



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

행정학 석사학위논문

조직공정성 인식이 조직몰입과
직무만족에 미치는 영향 연구
- 직종의 조절효과를 중심으로 -

2020년 8월

서울대학교 행정대학원

행정학과 행정학 전공

이 광 배

조직공정성 인식이 조직몰입과
직무만족에 미치는 영향 연구
- 직종의 조절효과를 중심으로 -

지도교수 이 수 영

이 논문을 행정학석사 학위논문으로 제출함
2020년 4월

서울대학교 행정대학원
행정학과 행정학전공
이 광 배

이광배의 석사 학위논문을 인준함
2020년 6월

위원장 전 영 한 (인)

부위원장 최 태 현 (인)

위원 이 수 영 (인)

국 문 초 록

최근 들어 우리 사회에서 공정성 문제가 화두로 부각됨에 따라 조직 관리자들은 조직의 성과 제고를 위해 조직공정성을 중요하게 인식하게 되었다. 그동안 조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 긍정적인 영향을 다룬 연구는 많았지만, 직종의 조절효과까지 고려한 종합적인 연구는 부족하였다. 이에 본 연구에서는 다양한 직종을 운영하고 있는 한국보훈복지의료공단을 대상으로 공공기관의 조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향에 있어 직종의 조절효과를 살펴봄으로써 보다 효율적인 조직운영 방안을 모색하고자 한다.

한국보훈복지의료공단은 업무의 특성을 반영하여 의사직, 사무직, 의무직, 기술직 등 다양한 직종을 운영하고 있다. 하지만 최근에는 직종의 세분화로 인해 인력흐름에 칸막이로 작용하고, 직종 간 갈등이 초래되는 등 문제점이 제기되어 기능직을 폐지하고 사무직과 기술직에 통합하는 방안을 추진하고 있다. 사무직 중심의 인사관리로 인해 직종별로 조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향은 차이가 있을 것으로 예측하여 직종이 조절효과를 가질 것이라는 연구가설을 설정하였다.

본 연구의 독립변수는 조직공정성 인식으로 설정하여 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성으로 분류하였고, 종속변수로 조직몰입과 직무만족을 설정하였다. 조절변수로 사무직과 유사한 근무조건을 가지고 있는 기술직, 유사한 직무를 수행하고 있는 일반기능직을 비사무직으로 구분하여 직종의 조절효과를 살펴보았다. 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 정확하게 파악하기 위해 응답자의 성별, 연령, 학력, 근속년수, 근무부서와 같은 인구통계학적 변수를 통제하였다.

한국보훈복지의료공단에 재직 중인 직원을 대상으로 층화표본추출법을 활용하여 표본을 추출하고 2020년 5월 1일부터 22일까지 3주 동안 사내 이메일을 통해 설문조사를 진행하였으며, 미응답 및 불성실한 응답을 제외한 104부를 분석에 활용하였다.

설문조사 자료를 바탕으로 독립변수 및 종속변수의 타당성을 분석하기 위해 요인분석을 실시하였고, 신뢰도를 검증하기 위해 내적일관성 분석을 진행하였다. 변수 간의 상관관계를 분석하기 위해 상관관계 분석을 실시하였고, 집단 간의 차이를 분석하기 위해 t-test와 ANOVA 분석을 활용하였다. 조직

공정성 인식이 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향을 살펴보기 위해 다중 회귀분석을 실시하였으며, 직종의 조절효과를 살펴보기 위해 위계적 다중회귀분석을 진행하였다.

분석 결과에 따르면 조직공정성 인식은 조직몰입에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치고 있었으며, 절차공정성보다는 분배공정성이 상대적으로 조직몰입에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 조직공정성 인식은 직무만족에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치고 있었으며, 절차공정성보다는 분배공정성이 직무만족에 더 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

직종의 조절효과를 살펴본 결과, 직종은 분배공정성과 직무만족의 관계에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 구체적으로 분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타났다. 사무직에서 그 관계가 더 강하게(+) 나타나고 있으며, 비사무직의 경우 오히려 그 관계가 약화되는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 통해 본 연구가 갖는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 향후 조직 관리에 있어서 조직의 성과를 제고하기 위해서는 공정성을 확보하는 것이 효과적인 전략이 될 수 있음을 보여주었다는 점이다. 둘째, 기존 연구에서 검증되었던 조직공정성 인식과 직무만족 간의 관계에서 직종이라는 변수가 영향을 미칠 수 있음을 보여주었다는 점이다. 셋째, 연령에 따라 조직공정성, 조직몰입, 직무만족의 수준이 변화할 수 있음을 보여주었다는 점이다. 마지막으로 기능직을 폐지하고 사무직, 기술직에 통합하는 방안을 추진할 때 조직공정성을 확보하는 것이 선행되어야 함을 보여주었다는 점에서 의의가 있다.

주요어 : 조직공정성, 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성, 조직몰입, 직무만족, 직종, 조절효과

학 번 : 2017-21246

목 차

| | |
|--------------------------------|----|
| 제 1 장 서 론 | 1 |
| 제 1 절 연구의 목적 및 필요성 | 1 |
| 제 2 절 연구의 범위와 방법 | 2 |
| 제 2 장 이론 및 선행연구 검토 | 3 |
| 제 1 절 조직공정성 | 3 |
| 1. 조직공정성의 개념 | 3 |
| 2. 조직공정성의 유형 | 4 |
| 제 2 절 조직몰입 | 4 |
| 1. 조직몰입의 개념 | 4 |
| 2. 조직몰입의 유형 | 5 |
| 제 3 절 직무만족 | 7 |
| 1. 직무만족의 개념 | 7 |
| 2. 직무만족의 중요성 | 8 |
| 제 4 절 직종 | 9 |
| 1. 직종의 개념 | 9 |
| 2. 우리나라 공무원 직종 체계 | 10 |
| 제 5 절 선행연구 검토 | 12 |
| 1. 조직공정성과 조직몰입, 직무만족의 관계 | 12 |
| 2. 우리나라 직종분류의 문제점 | 16 |
| 제 3 장 연구문제 및 연구방법 | 18 |
| 제 1 절 연구모형 및 가설 | 18 |
| 1. 연구모형 | 18 |
| 2. 연구가설 | 19 |
| 제 2 절 변수의 조작적 정의와 측정도구 | 25 |
| 1. 독립변수 | 25 |
| 2. 종속변수 | 25 |
| 3. 통제변수 | 27 |
| 4. 조절변수 | 27 |
| 제 3 절 설문지의 구성 | 28 |

| | |
|--------------------------------|----|
| 제 4 절 표본설계 및 분석방법 | 29 |
| 1. 표본설계 | 29 |
| 2. 분석방법 | 30 |
| | |
| 제 4 장 연구결과 및 분석 | 31 |
| 제 1 절 인구통계학적 특성 | 31 |
| 제 2 절 측정도구의 타당성 및 신뢰도 분석 | 32 |
| 1. 독립변수의 타당성 및 신뢰도 분석 | 32 |
| 2. 종속변수의 타당성 및 신뢰도 분석 | 33 |
| 제 3 절 변수의 기초통계량 | 35 |
| 제 4 절 변수의 차이 검증 | 36 |
| 1. 성별에 따른 각 변수의 차이 검증 | 36 |
| 2. 연령에 따른 각 변수의 차이 검증 | 37 |
| 3. 학력에 따른 각 변수의 차이 검증 | 39 |
| 4. 근속년수에 따른 각 변수의 차이 검증 | 41 |
| 5. 근무부서에 따른 각 변수의 차이 검증 | 43 |
| 6. 직종에 따른 각 변수의 차이 검증 | 44 |
| 제 5 절 변수들 간의 상관관계 분석 | 45 |
| 제 6 절 가설검증 | 46 |
| 1. 조직공정성이 조직몰입에 미치는 영향 | 46 |
| 2. 조직공정성이 직무만족에 미치는 영향 | 47 |
| 3. 조직공정성과 조직몰입에 대한 조절효과 | 49 |
| 4. 조직공정성과 직무만족에 대한 조절효과 | 51 |
| 제 7 절 분석결과의 종합 및 해석 | 55 |
| | |
| 제 5 장 결론 및 정책적 시사점 | 57 |
| 제 1 절 연구결과 요약 | 57 |
| 제 2 절 연구의 함의 | 58 |
| 제 3 절 연구의 한계 및 향후 과제 | 60 |
| | |
| 참고문헌 | 61 |
| 부록 : 설문지 | 66 |
| Abstract | 70 |

표 목 차

| | |
|--|----|
| [표 1] 한국보훈복지의료공단 직종별 인원현황 | 2 |
| [표 2] 조직몰입 유형 | 6 |
| [표 3] 직무만족 결정요인 | 8 |
| [표 4] 현행 공무원 직종 체계 | 11 |
| [표 5] 조직공정성과 조직몰입, 직무만족 간의 관계에 대한 선행연구 | 14 |
| [표 6] 우리나라 직종분류의 문제점에 대한 선행연구 | 17 |
| [표 7] 정원표 | 19 |
| [표 8] 기본급표 | 21 |
| [표 9] 직무급표 | 21 |
| [표 10] 호봉한계표 | 22 |
| [표 11] 보직기준표 | 23 |
| [표 12] 변수측정 | 26 |
| [표 13] 설문지 구성 | 29 |
| [표 14] 분석방법 | 30 |
| [표 15] 응답자의 인구통계학적 특성 | 31 |
| [표 16] 조직공정성 변수의 타당성 및 신뢰도 | 32 |
| [표 17] 조직몰입 변수의 타당성 및 신뢰도 | 34 |
| [표 18] 직무만족 변수의 타당성 및 신뢰도 | 34 |
| [표 19] 변수의 기초통계량 | 35 |
| [표 20] 성별에 따른 각 변수의 차이 | 36 |
| [표 21] 연령에 따른 각 변수의 차이 | 37 |
| [표 22] 학력에 따른 각 변수의 차이 | 39 |
| [표 23] 근속년수에 따른 각 변수의 차이 | 41 |
| [표 24] 근무부서에 따른 각 변수의 차이 | 43 |
| [표 25] 직종에 따른 각 변수의 차이 | 44 |
| [표 26] 변수들 간의 상관관계 | 45 |
| [표 27] 다중회귀분석 I | 46 |
| [표 28] 다중회귀분석 II | 47 |
| [표 29] 조직공정성-조직몰입 관계에서 직종의 조절효과 | 49 |
| [표 30] 조직공정성-직무만족 관계에서 직종의 조절효과 | 51 |

[표 31] 가설검증 결과 54

그림 목차

[그림 1] 공무원 직종개편 내용 10
[그림 2] 연구모형 18
[그림 3] 직종의 조절효과 그래프 53

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 목적 및 필요성

최근 들어 입시, 채용 등에 있어 공정성 시비가 발생함에 따라 우리 사회에 공정성 문제가 중요한 화두로 부각되고 있다. 실제로 한 언론사에서 실시한 우리 사회의 공정성 인식 조사에서 응답자의 71.3%가 공정하지 않다고 응답¹⁾하였으며, 사회가 불공정하다고 인식할수록 삶의 만족도가 떨어지는 것으로 나타났다. 이러한 사회 분위기 속에 조직 관리자들은 조직의 성과 제고를 위해 공정성을 중요한 가치로 인식하게 되었다. 신황용·이희선(2013)은 조직구성원의 조직몰입 및 직무만족이 직무수행의 결과에 대한 보상이나 인사에 있어서 공정한 분배, 절차 및 공평한 대우에 대한 인식에 따라 영향을 받을 수 있음을 밝혀냈다. 즉, 조직공정성 인식이 조직구성원의 직무태도 및 조직의 성과를 결정하는 요인이 될 수 있음을 제시하였다.

그동안 공공기관의 경우 민간기업에 비해 상대적으로 고용안정성이 보장되어 직무만족 수준이 높은 것으로 알려져 있었으나 지식정보화, 개방화 등 행정환경이 변화함에 따라 공공기관에서도 인적자원관리 및 조직혁신의 중요성이 강조되고 있는 추세이다(이상준, 2016). 이에 따라 본 연구에서는 공공기관을 대상으로 조직공정성 인식이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 그동안 공공기관을 대상으로 조직공정성과 직무만족, 조직몰입 간의 관계에 대한 연구는 많이 존재하였지만, 직종에 따른 조절효과까지 종합적으로 고려한 연구는 그다지 많지 않다. 따라서 다양한 직종을 운영 중인 한국보훈복지의료공단을 실증연구 분석 대상으로 선정하여 직종의 조절효과를 살펴보고자 한다.

공단은 각각 6개의 보훈병원과 보훈요양원, 보훈재활체육센터 등을 운영하며 국가유공자 등 보훈대상자의 진료와 재활 및 복지업무 등을 담당하고 있다. 인력 운영에 있어 인상적인 점은 공단의 업무를 반영하여 직종을 세분화하여 다양하게 운영하고 있다는 점이다. 구체적으로 의사직, 사무직, 의무직, 기술직, 일반기능직 등 14개의 직종을 운영하고 있으며, 규정 및 지침에 따르면 직종별로 승진 소요연수, 보수 및 업무 책임도 등의 차이가 존재하여 조직몰입 및 직무만족의 수준이 다를 것으로 예상된다. 최근에는 직종이 지나치게 세분화되어 있을 경우 인력흐름에 칸막이로 작용하고, 직종 간 불필요한 갈등을 초래할 수 있다는 점에서 문제점이 제기되어 기능직을 폐지하고 사무직과 기술직에 통합하는 방안을 추진하고 있다.

따라서 본 연구에서는 이러한 문제의식을 바탕으로 다양한 직종 체계를 운영 중

1) 2019년 10월 문화일보와 한국사회학회가 전국 19세 이상 남녀 1,000명을 대상으로 실시한 한국 사회 공정성 연구조사에서 응답자의 10명 중 7명은 우리 사회가 공정하지 않다고 응답하였다.

인 한국보훈복지의료공단을 대상으로 조직공정성 인식과 조직몰입, 직무만족 간의 인과관계에서 직종의 조절효과를 분석하고, 이를 통해 공단의 효율적인 인적자원관리를 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

제 2 절 연구의 범위와 방법

본 연구에서는 공공기관의 조직공정성에 대한 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향을 살펴보고, 독립변수와 종속변수 간의 관계에서 직종의 조절효과를 분석하고자 한다. 조직공정성과 조직몰입, 직무만족에 대한 선행연구를 통해 이론적 배경을 검토하고 변수 간의 관계를 정리하였다.

실증연구 분석을 위해 다양한 직종을 운영하고 있는 한국보훈복지의료공단을 선정하였다. 본 연구에서는 한국보훈복지의료공단에 재직 중인 직원을 대상으로 설문 조사를 진행할 예정이다. 한국보훈복지의료공단 인사규정에 의하면 직원은 별정직, 의사직, 사무직, 약무직, 의무직(간호직, 보건직, 의공직), 기술직, 연구직, 사회복지직, 일반기능직, 복지기능직, 요양보호직, 업무지원직으로 구분하고 있으며, 직종별 인원 현황은 다음 <표 1>와 같다.

<표 1> 한국보훈복지의료공단 직종별 인원현황('20.5.1 기준)

| 구분 | 별정직 | 의사직 | 사무직 | 약무직 | 간호직 | 보건직 | 의공직 | 기술직 | 연구직 | 일반기능직 | 사회복지직 | 복지기능직 | 요양보호직 | 업무지원직 |
|----|-----|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 현원 | 7 | 290 | 403 | 111 | 2004 | 696 | 36 | 93 | 3 | 925 | 107 | 79 | 583 | 824 |

※ 출처 : 한국보훈복지의료공단 내부자료 인용(2020)

표본을 추출하는 방식은 모집단을 가장 잘 대표할 수 있도록 층화표본추출법을 활용하였다. 표본은 사무직과 비사무직으로 구분하여 추출하였으며, 비사무직은 의사직, 간호직 등과 같은 전문직을 제외하고, 직종의 조절효과를 살펴보기 위하여 사무직과 유사한 근무조건을 가지고 있는 기술직, 사무직과 유사한 행정업무를 담당하고 있는 일반기능직을 비사무직으로 선정하였다.

본 연구에서는 측정변수들 간의 관련성 정도와 방향성 등을 분석하기 위해 상관관계 분석을 진행하였다. 그리고 조직공정성과 조직몰입, 직무만족 간의 관계를 검증하고, 직종의 조절효과를 분석하기 위해 위계적 다중회귀분석(Hierarchical Multiple Regression Analysis)을 활용하였다.

제 2 장 이론 및 선행연구 검토

제 1 절 조직공정성

1. 조직공정성의 개념

조직공정성에 대한 논의는 Adams(1963)의 공정성이론으로부터 시작된다. 공정성이론은 기본적으로 인간은 공정하게 대우받기를 원한다는 것을 전제로 하고 있다. 공정성(equity)은 타인과 비교하여 공정하게 대우를 받고 있다는 믿음이며, 불공정성(inequity)은 다른 사람과 비교하여 불공정하게 대우받고 있다는 믿음을 의미한다(Moorhead&Griffin, 2004). 공정성이론에 따르면 인간은 자신의 투입에 대한 산출의 비율보다 비교 대상의 투입에 대한 산출의 비율이 크거나 작다고 지각하면 불공정성을 느끼고, 이에 따른 심리적 불균형 및 긴장 등을 해소하기 위해 공정성 추구의 행동을 작동시키는 동기가 유발된다고 한다(이창원·최창현, 2005:200). 이러한 공정성이론은 조직에서 공정한 보상이 얼마나 중요한 요소임을 인식시켜 주었다는 점에서 의의가 크다.

일반적으로 공정성 및 불공정성에 대한 인식은 네 단계로 나누어 설명할 수 있다(Moorhead&Griffin, 2004). 우선 조직구성원은 조직에서 본인이 어떻게 대우받고 있는지를 평가하며 다음으로 비교 대상이 되는 다른 구성원은 어떻게 대우받고 있는지를 평가한다. 이렇게 본인과 비교 대상이 어떻게 대우 받고 있는지를 평가하고 본인과 비교 대상의 상황을 비교하며 공정성이나 불공정성을 지각하게 된다.

조직공정성(organizational justice)은 조직 내의 보상, 제도 및 의사결정에 관한 조직구성원의 인식과 관련된 요인(Greenberg, 1990)으로 조직구성원들이 조직으로부터 받는 대우의 공정한 정도를 의미한다. Greenberg(1987)는 조직의 효율적인 운영과 구성원의 만족을 제고하기 위해서는 고용, 임금, 직장 내 민주적 의사결정과 같은 다양한 조직상황에서 공정성에 대한 이해가 필수적임을 주장하였다.

조직공정성은 시대의 흐름에 따라 중시되는 대상이 변화하였는데, 분배공정성(distributive justice)에서 시작되어 점차적으로 절차공정성(procedural justice), 상호작용공정성(interactional justice) 등으로 연구가 확대되어졌다. 조직공정성에 대한 개념이 점점 더 세분화되어 연구되고 있다는 점은 다양한 측면에서 공정성에 대한 논의가 진행되고 있고, 조직연구에 있어 공정성이 가지는 중요성을 나타낸다(최문형·이홍재, 2013).

2. 조직공정성의 유형

조직공정성은 학자에 따라 다양하게 분류될 수 있지만, 일반적으로 노력에 대한 보상의 균형적 배분을 의미하는 분배공정성, 의사결정과정에 있어서의 공정성을 의미하는 절차공정성, 타인과의 상호작용에서 인식되는 인간관계 측면인 상호작용공정성으로 분류할 수 있다(Greenberg&Lind, 2000).

첫째, 분배공정성은 조직 내에서 구성원들이 받는 보상의 크기에 대해 느끼는 공정성을 의미한다(Homans, 1961). Rutte&, Messick(1995)에 따르면 조직구성원들이 받게 되는 보상은 임금, 성과급, 승진 등에 대한 분배 결과물 등을 의미한다.

둘째, 절차공정성은 성과의 보상이나 의사결정 과정의 절차가 얼마나 정당하고 적절인가에 대한 인지정도를 뜻한다(Folger&Konovsky, 1989). 구성원의 절차공정성 지각 정도는 이직 의도, 조직몰입 등 조직에 대한 개인의 태도와 관계가 있는 것으로 알려져 있다(Cropanzano&Greenberg, 1997).

셋째, 상호작용공정성은 정책이나 절차의 과정에서 조직구성원이 지각하는 대인적 처우, 즉 설정된 절차가 실제로 시행될 때 부하가 상사로부터 공정한 대우를 받는가에 대한 인지정도를 의미한다(Greenberg&Lind, 2000).

제 2 절 조직몰입

1. 조직몰입의 개념

조직몰입(Organizational Commitment)은 학자들에 따라 다양하게 정의될 수 있지만, 가장 잘 알려진 정의는 “조직구성원들이 소속된 조직에 계속 남아 있고자 하는 강한 욕구, 조직의 가치와 목표에 대한 강한 수용(Mowday et al., 1982)”이다. 또한 Kanter(1968)는 조직몰입을 “구성원이 조직에 열정과 충성을 다하려는 의지”로 표현하였으며, Rainey(1991)는 조직구성원이 자신의 조직에 대해 가지는 충성심 또는 애착심 정도로 정의한 바 있다. Buchanan(1974)은 조직의 목표 수행에 대한 역할과 조직의 가치관에 대해 느끼는 감정적 애착이라고 표현하였다. Grusky(1966)는 조직에 대해 가지고 있는 개인적 태도로서 자신이 소속하고 있는 조직을 개인이 얼마나 동일시하며 그 조직에 헌신하고자 하는 정도, 즉 조직구성원이 조직에 대해 가지는 애착의 정도라고 정의하였다.

박영배(1999)는 조직몰입을 “조직이 추구하는 목표와 가치를 신뢰하고 수용하며 조직을 위해 조금 더 노력하려는 의사 및 조직구성원으로서 계속 남으려는 의욕”으로 정의하였다. 그리고 이용규·정석환(2005)은 조직의 목표와 가치에 대한 믿음

을 가지고 자발적으로 노력하려는 심리적 상태라고 표현하였다. 이와 같이 조직몰입에 대해 학자들에 따라 다양한 개념을 제시하고 있지만, 조직몰입이 조직과 조직구성원의 관계를 긍정적으로 유지시켜주는 연결고리라는 점이 공통점이다.

