

보안업 종사자의 조직몰입과 직무만족에 관한 자기회귀교차지연 분석 - 한국노동패널자료의 활용 -

김 우 진*

〈요 약〉

본 연구는 보안관련 종사자를 중심으로 조직몰입과 직무만족에 관한 종단적 인과관계를 분석하는데 그 목적이 있다. 이를 위해 한국노동패널 자료에서 경비, 경호, 보안서비스, 경찰, 교도관 종사자를 분류한 뒤 자기회귀교차지연 분석을 적용하였다. 자료분석은 SPSS 18.0과 AMOS 20.0을 이용하였으며, 가설 검정 전에 타당도 검증과 신뢰도 분석을 실시하였다. 분석결과를 요약하면 t-1 시점의 조직몰입이 t 시점의 조직몰입에 정(+)적인 영향을 미치며, t-1 시점의 직무만족이 t 시점의 직무만족에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 조직몰입이 직무만족에 영향을 미치는 교차회귀계수가 유의한 것으로 나타났으며 (1차년 조직몰입 → 2차년 직무만족, 2차년 조직몰입 → 3차년 직무만족), 직무만족이 조직몰입에 영향을 미치는 교차회귀계수 역시 유의한 것으로 나타났다(2차년 직무만족 → 3차년 조직몰입). 교차회귀계수를 종합해 봤을 때 조직몰입이 직무만족에 선행하며, 예측변인으로 작용한다고 해석할 수 있다. 이상의 연구결과는 조직몰입과 직무만족의 선후 관계를 살펴보았다는 점에서 그 의미가 있다.

주제어 : 조직몰입, 직무만족, 한국노동패널, 보안업, 자기회귀교차지연분석

* 텍사스 주립대학교(UTRGV) 체육학과 박사 후 과정 (제1저자, 교신저자)

목 차
I. 서 론 II. 연구방법 III. 결 과 IV. 논 의 V. 결론 및 제언

I. 서 론

조직몰입과 직무만족은 피고용인들이 자신의 직무나 직장에 대하여 느끼는 감정적, 정서적 상태로서 종업원들의 근무지향성을 의미한다(방하남, 김상욱, 2009). 이들의 개념은 높은 상관관계를 나타내고 중복조합으로 구성되어 있으나, 일반적으로 조직몰입은 조직특성에 대한 신뢰감 그리고 직무만족은 종업원이 수행하고 있는 직무에 대한 지향성을 의미한다.

개념의 정확한 정의를 위해 Smith(1992)는 직무만족을 개인이 자신의 직무와 관련하여 경험하는 부정적, 긍정적 감정의 총체라고 정의하였으며, 감정의 불균형 상태가 원인이 되는 하나의 태도라고 언급하였다. 조직몰입과 관련하여 Steers와 Porter(1997)는 조직과 개인이 동일화 되는 정도 그리고 조직에 몰두하는 상대적인 강도라고 정의하였다. 즉 직무만족과 조직몰입은 태도, 가치, 신념, 욕구 그리고 조직 요건 등과 관련이 깊으며, 개인적 행복창출 관점에서 그리고 조직의 관리적 측면에서 매우 중요하다고 볼 수 있다. 또한 조직몰입과 직무만족은 비재무적인 성과를 나타내며, 구성원의 정성적인 상태를 측정하는 지표로서 조직이론에 있어 핵심적인 개념이다(김근혜, 유성모, 2014).

따라서 직무만족과 조직몰입의 중요성은 다양한 학문분야와 실무에서 그 중요성

을 인정받고 있으며, 이러한 현상은 보안업¹⁾ 관련분야의 경우에도 예외가 아니다. 이는 다음의 선행연구 결과를 살펴보면 더욱 구체적으로 알 수 있다. 첫 번째로, 경호·경비업 분야는 비분리성과 이질성의 특성을 지니고 있기 때문에 긍정적인 직무만족도는 서비스 품질 향상에 있어서 매우 중요한 요소이며, 개인의 근무욕구, 동기, 성취 등과도 매우 높은 상관관계를 가진다(김창호, 엄대관, 2016). 두 번째로, 높은 수준의 직무만족은 경찰관들의 위기관리 능력을 향상시켜주며, 규칙과 규범 등을 자발적으로 준수하게 해준다. 또한 각종 범죄와 무질서들을 창의적으로 해결 할 수 있게 한다는 연구보고도 있다(임창호, 2016). 세 번째로, 조직몰입도가 낮은 고정공무원은 수용자와 동료 직원에게 부정적인 태도를 보이므로 조직몰입을 예측하는 변인들을 규명하는 것은 매우 중요하다(김미선, 박성수, 2015). 이렇듯 조직몰입과 직무만족의 긍정적인 영향력은 보안 관련분야 즉 경찰, 교도, 경비, 경호산업에서 다양한 연구가 진행되고 있으며, 일관된 결과를 보여주고 있다.

보안 관련분야에서 조직몰입과 직무만족에 주목하는 이유는 두 변수 사이에 존재하는 정(+)적인 관련성 혹은 인과성 때문이다(이동영, 김현정, 2013; 정철우, 최낙범, 2014; 박영주, 2008). 현재까지 직무만족과 조직몰입의 관계에 대한 연구는 직무만족이 조직몰입에 유의한 영향을 미친다고 보고한 연구(배두열, 김일곤, 2011; 박준석, 정성숙, 2005), 조직몰입이 직무만족에 영향을 미친다고 보고한 연구(김진환, 김상진, 2016; 김규남, 안영수, 2007) 등의 사례가 보고되고 있다. 그러나 지금까지 진행된 선행연구들은 몇몇 한계점을 지니고 있는데 조직몰입과 직무만족의 관계에서 어떤 변인이 예측요인(독립변인)으로 작용하는지에 관한 이론적 근거가 부족한 실정이다. 즉 조직몰입과 직무만족의 관계에서 직무만족이 선행변수로 작용하는가? 또는 조직몰입과 직무만족의 관계에서 조직몰입이 선행변수로 작용하는가? 에 대한 질문에 현재까지는 그 어떤 증거도 발견하지 못하고 있는 실정이다.

현재 조직몰입과 직무만족의 관계를 규명하기 위하여 다수의 연구자들이 횡단 자료를 수집한 뒤 회귀분석과 구조방정식 모형 분석을 이용하고 있는 실정이다. 이를 통해 조직몰입과 직무만족의 인과 관계를 주장하고 있으며, 모형 적합도를 근거로 자신의 모형이 진정한 모형인 것처럼 과장하여 해석하고 있는 실정이다(김수영, 2016). 특히 구조방정식은 기본적으로 상관관계를 이용한 분석이므로 수집된 데이터

1) 본 연구에서 정의한 보안업은 한국노동패널조사의 직업분류 기준인 경비, 경호, 보안서비스, 경찰, 교도관 등이다.

