

## 조직내/외 경력이동 모형의 교차타당화 및 중대표본 분석을 통한 일반화\*

김영록<sup>†</sup>      오인수      신강현      유석인

California State University    University of Iowa    아주대학교 심리학과    성균관대학교 경영학과

본 연구에서는 기존에 개발된 조직내외 경력이동 모형(요인수, 서용원, 신강현, 2004)에 대한 확인적 연구로서 독립적 표본을 이용한 교차타당화 분석을 실시하였다. 또한 이러한 분석 과정을 거쳐 타당화된 당해 모형이 경력연구의 주요 직무관련 인구통계학적 변인인 직급과 직종에 따라 상이한 양상과 구조적 관계를 갖는지 검증하기 위하여 중대표본 분석을 추가로 수행하였다. 먼저 연구 1에서는 교차타당화를 위하여 대기업 사무/기술직 근로자 589명으로부터 수집된 자료를 분석하였는데 당해 모형을 성공적으로 재검증할 수 있었다. 또한 당해 모형에 조직외 경력이동 대신에 단순 이직의도를 투입한 모형도 우수한 부합도 지수를 보여주었다. 더욱이 두 개념간의 영차 상관이 .86으로 매우 높았는데, 이는 실제적으로 두 개념이 근로자들에게 변별되지 못하고 있음을 나타낸다. 다음으로 연구 2에서는 직급(대리 사원급과 과 차장급)과 직종(영업직과 비영업직)에 따라 표본을 두 집단으로 나누어 조직내외 경력이동모형에 대한 일반화 가능성을 알아보기 위하여 중대표본 분석을 실시하였다. 그 결과, 요인계수는 직급간 동일하였으나, 구조적 관계 측면에서는 직무만족이 조직내 경력이동의도에 미치는 영향 및 경력만족이 조직외 경력이동의도 혹은 이직의도에 미치는 영향 등 두 가지 경로계수에서 사원 대리급이 과 차장급보다 더 큰 부적인 경로계수를 보였다. 하지만, 직종간에는 요인계수 및 경로계수를 포함한 모든 모수가 유의한 차이를 보이지 않았고 따라서 당해 모형의 직종간 완전한 일반화가 확인되었다. 이는 직종별 경력관리보다도 직급별로 차별화된 경력관리를 하는 것이 더욱 효과적일 수 있음을 시사한다. 추가적으로 본 연구의 제한점, 미래 연구방향 그리고 인적자원 관리 측면의 시사점이 논의되었다.

주요어 : 경력, 경력이동, 조직내 경력이동, 조직외 경력이동

\* 본 논문의 아이디어를 현실화하는데 도움을 주셨던 GS정유 정재권 팀장님, 원유태 이완우 차장님, GNP연구소 하형호 소장님께 감사드립니다.

† 교신저자 : 김영록, [roca100@empal.com](mailto:roca100@empal.com) / 오인수, [in-suc-oh@uiowa.edu](mailto:in-suc-oh@uiowa.edu)

최근의 산업장면에서 날로 심화되고 있는 경쟁의 소용돌이 속에서 경쟁력 강화를 핵심 과제로 삼게 된 기업조직들은 인적자원의 운용정책도 이에 대응하는 방향에서 재편해가고 있다. 그 결과 대규모의 정리해고는 이제 상시적인 기업의 구조조정 수단이 되었고, 점증하는 노동시장 유연화 요구에 따라 임시직, 일용직 등 비정규직 근로자가 양산되는 등, 고용형태의 변화가 범국가적으로 다양하게 전개되고 있다. 이러한 외부적 충격은 조직의 일원인 개인들로 하여금 현재의 경력경로에 안주하기 보다는 적극적인 경력개발에 매진하는 것만이 장기적인 생존을 담보하는 것임을 주지시키고 있는 것이다. 이에 따라 개별 근로자들은 통상적으로 승진과 같은 수직적(상향적) 이동과 조직이 명하는 전배(부서 재배치) 등의 횡기능직(cross-functional) 경력이동경로(Bernardin, 2003, p. 201)에 안주하지 않고, 자발적인 조직내외 경력이동을 통하여 노동시장에서의 개인적 경쟁력을 유지하고자 노력하게 되었다.

오인수, 서용원, 신강현(2004)은 이러한 조직내/외 경력이동을 재개념화하고, 여러 선행변인을 포함하는 조직내/외 경력이동모형을 정립하여 이를 검증하였다. 이들에 따르면 주로 개발적 차원에서 직무 내용의 변화를 수반하는 조직내 수평이동을 '조직내 경력이동(internal career movement)'으로, 단순 이직이나 자발적 퇴사보다는 협의의 개념으로서 다른 조직의 유사한 경력분야로 이동하는 것을 '조직외 경력이동(external career movement)'으로 각각 정의할 수 있다. 특히 경력직 사원 채용이 보다 직무 단위로 세분화되는 작금의 추세에서 이상과 같은 조직외 경력이동을 개념화 하는 것이 이론적으로나 실무적으로도 필요한 작업일 것이다. 다만, 이러한 개념들이 실제적으로 측정

될 수 있는지에 대해서는 의문의 여지가 있다.

#### 조직내/외 경력이동의 결정모형과 교차타당화의 필요성

보다 구체적으로 이러한 조직내/외 경력이동 모형에 대하여 살펴보자. 오인수 외(2004)는 우선 특정 기업의 근로자들을 사원/대리급과 과/차장급 등 두 가지 부류로 분리하고, 조직내/외 경력이동 각각의 선행변인을 집단 개방형 면접과 설문지를 통해 수집하였고, 인사 담당자와 현업 이해관계자의 협의를 거쳐 이를 분류하였다. 그들은 이러한 분류 결과와 문헌조사를 토대로 몇 가지 새로운 개념을 개발하였고, 이를 가설화한 뒤 LISREL을 이용한 구조방정식 모형(structural equations modeling) 검증을 하였다. 이러한 과정을 통하여 개발된 조직내/외 경력이동의 원모형은 우수한 부합도를 보였으나, 보다 간명도를 높이기 위한 일련의 모형 수정절차(이순목, 1990, p. 140)를 통하여 다음의 그림 1에 제시된 바와 같이 최종적인 수정모형이 개발되었다. 또한 추후의 연구에서는 이 수정모형을 사용하도록 권고하였다.

그림 1에 제시된 조직내/외 경력이동의 수정모형에 따르면 상사의 경력개발에 대한 지원은 부하가 현업에서 충분한 역량을 발휘하는데 정적인 영향을 미치며, 직무만족과 경력에 대한 비전에도 정적인 영향을 미친다. 이와 구별되는 개념으로서 회사가 소속 근로자들에게 제공하는 제도적 지원의 경우 상사의 지원과 정적인 상관관계를 가지면서 근로자가 느끼는 경력만족과 경력비전에도 정적인 영향을 미친다. 또한 현업에서의 역량발휘는 직무만족에 정적인 영향을 미치며, 이 직무만족은 다시 경험하여 왔고 경험할 직무의 총체적인 모습인

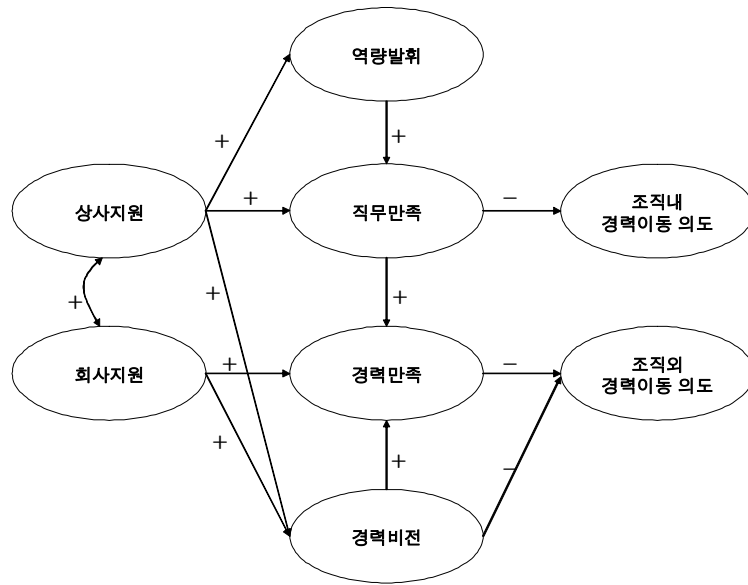


그림 1. 조직 내/외 경력이동 모형의 개념화 요인수 외 (2004). p. 29에서 수정 인용됨).

주. '+'부호는 정적인 효과를 나타내며, '-'부호는 부적인 효과를 나타냄.

경력에 대한 만족으로 정적으로 진이된다. 경력성공에 대한 주관적인 동시에 외재적인 측정치로서 자신의 주관적 경력목표의 실현기대를 나타내는 경력비전도 경력만족에 정적인 영향을 미친다. 끝으로 조직내 경력이동 의도는 직무만족이 낮을수록 높아지고, 조직외 경력이동 의도는 경력만족과 경력비전 이 각각 낮을수록 높아진다.

그러나 이와 같은 모형이 개발된 일련의 모형화와 수정절차는 비록 739명이나 되는 큰 사례수를 기반으로 실시되었음에도 여러 회사를 대상으로 한 사례가 아닌 점을 고려할 때 당해 모형이 검증된 표본의 특정한 측면과 맞아떨어져 나타나는 우연에 의한 이론화(capitalization on chance)의 위험성을 내포하고 있다(Macallum, Roznowski, & Necowitz, 1992). 따라서 이러한 위험에 대처하기 위한 하나의 방

편으로서 사후적인 분석과정을 통하여 도출된 수정모형을 동일한 모집단으로부터 무작위로 추출된 독립적 표본에 검증해보는 '교차타당화 전략(cross-validation strategy)'이 필요하다(Byrne, 1998, p. 158). 또한 오인수 외(2004)의 연구에서 단순이직과 구분되어 개념화된 조직외 경력이동'이 실제 근로자들 사이에서도 그렇게 지각되고 있는지 의문점이 제기되었고, 따라서 실증연구를 통하여 이를 검증할 필요성이 있다. 이와 관련한 결과는 연구 1에 제시되어 있다.