2. 조직몰입의 유형

조직몰입에 대한 선행연구를 살펴보면 조직몰입은 학자들에 따라 유형이 다르게 분류될 수 있는 다차원적인 개념이라고 할 수 있다(김성수, 2003). Kanter(1968)는 조직몰입의 유형을 지속적 몰입, 응집적 몰입, 통제적 몰입의 차원으로 분류하였다. 지속적 몰입은 조직의 구성원을 남아 있는 것이 이익이 될 것인지 따지는 것으로 조직에 계속 남아 헌신하겠다는 의도를 의미하고, 응집적 몰입은 조직 내 사회적인 관계 형성에 대한 정서적 애착이나 충성심을 느끼는 감정을 뜻한다. 통제적 몰입은 조직의 규범에 대한 애착으로 조직의 목표나 가치가 자신의 목표나 가치와 부합하기 때문에 투입하는 것을 의미한다.

Mowday et al.(1982)에 따르면 조직몰입은 조직의 목표와 가치를 굳게 믿고 받아들이며 조직의 성과를 위해 노력하려는 의지를 뜻하는 규범적 몰입과 조직에 존속하려는 강한 욕구를 의미하는 근속몰입의 두 가지 차원으로 구분될 수 있다. O' Reilly&Chatman(1986)은 몰입을 심리적 애착으로 정의내리고, 조직몰입을 외면적 동조, 동일시, 가치의 내면화 등 세 가지 유형으로 분류하였다.

조직몰입에 대해 가장 많이 활용되고 있는 Meyer와 Allen(1991)의 연구에 따르면 조직몰입은 정서적 몰입(affective commitment), 지속적 몰입(continuous commitment), 그리고 규범적 몰입(normative commitment)의 세 가지 차원으로 분류할 수 있다.

정서적 몰입은 조직에 대해 조직구성원이 느끼는 감정으로 정서적 애착심(attachment)을 의미하고, 근속적 몰입은 조직구성원이 다른 조직으로 이동했을 때 발생하는 비용과 편익을 추정하여 갖게 되는 개인의 평가로 표현된다. 규범적 몰입은 조직구성원들이 조직의 규범을 내재화하여 조직에 남아야 한다는 의무감 또는 책임감을 가지는 것을 의미한다.

조직구성원이 조직에 몰입할수록 조직에 이익이 되는 행동을 많이 하고, 부정적인 행동은 적게 하게 되어 조직의 생산성 제고에 긍정적인 영향을 미친다(윤병섭·이영안·이홍재, 2010)는 점에서 조직몰입은 조직의 성과를 예측할 수 있는 요인으로 인식되고 있다. 따라서 연구자들은 조직구성원의 조직몰입 수준을 높일 수 있는 방향으로 연구를 진행하게 되었다.

〈표 2〉 조직몰입 유형

| 연구자 | 유형 | 내용 |
|--|--------|--|
| Kanter (1968) | 지속적 몰입 | 조직의 구성원으로 남아 계속 헌신하려는 몰입 |
| | 응집적 몰입 | 조직 내 사회적인 관계 형성에 대한 애착의 몰입 |
| | 통제적 몰입 | 바람직한 방향으로 행위와 규범을 형성하려는 조직 규범에 대한 애착의 몰입 |
| Mowday, Porter & Steer (1982) | 규범적 몰입 | 조직의 목표와 가치에 대한 신뢰, 조직의 성과를 위해 노력하려는 의지 |
| | 근속 몰입 | 조직에 존속하려는 강한 욕구 |
| O' Reilly & Chatman (1986) | 외면적 동조 | 외부적 보상에 기초한 수단적 관여 |
| | 동일시 | 조직과 관계를 유지하고자 하는 욕구 |
| | 내재화 | 개인과 조직 가치관 사이의 일치 |
| Meyer & Allen (1991) | 정서적 몰입 | 조직에 대해 조직구성원이 느끼는 정서적 애착심으로 발생하는 몰입 |
| | 지속적 몰입 | 조직구성원이 다른 조직으로 이동했을 때 발생하는 비용과 편익을 추정하여 생기는 몰입 |
| | 규범적 몰입 | 조직의 규범을 내재화하여 조직에 남아야 한다는 의무감 또는 책임감으로 형성되는 몰입 |

※ 출처 : 김재성(2015) 재정리

제 3 절 직무만족

1. 직무만족의 개념

직무만족(Job Satisfaction)은 직무에 대한 개인적인 태도로서, 일반적으로 자신의 직무나 직무경험에 대해 느끼는 기분 좋고 긍정적인 감정(Locke, 1976)을 의미한다. 직무만족에 대해 최초로 연구를 진행한 Hoppock(1935)는 직무만족을 “어떤 사람이 스스로의 직무에 만족한다고 말하게 만드는 원인이 되는 심리적, 생리적, 환경적 상황의 결합상태” 라고 정의하였다. Vroom(1964)은 직무만족을 개개인이 현재 수행하고 있는 역할에 대한 감정 상태라고 제시하였으며, Smith(1976)는 개인적인 직무를 통해 경험하는 좋고 싫은 감정의 조화 혹은 좋고 싫은 감정의 균형 상태에서 기인된 일련의 태도라고 정의하였다.

박경호(2002)는 직무만족을 “한 개인이 자신의 직무 수준이나 직무특성 혹은 직무나 직무경험평가 시 발생하는 유쾌하고도 긍정적인 정서상태” 로 표현하였다. 김봉규(2006)에 따르면 직무만족은 직무 하나만을 의미하는 것이 아니라 직무수행에 따른 대인관계, 직무와 관련된 개인의 감정, 임금과 같은 근로조건 등의 여러 요소를 포함하는 직무 전반에 대한 정서적 반응이라고 할 수 있다.

이창원·최창현(2005:152)에 따르면 직무만족과 불만족의 주요 원인으로는 크게 조직 요인, 근무부서 요인, 개인적 요인 등 세 가지로 나눌 수 있다. 조직 요인으로는 봉급, 승진 가능성, 직무 그 자체, 조직의 방침 및 절차, 근무조건 등을 꼽을 수 있으며 조직구성원은 이러한 요인을 통해 각기 다른 수준의 직무만족을 경험하게 된다. 그리고 자신이 근무하는 부서 내의 상사나 동료에 의해서도 직무만족을 경험하게 된다. 일반적으로 부하의 태도에 가장 많이 영향을 미치는 요인은 상사의 개인적인 특징이라고 알려져 있다. 마지막으로 개인적 욕구나 포부도 직무만족에 영향을 줄 수 있다. 개인이 조직 내에서 높은 직위를 원한다면, 그러한 직위를 성취함으로써 직무만족도가 향상될 수 있으며 직무수행을 통해 다른 혜택을 받을 수 있다면 직무만족의 수준 역시 높아질 것이다.

한편 직무만족은 직무와 관련된 다양한 요인들과의 상호작용을 통해 복합적으로 이루어지고 있는데 학자에 따라서 직무만족을 결정하는 요인이 다르게 규명되고 있다(윤지웅 외, 2012). Smith(1955)는 직무만족에 영향을 미치는 요인으로 작업, 감독, 승진, 보수, 대인관계를 제시하였고, Vroom(1964)은 감독, 조직관리, 직무내용, 재정적 보상, 승진기회, 작업조건, 동료 등으로 정의하였다. Porter&Lawler(1968)는 연령, 재직기간, 임금, 성격, 승진기회, 조직구조, 직무범위, 작업조건 등이 직무만족을 결정한다고 표현하였으며, Locke(1976)는 직무자체, 보수, 승진, 인정, 감독, 동료, 작업환경, 복리후생 등의 요인이 직무만족을 결정한다고 밝혀낸 바 있다.

〈표 3〉 직무만족 결정요인

| 연구자 | 직무만족 결정요인 |
|-----------------------|---|
| Smith(1955) | 작업, 감독, 승진, 보수, 대인관계 |
| Vroom(1964) | 감독, 조직관리, 직무내용, 재정적 보상, 승진기회, 작업조건, 동료 |
| Porter & Lawler(1968) | 연령, 재직기간, 임금, 성격, 승진기회, 회사정책, 조직의 권한/구조, 직무범위, 작업조건 |
| Locke(1976) | 직무자체, 보수, 승진, 인정, 감독, 동료, 작업환경, 복리후생 |

※ 출처 : 윤지용 외(2012) 재정리

2. 직무만족의 중요성

조직구성원이 본인의 직무에 대해 만족하는 태도를 가질수록 직무수행에 긍정적인 영향을 미치고, 나아가 조직성과가 향상될 수 있다는 점에서 직무만족은 중요하다. 이상원(2004)에 따르면 조직에서 자신의 직무에 만족하는 사람은 직무수행에 있어 긍정적인 태도를 가지는 반면, 그렇지 못한 사람은 부정적인 태도를 가지게 된다. 직무만족은 조직구성원이 본인의 직무에 보다 긍정적으로 접근하는 요인으로 작용하기 때문에 조직성과를 제고하는 등 조직 관리에 있어서 중요한 요소라고 할 수 있다. 한편 조직구성원이 직무에 대해 부정적인 태도를 가진다면 개인이나 조직 모두에게 유익하지 못한 결과를 초래하기 때문에, 조직의 발전을 위해서는 직무만족이 중요한 역할을 한다.

그동안 직무만족에 대한 연구는 효율적인 조직 관리를 위해 진행되어 왔으며, 이는 조직구성원의 직무에 대한 의식이나 태도가 조직의 목표를 달성하고 생산성을 제고하는 중요한 요인임을 나타낸다. 즉 직무만족의 수준이 높은 사람은 개인의 성과가 높고, 자신의 조직에 대해 호의적인 태도를 가지며 외부에 적극 홍보하는 등 조직 대내외적으로 원만한 관계를 형성하는 데에 많은 노력을 기울이는 것으로 알려진 바 있다(김상진 · 한진수, 2006).

제 4 절 직종

1. 직종의 개념

직종의 개념을 이해하기 위해서는 공직분류에 대한 접근이 필요하다. 일반적으로 공직분류는 공무원(사람) 또는 직위(일)를 일정한 기준에 따라 구분하여 정부 조직 내의 작업구조를 형성하는 과정을 의미한다(하태권 외, 2000). 공직분류는 일반적으로 직종체계와 직급체계로 구분되며, 직종체계는 직무의 유사성을 토대로 한 공직분류를 의미하는 반면 직급체계는 정부 내 다양한 직위를 수직적으로 구분하고 이를 바탕으로 한 공직분류를 뜻한다(권용수 외, 2015). 즉, 직종체계에서는 유사한 직무를 수행할 경우 하나의 집단으로 분류하고, 상이한 직무를 수행하는 경우에는 다른 집단으로 구분하여 인사제도를 다르게 적용하게 된다(하미승 외, 2007). 공직분류는 인사행정의 기준과 방향성을 제시하고 개별 공무원과 정부조직 간 목표 조화를 통해 조직 운영의 효율성을 제고시키며 권한 및 책임설정 등 인사운영의 기본적인 기준을 제시한다는 점에서 합리적인 인사관리의 기본이 된다(권용수 외, 2015).

하지만 공직을 분류하는 유일한 기준이나 방법이 따로 있지는 않다. 미국, 영국, 일본 등 여러 나라들은 서로 다른 형태의 공직분류체계를 가지고 있으며, 우리나라는 계급제를 토대로 한 공직분류체계를 운영하고 있다. 즉, 공직분류체계는 그 나라의 법체계의 영향만 받는 것이 아니라 공직사회가 유지해온 공직문화에도 영향을 받게 되어 있다(유상엽·김지성, 2018).

하미승 외(2007)에 따르면 직종을 분류하는 목적은 다음과 같다. 첫째, 행정수요 및 업무가 상이한 공직자 집단을 서로 다른 직종으로 분류하여 직종의 성격에 따른 인사제도를 적용하기 위함이다. 즉, 행정공무원, 교육공무원, 경찰공무원 등 업무가 유사한 공직자들을 하나의 집단으로 분류하여 동일한 인사기준을 적용하려는 것이다. 둘째, 직무의 성격이 유사한 직종은 동일하게, 다른 직종은 상이하게 조직관리를 함으로써 각 직종의 전문성을 유지하기 위함이다. 셋째, 임용형태나 근무형태의 차이에 따라 직종을 분류하여 직종별로 인사관리의 효율성을 추구하기 위함이다. 예를 들어 전일제 공무원과 시간제 공무원은 차이가 있으므로 인사관리에 있어서도 서로 다른 기준을 적용해야 한다. 따라서 직종의 분류는 행정수요, 직무성격, 임용형태나 근무형태의 차이 등을 적절하게 반영하여 구성되어야 한다.

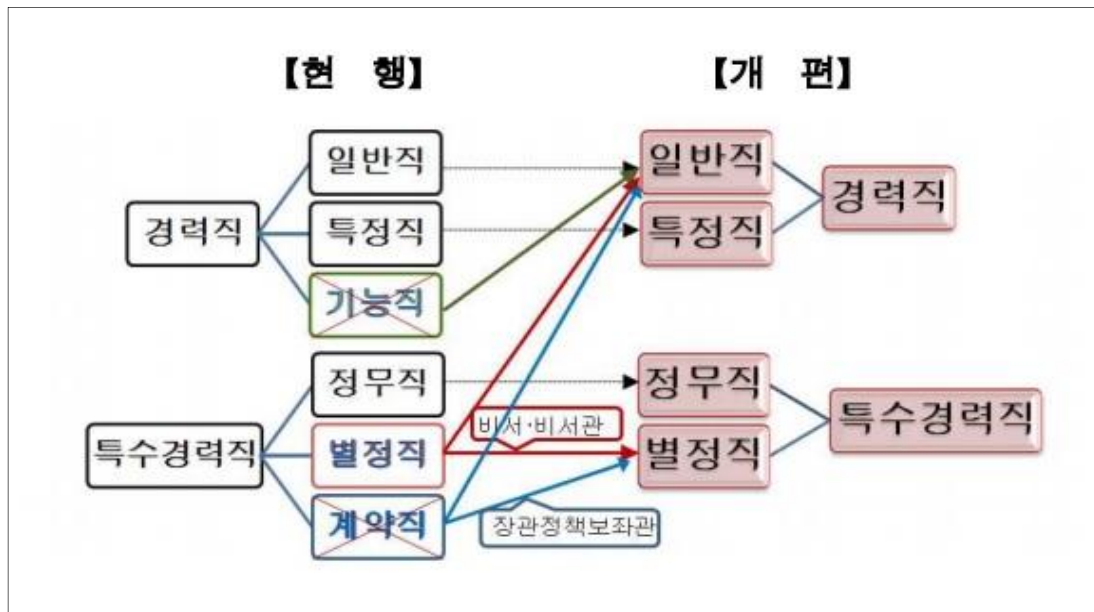
2. 우리나라 공무원 직종 체계

우리나라에서는 공직을 분류할 때 실적주의와 신분보장을 기준으로 공무원의 종 류(직종)을 구분하고, 수직적으로는 직무의 곤란도와 책임도를 기준으로 계급을 분 류하며, 수평적으로는 직무의 내용이나 특성을 기준으로 직군, 직렬, 직류 등으로 나누고 있다(김기형·진중순, 2018).

우리나라는 1948년 대한민국 정부 수립 이후 국가공무원을 일반직 공무원과 별정 직 공무원으로 분류하고 있다. 이후 1981년 국가공무원법²⁾이 개정되며 현재까지는 실적주의 기반의 직업공무원제 적용 여부에 따라 경력직 공무원과 특수경력직 공무원으로 구분되어 운영되어 왔다(김명식, 2003).

하지만 그동안의 직종체계가 변화하는 행정환경에 부합하지 않을 뿐만 아니라, 과도하게 세분화되어 있어 공직 내 인력 흐름에 칸막이로 작용하여 인력관리의 비 효율성을 초래하는 등 문제점이 꾸준히 제기되어 왔다. 따라서 소수 직종 공무원의 사기 제고 등 공직사회의 통합을 도모하고, 직종 간 칸막이 해소 등 효율적인 인사 행정을 위해 2012년 12월에 국가공무원법이 개정되면서 <그림 1>과 같이 공무원의 직종이 30여년 만에 개편되었다.

<그림 1> 공무원 직종개편 내용(2013년 시행)



※ 출처 : 행정안전부(2012)

2) 국가공무원법 제2조(공무원의 구분)에 따르면 경력직 공무원이란 실적과 자격에 따라 임 용되고 그 신분이 보장되며 평생 동안(근무기간을 정하여 임용하는 공무원의 경우에는 그 기간 동안을 말한다) 공무원으로 근무할 것이 예정되는 공무원을 말하며, 특수경력직 공무원은 경력직 공무원 외의 공무원을 말한다.

그 결과, 6개로 세분화 되었던 직종 구분 체계에서 기능직을 폐지하여 모두 일반직에 통합하였으며, 계약직을 폐지하고 장관정책보좌관은 별정직으로 분류하고, 그 외 계약직은 일반직에 통합하였다. 그리고 별정직 중 정치적으로 임용되는 비서 및 비서관은 그대로 존치하고 그 외 별정직은 일반직에 통합하였다. 인사관리 방식과 직무분야가 유사한 일반직과 기능직을 통합하여 인사관리의 효율성을 제고하고, 계약직은 업무성격에 따라 일반직 또는 별정직에 통합함으로써 직종 체계의 구분과 인사행정의 합리성을 도모하게 되었다(김기형·진중순, 2018). 이상의 내용을 바탕으로 현행 공무원의 직종 체계를 간략하게 정리하면 다음의 <표 4>와 같다.

<표 4> 현행 공무원 직종 체계

| 구 분 | 내 용 | |
|-----------|--|--|
| 경력직 | (정의) 실적과 자격에 따라 임용되고 그 신분이 보장되며 평생토록 공무원으로 근무할 것이 예정되는 공무원 | |
| | 일반직 | 기술·연구 또는 행정 일반에 대한 업무를 담당하며, 직군·직렬별로 분류되는 공무원 |
| | 특정직 | 법관, 검사, 외무공무원, 경찰공무원, 소방공무원, 교육공무원, 군인, 군무원, 헌법재판소 헌법연구관, 국가정보원의 직원과 특수 분야의 업무를 담당하는 공무원 |
| 특수 경력직 | (정의) 경력직 공무원 외의 공무원 | |
| | 정무직 | - 선거로 취임하거나 임명할 때 국회의 동의를 필요한 공무원 - 고도의 정책결정 업무를 담당하거나 이러한 업무를 보조하는 공무원 |
| | 별정직 | 특정한 업무를 담당하기 위하여 별도의 자격 기준에 따라 임용되는 공무원 |

※ 출처 : 이선우·정주현(2012) 재정리

제 5 절 선행연구 검토

1. 조직공정성과 조직몰입, 직무만족의 관계

조직공정성이 조직몰입과 직무만족에 미치는 긍정적인 영향은 국내외 여러 선행 연구들을 통해 입증된 바 있다. 김성수(2003)는 전라북도 공무원 257명을 대상으로 인사관리 시스템의 공정성에 대한 지방공무원의 지각이 조직몰입과 조직효과에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 그 결과, 전라북도의 지방공무원들은 분배공정성과 절차공정성에 대해 대체적으로 부정적인 인식을 가지고 있었으며, 중·하위직 공무원일수록 인사관리에서 공정한 절차가 지켜지지 않은 것으로 인식하고 있었다. 그리고 분배공정성이 조금 떨어지더라도 절차적으로 공정하다고 인식할 경우 직무만족과 조직몰입의 수준이 높다고 제시하며 인사관리의 절차공정성을 높일 수 있도록 노력해야 함을 제시하였다.

배귀희(2007)의 연구에서는 국립수산물과학원 연구원 230명을 대상으로 조직공정성과 조직시민행동과의 관계를 살펴보았다. 절차공정성과 분배공정성이 조직시민행동에 직접적인 영향을 미치지 못하고, 조직신뢰라는 매개변수를 통해 조직시민행동에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 밝힌 바 있다. 즉, 조직공정성이 조직신뢰와 조직몰입을 통해 조직시민행동에 영향을 미치고 있음을 표현하였다. 이러한 연구결과를 통해 조직의 성과나 생산성을 제고하기 위해서는 조직공정성을 통해 조직신뢰나 조직몰입의 수준을 높임으로써 조직 내 조직시민행동을 증가시키는 것이 중요하다는 것을 제시하였다.

이철기·이광희(2007)는 대기업 및 중소기업 직원 585명을 대상으로 조직규모의 차이가 조직공정성과 조직몰입 간의 관계를 조절하는지를 실증적으로 검증한 바 있다. 결과를 살펴보면 대기업과 중소기업 모두 조직공정성은 조직몰입에 유의미한 영향을 주었다. 한편 중소기업의 경우 조직몰입에 미치는 영향은 절차공정성, 상호작용공정성, 그리고 분배공정성의 순서대로 나타났다. 그리고 조직공정성과 조직몰입 간의 관계에서 조직규모의 조절효과는 분배공정성에서만 나타났다. 이를 통해 대기업에 비해 중소기업 직원의 분배공정성 지각이 증대될수록 조직몰입의 수준이 증가함을 보여주며 조직공정성과 조직몰입의 관계에서 조직규모가 조절효과를 가질 수 있음을 밝혀냈다.

윤병섭·이영안·이홍재(2010)는 경찰공무원 211명을 대상으로 성과급에 대한 공정성 인식이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 그 결과, 절차공정성은 직무만족과 조직몰입에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 분배공정성도 직무만족과 조직몰입에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 경찰공무원의 성과급 제도에 대한 공정성 인식이 직무만족과 조직몰입

의 수준을 향상시킬 수 있음을 밝혀낸 바 있다. 따라서 경찰공무원의 효율적인 인적관리를 위해서는 성과급에 대한 공정한 기준이 확립되어야 하며, 구체적으로 성과급의 지급절차와 분배과정을 모두 공개함으로써 절차공정성 및 분배공정성을 강화해야 함을 제시하였다.

