 알아보고자 한다. 기업이 구성원에 대해 상호존중과 배려를 기반으로 하는 조직문화에 입각하여 동반자 의식을 가지고 이들을 소중한 경영자산으로 배려하면 구성원도 조직에 대해 자부심과 긍지를 갖게 된다는 사실에 주목할 필요가 있다. 따라서 조직에 대한 충성심과 신뢰를 바탕으로 애착을 가지고 조직과 동일시하는 구성원의 정서적 몰입이 증가하게 되면 조직은 구성원의 긍정적인 업무태도와 기대되는 행동들을 이끌어 낼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 조직에 대한 구성원의 긍정적인 애착인 정서적 몰입을 유발하는 제 요인들 중 구성원이 지각하는 조직지원인식에 초점을 둔다. 그리고 이전의 연구들에서는 정서적 몰입의 결과변인으로 구성원의 긍정적인 조직행동과 관련된 연구들은 많았지만, 구성원의 부정적인 행동 특히 직장 내 일탈행동 간의 관계에 대한 실증연구는 없었다. 따라서 본 연구에서는 조직지원인식이 정서적 몰입을 매개로 직장 내 일탈행동에 어떠한 영향을 미치는지를 알아보고자 한다. 즉 정서적 몰입의 결과로 구성원의 부정적인 행동을 감소시키는지를 밝히고자 한다. 본 연구의 구체적인 목적은 다음과 같다.

첫째, 정서적 몰입의 선행요인으로서 조직이 구성원에게 제공하는 관심과 배려 등의 지원적 노력의 노력이 구성원의 정서적 몰입에 미치는 영향을 실증적으로 검증한다. 이를 위해 본 연구는 구성원이 조직지원을 조직으로부터

의 호의로 인식하여 이에 대해 보상 혹은 보답해야 한다는 의무감 내지는 조직에 대한 선의를 갖게 되는 것을 조직에 대한 감정적인 애착 및 동일시의 정서적 몰입으로 파악함으로써, 구성원의 정서적 몰입을 촉진하기 위한 관리적인 시사점을 제시하고자 한다.

둘째, 구성원의 정서적 몰입이 조직 내 구성원으로서 이들의 행동에 어떠한 영향을 미치는가를 규명하고자 한다. 이와 관련하여 구성원의 구체적인 행동으로서 직장 내 일탈행동을 대상으로 살펴보고자 한다. 직장 내 일탈행동은 세부적으로 조직 일탈행동과 대인관계 일탈행동으로 구분하여 살펴볼 것이다. 본 연구에서 구성원의 직장 내 일탈행동에 대한 정서적 몰입의 역할을 이해하는 것은 실무적인 차원에서 조직과 구성원들에게 부정적인 행동으로 인한 심리적인 비용과 경제적인 비용을 감소시키고 이를 줄이기 위한 방안으로 구성원의 정서적 몰입 증대를 위한 관리의 필요성을 강조하고자 한다.

셋째, 구성원의 정서적 몰입을 유발하는 선행요인인 조직지원인식과 이들의 일탈행동 사이에서 정서적 몰입의 매개효과를 검증하고, 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동 간의 관계를 조절할 수 있는 변인으로 조직기반 자긍심을 파악하고 어떠한 조절효과를 나타내는가를 분석하고자 한다.

조직지원인식의 개념

조직지원인식(perceived organizational support)은 구성원들이 조직에 기여한 공헌을 인정하고 이들의 복지를 증진하기 위해 조직이 노력하는 정도에 대한 구성원의 포괄적 믿음이다 (Eisenberger, Huntington, Hutchison, & Sowa,

1986). 즉, 조직지원인식은 조직이 구성원의 공헌을 가치 있게 여기며 이들을 배려하는 정도에 대해 구성원이 가지는 믿음을 의미한다.

조직지원인식은 구성원과 조직의 교환관계를 설명하는 중요한 변수이다. 사회적 교환이론에 따르면 구성원의 조직 몰입을 높이기 위해 조직도 구성원을 중요하게 대하는 사용자 몰입을 증대시키도록 해야 하며, 조직이 구성원에게 몰입하는 정도를 구성원이 지각하는 정도인 조직지원인식으로 제시하고 있다(Eisenberger, Fasolo, & Davis-LaMastro, 1990; Eisenberger et al., 1986). Shore와 Wayne(1993)도 조직지원인식을 구성원에 대한 사용자의 몰입으로 정의하면서 조직에 대한 구성원의 몰입을 조직의 지원에 대한 구성원의 상호호혜의 의무로 보고 있다. 따라서 조직은 구성원의 몰입을 이끌어 내기 위한 유인으로써 이들에게 조직지원에 대한 인식을 심어줄 필요성을 언급하고 있다. 또한 사회교환이론은 호혜성 규범(norm of reciprocity: Gouldner, 1960)에 입각하여 자원의 교환과정을 설명하는데, 고용관계에서 교환되는 자원은 보상과 기여로 언급하고 있다. 조직의 우호적인 배려나 대우에 대하여 구성원은 능동적인 근로 및 긍정적인 태도 등의 기여로 보답하고, 이에 대하여 조직은 적절한 보상을 제공하는 것이다. 자원제공의 동기으로써 보상이 범규나 계약, 노사협상 결과, 관행에 의해 주어지기보다 조직이 자발적으로 제공할 때 구성원이 이를 더욱 높게 평가한다(Eisenberger, Armeli, Rexwinkel, Lynch, & Rhoades, 2001; Eisenberger, Cummings, Armeli, & Lynch, 1997). 이는 구성원이 조직지원인식을 단지 보상의 크기보다 사용자의 진실성의 여부로 판단하는 것을 의미한다.

구성원이 지각하는 조직지원인식의 선행요

인으로서 조직에서 제공하는 임금, 승진, 훈련의 기회부여와 같은 외재적 보상뿐만 아니라(Guzzo, Noonan & Elron, 1994; Wayne, Shore & Liden, 1997) 조직 공정성 같은 내재적 보상을 들 수 있다(서재현, 2000; Moorman & Niehoff, 1998). 직무 설계를 통한 자율성과 피드백 제공은 내재적 보상 차원으로써 구성원의 조직지원인식에 영향을 미칠 수 있다. 또한 조직을 대신하는 대리인 혹은 구성원과 사회적 교환을 담당하는 조직 내 상사와 동료 간의 관계가 구성원의 조직에 대한 태도 형성에 많은 영향을 미친다(서재현, 2000). 상사 혹은 동료와의 관계에서 형성된 인식이 조직지원에 대한 인식으로 전환되는 것을 의미한다. 이외에도 경영(관리)자의 리더십, 구성원을 존중하는 기업문화, 지원적 인 근무환경, 구성원 고충에 대한 이해와 배려, 애로사항 해결을 위한 조직의 적극적 자세 등도 구성원의 조직지원인식을 형성하는 구성요소임을 들 수 있다(김효선, 차운아, 2009).

조직의 자발적·적극적인 지원으로 사회·경제적 욕구를 충족한 구성원은 조직에 대한 소속감이 향상되고 역할지위로 인해 조직과의 일체감을 형성함으로써 성과증진을 위한 노력 즉 조직몰입이 증가할 것이다(김혜진, 김비아, 이재식, 2012; Shanock & Eisenberger, 2006; Wayne et al., 1997). 이는 호혜성의 원리에 의해 조직이 구성원의 기여를 높이 평가하고 구성원의 안녕에 대해 배려할수록 조직에 대한 의무감이 증가하는 것을 의미한다. 따라서 조직 성원들은 이에 대한 보답으로 조직에 바람직한 태도와 행동을 보이게 되는 것이다. 조직과 구성원 간의 관계는 호혜성의 원칙을 바탕으로 구성원은 조직을 위해 노력과 헌신을 하고, 조직으로부터 임금과 복리후생 같은 가

시적인 인센티브와 심리적 안정감, 배려와 같은 사회적이고 감정적인 혜택을 상호 교환하는 사회적 교환관계를 형성한다(Eisenberger et al., 1986). 따라서 조직으로부터 관심과 지원을 받고 있다고 지각하는 구성원일수록 조직이 자신을 배려하고 공정하게 대우한다는 믿음을 가지게 됨으로써 이직의도가 낮고, 조직몰입, 근면성, 직무수행 능력 및 혁신적 제안행동에 긍정적인 영향을 미치게 된다(김혜진, 김비아, 이재식, 2012). 이와 같이 조직지원인식은 구성원을 조직에 더욱 몰입하게 하며(Eisenberger et al., 1986) 친사회적 행동과 계산적 몰입에 의한 행동을 증가시킨다. 또한 다운사이징이나 정리해고에 의해서 발생하는 부정적인 감정과 정서를 감소시키는데 도움을 주기도 한다(George & Jones, 1996).

정서적 몰입의 선행변수로서의 조직지원인식

조직몰입이 단일 개념인가에 대해서 많은 논란이 있어왔지만 일반적으로 조직몰입은 정서적 몰입(Affective Commitment), 지속적 몰입(Continuance Commitment), 규범적 몰입(Normative Commitment)의 다차원적 개념으로 인식되고 있다(Meyer & Allen, 1991). 이들이 제시한 정서적 몰입은 조직 구성원으로서 조직에 대한 정체성을 가지며 조직에 대한 심리적 애착 혹은 감정적인 일체감을 가지는 몰입을 의미한다. 또한 개인이 조직을 대신해 조직목표 달성을 위해 감정·행동적으로 조직에 몰입하게 된다는 것이다(김혜진, 김비아, 이재식, 2012).

정서적 몰입은 조직과 개인수준에서의 다양한 특성에 의해 영향을 받으며, 조직 내에서 특정한 업무를 수행하면서 겪게 되는 직무 관

련 경험을 토대로 형성된다(Mowday, Porter, & Steers, 1982). 먼저 구성원의 정서적 몰입을 유발하는 개인특성에 관한 연구는 나이, 근속년수, 성별 그리고 교육(Glisson & Durick, 1988; Pierce & Dunham, 1987), 성취, 친교 그리고 자율성 등의 개인적인 성향(Morris & Snyder, 1979; Steers, 1977), 고차원적인 욕구(Pierce & Dunham, 1987), 직업윤리(Buchanan, 1974; Kidron, 1978), 통제위 위치(Luthans, Baack, & Taylor, 1987; Pierce & Dunham, 1987), 일과 삶의 균형(Dubin, Champoux, & Porter, 1975) 등의 다양한 동기변인의 관점에서 연구되었다. 또한 정서적 몰입의 선행요인으로 개인 성향과 환경의 상호작용에 관한 연구결과를 보면, 개인 욕구 충족과 능력 활용 그리고 가치를 표현하는 등의 개인 성향과 직무를 통한 경험들이 구성원의 직무태도와 긍정적인 관계를 갖는다는 것을 보이고 있다(Hackman & Oldham, 1976).

정서적 몰입을 유발하는 조직 특성에 관한 연구는 의사결정의 분권화(Brooke, Russell, & Price, 1988)와 정책 및 절차의 형식(Morris & Steers, 1980; O'Driscoll, 1987) 등이 있다. 이러한 조직의 구조적인 특성들은 동료 및 상사와의 관계, 역할 명료성 그리고 구성원의 주관적인 감정을 포함하는 직장에서의 경험들에 의해 매개되어 정서적 몰입을 형성한다.