한편으로 이러한 조직내/외 경력이동 모형이 경력경로에 관계된 두 가지 핵심적인 직무관련 인구통계학적 변인으로서 직급과 직종에 따라 다른 양상을 보이게 될 지에 대하여서도 아직까지 검증된 바가 없다. 사실 남녀간 성차도 중요한 직무관련 인구통계학적 변인으로서

본 연구에서도 이를 검증하고자 시도 하였으나, (최소한 국내 대기업에서는) 현실적으로 여성 과/차장급이 매우 적은 까닭에 이와 관련한 분석을 하지 못했다.

오인수 외(2004)의 연구에서는 이러한 세 가지 변인 중 조직내 존재하는 세대 차이 (generation gap)에 따라 사원/대리급과 과/차장급간에 조직내/외 경력이동 모형을 다르게 나타날 가능성을 제기하는데 그쳤다. 그러나 이러한 직무관련 인구통계학적 변인이 조직 및 개인의 경력관리 차원에서 차지하는 비중을 고려할 때 이러한 변인들을 반영한 구체적 검증과 이에 따른 해석이 현실적으로 필요해 보이고, 이러한 연구 공백이 본 연구의 중요한 동기가 되었다.

#### 직급과 경력이동

직무관련 인구통계학적 변인으로서의 직급은 물리적인 나이를 기준으로 한 세대집단별 특징과도 공변하는데 이는 통상적으로 사원/대리급이 20대 초반에서 30대 중/후반을 위주로 구성되는 반면, 과장급 이상은 30대 중후반에서 40대, 그리고 일부 50대 초반이 주류를 형성하는 데서도 확인할 수 있다. 즉, 동일한 연령대에 속한 세대집단(cohort)은 일례로 386세대와 같이 공통적인 경험이 많고 유사한 가치를 가지고 있기 때문에 이러한 세대 차이를 파악하면 근로자의 행동을 보다 잘 이해하고 이들을 보다 적절히 관리할 수 있게 된다 (Robbins, 2002/2003). 여기서 세대차이란 세대간의 경험과 사고방식, 선호 행동 등에서의 현저한 차이가 벌어져 세대간 전승이 힘들어져 문제에 봉착하는 것을 의미한다(김명언 외, 2000).

국내에서도 이러한 기업 조직내 세대 차이 (격차)를 체계적으로 조사한 연구들(김명언 1997; 김명언, 구자숙, 한준, 2000)이 있었고 이들 연구에 따르면 조직내 세대 차이는 과장급 이상과 사원/대리급에서 가장 뚜렷하게 나타났다. 구체적으로는 직장내 세대 차이의 주요 원천으로 1) 정보화 사회로의 이행에 따른 변화의 수용과 적응 정도(과/차장급 이상이 직업의식과 성차별 의식이 높고, 외적 보상을 덜 선호함), 2) 하위문화의 형성(과/차장급 이상은 보수주의, 집단주의, 권위적 가치관을 지니고, 사원/대리급은 개인주의, 평등적 가치관을 가짐), 3) 태도 요소간의 불일치 경향성(과/차장급 이상이 태도의 이중성과 불일치성이 높음) 등이 가정되었는데, 조사 결과 이러한 내용들 대부분이 지지되었다. 본 연구와 보다 직접적으로 관련되는 직업의식의 경우에 신세대로 대표되는 사원/대리급은 과/차장급에 비해 직업을 갖는 이유로서 '사회적 의무'를 덜 고려하며, 직업 선택 시 고려사항으로는 '주위의 평가'를 더 중시하지만 '직장 안정성'이나 '사회에 대한 기여'는 덜 고려하는 것으로 나타났다. 하지만 직장 생활을 잘 하기 위해서 필요한 사항(능력, 인간관계, 학력, 연고 성실성 등)에 대해서는 큰 차이가 없었다. 또한 사원/대리급들은 개인주의적이지만 동시에 집단주의적인 성향도 보였다. 따라서 세대 차이와 동반하는 하나의 기준으로서 직급을 중요한 직무관련 인구통계학적 변인으로 고려하는 것이 조직내/외 경력이동모형을 실증적으로 검증하는데 있어서 중요한 의의를 지닌다고 하겠다. 이와 더불어 또 하나의 중요한 직무관련 인구통계학적 변인으로서 직종의 역할을 고찰해 볼 필요가 있다. 이와 관련한 결과는 연구 2에 제시되어 있다.

### 직종과 경력이동

대부분의 조직들은 통상적으로 직종(job type) 또는 직군(job families)에 기초하여 경력경로를 설정해 놓고 있는데 개별 근로자들은 이를 통하여 자신이 다음에 담당하게 될 직무의 유형을 알 수 있다(London, 1988). 예를 들어 General Motors의 경우 인사, 기술개발, 재무, 시스템전 문직 등의 직종에 따라 각 직무들을 무리지어 놓음으로써 근로자들로 하여금 각각의 다양한 분야(주로 직종내)에서 경력대안을 찾을 수 있도록 하고 있다(Bernardin, 2003, p. 201). 개별 근로자의 관점에서 보았을 때도 이러한 경력 경로는 자신의 개인적인 목표와 경력 상의 목표를 달성하기 위해서 담당해야 할 일련의 연속적 직무 체계이기 때문에 (Ivancevich, 1998, p. 504), 특정한 직종에 속한 근로자가 자신이 속한 직종의 경력경로를 따라 조직내 및 조직외에서 경력이동을 고려하게 되는 것은 당연하다고 하겠다. 따라서 앞서 언급한 직급과 더불어 이러한 직종을 조직내/외 경력이동 모형의 중요한 직무관련 인구통계학적 변인으로 보고 해석을 해야 할 필요성이 제기된다. 이와 관련한 결과는 연구 2에 제시되어 있다.

### 연구 목적

이상과 같은 논의에 기초하여 본 논문의 [연구 1]에서는 오인수 외(2004)의 연구에서 개발된 조직내/외 경력이동모형에 대한 교차타당화를 수행함으로써 당해 모형이 재확인될 수 있는지(이순목, 1990, p. 141)를 검토하였고, 이와 더불어 단순이직 변인이 조직외 경력이동을 대신하여 당해 모형에 투입될 경우 선행 변인

들과 상이한 관계 구조를 보이는지 검증함으로써 오인수 외(2004)가 (최소한 개념적으로) 상이한 개념으로 간주한 '단순이직'과 '조직외 경력이동'의 변별타당도를 실증적으로도 검증하고자 하였다.

[연구 2]에서는 경력 관련 연구의 주요 직무관련 인구통계학적 변인으로서 논의한 직급과 직종을 반영한 '중다표본 분석(multi-sample analysis)'을 실시함으로써 각 직급과 직종에 따라 조직내/외 경력이동모형의 차이가 나타나는 부분을 규명하고자 하였다.

### 연구 1. 조직내/외 경력이동 모형의 교차타당화

본 [연구 1]에서는 조직내/외 경력이동모형의 교차타당화를 위하여 오인수 외(2004)의 연구에서 일련의 모형수정 절차를 통하여 개발된 당해 모형이 가정된 모집단(대기업 사무기술직 사원)으로부터 추출된 또 다른 독립적 표본에서도 반복적으로 관찰되는지 검증하고자 하였다. 또한, 조직외 경력이동의도 대신에 '단순이직'의도를 모형에 투입하여 추가적으로 검증함으로써 단순이직과 조직외 경력이동이 서로 구분될 수 있는 개념인지도 확인하고자 하였다.

### 조사방법

#### 참가자

교차타당화의 기본 목적은 동일한 방정식(회귀식 혹은 구조방정식 모형)을 개발 집단과 다

른 새로운 독립적인 집단(교차타당화 집단)에 적용하여, 개발 집단에 적합하도록 도출된 방정식이 가지는 우연에 의한 이론화(capitalization on chance)를 파악하는데 있다. 따라서 본 연구에서 사용된 자료는 오인수 외(2004)의 연구에서와 같은 지주회사(holding company) 하의 자회사이지만, 그 사업 영역, 기업문화, 인적 구성 및 인사관리상 관행 등의 측면에서는 이전 오인수 외(2004)의 연구와 거의 독립적인 A사의 인터넷 인사관리시스템에 부가된 설문조사를 통해 사무직 근로자 585명으로부터 수집되었다.

직무관련 인구통계학적 특성을 성별에 따라 분류하면, 남성이 540명(92.3%), 여성이 45명(7.7%)이었으며, 직급에 따라 분류할 경우 사원/대리급이 223명(38.1%), 과/차장급이 336명(57.4%), 직급을 표기하지 않은 인원은 26명이었다. 또한, 직종에 따라 구분할 때는 영업직 222명(37.9%), 비영업직 343명(58.6%), 직종을 표기하지 않은 인원은 20명이었다. 직급과 직종을 표기하지 않은 자료도 교차타당화 표본에 포함되었지만, 새로이 본 연구에 포함된 이직의도 문항에 반응하지 않았던 24명의 자료는 교차타당화 모형과 대체 모형의 사례수를 동일하게 하기 위하여 사용하지 않았다. 결국 사원/대리급 223명(39.8%), 과/차장급 338(60.2%)명을 포함한 561명의 자료가 교차타당화 표본으로 사용되었다.

#### 조사도구

교차타당화를 위하여 오인수 외(2004)의 연구에서 사용되었던 문항들이 반복해서 사용되었으며, 이외에도 이직의도를 측정하는 일반적인 2개의 문항이 추가되었다. 보다 구체적으로

조사도구를 살펴보면 아래와 같다(전체 문항은 오인수와 서용원(2004)의 연구를 참조 바람).

