



한국조직학회

제5차 학술대회

조직 신뢰와 변혁적 리더십



일시

2026년 10월 16일(금) 16:00 ~ 18:00



장소

서울대학교 행정대학원 57동 203호



주최

한국조직학회

●● 목 차

좌 장: 최태현 (서울대학교)

발제1: 오승현·임형철(연세대), 전재원(한국행정연구원) 1

**정부의 행정 대응 역량이 정부 신뢰에 미치는 영향:
시민 참여 정도의 매개효과를 중심으로**

토론1: 왕태규(국립창원대학교)

발제2: 김형주(한국국제협력단) 37

**공공 국제개발협력 조직 구성원의 사회화 경험 재구성:
KOICA 질적 사례연구**

토론2: 최창용(서울대학교)

발제3: 이강인(한성대) 49

**국제라이온스협회 클럽회장의 변혁적 리더십이 회원의 봉사활동에
미치는 영향**

토론3: 박정원(국립경국대학교)

●●인사말

존경하는 한국조직학회 회원 여러분, 안녕하십니까.

결실의 계절 가을이 깊어가는 오늘, 대한민국 학문의 전당인 서울대학교 행정대학원에서 ‘제5차 학술대회’를 개최하고 회원 여러분을 건강한 모습으로 뵙게 되어 진심으로 기쁘게 생각합니다. 바쁘신 일정 중에도 귀한 시간을 내어 참석해 주신 모든 분께 깊은 감사의 말씀을 올립니다. 아울러 훌륭한 장소를 내어주시고 행사를 적극적으로 지원해 주신 서울대학교 행정대학원 관계자 분들께도 감사를 전합니다.

이번 제5차 학술대회의 대주제는 ‘조직 신뢰와 변혁적 리더십’입니다. 불확실성과 복잡성이 일상화된 대전환의 시대에, 조직을 단단하게 지탱하는 신뢰와 새로운 비전을 제시하며 구성원들의 자발적 변화를 이끌어내는 변혁적 리더십은 공공과 민간을 막론하고 그 어느 때보다 절실합니다.

오늘 이 자리에서는 이러한 시대적 요구에 부응하는 매우 시의적절하고 흥미로운 연구들이 논의됩니다. 정부의 행정 대응 역량이 시민 참여를 매개로 정부 신뢰에 미치는 영향, KOICA 구성원의 질적 사례연구를 통한 사회화 경험 재구성, 그리고 국제라이온스협회 클럽회장의 변혁적 리더십이 미치는 영향 등 다채로운 연구를 준비해 주신 오승현, 임형철, 전재원, 김형주, 이강인 연구자님께 격려의 박수를 보냅니다.

또한, 세션의 좌장을 흔쾌히 맡아주신 서울대 최태현 교수님과, 날카로운 통찰력으로 풍성한 학문적 논의를 이끌어 주실 창원대 왕태규 교수님, 서울대 최창용 교수님, 경국대 박정원 교수님께도 깊은 감사를 드립니다.

특히, 오늘 학술대회는 올해 우리 학회가 신진 연구자들의 학술 활동을 장려하기 위해 야심 차게 제정한 우수 신진학자상의 마지막 심사 대상 무대이기도 합니다. 오늘 발표해 주시는 훌륭한 연구 성과들이 우리 조직학의 미래를 이끌어갈 든든한 밑거름이 될 것이라 확신합니다.

모쪼록 오늘 이 자리가 조직학의 새로운 방향성을 모색하고 깊이 있는 학문적 통찰을 나누는 뜨거운 공론의 장이 되기를 바랍니다. 학술대회가 끝난 이후에는 동 학내 113동 3층에 위치한 ‘사르샤’에 정성스러운 만찬을 준비해 두었으니, 한 분도 빠짐없이 참석하시어 학문적 교류의 열기를 따뜻한 친교의 시간으로 이어가시기를 부탁드립니다.

다시 한번 귀한 걸음 해주신 회원 여러분께 깊이 감사드리며, 여러분 가정에 늘 건승과 행운이 가득하시기를 기원합니다.

감사합니다.

2026년 10월 16일
사단법인 한국조직학회 회장 최 천 근 올림

행정 대응 역량이 정부신뢰에 미치는 영향: 시민참여 보장 인식의 매개경로에 대한 중앙·지방정부 비교연구

오승현(연세대학교)*

임형철(연세대학교)**

전재원(한국행정연구원)***

본 연구는 행정 대응 역량이 정부신뢰와 어떠한 관계를 갖는지 살펴보고, 이 과정에서 시민참여 보장 인식이 수행하는 매개역할과 이러한 신뢰형성 경로가 중앙정부와 지방정부에서 어떻게 나타나는지를 비교하는 데 목적이 있다. 분석 결과, 행정 대응 역량은 중앙정부와 지방정부 신뢰, 시민참여 보장 인식과 모두 유의하게 관련되었으며, 시민참여 보장 인식 역시 두 정부 수준의 신뢰와 유의한 관계를 보였다. 또한 시민참여 보장 인식을 통한 간접경로는 중앙정부와 지방정부 모두에서 확인되었으나, 두 정부 수준 간 차이는 나타나지 않았다. 반면 행정 대응 역량이 정부신뢰와 직접적으로 연결되는 정도와 전체적인 효과는 중앙정부에서 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 정부신뢰의 형성과정에서 정부의 대응 능력에 대한 관리적 평가와 시민의 의견을 수용·반영할 수 있는 절차적 평가가 서로 연결되어 있음을 보여준다. 아울러 절차적 경로는 중앙정부와 지방정부에서 공통적으로 작동하는 반면, 행정 대응 역량의 직접적인 관계에서는 정부 수준에 따른 차이가 나타남을 확인하였다. 이에 정부신뢰 제고를 위해서는 행정 대응 역량의 강화와 함께 시민참여를 실질적으로 보장하는 절차적 기반을 마련하고, 중앙정부와 지방정부의 역할 차이를 고려한 접근이 필요함을 시사한다.

주제어: 행정 대응 역량, 정부신뢰, 시민참여 보장 인식, 중앙정부 신뢰, 지방정부 신뢰

I. 서론

정부가 시민의 요구와 변화하는 행정환경에 잘 대응하면 시민은 정부를 더 신뢰하는가? 그렇다면 이러한 신뢰는 정부의 대응능력에 대한 평가 자체에서 형성되는가, 아니면 시민의 의견이 정책과 행정과정에서 받아들여질 수 있다는 절차적 평가를 통해 형성되는가? 더 나아가 이러한 과정은 중앙정부와 지방정부에서 동일하게 나타나는가? 정부신뢰는 정책의 수용

* 연세대학교 일반대학원 행정학과 박사과정

** 연세대학교 일반대학원 행정학과 박사 수료

*** 한국행정연구원 공공갈등연구센터 연구원, 연세대학교 일반대학원 행정학과 박사 수료

과 순응, 시민의 참여와 협력을 가능하게 하는 중요한 제도적 자원이라는 점에서 이러한 질문은 중요하다(Hetherington, 1998; Levi & Stoker, 2000). 정부신뢰는 장기간 형성된 정치적·사회적 성향만으로 설명되기보다, 정부가 실제로 어떻게 작동하고 시민의 요구에 어떻게 대응하는지에 대한 평가와 밀접하게 연결될 수 있기 때문이다(Mishler & Rose, 2001). 국내에서도 행정의 공익성, 전문성, 효율성 및 반응성과 같은 정부운영에 대한 시민의 평가가 정부신뢰와 유의하게 관련되는 것으로 나타나고 있다(황창호 외, 2015; 이지호·이현우, 2015).

이러한 문제는 공공관리의 관점에서 정부가 변화와 시민의 요구를 실제 행정으로 전환할 수 있는 능력에 주목하게 한다. 공공관리는 공공조직이 정해진 절차를 준수하는 데 머무르지 않고 공공목적을 달성하고 조직의 작동을 지속적으로 개선하는 문제를 핵심적인 연구과제로 다루어 왔다(Behn, 1995; Meier & O'Toole, 2002). 특히 대응성(responsiveness)은 행정기관이 시민의 요구와 선호에 적절하고 신속하게 반응하는 능력과 관련되며(Vigoda, 2000, 2002), 불확실성이 높은 환경에서는 새로운 정보와 상황에 맞추어 정책과 행정방식을 조정할 수 있는 민첩하고 적응적인 능력 역시 중요하다(Moon, 2020). 국내에서도 정부의 민첩성과 관리역량이 위기상황의 대응성과와 유의하게 관련되는 것으로 나타났다(이슬기·김태형, 2022). 그러나 시민은 정부가 얼마나 잘 기능하는지만을 평가하지 않는다. 현대 공공관리에서 시민은 정책과 공공문제 해결과정에 관여하는 주체로 이해되며(Cooper et al., 2006; Fung, 2006), 참여의 실질적 의미는 단순한 참여 여부보다 참여기회와 방식, 시민의 의견이 정책과정에 연결되는 정도에 따라 달라질 수 있다. 참여가 실질적으로 작동하기 위해서는 시민이 의견을 제시할 수 있는 제도적 기반과 정부가 그 요구에 반응할 수 있는 조건이 필요하고(Lowndes et al., 2006), 이를 운영할 행정적·조직적 역량 역시 요구된다(Yang & Callahan, 2007).

따라서 정부의 행정 대응 역량과 정부신뢰 사이에는 시민참여 보장 인식이라는 절차적 경로가 존재할 가능성이 있다. 정부가 시민의 요구를 파악하고 이를 행정과 정책에 연결할 수 있는 능력을 갖추었다고 평가될수록 시민은 자신의 의견을 제시하고 반영할 수 있는 제도적 여건도 마련되어 있다고 인식할 수 있으며, 이러한 평가는 정부가 시민의 이해와 요구를 고려하는 방식으로 작동한다는 판단을 통해 정부신뢰와 연결될 수 있다. 한국의 시민소싱(Citizen sourcing) 사례에서도 시민의 제안을 공정하고 투명하게 검토하여 정책과정에 연결하는 절차의 중요성이 강조되어 왔으며(Moon et al., 2023), 절차적 공정성과 정당성 연구에서도 의견표명 기회와 참여절차가 시민의 정부평가에 의미를 갖는 것으로 나타난다(Lind et al., 1990). 다만 이러한 효과가 모든 정책영역과 상황에서 동일하게 나타나는 것은 아니며(Ruder & Woods, 2020; de Fine Licht et al., 2022), 정부의 대응능력에 대한 평가 역시 자동적으로 신뢰로 전환된다고 단정하기 어렵다. 따라서 행정 대응 역량과 정부신뢰의 관계를 직접적인 연결로만 이해하기보다, 관리적 능력에 대한 평가가 참여의 제도적 보장에 대한

평가를 거쳐 신뢰로 이어지는 경로를 함께 검증할 필요가 있다.

정부신뢰의 대상을 구분하는 문제 역시 중요하다. 중앙정부와 지방정부는 동일한 국가체계 안에 존재하지만 정책책임의 범위, 행정서비스 제공방식 및 시민과의 접촉 수준에서 서로 다른 제도적 맥락을 갖는다. 한국에서도 지방자치와 분권이 진전되면서 지방정부 신뢰가 중앙정부 신뢰를 단순히 반영하는 데서 벗어나 독자적인 성격을 가질 가능성이 제기되어 왔으며(Lee & Suh, 2021), 중앙정부와 지방정부 신뢰의 영향요인이 동일하지 않을 수 있다는 결과도 보고되고 있다(서재권·이병재, 2021). 이는 시민이 동일한 행정적·절차적 특성을 평가하더라도 그 평가가 신뢰로 연결되는 방식은 신뢰대상이 되는 정부 수준에 따라 달라질 수 있음을 의미한다. 그럼에도 기존 연구는 행정 대응 역량, 시민참여, 정부신뢰의 개별적인 관계를 발전시켜 왔을 뿐, 행정 대응 역량이 시민참여 보장 인식을 거쳐 정부신뢰로 연결되는 경로를 중앙정부와 지방정부에서 동일한 분석틀로 비교한 연구는 충분히 축적되지 않았다.

이에 본 연구는 행정 대응 역량이 중앙정부와 지방정부 신뢰에 어떠한 관계를 갖는지 살펴보고, 이 과정에서 시민참여 보장 인식이 어떠한 매개경로로 작동하는지를 검증한다. 아울러 행정 대응 역량의 직접경로와 시민참여 보장 인식을 통한 간접경로가 중앙정부와 지방정부에서 차이를 보이는지를 비교한다. 이를 위해 한국행정연구원의 「2025년 행정에 관한 국민 인식조사」 자료를 활용하여 행정 대응 역량, 시민참여 보장 인식, 중앙정부 신뢰 및 지방정부 신뢰를 잠재변수로 구성된 구조방정식모형을 추정한다. 이러한 접근은 정부신뢰의 형성과정을 단순한 행정성과와 신뢰의 직접적 관계로 환원하지 않고, 정부가 시민의 요구와 변화에 대응할 수 있다는 관리적 평가와 시민의 의견을 받아들일 수 있는 제도적 여건에 대한 절차적 평가가 어떻게 연결되는지를 하나의 구조에서 검증한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 갖는다. 특히 시민참여를 실제 참여 횟수나 활동수준이 아니라 정부가 참여기회와 의견반영의 여건을 보장하고 있다는 시민의 인식으로 접근하고, 중앙정부와 지방정부 신뢰를 동일한 측정구조 아래에서 직접 비교함으로써 정부 수준을 넘어 공통적으로 작동하는 신뢰형성 경로와 정부 수준에 따라 달라지는 경로를 함께 규명하고자 한다.

II. 이론적 논의 및 선행연구 검토

1. 정부신뢰와 중앙·지방정부 신뢰의 구분

정부신뢰는 시민과 정부 간 관계를 유지하고 정부가 공공문제를 효과적으로 해결하는 데

필요한 중요한 제도적 자원으로 논의되어 왔다. 시민이 정부를 신뢰하는 정도는 정부와 정치제도에 대한 지지와 관련될 뿐만 아니라 정책의 수용과 순응, 정치참여 및 정부와 시민 간 협력에도 중요한 의미를 갖는다(Hetherington, 1998; Levi & Stoker, 2000). 반대로 낮은 정부신뢰는 단순히 정부에 대한 부정적인 평가에 그치지 않고 정부가 정책적 지지와 시민의 협력을 확보하는 데 제약으로 작용할 수 있다. 미국의 정부신뢰를 시계열적으로 분석한 연구에서도 경제상황에 대한 부정적 인식과 정치적 사건 등이 정부신뢰의 변화와 관련되며, 낮은 신뢰는 다시 정부활동에 대한 시민의 평가와 정부개입에 대한 지지와 연결되는 것으로 나타났다(Chanley et al., 2000). 이러한 점에서 정부신뢰는 정치체제의 정당성과 관련된 문제인 동시에 시민의 지지와 협력을 바탕으로 정책과 공공서비스를 효과적으로 수행해야 하는 공공관리의 문제이기도 하다.

정부신뢰에 대한 관심은 현대 행정국가가 발전해 온 역사적 맥락과도 맞닿아 있다. 미국에서는 대공황에 대응한 뉴딜을 거치면서 연방정부가 경제 안정과 사회복지 등 시민의 경제·사회적 생활에 보다 적극적으로 개입하게 되었으며, 연방·주·지방정부 간 재정 및 행정 관계에도 중요한 변화가 나타났다(Wallis & Oates, 1998; Wallis et al., 2005). 정부가 담당하는 기능과 시민생활에 미치는 영향이 확대될수록 정부가 부여된 역할을 얼마나 효과적으로 수행하는가는 시민의 정부평가에서도 중요한 문제가 될 수밖에 없다.

미국에서 정부신뢰를 장기적으로 추적할 수 있는 대표적인 조사자료는 1958년 National Election Study에서 연방정부 신뢰 문항을 조사하면서 축적되기 시작하였다. 당시 연방정부가 옳은 일을 할 것이라고 항상 또는 대부분 신뢰한 응답자는 73%였고, 1964년에는 77%에 이르렀다. 그러나 베트남전쟁의 확대와 사회적 갈등, 워터게이트, 경제적 어려움 등을 거치는 동안 정부신뢰는 빠르게 하락하여 1974년 36%, 1978년 29%, 1980년에는 25% 수준으로 낮아졌다(Pew Research Center, 2025). 이러한 장기적인 변화가 특정한 하나의 사건에 의해서만 설명되는 것은 아니지만, 정부신뢰가 정치·경제적 환경과 정부의 수행에 대한 시민의 평가에 따라 상당한 변동성을 보여왔다는 점은 정부신뢰의 형성과정을 이해하는 데 중요한 단서를 제공한다.

이러한 역사적 변화는 정부신뢰가 안정적이고 고정된 정치적 태도인지, 아니면 정부가 실제로 보여주는 정책과 성과에 따라 변화하는지에 관한 고전적인 논쟁으로 이어졌다. Miller(1974)의 연구는 1964년부터 1970년까지의 미국 자료를 바탕으로 인종문제와 베트남 전쟁을 비롯한 주요 정책쟁점에서 시민의 선호와 정부 및 정당이 제시하는 정책 사이의 괴리가 정치적 냉소와 관련될 수 있음을 보였으며, 정부의 정책적 수행에 대한 불만을 당시 정부불신의 주요 원인으로 해석하였다. 다시 말해, 정책에 대한 시민의 기대와 정부의 대응 사

이의 괴리를 정치적 불신의 핵심 설명으로 다루고 있다. 이에 Citrin(1974)의 연구에서는 정책에 대한 불만이 정치적 냉소의 한 원천이라는 점에는 동의하면서도, 이를 정치체제 자체에 대한 근본적인 불신으로 확대하여 해석하거나 중도적 정책대안 자체를 신뢰 하락의 핵심 원인으로 보는 데에는 주의가 필요하다고 지적하였다. 특히 정책불만과 정치적 냉소 간 관계를 인정하면서도 Miller의 보다 강한 centrist policy 해석에는 경험적·개념적 한계가 있음을 제기하였다. 이후 연구에서도 경제상황과 정부의 수행, 정치적 사건 등에 대한 시민의 평가가 정부신뢰의 변동과 관련될 수 있음이 지속적으로 확인되었다(Hetherington, 1998; Chanley et al., 2000). 결과적으로 정부신뢰는 시민이 정부의 현재 활동과 제도적 작동을 어떻게 평가하는가와 분리하여 이해하기 어렵다.

이러한 문제의식은 정부신뢰의 형성을 설명하는 제도적 관점으로 구체화되었다. 정치적 신뢰의 기원을 설명하는 문화적 접근은 사회화 과정이나 장기간 축적된 문화적 가치와 대인 신뢰 등의 요인을 강조하는 반면, 제도적 접근은 정치·행정제도의 작동과 성과에 대한 시민의 경험과 평가를 신뢰형성의 주요 원천으로 본다(Mishler & Rose, 2001). 특히 정치·경제적 제도의 성과에 대한 개인 수준의 평가가 정치적 신뢰를 설명하는 데 강한 설명력을 갖는다는 결과는 정부신뢰가 장기간의 사회화에 의해서만 고정되는 태도가 아니라 정부가 현재 어떻게 기능하고 있는지에 대한 평가를 통해 변화할 수 있음을 보여준다(Mishler & Rose, 2001).

국내에서도 정부신뢰를 정치적 요인만으로 설명하기보다 정책·행정, 경제 및 사회적 요인을 함께 고려하려는 연구가 이어지고 있다. 황성수(2024)의 연구는 정치, 정책·행정, 경제, 사회자본 및 개인의 인지적 특성과 관련된 요인을 함께 고려하여 정부신뢰의 영향요인을 비교함으로써 정부신뢰가 정치와 행정 어느 한 영역만으로 환원되기 어려운 개념임을 보여주었다. 이전 연구에서도 정부가 공익성, 전문성, 효율성과 같은 행정가치를 얼마나 잘 구현하는지에 대한 시민의 평가는 정부신뢰와 유의한 관계를 보였다(황창호 외, 2015). 이지호·이현우(2015)의 연구 역시 한국의 정부신뢰를 반응성, 효율성 및 공정성의 측면에서 분석하였으며, 특히 정책결정과정에서 시민의 의사가 반영되는 정도와 관련된 반응성이 정부신뢰를 설명하는 데 상대적으로 중요한 요인으로 나타났다고 보고하였다. 이는 한국적 맥락에서도 정부신뢰의 형성과정을 이해하기 위해 정치적 특성과 함께 행정의 작동과 성과에 대한 시민의 평가를 고려할 필요가 있음을 보여준다.

이러한 제도적 설명은 공공관리의 관점에서도 중요한 의미를 가진다. 공공관리 연구는 정부조직의 관리행위와 관리역량이 실제 조직 및 정책성으로 어떻게 이어지는지를 핵심적인 연구문제로 다루어 왔다. 실제로 Meier & O'Toole(2002)의 연구에서는 5년간 1,000개 이상의 미국 텍사스 학군을 분석한 결과, 관리의 질이 11개의 조직성과 지표 가운데 10개와 정

(+)적인 관계를 갖는다는 결과를 제시하였다. 다른 성과 결정요인을 통제한 이후에도 전반적인 관계가 유지되었다는 점에서 이 연구는 공공관리의 질이 조직성과에 기여할 수 있음을 보여주는 대표적인 경험적 근거를 제공한다. 시민의 입장에서 정부는 정부 내부의 관리활동을 모두 직접 관찰하기 어렵지만, 그러한 관리가 어떠한 행정과 성과로 나타나는지에 대한 평가는 정부를 판단하는 중요한 정보가 될 수 있다. 국내에서 행정가치의 구현에 대한 시민의 평가가 정부신뢰와 유의하게 연결된다는 결과(황창호 외, 2015) 역시 공공관리의 과정과 결과가 시민의 정부평가로 이어질 수 있음을 보여준다.

정부신뢰를 구체적으로 개념화할 때에는 시민이 정부를 어느 정도 신뢰할 만한 대상으로 판단하는지, 즉 정부의 신뢰 가능성에 주목할 필요가 있다(Levi & Stoker, 2000). 신뢰는 특정한 대상과 관계의 맥락에서 형성되며, 상대방이 자신의 이해를 고려하고 기대되는 역할을 수행할 능력이 있다고 판단하는 것은 신뢰 가능성을 구성하는 중요한 요소이다. 공공조직의 맥락에서 Grimmelikhuisen & Knies(2017)의 연구는 시민이 정부조직의 신뢰가능성을 판단하는 핵심 차원으로 유능성, 선의, 청렴성을 제시하였다. 유능성은 정부가 맡은 업무를 전문적이고 효과적으로 수행할 능력이 있는지, 선의는 시민과 공익을 고려하여 행동하는지, 청렴성은 정부가 정직하고 원칙에 따라 행동하는지에 관한 판단을 의미한다. 최근 공공기관을 대상으로 한 비교연구에서도 이러한 세 차원은 시민의 정부기관 신뢰를 분석하는 주요 개념적 틀로 활용되고 있다(Grimmelikhuisen et al., 2025).

따라서 본 연구에서는 정부신뢰를 정부가 맡은 역할을 유능하게 수행하고, 시민의 이익을 고려하며, 원칙에 따라 청렴하게 행동할 것이라는 시민의 평가와 기대를 의미하는 것으로 정의한다. 이는 정부신뢰를 특정 정책에 대한 만족이나 일시적인 정치적 선호와 동일하게 보는 것이 아니라, 정부라는 제도적 행위자가 시민이 기대하는 역할을 지속적으로 수행할 것인가에 대한 보다 포괄적인 판단으로 이해하는 것이다.

한편 정부신뢰를 하나의 정부 일반에 대한 태도로만 접근할 경우 시민이 구체적으로 어느 수준의 정부를 평가하고 있는지를 충분히 설명하기 어렵다. 지방자치와 분권의 확대는 지방정부를 중앙정부의 단순한 하위 집행단위로 보기보다 지역의 정책과 행정서비스에 대해 권한과 책임을 갖는 독자적인 정부 수준으로 이해할 필요성을 높인다. 특히 지방정부는 주민과 상대적으로 가까운 수준에서 행정서비스를 제공하고 지역적 요구를 파악하며, 주민의 정책참여와 정부에 대한 책임성을 강화할 수 있다는 점에서 중앙정부와 다른 제도적 맥락을 갖는다(Lee & Suh, 2021). 지방행정에 관한 연구에서도 국가와 역사적 조건의 차이에도 불구하고 지방행정은 민주주의의 기초이자 행정서비스 제공과 책임성을 담당하는 중요한 영역으로 지속적으로 강조되어 왔다(박순애·박민근, 2024). 따라서 중앙정부와 지방정부는 동

일한 국가체계 안에 존재하더라도 정책적 역할과 책임의 범위, 시민이 정부를 경험하고 평가하는 맥락에서 구별되는 신뢰대상으로 볼 필요가 있다.

이러한 구분은 한국의 지방자치와 분권이 진전되어 온 맥락에서 더욱 중요하다. 한국의 분권화 과정에서 중앙정부와 지방정부의 신뢰구조를 비교한 Lee & Suh(2021)의 연구는 2003년에는 지방정부 신뢰의 형성구조와 중앙정부 신뢰의 형성구조 사이에 연관성이 나타났다으나 2015년에는 그러한 관계가 확인되지 않았다고 보고하였다. 이들은 이를 한국에서 지방자치가 발전하면서 지방정부에 대한 신뢰가 중앙정부 신뢰를 단순히 반영하는 데서 벗어나 보다 독자적인 성격을 가질 가능성을 보여주는 결과로 해석하였다. 이는 분권이 단순한 권한배분의 문제에 그치는 것이 아니라 시민이 각 정부 수준을 평가하고 신뢰를 형성하는 방식과도 연결될 수 있음을 시사한다.

더하여, 중앙정부와 지방정부에 대한 신뢰가 완전히 동일한 방식으로 형성되지 않을 가능성도 있다. 부산과 인천 시민을 대상으로 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰의 결정요인을 비교한 서재권·이병재(2021)의 연구에서는 대통령 신뢰가 두 정부 수준 모두에 정(+)적인 영향을 미친 반면, 정치이념은 중앙정부 신뢰에서만 유의하였고 지방의회 신뢰는 지방정부 신뢰에서 유의한 영향을 보였다. 최근 Peng & Ross(2025)의 연구에서도 지역 내 지방정부의 선택환경과 일부 재정적 제도조건이 지방정부 신뢰와 관련되는 반면, 연방정부 신뢰를 이용한 위약검정에서는 동일한 주요 결과가 재현되지 않았음을 보여주었다. 실제로 지방정부 수, 조세·지출 제한, 부채발행 제한에 관한 주요 결과는 연방정부 신뢰 모형에서는 통계적으로 재현되지 않았다. 이는 정부신뢰의 선행요인이 신뢰대상이 되는 정부 수준에 따라 서로 다르게 작동할 수 있음을 보여준다.

이에 본 연구에서는 정부신뢰를 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰로 구분하여 접근한다. 이러한 구분은 두 정부 수준의 신뢰 정도를 단순히 비교하기 위한 것이 아니라, 시민이 정부의 관리역량과 정책과정을 평가하는 방식이 각각의 정부 수준에서 어떠한 신뢰 형성과정으로 이어지는지를 살펴보기 위한 것이다. 특히 공공관리의 관점에서 정부의 역량과 성과는 시민의 정부평가를 형성하는 중요한 기반이므로, 이하에서는 정부의 관리적 능력을 시민의 요구와 환경변화에 대한 대응이라는 측면에서 구체화하여 행정 대응 역량과 중앙·지방정부 신뢰의 관계를 논의한다.