정서적 몰입을 유발하는 선행요인으로서 직무와 관련된 경험을 검증한 연구가 상당히 많은 편이다. 선행요인으로 사전 기대의 확인(Blau, 1988; Meyer & Allen, 1988), 배분 공정성(Ogilvie, 1986), 조직지원(Eisenberger et al., 1986; 1990), 역할 명료성과 갈등 해소(Blau, 1988; DeCotiis & Summers, 1987), 상사의 배려(김효선, 차운아, 2009), 의사결정 참여(DeCotiis

& Summers, 1987), 성과기반 보상의 공정성 (Brooke et al., 1988), 직무 도전(Meyer & Allen, 1988), 직무 범위(Blau, 1987; Glisson & Durick, 1988), 승진 기회(O'Reilly & Caldwell, 1981), 자기표현의 기회(Meyer & Allen, 1988), 조직에 대한 개인적인 중요성(Buchanan, 1974; Steers, 1977) 등을 들 수 있다. 직무와 관련된 경험을 통하여 정서적 몰입이 발생한 연구결과를 살펴보면, 선행요인 중 몇 가지 변인의 경우에 있어서 다소 일관되지 않게, 불규칙한 결과를 보인다(Meyer & Allen, 1991). 그러나 직무관련 경험은 구성원과 조직, 직무 간에 구성원의 역할 및 직무수행과정을 지속되게 하는 역할을 한다.

본 연구는 고용의 사회교환적인 측면에서 논의할 때, 조직이 구성원의 노력 및 헌신에 대한 보상으로 금전적·사회적 인센티브를 제공하기보다 구성원의 공헌을 높이 평가하며 호의적인 처우를 제공하는 것이 구성원으로 하여금 조직에 대해 자발적이고 적극적인 기여를 하고 애착을 형성하는데 보다 효과적일 수 있음을 알아보고자 한다. 따라서 본 연구는 조직 구성원을 배려하고 지원하는 조직지원에 대한 구성원의 지각인 조직지원인식과 정서적 몰입간의 관계에 초점을 맞춘다.

정서적 몰입은 구성원이 조직에 대한 감정적인 애착을 가지는 조직에 대한 구성원의 태도에 초점을 두고 있다면, 조직지원인식은 조직이 구성원의 가치를 인정하고 이들을 존중하고 배려하는 등의 조직의 태도를 구성원이 인식하는 것이다(Rhoades, Eisenberger, & Armeli, 2001). 이 두 개념은 고용의 사회교환적인 측면에서 논의되어 왔는데(Eisenberger et al., 1986;1990), 사회교환이론은 구성원과 조직사이의 교환관계를 설명하는 이론이다. 구성원

과 조직 간의 고용관계에서 구성원은 조직에 긍정적인 조직행동 및 성과로 기여하는 한편, 조직은 구성원에게 금전 및 사회적 보상을 제공함으로써 조직에 대한 구성원의 노력과 헌신은 조직으로부터의 보상으로 교환된다(김혜진, 김비아, 이재식, 2012; Bateman & Organ, 1983; Eisenberger et al., 1990).

사회교환이론은 피고용인과 고용주 간에 서로에게 가치 있는 자원이 교환되는 현상을 설명하고 있다(Blau, 1964). 인정과 보상(Shore & Shore, 1995), 공정한 대우(Kacmar & Carlson, 1997), 상사의 지원(김효선, 차운아, 2009; Eisenberger et al., 1986), 훈련(Wayne, Shore, & Liden, 1997)은 조직이 구성원에게 제공하는 가치 있는 자원이다. 조직으로부터 이러한 자원을 받은 구성원은 이에 대한 보답으로 조직에 감정적인 애착을 갖게 되며(Eisenberger et al., 1990; Setton, Bennett, & Liden, 1996), 직무관련 과업을 더욱 열심히 수행하며 친사회적 행동을 많이 보이게 된다(Meyer et al., 2002). 또한 개인은 상대방으로부터 호의적인 대우를 받았을 때, 상대방에게 호의적으로 반응할 의무가 있다는 호혜 규범(norm of reciprocity)에 의해(Gouldner, 1960), 각각의 행위자가 상대의 호의적 대우에 답례함으로써 자신들이 신뢰할만한 존재임을 증명하게 되고 상대의 호의에 답례하는 과정이 지속됨에 따라 서로 간에 상호신뢰는 커지게 된다(Blau, 1964). 따라서 조직이 구성원에게 관심을 가져주고 존중해주는 것을 구성원이 인식하면, 구성원은 조직에 긍정적인 행동을 보이게 된다. 즉 구성원이 조직 지원을 인식할수록 이러한 지원에 보답해야 한다는 의무감을 갖게 되어 조직의 목표 달성과 성과를 높이기 위한 노력으로 이어져 구성원의 결근율이 감소하고(Eisenberger et al., 1986),

근면성, 몰입, 혁신적 태도가 증가하는 것을 확인할 수 있다(Eisenberger et al., 1990). 조직지원이 외부의 강요 혹은 의무적인 필요에 의해 이루어지기보다 조직의 자발적인 노력으로 구성원에게 인식되어지면, 조직지원인식은 더욱 증대된다(Eisenberger et al., 1986; Shore & Shore, 1995; Wayne et al., 1997). 따라서 사회교환이론(Blau, 1964)과 호혜적 규범(Gouldner, 1960)에 의해 고용주와 피고용인 간에 긍정적인 교환 관계가 성립되는 것을 알 수 있다.

이와 같이 구성원은 조직지원인식을 통해 인정, 존중, 소속욕구 등과 같이 개인에게 사회정서 욕구를 충족시키는 동시에 구성원의 자아정체성(self-identity)으로 통합되어 조직을 자신들의 확장된 자아(extended self)의 한 부분으로 여기게 됨에 따라(Eisenberger et al., 1986; Lee & Peccei, 2007), 조직에 대해 감정적인 애착을 갖게 되고 조직과 자신을 동일시하게 된다. 이러한 이론적 고찰을 토대로 조직지원인식과 정서적 몰입 사이에 긍정적인 관련이 있음을 유추할 수 있다. 본 연구에서는 구성원이 지각하는 조직지원인식이 정서적 몰입에 미치는 영향을 살펴보고자 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1. 조직지원인식은 정서적 몰입에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

정서적 몰입과 직장 내 일탈행동

정서적 몰입은 구성원의 이직, 결근, 성과 등과 관련이 있는 것으로 나타났다(Mathieu & Zajac, 1990; Meyer & Allen, 1997). 정서적 몰입은 구성원 개인 수준에서는 이직률, 결근 및 지각에 대한 구성원의 태도에 영향을 주며 더

나아가 일과 관련된 외재적, 내재적 만족과도 직접적으로 연관이 있음을 보인다(Mathieu & Zajac, 1990). 정서적 몰입이 높은 구성원들은 조직에 대한 강한 소속감을 가지며 조직과 동일시되어, 조직 활동에 전념하고 조직 목표를 달성하고자 하는 의지와 조직에 남으려 하는 열망을 보다 크게 갖는다(Rhoades et al., 2001). 따라서 정서적 몰입이 높은 구성원은 조직 및 구성원에 대한 긍정적인 믿음과 감정적인 애착을 가지기 때문에 직장에서 부정적으로 행동하는 것을 지양할 것이다. 즉 정서적 몰입이 높은 구성원일 경우 일탈행동이 감소할 수 있을 것으로 예상된다. 본 연구에서는 정서적 몰입의 결과변인으로 언급되어 온 구성원의 긍정적인 조직행동 이외에 부정적인 행동인 직장 내 일탈행동에 초점을 맞추고자 한다.

직장 내 일탈행동(workplace deviance)은 조직의 규범을 위반하고 조직 혹은 조직구성원에게 피해를 주는 행동이다(Bennett & Robinson, 2003). Robinson와 Bennett(1995)는 직장 내 일탈행동을 재산상의 일탈(property deviance), 생산에서의 일탈(production deviance), 정치적 일탈(political deviance), 개인에 대한 공격(personal aggression)의 4개 요인으로 구분하였고, Bennett와 Robinson(2000)은 이전 연구들을 토대로 직장 내 일탈행동을 조직에 대한 일탈행동과 조직구성원에 대한 일탈행동으로 구분한 바 있다. 본 연구에서는 직장 내 일탈행동의 유형을 조직에 대한 일탈행동과 대인에 대한 일탈행동으로 구분하였다.

조직에 대한 일탈행동은 조직원이 조직을 대상으로 해를 끼치는 행동으로서, 근무시간에 게으름을 피우거나 고의적으로 잔업을 방해하는 등의 행동을 말한다. 대인에 대한 일탈행동은 조직 구성원에 대한 일탈행동으로

조직의 다른 구성원에게 해를 끼치는 행동이다. 예를 들면, 특정 대상에게 언어적 폭력, 성희롱 등의 무례한 행동을 말한다. 대인에 대한 일탈행동을 세분화하면 가해자인 상사에 대한 일탈행동과 제 3자(조직, 동료, 부하)에 대한 일탈행동으로 구분할 수 있다(Hershcovis, Turner, Barling, Arnold, Dupre, & Inness, 2007).

직장 내 일탈행동의 선행요인으로는 상사의 비인격적 감독(한주원, 박경규, 2009), 지각된 불공정성, 회사나 다른 조직구성원들에 대한 불만, 타인의 행동 관찰을 통한 모방 등이 있다(Robinson & Bennett, 1997). Aquino, Lewis 및 Bradfield(1999)의 연구결과에 의하면 종업원의 부정적인 정서는 조직 일탈행동 및 대인관계 일탈행동과 정(+)의 관계를 가지며, 상호작용 공정성은 조직 일탈행동 및 대인관계 일탈행동과 부(-)의 관계를 가지고 배분 공정성 역시 대인관계 일탈행동과 부(-)의 관계를 가진다는 것을 밝힌 바 있다.

정서적 몰입은 구성원의 직무수행 과정에서 불공정성을 경험하거나 기대가 충족되지 않았을 때에도 이로 인한 부작용을 완충하는 역할을 하기 때문에 정서적 몰입이 낮은 구성원보다 조직에 대한 부정적인 효과를 적게 낳는다(DeCotiis & Summers, 1987). 정서적 몰입과 관련된 감정적인 애착은 고용주와 피고용인 간의 관계에 긍정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 조직 및 구성원에 대해 더욱 강한 정서적인 애착을 보인다(Meyer, Allen, & Smith, 1993). 사회적 교환이론(Blau, 1964)의 관점에서 구성원의 정서적 몰입은 긍정적인 행동을 유발한다. 즉 정서적 몰입이 높은 구성원은 조직 및 구성원에 대한 긍정적 행동(조직성과 또는 조직 시민행동)을 증대하는 한편, 조직 및 구성원에 대한 바람직하지 않은 행동은 줄임으로써 조

직 유효성을 높일 것이다. 따라서 정서적 몰입이 높은 구성원은 조직에 대한 일탈행동과 대인에 대한 일탈행동을 줄일 것이다.

본 연구는 일탈행동을 조직시민행동 및 과업성과와 더불어 종업원의 직무성과의 한 형태로 파악한 조직 일탈행동과 대인관계 일탈행동을 직장 내 일탈행동의 하위차원으로 구성하고 정서적 몰입과의 관계를 검증하고자 한다. 아래에서는 구성원의 정서적 몰입이 높을 경우 직장 내 일탈행동이 감소할 수 있다는 가설을 설정할 수 있다.