#### 조직내/외 경력이동 의도

오인수 외(2004)의 연구에서 개발한 각 1문항이 사용되었으며, Likert 5점 척도(1=매우 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)를 통해서 측정되었다. 조직내 경력이동은 “나는 우리 회사에서 지금하고 있는 일과 상당히 다른 경력분야(career field)의 일을 하고 싶다”의 1문항으로 측정되었으며, 조직외 경력이동은 “나는 현재 하고 있는 업무 혹은 이와 관련된 업무를 다른 회사로 옮겨서 하고 싶다”의 1문항으로 측정되었다.

#### 이직의도

이직의도와 관련하여 일반적으로 쓰이는 문항이 Likert 5점 척도(1=매우 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)를 통해서 측정되었다. 대표적으로 “이 회사보다 봉급을 더 많이 주는 다른 회사가 있으면 옮기고 싶습니까?”와 같은 2문항이 사용되었으며, Spearman-Brown의 반분 신뢰도는 .98이다.

#### 경력개발지원

오인수 외(2004)가 개발한 경력개발과 관련한 회사 및 상사의 지원 정도를 묻는 총 4문항이 사용되었으며, 모든 문항은 Likert 5점 척도(1=매우 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)를 통해서 측정되었다. 구체적으로, 회사 경력개발 지원의 경우에는 “우리 회사는 조직과 개인을 고려한 적절한 경력개발을 지원해주고 있다”와 같은 2문항이 사용되었고, Spearman-Brown의 반분 신뢰도는 .71이었다. 상사의 경력개발지원의 경우 “나의 직속상사는 나의 경력개발에 관해

관심을 갖고 조언과 상담을 해준다”와 같은 2 문항이 사용되었고, Spearman-Brown의 반분 신뢰도는 .69이다.

**역량발휘**

오인수 외(2004)가 개발한 자신이 현재 하고 있는 업무에서의 역량발휘 정도를 측정하는 2 문항이 사용되었으며, “나는 현재 업무를 통해 충분한 능력을 발휘하고 있다”와 같은 문항이 사용되었다. 2문항은 Likert 5점 척도(1=매우 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)를 통해서 측정되었으며, Spearman-Brown의 반분 신뢰도는 .87이다.

**직무만족**

직무만족의 5가지 측면 중 가장 강력한 2가지 측면인 직무 자체와 직속 상사에 대한 만족을 2문항으로 측정한 Romzek(1989; 오인수 외, 2004에서 재인용)의 척도를 번역하여 사용하였다. 2문항은 Likert 5점 척도(1=매우 불만족, 5=매우 만족)를 통해서 측정되었으며, Spearman-Brown의 반분 신뢰도는 .89이다.

**경력만족**

경력만족은 현재까지의 직무 경험과 미래의 직무 진전 전망에 대한 만족도를 2문항으로 측정한 Romzek(1989; 오인수 외, 2004에서 재인용)의 척도를 번역하여 사용하였다. 2문항은 Likert 5점 척도(1=매우 불만족, 5=매우 만족)를 통해서 측정되었으며, Spearman-Brown의 반분 신뢰도는 .87이다.

**경력비전**

오인수 외(2004)가 개발한 자신의 경력목표의 실현에 대한 기대를 측정하는 경력비전 2 문항을 사용하였으며, 구체적으로 “우리 회사

에서 내가 희망하는 경력의 정점에 오를 수 있다”와 같은 문항이 사용되었다. 이 2문항은 Likert 5점 척도(1=매우 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)를 통해서 측정되었으며, Spearman-Brown의 반분 신뢰도는 .94이다

**분석방법**

우선 각 측정변인간의 공분산/분산 행렬(부록 참조)을 구하기 위하여 SPSS (Release 11.1)을 사용하였으며 교차타당화 분석을 위하여서는 LISREL(Release 8.52)을 사용하였다. 이 때 요인에 대한 척도를 제공하기 위하여(참조변인 설정) 각 요인에 대한 측정변인(지표) 중 1개씩을 무작위로 선정하여 요인계수( $\lambda$ )를 1.0으로 고정시켰고 모수추정을 위한 방법으로서는 중다표본 분석에 적합한 최대우도법(maximum likelihood method)을 사용하였다. 표 1은 이러한 교차타당화 결과 도출된 전반적 부합도 지수들을 보여주고 있다. 또한 부록 1에 조사도구의 평균, 표준편차, 및 상호상관계수가 제시되어있다.

**결과 및 해석**

표 1에 따르면 카이제곱( $\chi^2$ ) 만이 모형과 자료 사이의 괴리를 시사하고 있을 뿐, 비표준부합도(NNFI), 표준부합도(NFI), 기초부합도(GFI), 조정부합도(AGFI)와 비교부합도(CFI)가 모두 0.9 이상으로 좋은 부합도의 기준을 상회하고 있다. 하지만 카이제곱은 사례수가 커질수록 추정이 매우 민감해지는 경향성이 있어 사례수가 500이상일 경우에는 모형과 자료 사이의 괴리가 거의 대부분 유의하게 검증되는

표 1. 교차타당화 분석 결과

모형	$\chi^2$	df	RMSEA	GFI	AGFI	NNFI	NFI	CFI
교차타당화 모형	150.06*	68	.047	.96	.94	.99	.98	.99
대체 모형 <sup>a</sup>	267.34*	80	.065	.94	.91	.97	.97	.98

\*  $p < .001$ ; <sup>a</sup> 교차타당화 모형에 '조직외 경력이동' 대신 '단순이직'을 투입한 모형.

단점이 있어 그 결과를 해석하지 않는 것이 일반적인 관행이다. 또한 가설모형이 모집단에서 개략적으로 성립한다는 가정을 검토하게 해주는 부합도 지수로서의 개략화 오차평균(RMSEA) 역시 교차타당화한 모형이 자료에 잘 부합되고 있음을 나타내었다. 이상의 교차타당화 분석 결과는 측정변인을 제외한 경로도(path diagram)로서 그림 2에 제시되어 있다(이순목,

1990; 이순목, 1993 참조).

그림 2를 보면 모든 경로계수의 부호들이 오인수 외(2004)의 연구에서 제시된 모형과 일치하고 있으며, 또한 대부분의 고정지수가 갖는 절대값들이 2.00보다 큼으로써 통계적으로도 유의하게 나타나고 있다. 다만, 회사지원이 경력비전에 미치는 경로는 본 교차타당화 결과에서는 LISREL의 초기설정(default) 유의도 기

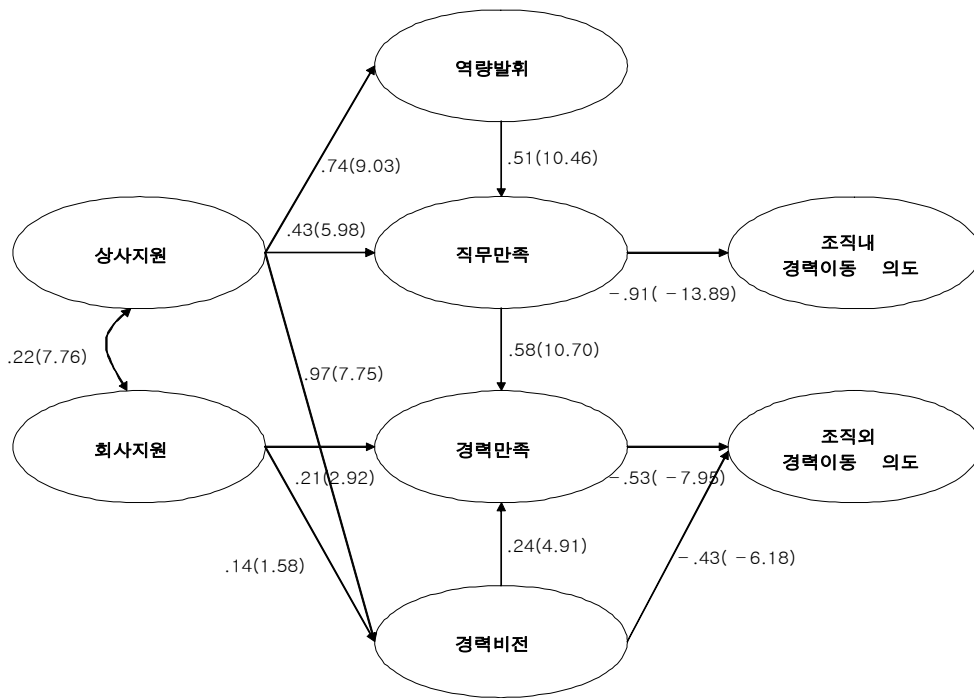


그림 2. 조직내/외 경력이동 모형의 교차타당화 결과

주. ( )안은 고정지수이며, 이론변인간의 관계만 나타내었고, 편의상 외생변수와 잔차의 분산값은 생략하였음



준인 2.00보다는 작은 1.58로 유의하지 않았다. 이는 오인수 외(2004)의 연구에서도 그 경로계수가 다른 경로계수에 비해 상대적으로 그 절대적 크기가 작았던 점을 고려하여 그 경로의 삭제를 검토해볼 수 있다. 하지만 근로자의 경력개발을 위한 회사의 각종 경력관리 및 개발 프로그램이 더욱 활성화되고 있는 점, 회사가 다양한 경력관련 프로그램을 설계함으로써 근로자의 직무상의 소진(job burnout)과 쇠퇴(decay)를 방지하고 더 나아가 이직률을 낮추고, 근로자들의 직업적 삶의 질을 향상시키고자 많은 노력을 기울이고 있는 현실에 비추어 (Montgomery, 1996) 경력비전에 회사지원이 미치는 정적 영향을 배제하는 것은 무리가 따른다고 사료된다. 더욱이 이러한 유의도 검증은 다분히 이론법적인 해석(극단적 예를 들면, 고정지수값이 1.65이면 유의미하게 해석하고, 1.63이면 의미 없는 것으로 해석하는 잘못된 관행)의 위험성을 갖는다는 점에 유의해야 한다. 특히, 본 연구는 하나의 개별 연구에 지나지 않기 때문에 여전히 비체계적 표집오차가 존재하고 이것이 실제 경로계수의 크기를 왜곡시킬 수 있는 점, 그리고 이러한 개별 연구가 갖는 낮은 통계적 검증력(power)을 고려하였을 때, 모든 경로계수들은 이론적 개념화와 함께 신중히 해석되어야 할 것이며(Hunter & Schmidt, 1997), 이러한 측면에서 본 연구에서의 회사지원으로부터 경력비전에 이르는 경로를 유지할 필요가 있는 것이다. 그렇다면 본 연구에서 시도한 교차타당화 분석은 이상의 측면을 모두 고려할 때 성공적이었다고 할 수 있다.