2. 행정 대응 역량과 정부신뢰

공공관리의 핵심적인 문제는 공공조직이 단지 정해진 절차를 준수하는 데 머무르지 않고

어떻게 공공목적을 달성하고 실제 성과를 만들어낼 것인가에 있다. Behn(1995)의 연구에서는 과도한 미시적 통제가 성과를 제약하는 문제, 공공목적을 위해 조직구성원을 어떻게 동기부여할 것인가의 문제와 함께 공공기관의 성취를 어떻게 측정하고 이를 다시 성과개선에 활용할 것인가의 문제를 제시하였다. 이는 공공관리가 조직 내부의 관리기법 자체보다 관리가 궁극적으로 어떠한 결과를 산출하는지에 관심을 두어야 함을 보여준다. 이후 실제 공공조직을 대상으로 한 연구에서도 관리의 질이 다양한 조직성과와 긍정적으로 관련되는 것으로 확인되면서 공공관리와 성과의 연결은 핵심적인 연구과제로 자리 잡았다(Meier & O'Toole, 2002).

이러한 문제는 행정환경의 불확실성이 증가하고 시민의 요구가 다양화될수록 정부의 대응성과 밀접하게 연결된다. 대응성은 기본적으로 행정기관이 시민의 요구와 선호에 얼마나 적절하고 신속하게 반응하는가와 관련된 개념이며, 시민과 정부 간 관계에서 중요한 행정가치로 다루어져 왔다(Vigoda, 2000, 2002). 특히 Vigoda(2002)의 연구는 신공공관리에서 강조해 온 시민에 대한 대응성을 중요한 진전으로 평가하면서도, 시민을 수동적인 고객으로만 바라보는 데 머무르지 않고 정부와 시민의 관계를 보다 협력적인 방향으로 발전시킬 필요가 있음을 주장하였다. 이러한 논의는 대응성을 단순한 민원처리의 신속성보다 넓게, 시민의 요구를 실제 행정과 정책에 연결할 수 있는 관리적 조건과 함께 이해할 필요성을 제기한다.

최근 복잡하고 급격하게 변화하는 정책환경은 이러한 대응능력의 중요성을 더욱 부각시킨다. 한국의 코로나19 대응을 분석한 Moon(2020)의 연구는 불확실성이 높은 난제에 대응하기 위해서는 정부의 민첩하고 적응적인 대응, 투명한 위험소통과 시민의 자발적 협력이 결합될 필요가 있다고 설명한다. 더하여, 민첩한 정부에 대한 인식은 코로나19 대응성과에 정(+)적인 영향을 보였으며, 민첩성을 통제한 이후에도 정부의 관리역량은 대응성과에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(이슬기·김태형, 2022). 이는 대응적인 정부가 단순히 주어진 절차를 빠르게 집행하는 정부가 아니라, 변화하는 환경에서 새로운 정보를 학습하고 기존의 대응방식을 조정하며 시민과의 관계까지 관리할 수 있어야 함을 보여준다. 이러한 논의를 종합하면 시민의 요구에 대한 대응은 단순한 반응의 속도를 넘어, 변화하는 환경에 맞추어 정책과 행정방식을 조정하고 개선할 수 있는 관리능력과 연결하여 이해할 수 있다.

이러한 점에서 시민의 요구에 대응하려는 의지와 그것을 실제 행정으로 구현할 수 있는 능력은 구별하면서도 함께 고려할 필요가 있다. 시민의 요구를 정확히 파악하더라도 조직이 필요한 자원과 정보를 활용하지 못하거나 기존의 업무와 서비스를 조정할 수 없다면 실질적인 대응으로 이어지기 어렵다. 관리의 질이 공공조직의 다양한 성과지표와 관련된다는 결과(Meier & O'Toole, 2002)는 대응성 역시 이를 실현할 수 있는 관리적 기반을 필요로 함을 시

사한다. 결국 정부가 외부의 요구와 환경변화를 인지하고 이를 안정적인 업무수행과 서비스 개선으로 전환할 수 있을 때 시민에게 실질적인 대응역량으로 평가될 수 있다.

따라서 본 연구에서는 행정 대응 역량을 변화하는 행정환경과 시민의 요구를 파악하고, 이에 적시에 일관되고 안정적으로 대응하면서 행정서비스와 업무방식을 지속적으로 조정·개선할 수 있는 정부의 행정적 능력에 대한 시민의 인식으로 정의한다. 여기서 행정 대응 역량은 국가역량 전반을 의미하는 거시적 개념이라기보다, 정부의 관리능력이 변화와 시민의 요구에 대한 실제 행정적 대응으로 구현되는 측면에 초점을 둔다.

행정 대응 역량이 정부신뢰로 연결되는 논리는 공공관리에서 오랫동안 제기되어 온 성과-신뢰 관계를 통해 설명할 수 있다. 시민은 정부조직 내부의 관리활동을 모두 직접 관찰하기 어렵기 때문에 정부가 맡은 업무를 얼마나 효과적으로 수행하고 서비스를 안정적으로 제공하는가를 통해 정부의 능력을 판단한다. 다만 정부성과와 신뢰의 관계를 단순한 일방향적 인과관계로 이해하는 데에는 주의할 필요가 있다. Van de Walle & Bouckaert(2003)의 연구는 양질의 공공서비스가 반드시 정부신뢰의 증가로 이어지는 것은 아니며, 시민이 어떠한 기관을 정부의 일부로 인식하는지, 어떠한 기준으로 정부를 평가하는지, 기존의 정부에 대한 태도가 개별 서비스의 성과인식에 어떠한 영향을 미치는지에 따라 성과와 신뢰의 관계가 달라질 수 있음을 지적하였다. 특히 기존의 정부신뢰가 다시 정부성과에 대한 인식에 영향을 미치는 역방향의 관계도 가능하다는 점에서 양자의 관계는 맥락적으로 이해할 필요가 있다(Van de Walle & Bouckaert, 2003). Yang & Holzer(2006)의 연구 역시 성과와 신뢰의 관계가 단순하지 않음을 지적하면서, 시민이 중요하게 생각하는 성과를 측정하고 시민이 이를 이해할 수 있도록 하는 과정 자체가 정부와 시민의 관계를 개선하는 데 중요하다고 보았다.

이러한 논리는 관리의 측면에서 성과를 시민의 신뢰와 연결한다는 점에서도 중요하다. Kettl(2019)의 연구에서는 정부의 정책 아이디어가 실제 결과로 구현되고 그러한 결과가 시민에게 전달될 때 공공행정이 신뢰를 형성할 수 있다고 보면서, 시민의 요구에 대한 집중, 공정성 및 실제 공공서비스의 전달을 신뢰 회복에 중요한 요소로 제시하였다. 정부성과가 시민에게 단순한 수치나 내부 관리지표로 남는 것이 아니라 시민이 체감할 수 있는 행정 결과로 구현되어야 한다는 것이다. 이러한 관점에서 행정 대응 역량은 정부의 내부적 관리능력과 시민이 경험하는 행정성과를 연결하는 중요한 요인이 될 수 있다.

최근의 연구들에서도 역시 성과와 정부신뢰의 관계를 뒷받침한다. Zhang et al.(2022)은 약 30년에 걸쳐 축적된 다수의 실증연구를 메타분석한 결과 정부성과와 정부신뢰 간에 전반적으로 정(+)적인 관계가 존재함을 확인하였다. 이러한 관계는 시민의 주관적인 성과평가를 이용한 연구뿐만 아니라 객관적인 성과자료를 활용한 연구에서도 나타났으며, 정부 전체의

성과와 개별 기관의 성과를 분석한 경우 모두에서 확인되었다. 다만 관계의 크기는 문화적 맥락과 성과의 측정방식, 분석대상이 되는 정부 수준에 따라 달라졌는데 특히 지방정부를 대상으로 한 경우 성과-신뢰 관계가 상대적으로 강하게 나타났다. 이는 성과가 신뢰에 중요한 기반이면서도 그 전환과정이 제도적 맥락에 따라 달라질 수 있음을 보여준다.

또한 성과가 존재한다는 사실만큼 시민이 이를 어떻게 인식하고 평가하는지도 중요하다. 공공성과 정보의 제공방식을 분석한 Schmidhuber et al.(2023)의 연구는 데이터에 대한 접근성과 출처정보가 시민이 공공성과 정보를 신뢰하는 정도에 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다. 이는 공공관리의 객관적인 성과가 시민의 태도로 자동 전환되기보다는 시민이 행정의 성과와 작동방식을 어떠한 정보와 경험을 통해 판단하는지가 중요하다는 것을 의미한다. 시민만족 연구에 대한 체계적 문헌검토에서도 시민의 평가는 공공서비스 제공의 성과를 파악하는 중요한 성과지표로 지속적으로 활용되고 있으며, 특히 지방정부와 서비스 전달의 맥락에서 활발하게 연구되어 왔다(Kim et al., 2024).

한국적 맥락에서도 정부성과와 행정의 질에 대한 시민의 평가는 정부신뢰의 주요 결정요인으로 확인되어 왔다. 서울시의 개별 정부서비스를 분석한 이현국·김윤호(2014)의 연구는 시민이 인식하는 서비스 성과와 정부신뢰의 관계가 서비스 영역에 따라 달라질 수 있음을 보여주었다. 특히 시민들과의 소통, 주택가격 안정 및 주택공급, 취약계층 지원, 경찰·치안, 실업문제 해결 및 경제활성화에 대한 성과를 높게 인식할수록 정부신뢰가 높은 것으로 나타났다. 이들 서비스는 대체로 시민이 상대적으로 중요하게 평가한 영역이었다. 행정가치의 구현 정도를 분석한 황창호 외(2015)의 연구에서도 정부가 공익성, 전문성 및 효율성을 잘 구현하고 있다고 인식할수록 정부신뢰가 높게 나타난 반면, 형평성과 투명성의 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 한국에서도 시민이 정부의 관리능력과 그 결과를 정부의 신뢰가능성을 판단하는 중요한 정보로 활용할 수 있음을 보여준다.

이상의 논의를 종합하면, 행정 대응 역량에 대한 긍정적인 평가는 정부가 변화하는 요구와 사회문제에 적절하게 대응하고 맡은 기능을 안정적으로 수행할 수 있다는 판단으로 이어질 수 있다. 이러한 평가는 정부의 유능성에 대한 인식을 강화하고, 향후에도 필요한 역할을 수행할 수 있을 것이라는 기대를 형성함으로써 정부신뢰를 높일 것으로 예상된다. 앞서 중앙정부와 지방정부를 구분된 신뢰대상으로 보았다는 점을 고려하면 이러한 관계는 두 정부 수준 모두에서 나타날 수 있다. 이에 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1a. 행정 대응 역량은 중앙정부 신뢰에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

가설 1b. 행정 대응 역량은 지방정부 신뢰에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

3. 시민참여 보장 인식의 매개역할

정부의 관리역량과 성과가 중요한 것은 분명하지만, 정부가 좋은 결과를 산출하는 것만으로 시민과의 바람직한 관계가 자동적으로 형성되는 것은 아니다. 시민은 공공서비스의 수동적인 수혜자에 머무르지 않고 정책의 형성과 집행, 공공문제의 해결과정에 관여할 수 있는 능동적인 주체로 이해되어 왔다(Cooper et al., 2006; Fung, 2006). 특히 시민중심적 공공관리와 협력적 거버넌스에 대한 논의가 확대되면서 시민의 참여와 정부-시민 간 상호작용은 공공문제를 관리하는 중요한 과정으로 다루어지고 있다(Cooper et al., 2006). 국내에서도 전통적으로 폐쇄적인 관리방식을 취해 온 공공영역에서 참여가 새로운 거버넌스의 중요한 가치이자 패러다임으로 부상하고 있다는 논의가 제기되어 왔다(장용석 외, 2011). 최근에는 공공서비스의 성과평가와 정부-시민 간 상호작용을 서로 분리된 영역으로 접근하기보다, 양자가 결합되는 과정에서 나타나는 시너지와 상충관계를 함께 살펴볼 필요가 있다는 논의도 제기되고 있다(Barbera et al., 2025).

시민참여는 시민이 정책과 행정과정에서 자신의 선호와 의견을 제시하고 공적 의사결정에 관여하는 다양한 형태의 활동을 포괄한다(Fung, 2006). 그러나 현대 거버넌스에서 참여의 실질적 의미는 단순히 시민이 정책과정에 참여했는지 여부만으로 판단하기 어렵다. Fung(2006)의 연구는 참여제도의 성격이 누가 참여하는지, 참여자들이 어떠한 방식으로 의사소통하고 의사결정에 관여하는지, 그리고 시민의 논의가 실제 정책이나 공공행동과 어떻게 연결되는지에 따라 달라질 수 있음을 지적하였다. 이에 더해, Lowndes et al.(2006)의 연구에서는 CLEAR 모형을 통해 시민참여가 이루어지기 위해서는 시민이 참여에 필요한 자원을 갖추고, 참여를 가능하게 하는 시민사회적 기반이 존재하며, 참여를 요청받고, 자신이 영향을 미치려는 제도가 시민의 요구에 반응한다고 인식할 수 있어야 한다고 설명하였다. 따라서 참여의 민주적 가치를 실현하기 위해서는 형식적인 참여기회를 제공하는 데 그치지 않고 시민이 자신의 의견을 제시할 수 있으며, 그러한 의견이 정책과 행정과정에서 의미 있게 다루어질 수 있는 제도적 구조가 뒷받침될 필요가 있다.

이러한 참여환경은 정부의 관리와 분리된 외부적 조건이라기보다 정부가 직접 설계하고 운영해야 하는 행정과정이라는 점에서도 중요하다. Yang & Callahan(2007)의 연구는 지방정부가 행정과정에서 시민관여를 추진하는 정도가 참여에 대한 행정가의 가치뿐만 아니라 이해관계자의 압력과 행정적 실현가능성에 의해 설명될 수 있음을 보였다. 특히 행정적 실현가능성에는 시민관여에 필요한 자원과 제도적 역량, 참여를 제약하는 행정적 장애요인이 포함되며, 분석결과는 지방정부의 시민관여 노력이 참여가치에 대한 대응, 이해관계자 압

력, 행정적 실현가능성을 반영한다는 논의를 전반적으로 지지하였다. Vento(2024)의 연구에서도 행정가가 시민의 참여역량을 신뢰하는 정도는 시민참여 제도를 시행하려는 의지와 강하게 관련되었으며, 이 관계는 협력적 거버넌스의 절차적 정당성을 행정가가 얼마나 중요하게 평가하는가에 따라 달라졌다. 이는 시민참여가 시민 개인의 자발적 행위에만 의존하는 것이 아니라 정부가 참여를 받아들이고 운영할 수 있는 조직적·관리적 조건과 밀접하게 연결되어 있음을 보여준다.

정부가 시민의 의견을 실제 정책과정에 연결할 수 있는 제도적 구조의 중요성은 한국의 사례에서도 확인된다. Moon et al.(2023)의 연구에서는 광화문 국민참여 플랫폼에 제안된 11,000건 이상의 시민 정책제안을 분석하여 시민의 정책아이디어가 시민, 전문가 및 정부기관 간의 논의와 검토를 거쳐 발전하고 채택되는 과정을 살펴보았다. 특히 시민의 정책아이디어를 정책자문체계에 포함하는 시민소싱(Citizen sourcing)은 정책자문 과정의 민주화를 촉진하며, 시민이 제안한 정책아이디어를 공정하고 투명하게 검토하는 과정은 정책과정의 절차적 정당성을 높이는 데 기여할 수 있다고 보았다(Moon et al., 2023). 이는 시민참여에서 중요한 것이 단순한 의견제출의 여부가 아니라 정부가 시민의 의견을 수용하고 검토하여 정책과 연결할 수 있는 절차적·제도적 여건이라는 점을 뒷받침한다.

따라서 본 연구에서는 시민참여 보장 인식을 정부가 시민에게 정책 및 행정과정에 참여하고 의견을 제시할 수 있는 실질적인 기회를 제공하며, 제시된 의견이 실제로 고려될 수 있도록 제도적·절차적 여건을 보장하고 있다고 시민이 인식하는 정도로 정의한다. 이는 시민 개인의 실제 참여 횟수나 활동수준을 의미하기보다, 시민이 자신의 의견을 제시할 수 있고 정부가 그러한 의견을 받아들일 수 있는 제도적 환경이 마련되어 있는가에 대한 평가에 초점을 둔다.

행정 대응 역량은 이러한 시민참여 보장 인식의 형성과 연결될 수 있다. 시민의 요구를 수렴하는 창구가 존재하더라도 정부가 접수된 요구를 검토하고 처리하여 실제 정책이나 행정 서비스에 연결할 충분한 행정적 기반을 갖추지 못한다면 참여제도가 실질적으로 작동하기 어렵다. 또한, 시민관여를 추진하는 과정에서 필요한 자원과 제도적 역량, 행정적 장애요인을 행정적 실현가능성의 중요한 요소로 다루었다는 점은 참여환경을 실질적으로 운영하기 위해 일정한 관리적 기반이 필요함을 보여준다(Yang & Callahan, 2007). 다만 이 연구가 행정 대응 역량에 대한 시민의 평가와 시민참여 보장 인식 간 관계를 직접 검증한 것은 아니므로, 본 연구에서는 이를 양자의 관계를 설명하는 이론적 근거로 활용한다.

Moon(2020)의 논의 역시 대응적인 행정과 시민참여가 완전히 분리된 행정요소로만 작동하는 것은 아님을 보여준다. 한국의 코로나19 대응에 대한 분석은 복잡한 위기상황에 대처하는 과정에서 민첩하고 적응적인 정부대응, 투명한 위험소통, 시민의 자발적인 협력이 함

게 중요하다고 설명하였다. 변화하는 상황에 맞추어 정부가 정책과 행정방식을 조정하는 능력은 시민과 정보를 공유하고 협력을 끌어내는 과정과 함께 작동할 수 있다는 것이다.

이러한 관계는 행정 대응 역량을 단순한 업무처리의 속도가 아니라 변화하는 요구를 파악하고 이를 행정과 정책에 연결하면서 지속적으로 업무방식을 조정·개선할 수 있는 관리능력으로 이해할 때 더욱 분명해진다. 이러한 정부로 평가될수록 시민은 정부가 자신의 의견을 받아들이고 이를 정책과정에서 검토할 수 있는 조직적·제도적 여건 역시 갖추고 있다고 평가할 가능성이 있다. 성과관리 연구에서도 성과측정과 정부-시민 상호작용은 전통적으로 분리되어 논의되어 왔지만, 실제 공공서비스의 평가에서는 시민과 정부의 상호작용이 성과정보의 적절성과 신뢰성, 이해가능성 등에 영향을 미칠 수 있다는 점이 강조되고 있다 (Barbera et al., 2025). 이에 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2. 행정 대응 역량은 시민참여 보장 인식에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

한편 시민참여 보장 인식이 정부신뢰와 연결되는 과정은 절차적 정당성(procedural legitimacy)의 관점에서 설명할 수 있다. 시민은 정부가 산출한 최종적인 정책결과뿐만 아니라 정책결과와 행정과정에서 자신에게 의견을 제시할 기회가 주어졌는지, 관련된 이해관계가 고려되었는지, 절차가 투명하고 공정하게 운영되었는지를 정부평가의 기준으로 활용할 수 있다(Lind et al., 1990; Ruder & Woods, 2020). 특히 자신의 견해를 제시할 수 있는 의견표명 기회(voice)는 절차에 대한 평가를 형성하는 대표적인 요인으로 논의되어 왔다. Lind et al.(1990)의 연구에서는 의사결정 이전뿐 아니라 결정 이후에 의견표명 기회가 주어진 경우에도 그러한 기회가 없었던 경우보다 절차적 공정성에 대한 평가가 높게 나타났다. 이는 자신의 의견이 반드시 최종결과를 변화시키지 않더라도 의견을 제시할 기회 자체가 절차평가에 의미를 가질 수 있음을 보여준다.

다만 절차적 공정성이 곧바로 정부결정의 정당성으로 이어진다고 단정할 수는 없다. Ruder & Woods(2020)의 연구는 행정기관의 규칙제정에 관한 조사실험에서 투명성을 높이고 시민참여를 장려하는 절차가 규칙제정 과정에 대한 공정성 인식을 높인다는 점을 확인하였다. 그러나 이러한 공정한 절차가 기준조건에 비해 행정기관의 정당성이나 시민의 결정 수용의사를 직접 높이는 효과는 확인되지 않았다. 오히려 공정한 절차를 명시적으로 회피한 경우 정당성이 낮아지는 효과가 나타났으며, 이 역시 정책영역에 따라 차이가 있었다. 따라서 참여와 투명성을 포함한 절차의 의미는 중요하지만, 그 효과가 어떠한 정책영역과 절차적 맥락에서도 동일하게 나타난다고 보는 것은 적절하지 않다.

절차적 정당성의 형성과정은 공식적인 정책결정 이전에만 한정되지 않는다. de Fine Licht et al.(2022)의 연구는 학교폐쇄라는 정책상황을 활용한 두 차례의 조사실험을 통해 결정의 공표, 결정에 대한 설명, 결정 이후의 의견표명 기회, 부정적 결과를 완화하기 위한 조치와 같은 사후 절차가 시민의 경험적 정당성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 이 연구에서 사후 의견표명 기회의 효과는 모든 시민에게 동일하게 나타나지 않았다. 일반시민을 대상으로 한 분석에서는 해당 가설이 지지되지 않았지만, 정책결정으로 직접 영향을 받는 시민에게 개별적으로 의견을 제시할 기회를 제공한 경우에는 정당성을 높이는 효과가 확인되었다. 반면 직접 영향을 받는 집단에서도 일반적인 집단대화의 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 의견표명 기회의 존재 자체뿐만 아니라 그 방식과 대상이 절차적 정당성의 형성에 중요할 수 있음을 보여준다.

정부신뢰에 관한 국내 연구에서도 정부가 만들어낸 결과뿐만 아니라 시민이 정부의 과정과 대우방식을 어떻게 평가하는지가 중요한 요인으로 나타난다. 신상준·이숙종(2016)은 정부에 대한 공정성을 절차적·분배적·상호작용 공정성으로 구분하고 정부성과 만족도를 매개변수로 하여 정부신뢰와의 관계를 분석하였다. 분석결과 정부신뢰에 가장 큰 직접적인 영향을 미친 공정성 차원은 상호작용 공정성이었으며, 정부성과 만족도 역시 정부신뢰에 유의한 영향을 보였다. 반면 절차공정성의 직접효과는 전체 구조모형에서 부(-)적으로 나타났고, 정부성과 만족도를 통한 정(+)의 간접효과가 일부 이를 상쇄하였다. 또한 절차공정성과 정부신뢰 간 경로는 사회신뢰 수준에 따라 집단 간 차이를 보였다. 따라서 이 연구는 특정한 하나의 절차적 요인이 언제나 정부신뢰를 높인다는 단순한 관계보다는 정부성과와 시민이 경험하는 공정한 대우 및 절차에 대한 평가가 복합적으로 정부신뢰의 형성과 관련될 수 있음을 보여준다.

이상의 논의를 종합하면, 시민이 정부가 자신의 의견을 제시할 기회를 제공하고 그러한 의견이 행정과 정책과정에서 의미 있게 고려될 수 있는 여건을 마련하고 있다고 평가할수록 정부가 시민의 요구와 이해관계를 고려하는 방식으로 작동한다고 판단할 가능성이 높다. 이러한 평가는 정부가 시민을 존중하고 공익을 고려할 것이라는 기대를 강화함으로써 정부신뢰로 이어질 수 있다. 이에 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3a. 시민참여 보장 인식은 중앙정부 신뢰에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

가설 3b. 시민참여 보장 인식은 지방정부 신뢰에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

앞선 논의를 고려하면 정부신뢰의 형성과정은 공공관리의 성과적 측면과 절차적 측면이

함께 작동하는 과정으로 이해할 수 있다. 한편으로 시민은 정부가 맡은 업무를 안정적으로 수행하고 사회적 요구에 효과적으로 대응할 수 있는지를 통해 정부의 관리적 유능성을 평가한다. 정부성과와 정부신뢰의 관계를 다룬 다수의 연구를 종합한 Zhang et al.(2022)의 메타 분석에서도 두 변수 간에는 전반적으로 정(+)적인 관계가 확인되었으며, 이러한 관계는 특히 지방정부를 대상으로 한 연구에서 상대적으로 강하게 나타났다.

다른 한편으로 시민은 정부가 일을 얼마나 잘 수행하는지만을 평가하지 않는다. 정부가 시민의 요구를 어떠한 방식으로 받아들이고 자신의 의견을 제시할 수 있는 제도적 여건을 마련하는지도 정부를 판단하는 기준이 될 수 있다. Yang & Holzer(2006)의 연구는 성과측정이 시민의 정부성과 인식을 개선하는 경로뿐만 아니라 시민을 평가과정에 참여시키는 경로를 통해서도 정부신뢰와 연결될 수 있다고 보았으며, 성과측정을 정부와 시민이 지속적으로 참여하는 과정으로 발전시킬 필요성을 제시하였다. 절차적 공정성과 정당성에 관한 연구에서도 의견표명과 참여가 갖는 의미가 확인되고 있으나, 그 효과가 절차의 설계와 정책적 맥락에 따라 달라질 수 있다는 점도 함께 제시되고 있다(Ruder & Woods, 2020; de Fine Licht et al., 2022).

이러한 연구들은 행정 대응 역량, 시민참여 보장 인식, 정부신뢰를 하나의 매개모형에서 직접 검증한 것은 아니지만 각 관계를 구성하는 이론적 연결고리를 제공한다. 행정적으로 대응할 능력이 있는 정부는 시민의 요구와 의견을 받아들여 이를 정책과 행정과정에 연결할 수 있는 기반을 마련할 가능성이 있으며, 시민은 그러한 참여환경을 통해 정부가 자신의 의견과 이해를 고려하는 제도라고 평가할 수 있다. 즉 정부가 얼마나 잘 기능하는가에 대한 관리적 평가가 정부가 시민의 의견을 얼마나 수용할 수 있는가에 대한 절차적 평가로 이어지고, 이러한 평가가 다시 정부신뢰로 연결되는 경로를 상정할 수 있다. 민첩한 정부대응과 투명성, 시민의 협력을 함께 강조한 Moon(2020)의 논의와 성과측정을 정부-시민 간 지속적인 참여과정으로 발전시킬 필요성을 제시한 Yang & Holzer(2006)의 논의 역시 이러한 통합적 접근과 부합한다. 이에 본 연구는 시민참여 보장 인식을 행정 대응 역량과 정부신뢰를 연결하는 매개경로로 설정한다.

가설 4a. 시민참여 보장 인식은 행정 대응 역량과 중앙정부 신뢰 간 관계를 매개할 것이다.

가설 4b. 시민참여 보장 인식은 행정 대응 역량과 지방정부 신뢰 간 관계를 매개할 것이다.