가설 2. 정서적 몰입은 직장 내 일탈행동에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

가설 2-1. 정서적 몰입은 조직 일탈행동에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

가설 2-2. 정서적 몰입은 대인관계 일탈행동에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

정서적 몰입의 매개효과

본 연구에서 구성원의 정서적 몰입의 선행요인으로 조직지원인식이 정서적 몰입에 영향을 미치며 정서적 몰입은 구성원의 직장 내 일탈행동에 영향을 미칠 것이라는 가설을 설정하였다. 이 과정에서 정서적 몰입이 선행요인과 종속변인의 관계에서 매개역할을 할 수 있다는 가정을 할 수 있다. 정서적 몰입이 구성원이 지각한 조직지원인식과 직무성과의 관계에서 매개효과를 가진다는 이론적 근거는 사회교환이론(Blau, 1964)과 호혜성의 규범(Gouldner, 1960)의 관점에서 살펴본 기존 연구에서 찾을 수 있다. 조직이 구성원들에게 관심과 지원을 제공하는 것을 구성원이 지각할수록 이에 대한 보답으로 조직 목표 달성과

성과를 높이기 위한 구성원의 행동이 증대되는 것이다. 실제로 조직지원인식을 높게 지각한 구성원의 결근율이 낮고 이들의 근면성, 몰입, 혁신성이 높다(Eisenberger et al., 1986; 1990). 또한 조직과 구성원은 상호 호혜적 규범을 근거로 조직이 구성원에게 다양한 혜택과 우월한 처우를 제공하면 구성원은 조직에 긍정적인 행동으로 보상한다(Morrison & Robinson, 1997). 조직과 구성원 간에 호혜적인 믿음이 지속적으로 증대되면 구성원의 일탈행동은 더욱 줄어들 것이다(Mitchell & Ambrose, 2007).

구성원이 지각한 조직지원인식이 결과적으로 직무성과를 높이는 데 기여한다는 관계구조에 대한 논의를 보완하기 위해 사회정서적 관점에서 정서적 몰입의 매개변수 역할을 설명할 수 있다. 조직지원인식에 대한 지각이 구성원에게 사회정서적 자원으로 인지됨에 따라 구성원이 조직으로부터 인정, 존중, 소속욕구 등과 같은 사회정서적 욕구를 충족하게 되면, 구성원들은 조직 정체성을 가지며(Eisenberger et al., 1986; Lee & Peccei, 2007) 조직에 대한 감정적인 애착과 동일시의 정서적 몰입을 형성하게 된다. 정서적 몰입이 높은 구성원은 조직에 대한 긍정적인 행동을 증대시키게 된다. 따라서 구성원이 지각한 조직지원인식과 직무성과 간의 관계에서 정서적 몰입의 매개 역할을 보다 명확하게 설명할 수 있겠다. 구성원이 지각한 조직지원인식과 직무성과 간의 관계는 직접적이지 않으며, 정서적 몰입을 통해서 매개되는 것을 예상할 수 있겠다.

본 연구는 조직지원을 지각한 구성원이 이에 대한 보답으로 조직 안에서 긍정적인 행동을 직접 나타내기보다, 조직에 대한 심리적 그리고 감정적인 애착인 정서적 몰입을 형성

함으로써 조직에 대한 자발적인 헌신 및 노력을 촉진하는 것을 예상할 수 있다. 즉, 정서적 몰입은 조직지원인식의 종속변수로, 그리고 직장 내 일탈행동에 대해서는 선행요인으로 작용하면서 조직지원인식과 일탈행동 간의 관계를 매개할 것이다.

이상의 논의에 근거하여 본 연구는 정서적 몰입이 구성원의 조직지원인식과 조직 일탈행동 및 대인관계 일탈행동에 대한 매개효과를 검증하기 위한 가설을 설정하였다.

가설 3. 정서적 몰입은 조직지원인식과 직장 내 일탈행동 간의 관계를 매개할 것이다.

가설 3-1. 정서적 몰입은 조직지원인식과 조직 일탈행동 간의 관계를 매개할 것이다.

가설 3-2. 정서적 몰입은 조직지원인식과 대인관계 일탈행동 간의 관계를 매개할 것이다.

정서적 몰입과 직장 내 일탈행동 간에 조직기반 자긍심의 조절효과

조직기반 자긍심은 구성원이 조직의 맥락에서 일정한 역할이나 업무를 수행함으로써 자신의 욕구가 조직 내에서 충족되고 있다고 믿는 정도를 말한다(Pierce, Gardner, Cummings, & Dunham, 1989). 조직기반 자긍심이 높은 구성원은 조직 내에서 자신이 중요하고 의미 있고 효과적으로 과업을 수행하며 가치 있는 존재로 여기게 되어 자신이 조직구성원으로서 적합하다고 느끼게 된다(김민정, 김민수, 오홍석, 2006).

최근 산업 및 조직심리학 분야에서 구성원의 조직에 대한 긍정적 태도와 성과를 증대시키는 원인으로 조직기반의 자긍심이 유의미

한 변인으로 확인되었다(Pierce et al., 1989). 조직 환경에서 조직기반 자긍심에 대한 연구결과를 보면, 역할 스트레스(role stressor)와 구성원의 반응 간의 관계에서 조직기반 자긍심이 조절효과를 가진다는 것을 보였고(Pierce et al., 1993), 구성원의 고용불안정성과 이들의 행위 및 태도 간의 관계에서 조직기반 자긍심의 조절효과를 검증했다(Hui & Lee, 2000). 하지만 구성원의 정서적 몰입 정도와 이들의 행위 및 태도 간의 관계에서 조직기반 자긍심의 조절효과는 전혀 연구가 되지 않은 상황이다. 구성원의 조직기반 자긍심 수준에 따라 정서적 몰입 정도가 이들의 행위와 태도에 미치는 영향력은 달라지는데, 조직기반 자긍심이 높은 구성원인 경우에 조직에 대한 부정적인 행위 및 태도가 감소하는 경향이 있기 때문이다. 조직기반 자긍심이 높은 사람은 조직에서 자신이 유능한 사람이라는 자기신념에 일관되는 긍정적인 작업태도와 높은 생산성을 보인다(Pierce, et al., 1989). 따라서 조직기반 자긍심이 높은 구성원은 자신의 사고와 행동에 자신감과 확신을 가지고 조직의 정치적 상황에 덜 반응하며 부정적인 조직행동을 지양하는 경향이 있다. 이처럼 구성원의 조직기반 자긍심 수준은 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동 사이의 관계를 조절하는 것으로 예상할 수 있다.

조직기반 자긍심은 구성원의 정서적 몰입과 일탈행동 간의 상호작용 관계를 개념화하는데 중요한 역할을 한다. Cullen와 Sackett(2003)는 구성원이 조직에 입사한 후 사회화 과정에서 자신의 가치가 조직 혹은 부서의 가치와 부합되지 않으면 직장 내 일탈행동이 증가할 수 있다고 제안하였다. 구성원들은 사회화 과정을 거치면서 자신과 조직 간의 가치와 목표를 비교하고 이를 인식하며, 조직 안에서 자

신의 가치와 역할에 대해서도 직시하게 된다. Hollinger와 Clark(1983)은 조직의 정책이나 가치가 마음에 들지 않으면 회사에 대한 불만족이 증가하고 절도의 발생빈도가 높아질 수 있다고 하였다. 또한 조직기반 자긍심이 높은 구성원은 자아개념이나 자기신념에 일관되게 긍정적인 작업태도로 높은 생산성을 갖는다(Pierce et al., 1989). 즉 조직기반 자긍심의 수준이 높으면 구성원의 조직에 대한 태도나 성과는 향상된다는 것이다. 따라서 정서적 몰입이 높은 구성원인 경우 조직 구성원으로서의 정체성을 가지고 조직에 대한 감정적인 애착 및 동일시를 보이며 조직 목표 달성을 위한 긍정적인 행동을 증대시키는데, 여기에 조직 안에서 자신의 존재를 가치 있고 의미 있게 지각하는 조직기반 자긍심이 높을수록 정서적 몰입과 직무성과 간의 관계를 강화할 것으로 예상할 수 있겠다. 즉, 구성원의 조직기반의 자긍심을 정서적 몰입과 구성원의 부정적인 행동인 직장 내 일탈행동에 미치는 부적 관계를 강화하는 조절변인으로 예측하였으며 그 조절효과에 대한 가설을 다음과 같이 도출하였다.

가설 4. 조직기반 자긍심은 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동 간의 관계를 조절할 것이다.

가설 4-1. 조직기반 자긍심 지각이 클수록 정서적 몰입과 조직 일탈행동의 부(-)의 관계를 강화할 것이다.

가설 4-2. 조직기반 자긍심 지각이 클수록 정서적 몰입과 대인관계 일탈행동의 부(-)의 관계를 강화할 것이다.

위에서 제시한 이론적 논의와 이를 토대로 설정된 가설을 기반으로 연구모형을 제시하면

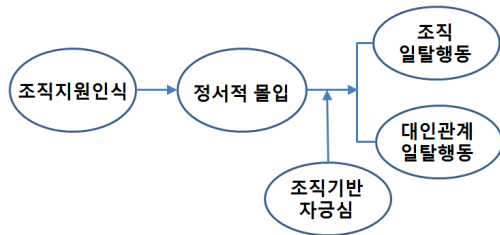


그림 1. 연구모형

<그림 1>과 같다.

연구방법

연구대상

본 연구는 조직구성원을 대상으로 편의표본 추출방식을 활용하여 설문조사를 실시하였다. 본 연구의 자료 수집을 위해 2012년 3월부터 9월 30일까지 대기업의 사무·관리직 종사자들을 대상으로 설문조사를 하였다. 설문기업의 산업별 분포는 제조업(4곳), 서비스업(9곳), IT부문(3곳), 금융업(3곳)으로 되어있다. 총 280부의 설문지를 배포하여 267부의 설문지를 회수하였다(회수율: 95.4%). 수거된 설문지 중 불성실한 응답이나 중심화 경향이 두드러진 설문지 15부를 제외하고 최종 252부를 사용하였다(유효응답률: 90%).

본 연구의 조사대상의 인구통계학적 특성은 다음과 같다. 조사대상자는 남성 191명(75.8%), 여성 61명(24.2%)이다. 연령은 20대 69명(27.4%), 30-35세 54명(21.4%), 36-40세 58명(23.0%), 41-45세 55명(21.8%), 45세 이상 16명(6.3%)이었다. 근속년수는 1년 미만 136명(54.0%), 1-3년 74명(29.3%), 3-5년 21명(8.4%), 5-10년 13명(5.1%), 10년 이상 8명(3.2%)이었다.

학력은 고졸 12명(4.8%), 전문대졸 11명(4.4%), 대졸 178명(70.6%), 대학원졸 51명(20.2%)이었다. 직급은 사원 105명(41.7%), 대리급 32명(12.7%), 과장급 68명(27.0%), 차장급 36명(14.3%), 부장급 이상 11명(4.4%)로 나타났다.

