한국심리학회지: 산업 및 조직
Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology
2025. Vol. 38, No. 3, 251-278
https://doi.org/10.24230/kjiop.v38i3.251-278

신입사원의 조직시민행동 교환이 조직사회화에 미치는 효과: 조직시민행동 동기의 조절효과*

김 하 늘　　박 형 인†

성균관대학교 심리학과

본 연구는 신입사원과 동료 간 조직시민행동의 교환이 조직사회화의 세 가지 지표(역할명확성, 과업숙달, 사회적 통합)에 미치는 효과를 조사하고, 해당 관계에서 조직시민행동 동기의 조절효과를 확인하고자 하였다. 이를 위해 함께 근무하는 동료가 있으면서 첫 직장에서 3개월 이상 1년 이하로 재직 중인 만 19세 이상의 전일제 직장인을 대상으로 설문조사를 실시하였고, 총 350명의 응답을 다(차)항회귀분석과 반응표면 그래프를 통해 분석하였다. 그 결과, 조직시민행동 제공과 수혜가 불일치할 때 수혜가 커질수록 준거변수가 증가할 것이라는 예상과 달리 역할명확성과 사회적 통합에서는 양방향 모두에서 준거변수가 증가하는 U자형 관계가 나타났으며, 과업숙달에서는 수혜가 커질수록 준거변수가 감소하는 선형 관계가 관찰되었다. 조직시민행동 제공과 수혜가 일치하는 경우에는 세 지표 모두 제공과 수혜가 높은 수준에서 일치할수록 준거변수가 증가하여 가설이 지지되었다. 신입사원이 평가한 세 가지 조직시민행동 동기의 조절효과도 관찰되어 조직관심 동기와 친사회적 동기가 높을수록 조직시민행동 교환의 효과가 약하게 나타난 반면, 인상관리 동기가 높은 경우에는 강하게 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 학문적 및 실무적 함의점을 제시하고, 연구의 한계점과 후속 연구 방안을 제안하였다.

주요어 : 신입사원, 조직시민행동, 조직사회화, 조직시민행동 동기

---

* 본 연구는 2025 Association for Psychological Science Annual Convention에서 발표된 포스터의 내용을 수정 및 보완한 것임.

† 교신저자 : 박형인, 성균관대학교 심리학과 교수, (03063) 서울특별시 종로구 성균관로 25-2
Tel: 02-760-0485, E-mail: hi.park@skku.edu

Copyright ⓒ 2025, The Korean Society for Industrial and Organizational Psychology. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution –NonCommercial Licenses (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

서 론

조직사회화(organizational socialization)에 대한 연구는 신입사원 개인 수준에서의 비공식적인 사회화 전략에 초점을 맞춰 왔다(Ashford & Black, 1996). 이는 개개인의 신입사원을 조직에 잘 적응하기 위해 노력하는 능동적인 주체로 인식해야 한다는 관점이 반영된 결과이다(Ashford & Black, 1996). 신입사원 개인의 주도적인 사회화는 자신이 가진 자원을 타인과 교환함으로써 사회화에 필요한 자원을 획득하는 방식으로 이루어질 수 있으며(Jia et al., 2021), 정보 제공, 도움 행동, 업무 지원 등 다양한 형태의 조직시민행동(organizational citizenship behavior)이 사회화 자원으로서 신입사원의 조직 적응을 촉진할 수 있음이 선행연구를 통해 밝혀졌다(Ellis et al., 2015; Jia et al., 2021; Kammeyer-Mueller et al., 2013). 조직시민행동이란 조직에 긍정적인 업무 행동으로, 공식적인 요구를 넘어서 보상에 대한 기대 없이 자발적으로 조직의 기능에 기여하는 행동을 의미한다(Smith et al., 1983). 이러한 조직시민행동이 사회적 교환관계에 기반하여 나타난다는 주장에도 불구하고(Jang, 2018; Konovsky & Pugh, 1994) 기존 연구들은 신입사원이 제공하거나 제공받는 조직시민행동 교환의 한 측면에만 집중하여 양측을 동시에 조사한 연구는 부족한 실정이다. 따라서 본 연구는 신입사원의 조직사회화 전략으로서 조직시민행동에 초점을 맞춰 신입사원이 자신의 동료에게 행하는 조직시민행동 제공과 동료로부터 받는 조직시민행동 수혜를 모두 조사하고, 개인-환경 부합(person-environment fit)의 관점에서 조직시민행동 제공과 수혜를 각각 개인과 환경 차원으로 설정하여 둘 간의 일치 혹은 불일치가 조직사회화에 미치는 효과를 알아보고자 한다.

한편, 조직시민행동을 촉발하는 동기로 세 가지 유형이 제안된다(Rioux & Penner, 2001). 자기결정이론(self-determination theory; Deci & Ryan, 1985)은 개인의 행동 및 행동의 지속성이 자율성 수준에 있어 질적으로 다른 동기에 의해 영향을 받을 수 있다고 주장하는데, 조직시민행동의 세 가지 동기 역시 개인의 내적 자율성 수준에 의해 구분될 수 있다. 나아가 조직시민행동 동기는 행위자의 조직시민행동 제공뿐만 아니라(Grant & Mayer, 2009) 수혜자의 조직시민행동 인식에도 영향을 줄 수 있기에(Allen & Rush, 1998; Rubenstein et al., 2020), 조직시민행동의 교환관계가 조직사회화에 미치는 효과 역시 사회화의 주체인 신입사원의 조직시민행동 동기에 의해 달라질 가능성이 있다. 이를 바탕으로 본 연구는 신입사원이 지각하는 조직시민행동의 교환이 조직사회화에 미치는 효과가 각 동기에 따라 변화되는지 조사하고자 한다. 이러한 연구는 신입사원의 조직사회화 전략으로서 조직시민행동 제공 및 수혜를 모두 살펴본다는 점에서 의의가 있으며, 둘 간의 일치 혹은 불일치가 조직사회화에 미치는 효과와 함께 조직시민행동 동기의 조절효과를 확인한다면 신입사원의 효과적인 조직사회화를 위한 개입 방안을 구체화하는 데 기여할 수 있을 것이다.

조직시민행동의 교환과 조직사회화 간 관계

조직사회화는 조직에 새롭게 합류한 구성원이 조직의 문화, 가치, 역할 등을 학습하며 조직에 적응하는 과정을 의미한다(Feldman, 1976). 이러한 조직사회화 과정을 구성하는 주요 과업이 존재하며(Morrison, 1993a), 신입사원

이 이들 과업을 얼마나 달성했는지는 사회화 성공 여부를 평가하는 중요한 기준이 된다(Feldman, 1976; Morrison, 1993a). 본 연구에서는 선행연구에서 제시한 주요 과업 중 역할명확성(role clarification), 과업숙달(task mastery), 그리고 사회적 통합(social integration)을 핵심적인 조직사회화 지표로 선택하여 신입사원의 조직사회화 결과를 측정하고자 한다. 역할명확성은 개인이 조직 내에서 자신에게 주어진 역할을 명확히 이해하는 정도를 의미하며, 과업숙달은 개인이 직무에 필요한 방법과 기술을 성공적으로 학습하는 정도로 정의된다(Morrison, 1993a). 마지막으로, 사회적 통합은 개인이 동료들과 관계를 구축하여 작업집단에 통합되는 정도를 나타낸다(Morrison, 1993a).

신입사원의 조직사회화 과정에서 동료와의 상호작용은 조직문화, 역할기대, 비공식적 규범 등을 학습할 수 있는 중요한 통로로 작용한다(Ashforth & Saks, 1996). 사회교환이론(social exchange theory)에 따르면 사람들은 상호작용을 하면서 서로에 대한 신뢰와 의무를 생성하고, 받은 만큼 돌려준다는 호혜성(reciprocity)의 원리를 기반으로 한 사회적 교환관계로 발전할 수 있다(Cropanzano & Mitchell, 2005). 그러나 호혜성 규범은 무조건적이지 않다(Gouldner, 1960). 사람들은 교환관계에 서로 다른 가치를 부여할 수 있으며, 이는 보답에 대한 기대나 반응 방식에서 개인차를 형성한다(Gouldner, 1960; Lambert, 2000). 이러한 이론적 관점을 적용하면, 신입사원은 자신의 동료와 조직시민행동을 주고받는 상호작용의 과정을 통해 사회적 교환관계를 형성할 수 있지만, 신입사원이 동료에게 제공하는 조직시민행동의 수준과 동료로부터 제공받는 조직시민행동의 수준은 항상 일치하지 않을 수 있다.

조직시민행동은 공식적인 보상 시스템에 직접적으로 포함되어 평가되지 않지만 조직의 기능에 기여하는 자발적인 행동을 의미한다(Organ, 1997). 이는 전통적인 역할 외 행동(extra-role behavior) 개념에서 확장되어 친사회적 조직행동(prosocial organizational behavior) 및 맥락수행(contextual performance)과도 개념적으로 중첩된다(Borman & Motowidlo, 1997; LePine et al., 2002; Organ, 1997). 조직시민행동은 직무기술서(job description)에 명시되지 않음에도 불구하고 조직의 사회적, 심리적 환경을 개선하여 성과를 증진하는 데 기여하며, 역할 내 행동(in-role behavior)과도 경험적으로 구별된다(Williams & Anderson, 1991). 조직시민행동의 하위 차원을 구분하는 다양한 전략 중 조직지향(toward the organization) 조직시민행동과 개인 지향(toward individuals) 조직시민행동의 두 가지 유형을 구별하는 방식이 존재한다(Williams & Anderson, 1991). 이중 개인 지향 조직시민행동은 대인 간 상호작용에 초점을 맞춘 도움 행동(helping behavior)을 지칭하는데, 본 연구는 특히 신입사원이 동료와의 관계에서 주고받는 도움에 주목하고자 한다. 도움 행동은 가장 대인적이고 상호작용적인 조직시민행동으로서, 타인의 행동이나 관계의 질에 민감하게 반응하는 경향이 있다(Settoon & Mossholder, 2002).

한편, 개인과 개인을 둘러싼 환경 간의 적합성이 개인에게 미치는 결과를 설명하는 대표적인 이론으로 개인-환경 부합 이론이 존재한다. 개인 차원과 환경 차원의 상호작용을 강조하는 개인-환경 부합 이론은 개인 혹은 환경이 단독으로 결과 요인을 결정하기보다, 두 차원의 일치나 불일치가 결과 요인에 더 큰 영향을 미친다고 주장한다(Edwards et al.,

1998). 본 연구는 이러한 개인-환경 부합 이론(Edwards et al., 1998)의 관점에서 신입사원이 제공하는 조직시민행동을 개인 차원으로, 동료로부터 받는 조직시민행동을 환경 차원으로 환원하고자 한다. 이 이론에 따르면, 개인 차원과 환경 차원 간의 불일치가 준거변수와 갖는 관계에 대해 크게 세 가지 양상이 나타날 수 있다(Edwards et al., 1998).

우선, 개인의 기대나 요구와 같은 개인적 요인이 그에 상응하는 환경적 요인보다 크거나 높은 경우 개인은 충족되지 않는 상황으로 인해 스트레인(strain)의 증가와 같이 부정적인 결과를 경험하게 된다(Edwards et al., 1998). 조직시민행동 제공이 동료로부터의 조직시민행동 수혜보다 큰 경우 역시 신입사원의 조직사회화에 부정적인 결과가 나타날 수 있다. 자원보존(conservation of resources, COR)이론의 관점에서 개인은 기본적으로 자원을 획득 및 유지하려 하며 자원의 순손실, 순손실에 대한 위협, 또는 투자한 자원에 따른 자원 획득 부족을 감지할 때 스트레스를 경험한다(Hobfoll, 1989). 신입사원은 자신의 자원을 투자하여 동료에게 조직시민행동을 제공할 때, 자신도 그에 상응하는 보답을 받을 것이라고 기대할 것이다. 그러나 제공한 것보다 적은 조직시민행동을 받게 될 경우, 호혜성 규범에 기반한 기대가 무너질 뿐만 아니라 동료로부터 자신이 투자한 자원을 회수하지 못해 자원의 손실을 경험하게 된다. 이러한 상황은 호혜성의 원리를 위반하는 동시에 신입사원으로 하여금 조직시민행동 제공 과정에서 소모된 자원을 회복하고 추가적인 손실을 방지하는 데 노력을 집중하도록 하기 때문에 적응에 악영향을 끼치고, 결과적으로 조직사회화에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 크다. 구체적으로, 수혜보다 제공이 더 많은 데 따른 자원 손실은 신입사원으로 하여금 자신의 역할 범위를 이해하는 데 필요한 정보 탐색 및 처리에 집중하기 어렵게 만들어 역할명확성을 저해할 수 있다. 또한, 직무에 필요한 방법과 기술을 효과적으로 학습하고 훈련하는 데 필요한 인지적 자원과 동기를 감소시켜 과업숙달의 수준을 낮출 수 있다. 마지막으로, 호혜성 규범 위반은 그 자체로 해당 동료와의 긍정적인 관계 형성을 저해하고 더 나아가 동료가 속한 작업집단에 융화되려는 노력을 약화시켜 사회적 통합을 어렵게 할 것이다.