마지막으로 이러한 매개경로가 중앙정부와 지방정부에서 동일한 정도로 나타날 것이라고 사전에 전제하기는 어렵다. 지방자치와 분권은 지방정부에 권한을 배분하는 제도적 변화인 동시에 시민이 정부를 경험하고 평가하는 맥락에도 변화를 가져온다. 지방정부는 주민의

생활과 밀접한 공공서비스를 제공하고 주민참여의 제도적 장을 운영한다는 점에서 중앙정부와 다른 시민-정부 관계를 형성할 수 있다(박순애·박민근, 2024). Lee & Suh(2021)의 연구는 분권화가 지방정부를 시민에게 보다 가까운 정부로 만들고 투명성, 참여 및 감시 가능성을 높일 수 있다는 논의를 바탕으로 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰를 구분하였다. 또한 2003년에는 중앙정부와 지방정부의 신뢰형성 구조 간 연관성이 나타났으나 2015년에는 그러한 관계가 확인되지 않아, 한국의 지방자치가 진전되면서 지방정부 신뢰가 중앙정부 신뢰를 단순히 반영하는 데서 벗어날 가능성을 제시하였다.

정부성과와 신뢰 간 관계가 지방정부를 대상으로 한 연구에서 상대적으로 강하게 나타났다는 Zhang et al.(2022)의 메타분석 결과도 정부 수준에 따라 시민의 평가가 신뢰로 연결되는 정도가 달라질 가능성을 보여준다. Peng & Ross(2025)의 연구 역시 지역 내 지방정부의 선택환경과 일부 재정적 제도조건이 지방정부 신뢰와 관련된 반면, 동일한 변수들을 지방정부 신뢰에 적용한 위약검정에서는 주요 결과가 재현되지 않았음을 보여주었다. 다만 이러한 연구들은 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식의 간접경로 자체를 중앙정부와 지방정부 간에 직접 비교한 것은 아니다. 따라서 기존 연구만으로 어느 정부 수준에서 해당 매개경로가 반드시 더 강할 것이라고 방향을 특정하기는 어렵다.

한국에서 지방자치와 분권이 진전되면서 중앙정부와 지방정부가 서로 다른 정책책임과 시민-정부 관계를 형성해 왔다는 점을 고려하면, 동일한 행정적·절차적 평가가 각각의 정부 수준에서 어떠한 신뢰형성과정으로 이어지는지를 비교할 필요가 있다. 이에 본 연구는 매개 효과의 존재 여부뿐만 아니라 시민참여 보장 인식을 통한 간접경로가 중앙정부와 지방정부 사이에서 차이를 보이는지를 경험적으로 검증하고자 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 5. 시민참여 보장 인식을 통한 행정 대응 역량과 정부신뢰 간 매개경로는 중앙정부와 지방정부 간 차이가 있을 것이다.

III. 연구 설계

1. 연구모형 및 분석방법

본 연구에서는 행정 대응 역량이 정부신뢰에 미치는 영향을 살펴보고, 이 과정에서 시민참여 보장 인식이 어떠한 역할을 하는지를 검증하는 데 목적이 있다. 정부신뢰는 중앙정부

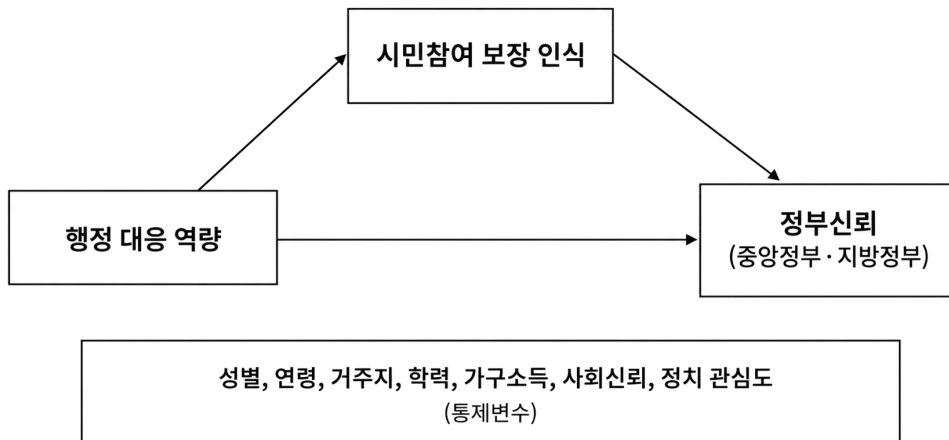
신뢰와 지방정부 신뢰로 구분하며, 행정 대응 역량의 직접효과와 시민참여 보장 인식을 통한 간접효과가 정부 수준에 따라 어떻게 나타나는지를 비교한다. 이를 위해 행정 대응 역량을 독립변수로, 시민참여 보장 인식을 매개변수로 설정하고 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰를 각각 별도의 종속변수로 구성하였다. 성별, 연령, 거주지, 학력, 가구소득, 사회신뢰 및 정치 관심도는 통제변수로 포함한다. 이상의 관계를 바탕으로 설정한 연구모형은 <그림 1>과 같다.

실증분석에는 Stata/BE 18을 사용하였다. 측정문항의 신뢰도는 Cronbach's α 를 통해 확인하였으며, 행정 대응 역량, 시민참여 보장 인식, 중앙정부 신뢰 및 지방정부 신뢰를 잠재변수로 하는 확인적 요인분석을 통해 측정모형을 검토하였다. 집중타당도는 표준화 요인적재치와 구성개념신뢰도(composite reliability: CR), 평균분산추출값(average variance extracted: AVE)을 기준으로 판단하고, 판별타당도는 Fornell-Larcker 기준을 적용해 살펴 보았다. 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰가 경험적으로 구분되는 구성개념인지 추가로 확인하기 위해서는 두 신뢰를 별도의 잠재변수로 설정한 모형과 하나의 잠재요인으로 통합한 모형의 적합도를 비교하였다. 두 신뢰는 동일한 문항에 대해 평가 대상만 달리하므로 서로 대응하는 측정문항의 오차 간 공분산을 허용하였다. 또한 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰의 구조적 효과를 비교하기 위해 앞서, 별도의 등가성 검증모형에서 effects coding 방식으로 두 신뢰 잠재변수의 척도를 설정하고 대응 요인적재치 간 차이를 Wald 검정을 통해 확인하였다. 측정모형의 적합도는 Satorra-Bentler 보정 χ^2 와 χ^2/df , RMSEA, CFI, TLI 및 SRMR을 종합적으로 고려하였다.

측정모형 검증 이후에는 구조방정식모형(structural equation modeling: SEM)을 이용해 변수 간 관계를 추정하였다. 구조모형에는 행정 대응 역량이 시민참여 보장 인식에 미치는 경로와 시민참여 보장 인식이 중앙정부 및 지방정부 신뢰에 미치는 경로, 행정 대응 역량이 두 정부 수준의 신뢰에 미치는 직접경로를 함께 포함하였다. 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰는 각각 별도의 잠재 종속변수로 설정하였으며, 통제변수는 두 정부신뢰를 종속변수로 하는 구조방정식에 투입하였다. 두 정부신뢰가 동일한 모형에서 함께 추정된다는 점을 고려해 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰의 구조적 잔차 간 공분산도 허용하였다. 구조모형의 잠재변수 척도는 기준지표(marker-variable)를 이용하여 설정하였으며, 모형 추정에는 최대우도법(maximum likelihood: ML)을 사용하고 다변량 정규성 위반 가능성에 대비해 Satorra-Bentler 보정을 적용하였다. 중앙정부와 지방정부 간 주요 구조경로의 차이는 Wald 검정으로 확인하였으며, 시민참여 보장 인식을 통한 간접효과와 직접효과·간접효과·총효과의 정부 수준 간 차이는 5,000회 부트스트래핑으로 검증하였다. 부트스트랩을 통해 추정한 효과

의 통계적 유의성은 편향보정(bias-corrected) 95% 신뢰구간에 0이 포함되는지를 기준으로 판단하였다.

〈그림 1〉 연구모형



2. 자료수집 및 표본의 특성

본 연구의 자료는 2025년에 한국행정연구원이 실시한 ‘행정에 관한 국민 인식조사’를 활용하였다. 이 조사는 행정에 관한 국민의 인식과 의견을 파악하여 향후 행정수요를 측정하고 행정제도의 개선 방향을 모색하기 위해 3년 주기로 실시된다. 조사대상은 전국에 거주하는 19세 이상 69세 이하의 국민이며, 표본은 성별, 연령 및 거주지역을 기준으로 할당하여 구성되었다. 최종 분석에는 총 1,500명의 응답자료를 사용하였다.

표본의 특성을 살펴보면, 성별은 남성 765명(51.0%), 여성 735명(49.0%)으로 비교적 균등하게 구성되었다. 연령별로는 50~59세가 352명(23.5%)으로 가장 높은 비중을 차지했으며, 60~69세 319명(21.3%), 40~49세 308명(20.5%)의 순으로 나타났다. 거주지는 서울·인천·경기를 포함한 수도권이 780명(52.0%), 비수도권이 720명(48.0%)으로 확인되었다. 학력은 고등학교 졸업 이하가 274명(18.3%), 전문대학 이상이 1,226명(81.7%)이었으며, 월평균 가구소득은 500만 원 미만 828명(55.2%), 500만 원 이상 672명(44.8%)으로 구성되었다. 구체적인 표본의 특성은 <표 1>에 제시하였다.

〈표 1〉 표본의 특성

구분	내용	빈도(명)	비율(%)
성별	남성	765	51.0
	여성	735	49.0
연령	19~29세	252	16.8
	30~39세	269	17.9
	40~49세	308	20.5
	50~59세	352	23.5
	60~69세	319	21.3
거주지	수도권	780	52.0
	비수도권	720	48.0
학력	고등학교 졸업 이하	274	18.3
	전문대학 이상	1,226	81.7
가구소득	500만 원 미만	828	55.2
	500만 원 이상	672	44.8
응답자 총계		1,500	

3. 변수측정

본 연구에서는 정부신뢰, 행정 대응 역량 및 시민참여 보장 인식을 주요 변수로 설정하였다. 정부신뢰는 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰로 구분하였으며, 주요 변수는 모두 5점 리커트 척도의 복수 문항을 활용하여 측정하였다. 점수가 높을수록 해당 개념에 대한 인식 수준이 높은 것을 의미하며, 변수별 구체적인 측정문항은 〈표 2〉와 같다.

종속변수인 정부신뢰는 정부가 맡은 역할을 유능하게 수행하고, 시민의 이익을 고려하며, 원칙에 따라 청렴하게 행동할 것이라는 시민의 평가와 기대를 의미한다. 정부신뢰는 특정한 대상에 대한 시민의 신뢰 가능성(trustworthiness)에 대한 판단과 밀접하게 관련되며(Levi & Stoker, 2000), 공공조직의 신뢰 가능성은 유능성(competence), 선의(benevolence), 청렴성(integrity)의 차원으로 구분될 수 있다(Grimmelikhuijsen & Knies, 2017). 국내에서도 정부신뢰는 반응성, 효율성 및 공정성과 같은 정부운영에 대한 시민의 평가와 밀접하게 관련되는 것으로 나타났다(이지호·이현우, 2015). 이러한 논의를 바탕으로 본 연구에서는 복잡한 사회문제를 해결할 수 있는 능력, 국민 전체의 이익을 우선하는 정도, 청렴하게 운영되는 정도에 관한 세 문항을 활용하여 정부신뢰를 측정하였다. 각 문항은 동일한 내용을 중앙정부와 지방정부에 대해 각각 평가하도록 구성되어 있으므로, 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰를 서로 구분된 잠재변수로 설정하였다.

독립변수인 행정 대응 역량은 변화하는 행정환경과 시민의 요구를 파악하고, 이에 적시에 일관되고 안정적으로 대응하면서 행정서비스와 업무방식을 지속적으로 조정·개선할 수 있는 정부의 행정적 능력에 대한 시민의 인식을 의미한다. 대응성은 기본적으로 행정기관이 시민의 요구와 선호에 적절하고 신속하게 반응하는 능력과 관련되며(Vigoda, 2000, 2002), 불확실성이 높은 정책환경에서는 새로운 상황과 정보에 맞추어 대응방식을 조정할 수 있는 민첩하고 적응적인 관리능력의 중요성도 강조된다(Moon, 2020). 더하여, 정부의 민첩성과 관리역량이 코로나19와 같은 위기상황의 대응성과 관련되는 것으로 확인되었다(이슬기·김태형, 2022). 또한 공공관리의 질이 조직성과와 밀접하게 관련된다는 논의는 시민의 요구를 실제 행정과 서비스의 개선으로 전환하기 위한 관리적 기반의 중요성을 보여준다(Meier & O'Toole, 2002). 이러한 논의를 토대로 본 연구에서는 행정서비스의 신속한 제공, 동일 기준에 따른 예측 가능한 처리, 처리 절차와 예상 기간의 사전 공개, 행정서비스 결과의 정확성 및 지속적인 품질 개선에 관한 다섯 문항을 활용하여 행정 대응 역량을 측정하였다.

매개변수인 시민참여 보장 인식은 정부가 시민에게 정책 및 행정과정에 참여하고 의견을 제시할 수 있는 실질적인 기회를 제공하며, 제시된 의견이 실제로 고려될 수 있도록 제도적·절차적 여건을 보장하고 있다고 시민이 인식하는 정도를 의미한다. 시민참여는 누가 참여하는지, 어떠한 방식으로 의사소통하고 의사결정에 관여하는지, 그리고 시민의 논의가 실제 정책이나 공공행동과 어떻게 연결되는지에 따라 그 성격이 달라질 수 있다(Fung, 2006). 시민참여가 이루어지기 위해서는 참여에 필요한 자원과 시민사회적 기반, 참여 요청과 함께 시민이 영향을 미치고자 하는 제도가 자신의 요구에 반응한다고 경험하는 것이 중요하다(Lowndes et al., 2006). 또한 정부가 시민관여를 실질적으로 운영하기 위해서는 참여에 필요한 자원과 제도적 역량, 행정적 실현가능성이 뒷받침될 필요가 있으며(Yang & Callahan, 2007), 시민의 제안이 공정하고 투명한 검토과정을 거쳐 정책과정에 연결되는 절차 역시 참여제도의 중요한 요소로 논의되고 있다(Moon et al., 2023). 이러한 관점에서 본 연구에서는 정책결정 이전의 의견수렴 절차, 온·오프라인 참여통로의 제공, 시민 의견의 실제 정책 반영 및 취약계층의 참여 접근성에 관한 네 문항을 활용하였다. 따라서 시민참여 보장 인식은 시민 개인의 실제 참여 횟수나 활동 정도가 아니라, 정부가 시민에게 제공하는 참여의 제도적·절차적 여건에 대한 평가를 측정하는 변수이다.

통제변수로는 성별, 연령, 거주지, 학력, 가구소득, 사회신뢰 및 정치 관심도를 활용하였다. 성별은 남성을 0, 여성을 1로, 거주지는 비수도권을 0, 수도권을 1로 코딩하였다. 학력은 고등학교 졸업 이하를 0, 전문대학 이상을 1로 구분하였으며, 가구소득은 월평균 500만 원 미만을 0, 500만 원 이상을 1로 구성하였다. 연령은 19~29세를 기준범주로 설정하고 30~39

세, 40~49세, 50~59세 및 60~69세를 각각 더미변수로 변환하였다. 사회신뢰와 정치 관심도는 단일문항의 5점 척도로 측정하였으며, 점수가 높을수록 일반인에 대한 신뢰와 정치에 대한 관심이 높은 것을 의미한다.

〈표 2〉 변수의 측정

구분	측정변수		설문 내용
종속변수	정부신뢰	중앙정부 신뢰	중앙정부가 복잡한 사회문제를 해결할 능력이 있다고 생각하십니까?
			중앙정부가 국민 전체의 이익을 우선시한다고 생각하십니까?
			중앙정부가 청렴하다고 생각하십니까?
	지방정부 신뢰	지방정부가 복잡한 사회문제를 해결할 능력이 있다고 생각하십니까?	
		지방정부가 국민 전체의 이익을 우선시한다고 생각하십니까?	
		지방정부가 청렴하다고 생각하십니까?	
독립변수	행정 대응 역량	우리나라 행정서비스는 국민에게 신속하게 제공된다	
		유사한 민원은 동일 기준으로 예측 가능하게 처리된다	
		민원 처리 절차·예상 처리 기간이 사전에 온라인에 명시되어 있다	
		행정서비스 결과는 정확하며 오류가 드물다	
		정부는 행정서비스 품질을 지속적으로 개선하고 있다	
매개변수	시민참여 보장 인식	정부는 중요한 정책을 결정하기 전에 시민 의견 수렴 절차를 마련한다	
		온라인·오프라인 등 다양한 참여 통로가 제공된다	
		정부는 시민이 제시한 의견을 정책에 실제 반영한다	
		참여 절차가 취약계층도 접근하기 쉽게 설계되어 있다	
통제변수	성별	남성=0, 여성=1	
	연령	19-29세(기준), 30-39세, 40-49세, 50-59세, 60-69세(더미변수)	
	거주지	비수도권=0, 수도권(서울·인천·경기)=1	
	학력	고졸 이하=0, 전문대 이상=1	
	가구소득	500만 원 미만=0, 500만 원 이상=1	
	사회신뢰	대부분의 사람들을 신뢰할 수 있다고 생각하는 정도 1=매우 조심해야 한다~5=대부분 신뢰할 수 있다	
	정치 관심도	개인적으로 정치에 관심을 가지는 정도 1=전혀 관심이 없다~5=매우 관심이 있다	

주: 종속변수, 독립변수, 및 매개변수는 모두 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 측정하였으며, 점수가 높을수록 해당 변수에 대한 인식 수준이 높은 것을 의미함

IV. 분석결과

1. 측정모형의 신뢰도 및 타당도 검증

1) 신뢰도 및 집중타당도 검증

본 연구에서는 잠재변수를 구성하는 측정문항의 내적 일관성과 집중타당도를 확인하기 위해 Cronbach's α 와 구성개념신뢰도(composite reliability: CR)를 산출하고, 확인적 요인 분석을 통해 표준화 요인적재치와 평균분산추출값(average variance extracted: AVE)을 검토하였다. 일반적으로 Cronbach's α 와 CR이 .70 이상이면 측정의 내적 일관성이 확보된 것으로 평가하며, 표준화 요인적재치는 .50 이상을 수용 가능한 수준으로 판단할 수 있다. AVE는 .50 이상일 경우 잠재개념이 측정문항의 분산을 충분히 설명하는 것으로 본다(Fornell & Larcker, 1981; Nunnally & Bernstein, 1994; Hair et al., 2010).

분석 결과, 전체 측정문항의 표준화 요인적재치는 .686~.895의 범위에 분포하였으며, 모든 요인적재치가 통계적으로 유의하였다($p < .001$). 구성개념별로는 행정 대응 역량이 .686~.763, 시민참여 보장 인식이 .703~.784, 중앙정부 신뢰가 .757~.895, 지방정부 신뢰가 .733~.892로 확인되었다. 따라서 모든 측정문항의 표준화 요인적재치가 .50을 상회하여 각 문항이 해당 잠재개념을 적절하게 설명하는 것으로 나타났다.

내적 일관성도 전반적으로 양호한 수준을 보였다. Cronbach's α 는 행정 대응 역량 .844, 시민참여 보장 인식 .829, 중앙정부 신뢰 .863, 지방정부 신뢰 .852였으며, CR은 각각 .844, .831, .866, .855로 모두 .70을 상회하였다. AVE 역시 행정 대응 역량 .521, 시민참여 보장 인식 .552, 중앙정부 신뢰 .685, 지방정부 신뢰 .664로 모든 구성개념에서 .50 이상의 값을 보였다. 이를 종합하면 본 연구의 측정모형은 각 잠재개념을 일관되게 측정하고 있으며, 신뢰도와 집중타당도 모두 적절한 수준을 확보한 것으로 판단된다. 변수별 신뢰도와 요인적재치, CR 및 AVE는 <표 3>에 정리하였다.

<표 3> 신뢰도 및 집중타당도 검증

잠재변수		문항	표준화 요인적재치	S.E.	α	CR	AVE
독립 변수	행정 대응 역량	Q15_1	.763	.015	.844	.844	.521
		Q15_3	.686	.023			
		Q15_4	.690	.020			
		Q15_5	.711	.016			
		Q15_7	.755	.018			

매개 변수	시민참여 보장 인식	Q18_1	.784	.014	.829	.831	.552
		Q18_2	.710	.017			
		Q18_3	.771	.014			
		Q18_4	.703	.016			
종속 변수	중앙정부 신뢰	Q1_1	.757	.016	.863	.866	.685
		Q2_1	.895	.009			
		Q3_1	.824	.013			
	지방정부 신뢰	Q1_2	.733	.017	.852	.855	.664
		Q2_2	.892	.010			
		Q3_2	.811	.014			

2) 판별타당도 검증

다음으로 각 잠재변수가 경험적으로 서로 구별되는 구성개념인지를 확인하기 위해 Fornell-Larcker 기준을 적용하여 판별타당도를 검토하였다. 이 기준은 각 구성개념의 평균 분산추출값(average variance extracted: AVE)의 제곱근이 해당 구성개념과 다른 구성개념 간 상관계수보다 큰 경우 판별타당도가 확보된 것으로 판단한다(Fornell & Larcker, 1981).

분석 결과, 행정 대응 역량의 $\sqrt{AVE}$ 는 .722, 시민참여 보장 인식은 .743, 중앙정부 신뢰는 .827, 지방정부 신뢰는 .815로 나타났다. 잠재변수 간 상관계수는 .501~.810의 범위에 분포하였으며, 각 구성개념의 $\sqrt{AVE}$ 는 다른 잠재변수와의 상관계수를 모두 상회하였다. 특히 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰 간 상관계수는 .810으로 비교적 높게 나타났으나, 두 구성개념의 $\sqrt{AVE}$ 가 각각 .827과 .815로 해당 상관계수보다 높은 값을 보였다. 따라서 Fornell-Larcker 기준에 따르면 본 연구에서 설정한 네 잠재변수의 판별타당도는 확보된 것으로 볼 수 있으며, 구체적인 결과는 <표 4>와 같다.

<표 4> 판별타당도

구분	행정 대응 역량	시민참여 보장 인식	중앙정부 신뢰	지방정부 신뢰	$\sqrt{AVE}$
행정 대응 역량	1				0.722
시민참여 보장 인식	0.719	1			0.743
중앙정부 신뢰	0.576	0.627	1		0.827
지방정부 신뢰	0.501	0.603	0.810	1	0.815

이와 함께 확인적 요인분석을 통해 측정모형의 전반적인 적합도를 검토하였다(<표 5>). 모형의 적합도는 특정 지수에만 의존하기보다 χ^2/df , RMSEA, SRMR, CFI 및 TLI와 같은 여

리 적합도 지수를 종합적으로 고려하여 판단하는 것이 일반적이다(Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999; Hair et al., 2010). 분석 결과, Satorra-Bentler 보정 χ^2 는 241.373(df=81)이었으며, χ^2/df 는 2.980으로 확인되었다. RMSEA는 .036, SRMR은 .031, CFI는 .983, TLI는 .978로 나타나 측정모형의 전반적인 적합도는 양호한 수준을 보였다. 다만 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰 간 상관관계수가 .810으로 비교적 높게 나타난 점을 고려하여, 두 신뢰를 하나의 잠재요인으로 통합한 측정모형을 추가적으로 추정하였다. 그 결과 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰를 별도의 잠재변수로 구분한 모형이 두 신뢰를 단일요인으로 통합한 모형보다 전반적으로 우수한 적합도를 보였다.¹⁾ 이는 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰가 밀접하게 관련되어 있으면서도 하나의 구성개념으로 통합하기보다는 서로 구분된 잠재변수로 설정하는 것이 자료에 보다 적합함을 보여준다. 이상의 결과를 종합하면, 본 연구에서 설정한 측정모형은 자료에 양호하게 부합하는 것으로 판단할 수 있다.

〈표 5〉 모형적합도

지표 (적정 수준)	χ^2/df (< 3.00)	RMSEA (< .08)	SRMR (< .10)	CFI (> .90)	TLI (> .90)
결과	2.980	.036	.031	.983	.978

3) 중앙·지방정부 신뢰의 대응 요인적재치 등가성 검증

더하여, 본 연구에서 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰는 문제해결 능력, 국민 전체의 이익 우선 및 청렴성이라는 동일한 세 문항을 통해 측정하였으므로, 구조적 관계를 비교하기 위해서 비교대상이 동일하거나 유사한 측정구조를 갖는지를 사전에 확인할 필요가 있다(Steenkamp & Baumgartner, 1998; Vandenberg & Lance, 2000). 이에 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식이 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰에 미치는 영향을 비교하기에 앞서, 두 신뢰를 구성하는 대응 문항의 요인적재치가 서로 동등한지를 검증하였다.

요인적재치의 등가성 검증에는 특정 측정문항 하나를 기준지표로 고정하는 방식에서 발생할 수 있는 임의성을 줄이기 위해 effects coding 방식을 적용하였다. Effects coding은 특정 기준문항에 의존하는 대신 측정문항의 요인적재치 평균을 일정한 값으로 설정하여 잠재변수의 척도를 정의하는 방식으로, 기준지표 방식과 동일한 모형 적합도를 유지하면서 척도

1) 추가 모형 비교 결과, 중앙·지방정부 신뢰를 구분한 모형($\chi^2/df=2.980$, RMSEA=.036, SRMR=.031, CFI=.983, TLI=.978)이 두 신뢰를 단일요인으로 통합한 모형($\chi^2/df=8.570$, RMSEA=.071, SRMR=.037, CFI=.934, TLI=.918)보다 전반적으로 우수한 적합도를 보였음.

설정의 임의성을 줄일 수 있다는 장점이 있다(Little et al., 2006). 본 연구에서는 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰 각각의 세 요인적재치 평균을 1로 설정한 뒤, 서로 대응하는 적재치 간 차이를 Wald 검정을 통해 확인하였다. 이때 두 잠재변수의 요인적재치 합이 각각 동일한 값으로 제약되어 있으므로, 전체 등가성 검정에서 독립적으로 검증되는 제약의 수는 2개(df=2)가 된다.

분석 결과, 문제해결 능력의 요인적재치는 중앙정부 신뢰에서 .929, 지방정부 신뢰에서 .896으로 나타났으며, 두 적재치 간 차이는 통계적으로 유의하지 않았다($\chi^2=2.79$, $p=.095$). 국민 전체의 이익 우선은 각각 1.085와 1.099로 확인되어 유의한 차이를 보이지 않았고($\chi^2=.73$, $p=.391$), 청렴성의 요인적재치 역시 .986과 1.005로 나타나 통계적으로 유의한 차이가 확인되지 않았다($\chi^2=1.21$, $p=.272$). 세 대응 문항의 적재치 등가성을 종합적으로 검증한 결과에서도 통계적으로 유의한 차이는 나타나지 않았다($\chi^2(2)=2.81$, $p=.246$). 따라서 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰를 구성하는 대응 문항의 요인적재치는 두 측정대상에서 유사한 수준을 보였으며, 대응 요인적재치의 등가성이 지지된 것으로 판단할 수 있다. 이는 이후 구조 모형에서 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰에 대한 구조적 효과의 차이를 비교하기 위한 측정 수준의 근거를 제공한다. 관련 검정 결과는 <표 6>에 정리하였다.

