

조직몰입 3요소 모형의 내적구조 검토: 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)의 적용*

안 정 원

이 순 목[†]

성균관대학교

본 연구에서는 조직몰입 3요소 모형(Allen & Meyer, 1990)의 내적구조를 탐색적 구조방정식 모형(ESEM: Exploratory Structural Equation Modeling)을 적용하여 검토하였다. 그동안 많은 선행 연구들에서는 3요소 모형에 대한 확인적 요인분석의 결과로 정서적, 지속적, 규범적 몰입의 각 척도가 서로 구별되는 구성개념을 측정하는 것으로 보고되었다. 이에 본 연구는 기존의 문항분석 방식과 다른 개방적 문항분석 방식인 '척도 내' 그리고 '척도 간' ESEM을 적용하여, 한국의 사회복지기관에서 일하는 사회복지사를 대상으로 수집된 자료에서 문항들 간에 측정 오차간 상관관이 통제된 가운데 3요소 척도의 내적구조를 보다 정밀히 검토하였다. 이를 위해, 전통적 방식의 EFA 결과와 CFA결과를 개방적 방식의 '척도 내' ESEM 결과와 비교하여 제시하고, 다른 유사 개념 또는 선행변수로 자주 연구되는 척도들과 함께 '척도 간' ESEM을 실시한 결과를 제시하였다. 그 결과 '척도 내' ESEM 모형에서 EFA 및 CFA 보다 더 높은 합치도와 요인 변별도가 제시되어, 실제 자료를 보다 잘 반영한 3요소 모형의 내적구조를 확인할 수 있었다. '척도 간' ESEM 분석 결과에서는 방법요인에 의한 상관값이 비교적 크게 나타나, 방법 효과가 여러 개념들이 함께 측정되는 경험 자료에서 얼마나 심각하게 본래의 척도 구조를 왜곡시킬 수 있는지를 실증적으로 보여주었다. 이는 부정적 표현의 역문항들과 번역 과정에서 본래 의도와 다르게 해석될 수 있는 표현으로 인해 문항들간 발생가능한 방법효과를, 측정오차간 상관으로 추정하면서 확인된 부분이다. 3요소 모형의 내적구조를 검토하기 위해 본 연구에서 시도한 ESEM 방법론을 통해, 척도 내 문항들에서 발생할 수 있는 동일방법 효과를 통제하고서 내적 구조를 추정함은 물론, 각 문항들이 복수의 유사 개념을 측정할 수 있는 가능성을 충분히 허용함으로써 실제 척도의 양상을 보다 개방적으로 검토할 수가 있었다. 이러한 분석 결과는 서구에서 개발된 3요소의 선언척도가 문화권이 다른 한국의 경험 자료에서 나타나는 실제척도와 얼마나 다를 수 있는지를 확인하는 기회가 되면서, 동시에 한국의 문화를 반영한 조직몰입의 개념화와 타당화의 필요성을 제기한다. 한국 직장인들이 생각하는 조직몰입의 구성개념과 이론의 논리적 구조가 확립되어, 경험연구에서 지지될 수 있는 탄탄한 내적구조를 가진 조직몰입 척도의 개발이 요구된다.

주요어 : 조직몰입, 탐색적 구조방정식 모형(ESEM), 내적구조, 방법효과, 개방적 문항분석

* 본 논문은 제1저자의 박사학위논문 예심본에서 일부를 발췌하여 작성되었음

본 연구에서의 분석을 위한 자료 사용을 허락해 준 이회영 석사에게 감사한다.

[†] 교신저자 : 이순목, 성균관대학교 명예교수, 서울시 종로구 명륜동 3가, smlyhl@chol.com, 010-7144-1580

본 연구에서는 국내외 조직몰입 연구에서 가장 많이 사용되고 있으나 구성개념타당도 관련하여 여러 문제들이 제기되고 있는 조직몰입 3요소 모형(The three-component model, Allen & Meyer, 1990)의 내적구조를 탐색적 구조방정식 모형(ESEM: Exploratory Structural Equation Modeling)을 적용하여 검토하였다.

조직몰입은 조직시민행동(예. Moorman, Niehoff, & Organ, 1993), 결근(예. Gellatly, 1995), 이직(예. Somers, 1995)과 같은 조직행동을 설명할 수 있는 개념으로, 1970년대부터 조직 연구 분야에서 직무만족과 함께 중요한 직무태도 변수 중 하나로 주목을 받아 왔다(cf. Mathieu & Zajac, 1990). 또한 직원 관점에서 직무와 조직에 대한 몰입은 잠재적으로 삶에 의미를 더하는 긍정적인 관계(예. 인지된 자기가치의 증대)를 나타내고, 조직 관점에서 몰입된 직원을 보유하는 것은 잠재적으로 개인의 성과 향상과 이직률 및 결근을 감소로 인한 조직효과성의 향상을 나타낸다. 그런 이유로, 조직몰입은 개인과 조직 모두에게 중요한 개념이라 할 수 있다(Mowday, 1999). 따라서 직원들이 생각하는 몰입의 본질과, 몰입을 이끄는 과정, 몰입의 결과로 나타나는 조직행동들에 대한 폭넓은 이해가 뒷받침 된다면, 조직은 적절한 인사관리 개입 전략을 통해 직원들의 몰입을 향상시킬 수 있고, 이로써 낮은 이직률과 높은 수준의 생산성 및 업무 질의 혜택을 누릴 수 있을 것이다. 그러나 이러한 조직몰입의 구성개념이 과연 타당한지에 대해서는 여러 가지 이견들이 있다.

Allen과 Meyer(1990)는, 이전까지 연구자들마다 상이한 개념화와 측정방식으로 연구되어오던 조직몰입의 세 가지 흐름(예. Becker, 1960; Buchanan, 1974; Kanter, 1968; Mathieu & Zajac,

1990; Mowday, Porter, & Steers, 1982; Salancik, 1977; Wiener, 1982; Wiener & Vardi, 1980)을 하나로 통합하여 조직몰입 3요소 모형을 제안하였다. Allen과 Meyer(1990, 1996) 및 Meyer와 Allen(1991, 1997)이 제시한 조직몰입 3요소는, 구성원의 조직에 대한 정서적 애착과 일체감을 나타내는 정서적 몰입(Affective Commitment), 구성원이 소속 조직을 떠나면 손해라는 지속적 몰입(Continuance Commitment), 구성원이 한 조직을 위해 계속 재직해야 한다는 규범적 몰입(Normative Commitment)으로 구성된 다차원적 개념 모형이다. 그러나 메타분석을 포함하여 축적된 많은 경험연구들에서 3요소 모형의 구성개념 타당도와 관련한 여러 문제들이 드러났다(Allen & Meyer, 1996; Ko, Price, & Mueller, 1997; McGee & Ford, 1987; Meyer, Stanley, Herscovitch, & Topolnytsky, 2002). 구체적으로 일관되게 나타난 문제들은 크게 네 가지로 다음과 같다: ㄱ) 지속적 몰입이 전반적 몰입의 구성개념으로 수렴하는지의 타당도 결여, ㄴ) 규범적 몰입과 정서적 몰입 간 높은 상관으로 변별타당도 결여, ㄷ) 몰입차원성의 문제, ㄹ) 역문항 사용으로 인한 방법효과의 존재.

3요소 모형의 구성개념 타당도 관련 문제들은 한국 직장인을 표본으로 3요소 모형(Meyer et al., 1993)의 일반화가능성을 검토한 Ko 등(1997)과 Lee, Allen, Meyer, 및 Rhee(2001)의 연구 결과들에서도 나타난다. 즉, 지속적 몰입 요소는 수렴하지 않았고, 규범적 몰입 요소는 정서적 몰입과의 높은 상관으로 개념상의 중복성을 보였다. 이러한 결과는 적어도 한국 직장인들이 인식하는 조직몰입의 개념에는 지속적 몰입의 개념이 없을 가능성을 보여주는 것으로 한국에서의 조직몰입 개념은 서구에서

개발된 3요소 모형이 구체화하는 조직몰입 개념과는 많이 다를 수 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 오랜 동안 관련 후속 연구는 전무한 상황이어서, 국내 많은 조직 연구자들은 3요소 모형의 조직몰입 척도를 별다른 검토 없이 실증연구에 사용해오고 있다. 이러한 추이는 외국도 비슷한 양상을 보여주는데, 최근 급증하는 조직몰입에 관한 연구들이 몰입의 개념과 몰입의 선행변수, 공변수(covariate) 및 결과변수들을 초점화하여 다루고 있는 것(Casper, Harris, Taylor-Bianco, & Wayne, 2011; De Gieter, Hofmans, & Pepermans, 2011; Ehrhardt, Miller, Freeman, & Hom, 2011; Fu, Deshpande, & Zhao, 2011; Meyer & Maltin, 2010; Meyer, Stanley, & Parfyonova, 2012)은 아직도 조직몰입에 대한 구성개념이 명확히 정립되어 있지 못함을 반증한다.

특히, 조직몰입과 같은 태도적 구성개념은 문화적 특성에 따라 그 개념에 대한 인식과 행동 양상이 다를 수 있으므로(cf. Hofstede, 1980a), 서구와 다른 문화권의 나라에서는 문화적 특성이 고려된 조직몰입의 구성개념을 규명하고자 하는 노력이 필요하다(cf. Bergman, 2006; Jaros 2007; Ko et al., 1997; Solinger, Van Olfen, & Roe, 2008; Vandenberg & Self, 1993). 가령 서구와 같은 개인주의적 문화권에서는 규범보다는 태도와 비용-이익의 계산적 사고가 사회적 행동의 주요 선행변수가 되므로, 정서적 몰입과 지속적 몰입이 조직행동 변수를 더 잘 예측할 수 있는 반면(Triandis, 1995), 아시아 국가들과 같은 강한 사회적 결속과 의무감을 강조하는 집단주의 문화권에서는, 규범적 몰입이 행동을 더 잘 예측할 수도 있는 것이다(Meyer & Allen, 1997).

이와 같은 맥락에서 3요소 모형에 대해서도

국내 조직연구에 그대로 계속 적용하기 보다는 이제라도 한국의 경험 자료에서 선언척도가 유지되는지, 문항들이 의도한 개념을 제대로 측정하는지에 대한 내적구조를 면밀히 검토해 볼 필요가 있다. 이에 본 연구는 Asparouhov와 Muthen(2009)의 탐색적 구조방정식 모형(ESEM: Exploratory Structural Equation Modeling)을 적용하여 3요소 모형의 내적구조를 척도 수준이 아닌 문항 반응의 수준에서 보다 정밀하게 분석함으로써, 서구에서 개발된 3요소의 선언척도가 문화권이 다른 한국의 경험 자료에서 나타나는 실제척도와 얼마나 다른지를 실증적으로 증명하였다. 이는 동시에 3요소 모형에 내재된 보다 근본적인 개념의 문제를 제기하는 것이기도 하다. 또한 전통적 방식인 탐색적 및 확인적 요인분석에 의해 검토한 결과를 개방적 방식인 ESEM에 의해 검토한 결과와 비교하여 제시함으로써 척도의 내적구조를 검토하기 위한 ESEM의 방법론적 우월성에 대한 이해도 함께 보였다.

이론적 배경

정서적, 지속적, 규범적 몰입의 개념과 정의

조직몰입의 세 요소들은 공통적으로, 구성원과 조직 간 관계(link)에서 구성원의 이직의도를 저하시키는 요인으로 작용하지만 그 성격은 각기 다르다. 즉, 정서적 몰입이 강한 사람은 스스로 원해서(want), 지속적 몰입이 강한 사람은 필요(need)에 의해서, 규범적 몰입이 강한 사람은 의무감(ought)에서 조직에 남는다(Allen & Meyer, 1990). 정서적, 지속적, 그리고 규범적 몰입은 하나이면 다른 하나가 안되는

배타적 유형이라기보다는 변별되는 구성요소로서, 구성원은 각각의 심리적 상태를 다양한 수준으로 동시에 경험할 수 있다. 예컨대, 조직에 남고 싶지는 않지만 마땅히 대안도 없고 또 남아 있는 것이 해야 할 도리라고 생각하여 조직에 남아있는 사람의 조직몰입은 이 세 가지의 심리적 상태를 각기 반영하는 것이다(Allen & Meyer, 1990).

각기 다른 성격의 세 요소들에 대한 개념적 정의는 다음과 같다. 먼저 정서적 몰입은 Kanter(1968), Buchanan(1974), 그리고 Mowday, Steers와 Porter(1979)의 연구에서 조직몰입을 조직에 대한 정서적 애착으로 개념화한 이론을 따른 것으로, “조직에 대한 정서적 애착과 동일시 및 관여”(Allen & Meyer, 1990, p.14)로 정의된다. 즉, 정서적 몰입은 구성원이 조직에 대해 가지는 긍정적인 느낌과 그로 인한 높은 참여의식을 반영하므로 정서적 몰입도가 높은 구성원은 조직의 목표달성을 위해 기꺼이 참여하고 헌신하겠다는 심리적 상태를 가지게 된다. 이처럼 정서적 몰입은 구성원의 행동이나 행동의도가 아니라 조직에 대한 정서적 지향성만을 평가한다는 면에서, 복합 개념을 측정하는 Mowday 등(1979)의 조직몰입설문(OCQ)과는 차이가 있다. OCQ는 조직에 대한 가치와 동기, 계속 남고자 하는 의도를 포함한 복합 개념의 측정으로, 몰입의 결과로 나타날 수 있는 행동변수와와 내용 중복성으로 인해 정서적 몰입과 행동결과변수 간의 관계 연구에 어려움이 있다(cf. Hom, Katerberg & Hulin, 1979).

다음으로 지속적 몰입은 개인과 조직과의 관계에 대해 조직 이탈 시 발생할 수 있는 비용(또는 손실 가능한 side-bets) 지각을 통한 업무 활동의 유지라고 설명한 Becker(1960)의 이

론을 따른 것으로, 조직을 이탈함으로써 발생하는 비용(또는 잃게 되는 혜택)때문에 조직에 존속하려는 심리적인 상태를 나타낸다(Allen & Meyer, 1990). 이러한 교환적 속성 때문에 계산적(calculative) 몰입으로 불리기도 한다(Kidron, 1978). 따라서 3요소 모형의 지속적 몰입은 주로 조직을 떠날 경우 예상되는 결과나 손실에 대한 개인의 지각을 평가하고 있다.

마지막으로 규범적 몰입은 Wiener(1982)의 ‘조직 목표를 위해 행동하도록 하는 내면화된 사회 규범적 압력’을 몰입으로 개념화한 이론을 따른 것으로, 한 회사에 계속 재직하는 것이 옳다고 믿거나 도덕적인 규범 때문에 재직을 유지하는 심리적인 상태를 나타낸다(Allen & Meyer, 1990). 이처럼 조직몰입을 규범적 측면에서 파악함으로써 재직 기간에 따른 지위 상승과 같은 외재적인 보상 요인이 없더라도 구성원이 자신의 행동이 옳다고 믿으면 조직에 몰입하는 것을 설명한다. 그에 따라 조직에 몰입한 구성원은 조직의 목표 달성을 위해 상당한 시간과 노력을 투입하며 조직을 위해 희생할 가능성이 크다. 그런 의미에서 3요소 모형의 규범적 몰입은 주로 근속에 대한 지각된 의무감을 평가하고 있다.