마지막으로 표 1에 제시된 바와 같이, 조직외 경력이동 대신에 (단순)이직의도를 투입한 모형도 원교차타당화 모형보다는 전반적으로 부합도가 열등하지만, 개별적으로 보면 우수한

부합도 지수를 보여주고 있으며 더욱이 두 개념간의 영차 상관인 .86으로 매우 높다. 이는 실제적으로 두 개념이 근로자들에게 변별되지 못하고 있음을 나타낸다. 따라서 최소한 측정된 결과만 고려했을 때는, 오인수 외(2004)가 제안한 '조직외 경력이동'이 '단순이직'과 다른 개념이 아니라고 하겠다.

## 연구 2. 조직내/외 경력이동 모형의 중다표본 분석

본 [연구 2]에서는 앞서 [연구 1]에서 교차타당화된 조직내/외 경력이동 모형이 주요 직무 관련 인구통계학적 변인인 직급과 직종에 따라서도 동질적으로 적용(일반화)될 수 있는지를 검증하기 위하여 자료를 직급에 따라 사원/대리급과 과/차장급의 두 집단으로 분류하였고, 또한 직종을 기준으로 영업과 비영업의 두 집단으로 분류하였으며, 이에 따라 이미 언급한 논의를 바탕으로 다음과 같은 4가지 가설들을 설정하였다. 한 가지 주의할 점은, 본 연구의 관심이 측정 모형에 있기 보다는 직급 및 직종에 따라 상이하게 나타날 수 있는 구조적 관계(예를 들어, 직무에 불만족할 경우 과/차장급보다 사원/대리급이 조직내 직무이동을 더 고려할 것이다)에 있기 때문에 아래에 가설 1과 3, 그리고 이와 더불어 가설 2와 4를 설정하였다. 가설 2와 4의 경우에는 전반적 가설을 보충하고 연구의 관심을 명확하게 할 목적으로 세부가설을 추가하였다. 이러한 세부가설은 회귀식을 이용한 조절효과 분석(moderated multiple regression)을 통해서도 분석이 가능하지만, 구조방정식과 달리 회귀분석에서는 측정오차에 대한 교정이 불충분하고, 여

러 변수 간의 다변량 영향 관계가 동시에 고려되지 못하는 단점이 있다.

**가설 1.** 조직내/외 경력이동 모형의 요인계수 양상(측정모형)은 직급의 차이에 따라 유의한 차이가 없을 것이다.

**가설 2.** 조직내/외 경력이동 모형의 요인간 구조적 관계(주로 경로계수)는 직급의 차이에 따라 유의한 차이를 보일 것이다.

서론에서 언급된 직급과 세대 차이가 공변한다는 기존의 연구 결과(김명언, 1997; 김명언 외, 2000)를 고려하였을 때, 20/30대로 대표되는 사원/대리급이 40/50대로 대표되는 과/차장급에 비해서 보다 자기중심적(egocentric)이며 적극적인(proactive) 경력이동 양상을 보일 것이다(오인수 외, 2004). 따라서 직무만족이 낮을 경우 과/차장급보다 사원/대리급이 만족스러운 직무를 찾아 조직내 경력이동을 더 강하게 원할 것이고(세부 가설 2-1: 직무만족→조직내 경력이동), 더 나아가 경력만족이 낮을 경우에도 과/차장급보다 사원/대리급이 경력개발 기대가 높은 다른 회사로 조직외 경력이동을 더 강하게 원할 것이라고 기대된다(세부 가설 2-2: 경력만족→조직외 경력이동). 이는 일반적으로 사원/대리급이 과/차장급보다 보다 젊고, 경력이동시 고려 요소(예를 들어, 교육 문제 등)가 적으며, 근속년수가 짧고, 따라서 조직에 대한 충성심이나 헌신이 더 낮은 경향성에 기인한다(김기령, 2001). 또한 이러한 이유로 과/차장급보다 사원/대리급의 경우에 경력개발지원(상사지원, 회사지원)이 직무만족과 경력만족에 더 중요한 영향을 미칠 것이라고 가정할 수 있다(세부 가설 2-3과 2-4: 상사/회사 경력개발지원→직무/경력만족). 종합하자면, 회사보다는

개인 중심의 관점에서 경력을 생각하는 사원/대리급의 경우에 경력개발지원이 충분치 않을 경우 보다 쉽게 직무만족과 경력만족이 낮아질 수 있고, 이것이 조직내/외 경력이동에 영향을 미칠 것이다.

**가설 3.** 조직내/외 경력이동 모형의 요인계수 양상(측정모형)은 직종의 차이에 따라 유의한 차이가 없을 것이다.

**가설 4.** 조직내/외 경력이동 모형의 요인간 구조적 관계(주로 경로계수)는 직종의 차이에 따라 유의한 차이를 보일 것이다.

서론에서 언급된 대로 직종에 따라서 경력이동 측면의 상이한 양상이 나타날 수 있다. 하지만, 이러한 논의의 기저에는 직종에 대한 합의된 정의가 없다는 단점이 있다. 회사마다 상이한 직종 체계를 가지고 있고, 동일한 직종이라도 회사의 규모와 산업별 특성 등, 기타 상황적 요소에 따라 그 실제적 의미는 매우 다를 수 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 비영업직과 영업직 사이에 경력이동과 관련하여 다소간 차이가 있을 것이라고 가정하였다. 이는 여러 가능한 직종의 구분 중에서 영업직과 비영업직의 구분이 가장 현저하기 때문이다. 구체적으로 영업직이 비영업직에 비해서 조직외 경력이동 시장이 넓기 때문에 경력만족이 낮을 경우 조직외 경력이동을 보다 쉽게 감행할 것이라고 기대된다. 즉 경력만족과 조직외 경력이동간의 경로는 비영업직보다 영업직에서 더 강할 것이다(세부 가설 4-1: 경력만족→조직외 경력이동). 하지만, 내근과 일반 사무를 위주로 하는 비영업직과 외근과 상업적 사무를 위주로 하는 영업직 사이에는 직무상 요건(비영업직에 비해서 영업직은

상업적 감각, 협상 및 설득 능력 등이 더 중요할 것으로 기대됨)이나 개인적 특성(예를 들어, 영업직 수행/선발에서는 외향성이 더 중요하고, 사무직 수행/선발에서는 성실성이 더 중요함(Barrick & Mount, 1991); 다만, 국내 메타연구인 유태용과 민병모(2001)의 연구에서는 영업직과 비영업직 수행 모두에서 외향성이 가장 중요한 성격 요인으로 나타남에서 상당한 차이가 있기 때문에, 영업직의 경우에는 직무만족이 낮더라도 조직내 이동을 고려하기는 쉽지 않을 것이다, 따라서 직무만족과 조직내 이동간의 경로는 비영업직보다 영업직에서 더 약할 것이다(세부 가설 4.2: 직무만족-조직내 경력이동).

이상의 가설들을 검증하기 위하여 측정 모형부터 구조적 관계 모형으로 옮겨가면서 점진적으로 모수들을 제약시키는 일련의 중다표본 분석 절차를 따랐다. 즉, 이순목(1993, pp. 134-154)과 Byrne(1998, p. 261)이 권고하는 바에 따라 순차적인 분석 단계로 옮겨갈수록 제약이 많아지는 정통적 방법을 사용하였다.

## 조사방법

### 참가자

[연구 1]의 참가자들에게서 수집된 자료를 사원/대리급과 과/차장급, 그리고 영업과 비영업으로 나누어 그대로 사용하였다. 이 때, 직급 및 직종이 표기되지 않은 자료는 분석에서 제외하였다.

### 측정도구

직급 및 직종이 표기되지 않은 자료가 제외

되었을 때도 측정도구의 신뢰도는 [연구 1]과 소수점 둘째 자리까지 동일하다.

### 분석절차

먼저, 직급과 직종에 따른 각 집단간 아무런 동일화 제약(equality constraint)도 가하지 않은 상태에서 동시적인 모수추정을 실시하여 조직내/외 경력이동모형이 각 집단에 걸쳐 적절히 유지될 수 있는지 확인한 다음에 집단간에 걸쳐 요인계수와 오(잔)차 분산/공분산 모수들을 순차적으로 동일하게 제약한 상태에서 관심이 되는 모수(경로계수를 중심으로)들의 집단간 동일성 검증을 수행하였다. 이러한 중다표본 분석에서는 각 집단에 걸쳐 모수를 비교해야 하므로 각 변인들은 공통적인 단위를 가져야 한다. 따라서 각 집단내의 변인(측정변인과 이론변인)들을 표준화하여서는 안 된다. 즉, 중다표본 분석에서는 상관행렬을 통해서 분석하지 말아야 한다. 그럼에도 불구하고 상관행렬을 사용하게 되면 집단간에 걸쳐 각 변인들이 모두 동일한 표준편차를 가진다는 다소 비현실적인 가정을 하게 되는 것이므로 각별히 주의하여야 한다(이순목, 1993, pp. 135-154). 이 경우 굳이 상관행렬을 쓰자면 각 변인들의 표준편차 정보를 LISREL 혹은 AMOS 등의 구조방정식 프로그램에 입력해주어 공분산행렬로 변환하여 분석해야 한다(조현철 2003, pp. 169-173).