가 횡단 자료인 경우 인과관계를 주장하기 위해서는 충분한 이론적 근거가 마련되어야 한다. 이와 관련하여 Fredman(1987)는 “구조방정식모델은 데이터에서 인과이론을 이끌어 낼 수 없으며 또한 데이터를 이용하여 인과관계를 확인 할 수 없다” 라고 주장하였다. 따라서 경찰, 교도, 경비, 경호학 분야에서 조직몰입과 직무만족에 관한 인과관계를 보장받기 위한 별도의 절차가 필요한 시점이라고 사료된다.

한편 조직몰입과 직무만족은 일방적인 원인 혹은 일방적인 결과 변인이 아니라 상호 작용적 관계로 가정해 볼 수 있다. 즉 조직몰입과 직무만족의 경우 상호 인과적 또는 상호 촉진적 관계로 해석 할 수 있다. 하지만 지금까지의 연구는 횡단적 연구만이 진행되었기 때문에 조직몰입과 직무만족의 상호 인과적 과정을 검증하지 못했고 연구의 제한점으로 후속연구에 대한 필요성이 제기 되고 있었다. 따라서 이들 변인의 상호 영향관계를 정확하게 규명하기 위해서는 종단적 자료를 통한 상호인과적 관계를 검증해야한다.

이에 본 연구에서는 자기회귀교차지연 분석(Autoregressive Cross-Lagged Modeling: ARCL)을 적용하고자 한다. ARCL은 종단데이터를 활용하여 변수들 간의 인과관계 방향을 결정하는데 유용한 분석방법이다. 이에 본 연구는 t-1 시점 조직몰입과 t 시점 직무만족의 교차적 인과관계(교차지연)와 t-1 시점 직무만족과 t 시점 조직몰입의 교차적 인과관계를 추정하며, t-1 시점 조직몰입과 t 시점 조직몰입의 자기회귀, t-1 시점 직무만족과 t 시점 직무만족의 자기회귀 추정하였다. 또한 모형 적합도를 통하여 경로동일성과 오차 분산 동일성을 분석하였으며, 이는 각 변인의 종단적 안정성을 검증하는데 연구목적이 있다(김주환, 김민규, 홍세희, 2011). ARCL 역시 구조방정식을 응용하였기 때문에 측정오차 또는 구조오차를 통제한 상태에서 변수들 간의 인과관계를 추정할 수 있다. 따라서 본 연구는 단편적, 일방적 관계만을 보고한 선행연구 결과를 확장하여 조직몰입과 직무만족의 역동적 상호 인과관계 과정을 이해하고, 예측변인 설정에 있어 중요한 시사점을 제공해 줄 수 있을 것이라고 사료된다.

II. 연구방법

1. 연구대상

본 연구에서 사용한 표본은 한국노동패널연구(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)에서 제공한 패널자료이다. KLIPS는 국내유일의 노동관련 가구패널 조사로 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 갖고 있는 자료이다. KLIPS는 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구를 대상으로 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있으며, 1998년 1차 조사를 시작으로 2015년 18차 조사까지 완료되었다.

이 연구에서 사용한 KLIPS 자료기간은 2012년~2015년까지이다. 또한 KLIPS의 직업오픈코드를 참고하여 경비, 경호, 보안서비스, 경찰, 교도 관련종사자만을 추출하였으며, 추출결과 남성 표본만이 연구 대상으로 선택되었다.

2. 측정도구

1) 조직몰입

조직몰입 척도는 Porter et al.(1974)가 개발한 OCQ(Organizational Commitment Questionnaires)를 적용하였다. 이 척도는 “지금 근무하고 있는 직장은 다닐만한 좋은 직장이다(KLIPS에서의 문항번호: p**4201/측정모형에서의 문항번호: q*_1)”, “직장을 찾고 있는 친구가 있으면 나는 이 직장을 추천하고 싶다(p**4203/q*_2)”, “나는 내가 다니고 있는 직장을 다른 사람들에게 자랑할 수 있다(p**4204/q*_3)” 등 총 3문항이며 응답항목은 “1점 전혀 그렇지 않다”에서 “5점 아주 그렇다”까지 리커트(Likert) 5점 척도로 구성되어 있다.

2) 직무만족

직무만족 척도는 Brayfield와 Rothe(1951)의 척도를 적용하였다. 이 척도는 “나는 현재 직장에서 하고 있는 일에 만족하고 있다(KLIPS에서의 문항번호: p**4301/측정모형에서의 문항번호: a*_1)”, “나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 즐겁게 하고 있다(p**4303/a*_2)”, “나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 보람을 느끼면서 한다(p**4304/a*_3)”, “별다른 일이 없는 한 현재 하고 있는 일을 계속하고 싶다

($p^{**4305/a*_4}$) 등 총 4문항이며 응답항목은 “1점 전혀 그렇지 않다”에서 “5점 아주 그렇다”까지 리커트(Likert) 5점 척도로 구성되어 있다.

3) 인구사회학적 특성

인구사회학적 특성은 연령, 학력, 정규직 여부, 근무형태, 기업형태 등을 조사하였다. 연령은 연속형 변수로 측정되었으며, 학력은 초졸, 중졸, 2년제 대학 졸업, 4년제 대학 졸업, 석사 졸업 등으로 구분하였다. 다음으로 정규직 여부는 정규직과 비정규직으로 구분하였으며, 근무형태는 시간제, 전일제로 기업형태는 민간, 법인 업체 소속(경비, 경호, 보안 서비스), 정부 기관소속(경찰, 교도)등으로 구분하였다.

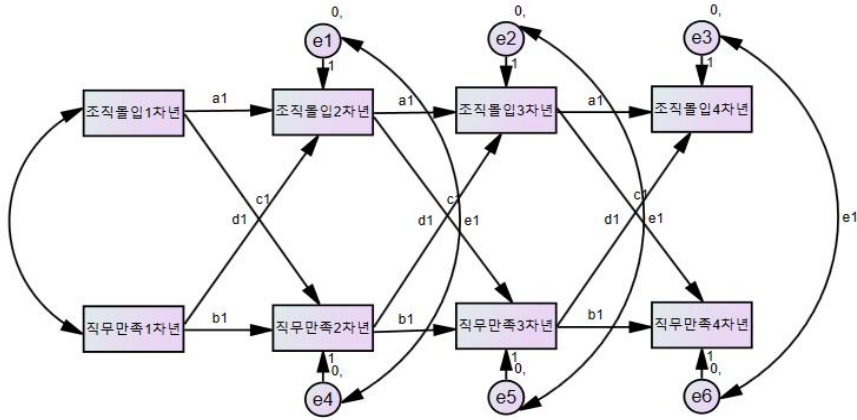
3. 자료처리방법

본 연구에서 사용한 분석 방법은 ARCL로서 이는 자기회귀모형(autoregressive model)과 상호지연효과(cross-lagged effect)를 결합한 모형이다. 즉 $t-1$ 시점의 변수가 t 시점의 변수를 설명하는 것으로 동일 변수들(within variables)의 인과관계와 다른 변수들(between variables)의 인과관계를 추정할 수 있다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{조직몰입}_i[t] &= \gamma_0[t] + \gamma_1 \text{조직몰입}_i[t-1] + \gamma_2 \text{직무만족}_i[t-1] + \epsilon_i[t] \\ \text{직무만족}_i[t] &= \beta_0[t] + \beta_1 \text{직무만족}_i[t-1] + \beta_2 \text{조직몰입}_i[t-1] + r_i[t] \end{aligned}$$