3요소 모형의 구성개념 타당도 문제

3요소 모형의 구성개념 타당도 관련하여 일관되게 나타난 문제들은 크게 네 가지이다. 즉, 지속적 몰입이 상위 개념인 몰입으로 수렴하지 않는 문제, 규범적 몰입이 정서적 몰입으로부터 변별이 잘 안되는 문제, 이로 인한 몰입 차원성의 문제, 끝으로 역문항으로 인한 방법효과 문제이다.

지속적 몰입이 전반적 몰입의 구성개념으로 수렴하지 않는 문제

전반적 몰입 구성개념의 하위 차원으로서 지속적 몰입의 위치에 관한 문제이다. 지속적 몰입은 다른 몰입 구성요소들과는 물론, 조직 시민행동, 수행, 이직의도 및 직원 안녕감과 같은 중요 업무관련 결과 변수들과 상관이 전혀 없거나 약한 부적 상관으로 나오는데(예. Cohen, 2003; Dunham, Grube, & Castaneda, 1994; Hackett, Bycio, & Hausdorf, 1994; Ko et al., 1997; Meyer et al., 2002), 이것은 지속적 몰입이 전반적인 몰입 개념으로 수렴하지 못함을 보여준다. 이러한 현상은 지속적 몰입 척도의 차원성에 관한 문제와 무관하지 않다. 경험연구 결과, 지속적 몰입의 척도가 '이직에 따른 개인적 손실'과 '대안 선택 부재'의 두 개 하위차원으로 구분됨이 확인되었다(Dunham et al., 1994; Hackett et al., 1994; McGee & Ford, 1987; Meyer, Paunonen, Gellatly, Goffin & Jackson, 1989).

즉, 지속적 몰입의 하위 차원이 3요소 모형의 다른 두 요소와 가지는 관계는 일관성이 없는 것으로 보고되고 있다. 예로서, '이직에 따른 개인적 손실'은 정서적 몰입과는 정적 상관을 가지는데 반해, '대안 선택 부재'는 부적 상관을 보인다. 또한 두 하위 차원 중, '이직에 따른 개인적 손실'만이 이직의도와 유의한 상관을 보임에 따라, '대안 선택의 부재'가 지속적 몰입의 개념으로 적절한지에 대한 의문이 제기되었다. 애초에 Meyer와 Herscovitch (2001)가 재직생활에 따른 보수나 이익(임금, 연금, 퇴직금, 지위)을 위해 구성원들이 지속적 몰입을 하는 것과 마찬가지로, 이직 대안의 부재도 구성원들로 하여금 조직 이탈 비용을 높게 지각하게 하여 지속적 몰입을 설명할

것으로 예상한 것과는 다른 결과이다. 이에 따라, 대안부재의 문항들(8개 문항 중 1, 6, 7번)이 지속적 몰입에서 제거되어야 한다는 주장들이 제기되었다(예. Ko et al., 1997; McGee & Ford, 1987; Wasti, 1999).

규범적 몰입과 정서적 몰입 간 높은 상관으로 규범적 몰입의 변별타당도 결여

규범적 몰입과 정서적 몰입 간에 상관이 일관되게 높게 보고됨에 따라, 두 구성개념 간에 변별타당도가 의심된다(예. Allen & Meyer, 1990; Ko et al., 1997; Meyer et al., 2002). 한국 직장인을 대상으로 3요소 모형을 평가한 Ko 등(1997)의 연구에서 규범적 몰입과 정서적 몰입 간의 상관은 각각 .73과 .84로 나타났고, 3요소 모형에 대한 메타분석을 실시한 Meyer 등(2002)의 연구에서는 .63, 타이완 사람들을 대상으로 3요소 모형을 적용하여 구조방정식 분석을 실시한 Chang 등(2007)의 연구에서는 .66으로 나타났다. 게다가 규범적 몰입과 정서적 몰입의 선행변수들은 두 개념 모두와 높은 상관을 보임에 따라, 두 몰입 개념 간에 개념적 중복성도 의심된다. 예컨대, 정서적 몰입에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타난 업무경험 관련 선행변수들(Meyer & Allen, 1987a)은 정서적 몰입뿐 만 아니라 규범적 몰입과도 높은 상관을 보였다(Allen & Meyer, 1990, 1996; Hackett et al., 1994; Ko et al., 1997; Lee & Yang, 2005; Meyer et al., 2002; Somers, 1995).

이러한 경험 연구의 결과들은 애초에 연구자들이 규범적 몰입의 개념이 조직에 대한 의무감 또는 책임감을 바탕으로 한 몰입이기 때문에 좋아하는 감정과 같은 정서적 측면과는 구별된 개념으로 기대한 것과는 달리, 실증적으로 지지되지 않음을 보여준다. 이에 연구자

들은 두 요소 간에 개념적 중복 가능성의 문제를 제기하였고(예. Jaros, 1997; Ko et al., 1997), Allen과 Meyer(1990)는 “원해서 근속하는 것과 의무감으로 근속하는 것은 서로 다른 태도이지만, 두 요소 간에 의미 있는 심리적 연결성(meaningfully linked)이 있다”(8쪽), “이 두 가지 감정은 동시에 일어나는(to co-occur) 경향이 있다”(11쪽) 고 언급함으로써, 두 개념 간에 고유한 심리적 중첩 가능성을 인정하였다.

3요소의 상위차원에 대한 논의의 어려움

위에 언급한 3요소 모형의 하위 요인간 수렴 또는 변별의 문제로 인해 경험연구에서 정서적 몰입만이 가장 신뢰롭고 타당한 조직몰입의 차원으로 평가된다(Cohen, 2003; Meyer et al., 2002). 즉, 정서적 몰입이 내용 및 안면타당도가 가장 좋았고(cf., Brown, 1996; Dunham et al., 1994), 3요소 중 행동준거 변수들(예. 출근, 수행, 조직시민행동)과 가장 폭넓게 강한 상관을 보인(Meyer, Becker, & Vandenberghe, 2004; Meyer et al., 2002) 반면, 지속적 및 규범적 몰입의 경우 정서적 몰입을 통제한 후 행동결과의 분산에 대한 추가설명력은 거의 없었다(Somers, 1995). Solinger 등(2008)은 ‘태도-행동 모형(Eagly & Chaiken, 1993)’ 관점에서 3요소 모형의 정서적, 지속적, 규범적 몰입 척도가 구체화하고 있는 내용은 동일한 태도적 현상이 아니라고 비평하였다. 즉 ‘조직에 대한’ 진정한 태도를 의미하는 정서적 몰입만이 일반적 조직몰입을 가장 잘 나타내는 개념이므로 조직몰입을 정서적 몰입의 단일 차원 개념으로 재정의 하고, 나머지 두 요소는 조직에 대한 태도가 아니라 개인의 이직의도 예측을 위한 목적으로만 사용할 것을 제안하였다. 지속적 몰입과 규범적 몰입은 조직을 대상으로

한 개념이 아닌 ‘특정의 조직 행동(예. 재직유지 또는 이직)에 대한’ 태도로서, 여기에는 조직에 대한 정서적 유대감이 따를 수도, 따르지 않을 수도 있기 때문에 조직몰입의 개념으로 부적절하다는 이유에서다.

역문항 사용으로 인한 방법요인의 존재

조직몰입 3요소 척도에 내재된 방법요인에 관한 문제이다. Magazine, Williams, 및 Williams (1996)가 Meyer와 Allen(1991)의 정서적 및 지속적 몰입에 대해 확인적 요인분석을 실시한 결과, 지속적 몰입의 2개 하위요인과 부정적 문항 표현(역문항)에 따른 방법요인이 포함된 4요인 모형(정서적, 지속적-대안부재, 지속적-높은 희생, 방법요인)이 가장 좋은 합치도를 보였다. 역문항으로 인한 방법요인은 조직행동 분야의 경험 연구들에서 흔히 나타나는 문제인데(Magazine et al., 1996), 요인분석 시 역문항끼리 한 요인이 되고 나머지 긍정의 문항들이 또 한 요인이 되는 경향이 있어(예. 최수미, 조영일, 2013; 홍세희, 노연경, 정송, 2011), 의도한 내용 요인에 대한 지표로 기능하지 않는 문제가 있다. 이러한 측정의 문제는 측정의 타당도에 심각한 영향을 미쳐서 연구모형 내 변수간 관계와 연구결과를 왜곡시킨다.

이상의 네 가지가 3요소 모형의 구성개념 타당도와 관련하여 선행연구들에서 자주 나타나거나 논의되는 문제들이다. 이들 문제는 조직몰입의 하위 요인간 수렴/변별 및 척도내 방법효과 통제의 문제로 요약되며, 전반적 조직몰입 개념의 차원성에 대한 의문이 제기되는 근거가 된다. 이러한 문제들에는 전통적인 내적구조 파악 방식인 탐색적 및 확인적 요인분석이 도움이 되지 않는다. 탐색적 요인분석

에서는 방법효과가 없음을 가정하고 있으며, 확인적 요인분석에서는 모형의 간명성을 위해 측정변수가 원래 측정하고자 계획된 요인에만 지표로 설정되는(변수복잡도 1로 부과) 관행이 있기 때문이다. 내적구조 파악에 있어서 이러한 문제를 포괄적으로 해결하려면 개방적 분석 방식이 필요한데, 이 연구에서는 개방적 방식으로서 탐색적 구조방정식 모형을 사용하였다.

내적 구조의 개방적 분석을 위한

탐색적 구조방정식 모형

(ESEM: Exploratory Structural Equation Modeling)

내적 구조의 전통적 분석과 개방적 분석

구성개념의 구조 파악 방식이 전통적(폐쇄적)이라 함은, 구성개념에 대한 내적 구조의 탐색에서 해당 척도내 문항들이 그 척도에서 목적인 구성개념만을 측정하는데 기능하고, 다른 개념들에는 어떤 관련을 가지는지를 검토하지 않는 방식이다. 이것은 내적구조 파악을 위해 전통적으로 사용되어온 탐색적 요인분석(EFA)과 확인적 요인분석(CFA)을 폐쇄적으로 사용해왔음을 의미한다. 어떤 구성개념의 척도에 대한 내적구조의 탐색적 단계에서 개방적 접근이라면, 유사한 구성개념들의 문항들과 함께 자료를 수집하여 탐색적 요인분석을 해보아야 계획된 척도 문항들의 실제 기능을 알 수가 있다. 또한 내적 구조의 확인적 단계인 CFA에서는 해당 문항들이 개발자가 계획한 하나의 요인에만 지표(indicator)로 표시되는 즉, 변수(측정변수) 복잡도(변수에 의해 측정되는 요인수효, variable complexity, Rummel,

1970)가 1로 부과되는 관행 때문에 실제로 각 문항들이 다른 개념들의 지표로 더 적절하고, 다른 척도의 문항들이 연구자가 측정하고자 하는 개념의 지표로 더 잘 기능할 수 있는 가능성을 문항수준에서 검토하지 않게 된다. 모형을 자료에 합치시킬 때 이런 가능성이 반영되지 않으면, 합치도가 저하되고 요인간 상관을 부풀려 구성개념간 변별도를 저하시킬 수가 있다.

반면에 내적 구조 파악의 방식이 개방적이라 함은, 척도내 문항들에서 발생할 수 있는 동일방법 효과를 통제하고서(EFA에서는 통제 불가) 내적 구조를 추정함은 물론, 각 문항들이 복수의 개념을 측정할 수 있는 가능성을 충분히 허용하는(CFA의 사용에서 이 관점이 소홀히 되어왔음) 방식인데, 통계적으로는 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석이 복합된 탐색적 구조방정식(ESEM)에 의해서 구현된다(남궁준재, 이순목, 김효진, 2013). 내적구조의 개방적 분석은 '척도 내'와 '척도 간' ESEM 적용으로 구분될 수 있다. 척도 내 ESEM을 적용하는 분석은, 방법효과를 통제하는 가운데 전반적 요인구조를 탐색하는 모형탐색 단계와, 확인된 요인들에 대해 요인분산을 검증하기 위한 요인수렴 단계로 구성된다. 요인분산이 0이 아닐 때 구성개념의 수렴을 확인할 수 있다. ESEM에서 방법효과의 통제는 문항들간 측정오차 간 상관을 추정함으로써 가능하다. 이를 위해, 내용적 해석 가능성을 검토하여 측정오차간 상관을 자유모수로 하는 '내용적 접근' 방법과, 분석결과 큰 MI 값으로 제시된 문항들간 관계를 자유모수로 추정하도록 하는 '자료중심적 접근' 방법을 함께 사용할 수 있다. 이러한 척도 내 ESEM 분석을 하면, 요인간 상관관계가 보다 현실적이 되면서 모형의 합치

도와 요인간 변별도를 높일 수 있으며, 내용적 해석이 보다 편리해지는 장점이 있다.

척도 간 ESEM을 적용하는 분석은 유사한 다른 개념들의 척도간 ESEM을 통해 문항들이 목적인 바의 구성개념을 잘 측정하는지, 아니면 다른 개념을 측정하는지를 파악할 수 있는 장점이 있다. 단일 구성개념의 경우, 앞선 척도 내 ESEM 분석만으로도 내적구조의 파악이 가능한 경우가 있겠으나, 유사한 또는 경쟁적 개념들의 척도들과 가급적 함께 척도간 ESEM 분석을 하는 것이 바람직하다. 그러나 복합적 구성개념(예: 핵심자기평가, 건설도 integrity)일 경우에는 반드시 척도 간 ESEM 분석까지 실시하여, 유사개념과의 비교를 통해 다른 개념의 측정문항들과 얼마나 중복 또는 변별되는지를 검토할 필요가 있다(예. 김종규, 이순묵, 윤창영, 2015). 비교할 유사개념은 연구자가 판단하여 정할 수 있는데, 이 때 중요한 것은 다른 개념의 측정문항들과 얼마나 변별되는지 여부이므로, 문항 간에 중복된다는 발견 자체가 의미를 가진다.

지금까지 내적 구조의 전통적 분석과 개방적 분석의 차이 및 개방적 분석의 필요성을 살펴보았다. 그러면 이 시점에서, ESEM 대신에 개방적 EFA와 개방적 CFA를 하면 되지 않는가의 의문이 가능하다. EFA를 개방적으로 할 경우, 관련 척도들의 문항들에 대하여 모두 한번에 EFA를 실시해야 하는데 이 때, 각 척도내 문항들 간의 높은 방법효과를 통제하려면, 방법효과 가능성을 측정오차간 상관으로 표시할 수 있는 기능이 필요하다. 그러나 EFA에는 모형의 정의상 그 기능이 없다. 또한 CFA를 개방적으로 하는 것은, 곧 모든 요인들이 모든 측정치에 대해서 요인계수(factor loading)를 가지는 모형이 되는 것인데 그것은

CFA의 정의에는 존재하지 않는 개념이다. 따라서 개방적 분석 기능은 EFA와 CFA의 장점을 결합한 ESEM에서만 온전히 가능한 것이다.