측정도구

조직지원인식

본 연구에서의 조직지원인식(Perceived Organizational Support)은 조직이 구성원의 공헌을 가치 있게 여기며, 조직이 이들을 배려하는 정도에 대해 구성원이 가지는 믿음이다. 이를 측정하기 위해 Eisenberger와 Huntington(1986)이 개발한 문항들 중 본 연구의 취지에 맞는 10개의 문항으로 5점 척도를 사용하였다. 설문 내용은 “우리 회사는 조직의 발전에 기여하는 나의 노력을 중요하게 여긴다,” “나에게 문제가 생겼을 때, 회사로부터 도움을 얻을 수 있다,” “우리 회사는 내가 일을 흥미롭게 할 수 있도록 지원한다” 등이다.

정서적 몰입

본 연구에서 정서적 몰입(Affective commitment)은 Meyer와 Allen(1991)이 정의한 대로 조직몰입의 다차원적인 개념 중 조직구성원이 조직에 대하여 소속감 및 정체성을 가지며 조직에 대해 심리적인 애착 혹은 감정적으로 동일시하는 상태로서의 몰입으로 정의한다. 정서적 몰입은 Meyer와 Allen(1991)이 개발한 설문항목 중 7개를 사용하여 리커트 5점 척도로 측정하였다. 설문내용은 “나는 이 회사에 대해 감정적인 애착을 느끼지 못한다,” “나는 정말로 우리 회사의 문제를 나의 문제처럼 여긴다” 등이다.

직장 내 일탈행동

본 연구에서 직장 내 일탈행동(workplace deviance)은 조직의 규범을 위반하고 조직 혹은 조직구성원에게 피해를 주는 행동이다. 본 연구에서는 직장 내 일탈행동의 유형을 조직에 대한 일탈행동과 대인에 대한 일탈행동으로 구분하였다.

조직 일탈행동. 본 연구에서 조직 일탈행동(Organizational Deviance)은 구성원이 조직을 대상으로 해를 끼치는 행동으로서, 근무시간에 게으름을 피우거나 고의적으로 잔업을 방해하는 등의 행동으로 정의한다. 본 연구에서는 Aquino, Lewis 및 Bradfield(1999)가 개발한 9가지의 항목 중 4가지를 사용하여 리커트 5점 척도로 측정하였다. 설문내용은 “나는 규정된 업무시간에 무단으로 휴식을 취한 적이 있다,” “나는 업무시간 중에 회사일 대신에 개인적인 일에 열중한 적이 있다,” “나는 업무처리 속도를 일부러 늦춘 적이 있다” 등이다.

대인관계 일탈행동. 본 연구에서 대인관계 일탈행동(Interpersonal Deviance)은 조직 구성원에 대한 일탈행동으로서 구성원이 조직의 다른 구성원에게 해를 끼치는 말과 행동으로 정의한다. 본 연구에서는 Aquino, Lewis 및 Bradfield(1999)가 개발한 6가지의 항목 중 4가지 항목을 사용하여 리커트 5점 척도로 측정하였다. 설문내용은 “나는 직장동료를 종교 등 개인 신상의 문제로 비방한 적이 있다,” “나는 동료에게 품위가 떨어지는 표현이나 행동으로 반응한 적이 있다,” “나는 직장 사람들 앞에서 동료를 놀림감이 되게 한 적이 있다” 등이다.

조직기반 자긍심

본 연구에서 조직기반 자긍심(Organizational-based Self-esteem)은 조직 내에서 구성원이 자신을 중요하고 의미 있고 가치 있는 존재로 지각하는 정도로 정의한다.

본 연구에서는 Pierce, Gardner, Cummings 및 Dunham(1989)의 6가지 항목을 사용하여 리커트 5점 척도로 측정하였다. 설문내용은 “나는 우리 조직에서 중요한 사람이다,” “나는 우리 조직에서 가치 있는 사람이다,” “우리 조직에서 나는 신뢰할 만한 사람으로 여겨진다” 등이다.

통제변수

본 연구는 연령, 성별, 근속년수, 직급, 학력의 개인특성이 조직구성원의 정서적 몰입에 영향을 미친다는 선행연구 결과(Glisson & Durick, 1988)를 토대로, 설문을 통해 이를 측정하여 그 효과를 통제하고자 했다. 구체적인 코딩정보는 표 2 하단에 표시하였다.

분석방법

먼저 SPSS 18.0 프로그램을 사용하여 조사대상자의 인구통계학적 특성을 알아보고, 측정된 문항들의 신뢰도를 검증하기 위해 문항 간 내적 합치도 신뢰도(α)계수를 산출하였다. 신뢰도가 확보된 후에는 설문항목의 요인구조를 파악하기 위해 확인적 요인분석을 실시하여 설문항목들을 해당 구성개념에 분류하였다. 다음으로 SPSS를 활용하여 요인 간 상관계수를 알아보기 위해 Pearson 상관계수 분석을 실시하였다. 가설검증을 위해서는 회귀분석을 실시하였으며 매개효과의 유의성을 확인하기 위하여 소벨테스트(Sobel test)를 실시하였다.

연구결과

변수의 신뢰도 및 타당도

본 연구에 이론적 모형의 유의성을 확인하기 위해 관련변수들의 신뢰성을 검토하기 위해 먼저, 가장 보편적으로 사용되는 Cronbach's α 를 이용하여 점검하였다. 그 결과 조직지원인식은 .900, 정서적 몰입은 .903, 조직기반자긍심 .915, 대인관계일탈행동 .760, 조직일탈행동은 .831로 모두 .60 이상을 넘어 측정된 변수들의 신뢰도는 양호한 것으로 판단된다(표 2).

다음으로 구성개념 타당성을 확보하기 위하여 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis)을 통하여 수렴타당성과 판별타당성을 측정하였다. 확인적 요인분석은 탐색적 요인분석과 달리 이론과 측정간의 유기적 결합을 가능하게 하고(Hughes, Price, & Marrs, 1986), 모형에 대한 유의성 검증과 적합도 지수를 제공해주기 때문에 매우 유용하다고 할 수 있다(Church & Burke, 1994). 확인적 요인분석 결과 표 1과 같이 항목들 간의 높은 상관관계를 보이는 항목을 제거한 후에 최종적으로 조직지원인식 8 문항, 정서적 몰입 6문항, 조직 일탈행동 3문항, 대인관계 일탈행동 4문항, 조직기반자긍심 5문항을 선택하였다. 적합지수의 추천값으로 $GFI \geq 0.9$, $AGFI \geq 0.9$, $CFI \geq 0.9$, $TLI \geq 0.9$, $RMR \leq 0.05$ 의 기준을 제시하며(Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006; 배병렬, 2009) RESEA의 추천값은 0.05이하인 경우 우수모델로 제시되는데(Steiger, 1990) 적합도 판정지수도 대체로 만족하게 나왔다($\chi^2=356.49$, d.f.=273, $p < .001$; $GFI=0.904$, $AGFI=0.876$, $TLI=0.975$, $CFI=0.979$, $RMSEA=0.035$, $RMR=0.034$).

요인부하량(표준적재치)도 비교적 높은 수준으로 나타났으며($\lambda > 0.5$) 각 요인부하량의 C.R.(t 값)들은 최저치가 8.635로서 권장수준인 8.0을 모두 초과하고 있다. RMSEA가 0.035 수준에 머물러 있으며 모든 요인에 대하여 개념신뢰도(0.7이상)와 분산추출지수(0.5이상)가 임계치 이상을 보여 신뢰성과 수렴타당성이 확보되었다고 할 수 있다.

변수의 기술통계량 및 상관관계

본 연구에서 실증분석에 투입된 관련변수들의 평균, 표준편차, 상관관계 분석결과는 표 2와 같다. 피어슨 상관관계 분석결과 선행변수인 조직지원인식이 정서적 몰입($r=.654$ $p < .01$), 조직 일탈행동($r=-.321$ $p < .01$), 대인관계 일탈행동($r=-.155$ $p < .01$)과 유의적인 상관관계를 나타내고 있다. 정서적 몰입과 결과변수인 조직 일탈행동($r=-.344$ $p < .01$), 대인관계 일탈행동($r=-.288$ $p < .01$), 조직기반 자긍심($r=.516$ $p < .01$)도 유의한 상관관계를 나타내고 있다. 또한 조직기반 자긍심과 조직 일탈행동($r=-.296$ $p < .01$), 대인관계 일탈행동($r=-.150$, $p < .01$)도 부적 상관관계를 보이고 있다. 다음으로 판별타당성을 평가하기 위하여 각 변수들의 분산추출지수 값이 변수간 상관계수의 제곱값보다 크면 판별타당성이 있다고 하였다(Fornell & Larcker, 1981). 본 연구에서는 연구모형을 구성하는 다섯 개 변수에 대해 판별타당성을 조사하였는데, 분산추출지수의 범위는 0.568에서 0.748 사이인데 각 변수들 간의 상관관계 제곱 값의 범위는 0.006에서 0.487로 나타났으므로 판별타당성이 충분히 확보되고 있음을 확인할 수 있었다.

표 1. 확인적 요인분석 결과

변인	설문 항목	비표준화 계수	표준 오차	C.R.	표준적재치 (λ)	개념신뢰도 (CCR)	분산추출지수 (AVE)
조직 지원 인식	POS16	1.000			0.796	.895	.517
	POS15	1.016	0.072	14.135*	0.828		
	POS14	0.845	0.071	11.978*	0.723		
	POS13	0.943	0.078	12.09*	0.720		
	POS11	0.900	0.079	11.415*	0.696		
	POS9	0.789	0.070	11.328*	0.683		
	POS5	0.756	0.070	10.799*	0.658		
	POS3	0.834	0.080	10.428*	0.624		
정서적 몰입	AC1	1.000			0.844	.906	.617
	AC2	0.994	0.064	15.628*	0.820		
	AC3	1.045	0.063	16.655*	0.850		
	AC4	0.910	0.073	12.392*	0.694		
	AC5	0.938	0.073	12.865*	0.724		
	AC7	1.109	0.078	14.268*	0.768		
조직 일탈 행동	OD1	1.000			0.724	.761	.518
	OD2	1.032	0.102	10.086*	0.803		
	OD4	0.831	0.096	8.635*	0.621		
대인 관계 일탈 행동	ID3	1.000			0.746	.829	.548
	ID2	0.930	0.086	10.832*	0.734		
	ID1	0.922	0.085	10.835*	0.728		
	ID4	0.889	0.081	11.04*	0.753		
조직 기반 자긍심	OBSE1	1.000			0.894	.900	.646
	OBSE2	1.096	0.052	20.907*	0.918		
	OBSE3	0.672	0.049	13.638*	0.715		
	OBSE5	0.841	0.057	14.785*	0.752		
	OBSE6	0.750	0.054	13.835*	0.716		

*p<.001

표 2. 상관관계 분석 결과

변수	평균	표준 편차	조직 지원인식	정서적 몰입	조직기반 자긍심	조직 일탈행동	대인관계 일탈행동	연령	성별	학력	근속년수
조직 지원인식	3.40	.60	(.900)								
정서적 몰입	3.68	.68	.654**	(.903)							
조직기반 자긍심	3.58	.57	.568**	.516**	(.915)						
조직 일탈행동	2.35	.67	-.321**	-.344**	-.296**	(.831)					
대인관계 일탈행동	1.93	.63	-.155*	-.288**	-.150*	.505**	(.760)				
연령	2.58	1.27	.230**	.272**	.320**	-.167**	.014				
성별	1.24	.43	-.170**	-.192**	-.221**	.088	-.049	-.275**			
학력	3.07	.67	.061	.053	.221**	-.047	-.162**	.108	-.099		
근속년수	2.68	1.26	.006	.049	.100	.049	.056	.102	-.059	-.090	
직급	2.27	1.26	.252**	.272**	.318**	-.115	-.017	.758**	-.313**	.244**	.081