## 결과 및 해석

본 [연구 2]는 [연구 1]과 마찬가지로 LISREL (Release 8.52)을 사용하여 수행되었으며, 이 때 사용된 직급별, 직종별 분산/공분산 행렬은 부

록 2에 제시되어 있다. 우선 사원/대리급과 과/차장급간 동일화 제약을 전혀 가하지 않은 상태에서 실시된 동시적 모수추정—Lisrel에서 PS(same pattern and same starting value)로 모든 모수 제약—의 결과로 도출된 전반적 부합도 지수가 표 2에 제시되어 있다. 표 2에 제시된 부합도 지수들은 사원/대리급과 과/차장급의 두 집단에 걸쳐 조직내/외 경력이동 모형의 모든 모수행렬에서 동일한 양상(patten)과 초기값(starting value)이 나타나고 있음을 보여준다(이순목, 1993, p. 136 참조). 따라서 가설 1의 검증을 위하여 과/차장급에 적용되는 조직내/외 경력이동모형의 요인계수( $\lambda_x, \lambda_y$ )들을 사원/대리급의 그것과 동일하게 제약한 상태에서 모수 추정—동일화 제약; Lisrel에서 IN(invariance)으로 해당 모수를 제약—을 하였다. 표 2에서 알 수 있듯이 요인계수들이 동일하게 제약된 상태에

서 추정된 카이제곱값( $\chi^2$ )인 208.94와 앞서 모수치에 아무런 동일화 제약이 가해지지 않은 모형(단지 동일한 양상과 초기값만 설정)에서의 카이제곱값인 202.84간의 차이가 통계적으로 유의하지 않게 나타남으로써 가설 1은 지지되었고, 조직내/외 경력이동 모형의 요인계수가 사원/대리급과 과/차장급의 두 집단에 걸쳐 차이가 없다(불변하다)는 결론을 내리게 되었다.  $\chi^2$ 차이 검증은, 비교하는 두 모형이 내재된(nested) 관계인 경우에, 두 모형의 자유도 차이를 검증 자유도로 하여 두 모형의  $\chi^2$ 값의 차이가 통계적으로 유의한지를 검증하는 방법이다. 이 경우 검증 결과,  $\chi^2$ 값의 차이가 유의하면 자유도가 작은 모형을 선택하여 분석을 진행하고, 유의하지 않은 경우에는 자유도가 큰 모형을 선택하여 분석해 나간

표 2. 직급에 따른 종다표본 분석 결과

동일화 제약이 가해진 모수	$\chi^2$	df	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	NNFI	NFI	RMSEA	CFI
동일화 제약 없음 <sup>a</sup>	202.84	136			.99	.97	.041	.99
요인계수	208.94	142	6.1	6	.99	.97	.040	.99
외생변인간 분산/공분산	209.68	145	.74	3	.99	.97	.039	.99
내생변인의 잔차간 분산/공분산	219.39	151	9.71	6	.99	.97	.039	.99
외생변인→내생변인	223.86	156	4.47	5	.99	.97	.039	.99
내생변인→내생변인	250.28	162	26.42 **	6	.99	.97	.043	.99
역량발휘→직무만족	224.14	157	.28	1	.99	.97	.038	.99
직무만족→경력만족	224.60	158	.46	1	.99	.97	.038	.99
경력비전→경력만족	224.83	159	.23	1	.99	.97	.038	.99
직무만족→조직내 경력이동의도	242.31	160	17.48 **	1	.99	.97	.042	.99
경력만족→조직외 경력이동	229.92	160	5.09 *	1	.99	.97	.039	.99
경력비전→조직외 경력이동	224.98	160	.15	1	.99	.97	.037	.99

\*  $p < .05$ . \*\*  $p < .001$ ; <sup>a</sup> 동일화 제약을 전혀 가하지 않고 모든 모수에 동일한 양상과 초기값 설정; 기저모형.

다(홍세희, 유숙경, 2004, p. 385-386).

이러한 결과를 바탕으로 두 집단의 요인계수를 동일하게 제약한 상태에서 가설 2의 검증을 위하여 외생변인인 상사지원과 회사지원의 분산 및 공분산( $\sigma$ ), 내생변인인 역량발휘, 직무만족, 경력만족, 경력비전, 조직내 경력이동, 조직외 경력이동이 갖는 각 경로계수( $\gamma$ ,  $\beta$ )와 각 내생변인의 잔차가 갖는 분산 및 공분산( $\psi$ ) 등의 모수를 순차적으로 두 집단간 동일하게 제약해 가면서 부합도 지수들을 도출하였다. 다만, 내생변인의 잔차가 갖는 분산 및 공분산의 경우 가장 나중에 분석되어야 하지만(이순목, 1993, p. 137), 본 연구에서는 주 관심이 경로계수에 있는바 이를 사전에 제약하였다.

가설 2의 검증과 관련하여 표 2에 제시된 바와 같이 외생변인의 분산 및 공분산이 동일하게 제약된 모형과 요인계수만 동일화 제약이 가해진 모형의 카이제곱값이 각각 209.68 및 208.94로 그 차이가 통계적으로 유의하지 않게 나타남으로써 상사지원과 회사지원의 분산 및 공분산은 직급에 따른 차이가 없다고 결론을 내렸다. 다음으로 내생변인들이 갖는 잔차간 분산 및 공분산에 동일화 제약을 가한 모형으로부터 도출된 카이제곱값인 219.39와 외생변인의 분산 및 공분산까지만 동일화 제약을 가한 모형의 카이제곱값인 209.68만 차이도 통계적으로 유의하지 않게 나타남으로써 역량발휘, 직무만족, 경력만족, 경력비전, 조직내 경력이동, 조직외 경력이동이 갖는 잔차의 분산 및 공분산도 직급에 따라 다르지 않다고 결론을 내렸다. 이상의 결과에 따라 동일하다고 추정된 모든 모수들을 두 집단간에 동일하게 제약시킨 상태에서 상사지원과 회사지원이 역량발휘, 직무만족, 경력만족 및 경력비전에

대한 경로계수( $\gamma$ )들에 동일화 제약을 가한 모형으로부터 도출된 카이제곱값인 223.86을 바로 직전의 모형에서 도출된 219.39와 비교한 결과 그 차이 역시 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 따라서 상사지원과 회사지원이 역량발휘, 직무만족, 경력만족 및 경력비전 각각에 미치는 영향과 관련하여 설정된 경로계수도 직급에 따라 차이가 나타나지 않는다고 결론을 내렸다(가설 2-3과 2-4 기각).

그러나 이 모형의 카이제곱값인 223.86과 역량발휘, 직무만족, 경력만족, 경력비전, 조직내 경력이동의도 및 조직외 경력이동의도간 경로계수( $\beta$ )들에 동일화 제약을 가한 모형으로부터 도출된 카이제곱값인 250.28의 차는 표 2에 제시된 바와 같이 통계적으로 유의하게 나타났다. 따라서 이러한 내생변인들간 경로계수는 직급에 걸쳐 동일하지 않다는 결론을 내리게 되었고, 이러한 직급간 차이가 어느 경로에서 발생하는지 구체적으로 파악하고 세부 가설을 검증하기 위하여 역량발휘가 직무만족에 미치는 영향, 직무만족이 경력만족에 미치는 영향, 경력비전이 경력만족에 미치는 영향, 직무만족이 조직내 경력이동의도에 미치는 영향, 경력만족이 조직외 경력이동의도에 미치는 영향, 그리고 경력비전이 조직외 경력이동의도에 미치는 영향 등 6가지 경로계수들 중 직급간 통계적으로 유의하지 않게 나타난 경로들에 순차적으로 동일화 제약을 가하여 도출된 카이제곱값의 차이검증 결과가 표 2에 제시되어 있다.

표 2에 따르면 직무만족이 조직내 경력이동의도에 미치는 영향의 경우 그 카이제곱값이 242.31로서 직전 모형의 카이제곱값인 224.83과 비교하여 직급간에 통계적으로 유의한 차이를 나타내고 있으며(가설 2-1 지지), 경력만족이

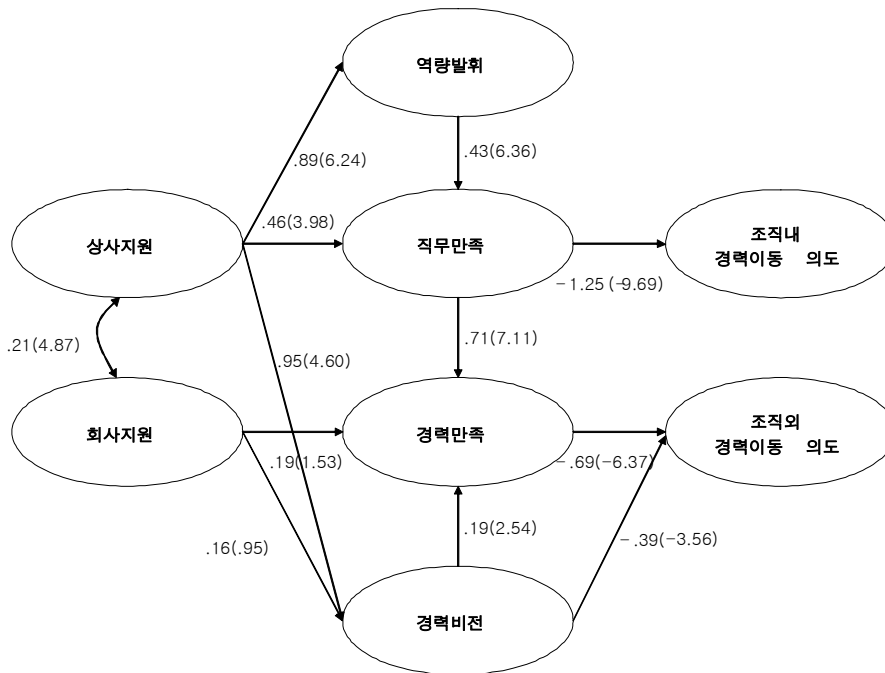


그림 3. 사원/대리급에 대한 조직내 외 경력이동 모형의 분석 결과

주. ( )안은 고정지수이며, 이론변인간의 관계만 나타냈고 편의상 외생변수와 잔차의 분산값은 생략함

조직의 경력이동 의도에 미치는 영향의 경우에도 그 카이제곱값이 229.92로 직전 모형이 갖는 카이제곱값인 224.83과 비교하였을 때 사원/대리급과 과/차장급의 두 집단간에 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있음을 알 수 있다(가설 2-2 지지). 구체적으로 직무만족이 조직내 경력이동 의도에 미치는 경로계수가 사원/대리급에서 -1.25인 반면, 과/차장급에서 -0.71로 나타났으며, 경력만족이 조직외 경력이동 의도에 미치는 경로계수는 사원/대리급의 경우 -0.69, 과/차장급의 경우에는 -0.42로 도출되었다. 따라서 이러한 두 가지 경로계수(절대값)는 과/차장급보다 사원/대리급에서 더욱 크다는 결론을 내릴 수 있을 것이다. 하지만, 위에서 언급되었듯이 경력개발지원이 직무만족과 경력만족에