신황용·이희선(2013)의 연구에서는 경기도 지방공무원 681명을 대상으로 구조방정식 모형분석을 통해 조직공정성과 조직몰입 및 혁신적 업무행동 간의 구조적 인과관계를 분석하였다. 그 결과, 절차공정성을 제외한 분배공정성, 상호작용공정성이 조직몰입에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 상호작용공정성이 분배공정성 보다 상대적으로 조직몰입에 더 큰 영향을 미치고 있음을 밝혀냈다. 이를 통해 조직몰입의 수준을 제고하기 위해서는 인사 및 성과보상제도에 있어서 공정한 분배와 절차도 중요하지만, 부하에 대한 의견 존중 및 배려를 통해 상호작용공정성을 강화해야 함을 제시하였다.

최낙범·엄석진(2013)은 경찰공무원 303명을 대상으로 분석한 결과, 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향에 있어서 분배공정성 인식과 절차공정성 인식은 조직몰입에 유의한 영향을 주지 못한 반면, 상호작용공정성 인식은 긍정적인 영향을 주고 있음을 제시하였다. 이는 경찰공무원이 조직몰입에 대해 분배 및 절차공정성 보다는 인간관계 측면의 상호작용공정성에 더 민감하게 반응하고 있음을 의미한다. 따라서 경찰공무원의 조직공정성 확보를 위해서 중간관리자급을 대상으로 공정성 관련 교육이 필요하며, 특히 리더십, 소통을 위한 대화기법 등을 주제로 상호작용공정성의 수준을 제고할 수 있는 교육이 마련되어야 함을 제안하였다.

박찬영·이지은·이수영(2015)은 지방공무원 1,407명을 대상으로 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향에 대해 소속 자치단체의 계층이 조절효과를 가지는지를 분석하였다. 분배공정성 인식과 분배공정성 인식은 조직몰입에 유의미한 영향을 주지만, 기초자치단체와 광역자치단체 간에 차이는 없는 것으로 나타남으로써 분배공정성 인식 및 절차공정성 인식과 조직몰입의 관계에서 소속 자치단체의 계층이 조절효과를 갖지 못하였다. 반면에 광역자치단체 소속 공무원의 경우 상호작용공정성 인식이 조직몰입에 미치는 효과가 감소하였으며, 이를 통해 상호작용공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 기초자치단체 공무원이 광역자치단체 공무원보다 더 큰 것으로 나타났다.

Fogler&Konovsky(1989)는 일선근로자 217명을 대상으로 임금인상 결정에 대한 분배공정성과 절차공정성의 영향 연구를 통해 절차공정성이 조직몰입과 상관신뢰에 영향을 준다는 점을 밝혀낸 바 있다.

Moorman(1991)의 연구는 두 개 회사 직원 225명을 대상으로 조직공정성이 직무만족 및 조직시민행동에 미치는 영향을 연구하였다. 그 결과, 분배, 절차, 상호작용공정성 모두 직무만족에 긍정적인 영향을 미치고, 상호작용공정성이 조직시민행동

에 영향을 준다는 것을 밝혀냈다.

McFarlin&Sweeny(1992)는 은행원 675명을 대상으로 분배, 절차공정성이 개인만족과 조직결과에 미치는 영향에 대해 분석한 결과, 조직몰입에는 절차공정성 인식이 분배공정성 인식 보다 더 영향을 미치고, 직무만족에는 분배공정성 인식이 절차공정성 인식 보다 더 큰 영향을 미치고 있음을 입증하였다. 이상의 선행연구를 비롯한 조직공정성과 조직몰입, 직무만족 간의 관계에 대한 선행연구를 정리해보면 다음 <표 5>와 같다.

<표 5> 조직공정성과 조직몰입, 직무만족 간의 관계에 대한 선행연구

| 연구자 | 연구주제 | 가 설 | 결과 |
|-----------------------|---|--|----|
| 김성수 (2003) | 지방공무원의 공정성 지각과 조직효과에 관한 연구 (전라북도 공무원 257명) | 개인적 특성은 공정성 지각에 정(+)의 영향 | 기각 |
| | | 분배공정성과 절차공정성에 대한 높은 지각은 조직몰입과 직무만족에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 절차공정성은 분배공정성보다 조직몰입과 직무만족에 더 큰 영향 | 채택 |
| | | 분배공정성과 절차공정성은 상호작용하며 조직몰입과 직무만족에 정(+)의 영향 | 채택 |
| 배귀희 (2007) | 조직공정성과 조직시민행동 : 조직신뢰와 조직몰입의 매개변수 (국립수신과학원 연구직 230명) | 분배공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 기각 |
| | | 분배공정성은 조직신뢰에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 절차공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 기각 |
| | | 절차공정성은 조직신뢰에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 분배공정성과 절차공정성은 조직신뢰와 조직몰입을 매개로 조직시민행동에 정(+)의 영향 | 채택 |
| 이철기· 이광희 (2007) | 조직공정성과 조직몰입의 관계에 관한 연구 : 중소기업과 대기업 비교연구 (대기업, 중소기업 585명) | 절차공정성이 분배공정성보다 조직몰입에 미치는 영향이 더 크다. | 채택 |
| | | 절차공정성이 상호작용공정성보다 조직몰입에 미치는 영향이 더 크다. | 채택 |
| | | 조직규모가 클수록 분배공정성의 증가가 조직몰입에 미치는 영향은 작아진다. | 채택 |
| | | 조직규모가 클수록 절차공정성의 증가가 조직몰입에 미치는 영향은 작아진다. | 기각 |
| | | 조직규모가 클수록 상호작용공정성의 증가가 조직몰입에 미치는 영향은 작아진다. | 기각 |

| | | | |
|---------------------------------|--|---|----|
| 윤병섭 · 이영안 · 이홍재 (2010) | 성과급에 대한 공정성 인식이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향 (경찰공무원 211명) | 절차공정성은 직무만족에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 절차공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 분배공정성은 직무만족에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 분배공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 직무만족은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 채택 |
| 신황용 · 이희선 (2013) | 조직공정성과 조직몰입 및 혁신적 업무행동 간의 구조적 인과관계 (경기도 공무원 681명) | 분배공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 채택 |
| | | 절차공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 기각 |
| | | 상호작용공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 채택 |
| 최낙범 · 엄석진 (2013) | 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향 (경찰공무원 303명) | 분배공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 기각 |
| | | 절차공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 기각 |
| | | 상호작용공정성은 조직몰입에 정(+)의 영향 | 채택 |
| 박찬영 · 이지은 · 이수영 (2015) | 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향 (광역·기초자치단체 공무원 1,407명) | 분배공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 소속 자치단체 계층에 따라 차이 | 기각 |
| | | 분배공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 기초자치단체 공무원이 더 크다. | 기각 |
| | | 절차공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 소속 자치단체 계층에 따라 차이 | 기각 |
| | | 절차공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 기초자치단체 공무원이 더 크다. | 기각 |
| | | 상호작용공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 소속 자치단체 계층에 따라 차이 | 채택 |
| | | 상호작용공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 기초자치단체 공무원이 더 크다. | 채택 |
| Folger& Konovsky (1989) | 임금인상 결정에서 분배공정성, 절차공정성의 영향 (일선근로자 217명) | 절차공정성은 조직몰입과 상관신뢰에 영향 | 채택 |
| | | 분배공정성은 직무태도에 영향 | 기각 |
| Moorman (1991) | 조직공정성과 직무만족 및 조직시민행동 간의 관계 (두 개 회사 225명) | 분배, 절차, 상호작용공정성은 직무만족에 영향 | 채택 |
| | | 상호작용공정성은 조직시민행동에 영향 | 채택 |
| McFarlin &Sweeny (1992) | 분배, 절차공정성이 개인만족과 조직결과에 미치는 영향 (은행원 675명) | 절차공정성이 분배공정성보다 조직몰입에 미치는 영향이 더 크다. | 채택 |
| | | 분배공정성이 절차공정성보다 직무만족에 미치는 영향이 더 크다. | 채택 |

2. 우리나라 직종분류의 문제점

직종분류는 채용, 평가, 교육 등 인사관리와 밀접하게 관련되어 있는 만큼 중요하지만, 그동안 직종분류에 대한 선행연구는 부족하였다. 하태권 외(2000)는 한국정부 공직분류체계의 실태분석 및 대안분석에서 문헌조사와 공무원 설문조사를 통해 현행 공무원 직종 구분의 문제점과 개선방안을 도출하였다. 현행 공무원 직종분류의 문제점으로 분류기준이 모호하고 일관성이 결여되어 있어 인력관리의 효율성이 떨어지고 있음을 지적하였다. 그리고 행정적 위주의 분류구조로 인해 전문성이 저하되고 인사적체가 심화되고 있으며, 획일적인 분류기준으로 인해 다양성이 부족함을 밝혀내었다. 따라서 직무성격, 경력발전 유형, 근무형태에 따라 직종을 재분류하여 행정의 전문성을 제고하고, 인력관리의 탄력성과 형평성을 향상시켜야 함을 제안하였다.

하미승·권용수·이재은(2007)은 공무원 직종·직급체계의 합리적 개편방안 연구에서 문헌조사와 공무원을 대상으로 한 설문조사를 통해 직종 및 직급체계의 개편방안을 제시하였다. 우선 직종체계의 문제점으로 경력직·특수경력직의 구별기준에 모순되는 직종이 존재한다는 점을 지적하였다. 즉, 현행 직종 구분에는 계약직, 비서직을 제외한 대부분의 별정직처럼 실적주의는 적용되지만 신분보장이 적용되지 않는 중간형태의 직종이 존재한다는 것이다. 그리고 경력직 공무원에게는 직무의 성격과 난이도가, 특수경력직 공무원에게는 직무내용, 고용형태, 신분보장 정도가 적용되는 등 직종 간 구분기준의 일관성이 결여되어 있음을 밝혀낸 바 있다. 뿐만 아니라 행정환경의 급격한 변화에 탄력적인 대응이 미흡하여 인적관리의 효율성이 떨어지고 있음을 지적하였다. 외국 정부의 직종 및 계급체계에 대한 사례조사 및 우리나라 공무원을 대상으로 한 설문조사를 통해 일관성 있는 보편적 기준으로 직종을 합리적으로 재분류해야 하며, 그 기준으로 신분보장, 실적주의 및 임용기간, 근무형태, 특별법 적용 여부, 현업근무 여부 등을 제시하였다.

이선우·정주현(2012)은 직종개편의 필요성에 관한 연구에서 기존의 연구논문, 정부보고서 등을 통한 문헌연구와 정부 인사관리 담당자들과의 면담조사를 통해 우리나라 공직분류 기준의 문제점을 지적하고 직종개편 방안을 제시하였다. 공직분류 기준의 무원칙성으로 인한 탄력적 인사관리의 어려움, 공직구조의 불균형 및 일반적 위주의 인사관리로 인한 전문성 결여, 세분화 및 다원화로 인한 복잡성으로 직종 간 형평성 제기 등의 문제점이 발생하고 있음을 지적하였다. 이러한 문제점을 극복하기 위해 해외 사례 분석을 통해 근무시간, 임용형태 등 간단하고 일관적인 기준에 따라 직종을 합리적으로 재분류하고, 지나치게 세분화된 직종을 일부 간소화하는 등 인사제도를 개선한다면 탄력적인 인사관리를 도모할 수 있을 것이라 제안하였다.

유상엽·김지성(2018)은 우리나라 공무원의 경쟁력 및 전문성 제고를 위해 공직분류를 주제로 한 선행연구의 체계적 검토를 통해 공직분류체계의 문제점을 진단하고 혁신방안을 제시하였다. 현행 공직분류체계의 문제점으로는 국가공무원을 경력직과 특수경력직으로 구분하고 있는 직종 구분 기준이 지나치게 단순하고 일관성이 결여되어 있음을 지적하였다. 그리고 행정직 위주의 분류구조로 인해 경력발전 기회의 형평성 문제가 발생하고 있으며, 직무의 특성을 반영하기 위해 직위분류제적 요소를 적용하기 위해 노력하고 있으나 그 기준이 모호하다는 점을 제시하였다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위해 직무성격에 따른 공무원의 종류 재분류, 경력발전 유형 및 근무형태에 따른 구분, 과학적 직무분석과 검증을 통한 직렬의 신설 및 세분화, 그리고 직렬별 직급배치의 불균형 개선을 제안하였다. 우리나라 직종분류의 문제점과 개선방안에 대해 다룬 선행연구를 정리해보면 다음의 <표 6>과 같다.

<표 6> 우리나라 직종분류의 문제점에 대한 선행연구

| 연구자 | 문제점 | 개선방안 |
|-------------------------------|--|---|
| 하태권·이선우 ·조경호·강인호 (2000) | <ul style="list-style-type: none"> - 직종 구분의 단순성과 무원칙성 - 행정직 위주의 분류구조 - 직종 구분의 다양성 부족 | <ul style="list-style-type: none"> - 직무성격에 따른 구분 - 경력발전 유형에 따른 구분 - 근무형태에 따른 구분 |
| 하미승 ·권용수 ·이재은 (2007) | <ul style="list-style-type: none"> - 직종 구별기준에 모순되는 직종 존재 - 직종 구별기준의 일관성 결여 - 행정환경의 변화에 탄력적 대응 미흡 | <ul style="list-style-type: none"> - 신분보장, 실적주의 및 임용기간에 따른 구분 - 근무형태에 따른 구분 - 특별법 적용 여부에 따른 구분 - 현업근무 여부에 따른 구분 - 현행 직종구분 폐지 |
| 이선우·정주현 (2012) | <ul style="list-style-type: none"> - 공직 분류 기준의 무원칙성 - 공직 구조의 불균형 및 일반직 위주 인사관리 - 공직 세분화 및 다원화로 인한 복잡성 | <ul style="list-style-type: none"> - 근무시간, 임용형태 등 간단하고 일관된 기준에 따라 분류 - 세분화된 직종 간소화 |
| 유상엽·김지성 (2018) | <ul style="list-style-type: none"> - 직종 구분 기준의 단순성과 무원칙성 - 행정직 위주의 분류구조 - 직군, 직렬 구분의 무원칙성 | <ul style="list-style-type: none"> - 직무성격에 따른 직종 구분 - 경력발전유형 및 근무형태에 따른 직종 구분 - 직렬의 통합 및 세분화 - 직렬별 직급배치의 불균형 개선 |

제 3 장 연구문제 및 연구방법

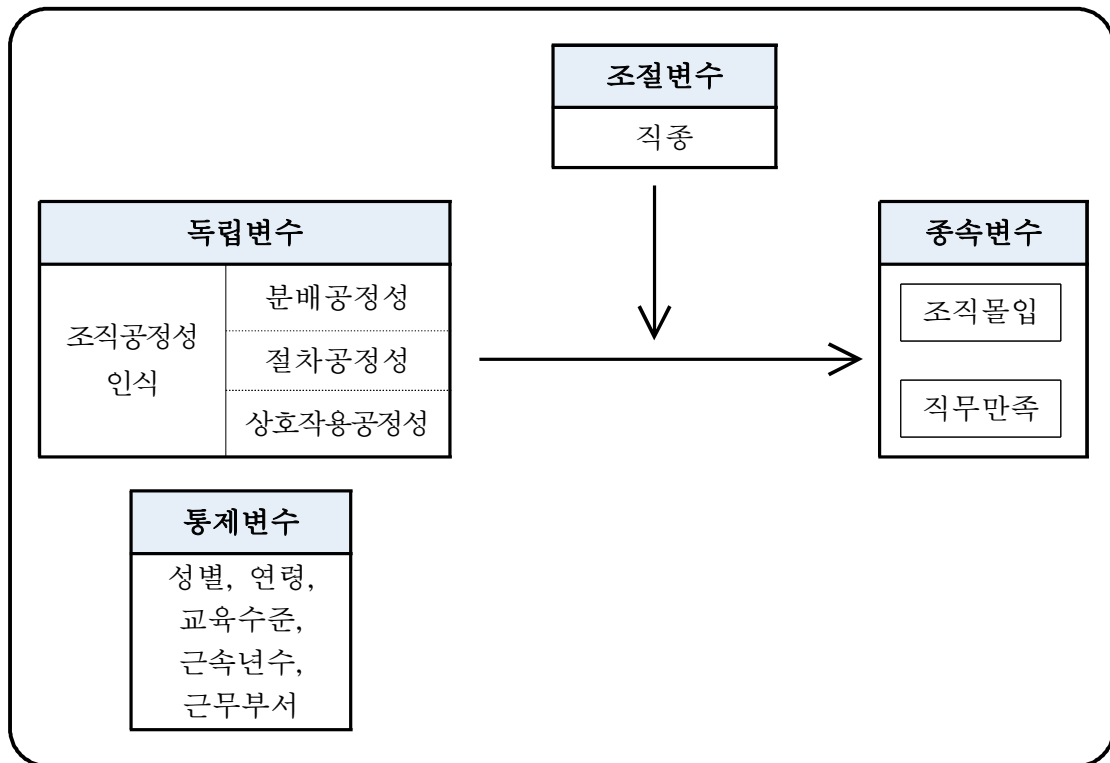
제 1 절 연구모형 및 가설

1. 연구모형

기존의 많은 선행연구들은 조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 유의미한 영향을 미치고 있음을 보여주지만, 직종에 따른 조절효과까지 종합적으로 고려한 연구는 많지 않았다. 따라서 본 연구에서는 조직공정성과 조직몰입 및 직무만족 간의 관계에서 직종이 조절효과를 가질 것이라는 연구모형을 설정하였다.

독립변수로 조직공정성 인식을 설정하여 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성으로 구분하였고, 종속변수는 조직몰입과 직무만족으로 선정하였다. 조절변수로는 직종을 설정하여 독립변수와 종속변수 간의 관계를 직종이 조절하는지를 분석하고자 한다. 조직공정성 인식이 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향을 더욱 정확하게 파악하기 위해 응답자의 성별, 연령, 교육수준, 근속년수, 근무부서 등과 같은 인구사회학적 특성을 통제변수로 설정하였다. 이러한 변수들 간의 구조적 관계를 파악하고자 <그림 2>와 같은 연구모형을 구성하였다.

<그림 2> 연구모형



2. 연구가설

조직공정성, 직무만족과 조직몰입에 관한 이론적 논의와 선행연구 검토를 통해 조직공정성 인식 수준이 높을수록 조직몰입과 직무만족의 수준이 높음을 확인할 수 있었다. 하지만 본 연구의 실증연구 분석 대상인 한국보훈복지의료공단은 사무직 중심의 인사관리로 인해 직종별로 조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향은 차이가 있을 것으로 예측하여 직종이 조절효과를 가질 것이라는 연구가설을 설정하였다.

공단의 직제규정에 따르면 사무직과 기술직은 직급이 1급부터 6급까지로 구분되어 있지만, 일반기능직은 직급이 존재하지 않는다. 그리고 직제규정 시행세칙에 따르면 사무직과 달리 기술직은 1급과 2급이 정원에 반영되어 있지 않아 승진의 상한선이 3급으로 고정되어 있고, 일반기능직은 직급 자체가 존재하지 않아 승진 대상에서 제외되어 있다.

사무직은 타 직종에 비해 상대적으로 보직 경로가 다양하고 승진의 기회가 많다. 반면에 기술직의 경우 인사규정 상 직급에 있어서 사무직과 차이가 없음에도 불구하고 직급의 상한선이 3급으로 제한되어 있고, 사무직이 상위 직급의 대다수를 차지하기 때문에 기술직은 승진 기회의 형평성을 제기하고 있다. 이러한 점 때문에 기술직은 조직에서 우대받지 못한다는 인식을 느끼고 있으며 그들의 조직몰입 및 직무만족의 수준까지 저하시킬 것으로 예상할 수 있다. 그리고 기능직의 경우 직급이 존재하지 않아 승진이 원천적으로 불가능하므로 상대적 박탈감을 느낄 수 있다. 아래의 <표 7>을 통해서 직급별 인원 현황 및 직종별 승진 기회를 파악할 수 있다.

<표 7> 정원표

| 구분 | 사무직 | | 기술직 | | 일반기능직 | |
|----|-----|-----|-----|----|-------|-----|
| | 정원 | 현원 | 정원 | 현원 | 정원 | 현원 |
| 1급 | 21 | 16 | - | - | - | - |
| 2급 | 30 | 28 | - | - | - | - |
| 3급 | 34 | 33 | 2 | 2 | - | - |
| 4급 | 157 | 137 | 23 | 20 | - | - |
| 5급 | 163 | 167 | 71 | 71 | - | - |
| 6급 | | 22 | - | - | - | - |
| 기타 | - | - | - | - | 858 | 925 |

※ 출처 : 한국보훈복지의료공단 내부자료 인용(2020) 후 재작성

공단에서는 직원의 다양한 실무역량 습득 및 보직순환 구조를 위해 동일 직종의 범위 내에서 본사와 소속기구 간 전보 제도를 운영하고 있으며 직제 개편, 승진 임용 등 예외사항을 제외하면 당해 보직기간을 1년 이상으로 두고 있다. 전보의 공정성을 확보하기 위해 개인별 수요를 파악하고 있으며, 전보의 객관성을 확보하기 위해 보직심사위원회의 심의를 거치고 있다.

하지만 전보 제도에 있어서도 직종별로 운영방식이 다르다는 특징이 있다. 사무직은 전보를 희망하는 경우 희망하는 소속기구 및 부서, 신청사유 등을 소속부서장의 결재 없이 인사관리 시스템에 직접 입력하여 제출하게 되어 있다. 반면에 기술직과 일반기능직은 소속기구별로 자체적으로 채용을 진행하여 원칙적으로 해당 소속기구에서만 근무를 하게 되며, 전보를 희망하는 경우 상호교류 형식으로만 전보가 진행되고 사무직과 달리 소속부서장의 결재를 필요로 하고 있어 타 소속기구로의 이동이 쉽지 않다. 따라서 기술직과 일반기능직의 경우 보직 순환 및 소속기구 이동이 쉽지 않아 사무직에 비해 조직몰입 및 직무만족의 수준이 낮을 것으로 예측해볼 수 있다.

그리고 공단에서는 직원들의 전문역량 제고를 통해 의료·복지서비스의 품질을 향상시키기 위해 매년 교육훈련 계획을 수립하고 다양한 교육과정을 운영하고 있다. 교육훈련에 있어서도 사무직의 경우 타 직종에 비해 경력발전 및 직무역량 향상의 기회가 상대적으로 많은 편이라고 할 수 있다.