주) N=252, *p<.05, **p<.01, 대각선 괄호는 Cronbach's α
 코딩정보) 연령: 1=20대, 2=30-35세, 3=36-40세, 4=41-45세, 5=46세 이상 / 성별: 1=남성, 2=여성 / 학력: 1=고졸, 2=전문대졸, 3=대학졸, 4=대학원졸 / 직급: 1=사원, 2=대리, 3=차장, 4=과장, 5=부장 이상 / 근속년수: 1=12개월 미만, 2=12-36개월 미만, 3=36-60개월 미만, 4=60-120개월 미만, 5=120개월 이상

가설 검증

본 연구의 가설을 검증하기 위하여 회귀분석을 실시하였다. 구체적으로 보면, 우선 주효과와 매개효과 및 조절효과에 대한 가설은 Baron와 Kenney(1986)의 회귀분석 절차에 따라 검증하였다. 먼저 매개효과를 확인하기 위해 첫째, 매개변수에 대한 독립변수의 관계, 둘째 종속변수에 대한 독립변수의 효과, 마지막으로 독립변수와 매개변수를 함께 고려한 경우의 효과 등을 통하여 판단하였다. 또한 직장 내 일탈행동에 대한 정서적 몰입 간의 조직기반 자긍심의 상호작용효과의 판단을 위해, 회귀모형 1단계에서는 통제변수, 2단계에서는

독립변수, 3단계에서는 상호작용변수를 단계적으로 투입하였으며, 2단계에서 독립변수와 3단계에서 상호작용변수의 유의성을 통해 조절효과 여부를 판단하였다. 회귀분석 결과에 따른 가설 검증 결과는 다음과 같다.

가설 1의 검증: 조직지원인식과 정서적 몰입의 관계

조직지원인식이 정서적 몰입에 미치는 영향력에 대한 가설 1을 검증한 결과, 표 3에서 보듯이 인구통계학적 변수들을 통제한 가운데 조직지원인식은 정서적 몰입에 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다($\beta=.617$,

표 3. 조직지원인식과 정서적 몰입에 대한 회귀분석 결과

변수	정서적 몰입				
	모형1		모형2		
	β	t	β	t	
통 계 변 수	연령	.142	1.514	.090	1.215
	성별	-.112	-1.750+	-.052	-1.026
	학력	-.003	-.043	-.004	-.072
	근속년수	.017	.283	.030	.631
	직급	.128	1.318	.031	.399
독립변수	조직지원인식			.617	12.486***
	R ²	.096		.447	
	Adj. R ²	.077		.434	
	F	5.205***		33.052***	
	ΔR^2	.096***		.352***	

주) N=252, +: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$, β 는 회귀식의 표준화계수

$t=12.486, p < .001$). 따라서 가설 1은 지지되었다.

가설 2의 검증: 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동의 관계

가설 2를 검증하기 위하여 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동의 관계에 대한 다중 회귀분석을 실시하였으며(표 4 참조) 그 결과, 정서적 몰입은 조직 일탈행동($\beta = -.327, t = -5.241, p < .001$)과 대인관계 일탈행동($\beta = -.326, t = -5.201, p < .001$)에 부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 따라서 가설 2-1과 2-2 모두 지지되었다.

가설 3의 검증: 정서적 몰입의 매개효과 검증

다음으로 조직지원인식이 정서적 몰입과 관

련되고 정서적 몰입이 직장 내 일탈행동과 관련되는 분석결과는 조직지원인식과 직장 내 일탈행동 사이에서 정서적 몰입이 매개변수로서 역할을 하고 있을 가능성을 시사하는 것으로 보인다. Baron와 Kenny(1986)의 3단계 회귀 검증법에 의한 매개효과 검증결과 1단계에서 선행변수인 조직지원인식은 매개변수인 정서적 몰입에 유의한 영향력을 미쳤고(표 3 참조), 2단계에서 정서적 몰입이 결과변수인 직장 내 일탈행동에 유의한 영향을 미쳤으며(표 4 참조), 3단계에서 매개변수인 정서적 몰입이 통제되었을 때 직장 내 일탈행동에 대한 조직지원인식의 영향은 줄어들거나 사라졌다. 즉, 표 5의 모형 3에서 보듯이 조직 일탈행동에 대한 조직지원인식의 영향($\beta = -.163, t = -2.081, p < .05$)은 줄어들었으므로 정서적 몰입이 부분매개(partial mediation) 역할을 하는

표 4. 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동에 대한 회귀분석 결과

변수	조직 일탈행동				대인관계 일탈행동				
	모형1		모형2		모형1		모형2		
	β	t	β	t	β	t	β	t	
통계변수	연령	-.194	-2.004	-.149	-1.612	.025	.255	.071	.767
	성별	.052	.784	.019	.305	-.062	-.936	-.099	-1.555
	학력	-.026	-.393	-.022	-.356	-.163	-2.493*	-.164	-2.636**
	근속년수	.065	1.030	.070	1.166	.037	.579	.042	.703
	직급	.050	.497	.091	.953	-.018	-.181	.024	.246
독립변수	정서적 몰입			-.327	-5.241***			-.326	-5.201***
	R ²	.036		.133		.032		.129	
	Adj. R ²	.016		.112		.013		.107	
	F	1.817		6.255***		1.643		6.022***	
	ΔR^2	.036		.098***		.032		.096***	

주) N=252, +: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$, β 는 회귀식의 표준화계수

표 5. 정서적 몰입의 매개효과 분석에 대한 회귀분석 결과

변수	조직 일탈행동						대인관계 일탈행동						
	모형1		모형2		모형3		모형1		모형2		모형3		
	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t	
통계변수	연령	-.194	-2.004	-.170	-1.826+	-.150	-1.631	.025	.255	.039	.408	.071	.768
	성별	.052	.784	.025	.399	.015	.240	-.062	-.936	-.079	-1.196	-.097	-1.531
	학력	-.026	-.393	-.022	-.355	-.021	-.346	-.163	-2.493	-.163	-2.520*	-.165	-2.636**
	근속년수	.065	1.030	.058	.961	.065	1.084	.037	.579	.033	.529	.044	.729
	직급	.050	.497	.097	1.004	.104	1.090	-.018	-.181	.009	.087	.020	.204
	조직지원 인식			-.301	-4.830***	-.163	-2.081*			-.170	-2.634**	.051	.646
독립변수	정서적 몰입					-.226	-2.856**					-.359	-4.464** *
	R ²	.036		.120		.148		.032		.059		.130	
	Adj. R ²	.016		.098		.124		.013		.036		.105	
	F	1.817		5.540***		6.053***		1.643		2.558*		5.210***	
	ΔR^2	.036		.084***		.029***		.032		.027*		.071***	

주) N=252, +: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$, β 는 회귀식의 표준화계수

것을 알 수 있으며, 대인관계 이탈행동에 대한 조직지원인식의 영향($\beta=.051, t=.646, n.s.$)은 유의하지 않게 나타나 정서적 몰입의 완전 매개(full mediation) 역할을 확인할 수 있었다. 이상의 결과를 종합할 때, 조직지원인식과 직장 내 이탈행동 간에 존재하는 정서적 몰입은 매개효과를 가진 것으로 보인다. 따라서 가설 3-1과 3-2는 모두 지지되었다. 또한 매개효과의 유의성을 확인하기 위하여 소벨테스트를 실시하였다. 조직지원인식과 정서적 몰입 그리고 직장 내 이탈행동의 관계에서 각 변수 간 비표준화된 계수를 이용하여 간접효과의 통계적인 유의성을 검증한 결과 모두 유의하게 나타났다. 구체적인 분석결과로는 조직 이탈행동($Z=-4.85, p<.001$)과 대인관계 이탈행동($Z=-4.81, p<.001$)에서 정서적 몰입을 통한 간접효과를 확인할 수 있었다.

가설 4의 검증: 조직기반 자긍심의 상호작용 효과

가설 4를 검증하기 위해 구성원의 조직 이탈행동에 대한 정서적 몰입과 조직기반 자긍심의 상호작용효과를 검증한 회귀분석 결과는 표 6에 나타나 있다. 조직 이탈행동에 대한 정서적 몰입 및 조직기반 자긍심의 상호작용항($\beta=-.041, t=-.679, n.s.$)은 통계적으로 유의미하게 나타나지 않아 가설 4-1은 기각되었다. 구성원의 대인관계 이탈행동에 대한 정서적 몰입과 조직기반 자긍심의 상호작용효과를 검증한 회귀분석 결과는 표 7에 나타나 있다. 여기서 상호작용항을 투입한 모형 4에서는 독립효과를 검증한 모형 2에 비해 설명력이 12.9%에서 14.3%로 증가하였고, 설명력의 증가분(ΔR^2)에 대한 F검증도 유의하였다

($p<.001$). 대인관계 이탈행동에 대한 정서적 몰입 및 조직기반 자긍심의 상호작용항($\beta=-.124, t=-2.014, p<.05$)은 통계적으로 유의미한 관계가 있음이 검증되었다. 이러한 결과는 조직기반 자긍심이 정서적 몰입과 대인관계 이탈행동 사이의 관계를 조절할 것이라는 가설 4-2를 지지하는 것으로 볼 수 있다.

조절효과를 보다 자세히 확인하기 위해 조절변수의 중위수를 기준으로 상위집단과 하위 집단을 구분하고(Cohen & Cohen, 1983), 각 집단별로 단순회귀방정식으로 도식화하고 표준화된 회귀계수의 유의성을 살펴보는 단순기울기검증(Simple-slope test)을 시행하였다(Aiken & West, 1991). 조직기반 자긍심의 중위수(3.6)를 기준으로 조직기반 자긍심이 높은 집단과 낮은 집단으로 구분하고 각 집단에서 대인관계 이탈행동을 종속변인으로, 정서적 몰입을 독립변인으로 하는 회귀식을 도출하였다. 그림 2에서 확인할 수 있듯이, 조직기반 자긍심이 높은 집단과 낮은 집단이 모두 정서적 몰입이 증가함에 따라 대인관계 이탈행동이 감소하지만 조직기반 자긍심이 높은 집단($\beta=-.315, t=-3.503, p<.01$)이 낮은 집단($\beta=-.254, t=-2.961, p<.01$)보다 기울기의 정도가 더 크게 나타났다. 즉 조직기반 자긍심이 높은 집단은 정서적 몰입의 증가에 따라 대인관계 이탈행동이 더 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이는 조직 내에서 구성원이 자신을 중요하고 의미 있고 가치 있는 존재로 지각할수록 정서적 몰입의 증대에 따라 다른 구성원에 대한 이탈행동이 더 크게 줄어드는 것을 의미한다. 따라서 조직기반 자긍심 지각이 클수록 정서적 몰입과 대인관계 이탈행동의 부(-)의 관계가 강화되는 것을 확인할 수 있다.