미치는 영향에 있어서는 직급간 차이가 검증되지 못했다. 결국 종합적으로 볼 때 가설 3은 부분적으로 지지되었다고 할 수 있다(모형의 직급간 부분적 일반화). 아래의 그림 3과 그림 4에서는 직급별로 모형을 따로 분석한 결과가 제시하고 있는데, 이를 통하여 앞서 언급한 바와 같이 직급간 나타나는 경로계수의 차이를 확인할 수 있다.<sup>1)</sup>

다음으로 사원/대리급과 과/차장급에 실시했던 것과 동일한 방법으로 영업과 비영업의 두

1) 이러한 분석 과정에서 주의할 점은 중다표본 분석에서는 표준화되지 않은 공분산 분산 행렬을 통해 결과가 추정되어야 하기 때문에, 그 결과에 있어서도 표준화된 경로계수가 아니라 표준화되지 않은 LISREL 추정치를 사용하여 비교하여야 하며 이를 보고해야 한다(이순목, 1993).

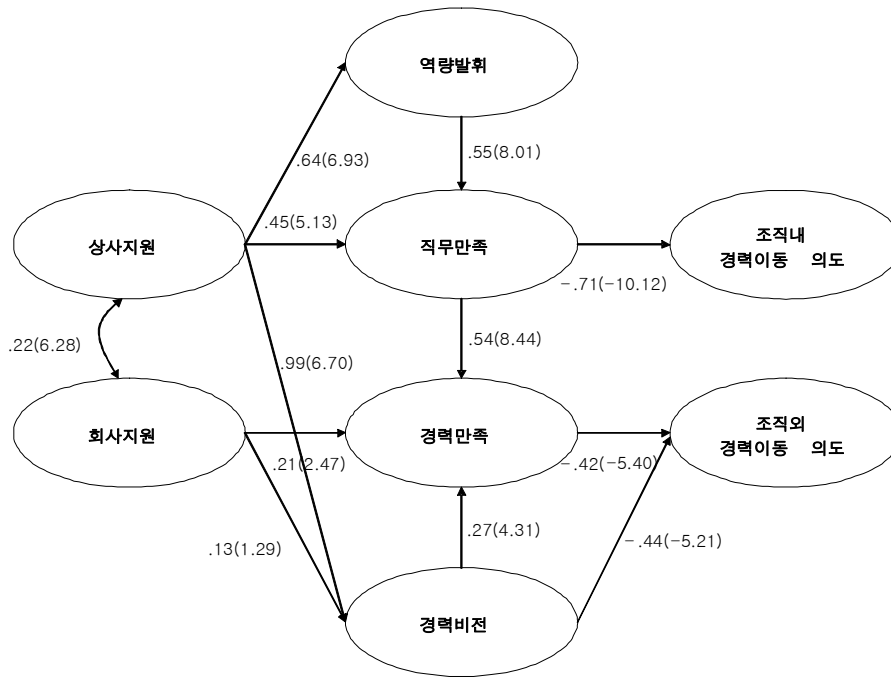


그림 4. 과/차장급에 대한 조직내/외 경력이동 모형의 분석 결과

주. ( )안은 교정지수이며, 이룬변인간의 관계만 나타냈고 편의상 외생변수와 잔차의 분산값은 생략함

표 3. 직종에 따른 중다표본 분석 결과

동일화 제약이 가해진 모수	$\chi^2$	df	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	NNFI	NFI	RMSEA	CFI
동일화 제약 없음	235.02	136			.98	.97	.051	.99
요인계수	245.75	142	10.73	6	.98	.97	.051	.99
외생변인의 분산/공분산	248.00	145	2.25	3	.98	.97	.050	.99
내생변인의 잔차가 갖는 분산/공분산	255.12	151	7.12	6	.98	.97	.049	.98
외생변인→내생변인	262.49	156	7.37	5	.98	.97	.049	.98
내생변인→내생변인	266.55	162	4.06	6	.98	.96	.048	.98

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

집단에 대한 중다표본 분석을 실시한 결과가 표 3에 제시되어 있다. 표 3에 따르면, 앞서의 사원/대리급과 과/차장급에서의 결과와 같이 가설 3은 예상대로 지지되었으나, 가설 4는 완

전히 기각되었다. 따라서 영업과 비영업의 직종 간에 따라 구성된 조직내/외 경력이동모형의 모든 모수행렬의 추정치가 통계적으로 유의미한 차이가 없다(불변한다)는 결론을 내릴

수 있다(모형의 직종간 완전 일반화.

### 종합 논의

본 연구에서는 오인수 외(2004)가 개발한 조직내/외 경력이동 모형에 대한 확인적 연구로서 독립적 표본을 이용한 교차타당화 분석을 실시하였고, 이러한 과정을 거쳐 실증적으로 타당화된 모형이 경력연구의 주요 직무관련 인구통계학적 변인인 직급과 직종에 따라 상이한 양상과 크기로 나타나는지 검증하기 위하여 중다표본 분석을 수행하였다. 먼저, 교차타당화가 실시된 [연구 1]에서는 기존의 조직내/외 경력이동모형과 대부분의 결과가 일치되게 나타남으로써 교차타당화를 통한 모형의 확증이 이루어졌다. 하지만 오인수 외(2004)의 연구에서와 마찬가지로 본 연구에서도 공통원천(모두 자기보고)과 공통방법(모두 Likert 척도를 이용한 설문)으로 인한 편파가 있을 수 있으며, 또한 조직내/외 경력이동의도가 1문항만으로 측정됨으로써 잠재적 요인을 측정하는데 있어서 그만큼 빈약하다(준거 결핍은 비평이 제기될 수 있는 만큼(이순목, 1990, p. 73-74 참조), 후속 연구에서는 측정도구를 보다 개량해야 할 것이다. 다만, 조직의 경력이동의도의 경우 2문항으로 구성된 이직의도를 대신 투입했을 때도 모형의 전반적 부합도가 거의 유사하게 유지되고 이직의도와 상관계도 .86으로 높게 나오는 점을 고려할 때, 단일 문항임에도 그 신뢰도에 심각한 문제는 없다고 조심스레 해석할 수 있다. 한 편으로, 이상의 논의와 같이 오인수 외(2004)가 이직의도와 구별되는 개념으로 가정한 조직의 경력이동의도가 실제 근로자들 사이에서는 별반 다르지 않게 지각

된다는 사실이 밝혀진 것도 주목할 만한 부분이라 하겠다.

[연구 2]에서는 직급에 따라 사원/대리급과 과/차장급, 직종에 따라 영업과 비영업의 각 두 집단으로 표본을 나누어 조직내/외 경력이동모형에 대한 일반화 가능성을 알아보기 위하여 중다표본 분석을 실시한 결과, 직무만족이 조직내 경력이동의도에 미치는 영향 및 경력만족이 조직외 경력이동의도(이직의도)로 해석하여도 무방에 미치는 영향 등 두 가지 경로에서 사원/대리급이 과/차장급보다 더 큰 부적인 경로계수를 보였다. 하지만, 영업직과 비영업직간에는 요인계수 및 경로계수를 포함한 모든 모수가 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 이유의 이면에는 미국과는 달리 국내에서는 직종에 따라 특별히 다른 직무상의 요건이나 개인적 특성이 요구되지 않는다는 점이 반영되어 있다. 즉, 직무별 채용이 아닌 회사별 대규모 공채를 통해 선발이 이루어지는 국내 현실에 비추어 볼 때, 개인이 직종을 선택하고 결정하는 것보다 회사가 이를 다소 강제하는 측면이 반영된 결과로 해석할 수 있겠다. 단편적인 예이지만, 미국에서 실시된 연구(Barrick & Mount, 1991)와는 달리 국내에서 수행된 성격과 직무수행간의 메타연구(유태용, 민병모, 2001)에 따르면 직종에 상관없이 외향성이 가장 중요한 성격 요인으로 나타났다. 이러한 성격과 수행간의 관계성은 채용과 선발 장면에서 반영되기 때문에 고려할 필요가 있다. 더욱이 이러한 통합된 연구 결과는 미국 연구(Barrick & Mount, 1991; Hurtz & Donovan, 2000)에 비해서 다소 적은 사례수에 기초하지만, 국내 연구를 대상으로 하였다는 점에서 사회문화적 차이를 조명하는 바가 있다.