〈표 6〉 중앙·지방정부 신뢰의 대응 요인적재치 등가성 검증

대응 문항	중앙정부 신뢰 적재치	지방정부 신뢰 적재치	Wald χ^2	p
문제해결 능력	.929	.896	2.79	.095
국민 전체의 이익 우선	1.085	1.099	.730	.391
청렴성	.986	1.005	1.21	.272
전체 등가성 검정			2.81	.246

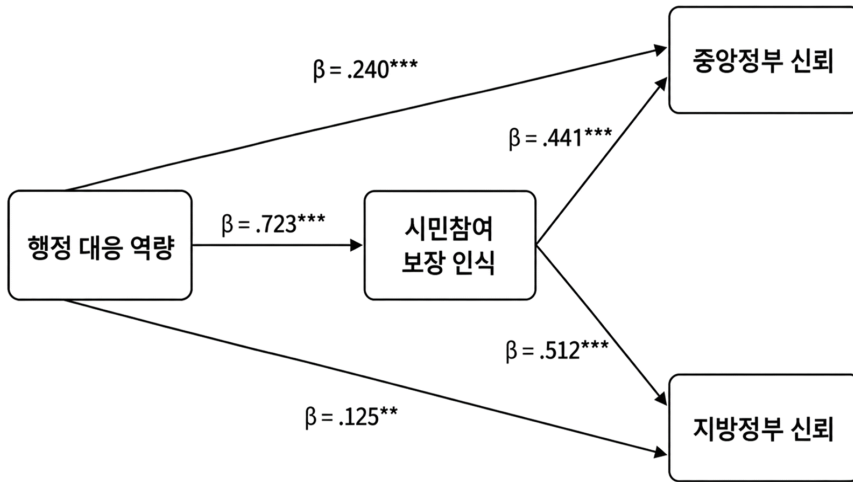
2. 구조방정식모형 분석 결과

1) 중앙·지방정부 신뢰와 주요 변수 간 관계

본 연구에서는 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식, 중앙정부 및 지방정부 신뢰 간의 관계를 확인하기 위해 구조방정식모형을 추정하였다. <그림 2>에는 통제변수를 제외한 주요 변수 간 경로를 제시하였으며, 경로 간 상대적인 크기를 비교할 수 있도록 표준화 경로계수(β)를 사용하였다. 반면 본문과 경로분석 결과표에서는 비표준화 계수(B)를 기준으로 결과를 설명하였다. 분석 결과, 행정 대응 역량에서 시민참여 보장 인식으로 이어지는 경로와 시

민참여 보장 인식에서 중앙정부 및 지방정부 신뢰로 이어지는 경로가 모두 유의한 정(+)
의 방향을 보였다. 행정 대응 역량이 두 정부신뢰에 미치는 직접경로 역시 각각 통계적으로 유
의하였다.

〈그림 2〉 연구모형의 주요 경로계수



※ 통제변수 경로는 제시하지 않음

주요 경로를 살펴보면, 행정 대응 역량은 시민참여 보장 인식에 유의한 정(+)
의 영향을 미쳤다(B=.718, p<.001). 이는 행정서비스의 신속성, 일관성, 정확성 및 개선 역량을 긍정적으
로 평가할수록 정부가 시민에게 참여기회를 제공하고 의견을 반영할 수 있는 여건을 보장하
고 있다고 인식하는 경향이 높아짐을 보여준다. 따라서 행정 대응 역량이 시민참여 보장 인
식에 정(+)
의 영향을 미칠 것으로 설정한 가설 2는 지지되었다. 시민참여 보장 인식 역시 중
앙정부 신뢰에 유의한 정(+)
의 영향을 미쳤으며(B=.511, p<.001), 지방정부 신뢰에서도 같은
방향의 관계가 확인되었다(B=.522, p<.001). 즉, 정책과정에서 의견수렴 절차와 참여통로가
마련되어 있고 시민의 의견이 실제 정책에 반영된다고 평가할수록 중앙정부와 지방정부에
대한 신뢰도 높게 나타났다. 이에 시민참여 보장 인식이 중앙정부와 지방정부 신뢰에 각각
정(+)
의 영향을 미칠 것으로 설정한 가설 3a와 가설 3b도 모두 지지되었다.

행정 대응 역량은 두 정부신뢰에 대해서도 직접적인 영향을 보였다. 중앙정부 신뢰에 대
한 직접효과는 B=.275로 통계적으로 유의하였으며(p<.001), 지방정부 신뢰에 대해서도 유의
한 정(+)
의 효과가 나타났다(B=.126, p=.006). 이러한 결과에 따라 행정 대응 역량이 중앙정

부와 지방정부 신뢰에 각각 정(+)의 영향을 미칠 것으로 설정한 가설 1a와 가설 1b도 모두 지지되었다. 이는 정부의 행정 대응 역량에 대한 긍정적인 평가가 시민참여 보장 인식뿐만 아니라 중앙정부와 지방정부 신뢰와도 직접적으로 관련되어 있음을 보여준다. 다만 중앙정부와 지방정부에 대한 효과의 크기가 실제로 서로 다른지는 개별 계수의 크기만으로 판단하지 않고, 이후 정부 수준 간 효과 차이 검정을 통해 별도로 확인하였다.

통제변수에서는 정부 수준에 따라 일부 차이가 나타났다. 중앙정부 신뢰의 경우 여성은 남성보다 신뢰 수준이 낮았으며($B = -.091, p = .009$), 50~59세($B = .200, p < .001$)와 60~69세($B = .114, p = .045$)는 기준범주인 19~29세보다 높은 신뢰 수준을 보였다. 사회신뢰($B = .048, p = .006$)와 정치 관심도($B = .041, p = .034$)도 중앙정부 신뢰와 유의한 정(+)의 관계를 나타냈다. 반면 30~39세와 40~49세, 거주지, 학력 및 가구소득에서는 통계적으로 유의한 관계가 확인되지 않았다. 지방정부 신뢰에서는 30~39세가 19~29세보다 낮은 수준을 보였고($B = -.123, p = .028$), 60~69세는 상대적으로 높은 신뢰 수준을 나타냈다($B = .108, p = .042$). 사회신뢰도 지방정부 신뢰와 유의한 정(+)의 관계를 보였으며($B = .057, p < .001$), 성별, 40~49세와 50~59세, 거주지, 학력, 가구소득 및 정치 관심도는 통계적으로 유의하지 않았다. 주요 경로와 통제변수의 추정 결과는 <표 7>에 정리하였다.

2) 시민참여 보장 인식의 매개효과 검증

다음으로 시민참여 보장 인식의 매개효과를 검증하였다. 분석 결과, 행정 대응 역량이 시민참여 보장 인식을 거쳐 중앙정부 신뢰에 미치는 간접효과는 .367로 나타났으며, 지방정부 신뢰에 대한 간접효과는 .374로 확인되었다. 이러한 간접효과는 행정 대응 역량이 시민참여 보장 인식에 미치는 정(+)의 영향과 시민참여 보장 인식이 각각 중앙정부 및 지방정부 신뢰에 미치는 정(+)의 영향이 결합되어 나타난 결과이다. 즉, 행정서비스의 대응 역량을 높게 평가하는 시민일수록 정책과정에서 자신의 참여가 보장되고 있다고 인식하며, 이러한 인식이 다시 중앙정부와 지방정부에 대한 신뢰와 연결되는 경로가 확인되었다.

행정 대응 역량이 정부신뢰에 미치는 총효과는 중앙정부 신뢰에서 .642, 지방정부 신뢰에서 .500으로 나타났으며, 두 총효과 모두 통계적으로 유의하였다($p < .001$). 총효과를 직접효과와 간접효과로 구분하여 살펴보면, 중앙정부 신뢰에서는 직접효과 .275와 시민참여 보장 인식을 통한 간접효과 .367이 함께 나타났고, 지방정부 신뢰에서도 직접효과 .126과 간접효과 .374가 각각 확인되었다. 특히 시민참여 보장 인식을 모형에 포함한 이후에도 행정 대응 역량의 직접효과가 중앙정부 신뢰($B = .275, p < .001$)와 지방정부 신뢰($B = .126, p = .006$)에서 모

두 유의하게 유지되었다. 이는 행정 대응 역량에 대한 평가가 정부신뢰와 직접적으로 연결되는 경로와 시민참여 보장 인식을 거쳐 연결되는 경로가 동시에 존재함을 의미한다. 따라서 시민참여 보장 인식은 행정 대응 역량과 중앙·지방정부 신뢰 간 관계를 부분적으로 매개하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 7〉 경로분석 결과

효과	경로		Coef.	S.E.	z	p-value	
직접 효과	행정 대응 역량 → 시민참여 보장 인식		0.718	0.035	20.65	0.000***	
	시민참여 보장 인식 → 중앙정부 신뢰		0.511	0.056	9.13	0.000***	
	행정 대응 역량 → 중앙정부 신뢰		0.275	0.054	5.12	0.000***	
	시민참여 보장 인식 → 지방정부 신뢰		0.522	0.049	10.54	0.000***	
	행정 대응 역량 → 지방정부 신뢰		0.126	0.046	2.75	0.006**	
	통제 변수	성별(ref. 남성) → 중앙정부 신뢰		-0.091	0.035	-2.60	0.009**
		30-39세(ref. 19-29세) → 중앙정부 신뢰		-0.065	0.062	-1.04	0.296
		40-49세(ref. 19-29세) → 중앙정부 신뢰		0.029	0.057	0.51	0.608
		50-59세(ref. 19-29세) → 중앙정부 신뢰		0.200	0.055	3.64	0.000***
		60-69세(ref. 19-29세) → 중앙정부 신뢰		0.114	0.057	2.00	0.045*
		수도권 거주 → 중앙정부 신뢰		0.011	0.035	0.31	0.756
		대졸 이상 → 중앙정부 신뢰		0.025	0.048	0.53	0.596
		가구소득 500만원 이상 → 중앙정부 신뢰		-0.031	0.036	-0.86	0.388
		사회신뢰 → 중앙정부 신뢰		0.048	0.018	2.75	0.006**
		정치 관심도 → 중앙정부 신뢰		0.041	0.020	2.13	0.034*
		성별(ref. 남성) → 지방정부 신뢰		-0.053	0.032	-1.64	0.100
		30-39세(ref. 19-29세) → 지방정부 신뢰		-0.123	0.056	-2.20	0.028*
		40-49세(ref. 19-29세) → 지방정부 신뢰		-0.066	0.054	-1.22	0.222
		50-59세(ref. 19-29세) → 지방정부 신뢰		0.023	0.052	0.45	0.652
		60-69세(ref. 19-29세) → 지방정부 신뢰		0.108	0.053	2.04	0.042*
		수도권 거주 → 지방정부 신뢰		0.044	0.032	1.38	0.169
		대졸 이상 → 지방정부 신뢰		0.007	0.043	0.17	0.866
		가구소득 500만원 이상 → 지방정부 신뢰		-0.029	0.034	-0.87	0.386
		사회신뢰 → 지방정부 신뢰		0.057	0.016	3.48	0.000***
		정치 관심도 → 지방정부 신뢰		-0.019	0.018	-1.05	0.294
간접 효과	행정 대응 역량 → 시민참여 보장 인식 → 중앙정부 신뢰		0.367	0.046	7.92	0.000***	
	행정 대응 역량 → 시민참여 보장 인식 → 지방정부 신뢰		0.374	0.042	9.01	0.000***	
총효과	행정 대응 역량 → 중앙정부 신뢰		0.642	0.042	15.26	0.000***	
	행정 대응 역량 → 지방정부 신뢰		0.500	0.035	14.39	0.000***	

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

간접효과의 통계적 유의성은 5,000회 부트스트래핑을 통해 추가로 검증하였다. 부트스트래핑은 간접효과의 표본분포에 정규성을 가정하지 않고 반복표집을 통해 신뢰구간을 산출한다는 점에서 매개효과의 유의성을 판단하는 데 유용하다(Preacher & Hayes, 2008; Hayes, 2009). 중앙정부 신뢰에 대한 간접효과는 .367, Boot S.E.는 .046이었으며, bias-corrected 95% 신뢰구간은 [.281, .463]으로 나타났다. 지방정부 신뢰에 대한 간접효과는 .374, Boot S.E.는 .042였고, bias-corrected 95% 신뢰구간은 [.299, .465]로 확인되었다. 두 간접효과의 신뢰구간 모두 0을 포함하지 않아 시민참여 보장 인식을 통한 매개효과가 중앙정부와 지방정부 신뢰에서 각각 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과에 따라 가설 4a와 가설 4b는 모두 지지되었다. 앞서 확인된 직접효과와 이러한 부트스트랩 결과를 종합하면, 시민참여 보장 인식은 두 정부 수준 모두에서 행정 대응 역량과 정부신뢰를 연결하는 유의한 매개경로로 기능하는 것으로 판단할 수 있다. 매개효과에 대한 부트스트랩 검증 결과는 <표 8>에 제시하였다.

〈표 8〉 부트스트랩 결과

매개효과 경로	간접효과	Boot S.E.	Boot LLCI	Boot ULCI
행정 대응 역량 → 시민참여 보장 인식 → 중앙정부 신뢰	.367	.046	.281	.463
행정 대응 역량 → 시민참여 보장 인식 → 지방정부 신뢰	.374	.042	.299	.465

주: Bootstrap 5,000회, bias-corrected 95% 신뢰구간

3) 중앙·지방정부 신뢰에 대한 효과 차이 검증

마지막으로 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식이 중앙정부 신뢰와 지방정부 신뢰에 미치는 효과가 정부 수준에 따라 차이를 보이는지 검증하였다. 먼저 행정 대응 역량의 직접효과는 중앙정부 신뢰에서 .275, 지방정부 신뢰에서 .126으로 나타났으며, 두 효과의 차이는 .149였다. Wald 검정 결과 이러한 차이는 통계적으로 유의하였다($\chi^2(1)=10.35$, $p=.001$). 반면 시민참여 보장 인식의 효과는 중앙정부 신뢰에서 .511, 지방정부 신뢰에서 .522로 두 정부 수준에서 유사한 값을 보였으며, 그 차이(-.011)는 통계적으로 유의하지 않았다($\chi^2(1)=.05$, $p=.825$). 두 핵심 구조경로의 차이를 동시에 검증한 결과에서는 공동검정이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($\chi^2(2)=23.59$, $p<.001$). 이를 종합하면 중앙정부와 지방정부 간 구조적 관계의 차이는 주로 행정 대응 역량이 정부신뢰에 미치는 직접효과에서 나타난 것으로 볼 수 있다.

행정 대응 역량이 시민참여 보장 인식을 통해 정부신뢰에 미치는 간접효과의 차이는

5,000회 부트스트래핑을 통해 검증하였다. 중앙정부 신뢰에 대한 간접효과는 .367, 지방정부 신뢰에 대한 간접효과는 .374로 나타났으며, 두 효과의 차이는 -.008이었다. 부트스트랩 검정 결과 이러한 차이는 통계적으로 유의하지 않았고(Boot S.E.=.037, $p=.838$), bias-corrected 95% 신뢰구간 역시 0을 포함하였다([- .081, .067]). 이는 행정 대응 역량이 시민참여 보장 인식을 거쳐 정부신뢰와 연결되는 경로가 중앙정부와 지방정부에서 유사하게 나타났음을 보여준다. 따라서 시민참여 보장 인식을 통한 매개경로가 중앙정부와 지방정부 간 차이를 보일 것으로 설정한 가설 5는 지지되지 않았다.

반면 행정 대응 역량의 총효과는 중앙정부 신뢰에서 .642, 지방정부 신뢰에서 .500으로 나타났으며, 중앙정부 신뢰에 대한 총효과가 .142만큼 더 큰 것으로 확인되었다. 이러한 차이는 부트스트랩 검정에서도 통계적으로 유의하였고(Boot S.E.=.032, $p<.001$), bias-corrected 95% 신뢰구간도 0을 포함하지 않았다([.082, .206]). 앞서 간접효과의 차이가 유의하지 않은 반면 직접효과의 차이가 유의하게 나타난 점을 함께 고려하면, 중앙정부와 지방정부에 대한 총효과의 차이는 시민참여 보장 인식을 통한 매개경로보다는 행정 대응 역량의 직접적인 영향 차이에서 비롯된 것으로 해석할 수 있다. 이상의 효과 차이 검증 결과는 <표 9>에 제시하였다.

〈표 9〉 중앙·지방정부 신뢰에 대한 효과 차이 검증

구분	중앙정부 신뢰	지방정부 신뢰	차이 (중앙-지방)	검정 결과	p
행정 대응 역량의 직접효과	.275	.126	.149	Wald $\chi^2(1)=10.35$	.001
시민참여 보장 인식의 효과	.511	.522	-.011	Wald $\chi^2(1)=.05$	.825
핵심 구조경로 공동검정				Wald $\chi^2(2)=23.59$	<.001
행정 대응 역량의 간접효과	.367	.374	-.008	Boot S.E.=.037	.838
행정 대응 역량의 총효과	.642	.500	.142	Boot S.E.=.032	<.001

주: 차이는 중앙정부 신뢰에 대한 효과에서 지방정부 신뢰에 대한 효과를 차감한 값임. 간접효과 및 총효과의 차이는 5,000회 부트스트래핑을 통해 검증함.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 행정 대응 역량과 정부신뢰의 관계를 살펴보고, 이 과정에서 시민참여 보장 인식이 어떠한 역할을 하는지와 이러한 관계가 중앙정부와 지방정부에서 어떻게 나타나는지를 비교하였다. 분석 결과, 행정 대응 역량은 중앙정부와 지방정부 신뢰 모두와 유의한 정(+)

의 관계를 보였으며, 행정 대응 역량이 높게 평가될수록 시민참여가 제도적으로 보장되고 있다는 인식도 높게 나타났다. 시민참여 보장 인식 역시 두 정부 수준의 신뢰와 유의한 관계를 보였고, 행정 대응 역량이 시민참여 보장 인식을 거쳐 정부신뢰와 연결되는 간접경로도 중앙정부와 지방정부 모두에서 확인되었다. 한편 시민참여 보장 인식을 통한 경로에서는 두 정부 수준 간 차이가 나타나지 않은 반면, 행정 대응 역량이 정부신뢰와 직접적으로 연결되는 정도와 전체적인 효과는 중앙정부에서 더 크게 나타났다.

이러한 결과는 정부의 행정적 작동과 관리역량에 대한 시민의 평가가 정부신뢰와 연결된다는 기존 연구를 뒷받침한다. 정부성과와 정부신뢰 간의 정(+)적인 관계를 확인한 연구(Zhang et al., 2022)와 행정서비스의 성과 및 행정가치의 구현에 대한 평가가 정부신뢰와 관련된다는 연구결과(이현국·김윤희, 2014; 황창호 외, 2015)를 고려하면, 시민이 정부가 변화하는 요구에 적절하게 대응하고 맡은 기능을 안정적으로 수행할 수 있다고 평가하는 것이 정부신뢰와 밀접하게 연결됨을 확인할 수 있다. 동시에 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식 간의 유의한 관계는 시민관여의 실질적 운영이 참여통로의 존재만으로 이루어지는 것이 아니라 이를 뒷받침하는 자원과 제도적 역량, 행정적 실현가능성을 필요로 한다는 Yang & Callahan(2007)의 논의와 연결된다. 민첩하고 적응적인 정부대응과 시민과의 소통·협력이 함께 작동할 필요성을 강조한 Moon(2020)의 논의 역시 이러한 결과를 뒷받침한다.

특히 시민참여 보장 인식을 통한 간접경로가 확인되었다는 점은 정부신뢰의 형성과정을 행정적 능력에 대한 평가만으로 설명하기 어렵다는 것을 보여준다. 시민은 정부가 얼마나 신속하고 안정적으로 대응하는가뿐만 아니라 자신의 의견을 제시할 기회가 보장되고, 그 의견이 실제 정책과 행정과정에서 고려될 수 있는지도 함께 평가한다. 의견표명의 기회가 절차평가에 중요한 의미를 갖는다는 Lind et al.(1990)의 연구와 시민의 정책제안이 공정하고 투명하게 검토되어 정책과정에 연결되는 절차의 중요성을 강조한 Moon et al.(2023)의 논의는 이러한 결과와 부합한다. 결국 정부가 얼마나 잘 대응할 수 있는가에 대한 관리적 평가와 시민의 의견을 얼마나 받아들일 수 있는가에 대한 절차적 평가는 정부신뢰의 형성과정에서 서로 연결된 판단으로 이해할 필요가 있다.

중앙정부와 지방정부의 비교에서는 이러한 관계의 공통성과 차이가 동시에 확인되었다. 시민참여 보장 인식이 정부신뢰와 연결되는 정도와 이를 통한 간접경로에서는 두 정부 수준 간 차이가 나타나지 않은 반면, 행정 대응 역량이 정부신뢰와 직접적으로 연결되는 정도는 중앙정부에서 더 강하게 나타났다. 이는 중앙정부와 지방정부의 신뢰형성 구조를 단순히 동일하거나 상이하다고 구분하기보다, 절차적 경로는 두 정부 수준에서 공통적으로 작동하는 반면 행정 대응 역량의 직접적인 연결에서는 정부 수준에 따른 차이가 나타난다는 점에 주

목해야 함을 보여준다. 한국에서 지방자치와 분권의 진전과 함께 중앙정부와 지방정부 신뢰의 형성구조가 서로 다를 수 있다는 기존 연구(서재권·이병재, 2021; Lee & Suh, 2021)를 고려할 때, 본 연구의 결과는 그러한 차이가 모든 경로에서 일률적으로 나타나는 것은 아니라는 점을 구체화한다. 따라서 특정 정부 수준에서 신뢰의 영향요인이 더 강하다고 일반화하기보다, 시민이 어떠한 행정적 특성을 평가하고 있으며 그 평가가 어떠한 경로를 거쳐 신뢰로 이어지는지를 구분하여 살펴볼 필요가 있다.

본 연구는 정부신뢰의 형성과정에서 관리적 평가와 절차적 평가를 하나의 구조 안에서 연결하였다는 점에서 이론적 의의를 갖는다. 기존의 정부성과와 신뢰에 관한 논의가 정부가 얼마나 효과적으로 기능하고 어떠한 결과를 만들어내는가에 주목해 왔다면, 본 연구는 행정 대응 역량에 대한 평가가 시민참여의 제도적 보장에 대한 평가를 거쳐 정부신뢰와 연결되는 경로를 제시하였다. 특히 시민참여를 실제 참여 횟수나 활동수준으로 접근하지 않고 정부가 시민에게 참여기회와 참여통로를 제공하고, 제시된 의견이 정책과정에서 고려될 수 있는 여건을 얼마나 보장하고 있는가에 대한 시민의 인식으로 접근했다는 점에서 기존의 참여행동 중심 접근과 차별성을 갖는다. 나아가 중앙정부와 지방정부를 구분하여 신뢰형성 경로를 비교함으로써, 정부 수준을 넘어 공통적으로 작동하는 절차적 경로와 정부 수준에 따라 다르게 나타나는 관리적 경로를 함께 확인했다는 점에서도 의의가 있다.

정책적으로는 행정 대응 역량의 강화와 시민참여 절차의 내실화를 서로 분리된 과제로 다루지 않을 필요가 있다. 행정서비스의 신속성과 일관성을 높이고 처리절차와 예상기간을 명확히 하며 정확성과 지속적인 개선을 확보하는 것은 시민이 정부의 대응능력을 평가하는 중요한 기반이 된다. 동시에 정책결정 이전의 의견수렴 절차를 내실화하고, 온·오프라인을 포괄하는 참여통로와 취약계층을 포함한 접근성을 확보하며, 제시된 의견이 어떠한 과정을 거쳐 검토되고 반영되는지를 시민이 확인할 수 있도록 할 필요가 있다. 시민참여 보장 인식을 통한 경로가 중앙정부와 지방정부에서 공통적으로 확인되었다는 점은 이러한 절차적 기반이 특정 정부 수준에 국한된 것이 아니라 두 정부 모두에서 신뢰형성을 뒷받침하는 중요한 조건임을 보여준다. 동시에 행정 대응 역량과 신뢰 간의 직접적인 관계가 중앙정부에서 더 강하게 나타났다는 점을 고려하면, 중앙정부와 지방정부가 담당하는 정책적 역할과 책임의 차이를 반영하여 시민이 각 정부의 대응능력을 체감할 수 있도록 하는 접근도 요구된다. 다만 이러한 결과를 지방정부에서 시민참여가 상대적으로 더 중요하다는 의미로 해석해서는 안 되며, 참여 보장 인식을 통한 경로는 두 정부 수준에서 공통적으로 나타났다는 점이 핵심이다.

그럼에도 불구하고 본 연구의 한계는 주요 변수가 동일한 시점과 동일한 응답원에서 측정

된 인식자료라는 점에 있다. 이에 따라 행정 대응 역량, 시민참여 보장 인식 및 정부신뢰 간의 시간적·인과적 선후관계를 확정하기 어렵고, 동일방법편의(common method bias)의 가능성도 배제할 수 없다. 또한 중앙정부와 지방정부 신뢰는 각각 구분하여 측정한 반면, 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식은 정부 수준별로 별도 측정되지 않았다. 따라서 본 연구에서 확인된 중앙·지방 간 차이는 동일한 행정적·절차적 평가가 두 정부신뢰와 어떻게 다르게 연결되는지를 보여주는 것으로 이해해야 하며, 중앙정부와 지방정부의 실제 대응 역량이나 참여환경 자체를 직접 비교한 결과로 해석해서는 안 된다.