표 6. 정서적 몰입과 조직 일탈행동 및 조직기반자긍심의 상호작용 효과에 대한 회귀분석 결과

변수	조직 일탈행동								
	모형1		모형2		모형3		모형4		
	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>	
통제 변수	연령	-.194	-2.004	-.149	-1.612	-.127	-1.379	-.134	-1.442
	성별	.052	.784	.019	.305	.008	.133	.004	.066
	학력	-.026	-.393	-.022	-.356	.007	.118	.009	.148
	근속년수	.065	1.030	.070	1.166	.082	1.372	.085	1.416
	직급	.050	.497	.091	.953	.095	1.003	.098	1.031
독립 변수	AC			-.327	-5.241***	-.255	-3.661***	-.263	-3.718***
	OBSE					-.164	-2.265*	-.162	-2.235*
상호 작용	AC x							-.041	-.679
	OBSE								
	R ²	.036		.133		.151		.153	
	Adj. R ²	.016		.112		.127		.125	
	F	1.817		6.255***		6.184***		5.457***	
	ΔR^2	.036		.098***		.018***		.002***	

주) AC=정서적 몰입; OBSE=조직기반자긍심

N=252, + : $p < .10$, * : $p < .05$, ** : $p < .01$, *** : $p < .001$, β 는 회귀식의 표준화계수

표 7. 정서적 몰입과 대인관계 일탈행동 및 조직기반자긍심의 상호작용 효과에 대한 회귀분석 결과

변수	대인관계 일탈행동								
	모형1		모형2		모형3		모형4		
	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>	β	<i>t</i>	
통제 변수	연령	.025	.255	.071	.767	.072	.764	.051	.547
	성별	-.062	-.936	-.099	-1.555	-.099	-1.550	-.109	-1.723+
	학력	-.163	-2.493	-.164	-2.636**	-.164	-2.569*	-.156	-2.451*
	근속년수	.037	.579	.042	.703	.043	.702	.051	.841
	직급	-.018	-.181	.024	.246	.024	.246	.032	.332
독립 변수	AC			-.326	-5.201***	-.325	-4.581***	-.350	-4.889***
	OBSE					-.002	-.034	.002	.026
상호 작용	AC x							-.124	-2.014*
	OBSE								
	R ²	.032		.129		.129		.143	
	Adj. R ²	.013		.107		.104		.115	
	F	1.643		6.022***		5.141***		5.062***	
	ΔR^2	.013		.107***		.104***		.115***	

주) AC=정서적 몰입; OBSE=조직기반자긍심

N=252, + : $p < .10$, * : $p < .05$, ** : $p < .01$, *** : $p < .001$, β 는 회귀식의 표준화계수

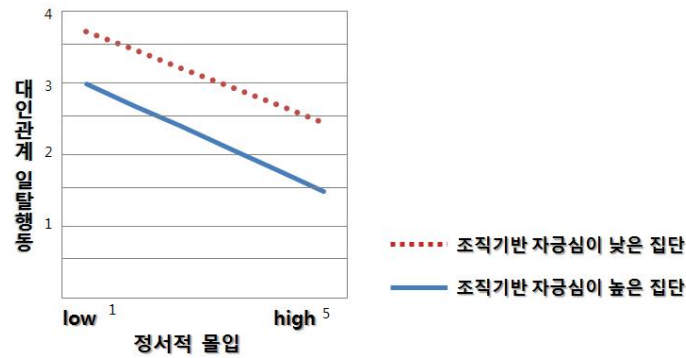


그림 2. 대인관계 이탈행동에 대한 정서적 몰입과 조직기반 자긍심 간의 상호작용

논 의

본 연구에서 얻어진 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 본 연구의 첫 번째 목적은 구성원이 지각한 조직지원인식이 정서적 몰입에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 조직지원인식이 정서적 몰입에 미치는 영향에 대해 분석한 결과, 구성원이 조직지원에 대한 지각이 높을수록 조직에 대한 정서적 몰입이 더 높은 것을 알 수 있다. 즉 조직이 구성원들의 기여와 가치를 인정하고 이들의 복지문제에 관심을 가진다고 지각하는 구성원들은 조직에 대하여 감정적으로 애착을 가지게 되고 조직과 동일시하는 경향이 높다는 것을 나타낸다. 이는 조직에서 구성원의 긍정적인 정서를 유발하는 원인과 구성원의 정서가 조직 행동에 미치는 과정을 설명한 사회교환이론에 의해 해석될 수 있다. 직장의 고용관계에서 구성원의 노력과 공헌은 조직으로부터의 금전·비금전적인 보상과의 교환이 이루어진다. 즉 피고용인과 고용주 간에는 서로에게 가치가 있는 자원의 교환이 이루어지게 되는데, 구성원의 노동의 대가에 대해서 조직은 인정과 보상(Shore & Shore, 1995), 공정한 대우(Kacmar & Carlson,

1997), 상사의 지원(Eisenberger et al., 1986), 훈련(Wayne et al., 1997) 등을 받게 된다. 구성원은 조직으로부터 존중과 배려 및 지원 등을 받게 되면 조직에 대한 긍정적인 감정을 갖게 될 뿐만 아니라 이에 대한 보답으로 조직에 대한 감정적인 애착 및 몰입이 더욱 증대되게 된다. 또한 호혜 규범에 의해 조직으로부터 호의적인 대우를 받은 구성원은 조직에 호의적인 반응을 하게 된다. 조직이 구성원에게 관심을 가져주고 배려해주는 것을 구성원이 지각함으로써 구성원은 자신도 이러한 지원에 보답해야 한다는 의무감을 갖게 되고 조직에 유익한 행동을 위해 노력하는 긍정적인 교환 관계가 유지되는 것이다. 따라서 조직지원인식을 높게 지각한 구성원은 조직 혹은 구성원에 대한 긍정적인 호응을 야기하는 감정적인 태도를 가지게 됨에 따라 정서적 몰입을 형성하게 된다. 이것은 이들의 연구(Eisenberger et al., 1990; Meyer et al., 2002) 결과와 일치한다. 그러므로 조직지원인식은 구성원의 정서적 몰입을 강화하는 것을 확인할 수 있다. 따라서 가설 1의 ‘조직지원인식이 정서적 몰입에 중(+)의 영향을 미친다’는 결과를 실증적으로 확인할 수 있다.

본 연구의 두 번째 목적은 정서적 몰입이 구성원의 직무성과의 한 형태인 직장 내 일탈 행동(조직 일탈행동, 대인관계 일탈행동)에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 본 연구에서는 정서적 몰입은 구성원의 직무행동 및 성과에 긍정적인 영향을 미치며, 일반적으로 부정적인 행동의 감소를 가져온다는 가설을 도출하였었는데, 실증분석 결과 가설 2에 따른 ‘정서적 몰입은 직장 내 일탈행동(조직 일탈행동, 대인관계 일탈행동)에 부(-)의 영향을 미친다’는 연구결과를 확인할 수 있었다. 정서적 몰입이 높은 구성원일수록 조직에 대한 일탈행동과 대인에 대한 일탈행동을 적게 하는 것을 알 수 있다. 이는 정서적으로 몰입된 구성원들은 조직에 대한 강한 소속의식과 동일시를 바탕으로 조직 활동에 전념하며 조직 목표를 달성하기 위한 의지와 열망이 높기 때문에 직무수행 과정에서 더욱 적극적이고 긍정적인 결과를 낳는다는 연구결과와 일치하며(김효선, 차운아, 2009; Mathieu & Zajac, 1990; Meyer & Allen, 1997; Rhoades et al., 2001), 조직 유익에 반하는 행동인 일탈행동을 지양하는 것을 확인할 수 있었다.

마지막으로 본 연구에서 조직지원인식과 직장 내 일탈행동 간의 관계에서 정서적 몰입의 매개역할이 실증적으로 검증되었다. 또한 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동 간의 관계에서 조직기반 자긍심의 상호작용 효과를 밝혔으나, 정서적 몰입과 대인관계 일탈행동 간의 관계에서만 통계적으로 유의한 결과를 나타냈다. 먼저 매개효과에 대한 실증결과를 살펴보면, 가설 3의 ‘정서적 몰입은 조직지원인식과 직장 내 일탈행동(조직 일탈행동, 대인관계 일탈행동) 간의 관계를 매개할 것이다’라는 가설이 지지되었다. 구성원은 조직으로부터 관심과

존중 및 지원을 받는다고 지각할수록 조직에 대한 정서적 몰입이 증대됨에 따라 긍정적인 조직행동을 보이게 되며 부정적인 행동은 지양하게 된다는 가설의 이론적 논리를 지지해주고 있다. 즉, 구성원의 조직지원인식에 따른 정서적 몰입의 증대는 조직에 대한 반생산적인 행동을 감소시키고 다른 구성원에게 무례한 언행을 하는 대인관계 일탈행동을 감소시키는 것을 알 수 있겠다. 회사가 직원을 소중한 자산으로 여기고 존중하고 배려하고 지원하는 것을 구성원이 느끼게 될 때, 조직과 구성원들 간에 관리 및 평가에 따른 긴장보다 배려와 진심이 전해져서 구성원들은 조직에 보다 헌신하게 될 것이다. 다음으로 정서적 몰입과 직장 내 일탈행동 간 존재하는 조직기반 자긍심의 상호작용 효과에 관한 분석결과를 살펴보면, 가설 4-2의 ‘조직기반 자긍심 지각이 클수록 정서적 몰입과 대인관계 일탈행동의 부(-)의 관계가 강화되는 것’을 확인할 수 있었다. 즉 조직기반 자긍심이 높은 구성원일수록 조직 내에서 타인에 대한 일탈행동이 감소할 것이라는 가정을 지지해주고 있는 것이다. 조직 내에서 구성원이 자신을 중요하고 의미 있고 가치 있는 존재로 지각할수록 정서적 몰입의 증대에 따라 다른 구성원에 대한 일탈행동이 줄어드는 것을 기대할 수 있겠다. 그러나 가설 4-1의 ‘조직기반 자긍심 지각이 클수록 정서적 몰입과 조직 일탈행동의 부(-)의 관계를 강화할 것이다’는 통계적으로 유의하지 않게 나타나 기각되었다. 이와 같이 조절효과 검증에 따른 상이한 결과는 조직 내에서 구성원 자신이 중요하고 의미 있고 가치 있는 존재로 지각하는 정도인 조직기반 자긍심이 조직 내 업무관련 태도 및 성과로 나타나기보다 대인관계 행동으로 이어지는 것을

보여주고 있다.

본 연구는 정서적 몰입이 구성원들의 조직 행동에 중요한 영향을 미친다는 점에서 정서적 몰입을 야기할 수 있는 선행요인으로서 조직지원인식을 탐구하였고, 이에 대한 결과를 실증연구 하였다. 이에 대해 본 연구의 시사점을 다음과 같이 도출할 수 있다.