이와 반대의 경우에는 구체적인 기제에 따라서 선형(monotonic) 관계, 점근(asymptotic) 관계, 또는 포물선(parabolic) 관계 중 한 가지가 나타날 수 있다(Edwards et al., 1998). 조직시민행동 제공-수혜의 불일치와 조직사회화 간의 관계에 개인-환경 부합 이론(Edwards et al., 1998)을 적용하고 COR 이론(Hobfoll, 1989)과 결합하여 추론하면 세 가지 가능성 중 선형 관계가 예상된다. 기본적으로, 조직시민행동 수혜가 제공보다 큰 경우에는 신입사원이 자신의 기대보다 더 많은 자원을 획득할 수 있다. Edwards 등(1998)은 개인이 환경으로부터 기대 이상의 자원을 제공받는 상황에서 필요를 충족하고 남은 자원은 다른 차원에 사용하도록 이월(carryover)하거나 나중에 활용하기 위해 보존(conservation)할 수 있다고 설명하였다. COR 이론 역시 자원은 스트레인을 예방하는 등 긍정적인 결과를 이끈다고 주장한다(Hobfoll, 1989). 이 두 관점에서 볼 때, 신입사원이 동료에게 제공한 것보다 더 많은 조직시민행동을 받는다면, 그 초과분은 여러 방면에서 활용할 수 있는 유용한 자원이 될 것이다. 이러한 자원의 활용은 신입사원이 역할에 대

한 추가 정보를 탐색하고 정확한 범위를 이해하는 데 기여하여 역할명확성을 향상시킬 수 있다. 나아가, 동료로부터의 풍부한 도움과 지원은 직무 관련 지식과 기술을 빠르게 습득하도록 촉진하며, 이는 과업숙달의 수준을 높이는 데 공헌할 것이다. 또한, 기대 이상의 조직시민행동 수혜 경험은 신입사원이 동료들에게 환영받고 있다는 느낌을 갖게 하여 소속감을 강화하고 상호 신뢰를 구축함으로써 사회적 통합을 더욱 용이하게 할 것이다. 종합적으로, 조직시민행동 제공이 수혜보다 클 경우 자원 손실로 인해 조직사회화에 부정적인 결과가 나타날 수 있는 반면, 수혜가 제공보다 클 경우에는 초과 자원의 축적을 통해 긍정적인 결과를 기대할 수 있다. 따라서 본 연구는 조직시민행동 제공-수혜의 불일치에 대해 불일치가 가져올 수 있는 다양한 관계 양상 중에서도 선형 관계가 나타날 것으로 예상하였다.

가설 1. 조직시민행동 제공이 조직시민행동 수혜보다 클 경우 불일치가 커질수록 (a) 역할명확성, (b) 과업숙달, (c) 사회적 통합이 감소할 것이고, 조직시민행동 제공이 조직시민행동 수혜보다 작을 경우 불일치가 커질수록 (a) 역할명확성, (b) 과업숙달, (c) 사회적 통합이 증가하는 선형 관계가 나타날 것이다.

신입사원과 동료가 동일한 수준의 조직시민행동을 주고받을 때도 일치하는 두 차원의 정확한 점수에 따라 조직사회화의 결과가 달라질 수 있다. 개인-환경 부합 이론을 다룬 국내외 선행연구는 개인과 환경의 일치에 대해 두 차원이 모두 낮은 수준에서 일치(저-저 일치)하는 것보다 높은 수준에서 일치(고-고 일치)할 때 준거변수가 더 크게 나타난다고 보고하였다(김태연, 박형인, 2023; Edwards & Cable, 2009; Park, 2019). 이는 신입사원과 동료의 조직시민행동 수준이 동일하여 서로 차이가 없는 일치라 하더라도 일치의 지점에 따라 결과가 달라지며, 고-고 일치가 저-저 일치보다 더 긍정적인 결과로 이어진다는 것을 보여준다. 본 연구에서 조직시민행동의 제공과 수혜가 모두 높은 수준에서 일치한다는 것은 신입사원과 동료 간에 활발하고 균형 잡힌 사회적 상호작용이 이루어지고 있음을 의미한다. 신입사원은 동료와 상호작용 하면서 전술한 바와 같이 호혜성 규범에 기반하여 기대를 형성하고, 자신이 동료를 위해 조직시민행동을 많이 수행했다고 생각할수록 그에 상응하는 수준의 조직시민행동이 돌아오기를 기대할 수 있다. 사회교환이론은 이와 같은 교환 과정에서 상대방의 반응이 개인의 기대에 부합할 때 상호 신뢰가 형성되고, 관계의 질이 강화된다고 설명한다(Blau, 1964; Konovsky & Pugh, 1994). 이때 동료가 기대만큼의 조직시민행동을 제공할 수 있는 여건과 동기를 갖추었는지는 별개의 문제이지만, 그럼에도 높은 기대가 충족될 만큼의 조직시민행동이 되돌아온다면, 이는 동료와의 관계를 더욱 긍정적으로 발전시키고 신뢰를 강화하는 데 기여할 수 있다. 신입사원은 타인과의 교환을 통해 사회화 자원을 획득하기 때문에(Jia et al., 2021), 동료와 맺는 교환관계의 질은 신입사원의 자원 확보에 중요한 역할을 한다. 특히, 사회적 관계에서 교환되는 도움 행동의 수준이 높고 균형을 이룰수록 신뢰와 협력이 강화되며 교환관계가 더욱 안정적으로 발전할 수 있다(Blau, 1964). 이러한 맥락에서 고-고 일치 상황에서는 신입사원과 동료가 조직시민행동을 자주 주고받을 뿐만 아니라, 각 행동의 범위

와 강도 역시 크기 때문에 저-저 일치보다 더욱 풍부한 자원 교환이 이루어진다고 볼 수 있다. 또한, COR 이론에 따르면 자원이 풍부한 개인은 축적된 자원을 통해 스트레스 상황에 효과적으로 대처하고 추가적인 자원을 획득하는 자원의 선순환을 일으킬 수 있다(Hobfoll, 1989; Hobfoll & Shirom, 2000). 종합하면, 동료와의 긴밀한 관계 속에서 고-고 일치를 경험한 신입사원은 그렇지 않은 개인에 비해 더 많은 자원을 확보할 가능성이 크고, 축적된 자원을 활용하여 더 높은 역할명확성, 과업숙달, 그리고 사회적 통합을 달성할 것으로 기대된다. 구체적으로, 고-고 일치 과정에서 이루어지는 동료와의 정보 교환은 신입사원이 자신의 역할과 관련된 정보를 탐색하고 모호성을 해소하는 데 필요한 지원과 피드백을 제공하여 역할명확성을 증진시킬 것이다. 아울러, 이러한 교환관계는 직무 관련 기술과 지식을 효과적으로 습득할 수 있는 실질적인 기회를 제공함으로써 과업숙달을 촉진할 수 있으며, 활발한 조직시민행동 교환은 신입사원과 동료 간의 강한 신뢰와 소속감을 형성하여 사회적 통합을 더욱 공고히 할 것이다. 따라서 본 연구는 조직시민행동 제공-수혜가 일치할 경우, 그 수준이 높을수록 더 긍정적인 조직사회화 결과가 나타날 것으로 예상하였다.

가설 2. 조직시민행동 제공과 수혜가 낮은 수준에서 일치할 경우에 비해 높은 수준에서 일치할 경우 (a) 역할명확성, (b) 과업숙달, 그리고 (c) 사회적 통합이 증가할 것이다.

조직시민행동 동기의 조절효과

한편, 동일한 조직시민행동을 수행하더라도 그 이면의 이유는 개인마다 다를 수 있다. 조직시민행동의 동기는 목적에 따라 크게 세 가지로 구분할 수 있다(Rioux & Penner, 2001). 첫째, 조직관심(organizational concern) 동기는 조직과의 동일시를 통해 자부심을 얻고 조직이 자신의 복지를 위해 헌신하기 때문에 조직을 돕고자 하는 욕구이다(Rioux & Penner, 2001). 둘째, 친사회적(prosocial values) 동기는 타인에게 도움이 되는 사람이 되고 동료들과 긍정적인 관계를 구축하고자 하는 욕구이며, 마지막으로 인상관리(impression management) 동기는 의도적으로 긍정적인 이미지를 유지하고 부정적인 이미지를 만들지 않으려는 욕구이다(Rioux & Penner, 2001). 선행연구는 조직시민행동 동기가 행위자의 행동 빈도 및 강도(이의연, 2021; Grant & Mayer, 2009; Kim et al., 2013)뿐만 아니라 수혜자의 행동 인식(박소담, 유태용, 2015; Rubenstein et al., 2020)에도 영향을 미칠 수 있음을 보여주었다. 이는 수혜자도 상대방의 동기를 지각할 수 있으며, 그 인식에 따라 수혜자가 조직시민행동을 되돌려주는 빈도와 강도에도 차이가 발생할 수 있음을 시사한다. 하지만 개인의 동기가 내포하고 있는 특성에 따라 외부 보상이나 사회적 피드백에 대한 반응이 달라질 수 있다(Deci & Ryan, 1985; Deci et al., 1999). 즉, 신입사원이 스스로 지각하는 자신의 행동 동기에 따라 동료로부터 돌려받은 조직시민행동을 다르게 해석하고, 조직사회화에 미치는 효과 역시도 달라질 수 있을 것이다. 본 연구는 조직시민행동 동기가 교환관계의 두 당사자에게 영향을 미친다는 가정을 바탕으로, 자기결정이론의 관점에서 신입사원과 동료 간 조직시민행동의 일치 또는 불일치가 조직사회화의 지표에 미치는 효과가 신입사원의 동기에 따라 다르게

나타날 것으로 예상하였다.

자기결정이론은 개인의 행동이 얼마나 내재적으로 결정되는가에 따라 동기 유형을 크게 자율적 동기(autonomous motivation)와 통제적 동기(controlled motivation)로 구분한다(Gagné & Deci, 2005). 자율적 동기는 개인의 선택과 가치에 의해 발생하는 동기로, 개인이 스스로 의미를 부여하거나 가치 있다고 여기는 활동을 수행할 때 나타난다(Gagné & Deci, 2005). 이에 반해, 통제적 동기는 외부의 압력이나 기대에 의해 행동하는 동기로, 보상이나 처벌을 피하기 위해 수행된다(Gagné & Deci, 2005). 두 동기는 행동 조절 방식뿐만 아니라 정서적 소진, 직무만족, 직무수행과 같은 주요 준거변수와의 관계에서도 차이를 보인다(박지현, 장재윤, 2016; Gagné & Deci, 2005). 자기결정이론은 이처럼 자율성 수준에 따라 동기 유형을 구분함으로써 특정 행동을 지속하게 만드는 추동(drive)을 보다 깊이 이해할 수 있는 틀을 제공한다(Gagné & Deci, 2005; Ryan & Deci, 2000). 본 연구는 이 두 범주를 바탕으로 조직시민행동의 세 가지 동기 유형을 다음과 같이 재분류하고자 한다.