하지만 중앙정부와 지방정부를 구별된 신뢰대상으로 설정하고, 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식이 두 정부 수준의 신뢰 형성 과정에서 어떠한 공통성과 차이를 나타내는지를 하나의 구조 안에서 비교하였다는 점에서 본 연구의 중요성을 찾을 수 있다. 특히 시민참여 보장 인식을 통한 절차적 경로의 공통성과 행정 대응 역량의 직접적인 관계에서 나타난 정부 수준 간 차이를 함께 확인하였다는 점은 중앙정부와 지방정부의 신뢰형성 구조를 보다 세분화하여 이해할 수 있는 근거를 제공한다. 향후 연구에서는 중앙정부와 지방정부 각각의 행정 대응 역량과 시민참여 보장 인식을 별도로 측정하고, 패널자료나 실험설계를 활용하여 본 연구에서 확인된 구조적 관계가 시간적 순서와 정부 수준을 달리해서도 재현되는지를 검증할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 박순애·박민근. (2024). 지방행정 이론의 비판적 성찰과 연구 담론. 한국행정학보, 58(5), 289-321.
- 서재권·이병재. (2021). 중앙-지방 간 정부신뢰의 탈동조화? 부산과 인천 사례를 중심으로. 동서연구, 33(4), 153-183.
- 신상준·이숙중. (2016). 정부에 대한 공정성 인식이 정부신뢰에 미치는 영향: 정부성과 만족도의 매개효과에 대한 다중집단 분석을 중심으로. 한국행정학보, 50(2), 1-37.
- 이슬기·김태형. (2022). 코로나19 대응성과의 영향요인에 관한 연구: 민첩한 정부의 비선형성과 정부의 관리역량을 중심으로. 지방정부연구, 26(3), 225-254.
- 이지호·이현우. (2015). 정부신뢰의 한국적 의미와 측정: 반응성, 효율성 그리고 공정성. 한국정치연구, 24(3), 1-28.
- 이현국·김윤호. (2014). 정부서비스 성과와 정부신뢰: 서울시 정부서비스를 대상으로. 한국행정학보, 48(4), 1-22.
- 장용석·조문석·정장훈·김용현·최정윤. (2011). 융합사회와 거버넌스. 사회와 이론, 18, 237-281.
- 황성수. (2024). 정부신뢰, 정치와 행정 사이 어디에 위치하는가?: 정치, 행정, 경제, 사회자본, 인지구조특

- 성의 영향요인 비교. 한국행정학보, 58(3), 1-25.
- 황창호·김영주·문명재. (2015). 행정가치에 대한 국민인식이 정부신뢰에 미치는 영향. 한국행정학보, 49(4), 123-150.
- Barbera, C., Sicilia, M., & Steccolini, I. (2025). Exploring government-citizen interaction in public service performance assessment: Trade-offs, synergies, and critical issues. *Public Administration*, 103(3), 814-827.
- Behn, R. D. (1995). The big questions of public management. *Public Administration Review*, 55(4), 313-324.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage.
- Chanley, V. A., Rudolph, T. J., & Rahn, W. M. (2000). The origins and consequences of public trust in government: A time series analysis. *Public Opinion Quarterly*, 64(3), 239-256.
- Citrin, J. (1974). Comment: The political relevance of trust in government. *American Political Science Review*, 68(3), 973-988.
- Cooper, T. L., Bryer, T. A., & Meek, J. W. (2006). Citizen-centered collaborative public management. *Public Administration Review*, 66(S1), 76-88.
- de Fine Licht, J., Agerberg, M., & Esaiasson, P. (2022). It's not over when it's over—Post-decision arrangements and empirical legitimacy. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 32(1), 183-199.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Fung, A. (2006). Varieties of participation in complex governance. *Public Administration Review*, 66(S1), 66-75.
- Grimmelikhuijsen, S., Aleksovska, M., van Erp, J., Gilad, S., Maman, L., Bach, T., Kappler, M., Van Dooren, W., Schomaker, R. M., & Salomonsen, H. H. (2025). Does enforcement style influence citizen trust in regulatory agencies? An experiment in six countries. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 35(1), 29-44.
- Grimmelikhuijsen, S., & Knies, E. (2017). Validating a scale for citizen trust in government organizations. *International Review of Administrative Sciences*, 83(3), 583-601.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis: A global perspective* (7th ed.). Pearson.
- Hayes, A. F. (2009). Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium. *Communication Monographs*, 76(4), 408-420.
- Hetherington, M. J. (1998). The political relevance of political trust. *American Political Science Review*, 92(4), 791-808.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis:

- Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kettl, D. F. (2019). From policy to practice: From ideas to results, from results to trust. *Public Administration Review*, 79(5), 763-767.
- Kim, S., Rho, E., & Teo, Y. X. J. (2024). Citizen satisfaction research in public administration: A systematic literature review and future research agenda. *The American Review of Public Administration*, 54(5), 460-485.
- Lee, J. H., & Suh, J. (2021). Decentralisation and government trust in South Korea: Distinguishing local government trust from national government trust. *Asia & the Pacific Policy Studies*, 8(1), 68-93.
- Levi, M., & Stoker, L. (2000). Political trust and trustworthiness. *Annual Review of Political Science*, 3, 475-507.
- Lind, E. A., Kanfer, R., & Earley, P. C. (1990). Voice, control, and procedural justice: Instrumental and noninstrumental concerns in fairness judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(5), 952-959.
- Little, T. D., Slegers, D. W., & Card, N. A. (2006). A non-arbitrary method of identifying and scaling latent variables in SEM and MACS models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(1), 59-72.
- Lowndes, V., Pratchett, L., & Stoker, G. (2006). Diagnosing and remedying the failings of official participation schemes: The CLEAR framework. *Social Policy and Society*, 5(2), 281-291.
- Meier, K. J., & O'Toole, L. J., Jr. (2002). Public management and organizational performance: The effect of managerial quality. *Journal of Policy Analysis and Management*, 21(4), 629-643.
- Miller, A. H. (1974). Political issues and trust in government: 1964-1970. *American Political Science Review*, 68(3), 951-972.
- Mishler, W., & Rose, R. (2001). What are the origins of political trust? Testing institutional and cultural theories in post-communist societies. *Comparative Political Studies*, 34(1), 30-62.
- Moon, M. J. (2020). Fighting COVID-19 with agility, transparency, and participation: Wicked policy problems and new governance challenges. *Public Administration Review*, 80(4), 651-656.
- Moon, M. J., Lee, S., & Park, S. (2023). Citizensourcing policy advisory systems in a turbulent era. *Policy and Society*, 42(3), 303-318.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Peng, L., & Ross, J. M. (2025). Is trust in local government influenced by the “marketplace” of choice? *Public Administration Review*, 85(3), 768-786.
- Pew Research Center. (2025). *Public trust in government: 1958-2025*. Pew Research Center.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3),

879-891.

- Ruder, A. I., & Woods, N. D. (2020). Procedural fairness and the legitimacy of agency rulemaking. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 30(3), 400-414.
- Schmidhuber, L., Willems, J., & Krabina, B. (2023). Trust in public performance information: The effect of data accessibility and data source. *Public Administration Review*, 83(2), 279-295.
- Steenkamp, J.-B. E. M., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research*, 25(1), 78-90.
- Van de Walle, S., & Bouckaert, G. (2003). Public service performance and trust in government: The problem of causality. *International Journal of Public Administration*, 26(8-9), 891-913.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
- Vento, I. (2024). Trust, collaboration, and participation in governance: A Nordic perspective on public administrators' perceptions of citizen involvement. *Public Administration Review*, 84(5), 870-887.
- Vigoda, E. (2000). Are you being served? The responsiveness of public administration to citizens' demands: An empirical examination in Israel. *Public Administration*, 78(1), 165-191.
- Vigoda, E. (2002). From responsiveness to collaboration: Governance, citizens, and the next generation of public administration. *Public Administration Review*, 62(5), 527-540.
- Wallis, J. J., Fishback, P. V., & Kantor, S. E. (2005). Politics, relief, and reform: The transformation of America's social welfare system during the New Deal (NBER Working Paper No. 11080). National Bureau of Economic Research.
- Wallis, J. J., & Oates, W. E. (1998). The impact of the New Deal on American federalism. In M. D. Bordo, C. Goldin, & E. N. White (Eds.), *The defining moment: The Great Depression and the American economy in the twentieth century* (pp. 155-180). University of Chicago Press.
- Yang, K., & Callahan, K. (2007). Citizen involvement efforts and bureaucratic responsiveness: Participatory values, stakeholder pressures, and administrative practicality. *Public Administration Review*, 67(2), 249-264.
- Yang, K., & Holzer, M. (2006). The performance-trust link: Implications for performance measurement. *Public Administration Review*, 66(1), 114-126.
- Zhang, J., Li, H., & Yang, K. (2022). A meta-analysis of the government performance-trust link: Taking cultural and methodological factors into account. *Public Administration Review*, 82(1), 39-58.

한국조직학회 제5차 학술대회 (2026. 10. 16.)

공공 국제개발협력 **조직** 구성원의 **사회화** 경험 재구성

KOICA 질적 사례연구



김형주 | 한국국제협력단(KOICA) · 인력경영학 박사

목차

I 서론

연구 배경 · 연구문제

II 이론적 배경

조직사회화 이론 · 선행연구

III 연구방법

연구설계 · 자료수집 · 분석 · 엄격성

IV 연구결과

사례 내 분석 · 사례 간 분석

V 논의

경험의 재구성 · 이론적 논의

VI 결론

연구의 의의 · 후속 연구 과제

에필로그 | 연구의 마무리

연구의 배경 및 필요성

조직경력의 전개와 공공 국제개발협력 조직의 특수성에 주목

기존 연구의 축적

초기 적응 · 규범 학습 · 역할 명확성
사회적 수용과 정보탐색

경력 전개와 역할 변화의 경험적 의미는
상대적으로 덜 조명

KOICA의 조직적 맥락

공공성 | 규정·절차·책임성
국제성 | 문화적 차이·현장 판단
조직경력 | 본부·해외·순환보직

연구의 필요성 | 변화하는 직무와 관계 속에서 사회화 경험과 의미 형성을 심층적으로 이해

연구목적과 연구문제

세 가지 연구문제

RQ1

KOICA 구성원은 입사 이후 어떠한 경험을 통해 조직의 가치와 문화를 학습하고 해석하는가?

RQ2

개인의 경력배경은 조직사회화 과정의 경험과 의미 형성에 어떠한 차이를 만들어내는가?

RQ3

조직의 제도적·문화적 맥락은 구성원의 조직사회화 과정에 어떠한 방식으로 작용하는가?

기존 조직사회화 이론과 본 연구의 위치

선행연구의 주요 개념은 조직사회화 경험의 의미를 해석하는 데 중요한 이론적 참조점

조직사회화 전략과 과정

Van Maanen & Schein (1979)

Feldman (1981)

조직의 사회화 전략·직무·역할·집단 규범에 대한 적응

사회화의 학습내용

Chao et al. (1994)

업무숙련·조직 내 관계·목표와 가치

능동적 정보탐색

Miller & Jablin (1991)

Morrison (1993)

정보탐색의 전략·정보원과 학습

신규 구성원의 적응

Bauer et al. (2007)

역할 명확성·자기 효능감·사회적 수용

선행연구의 흐름과 연구 공백

국제개발협력 연구의 축적과 조직사회화 관점의 미시적 탐구 필요성

국제개발협력 정책·제도 연구

ODA의 정책적 목적, 제도적 구조, 규범적 변화 및 사업 운영체계에 관한 연구가 주된 흐름을 형성

국제개발협력 종사자 연구

직무동기·정체성, 이직·경력경로, 직무소진·조직지원, 비공식적 관계망 등 종사자의 직무 및 조직경험을 다룬 연구 축적

공공부문 조직사회화 연구

조직진입과 초기 적응, 규범 및 역할 학습, 관계 형성과 사회적 수용 등에 관한 연구가 중심

선행연구의 한계

국제개발협력 조직 구성원이 조직경력 전반에 걸쳐 경험하는 직무·관계·역할의 변화와 그 의미 형성 과정을 조직사회화 관점에서 심층 탐구한 연구는 제한적

본 연구의 접근

공공 국제개발협력 조직 구성원의 경험을 중심으로, 조직사회화가 조직경력의 전개와 직무·관계·역할의 변화 속에서 어떻게 이루어지고 해석되는지를 탐구

연구설계: 질적 사례연구

- 질적 사례연구의 개념 | 특정 현상을 실제 맥락 속에서 심층적으로 탐구하고, 참여자의 경험과 의미를 해석하는 연구방법
- 선정 이유 | 조직사회화 경험과 그 의미 형성 과정을 개인의 경력배경 및 조직적 맥락 속에서 심층적으로 탐구하는 데 적합한 연구방법이라고 판단

연구대상 조직의 선정 (KOICA) 공공성과 국제성이 교차하며, 본부·해외사무소와 다양한 직무·관계 속에서 사회화 경험이 나타나는 조직적 맥락

연구의 접근 조직사회화 경험을 조직경력의 전개와 조직적 맥락 속에서 이해하고 의미를 해석

사례의 구성 경력배경·근속기간·직위·근무환경의 차이를 고려하여, 조직사회화 경험의 다양한 양상을 보여주는 세 사례를 의도적으로 선정

분석의 초점 각 사례의 경험과 의미를 심층 분석한 후, 공통된 분석 관점에서 사례 간 유사성과 차이를 비교

분석단위 구성원의 조직사회화 경험

방법론적 근거 | Stake(2006)의 해석적 관점 · Yin(2018)의 설계 논리 · Creswell(2013)의 사례 내·사례 간 분석

사례의 경계와 연구참여자 선정

사례의 경계 | • 시간: 입직 이전의 경력·기대부터 면담 시점까지의 조직사회화 경험, • 공간: KOICA 본부 및 해외사무소의 근무환경,
• 조직: 한국국제협력단(KOICA), • 참여자 범위: 정규직 3명

A	팀장	2010년대 초반 입사	장기 근속 본부·해외사무소 근무 직무·역할 변화
B	과장	2010년대 중반 입사	조직 내 관계 경험의 축적 본부·해외사무소 근무 멘토링과 갈등
C	전임	2020년대 중반 입사	장기간의 공직·민간 선행경력 신규 조직의 업무·관계 재학습

사례 선정 | 경력배경·근속기간·직위·근무환경의 다양성과 심층적 비교 가능성을 고려한 의도표집 (Creswell, 1998; Stake, 2006)

자료수집: 심층면담과 맥락자료

면담을 중심자료로, 기록 및 기관자료는 맥락 이해를 위한 보조자료로 활용

반구조화 심층면담

2025년 6~9월

A 3회 · B 3회 · C 2회

회기별 약 120분

입직 전 기대, 직무 전환, 관계와 성찰

기록·기관자료의 보조적 활용

참여자 관련 기록 및 직무 자료

조직도 · 연차보고서 · 주요 업무계획

인력·예산 및 조직 관련 자료

진술의 제도적·직무적 맥락 확인

활용 원칙 | 자료별 수집·활용 방식의 차이를 고려하여 면담 진술의 맥락을 보완

자료분석 절차

참여자의 진술에서 사례 간 비교와 해석적 종합으로

01

자료의 반복적 검토

주요 경험·사건과
전환점 파악

02

사례 내 분석

경력·직무·관계의
경험과 의미 해석

03

사례 간 분석

경력·학습·관계·역할의
공통점과 차이 비교

04

해석적 종합

도출된 주제와 조직적
맥락·관련 이론의 연결

분석의 기본 원칙 | 고정된 이론 범주에 대입하기보다 참여자의 진술과 경험의 맥락에 근거하여 해석

연구의 엄격성과 윤리

Lincoln & Guba(1985)의 네 기준 및 내부자 연구자의 성찰

신빙성 | Credibility

반복면담 · 전사자료 확인
주요 해석에 대한 참여자 확인

적용성 | Transferability

경력배경 및 직무·관계·조직 맥락의 구체적 기술

의존성 | Dependability

면담·분석 과정 기록
연구일지와 분석 메모

확증성 | Confirmability

관련 자료 대조 · 연구과정 검토
내부자 위치성에 대한 성찰

연구자의 위치성과 반성적 성찰

- 내부자의 선이해를 인식하고, 연구일지·해석 노트, 참여자 확인(Member Checking) 및 동료 검토(Peer Debriefing)를 통해 해석의 편향 가능성을 점검

연구윤리 | IRB 심의면제 승인 · 서면동의 · 비식별화

사례 A: 자기주도적 학습에서 역할과 가치의 재조정으로

높은 업무 요구

“연말에 하루 여섯 번의 입찰설명회를 진행했다.”

업무 수행 과정에서 요구된
역할 학습

아프리카 해외사무소 근무 중
규정의 독자적 학습

“조문을 라인별로 복사해 영문판과 대조하며 정리했다.”

자기주도적 문제 해결과
전문성 축적

관리자 역할의 재인식

“팀장이면 팀장 역할을 제대로 해야 한다.”

책임과 역할 의미의 재조정

해석 | 초기 업무학습이 이후 역할 변화 속에서 책임과 가치의 해석으로 이어짐.

사례 B: 관계 경험을 통한 거리와 역할의 재조정

멘토의 지원

“멘토가 제 얘기를 잘 들어주고, 담당하는 업무도 서로 같아서 조언을 구하기 쉬웠어요.”

관계를 통한 초기 학습과 지원

갈등과 심리적 거리

“조직사회화가 좀 실패한 것 같다. 냉소적으로 바뀌었다.”

관계 경험의 양면성과 조직 인식 변화

후배에 대한 지원

“제가 받은 방식대로 후배를 도와줬어요.”

과거 지원 경험의 재해석과 실천

해석 | 관계가 적응의 자원이자 조직과의 거리를 조정하는 계기로 작용함.

사례 C: 선행경력을 조정하며 새로운 역할을 학습하는 과정

새 조직에서의 학습

“어디서든 기초부터 배워야 한다.”

선행경력과 새로운 역할 학습의 병행

초기 관계의 어려움

“연령 차이가 커서 쉽게 어울리지 못했다.”

경력·세대 차이에 따른 관계 형성의 어려움

관계의 변화

“지금은 친밀감이 생겨 교류가 많아졌다.”

상호작용 속 관계의 재조정

해석 | 풍부한 선행경력에도 새로운 조직에서의 학습과 관계 조정이 필요함.

세 사례의 차이에서 확인되는 네 가지 주제

사례별 경험의 맥락을 유지하면서 경력·학습·관계·의미 형성의 공통점과 차이 비교

사례 간 분석 주제	A	B	C
서로 다른 경력배경과 조직경력의 전개	외교관 진로 지향 · 언론사 경험과 내부경력 축적	공공기관 선행경력과 관계경험	장기 공직 선행경력과 새로운 조직 적응
공식적 사회화와 자기주도적 학습의 결합	규정·문제해결	멘토·실무학습	새 체계 재학습
관계를 통한 적응과 거리의 조정	책임·역할 조정	지원과 거리 조정	관계 형성
새로운 경험을 통한 사회화 경험의 재구성	역할 의미 재조정	관계 의미 재해석	선행경력 재조정

사례 간 비교 | 입직 이전의 경력배경과 입직 이후의 조직 경험은 서로 다르지만, 세 사례 모두 직무·관계·역할의 의미를 지속적으로 재해석하고 조정함.

조직사회화 경험의 재구성

학습·관계·가치 및 역할 인식의 상호작용

조직적 맥락 | 공공성 · 국제성

공식 규범과 현장 업무의 요구 · 조직 내 관계와 지원 · 새로운 업무 및 관계환경



사회화 경험의 재구성

학습 ↔ 관계 ↔ 가치·역할인식



변화하는 경험

본부·해외 순환근무
직무 전환
관계 및 역할 변화

재구성 | 새로운 직무·관계·역할을 경험하면서 기존의 경험과 조직에 대한 이해, 자신의 역할 인식을 지속적으로 재해석하고 조정하는 과정(경험의 연속성 · 의미의 재해석 · 역할 인식의 조정)

연구결과의 이론적 논의

기존 사회화 논의를 조직경력 전반의 구체적 경험과 맥락에서 탐구

기존 이론과 연결되는 부분

Feldman | 입직 전 기대와 초기 적응
Morrison | 능동적 정보탐색
Bauer 등 | 역할 명확성과 사회적 수용
사회화의 지속성에 관한 기존 논의

본 연구가 구체화한 경험

- ✓ 서로 다른 경력 경험에서 나타난 의미 해석의 차이
- ✓ 관계적 지원과 심리적 거리의 양면성
- ✓ 공공성·국제성의 조직적 맥락과 직무·관계 경험의 상호작용

종합적 해석 | 조직사회화는 초기 적응에 국한되지 않고 조직경력 전반에 걸쳐 지속되며,
구성원은 새로운 경험 속에서 조직과 자신의 역할에 대한 이해를 조정해 나감.

연구의 의의와 후속 연구 과제

학문적 의의

- 초기 적응을 넘어 조직경력 전반의 지속적 사회화 경험 조명
- 경력배경과 조직적 맥락에 따른 의미 형성의 차이
- 학습·관계·가치와 역할 인식의 상호작용

실천적 시사점

- 직무전환기의 학습과 관계적 지원
- 축적된 경험의 조직학습 자원화
- 경력배경을 고려한 멘토링 및 지원

후속 연구 과제

- ① 연구대상과 방법의 확장 ② 조직사회화의 연속적 과정 탐색 ③ 제도적·국제적 맥락의 심층 분석

심층 인터뷰 이후, 참여자들의 이야기

연구참여자가 면담을 마친 뒤 남긴 성찰

참여자 A “제가 걸어온 길에 대해서 나름 정리해 볼 수 있는 시간이 된 것 같아요.”

참여자 B “이번 심층 인터뷰가 제겐 너무나 좋은 경험이었습니다.”

참여자 C “정체성의 의미에 대해서 고민해 볼 수 있었던 계기가 된 것 같아요.”

建築用語의 現況과 表記統一의 方案에 關한 研究

— 外來構造用語를 中心으로 —

The Present Condition of the Architectural Terms and the Study of the Way to unite the Marks

— Focused on Foreign Origin Structural Terms —

○ 金 平 卓* 朱 京 在**

Kim, Pyung Tak Joo, Gyung Jae

ABSTRACT

In this study, I will examine the investigation for the terms which the 600 persons in the field of the seven groups of the construction were carried into effect September and Oct. 1982. At the same time, I will institute the plan to unite terms and I hope it can help the field of the Korean construction progress.

I. 序 論

I - 1. 研究의 目的과 意義: 우리의 建築界는 學術적·기술적·예술적인면에서 제반 括目한 발전 을 한 오늘이다. 그런데 建築用語는 어떨가. 이 재는 우리도 우리의 主體意識을 가지고 우리말 用語의 使用에 보탬을 느꼈으면 한다. 用語로서의 그 制定과 外來用語의 표기 통일 문제는 시급한 대상이 아닐 수 없다.

최근 정부당국도 日帝式 行政用語를 없애고 우리 말 用語로 순화시키는 운동을 하고 있다. 때늦은 감은 있지만 우리 建築界도 建築用語의 表記 統一을 위하여 적극적인 자세와 活動이 있어야겠다.

이에서 建築用語의 整備 統一에 意義를 두고 그 方案 設定에 연구의 목적이 있다.

I - 2. 研究의 方法과 範圍: 본 研究의 方法으로

① 그동안 우리 建築界에서 行한 用語制定의 경위와 沿革를 檢討하고.

② 既刊行된 各種 用語集 및 建築用語辭典들을 分析 檢討하는 일련의 韓國建築史를 考察하는 것

年 二月十六日 斯界의 有志를 總劄藏하야 建築術語制定委員會를 組織하고 專門委員에게 이 事業의 一切을 委囑하였든바 張起仁, 朴虎昌 兩委員編 建築術語集과 日本建築學會編 建築術語集을 基礎로 삼기로 決定하고 說意研究 七十五回의 會合을 거듭하야 昨年 七月十六日 僅五箇月만에 本案를 完成하게 되었 고……………」

이는 解放後 1947年 3月 20日 發行된 最初의 우리나라 建築術語制定報告 “머리말”의 일부이다. 당시 建築構造施工 關係 用語 187個를 審議하여 制定 公表하였던 바 이것이 우리나라에서 맨 처음으로 建築用語가 誕生한 歷史的인 記錄이라고 하겠다.

그後 우리나라에서 最初로 建築用語集이 出刊된 것은 1959年 11月의 일이다(張起仁教授 草案, 大韓建築學會編).

1947年으로부터 1959年 사이, 用語集 出刊時까지의 記錄을 보면 張起仁 教授의 業績과 勞苦를 빠뜨릴 수 없다.

그 이듬해인 1960年에는 文教部 博物館에서 故

경청해 주셔서 감사합니다!

공공 국제개발협력 조직 구성원의 사회화 경험 재구성

KOICA 질적 사례연구

김형주 | 한국국제협력단(KOICA) · 인력경영학 박사
ro37tc@koica.go.kr / 010-8747-3863

국제라이온스협회 클럽회장의 변혁적 리더십이 회원의 봉사활동에 미치는 영향

이강인(한성대학교)*

본 연구는 순수 민간 주도의 회원제 자원봉사조직인 국제라이온스협회를 대상으로, 클럽 회장의 변혁적 리더십이 회원의 내적 태도와 실천적 행동 의지에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 자원봉사조직은 금전적 보상이나 강제적 지휘 계통이 부재하므로 리더의 설득과 신뢰가 필수적임에도 불구하고, 이를 뒷받침하는 체계적인 실증 연구는 매우 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 국제라이온스협회 354-D지구 소속 회원 386명의 설문 데이터를 활용하여, 변혁적 리더십이 '조직몰입', '봉사활동 지속성', 그리고 '향후 봉사활동 증가 의향'에 미치는 영향을 다중 선형회귀분석(OLS)을 통해 검증하였다. 분석 결과, 클럽 회장의 변혁적 리더십(비전 제시, 솔선수범과 신뢰, 배려와 성장 지원, 혁신과 참여적 문제 해결)은 회원의 조직몰입, 봉사활동 지속성, 향후 봉사활동 증가 의향 모두에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 요인점수, 산술평균, 그리고 하위 차원 중 최솟값을 부여하는 Goertz 접근법(비보상적 조직화)을 적용한 다각적인 강건성 검증(Robustness check)에서도 일관되게 지지되었다. 본 연구는 기존 리더십 연구의 범위를 순수 자발적 비영리조직으로 확장하고, 리더십의 효과성을 단순한 현상 유지를 넘어 진취적인 행동 확장의 차원으로 세분화하여 규명했다는 데 이론적 의의가 있다. 실무적으로는 클럽 회장 선출 및 교육 패러다임의 근본적 전환, 비임원진의 권한을 확대하는 공유 리더십의 도입, 그리고 회원의 가입 동기와 생애주기에 맞춘 맞춤형 회원 관리 전략의 필요성을 제언하였다.

주제어: 변혁적 리더십, 국제라이온스협회, 조직몰입, 봉사활동 지속성, 향후 봉사활동 증가 의향, 비영리 자원봉사조직

I. 서론

현대 사회에서 복잡해지는 지역사회의 문제를 해결하고 공공서비스의 공백을 보완하는데 있어 비영리 자원봉사조직의 역할은 갈수록 중요해지고 있다. 특히 사회적 자본의 쇠퇴 현상이 관찰되는 현대 사회에서(Putnam, 2000), 지역사회 기반의 자발적 결사체는 시민사회의 신뢰와 규범을 회복하는 중추적 기능을 담당한다. 그중에서도 국제라이온스협회(Lions

* 한성대학교 행정학과 특임교수(ehwa3201@hanmail.net)

Clubs International)는 전 세계적인 네트워크와 구성원들의 자발적 재원 및 시간을 결합하여 핵심적인 봉사 서비스를 제공하는 대표적인 거대 회원제 비영리조직이다.

최근 국제연합(UN) 등 국제사회는 자원봉사가 지속가능발전목표(SDGs) 달성에 강력한 수단이라는 인식하에, SDGs 17개 목표 전체가 자원봉사에 의존해 창출하는 사회적, 경제적 가치들을 '변혁적 임팩트'로 간주하고 있다(UN, 2014). 보편성, 지속가능성, 불평등 완화라는 거시적 목표를 추구하는 이러한 변혁적 접근은 지역사회의 자원봉사 역량에 전적으로 의존한다(VSO, 2016). 이처럼 영리기업이나 공공기관과 달리 회원의 이타적 동기와 자발적 참여에 전적으로 기대는 비영리 회원제 조직에서는 구성원을 이끌고 헌신을 촉발하는 '리더십'의 역량이 곧 조직의 생존과 국제사회의 목표 달성으로 직결된다.