조직몰입 3요소 척도의 내적구조를 개방적으로 검토하기 위한 ESEM의 유용성

척도의 내적 구조를 보다 정확하게 파악하기 위해서는, 척도의 문항들이 다른 유사 구성개념을 측정하는 문항들과 ‘변별’되면서 의도한 구성개념을 잘 측정하는 지에 대한 검토가 필요하다. 그러나 지금까지는 척도수준에서 다른 개념과의 상관이 1보다 충분히 작은지를 확인하는 간접적인 방식으로 검토된 반면, 문항수준에서의 직접적인 검토는 없었다. 그동안 구성개념 타당도는 물론, 측정 관련하여 여러 문제들이 제기된 조직몰입 3요소 척도의 경우도 다르지 않다. 이는 척도개발 시 문항들이 ‘**해당 척도를 중심으로 기능한다**’는 암묵적 가정 하에, 해당 문항들이 다른 개념을 측정하거나 다른 척도들에도 유사 문항이 있음을 간과하는 폐쇄적 문항분석의 잘못된 관행 때문이다(Napier, 1972). 문항은 행동을 나타내고, 행동은 단 하나의 요인에 의해서만 유발될 정도로 인간이 단순하지 않음을 고려한다면 이러한 가정은 비현실적인 것이다. 따라서 ‘**목적한 바의 개념을 중심으로 기능한다.**’는 가정 하에 개발자가 제시한 선언척도들은 측정의 경험적 측면이 고려되지 않았기에 경험 자료에서의 실제척도와 다를 수 있다. 연구자들이 계획한 척도의 모습인 선언척도에서는 문항들에 포함된 동일방법효과로 인하여 측정시 발생하는 측정오차간 상관을 사전에

파악하기 어렵지만, 경험자료에서 드러나는 척도의 실제 양상은 문항간 핵심단어의 유사, 척도방식의 유사, 척도내 위치 유사, 동일시점에서 실시 등으로 인한 방법효과로 인하여 측정오차간 상관을 가져올 수가 있다. 이들 오차간 상관성이 모형 설정에서 포함되지 않으면 주 요인(major factor) 구조에 포함되어 요인 상관성이 과대 추정되고 요인간 변별이 약해질 수 있다. 이런 경우에 ESEM이 사용되면 측정오차간 상관을 추정하면서(CFA의 기능), 나머지 양적 정보에 더하여 모든 요인들이 모든 측정치에 요인계수를 가지도록 추정하는 것(EFA의 기능)이 가능하다.

그동안 정서적 몰입과 규범적 몰입 간의 높은 상관과 방법요인의 문제 등, 구성개념 타당도 관련하여 여러 문제들이 제기된 조직몰입 3요소 척도에 대해서도 ESEM 방식을 적용하여 실제 척도의 양상을 보다 개방적으로 검토할 수가 있다. ESEM방식은 EFA와 CFA 방식의 문제점을 보완하여 탐색적 요인분석 시에 측정오차간 상관까지 추정하므로 요인 간 상관의 과대 추정을 막을 수 있고(Marsh et al., 2009), 모든 요인과 모든 문항 간 관계에 대하여 요인계수를 추정하므로 확인적 요인분석의 관행에서 미흡한 점 즉, 실제 자료에 기반하여 문항의 변수복잡도를 검토하는 것이 가능하다. 즉, 각 문항이 실제로 몇 개의 요인에 대한 지표가 되는지의 질문에 답할 수가 있다. 따라서 본 연구는 수집된 자료에서 '척도내' 및 '척도 간' 개방적 문항분석을 사용하여 조직몰입 3요소 척도의 내적구조를 보다 엄밀하게 검토하였다. 이를 위해, 전통적 방식의 EFA 결과와 CFA 결과를 개방적 방식의 '척도내' ESEM 결과와 비교하여 제시하였고, 다른 유사 개념 또는 선행변수로 자주 연구되는 척

도들과 함께 '척도 간' ESEM을 실시한 결과를 제시하였다. 이러한 과정을 통해, 3요소 척도내 문항들에서 발생할 수 있는 동일방법 효과를 통제하고서 내적 구조를 추정함은 물론, 각 문항들이 복수의 유사 개념을 측정할 수 있는 가능성을 충분히 허용함으로써 실제 척도의 양상을 보다 개방적으로 검토할 수가 있었다. 이로써 실제 자료를 보다 잘 반영하는 3요소 모형의 내적구조를 확인할 수 있었다.

방 법

도구 및 자료수집

본 연구의 수행을 위해, '심리적 자본과 조직공정성이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향'에 대하여 다층적(multi-level) 고찰을 한 이희영(2012)의 연구에서 수집된 자료를 사용하였다. 자료는 전국에 위치한 85개의 다양한 형태의 복지기관에 소속한 사회복지사를 대상으로 수집되었기 때문에, 본 연구의 분석에 사용하기 위해서는 표본의 동질성 확보가 필요하다. 이에 조직몰입의 집단차이를 유발할 수 있는 조직특성변수에 대하여 일원 분산분석을 실시한 결과, 운영체의 유형(사회복지법인, 재단법인, 사단법인, 지방자치단체, 학교법인), 조직유형(종합사회복지관, 장애인종합복지관, 노인종합복지관, 지역(서울, 6개 광역시, 강원도, 경기도, 경상남도 등등), 사회복지사 비율에 따라 조직몰입의 기관 평균차이가 유의하였다. 이에 원자료를 운영체의 유형, 조직유형, 지역, 사회복지사 비율이 비슷하면서 조직몰입의 평균과 분산이 비슷한 집단으로 재구성한 후, 어느 집단에도 속하지 않은 응답

치들을 제거하였다. 그 결과 총 응답자 354명 중에서 313명의 자료가 분석에 사용되었다(남자 110명, 35.1%; 여자 203명, 64.9%).

이회영(2012)의 연구에서 조직몰입 외에 조직몰입과 유사 개념이거나 선행변수로 자주 연구되는 9개의 척도(직무만족, 조직공정성, 심리적 자본: 자기효능감, 긍정적 동기)가 분석에 사용되었다. 직무만족은 Smith, Kendall과 Hulin(1969)의 직무기술지표(JDI)를 번역한 유병주(1982)와 이수진(1994)의 문항을 수정하여 사용하였으며, 직무자체, 감독, 보수, 승진, 동

료 만족의 하위 구성개념에 대해 각각 5문항씩 총 25문항을 사용하였다. 조직몰입은 Allen과 Meyer(1990)의 3요소 모형 척도(요소별 8개 문항, 총 24개 문항)를 번역한 이순목(1995)의 문항에서, 해당 요인에 비교적 높은 요인계수를 나타낸 문항들 중 사회복지사들을 대상으로 각 요소의 개념을 가장 충실히 반영할 수 있는 15개 문항(요소별 5개 문항)을 선별한 후 복지관 맥락에 맞게 수정하여 사용하였다. 조직공정성은 Moorman(1991) 및 Niehoff와 Moorman(1993)의 척도를 사용하여 최소연

표 1. 사용된 조직몰입 3요소 모형(Allen & Meyer, 1990)의 문항들

3요소	번호	문항
정서적 몰입	1	나는 정말로, 우리 복지관의 문제가 나의 문제인 것처럼 느껴진다.
	2	나는 우리 복지관에서 가족의 한 일원이라는 느낌을 받지 못한다.(R)
	3	나는 우리복지관에 대해 마음속으로 부터 애착을 느끼지는 않는다.(R)
	4	우리 복지관은 나에게 여러 가지로 많은 개인적 의미를 지닌다.
	5	나는 우리복지관에 대하여 강한 소속감을 느끼지 않는다.(R)
지속적 몰입	1	지금 당장 복지관을 그만 둔다는 것은 나에게 그다지 큰 희생은 아니다.(R)
	2	현재 이 복지관에 근무하는 것은 내가 원하기도 하지만 필요해서 그냥 다니는 것이기도 하다.
	3	나에겐 별로 대안이 없기 때문에 현재 이 복지관을 그만둘 수 없다.
	4	이 복지관을 떠난다고 할 때, 내가 직면할 몇 가지 결과 중 하나는 달리 갈 곳이 없다는 것이다.
	5	내가 이 복지관에서 누리는 혜택을 다른 조직에서는 얻을 수 없을 것이기 때문에 여기를 못 떠나는 것이기도 하다.
규범적 몰입	1	요즘 사회복지사들의 이직이 빈번하게 일어나고 있는 것 같다.
	2	복지관을 옮겨 다니는 것이 비윤리적인 일은 아니라고 생각한다.(R)
	3	내가 이 복지관에서 일하는 이유는 충성이 중요하다고 생각하며 계속 몸담아야 한다는 도덕적 의무감을 느끼기 때문이다.
	4	나는 우리 복지관에서 계속 근무하는 것이 가치 있는 일이라고 믿는다.
	5	사람들이 하나의 회사에서 자신의 직장인생의 거의 전부를 마감하던 때가 좋았다.

출처: 이회영(2012)의 <부록2>

(2005)이 번역한 분배공정성 5문항, 절차공정성 6문항으로 총 11문항을 사용하여 측정하였다. 심리적 자본은 Luthans, Avolio, Avery와 Normans(2007)의 심리적 자본 질문서(PsyCap Questionnaire; PCQ)를 번역한 유현숙(2004)의 문항을 사용하였다. 심리적 자본 척도에서 사용한 하위 구성개념은 자기효능감과 긍정적 동기이며, 각각 4문항 씩 총 8문항을 사용하였다. 전체 59개 문항은 5점 척도(1점: 전혀 동의하지 않는다. ~ 5점: 매우 동의한다)를 사용하여 자기보고로 측정되었다. 분석에 사용된 조직몰입 척도의 문항을 표 1에 제시하였다.

본 연구에서는 SPSS 18.0.0(Nie, Bent & Hull, 2009)을 사용하여 먼저 자료의 신뢰도를 분석하고 신뢰도를 크게 위협하는 문항을 제거한 후에 ESEM 분석을 실시하였다. 문항의 신뢰도 및 내용을 분석한 결과, 직무자체만족 5번 문

항, 감독만족 5번 문항은 의미전달이 분명하지 않고 제거 시 신뢰도가 크게 향상되는 것으로 나타나 제거하였다. 지속적 몰입과 규범적 몰입 척도의 경우 신뢰도 α 계수가 각각 .546과 .495로서 다소 미흡하긴 하나 연구대상이 되는 주요 척도이므로 척도내 문항 모두를 분석에 포함하였다. 자료에 대한 요약정보는 표 2에 제시하였다.

분석 방법

전통적 문항분석(탐색적 요인분석, 확인적 요인분석)과 척도 내 ESEM 분석 비교

이 연구의 목적상 전통적 문항분석 방식으로 EFA와 CFA를 각기 별도로 실시하였다. 그동안 많은 선행연구 결과에서 정서적, 지속적, 규범적 몰입의 각 척도가 서로 변별되는 구성개념을 측정하는 것으로 보고됨에 따라, 3요

표 2. 척도간 요약자료(N = 313)

변수	문항	M	Std	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
직무 만족	1.직무	4	3.644	.567	(.693)										
	2.감독	4	3.592	.600	.350**	(.690)									
	3.임금	5	2.813	.587	.256**	.151**	(.680)								
	4.승진	5	3.134	.594	.424*	.397**	.453**	(.631)							
	5.동료	5	3.803	.536	.465**	.368**	.125*	.341**	(.757)						
조직 몰입	6.정서적몰입	5	3.686	.590	.562**	.429**	.258**	.450**	.538**	(.773)					
	7.지속적몰입	5	2.866	.584	-.192**	-.153**	.011	-.224**	-.172**	-.185**	(.546)				
	8.규범적몰입	5	2.713	.547	.329**	.116*	.344**	.280**	.094	.270**	.094	(.495)			
조직 공정성	9.분배공정성	5	3.009	.627	.256**	.193**	.615**	.475**	.133*	.347**	.050	.318**	(.879)		
	10.절차공정성	6	3.105	.582	.313**	.333**	.390**	.478**	.214**	.404**	-.125*	.385**	.574**	(.827)	
심리적 자본	11.자기효능감	4	3.402	.496	.422**	.202**	-.011	.105	.218**	.424**	-.174**	.178**	.138*	.271**	(.679)
	12.긍정적동기	4	3.597	.496	.512**	.319**	.089	.213**	.315**	.530**	-.138*	.229**	.229**	.346**	.683**

주. 대각선은 신뢰도 α 계수

* $p < .05$ ** $p < .01$

소 모형의 요인구조를 알고 있는 상태에서 확인적 요인분석만을 실시할 수도 있겠지만, 본 연구에서는 실제 경험자료에서 나타나는 3요소 모형의 요인구조도 검토하기 위하여 탐색적 요인분석을 먼저 실시해보았다. 그리고 나서 그 결과와 무관하게 이미 주어진 구조에 따라 확인적 요인분석을 하였다. 더 나아가 ESEM 방식이 전통적 방식보다 더 좋은 모형 합치도와 요인간 변별도(즉, 요인간 낮은 상관)를 제시함을 검증하기 위하여, 전통적 방식인 EFA 및 CFA 결과를 우선은 '척도 내 ESEM을 적용한 분석 결과와 비교하여 제시하였다.

EFA와 CFA, ESEM 모두 분석을 위한 소프트웨어로 Mplus 6.0(Muthén & Muthén, 2010)를, 모형 비교를 위해 모수 추정의 방법으로는 최대우도(Maximum Likelihood) 추정법을 사용하였다. EFA와 ESEM에서 요인추출의 모형은 공통 요인분석, 요인구조의 회전함수로는 GEOMIN을 사용하여 분석하였고, 확인적 요인분석에서는 최대우도 추정법을 사용하여 주어진 요인 구조의 합치도를 파악하였다.

척도 간 ESEM을 통한 개방적 문항분석 비교

조직몰입 3요소의 척도가 다른 척도들과 함께 설문을 통한 자료수집이 될 때, 경험 자료에서 실제로 어떤 요인구조를 가지는지 알아보기 위해, '척도 간' ESEM을 적용하는 개방적 문항분석을 하였다. 즉, 표 2의 자료를 기초로 직무자체만족, 감독만족, 임금만족, 승진만족, 동료만족, 정서적 몰입, 지속적 몰입, 규범적 몰입, 분배공정성, 절차공정성, 자기효능감, 긍정적 동기의 12개 척도 전체에 대하여 동시에 ESEM을 적용하는 개방적 문항분석을 실시하였다. 이를 통해, 조직몰입의 개념을 중

심으로 한 다른 유사 개념들과의 변별 뿐만 아니라, 다른 개념들 간의 변별 정도도 함께 검토할 수 있었다.

ESEM 분석으로서 원자료(57문항, $N=313$)에 대하여, 선언척도의 구조에 따라 요인수효를 '12'로 주고, 12개 척도별로 척도내 문항들에서 측정오차간 상관을 추정하는 가운데, 탐색적 요인분석을 실시하였다. 1차 분석의 결과로 각 요인의 내용과 측정오차간 상관 및 수정지수(MI: Modification Indices)의 값을 검토하여, 이 가운데 유의하면서 이론적 의미가 있는 것만을 추정하는 2차 분석을 실시하였다. ESEM 분석에서 척도 간에도 역문항이면 측정오차간 상관을 풀어주는 것이 원칙이지만, 그것까지 풀어준 상태에서는 추정할 모수가 너무 많아 해가 잘 수렴되지 않았기에 척도내 문항들에서만 측정오차간 상관을 풀어주고 분석을 실시하였다.