첫째, 구성원의 정서적 몰입이 조직지원인식과 밀접한 관련이 있음을 나타냄으로써 구성원의 긍정적인 조직행동 발생은 조직으로부터의 구성원에 대한 관심과 존중 및 배려를 통한 종업원의 감정적인 정서에서 유발될 수 있음을 알 수 있다. 회사가 직원을 소중한 자산으로 생각하고 우선적으로 배려하는 조직문화를 구축하며 위기 상황에서도 직원들에 대한 관심과 지원을 제공할 때, 구성원은 현 조직에 속한 것에 대한 자부심과 긍지를 느끼게 될 것이며 조직에 대해 충성심과 신뢰로 보답할 것이다. 따라서 조직지원인식을 구성원의 정서적 몰입의 발생 동기로 인식하고 조직차원에서 구성원의 심리를 관리해야 할 필요성을 강조한다. 무엇보다도 조직과 구성원 간에 신뢰를 형성하며 효율적으로 과업을 달성하기 위해서 조직은 구성원들 간에 정서적인 소통 과정에서 구성원이 조직에 기대하는 실제적인 니즈(needs)와 혜택(benefits)을 면밀히 파악해서 구체적으로 실천할 필요가 있겠다. 예를 들면 조직은 직원이 최고의 자산이라는 경영 철학을 회사 생활에서 직접 느낄 수 있도록 다양한 지원을 제공하는 노력의 일환으로 직원 편의 중심으로 사무실뿐만 아니라 카페테리아를 리모델링하거나 마사지실을 운영하거나 무료 세차를 하는 등의 다양한 혜택을 제공할 수 있겠다. 업무 공간을 생동감 넘치는 컬러와 패턴으로 구성하고 사무실의 공간배치에도 보

다 수평적인 조직문화를 구축하기 위해 배려할 필요가 있다. 이와 같이 회사가 직원들로 하여금 ‘우리 회사는 구성원들이 서로 존중하고 배려하며 일하기 좋은 직장’이라는 확고한 기대 수준에 부응하기 위해 종업원을 위한 직장 문화 및 환경을 조성하는 노력을 보일 때, 직원들의 충성심과 몰입은 더욱 높아지게 되며 조직에 대한 신뢰를 갖게 되겠다. 또한 조직은 직장에서 구성원들에 대해 상호존중과 배려를 기반으로 하는 조직문화 또는 조직분위기를 지향한다는 메시지를 명확히 전달해 주어야 한다.

둘째, 정서적 몰입을 통해 구성원의 조직에 대한 부정적인 행동을 감소하기 위해서는 직장에서 일탈행동을 예방하는 교육을 실시할 필요가 있겠다. 이미 정서적으로 몰입한 구성원일지라도 다른 구성원의 일탈행동으로 인해서 조직과 다른 동료들에게 일탈행동을 가할 가능성이 있기 때문이다. 한 두 사람의 무례하고 반생산적인 행동이 서로를 적대시하게 하는 조직분위기를 일으켜서 성과에 악영향을 끼칠 수 있다. 구성원이 공격적이고 무례한 성향의 동료와 오랫동안 일하게 되면 상대방에게 무례한 언행으로 되갚아 주거나 화풀이를 하는 등 부정적인 현상이 조직 전체로 확산될 수 있다. 일탈행동도 구성원들 간에 학습되고 모방될 수 있기 때문이다. 또한 조직 전체적으로 구성원의 일탈행동이 팽배해 있게 되면, 고객 만족이나 기업 이미지에까지 부정적인 영향을 미칠 수 있겠다. 다른 동료로부터 일탈행동을 경험한 구성원이 자신이 받은 스트레스로 인해 직무관련 행동에 미흡할 수 있다. 예를 들면, 구성원이 고객 응대를 비롯한 서비스 제공에 소홀하게 되어 고객 만족이 낮아지고 해당 기업에 대한 이미지가 실추되는 등 구성

원들 사이의 일탈행동 문제가 조직 내부적인 문제로만 끝나지 않음을 예상할 수 있겠다.

셋째, 본 연구는 구성원의 정서적 몰입의 선행요인으로 조직지원인식을 규명하는 동시에, 정서적 몰입이 구성원의 일탈행동 감소에 영향을 준다는 실증기초 자료를 제공한다. 연구 결과를 통해서 조직지원인식이 구성원의 부정적인 조직행동을 감소시키는 중요한 모티베이션 역할을 한다는 것을 확인할 수 있었다. 구성원이 조직지원을 지각하여 이들의 심리적인 태도 및 행동이 바뀌는 과정을 살펴보면, 조직과 구성원 간에 상호작용하여 소통하는 것이 중요하다는 것을 알게 된다. 경쟁이 치열한 직장생활에서 타인에 대한 존중과 배려보다는 개인의 성과와 이익을 우선시 하며 다양한 세대 및 가치가 혼재하는 상황에서 서로에 대한 이해와 존중이 필요하기 때문이다. 이를 위해 조직은 직장 환경을 개선하기 위해 노력하는 동시에 구성원들이 조직지원 정도를 어떻게 지각하는지에 대해서도 즉 구성원의 조직에 대한 만족도를 면밀하게 파악해야 하겠다. 따라서 조직과 구성원 간의 상호작용을 통해 조직과 구성원 간의 애착을 증가시켜서 조직 내 결속을 공고히 해야 하겠다. 더불어 조직은 구성원들과의 심리적인 애착 및 정서를 강화하여 직원들의 자부심과 만족을 높이는데 노력해야 하겠다. 따라서 조직은 구성원의 안녕(well-being)과 만족에 관심을 기울이며 이에 대한 관리를 소홀히 해서는 안 될 것이다.

본 연구의 한계와 향후 연구 방향을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 사용된 데이터가 동일시점에 동일한 측정대상으로부터 자기보고 방법에 의해 측정되었다는 점에서 동일방법편의(common method bias)가 발생했을 가능성이 있

다. 이에 본 연구에서는 동일방법편의를 진단하기 위해 모든 변수들을 대상으로 ‘Harman’s single factor’ 검증을 실시하였다(Podsakoff, MacKenzie, Lee & Podsakoff, 2003). 이들의 연구(Podsakoff et al., 2003)에 의하면 수집된 데이터가 동일방법편의에 의한 문제가 심각할 경우, 탐색적 요인분석의 결과 1개의 유의미한 요인만이 도출되거나 총 분산의 상당한 부분을 설명하는 요인이 도출된다고 한다. 모든 변수들의 설문문항을 대상으로 요인수를 지정하지 않고 탐색적 요인분석을 시행한 결과, 고유치(eigen value)가 1이상인 요인이 5개가 도출되었으며 이 중에 가장 큰 설명 분산을 갖는 요인 1의 설명 분산은 37.24%로 나타났다. 따라서 본 연구는 총 분산의 상당부분이 어느 특정 요인에 의해 지배적으로 설명되지 않는다는 점을 간접적으로 보임에 따라 동일방법편의의 문제가 연구결과를 왜곡할 만큼 심각하지 않다고 볼 수 있다. 그러나 본 연구는 동일한 응답자가 모든 변수들에 대해 응답함으로써 발생하는 변수 간 관계의 과대화라는 오류를 배제하기 어렵다(Podsakoff et al., 2003). 특히, 구성원의 조직 일탈행동 및 대인관계 일탈행동을 타인에 의해 객관적으로 측정하지 않고 구성원 스스로가 자신의 행동을 측정했다는 점에서 구성원의 직장 내 일탈행동을 객관적으로 파악하는 데에는 한계가 있다고 여겨진다. 이에 향후 연구에서 직장 내 일탈행동에 대한 평가를 본인이 아닌 제 3자(동료, 상사)로부터 얻는다면 더욱 타당도 있는 측정결과를 얻을 수 있을 것이다. 연구 표본에서도 사무·관리직에만 국한하지 않고 다양한 직군의 종사자를 포함하면 연구 결과에 따른 실무적인 적용 범위를 넓힐 수 있을 것으로 본다.

둘째, 횡단적 분석(cross-sectional study)을 사

용함으로써 인과관계의 방향성을 명확하게 밝히지 못한 한계가 있다. 조직에 대한 정서적 몰입이 발생하여서 조직지원인식의 지각이 증대된 것인지, 조직지원인식을 지각한 후에 정서적 몰입이 증대된 것인지를 차이를 보다 명확하게 규명해야 할 것이다. 이 변수들은 개인 특성, 조직상황적 특성 등에 따라 인식하는 정도가 다를 수 있다. 따라서 후속연구에서 이러한 다양한 변수들의 영향력을 고려하여 종단 연구를 통해 면밀하게 알아볼 필요가 있겠다.

셋째, 본 연구에서 조절변인인 조직기반 자긍심은 단순히 조절변인으로만 고려하였으나 이는 조직지원인식의 결과요인 및 정서적 몰입의 선행요인으로도 예측이 가능하다. 즉 조직으로부터 지원을 높게 지각한 구성원인 경우 조직기반 자긍심을 높게 지각할 수 있으며, 조직기반 자긍심이 높은 구성원은 조직으로부터 자신의 가치와 중요성을 높게 지각함으로써 조직에 대한 정서적 몰입도 증대될 수 있을 것이다. 이러한 점을 고려할 때 추후 연구에서 조직기반 자긍심을 조직지원인식의 결과요인 및 정서적 몰입의 선행변인으로 인식하고 이 관계에 대해 고찰할 필요가 있겠다. 또는 조직기반 자긍심이 조직지원인식과 정서적 몰입 사이에서 부분매개 역할을 하는지에 대해서도 고려해 볼 수 있겠다.

조직의 경영자와 관리자는 구성원들로 하여금 조직지원인식을 통해 정서적 몰입이 더욱 증대될 수 있도록 적극적으로 다각적인 차원에서 노력하여야 구성원들의 긍정적 행동을 통한 직무성과를 얻을 수 있을 것이다. 조직지원에 대한 구체적이고 실제적인 관리방안을 논의할 수 있도록 이론적·실천적 함의를 풍부하게 발전시키는데 노력해야 할 것으로 보인다.

참고문헌

- 김민정, 김민수, 오홍석 (2006). 조직 내 멘토링 네트워크에서 멘토의 네트워크 특성이 멘토와 프로테제의 조직기반 자긍심에 미치는 영향 연구. *한국 심리학회지: 산업 및 조직*, 19(3): 499-521.
- 김혜진, 김비아, 이재식 (2012). 조직구성위의 문화성향에 따른 조직시민행동의 차이: 조직지원인식의 조절효과와 매개효과. *한국 심리학회지: 산업 및 조직*, 25(2): 265-297.
- 김효선, 차운아 (2009). 직장-가정 간 상호작용과 가족친화적 조직지원이 근로자의 조직몰입과 이직의도에 미치는 효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 22(4): 515-540.
- 배병렬 (2009). Amos 17.0 구조방정식 모델링, 청람출판.
- 서재현 (2000). 조직공정성이 조직후원인식에 미치는 영향에 관한 연구. *경영학연구*, 29: 451-472.
- 이 완 (2012년7월4일). “직장내 ‘무례한 행동’ 상사도 부하도 불면증 공포”. *한겨레신문*. http://www.hani.co.kr/arti/economy/economy_general/540940.html에서 검색.
- 한주원, 박경규 (2009). 상사의 비인격적 감독이 부하의 직장 내 일탈행동에 미치는 영향. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 22(2): 233-259.
- Aiken, L. S., & Eby, L. T. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Aquino, K., Lewis, M. U., & Bradfield, M. (1999). Justice constructs, negative affectivity, and employee deviance: A proposed model and empirical test. *Journal of Organizational*