ARCL 분석을 실시하기 위해서는 시간 변화에 따른 안정성 검증 즉 경로동일성과 오차공분산 동일성을 만족해야 한다. 경로동일성과 오차공분산 동일성은 동시에 검증할 수 없으며 경로동일성 검증 → 오차공분산 동일성 검증의 순서로 진행해야 한다. 각 동일성 검증에 대한 구체적인 설명은 다음과 같다. 첫째, 경로 동일성은 $t-1$ 시점의 관찰변수가 t 시점의 관찰변수에 영향을 주는 효과가 동일한지를 검증한다. <그림 1>에서 살펴보았을 때 각각 a_1 , b_1 , c_1 , d_1 에 해당하는 경로계수로서 자기회귀 계수와 교차회귀 계수에 대한 동일성 검증으로 구성된다. 둘째, 오차공분산 동일성 조직몰입과 직무만족의 구조오차에 공분산을 설정한 모형으로 각 관찰변수가 가지는 관련성이 진정한 의미의 인과관계인지 우연히 발생한 것인지를 검증할

수 있다(김주환, 김민규, 홍세희, 2011). 이는 <그림 1>에서 e1에 해당하며 경로동일성이 만족된 모형적합도를 비교한다.



<그림 1> 자기회귀교차지연 분석 모형

모형적합도는 χ^2 , *df*, TLI, CFI, RMSEA 등을 제시하였으며(홍세희, 2000), 모형 간 비교를 위해 CFI와 RMSEA 값을 참고하였다. 또한 종단자료에서 빈번히 발생하는 결측값을 처리하기 위하여 본 연구에서는 FIML(Full Information Maximum Likelihood)를 사용하였다. 이 방법은 일반적인 ML(Maximum Likelihood)보다 덜 편향적인 추정값을 산출해준다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007). 마지막으로 이상의 내용을 분석하기 위하여 SPSS 18.0과 AMOS 20.0 프로그램을 이용하였다.

Ⅲ. 결과

1. 인구사회학적 특성 분석

연구결과를 분석하기 앞서 인구사회학적 특성을 제시하였다. 우선 연구표본은 모두 남성이며, 각 연도별 조사인원은 4차년 79명, 3차년 71명, 2차년 74명, 1차년 70명으로 나타났다. 다음으로 연령은 연속형 변수이므로 평균, 표준편차를 계산하였는데

그 결과 1차년도 평균연령은 42.316세, 표준편차 11,289, 2차년도 평균연령은 43.000세, 표준편차 10.734, 3차년도 평균연령은 40.270세, 표준편차 10.015, 4차년도 평균연령은 40.828세, 표준편차 10.389인 것으로 나타났다. 각 년도별에서 나타나는 평균연령의 차이는 결측값 때문에 발생하는 것으로 구체적인 내용은 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 연령에 관한 인구사회학적 특성

구분	조사시점				
	4차년(2015년)	3차년(2014년)	2차년(2013년)	1차년(2012년)	
연령	빈도	79	71	74	70
	평균	42.32	43.00	40.27	40.83
	표준편차	11.29	10.73	10.02	10.39
	최소값	19	25	24	25
	최대값	77	76	75	74

학력, 정규직 여부, 근무형태, 기업형태 등의 특성은 범주형 변수이므로 빈도와 퍼센트를 제시하였다. 구체적인 내용은 다음 <표 2>와 같다.

<표 2> 학력, 고용형태, 근무형태, 기업형태에 관한 인구사회학적 특성

구분	조사시점				
	5차년 (2015년)	4차년 (2014년)	3차년 (2013년)	1차년 (2012년)	
학력	초졸	1(1.27)	1(1.41)	1(1.35)	2(2.86)
	중졸	2(2.53)	2(2.82)	2(2.70)	2(2.85)
	고졸	19(24.05)	17(23.94)	15(20.27)	17(24.29)
	2년제 대학	21(26.58)	17(23.94)	20(27.03)	15(21.43)
	4년제 대학	34(43.04)	32(45.07)	34(45.95)	33(43.14)
	석사	2(2.53)	2(2.82)	2(2.70)	1(1.43)
고용 형태	정규직	65(83.22)	60(85.71)	61(84.72)	59(84.29)
	비정규직	13(16.67)	10(14.29)	11(15.28)	11(15.71)
근무 형태	시간제	3(3.85)	2(2.86)	1(1.39)	1(1.43)
	전일제	75(96.15)	68(97.14)	71(98.61)	69(98.57)
기업 형태	민간/법인(경비, 경호, 보안 서비스)	22(28.21)	16(22.86)	19(26.39)	16(22.86)
	정부(경찰, 교도)	56(71.79)	56(77.14)	53(73.61)	55(78.57)

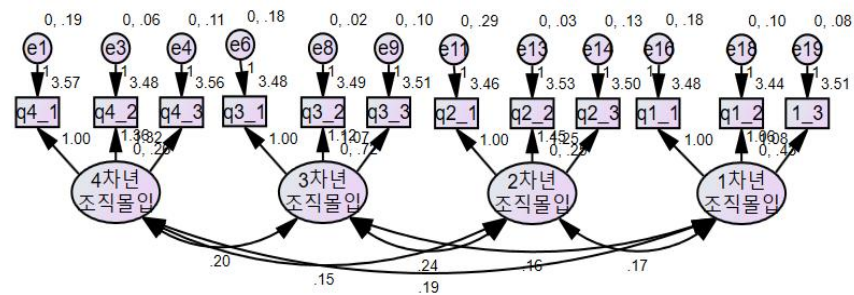
2. 타당도 및 신뢰도 분석

가설을 검증하기 앞서 측정모형에 대한 구성타당도와 신뢰도를 분석하였다. 이를 위해 우선 종단 확인적 요인분석(Longitudinal Confirmatory Factor Analysis)을 실시하였다(Kamdauda et al., 2016). 조직몰입에 관한 종단 확인적 요인분석결과 모형 적합도는 $\chi^2=90.421$, $df=48$, $TLI=.908$, $CFI=.944$, $RMSEA=.093$ 등으로 나타나 적합기준을 모두 만족하였다. 구체적인 내용은 <표 3>, <그림 2>와 같다.