이상의 1차, 2차 분석을 위해 ESEM에서 요인구조 기초해의 추정은 MLR(maximum likelihood estimation with robust standard errors) 방식, 탐색적 회전은 GEOMIN 방식을 적용하였다. 문항 수준의 추정이기 때문에 WLS(weighted least squares) 계열의 추정 방식을 적용해야 하지만, 문항이 5점 척도 이상이면 연속변수에 준하는 경우로 보고 ML 계열의 추정을 적용할 수 있다(단, robust estimator 사용, Bovaird & Koziol, 2012). Mplus 6.0에서 제공되는 ML 계열의 강내성 있는(robust) 추정법에는, 측정변수들의 비정규성을 감안하여 평균 또는 분산까지 조정된 χ^2 검증통계치를 제공하는 MLM 또는 MLMV 방식이 있지만, EFA(ESEM포함) 분석에는 사용할 수 없다. 그에 따라, 본 연구에서는 측정변수들의 비정규성과 비독립성에 강내성 있는(robust) 추정 방식인 MLR을

사용하였다. 측정오차간 공분산은 MI값이 10 이상이면서 문항 특수성의 공통성이 감지되거나 내용면에서 상관이 있는 것으로 해석 가능한 경우에 한해 모형을 수정하는 것으로 하였다. 2차 분석의 결과를 해석하여 전통적 방식의 탐색적 및 확인적 요인분석의 결과와 비교 분석하는데 사용하였다.

결 과

3요소에 대한 전통적 문항분석 및 척도 내 ESEM 분석에 의한 내적구조 비교

조직몰입 3요소 척도의 15문항에 대하여 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 각각 독립적으로 실시한 결과를 ESEM을 실시한 결과와 함께 비교하여 표 3에서 표 6까지 제시하였다. 먼저 EFA 분석에서 원척도의 구조인 3요인 해에서 합치도를 향상시킬 수 있는 측면이 있어서(TLI < .90), 4요인 해를 구하였고 요인의 수가 증가함에 따라 합치도 지수가 좋아지는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 요인 구조를 살펴본 결과, 4요인의 경우 나머지 한 요인에 대하여 해석가능한 크기의 요인계수

(factor loading)를 보이는 문항이 없으므로, 본래 선언척도의 구조대로 3요인 모형을 해석 대상으로 하여 GEOMIN 기준으로 회전된 3요소 척도의 요인계수 행렬을 표 5에 제시하였다.

다음으로 EFA와 독립적으로 선언척도의 모습을 가설로 한 CFA 결과, CFI, TLI, 및 RMSEA 값이 모두 기준에 많이 부족하였고, 특히 요인 2와 요인 3에서 비표준화 해의 표준오차가 너무 크게(1.402~4.246) 나타나 지속적 및 규범적 몰입에 대한 추정치는 부정확하고 신뢰할 수 없었다. 측정치들의 신뢰도를 의미하는 R^2 값을 검토한 결과, 지속적 몰입 1번과 규범적 몰입 2번 문항의 값이 0에 가깝게 나타나 두 측정치의 분산에서 공통요인들이 설명하는 부분은 거의 없음을 확인할 수 있었다. 그에 따라 선언척도에서 이 두 문항을 제거하고 CFA를 실시한 결과, 선언척도의 구조대로 해가 구해졌으나 합치도는 여전히 매우 낮았다. 수정지수 중, 10이상의 가장 큰 값을 중심으로 내용적인 납득이 되는 것부터 측정오차간 상관을 하나씩 자유모수로 추정하는 가운데 합치도를 검토하였다. 그 결과, SRMR을 제외한 전반적 합치도 지수들이 향상되었고, 수정지수 중 10 이상의 값이 없어 더 이상의 수정을 하지 않았다. 이 수정모형을

표 3. 독립적으로 분석된 EFA 모형과 CFA 모형 및 ESEM 모형의 전반적 합치도 지수

	모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA(90% CI)	SRMR
1	EFA(3요인)	138.906(63), p<.001	.926	.877	.062(.048~.076)	.043
2	EFA(4요인)	94.720(51), p<.001	.957	.912	.052(.036~.069)	.033
3	CFA(선언척도)	324.200(63), p<.001	.725	.660	.115(.103~.128)	.123
4	CFA(수정모형)	214.220(59), p<.001	.837	.784	.092(.079~.105)	.117
5	ESEM(3요인)	112.038(61), p<.001	.950	.914	.052(.036~.067)	.037

주. CFA(선언척도): 지속적 몰입1번, 규범적 몰입2번 문항을 제거한 선언척도 모형

표 4. 측정오차간 공분산에 대한 MI 값

구분		수정지수	수정 후 모수 기대치
CFA(선언척도)	규범적 몰입4 ↔ 정서적 몰입4	47.107	.182
	규범적 몰입4 ↔ 지속적 몰입2	19.658	-.165
	규범적 몰입4 ↔ 지속적 몰입5	14.403	.135
	지속적 몰입3 ↔ 정서적 몰입4	12.697	-.122
ESEM(3요인)	규범적 몰입2R ↔ 지속적 몰입2	15.530	-.234
	규범적 몰입3 ↔ 지속적 몰입1R	10.221	-.190

해석대상으로 한 3요소 척도의 요인계수 행렬을 표 5에, 측정오차간 공분산에 대한 MI 값이 10 이상인 경우를 표 4에 제시하였다.

마지막으로 ESEM 분석에서는 척도 내 문항들 뿐만 아니라 척도 간에도 역문항이면 방법 효과가 있을 것으로 가정하고 측정오차간 상관을 추정하는 것이 원칙이지만, 그럴 경우 본 자료에서는 해가 잘 수렴되지 않았다. 그에 따라, 요인수효를 선언척도의 구조와 같이 3개로 한 탐색적 요인분석을 실시하고, 그 결과로 제시된 10이상의 MI 값을 측정오차간 상관으로 추정하는 가운데(‘자료중심적 접근’) 탐색적 요인분석을 다시 실시한 결과를 전통적 방식의 EFA 분석 결과와 비교하는데 사용하였다. 측정오차간 공분산에 대한 MI 값이 10 이상인 경우를 표 4에 제시하였다.

전반적 합치도

표 3의 각 모형의 합치도 지수 결과를 살펴보면 χ^2 값은 모두 유의하게 나타났지만, 표본의 크기에 많은 영향을 받으므로, 판단적 합치도 지수들과 이론적인 면을 함께 고려하여 모형을 평가할 필요가 있다(Jöreskog, 1971). 합치도 지수 평가기준은, 값이 클수록 좋은 합치를 의미하는 정적 합치도(goodness of fit

index)인 CFI와 TLI의 경우 보통 .90이상일 때 적절하다고 보며, 값이 클수록 합치도가 낮은 것을 의미하는 부적 합치도(badness of fit index)인 RMSEA는 .08이하, SRMR은 .10이하일 경우 적절하다고 본다(Vandenberg & Lance, 2000).

3요인 EFA 모형의 합치도 지수는 TLI를 제외한 CFI와 RMSEA 값이 기준을 만족시키며 양호한 수준을 보인 반면, EFA와 독립적으로 실시된 CFA 수정모형 결과에서는, 선언척도 모형에 비해 전반적 합치도가 크게 좋아졌으나 여전히 모두 기준에 미흡한 수준이다. 그에 비해, 측정오차간 상관을 감안한 ESEM 모형의 합치도 지수는, CFI, TLI, 및 RMSEA 모두에서 기준을 만족시키며 전통적 방식의 EFA 및 CFA 보다 훨씬 더 좋은 합치도 결과를 제시하고 있다(표 3 참조).

CFA 결과 해석

지속적 몰입 1번과 규범적 몰입 2번 문항을 제거하고 10 이상이면서 내용적인 납득이 되는 MI 값을 측정오차간 상관으로 추정하는 수정모형을 분석한 결과, 전반적 요인의 구조가 선언척도와 동일하게 나타났고 3요소의 요인 분산이 모두 유의하여(표 6 참조) 세 가지의 몰입 개념 모두 수렴타당도가 있다고 평가할

표 5. 독립적으로 분석된 EFA, CFA, ESEM 문항별 요인계수

		EFA			CFA(수정모형)			ESEM			
		요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3	
정서 (5)	1	나는 정말로, 우리 복지관의 문제가 나의 문제인 것처럼 느껴진다.	0.344	0.01	0.234	0.460	.000	.000	0.356	0.009	0.228
	2	(R).나는 우리 복지관에서 가족의 한 일원이라는 느낌을 받지 못한다.	0.629	-0.152	0.027	0.705	.000	.000	0.629	-0.151	0.024
	3	(R).나는 우리복지관에 대해 마음속으로부터 애착을 느끼지는 않는다.	0.873	-0.002	-0.037	0.851	.000	.000	0.87	-0.002	-0.039
	4	우리 복지관은 나에게 여러 가지로 많은 개인적 의미를 지닌다.	0.026	-0.358	0.507	0.308	.000	.000	0.012	-0.396	0.511
	5	(R).나는 우리복지관에 대하여 강한 소속감을 느끼지 않는다.	0.665	-0.065	-0.005	0.700	.000	.000	0.665	-0.069	-0.01
지속 (5)	1	(R).지금 당장 복지관을 그만 둔다는 것은 나에게 그다지 큰 희생은 아니다.	0.273	0.204	0.109	--	--	--	0.275	0.216	0.132
	2	현재 이 복지관에 근무하는 것은 내가 원하기도 하지만 필요해서 그냥 다니는 것이기도 하다.	-0.201	0.340	-0.083	.000	0.301	.000	-0.236	0.313	-0.061
	3	나에겐 별로 대안이 없기 때문에 현재 이 복지관을 그만둘 수 없다.	0.227	0.735	0.004	.000	0.568	.000	0.259	0.779	0.003
	4	이 복지관을 떠난다고 할 때, 내가 직면할 몇 가지 결과 중 하나는 달리 갈 곳이 없다는 것이다.	0.012	0.710	0.193	.000	0.826	.000	0.009	0.673	0.189
	5	내가 이 복지관에서 누리는 혜택을 다른 조직에서는 얻을 수 없을 것이기 때문에 여기를 못 떠나는 것이기도 하다.	-0.041	0.294	0.364	.000	0.423	.000	-0.038	0.269	0.359
규범 (5)	1	요즘 사회복지사들의 이직이 빈번하게 일어나고 있는 것 같다.	-0.033	0.152	0.213	.000	.000	0.419	-0.032	0.139	0.212
	2	(R).복지관을 옮겨 다니는 것이 비윤리적인 일은 아니라고 생각한다.	-0.303	-0.198	0.194	--	--	--	-0.287	-0.152	0.197
	3	내가 이 복지관에서 일하는 이유는 충성이 중요하다 고 생각하며 계속 몸담아야 한다는 도덕적 의무감을 느끼기 때문이다.	-0.072	-0.061	0.482	.000	.000	0.505	-0.041	-0.042	0.477
	4	나는 우리 복지관에서 계속 근무하는 것이 가치 있는 일이라고 믿는다.	0.006	-0.348	0.832	.000	.000	0.438	0.007	-0.383	0.829
	5	사람들이 하나의 회사에서 자신의 직장인생의 거의 전부를 마감하던 때가 좋았다.	-0.209	0.023	0.545	.000	.000	0.474	-0.196	0.019	0.543

주: 요인1 : 정서적 몰입, 요인2: 지속적 몰입, 요인3: 규범적 몰입, 음영: 해석대상이 되는 계수

□ : 값은 크지만 요인1과 요인2에 의도하지 않은 지표

▣ : 선언척도에서는 다른 요인의 지표였으나, 탐색적 분석에서는 요인 3의 지표로 나타난 경우

수 있다. CFA에서 요인분산의 제시를 통해 EFA 결과에서는 판단이 어려웠던 요인별 수렴 타당도 정보를 명시적으로 제시한 것은 CFA의 강점이라고 할 수 있다.

선언척도 모형의 빈약한 전반적 합치도는 MI 값을 검토한 결과, 가장 크게는 정서적 몰입 4번과 규범적 몰입 4번 문항 간에 큰 측정 오차간 상관값을 0으로 고정한 것에 기인한다고 판단된다(MI=42.538, 표 4 참조). 두 측정 문항은 각각 복지관에 대한 개인적 의미와 근속의 가치를 언급함으로써 내용적 유사성에 의한 상관이 실제 자료에서 .467로 높게 추정되었다. 또한 규범적 몰입 4번과 지속적 몰입 2번 간의 오차 상관은 -.251로 나타났는데, 이는 두 측정 문항에서 '근무하는 것'이라는 동일 단어가 방법효과와 원인이 될 수 있다. 끝으로 규범적 몰입 4번과 지속적 몰입 5번 간의 오차 상관이 .187로 추정된 것은, 복지관에서 누리는 혜택이 근속 가치의 근거가 될 수 있다는 점에서 이해가 되고, 지속적 몰입 3번과 정서적 몰입 4번 간의 상관이 -.153으로 나타난 것은, 이직 대안이 없음이 복지관에 대한 개인적 의미 부여로 이어질 수 있다는 점에서 이해될 수 있다.

종합하면, 전통적 방식의 CFA에서는 자료수집시의 맥락과 문항 간에 동일 단어 사용, 어휘 배열방식 등 구성개념과는 다른 다양한 요인들이 측정에 반영되어 오차간 상관이 발생함에도 불구하고, 선언척도의 모습에 따라 변수복잡도가 1로 그리고 측정오차간 상관이 0으로 부과되면서 모형의 합치도가 크게 낮아지고 추정이 편향됨을 알 수 있다. 이처럼 선언척도가 경험적으로 지지되지 않는 결과에서 많은 수정을 거쳐 적절한 모형을 찾는 것은, 실제로는 탐색적 분석이 되므로 이런 경우는

EFA를 사용함이 더 적절하다(Browne, 2001).

EFA 결과 해석

탐색적 요인분석에서는 통상적으로 .30 ~ .40 이상의 요인계수를 보이는 문항 가운데 요인계수 행렬의 열에서 계수가 비교적 큰 값으로 나타나는 문항들의 내용을 보고서 해석을 한다(이순목, 1995). 조직몰입 3요소 척도의 EFA 분석 결과, 대체로 문항들이 본래 의도된 요인의 지표가 되면서 선언척도의 모습이 유지되고 있다(표 5의 음영 참조). 예외적으로, 정서적 몰입의 4번 문항이 지속적 및 규범적 몰입의 지표가 되고, 지속적 몰입의 1번과 규범적 몰입의 1번 문항은 어디에도 지표가 되지 않았다. 또한 지속적 몰입 5번 문항은 규범적 몰입의 지표가 되고, 규범적 몰입 2번 문항은 정서적 몰입의 지표로 나타나는 불편한 문제가 있다.

척도 내 ESEM 결과 해석

척도 내 ESEM 분석 결과, 요인계수 값에 약간의 차이가 있긴 하지만 대체로는 선언척도의 모습대로 문항들이 본래 의도된 요인의 지표가 되면서 EFA 결과와 유사한 요인구조로 나타났다(표 5의 음영 참조). 그러나 규범적 몰입 2번 문항은 EFA 결과에서와 달리 요인계수들이 해석가능한 크기보다 작게 나타남에 따라, 해석하기가 보다 용이한 간명한 모형이 되었다. 이러한 분석 결과는 모형식별을 위해 측정오차간 상관이 모두 0으로 제약되는 전통적 방식의 EFA에서는 파악이 불가능한 측면으로, ESEM을 사용하면 경험자료에 존재하는 측정오차간 상관을 0으로 제약하지 않아 요인구조에 대한 새로운 통찰과 보다 정확한 추정치를 얻을 수 있는 장점이 있다(민선홍, 2014).

반면, EFA 결과와 마찬가지로 ESEM 결과에서도 정서적 몰입 4번 문항은 요인 2와 요인 3, 지속적 몰입 5번 문항은 요인 3에 의도하지 않게 지표가 되고 있고, 규범적 몰입 4번 문항 역시 의도한 요인 3뿐만 아니라 요인 2에도 지표가 되고 있다. 어느 경우도 정서적 몰입 4번과 지속적 몰입 5번 문항이 개발자가 의도한 요인의 지표가 아님은 선언적도와 실제 척도간 괴리를 보여준다.