- Behavior*, 20: 1073-1091.
- Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical consideration, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51: 1173-1182.
- Bateman, T. S., & Organ, D. W. (1983). Job satisfaction and the good soldier: The relationship between affect and employee "citizenship". *Academy of Management Journal*, 26: 587-595.
- Bennett, R. J., & Robinson, S. L. (2000). Development of a measure of workplace deviance. *Journal of Applied Psychology*, 85: 349-360.
- Bennett, R. J., & Robinson, S. L. (2003). *The past, present, and future of workplace deviance research*. In J. Greenberg(Ed.), *Organizational behavior: The state of the science(2nd ed.)*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 247-281.
- Blau, P. (1964). *Exchange and power in social life*. New York: Wiley.
- Blau, G. J. (1987). Using a person-environment fit model to predict job involvement and organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 30: 240-257.
- Blau, G. J. (1988). An investigation of the apprenticeship organizational socialization strategy. *Journal of Vocational Behavior*, 32: 176-195.
- Brooke, P. P., Russell, Jr., D. W., & Price, J. L. (1988). Discriminant validity of measures of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 73: 139-145.
- Buchanan, B. (1974). Building organizational commitment: The Socialization of managers in work organization. *Administrative Science Quarterly*, 19: 533-546.
- Church, A. T., & Burke, P. J. (1994). Exploratory and confirmatory tests of the big five and Tellegen's three-and-four dimensional models. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66: 93-114.
- Cullen, M. J., & Sackett, P. R. (2003). *Personality and counterproductive workplace behavior*. New York: Pfeiffer & Company.
- DeCotiis, T. A., & Summers, T. P. (1987). A path analysis of a model of the antecedents and consequences of organizational commitment. *Human Relations*, 40: 445-470.
- Dubin, R., Champoux, J. E., & Porter, L. W. (1975). Central life interests and organizational commitment of blue-collar and clerical workers. *Administrative Science Quarterly*, 20: 411-421.
- Eisenberger, R., Armeli, S., Rexwinkel, B., Lynch, P., & Rhoades, L. (2001). Reciprocation of perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 86: 42-51.
- Eisenberger, R., Cummings, J., Armeli, S., & Lynch, P. (1997). Perceived organizational support, discretionary treatment, and job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 82: 812-820.
- Eisenberger, R. E., Fasolo, P., & Davis-LaMastro, V. (1990). Perceived organizational support and employee diligence, commitment, and

- innovation. *Journal of Applied Psychology*, 75(1): 51-59.
- Eisenberger, R., Huntington, R., Huchison, S., & Sowa, D. (1986). Perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 71: 500-507.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981), Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error, *Journal of Marketing Research*, 18: 39-50.
- George, J. M. & Jones, G. R. (1996). *Organizational Behavior*. Addison-Wesley Publishing company, Inc.
- Glisson, C. & Durick, M. (1988). Predictors of job satisfaction and organizational commitment in human service organization. *Administrative Science Quarterly*, 33: 61-81.
- Gouldner, A. W. (1960). The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Socio-logical Review*, 25: 161-178.
- Guzzo, R. A., Noonan, K. A., & Elron, E. (1994). Expatriate managers and the psychological contract. *Journal of Applied Psychology*, 79: 617-625.
- Hackman, J. R., & Oldham. (1976). Motivation through the design of work: Test of a theory. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16: 250-279.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006), *Multivariate Data Analysis*, 6th ed.. Prentice-Hall International.
- Harper, D. (1990). Spotlight abuse-save profits. *Industrial Distribution*, 79: 47-51.
- Hershcovis, S. M., Turner, N., Barling, J., Arnold, K. A., Dupre, K. E., Inness, M., et al. (2007). Predicting workplace aggression: A meta analysis. *Journal of Applied Psychology*, 92: 228-238.
- Hollinger, R. C., & Clark, J. (1983). Deterrence in the workplace: Perceived certainty, perceived severity, and employee theft. *Social Forces*, 62: 398-418.
- Hughs, M. A., Price, R. L., & Marrs, D. W. (1986), Linking theory construction and theory testing: Models with multiple indicators of latent variables. *Academy of Management Review*, 11:128-144.
- Hui, C. & Lee, C. (2000). Moderating effects of organization-based self-esteem on organizational uncertainty: Employee response relationships. *Journal of Management*, 26(2): 215-232.
- Ilies, R., Hauserman, N., Schwochau, S., & Stibal, J. (2003). Reported incidence rates of work-related sexual harassment in the United States: Using meta-analysis to explain reported rate disparities. *Personnel Psychology*, 56: 607-631.
- Kacmar, K. M., & Carlson, D. (1997). Further validation of the perceptions of politics scale (POPS): a multiple sample investigation. *Journal of Management*, 23: 627-658.
- Kidron, A. (1978). Work values and organizational commitment. *Academy of Management Journal*, 21: 239-247.
- Lee, J., & Peccei, R. (2007). Perceived organizational support and affective commitment: The mediating role of organization-based self-esteem in the context of job insecurity. *Journal of Organizational Behavior*, 28: 661-685

- Liao, H., Joshi, A., & Chuang, A. (2004). Sticking out like a sore thumb: Employee dissimilarity and deviance at work. *Personnel Psychology*, 57: 969-1000.
- Luthans, F., Baack, F., & Taylor, L. (1987). Organizational commitment: Analysis and antecedents. *Human Relations*, 40: 219-236.
- Mathieu, J. E., & Zajec, D. M. (1990). A review and meta-analysis of the antecedents, correlates and consequences of organizational commitment. *Psychological Bulletin*, 108(2): 171-194.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1988). Links between work experiences and organizational commitment during the first year of employment: A longitudinal analysis. *Journal of Occupational Psychology*, 61: 195-209.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1: 61-89.
- Meyer, J. P., Allen, N. J., & Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations: Extension and test of a three-component conceptualization. *Journal of Applied Psychology*, 78: 538-551.
- Meyer, J. P., & Allen, N. P. (1997). *Commitment in the workplace: Theory, research, and application*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Meyer, J. P., Stanley, D. J., Herscovitch, L., & Topolnytsky, L. (2002). Affective, continuance, and normative commitment to the organization: A meta-analysis of antecedents, correlates, and consequences. *Journal of Vocational Behavior*, 61(1): 20-52.
- McGurn, X. (1988). Spotting the thieves who work among us. *Wall Street Journal*, p.16a.
- Mitchell, M. S. & Ambrose, M. L. (2007). Abusive supervision and workplace deviance and the moderating effects of negative reciprocity beliefs. *Journal of Applied Psychology*, 92(4): 1159-1168
- Moorman, R. H. & Niehoff, B. P. (1998). Does perceived organizational support mediate the relationship between procedural justice and organizational citizenship behavior?. *Academy of Management Journal*, 41:351-357.
- Morrison, E. W. & Robinson, S. L. (1997). When employees feel betrayed: a model of how psychological contract violation develops. *Academy of Management Review*, 22: 226-256.
- Morris, J. H. & Snyder, R. A. (1979). A second look at need for achievement and need for autonomy as moderators of role perception-outcome relationships. *Journal of Applied Psychology*, 64: 173-178.
- Morris, J. H. & Steers, R. M. (1980). Structural influences on organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 17: 50-70.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Steers, R. M. (1982). *Employee-organization linkages*. New York: Academic Press.
- O'Reilly, C. A., & Caldwell, D. F. (1981). The commitment and job tenure of new employees: Some evidence of postdecisional Justification justification. *Administrative Science Quarterly*, 26: 597-616.
- Pierce, J. L., & Dunham, R. B. (1987). Organizational commitment: Preemployment propensity and initial work experiences. *Journal*

- of Management*, 13: 163-178.
- Pierce, J. L., Gardner, D. G., Cummings, L. L., & Dunham, R. B. (1989). Organization-based self-esteem: Construct definition, measurement, and validation. *Academy of Management Journal*, 32: 622-645.
- Pierce, J. L., Gardner, D. G., Dunham, R. B., & Cummings, L. L. (1993). Moderation by organization-based self-esteem of role condition-employee response relationships. *Academy of Management Journal*, 36: 271-287.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common Method Biases in Behavioral Research: a Critical Review of the Literature and Recommended Remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88: 879-903.
- Rhoades, L., Eisenberger, R., & Armeli, S. (2001). Affective commitment to the organization: The contribution of perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 86: 825-836.
- Robinson, S., Bennett, R. (1995). A typology of deviant workplace behaviors: A multi-dimensional scaling study. *Academy of Management Journal*, 38: 555-572.
- Settoon, R. P., Bennett, N., & Liden, R. C. (1996). Social exchange in organizations: Perceived organizational support, leader-member exchange and employees reciprocity. *Journal of Applied Psychology*, 81: 219-227.
- Shanock, L. R., & Eisenberger, R. (2006). When supervisors feel supported: Relationships with subordinates' perceived supervisor support, perceived organizational support, and performance. *Journal of Applied Psychology*, 91: 689-695.
- Shore, L. M. & Shore, T. H. (1995). "Perceived organizational support and organizational justice," in R. S. Cropanzano & K. M. Kacmar(Eds.), *Organizational politics, justice, and support: Managing the social climate of the workplace*, Westport, C.T.: Quorum, 149-164.
- Shore, L. M., & Wayne, S. J. (1993). Commitment and employee behavior: Comparison of affective commitment and continuance commitment with perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 78: 774-780.
- Steers, R. M. (1977). Antecedents and outcomes of organizational commitment. *Administrative Science Quarterly*, 22: 46-56.
- Steiger, J. H. (1990), Structural model evaluation and modification: an interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25:173-180.
- Wayne, S. J., Shore, L. M., & Liden, R. C. (1997). Perceived organizational support and leader-member exchange: Social exchange perspective. *Academy of Management Journal*, 40(1): 82-111.
- 1 차원고접수 : 2012. 11. 8
수정원고접수 : 2013. 2. 24
최종게재결정 : 2013. 2. 25

The Relationship of Perceived Organizational Support and Deviant Behavior in the Workplace: The Mediating Effect of Affective Commitment and The Moderating Effect of Organization-based Self-esteem

Ahra Oh

Kyungkyu Park

Hyunju Yong

Graduate School of Business, Sogang University

In this study, the effect of perceived organizational support on affective commitment, in order to investigate the effects of perceived organizational support on employees' deviant behavior in the workplace, is firstly verified. Then the effect of affective commitment on employees' deviant behavior in the workplace(organizational deviant behavior and interpersonal deviant behavior) is verified. In addition, the mediating role of affective commitment on the relationship between perceived organizational support and deviant behavior is revealed. Organization-based self-esteem as the moderating variable that can strengthen the relationship between affective commitment and deviant behavior is verified. 252 employees were participated in the study and structural equation analysis was employed to examine the hypotheses. The following is a summary of the results. First, affective commitment increases as perceived organizational support increases. In other words, the higher employees' perception for organizational support are, the higher affective commitment are. Second, deviant behavior in the workplace decreases as affective commitment increases, that is affective commitment have contributed to the decrease in employees' organizational deviant behavior and interpersonal deviant behavior. Third, affective commitment was empirically verified to have a mediating effect between perceived organizational support and deviant behavior in the workplace. Also, the moderating effect of Organization-based self-esteem was verified in the relationship between affective commitment and interpersonal deviant behavior in the workplace. Based on these findings, it was determined that perceived organizational support is a significant antecedent of affective commitment and perceived organizational support can be recognized as the motive of affective commitment. The exchange between the employee and employer is positively related to employees' feelings of perceived organizational support and affective commitment to the organization and reciprocation in the form of lower levels of deviant behavior. Therefore, results also revealed that employees' perceptions of organizational support have an influence on their attitudes and behavior. Our findings emphasize the importance of valuing employees and investing in their well-being in the workplace.

Key words : Perceived Organizational Support, Affective Commitment, Organizational Deviant Behavior, Interpersonal Deviant Behavior, Organization-based Self-esteem