먼저, 본 연구는 조직관심 동기와 친사회적 동기를 동일한 유형으로 묶을 수 있다고 제안한다. Rioux와 Penner(2001)는 조직관심 동기와 친사회적 동기가 요인 분석에서 일관되게 구별되며 조직시민행동의 하위 차원과 서로 다른 상관관계를 보이기 때문에 둘을 구분해서 보아야 한다고 주장하였다. 그러나 한편으로는 두 동기가 타인의 복지와 행복에 대한 관심이라는 공통된 기반을 가지고 있으며, 협력적이고 도움을 주려는 의지를 반영한다는 점에서 서로 밀접한 관련이 있다고도 설명하였다(Rioux & Penner, 2001). 이러한 특성의 동기를 강하게 지닌 개인은 자신이 아닌 타인의 이득과 순수한 시민정신에 초점을 두고(Rioux & Penner, 2001), 조직시민행동 그 자체에 더 큰 가치와 책임을 부여해 다양한 조직시민행동을 더 많이 수행할 수 있다(Grant & Mayer, 2009; Kim et al., 2013). 나아가 이러한 동기를 기반으로 행해진 조직시민행동의 도움을 받은 상대방 역시 선한 의도를 읽고 보답해야 할 행동으로 더 인식하는 경향이 있다(Allen & Rush, 1998). 자기결정이론의 관점에서 이처럼 이타적이고 내적 가치를 중시하는 동기는 자율적 동기로 분류된다. Gagné와 Deci(2005)는 자율적 동기가 개인이 자신의 가치와 흥미에 따라 자발적으로 행동하는 내재적 동기뿐만 아니라 행동의 목표나 가치를 스스로 중요하게 여기고 내면화하여 행동하는 통합된 외재적 동기를 모두 포괄한다고 설명한다. 즉, 동기의 출발점이 내재적이든 외재적이든 관계없이 자율적 동기가 될 수 있고, 자율적 동기를 바탕으로 자신의 선택과 의지에 따라 행동하는 개인은 보상이나 외적 평가에 좌우되지 않고 행동을 지속하는 경향이 있다(Gagné & Deci, 2005; Ryan & Deci, 2000). 이러한 관점에서 조직관심 또는 친사회적 동기가 높은 신입사원은 동료에게 조직시민행동을 제공했을 때, 자신이 제공한 만큼 돌려받지 못하거나 반대로 더 큰 보답을 받더라도 이에 대해 크게 개의치 않을 가능성이 크다. 이와 같은 태도는 교환관계의 균형에 대한 민감도를 낮추며, 결과적으로 해당 동기가 높은 신입사원일수록 조직시민행동의 교환이 조직사회화에 미치는 효과가 작을 것이다. 따라서 조직관심 동기나 친사회적 동기가 높은 신입사원에게서 나타나는 조직사회화의 수준은 동기가 낮은 신입사원에 비해 조직시민행동의 호혜 관계

양상에 의한 영향을 적게 받을 것으로 예상하였다.

가설 3. 신입사원의 조직관심 동기가 낮은 경우에 비해 높은 경우 조직시민행동 교환과 (a) 역할명확성, (b) 과업숙달, 그리고 (c) 사회적 통합 간의 관계가 약하게 나타날 것이다.

가설 4. 신입사원의 친사회적 동기가 낮은 경우에 비해 높은 경우 조직시민행동 교환과 (a) 역할명확성, (b) 과업숙달, 그리고 (c) 사회적 통합 간의 관계가 약하게 나타날 것이다.

반면, 인상관리 동기는 통제적 동기로 해석이 가능하다(Gagné & Deci, 2005). 인상관리 동기를 강하게 지닌 개인은 호의적인 인상과 평판을 형성하기 위해 전략적으로 위험 부담이 적은 조직시민행동만을 제한적으로 수행할 수 있으며(Grant & Mayer, 2009; Kim et al., 2013), 이는 상대방에게 이기적이고 보답할 필요가 없는 행동으로 인식되는 경향이 있다(Rubenstein et al., 2020). 타인의 평가를 의식하고 무언가를 얻기 위해 조직시민행동을 수행하는 이들에게(Rioux & Penner, 2001) 동료와의 교환관계는 곧 조직시민행동의 목적 그 자체이다. 자기결정이론의 관점에서 외부 평가와 인정을 중시하는 통제적 동기에 기반한 행동은 보상이나 피드백과 같은 외부 자극에 의존적이며(Deci et al., 1999; Gagné & Deci, 2005), 돌아오는 보답의 수준에 민감하게 반응할 가능성이 크다. 인상관리 동기가 높은 신입사원이 동료에게 조직시민행동을 제공했지만 동료가 기대에 못 미치는 반응을 보일 경우, 큰 실망과 자원 손실을 경험할 수 있다. 이와 달리, 인상관리 동기가 낮은 신입사원은 동료와의 교환관계에서 기대 수준이 상대적으로 낮기 때문에 돌아오는 보답에 덜 민감하게 반응하며 조직사회화에 미치는 교환관계의 효과 역시도 작을 것이다. 따라서 인상관리 동기가 높은 신입사원일수록 동료와의 교환관계에 민감하게 반응하여, 조직시민행동의 교환 양상이 조직사회화에 미치는 효과가 더 클 것으로 예상하였다.

가설 5. 신입사원의 인상관리 동기가 낮은 경우에 비해 높은 경우 조직시민행동 교환과 (a) 역할명확성, (b) 과업숙달, 그리고 (c) 사회적 통합 간의 관계가 강하게 나타날 것이다.

방 법

연구절차 및 대상

본 연구는 대학 소속 생명윤리심의위원회(institutional review board)의 승인을 받아 진행하였다. 국내 온라인 설문조사회사의 패널을 대상으로 횡단 설계를 통해 자료를 수집하였다. 등록된 패널들은 자발적으로 연구 참가를 결정하였으며, 후술할 선별조건을 충족하는 경우에만 설문에 응답할 수 있도록 하였다. 응답을 완료한 참가자들에게는 온라인 설문조사회사로부터 소정의 적립금이 지급되었다.

연구 대상은 만 19세 이상의 전일제 직장인으로, 신입사원과 동료 간의 관계를 다루는 본 연구의 주제에 맞게 함께 근무하는 동료가 있는 신입사원으로 한정하였다. 신입사원의 기준은 최근 3개월에서 1년 사이에 입사한 구성원으로 설정하였다. 일반적으로 입사 후 3년 이하의 구성원을 신입사원으로 규정하지만(김태연, 박형인, 2023; 이주은, 한태영, 2022),

신입사원의 조직사회화를 다룬 선행연구들은 주로 입사 1년 이내의 신입사원으로 대상을 한정하고 있다(김민수 등, 2009; 정예슬, 박지영, 2022). 또한, 조직사회화의 지표를 측정하기 위해서는 일정 기간의 조직 경험이 필요함을 고려하여 입사 후 한두 달 이내의 구성원은 제외하고자 하였다. 나아가 경력직 신입사원의 경우 조직사회화 지표 중 과업숙달 측정에 있어서 기존 업무 경험으로 인한 혼입이 발생할 가능성이 있기 때문에 현재 재직 중인 직장이 첫 직장인 신입사원만을 대상으로 하였다. 종합하면, 본 연구의 대상자는 함께 근무하는 동료가 있고, 현 소속기관이 첫 직장이면서 최근 3개월에서 1년 사이에 입사한 만 19세 이상의 전일제 직장인으로 한정되었다. 모든 조건에 부합하는 참가자 중 응답을 완료한 350명의 자료를 전달받아 분석에 사용하였다.

연구 참가자 350명의 인구통계학적 정보는 다음과 같다. 평균 연령은 만 30.28세(*SD* = 3.13)였으며, 남성이 135명(38.6%), 여성이 215명(61.4%)이었다. 참가자 중 미혼이 319명(91.1%)으로 대다수를 차지하였다. 거주 지역은 서울 122명(34.9%), 경기 79명(22.6%), 인천 35명(10.0%)으로, 절반 이상의 참가자가 수도권에 거주하고 있는 것으로 나타났다. 최종 학력은 4년제 대학교 졸업이 241명(68.9%)으로 가장 높은 비율을 보였으며, 2·3년제 대학교 졸업 50명(14.3%), 고등학교 졸업 31명(8.9%), 대학원 졸업 이상 28명(8.0%) 순으로 나타났다. 직군의 경우, 사무직 235명(67.1%), 전문직 47명(13.4%), 관리직 23명(6.6%) 등으로 사무직이 가장 많았으며 이들 중 정규직은 295명(84.3%), 비정규직은 55명(15.7%)이었다. 직위는 사원급 329명(94.0%)과 대리급 21명(6.0%)으로 조사되었다. 평균 근속기간은 7.03개월(*SD* = 2.95)이었으며, 주당 평균 근무시간은 41.67시간(*SD* = 6.88)으로 나타났다.

측정도구

조직시민행동 제공 및 수혜

조직시민행동 제공 및 수혜를 측정하기 위해 Lambert(2000)가 개발하고 국내 연구진(미간행)에 의해 한글 번안 및 신뢰도 검증이 이루어진 대체 조직시민행동 척도와 대체 조직시민행동 수혜 척도를 사용하였다. 두 척도는 동일한 내용이 주어만 달리하여 서로 대응하는 네 개의 문항으로 구성되어 있으며, 모든 문항은 5점 Likert 척도로 측정하였다(1 = 전혀, 5 = 항상). 조직시민행동 제공의 예시 문항으로는 “동료들이 할 일이 너무 많을 때, 귀하는 그들을 얼마나 도와주었습니까?”가 있으며, 조직시민행동 수혜의 예시 문항에는 주어만 변경한 “귀하가 할 일이 너무 많을 때, 동료들은 귀하를 얼마나 도와주었습니까?”가 있다. 내적일치도 계수(Cronbach’s α)는 조직시민행동 제공 .70, 조직시민행동 수혜 .73으로 나타났다.

조직시민행동 동기

조직시민행동 동기를 측정하기 위해 Rioux와 Penner(2001)가 개발하고 한상엽(2002)이 번안한 척도를 사용하였다. 원척도는 세 가지 동기 각각에 대해 10문항씩 총 30개의 문항으로 구성되어 있지만, 본 연구에서는 국내 연구진(미간행)이 선별하여 사용한 총 아홉 개의 문항을 그대로 채택하여 동기별로 세 문항씩 구성된 단축형 버전을 활용하였다. 모든 문항은 5점 Likert 척도로 측정하였으며(1 =

전혀 중요하지 않다, 5 = 매우 많이 중요하다), 다른 사람을 돕는 이유에 대해 중요하게 생각하는 정도를 응답하도록 하였다. 각 동기에 대한 예시 문항으로는 조직관심 동기에 “회사에 일어나는 일에 대하여 관심이 있기 때문에”가 있고, 친사회적 동기에는 “어려움에 처한 사람을 돕는 것이 중요하다고 생각하기 때문에”가 있다. 마지막으로, 인상관리 동기는“다른 사람들이 보는 곳에서 나쁘게 보이지 않기 위해서”를 포함한다. 내적일치도 계수는 조직관심 동기 .84, 친사회적 동기 .80, 인상관리 동기 .78로 나타났다.

조직사회화

본 연구에서 설정한 세 가지 조직사회화 지표를 측정하기 위해 Kammeyer-Mueller(2002)가 기존 연구를 바탕으로 정리하여 사용한 조직사회화의 네 지표 중 주홍석(2014)이 번안한 세 가지 척도를 사용하였다. 모든 문항은 5점 Likert 척도로 측정하였으며(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다), 자신의 생각과 가장 일치하는 번호에 응답하도록 하였다. 역할명확성 척도는 여섯 문항으로 구성되어 있으며, 예시 문항에는 “나는 내게 주어진 업무상의 권한이 어느 정도인지 명확히 알고 있다.”가 있다. 과업숙달 척도는 일곱 문항으로 구성되며, 예시 문항으로 “나는 내가 속한 조직에서 내 직무를 수행하는 데 필요한 기술과 능력을 갖고 있다.”가 있다. 마지막으로, 사회적 통합 척도는 일곱 문항이며, 예시 문항으로 “나와 함께 일하는 사람들은 나를 존중해 준다.”를 포함한다. 내적일치도 계수는 역할명확성 .81, 과업숙달 .75, 사회적 통합 .78로 나타났다.