<표 3> 조직몰입에 관한 종단 확인적 요인분석 결과

구분	비표준화 B(S.E.)	t	표준화 β	Cronbach's α
4차년 조직몰입	q4_1	1,000	-	.753
	q4_2	1.365***(.160)	8,520	.941
	q4_3	1.317***(.159)	8,265	.894
3차년 조직몰입	q3_1	1,000	-	.894
	q3_2	1.125***(.075)	15,050	.988
	q3_3	1.070***(.080)	13,377	.942
2차년 조직몰입	q2_1	1,000	-	.678
	q2_2	1.453***(.207)	7,029	.975
	q2_3	1.249***(.186)	6,703	.864
1차년 조직몰입	q1_1	1,000	-	.842
	q1_2	1.056***(.107)	9,912	.911
	q1_3	1.081***(.106)	10,171	.930

*** $p < .001$



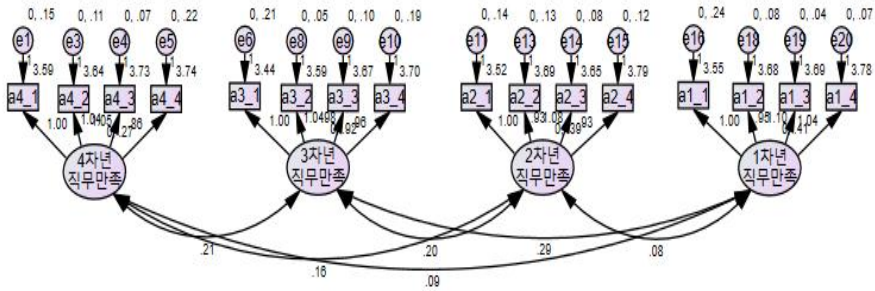
<그림 2> 조직몰입의 종단 확인적 요인분석(각 계수는 비표준화 값임)

직무만족에 관한 종단 확인적 요인분석결과 모형 적합도는 $\chi^2=157.251$, $df=98$, TLI=.924, CFI=.945, RMSEA=.077 등으로 나타나 적합기준을 모두 만족하였다. 구체적인 내용은 <표 4>, <그림 3>과 같다.

<표 4> 직무만족에 관한 종단 확인적 요인분석 결과

구분	비표준화 B(S.E.)	t	표준화 β	Cronbach's α
	a4_1	1.000	-	.806
4차년 조직몰입	a4_2	1.035***(.123)	8.434	.848
	a4_3	1.051***(.117)	8.978	.899
	a4_4	.856***(.132)	6.487	.691
	a3_1	1.000	-	.902
3차년 조직몰입	a3_2	1.038***(.067)	15.460	.977
	a3_3	.985***(.070)	14.112	.949
	a3_4	.960***(.078)	12.273	.905
	a2_1	1.000	-	.854
2차년 조직몰입	a2_2	.933***(.100)	9.337	.850
	a2_3	1.084***(.101)	10.690	.921
	a2_4	.928***(.097)	9.562	.862
	a1_1	1.000	-	.793
1차년 조직몰입	a1_2	.950***(.105)	9.079	.910
	a1_3	1.101***(.112)	9.805	.961
	a1_4	1.044***(.112)	9.325	.926

*** $p < .001$



〈그림 3〉 직무만족의 종단 확인적 요인분석(각 계수는 비표준화 값임)

마지막으로 구성타당도와 신뢰도를 만족한 측정변인에 대하여 항목묶음을 실시하였으며, 각 관찰변수를 합산한 뒤 평균화한 새로운 변수를 생성하였다. 이 방법은 표본의 크기가 충분하지 못할 때 하나의 모수당 사례 비율을 증가시켜서 추정에 도움을 준다(김수영, 2016). 따라서 자기회귀교차지연 분석에는 항목묶음을 실시한 관찰변수를 활용하였다.

3. 주요변수들에 관한 기술통계분석

가설을 검증하기 전 주요변수들에 대한 기술통계분석을 실시하였다. 본 연구에서 사용한 추정방식은 FIML(Full Information Maximum Likelihood)이며, 이는 결측치를 갖지 않은 데이터를 바탕으로 최우추정을 한 뒤 결측값의 추정치를 계산하는 방법이다(우종필, 2012). 하지만 각 변인의 정규성이 만족되지 않을 경우 왜곡된 추정치를 산출하므로 주의가 요구된다.

이 연구에서는 일변량 정규분포 검증 즉 왜도와 첨도 값을 통해 정규성을 확인하였다. 왜도와 첨도의 절대값 기준은 왜도는 3, 첨도는 10이며, 이 기준값을 벗어날 경우 정규성을 위반하였다고 판정한다. 이상의 기준으로 각 변수들의 정규성을 검증한 결과 1차년부터 4차년까지 조직몰입 왜도는 -1.18~-.59, 첨도는 .62~2.39까지 분포되어 있었다. 또한 1차년부터 4차년까지 직무만족 왜도는 -1.64~-.38, 첨도는 .47~3.93까지 분포되어 있었다. 즉 조직몰입과 직무만족 모두 정규성을 만족하고 있었다. 각 변인에 관한 기술분석은 다음<표 5>와 같다.

〈표 5〉 주요변수에 관한 기술분석 결과

구분	n	최소값	최대값	평균	S.D.	왜도	S.E.	첨도	S.E.
4차년 조직몰입	78	1.33	5.00	3.56	.65	-1.10	.27	1.04	.53
3차년 조직몰입	70	1.00	5.00	3.57	.79	-1.18	.28	2.39	.56
2차년 조직몰입	72	1.67	5.00	3.50	.64	-.59	.28	.62	.55
1차년 조직몰입	70	1.00	5.00	3.49	.70	-.92	.28	1.60	.56
4차년 직무만족	79	2.00	5.00	3.68	.55	-.82	.27	.98	.53
3차년 직무만족	71	1.00	5.00	3.66	.75	-1.44	.28	3.52	.56
2차년 직무만족	74	2.00	5.00	3.65	.63	-.38	.27	.47	.55
1차년 직무만족	70	1.00	5.00	3.68	.65	-1.64	.287	3.93	.56

3. 주요변수들에 관한 상관관계분석

조직몰입과 직무만족 변인에 관한 피어슨(pearson)상관관계 분석결과 모든 변인은 일관되게 정(+)적인 상관관계가 나타났다. 또한 3차년 조직몰입과 1차년 직무만족의 관계, 2차년 직무만족과 1차년 직무만족의 관계만 제외하고 모든 변인의 상관관계가 통계적으로 유의하게 나타났다. 구체적인 내용은 다음 <표 6>과 같다.