정서적 몰입 4번 문항이 요인 2와 $-.396$ 의 부적 관계를 가지고, 요인 3과 $.511$ 의 정적 관계를 가지는 것은, 복지관에 개인적 의미를 가짐은 지속적 몰입은 낮고 규범적 몰입은 높음을 나타낸다고 해석된다. 그러나 지속적 몰입 5번 문항이 의도한 요인 2가 아닌 요인 3에서 해석을 시도할 수 있는 크기의 요인계수 ($.359$)를 보인 것은, 내용적으로 이직 시 개인적 손실지각을 규범적 몰입의 개념으로 볼 수 없기 때문에 해석 대상이 될 수 없다.

한편, 장기근속을 가치 있게 여기는 규범적 몰입 4번 문항은 의도한 요인 3에 $.829$ 의 높은 요인계수를 보이므로 규범적 몰입 요인의 좋은 지표라고 할 수 있다. 그런데 요인 2와도 $-.383$ 의 음의 방향으로 해석가능한 크기를 보임에 따라 해석필요성에 대한 판단이 요구되었다. 억제효과(suppression effect)일 경우, 해당 요인과의 상관 값(r) 및 표준화된 회귀계수(β) 값을 비교하여 방향이 뒤집힐 경우는 해석을 하지 않지만, 방향이 같으면서 β 값이 부풀어지는 억제효과에서는 정방향으로 해석을 한다. 규범적 몰입 4번 문항과 요인 2와의 상관 값 r 및 표준화된 회귀계수 β 값을 비교해본 결과, 부호가 같으면서 β 값의 크기가 더 크게 나타났다($r = -.343$, $\beta = -.383$). 이런 경우 해석을 해야 하지만, 이미 요인 3과의 요인계수가

$.829$ 의 큰 값으로 규범적 몰입의 좋은 지표가 되기 때문에, 이 문항에 대한 해석의 정방향은 '지속적 몰입 낮음' 보다는 '규범적 몰입 높음'이 더 적절하다고 판단된다.

척도 내 ESEM을 적용한 분석에서는 방법효과를 통제한 가운데 전반적 요인구조가 탐색되면, 확인된 요인들의 구성개념이 수렴하는지 여부를 요인분산의 검증을 통해 파악할 수 있다. 전통적으로는 EFA를 통해 요인을 정의하고, 구조방정식 모형에서 CFA 측정모형을 사용하여 앞서 정의한 요인을 확인하는 방식으로 모형검증이 진행된다. 반면 ESEM에서는 몇몇 요인에 대해 EFA 측정모형에서 출발하면서 동시에 CFA의 제약을 추가할 수 있어, 두 단계 과정이 하나의 단계에서 모두 수행될 수 있다(민선홍, 2014). 표 6의 ESEM 결과에서 대각선의 요인분산은, 표 5의 ESEM 결과 최종적으로 해석을 위한 요인구조(정서: 1, 2, 3, 5번 문항, 지속: 2, 3, 4번 문항, 규범: 3, 4, 5, 정서 4번 문항)에서 순차적으로 하나의 요인을 CFA로 추정하는 가운데 나머지 두 요인을 EFA로 추정하도록 한 결과이다. CFA 측정모형으로 설정된 요인마다 제시된 요인분산이 전부 0이 아니면서 유의하므로 3요소 각각은 수렴하는 개념이라고 판단할 수 있다. 이처럼 모형화에 있어 ESEM은 전통적 방식에 비하여 보다 융통성 있는 접근이 가능하다.

요인간 상관 해석

요인간 상관은 EFA 및 ESEM 결과 모두에서 비슷한 수준의 값을 제시하였다. 즉, 정서적 몰입이 규범적 몰입과 $.4\sim.5$ 로 유의한 양의 상관, 지속적 몰입과 $.4$ 수준에서 유의한 음의 상관, 그리고 지속적 몰입과 규범적 몰입이 0에 가까운 상관을 보였다(표 6 참조). 이로써

표 6. 요인분산 및 요인상관

	EFA			CFA(수정모형)			ESEM		
	요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3
요인1	1.000			.142**			.145**		
요인2	-.440**	1.000		-.297**	.079*		-.452**	.139**	
요인3	.505**	.020	1.000	.469**	.190*	.183**	.484**	.052	.191**

주. 요인1: 정서적 몰입, 요인2: 지속적 몰입, 요인3: 규범적 몰입
 대각선은 요인분산, 대각선 아래는 요인간 상관, ESEM에서

* $p < .01$ ** $p < .001$

정서적 몰입과 규범적 몰입은 상위개념으로 수렴할 수 있지만, 지속적 몰입은 그 상위개념과 공분하는 정도가 매우 빈약함을 알 수 있다. 그 가운데 정서적 몰입과 규범적 몰입의 상관이 ESEM에서 보다 낮게 추정됨(EFA: .505, ESEM: .484)으로서, 문항들간 측정오차간 상관을 고려한 ESEM에서 두 요인간의 변별도가 높아진 점은 주목할 만하다.

한편, 국내 사회복지사를 대상으로 한 본 연구의 결과는 서구의 메타분석 연구 결과(Meyer et al., 2002, 29쪽)와 비슷한 측면이 있다. Meyer 등(2002)의 연구에서는 정서적 몰입과 규범적 몰입의 상관이 .54, 지속적 몰입이 정서적 및 규범적 몰입과 가지는 상관이 각각 .03과 .16으로 보고되는데, 이를 통해 정서적 몰입과 규범적 몰입은 상위개념으로 수렴할 수 있지만, 지속적 몰입은 너무 낮은 상관으로 공통 분산으로서의 실질적 의미를 가지지 못함을 알 수 있다.

본래 공통의 몰입 개념으로 수렴할 수 있으면 하위 요인간 같은 방향의 상관값을 보여야 하는데, 상관이 유의하지 않다는 것은 그만큼 개념적으로 다를 수 있음을 의미한다. 본 연구의 EFA 및 ESEM 결과에서 정서적 몰입과 지속적

몰입 간에 음의 상관인 반면에 값이 .4 수준인 것은, 지속적 몰입이 낮은 것이 정서적 몰입이 높은 것으로 나타날 수 있다는 데서 각 3 요소가 함께 몰입으로 수렴한다는 구성개념의 정의에 반하는 모습이 된다. 이러한 결과는 한국 문화에서 이해타산에 따른 계산적 몰입의 개념이 전반적 “조직몰입”의 개념으로 이해되지 않는 것으로 해석되며, 한국 직장인을 표본으로 3요소 모형(Meyer et al., 1993)을 검토한 선행연구들의 결과(Ko et al., 1997; Lee et al., 2001)와 거의 일치한다고 평가할 수 있다. 이는 개인주의 및 집단주의적 문화 차이에 의해 응답자들의 조직몰입 개념에 대한 인식과 행동 양상이 다르게 나타난 것으로 이해되며 (cf. Hofstede, 1980a), 서구에서 개발된 조직몰입과 같은 태도적 및 인지적 척도를 문화권이 다른 우리나라에 적용할 때에는 문화적 차이가 반드시 고려되어야 함을 시사한다.

CFA, EFA, ESEM 결과의 종합 비교

3요소 척도의 CFA에 의한 내적구조 검토 결과, 선언척도 모형이 경험적으로 지지되지 않아 수정을 거쳐 적절한 모형을 찾아야 했고, 수정모형의 전반적 합치도는 이전보다 크게

향상되었지만 여전히 기준에는 부족하였다. 또한 EFA는 ESEM과 유사한 요인구조를 제시하였지만, 규범적 몰입 2번 문항이 의도한 요인에는 해석할만한 크기가 안되고, 정서적 몰입에 해석 대상이 되는 모습으로 내용적 해석에 어려움이 있었다. 이처럼 전통적(폐쇄적) 문항분석 방식에서는 실제 자료에 기반하여 문항의 변수복잡도가 검토되지 못하고(CFA 한계), 문항들에 포함된 동일방법 효과가 통제되지 못한(EFA 한계) 결과, 요인간 상관을 과대 추정하고 모형의 합치도를 저하시키며 척도의 실제 모습을 왜곡시킬 수 있는 문제가 있다. 본 연구는 이러한 제약을 풀고서 분석되는 개방적 문항분석 방식이 전통적 방식의 이러한 한계와 문제점을 극복하는데 도움이 된다는 점을 보여주기 위해, EFA 및 CFA 결과를 '척도 내' ESEM을 사용한 개방적 문항분석 결과와 비교 검토하였다. 그 결과로, 측정오차간 상관을 추정하는 가운데 3개 요인이 전체 15개 문항들에 요인계수를 가지도록 추정한 ESEM 모형에서 더 높은 합치도와 요인 변별도가 제시됨에 따라 실제 자료를 보다 잘 반영한 3요소 모형의 내적구조를 확인할 수 있었다. 특히, 문제가 된 규범적 몰입 2번 문항이 정서적 몰입 요인에 해석 가능한 크기보다 작게 나타남에 따라, 해석하기가 보다 용이한 간명한 모형이 되었다.

다음으로 '척도 간' ESEM을 사용한 개방적

문항분석 결과를 제시하였다. 이를 통해, 다차원적인 조직몰입 3요소 문항들이 다른 유사개념의 측정문항들과 얼마나 중복 또는 변별되는지를 검토하였다. 더 나아가, 이미 정착된 다른 개념들의 척도 문항들 역시 개방적 문항분석의 대상이 된 적이 없음을 고려하여, 다른 개념들 간의 변별 정도도 함께 검토하였다.

척도 간 ESEM 사용에 의한 내적구조 비교

척도 간의 개방적 문항분석에서는 표 2에 제시된 전체 12개 요인(직무자체만족, 감독만족, 임금만족, 승진만족, 동료만족, 정서적 몰입, 지속적 몰입, 규범적 몰입, 분배공정성, 절차공정성, 자기효능감, 긍정적 동기)들을 모아 이들 간에 상관이 허용된 가운데 나타나는 조직몰입 3요소 척도의 요인구조를 검토하였다. 먼저 적절한 요인수효를 정하기 위해 11~13 요인 모형에 대하여 EFA를 실시하였다. Mplus에서 모수 추정의 방법은 ML, 요인추출의 모형은 공통요인분석, 요인구조의 회전 기준은 사각구조를 산출하는 GEOMIN을 사용하여 분석하였다. 각 모형의 합치도 지수와 요인구조의 간결성 및 해석가능성을 검토한 결과, 선언척도의 구조와 동일한 12요인 모형이 가장 적합하였다. 11요인 모형은 TLI가 .890으로 기준에 미치지 못하였고, 13요인 모형은 합치도 지수는 가장 좋지만 요인구조를 검토한 결과,

표 7. 전체 척도에 대한 11요인~13요인 모형의 전반적 합치도 지수

	모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
1	11요인 모형	1481.661(1024), $p < .001$.929	.890	.038(.033~.042)	.029
2	12요인 모형	1356.192(978), $p < .001$.942	.905	.035(.031~.040)	.027
3	13요인 모형	1245.525(933), $p < .001$.952	.917	.033(.028~.037)	.025

많은 문항들이 여러 요인에 중복되어 나타나 해석에 어려움이 있었다.

그에 따라 요인수효를 '12'로 주고, 12개의 각 선언척도 내 문항들에서 측정오차 간 상관을 추정하는 가운데, 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 12요인 해의 구조가 산출되었는데, 모형의 합치도 지수는 CFI와 TLI 값이 각각 .945와 .899로 나왔다. 분배공정성 2번(내가 쌓아온 경험의 양에 비추어 볼 때, 나는 공정한 보상을 받고 있다)과 동료만족 3번(나의 동료들은 나에게 도움이 되는 사람들이다) 문항의 수정지수 값이 10 이상으로 나타나 모형을 수정할 것이 고려되었다. 두 문항의 내용면에서 상관이 있다는 해석이 가능하므로, 두 문항 간과 12개의 각 척도내 문항들간에 측정오차 상관을 추정하는 가운데 12요인의 구조를 다시 검토하였다. 결과로 전반적 합

치도는 $\chi^2_{(868)}=1165.003(p<.001)$, RMSEA=.033, CFI=.948, TLI=.905, SRMR=.026으로 양호하였으며, 척도간 큰 MI값은 제시되지 않았다. 그와 함께, 여러 척도- 직무자체만족, 감독만족, 임금만족, 승진만족, 동료만족, 정서적 몰입, 지속적 몰입, 절차공정성- 내의 문항들간 및 분배공정성 2번과 동료만족 3번간에 측정오차간 유의한 상관이 추정되어 표 8에 제시하였다.

표 8에서의 유의한 상관이 바로 문항들간 방법효과 부분이며, 이처럼 내용요인과 상관이 없는 동일방법 효과(예. 문항간 핵심단어의 유사, 척도방식의 유사, 척도내 위치 유사, 동일시점에서 실시)로 인한 상관값이 경험 자료에서는 실제로 0.2 ~ 0.4와 같은 값으로 많이 발생함을 확인할 수 있다. 규범적 몰입, 자기효능감, 긍정적 동기에서는 유의한 측정오차

표 8. 척도 내/간 추정된 측정오차간 상관

측정오차간 상관		측정오차간 상관	
직무자체만족2 ↔ 직무자체만족3	0.293**	동료만족2 ↔ 동료만족3	0.407**
직무자체만족2 ↔ 직무자체만족4	0.24**	동료만족2 ↔ 동료만족4	0.302**
직무자체만족3 ↔ 직무자체만족4	0.273**	동료만족2 ↔ 동료만족5	0.425**
감독만족1 ↔ 감독만족3	0.339**	동료만족3 ↔ 동료만족4	0.291**
감독만족1 ↔ 감독만족4	0.27**	동료만족3 ↔ 동료만족5	0.471**
감독만족2 ↔ 감독만족3	0.268**	정서적 몰입3 ↔ 정서적 몰입5	0.273**
감독만족2 ↔ 감독만족4	0.221**	지속적 몰입1 ↔ 지속적 몰입3	0.343**
임금만족3 ↔ 임금만족5	0.243*	지속적 몰입1 ↔ 지속적 몰입4	0.219*
승진만족1 ↔ 승진만족4	0.17*	지속적 몰입3 ↔ 지속적 몰입4	0.353**
동료만족1 ↔ 동료만족2	0.255**	지속적 몰입4 ↔ 지속적 몰입5	0.255*
동료만족1 ↔ 동료만족3	0.338**	절차공정성2 ↔ 절차공정성5	0.282*
동료만족1 ↔ 동료만족4	0.246*	동료만족3 ↔ 분배공정성2	-0.218**

주. * $p<.05$ ** $p<.01$

표 9. 전체 척도의 12요인구조(57문항) 표준화된 요인계수 행렬(탐색적 회전)