자료분석

본 연구에서 수집된 자료는 SPSS 프로그램을 사용하여 분석하였다. 먼저, 각 연구변수의 평균, 표준편차, 내적일치도 계수를 구하고 변수 간의 관계를 확인하기 위해 상관분석을 실시하였다. 다음으로, 조직시민행동 제공-수혜와 조직사회화 간의 관계를 조사하기 위해 다음의 절차를 따라 다(차)항회귀분석(polynomial regression)을 수행하였다. 첫째, Shanock 등(2010, 2014)의 권고에 따라 두 예측변수를 척도의 중간점(midpoint; 본 자료의 경우 3.00점)을 사용하여 척도중심화(scale-centering) 하였다. 이는 두 예측변수의 수준이 정확하게 일치하는 조건에서 준거변수와의 관계를 살펴보기 위함이다. 둘째, 중심화한 변수들을 이용해 각 예측변수의 제곱항(제공^2, 수혜^2)과 두 예측변수의 상호작용항(제공 × 수혜)을 계산하여 총 세 개의 고차항을 산출하였다. 셋째, 저차항(제공, 수혜)을 포함한 총 다섯 개의 항을 한 번에 투입하여 세 준거변수에 대한 회귀분석을 각각 실시하고, 전체 모형의 유의 여부를 확인하였다.

전체 모형이 유의할 경우, 반응표면 그래프(response surface graph)를 그려 변수 간의 구체적인 관계 양상을 확인하였다. 반응표면 그래프는 두 개의 참조선(reference line)을 기준으로 해석하였다. 일치선(line of congruence, 제공 = 수혜)은 두 예측변수가 서로 동일한 수준일 경우를 나타내고, 그래프 정면에서 후면으로 이어지는 보조선을 의미한다. 불일치선(line of incongruence, 제공 = -수혜)은 두 예측변수의 절대값이 동일하지만 부호가 반대일 경우를 나타내며, 그래프 좌우로 이어지는 보조선을 의미한다. 구체적으로, 두 참조선 각각의 기

울기(slope)와 곡률(curvature)을 계산하여 총 네 개의 계수를 가지고 가설을 검정하였다(Shanock et al., 2010, 2014). 각 참조선의 기울기만 유의하다면 준거변수와 선형 관계가 있음을 의미하고, 곡률이 유의하다면 비선형 관계가 나타남을 의미한다. 따라서 조직시민행동 제공-수혜의 불일치와 조직사회화 간의 관계를 나타낸 가설 1이 지지되기 위해서는 불일치선의 기울기가 부적으로 유의하고, 곡률은 유의하지 않아야 한다. 조직시민행동 제공-수혜의 일치에 대한 가설 2가 지지되기 위해서는 일치선의 기울기가 정적으로 유의하고, 곡률은 유의하지 않아야 한다.

조직시민행동 동기의 조절효과를 확인하기 위해 척도의 중간점인 3.00을 기준으로 각 동기가 3.00보다 높은 집단과 3.00보다 낮은 집단을 분리하고 두 집단의 설명력(R^2)을 비교하였다. 각 동기의 표본크기를 살펴보면, 조직관심 동기가 높은 집단은 152명, 낮은 집단은 147명이었고, 친사회적 동기가 높은 집단은 212명, 낮은 집단은 69명이었으며, 인상관리 동기가 높은 집단은 162명, 낮은 집단은 139명으로 나타났다. 가설 3과 4가 지지되기 위해서는 조직관심 및 친사회적 동기가 낮은 집단에서 설명력이 유의해야 하고, 높은 집단에서는 설명력이 낮아지거나 유의하지 않아야 한다. 반대로, 가설 5가 지지되기 위해서는 인상관리 동기가 높은 집단에서 설명력이 유의해야 하고, 낮은 집단에서는 설명력이 낮아지거나 유의하지 않아야 한다. 조절효과가 나타날 경우에는 전술한 것과 같이 각 집단에 대한 반응표면 그래프를 그려 특정 동기의 수준에 따른 구체적인 차이를 삼차원적으로 확인하였다.

결 과

표 1에 연구변수들의 기술통계, 신뢰도, 그리고 상관계수를 정리하였다. 조직시민행동 제공은 역할명확성(r = .41, p < .001), 과업숙달(r = .31, p < .001), 사회적 통합(r = .33, p < .001) 모두와 유의한 정적 상관을 보였다. 조직시민행동 수혜 역시 역할명확성(r = .35, p < .001), 과업숙달(r = .19, p < .001), 그리고 사회적 통합(r = .28, p < .001)과 유의한 정적 상관이 나타났다. 조직시민행동의 세 가지 동기인 조직관심 동기(r = .26, p < .001), 친사회적 동기(r = .37, p < .001), 인상관리 동기(r = .31, p < .001)가 조직시민행동의 제공과 유의한 정적 상관을 나타냈으며, 조직시민행동 수혜와도 조직관심 동기(r = .35, p < .001), 친사회적 동기(r = .36, p < .001), 그리고 인상관리 동기(r = .31, p < .001) 모두 유의한 정적 상관이 확인되었다. 사회화 지표의 경우, 조직관심 동기는 역할명확성(r = .32, p < .001), 과업숙달(r = .25, p < .001), 사회적 통합(r = .11, p < .05)과 모두 유의한 정적 상관을 보였다. 친사회적 동기 또한 역할명확성(r = .28, p < .001), 과업숙달(r = .20, p < .001), 그리고 사회적 통합(r = .28, p < .001)과 유의한 정적 상관이 확인되었다. 인상관리 동기는 역할명확성(r = .25, p < .001) 및 과업숙달(r = .19, p < .001)과 유의한 정적 상관을 보였으나, 사회적 통합(r = .09, *ns*)과는 유의한 관계가 나타나지 않았다.

주효과

표 2에 조직시민행동 제공-수혜 부합이 조직사회화의 세 가지 지표에 미치는 영향을 보

표 1. 연구변수의 기술통계 및 상관계수

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 조직시민행동 제공								
2. 조직시민행동 수혜	.69***							
3. 조직관심 동기	.26***	.35***						
4. 친사회적 동기	.37***	.36***	.49***					
5. 인상관리 동기	.31***	.31***	.52***	.44***				
6. 역할명확성	.41***	.35***	.32***	.28***	.25***			
7. 과업숙달	.31***	.19***	.25***	.20***	.19***	.55***		
8. 사회적 통합	.33***	.28***	.11*	.28***	.09	.46***	.28***	
M	3.49	3.31	2.95	3.38	3.05	3.61	3.33	3.61
SD	0.65	0.70	0.91	0.76	0.85	0.55	0.53	0.56
α	.70	.73	.84	.80	.78	.81	.75	.78

주. N = 350; 모든 변수는 1.00점부터 5.00점까지의 범위로 측정됨.
$^{\dagger}p < .10$, $^{*}p < .05$, $^{**}p < .01$, $^{***}p < .001$.

여주는 다항회귀분석 결과를 제시하였다. 분석 결과, 모든 회귀 모형이 유의하였기 때문에 각 모형에 대한 반응표면 그래프를 그려 그림 1에 제시하였다. 자료에 나타난 관계 양상과 그에 따른 가설의 지지 여부는 다음과 같다.

불일치선의 경우, 조직시민행동 제공이 수혜보다 클 때는 준거변수의 수준이 감소하고 반대의 경우에는 증가하는 선형 관계가 나타날 것으로 예상하였다. 가설과 일치하는 결과가 나타나기 위해서는 불일치선의 기울기만이 부적으로 유의해야 하지만, 역할명확성에 대한 모형에서 기울기가 유의하지 않았으며(b = 0.15, *ns*) 곡률이 정적으로 유의하게 나타났다(b = 0.25, $p < .05$). 사회적 통합에서도 기울기는 유의하지 않았지만(b = 0.01, *ns*) 곡률이

표 2. 다항회귀분석 결과

준거변수	b					R^2	G = T		G = -T	
	G	T	G^2	G × T	T^2		기울기	곡률	기울기	곡률
역할명확성	0.25***	0.10†	0.02	-0.09	0.14*	.20***	0.35***	0.07	0.15	0.25*
과업숙달	0.29***	-0.07	-0.08	0.07	0.05	.11***	0.22***	0.05	0.35**	-0.10
사회적 통합	0.14*	0.13†	0.19**	-0.21†	0.07	.14***	0.27***	0.06	0.01	0.47***

주. N = 350; b = 비표준화 회귀계수; G = 조직시민행동 제공, T = 조직시민행동 수혜.
$^{\dagger}p < .10$, $^{*}p < .05$, $^{**}p < .01$, $^{***}p < .001$.

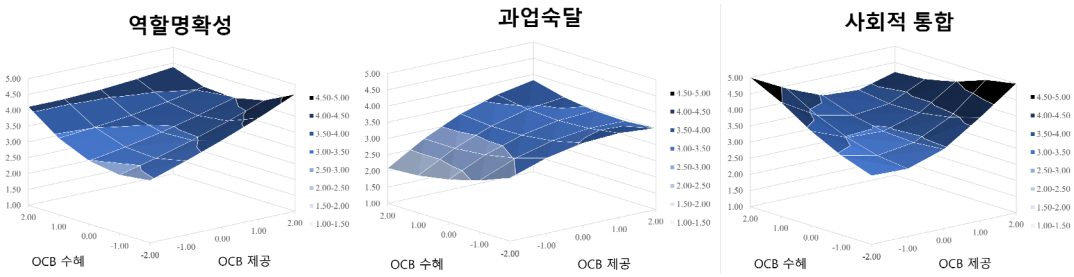


그림 1. 조직사회화 지표에 대한 반응표면 그래프

정적으로 유의하였기 때문에(b = 0.47, p < .001) 가설 1-a와 가설 1-c는 지지되지 않았다. 구체적으로, 조직시민행동 제공과 수혜가 일치하는 지점(그래프 가운데)을 기점으로 둘 간의 불일치가 커질수록 준거변수의 수준이 높아지는 U자형 관계가 두 모형 모두에서 나타났다(그림 1). 반면, 과업숙달의 기울기는 예상과 달리 정적으로 유의했으며(b = 0.35, p < .01), 곡률은 유의하지 않았다(b = -0.10, ns). 그림 1의 가운데 그래프를 보면, 조직시민행동 수혜가 제공보다 높을 때 과업숙달이 감소하고 반대의 경우에는 증가하는 양상의 선형 관계가 나타났다. 따라서 가설 1-b 역시 지지되지 않았다.

일치선의 경우, 조직시민행동 제공과 수혜가 높은 수준에서 일치할수록 준거변수의 수준이 증가할 것으로 예상하였으며, 가설이 지지되기 위해서는 일치선의 기울기만이 정적으로 유의해야 한다. 분석 결과, 역할명확성(b = 0.35, p < .001), 과업숙달(b = 0.22, p < .001), 사회적 통합(b = 0.27, p < .001)의 기울기가 정적으로 유의하였으며, 곡률은 모두 유의하지 않았다. 그림 1에 제시된 세 반응표면 그래프에서도 조직시민행동 제공과 수혜가 낮은 수준에서 일치할 때보다 높은 수준에서 일치할 때 준거변수의 수준이 증가하는 양상이 확인되었다. 따라서 가설 2-a, 2-b, 2-c는 모두 지지되었다.