이는 결국 통상적으로 받아들여지고 있는



직종별 경력관리보다도 직급별로 차별화된 경력관리를 하는 것이 더욱 효과적일 수 있음을 시사하는 결과이다. 구체적으로 살펴보면, 직무만족이 낮을수록 과/차장급에 비해서 사원/대리급이 더 자신의 현재 업무를 새로운 업무(다른 직종)로 바꾸고 싶어 하는 것으로 나타났다. 이러한 현상의 원인에는 사원/대리급이 과/차장급보다 보다 신세대적인 개인주의적 가치관을 가지며, 보다 자신의 경력 관리에 능동적이며 위험추구 성향이 높은 점과 관련된다(Hall, 1996; 김명언, 1997; 김명언 외, 2000; 오인수 외, 2004). 따라서 사원/대리급은 현재의 상사 혹은 현재 하고 있는 일이 만족스럽지 않을 때 일단 이직과 같은 조직 밖으로의 이동을 고려하기에 앞서 현재 근무하고 있는 조직내에서 새로운 업무 대안을 모색하는 주도성을 보인다.

조직내에 잔류하면서 새로운 업무(다른 직종)를 수행하는 것이 아무런 문제가 되지 않는다고 생각할 수 있지만, 업무 전환에 따른 공백은 상당히 자원을 소모시킨다. 따라서 오히려 직원들의 역량발휘 수준을 지원해주어 직무만족을 높게 느끼게 하여 이러한 조직내 이동도 적절한 수준으로 관리하는 것이 필요하다. 이와 관련하여 우선은 업무 전환에 따른 공백을 최소화하고 업무 전환을 통한 시너지를 극대화할 수 있도록 유사 업무를 중심으로 정기적인 직무 이동(전배)을 적극 활용할 필요가 있다. 예를 들어, 사원/대리급의 경우 인사 전문가로 성장시키고자 한다면, 특정 인사 업무(예를 들어 교육/훈련)만을 수행하도록 하는 것보다 교육/훈련, 급여/복리후생, 평가/보상, 노무관리 등 다양한 인사 업무를 수행할 수 있도록 적절히 전배하는 것이 필요할 것이다. 이러한 다양한 업무 수행으로 인해 증가하는

기술 다양성(skill variety), 인사 관련 업무들 전체를 완결성을 가지고 볼 수 있으므로 생기는 업무 정체성(task identity), 그리고 여러 다양한 인사 업무가 가지는 상호간, 또는 조직내 과급 효과를 파악함으로써 생기는 업무 중요성(task significance) 등 업무 특성에 대한 향상된 지식은 개인의 동기 수준과 직무 만족에 토대가 될 것이다(Hackman & Oldham, 1980). 혹은 보다 전략적이고 예동적인(proactive) 처방으로 구성원이 현재 업무에 불만족한 경우, 스스로 업무에 두고 있는 대안적 업무에 대한 교육을 사전에 충분히 실시해줌으로써 업무 전환으로 인한 공백을 최소화하는 것이 하나의 해결책이 될 수 있을 것이다. 즉, 자기주도적 경력관리가 어렵고 여러 대안적 기회를 탐색하고자 하는 경력초기에 놓인 사원/대리급에 대한 조직 차원의 전략적이고 처방적인 직무순환이 필요한 것이다(Hall, 1996).

다음으로 사원/대리급은 과/차장급에 비해서 직무 안정성에 대한 고려가 적고 가정에 대한 책임도 상대적으로 적기 때문에, 보다 쉽사리 조직의 경력이동과 이직을 감행한다(Hall, 1996; 김명언 외, 2000). 결국, 경력초기에 해당하는 사원/대리급의 인력유출을 막기 위해서는 직무만족과 경력만족 수준을 제고하기 위한 조직적 차원의 지원과 노력이 절실하다. 특히 낮은 직무만족과 경력비전이 동일하게 낮은 경력만족으로 이월되어 이직(정확히는 자발적 퇴사; 오인수 외 (2004) 참조)을 촉진하는 경로와 낮은 경력비전이 직접 이직을 촉진하는 경로를 특별히 관리해야 한다. 이러한 점에서 직무만족, 경력만족 및 경력비전의 선행요인들을 제대로 관리하는 것이 보다 근본적으로 이직을 막는데 절실하다. 즉 직무와 경력만족을 높이기 위해서 회사와 상사가 협력적으로 위에서

언급한 업무 특성을 극대화하는 방향으로 조직의 일원인 부하의 경력개발을 지원해야 할 것이며, 궁극적으로는 부하가 자기 주도적으로 경력 개발을 할 수 있는 조직내 토대를 구축해야 할 것이다(보다 구체적인 인적자원관리 차원의 논의는 오인수 외(2004)를 참조하기 바람).

하지만, 본 연구는 하나의 기업에서 수집한 자료를 사용해서 직급별, 직종별 집단간 차이를 검증했기 때문에 이 표본에서 나온 결과는 이와 유사한 산업 분야에 속하고, 유사한 기업 문화와 인적 구성 및 규모를 가진 기업에 대해서만 충분한 일반화가 가능하다는 제한점이 있다. 전체적인 모형에 대해서는 독립적인 표본을 통해 교차타당화가 이루어졌지만, 직급별, 직종별 일반화 가능여부에 대해서는 추가적인 표본을 통해서 다시 확인될 필요가 있다. 또한, 한 기업을 대상으로 실시된 까닭에 직무와 관련하여 인구통계학적으로 중요한 변인인 성별에 대한 일반화가 시도되지 못한 제한점도 있다. 추후 연구에서는 이러한 제한점들이 해결되기를 바란다<sup>2)</sup>.

끝으로 본 [연구 2]에서 사용된 중다표본 분석의 경우 그 주 관심사가 조직내외 경력이동 모형의 요인(잠재변인)들간 구조적 관계(경로계수  $\gamma$ 와  $\beta$ )에 있고, 이를 평가하기 위한 측정도구에 있는 것은 아니므로 각 측정변인들의 측정오차( $\theta_6$ ,  $\theta_7$ )에 대한 차이(동일성) 검증은 별도로 실시하지 않았음을 밝혀 둔다. 사실 대부분의 중다표본 분석 연구에서 하위 표본간에 걸쳐 각 측정변인(문항)의 신뢰도까지 동일하기는 매우 힘들다. 따라서 이 부분에 대한 동일화 제약은 아주 큰 차이로 위배되지 않는 한

2) 이 점을 지적해주신 익명의 심사위원님께 감사드립니다.

큰 문제가 되지는 않을 것이다(이순목, 1993, p. 147, 154).

## 참고문헌

- 김기령 (2001). 다시 부각되는 경력개발제도. 인사관리, 2월호
- 김명언, 구지숙, 한준 (2000). 기업 조직에서의 세대격차. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 13(1), 115-157.
- 김명언 (1997). 조직문화의 자리매김. 한국 기업 문화의 이해 (김명언, 박영석 편), 3-27. 서울: 오름출판사.
- 오인수, 서용원 (2004). 조직내/외 경력이동에 영향을 미치는 선행변인에 관한 탐색적 연구: 정성적 연구와 정량적 연구의 통합과 모형화. 한국 산업 및 조직심리학회 춘계학술대회 발표논문집, 181-206.
- 오인수, 서용원, 신강현 (2004). 조직내/외 경력이동의 개념화와 그 선행변인의 규명 및 측정. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 17(2), 279-304.
- 유태용, 민병모 (2001). 다양한 장면에서 수행을 예측하기 위한 5요인 성격모델의 사용가능성과 한계: 성격요인과 수행간의 관계에 대한 통합분석. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 14(2), 115-134.
- 이순목 (1993). 중급 LISREL. 한국심리학회 동계연수회.
- 이순목 (1990). 공변량구조분석. 서울: 성원사
- 조현철 (2003). 구조방정식모델. 서울: 석정.
- 홍세희, 유숙경 (2004). Autoregressive Crosslagged Model을 적용한 내외통제성과 학업성취의 종단관계 연구. 교육심리연구, 18(1),

381-392.

- Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1991). The big five personality dimensions and job performance: A meta-analysis. *Personnel Psychology*, 44, 1-26.
- Bernardin, H. J. (2003). *Human resource management: An experiential approach*. NY: McGraw-Hill/Irwin.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. NJ: Lawrence Erlbaum.
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1980). *Work redesign*. Reading, Mass: Addison-Wiley.
- Hall, D. T. (1996). Protean careers of the 21st century. *The Academy of Management Executive*, 10(4), 8-16.
- Hunter, J., & Schmidt, F. L. (1997). Eight common but false objections to the discontinuation of significance testing in the analysis of research data. In L. Harlow, S. Muliak, & J. Steiger (Eds.), *What is there were no significance tests?* (pp. 37-64). NJ: Lawrence Erlbaum.
- Hurtz, G. M., & Donovan, J. J. (2000). Personality and job performance: The Big Five revisited. *Journal of Applied Psychology*, 85, 869-879.
- Ivancevich, J. M. (1998). *Human resource management*. NY: McGraw-Hill/Irwin.
- London, M. (1988). Career planning and development. In S. Gael (Ed.), *The Job analysis handbook for business, industry, and government* (pp. 234-242). NY: John Wiley & Sons.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111(3), 490-504.
- Montgomery, C. E. (1996). Organizational fit is key to job success. *HR Magazine*, 41(1), 94-96.
- Robbins, P. S. (2003). 성공하는 사람관리의 63가지 진실 [The truth about managing people... Nothing but the truth (오인수 역)]. 서울: 시그마프레스 (원전은 2002년 출판).
- Tannenbaum, S. I. (1997). Enhancing continuous learning: Diagnostic findings from multiple companies. *Human Resource Management*, 36(4), 437-452.