금전적 보상이나 강제적 지휘 체계가 부재한 환경에서 조직을 이끄는 리더는 보상과 처벌에 기반한 전통적인 거래적 리더십만으로는 한계에 직면한다. 자발적 참여자들에게는 리더의 뚜렷한 비전 제시와 솔선수범, 개별적 배려와 혁신적 태도가 내재적 동기를 자극하는 가장 중요한 기제로 작용하기 때문이다(김중현, 2011; 최돈오 2023). 변혁적 리더십과 서번트 리더십이 자원봉사자의 청지기 의식을 일깨우고 조직의 지속가능성을 담보한다는 연구 결과(마은경·오미옥, 2013)는 이러한 주장을 뒷받침한다. 나아가 긍정적이고 변화 지향적인 리더십이 형성된 조직 문화 속에서 구성원들은 직무 스트레스를 극복하고 조직몰입과 혁신적 행동을 극대화하는 경향을 보인다(남진열, 2021; 마은경·오미옥, 2014).

그러나 그 중대한 사회적 기여도와 조직 규모에도 불구하고, 지금까지 국내외 학계에서 국제라이온스협회와 같은 순수 민간 주도의 회원제 자원봉사조직을 대상으로 한 체계적이고 실증적인 리더십 연구는 여전히 부족한 실정이다(마은경·오미옥, 2013). 기존의 리더십 및 조직몰입 연구는 주로 강제적 지휘 체계가 작동하는 영리기업(고환상·서재현, 2012; 서인덕·이원형, 2006; 이강욱·손태현, 2004), 관료제적 특성이 강한 정부 기관(고지훈·오정록, 2021; 김호균, 2007; 이영균·최종목, 2004), 혹은 유급 직원이 상주하는 일반적인 비영리단체(김영춘·정민숙, 2012) 등에 편중되어 왔다. 비영리조직 내 리더와 구성원 간 교환관계나 신뢰 구축이 조직성과에 미치는 영향을 부분적으로 분석한 선행연구들(정대용·김민석, 2010; 심우극·서창수, 2020; 김진희, 2013)은 존재하나, 순수하게 회원의 회비 납부와 자발적 시간 투입으로만 지탱되는 라이온스클럽 특유의 다층적 거버넌스와 회원의 생애주기적 참여 경험, 그리고 그 안에서 발현되는 클럽 회장의 리더십 메커니즘을 심도 있게 규명한 실증 연구는 사실상 찾아보기 어렵다. 최근 라이온스클럽을 대상으로 한 최돈오(2023)의 연구가 예외적으로 존재하나, 해당 연구는 구성원의 개인적 동기(ERG 이론)와 조직성과 간의 구조적 관계를 규명하는 데 머물렀다.

이에 본 연구는 국제라이온스협회 클럽 회장의 '변혁적 리더십'이 회원들의 내적 태도와 실천적 행동에 미치는 영향을 다차원적으로 실증 분석하는 데 그 목적이 있다. 구체적으로, 현직 클럽 회장의 변혁적 리더십이 회원이 조직에 대해 느끼는 '조직몰입', 역경과 바쁜 일상 속에서도 헌신을 유지하려는 '봉사활동 지속성', 그리고 현상 유지를 넘어 향후 조직 내 기여를 양적·질적으로 확대하고자 하는 '향후 봉사활동 증가 의향'에 어떠한 영향을 미치는지 다각적으로 규명하고자 한다. 이러한 다면적 분석은 자원봉사 리더십의 효과를 단순한 직무 만족이나 잔류 의도를 넘어, 조직 생태계를 진취적으로 확장하는 변혁적 파트너십의 관점(UN, 2014)에서 조명한다는 점에서 깊은 학술적 의의를 지닌다.

본 연구의 목적을 달성하기 위해 라이온스협회 354-D지구 소속 회원을 대상으로 구조화된 설문조사를 실시하였으며, 현직 회장의 자기평가 편향을 통제한 최종 유효 표본 386명을 실증분석에 활용하였다. 측정도구의 타당도 및 신뢰도를 검증하기 위해 탐색적 요인분석 확인적 요인분석을 실시하였으며, 변수 간의 인과관계 검증을 위해 다중 선형회귀분석을 수행하였다. 더불어 변수 측정 방식(요인점수 및 산술평균)의 교차 적용, 그리고 4개 하위 리더십 차원이 모두 필수불가결하다는 이론적 전제에 기반한 Goertz (2020)의 비보상적(최솟값) 조작화 방법론을 도입하여 철저한 통계적 강건성 검증을 병행하였다. 이를 통해 비영리 자원봉사조직의 리더십 개발 및 회원 관리 전략에 대한 구체적이고 실무적인 시사점을 제공하고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 라이온스클럽의 조직적 특성과 리더십의 중요성

라이온스클럽은 지역사회의 요구를 파악하고 회원의 자발적인 참여와 재원을 결합하여 봉사사업을 수행하는 회원제 비영리조직이다(국제라이온스협회, 2026). 개별 클럽은 국제협회와 지구(District)의 포괄적인 가치 및 운영 체계 안에서 활동하지만, 실질적인 사업 선정, 회원 관리, 회의 및 친교, 지역 네트워크 형성은 모두 클럽 단위에서 이루어진다. 이러한 다층적 구조로 인해 회원의 조직 경험은 상위 기관의 규범뿐만 아니라 개별 클럽 회장의 운영 방식에 복합적인 영향을 받게 된다.

비영리 회원제 조직인 라이온스클럽은 사명 달성과 구성원의 공동 이익을 중심으로 운영되며, 구성원은 공식적인 고용계약이나 임금 보상이 아닌 가치, 관계, 정체성, 사회적 책임

을 매개로 조직에 참여한다. 참여의 자율성이 높게 보장되는 만큼, 회원은 조직 운영에 불만을 느끼거나 자신의 역할에서 의미를 찾지 못할 경우 활동 수준을 쉽게 낮추거나 조직을 즉각적으로 이탈할 수 있다. 조직 내 심리적 계약(Psychological contract) 위반이 발생할 경우 자원봉사자들의 조직에 대한 신뢰와 애착이 급격히 붕괴된다는 실증적 분석은 자율적 봉사조직에서 구성원의 기대와 가치를 세심하게 조율하는 거버넌스의 중요성을 역설한다(우정자, 2016; 정성기, 2021). 반대로 구성원이 조직 내에서 존중받고 활동의 목적과 자신의 역할을 명확히 인지할 때에는 공식적인 금전적 보상 없이도 막대한 시간과 전문 역량을 지속적으로 조직에 투입한다. 충성도 높은 자원봉사자를 확보한 비영리조직은 외부 환경의 변화에 흔들리지 않고 미션과 비전을 꾸준히 실천하는 강력한 인적 자본을 획득하게 된다(이상철 등, 2010).

특히 라이온스클럽에서 친교와 봉사는 상호 배타적인 요소가 아니라 회원의 지속적 참여를 견인하는 두 개의 핵심 축으로 작동한다. 친교는 관계적 만족과 소속감을 높이며, 봉사는 공공적 의미와 성취감을 제공한다. 클럽 회장의 리더십은 이 두 요소를 균형 있게 연결하고 다양한 회원이 조직 내에서 의미 있는 역할을 경험하도록 조정하는 핵심 기제로 작용한다. 회원은 단순히 봉사 서비스를 제공하는 자에 머물지 않고 조직의 의사결정 참여자이자 관계 공동체의 구성원이라는 복합적인 지위를 지니므로, 회의 시 의견 존중 여부, 공정한 역할 배분, 갈등의 책임 있는 조정 과정 등이 조직몰입에 결정적인 영향을 미친다.

2. 국제라이온스협회 클럽 회장의 변혁적 리더십

리더십은 집단의 공동 목표 달성을 위해 구성원의 인식, 동기, 그리고 행동에 체계적으로 영향을 미치는 과정이다. Burns(1978)는 리더와 구성원이 서로의 동기와 도덕적 수준을 함께 끌어올리는 관계적 관점에서 변혁적 리더십을 처음 제시하였으며, 이를 이어받은 Bass(1985)는 비전과 의미 제시, 역할모델, 개별적 배려, 지적 자극이라는 구체적 요인을 통해 구성원들의 기대 이상의 노력과 헌신을 이끌어내는 과정으로 이론을 발전시켰다.

비영리 봉사조직에서의 리더십은 강제적 지시나 금전적 보상 체계(즉, 거래적 리더십의 기반)가 부재하기 때문에 설득과 신뢰 구축에 전적으로 의존한다. 따라서 구성원의 성장 욕구를 자극하고 긍정적인 가치를 부여하는 변혁적 리더십의 역할이 일반 영리기업보다 훨씬 중요하게 부각된다(김종현, 2011; 최돈오 2023). 현대 행정 및 조직 이론에서 변혁적 리더십은 난관 극복의 신념을 심어주는 '카리스마', 새로운 방식의 접근을 유도하는 '지적 자극', 도전 의식과 격려를 불어넣는 '영감적 동기부여', 그리고 구성원 개개인에 대한 섬세한 감정이

입을 실천하는 '개별적 배려'로 구체화된다(남진열, 2021; 김종현, 2011; 김호균, 2007). 본 연구는 라이온스클럽 회장의 독특한 위치를 반영하여 리더십을 "클럽 회장이 봉사의 비전과 방향을 제시하고, 말과 행동의 일치 및 공정한 운영으로 신뢰를 형성하며, 회원을 배려하고 성장 기회를 제공하고, 혁신과 참여적 문제해결을 촉진하는 정도에 대한 회원의 지각"으로 통합하여 정의하고자 한다. 이는 다음과 같은 네 가지 하위 요인으로 구성된다.

첫째, 비전 제시는 클럽이 나아갈 명확한 방향과 봉사활동의 근본적 목적을 구성원에게 설명하고 공유하는 행동이다. 개별적인 봉사 사업을 지역사회에의 가치 창출이라는 거시적 목적과 연결함으로써, 회원 스스로가 조직에 참여하는 본질적인 이유를 내면화하도록 돕는 '의미 부여'의 과정이다.

둘째, 솔선수범과 신뢰는 회장이 봉사 현장과 조직 행사에 앞장서 참여하고, 직위 고하를 막론하고 회원을 공정하게 대우하며, 약속의 철저한 이행을 통해 언행일치를 보여주는 정도이다. 리더가 자신이 요구하는 엄격한 기준을 스스로 체화하여 실천하는지가 구성원의 신뢰를 형성하는 데 핵심적인 근거가 된다.

셋째, 배려와 성장 지원은 회원의 개별적인 의견과 사정을 주의 깊게 경청하고, 그들의 작은 기여도 공적으로 인정하며, 향후 조직을 이끌어갈 지도자로 성장할 수 있는 기회를 적극적으로 제공하는 리더의 행동이다. 자기결정성이론(Deci & Ryan, 2000) 관점에서 이러한 자율성과 유능감 지원은 봉사자의 활동이 외부의 강제 없이도 내면화된 자발적 동기에 의해 지속하게 만드는 강력한 기제이다.

넷째, 혁신과 참여적 문제해결은 과거의 답습을 넘어 새로운 봉사 아이디어와 운영 방식의 개선을 장려하고, 조직 내 갈등이나 문제 발생 시 일방적인 지시가 아닌 회원과 함께 해결책을 모색하며 반대 의견도 열린 자세로 수용하는 행동이다. 이는 절차적 공정성에 대한 지각과 회원의 주인의식을 높이고 조직 내 심리적 안전감을 구축한다.

3. 변혁적 리더십과 회원의 조직몰입

조직몰입은 구성원이 조직과 맺고 있는 심리적 유대감이자 그 관계를 계속해서 유지하고자 하는 태도를 의미한다. Mowday, Steers, & Porter(1979)는 조직몰입을 조직의 목표와 가치에 대한 강한 수용, 조직을 위해 상당한 노력을 기꺼이 기울이려는 의지, 그리고 조직의 구성원으로 남고자 하는 강한 욕구로 정의하였다. Meyer & Allen(1991)은 이를 정서적 몰입(조직에 대한 깊은 애착과 동일시), 규범적 몰입(조직 발전에 기여해야 한다는 도덕적 의무감), 지속적 몰입(이탈 시 상실하게 될 무형 자산과 관계를 고려한 타산적 상태)의 세 가지 모

형으로 세분화하였다(이영균·최종묵, 2004; 서인덕·이원형, 2006).

이러한 조직몰입은 구성원이 선천적으로 지닌 성향이라기보다, 조직 내에서 리더 및 동료들과 상호작용하며 겪는 경험들이 누적되어 형성되는 후천적 반응의 결과물이다. 공공행정 및 비영리 부문의 다양한 연구(고지훈·오정록, 2021)에 따르면, 행정조직 구성원의 조직몰입 향상을 위한 핵심적인 선행요인으로 거래적 리더십보다는 현대적 리더십의 대표적인 변혁적 리더십이 월등한 설명력을 지닌다. 조직 상사가 변혁적 리더십을 발휘하고 조직 문화가 혁신과 배려를 지향할 때, 구성원들이 느끼는 직무 스트레스나 역할 모호성이 대폭 완화되며 이는 고스란히 정서적 조직몰입의 비약적인 상승으로 이어진다(남진열, 2021).

나아가 비영리조직을 대상으로 한 연구(정대용·김민석, 2010; 심우극·서창수, 2020; 김진희, 2013)에서는 변혁적 리더가 구성원 간의 동료 협력과 지원, 즉 팀-구성원 교환관계의 질을 향상시킴으로써 결과적으로 조직 구성원들의 직무만족과 조직몰입, 그리고 이타적인 조직시민행동(OCB)을 동시에 촉진한다는 메커니즘을 밝혀낸 바 있다. 변혁적 리더의 행동은 조직이 구성원에게 제공하는 심리적, 도덕적 호혜성을 대변하는 가장 강력한 신호체계이다. 회원이 리더의 비전과 조직의 숭고한 가치를 자신의 정체성에 깊이 융화시킬 때, 이들은 비로소 클럽의 성취에 자부심을 느끼고 어떠한 외부 유혹이나 개인적 제약 속에서도 조직을 떠나지 않으려는 강한 결속 상태에 이르게 된다. 나아가 Ashforth & Mael(1989)이 제시한 조직동일시 개념처럼, 클럽 회장의 리더십으로 인해 회원이 클럽의 숭고한 가치를 자신의 정체성에 깊이 포함시킬 때 이들은 조직의 성취에 강한 자부심을 느끼고 평판을 보호하려는 방어적 행동을 보이게 된다.

4. 변혁적 리더십과 봉사활동 지속성

봉사활동 지속성은 회원이 미래에도 장기적으로 봉사활동을 반복 수행할 뿐만 아니라, 물리적 시간 부족이나 조직 내 역경이 닥치더라도 참여를 확고히 유지하며, 책임 있는 역할과 추가적인 노력을 기꺼이 수용하려는 실천적 의지를 의미한다. 진정한 의미의 지속성은 단순한 회원 자격의 물리적 유지를 넘어 자발적인 역할의 확장, 어려움에 직면했을 때 참여를 회복하는 복원력, 그리고 타인에게 활동을 적극적으로 권유하는 행동 의도를 포괄하는 다차원적 개념이다.

최근 비영리 단체의 자원봉사 관리 현장에서는 단기적인 프로젝트의 성공보다 자원봉사 생태계를 튼튼하게 재생산하는 '지속성'이 무엇보다 중대한 과업으로 대두되고 있다(Burger, 2024). 단기적이고 일회성 봉사가 유행하는 현대 사회의 흐름 속에서도, 지속 가능

한 자원봉사의 근간은 속도나 가시적 성과가 아니라 올바른 '방향'과 '체계성'에 있다(마은경·오미옥, 2014). 현장의 봉사자들은 '자신의 역량을 발휘하고 인정받으려는 역량 실현 욕구'와 '가치관이 맞는 이들과 교류하려는 관계 형성 욕구'라는 두 가지 상이한 동기를 지니고 조직에 참여한다(마은경·오미옥, 2014). 이 지점에서 조직 리더의 역량은 상당한 영향을 발휘한다. 리더가 세밀한 관찰력을 통해 개별 봉사자들의 참여 동기를 정확히 파악하고, 역량 중심의 봉사자에게는 관계의 중요성을, 관계 중심의 봉사자에게는 전문성의 중요성을 일깨워줄 때, 자원봉사자는 편향된 성향을 극복하고 시너지를 창출한다(Burger, 2024). 리더의 이러한 변혁적 자극을 받은 자원봉사자들은 타인의 독려나 통제 없이도 스스로 목표를 설정하고 동기를 부여하는 셀프 리더십을 획득하게 된다. 실증 연구 또한 변혁적 리더십이 자원봉사자 내면의 셀프 리더십을 굳건히 형성하고, 이 셀프 리더십이 매개 역할을 하여 자원봉사활동 만족도와 장기적인 지속 의지를 획기적으로 높인다는 사실을 확인시켜 준다(마은경·오미옥, 2014).

또한 자원봉사활동에 대한 긍정적인 지속 의지는 단순히 활동 횟수의 유지를 넘어 물질·현신으로까지 연결된다. 자원봉사 조직 내에서 형성된 강한 지속 의지와 업무 만족감은 회원의 기부 의향과 타인에 대한 조직 추천 의향을 동반 상승시킨다는 연구 결과(우정자, 2016; 정성기, 2021)는 봉사활동 지속성이 곧 조직 전체의 인적, 물질 인프라를 지탱하는 핵심 동력임을 시사한다. 따라서 변혁적 리더십은 구성원들의 단합을 도모할 뿐만 아니라 봉사활동에 대한 지속적인 헌신과 내면화된 의지를 이끌어내는 원천이다.

5. 변혁적 리더십이 유발하는 향후 봉사활동 증가 의향

향후 봉사활동 증가 의향은 회원이 현재 수행하고 있는 봉사활동의 수준에 머무르지 않고, 미래에 자발적으로 자신의 참여 양(시간, 빈도)과 질(역할의 범위, 책임의 강도)을 확대하고자 하는 심리적 의도이자 확장적 태도를 의미한다. 이는 단순한 잔류를 넘어 조직을 위한 추가적 역할 행동이나 자발적 헌신을 포괄하는 상위 수준의 적극적 개념으로, 조직 내에서 개인의 심리적 주인의식이 행동적 차원으로 발현되는 핵심 지표이다.

조직몰입이 조직과의 '심리적 결속 상태'를 대변하고, 봉사활동 지속성이 현재의 활동을 '방어하고 유지'하려는 복원력에 가깝다면, 향후 봉사활동 증가 의향은 기존의 한계를 넘어 새로운 영역으로 나아가려는 '진취적이고 도전적인 행동 의도'라는 점에서 명확한 차별성을 지닌다. 증가 의향이 높은 회원은 클럽이 새롭게 추진하는 낯선 지역사회 문제 해결 프로젝트에 앞장서거나 기존에 맡지 않았던 핵심 임원직을 기꺼이 수용하는 태도를 보이며, 이는

비영리 조직의 생존과 질적 성장을 견인하는 중대한 전략적 자산이 된다.

이러한 구성원의 진취적인 증가 의향을 폭발적으로 촉발하는 핵심 기제가 바로 리더의 혁신 지향성이다. 공공조직의 행태를 분석한 최근 연구(박현욱, 2021)에 따르면, 구성원들이 조직의 관행을 뛰어넘어 창의적이고 주도적인 행동을 수행하는 데 있어 변혁적 리더십의 역할은 지대하다. 특히 변혁적 리더가 비전을 제시하고 새로운 아이디어를 포용함으로써 '변화 지향적인 조직 분위기'가 강하게 형성된 집단일수록, 리더십이 구성원의 적극적 행동 확장으로 직결되는 조절 효과가 뚜렷하게 관찰되었다(박현욱, 2021).

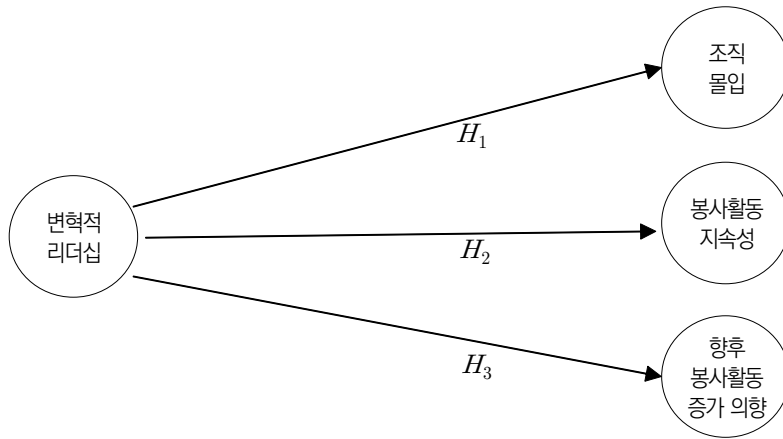
또한 공공 영역의 봉사활동에서 이타적 동기를 나타내는 공공봉사동기(PSM) 지수가 높은 집단일수록 현상 유지보다 혁신 행동에 더 긍정적인 영향을 미친다는 연구 결과(임재영 등, 2023)를 고려할 때, 라이온스클럽 회장의 변혁적이고 영감적인 자극은 회원 내면에 잠재된 공공적 동기를 극대화하여 과거에는 시도하지 않았던 추가적인 봉사 시간 투입과 더 막중한 역할의 수용을 행동적 차원으로 끌어올리게 된다.

III. 연구설계

1. 연구모형 및 연구가설

본 연구는 비영리 자원봉사조직인 라이온스클럽을 대상으로, 현직 클럽 회장의 변혁적 리더십이 회원들의 내적 태도와 실천적 행동 의지에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고자 한다. 선행연구에 대한 이론적 고찰을 바탕으로 핵심 독립변수는 변혁적 리더십으로 설정하였으며, 종속변수는 3단계의 다차원적 층위를 고려하여 (1) 태도적 측면의 '조직몰입', (2) 행동 의도 측면의 '봉사활동 지속성', (3) 행동 확장 측면의 '향후 봉사활동 증가 의향'으로 구성하였다. 리더십과 종속변수 간의 순수한 인과관계를 검증하기 위해 회원의 인구사회학적 특성(성별, 연령)과 조직 내 활동 특성(가입기간, 직책, 가입동기, 월평균 봉사활동 시간)을 통제변수로 모형에 포함하였다. 본 연구의 변수 간 구조적 관계를 도식화한 연구모형은 다음 [그림 1]과 같다.

〈그림 1〉 연구모형



선행연구와 연구모형을 바탕으로 다음과 같은 연구가설을 수립하였다.

첫째, 변혁적 리더십이 조직몰입에 미치는 영향에 관한 가설이다. 변혁적 리더십은 구성원에게 높은 비전을 제시하고 개별적 배려를 제공함으로써 조직과 구성원 간의 심리적 결속력을 강화하는 핵심 기제이다. 비영리 봉사조직의 특성상 금전적 보상이나 강제적 규율이 작동하기 어렵기 때문에, 리더가 봉사의 의미를 지속적으로 환기하고 출선수범하며 회원들을 공정하게 대우할 때 회원들의 정서적 애착과 소속감은 극대화된다. 또한, 리더가 개별 회원의 상황을 존중하고 성장을 지원할 때 회원은 조직에 대한 규범적 의무감과 관계 지속의 가치(지속적 몰입)를 더 높게 지각하게 된다. 따라서 클럽 회장의 긍정적이고 변혁적인 리더십 행동은 회원들이 라이온스클럽에 대해 느끼는 다차원적인 조직몰입을 향상시킬 것으로 기대된다.

가설 1: 클럽 회장의 변혁적 리더십은 회원의 조직몰입에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

둘째, 변혁적 리더십이 봉사활동 지속성에 미치는 영향에 관한 가설이다. 봉사활동 지속성은 일시적 참여를 넘어 바쁜 일상과 역경 속에서도 장기적으로 활동을 유지하고 조직 내 책임을 기꺼이 감내하려는 실천적 의지를 의미한다. 변혁적 리더는 기존의 활동 방식을 혁신하고 문제 발생 시 회원들과 함께 참여적으로 해결책을 모색함으로써(지적 자극), 회원들이 봉사 과정에서 직면하는 소진(Burnout)이나 어려움을 극복할 수 있도록 돕는다. 나아가 회원이 새로운 아이디어를 제안하고 지도자로 성장할 수 있도록 격려하는 리더의 행동은 회원이 조직 내에서 스스로의 역할을 재정립하고 책임 있는 직책을 수용하게 만드는 강력한 동인이 된다. 즉, 변혁적 리더십은 회원들의 단합을 도모할 뿐만 아니라 봉사활동에 대한 지

속적인 헌신과 내면화된 의지를 이끌어낼 것이라 추론할 수 있다.

가설 2: 클럽 회장의 변혁적 리더십은 회원의 봉사활동 지속성에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

셋째, 변혁적 리더십이 향후 봉사활동 증가 의향에 미치는 영향에 관한 가설이다. 기존의 유지적 태도를 측정하는 조직몰입이나 봉사활동 지속성과 더불어, 현재의 활동 수준을 초과하여 양과 빈도를 확장하려는 '증가 의향'은 자원봉사 조직의 지속가능성을 결정짓는 가장 적극적인 행동 지표이다. 변혁적 리더의 영감적 동기부여와 혁신 지향적 태도는 회원들로 하여금 현재의 봉사 성과에 안주하지 않고 조직의 발전적 미래에 자발적으로 기여하고자 하는 확장적 행동(Extrarole behavior)을 촉발한다. 리더가 명확한 비전을 제시하고 새로운 봉사 영역에 대한 아이디어를 적극적으로 권장할 때, 회원은 더 많은 시간과 노력을 조직에 투입하려는 동기를 부여받을 것이다. 이에 따라 변혁적 리더십은 회원들의 미래지향적인 봉사 참여 증진에 긍정적인 역할을 할 것으로 기대된다.

가설 3: 클럽 회장의 변혁적 리더십은 회원의 향후 봉사활동 증가 의향에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

2. 자료수집 및 표본추출

본 연구의 모집단은 국제라이온스협회 354-D지구 소속 회원 약 5,500명이다. 자료 수집은 2026년 9월 하순경 해당 지구의 연수원 연수 과정에 참여한 회원 450명을 대상으로 연구 목적과 익명성 보장에 관한 사전 안내문을 배포한 후, 자발적 동의를 얻은 회원에 한하여 구조화된 자기기입식 설문지를 배포하고 즉석에서 회수하는 방식으로 진행되어 총 400부의 설문 응답을 확보하였다.

본 연구의 핵심 독립변수가 '클럽 회장의 변혁적 리더십'인 점을 고려할 때, 현직 클럽 회장이 응답할 경우 자신의 리더십을 스스로 평가하게 되어 일반 회원과 응답 기준이 달라지는 자기평가 편향이 발생할 우려가 있다. 이에 따라 평가의 관점을 일관되게 유지하기 위해, 현재 회장으로 확인된 5명의 응답을 분석 대상에서 제외하였다. 또한, 주요 핵심 변수 문항에 누락이 있는 불성실 응답자 9명도 추가로 제외하였다. 이를 통해 최종적으로 실증분석에 활용된 유효 표본은 386명이며, 이는 연구모형 검증 등에 요구되는 통계적 검정력을 확보하기에 충분한 규모이다.