조절효과

표 3에 각 준거변수에 대한 세 가지 조직시민행동 동기의 조절효과 분석 결과를 제시하고, 총 아홉 개의 모형 중 유의하게 나타난 모형에 대해서는 동기별 수준에 따른 조직시민행동 제공-수혜 부합과 준거변수 간의 관계를 비교하여 그 결과를 표 4에 정리하였다. 먼저, 가설 3은 조직관심 동기의 조절효과를 다루고 있다. 준거변수가 역할명확성(ΔR^2 = .01, ns)이나 과업숙달(ΔR^2 = .02, ns)인 경우, 조직관심 동기의 조절효과가 유의하지 않았다. 따라서 가설 3-a과 3-b는 지지되지 않았다. 그러나 사회적 통합에 대해서는 조직관심 동기의 조절효과가 유의하였다(ΔR^2 = .04, p < .01). 표 4에서 조직관심 동기가 높은 집단(R^2 = .18, p < .001)과 낮은 집단(R^2 = .23, p < .001) 모두 조직시민행동 제공-수혜 부합이 사회적 통합을 유의하게 설명하였지만, 높은 집단에서 전체 설명력이 더 작게 나타났다. 나아가 조직관심 동기가 높은 집단에서는 불일치선의 곡률만이 정적으로 유의하여(b = 1.10, p < .001) 대칭적인 U자형 관계가 관찰되었지

표 3. 각 준거변수에 대한 조절효과 분석 결과

준거변수	예측변수	OCB 동기								
		조직관심 동기			친사회적 동기			인상관리 동기		
		b	R^2	ΔR^2	b	R^2	ΔR^2	b	R^2	ΔR^2
역할명확성	G	0.27***			0.36***			0.33***		
	T	0.04			-0.03			0.03		
	G^2	0.00	.20***	-	-0.07	.20***	-	-0.10	.20***	-
	G × T	-0.08			0.01			0.00		
	T^2	0.12*			0.06			0.10†		
	OCB 동기	0.09*	.23***	.04***	0.09†	.21***	.02**	0.07	.21***	.01*
	G × OCB 동기	-0.02			-0.20**			0.10		
	T × OCB 동기	0.02			0.19*			-0.02		
	G^2 × OCB 동기	0.09	.24***	.01	0.04	.24***	.02†	-0.22**	.24***	.04**
	G × T × OCB 동기	-0.09			-0.03			0.27*		
	T^2 × OCB 동기	0.03			0.05			-0.02		
과업숙달	G	0.32***			0.32***			0.35***		
	T	-0.11			-0.12			-0.11		
	G^2	-0.06	.11***	-	-0.17†	.11***	-	-0.16*	.11***	-
	G × T	0.02			0.13			0.13		
	T^2	0.06			0.02			0.04		
	OCB 동기	0.04	.14***	.04***	0.02	.12***	.01*	0.05	.12***	.01*
	G × OCB 동기	0.09			-0.03			0.16†		
	T × OCB 동기	-0.03			0.04			-0.05		
	G^2 × OCB 동기	0.08	.16***	.02	0.09	.14***	.02	-0.12	.14***	.02
	G × T × OCB 동기	-0.11			-0.03			0.14		
	T^2 × OCB 동기	0.04			0.02			-0.05		
사회적 통합	G	0.22**			0.27**			0.10		
	T	0.09			-0.01			0.15*		
	G^2	0.15*	.14***	-	-0.01	.14***	-	0.25**	.14***	-
	G × T	-0.22†			0.04			-0.27*		
	T^2	0.12†			0.04			0.08		
	OCB 동기	-0.06	.14***	.00	0.10†	.16***	.02**	-0.06	.14***	.00
	G × OCB 동기	-0.09			-0.13†			-0.11		
	T × OCB 동기	0.03			0.05			0.03		
	G^2 × OCB 동기	0.23***	.18***	.04**	0.15*	.18***	.02	0.08	.16***	.02
	G × T × OCB 동기	-0.37**			-0.28†			-0.11		
	T^2 × OCB 동기	0.19**			0.14†			0.13†		

주. N = 350; b = 최종 모형의 비표준화 회귀계수; OCB = 조직시민행동, G = 조직시민행동 제공, T = 조직시민행동 수혜.
†p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

표 4. 조절효과가 유의한 경우 동기의 수준별 결과 비교

동기	수준	b					R^2	G = T		G = -T	
		G	T	G^2	G × T	T^2		기울기	곡률	기울기	곡률
사회적 통합											
OC	고(n = 152)	0.13	0.06	0.36***	-0.48*	0.26*	.18***	0.19	0.13	0.08	1.10***
	저(n = 147)	0.27**	0.15	-0.01	0.06	-0.07	.23***	0.42***	-0.01	0.12	-0.13
역할명확성											
PV	고(n = 212)	0.09	0.11	-0.01	0.04	0.13	.21***	0.19*	0.16*	-0.02	0.08
	저(n = 69)	0.70**	-0.27	-0.37	0.48	-0.10	.23**	0.43***	0.02	0.96*	-0.95†
IM	고(n = 162)	0.39***	-0.01	-0.18	0.16	0.11	.32***	0.38***	0.09†	0.40*	-0.23
	저(n = 139)	0.22**	0.09	0.15†	-0.24†	0.07	.14**	0.31***	-0.01	0.13	0.46**

주. b = 비표준화 회귀계수; G = 조직시민행동 제공, T = 조직시민행동 수혜, OC = 조직관심 동기, PV = 친사회적 동기, IM = 인상관리 동기.

†p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

만(그림 2 좌측 그래프), 낮은 집단은 불일치선의 계수가 둘 다 유의하지 않고 일치선의 기울기만 정적으로 유의하여(b = 0.42, p < .01) 일치선을 따라 선형 관계가 나타났다(그림 2 우측 그래프). 따라서 예측과 동일한 방향으로 조절효과가 나타났기 때문에 가설 3-c는 지지되었다.

가설 4와 관련하여 친사회적 동기의 조절효과는 준거변수가 역할명확성인 경우에만 한계적 수준에서 유의하였다(ΔR^2 = .02, p < .10). 친사회적 동기가 높은 집단(R^2 = .21, p < .001)과 낮은 집단(R^2 = .23, p < .01) 모두 조직시민행동 제공-수혜 부합이 역할명확성을 유의하게 설명하였고 높은 집단의 전체 설명력이 더 작았으나, 그 차이는 크지 않았다(표 4). 그러나 구체적인 관계의 양상은 조절변수의 수준에 따라서 매우 다르게 나타났다. 친사회적 동기가 높은 경우 불일치선의 기울기나 곡률은 유의하지 않았지만, 일치선의 기울기(b = 0.19, p < .05)와 곡률(b = 0.16, p <

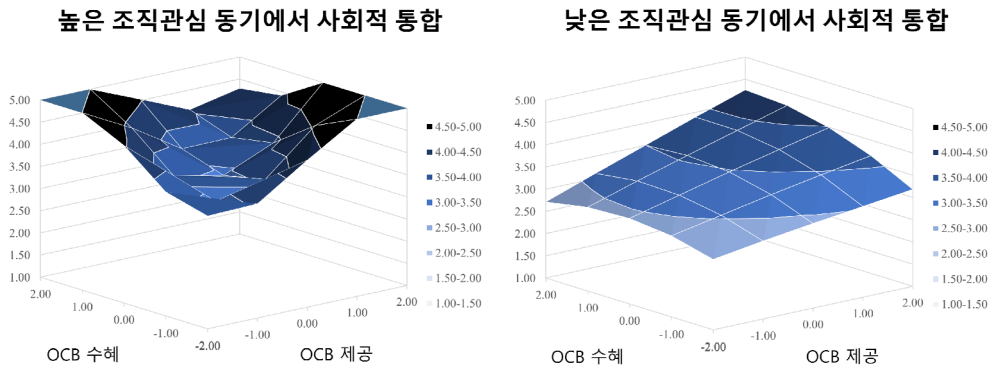


그림 2. 준거변수가 사회적 통합인 경우 조직관심 동기의 조절효과

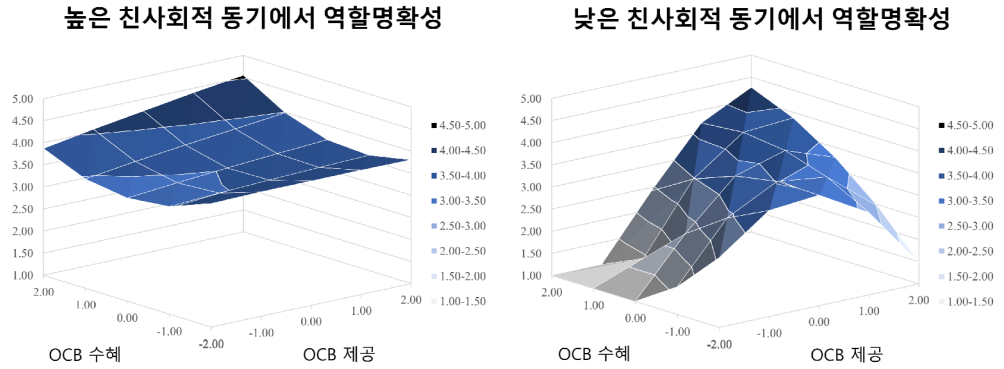


그림 3. 준거변수가 역할명확성인 경우 친사회적 동기의 조절효과

.05)이 모두 정적으로 유의하였다. 반면, 친사회적 동기가 낮은 집단은 불일치선의 기울기는 정적(b = 0.96, p < .05)으로, 곡률은 한계적 유의도 수준에서 부적(b = -0.95, p < .10)으로 나타났으며, 일치선은 기울기만 정적으로 유의하였다(b = 0.43, p < .001). 친사회적 동기의 조절효과에 대한 반응표면 그래프를 살펴보면(그림 3), 불일치선을 따라 높은 친사회적 동기 집단에서는 비교적 완만한 형태의 그래프가 나타난 것과 달리 낮은 집단에서는 조직시민행동 제공이 커질수록 역할명확성이 증가하다가 일정 수준부터는 다시 감소하는 양상이 관찰되었다. 일치선을 따라서는 두 그래프 모두 저-저 일치에서 고-고 일치로 갈수록 역할명확성이 전반적으로 증가하는 양상이 나타났으나, 친사회적 동기가 높을 경우 저-저 일치에서도 역할명확성의 수준이 미약하나마 재상향하는 양상이 관찰되었다. 따라서 가설 4-a는 약하게 지지되었다. 그러나 유의하지 않은 과업숙달(ΔR^2 = .02, *ns*)과 사회적 통합(ΔR^2 = .02, *ns*)에 대한 가설 4-b와 4-c는 지지되지 않았다.

마지막으로, 인상관리 동기 역시 준거변수가 역할명확성인 경우에만 유의한 조절효과가

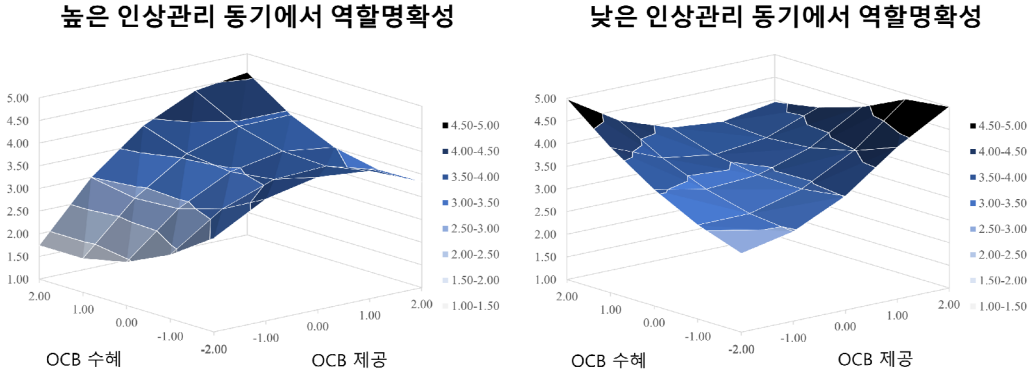


그림 4. 준거변수가 역할명확성인 경우 인상관리 동기의 조절효과

나타났다(ΔR^2 = .04, p < .01). 표 4의 하단에 정리된 결과를 보면, 인상관리 동기가 높은 집단(R^2 = .32, p < .001)과 낮은 집단(R^2 = .14, p < .01)에서 조직시민행동 제공-수혜 부합의 효과가 모두 유의하였으나, 낮은 집단에서는 설명력이 현저히 감소하여 높은 집단의 전체 설명력이 더 크게 나타났다. 인상관리 동기가 높은 집단에서 불일치선(b = 0.40, p < .05)과 일치선(b = 0.38, p < .001)의 기울기가 모두 정적으로 유의했으며, 추가로 일치선의 곡률은 한계적 수준에서 정적으로 유의하게 나타났다(b = 0.09, p < .10). 이에 반해, 인상관리 동기가 낮은 집단에서는 일치선의 기울기(b = 0.31, p < .001)와 불일치선의 곡률(b = 0.46, p < .01)이 정적으로 유의하였다. 그림 4에서 두 그래프 모두 일치선을 따라 역할명확성이 대체로 증가하는 양상을 보였으나, 불일치선에 대해서는 인상관리 동기가 높은 집단에서 제공이 커질수록 역할명확성이 증가한 것과 달리 낮은 집단에서는 U자형의 관계가 나타났다. 따라서 가설 5-a는 지지되었다. 그렇지만 과업숙달(ΔR^2 = .02, *ns*)과 사회적 통합(ΔR^2 = .02, *ns*)에 대해서는 유의한 조절효과가 나타나지 않았기 때문에 가설 5-b와 5-c는 지지되지 않았다.