1 차원고집수 : 2005. 2. 28

2 차원고집수 : 2005. 5. 30

최종계재결정 : 2005. 8. 8

## The cross-validation and multi-sample analysis of internal/external career movement model

Young-Rock Kim      In-Sue Oh      Kang-Hyun Shin      Suk-In You  
California State University      University of Iowa      Ajou University      Sungkyunkwan University

This study was intended to cross-validate and generalize the 'internal/external career movement model' proposed by Oh, Suh, and Shin (2004). To achieve these purposes, the study was conducted by taking the following steps. After cross-validation with an independent sample was carried out, the model was tested using multi-sample analysis to examine if the cross-validated model generalizes across two demographic variables such as job levels/positions (manager-level vs. non-managerial level) and job types (sales vs. non-sales). First, the 'internal/external career movement model' was cross-validated using 585 clerical employees working for a large Korean company. The result revealed that the model showed satisfactory fit indices, and thus it was successfully cross-validated. In addition, the alternative model inputting 'turnover intention' instead of 'external career movement intention' also indicated satisfactory fit indices. Moreover, the zero-order correlation between two variables was very high ( $r=.86$ ), which suggested that employees could not distinguish those two measures empirically. Next, multi-sample analysis was conducted and it showed that a non-managerial (low job-level) sub-sample showed higher negative path coefficient than a managerial (high job-level) sub-sample in terms of the relationship between 'job satisfaction' and 'internal career movement intention' and that between 'career satisfaction' and 'external career movement intention.' However, there was no difference between sales and non-sales sub-samples in terms of the 'internal/external career movement model,' so the model perfectly generalized. This suggested that the direction of career development and management practices should be based upon job levels rather than job types in Korea. In addition, research limitations, future research directions, and implications for human resource management were discussed.

*key words* : Career, career movement, internal career movement, external career movement

부록 1. 조사도구 사례수, 평균, 표준편차 및 상호상관

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
사 례 수	581	580	576	584	579	585	584	583	585
평 균	3.19	3.03	2.95	3.48	3.50	3.41	2.96	3.10	3.08
표 준 편 차	1.21	1.27	1.14	.83	.81	.93	.86	.74	.76
상 호 상 관	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 조직내 경력이동	N.A.								
2 조직외 경외이동	.32	N.A.							
3 이직의도	.36	.86	(.98)						
4 역량 발휘	-.37	-.32	-.30	(.87)					
5 직무만족	-.51	-.34	-.32	.57	(.89)				
6 경력만족	-.35	-.50	-.37	.43	.53	(.87)			
7 경력비전	-.29	-.45	-.45	.39	.40	.46	(.94)		
8 상사지원	-.29	-.34	-.33	.32	.38	.39	.49	(.65)	
9 회사지원	-.22	-.33	-.32	.25	.32	.35	.42	.38	(.71)

주. 대각선상의 ( )안은 각 척도의 신뢰도를 표시. 다만, 조직내 경력이동과 조직외 경력이동의 경우 단일문항으로 측정함에 따라 별도의 신뢰도를 제공하지 않음.

부록 2. 교차타당화 및 일반화 연구에 사용된 공분산 분산 행렬

1. 교차타당화에 사용된 공분산 분산 행렬 전체 사례

1.473									
0.488	1.616								
-0.345	-0.299	0.860							
-0.403	-0.370	0.585	0.676						
-0.494	-0.322	0.331	0.396	0.794					
-0.533	-0.390	0.367	0.437	0.594	0.683				
-0.395	-0.672	0.267	0.357	0.358	0.423	1.161			
-0.385	-0.508	0.298	0.376	0.381	0.441	0.738	0.788		
-0.311	-0.479	0.255	0.309	0.262	0.303	0.355	0.370	0.800	
-0.288	-0.492	0.230	0.299	0.253	0.302	0.375	0.362	0.687	0.770
-0.291	-0.309	0.178	0.239	0.235	0.259	0.271	0.264	0.292	0.306
0.744									
-0.224	-0.336	0.144	0.203	0.194	0.242	0.283	0.265	0.319	0.340

0.353	0.737								
-0.192	-0.329	0.144	0.151	0.164	0.196	0.239	0.243	0.237	0.252
0.194	0.269	0.760							
-0.214	-0.304	0.154	0.185	0.193	0.240	0.244	0.255	0.299	0.297
0.172	0.233	0.411	0.720						

**2. 중다표본 분석에 사용된 공분산/분산 행렬-사원/대리급**

1.906									
0.730	1.871								
-0.485	-0.530	0.887							
-0.569	-0.542	0.690	0.753						
-0.613	-0.424	0.403	0.414	0.831					
-0.703	-0.493	0.451	0.483	0.584	0.757				
-0.547	-0.795	0.420	0.445	0.349	0.459	1.177			
-0.528	-0.596	0.413	0.425	0.366	0.475	0.734	0.771		
-0.438	-0.536	0.321	0.349	0.283	0.306	0.360	0.354	0.850	
-0.402	-0.533	0.310	0.350	0.250	0.301	0.369	0.348	0.717	0.783
-0.408	-0.395	0.279	0.300	0.291	0.312	0.249	0.262	0.295	0.282
0.781									
-0.386	-0.401	0.191	0.227	0.207	0.265	0.330	0.301	0.331	0.373
0.378	0.809								
-0.283	-0.445	0.156	0.160	0.155	0.208	0.210	0.221	0.231	0.230
0.164	0.297	0.736							
-0.407	-0.444	0.207	0.239	0.245	0.311	0.294	0.285	0.332	0.321
0.208	0.288	0.415	0.747						

**3. 중다표본 분석에 사용된 공분산/분산 행렬-과 차장급**

1.190									
0.328	1.448								
-0.250	-0.137	0.818							
-0.290	-0.248	0.493	0.605						
-0.414	-0.248	0.266	0.368	0.759					
-0.419	-0.314	0.292	0.388	0.587	0.618				
-0.297	-0.600	0.183	0.316	0.377	0.414	1.142			
-0.291	-0.449	0.219	0.341	0.389	0.416	0.747	0.800		
-0.227	-0.439	0.203	0.274	0.242	0.295	0.359	0.381	0.767	
-0.213	-0.466	0.174	0.263	0.255	0.302	0.381	0.371	0.669	0.764
-0.217	-0.258	0.122	0.210	0.206	0.235	0.278	0.268	0.295	0.324

0.717									
-0.119	-0.295	0.116	0.191	0.188	0.231	0.250	0.242	0.314	0.320
0.335	0.692								
-0.133	-0.255	0.141	0.151	0.174	0.194	0.255	0.259	0.243	0.267
0.213	0.251	0.777							
-0.086	-0.211	0.113	0.144	0.155	0.190	0.214	0.235	0.276	0.282
0.150	0.198	0.410	0.704						

**4. 중다표본 분석에 사용된 공분산/분산 행렬-영업직**

1.431									
0.455	1.705								
-0.375	-0.302	0.891							
-0.434	-0.407	0.614	0.732						
-0.503	-0.306	0.392	0.476	0.799					
-0.488	-0.364	0.379	0.479	0.606	0.664				
-0.412	-0.706	0.305	0.415	0.406	0.432	1.192			
-0.386	-0.503	0.321	0.425	0.419	0.450	0.746	0.784		
-0.318	-0.520	0.280	0.370	0.307	0.325	0.389	0.390	0.843	
-0.315	-0.544	0.269	0.376	0.322	0.345	0.417	0.392	0.755	0.849
-0.233	-0.225	0.125	0.203	0.221	0.233	0.272	0.246	0.285	0.335
0.722									
-0.249	-0.381	0.171	0.244	0.227	0.255	0.299	0.269	0.331	0.355
0.348	0.783								
-0.231	-0.349	0.155	0.159	0.153	0.195	0.273	0.272	0.266	0.275
0.235	0.282	0.810							
-0.214	-0.325	0.164	0.205	0.182	0.237	0.270	0.277	0.336	0.317
0.196	0.241	0.454	0.774						

**5. 중다표본 분석에 사용된 공분산/분산 행렬-비영업직**

1.526									
0.525	1.491								
-0.306	-0.293	0.815							
-0.359	-0.308	0.554	0.604						
-0.476	-0.341	0.244	0.278	0.775					
-0.602	-0.420	0.359	0.380	0.571	0.712				
-0.351	-0.634	0.203	0.262	0.280	0.396	1.129			
-0.372	-0.522	0.263	0.300	0.317	0.419	0.733	0.790		
-0.300	-0.397	0.223	0.222	0.195	0.276	0.299	0.336	0.733	

-0.245	-0.394	0.178	0.188	0.152	0.242	0.305	0.311	0.584	0.647
-0.383	-0.449	0.269	0.304	0.256	0.304	0.257	0.287	0.293	0.252
0.788									
-0.189	-0.261	0.113	0.153	0.146	0.234	0.244	0.249	0.305	0.322
0.363	0.673								
-0.120	-0.293	0.113	0.130	0.176	0.194	0.188	0.193	0.189	0.212
0.117	0.241	0.667							
-0.203	-0.268	0.124	0.142	0.207	0.240	0.204	0.217	0.237	0.262
0.120	0.215	0.338	0.625						

**6. 교차타당화에 사용된 공분산분산 행렬.이직의도 대체 모형 전체 사례**

1.185									
0.371	1.197								
-0.251	-0.148	0.828							
-0.291	-0.201	0.505	0.615						
-0.413	-0.240	0.270	0.371	0.756					
-0.417	-0.270	0.295	0.390	0.585	0.616				
-0.293	-0.378	0.186	0.318	0.376	0.412	1.142			
-0.288	-0.291	0.225	0.346	0.389	0.416	0.747	0.800		
-0.225	-0.388	0.206	0.276	0.242	0.294	0.360	0.382	0.765	
-0.211	-0.449	0.178	0.266	0.255	0.301	0.383	0.372	0.667	0.762
-0.218	-0.224	0.129	0.216	0.207	0.235	0.275	0.268	0.293	0.322
0.718									
-0.120	-0.252	0.118	0.192	0.187	0.230	0.246	0.240	0.311	0.317
0.336	0.689								
-0.129	-0.243	0.136	0.146	0.171	0.191	0.255	0.257	0.242	0.265
0.207	0.246	0.774							
-0.083	-0.186	0.108	0.139	0.152	0.187	0.215	0.233	0.274	0.280
0.145	0.194	0.410	0.701						

주. 변인(1-5)의 투입 순서: 조직내이동, 조직외이동, 이직의도 평균 6의 경우, 역량발휘, 역량발휘, 직무만족1, 직무만족2, 경력만족1, 경력만족2, 경력비전1, 경력비전2, 상사지원1, 상사지원2, 회사지원1, 회사지원2.