〈표 6〉 상관분석 결과

구분	4차년 조직 몰입	3차년 조직 몰입	2차년 조직 몰입	1차년 조직 몰입	4차년 직무 만족	3차년 직무 만족	2차년 직무 만족	1차년 직무 만족
4차년 조직 몰입	1							
3차년 조직 몰입	.499**	1						

2차년								
조직 몰입	.467**	.597**	1					
1차년								
조직 몰입	.434**	.306**	.482**	1				
4차년								
직무 만족	.571**	.370**	.295*	.244	1			
3차년								
직무 만족	.449**	.811**	.494**	.301*	.463**	1		
2차년								
직무 만족	.460**	.538**	.680**	.320*	.451**	.400**	1	
1차년								
직무 만족	.372**	.190	.282**	.723**	.275**	.368**	.181	1

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

4. 조직몰입과 직무만족에 관한 자기회귀교차지연 분석

시간에 따른 경로동일성과 오차 공분산 동일성을 검증하기 위해 6개의 경쟁모형을 설정하였다. 이에 따른 각 모형에 대해 설명하면 다음과 같다. 첫째, 모형1은 기본모형을 경로계수와 오차분산에 어떠한 제약을 가하지 않은 모형이다. 둘째, 모형2는 조직몰입의 자기회귀(a1)에 대해 동일성을 제약한 모형으로 t-1 시점의 조직몰입변수가 t 시점의 조직몰입 변수에 영향을 주는 효과 그리고 t 시점의 조직몰입 변수가 t+1의 조직몰입에 주는 효과가 동일한지를 검증하는 모형이다. 셋째, 모형3는 직무만족의 자기회귀(b1)에 대해 동일성을 제약한 모형으로 t-1 시점의 직무만족변수가 t 시점의 직무만족 변수에 영향을 주는 효과 그리고 t 시점의 직무만족 변수가 t+1의 직무만족에 주는 효과가 동일한지를 검증하는 모형이다. 넷째, 모형4는 조직몰입에서 직무만족의 교차회귀(c1)에 대해 동일성을 제약한 모형을 t-1 시점의 조직몰입변수가 t 시점의 직무만족 변수에 영향을 주는 효과가 동일한지를 검증하는 모형이다. 다섯째, 모형5는 직무만족에서 조직몰입의 교차회귀(d1)에 대해 동일성을 제약한 모형을 t-1 시점의 직무만족변수가 t 시점의 조직몰입 변수에 영향을 주는 효과가 동일한지를 검증하는 모형이다. 여섯째, 모형6은 오차 공분산 동일성 모형으로 각

관찰변수들이 가지는 관련성이 인과관계인지 시간변화에 따라 우연히 발생한 것인지를 검증할 수 있다(김주환, 김민규, 홍세희, 2009).

다음으로 6개의 모형 중에서 최적의 모형을 찾기 위하여 각 모형을 순서대로 비교하였다. 우선 모형2와 모형1을 비교해보면 적합도 차이($\Delta\chi^2=1.369$, $\Delta df=2$)는 존재하지 않았으며, 모형3과 모형2를 비교했을 때도 유의한 차이($\Delta\chi^2=3.796$, $\Delta df=2$)가 나타나지 않았다. 즉 조직몰입과 직무만족의 자기회귀계수는 시간흐름에 따라 동일한 것으로 해석할 수 있다. 다음으로 모형4와 모형3을 비교해보면 통계적으로 유의한 차이($\Delta\chi^2=7.594^*$, $\Delta df=2$)가 나타났다. 이는 조직몰입과 직무만족의 경로계수는 시간의 흐름에 따라 안정적이지 않으며 변화하고 있음을 의미한다. 다음으로 모형5와 모형4를 비교해보면 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았으나($\Delta\chi^2=5.093$, $\Delta df=2$) TLI, CFI, RMSEA 등의 모형적합도가 떨어진 것으로 나뉘었으며, 모형 6과 모형 5의 비교에서도 통계적으로 유의한 차이($\Delta\chi^2=6.098^*$, $\Delta df=2$)가 나타났다. 즉 직무만족과 조직몰입의 교차회귀, 오차분산은 시간의 흐름에 따라 안정적이지 않으며 변화하고 있음을 의미한다. 이상 일련의 자기회귀계수 동일성, 교차회귀 동일성과 오차분산 동일성 검증과정을 거쳐 모형 3을 최종모형을 선택하였다. 구체적인 내용은 다음 <표 7>과 같다.

〈표 7〉 모형 선택과정

모형	$\chi^2(df)$	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2(\Delta df)$
모형1: 기본모형	28,751 ^{**} (12)	.813	.938	.117	-
모형2: 조직몰입의 자기회귀계수 동일성 제약	30,147 ^{**} (14)	.845	.940	.106	1,369(2)
모형3: 직무만족 자기회귀계수 동일성 제약	33,943 ^{**} (16)	.850	.933	.105	3,796(2)
모형4: 조직몰입에서 직무만족의 교차회귀 동일성 제약	41,537 ^{**} (18)	.825	.912	.113	7,594 [*] (2)
모형5: 직무만족에서 조직몰입의 교차회귀 동일성 제약	46,630 ^{**} (20)	.822	.901	.114	5,093(2)
모형6: 직무만족과 조직몰입 오차분산에 동일성 제약	52,728 ^{***} (22)	.813	.886	.117	6,098 [*] (2)

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

최종모형인 모형 3의 경로계수를 확인해보면 다음과 같다.

첫째, 1차년 조직몰입은 2차년 조직몰입에, 2차년 조직몰입은 3차년 조직몰입에, 3차년 조직몰입은 4차년 조직몰입에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이들의 회귀계수(비표준화 $B=.446^{***}$)모두 동일한 영향력을 나타내었는데, 이는 t-1 시점의 조직몰입이 t 시점의 조직몰입에 긍정적인 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

둘째, 1차년 직무만족은 2차년 직무만족에, 2차년 직무만족은 3차년 직무만족에, 3차년 직무만족은 4차년 직무만족에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이들의 회귀계수(비표준화 $B=.157 \dagger$) 역시 모두 동일하였으나, 통계적으로 5%미만 ($p<.05$) 수준이 아닌 10%미만($p<.1$) 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 t-1 시점의 직무만족이 t 시점의 직무만족에 긍정적인 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

셋째, 1차년 조직몰입은 2차년 직무만족에 정(+)적인 영향을 미치고 있었으나 10%미만($p<.1$) 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 다음으로 2차년 조직몰입은 3차년 직무만족에 정(+)적인 영향을 미치고 있었으며(비표준화 $B=.491^{***}$) 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 반면 3차년 조직몰입은 4차년 조직 몰입에 유의한 영향을 미치고 있지 않았다(비표준화 $B=.134$).