논 의

본 연구는 함께 근무하는 동료가 있고 첫 직장에서 3개월 이상 1년 이하로 재직 중인 만 19세 이상의 전일제 직장인 350명을 대상으로 조직시민행동 교환이 조직사회화의 세 지표에 미치는 효과를 조사하였다. 조직시민행동 교환이 조직사회화에 미치는 효과의 구체적인 양상은 신입사원이 자신의 동료에게 행하는 조직시민행동 제공과 동료로부터 받는 조직시민행동 수혜를 각각 측정한 뒤 다항회귀분석과 반응표면 그래프를 활용하여 삼차원적으로 확인하였다. 조직시민행동 제공-수혜의 불일치에 대해 제공이 수혜보다 클수록 조직사회화가 감소하고, 반대의 경우에는 증가하는 선형 관계가 나타날 것으로 예상하였다. 분석 결과, 조직시민행동 제공-수혜의 불일치에 대해 역할명확성과 사회적 통합에서는 양방향 모두에서 불일치가 커질수록 준거변수의 수준이 높아지는 U자형 관계가 나타났으며(가설 1-a, 1-c), 과업숙달의 경우에는 가설과 반대 방향의 선형 관계가 관찰되었다(가설 1-b). 각 지표에 대한 불일치의 구체적인 양상은 다음과 같이 구분하여 볼 수 있다. 먼저 조직시민행동 수혜가 제공보다 클 때, 역할명확성과 사회적 통합은 가설과 같이 불일치가 커질수록 증가하였다. 이는 스트레스에 대한 개인-환경 부합 이론(Edwards et al., 1998)의 이월 및 보존 기제와 COR 이론(Hobfoll, 1989)과 일치하는 결과로, 신입사원이 조직시민행동 수혜를 통해 획득한 초과 자원을 축적함으로써 더 높은 조직사회화를 달성할 수 있음을 시사한다. 그러나 과업숙달은 조직시민행동 수혜가 커질수록 감소하였다. 이는 세 조직사회화 지표 간의 특성 차이에 기인한 결과일 수 있다. 사회적 통합은 조직사회화의 사회적 측면을 반영하며 주변 구성원과의 상호작용이 필수적이기 때문에(Ashforth & Saks, 1996; Morrison, 1993b) 조직시민행동 수혜의 증가가 긍정적인 결과로 이어질 수 있다. 역할명확성은 사회적 측면보다는 직무의 본질적 특성을 이해하는 정도를 더 반영하지만, 직무의 실제 범위가 어디까지이고, 누구에게 보고하며, 어

떤 기준으로 평가받는지 등의 정보는 대인적 의사소통을 통해서 전수될 가능성이 크다. 따라서 조직시민행동을 통해 동료로부터 더 많은 도움을 받을수록 역할명확성의 수준 역시 향상될 수 있다. 반면, 과업과 관련된 동료의 지속적인 도움은 신입사원의 주도적인 업무 수행 기회를 제한하여 업무 수행에 필요한 지식과 기술 습득을 방해할 수 있다. 자기결정이론(Ryan & Deci, 2000)은 인간이 내재적으로 동기화되고 최적의 기능을 수행하기 위해서는 특정한 심리적 욕구가 충족되어야 한다고 주장하며, 이러한 욕구에는 자신의 행동을 스스로 선택하고 조절하려는 자율성(autonomy), 도전과 성공을 추구하며 효과적으로 기능하려는 유능성(competence), 그리고 타인과 의미 있는 관계를 형성하고 소속되려는 관계성(relatedness)이 포함된다. 그러나 과업숙달에 대한 조직시민행동 수혜는 신입사원의 자율성과 유능성 충족을 방해하여 과업을 스스로 해결하려는 내적 동기를 낮추고, 결과적으로 과업숙달에 부정적인 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 따라서 과업숙달은 조직시민행동 수혜를 통한 자원 획득보다 신입사원의 자율적이고 주도적인 업무 수행 기회에 더 큰 영향을 받는 것으로 추측할 수 있다.

조직시민행동 제공이 수혜보다 클 때는 세 지표 모두에서 불일치가 커질수록 준거변수가 증가하여 가설과 반대되는 양상이 나타났다. 신입사원이 동료보다 조직시민행동을 더 많이 제공하면 자원의 손실로 인해 부정적인 결과를 초래할 것으로 예상되었으나, 본 연구 결과는 조직시민행동 제공이 조직사회화를 촉진하는 긍정적인 기능을 할 수 있음을 시사한다. 즉, 조직시민행동 제공은 단순히 소모적인 행위가 아니라, 신입사원의 사회화를 증진할 기회가 될 수도 있다. 조직시민행동은 본질적으로 개인의 자발적인 행동이기 때문에(Smith et al., 1983) 신입사원은 자신의 의지와 판단에 따라 동료의 문제를 함께 해결하며 해당 조직 및 직무에서 필요한 역량을 습득하고 경험을 축적할 수 있다. 또한, 동료에게 긍정적인 영향을 미친다는 인식을 통해 조직 내에서 자신이 의미 있는 존재일 수도 있음을 깨닫고 동료와의 유대감도 더욱 강화할 수 있다. 그 결과 동료로부터 돌아오는 조직시민행동이 기대에 미치지 못하는 상황에서도 신입사원의 조직사회화가 촉진되었을 것이다. 하지만 그 반대의 역인과적 해석도 가능하다. 본래의 예측과 달리 조직사회화의 수준이 높은 신입사원이 조직시민행동을 더 많이 제공했을 가능성도 존재하는 것이다. 조직에 원활하게 적응한 신입사원은 더 능동적인 태도를 가지고 있을 가능성이 크다. 조직사회화 과정에서 주도성(proactivity)이 높은 신입사원일수록 적응에 필요한 자원을 적극적으로 확보하고 조직 내에서 높은 성과를 보인다는 연구 결과가 다수 보고되었기에(김경민, 2016; Ashford & Black, 1996; Morrison, 1993b) 이런 대안적 해석 역시 고려할 수 있다. 특히 본 연구는 횡단설계의 한계로 인해 인과관계를 엄격하게 규명하기 어렵기 때문에 이미 높은 수준의 사회화를 이룬 신입사원이 자신의 주도성을 바탕으로 더 적극적인 조직시민행동을 보였을 가능성도 배제할 수 없다. 또한, 본 연구에서는 신입사원의 구체적인 욕구, 내적 동기, 그리고 주도성을 직접 조사하지 않았으므로, 조직시민행동 제공이 조직사회화에 미치는 효과의 정확한 기제를 규명하기 위해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다. 그럼에도 본 연구 결과는 조직시민행동 제공이 신입사원의 사회화에 대한

의지의 일부로서 기능할 수도 있음을 암시한다. 따라서 조직시민행동 제공은 수혜와 마찬가지로 신입사원의 성공적인 조직사회화에 기여하는 중요한 요소로 작용할 가능성이 높다.

조직시민행동 제공-수혜의 일치에 대해서는 제공과 수혜가 높은 수준에서 일치할수록 조직사회화가 증가하는 선형 관계를 예측하였으며, 세 지표 모두 가설과 같이 저-저 일치에서 고-고 일치로 갈수록 준거변수가 증가하는 정적 선형 관계가 나타났다(가설 2). 이는 사회교환이론(Blau, 1964)과 COR 이론(Hobfoll, 1989; Hobfoll & Shirom, 2000)을 지지하는 결과로, 고-고 일치를 경험한 신입사원이 더 많은 자원을 활용하여 조직사회화를 더욱 효과적으로 달성할 수 있음을 보여준다.

나아가 조직시민행동 교환과 조직사회화 간의 관계가 신입사원이 지닌 조직시민행동 동기에 따라 조직관심 및 친사회적 동기가 높을 때는 약하게, 인상관리 동기가 높을 때는 강하게 나타나는지 조사하였다. 그 결과, 조직관심 동기는 사회적 통합에서 가설과 일치하는 방향으로 조절효과를 나타냈으며(가설 3-c), 친사회적 동기(가설 4-a)와 인상관리 동기(가설 5-a)는 역할명확성에서 각각 가설과 동일한 방향의 조절효과를 보였다. 이러한 결과는 조직시민행동의 세 동기가 개인의 내재적인 판단 정도에 따라 서로 다른 두 개의 동기 범주로 재분류될 수 있음을 시사한다. 자기결정이론(Gagné & Deci, 2005)은 동기를 자율적 동기와 통제적 동기로 구분하며, 본 연구 결과는 이러한 구분을 바탕으로 각 범주의 구체적인 특성에 따라 조직시민행동 교환과 조직사회화 간의 관계에 미치는 효과가 달라질 수 있을 것으로 예상하였다. 연구 결과는 가설과 동일한 양상을 보여주었으며, 특히 역할명확성에서는 조직시민행동 교환과의 관계가 친사회적 동기가 높을 때는 약하게 나타난 반면, 인상관리 동기가 높을 때는 강하게 나타났다. 이렇게 상반된 결과는 조직사회화 과정에서 동기의 차별적 효과를 다룬 선행연구들(Jia et al., 2021; Rubenstein et al., 2020)과도 일맥상통한다. 다만, 역할명확성에 대한 친사회적 동기의 조절효과 가설은 약하게 지지되었다(가설 4-a). 이와 관련하여 조직관심 및 인상관리 동기의 중간값(median)이 3.00으로 척도의 중간점과 동일한 것과 달리 친사회적 동기의 중간값은 3.33으로 약간의 차이가 있었으며, 다른 동기에 비해 고집단(n = 212)과 저집단(n = 69)의 표본 수 차이가 크게 나타났다. 따라서 중간값을 기준으로 친사회적 동기가 높은 집단(n = 212)과 낮은 집단(n = 138)을 구분하여 두 집단에 대한 설명력을 추가로 비교해 본 결과, 척도의 중간점을 기준으로 한 결과와 달리 동기가 높은 집단의 전체 설명력이 더 크게 나타나 가설과 반대의 양상이 관찰되었다. 또한, 친사회적 동기는 다른 동기들에 비해 표준편차가 가장 작았을 뿐만 아니라(SD = 0.76) 대부분의 표본이 고집단(n = 212)에 집중되어 있었다. 이러한 표본 특성은 낮은 통계적 검정력(statistical power)으로 이어져 과업숙달(가설 4-b)과 사회적 통합(가설 4-c)에 대한 조절효과 역시 나타나지 않았을 가능성이 높다.

한편, 과업숙달에 대해서는 어떠한 조절효과도 확인되지 않았다(가설 3-b, 4-b, 5-b). 이는 조직시민행동 제공-수혜의 불일치에 대한 결과와 마찬가지로 과업숙달이라는 변수의 특성이 반영되었을 가능성이 있다. 매칭가설(matching hypothesis)에 따르면 변수 간의 내용이나 차원 일치 여부에 따라 조절효과가 다르

게 나타날 수 있다(Cohen & Wills, 1985; de Jonge & Dormann, 2006). 본 연구에서 과업숙달은 개인의 기술, 능력, 경험 등과 관련된 과업 중심의 요인인 반면, 조직시민행동 동기는 조직이나 동료와의 관계에 대한 사회적 요인이라는 차이가 있다. 즉, 조절변수로 사용한 세 가지 동기가 내용 측면에서 과업숙달과 거리가 있기 때문에 조절효과가 나타나지 않았을 가능성이 있다. 더 나아가, 다른 두 지표와 달리 과업숙달은 조직구성원으로서 반드시 해야만 하는 의무이자 조직 내 생존과 직결되는 성과 평가 요소이므로(Whiting et al., 2008) 개인의 동기와 별개로 일정 수준 이상을 유지해야 할 필요가 있다. 따라서 과업숙달은 신입사원의 특정 동기 수준에 의해 크게 영향을 받지 않았을 가능성이 높다. 이와 비슷한 맥락에서 역할명확성에 대한 조직관심 동기의 조절효과(가설 3-a) 및 사회적 통합에 대한 인상관리 동기의 조절효과(가설 5-c) 또한 설명될 수 있다. 먼저, 조직관심 동기는 조직에 대한 자부심과 헌신을 반영하는 거시적인 개념이지만, 준거변수인 역할명확성은 개인의 과업에 초점을 맞추는 미시적인 개념이기 때문에 개념 간의 차원 불일치로 조절효과가 나타나지 않았을 수 있다(가설 3-a). 인상관리 동기의 경우, 신입사원 개인의 이미지 관리와 관련이 있으므로 개인 차원에 가까운 역할명확성에서는 조절효과가 나타났지만(가설 5-a), 거시적인 인간관계를 다루는 사회적 통합의 결과에서는 그 양상을 변화시키기 어려웠을 수 있다(가설 5-c).