문항번호	요인1	요인2	요인3	요인4	요인5	요인6	요인7	요인8	요인9	요인10	요인11	요인12
	--	감독만족	정서적몰입(p) 동료만족(p) 승진만족(p)	분배공정성, 임금만족(p)	승진만족(p)	임금만족(p)	자기효능감, 긍정적동기	절차공정성	지속적몰입(p)	규범적몰입(p)	--	--
직무자체만족1	0.595**	0.03	0.019	-0.016	0.024	0.013	0.144	0.009	0.052	0.061	0.08	0
직무자체만족2	0.155	0.106	0.084	-0.005	0.11	0.064	0.45**	0.048	-0.019	-0.005	-0.035	0.329**
직무자체만족3	0.321	0.086	0.157	0.018	-0.008	-0.011	0.255	-0.104	-0.153	0.177	-0.013	0.029
직무자체만족4(R)	0.127	0.007	0.54**	0.017	0.005	0.004	0.031	0.022	-0.256	0.011	-0.192	-0.078
감독만족1	0.007	0.516**	0.138	0	0.028	-0.057	0.062	0.183	0.313	-0.099	0.113	0.006
감독만족2(R)	0.116	0.529**	0.117	-0.051	0.02	0.005	-0.21	0.056	-0.097	0.011	-0.067	0.03
감독만족3(R)	-0.074	0.303**	0.235	-0.05	-0.124	0.1	-0.013	0.086	-0.207	-0.134	0.059	-0.066
감독만족4	-0.032	0.711**	-0.042	-0.008	0.052	0.027	0.041	-0.023	0.011	0.059	0.002	-0.015
임금만족1	0.099	-0.058	0.004	0.641**	-0.143	0.133	-0.029	0.039	-0.05	0.078	0.008	-0.039
임금만족2	-0.073	-0.032	-0.061	0.342**	-0.097	0.295	-0.05	-0.027	-0.012	0.231	-0.045	0.179
임금만족3(R)	0.131	0.205	0.009	0.179	-0.152	0.355	-0.07	-0.014	-0.164	0.048	-0.116	0.049
임금만족4(R)	0	-0.055	0.268	0.172	0.363*	0.384**	-0.012	0.045	-0.048	-0.003	0.019	-0.006
임금만족5	0.145	0.001	0.036	0.152	0.063	0.379	0.03	0.148	0.081	-0.064	-0.055	0.141
승진만족1(R)	-0.007	0.073	0.077	0.03	0.486**	0.015	-0.023	0.026	-0.216	-0.018	0.089	0.073
승진만족2	0.017	0.066	-0.022	0.023	0.454**	0.033	-0.001	0.426**	0.034	0.129	-0.096	-0.044
승진만족3(R)	0.287	0.123	0.014	0.027	-0.021	0.285	0.039	0.008	-0.418	-0.064	0.012	0.047
승진만족4(R)	0.056	-0.03	0.467**	0.111	0.292	-0.051	-0.211	0.256	-0.016	-0.058	0.001	0.024
승진만족5(R)	0.096	0.07	0.411**	0.088	0.037	0.173	-0.027	-0.101	-0.105	0.075	-0.01	0.294
동료만족1	0.084	0.198	0.304**	-0.038	-0.086	0.027	-0.002	0.034	0.083	0.002	0.035	0.037
동료만족2	0.105	0.152	0.182	0.014	-0.169	-0.046	0.085	0.072	-0.081	0.193	0.061	0.007
동료만족3	0.017	0.267	0.192	0.03	0.061	-0.127	0.161	0.135	-0.036	0.083	-0.17	0.12
동료만족4(R)	-0.077	0.126	0.383**	0.038	-0.004	-0.03	-0.071	-0.235	-0.281	-0.048	-0.05	-0.009
동료만족5(R)	0.054	-0.015	0.709**	0.028	-0.075	-0.128	0.007	-0.053	-0.031	-0.04	-0.063	-0.193
정서적몰입1	0.003	0.017	0.197	0.169	-0.038	-0.008	0.233	-0.022	0.108	0.139	-0.004	0.113
정서적몰입2(R)	-0.041	0.143	0.655**	0.042	-0.043	0.04	0.093	-0.026	0.039	-0.028	0.098	0.01
정서적몰입3(R)	-0.085	-0.024	0.711**	-0.036	0.044	0.05	0.251	-0.024	0.117	0.055	0.015	0.067
정서적몰입4	-0.034	0.043	0.236	0.028	-0.086	-0.233	0.038	0.049	-0.067	0.331**	-0.01	0.202
정서적몰입5(R)	-0.068	0.134	0.38**	-0.095	0.062	0.194	0.271	0.07	0.009	-0.004	0.087	0.114
지속적몰입1(R)	0.049	0.104	0.299	0	-0.047	-0.006	-0.168	0.019	0.051	0.082	-0.014	-0.036
지속적몰입2	0.008	0.033	-0.374**	0.082	-0.05	-0.017	0.019	-0.263	0.319*	-0.022	-0.035	0.074
지속적몰입3	0.063	0.005	-0.072	0.058	-0.027	0.219	-0.001	-0.162	0.418	-0.006	-0.012	-0.023
지속적몰입4	-0.137	0.017	-0.149	0.113	-0.046	0.033	-0.091	0.025	0.373	0.207	-0.099	-0.143
지속적몰입5	-0.06	-0.052	0.002	0.069	-0.05	0.228	-0.12	0.054	0.198	0.223	0.179	-0.001
규범적몰입1	-0.008	-0.06	-0.01	-0.101	0.063	0.336	0.055	-0.014	0.012	0.231	0.026	-0.131
규범적몰입2(R)	0.337	-0.061	-0.11	0.047	0	0.006	-0.22	0.034	-0.231	0.01	0.113	0
규범적몰입3	0.039	-0.009	0.018	-0.029	0.16	0.031	0.167	-0.016	0.075	0.47**	0.055	-0.025
규범적몰입4	0.069	-0.007	0.244	0	0	-0.003	0.014	0.11	0.01	0.609*	0.026	0.14
규범적몰입5	0.247	-0.033	-0.034	-0.009	0.041	0.034	-0.013	0.017	0.19	0.384**	0.076	-0.028
분배공정성1	-0.019	0.032	-0.016	0.626**	-0.038	-0.014	0.033	0.396	0.082	-0.091	-0.051	0.078
분배공정성2	0.032	0.184	-0.047	0.709**	0.196	-0.062	-0.003	-0.011	0.106	0.011	0.222	0.094
분배공정성3	-0.085	0.112	0.036	0.691**	0.09	0.008	0.115	0.037	-0.006	-0.022	0.208	-0.03
분배공정성4	0.133	-0.053	0.135	0.622**	0.095	0.034	-0.047	-0.012	0.013	-0.015	0.206	-0.052
분배공정성5	-0.047	-0.101	0.051	0.676**	0.085	0.136	0.125	0.057	-0.055	0.043	0.013	-0.138
절차공정성1	0.137	0.01	0.017	0.026	0.025	0.021	0.011	0.063	-0.044	0.017	0.801**	0.02
절차공정성2	-0.215	0.07	0.083	0.099	-0.007	0.034	0.019	0.591**	0.031	0.176	0.025	0.053
절차공정성3	0.065	-0.024	-0.004	0.022	0.031	-0.035	-0.008	0.772**	-0.035	-0.04	-0.025	-0.007
절차공정성4	0.03	0.012	0.032	0.223	-0.144	-0.125	0.004	0.48**	-0.017	0.082	0.415**	0.022
절차공정성5	-0.013	0.138	-0.012	0.012	0.02	0.127	-0.002	0.605**	-0.055	0.035	0.14	-0.039
절차공정성6	-0.012	0.026	-0.076	0.02	-0.005	0.142	0.035	0.539**	-0.228	0.035	0.136	-0.009
자기효능감1	0.023	-0.045	0.047	-0.076	-0.041	-0.017	0.637**	0.158	0.075	-0.016	0.026	-0.091
자기효능감2	0.001	-0.16	-0.047	0.014	0.048	0.023	0.749**	0.023	-0.144	-0.1	-0.001	0.025
자기효능감3	0.016	0.215	-0.029	0.041	0.198	-0.042	0.435	0.007	-0.052	0.259	-0.02	-0.404
자기효능감4	0.179	-0.049	0.082	-0.049	-0.199	-0.119	0.489**	0.094	0.072	-0.027	-0.134	0.021
긍정적동기1	0.004	0.222	0.035	0.038	-0.08	0.193	0.493**	0.018	0.002	-0.004	0.129	-0.047
긍정적동기2	-0.002	-0.054	-0.01	0.008	0.001	-0.131	0.476**	0.012	-0.171	0.062	0.131	0.421**
긍정적동기3	0.261	0.047	0.007	0.033	-0.143	0.018	0.468**	0.023	0.029	0.086	0.001	-0.019
긍정적동기4	-0.005	0.173	-0.06	0.065	-0.062	-0.177	0.68**	-0.082	-0.016	0.007	-0.033	-0.02

주. 요인계수값이 .30이상인 경우 음영으로 표시함, * p<.05 ** p<.01
p는 "일부문항" 의미

간 상관이 나타나지 않아 따로 제시하지 않았다. 자료 분석 시, 이같은 동일방법 효과로 인한 측정오차간 상관을 문항자료 분석에 반영하지 않으면 추정되지 않은 상관값으로 인하여 모형의 합치도가 낮아지고 추정이 편향될 수 있다. 따라서 1차 ESEM 분석 결과로 산출된 문항들간 유의한 측정오차간 상관만을 반영하여, 2차로 이들 문항들의 측정오차간 상관을 추정하는 가운데 전체 57개 문항들의 12 요인 구조를 검토하였다.

이들 유의한 측정오차간 상관에 대해서만 자유모수로 하여 2차 분석을 한 결과를 표 9와 표 10에 제시하였다. 전반적 합치도는 $\chi^2_{(952)}=1216.370(p<.001)$, $RMSEA=.030$, $CFI=.954$, $TLI=.923$, $SRMR=.026$ 으로 양호하였으며, 척도 간 개방적 문항분석을 실시한 결과에서도 조직몰입 3요소 척도의 문항들은 표 5에서의 요인구조 형태와 유사하게 어느 정도 3요인의 틀이 유지되는 모습이다.

정서적 몰입

수많은 경험자료 분석 결과(Cohen, 2003; Meyer et al., 2002)에서 가장 신뢰롭고 타당한 조직몰입의 차원으로 검증된 정서적 몰입 척도의 경우, 조직에 대한 정서적 애착의 역문항인 2, 3, 5번 문항은 지속적 몰입 2번과 동료만족 1번 문항 및 다른 척도의 역문항들(직무자체에 대한 만족4, 승진만족4, 5, 동료만족 4, 5)과 함께 요인 3의 지표가 됨으로서, 직무만족을 재는 문항들과 동일한 요인의 지표가 되고 있다. 따라서 정서적 몰입만으로 해석하기에는 어려움이 있다. 즉, 정서적 몰입의 3개 문항이 직무만족의 하위 요소인 직무, 승진 및 동료만족의 문항들과 같은 요인의 지표가 된다는 것은, 조직몰입이라는 개념이 '직무만

족과 상당 정도 혼동되고 있음을 의미한다. 3요소 척도의 내적구조에 대한 이러한 측면의 발견은 조직몰입과 유사한 다른 개념의 척도들과 함께 ESEM을 적용하여 척도 간 개방적 문항분석을 실시한 결과로만 파악이 가능한 부분이다. 즉, 전통적(폐쇄적) 문항분석에서는 해당 구성개념에 대해서만 내적구조를 검토함으로써, 다른 유사개념의 측정문항들과의 중복 또는 변별 가능성에 대한 검토는 간과되는 한계가 있다. 그밖에 정서적 몰입의 1번 문항은 12개나 되는 많은 요인가운데 어떤 요인의 지표로도 나타나지 않았고, 4번 문항은 표 5에서와 유사하게 규범적 몰입의 3개 문항과 같은 요인(요인 10)의 지표가 되면서, 결과적으로 정서적 몰입의 5개 문항 전부가 목적한바의 구성개념을 잘 측정하지 못한 것으로 평가된다.

한편 정서적 몰입 척도에서 역문항이 아님에도 의도한 개념으로 수렴되지 못한 1번과 4번 문항의 내용을 검토해 볼 필요가 있다. 먼저 조직과의 일체감을 반영한 1번 문항(나는 정말로, 우리 복지관의 문제가 나의 문제인 것처럼 느껴진다)이 어떤 요인의 지표도 되지 못한 것은 문항 표현상의 문제로 한국의 응답자들이 본래 의도와 다르게 해석하고 반응했을 가능성이 있다. 예컨대, '정말로(really)'와 같은 확신을 요구하는 듯 한 부사적 표현이나 '우리 복지관의 문제'와 같은 표현들은 응답자들마다 다르게 인식할 수 있는 여지가 있다. 다음으로, 조직에 대한 개인적 의미 부여를 나타내는 4번 문항(우리 복지관은 나에게 여러 가지로 많은 개인적 의미를 지닌다)은 본래 의도한 정서적 몰입이 아닌 규범적 몰입의 3, 4, 5번 문항과 함께 요인10의 지표가 되는데, 이것은 한국의 응답자들 경우 조

직에 개인적 의미 부여가 되면 조직에 대한 충성심과 근속에 대한 도덕적 의무감을 느낀다고 해석할 수 있다.

지속적 몰입

지속적 몰입 척도는 대안 선택의 부재 지각을 나타내는 2, 3, 4번 문항이 감독 만족의 1번 문항(나의 상사는 내가 업무를 잘 수행했을 때 칭찬을 해 준다)과 승진 만족의 3번 역문항(나의 직업은 진급에는 희망이 없는 직업이다)과 함께 요인 9에 수렴되면서, 본 자료 분석에서 내용적 해석이 가능한 수준에서 부분적인 선언척도의 틀이 유지되었다고 평가할 수 있다. 즉, 이직 대안이 부재하고 상사의 칭찬 및 승진 가능성이 없을수록, 구성원들은 이해타산적인 근속을 한다고 해석할 수 있다. 반면, 이직 시 개인적 손실 지각을 나타내는 1번 역문항과 5번 문항은 어떤 요인의 지표로도 나타나지 않았다. 선행연구들(Dunham et al., 1994; Hackett et al., 1994; McGee & Ford, 1987; Meyer et al., 1989)에서 ‘이직 시 개인적 손실과 이직 대안의 부재 지각’이라는 두 개의 하위차원이 구분되어 나타난 것과 달리, 본 연구에서는 ‘이직 대안의 부재 지각’ 지표인 2, 3, 4번 문항들만 수렴이 된 것으로 보아, 한국의 직장인들은 이직에 따르는 비용으로 이직 시 개인적 손실보다는 대안 선택의 부재를 지각할 가능성이 있다.

이럴 경우, 흥미롭게도 애초 Meyer와 Herscovitch (2001)가 조직 구성원들은 재직생활에 수반되는 임금이나 부수적 이익(연금, 퇴직금, 지위)을 위해 지속적 몰입을 하는 것과 마찬가지로 이직 대안의 부재도 이들로 하여금 조직 이탈과 연관된 비용을 높게 지각하게 함으로서 지속적 몰입을 설명한다고 본 관점과 일치한다.

여기서 2번 문항(현재 이 복지관에 근무하는 것은 내가 원하기도 하지만 필요해서 그냥 다니는 것이기도 하다)의 변수 복잡도는 2로서, ‘이직 대안의 부재 지각’을 나타내는 요인 9와 함께 ‘정서적 몰입과 직무만족 문항들에 의한 방법효과’를 나타내는 요인 3의 지표가 된 것은, 문항 표현상의 의미전달이 불분명해서일 수 있다. 즉, 필요에 의해 어쩔 수 없이 근로를 지속함을 반영한 문항이나 영어 원문을 충실히 직역하는 과정에서 사용된 ‘원하기도 하지만 필요해서’와 같은 애매모호한 표현으로 인해 실제 의도한 뜻대로 응답자들이 이해하지 못한 면이 있을 것으로 해석된다.