특히 영양원 및 재활체육센터 등을 운영하고 있는 공단의 특성을 반영하여 복지분야 전문가 양성을 목표로 사이버대학 및 학점은행제 협약을 통해 사무직의 사회복지사 자격증 취득을 지원하고 있다. 그리고 사무직 간부직원(1~3급)의 국가안보역량 제고 및 의료·복지 전문가 육성을 위해 매년 인원을 선발하여 국내 대학의 최고위 과정과 고급경영자 과정 등 장기위탁 교육과정을 운영하고 있다.³⁾

반면에 기술직의 경우 정보화 관련 전문 자격증 취득이나 외부 직무교육을 지원하는 과정이 마련되어 있지 않고, 업무의 과중으로 인해 신기술 습득의 기회가 부족하여 직무 관련 전문성을 향상시키고자 하는 욕구를 충족시켜 주지 못하고 있다. 그리고 일반기능직의 경우에도 실무역량을 제고할 수 있는 교육과정이 따로 마련되어 있지 않다.

따라서 이러한 점들을 고려할 때 사무직의 경우 경력발전 및 직무 관련 전문성 제고의 기회가 다양하기 때문에 조직몰입 및 직무만족의 수준이 높을 것으로 예측할 수 있다. 반면에 기술직과 일반기능직의 경우 자신의 직무역량을 향상시킬 수 있는 기회가 상대적으로 적다고 볼 수 있으므로 조직몰입과 직무만족이 사무직에 비해 낮을 것으로 예측해볼 수 있다.

3) 매년 서울대학교 보건사회복지정책과정(3명), 세종연구소 국가전략연구과정(1명)에 교육생을 선발하여 간부직이 전문성을 강화할 수 있도록 지원하고 있다.

또한 공단의 보수체계는 기본급, 상여금 및 특수급여 등으로 구성되어 있는데 보수규정에 따르면 사무직과 일반기능직은 기본급 및 직무급의 수준이 다르고, 호봉의 한계에 따른 보수의 차이가 존재한다. 직종별 기본급 현황은 다음의 <표 8>, 직무급 현황은 다음의 <표 9>와 같다.

<표 8> 기본급표

(단위 : 원)

| 호 봉 | 사무직, 기술직, 의무직 | 일반기능직 |
|-----|---------------|-----------|
| 1 | 1,088,800 | 1,505,100 |
| 2 | 1,180,300 | 1,587,600 |
| 3 | 1,234,300 | 1,633,900 |
| 4 | 1,288,300 | 1,679,700 |
| 5 | 1,342,600 | 1,725,800 |
| 6 | 1,359,700 | 1,771,600 |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ |
| 20 | 2,222,200 | 2,486,500 |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ |
| 40 | 3,481,300 | 3,565,900 |

※ 출처 : 한국보훈복지의료공단 내부자료 인용(2019)

<표 9> 직무급표

(단위 : 원)

| 직종별 | 직급별 | 가등급 | 나등급 | 다등급 | 라등급 |
|----------------------------|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 사무직 기술직 의무직 사회복지직 | 6급 | 809,200 | 769,200 | 739,200 | 689,200 |
| | 5급 | 974,800 | 934,800 | 904,800 | 854,800 |
| | 4급 | 1,121,300 | 1,081,300 | 1,051,300 | 1,001,300 |
| 일반기능직, 복지기능직 | | 120,000 | 80,000 | 50,000 | - |

※ 출처 : 한국보훈복지의료공단 내부자료 인용(2019)

앞서 살펴본 바와 같이 사무직과 기술직의 경우 기본급과 직무급의 수준이 동일하며, 일반기능직의 경우 사무직에 비해 상대적으로 기본급이 높은 반면에 직무급이 낮은 편이다. 보수규정에 따르면 직원의 상여금은 예산의 범위 내에서 기본급의 380% 이내로 하되 경영평가 성과급과 내부평가 성과급을 별도로 지급할 수 있도록 규정하고 있다. 그리고 보수를 결정하는 호봉에 있어서도 직종별로 상한호봉과 하한호봉이 정해져 있다. 직종별 호봉의 한계는 다음의 <표 10>과 같다. 특히 기능직의 경우 근속년수가 상당함에도 불구하고 호봉의 상한선이 5호봉으로 제한되어 있음을 확인할 수 있다. 따라서 보수규정에 따라 직종별로 기본급, 상여금 그리고 특수급여 등 보수의 차이가 존재하여 조직몰입 및 직무만족의 수준이 다를 것으로 예측해볼 수 있다.

<표 10> 호봉한계표

| 직 종 | 직 급 | 하한호봉 | 상한호봉 |
|-------|-----|------|------|
| 사무직 | 6급 | 1 | 3 |
| 기술직 | 5급 | 6 | 9 |
| 의무직 | 4급 | 10 | 14 |
| 사회복지직 | | | |
| 약무직 | 5급 | 1 | 5 |
| | 4급 | 6 | 10 |
| 일반기능직 | - | 1 | 5 |
| 복지기능직 | - | 1 | 5 |

※ 출처 : 한국보훈복지의료공단 내부자료 인용(2019)

그리고 직종별로 보직기준표가 존재하여 업무의 책임도 차이가 있다. 직제구조에 따르면 기술직으로 이루어진 정보화부서는 현재 소속기구에서는 행정부서의 하위부서로 편성되어 있고, 정보화부서의 부서장은 부장이 아닌 과장으로 보직이 편성되어 있다. 직종별로 보직의 기준 및 업무 책임도를 파악할 수 있는 보직기준표는 다음의 <표 11>과 같다.

특히 소속기구의 경우 사무직과 일반기능직이 유사 업무를 수행하고 있음에도 직종이 다르다는 이유로 업무의 책임소재 등 직종 간 갈등이 빈번하게 발생하고 있다. 따라서 한 직종에 여러 가지 속성을 가지고 있어 업무 수행의 비효율성이 발생하고 있으며, 업무의 책임소재를 둘러싼 갈등이 나타나기도 한다.

〈표 11〉 보직기준표

| 직 종 | 직 위 | 직 급 | 비 고 |
|-----------------|---------------------------|------|------------------|
| 사무직 · 기술직 | 행정부원장(중앙병원), 실·원·단·센터장 | 1급 | |
| | 부장 | 2·3급 | |
| | 과장 | 4급 | |
| | 대리, 사원 | 5·6급 | |
| 일반기능직 | 사원 | | 5급 3년 이상 근속자는 대리 |

※ 출처 : 한국보훈복지의료공단 내부자료 인용(2019)

이러한 요인들로 인해 사무직과 비사무직의 조직몰입의 수준에 차이가 있을 것이라 예측되는 바, 조직공정성인식과 조직몰입 간의 관계에서 직종이 조절효과를 가지는지 분석하고자 다음과 같이 <가설 1>을 설정하였다. 구체적으로 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이라는 <가설 1-1>, <가설 1-2>와 <가설 1-3>을 설정하였다.

가설 1. 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 직종에 따라 차이가 있을 것이다.

- (1-1) 분배공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.
- (1-2) 절차공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.
- (1-3) 상호작용공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.

그리고 사무직과 비사무직의 직무만족의 수준에도 차이가 있을 것이라 예측되는 바, 조직공정성인식과 직무만족 간의 관계에서 직종이 조절효과를 가지는지 분석하고자 다음과 같이 <가설 2>을 설정하였다. 사무직 중심의 인사관리로 인해 조직공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이라는 <가설 2-1>, <가설 2-2>와 <가설 2-3>을 설정하였다.

가설 2. 조직공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 직종에 따라 차이가 있을 것이다.

- (2-1) 분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.
- (2-2) 절차공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.
- (2-3) 상호작용공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.

제 2 절 변수의 조작적 정의와 측정도구

1. 독립변수

본 연구에서는 독립변수로 조직공정성 인식을 분배공정성, 절차공정성, 상호작용 공정성으로 구분하여 측정하였다. 분배공정성은 조직구성원이 임금, 승진 등 보상의 결과물에 대해 느끼는 공정성으로 정의하며, 본 연구에서는 Price&Muller(1986)가 개발한 설문항목을 부분적으로 수정하여 분배공정성을 측정하였다. 구체적으로 교육 수준, 노력과 투자, 업무성과, 책임수준, 경력 및 경험의 정도, 업무 스트레스 요인 등 6가지 항목으로 분배공정성을 판단하였다.

절차공정성은 의사결정을 규제하는 공식적 절차의 공정성에 대한 개인적 지각 (Masterson et al., 2000)을 의미하는 개념으로 본 연구에서는 Leventhal et al.(1980)이 제시한 설문항목을 일부 수정하여 측정하였다. 일관성, 편파억제, 연고관계 지양, 외부압력 극복, 이의제기 절차 등 5가지 항목을 선정하여 절차공정성을 측정하였다.

상호작용공정성은 조직 내 의사결정 절차가 실행되는 과정에서 상사들로부터 구성원이 받는 대인적 처우로 정의하며, Moorman(1991)이 제시한 6개의 설문항목을 일부 수정하여 측정하였다. 상사의 부하 배려, 상사의 개인적 편견 배제, 즉각적인 피드백 제공, 부하에 대한 친절하고 호의적인 배려, 부하 권리에 대한 관심, 부하에 대한 진실한 태도 등 6가지 항목으로 상호작용공정성을 측정하였다. 독립변수의 측정은 전혀 그렇지 않다(1)에서 매우 그렇다(5)에 이르는 Likert 5점 척도의 형식으로 측정하였다.

2. 종속변수

1) 조직몰입

조직몰입은 조직구성원이 자신의 조직에 대해 가지는 긍정적인 태도로 정의하며, 조직구성원의 행동양식을 결정하고 조직성과에 영향을 미치는 중요한 변수로 작용한다. 일반적으로 조직몰입을 측정하는 도구로는 Mowday et al.(1979)가 개발한 OCQ(Organizational Commitment Questionnaire)와 Allen&Meyer(1993)의 설문항목이 많이 사용된다. 본 연구에서는 Allen&Meyer(1993)이 개발한 설문항목을 일부 수정하여 정서적 몰입, 지속적 몰입, 규범적 몰입의 수준을 측정하였다.

정서적 몰입은 조직에 대해 구성원이 느끼는 심리적인 애착을 의미하며, 소속감, 정서적 애착, 정년까지의 근속 희망을 통해 측정하였다. 지속적 몰입은 조직을 그만둘 때 발생하는 기회비용을 고려해서 갖게 되는 몰입으로, 이직 시 곤란함, 현 직장

의 혜택, 생계유지 목적을 통해 판단하였다. 그리고 규범적 몰입은 이직에 대한 미안함, 의무감, 자긍심을 통해 측정하였다.

2) 직무만족

직무만족은 일반적으로 자신이 속한 조직에서 자신이 하고 있는 직무로부터 느끼는 만족의 정도로 정의되며, Brayfield&Rothe(1951)에서 사용된 문항 중 일부를 선정하여 활용하였다. 본 연구에서는 현재 하고 있는 일에 대한 만족, 열정, 즐거움, 보람, 지속성 등 5가지 항목을 통해 직무만족을 측정하였다. 이상의 종속변수들은 전혀 그렇지 않다(1)에서 매우 그렇다(5)에 이르는 Likert 5점 척도의 형식으로 측정하였다. 이상의 내용을 정리하면 <표 12>와 같다.

<표 12> 변수측정

| 구분 | 변수 | 구성 | 선행연구 |
|----------|---------|--|--------------------|
| 독립 변수 | 분배공정성 | ① 교육수준 ② 노력과 투자 ③ 업무성과 ④ 책임수준 ⑤ 경력 및 경험의 정도 ⑥ 업무스트레스 요인 | Price&Muller(1986) |
| | 절차공정성 | ① 일관성 ② 편파억제 ③ 연고관계 지양 ④ 외부압력 극복 ⑤ 이의제기 절차 | Leventhal(1980) |
| | 상호작용공정성 | ① 의견존중 ② 개인적 편견 배제 ③ 즉각적인 피드백 제공 ④ 친절성 ⑤ 권리 존중 ⑥ 진실한 태도 | Moorman(1991) |
| 종속 변수 | 조직몰입 | ① 소속감 ② 정서적 애착 ③ 정년까지 근속 희망 ④ 이직 시 곤란함 | Allen&Meyer(1993) |

| | | |
|------|--|-----------------------|
| | <ul style="list-style-type: none"> ⑤ 현 직장의 혜택 ⑥ 생계유지 ⑦ 이직에 대한 미안함 ⑧ 의무감 ⑨ 자긍심 | |
| 직무만족 | <ul style="list-style-type: none"> ① 만족 ② 열정 ③ 즐거움 ④ 보람 ⑤ 지속성 | Brayfield&Rothe(1951) |

3. 통제변수

조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향을 더욱 정확하게 파악하기 위해 응답자의 인구통계학적 특성을 통제변수로 설정하였다. 통제변수는 성별, 연령, 교육수준, 근속년수, 근무부서와 같은 응답자의 개인적 특성을 반영하였다. 성별은 남성과 여성을 각각 0과 1로 더미변수로 처리하였다. 연령은 응답자의 만 나이를 의미하며 연속형 변수의 특징을 가진다. 교육수준은 고졸, 4년제 대졸, 대학원졸 이상으로 범주화하여 측정하였으며 더미변수로 처리하였다. 근속년수는 5년 이하, 6~10년, 11~15년, 16~20년, 21년 이상으로 범주화하여 측정하였으며, 근무부서는 본사를 0, 소속기구를 1로 더미변수로 처리하였다.

4. 조절변수

직종은 직무의 종류가 유사한 직군의 집합으로서 직종분류는 유사한 직무를 수행하는 집단을 하나로 묶어서 관리하는 것으로 채용, 보직관리, 승진, 교육훈련, 보수 등 인사행정의 모든 측면에서 직·간접적으로 영향을 미치며 인력관리의 기준이 된다는 점에서 중요성을 가진다(하태권 외, 2000).

한국보훈복지의료공단은 의료 뿐만 아니라 복지 분야의 업무를 고려하여 직종을 세분화하여 운영하고 있다. 인사규정에 따르면 직원의 직종은 별정직, 의사직, 사무직, 약무직, 의무직(“보건직, 의공직, 간호직을 포함한다” 이하 같다), 기술직, 연구직, 일반기능직, 사회복지직, 복지기능직, 요양보호직, 업무지원직으로 구분하고 있다. 하지만 그동안 사무직 중심의 인사관리로 인해 직종 간 형평성 문제가 제기되는 등 문제점이 발생하고 있는 점을 고려할 때 조직공정성과 조직몰입, 직무만족 간의 관계가 직종에 따라 달라질 것이라 예측하였다.

직종의 조절효과를 살펴보기 위해 사무직과 유사한 업무를 수행하고 있는 일반기능직, 그리고 사무직과 유사한 근무조건을 가지고 있는 기술직을 표본으로 선정하였다. 직종은 사무직과 비사무직으로 구분하였으며 의사직, 간호직, 약무직 등과 같은 전문직을 제외하고 기술직과 일반기능직을 비사무직으로 분류하였다. 특히 직무수행내용 비교를 통해 사무직과 유사한 업무를 수행하고 있는 일반기능직을 비사무직으로 설정하였다. 사무직의 직무수행내용을 살펴보면 본사에서는 인사, 총무, 경영기획, 경영평가 등의 업무를 수행하고 있으며, 소속기구에서는 원무, 인사, 기획, 구매, 총무 및 회계 등 병원 운영을 위한 전반적인 행정업무를 수행하고 있다. 일반기능직의 경우 소속기구 각 부서의 진료, 행정 업무 및 사무행정을 지원하고 있다. 기술직의 직무수행내용은 정보기획, 정보운영 등 IT 서비스 운영에 대한 업무로 정의되어 있다.

이를 통해 사무직과 일반기능직의 경우 직종은 구분되어 있지만 직무수행 내용에 있어서는 큰 차이가 없음을 확인할 수 있다. 그리고 사무직과 기술직의 경우 직무수행의 내용은 일부 상이하지만, 기본급 및 직무급 등과 같은 보수, 호봉한계, 보직기준 등 근무조건이 사무직과 유사함을 확인할 수 있다.

따라서 사무직과 유사한 업무를 수행하고 있는 직종인 일반기능직, 사무직과 근무조건이 유사한 직종인 기술직을 비사무직으로 설정하여 조직공정성 인식과 조직몰입 및 직무만족의 관계에서 직종의 조절효과를 살펴보고자 한다.

제 3 절 설문지의 구성

본 연구에서는 실증분석을 위한 자료수집 방법으로 설문지 방식을 활용하였다. 설문지는 먼저 연구의 목적을 설명한 후, 조직공정성 인식, 조직몰입, 직무만족, 개인적 특성을 측정하는 총 37개 문항으로 구성되었다.

독립변수인 조직공정성 인식을 측정하는 문항은 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성의 3가지 항목으로 나누어 구성하였다. 분배공정성은 Price&Muller(1986)의 설문항목을 활용하여 6개의 문항, 절차공정성은 Leventhal et al.(1980)이 개발한 설문항목을 일부 수정하여 5개의 문항, 상호작용공정성은 Moorman(1991)의 설문항목을 일부 수정하여 6개의 문항으로 구성하였다.

종속변수인 조직몰입은 Allen&Meyer(1993)가 개발한 설문항목을 활용하여 정서적 몰입, 지속적 몰입, 규범적 몰입을 측정하는 9개의 문항으로 구성하였으며, 직무만족은 Brayfield&Rothe(1951)의 문항을 활용하여 5개의 문항으로 측정하였다. 통제변수와 관련된 문항은 총 5개로 성별, 연령, 학력, 근속년수, 근무부서와 같은 개인적 특성에 관한 문항으로 구성하였다. 전체적인 설문구성은 다음의 <표 13>과 같다.

〈표 13〉 설문지 구성

| 측정변수 | 구성요소 | 문항 수 | 출처 |
|--------|---------|------|-----------------------|
| 조직공정성 | 분배공정성 | 6 | Price&Muller(1986) |
| | 절차공정성 | 5 | Leventhal(1980) |
| | 상호작용공정성 | 6 | Moorman(1991) |
| 조직몰입 | 정서적 몰입 | 3 | Allen&Meyer(1993) |
| | 지속적 몰입 | 3 | |
| | 규범적 몰입 | 3 | |
| 직무만족 | | 5 | Brayfield&Rothe(1951) |
| 개인적 특성 | | 6 | |
| 총 합 | | 37 | |

제 4 절 표본설계 및 분석방법

1. 표본설계

본 연구의 모집단은 2020년 5월 현재 한국보훈복지의료공단에 근무하고 있는 직원을 대상으로 하였으며, 표본이 모집단을 적절하게 대표할 수 있도록 층화표본추출법을 활용하였다. 설문조사는 본사 및 소속기구에 근무하고 있는 직원들을 대상으로 2020년 5월 1일부터 5월 22일까지 3주 동안 사내 이메일을 통해 구조화된 설문지(structured questionnaire)를 배부하였다. 배부된 총 240부의 설문지 중에서 112부를 회수하였으며(회수율 46.7%), 이 중 불성실한 응답으로 분석에 활용할 수 없는 설문지 8부를 제외한 총 104부를 분석에 활용하였다.⁴⁾

4) 본 설문 문항의 일부 또는 전체에 대해 응답을 하지 않은 8부의 설문지는 자료로서의 가치가 없다고 판단되어 분석대상에서 제외하였다.

2. 분석방법

본 연구의 모든 자료의 분석에는 SPSS 25를 사용하였으며, 유의수준이 $p < .05$ 수준에서 검증하였다. 표본의 인구통계학적 특성과 주요 변수들의 기술통계량을 분석함으로써 연구대상의 기본적인 특성을 살펴보았다. 독립변수 및 종속변수의 타당성을 검증하기 위해 요인분석을 실시하였고, 신뢰도를 검증하기 위해 내적일관성 분석을 활용하였다. 그리고 변수 간의 상관관계를 분석하기 위해 상관관계 분석을 실시하였으며, 집단 간의 차이를 분석하기 위해 t-test와 ANOVA 분석을 실시하였다.

본 연구의 가설인 조직공정성 인식이 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향을 살펴보기 위해 다중회귀분석을 실시하였다. 마지막으로 조직공정성 인식을 독립변수로, 직종을 조절변수로, 조직몰입 및 직무만족을 종속변수로 하는 위계적 다중회귀분석(Hierarchical Multiple Regression Analysis)을 활용하여 직종이 갖는 조절효과를 살펴보았다. 본 연구에서 사용한 분석방법을 정리하면 다음의 <표 14>와 같다.

<표 14> 분석방법

| 분석내용 | 분석방법 |
|-------------------|--------------------------------|
| 응답자의 일반적인 특성 | 빈도분석 |
| 변수의 타당성 | 요인분석 |
| 변수의 신뢰도 | 내적일관성 분석(Cronbach's α) |
| 변수의 상관관계 | 상관관계분석 |
| 집단 간의 차이 | t-test, ANOVA |
| 조직공정성과 조직몰입 간의 관계 | 다중회귀분석 |
| 조직공정성과 직무만족 간의 관계 | |
| 직종에 따른 조절효과 | 위계적 다중회귀분석 |

제 4 장 연구결과 및 분석

제 1 절 인구통계학적 특성

본 연구에서는 2020년 5월 현재 한국보훈복지의료공단에 재직 중인 직원을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, 응답자의 인구통계학적 특성을 정리하면 다음의 <표 15>와 같다. 구체적으로 살펴보면 성별은 남자가 58명(55.8%), 여자가 46명(44.2%)으로 나타났다. 연령 분포는 20대가 13명(12.5%), 30대가 44명(42.3%), 40대가 30명(28.8%), 50대 이상이 17명(16.3%)으로 30대가 가장 높은 비율을 보였다. 학력은 4년제 대졸이 64명(61.5%), 고졸이 28명(26.9%), 대학원 졸 이상이 12명(11.5%)으로 조사되었다. 근속년수는 5년 이하 22명(21.2%), 6~10년이 26명(25%), 11~15년이 19명(18.3%), 16~20년이 18명(17.3%), 21년 이상이 19명(18.3%)로 나타났으며, 근무부서의 경우 본사가 43명(41.3%), 소속기구가 61명(58.7%)로 조사되었다. 직종은 사무직이 38명(36.5%), 기술직이 18명(17.3%), 기능직이 48명(46.2%)로 나타났다.