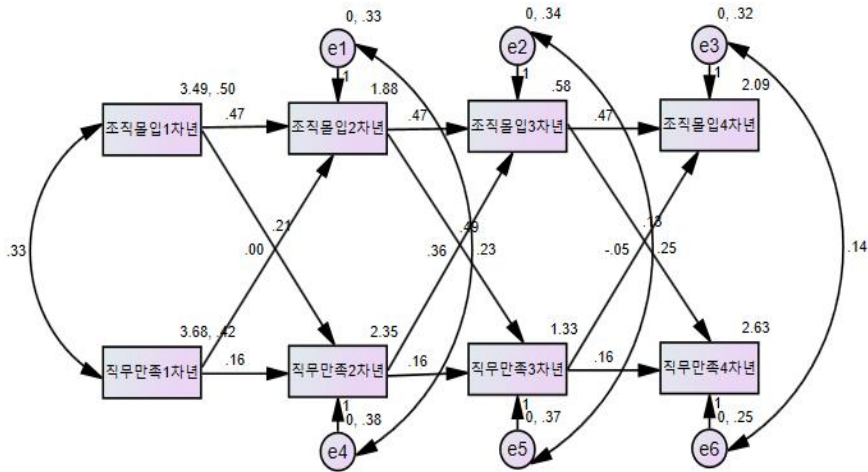
〈표 8〉 자기회귀교차지연 분석결과

경로	비표준화 B(S.E.)	t	표준화 β
1차년 조직몰입 → 2차년 조직몰입	.466 ^{***} (.087)	5.328	.493
1차년 직무만족 → 2차년 직무만족	.157 [†] (.091)	1.722	.155
1차년 조직몰입 → 2차년 직무만족	.209 [†] (.118)	1.773	.223
1차년 직무만족 → 2차년 조직몰입	.003(.122)	.023	.003
2차년 조직몰입 → 3차년 조직몰입	.466 ^{***} (.087)	5.328	.401
2차년 직무만족 → 3차년 직무만족	.157 [†] (.091)	1.722	.141
2차년 조직몰입 → 3차년 직무만족	.491 ^{***} (.119)	4.138	.446
2차년 직무만족 → 3차년 조직몰입	.356 ^{**} (.116)	3.072	.304
3차년 조직몰입 → 4차년 조직몰입	.466 ^{***} (.087)	5.328	.549
3차년 직무만족 → 4차년 직무만족	.157 [†] (.091)	1.722	.214
3차년 조직몰입 → 4차년 직무만족	.134(.102)	1.311	.193
3차년 직무만족 → 4차년 조직몰입	-.053(.120)	-.437	-.059

† $p<.1$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

넷째, 1차년 직무만족은 2차년 조직몰입에 유의한 영향을 미치고 있지 않았으나 (비표준화 B=.003) 2차년 직무만족은 3차년 조직몰입에 정(+)적인 영향을 미치고 있었다((비표준화 B=.356***). 반면 3차년 직무만족은 4차년 조직몰입에 유의한 영향을 미치고 있지 않았다((비표준화 B=-.053). 구체적인 내용은 다음 <표 8>, <그림 4>와 같다.

마지막으로 교차회귀계수를 비교해보면 2차년 조직몰입이 3차년 직무만족에 가장 큰 영향을 미치고 있었다. 즉 조직몰입은 직무만족 변인에 선행하는 변수이며, 외생변수로 작용한다고 해석할 수 있다.



<그림 4> 자기회귀교차지연 분석결과

IV. 논의

본 연구는 KLIPS에서 공개한 패널 데이터를 활용하여, 보안업 종사자의 조직몰입과 직무만족에 관한 자기회귀교차지연 효과를 검증하는데 그 목적이 있다. 보안업 종사자는 경호, 경비, 경찰, 교도, 보안서비스 등의 다양한 직종으로 구분되어 있으며 복합적인 조직이다. 그러나 지금까지 보안 관련 연구에 있어서 이러한 복합성과 직무특성을 고려한 연구는 진행되지 않았다. 특히 조직몰입과 직무만족 연구에 있어

타학문 분야에서 사용한 이론적 근거를 비판적 사고 없이 그대로 받아들이는 경향이 있는 것으로 나타났다. 또한 지금까지 보안 관련분야 연구에서는 단일시점 혹은 일방향적 접근에만 주목하였는데 이는 데이터 수집의 한계와 연구방법의 한계에서 비롯된 것으로 판단된다. 따라서 본 연구는 기존 연구의 결과를 확장하기 위하여 종단 자료 분석을 실시하였으며 이 연구에서 나타난 결과는 많은 시사점을 제공해 줄 것이라고 사료된다. 세부 연구결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 보안업 종사자의 조직몰입에 관한 자기회귀계수를 추정한 결과 t-1시점의 조직몰입은 t시점의 조직몰입에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 시간흐름에 따른 계수가 모두 동일한 것으로 나타나 t-1시점 조직몰입이 t시점 조직몰입에 미치는 영향력은 모두 안정적인 것으로 분석되었다. 즉 조직몰입은 종단적 안정성이 매우 높은 것으로 판단된다. 이와 관련하여 정재휘, 이선주와 송영주(2015)는 조직몰입은 지속적이며 안정적인 속성이다 라고 주장하여 본 연구결과를 지지해 주고 있었다.

조직몰입은 보안업 종사자들이 조직에 얼마나 애착을 가지고 헌신하는지를 나타내는 지표이다(정재휘, 이선주, 송영주, 2015). 또한 조직몰입은 자발적인 업무수행과 지속적인 성과를 창출해주며 긍정적 정서를 이끌어 낼 수 있으므로(이정옥, 김진모, 2012) 조직성과의 성과 향상을 위해 매우 중요한 변수임을 알 수 있다. 본 연구결과의 관점에서 살펴보았을 때 조직몰입은 초기의 조직몰입 정도가 중요한 변수임을 알 수 있었다. 앞서 내용에서 밝혔듯이 조직몰입은 t-1시점의 조직몰입에 긍정적인 영향을 받으므로 초기 시점의 조직몰입이 높은 경우 계속적으로 긍정적인 조직몰입을 유지하는 경향이 있으며, 초기 시점의 조직몰입이 낮은 경우 계속적으로 부정적인 조직몰입을 유지할 것이라고 사료된다.