규범적 몰입

마지막 규범적 몰입 척도는, 근속에 대한 도덕적 의무감 및 가치 인식을 나타내는 3, 4, 5번 문항이 조직에 대한 개인적 의미부여를 나타내는 정서적 몰입 4번 문항과 함께 요인 10의 지표가 되면서, 지속적 몰입에 이어 본 자료 분석에서 내용적 해석이 가능한 수준에서 부분적인 선언척도의 틀이 유지되었다고 평가할 수 있다. 즉, 3, 4, 5번 문항은 조직에 대한 충성심과 근속에 대한 가치, 도덕적 차원에서 느끼는 근속의 의무감을 반영한 것으로 다른 개념의 측정지표들과 변별이 되어 규범적 몰입 개념의 측정지표로 잘 작동하였다고 볼 수 있다. 반면, 규범적 몰입 1번(요즘 사회복지사들의 이직이 빈번하게 일어나고 있는 것 같다)과 2번(복지관을 옮겨 다니는 것이 비윤리적인 일은 아니라고 생각한다) 문항은 애초 척도의 신뢰도 분석 시, 신뢰도를 크게 위협하는 문항으로 판단되었던 것만큼, 1번 문항은 어떤 요인의 지표로도 나타나지 않았고, 2번 문항은 내용적 의미와는 무관하게 요

인 1의 지표가 되는 양상을 보였다. 이는 문항 표현상의 문제로 1번 문항의 경우 현상에 대한 단순 진술처럼 보여 무엇을 측정하고자 하는지 의미가 분명치 않고, 2번 문항은 옮겨 다니는 것에 대한 비윤리성을 부정적 표현의 역문항으로 기술함으로서, 일부 한국의 응답자들에게 규범적 몰입의 구성개념과는 전혀 상관없는 의미로 이해되었을 가능성이 있다.

다른 개념들과의 변별

지금까지 문항들에서 측정오차간 상관을 0으로 가정하는 전통적 문항분석 방식에서는 대체로 잘 유지되었던 3요소 선언척도의 틀이, 측정오차간 상관을 허용하는 가운데 다른 척

도의 문항들과 함께 개방적으로 탐색적 요인 분석을 한 결과에서는 지속적 몰입과 규범적 몰입에 한해 일부만 유지됨을 알 수 있었다. 전체 탐색된 모형 가운데 요인 9와 요인 10에 일부 문항이 수렴된 지속적 몰입과 규범적 몰입의 요인분산이 모두 유의하게 나온 것(각각 .218, .276, $p < .001$, 표 9에서 요인 9와 요인 10을 CFA로 추정하는 가운데 나머지 10개 요인을 EFA로 추정한 구조방정식 모형의 분석 결과임)은 이러한 사실을 뒷받침한다. 그러나 해당 척도의 많은 문항들이 의도한 개념의 지표가 되지 못하였고, 특히 정서적 몰입은 다른 개념들과 충분히 변별되지 못하여 선언척도의 틀이 지지되지 않았다. 이 모든 것은 3요소

표 10. 전체 12개 요인간 상관

	요인1	요인2	요인3	요인4	요인5	요인6	요인7	요인8	요인9	요인10	요인11	요인12
	--	감독 만족	정서몰입, 동료만족(p), 승진만족(p)	분배공정성, 임금만족(p)	승진만족(p)	임금만족(p)	자기효능감, 긍정적 동기	절차공정성	지속몰입(p)	규범몰입(p)	--	--
요인1	1.000											
요인2	0.13	1.000										
요인3	0.246	.399**	1.000									
요인4	.136	0.105	0.193*	1.000								
요인5	0.053	0.069	0.048	0.196	1.000							
요인6	0.03	-0.012	0.053	0.259	0.118	1.000						
요인7	0.161	0.282	0.304**	0.058	0.002	-0.137	1.000					
요인8	0.173	0.291	0.295**	0.354**	0.148	0.129	0.293*	1.000				
요인9	0.106	0.179	0.201	0.025	0.059	0.046	-0.018	0.07	.218**			
요인10	0.188	0.134	0.064	0.306**	-0.063	0.12	0.205	0.236*	-0.03	.276**		
요인11	0.071	0.083	0.149	0.182*	0.156	0.139	0.132	0.332**	0.056	0.172	1.000	
요인12	0.132	0.197	0.259	0.132	0.033	0.027	0.082	0.106	0.066	0.137	0.065	1.000

주. 대각선은 요인분산, 대각선아래는 요인간 상관, * $p < .05$
 p는 “일부분항” 의미

척도(Allen & Meyer, 1990)의 전체 24문항 중, 해당 요인에 비교적 높은 요인계수를 나타낸 문항들을 중심으로 15문항을 사용한 결과지만, 24문항 전부를 사용하여 측정한다면 나머지 9개 문항들이 다른 척도 내 문항들과 가지는 상관에 따라 더 큰 혼란의 가능성을 배제할 수 없다. 이로 인해, 3요소 간의 요인상관 값을 검토하기는 어려워졌다. 이러한 점을 감안하고 살펴보면, 부분적으로 독자적인 요인구조를 나타낸 지속적 몰입과 규범적 몰입의 요인간 상관은 -.03으로 유의하지 않았다(표 10 참조).

이 가운데 요인 3(정서적 몰입, 동료/승진 만족)은 요인 7(자기효능감, 긍정적 동기, $r=.304, p<.01$)과 가장 높은 상관을 보였고, 요인 4(분배공정성, 임금만족 일부, $r=.193, p<.05$) 및 요인 8(절차공정성, $r=.295, p<.01$)과도 유의한 상관을 보였다(표 10 참조). 정서적 몰입이 업무경험 변수 및 조직공정성 변수와 유의한 상관을 보이는 이같은 결과는 선행연구의 결과들(예. Meyer et al., 2002; Meyer & Smith, 2000)과 일치하며, 업무경험 변수와 조직공정성 변수가 정서적 몰입의 선행변수로 자주 연구되는 근거가 된다. 즉, 구성원들은 업무경험을 통해 조직에 편안함을 느끼고 업무 역할에 자신감을 가질수록 조직에 대한 정서적 몰입 행동을 하게 되며(Meyer & Allen, 1987a), 조직에서 공정하게 대우한다고 지각하면 조직에 정서적 몰입을 할 가능성이 높다(Meyer & Smith, 2000)고 보고된다.

규범적 몰입 또한 두 조직공정성 변수와 유의한 상관(분배공정성: $r=.306, p<.01$, 절차공정성: $r=.236, p<.05$)으로 나타났다. 즉, 구성원들이 조직에서 받는 성과나 결과에 대해 공정하다고 인식하거나 성과를 결정하는 절차가

공정하다고 인식하면, 개인이 조직에 대한 자부심과 긍지를 갖게 되면서 조직의 가치를 내재화하거나 규범적으로 몰입한다고 이해할 수 있다(cf. Robbins, Summers, Millers, & Hendrix, 2000). 반면, 이직시 이해타산에 따른 근속을 의미하는 지속적 몰입은, 다른 변수들과의 관계에서 유의한 상관값이 전혀 나타나지 않았다. 이는 3요소의 지속적 몰입 개념이 다른 변수들과 확연히 변별되는 독특한 개념일수도 있지만, 한국 직장인들의 개념 세계에는 존재하지 않는 것일 수 있다고 이해된다.

이상으로 조직몰입 개념을 중심으로 다른 개념들과의 변별 정도를 살펴보았다. 그러나 이미 정착된 다른 개념들의 척도 내 문항들 역시 개방적 문항분석의 대상이 된 적이 없음을 고려할 때, 다른 개념들 간의 변별 정도를 검토하는 것도 의미가 있다고 생각된다. 즉, 표 9의 전체 척도 12요인 구조에서 조직몰입 3요소 모형을 제외한 다른 개념들의 척도 내 문항들 가운데, 대체로 의도한 개념의 지표가 되어 요인 수렴이 된 것은 감독만족, 분배공정성 및 절차공정성 뿐이다. 그 외, 직무태도 변수로 가장 많이 사용되는 직무만족의 하위 척도들(직무자체, 임금, 승진, 동료)의 경우, 역문항으로 인한 방법효과를 비롯하여 정방향의 문항들조차도 의도한 개념을 제대로 측정하지 못한 것으로 나타났다. 또한 대부분의 자기효능감과 긍정적 동기 척도의 문항들이 같은 요인의 지표로 나타나면서 개념상의 변별이 되지 않음을 확인할 수 있다. 이처럼 개방적 문항분석 방식인 ESEM 분석을 통해, 이미 정착된 개념이라 하더라도 실제 경험 자료에서는 다른 개념의 척도 문항들과 겹쳐서 해당 척도의 문항들이 의도한 대로 기능하지 않을 수 있음을 알 수 있다.

논 의

그동안 많은 선행 연구들에서 3요소 모형에 대한 전통적 방식의 요인분석 결과로, 정서적, 지속적, 규범적 몰입의 각 척도가 서로 구별되는 구성개념을 측정하는 것으로 보고되었다. 이에 본 연구는 기존의 문항분석 방식과 다른 개방적 문항분석 방식인 척도 내 그리고 척도 간 ESEM을 적용하여, 문항들 간에 측정오차간 상관성이 통제된 가운데 3요소 척도의 내적구조를 보다 정밀히 탐색하였다. 또한 분석 결과를 번역된 측정 문항의 내용 및 표현과 연결하여 한국 응답자들의 반응을 해석하고자 하였다. 그 결과 측정오차간 상관을 추정하는 가운데 3개 요인이 전체 15개 문항들에 요인 계수를 가지도록 추정한 척도 내 ESEM 모형에서 EFA 및 CFA 보다 더 높은 합치도와 요인 변별도가 제시됨에 따라, 실제 자료를 보다 잘 반영한 3요소 모형의 내적구조를 확인할 수 있었다.

한편 척도 간 ESEM 분석 결과에서는 정서

적 몰입 척도의 5문항 전부가 목적인 바의 구성개념을 잘 측정하지 못한 것으로 나타났고, EFA에서 요인의 지표가 된 문항들 중 요인 계수가 상대적으로 낮거나 다른 요인의 지표가 되어 내용적 해석을 어렵게 한 문항들은 아예 수렴하지 않거나 방법효과에 의한 요인의 지표가 됨이 확인되었다(표 5, 표 9, 표 11 참조). 예를 들어, 정서적 몰입 1번, 지속적 몰입 5번 및 규범적 몰입 2번 문항으로 이들 문항이 해당 요인의 설명에 기여하지 못한다는 것은 중요한 발견이다. 3요소 척도에 대한 이와 같은 발견은 해당 구성개념에 대해서만 내적구조를 검토하는 전통적 문항분석 방식으로는 파악이 불가능한 측면이다. 이처럼 다른 유사개념의 측정문항들과의 중복 또는 변별가능성에 대한 검토가 가능하여 척도의 내적구조를 보다 엄밀히 검토할 수 있다는 것은 ESEM을 사용하는 개방적 문항분석의 장점이라고 할 수 있다. 무엇보다 서구에서 개발되어 번역된 조직몰입 3요소 척도가 한국의 경험자료에서 나타난 실제 양상은 방법요인에 의한 상관 값이 생각

표 11. 전통적 방식과 개방적 방식의 문항분석 결과 비교

	전통적 문항분석 (EFA)		전체 척도에 대한 개방적 문항분석 (ESEM)	
	문항번호	특이사항	문항번호	특이사항
정서적 몰입	1, 2, 3, 5	4번->규범몰	2, 3, 5 (직무자체만족 4, 승진만족 4, 5, 동료만족 1, 4, 5, 지속적 몰입2)	1번 비수렴 4번->규범몰
지속적 몰입	2, 3, 4	1번 비수렴 5번-> 규범몰	2, 3, 4 (감독만족1, 승진만족3)	1번, 5번->비수렴
규범적 몰입	3, 4, 5, 정서몰 4	1번 비수렴 2번->정서몰	3, 4, 5 (정서적 몰입4)	1번 비수렴 2번->방법요인

주. 비수렴: 어떤 요인의 지표도 되지 못함

보다 큰 값으로 실재하는 모습이다(표 8 참조). 이는 부정적 표현의 역문항들을 비롯하여 본래 의도와 다르게 해석될 수 있는 표현상의 차이로 발생하는 문항들간에 방법효과를, 측정오차간 상관으로 추정하여 추론된 부분이다. 또한 이러한 방법효과가 여러 개념들이 측정되는 경험 자료에서 얼마나 심각하게 본래의 척도 구조를 왜곡시키고 무너뜨릴 수 있는지를 확인할 수 있었다.

마지막으로 본 연구는 '심리적 자본과 조직 공정성이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향에 대해 조사한 이회영(2012)의 연구에서 수집된 자료를 사용하여 수행되었기 때문에, 본 연구에서 처음 시도된 3요소 척도의 개방적 문항분석 방식의 분석 결과를 일반화하는 데는 주의가 요구된다. 특히, 수집된 자료에서 다른 개념의 측정문항들과 함께 요인구조를 탐색한 '척도 간 ESEM' 분석 결과는, 수집된 자료에 포함된 개념들의 측정문항들간 상관에 따라 요인구조의 양상이 달라질 수 있기 때문에, 본 연구에 사용된 자료에 국한된 결과일 수 있다.

반면 전통적 방식의 EFA와 '척도 내 ESEM' 분석 결과에서는, 조직몰입 3요소 모형의 일반화가능성을 연구한 국내 선행연구 결과(Ko et al., 1997; Lee et al., 2001; Lee & Yang, 2005)들과 유사하게 규범적 몰입은 정서적 몰입과 높은 상관을 보였지만, 지속적 몰입은 정서적 및 규범적 몰입과 0에 가까운 낮은 상관으로 공통의 몰입 개념을 나타낸다고 보기는 어려웠다. 이것을 뒤집어 해석하면 3요소 모형의 수정 척도(요소별 6문항, Meyer et al., 1993) 역시 한계가 심각함을 의미한다. 즉 수정척도를 사용한 Ko 등(1997) 및 Lee 등(2001)의 연구 결과에서 선언척도(Allen & Meyer, 1990)를 사용

한 본 연구 결과와 같은 문제들이 일관되게 나타났다는 것은, 척도에 대한 경험적인 검증이 문제가 아니라 '무엇을 조직몰입으로 볼 것인가'와 같은 보다 근원적인 문제에 대한 고민이 필요함을 의미하기도 한다(cf. Bergman, 2006; Ko et al., 1997; Vandenberg & Self, 1993).

한편 국내 선행연구 결과들에서 나타난 3요소 모형의 개념화와 측정관련 문제 및 요인구조의 양상이 사회복지사들을 표본으로 한 자료 분석 결과에서도 동일하게 나타난 점을 고려하면, 연구 집단의 상이성에 의한 조직몰입 응답 결과의 차이는 크지 않을 것으로 예상된다. 예컨대, Ko 등(1997)은 서로 다른 업종의 그룹 계열사인 R&D회사 재직자와 항공사 본사 재직자들을, 그리고 Lee 등(2001)은 다양한 제조업 회사 재직자들을 연구 대상으로 하였지만, 각각의 연구 집단들에서 동일하게 지속적 몰입은 수렴하지 않았고 규범적 몰입은 정서적 몰입과 높은 상관을 보였다. 또한 미국과 한국의 금융권 종사자를 대상으로 조직몰입 구성개념의 요인구조를 비교한 Lee와 Yang(2005)의 연구도 이와 유사한 결과를 보고하고 있다. 이를 통해, 한국 직장인들이 인식하는 조직몰입의 구성개념은 서구와 다른 문화적 차이로 3요소 모형과는 차이가 있지만 그 개념의 구조가 산업 영역에 따라 특별히 다르지는 않을 것이라는 추론이 가능하다. 그에 따라, 본 연구에서 제시한 전통적 방식의 EFA와 '척도 내 ESEM' 분석 결과를 일반화하는 데에는 큰 문제가 없을 것으로 판단된다.