<표 15> 응답자의 인구통계학적 특성

| 항목 | 구분 | 빈도 | 비율(%) | 항목 | 구분 | 빈도 | 비율(%) |
|----|-------------|-------|-------|----------|--------|-------|-------|
| 성별 | 남 | 58 | 55.8 | 근속 년수 | 5년 이하 | 22 | 21.2 |
| | 여 | 46 | 44.2 | | 6~10년 | 26 | 25 |
| | 총계 | 104 | 100.0 | | 11~15년 | 19 | 18.3 |
| 연령 | 20대 | 13 | 12.5 | | 16~20년 | 18 | 17.3 |
| | 30대 | 44 | 42.3 | | 21년 이상 | 19 | 18.3 |
| | 40대 | 30 | 28.8 | 총계 | 104 | 100.0 | |
| | 50대 이상 | 17 | 16.3 | 근무 부서 | 본사 | 43 | 41.3 |
| | 총계 | 104 | 100.0 | | 소속기구 | 61 | 58.7 |
| 총계 | 104 | 100.0 | 총계 | | 104 | 100.0 | |
| 학력 | 고졸 | 28 | 26.9 | 직종 | 사무직 | 38 | 36.5 |
| | 4년제 대졸 | 64 | 61.5 | | 기술직 | 18 | 17.3 |
| | 대학원 졸 이상 | 12 | 11.5 | | 기능직 | 48 | 46.2 |
| | 총계 | 104 | 100.0 | | 총계 | 104 | 100.0 |

제 2 절 측정도구의 타당성 및 신뢰도 분석

1. 독립변수의 타당성 및 신뢰도 분석

본 연구에서는 조직공정성 인식이 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향을 분석하기에 앞서 측정도구의 타당성을 분석하기 위해 요인분석⁵⁾을 실시하였다. 주성분 분석법(principal component analysis)을 활용하였으며, 직교회전(varimax rotation) 방식을 활용하여 요인 적재치를 산출하였다. 본 연구에서는 요인 수의 결정기준인 고유치(eigen value) 1 이상으로 정하였고, 각 변수와 요인 간의 상관 정도를 나타내는 요인적재치가 0.4 이상인 경우만 요인으로 추출하여 분석하였다.

〈표 16〉 조직공정성 변수의 타당성 및 신뢰도

| 설문문항 | 성분 | | | 신뢰도 Cronbach' s α |
|----------------------|--------|--------|---------|-----------------------------|
| | 분배공정성 | 절차공정성 | 상호작용공정성 | |
| I -3 | .876 | .120 | .300 | .889 |
| I -5 | .859 | .151 | .155 | |
| I -4 | .811 | .248 | -.123 | |
| I -2 | .801 | .118 | .240 | |
| I -8 | .065 | .851 | .289 | .888 |
| I -7 | .225 | .819 | .334 | |
| I -10 | .374 | .697 | .302 | |
| I -9 | .222 | .668 | .472 | |
| I -16 | .307 | .294 | .806 | .900 |
| I -17 | .138 | .443 | .801 | |
| I -15 | .059 | .454 | .782 | |
| 고유값 (Eigen-value) | 3.164 | 2.928 | 2.599 | |
| 분산설명(%) | 28.759 | 26.616 | 23.631 | |
| 누적(%) | 28.759 | 55.375 | 79.006 | |

KMO=.881, Bartlett' s $\chi^2=834.639$

5) 요인분석(factor analysis)은 측정도구의 타당성을 파악하기 위해 사용되는 분석기법으로 다수의 상호 관련된 변수들을 보다 제한된 수의 차원(dimensions)이나 공통요인(common factors)으로 분류하는 방식이다(남궁 근, 2010).

먼저 조직공정성 변수에 대한 요인분석 결과, <표 16>에서 보는 바와 같이 이론과 마찬가지로 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성의 3가지 요인으로 추출되었다. 첫 번째 요인은 분배공정성으로 고유값(Eigen-value)은 3.164로 기준값인 1보다 크고, 약 28.759%의 설명력을 가지고 있는 것으로 나타났다. 두 번째 요인은 절차공정성으로 고유값(Eigen-value)은 2.928로 기준값인 1보다 컸으며, 약 26.616%의 설명력을 가지고 있었다. 세 번째 요인은 상호작용공정성으로 고유값(Eigen-value)은 2.599로 기준값인 1보다 크고, 약 23.631%의 설명력을 나타냈다.

요인분석 결과 독립변수를 측정하는 17개의 설문문항이 선행연구에서 밝혀진 바와 같이 총 3개의 요인으로 추출되었으며, 3개 요인의 누적 분산설명비율은 79.006%였으며, 그 중 분배공정성이 28.759%로 가장 높은 분산설명비율을 갖는 요인으로 나타났다. 17개의 문항 중 요인적재치가 기준치인 0.4 보다 낮은 6개의 문항은 분석에서 제외하였다.

또한, 요인분석을 통해 추출된 문항들에 대한 신뢰도를 분석하였다. 신뢰도(reliability)는 동일 대상에 대해 동일한 측정도구를 반복적으로 사용할 때 그 측정 결과 값의 차이가 작아야 된다는 의미로, 일반적으로 측정도구의 내적 일관성(internal consistency)을 통해 판단할 수 있다(고길곤, 2017:328).

내적일관성을 측정할 때 크론바흐 알파(Cronbach's α)값을 주로 사용하며 본 연구에서는 Cronbach's α 계수를 활용한 내적일관성 측정을 통해 신뢰도 분석을 실시하였다. 일반적으로 Cronbach's α 계수가 0.7이상이면 측정도구의 신뢰도가 높다고 판단할 수 있는데, 독립변수의 Cronbach's α 계수를 살펴보면 분배공정성은 0.889, 절차공정성은 0.888, 상호작용공정성은 0.900으로 본 연구에 사용된 측정도구의 신뢰도는 매우 높은 것으로 나타나고 있다.

2. 종속변수의 타당성 및 신뢰도 분석

종속변수인 조직몰입의 타당성과 신뢰도를 측정한 결과, <표 17>와 <표 18>에서 확인할 수 있듯이 조직몰입과 직무만족의 요인적재치가 모두 0.4 이상으로 나타나 모든 문항을 활용하게 되었다. 신뢰도를 분석해보면 조직몰입은 Cronbach's α 계수가 0.920, 직무만족은 0.882로 측정도구의 신뢰도를 확보했다고 볼 수 있다.

〈표 17〉 조직몰입 변수의 타당성 및 신뢰도

| 설문문항 | 성분 | 신뢰도 |
|-------|------|----------------------|
| | 조직몰입 | Cronbach' s α |
| II -1 | .867 | .920 |
| II -7 | .844 | |
| II -8 | .833 | |
| II -4 | .816 | |
| II -2 | .806 | |
| II -3 | .805 | |
| II -5 | .776 | |
| II -9 | .755 | |
| II -6 | .520 | |

KMO=.910, Bartlett' s $\chi^2=600.084$

〈표 18〉 직무만족 변수의 타당성 및 신뢰도

| 설문문항 | 성분 | 신뢰도 |
|--------|------|----------------------|
| | 조직몰입 | Cronbach' s α |
| III -1 | .869 | .882 |
| III -2 | .840 | |
| III -4 | .838 | |
| III -3 | .800 | |
| III -5 | .799 | |

KMO=.841, Bartlett' s $\chi^2=281.267$

제 3 절 변수의 기초통계량

조직공정성, 조직몰입과 직무만족의 기초통계량은 다음의 <표 19>에서 제시되어 있다. 먼저 조직공정성에 대한 인식 수준을 전체적으로 살펴보면 평균값이 3.34로 리커트 5점 척도에서 보통인 3점보다 조금 높은 수준임을 확인할 수 있다. 조직공정성의 하위요소별로 살펴보면 분배공정성의 평균이 3.28, 절차공정성의 평균이 3.23, 상호작용공정성의 평균이 3.56으로, 상호작용공정성의 평균이 가장 높게 나타났다.

조직몰입에 대한 평균은 3.47로 보통보다 약간 높은 수준으로 나타났고, 직무만족에 대한 평균값은 3.73으로 보통보다 높은 수준으로 나타났다. 이를 통해 직무만족이 조직몰입보다 약간 높은 것으로 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

<표 19> 변수의 기초통계량

| 구 분 | | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 |
|-----------|------|-----|-----|-----|------|------|
| 조직 공정성 | 전체 | 104 | 1 | 5 | 3.34 | .723 |
| | 분배 | 104 | 1 | 5 | 3.28 | .901 |
| | 절차 | 104 | 1 | 5 | 3.23 | .892 |
| | 상호작용 | 104 | 1 | 5 | 3.56 | .785 |
| 조직몰입 | | 104 | 1 | 5 | 3.47 | .860 |
| 직무만족 | | 104 | 1 | 5 | 3.73 | .715 |

이러한 결과는 한국보훈복지의료공단에 재직 중인 직원들이 전반적으로 조직공정성, 그리고 조직공정성의 하위요소(분배, 절차, 상호작용)에 대해 비교적 공정하다고 인식하고 있음을 보여준다. 또한 조직몰입 및 직무만족의 수준이 보통 이상으로 나타나고 있어 자신의 직무에 만족하는 동시에 조직에 대한 애착과 자긍심 등을 가지고 있다는 사실을 확인할 수 있다.

제 4 절 변수의 차이 검증

1. 성별에 따른 각 변수의 차이 검증

〈표 20〉 성별에 따른 각 변수의 차이

| 구분 | 성별 | N | 평균 | 표준편차 | t | 유의확률 | |
|-----------|------|----|------|------|------|-------|------|
| 조직 공정성 | 전체 | 남성 | 58 | 3.42 | .681 | 1.296 | .198 |
| | | 여성 | 46 | 3.24 | .768 | | |
| | 분배 | 남성 | 58 | 3.34 | .921 | .721 | .473 |
| | | 여성 | 46 | 3.21 | .880 | | |
| | 절차 | 남성 | 58 | 3.36 | .799 | 1.644 | .103 |
| | | 여성 | 46 | 3.07 | .983 | | |
| | 상호작용 | 남성 | 58 | 3.61 | .706 | .787 | .433 |
| | | 여성 | 46 | 3.49 | .877 | | |
| 조직몰입 | 남성 | 58 | 3.53 | .911 | .842 | .402 | |
| | 여성 | 46 | 3.39 | .793 | | | |
| 직무만족 | 남성 | 58 | 3.76 | .794 | .444 | .658 | |
| | 여성 | 46 | 3.70 | .608 | | | |

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

성별에 따른 각 변수의 차이를 검증하기 위해 t-test를 통해 다음의 〈표 20〉과 같은 결과를 얻었다. 조직공정성 전체에 대한 남성의 평균은 3.42, 여성의 평균은 3.24로 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않았다. 조직공정성의 하위요인별로 분석해본 결과, 분배공정성의 경우 남성의 평균은 3.34, 여성의 평균이 3.21로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 절차공정성의 경우 남성의 평균이 3.36, 여성의 평균이 3.07로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 상호작용공정성의 경우 남성의 평균이 3.61, 여성의 평균이 3.49로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

조직몰입의 경우 남성의 평균이 3.53, 여성의 평균이 3.39로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았으며, 직무만족의 경우 남성의 평균이 3.76, 여성의 평균이 3.70으로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 종합해보면 성별에 따른 평균에 통계적으로 유의한 차이는 없지만, 전반적으로 모든 변수의 평균값이 여성보다 남성이 높게 나온 점은 한국보훈복지의료공단에서 남성의 비율이 훨씬 높고, 그동안 남성 위주의 조직문화가 반영된 것이라고 판단된다.

2. 연령에 따른 각 변수의 차이 검증

<표 21> 연령에 따른 각 변수의 차이

| 구분 | 연령 | N | 평균 | 표준편차 | F | 유의확률 | 사후검증 | |
|-----------|-------------|-----------|------|------|-------|-------|------|--|
| 조직 공정성 | 전체 | 20대(a) | 13 | 3.30 | .726 | 1.488 | .222 | |
| | | 30대(b) | 44 | 3.20 | .765 | | | |
| | | 40대(c) | 30 | 3.39 | .623 | | | |
| | | 50대 이상(d) | 17 | 3.63 | .743 | | | |
| | 분배 공정성 | 20대(a) | 13 | 3.15 | .761 | .729 | .537 | |
| | | 30대(b) | 44 | 3.20 | .911 | | | |
| | | 40대(c) | 30 | 3.30 | .950 | | | |
| | | 50대 이상(d) | 17 | 3.56 | .904 | | | |
| | 절차 공정성 | 20대(a) | 13 | 3.19 | .867 | 1.932 | .129 | |
| | | 30대(b) | 44 | 3.03 | .972 | | | |
| | | 40대(c) | 30 | 3.33 | .648 | | | |
| | | 50대 이상(d) | 17 | 3.60 | .988 | | | |
| | 상호작용 공정성 | 20대(a) | 13 | 3.64 | .659 | .728 | .537 | |
| | | 30대(b) | 44 | 3.44 | .909 | | | |
| | | 40대(c) | 30 | 3.60 | .506 | | | |
| | | 50대 이상(d) | 17 | 3.75 | .932 | | | |
| 조직몰입 | 20대(a) | 13 | 3.41 | .696 | 3.558 | .017* | d>b | |
| | 30대(b) | 44 | 3.21 | .860 | | | | |
| | 40대(c) | 30 | 3.61 | .871 | | | | |
| | 50대 이상(d) | 17 | 3.94 | .757 | | | | |
| 직무만족 | 20대(a) | 13 | 3.67 | .451 | 1.979 | .122 | | |
| | 30대(b) | 44 | 3.61 | .774 | | | | |
| | 40대(c) | 30 | 3.72 | .728 | | | | |
| | 50대 이상(d) | 17 | 4.10 | .621 | | | | |

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

연령에 따른 각 변수의 차이를 검증하기 위해 분산분석(ANOVA)을 실시하였고, 사후검증은 Scheffe 검증을 실시하여 <표 21>과 같은 결과를 도출하였다. 조직공정성 전체에 대한 인식의 평균값은 50대 이상이 3.63으로 가장 높았으며, 40대 3.39, 20대, 3.30, 30대 3.20 순이었다. 조직공정성의 하위요소별로 살펴보면 분배공정성의 경우 50대 이상(3.56), 40대(3.30), 30대(3.20), 20대(3.15) 순으로 나타났다. 절차공정성은 50대 이상의 평균이 3.60으로 가장 높았고, 40대의 평균이 3.33, 20대의 평균이 3.19, 30대의 평균이 3.03으로 뒤를 이었다. 상호작용공정성의 경우 50대 이상의 평균이 3.75로 가장 높았고, 20대가 3.64로 두 번째로 높았으며, 40대가 3.60, 30대가 3.44로 나타났다. 정리해보면 연령에 따른 조직공정성의 평균은 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았다.

조직몰입의 경우 조직공정성과 마찬가지로 50대 이상의 평균이 3.94로 가장 높았고, 40대의 평균이 3.61, 20대의 평균이 3.41, 30대의 평균이 3.21 순이었다. 조직몰입의 평균은 연령에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보였는데, 사후검증을 실시하여 50대의 평균값과 30대의 평균값은 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있음을 확인하였다($p < 0.05$).

직무만족의 경우 조직공정성 및 조직몰입과 마찬가지로 50대 이상의 평균이 4.10으로 가장 높았으며, 40대의 평균이 3.72, 20대의 평균이 3.67, 30대의 평균이 3.61이었으며 연령에 따른 직무만족의 평균은 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

3. 학력에 따른 각 변수의 차이 검증

〈표 22〉 학력에 따른 각 변수의 차이

| 구분 | 학력 | N | 평균 | 표준편차 | F | 유의확률 | 사후검증 | |
|-----------|-------------|-----------|------|------|-------|--------|---------|-----|
| 조직 공정성 | 전체 | 고졸(a) | 28 | 2.96 | .737 | 5.928 | .004** | c>a |
| | | 4년제 대졸(b) | 64 | 3.41 | .652 | | | |
| | | 대학원 졸(c) | 12 | 3.86 | .662 | | | |
| | 분배 공정성 | 고졸(a) | 28 | 2.85 | .731 | 4.549 | .013* | c>a |
| | | 4년제 대졸(b) | 64 | 3.38 | .921 | | | |
| | | 대학원 졸(c) | 12 | 3.77 | .794 | | | |
| | 절차 공정성 | 고졸(a) | 28 | 2.88 | .919 | 6.769 | .002** | c>a |
| | | 4년제 대졸(b) | 64 | 3.29 | .817 | | | |
| | | 대학원 졸(c) | 12 | 3.73 | .968 | | | |
| | 상호작용 공정성 | 고졸(a) | 28 | 3.21 | .842 | 8.301 | .000*** | c>a |
| | | 4년제 대졸(b) | 64 | 3.60 | .712 | | | |
| | | 대학원 졸(c) | 12 | 4.14 | .658 | | | |
| 조직몰입 | 고졸(a) | 28 | 3.17 | .670 | 3.461 | .035* | c>a | |
| | 4년제 대졸(b) | 64 | 3.53 | .874 | | | | |
| | 대학원 졸(c) | 12 | 3.89 | .998 | | | | |
| 직무만족 | 고졸(a) | 28 | 3.48 | .591 | 7.214 | .001** | c>a,b | |
| | 4년제 대졸(b) | 64 | 3.72 | .724 | | | | |
| | 대학원 졸(c) | 12 | 4.36 | .577 | | | | |

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

학력에 따른 변수의 차이를 검증하기 위해 분산분석(ANOVA)를 실시하여 <표 22>와 같은 결과를 얻었다. 조직공정성 전체의 경우 대학원 졸업 이상의 평균이 3.86으로 가장 높았으며, 4년제 대졸의 평균이 3.41, 고졸의 평균이 2.96으로 가장 낮게 나타났다. 사후검증을 실시하여 대학원 졸업 이상의 평균과 고졸의 평균은 통계적으로 유의한 차이가 존재한다. 분배공정성의 경우 대학원 졸업 이상의 평균이 3.77로 가장 높게 나타났고, 4년제 대졸(3.38), 고졸(2.85) 순으로 나타났다. 사후검증을 실시하여 대학원 졸업 이상의 평균과 고졸의 평균은 통계적으로 유의한 차이가 존재한다. 절차공정성의 경우 대학원 졸업 이상의 평균이 3.73으로 가장 높았으며, 4년제 대졸의 평균이 3.29, 고졸의 평균이 2.88로 가장 낮게 나타났다. 사후검증을 실시하여 대학원 졸업 이상의 평균과 고졸의 평균은 통계적으로 유의한 차이가 존재한다. 상호작용공정성의 경우 대학원 졸업 이상의 평균이 4.14로 가장 높았으며, 4년제 대졸의 평균이 3.60, 고졸의 평균이 3.21로 가장 낮게 나타났다. 사후검증을 실시하여 대학원 졸업 이상의 평균과 고졸의 평균은 통계적으로 유의한 차이가 존재하였다.

조직몰입의 경우 대학원 졸업 이상의 평균이 3.89으로 가장 높았으며, 4년제 대졸(3.53), 고졸의 평균(3.17) 순으로 나타났다. 조직몰입의 경우에는 고졸 집단에서도 보통 수준 이상의 평균값이 나왔음을 확인할 수 있다. 이후 사후검증을 실시하여 대학원 졸업 이상의 평균과 고졸의 평균은 통계적으로 유의한 차이가 존재함을 확인하였다.

직무만족의 경우 대학원 졸업 이상의 평균이 4.36으로 가장 높게 나타났고, 4년제 대졸의 평균이 3.72, 고졸의 평균이 3.48로 가장 낮게 나타났다. 직무만족의 평균값이 집단에 관계없이 전반적으로 높게 나왔다는 점은 주목할 만하다. 사후검증을 실시하여 대학원 졸업 이상의 평균과 4년제 대졸 및 고졸의 평균은 통계적으로 유의한 차이가 존재하였다.

정리해보면 학력의 경우 모든 변수에서 평균값의 차이가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이를 통해 학력이 높을수록 조직공정성 및 조직몰입, 직무만족의 수준이 높아진다고 해석할 수 있다.

4. 근속년수에 따른 각 변수의 차이 검증

<표 23> 근속년수에 따른 각 변수의 차이

| 구 분 | 근속년수 | N | 평균 | 표준편차 | F | 유의확률 | 사후검증 | |
|-----------|-------------|-----------|------|------|-------|------|------|--|
| 조직 공정성 | 전체 | 5년 이하(a) | 22 | 3.29 | .735 | .503 | .733 | |
| | | 6~10년(b) | 26 | 3.33 | .637 | | | |
| | | 11~15년(c) | 19 | 3.23 | .854 | | | |
| | | 16~20년(d) | 18 | 3.29 | .655 | | | |
| | | 21년 이상(e) | 19 | 3.58 | .765 | | | |
| | 분배 공정성 | 5년 이하(a) | 22 | 3.28 | .933 | .991 | .416 | |
| | | 6~10년(b) | 26 | 3.14 | .769 | | | |
| | | 11~15년(c) | 19 | 3.24 | 1.002 | | | |
| | | 16~20년(d) | 18 | 3.28 | .985 | | | |
| | | 21년 이상(e) | 19 | 3.53 | .893 | | | |
| | 절차 공정성 | 5년 이하(a) | 22 | 3.09 | .984 | .285 | .887 | |
| | | 6~10년(b) | 26 | 3.30 | .721 | | | |
| | | 11~15년(c) | 19 | 3.08 | .993 | | | |
| | | 16~20년(d) | 18 | 3.13 | .773 | | | |
| | | 21년 이상(e) | 19 | 3.55 | .988 | | | |
| | 상호작용 공정성 | 5년 이하(a) | 22 | 3.55 | .826 | .674 | .612 | |
| | | 6~10년(b) | 26 | 3.60 | .680 | | | |
| | | 11~15년(c) | 19 | 3.42 | .845 | | | |
| | | 16~20년(d) | 18 | 3.54 | .687 | | | |
| | | 21년 이상(e) | 19 | 3.68 | .939 | | | |
| 조직몰입 | 5년 이하(a) | 22 | 3.15 | .963 | 2.163 | .079 | | |
| | 6~10년(b) | 26 | 3.36 | .736 | | | | |
| | 11~15년(c) | 19 | 3.49 | .834 | | | | |
| | 16~20년(d) | 18 | 3.56 | .936 | | | | |
| | 21년 이상(e) | 19 | 3.89 | .729 | | | | |
| 직무만족 | 5년 이하(a) | 22 | 3.61 | .865 | 1.095 | .364 | | |
| | 6~10년(b) | 26 | 3.59 | .568 | | | | |
| | 11~15년(c) | 19 | 3.82 | .748 | | | | |
| | 16~20년(d) | 18 | 3.72 | .688 | | | | |
| | 21년 이상(e) | 19 | 3.98 | .689 | | | | |

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

근속년수에 따른 변수의 차이를 검증하기 위해 분산분석(ANOVA)를 실시하여 <표 23>과 같은 결과를 얻었다. 조직공정성 전체의 경우 21년 이상 집단의 평균이 3.58로 가장 높았고, 6~10년 집단이 3.33, 5년 이하 집단과 16~20년 집단이 3.29로 뒤를 이었다. 조직공정성의 하위요소별로 살펴보면 분배공정성의 경우 21년 이상 집단의 평균이 3.53으로 가장 높게 나타났고, 5년 이하 집단과 16~20년이 동일하게 3.28을 나타냈으며, 11~15년이 3.24, 6~10년이 3.14로 나타났다. 절차공정성의 경우 21년 이상이 3.55로 가장 높게 나타났고, 6~10년 집단(3.30), 16~20년(3.13), 5년 이하(3.09), 11~15년(3.08) 순으로 나타났다. 상호작용공정성의 경우 역시 21년 이상 집단의 평균이 3.68로 가장 높게 나타났고, 6~10년(3.60), 5년 이하(3.55), 16~20년(3.54), 11~15년(3.42) 순이었다. 정리하면 근속년수에 따른 조직공정성의 평균은 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았다.