둘째, 보안업 종사자의 직무만족에 관한 자기회귀계수를 추정한 결과 t-1시점의 직무만족은 t시점의 직무만족에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 시간흐름에 따른 계수가 모두 동일한 것으로 나타나 t-1시점 직무만족이 t시점 직무만족에 미치는 영향력은 모두 안정적인 것으로 분석되었다. 그러나 통계적 유의성은 .05미만이 아닌 .1 미만 수준에서 나타났으므로 해석에 주의가 요구된다. 또한 조직몰입과 마찬가지로 직무만족의 종단적 안정성은 매우 높은 것으로 판단된다. 직무만족의 자기회귀계수와 관련하여 윤해옥과 최효식(2016)의 연구에서 직무만족 자기회귀계수를 동일화 제약한 결과 매우 높은 모형 적합도($\chi^2=971.577$, $df=664$,

TLI=.964, CFI=.971, RMSEA=.038)와 안정적인 계수를 보고하여 본 연구결과를 지지해 주고 있었다. 그러나 윤해옥과 최효식(2016)의 연구에서 자기회귀계수는 .001 미만 수준에서 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으므로 통계적 유의성 검증에 관한 추가적인 분석과 관찰이 필요하다고 사료된다.

직무만족은 직무경험에 대한 평가 결과로 얻게 되는 즐겁고 긍정적인 감정상태를 의미한다(정은영, 류소연, 2016). 이러한 직무만족에 영향을 미치는 다양한 예측요인 존재하지만 연구결과의 관점에서 살펴보았을 때 직무만족은 초기의 직무만족 정도가 중요한 변수임을 알 수 있었다. 앞서 내용에서 밝혔듯이 직무만족은 t-1시점의 직무만족에 긍정적인 영향을 받으므로 초기 시점의 직무만족이 높은 경우 계속적으로 긍정적인 직무만족을 유지하는 경향이 있으며, 초기 시점의 직무만족이 낮은 경우 계속적으로 부정적인 직무만족을 유지할 것이라고 사료된다. 그러나 직무만족의 영향력은 조직몰입과 비교했을 때(표준화 β 를 비교) 절반 수준에도 못 미치는 것으로 나타났다.

셋째, 조직몰입이 직무만족에 미치는 영향 즉 교차지연 효과를 추정한 결과 t-1시점의 조직몰입은 t시점의 직무만족에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 그 효과는 안정적이지 않은 것으로 분석되었다. 즉 1차년부터 2차년 까지 조직몰입은 직무만족에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 3차년 조직몰입은 4차년 직무만족에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 해석할 수 있다. 조직몰입이 직무만족에 미치는 영향력은 시간의 흐름에 따라 안정적이지 않았지만 조직몰입의 긍정적인 영향력은 확인할 수 있었다. 이와 관련하여 선행연구를 고찰해보면 스포츠센터 관리자를 대상으로 한 연구(김민석 등, 2015)에서 조직몰입 하위요인인 정서적 몰입은 직무만족에 긍정적인 영향을 미친다고 보고하였으며, 관리자는 종업원들의 몰입요인들을 향상시킬 수 있는 시스템과 제도를 만들어야한다고 주장하였다. 그 외 연구들에서도(김진환, 김상진, 2016; 임동호, 2012; 김영호 등, 2010) 조직몰입은 직무만족에 긍정적인 영향을 미친다고 보고하여 본 연구결과를 지지해 주고 있었다. 다음으로 직무만족이 조직몰입이 미치는 영향 즉 교차지연 효과를 살펴보면 2차년 직무만족이 3차년 조직몰입에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 1차년 직무만족은 2차년 조직몰입에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 3차년 직무만족 역시 4차년 조직몰입에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉 직무만족이 조직몰입에 미치는 영향력은 시간의 흐름에 따라 안정적이지 않은 것으로

로 해석할 수 있다.

이상에서 제시한 교차지연 효과를 종합해본 결과 조직몰입 → 직무만족의 경로계수(표준화 β 기준) 값이 직무만족 → 조직몰입의 경로계수(표준화 β 기준) 보다도 큰 것으로 나타났다. 즉 보안업 종사자의 직무만족에 영향을 미치는 예측변인은 조직몰입인 것으로 판단되며 상호작용적 관계는 존재하지 않는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과는 직무만족이 조직몰입에 유의한 영향을 미친다고 보고한 기존의 연구결과(박영주, 2008; 박준석, 정성숙, 2005; 김창호, 이영석, 김평수, 2005)와 배치된다. 그러나 기존 연구의 경우 보안업 종사자라고 하는 특수성과 종단자료를 이용한 연구가 아니다. 또한 조직몰입과 직무만족이라는 복잡한 상호작용관계에서 선택적으로 한 부분만을 보는 것은 과대 혹은 과소평가 할 수 있다고 사료된다. 따라서 본 연구에서 나타난 인과성의 순서(조직몰입이 독립변인, 직무만족이 종속변인) 순서가 좀 더 정확한 관계라고 사료되는 바이다.

V. 결론 및 제언

본 연구는 KLIPS의 4차년 데이터를 활용하여 직무만족과 조직몰입의 자기회귀와 교차지연 효과를 검증하였다. 그 결과를 요약하여 살펴보면 첫째, 조직몰입, 직무만족의 자기회귀 계수에 대한 검증 결과 경로 동일성을 만족하였다. 반면 교차회귀 동일성과 오차분산에 대한 동일성은 만족하지 않는 것으로 나타났다. 둘째, 1차년에서 4차년까지의 조직몰입은 정(+)적인 인과관계가 있는 것으로 나타났으며 1차년에서 4차년까지의 직무만족은 정(+)적인 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 다음으로 1차년 조직몰입은 2차년 직무만족에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 2차년 조직몰입 역시 3차년 직무만족에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 3차년 조직몰입은 4차년 직무만족에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 마지막으로 1차년 직무만족은 2차년 조직몰입에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나 2차년 직무만족은 3차년 조직몰입에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 3차년 직무만족은 4차년 조직몰입에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이상의 연구결과는 학술적 측면에서 시사 하는바가 크다고 사료된다. 그러나 여전

이 연구의 한계는 존재하므로 다음의 내용을 제언하는 바이다. 첫 번째로 일부 경로 계수 중 p -value가 .05미만 수준이 아닌 .1미만 수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 통계적 유의미성은 표본 수에 따라 종속되어 나타나므로 후속연구에서는 표본 수를 증가시켜 보기를 제언하는 바이다. 두 번째로 본 연구는 패널 데이터를 활용하였다는 장점이 있으나 사용된 척도들이 외국에서 개발되거나 타 학문분야에서 사용된 척도이므로 일반화에 주의가 요구된다. 세 번째로 본 연구에서는 남성들만을 연구대상으로 설정하였다. 이는 노동패널자료가 가지는 한계로 후속연구에서는 남녀 성별 모두를 고려한 연구가 진행되기를 기대해 본다.