본 연구의 설문지는 연구 참여 안내문을 시작으로, 핵심 변수인 변혁적 리더십 16문항, 조

직물입 12문항, 봉사활동 지속성 10문항으로 구성되었다. 이 외에도 지속 이유에 관한 개방형 질문, 실제 봉사활동 참여 정도 3문항, 인구통계학적 및 일반적 특성 9문항, 추가 의견 2문항 등을 포함하였다. 핵심 변수를 측정하는 모든 문항은 응답의 일관성과 해석의 용이성을 확보하기 위해 동일한 5점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 5점: 매우 그렇다)를 일괄 적용하였다.

측정 도구는 기존 문헌에서 검증된 척도를 차용하되, 라이온스클럽이라는 자원봉사 조직의 실제 맥락과 언어에 부합하도록 수정·보완하여 내용타당도를 확보하였다. 구체적으로 살펴보면, 변혁적 리더십 문항은 Burns(1978)와 Bass(1985)의 하위 요인(비전, 역할모델, 개별적 배려, 지적 자극)을 기초로 하되, 지나치게 추상적인 평가를 배제하고 공정성, 솔선수범, 참여적 문제해결 등 회원이 직접 관찰 가능한 구체적 행동을 문도록 수정하여 구성하였다. 조직몰입 문항은 Meyer & Allen(1991)의 3요인 모형을 자원봉사 클럽의 환경에 맞게 적용하였으며, 봉사활동 지속성은 단순한 잔류 의향을 넘어 역경 속에서의 참여 의지, 책임 역할 수용, 추가 노력 및 신규 회원 지원 의도 등 적극적이고 실천적인 의미를 포괄하도록 설계하였다.

3. 변수의 조작적 정의 및 측정

본 연구에서 변혁적 리더십은 ‘클럽 회원이 지각하는 현 클럽 회장의 비전 제시, 솔선수범과 신뢰, 배려와 성장 지원, 혁신과 참여적 문제해결 행동의 정도’로 조작화 하였다. 설문 문항은 Burns(1978)와 Bass(1985)의 전통적 4요인(영감적 동기부여, 이상적 영향력, 개별적 배려, 지적 자극)을 기초로 총 16문항으로 구성되었으며, 구체적인 문항은 <표 3>과 같다. 하위 요인과 측정 내용은 다음과 같다. 첫째, 비전 제시는 클럽이 나아갈 방향과 미래 발전 방향을 구체적으로 제시하고, 봉사활동의 목적과 의미를 설명하며 회원들이 공동의 목표를 갖도록 이끄는 행동이다. 둘째, 솔선수범과 신뢰는 봉사활동과 행사에 솔선수범하며, 직책이나 친분에 관계없이 회원을 공정하게 대하고, 약속 실천 및 언행일치를 통해 신뢰를 주는 행동이다. 셋째, 배려와 성장 지원은 회원의 의견을 주의 깊게 경청하고 개별 사정을 존중하며, 활동을 인정·격려하고 지도자로 성장할 기회를 제공하는 행동이다. 넷째, 혁신 및 참여적 문제해결은 새로운 아이디어와 기존 방식의 개선을 적극적으로 권장·추진하며, 문제 발생 시 함께 해결책을 모색하고 열린 자세로 타인의 의견을 수용하는 행동이다. 다문항 척도의 잠재 변수를 도출하기 위해 확인적 요인분석(CFA)을 실시한 후, 산출된 개별 요인점수(Factor score)를 종합하여 단일한 리더십 지수로 측정하였다. 점수가 높을수록 회원이 지각하는 현직 회장의 리더십 수준이 뛰어남을 의미한다.

조직몰입은 '회원이 소속된 라이온스 클럽에 대해 느끼는 정서적 애착, 규범적 의무감, 그리고 관계와 경험의 지속 가치를 포괄하는 심리적 유대감'으로 조작화하였다. 설문 문항은 Meyer & Allen(1991)의 3요인 모형을 자원봉사 환경에 맞게 수정한 총 12문항으로 구성되었으며, 구체적 문항은 <표 4>와 같다. 세 가지 하위 요인과 측정 내용은 다음과 같다. 첫째, 정서적 몰입은 클럽 회원이라는 사실에 대한 자랑스러움, 강한 소속감, 클럽 성공에 대한 중요성 인식 및 정서적으로 가까운 공동체로 느끼는 정도이다. 둘째, 규범적 몰입은 클럽 발전에 기여할 책임감, 라이온스 회원으로서의 의무감, 위기 시 극복을 위해 함께 노력해야 한다는 당위성 및 봉사정신 유지에 대한 규범적 태도이다. 셋째, 지속적 몰입은 클럽 이탈 시 상실하게 될 인간관계와 경험에 대한 아쉬움, 활동을 통해 얻은 자산의 소중함, 다른 단체 대비 현재 클럽에서 계속 활동하고자 하는 비교 우위적 잔류 의지이다. 이 또한 확인적 요인분석을 실시하고 요인점수로 통합하여 측정하였다. 점수가 높을수록 클럽에 대한 심리적 결속력이 강함을 의미한다.

봉사활동 지속성은 '향후 라이온스 활동을 장기적으로 유지하려는 실천적 의지와, 개인적 제약이나 조직 내 역할 확장을 감내하며 헌신하려는 종합적인 태도'로 조작적 정의를 내렸다. 탐색적 요인분석(EFA) 결과를 반영하여 단일 차원으로 구성하였으며, 세부 측정 내용은 (1) 향후 1년 이상 활동을 계속할 의도, (2) 향후 3년 이상 활동을 계속할 의도, (3) 바쁜 개인 사정에도 계속할 의도, (4) 활동의 어려움 속에서도 포기하지 않고 참여하려는 태도, (5) 새로운 봉사사업 적극 참여, (6) 책임 있는 역할 수용 의지, (7) 주변 지인에 대한 가입 권유, (8) 신입 회원 적응 지원, (9) 시간과 노력을 계속 제공 의향, (10) 봉사활동을 개인 생활의 중요한 부분으로 유지할 의향이다. 총 10문항을 바탕으로 탐색적 요인분석(EFA)을 실시한 결과, 이 개념이 다차원으로 분리되지 않고 강력한 내적 일관성을 지닌 단일 차원 구조(고유값 8.017, 설명력 80.2%)임이 입증되었다. 이에 따라, 확인적 요인분석을 실시하고 요인점수로 통합하여 측정하였다.

향후 봉사활동 참여 증가 의향은 '현재 수행 중인 봉사활동 수준을 넘어 앞으로의 참여 양이나 빈도를 자발적으로 확대하고자 하는 심리적 의도와 확장적 태도'로 조작적 정의를 내렸다. 해당 변수는 단일 문항("앞으로 봉사활동 참여를 늘릴 생각이 있습니까?")으로 측정되었으며, 응답 범주는 1점 '전혀 없다', 2점 '별로 없다', 3점 '보통이다', 4점 '있다', 5점 '매우 많다'의 5점 Likert 척도 응답으로 측정되었다.

독립변수의 순수한 영향력을 정밀하게 통제하기 위해 모든 범주형 인구사회학적 변수를 더미변수로 변환(기준 집단=0)하여 투입하였다. 기준 집단은 각각 '남성', '49세 이하', '가입기간 3년 미만', '일반회원', '순수 봉사활동 가입 동기', '월 2시간 미만 활동자'로 설정되었다.

IV. 분석결과

1. 표본의 일반적 특성

본 연구의 실증분석에 활용된 최종 유효 표본 386명의 인구사회학적 및 조직 활동 관련 특성을 분석한 결과는 <표 1>과 같다.

성별은 남성이 56.5%, 여성이 43.5%로 남성의 비중이 다소 높았으며, 연령대는 50대(45.3%)와 60대(36.5%)가 압도적인 과반을 차지해 조직 운영의 핵심 동력이 중장년층에 집중되어 있음을 보여준다. 클럽 가입 기간은 3년 미만의 신규 회원(24.9%)부터 21년 이상의 장기 헌신 회원(10.1%)까지 고르게 분포하였다.

직책 특성에서 눈에 띄는 점은 전체 응답자의 단 14.0%만이 직책이 없는 일반회원이었으며, 다수(37.0%)가 클럽의 재정과 실무를 총괄하는 총무 및 재무국장 역할을 맡고 있었다는 사실이다. 이는 본 설문이 클럽의 핵심 의사결정과 운영 실무에 가장 밀접하게 관여하는 '허리층' 회원들의 인식을 정확히 포착하고 있음을 뒷받침한다. 가입 동기 측면에서는 자발적인 순수 '봉사활동' 목적이 43.3%로 가장 컸으나, 타인의 권유에 의한 수동적 가입(주변 권유 29.3%) 비율도 상당수를 차지하였다. 실제 활동 수준에 있어서는 응답자의 71.5%가 매월 2시간 이상의 봉사활동을 수행하고 있어 상당히 규칙적이고 밀도 높은 헌신을 보여준다.

<표 1> 조사대상자의 일반적 특성

변수	구분	빈도(명)	백분율	변수	구분	빈도(명)	백분율
성별	남성	218	56.5	가입기간	3년 미만	96	24.9
	여성	168	43.5		3~5년	97	25.1
연령	49세 이하	46	11.9		6~10년	81	21.0
	50대	175	45.3		11~20년	73	18.9
	60대	141	36.5		21년 이상	39	10.1
	70대 이상	24	6.2	가입동기	봉사활동	167	43.3
	일반회원	54	14.0		친교	48	12.4
직책	이사-분과위원	30	7.8		주변 권유	113	29.3
	총무-재무국장	143	37.0		기타	58	15.0
	부회장	54	14.0	월평균 봉사시간	2시간 미만	110	28.5
	지역-지대임원	88	22.8		2~5시간	170	44.0
	기타	17	4.4		6~10시간	77	19.9
소계		385	100.0		11시간 이상	29	7.5

2. 기술적 통계 및 상관관계 분석

본 연구의 실증분석에 투입된 주요 변수들의 전반적인 수준과 분포 특성을 파악하고 변수 간의 이변량적 연관성을 확인하기 위해 기술적 통계 분석 및 피어슨 상관관계 분석을 실시하였다. 분석 결과는 <표 2>와 같다.

회원들이 지각하는 클럽 회장의 변혁적 리더십 평균 점수는 4.23(SD=0.86)으로, 5점 만점 기준에서 우수한 수준으로 평가되었다. 종속변수인 조직몰입(4.27)과 봉사활동 지속성(4.26) 역시 높은 평균값을 기록해, 설문에 참여한 회원들이 전반적으로 소속 클럽에 대해 강력한 정서적 결속을 맺고 있으며 역경 속에서도 활동을 포기하지 않으려는 실천 의지가 확고함을 시사한다. 향후 참여 증가 의향은 3.66으로 다른 변수에 비해서는 상대적으로 수치가 낮았으나, 여전히 척도의 중앙값(3점)을 상회하는 긍정적 태도를 유지하였다.

상관관계 분석 결과, 핵심 독립변수인 변혁적 리더십은 조직몰입, 봉사활동 지속성, 그리고 향후 참여 증가 의향 모두와 통계적으로 매우 유의미한 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이는 조직 리더의 비전 제시적이고 배려적인 태도가 구성원의 다차원적인 긍정적 행동을 유발할 것이라는 선행연구(마은경·오미옥, 2013; 마은경·오미옥, 2014)의 결과와 부합한다. 종속변수들 간의 상관관계 또한 유의미하게 도출되었으나 각기 별도의 회귀모형으로 검증되므로 독립변수 간 다중공선성의 우려는 제기되지 않는다.

<표 2> 기술적 통계 및 상관관계 분석

변수명	N	평균	표준 편차	최솟값	최댓값	변혁적 리더십	조직몰입	봉사활동 지속성	향후 봉사활동 증가 의향
변혁적 리더십	386	4.23	0.86	1	5	1			
조직몰입	386	4.27	0.81	1	5	.683 ***	1		
봉사활동 지속성	386	4.26	0.82	1	5	.616 ***	.840 ***	1	
향후 증가 의향	386	3.66	0.84	1	5	.332 ***	.381 ***	.458 ***	1

주 1) 모든 변수는 분포를 이해하기 편리하도록 산술평균한 값으로 분석하였으며, 모형에 대한 주 분석에서 활용된 값은 요인점수 (Factor Score)로 변환한 값임

주 2) *** $p < 0.01$.

3. 측정도구의 신뢰도 및 타당도

독립변수인 변혁적 리더십(16문항)의 4개 하위 요인에 대한 타당도 및 신뢰도를 검증하기 위해 확인적 요인분석(CFA)을 실시하였다(<표 3> 참조). 측정 모형의 적합도 지수를 살펴본

결과, $\chi^2 = 518.007(df = 100, p < .001)$, CFI = .952, SRMR = .029, RMSEA = .104로 나타났다. RMSEA 수치가 통상적인 권장 기준(0.08)을 다소 상회하였으나, 표본 크기에 덜 민감하고 모형의 전반적인 설명력을 나타내는 CFI 지수가 우수 기준인 0.95를 넘었으며, 관측오차를 나타내는 SRMR 역시 0.05 미만으로 완벽에 가까운 적합도를 보여 종합적으로 본 측정 모형은 수용 가능한 수준임이 확인되었다.

구성개념의 집중타당성을 검증한 결과, 16개 전체 문항의 표준화 요인적재량이 최하 .864에서 최고 .947로 나타나 일반적인 수용 기준인 .50을 크게 상회하였으며 모두 통계적으로 유의하였다($p < .001$). 아울러 각 하위 차원의 평균분산추출지수(AVE)는 영감적 동기부여 .827, 이상적 영향력 .815, 개별적 배려 .834, 지적 자극 .858로 산출되어, 4개 차원 모두 집중타당성 확립 기준(.50)을 충족하였다.

〈표 3〉 변혁적 리더십의 확인적 요인분석 결과

설문문항	영감적 동기부여	이상적 영향력	개별적 배려	지적 자극	AVE	CR
1. 우리 클럽회장은 클럽이 나아갈 방향을 분명하게 제시한다.	.923***				.827	.950
2. 우리 클럽회장은 봉사활동의 목적과 의미를 회원들에게 잘 설명한다.	.941***					
3. 우리 클럽회장은 회원들이 공동의 목표를 갖도록 이끈다.	.947***					
4. 우리 클럽회장은 클럽의 미래 발전 방향을 구체적으로 제시한다.	.917***					
5. 우리 클럽회장은 봉사활동과 클럽 행사에 솔선수범한다.		.864***			.815	.946
6. 우리 클럽회장은 직책이나 친분에 관계없이 회원들을 공정하게 대한다.		.904***				
7. 우리 클럽회장은 약속한 사항을 책임 있게 실천한다.		.937***				
8. 우리 클럽회장은 말과 행동이 일치하여 회원에게 신뢰를 준다.		.945***				
9. 우리 클럽회장은 회원들의 의견을 주의 깊게 듣는다.			.925***		.834	.952
10. 우리 클럽회장은 회원마다 다른 입장과 사정을 존중한다.			.916***			
11. 우리 클럽회장은 회원의 봉사활동을 인정하고 격려한다.			.915***			
12. 우리 클럽회장은 회원이 지도자로 성장하도록 기회를 제공한다.			.881***			
13. 우리 클럽회장은 새로운 봉사 아이디어를 적극적으로 권장한다.				.882***	.858	.963
14. 우리 클럽회장은 기존 활동방식의 개선을 적극적으로 추진한다.				.911***		
15. 우리 클럽회장은 문제가 발생했을 때 회원들과 함께 해결책을 찾는다.				.910***		
16. 우리 클럽회장은 자신과 다른 의견도 열린 자세로 받아들인다.				.908***		
χ^2 (df)	518.007***(100)					
CFI	.952					
RMSEA	.104					
SRMR	.029					

주 1) 표 안의 수치는 표준화된 요인적재량(Standardized Factor Loading)을 나타냄.

주 2) AVE = 평균분산추출지수(Average Variance Extracted), CR = 개념신뢰도(Composite Reliability).

주 3) 모형 적합도 지수: CFI = 비교적합지수(Comparative Fit Index), RMSEA = 근사오차평균제곱근(Root Mean Square Error of Approximation), SRMR = 표준화 잔차평균제곱근(Standardized Root Mean Square Residual). 카이제곱(χ^2) 값 옆의 괄호 안 수치는 자유도(df)를 의미함.

주 4) *** $p < 0.01$.

측정도구의 내적 일관성을 평가하기 위해 산출한 개념신뢰도(CR) 역시 영감적 동기부여 .950, 이상적 영향력 .946, 개별적 배려 .952, 지적 자극 .963으로 나타나 권장 기준치인 .70을 아득히 뛰어넘었다. 종합하면, 본 연구에서 조작적 정의된 변혁적 리더십의 측정도구는 개별 문항들이 각 하위 차원을 명확하고 일관되게 대변하고 있으며 통계적으로 우수한 타당도와 신뢰도를 확보한 것으로 판명되었다.

조직몰입을 구성하는 3개 하위 차원(정서적 몰입, 규범적 몰입, 지속적 몰입)의 12개 문항에 대해 확인적 요인분석(CFA)을 실시한 결과는 <표 4>와 같다. 모형의 적합도 지수는 $\chi^2(df)=227.0443(51)$, CFI=.963, RMSEA=.108, SRMR=.026로 나타나 전반적으로 수용 가능한 수준의 적합도를 보였다.

모든 측정 문항의 표준화 요인적재량은 .831에서 .951 사이로 분포하고 있어서 통계적으로 유의미하였다($p < .001$). 또한, 3개 하위 요인 모두 개념신뢰도(CR)가 기준치인 .70을 상회하는 .946~.958으로 나타나 높은 내적 일관성을 보였으며, 평균분산추출지수(AVE) 역시 기준치인 .50을 크게 상회하는 .814~.917로 나타났다. 따라서 본 연구에서 사용된 조직몰입 측정도구의 집중타당성과 신뢰성이 모두 성공적으로 확보되었음을 확인하였다.

<표 4> 조직몰입의 확인적 요인분석 결과

설문문항	정서적 몰입	규범적 몰입	지속적 몰입	AVE	CR
1. 나는 우리 클럽 회원이라는 사실이 자랑스럽다.	.911***			.917	.947
2. 나는 우리 클럽에 강한 소속감을 느낀다.	.931***				
3. 우리 클럽의 성공은 나에게 중요한 의미가 있다.	.882***				
4. 나는 우리 클럽을 정서적으로 가까운 공동체라고 느낀다.	.891***				
5. 나는 클럽 발전에 기여할 책임이 있다고 생각한다.		.924***		.852	.958
6. 나는 라이온스 회원으로서 클럽에 대한 의무감을 느낀다.		.951***			
7. 클럽에 어려움이 생겨도 회원으로서 함께 노력해야 한다고 생각한다.		.930***			
8. 나는 라이온스 회원으로서 봉사정신을 지켜야 한다고 생각한다.		.887***			
9. 클럽을 떠난다면 그동안 쌓은 인간관계와 경험이 매우 아쉬울 것이다.			.831***	.814	.946
10. 나는 앞으로도 현재 클럽에서 계속 활동하고 싶다.			.931***		
11. 클럽 활동을 통해 얻은 경험과 관계는 나에게 소중한 자산이다.			.932***		
12. 다른 봉사단체보다 현재의 라이온스클럽에서 계속 활동하고 싶다.			.911***		
$\chi^2(df)$	227.443***(51)				
CFI	.963				
RMSEA	.108				
SRMR	.026				

주 1) 표 안의 수치는 표준화된 요인적재량(Standardized Factor Loading)을 나타냄.

주 2) AVE = 평균분산추출지수(Average Variance Extracted), CR = 개념신뢰도(Composite Reliability).

주 3) 모형 적합도 지수: CFI = 비교적합지수(Comparative Fit Index), RMSEA = 근사오차평균제곱근(Root Mean Square Error of Approximation), SRMR = 표준화 잔차평균제곱근(Standardized Root Mean Square Residual). 카이제곱(χ^2) 값 옆의 괄호 안 수치는 자유도(df)를 의미함.

주 4) *** $p < 0.01$.

종속변수인 봉사활동 지속성(10문항)의 구성개념 타당도를 검증하기 위해 탐색적 요인분석을 실시하였다. 표본 적합성 검정 결과, KMO 지수는 .940으로 권장 기준치를 크게 상회하였으며, Bartlett의 구형성 검정 역시 유의하게 나타나($\chi^2=4887.725$, $df=45$, $p<.001$) 요인 분석을 수행하기에 데이터가 매우 적합한 것으로 확인되었다. 요인 추출 결과, 첫 번째 요인의 고유값(Eigenvalue)이 8.017로 전체 분산의 약 80.2%를 단독으로 설명한 반면, 두 번째 요인의 고유값은 0.438로 기준치인 1.0 미만으로 급감하였다. 해당 10개 문항을 다차원으로 가정하여 강제로 4요인 모형을 적용한 결과, 일부 문항의 표준화 요인 적재량이 1.0을 초과하는 이상 현상이 발생하였고 억지로 분리된 요인 간의 상관계수가 과도하게 높게 나타나($r=.710\sim.868$) 판별타당성이 성립하지 않았다.

따라서 조사 대상자들이 지각하는 '봉사활동 지속성'은 시간, 노력, 역할 등의 하위 차원으로 구분되지 않는 매우 강력하고 내적 일관성이 높은 단일 요인 구조임이 통계적으로 입증되었다. 이에 본 연구에서는 봉사활동 지속성 10개 문항을 하나의 단일 척도로 간주하여 요인 점수로 변환한 뒤 후속 분석의 종속변수로 활용하였다.

4. 변혁적 리더십이 봉사활동에 미치는 영향 분석 결과

본 연구의 핵심 가설을 검증하기 위해 변혁적 리더십이 조직몰입, 봉사활동 지속성, 향후 봉사활동 증가 의향에 미치는 영향을 각각 다중 선형회귀분석으로 분석하였다. 독립변수인 변혁적 리더십은 앞선 확인적 요인분석(CFA)을 통해 산출된 요인점수를 투입하였으며, 성별, 연령, 가입기간, 직책, 가입동기, 월평균 봉사활동 시간을 통제변수로 적용하였다. 분석 결과는 <표 X>와 같다. 세 개의 회귀모형 모두 통계적으로 유의하게 나타났으며(F 검정 결과 모두 $p < .001$), 모형의 설명력(Adjusted R^2)은 조직몰입 51.3%, 봉사활동 지속성 42.2%, 봉사활동 증가 의향 22.9%로 확인되었다.

모형 (1)의 분석 결과, 변혁적 리더십은 조직몰입에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다($B = 0.694$, $p < .001$). 이는 회원이 지각하는 현직 회장의 비전 제시, 솔선수범, 배려 및 혁신 행동이 강할수록 회원이 클럽에 대해 느끼는 정서적, 규범적, 지속적 심리적 결속력이 유의하게 높아짐을 의미한다.

통제변수 중에서는 가입기간과 가입동기가 조직몰입에 유의한 영향을 미쳤다. 가입기간이 6~10년($B = 0.217$, $p < .05$) 및 11~20년($B = 0.348$, $p < .001$)인 집단이 3년 미만의 신규 회원 집단에 비해 조직몰입이 유의하게 높았다. 반면 가입동기가 '주변 권유'인 회원은 자발적 '봉사활동' 목적 가입자에 비해 조직몰입이 유의하게 낮게 나타났다($B = -0.202$, $p < .01$).

모형 (2)를 살펴보면, 변혁적 리더십은 봉사활동 지속성에도 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다($B = 0.600, p < .001$). 즉, 긍정적이고 변혁적인 리더십이 발휘될 때 회원들이 바쁜 개인 사정이나 활동의 어려움 속에서도 포기하지 않고 향후 장기적으로 헌신하고자 하는 실천적 의지가 강해진다는 점이 입증되었다.

통계변수의 효과를 보면, 장기 근속 회원일수록 지속 의지가 높았다(11~20년: $B = 0.241, p < .05$; 21년 이상: $B = 0.348, p < .05$). 또한 일반회원에 비해 부회장($B = 0.254, p < .05$)과 지역 및 지대임원($B = 0.233, p < .05$) 등 책임 있는 역할을 맡은 임원진의 지속성이 유의하게 높게 나타났다. 가입동기 측면에서는 '주변 권유'($B = -0.233, p < .01$) 및 '기타'($B = -0.253, p < .01$) 동기로 가입한 집단이 순수 봉사 목적 가입자보다 활동 지속성이 낮았다.

모형 (3) 분석 결과, 변혁적 리더십은 향후 봉사활동 참여를 현재보다 더 늘리고자 하는 의향에도 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미쳤다($B = 0.291, p < .001$). 이는 변혁적 리더십이 회원의 단순한 현재 상태 유지(조직몰입, 잔류 의지)를 넘어, 미래의 참여 양과 빈도를 확장시키는 촉진 기제로도 작용함을 실증한다.

〈표 5〉 변혁적 리더십이 봉사활동에 미치는 영향 분석 결과

변수		종속변수		
		조직몰입 (모형 1: OLS)	봉사활동 지속성 (모형 2: OLS)	향후 봉사활동 증가 의향 (모형 3: OLS)
변혁적 리더십		.694 (.037)***	.600 (.039)***	.291 (.050)***
성별(기준: 남성)	여성	-.008 (.060)	.029 (.064)	-.012 (.081)
	50대	-.003 (.095)	-.055 (.101)	-.151 (.129)
연령 (기준: 49세 이하)	60대	.028 (.101)	-.037 (.109)	-.085 (.138)
	70대 이상	-.108 (.176)	-.241 (.188)	-.157 (.239)
가입기간 (기준: 3년 미만)	3~5년	.158 (.083)	.075 (.089)	-.116 (.112)
	6~10년	.217 (.096)*	.139 (.103)	-.145 (.130)
	11~20년	.348 (.100)***	.241 (.107)*	-.013 (.135)
	21년 이상	.269 (.144)	.348 (.154)*	.011 (.195)
직책 (기준: 일반회원)	이사-분과위원	-.010 (.132)	.271 (.142)	.262 (.180)
	총무-재무국장	.040 (.094)	.144 (.101)	.659 (.128)***
	부회장	.119 (.113)	.254 (.121)	.852 (.153)***
	지역-지대임원	.072 (.108)	.233 (.115)*	.741 (.146)***
	기타	.704 (.174)***	.537 (.186)***	.667 (.236)**
동기 (기준: 봉사활동)	친교	-.090 (.092)	-.124 (.099)	-.042 (.125)
	주변 권유	-.202 (.069)**	-.233 (.074)**	-.047 (.094)
	기타	-.047 (.086)	-.253 (.092)***	-.223 (.116)
월평균 봉사활동 시간 (기준: 2시간 미만)	2~5시간	.041 (.070)	.062 (.075)	.270 (.095)**
	6~10시간	.079 (.084)	.062 (.090)	.237 (.114)*
	11시간 이상	.004 (.120)	.130 (.128)	.366 (.163)*
상수		-.212 (.127)	-.202 (.136)	3.113 (.172)***

<i>N</i>	386	386	386
<i>F</i>	21.255 ***	15.039 ***	6.729 ***
Adjusted R ²	.513	.422	.229

주 1) 표 안의 수치는 다중회귀분석(OLS)의 비표준화 회귀계수이며, 괄호 안의 수치는 표준오차임.