조직몰입의 경우 21년 이상 집단의 평균이 3.89로 보통을 훨씬 상회하는 수치를 나타냈고, 16~20년 집단의 평균이 3.56, 11~15년 집단의 평균이 3.49, 6~10년 집단의 평균이 3.36, 5년 이하 집단의 평균이 3.15로 근속년수가 길어질수록 조직몰입의 수준이 높아지고 있음을 확인할 수 있다. 반면에 근속년수에 따른 조직몰입의 평균은 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았다.

직무만족의 경우 마찬가지로 21년 이상 집단의 평균이 3.98로 상당히 높은 수치를 보이고 있으며, 11~15년 집단의 평균이 3.82, 16~20년 집단의 평균이 3.72, 5년 이하 집단의 평균이 3.61, 6~10년 집단의 평균이 3.59 순으로 나타났다. 직무만족의 경우에도 근속년수에 따라 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지는 않았다.

종합해보면 조직공정성, 조직몰입, 직무만족 모두 21년 이상 집단의 평균이 가장 높았지만, 근속년수에 따른 평균의 차이가 통계적으로 유의미하게 나타나지는 않았다.

5. 근무부서에 따른 각 변수의 차이 검증

〈표 24〉 근무부서에 따른 각 변수의 차이

| 구분 | 근무부서 | N | 평균 | 표준편차 | t | 유의확률 | |
|-----------|------|------|------|-------|-------|-------|-------|
| 조직 공정성 | 전체 | 본사 | 43 | 3.47 | 1.060 | 1.593 | .114 |
| | | 소속기구 | 61 | 3.25 | .691 | | |
| | 분배 | 본사 | 43 | 3.53 | .914 | 2.444 | .016* |
| | | 소속기구 | 61 | 3.11 | .856 | | |
| | 절차 | 본사 | 43 | 3.27 | .997 | .406 | .685 |
| | | 소속기구 | 61 | 3.20 | .818 | | |
| | 상호작용 | 본사 | 43 | 3.66 | .916 | 1.071 | .287 |
| | | 소속기구 | 61 | 3.49 | .677 | | |
| 조직몰입 | 본사 | 43 | 3.53 | 1.060 | .556 | .580 | |
| | 소속기구 | 61 | 3.43 | .692 | | | |
| 직무만족 | 본사 | 43 | 3.87 | .855 | 1.659 | .100 | |
| | 소속기구 | 61 | 3.63 | .586 | | | |

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

〈표 24〉와 같이 근무부서에 따른 변수의 차이를 검증한 결과, 분배공정성에서 본사의 평균은 3.53, 소속기구의 평균이 3.11로 평균값이 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있다. 절차공정성의 경우 본사의 평균이 3.53, 소속기구의 평균이 3.11로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 상호작용공정성의 경우 본사의 평균이 3.66, 소속기구의 평균이 3.49로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

조직몰입의 경우 본사의 평균이 3.53, 소속기구의 평균이 3.43으로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 직무만족의 경우 본사의 평균이 3.87, 소속기구의 평균이 3.63으로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

정리하면 모든 변수에 있어서 본사의 평균이 소속기구의 평균보다 약간 높게 나타났다으며, 분배공정성의 경우 본사와 소속기구의 평균 차이가 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있다. 이는 본사에서 근무하는 직원들이 소속기구에서 근무하는 직원들에 비해 승진 등에 있어서 상대적으로 기회가 많다는 사실을 입증하는 바이다.

6. 직종에 따른 각 변수의 차이 검증

〈표 25〉 직종에 따른 각 변수의 차이

| 구분 | 직종 | N | 평균 | 표준편차 | t | 유의확률 | |
|-----------|------|------|------|------|-------|---------|---------|
| 조직 공정성 | 전체 | 사무직 | 38 | 3.89 | .566 | 9.328 | .000*** |
| | | 비사무직 | 66 | 3.02 | .608 | | |
| | 분배 | 사무직 | 38 | 4.09 | .491 | 4.031 | .000*** |
| | | 비사무직 | 66 | 2.82 | .746 | | |
| | 절차 | 사무직 | 38 | 3.66 | .971 | 3.774 | .000*** |
| | | 비사무직 | 66 | 2.98 | .742 | | |
| | 상호작용 | 사무직 | 38 | 3.92 | .868 | 7.140 | .000*** |
| | | 비사무직 | 66 | 3.35 | .653 | | |
| 조직몰입 | 사무직 | 38 | 4.01 | .915 | 5.478 | .000*** | |
| | 비사무직 | 66 | 3.16 | .654 | | | |
| 직무만족 | 사무직 | 38 | 4.22 | .728 | 6.162 | .000*** | |
| | 비사무직 | 66 | 3.45 | .537 | | | |

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

〈표 25〉와 같이 직종에 따른 변수의 차이를 검증하기 위해 t-test를 실시한 결과 모든 변수에 있어서 사무직과 비사무직 간에 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성 모두 사무직의 평균이 비사무직의 평균보다 높게 나타났으며, 그 차이 또한 통계적으로 유의미하였다.

조직몰입의 경우 사무직의 평균이 4.01인데 반해 비사무직의 평균은 3.16으로 통계적으로 유의미한 차이를 보였다. 그리고 직무만족의 경우 사무직의 평균은 4.22, 비사무직의 평균은 3.45로 차이가 통계적으로 유의미하였다. 이러한 결과를 종합해 보면 직종에 따라 조직공정성, 조직몰입, 직무만족 모두 차이가 나타나고 있다.

하지만 사무직과 비사무직 간 집단 간 차이분석은 엄격한 무작위 실험에 의해 표본이 추출된 것이 아니기 때문에 단순히 두 집단 간에 차이만 확인할 수 있을 뿐 차이의 원인까지 파악할 수는 없다. 차이의 원인은 사무직과 비사무직의 차이에 의한 것일 수도 있지만 다른 여러 혼란요인(confounding variables)에 의해 발생할 수도 있기 때문이다. 따라서 가설검증의 과정에서 차이에 영향을 줄 수 있는 혼란요인들을 통제한 다중회귀분석을 실시하고자 한다.

제 5 절 변수들 간의 상관관계 분석

가설검증에 앞서 본 연구의 주요 변수인 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성, 조직몰입, 직무만족 간 상관관계를 확인하기 위하여 피어슨의 상관관계 분석(Pearson's correlation analysis)을 실시하였다. 주요 변수들 간의 상관성의 방향과 크기를 포함한 상관관계는 <표 26>에 제시되어 있다.

<표 26> 변수들 간의 상관관계

| | 분배공정성 | 절차공정성 | 상호작용공정성 | 조직몰입 | 직무만족 |
|---------|--------|--------|---------|--------|------|
| 분배공정성 | 1 | | | | |
| 절차공정성 | .477** | 1 | | | |
| 상호작용공정성 | .409** | .762** | 1 | | |
| 조직몰입 | .611** | .647** | .455** | 1 | |
| 직무만족 | .585** | .480** | .410** | .602** | 1 |

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

상관관계 분석 결과 모든 변수들 간의 관계에서 상관관계가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 분배공정성과 다른 변수들 간의 관계를 살펴보면 절차공정성과는 0.477, 상호작용공정성과 0.409, 조직몰입과 0.611, 직무만족과 0.585로 나타났다. 절차공정성과 다른 변수들 간의 상관관계를 보면 상호작용공정성과 0.762, 조직몰입과 0.647, 직무만족과 0.480으로 나타났다. 상호작용공정성과 다른 변수들 간의 상관계수는 조직몰입과 0.455, 직무만족과 0.410을 나타내고 있다. 그리고 조직몰입과 직무만족 간의 상관계수는 0.602로 나타났다.

정리해보면 독립변수인 조직공정성의 하위요소들은 서로 유의미한 정(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 그 중 절차공정성과 상호작용공정성의 상관관계가 0.762로 상당히 높게 나타난 점을 확인할 수 있다. 그리고 독립변수인 조직공정성이 종속변수인 조직몰입 및 직무만족과 모두 유의미한 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 독립변수와 종속변수의 상관관계에 있어서는 전반적으로 직무만족보다 조직몰입과의 상관계수가 더 크게 나타남을 확인할 수 있다.

제 6 절 가설 검증

1. 조직공정성이 조직몰입에 미치는 영향

조직공정성이 조직몰입에 미치는 영향을 살펴보기 위해 응답자의 인구통계학적 특성을 독립변수와 함께 투입하여 다중회귀분석을 실시하였다. 독립변수인 조직공정성 인식이 종속변수인 조직몰입에 미치는 영향을 정확하게 파악하기 위해 통제변수인 인구통계학적 특성 중에 성별, 학력, 근무부서는 더미변수로 처리하였다.

〈표 27〉 다중회귀분석 I

| 종속변수 : 조직몰입 | | | | | | | | |
|-------------|--------------------|--------|-------|---------|----------|--------|-------|-------|
| 구분 | | B | 표준오차 | β | t | p | VIF | |
| 상수 | | -2.540 | .596 | | -4.264 | .000 | | |
| 조직 공정성 | 분배 | .508 | .091 | .457 | 5.581*** | .000 | 1.463 | |
| | 절차 | .424 | .128 | .379 | 3.317** | .001 | 2.840 | |
| | 상호작용 | -.065 | .139 | -.051 | -.469 | .640 | 2.606 | |
| 개인적 특성 | 성별 ^{a)} | .090 | .148 | .045 | .606 | .546 | 1.183 | |
| | 연령 | -.258 | .223 | -.236 | -1.156 | .250 | 9.062 | |
| | 학력 | 고졸 | -.519 | .288 | -.231 | -1.800 | .075 | 3.598 |
| | | 대졸 | -.373 | .233 | -.182 | -1.600 | .113 | 2.829 |
| | 근속년수 | .249 | .139 | .352 | 1.787 | .077 | 8.436 | |
| | 근무부서 ^{b)} | -.009 | .149 | -.004 | -.060 | .952 | 1.177 | |

R=.754, R^2 =.569, 수정된 R^2 =.527

D-W: 1.860, F=13.763, p=.000

a) 0=남성, 1=여성; b) 0=본사, 1=소속기구

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

〈표 27〉을 보면 회귀모형은 통계적으로 유의하게 나타났으며(F=13.763, p<.001), 회귀모형의 설명력은 약 52.7%로 매우 높은 편이며 설명력이 좋다고 할 수 있다. 한편 Durbin-Watson 통계량은 1.860으로 2에 근사한 값을 보여 잔차의 독립성 가정에 문제가 없는 것으로 평가되었고, 분산팽창지수(Variance Inflation Factor: VIF)는

보통 10 이상이 되면 다중공선성의 문제가 있다고 볼 수 있는데 본 연구에서는 모두 10 미만으로 작게 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단되었다.

회귀계수의 유의성 검증결과, 조직공정성이 조직몰입에 미치는 영향을 살펴보면 분배공정성이 조직몰입에 대해 정(+)^{의 영향을 미치고 있었으며(t=5.581, β =0.457, $p<0.001$), 절차공정성도 정(+)^{의 영향을 미치는 것으로 나타났다(t=3.317, β =0.379, $p<0.01$). 즉 분배공정성, 절차공정성이 높아질수록 조직몰입의 수준이 높아지는 것으로 평가되었다. 표준화 계수의 크기를 비교하면 분배공정성(β =0.457), 절차공정성(β =0.379) 순으로 조직몰입에 큰 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 한편 통제변수 중에서 조직몰입과 유의한 관계를 나타낸 변수는 없는 것으로 나타났다.}}

2. 조직공정성이 직무만족에 미치는 영향

조직공정성이 직무만족에 미치는 영향을 살펴보기 위해 응답자의 인구통계학적 특성을 독립변수와 함께 투입하여 다중회귀분석을 실시하였다. 독립변수인 조직공정성 인식이 종속변수인 직무만족에 미치는 영향을 정확하게 파악하기 위해 통제변수인 인구통계학적 특성 중에 성별, 학력, 근무부서는 더미변수로 처리하였다.

〈표 28〉 다중회귀분석 II

| 종속변수 : 직무만족 | | | | | | | | |
|-------------|--------------------|-------|---------|--------|----------|---------|-------|-------|
| 구 분 | B | 표준오차 | β | t | p | VIF | | |
| 상 수 | -2.601 | .595 | | -4.371 | .000 | | | |
| 조직 공정성 | 분배 | .491 | .091 | .442 | 5.399*** | .000 | 1.463 | |
| | 절차 | .354 | .128 | .316 | 2.766** | .007 | 2.834 | |
| | 상호작용 | .039 | .139 | .030 | .277 | .782 | 2.606 | |
| 개인적 특성 | 성별 ^{a)} | .171 | .148 | .085 | 1.157 | .250 | 1.191 | |
| | 연령 | -.080 | .223 | -.073 | -.360 | .720 | 9.062 | |
| | 학력 | 고졸 | -.630 | .288 | -.281 | -2.185* | .031 | 3.602 |
| | | 대졸 | -.466 | .233 | -.228 | -2.002* | .048 | 2.829 |
| | 근속년수 | .107 | .139 | .152 | .771 | .443 | 8.445 | |
| | 근무부서 ^{b)} | -.028 | .148 | -.014 | -.185 | .853 | 1.179 | |

$R=.754$, $R^2=.569$, 수정된 $R^2=.528$

D-W: 1.861, F=13.799, $p=.000$

a) 0=남성, 1=여성; b) 0=본사, 1=소속기구

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

<표 28>을 보면, 회귀모형은 통계적으로 유의하게 나타났으며($F=13.763$, $p < 0.001$), 회귀모형의 설명력은 약 52.8%로 매우 높은 편이며 설명력이 좋다고 판단할 수 있다. 한편 Durbin-Watson 통계량은 1.861로 2에 근사한 값을 보여 잔차의 독립성 가정에 문제가 없는 것으로 평가되었으며, 분산팽창지수(Variance Inflation Factor: VIF)는 보통 10 이상이 되면 다중공선성의 문제가 있다고 볼 수 있는데 연구결과에 서는 모두 10 미만으로 작게 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단되었다.

회귀계수의 유의성 검증결과, 조직공정성이 직무만족에 미치는 영향을 살펴보면 분배공정성이 직무만족에 대해 정(+)의 영향을 미치고 있었으며($t=5.399$, $\beta=0.442$, $p < 0.001$), 절차공정성도 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다($t=2.766$, $\beta=0.316$, $p < 0.01$). 즉 분배공정성, 절차공정성이 높아질수록 직무만족의 수준이 높아지는 것으로 평가되었다. 표준화 계수의 크기를 비교하면 분배공정성($\beta=0.442$), 절차공정성($\beta=0.316$) 순으로 직무만족에 큰 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 한편 통제변수 중에서 직무만족과 유의한 관계를 나타낸 변수는 학력으로 고졸($t=-2.185$, $\beta=-.281$, $p < 0.05$)과 대졸 이상($t=-2.002$, $\beta=-.228$, $p < 0.05$)이 부(-)의 영향을 주고 있었다.

3. 조직공정성과 조직몰입에 대한 조절효과(가설 1 검증)

<표 29> 조직공정성-조직몰입 관계에서 직종의 조절효과

| 구 분 | | 종속변수 : 조직몰입 | | | | | | | | |
|-----------|------------------------|-------------|--------|------|---------|--------|------|---------|--------|------|
| | | 1단계 | | | 2단계 | | | 3단계 | | |
| | | β | t | p | β | t | p | β | t | p |
| 상 수 | | | -4.264 | .000 | | -3.702 | .000 | | -4.331 | .000 |
| 독립 변수 | 분배 | .457*** | 5.581 | .000 | .323** | 3.296 | .001 | .450*** | 3.885 | .000 |
| | 절차 | .379** | 3.317 | .001 | .362** | 3.240 | .002 | .372** | 3.032 | .003 |
| | 상호 작용 | -.051 | -.469 | .640 | -.043 | -.407 | .685 | -.067 | -.628 | .531 |
| 통제 변수 | 성별 ^{a)} | .045 | .606 | .546 | .024 | .326 | .745 | .029 | .408 | .684 |
| | 연령 | -.236 | -1.156 | .250 | -.269 | -1.350 | .180 | -.171 | -.804 | .423 |
| | 고졸 | -.231 | -1.800 | .075 | -.125 | -.938 | .351 | -.091 | -.682 | .497 |
| | 대졸 | -.182 | -1.600 | .113 | -.121 | -1.055 | .294 | -.097 | -.819 | .415 |
| | 근속 년수 | .352 | 1.787 | .077 | .390* | 2.022 | .046 | .261 | 1.253 | .213 |
| | 근무 부서 ^{b)} | -.004 | -.060 | .952 | .065 | .836 | .405 | .056 | .733 | .466 |
| 조절 변수 | 직종 ^{c)} | | | | -.262* | -2.389 | .019 | -.081 | -.591 | .556 |
| 교호항 | 분배 x 조절 절차 | | | | | | | -.145 | -1.605 | .112 |
| | x 조절 상호 | | | | | | | -.071 | -.620 | .537 |
| | x 조절 | | | | | | | -.050 | -.480 | .632 |
| F값 | | 13.763 | | | 5.707 | | | 1.800 | | |
| 유의수준 | | .000 | | | .000 | | | .000 | | |
| R^2 | | .569 | | | .593 | | | .617 | | |
| 수정된 R^2 | | .527 | | | .550 | | | .561 | | |

a) 0=남성, 1=여성; b) 0=본사, 1=소속기구, c) 사무직=0, 비사무직=1

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

조직공정성과 조직몰입 간의 관계에서 사무직/비사무직 그룹의 조절효과를 검증하기 위해 독립변수와 종속변수에 조절변수 및 상호작용항을 차례로 포함시키는 위계적 다중회귀분석을 실시하였다. 1단계에서는 조직공정성 변수와 통제변수를 포함시키고, 2단계에서는 조절변수인 직종을 추가하였다. 마지막으로 3단계에서는 조직공정성과 직종요인 간의 상호작용항을 포함하여 모형을 구성하였다.

<표 29>를 통해 살펴본 분석 결과 1단계, 2단계, 3단계 모형은 분배공정성과 절차공정성 모두 조직몰입에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 모형의 설명력에 있어서 52.7%였던 1단계 모형의 설명력이 2단계 모형에서 55%로 증가하였고, 3단계 모형의 설명력은 56.1%까지 증가하여 가장 높은 것으로 나타났다. F값의 경우 1단계 모형에서 13.763(p=.000), 2단계 모형에서 5.707(p=.000), 3단계 모형에서 1.800(p=.000)로 나타나 모두 회귀모형에 적합한 것으로 드러났다.

한편 Durbin-Watson 통계량은 1.895로 2에 근사한 값을 보여 잔차의 독립성 가정에 문제가 없는 것으로 평가되었고, 분산팽창지수(Variance Inflation Factor: VIF)는 모두 10 미만으로 작게 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단되었다. 하지만 3단계 모형에서 교호항의 계수를 살펴본 결과 모든 교호항이 유의확률 .05 수준에서 유의한 수치를 보이지 않았다. 즉, 조직공정성 인식 중 분배공정성과 절차공정성은 조직몰입에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치고 있음에도 불구하고, 직종에 따른 조절효과는 교호항의 계수가 유의한 수치를 보이지 않으므로 분배공정성 및 절차공정성이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직과 비사무직 간에 차이가 없다고 해석할 수 있다.

따라서 ‘분배공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.’ 라는 가설 1-1과 ‘절차공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.’ 라는 가설 1-2, ‘상호작용 공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.’ 라는 가설 1-3까지 모두 기각되었다. 이는 조직공정성 인식과 조직몰입의 관계가 조직구성원의 직종으로부터 영향을 받지 않는다는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 조직공정성 인식 수준이 조직몰입에 미치는 영향에 있어서 직종은 영향을 미치지 못했으며, 직종에 따른 조절효과도 없음을 의미한다.