본 연구의 결과를 바탕으로 도출한 학문적 함의는 다음과 같다. 첫째, 신입사원의 조직사회화 전략으로서 조직시민행동 제공과 수혜를 함께 측정하여 상호작용적 효과를 조사하였다. 기존 연구들(Deng et al., 2024; Jia et al., 2021; Kammeyer-Mueller & Wanberg, 2003; Rubenstein et al., 2020)은 조직시민행동 교환의 한 측면인 제공이나 수혜만을 살펴보는 데서 그쳤으나, 본 연구는 개인-환경 부합의 관점에서 조직시민행동 제공과 수혜를 모두 고려하여 다항회귀분석 및 반응표면 그래프를 통해 조직사회화와의 삼차원적 관계를 확인하였다. 조직시민행동의 제공과 수혜 간 일치나 불일치가 조직사회화를 설명한다는 결과는 조직시민행동을 일방향적으로 조사하기보다 상대방과 서로 주고받는 호혜적 특성을 고려해야 할 필요성을 보여준다. 둘째, 조직사회화 지표로 활용한 세 가지 준거변수에 따라 조직시민행동 교환의 효과가 다르게 나타났다는 점에서 조직시민행동 제공과 수혜가 효과적으로 기능할 수 있는 맥락을 이해하는 데 중요한 단서를 제공하였다는 의의가 있다. 즉, 조직시민행동의 제공과 수혜의 상호작용적 효과가 준거변수의 종류에 따라 달라졌고, 이는 준거변수의 구체적인 특성에 맞춰 차별화된 효과가 나타날 수 있음을 의미한다. 셋째, 조직시민행동 교환과 조직사회화 간의 관계를 조절할 수 있는 조절변수로서 조직시민행동 동기를 제시하였다. 조직시민행동의 세 가지 동기를 자기결정이론의 관점에서 두 범주로 재구분하고 구체적인 조절 양상을 확인함으로써 기존 연구(이혜영, 강순희, 2020; Jia et al., 2021; Rubenstein et al., 2020)와 더불어 조직사회화 연구에서 동기의 중요성을 강조하였다. 또한, 세 동기의 조절효과 역시 조직사회화 지표의 특성에 따라 차별적으로 나타나 매칭 가설에 대한 경험적 증거를 제공하였다는 의의를 가진다.

본 연구의 실무적 함의는 다음과 같다. 첫

째, 신입사원의 성공적인 조직사회화에 있어서 조직시민행동의 제공과 수혜가 모두 긍정적인 역할을 할 수 있음을 확인하였다. 이는 신입사원이 다른 구성원들과 활발하게 상호작용할 수 있는 환경을 조성하는 것이 중요함을 시사한다. 그러나 기존의 신입사원 온보딩(onboarding) 과정은 주로 조직 차원의 일방적인 지원에 초점을 맞춰왔으며, 관리자 및 동료와의 상호작용을 통한 사회화 촉진의 중요성은 상대적으로 간과되어 왔다(Mosquera & Soares, 2025). 따라서 조직은 온보딩 프로그램 설계 시 신입사원이 동료와 교류할 수 있는 기회를 적극적으로 제공하고, 자율적인 조직시민행동을 장려하는 조직문화를 형성할 필요가 있다. 예컨대, 신입사원을 대상으로 팀 기반의 과제를 설계하여 협업을 유도하거나 동료 간 피드백 세션 등을 운영할 수 있을 것이다. 다만, 과업숙달의 경우 조직시민행동 수혜가 부정적인 효과를 보였기 때문에 과업숙달의 증진을 목표로 할 경우에는 동료와의 상호작용보다 신입사원이 과업을 주도적으로 수행할 수 있는 여건을 보장하는 것이 더욱 중요할 것이다. 둘째, 조직시민행동 교환의 효과가 신입사원이 지닌 동기에 따라 달라질 수 있다는 증거를 제시하여, 신입사원의 사회화를 위한 조직 차원의 개입에서 각 동기의 특성을 고려한 유연한 접근이 필요함을 강조하였다. 이는 모든 신입사원이 동일한 방식으로 개입 전략에 반응하지 않으며, 개인의 동기에 따라 그 효과가 달라질 수 있음을 의미한다. 이에 따라 조직은 신입사원의 동기 유형에 기반한 맞춤형 개입 프로그램을 설계할 수 있다. 예를 들어, 조직관심 및 친사회적 동기가 높은 신입사원에게는 조직의 가치와 목표를 공유할 수 있는 활동이나 내부 봉사 프로그램을 제공함으로써 내적 동기를 강화할 수 있고, 인상관리가 높은 경우에는 공식적인 인정이나 피드백 시스템 등 외재적 보상을 통해 조직사회화를 촉진하는 것이 보다 효과적일 것이다.

이러한 학문적 및 실무적 함의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점을 지니고 있다. 첫째, 본 연구는 모든 변수를 단일 시점에서 단일 원천을 통해 자기보고(self-report) 방식으로 측정하였기 때문에 공통방법편향(common method bias; Podsakoff & Organ, 1986)의 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 일례로, 조직시민행동 제공과 수혜 간의 높은 상관(r = .69, p < .001)의 원인에 대해 논할 수 있다. 상대적으로 높은 상관이 나타난 원인으로, 조직시민행동을 많이 제공하는 신입사원이 수혜도 많이 경험하며 반대로 수혜 수준이 높을수록 제공 수준도 높아지는 호혜성의 원칙을 들 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 공통방법편향으로 인한 결과라는 대안적 해석 역시도 가능하다. 그럼에도 불구하고 두 예측변수가 조직사회화의 세 지표와 맺는 관계에서 차별적인 양상이 나타났으며, 특히 조직시민행동 제공(r = .31, p < .001)과 수혜(r = .19, p < .001)가 과업숙달과 보인 상관 간에 효과크기의 차이가 존재한다는 점에서 두 예측변수의 변별타당도가 어느 정도 확보되었다고 볼 수 있다. 추가적으로, 공통방법편향의 영향을 확인하기 위해 Harman의 단일요인검사(single-factor test; Podsakoff et al., 2003)를 시행한 결과, 본 연구에서 사용한 모든 문항에 대한 단일요인의 설명변량이 25.5%로 확인되었다. 따라서 공통방법으로 인한 변량이 문제가 될 정도로 크지는 않았지만, 추후 연구에서는 공통방법편향을 낮추기 위해 변수의 측정 시점을 분리하거나 신입사원 및 동료의 조직시민행동을 서로 평

가하도록 하는 등의 전략이 필요하다. 이에 더하여 예측변수의 비선형적 상호작용 특성까지 고려했을 때 역인과관계의 가능성은 낮지만, 그럼에도 인과관계의 가능성을 높이기 위해서는 종단연구가 필요하다. 그러므로 후속 연구 방안으로 여러 번의 시차를 두고 자료를 수집하는 설계를 제안한다. 나아가, 교환관계의 또 다른 주체인 동료에게서 자료를 수집하지 못했기 때문에 신입사원이 인식하는 조직시민행동 교환 수준이나 동기의 해석에서 실제와 차이가 있을 수 있다. 선행연구에서도 행위자의 실제 동기와 별개로 수혜자가 행위자의 행동에 대한 귀인을 어떻게 하는지 역시 조직시민행동의 해석과 반응에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 보여주며 인식 차이의 중요성을 강조하였다(Jia et al., 2021; Rubenstein et al., 2020). 따라서 후속 연구에서는 동료가 인식한 조직시민행동 교환과 동기를 함께 조사하여 교환관계에 대해 더 깊이 탐색해 볼 것을 제안한다. 둘째, 본 연구에서는 조직시민행동의 다양한 하위 차원 중 도움 행동에 초점을 맞추었지만, 조직시민행동의 개념 차원에 따라 결과가 달라질 수 있다. 예를 들어, 조직시민행동의 대표적인 다섯 가지 하위 차원인 이타행동(altruism), 예의 행동(courtesy), 스포츠맨십(sportsmanship), 성실 행동(conscientiousness), 그리고 시민덕목 행동(civic virtue)은 서로 다른 행동적 특성과 기능을 지니고 있으며(Organ et al., 2006), 발언행동(voice behavior; LePine & Van Dyne, 1998)이나 변화지향적 조직시민행동(change-oriented organizational citizenship behavior; Lin et al., 2023)과 같이 보다 적극적이고 도전적인 특성을 지닌 행동은 조직사회화 과정에서 본 연구 결과와는 다른 방식으로 작용할 가능성이 높다. 이에 따라 조직시민행동의 다양한 차원을 함께 살펴보는 후속 연구를 통해 각 행동이 지닌 구체적인 특성에 따라 조직사회화에 어떠한 차별적인 효과를 보이는지 조사해 볼 것을 제안한다. 셋째, 근무 환경에 따라 신입사원과 동료 간의 상호작용 방식이 변화하여 조직시민행동의 교환이 조직사회화에 미치는 효과가 달라질 가능성이 있다. 예를 들어, 비대면 중심의 재택근무 환경에서는 정보통신기술에 의존한 메시지 기반의 상호작용이 이루어지기 때문에(Grawitch et al., 2024) 교환관계 형성에 제약이 따를 수 있으며, 이러한 변화는 조직시민행동 제공과 수혜 모두에 영향을 줄 수 있다. 따라서 재택근무, 팀 구성 등 다양한 근무 환경 조건을 고려하여 보다 세밀한 조건에서 조직시민행동 교환의 효과를 조사해 볼 필요가 있다.

이와 같은 한계점에도 불구하고, 본 연구는 조직시민행동 제공 및 수혜를 동시에 측정하여 조직사회화의 세 지표에 대한 상호작용 효과를 삼차원적으로 확인하였다는 점에서 기존 조직사회화 연구를 확장하였다. 나아가 조직시민행동의 세 동기를 자기결정이론의 관점에서 조명하고, 각 동기에 따라 조직시민행동 교환이 조직사회화에 미치는 차별적인 효과를 살펴봄으로써 조직사회화 과정에서 동기적 맥락의 중요성을 강조하였다. 본 연구 결과는 향후 조직사회화 연구에서 조직시민행동을 살펴볼 때 교환관계의 양측을 모두 고려해야 할 당위성을 제시한다. 또한, 조직 관리자는 이를 바탕으로 신입사원의 성공적인 사회화를 지원하기 위해 구성원들 간의 활발한 상호작용을 장려하고 신입사원의 동기 특성을 고려한 맞춤형 개입 전략을 시행할 필요가 있다.

참고문헌

김경민 (2016). 신입사원의 주도적 성격(Proactive Personality)이 직무만족에 미치는 영향: 조직사회화의 조절효과와 개인-조직 부합도의 매개효과 분석. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 29(4), 591-606.
https://doi.org/10.24230/ksiop.29.4.201611.591

김민수, 전희선, 이은혜, 신유형 (2009). 목표지향성이 신입사원의 조직사회화에 미치는 영향: 사회화전략의 매개효과를 중심으로. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 22(2), 209-231.
https://doi.org/10.24230/ksiop.22.2.200905.209

김태연, 박형인 (2023). 요구-능력 부합이 MZ세대 신입사원의 과업수행 및 이직의도에 미치는 영향: 일과 삶의 균형 조직문화의 조절효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 36(3), 287-320.
https://doi.org/10.24230/kjiop.v36i3.287-320

박소담, 유태용 (2015). 동료의 인상관리행동이 종업원의 조직 내 행동에 미치는 영향: 동기의 매개효과와 내적 통제소재의 조절효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 28(1), 75-97.
https://doi.org/10.24230/ksiop.28.1.201502.75

박지현, 장재윤 (2016). 자기결정성이론에 기반한 한국 근로자들의 동기 구조 및 유형 탐색. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 29(1), 27-60.
https://doi.org/10.24230/ksiop.29.1.201602.27

이의연 (2021). 상사-부하 교환관계는 구성원의 조직시민행동을 높이는가?: 개인적 동기의 매개효과. 산업경제연구, 34(2), 283-318.
http://dx.doi.org/10.22558/jieb.2021.4.34.2.283

이주은, 한태영 (2022). 신입사원이 인식하는 비대면 교육의 사회적 실재감과 가상 업무 적응성의 관계에서 교육몰입의 매개효과 및 상사 코칭의 조절된 매개효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 35(4), 867-887.
https://doi.org/10.24230/kjiop.v35i4.867-887

이혜영, 강순희 (2020). 대졸 청년층의 중소기업 선택동기가 첫 일자리 직업적응에 미치는 영향: 직장에서의 욕구만족도의 매개효과를 중심으로. 취업진로연구, 10(4), 147-170.
http://dx.doi.org/10.35273/jec.2020.10.4.007

정예슬, 박지영 (2022). 신입 사원의 코로나바이러스(COVID-19)에 대한 불안과 조직사회화: 어떤 상사의 지지가 효과적인가. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 35(3), 327-353.
https://doi.org/10.24230/kjiop.v35i3.327-353

주홍석 (2014). 대기업 대졸 신입사원의 직업적응과 입사 전의 지식, 입사 후에 대한 기대, 선도적 행위, 조직사회화 전략 및 직장 내 사회적 지원의 관계. 서울대학교 일반대학원 박사학위논문.