참고문헌

- 김규남, 안영수 (2007). 정부기관 항공전문인력의 조직몰입 특성과 직무만족에 대한연구-해 양경찰청 항공인력을 중심으로. 한국항공경영학회 추계학술발표, 63-69.
- 김근혜, 유성모 (2014). 조직문화, 조직몰입, 직무만족의 관계에 대한 종단연구. 뇌교육연구, 14, 75-104.
- 김미선, 박성수 (2015). 여성교정공무원의 조직공정성 인식이 조직몰입에 미치는 영향-직무 만족의 매개효과-. 교정연구, 66, 145-168.
- 김민석, 김종백, 김정모, 신정택 (2015). 스포츠 센터 관리자의 경쟁가치 리더십이 조직원의 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향. 한국웰니스학회, 10(4), 249-262.
- 김수영 (2016). 구조방정식 모형의 기본과 확장. 서울: 학지사.
- 김영호, 류은영, 이경호, 서영석 (2010). 한국 중앙행정기관의 조직구조와 조직몰입 및 직무 만족과의 관계 분석-구조방정식 모형을 적용하여-. 한국정책과학회, 14(4), 317-341.
- 김주환, 김민규, 홍세희 (2009). 구조방정식으로 논문 쓰기. 서울: 커뮤니케이션북스.
- 김진환, 김상진 (2016). 군 경호·경찰직 요원의 안전욕구가 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향. 한국융합보안학회, 16(3), 65-74.
- 김창호, 염대관 (2016). 경호원 직무만족과 조직시민행동의 관계에서 직무특성의 조절효과 검증. 한국경호경비학회, 47, 63-84.
- 김창호, 이영석, 김평수 (2005). 민간경비 관리자의 리더십 유형이 경비원의 직무만족 및 조직몰입에 미치는 영향. 한국경호경비학회, 10, 53-77.
- 박영주 (2008). 수사경찰의 직무만족과 조직몰입에 관한연구. 한국경호경비학회, 15, 147-171.
- 박준석, 정성숙 (2005). 경호원의 직무만족과 조직몰입에 관한 연구. 한국경호경비학회, 10, 127-171.
- 방하남, 김상욱 (2009). 직무만족도와 조직몰입도의 결정요인과 구조분석. 한국사회학, 43(1), 56-88.
- 배두열, 김일곤 (2011). 민간경비업자의 사회적 책임과 직무만족 및 조직몰입의 관계. 한국융합보안학회, 11(5), 53-63.
- 우종필 (2012). 우종필 교수의 구조방정식모델 개념과 이해. 서울: 한나래 출판사.
- 윤해옥, 최효식 (2016). 영유아기 자녀를 둔 어머니의 직무만족도, 부부갈등, 결혼만족도 간의 자기회귀 교차지연 효과. 한국영유아보육학, 97, 1-27.

- 이동영, 김현정 (2013). 경찰관 직무만족과 조직몰입간 관계에 대한 연구: 서울경찰관을 대상으로. 한국경찰학회, 41, 93-121.
- 이정욱, 김진모 (2012). 대기업 연구개발 인력의 직무성과와 자기효능감, 개인창의성 및 조직몰입의 인과적 관계. 산업교육연구, 24, 21-48.
- 임동호 (2012). 보육교사의 조직몰입이 직무만족에 미치는 영향. 한국보육교육회, 12(3), 21-38.
- 임창호 (2016). 경찰관의 조직공정성 인식이 직무만족 및 조직몰입에 미치는 영향: 경찰승진을 중심으로. 한국경찰학회, 61, 55-88.
- 정은영, 류소연 (2016). 병원 종사자의 대인관계 스트레스와 직무만족도와의 관련성. 한국엔터테인먼트산업학회, 10(2), 227-237.
- 정재휘, 이선주, 송영주 (2015). 국내 대기업 팀원의 자기효능감과 조직몰입의 관계에서 지각된 팀장 감성역량의 조절효과. 학습과학연구, 9(2), 96-119.
- 정철우, 최낙범 (2014). 직무만족 요인이 조직몰입에 미치는 영향: 경찰조직을 중심으로. 한국경찰연구, 13(2), 369-392.
- 홍세희 (2000). 구조방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. 한국심리학회, 19(1), 161-177.
- 홍세희, 박민선, 김원정 (2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀교차지연 효과 검증: 성별 간 다집단 분석. 교육심리연구, 21(1), 129-143.
- Brayfidd, A. H., & Rothe, H. F. (1951). An Index of Job Satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 35, 307-311.
- Freedman, D. A. (1987). As others see us: a case study in path analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(12), 101-128.
- Kandauda, A. S., Tae Kyoung, L. Catherine, W. O., & Frederick O. L.(2016). Higher-Order Growth Curves and Mixture Modeling with Mplus. A Practical Guide. Routledge: New York.
- Poter, L. W., Steers, R. M., Mowday, R. T., & Boulian, P. V.(1974). Organizational Commitment Job Satisfaction and Turnover Among Psychiatric Technicians. *Journal of Applied Psychology*, 59, 603-609.
- Smith, P. C. (1992). In Pursuit of Happiness: Why Study General Job Satisfaction?, In Cranny, J., Smith, P. and Stone, E. P.(Eds.), *Job Satisfaction: How People Feel about Their Jobs and How It Affects Their Performance*. New York: Lexington Books, 5-19.
- Steers, R. M., & Porter, L. W. (1997). *Organizational, Work and Personal Factors in Employee Turnover and Absenteeism, Motivation and Work Behavior*. New York: McGRAW-Hill, 46-56.

【Abstract】

**Autoregressive Cross-Lagged Analysis on
Organizational Commitment and Job
Satisfaction of Security Employees**
- Utilization of Korean Labor and Income Panel Study -

Kim, Woo-Jin

The purpose of this study is to analyze the longitudinal causal relationship between organizational commitment and job satisfaction, focusing on security related workers. For this purpose, the Korean Labor and Income panel data were classified into security employees. Data were analyzed using SPSS 18.0 and AMOS 20.0, and validity and reliability analysis were conducted before hypothesis testing. The results of the analysis show that organizational commitment at time t-1 has a positive effect on organizational commitment at time t, and that job satisfaction at time t-1 has a positive effect on job satisfaction at time t. Respectively. The results of this study are as follows: 1) The organizational commitment has a significant effect on the job satisfaction. 2) The effect of job satisfaction on organizational commitment was also significant. 3) The cross-lagged coefficients show that organizational commitment precedes job satisfaction and serves as a predictor.

Keywords: Organizational Commitment, Job Satisfaction, Korean Labor and Income Panel, Security Industry, Autoregressive Cross-Lagged Analysis