4. 조직공정성과 직무만족에 대한 조절효과(가설 2 검증)

<표 30> 조직공정성-직무만족 관계에서 직종의 조절효과

| 구 분 | | 종속변수 : 직무만족 | | | | | | | | |
|-----------|------------------------|-------------|--------|------|---------|--------|------|---------|--------|------|
| | | 1단계 | | | 2단계 | | | 3단계 | | |
| | | β | t | p | β | t | p | β | t | p |
| 상 수 | | | -4.371 | .000 | | -3.879 | .000 | | -4.805 | .000 |
| 독립 변수 | 분배 | .442*** | 5.399 | .000 | .335** | 3.390 | .001 | .495*** | 4.297 | .000 |
| | 절차 | .316** | 2.766 | .007 | .302** | 2.678 | .009 | .318* | 2.609 | .011 |
| | 상호 작용 | .030 | .277 | .782 | .037 | .338 | .736 | .007 | .070 | .945 |
| 통제 변수 | 성별 ^{a)} | .085 | 1.157 | .250 | .069 | .936 | .352 | .076 | 1.064 | .290 |
| | 연령 | -.073 | -.360 | .720 | -.100 | -.496 | .621 | .019 | .092 | .927 |
| | 고졸 | -.281* | -2.185 | .031 | -.196 | -1.459 | .148 | -.157 | -1.176 | .243 |
| | 대졸 | -.228* | -2.002 | .048 | -.179 | -1.551 | .124 | -.153 | -1.305 | .195 |
| | 근속 년수 | .152 | .771 | .443 | .182 | .933 | .353 | .022 | .107 | .915 |
| | 근무 부서 ^{b)} | -.014 | -.185 | .853 | .041 | .526 | .600 | .030 | .398 | .692 |
| 조절 변수 | 직종 ^{c)} | | | | -.208 | -1.874 | .064 | .022 | .161 | .872 |
| 교호항 | 분배 x 조절 | | | | | | | -.188* | -2.095 | .039 |
| | 절차 x 조절 | | | | | | | -.091 | -.798 | .427 |
| | 상호 x 조절 | | | | | | | -.053 | -.513 | .609 |
| F값 | | 13.799 | | | 3.512 | | | 2.850 | | |
| 유의수준 | | .000 | | | .000 | | | .000 | | |
| R^2 | | .569 | | | .585 | | | .621 | | |
| 수정된 R^2 | | .528 | | | .540 | | | .566 | | |

a) 0=남성, 1=여성; b) 0=본사, 1=소속기구; c) 사무직=0, 비사무직=1

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

조직공정성과 직무만족 간의 관계에서 사무직/비사무직 그룹의 조절효과를 검증하기 위해 독립변수와 종속변수에 조절변수 및 상호작용항을 차례로 포함시키는 위계적 다중회귀분석을 실시하였다. 1단계에서는 조직공정성 변수와 통제변수를 포함시키고, 2단계에서는 조절변수인 직종을 추가하였다. 마지막으로 3단계에서는 조직공정성과 직종요인 간의 상호작용항을 포함하여 모형을 구성하였다.

<표 30>을 통해 살펴본 분석 결과 1단계, 2단계, 3단계 모형은 분배공정성과 절차공정성 모두 조직몰입에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 모형의 설명력에 있어서 52.8%였던 1단계 모형의 설명력이 2단계 모형에서 54%로 증가하였고, 3단계 모형의 설명력이 56.6%까지 증가함을 확인할 수 있었다. F값의 경우 1단계 모형에서 13.799(p=.000), 2단계 모형에서 3.512(p=.000), 3단계 모형에서 2.850(p=.000)로 나타나 모두 회귀모형에 적합한 것으로 드러났다.

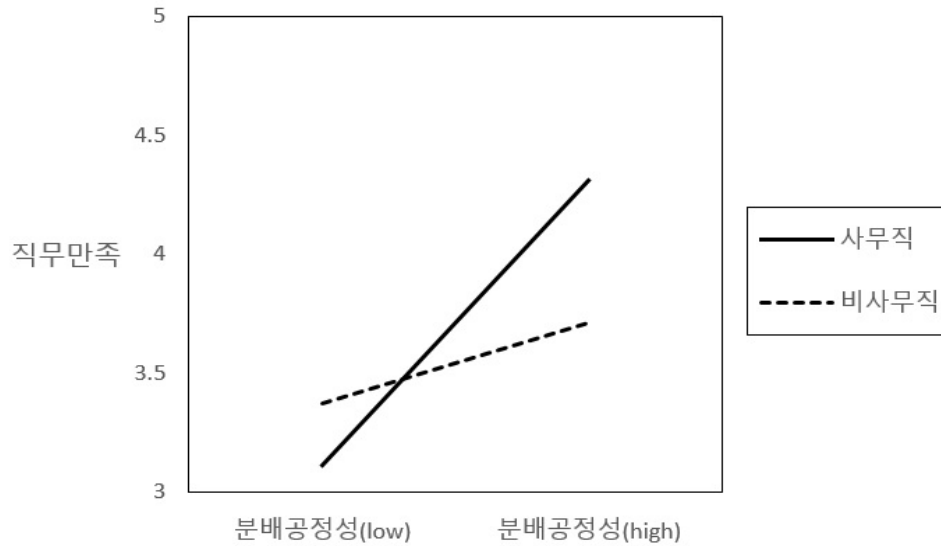
한편 Durbin-Watson 통계량은 1.883으로 2에 근사한 값을 보여 잔차의 독립성 가정에 문제가 없는 것으로 평가되었고, 분산팽창지수(Variance Inflation Factor: VIF)는 모두 10 미만으로 작게 나타나 다중공선성 문제도 없는 것으로 판단되었다.

3단계 모형에서 교호항의 계수를 살펴본 결과 절차공정성과 상호작용공정성은 직종의 조절효과가 없는 것으로 나타난 반면, 분배공정성은 유의확률 .05 수준에서 통계적으로 유의미한 부(-)의 조절효과가 있는 것으로 나타났다. 즉, 사무직과 비사무직의 차이는 분배공정성 인식과 직무만족 간의 관계를 조절하는 것으로 나타났다. 분배공정성 인식과 직종의 교호항은 통계적으로 유의미한 부(-)의 부호를 나타내고 있어 비사무직의 분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 효과가 감소하고 있음을 알 수 있다.

<표 30>의 결과를 바탕으로 영향력의 정도를 표준화 계수로 비교하였을 때 분배공정성 인식이 사무직의 직무만족에 미치는 효과는 0.495이며, 비사무직의 직무만족에 미치는 효과는 0.307(=0.495-0.188)이다. 즉 사무직의 분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향이 비사무직보다 더 크게 나타남을 알 수 있다.

위계적 다중회귀분석 결과에서 통계적으로 유의미하게 나타난 직종의 조절효과에 대한 이해를 돕기 위해 그래프를 제시하면 아래의 <그림 3>과 같다. 실선은 사무직의 회귀직선 기울기를 나타내며, 점선은 비사무직의 회귀직선 기울기를 의미한다. 그림에서 알 수 있듯이 사무직과 비사무직 모두 분배공정성 인식이 높아질수록 직무만족이 높아지고 있으며, 사무직이 비사무직에 비해 분배공정성 인식이 높아질수록 직무만족이 큰 폭으로 높아짐을 확인할 수 있다. 사무직의 회귀직선 기울기는 비사무직에 비해서 더 가파르게 나타났으며, 이를 통해 사무직에서 분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 강화됨을 알 수 있다. 분배공정성 인식 수준이 높을수록 직무만족은 높아지며, 사무직에서 분배공정성 인식의 긍정적인 효과는 강화됨을 알 수 있다.

〈그림 3〉 직종의 조절효과 그래프



이상의 결과를 종합해볼 때 ‘분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.’ 라는 가설 2-1은 채택되었다. 반면에 ‘절차공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.’ 라는 가설 2-2, ‘상호작용공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다.’ 라는 가설 2-3은 기각되었다. 따라서 조직공정성 인식 수준이 직무만족에 미치는 영향에 있어서 직종에 따른 조절효과는 어느 정도 제한적으로 나타나고 있는 것으로 검증되었다. 다중회귀분석 및 위계적 다중회귀분석을 통한 가설검증 결과를 정리하면 다음의 <표 31>과 같다.

〈표 31〉 가설검증 결과

| 구 분 | 가설 내용 | 채택여부 |
|--------------------|---|------|
| | 종속변수 : 조직몰입 | |
| 가설 1 | 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 직종에 따라 차이가 있을 것이다. | 기각 |
| 1-1 | 분배공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다. | 기각 |
| 1-2 | 절차공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다. | 기각 |
| 1-3 | 상호작용공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다. | 기각 |
| 종속변수 : 직무만족 | | |
| 가설 2 | 조직공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 직종에 따라 차이가 있을 것이다. | 부분채택 |
| 2-1 | 분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다. | 채택 |
| 2-2 | 절차공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다. | 기각 |
| 2-3 | 상호작용공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타날 것이다. | 기각 |

제 7 절 분석결과의 종합 및 해석

본 연구에서는 공공기관의 조직공정성 인식 수준이 조직몰입 및 직무만족과 어떤 관계를 맺고, 이 관계가 직종에 따라 조절효과를 가지는지 여부를 살펴보았다. 우선 조직공정성에 대한 인식은 보통 이상으로 측정되었으며, 조직몰입 및 직무만족의 수준도 보통 이상으로 나타났다. 이를 통해 설문에 응답한 직원들은 전반적으로 조직에 대한 정서적 애착과 자긍심 등을 가지고 있으며, 자신의 직무에 만족하고 있다는 사실을 확인할 수 있었다.

성별에 따른 변수의 차이를 검증해본 결과, 모든 변수에 있어서 남성의 평균이 여성의 평균보다 높게 나왔지만 통계적으로 유의미한 차이는 나타나지 않았다. 연령에 따른 변수의 차이는 조직몰입의 경우에만 50대 이상의 평균과 30대의 평균이 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있음을 사후검증을 통해서 확인하였다. 이러한 차이는 신입사원으로 입사하던 시기의 기대감, 조직에 대한 자긍심 그리고 본인 직무에 대한 만족도가 업무를 수행하면서 부딪치는 수많은 현실의 장벽에 가로막혀 떨어지는 것으로 판단된다.

학력의 경우 모든 변수에 있어서 대학원 졸업 이상 집단의 평균이 고졸 집단의 평균보다 높게 나왔으며 그 차이는 통계적으로 유의미하게 나타났다. 근속년수에 따른 각 변수의 차이를 검증해본 결과, 조직공정성, 조직몰입, 직무만족 모두 21년 이상 집단의 평균이 가장 높았으며, 근속년수에 따른 평균의 차이는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 근무부서에 따른 각 변수의 차이를 검증해보면, 모든 변수에 있어서 본사의 평균이 소속기구의 평균보다 약간 높게 나타났으며 특히 분배공정성의 경우 본사와 소속기구의 평균 차이가 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있다. 마지막으로 직종에 따른 변수의 차이를 검증해본 결과, 모든 변수에 있어서 사무직의 평균이 비사무직보다 높게 나왔으며 직종에 따라 조직공정성, 조직몰입, 직무만족 모두 통계적으로 유의미한 차이가 나타난다고 해석할 수 있다.

상관관계 분석을 통해 모든 변수들 간의 관계에서 상관관계가 통계적으로 유의미하게 나타났음을 확인할 수 있었다. 그리고 다중회귀분석을 통해 조직공정성이 조직몰입에 미치는 영향을 확인해본 결과, 분배공정성과 절차공정성이 조직몰입에 유의한 영향을 미치고 있었으며 분배공정성($\beta=0.457$), 절차공정성($\beta=0.379$) 순으로 조직몰입에 큰 영향을 미치는 것으로 검증되었다.

또한 조직공정성이 직무만족에 미치는 영향을 살펴보면, 분배공정성과 절차공정성이 직무만족에 유의한 영향을 미치고 있었으며 분배공정성($\beta=0.442$), 절차공정성($\beta=0.316$) 순으로 직무만족에 큰 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 특히 통제변수 중 직무만족과 유의한 관계를 나타낸 변수는 학력으로 고졸($t=-2.185$, $\beta=-.281$, $p<0.05$)과 대졸 이상($t=-2.002$, $\beta=-.228$, $p<0.05$)이 부(-)의 영향을 주고 있었다.

마지막으로 독립변수와 종속변수에 조절변수 및 상호작용항을 차례로 포함시키는 위계적 다중회귀분석을 통해 조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향에 있어서 직종이 조절효과를 가지는지 검증하였다. 그 결과, 조직공정성 인식과 조직몰입 간의 관계에서는 직종의 조절효과가 나타나지 않았고, 조직공정성 인식과 직무만족 간의 관계에서는 직종의 조절효과가 일부 나타났다. 구체적으로 살펴보면 분배공정성 인식과 직무만족 간의 관계에서 직종에 따른 차이가 조절효과를 갖는 것으로 확인되었다. 즉, 사무직에서 그 관계가 더 강하게(+) 나타나고 있으며, 비사무직의 경우 오히려 그 관계가 약화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비사무직에 비해 사무직의 분배공정성의 인식 수준이 높을수록 더 큰 직무만족의 향상을 이끌어 낼 수 있다고 해석될 수 있다.

제 5 장 결론 및 정책적 시사점

제 1 절 연구결과 요약

본 연구는 공공기관의 조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 효과를 분석함에 있어 직종의 조절효과를 살펴봄으로써 보다 효율적인 조직운영 방안을 수립하는 데에 목적이 있다. 다양한 직종을 운영하고 있는 한국보훈복지의료공단을 실증분석 대상으로 하여 인적자원관리 시스템에 시사점을 도출하고자 하였다.

독립변수는 조직공정성 인식을 선정하였고, 선행연구 결과를 토대로 분배공정성, 절차공정성, 상호작용공정성으로 분류하였다. 종속변수로는 조직몰입과 직무만족을 설정하였다. 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 정확히 파악하기 위해 응답자의 성별, 연령, 학력, 근속년수, 근무부서와 같은 인구통계학적 변수를 통제변수로 설정하였다. 조절변수로는 직종을 선정하였으며, 사무직과 유사한 근무조건을 보유한 기술직, 사무직과 유사한 직무를 수행하고 있는 일반기능직을 비사무직으로 분류하여 독립변수와 종속변수 간의 관계에서 직종의 조절효과를 살펴보았다.

연구방법으로 이론적 배경에 대한 선행연구를 검토하고, 변수의 개념적 정의와 변수들 간의 관계를 설정하였다. 이후 실증연구 분석 대상으로 다양한 직종을 운영하고 있는 한국보훈복지의료공단을 선정하여 모집단의 구성비율과 유사하도록 층화표본추출법을 활용하여 표본을 추출하고, 2020년 5월 1일부터 22일까지 본사 및 소속기구의 직원을 대상으로 사내 이메일을 통한 설문조사를 진행하였다. 설문조사 결과를 바탕으로 빈도분석, 타당성 및 신뢰도 분석, 상관관계분석, 다중회귀분석 및 위계적 다중회귀분석을 실시하였으며, 구체적인 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 조직공정성의 하위요소인 분배공정성과 절차공정성이 조직몰입에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 분배공정성($\beta=0.457$), 절차공정성($\beta=0.379$) 순으로 조직몰입에 큰 영향을 미치는 것으로 검증되었다.

둘째, 조직공정성의 하위요소인 분배공정성과 절차공정성이 직무만족에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것을 확인되었으며, 분배공정성($\beta=0.442$), 절차공정성($\beta=0.316$) 순으로 직무만족에 큰 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 다만, 통제변수였던 학력이 직무만족에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 주고 있었다.

셋째, 조직공정성, 조직몰입, 직무만족의 수준에 있어서 직종별(사무직, 비사무직)로 차이가 유의미하게 나타났으며, 독립변수와 종속변수의 관계에서 직종의 조절효과는 부분적으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 직종이 분배공정성과 직무만족 간의 관계를 조절하는 것으로 검증되었으며, 직종의 조절효과가 예상보다 제한적인 것으로 판단된다.

제 2 절 연구의 함의

조직공정성이 조직몰입 및 직무만족에 긍정적인 영향을 미친다는 결과는 여러 선행연구를 통해 입증된 바 있다. 본 연구의 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 향후 조직 관리에 있어서 조직의 성과를 제고하기 위해서는 공정성을 확보하는 것이 효과적인 전략이 될 수 있음을 보여주었다는 점이다. 다중회귀분석을 통해 분배공정성 인식과 절차공정성 인식은 조직구성원의 조직몰입 및 직무만족에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 결론적으로, 공단에 재직 중인 직원들은 업무상 접하는 인간관계의 측면보다는 보상의 결과나 의사결정의 절차적 측면에 더욱 민감하게 반응하고 있음을 확인할 수 있다. 이를 통해 승진의 기회나 보상의 공정성, 의사결정 과정에 대한 불만은 조직몰입 및 직무만족의 수준을 저하시킬 수 있다고 해석할 수 있다.

따라서 조직구성원들의 직무행태를 긍정적으로 유도하고 조직의 성과를 제고하기 위해서는 조직공정성을 확보하는 것이 필수적이다. 분배공정성을 확보하기 위해서는 종합적이고 체계적인 평가를 통해 개인의 노력, 업무성과, 책임수준 등에 따른 공정한 보상이 이루어질 수 있도록 평가시스템이 개선될 필요가 있다. 절차공정성을 확보하기 위해서는 업무지시, 명령 등의 의사결정과정에서 일관성 있는 판단이 요구되며, 적절한 피드백이 필요할 것으로 판단된다. 이를 통해 조직공정성 인식이 높아지면 조직구성원들의 조직몰입 및 직무만족의 수준도 향상될 수 있을 것이다.

둘째, 기존 연구에서 검증되었던 조직공정성 인식과 직무만족 간의 관계에서 직종이라는 변수가 영향을 미칠 수 있음을 보여주었다는 점이다. 위계적 다중회귀분석을 통해 분배공정성과 직종의 상호작용항을 분석한 결과, 표준화계수=-.188, $p=.039$ 로 직종은 분배공정성과 직무만족 간의 관계에서 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 분배공정성 인식이 직무만족에 미치는 영향은 사무직이 비사무직보다 더 크게 나타남을 확인할 수 있었다.

또한, 직종에 따른 변수 간의 차이를 검증한 결과, 모든 변수에 있어서 사무직과 비사무직 간에 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히 비사무직의 분배공정성 평균(2.82) 및 절차공정성 평균(2.98)이 보통 수준보다 낮다는 점을 주목해 볼 필요가 있다. 이러한 차이는 비사무직은 사무직에 비해 상대적으로 승진의 기회, 보직경로, 경력발전 및 직무 관련 전문성 제고 기회 등이 제한적이고, 공단의 규정 및 지침 등이 사무직 중심으로 되어 있다는 점에 기인한 것으로 볼 수 있다. 따라서 향후 비사무직의 조직몰입 및 직무만족 수준을 높이기 위해서는 개인의 노력 및 성과 등에 대한 적절한 보상을 통한 분배공정성 제고와 의사결정 과정에서의 절차공정성을 확보하는 것이 필요해 보인다.

셋째, 연령에 따라 조직공정성, 조직몰입, 직무만족의 수준이 변화할 수 있음을 보여주었다는 점이다. 조직공정성, 조직몰입, 직무만족 모두 50대 이상에서 평균값이 가장 높았으며, 특히 조직몰입의 경우 50대 이상 평균값과 30대의 평균값 차이가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이는 입사 초기의 직장생활에 대한 기대감, 조직에 대한 정서적 애착감 및 직무 만족도가 실제 업무를 하면서 부딪치는 현실과의 거리감으로 인해 떨어지고 있다고 해석할 수 있다. 따라서 이러한 현상을 개선하기 위해 연령 혹은 직급별로 나누어 교육훈련을 기획하는 등 맞춤형 프로그램을 체계화하고, 젊은 직원들의 조직몰입 및 직무만족의 수준을 제고할 수 있도록 공정성을 확보하는 데에 주안점을 둘 필요가 있다고 판단된다.

넷째, 본 연구는 기능직을 폐지하고 사무직, 기술직에 통합하는 방안을 추진할 때 조직공정성을 확보하는 것이 선행되어야 함을 보여주었다. 특히, 한국보훈복지의료공단은 업무 특성을 반영하여 다양한 직종을 운영하고 있으며 직종이 지나치게 세분화되어 있어 직종 간 불필요한 갈등을 초래할 수 있다는 점에서 최근에는 기능직의 폐지하여 사무직 또는 기술직으로 통합하는 방안을 마련하고 있으며, 통합을 추진할 때 2013년에 시행되었던 기능직 공무원의 통합 사례를 참고할 필요가 있다. 이선우·진종순(2014)에 따르면 공무원 직종개편으로 기능직 공무원이 일반직 공무원으로 통합됨에 따라 일반직 공무원들의 기득권 침해에서 오는 반발, 기능직 공무원 본연의 업무수행 주체 실종으로 인력운영의 비효율성이 발생되었음을 확인할 수 있다. 따라서 이러한 사례를 참고하여 기능직을 폐지하고 사무직, 기술직에 통합할 때 사무직, 기술직, 일반기능직 모두 불공정성을 느끼지 않도록 공정성을 확보하는 방안을 모색해야 할 것이다.

제 3 절 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구는 다양한 직종을 운영하고 있는 한국보훈복지의료공단을 실증연구 분석 대상으로 선정하여 공공기관의 조직공정성 인식과 조직몰입 및 직무만족 간의 관계에서 직종의 조절효과를 살펴보고자 했다는 점에서 의의가 있지만, 다음과 같은 한계 및 향후 발전과제를 가지고 있다.

첫째, 연구대상의 범위가 한정되어 있어 결과의 일반화에 한계가 있다. 본 연구의 표본은 한국보훈복지의료공단에 재직 중인 직원으로 한정되어 있고, 설문회수의 비율이 높지 않다(46.7%)는 점도 분석결과의 일반화에 한계가 있음을 의미한다. 향후에는 연구의 범위를 확대하여 본 연구에서 설정한 연구모형이 다른 공공기관에 적용해도 유효한지 살펴본다면 연구의 객관성을 높일 수 있을 것이라 판단된다. 그리고 본 연구는 2020년 5월을 기준으로 한 횡단적 분석과 선형모형을 가정하였기 때문에 변수들 간의 관계의 복잡성을 충분히 고려하지 못했을 가능성이 있으며, 결과의 일반화에 한계가 있다. 따라서 향후 연구에는 시간의 흐름을 추적할 수 있는 종단적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

둘째, 본 연구의 독립변수인 조직공정성 인식과 종속변수인 조직몰입 및 직무만족은 모두 단일 설문조사에서 자기보고방식(self-report)으로 측정되었기 때문에 동일방법편의(common method bias) 등의 문제로부터 자유로울 수 없다는 한계가 있다. 독립변수와 종속변수를 동일한 시점에서 측정하여 양자 간의 관계가 왜곡됐을 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 향후 연구에서는 단일 설문조사로 인한 동일방법편의의 가능성을 극복할 수 있도록 예비조사 및 면접조사 등의 방식을 통해 보완할 필요가 있다.