주 2) 통제변수로 투입된 범주형 변수들은 더미 변수로 변환되어 분석되었으며, 각 변수의 기준 집단은 괄호 안에 표기하였음

주 6) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

특히 모형 (3)에서는 직책과 기존 봉사활동 시간의 긍정적 효과가 매우 두드러졌다. 일반 회원 대비 총무 및 재무국장($B = 0.659$, $p < .001$), 부회장($B = 0.852$, $p < .001$), 지역 및 지대임원($B = 0.741$, $p < .001$) 등 핵심 임원진일수록 참여를 늘리려는 의향이 압도적으로 높았다. 또한, 기존 월평균 봉사 시간이 2시간 미만인 집단에 비해 2~5시간($B = 0.270$, $p < .01$), 6~10시간($B = 0.237$, $p < .05$), 11시간 이상($B = 0.366$, $p < .05$) 봉사하는 집단이 향후 참여 증가 의향도 뚜렷하게 높은 것으로 나타나, 현재 활동 수준이 높은 회원이 미래의 확장적 참여에도 더 적극적이라는 선순환적 특징이 관찰되었다.

종합하면, 본 연구의 실증분석 결과는 변혁적 리더십이 라이온스클럽 회원의 내적 유대감(조직몰입), 장기 헌신 의지(봉사활동 지속성), 그리고 미래의 행동적 확장(향후 봉사활동 증가 의향)이라는 세 가지 차원의 긍정적 성과를 이끌어내는 데 있어 모두 일관되면서도 강건하게 정(+)의 영향을 미치고 있음을 나타낸다.

5. 강건성 검증

본 연구는 도출된 실증분석 결과의 통계적 강건성과 신뢰성을 교차 확인하기 위하여 세 가지 형태의 추가 분석을 실시하였으며, 그 결과를 부록에 제시하였다.

첫째, 변수 측정 및 분석 방식의 변경에 따른 강건성을 검증하였다(부록 <표 1> 참조). 본문의 주분석에서는 다문항 측정변수(변혁적 리더십, 조직몰입, 봉사활동 지속성)를 확인적 요인분석(CFA)을 통해 도출된 요인점수(Factor score)로 반영하였으나, 추가 분석에서는 이를 개별 측정 문항들의 산술평균 값으로 변환하여 회귀모형을 재적합하였다. 분석 결과, 측정 방식을 변경한 경우에도 핵심 독립변수인 변혁적 리더십이 세 가지 종속변수 모두에 미치는 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과가 본문의 결과와 매우 유사한 것으로 나타났다.

둘째, 핵심 독립변수인 변혁적 리더십의 조작화 방식을 변경하여 강건성을 검증하였다(부록 <표 2> 참조). 주분석에서는 변혁적 리더십을 요인점수로 반영하였으나, 본 추가 분석에서는 하위 차원들이 서로 대체 불가능한 필수 조건이라는 이론적 전제하에 Goertz 접근법(2020)을 적용하였다. 구체적으로 4개 하위 차원의 점수 중 가장 낮은 점수를 해당 리더의

최종 변혁적 리더십 점수로 산출하여 재분석한 결과, 비보상적 산출 방식을 적용한 경우에도 종속변수들에 대한 정(+)의 효과가 통계적으로 매우 유의하게 유지되었다.

셋째, 설문 응답의 질에 따른 편향을 통제하기 위해 불성실 응답 의심 사례를 제외한 민감도 분석을 실시하였다(부록 <표 3> 참조). 총 37개의 설문 문항 전체에 대해 오직 하나의 변호로만 응답한 이른바 동일응답 패턴 사례(총 85명)를 식별하여 분석 표본에서 제외한 후 본 분석과 동일한 회귀분석을 반복 수행하였다. 분석 결과, 동일응답 패턴을 보인 표본을 제거한 후에도 변혁적 리더십의 영향력과 유의성은 감소하지 않고 주분석과 유사하게 나타났다.

결론적으로, 다각적인 강건성 검증을 수행한 결과 본 연구의 핵심 가설 검증 결과는 특정 척도 산출 방식이나 변수 조작화 기준에 의존하지 않으며, 일부 응답자의 편향된 설문 패턴에 의해 왜곡되지 않는 통계적으로 매우 안정적이고 신뢰할 수 있는 결과임이 확인되었다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 강제적 지휘 계통과 경제적 보상이 철저히 배제된 순수 민간 주도의 회원제 자원봉사조직인 국제라이온스협회를 대상으로, 현직 클럽 회장의 변혁적 리더십이 구성원의 내적 태도와 실천적 행동 확장에 미치는 파급 효과를 다차원적으로 실증하였다. 354-D지구 소속 회원 386명의 데이터를 바탕으로 구조화된 다중 선행회귀모형을 구동한 결과, 클럽 회장의 변혁적 리더십은 회원의 심리적 조직몰입, 장기적 봉사활동 지속성, 그리고 향후 봉사활동 증가 의향 모두에 영향을 미치는 핵심 동인임이 통계적으로 검증하였다.

본 연구는 다음과 같은 이론적 기여를 지닌다. 첫째, 기존 리더십 연구의 지평을 '순수 자발적 비영리 회원제 조직'으로 확장하였다. 그동안 대다수의 리더십 및 조직행동 연구는 강제적 지휘 체계나 금전적 보상이 존재하는 영리기업 또는 공공기관에 편중되어 왔다. 본 연구는 보상 체계가 부재하고 참여의 자율성이 극대화된 라이온스클럽을 대상으로 변혁적 리더십의 메커니즘을 실증함으로써, 비영리 자원봉사조직 거버넌스 연구의 학술적 공백을 메웠다는 데 의의가 있다. 둘째, 리더십의 효과성을 유지와 확장의 다차원적 층위에서 입증하였다. 기존 연구들이 종속변수를 잔류 의도나 만족도 등 '상태 유지'에 국한했던 반면, 본 연구는 조직몰입, 봉사활동 지속성, 향후 봉사활동 증가 의향으로 세분화하여 분석하였다. 리더의 혁신적 자극이 봉사자의 공공봉사동기(PSM)를 일깨워 적극적인 역할 확장을 견인한다는 가설(박혁욱, 2021)을 순수 자원봉사 영역의 대규모 설문을 통해 입증함으로써 리더십 거버넌스 이론의 지평을 한 단계 끌어올렸다. 셋째, 변혁적 리더십 조작화에 있어 방법론적 엄밀성을 제고하였다. 일반

적인 보상적 요인점수 산출 방식뿐만 아니라, 4개 하위 차원이 모두 필수 불가결하다는 전제 하에 Goertz 접근법(2020)을 선도적으로 적용하여 강진성을 검증하였다. 이는 향후 리더십 변수를 다루는 후속 연구들에 중요한 방법론적 준거를 제공할 것으로 기대한다.

자원봉사 현장의 거버넌스 운영 측면에서 국제라이온스협회와 지역 자원봉사 센터 관리자들에게 제안하는 구체적인 실천 전략은 다음과 같다. 첫째, UN SDGs가 추구하는 '변혁적 파트너십'의 눈높이에 맞추어, 각급 클럽 회장 선출의 패러다임과 지구(District) 차원의 리더십 교육 체계를 근본적으로 혁신해야 한다(UN, 2014; VSO, 2016). 자원봉사 생태계 재생산 과정에서 최고관리자의 세밀한 안목이 절대적인 만큼(Burger 2024), 조직에 대한 기여금이나 단순 연공서열에 의존하여 회장을 추대하던 관행에서 과감히 탈피해야 한다. 차기 회장단을 대상으로 자원봉사자 개별 욕구의 파악 방법, 민주적 갈등 조정 기법, 비전 수립을 훈련할 수 있는 체계적인 '리더십 온보딩 프로그램'이 의무적으로 도입되어야 한다.

둘째, 신일반 회원과 신규 회원의 자율성을 고취하기 위한 분권형 공유 리더십의 정착이 시급하다. 통제변수 분석 결과, 부회장이나 국장 등 책임 직책을 맡고 있는 층위일수록 소속감과 향후 참여 증가 의향이 높게 나타났다. 이는 극소수의 임원에게 과업과 정보가 집중되는 구조에서 벗어나, 평회원이나 신입 회원에게도 특정 봉사 프로젝트에 대한 전결권이나 마이크로 단위의 직무 책임을 적극 부여하여 조직 내 '셀프 리더십'을 함양시켜야 함을 시사한다(마은경·오미옥, 2014).

셋째, 회원의 유입 동기와 생애주기에 반응하는 고도화된 회원 맞춤형 멘토링 전략이 필요하다. 분석 결과 친분에 이끌려 수동적으로 가입한 '주변 권유' 집단의 조직몰입과 활동 지속성이 자발적 목적 가입자보다 현격히 취약하게 나타났다. 외형 확장을 위한 무분별한 지인 동원은 결국 단기 이탈률의 증가와 분위기 저해로 조직의 체력을 소진시킨다. 따라서 수동 가입자들에게는 가입 초기 3개월 이내에 클럽의 미션을 내면화할 수 있는 현장 밀착형 봉사 경험과 리더와의 일대일 심층 면담을 의무적으로 제공하여 심리적 거부감을 해소하는 '방어적 온보딩 전략'이 가동되어야 한다.

본 연구는 학술적, 실무적 기여에도 불구하고 다음과 같은 한계를 지니며, 이를 보완할 후속 연구를 제언한다. 첫째, 본 연구는 특정 시점의 횡단면 데이터를 활용하였으므로 변수 간의 엄밀한 인과관계를 단정하는 데 한계가 있다. 향후 리더의 교체 주기나 회원의 생애주기에 따른 인식 변화를 추적하는 종단적 패널 조사가 이루어진다면 인과성의 근거를 더욱 튼튼히 할 수 있을 것이다. 둘째, 독립변수와 종속변수 모두 동일한 응답자에 의해 측정되어 동일방법편의의 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 향후 연구에서는 회원의 주관적 참여 의향뿐만 아니라, 실제 참석 횟수나 봉사 시간, 이탈률 등의 객관적 행동 지표를 교차 활용한

분석이 요구된다. 셋째, 조사 대상이 국제라이온스협회 354-D지구에 한정되어 있어 연구 결과를 전체 자원봉사조직으로 일반화하는 데 주의가 필요하다. 향후 클럽의 규모, 지역적 특성, 타 비영리 봉사단체(로타리클럽, JCI 등)와의 비교 연구나 다층모형 분석을 통해 연구의 외연을 확장할 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 고지훈, & 오정록. (2021). 변혁적·거래적·서번트 리더십이 조직몰입에 미치는 영향 관계에서 내재적 동기의 매개효과에 대한 연구: S 행정기관을 중심으로. 한국정책연구, 21(3), 109-140.
- 고환상, & 서재현. (2012). 변혁적 리더십, 조직후원인식, 성취욕구가 조직몰입에 미치는 영향: 셀프리더십을 중심으로: 셀프리더십을 중심으로. 대한경영학회지, 25(1), 435-459.
- 국제라이온스협회. (2026). 국제라이온스협회 공식 홈페이지. <https://www.lionsclubs.org/ko>
- 김영춘, & 정민숙. (2012). 리더십, 조직문화와 조직몰입과의 관계. 한국콘텐츠학회논문지= The Journal of the Korea Contents Association, 12(12), 201-211.
- 김종현. (2011). 자원봉사조직의 변혁적 리더십과 조직유효성에 관한 연구-신뢰의 매개효과 중심으로. 한국지방자치연구, 13(2), 71-94.
- 김진희. (2013). 변혁적 리더십이 TMX 와 조직몰입을 통해 조직시민행동에 미치는 효과. 대한경영학회지, 26(8), 2043-2067.
- 김호균. (2007). 조직문화, 리더십, 조직몰입간 인과관계 고찰. 한국사회와 행정연구, 23-49.
- 남진열. (2021). 변혁적 리더십과 조직문화가 조직몰입에 미치는 영향: 사회복지업무 담당자를 중심으로. 한국지역사회복지학, (77), 347-365.
- 마은경, & 오미옥. (2013). 자원봉사조직의 리더십 유형이 자원봉사활동 만족도와 지속의지에 미치는 영향 연구. 한국공공관리학보, 27(3), 47-68.
- 마은경, & 오미옥. (2014). 변혁적 리더십과 자원봉사활동 만족도와와의 관계에서 셀프 리더십의 매개효과 연구. 지방정부연구, 18(1), 147-168.
- 박현욱. (2021). 변혁적 리더십이 지방 공무원의 적극행정에 미치는 영향. 현대사회와 행정, 31(4), 1-28.
- 서인덕, & 이원형. (2006). 조직문화, 리더십 그리고 조직시민행동 간의 관계에 있어서 리더신뢰 및 조직몰입의 매개효과. 인적자원관리연구, 13(4), 71-106.
- 심우극, & 서창수. (2020). 비영리기관 중간관리자의 변혁적 리더십과 조직공정성, 혁신행동, 조직성과 간의 구조적 관계에 관한 연구. 고객만족경영연구, 22(2), 21-42.
- 우정자. (2016). 자원봉사 조직의 심리적 계약 위반이 조직의 신뢰에 미치는 영향. 사회복지경영연구, 3(1), 45-72.
- 이강욱, & 손태원. (2004). 변혁적 리더십과 거래적 리더십이 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구. 대한경영학회지, (45), 1571-1594.

- 이상철, 홍환, & 박언하. (2010). 정기적 기부 및 자원봉사 제고 방안 연구: 나눔경험의 효과성 검증: 나눔경험의 효과성 검증. 한국사회복지행정학, 12(1), 117-149.
- 이영균, & 최종목. (2004). 변혁적 리더십과 조직몰입의 관계에 관한 연구. 한국정책과학학회보, 8(2), 130-151.
- 임재영, 문국경, & 조혜진. (2019). 공공봉사동기가 혁신행동에 미치는 영향 그리고 거래적·변혁적 리더십의 조절효과. 한국사회와 행정연구, 30(2), 31-53.
- 정대용, & 김민석. (2010). 슈퍼리더십과 셸프리더십이 LMX 질을 매개로 조직성과에 미치는 영향-비영리조직을 중심으로. 생산성연구: 국제융합학술지, 31-57.
- 최돈오. "개인적 동기가 비영리조직의 조직성과에 미치는 영향." 국내박사학위논문 선문대학교 일반대학원, 2023. 충청남도
- Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1990). The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization]. Journal of Occupational Psychology, 63(1), 1-18.
- Ashforth, B. E., & Mael, F. (1989). Social identity theory and the organization. Academy of Management Review, 14(1), 20-39.
- Bass, B. M. (1985). Leadership and performance beyond expectations. Free Press.
- Burger, E. (2024, May 22). Build volunteer management capacity with VolunteerHub. VolunteerHub. <https://volunteerhub.com/blog/>.
- Burns, J. M. (1978). Leadership. Harper & Row.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. Psychological Inquiry, 11(4), 227-268.
- Goertz, Gary. 2020. Social Science Concepts and Measurement: New and Completely Revised Edition. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment]. Human Resource Management Review, 1(1), 61-89.
- Mowday, R. T., Steers, R. M., & Porter, L. W. (1979). The measurement of organizational commitment. Journal of Vocational Behavior, 14(2), 224-247.
- Putnam, R. D. (2000). Bowling alone: The collapse and revival of American community Simon & Schuster.
- UN. 2014. The road to dignity by 2030: ending poverty, transforming all lives and protecting the planet. New York : UN
- VSO. 2016. VSO's Global Theory of Change. London: VSO.

* **이강인**: 한성대학교 일반대학원 행정학에서 박사학위를 취득(2011년)하고, 현재 한성대학교 행정학과 특임교수로 재직하고 있다. 주요 관심 분야는 리더십, 공공관리, 거버넌스 등이다. 주요 경력으로는 국제라이온스협회 354-D 지구 총재(2015-2016), LCIF 한국대표(2020-2022)을 역임하였고, 2026년부터 연수원장으로 봉사하고 있다(ehwa3201@hanmail.net).

부록 <표 1> 측정방식과 분석방식의 변경에 따른 모형의 강건성 검증

변수		종속변수		
		조직몰입 (모형1: OLS)	봉사활동 지속성 (모형2: OLS)	향후 봉사활동 증가 의향 (모형3: 순서화 로짓)
변혁적 리더십(산술평균)		.696 (.037)***	.620 (.040)***	.763 (.137)***
성별(기준: 남성)	여성	.008 (.060)	.041 (.069)	-.010 (.214)
연령 (기준: 49세 이하)	50대	-.001 (.095)	-.055 (.109)	-.323 (.338)
	60대	.034 (.101)	-.024 (.116)	-.197 (.359)
	70대 이상	-.139 (.176)	-.295 (.202)	-.512 (.614)
가입기간 (기준: 3년 미만)	3~5년	.171 (.083)*	.074 (.095)	-.175 (.297)
	6~10년	.214 (.096)*	.134 (.110)	-.382 (.340)
	11~20년	.347 (.100)***	.247 (.114)*	-.029 (.358)
	21년 이상	.287 (.144)	.380 (.165)*	-.003 (.500)
직책 (기준: 일반회원)	이사-분과위원	-.027 (.132)	.274 (.152)	.650 (.460)
	총무-재무국장	.043 (.094)	.143 (.108)	1.699 (.345)***
	부회장	.114 (.113)	.269 (.129)*	2.244 (.417)***
	지역-지대임원	.071 (.108)	.248 (.124)*	1.932 (.392)***
	기타	.756 (.174)***	.602 (.199)**	2.029 (.664)**
동기 (기준: 봉사활동)	친교	-.077 (.092)	-.119 (.106)	-.268 (.324)
	주변 권유	-.211 (.069)**	-.241 (.080)**	-.251 (.248)
	기타	-.050 (.086)	-.272 (.098)***	-.658 (.304)*
월평균 봉사활동 시간 (기준: 2시간 미만)	2~5시간	.025 (.070)	.050 (.080)	.631 (.252)*
	6~10시간	.060 (.084)	.058 (.097)	.560 (.302)
	11시간 이상	-.025 (.120)	.141 (.138)	.847 (.428)*
상수		1.120 (.127) ***	1.433 (.213) ***	
N		386	386	386
F/Log Likelihood		21.341 ***	15.199 ***	-412.15 ***
Adjusted (Nagelkerke Pseudo) R ²		.514	.425	.271

주 1) 본 표는 변수 산출 방식과 분석방식 변경에 따른 연구 결과의 강건성을 확인하기 위한 추가 분석 결과임

주 2) 모형 2와 모형 3은 변수 산출방식 변경에 따른 강건성 검증으로 본문의 가설 검증에서는 독립변수(변혁적 리더십)와 종속변수(조직몰입, 봉사활동 지속성)를 요인점수로 측정하여 분석하였으나, 본 표에서는 해당 변수를 구성하는 측정 문항들의 산술평균 값으로 변환하여 다중 선형회귀분석(OLS)을 수행하였음.

주 3) 모형 3은 분석방식의 변경에 따른 강건성 검증으로 본문에서 수행한 다중 선형회귀분석(OLS)을 순서화 로짓 모형으로 변경하여 추가 분석한 것임.

주 4) 분석 결과, 변수 산출방식과 분석방식의 변경에도 불구하고 핵심 독립변수인 변혁적 리더십이 조직몰입, 봉사활동 지속성, 향후 봉사활동 증가 의향에 미치는 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과의 크기가 본문의 결과와 매우 유사하게 도출되었음. 이는 본 연구의 핵심 가설 검증 결과가 특정 측정 방식이나 분석방식에 의존하지 않고 통계적으로 매우 강건함을 시사함.

주 5) 표 안의 수치는 회귀계수(모형 1, 2는 OLS 비표준화 계수, 모형 3은 로짓 계수)이며, 괄호 안의 수치는 표준오차임. 모형 3의 상수 추정치는 지면상 생략함.

주 6) 통제변수로 투입된 범주형 변수들의 기준 집단은 괄호 안에 표기하였음.

주 7) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

부록 <표 2> 변혁적 리더십 Goertz 변환에 따른 강건성 검증

변수		종속변수		
		조직몰입 (모형1: OLS)	봉사활동 지속성 (모형2: OLS)	향후 봉사활동 증가 의향 (모형3: OLS)
변혁적 리더십(Goertz 변환)		.503 (.029)***	.429 (.031)***	.218 (.038)***
성별(기준: 남성)	여성	.014 (.062)	.047 (.066)	-.002 (.082)
연령 (기준: 49세 이하)	50대	.023 (.098)	-.032 (.105)	-.140 (.129)
	60대	.041 (.105)	-.028 (.112)	-.049 (.138)
	70대 이상	-.162 (.182)	-.290 (.194)	-.179 (.239)
가입기간 (기준: 3년 미만)	3~5년	.112 (.086)	.034 (.091)	-.134 (.112)
	6~10년	.159 (.100)	.089 (.106)	-.170 (.130)
	11~20년	.274 (.103)**	.176 (.110)*	-.042 (.135)
	21년 이상	.224 (.149)	.306 (.159)	-.005 (.195)
직책 (기준: 일반회원)	이사-분과위원	.126 (.136)	.393 (.145)**	.314 (.178)
	총무-재무국장	.121 (.097)	.219 (.103)*	.688 (.127)***
	부회장	.205 (.116)	.332 (.124)**	.883 (.152)***
	지역-지대임원	.155 (.111)	.309 (.118)**	.771 (.145)***
	기타	.824 (.180)***	.640 (.192)***	.718 (.236)**
동기 (기준: 봉사활동)	친교	-.051 (.096)	-.092 (.102)	-.023 (.125)
	주변 권유	-.169 (.072)*	-.205 (.077)**	-.032 (.094)
	기타	-.009 (.089)	-.220 (.094)*	-.207 (.116)
월평균 봉사활동 시간 (기준: 2시간 미만)	2~5시간	.007 (.073)	.033 (.077)	.254 (.095)**
	6~10시간	.059 (.087)	.046 (.093)	.227 (.114)*
	11시간 이상	-.009 (.124)	.118 (.132)	.361 (.163)*
상수		-.120 (.132)	-.127 (.141)	3.155 (.173)***
N		386	386	386
F		18.493 ***	13.042 ***	6.685 ***
Adjusted R ²		.476	.385	.228

- 주 1) 본 표는 핵심 독립변수인 변혁적 리더십의 조작화 방식을 변경하여 연구 결과의 강건성(Robustness)을 교차 검증한 추가 분석 결과임
- 주 2) 본문의 주분석에서는 변혁적 리더십을 요인점수(보상적 조작화)로 반영하였으나, 본 표에서는 하위 차원들이 서로 대체 불가능한 필수 조건이라는 이론적 전제하에 Goertz(2020) 접근법(비보상적/연속적 조작화)을 적용하였음. 구체적으로 4개 하위 차원(비전, 솔선수범, 배려, 혁신)의 점수 중 가장 낮은 점수를 해당 리더의 최종 리더십 점수로 산출하여 다중 선형회귀분석(OLS)을 재적합하였음.
- 주 3) 분석 결과, 비보상적 산출 방식(최소값)을 적용한 경우에도 변혁적 리더십이 조직몰입, 봉사활동 지속성, 향후 봉사활동 증가 의향에 미치는 정(+)의 효과가 모두 통계적으로 매우 유의하게 도출되었음. 이는 본 연구의 핵심 가설 검증 결과가 척도 조작화 방식에 의존하지 않고 통계적으로 매우 강건함을 시사함.
- 주 4) 표 안의 수치는 회귀계수이며, 괄호 안의 수치는 표준오차임.
- 주 5) 통제변수로 투입된 범주형 변수들의 기준 집단은 괄호 안에 표기함.
- 주 6) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

부록 <표 3> 동일패턴 응답자(85명) 제외 표본에 대한 강건성 검증

변수		종속변수		
		조직몰입 (모형1: OLS)	봉사활동 지속성 (모형2: OLS)	향후 봉사활동 증가 의향 (모형3: 순서화 로짓)
변혁적 리더십(Factor Score)		.601 (.045)***	.487 (.048)***	.193 (.056)***
성별(기준: 남성)	여성	-.045 (.075)	-.007 (.079)	-.000 (.093)
연령 (기준: 49세 이하)	50대	-.015 (.114)	-.090 (.121)	-.243 (.142)
	60대	.003 (.123)	-.093 (.131)	-.150 (.154)
	70대 이상	-.208 (.210)	-.369 (.222)	-.280 (.261)
가입기간 (기준: 3년 미만)	3~5년	.197 (.100)	.092 (.106)	-.201 (.125)
	6~10년	.227 (.116)	.120 (.123)	-.234 (.145)
	11~20년	.440 (.119)***	.322 (.127)*	-.043 (.149)
	21년 이상	.394 (.168)*	.495 (.178)**	.022 (.209)
직책 (기준: 일반회원)	이사-분과위원	-.030 (.166)	.344 (.176)	.243 (.206)
	총무-재무국장	.033 (.116)	.178 (.122)	.668 (.144)***
	부회장	.100 (.139)	.282 (.147)	.797 (.173)***
	지역-지대임원	.004 (.134)	.196 (.142)	.692 (.166)***
	기타	.787 (.208)***	.637 (.221)**	.780 (.259)**
동기 (기준: 봉사활동)	친교	.007 (.110)	-.020 (.117)	-.034 (.137)
	주변 권유	-.217 (.087)*	-.260 (.092)**	-.014 (.108)
	기타	-.077 (.105)	-.339 (.111)**	-.327 (.130)*
월평균 봉사활동 시간 (기준: 2시간 미만)	2~5시간	.096 (.086)	.137 (.091)	.331 (.107)**
	6~10시간	.164 (.102)	.149 (.111)	.266 (.130)
	11시간 이상	.137 (.153)	.318 (.162)	.525 (.190)**
상수		-.292 (.152)	-.297 (.162)	3.109 (.190)***
N		301	301	301
F		11.678 ***	8.179 ***	4.905 ***
Adjusted R ²		.416	.324	0.207

주 1) 본 표는 연구 결과의 강건성을 검증하기 위해 추가로 실시한 민감도 분석 결과임.

주 2) 측정의 타당성을 저해할 수 있는 요인을 통제하기 위하여, 설문 문항 전체(Q1~Q37)에 대해 하나의 변호로만 응답한 불성실 응답 의심 사례(85명)를 전체 표본(386명)에서 제외한 후 본문의 주분석과 동일한 다중회귀모형을 다시 수행하였음.

주 3) 분석 결과, 동일응답 패턴 사례를 제외한 후에도 변혁적 리더십이 봉사 조직 몰입, 봉사활동 지속성, 향후 참여 증가 의향에 미치는 통계적으로 유의미한 정(+)의 효과가 본문의 주분석 결과와 매우 유사하게 도출되었음. 이는 본 연구의 핵심 가설 검증 결과가 일부 일관된 응답 패턴에 의해 주도되거나 왜곡되지 않았으며, 통계적으로 강건함을 시사함.

주 4) 표 안의 수치는 회귀계수이며, 괄호 안의 수치는 표준오차임.

주 5) 통제변수로 투입된 범주형 변수들의 기준 집단은 괄호 안에 표기함.

주 6) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.