종합하면 본 연구의 결과는 서구에서 개발된 3요소의 선언척도(Allen & Meyer, 1990)가 다른 문화권에 속한 한국의 경험 자료에서 나타나는 실제척도와 얼마나 다를 수 있는지 확인하는 기회를 제공하면서, 동시에 3요소 모

형에 내재된 보다 근본적인 개념의 문제를 제기한다. 즉 한국의 문화를 반영한 조직몰입의 개념화와 타당화가 더욱 절실히 요구된다고 볼 수 있다. 무엇보다 한국 직장인들이 생각하는 조직몰입의 구성개념과 이론의 논리적 구조가 확립되고, 그에 대한 내적구조를 가진 조직몰입 척도가 개발될 필요가 있다. 본 연구의 결과는 그러한 노력 과정에서 유용한 사전적 정보를 제공해줄 것이다. 한국의 조직문화를 반영한 조직몰입 개념이 규명될 때까지는 국내에서 3요소 모형의 일반화가능성을 검토한 선행연구들과 본 연구의 결과를 준용하여, 정서적 몰입 개념이 규범적 몰입 개념을 포함하거나 정서적 몰입의 단일 차원 개념으로 조직몰입을 정의하는 것이 바람직할 것이다(cf. Jaros, 1997).

참고문헌

- 김종규, 이순목, 윤창영 (2015). 핵심자기평가의 내적 구조 검토: 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)의 적용을 통한 선언척도와 실제 척도의 차이 검토. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 28(3), 355-384.
- 남궁준재, 이순목, 김효선 (2013). 상황판단검사에서 시나리오 효과를 통제된 탐색적 요인분석. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 26(4), 599-624.
- 민선홍 (2014). 상황적 검사에 대한 탐색적 요인분석의 두 접근: 탐색적 구조방정식 모형과 다중검사 요인분석모형의 비교. *성균관대 석사학위 논문*.
- 유병주 (1982). 직무만족의 개념정의 및 측정 에 관한 연구. *경상논집*, 4(1), 45-67.
- 유현숙 (2004). 여성의 인적·사회적·심리적 자 본에 대한 실증연구. 대전대학교 대학원 박사학위 논문.
- 이수진 (1994). 사회복지사의 직무만족에 관한 연구. 미간행 이화여자대학교 사회복지대 학원 석사학위 논문.
- 이순목 (1995). 요인분석 I. 서울: 학지사.
- 이희영 (2012). 심리적 자본과 조직공정성이 직 무만족과 조직몰입에 미치는 영향. *성균관 대 석사학위 논문*.
- 최소연 (2005). 조직공정성이 사회복지사의 조 직시민행동에 미치는 영향에 관한 연구. *한국사회복지학*, 57(3), 389-413.
- 최수미, 조영일 (2013). 부정문항이 포함된 척 도의 요인구조 및 방법효과 검증과 남녀 간의 차이 비교: Rosenberg 자기존중감 척도를 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 32(3), 571-589.
- 홍세희, 노연경, 정 송 (2011). 부정문항이 포 함된 검사의 요인구조: 자아존중감 검사 의 예. *교육평가연구*, 24(3), 713-732.
- Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1990). The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization. *Journal of Occupational Psychology*, 63(1), 1-18.
- Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1996). Affective, continuance, and normative commitment to the organization: An examination of construct validity. *Journal of Vocational Behavior*, 49(3), 252-276.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438.

- Becker, H. S. (1960). Notes on the concept of commitment. *American Journal of Sociology*, 32-40.
- Bergman, M. E. (2006). The relationship between affective and normative commitment: review and research agenda. *Journal of Organizational Behavior*, 27(5), 645-663.
- Bovaird, J. A., & Koziol, N. A. (2012). Measurement models for ordered-categorical indicators. *Handbook of structural equation modeling*, 495-511.
- Brown, S. P. (1996). A meta-analysis and review of organizational research on job involvement. *Psychological Bulletin*, 120(2), 235.
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 36(1), 111-150.
- Buchanan, B. (1974). Building organizational commitment: The socialization of managers in work organizations. *Administrative Science Quarterly*, 533-546.
- Casper, W. J., Harris, C., Taylor-Bianco, A., & Wayne, J. H. (2011). Work-family conflict, perceived supervisor support and organizational commitment among Brazilian professionals. *Journal of Vocational Behavior*, 79(3), 640-652.
- Cohen, A. (2003). *Multiple commitments in the workplace: An integrative approach*. Psychology Press.
- De Gieter, S., Hofmans, J., & Pepermans, R. (2011). Revisiting the impact of job satisfaction and organizational commitment on nurse turnover intention: an individual differences analysis. *International Journal of Nursing Studies*, 48(12), 1562-1569.
- Dunham, R. B., Grube, J. A., & Castaneda, M. B. (1994). Organizational commitment: The utility of an integrative definition. *Journal of Applied Psychology*, 79(3), 370.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Harcourt Brace Jovanovich College publishers.
- Ehrhardt, K., Miller, J. S., Freeman, S. J., & Hom, P. W. (2011). An examination of the relationship between training comprehensiveness and organizational commitment: Further exploration of training perceptions and employee attitudes. *Human Resource Development Quarterly*, 22(4), 459-489.
- Fu, W., Deshpande, S. P., & Zhao, X. (2011). The impact of ethical behavior and facets of job satisfaction on organizational commitment of Chinese employees. *Journal of Business Ethics*, 104(4), 537-543.
- Gellatly, I. R. (1995). Individual and group determinants of employee absenteeism: Test of a causal model. *Journal of Organizational Behavior*, 16(5), 469-485.
- Hackett, R. D., Bycio, P., & Hausdorf, P. A. (1994). Further assessments of Meyer and Allen's (1991) three-component model of organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 79(1), 15.
- Hofstede, G. (1980a). Motivation, leadership, and organization: do American theories apply abroad?. *Organizational Dynamics*, 9(1), 42-63.
- Hom, P. W., Katerberg, R., & Hulin, C. L. (1979). Comparative examination of three

- approaches to the prediction of turnover. *Journal of Applied Psychology*, 64(3), 280.
- Jaros, S. J. (1997). An assessment of Meyer and Allen's (1991) three-component model of organizational commitment and turnover intentions. *Journal of Vocational Behavior*, 51(3), 319-337.
- Jaros, S. (2007). Meyer and Allen model of organizational commitment: Measurement issues. *ICFAI Journal of Organizational Behavior*, 4(4), 7-25.
- Jöreskog, K. G. (1971). Statistical analysis of sets of congeneric tests. *Psychometrika*, 36(2), 109-133.
- Kanter, R. M. (1968). Commitment and social organization: A study of commitment mechanisms in utopian communities. *American Sociological Review*, 499-517.
- Kidron, A. (1978). Work values and organizational commitment. *Academy of Management Journal*, 21(2), 239-247.
- Ko, J. W., Price, J. L., & Mueller, C. W. (1997). Assessment of Meyer and Allen's three-component model of organizational commitment in South Korea. *Journal of Applied Psychology*, 82(6), 961.
- Lee, J. A., & Yang, C. (2005). Factor structure of organizational commitment: Differences between US and South Korean samples 1, 2, 3. *Psychological Reports*, 96(3), 595-602.
- Lee, K., Allen, N. J., Meyer, J. P., & Rhee, K. Y. (2001). The Three Component Model of Organizational Commitment: An Application to South Korea. *Applied Psychology*, 50(4), 596-614.
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avery, J. B., & Norman, S. M. (2007). Psychological capital measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel Psychology*, 60(3), 541-572.
- Magazine, S. L., Williams, L. J., & Williams, M. L. (1996). A confirmatory factor analysis examination of reverse coding effects in Meyer and Allen's affective and continuance commitment scales. *Educational and Psychological Measurement*, 56(2), 241-250.
- Marsh, H. W., Muthen, B., Asparouhov, T., Ludtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: Application to students' evaluations of university teaching. *Structural Equation Modeling*, 16, 439-476.
- Mathieu, J. E., & Zajac, D. M. (1990). A review and meta-analysis of the antecedents, correlates, and consequences of organizational commitment. *Psychological Bulletin*, 108(2), 171.
- McGee, G. W., & Ford, R. C. (1987). Two (or more?) dimensions of organizational commitment: Reexamination of the affective and continuance commitment scales. *Journal of Applied Psychology*, 72(4), 638.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1987a). A longitudinal analysis of the early development and consequences of organizational commitment. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, 19(2), 199.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of

- organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1(1), 61-89.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1997). *Commitment in the workplace: Theory, research, and application*. Sage.
- Meyer, J. P., Becker, T. E., & Vandenberghe, C. (2004). Employee commitment and motivation: a conceptual analysis and integrative model. *Journal of applied psychology*, 89(6), 991.
- Meyer, J. P., & Herscovitch, L. (2001). Commitment in the workplace: Toward a general model. *Human Resource Management Review*, 11(3), 299-326.
- Meyer, J. P., & Maltin, E. R. (2010). Employee commitment and well-being: A critical review, theoretical framework and research agenda. *Journal of Vocational Behavior*, 77(2), 323-337.
- Meyer, J. P., & Smith, C. A. (2000). HRM practices and organizational commitment: Test of a mediation model. *Canadian Journal of Administrative Sciences/Revue Canadienne des Sciences de L'administration*, 17(4), 319-331.
- Meyer, J. P., Allen, N. J., & Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations: Extension and test of a three-component conceptualization. *Journal of Applied Psychology*, 78(4), 538.
- Meyer, J. P., Paunonen, S. V., Gellatly, I. R., Goffin, R. D., & Jackson, D. N. (1989). Organizational commitment and job performance: It's the nature of the commitment that counts. *Journal of Applied Psychology*, 74(1), 152.
- Meyer, J. P., Stanley, D. J., Herscovitch, L., & Topolnytsky, L. (2002). Affective, continuance, and normative commitment to the organization: A meta-analysis of antecedents, correlates, and consequences. *Journal of vocational behavior*, 61(1), 20-52.
- Meyer, J. P., Stanley, L. J., & Parfyonova, N. M. (2012). Employee commitment in context: The nature and implication of commitment profiles. *Journal of Vocational Behavior*, 80(1), 1-16.
- Moorman, R. H. (1991). Relationship between organizational justice and organizational citizenship behaviors: do fairness perceptions influence employee citizenship?. *Journal of Applied Psychology*, 76(6), 845.
- Moorman, R. H., Niehoff, B. P., & Organ, D. W. (1993). Treating employees fairly and organizational citizenship behavior: Sorting the effects of job satisfaction, organizational commitment, and procedural justice. *Employee Responsibilities and Rights Journal*, 6(3), 209-225.
- Mowday, R. T. (1999). Reflections on the study and relevance of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 8(4), 387-401.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Steers, R. M. (1982). *Employee-organization linkages: The psychology of commitment, absenteeism, and turnover (Vol. 153)*. New York: Academic Press.
- Mowday, R. T., Steers, R. M., & Porter, L. W. (1979). The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 14(2), 224-247.
- Muthén, L. K. and Muthén, B. O. (2010). *Mplus User's Guide. Sixth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

- Napier, D. (1972). Nonmetric multidimensional techniques for summated ratings. *Multidimensional Scaling, 1*, 157-178.
- Nie, Norman, Dale Bent & C. Hadlai Hull. (2009). *PASW Statistics 18 Brief Guide*.
- Niehoff, B. P., & Moorman, R. H. (1993). Justice as a mediator of the relationship between methods of monitoring and organizational citizenship behavior. *Academy of Management Journal, 36*(3), 527-556.
- Robbins, T. L., Summers, T. P., Miller, J. L., & Hendrix, W. H. (2000). Short Research Note: Using the group value model to explain the role of noninstrumental justice in distinguishing the effects of distributive and procedural justice. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 73*(4), 511-518.
- Rummel, R. J. (1970). *Applied factor analysis*. Northwestern University Press.
- Salancik, G. R. (1977). Commitment and the control of organizational behavior and belief. *New Directions in Organizational Behavior, 1*-54.
- Smith, P. C., Kendall, L. M., & Hulin, C. L. (1969). *The measurement of satisfaction in work and retirement*.
- Solinger, O. N., Van Olffen, W., & Roe, R. A. (2008). Beyond the three-component model of organizational commitment. *Journal of applied psychology, 93*(1), 70.
- Somers, M. J. (1995). Organizational commitment, turnover and absenteeism: An examination of direct and interaction effects. *Journal of Organizational Behavior, 16*(1), 49-58.
- Triandis, H. C. (1995). *Individualism & collectivism*. Westview Press.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods, 3*(1), 4-70.
- Vandenberg, R. J., & Self, R. M. (1993). Assessing newcomers' changing commitments to the organization during the first 6 months of work. *Journal of Applied Psychology, 78*(4), 557.
- Wasti, S. A. (1999). *Organizational commitment in a collectivist culture: The case of Turkey* (Doctoral dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign).
- Wiener, Y., & Vardi, Y. (1980). Relationships between job, organization, and career commitments and work outcomes-An integrative approach. *Organizational Behavior and Human Performance, 26*(1), 81-96.
- Wiener, Y. (1982). Commitment in organizations: A normative view. *Academy of Management Review, 7*(3), 418-428.

1차 원고접수 : 2015. 07. 14

2차 원고접수 : 2015. 10. 07

최종게재결정 : 2015. 10. 19

Evaluation of the Three-Component Model of Organizational Commitment in South Korea: Exploratory Structural Equation Modeling(ESEM) Approach

Jungwon Ahn

Soonmook Lee

Sungkyunkwan University

Allen and Meyer's(1990) 3-component model of organizational commitment(OC) was investigated using exploratory structural equation modeling(ESEM) with samples of full-time social workers at social welfare organizations in South Korea. Confirmatory factor analysis(CFA) has been at the heart of testing factor structure of the 3-component model in organizational commitment research wherein each scale of the affective, continuance, and normative commitment is reported to measure conceptually and empirically separable construct. The present study applied ESEM, specifically 'intra-scale' and 'inter-scale' ESEM, to scrutinize factor structure of the 3-component scales. ESEM methodology uses exploratory approach in that all cross-loadings are estimated between each measure and factors, with uniqueness correlated according to the researcher's hypotheses as in CFA. In this respect, ESEM can be viewed as an open approach to item analysis distinguished from the conventional (closed) approach, such as EFA and CFA. This study provided detailed assessment of the 3-component model through comparisons of factor structures estimated by EFA, CFA and 'intra' ESEM, followed by the 'inter' ESEM conducted on all other variables(assumed to be similar constructs with or antecedents of OC). As a result, the 'intra-scale' ESEM showed a substantially better fit and yielded more discriminated factors(less correlated) than did EFA and CFA that are models for planned scale. The 'inter-scale' ESEM revealed how seriously method effect can distort an original factor structure in empirical data measured together with multiple scales of other constructs. Using ESEM has advantages of estimating common factor structures, controlling for common method effect that are typically included in measures in applied research. Also, it allows for much more possibilities that each item can measure multiple constructs so as to reveal more realistic factor structures. Taken together, the present results suggest a need to conceptualize and validate a new scale for organizational commitment reflecting Korean culture.

Key words : *organizational commitment, exploratory structural equation modeling(ESEM), factor structure, method effect, open approach to item analysis*