셋째, 본 연구의 조절변수인 직종에 대한 다각적인 접근이 필요하다. 설문조사를 통해 직종에 따라 조직공정성, 조직몰입 및 직무만족의 수준이 다르다는 것이 파악되었으나, 직종의 조절효과를 종합적으로 검증하기에는 부족한 면이 있다. 즉, 사무직과 유사한 근무조건을 가지고 있는 기술직, 유사한 직무를 수행하고 있는 일반기능직을 비사무직으로 구분하여 직종의 조절효과를 살펴보았지만, 향후 연구에서 의사직, 간호직 등과 같은 전문직과의 비교, 비사무직의 범위 다양화를 통해 직종의 조절효과가 어떻게 달라지는지 파악한다면 보다 정교한 연구모형으로 거듭날 수 있을 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 강여진·장지원. (2005). 인사공정성 인식이 조직시민행동에 미친 영향: 서울시 공무원의 인식을 중심으로. 「한국사회와 행정연구」, 16(2): 25~53.
- 고길곤. (2017). 「통계학의 이해와 활용」, 서울: 문우사.
- 권용수·임재진·김혜영·김상우·조태준. (2015). 공무원 직급체계 분석 및 개선방안에 관한 연구. 「한국인사행정학보」, 14(4): 231~256.
- 김기형·진종순. (2018). 공직 전문성 강화를 위한 공직분류체계 개선방안에 관한 연구: 국가 일반직 공무원의 직군, 직렬, 직류를 중심으로. 「한국인사행정학보」, 17(3): 89~116.
- 김도윤·나태준. (2015). 공공·민간 조직 구성원의 조직몰입도 비교 연구: 성과급제의 조절효과를 중심으로. 「한국행정연구」, 24(1): 197~222.
- 김명식. (2003). 우리나라 공직분류체계의 개편방향. 「공직구조 개혁방안모색을 위한 대토론회 발표·토론 논문집」
- 김상진·한진수. (2006). 호텔의 사회자본이 직무만족, 조직몰입에 미치는 영향. 「호텔경영학연구」, 15(2): 41~63.
- 김성수. (2003). 지방공무원의 공정성 지각과 조직효과에 관한 연구-전라북도 지방공무원의 인사공정성에 대한 인식을 중심으로-. 「한국자치행정학보」, 17(2): 39~59.
- 김영호·류은영·류병곤. (2012). 조직환경과 조직구조가 조직효과성에 미치는 영향: 47개 한국중앙행정기관을 중심으로. 「한국인사행정학보」, 11(3): 185~215.
- 김재성. (2015). 교육훈련이 조직몰입에 미치는 영향에 대한 연구-조직유형 및 공공봉사동기의 조절효과를 중심으로-. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 김한솔. (2019). 상사의 변혁적 리더십에 대한 인식이 부하의 조직몰입에 미치는 영향-공·사조직 비교를 중심으로-. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 김혜정. (2004). 개인-조직간 가치적합성이 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구. 석사학위 논문. 이화여자대학교.
- 남궁 근. (2010). 「행정조사방법론」. 서울: 법문사.
- 노경섭. (2019). 「제대로 알고 쓰는 논문 통계분석」. 한빛아카데미.
- 민병익·유태정. (2010). 조직공정성이 직무행태와 조직문화에 미치는 영향에 대한 연구. 「사회과학연구」, 26(4): 271~298.
- 배귀희. (2007). 조직공정성과 조직시민행동에 관한 연구-조직신뢰와 조직몰입의 매개변수를 중심으로-. 「한국행정논집」, 19(3): 473~500.
- 박기관. (2008). 직무만족 및 조직몰입의 결정요인에 관한 연구-지방공무원의 직무스트레스를 중심으로-. 「지방행정연구」, 22(2): 171~202.

- 박영배. (1999). 인구통계특성, 성격특성, 직무특성과 직무만족 및 조직몰입의 관계에 관한 실증연구. 「생산성논집」, 13(2): 1~27.
- 박재춘. (2017). 직무만족, 생활만족 및 조직몰입의 관계: 생활만족의 매개효과와 고용형태의 조절효과를 중심으로. 「노동정책연구」, 17(1): 27~54.
- 박찬영·이지은·이수영. (2015). 조직공정성인식이 조직몰입에 미치는 영향: 광역-기초자치단체 공무원의 조절효과 검증. 「한국행정논집」, 27(1): 215~242.
- 방하남·김상욱. (2009). 직무만족도와 조직몰입도의 결정요인과 구조분석. 「한국사회학」, 43(1): 56~88.
- 서원석·김형성·황성원. (2013). 동기부여와 사기의 관계에 관한 시론적 연구: 인구통계학적 변수의 조절효과를 중심으로. 「한국인사행정학회보」, 12(2): 1~29.
- 손종효. (2016). 준정부기관 직원의 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구-승진과 성과급 배분을 중심으로-. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 송미연·전영한. (2014). 조직관리와 직무만족: 한국의 교육기관에 대한 위계적 선형 모형 분석. 「한국행정학보」, 48(4): 109~132.
- 신황용·이희선. (2013). 조직공정성과 조직몰입 및 혁신적 업무행동 간의 구조적 인과관계 분석. 「한국행정학보」, 47(3): 157~179.
- 유민봉·박성민. (2014). 「한국인사행정론」. 서울: 박영사.
- 유상엽·김지성. (2018). 우리나라 공무원의 경쟁력 및 전문성 제고를 위한 공직분류체계의 진단과 혁신방안. 「한국인사행정학보」, 17(4): 233~259.
- 윤병섭·이영안·이홍재. (2010). 성과급에 대한 공정성 인식이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향: 경찰공무원들의 인식을 중심으로. 「한국정책연구」, 10(3): 219~238.
- 윤여원. (2018). 조직공정성과 직무스트레스 요인이 공무원의 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구: 공공봉사동기(Public Service Motivation: PSM)의 조절효과를 중심으로. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 윤지웅·김주경·이중근. (2012). 우리나라 기능직공무원의 직무만족에 미치는 요인 및 영향 분석. 「사회과학연구」, 38(1): 71~98.
- 원구환·류숙원·김상윤. (2008). 공기업 유형별 조직몰입 영향요인 비교연구. 「한국조직학회보」, 5(3): 29~63.
- 이목화·문형구. (2014). 국내 조직몰입 연구의 현황과 향후 방향. 「조직과 인사관리연구」, 38(2): 143~221.
- 이미경·전상길. (2016). 조직공정성과 조직시민행동 간의 관계에서 기능별 조직문화의 조절효과에 관한 연구. 「인적자원관리연구」, 23(1): 199~215.
- 이상원. (2004). 경찰관서장의 변혁적 리더십이 부하의 직무만족도에 미치는 영향에 관한 연구. 「한국공안행정학회보」, 17: 261~288.

- 이상준. (2016). 조직공정성이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구-한국토지주택공사 사례를 중심으로-. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 이선우·정주현. (2012). 공무원 직종개편의 필요성에 관한 연구. 「현대사회와 행정」, 22(3): 161~183.
- 이용규·정석환. (2007). 공조직에서 조직 공정성이 구성원의 혁신행동에 미치는 영향: 분배공정성과 절차공정성을 중심으로. 「정부학연구」, 13(1): 7~34.
- 이정훈·박동균. (2011). 경찰조직문화와 직무만족에 있어서 조직공정성의 조절효과 분석. 「사회과학연구」, 18(1): 89~122.
- 이제식. (2018). 조직공정성이 구성원의 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향-공군장교를 중심으로-. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 이준호. (2012). 성과보상 및 성과보상의 공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구-K공기업을 중심으로-. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 이창원·최창현. (2005). 「새조직론」. 서울: 대영문화사.
- 이철기·이광희. (2007). 조직공정성과 조직몰입의 관계에 관한 연구: 중소기업과 대기업의 비교 연구. 「중소기업연구」, 29(3): 75~98.
- 이하나·허찬영. (2014). 조직공정성이 조직시민행동에 미치는 영향: 조직신뢰의 매개효과와 심리적 계약위반의 조절효과. 「인적자원개발연구」, 17(2): 89~112.
- 이혁준·오영삼·이지선. (2010). 사회복지사가 지각한 조직공정성이 조직몰입과 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구: 성장욕구의 매개효과를 중심으로. 「한국사회복지조사연구」, 13(1): 7~34.
- 전외술. (2014). 조직공정성이 기업성장에 미치는 영향. 「디지털융복합연구」, 12(10): 169~178.
- 정다연. (2019). 경찰관의 직무만족에 영향을 주는 요인에 관한 연구-소속기관별 비교-. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 정우일. (2006). 「공공조직론」. 서울: 박영사.
- 정철우·최낙범. (2013). 경찰관의 조직공정성 인식이 정서적 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구. 「경찰학연구」, 13(2): 137~162.
- 조재현. (2010). 대학행정조직 내 직군별 직무만족 및 조직몰입에 관한 연구-경기도 사립대학 중심으로-. 석사학위 논문. 아주대학교.
- 최낙범. (2013). 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구: 경찰조직을 중심으로. 석사학위 논문. 서울대학교.
- 최낙범·엄석진. (2013). 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향: 경찰조직에서의 상호작용공정성을 중심으로. 「한국행정학보」, 47(3): 181~212.
- 최낙범·이수영. (2016). 공무원의 공공봉사동기(PSM)가 조직몰입에 미치는 영향-직무특성의 조절효과를 중심으로-. 「한국행정연구」, 25(1): 169~215.

- 하미승 · 권용수 · 이재은. (2007). 공무원 직종 · 직급체계의 합리적 개편방안 연구: 공무원 인식을 중심으로. 「한국인사행정학보」, 6(2): 163~194.
- 하태권 · 이선우 · 조경호 · 강인호. (2000). 한국 정부 공직분류체계의 실태분석 및 대안모색: 공무원의 종류 구분과 직급체계를 중심으로. 「한국정치학회보」, 34(3): 103~128.
- Brayfield, A. H., & Rothe, H. F. (1951). An index of job satisfaction. *Journal of applied psychology*, 35(5): 307
- Buchanan, B. (1974). Building Organizational Commitment: the Socialization of Managers in Work Organizations. *Administrative Science Quarterly*, 19: 533~546.
- Cropanzano, R. and Greenberg, J. (1997). Progress in organizational justice: Tunneling through the maze. *International Review of Industrial and Organizational Psychology*, New York Wiley, 317~372.
- Folger, R. & Konovsky, M. A. (1989). Effects of Procedural and Distributive Justice on Reactions to Pay Raise Decisions. *Academy of Management Journal*, 32: 115~130.
- Greenberg, J. (1987). Reactions to Procedural Injustice in Payment Distribution: Do the Means Justify the End?, *Journal of Applied Psychology*, 72(2)
- Greenberg, J. (1990). Organizational Justice: Yesterday, today and tomorrow. *Journal of management*, 16(2): 399~432
- Greenberg, J., & Lind, E. A. (2000). The pursuit of organizational justice: From conceptualization to implication to application. *Industrial and organizational psychology: Linking theory with practice*, 72~108.
- Grusky, O. (1966). Career Mobility and Organizational Commitment. *Administrative Science Quarterly*. 10: 488-503.
- Hoppock, R. (1935). *Job Satisfaction*, New York, Harper.
- Homans, G. C. (1961). *Social behavior: Its elementary forms*. New Yor: Harcourt, Brace & World.
- Kanter, R. M. (1968). Commitment and Social Organization. *American Sociological Review*, 33(4): 499~517.
- Leventhal, G. S., J. Karuza, & W. R. Fry. (1980). Beyond Fairness: A Theory of Allocation Preferences. G. Mikula(ed.), *Justice and Social Interaction*. New York: Springer-Verlag.
- Masterson, S. S., K. Lewis, B. M. Goldman, & M. Talyor. (2000). Integrating Justice and Social Exchange: The Differing Effects of Fair Procedures and Treatment of Work Relationship. *Academic of Management Journal*, 43(4): 738~748

- McFarlin, D. B., & Sweeney, P. D. (1992). Distributive and Procedural justice as predictors of satisfaction with personal and organizational outcomes. *Academy of Management Journal*, 35: 626~637.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1(1): 61~89.
- Moorhead, G. & Griffin, R. (2004). *Organizational Behavior*. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Moorman, R. H. (1991). Relationship between Organizational Justice and Organizational Citizenship Behaviors: Do Fairness Perceptions Influence Employee Citizenship. *Journal of Applied Psychology*, 76: 845~855.
- Mowday, R. T., Porter, L. W. & Steers, R. M. (1982). Employee Organization Linkage. *The Psychology of Commitment, Absenteeism & Turnover*. New York: Academic Press.
- O' Reilly, C. A., & Chatman, J. (1986). Organizational commitment and psychological attachment: The effects of compliance, identification, and internalization on prosocial behavior, *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 492~499.
- Rainey, H. G. (1991). *Understanding and Managing Public Organization*, S. F.: Jossey-Bass.
- Rutte, C., & Messick, D. (1995). An Integrated Model of Perceived Unfairness in Organizations. *Social Justice Research*, 8(3): 239~261.
- Smith, H. C. (1955). *Psychology of Industrial Behavior*, New York: Mcgraw-Hill Book Co. Inc.
- Smith, F. (1976). The Year Job Satisfaction Trends in a Stable Organization, *Academy of Management Journal*, 19:462~469.
- Vroom, V. H. (1964). *Work and Motivation*. N.Y.: John Wiley & Son.

부 록 : 설문지

조직공정성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향에 대한 설문조사

안녕하십니까?

먼저 바쁘신 중에도 귀중한 시간을 내어 설문에 응해주셔서 진심으로 감사드립니다.

본 설문지는 서울대학교 행정대학원 석사학위 논문 연구를 위한 것으로, **조직의 공정성에 대한 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향**을 측정하고자 작성되었습니다. 이를 통해 조직의 발전을 위한 시사점을 제시하고자 하는 데에 연구의 목적이 있습니다.

귀하의 응답 내용은 오직 **순수한 학문적 연구 자료**로만 활용되며, 다른 용도로는 사용되지 않을 것입니다.

모든 내용은 **익명으로 처리되며, 응답하신 정보는 절대 비밀이 보장됩니다.**

다시 한 번 바쁘신 중에도 본 설문에 응해주셔서 깊이 감사드립니다.

2020년 5월

서울대학교 행정대학원

연구자 : 이광배

지도교수 : 이수영

【작성요령】

1. 각 설문항목에 정답이 있는 것이 아닙니다. 너무 오래 생각하지 마시고 읽고 난 후의 느낌이나 생각을 솔직하게 응답하시면 됩니다.
2. 일반적으로 바람직하다고 생각되는 것을 대답하려 하지 마시고, 귀하의 실제 느낌이나 생각을 사실 그대로 응답해 주십시오.
3. 설문에 응답하시는 중 의문사항이 있을 경우에는 상기 연락처로 문의 바랍니다.

※ 본 조사의 내용은 통계법 제13조에 의거하여 비밀이 보장되며, 통계목적 이외에는 사용되지 않습니다.

1. 다음은 조직공정성 인식에 대한 질문입니다. 귀하의 생각과 일치하는 답에 “✓” 를 표시하여 주시기 바랍니다.

| 문항 | 질 문 | 전혀 그렇지 않다 | 그렇지 않다 | 보통 이다 | 그렇다 | 매우 그렇다 |
|----|--|-----------------|-----------|----------|-----|-----------|
| 1 | 나의 교육수준을 고려할 때, 동료와 비교하여 공정한 보상을 받고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 2 | 나의 노력의 양을 고려할 때, 동료와 비교하여 공정한 보상을 받고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 3 | 내가 달성한 업무성적을 고려할 때, 동료와 비교하여 공정한 보상을 받고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 4 | 내가 가진 책임수준을 고려할 때, 동료와 비교하여 공정한 보상을 받고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 5 | 나의 경력과 경험을 고려할 때, 동료와 비교하여 공정한 보상을 받고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 6 | 내가 업무로 인하여 받는 스트레스를 고려할 때, 동료와 비교하여 공정한 보상을 받고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 7 | 직장에서 의사결정에 적용되는 기준이나 방침에 일관성이 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 8 | 직장에서 의사결정은 필요한 정보를 충분히 수집하여 이루어진다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 9 | 직장에서 의사결정은 연령, 성별, 학연 등에 관계없이 이루어진다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 10 | 직장에서 의사결정은 외부압력의 영향을 받지 않는다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 11 | 직장에서 의사결정에 대해 이의를 제기할 수 있는 절차가 마련되어 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 12 | 상급자는 의사결정 과정에서 조직원의 의견을 충분히 고려한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 13 | 상급자는 의사결정 과정에서 개인적인 편견을 배제하려고 노력한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 14 | 상급자는 의사결정 과정에서 즉각적인 피드백을 제공한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 15 | 상급자는 의사결정 과정에서 조직원에게 친절하고 호의적인 감정으로 배려한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 16 | 상급자는 의사결정 과정에서 조직원의 권리에 대해 관심을 보인다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 17 | 상급자는 의사결정 과정에서 조직원에게 진실한 태도로 대한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |

II. 다음은 조직몰입에 대한 질문입니다. 귀하의 생각과 일치하는 답에 “√” 를 표시하여 주시기 바랍니다.

| 문항 | 질 문 | 전혀 그렇지 않다 | 그렇지 않다 | 보통이다 | 그렇다 | 매우 그렇다 |
|----|---|-----------|--------|------|-----|--------|
| 1 | 나는 한국보훈복지의료공단에 강한 소속감을 느끼고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 2 | 나는 한국보훈복지의료공단에 정서적으로 강한 애착을 느끼고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 3 | 나는 한국보훈복지의료공단에서 정년까지 근무하고 싶다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 4 | 나는 한국보훈복지의료공단을 그만두면 인생의 많은 부분이 곤란해질 것이다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 5 | 나는 현 시점에서 직장을 옮긴다면 한국보훈복지의료공단에서 받는 혜택의 수준을 제공받지 못할 것이다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 6 | 나는 현 시점에서 직장을 그만두지 못하는 이유는 생계유지에 필요한 소득 때문이다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 7 | 내가 현 시점에서 직장을 옮기는 것은 조직에게 미안한 일이다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 8 | 나는 한국보훈복지의료공단에 남아야 할 아무런 의무감도 느끼지 않는다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 9 | 나는 업무수행을 통해 공익을 실현할 수 있다는 점에서 자긍심을 느낀다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |

III. 다음은 직무만족에 대한 질문입니다. 귀하의 생각과 일치하는 답에 “√” 를 표시하여 주시기 바랍니다.

| 문항 | 질 문 | 전혀 그렇지 않다 | 그렇지 않다 | 보통이다 | 그렇다 | 매우 그렇다 |
|----|-----------------------------------|-----------|--------|------|-----|--------|
| 1 | 나는 현재 직장에서 하고 있는 일에 만족한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 2 | 나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 열정적으로 한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 3 | 나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 즐겁게 하고 있다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 4 | 나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 보람을 느끼면서 한다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 5 | 별다른 일이 없는 한 현재 하고 있는 일을 계속 하고 싶다. | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |

IV. 다음은 인적사항에 대한 질문입니다. 귀하의 인적사항에 “✓” 를 표시하여 주시기 바랍니다.

1. 귀하의 성별은? ① 남성 ② 여성
2. 귀하의 연령은? ① 30세 미만 ② 30~39세 ③ 40~49세 ④ 50세 이상
3. 귀하의 최종학력은? ① 고졸 ② 4년제 대졸 ③ 대학원졸 이상
4. 귀하의 근속년수는?
① 5년 이하 ② 6년~10년 ③ 11년~15년 ④ 16년~20년 ⑤ 21년 이상
5. 귀하의 근무부서는? ① 본사 ② 소속기구
6. 귀하의 직종은? ① 사무직 ② 기술직 ③ 기능직

Abstract

A Study On the Effects of Organizational Justice on Organizational Commitment and Job Satisfaction

: Focusing on the Moderating Effects of Occupation

Lee, Gwangbae

Department of Public Administration

The Graduate School

Seoul National University

Nowadays as the issue of justice has emerged as a topic in our society, organization managers have become increasingly aware of organizational justice to improve their performance. Although a growing body of literature has identified that organizational justice have a positive effect on organizational commitment and job satisfaction, little research has explored the moderating effects of occupation. The purpose of this study is to examine the moderating effects of occupation on the relationship between organizational justice, organizational commitment and job satisfaction.

Korean Veterans Health Service has various type of occupation. It is expected that there will be a difference in the level of organizational justice because of office worker-oriented personnel management. For this reason, this study was conducted on the assumption that occupation has a moderating role on the effects of organizational justice on organizational commitment and job satisfaction.

In the study, independent variables are organizational justice(distributive justice, procedural justice, interactive justice). Organizational commitment and job satisfaction are dependent variables. Moderating variable is occupation, which is classified into two categories: office workers and workers in technical posts. Demographical factors such as sex, age, level of education, length of service, department were controlled to scrutinize the relations among variables.

The data of this study were collected from employees in Korean Veterans Health Service for 3 weeks. 104 subjects were selected and analyzed except for missing values and inadequate response.

Techniques used in analyzing data were factor analysis, internal consistency, correlation analysis, t-test, ANOVA. Multiple regression analysis was conducted to investigate the effects of organizational justice on organizational commitment and job satisfaction. Furthermore, hierarchical multiple regression analysis was used to confirm the moderate effects of occupation.

According to the analysis results, organizational justice has a positive effect on organizational commitment and distributive justice has relatively stronger influence on organizational commitment rather than procedural justice. Also organizational justice has a positive influence on job satisfaction. distributive justice has a more significant effect on job satisfaction than procedural justice.

The results of this study showed, as expected, that the moderating effects of occupation is significantly related to the relationship between distributive justice and job satisfaction. To be more specific, distributive justice has a stronger effect on job satisfaction in office workers rather than workers in technical posts.

Based on the empirical results, the implications of this study are as follows. Firstly, ensuring organizational justice can be an effective strategy to improve organizational performance. Secondly, occupation may alter relations between organizational justice and job satisfaction. Thirdly, the level of organizational justice, organizational commitment and job satisfaction can be changed with age.

Key words : organizational justice, distributive justice, procedural justice, interactive justice, organizational commitment, job satisfaction, occupation, moderating effects

Student Number : 2017-21246