한상엽 (2002). 동기적 행동으로서의 조직시민행동. 고려대학교 일반대학원 석사학위논문.

Allen, T. D., & Rush, M. C. (1998). The effects of organizational citizenship behavior on performance judgments: A field study and a laboratory experiment. *Journal of Applied Psychology, 83*(2), 247-260.
https://doi.org/10.1037/0021-9010.83.2.247

Ashford, S. J., & Black, J. S. (1996). Proactivity

during organizational entry: The role of desire for control. *Journal of Applied Psychology, 81*(2), 199-214. https://doi.org/10.1037/0021-9010.81.2.199

Ashforth, B. K., & Saks, A. M. (1996). Socialization tactics: Longitudinal effects on newcomer adjustment. *Academy of Management Journal, 39*(1), 149-178. https://doi.org/10.5465/256634

Blau, P. M. (1964). *Exchange and power in social life*. Wiley.

Borman, W. C., & Motowidlo, S. J. (1997). Task performance and contextual performance: The meaning for personnel selection research. *Human performance, 10*(2), 99-109. https://doi.org/10.1207/s15327043hup1002_3

Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin, 98*(2), 310-357. https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310

Cropanzano, R., & Mitchell, M. S. (2005). Social exchange theory: An interdisciplinary review. *Journal of Management, 31*(6), 874-900. https://doi.org/10.1177/0149206305279602

Deci, E. L., Koestner, R., & Ryan, R. M. (1999). A meta-analytic review of experiments examining the effects of extrinsic rewards on intrinsic motivation. *Psychological Bulletin, 125*(6), 627-668. https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.6.627

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic Motivation and Self-Determination in Human Behavior*. Plenum.

de Jonge, J., & Dormann, C. (2006). Stressors, resources, and strain at work: A longitudinal test of the triple-match principle. *Journal of Applied Psychology, 91*(6), 1359-1374. https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.5.1359

Deng, H., Guan, Y., Zhou, X., Li, Y., Cai, D., Li, N., & Liu, B. (2024). The "double-edged sword" effects of career support mentoring on newcomer turnover: How and when it helps or hurts. *Journal of Applied Psychology, 109*(7), 1094-1114. https://doi.org/10.1037/apl0001143

Edwards, J. R., & Cable, D. M. (2009). The value of value congruence. *Journal of Applied Psychology, 94*(3), 654-677. https://doi.org/10.1037/a0014891

Edwards, J. R., Caplan, R. D., & Harrison, R. V. (1998). Person-environment fit theory: Conceptual foundations, empirical evidence, and directions for future research. In C. L. Cooper (Ed.), *Theories of organizational stress* (pp. 28-67). Oxford University Press.

Ellis, A. M., Bauer, T. N., Mansfield, L. R., Erdogan, B., Truxillo, D. M., & Simon, L. S. (2015). Navigating uncharted waters: Newcomer socialization through the lens of stress theory. *Journal of Management, 41*(1), 203-235. https://doi.org/10.1177/0149206314557525

Feldman, D. C. (1976). A contingency theory of socialization. *Administrative Science Quarterly, 21*(3), 433-452. https://doi.org/10.2307/2391853

Gagné, M., & Deci, E. L. (2005). Self determination theory and work motivation. *Journal of Organizational Behavior, 26*(4), 331-362. https://doi.org/10.1002/job.322

Gouldner, A. W. (1960). The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Sociological Review, 25*(2), 161-178. https://doi.org/10.2307/2092623

Grant, A. M., & Mayer, D. M. (2009). Good soldiers and good actors: Prosocial and impression management motives as interactive predictors of affiliative citizenship behaviors. *Journal of Applied Psychology, 94*(4), 900-912. https://doi.org/10.1037/a0013770

Grawitch, M. J., Lavigne, K. N., Koziel, R. J., & Cornelius, A. M. (2024). Remote work: More nuance and unknowns than broad generalizations. *Consulting Psychology Journal, 76*(2), 163-183. https://doi.org/10.1037/cpb0000257

Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist, 44*(3), 513-524. https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513

Hobfoll, S. E., & Shirom, A. (2000). Conservation of resources theory: Applications to stress and management in the workplace. In R. T. Golembiewski (Ed.), *Handbook of organizational behavior, revised and expanded* (pp. 57-80). Marcel Dekker.

Jang, S. (2018). *A latent profile analysis of benefactor and beneficiary organizational citizenship behaviors toward individuals*. University of South Florida.

Jia, H., Zhong, R., & Xie, X. (2021). Helping others makes me fit better: Effects of helping behavior by newcomers and coworker-attributed motives on newcomers' adjustment. *Journal of Business and Psychology, 36*(3), 401-416. https://doi.org/10.1007/s10869-020-09680-w

Kammeyer-Mueller, J. D. (2002). *The well-adjusted organizational newcomer: The roles of pre-entry knowledge, proactive personality, and socialization* [Unpublished doctoral dissertation]. University of Minnesota.

Kammeyer-Mueller, J. D., & Wanberg, C. R. (2003). Unwrapping the organizational entry process: Disentangling multiple antecedents and their pathways to adjustment. *Journal of Applied Psychology, 88*(5), 779-794. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.779

Kammeyer-Mueller, J., Wanberg, C., Rubenstein, A., & Song, Z. (2013). Support, undermining, and newcomer socialization: Fitting in during the first 90 days. *Academy of Management Journal, 56*(4), 1104-1124. https://doi.org/10.5465/amj.2010.0791

Kim, Y. J., Van Dyne, L., Kamdar, D., & Johnson, R. E. (2013). Why and when do motives matter? An integrative model of motives, role cognitions, and social support as predictors of OCB. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 121*(2), 231-245. https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2013.03.004

Konovsky, M. A., & Pugh, S. D. (1994). Citizenship behavior and social exchange. *Academy of Management Journal, 37*(3), 656-669. https://doi.org/10.5465/256704

Lambert, S. J. (2000). Added benefits: The link between work-life benefits and organizational citizenship behavior. *Academy of Management Journal, 43*(5), 801-815. https://doi.org/10.5465/1556411

LePine, J. A., Erez, A., & Johnson, D. E. (2002).

The nature and dimensionality of organizational citizenship behavior: A critical review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology, 87*(1), 52-65. https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.1.52

LePine, J. A., & Van Dyne, L. (1998). Predicting voice behavior in work groups. *Journal of Applied Psychology, 83*(6), 853-868. https://doi.org/10.1037/0021-9010.83.6.853

Lin, M., Xie, M., & Li, Z. (2023). Organizational error tolerance and change-oriented organizational citizenship behavior: Mediating role of psychological empowerment and moderating role of public service motivation. *Psychology Research and Behavior Management, 16,* 4133-4153. https://doi.org/10.2147/PRBM.S431373

Morrison, E. W. (1993a). Longitudinal study of the effects of information seeking on newcomer socialization. *Journal of Applied Psychology, 78*(2), 173-183. https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.2.173

Morrison, E. W. (1993b). Newcomer information seeking: Exploring types, modes, sources, and outcomes. *Academy of Management Journal, 36*(3), 557-589. https://doi.org/10.5465/256592

Mosquera, P., & Soares, M. E. (2025). Onboarding: A key to employee retention and workplace well-being. *Review of Managerial Science.* Advance online publication. https://doi.org/10.1007/s11846-025-00864-3

Organ, D. W. (1997). Organizational citizenship behavior: It's construct clean-up time. *Human Performance, 10*(2), 85-97. https://doi.org/10.1207/s15327043hup1002_2

Organ, D. W., Podsakoff, P. M., & MacKenzie, S. B. (2006). *Organizational citizenship behavior: Its nature, antecedents, and consequences*. Sage Publications.

Park, H. I. (2019). Three-dimensional relationships between demands-abilities fit and burnout among Koreans. *International Journal of Stress Management, 26*(4), 389-400. https://doi.org/10.1037/str0000123

Podsakoff, P. M., & Organ, D. W. (1986). Self-reports in organizational research: Problems and prospects. *Journal of Management, 12*(4), 531-544. https://doi.org/10.1177/014920638601200408

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*(5), 879-903. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879

Rioux, S. M., & Penner, L. A. (2001). The causes of organizational citizenship behavior: A motivational analysis. *Journal of Applied Psychology, 86*(6), 1306-1314. https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.6.1306

Rubenstein, A. L., Kammeyer-Mueller, J. D., & Thundiyil, T. G. (2020). The comparative effects of supervisor helping motives on newcomer adjustment and socialization outcomes. *Journal of Applied Psychology, 105*(12), 1466-1489. https://doi.org/10.1037/apl0000492

Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development,

and well-being. *American Psychologist, 55*(1), 68-78. https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.68

Settoon, R. P., & Mossholder, K. W. (2002). Relationship quality and relationship context as antecedents of person- and task-focused interpersonal citizenship behavior. *Journal of Applied Psychology, 87*(2), 255-267. https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.2.255

Shanock, L. R., Baran, B. E., Gentry, W. A., Pattison, S. C., & Heggestad, E. D. (2010). Polynomial regression with response surface analysis: A powerful approach for examining moderation and overcoming limitations of difference scores. *Journal of Business and Psychology, 25*(4), 543-554. https://doi.org/10.1007/s10869-010-9183-4

Shanock, L. R., Baran, B. E., Gentry, W. A., Pattison, S. C., & Heggestad, E. D. (2014). Erratum to: Polynomial regression with response surface analysis: A powerful approach for examining moderation and overcoming limitations of difference scores. *Journal of Business and Psychology, 29*(1), 161. https://doi.org/10.1007/s10869-013-9317-6

Smith, C. A., Organ, D. W., & Near, J. P. (1983). Organizational citizenship behavior: Its nature and antecedents. *Journal of Applied Psychology, 68*(4), 653-663. https://doi.org/10.1037/0021-9010.68.4.653

Whiting, S. W., Podsakoff, P. M., & Pierce, J. R. (2008). Effects of task performance, helping, voice, and organizational loyalty on performance appraisal ratings. *Journal of Applied Psychology, 93*(1), 125-139. https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.1.125

Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management, 17*(3), 601-617. https://doi.org/10.1177/014920639101700305

투고일자: 2025-03-28
수정일자: 2025-06-12
게재일자: 2025-06-26

한국심리학회지: 산업 및 조직
Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology
2025. Vol. 38, No. 3, 251-278
https://doi.org/10.24230/kjiop.v38i3.251-278

The Effects of Newcomers' Organizational Citizenship Behavior Exchange on Organizational Socialization: Organizational Citizenship Behavior Motives as the Moderators

Haneul Kim **Hyung In Park**

Department of Psychology, Sungkyunkwan University

This study investigated the interactional effects of giving and taking organizational citizenship behavior (OCB) exchanged between newcomers and their coworkers on three indicators of organizational socialization: role clarification, task mastery, and social integration. Additionally, we examined the moderating effects of OCB motives on these relationships. Participants were 350 South Korean employees who were working with at least one coworker at their first job within three to twelve months. The data were analyzed using polynomial regressions and response surface graphs. The results revealed a U-shaped relationship along the incongruence line in which either higher OCB giving or higher OCB taking led to an increase in role clarification and social integration, contrary to our expectation. For task mastery, the linear relationship was observed in the opposite direction to our hypothesis, so that task mastery decreased as OCB taking increased. When OCB giving and taking were congruent, all three indicators increased as the levels of both became higher, as expected. The moderating effects of the three OCB motives reported by newcomers were also observed. Specifically, high levels of organizational concern and prosocial values motives weakened the effects of OCB exchange, whereas a high level of impression management motives strengthened the effect. Based on these findings, we discussed the academic and practical implications and suggested directions for future research.

Key words : newcomer, organizational citizenship behavior, organizational socialization, organizational citizenship behavior motives