

## 정서노동과 직무관련 변수들 간 관계: 메타분석(Meta-Analysis)\*

김 문 숙                      김 예 실                      이 순 목†

성균관대학교

본 연구의 목적은 국내 선행연구들에서 보고된 정서노동과 직무관련 변수(직무탈진, 이직 의도, 직무만족, 조직몰입)간 관련성을 메타분석을 통해 체계적으로 통합하는 것이다. 이를 위해 2012년 2월까지 국내의 학위논문 및 학술지에 게재된 총 43개의 연구들을 대상으로 Hunter와 Schmidt(2004), 그리고 Borenstein 등(2009)이 제안한 절차에 따라 무선효과모형(random-effects model)을 적용한 메타분석을 하였다. 분석 결과, 정서노동이 표면행위와 내면행위로 분류되었을 때 관련된 준거변수와 서로 다른 관계를 가지는 것을 확인하였다. 즉, 정서노동의 표면행위는 조직의 입장에서 바람직하지 못한 변수인 정서적 소진, 비인격화, 그리고 이직의도와 정적인 진상관을 보이고, 내면행위는 비인격화와는 부적적인 진상관을, 그리고 조직의 입장에서 바람직한 변수인 조직몰입과는 정적인 진상관을 보였다. 또한 서비스 전문성 유형과 학술지 게재여부에 따라 정서노동과 직무관련 변수 간 관계에서 차이가 있는 것으로 나타났다. 본 연구와 서구에서 실시한 메타분석 결과를 비교해 보았을 때, 한국에서는 정서노동의 내면행위 전략을 취할 때 직무탈진 변수, 직무만족, 조직몰입과의 효과크기와 방향이 조직에 바람직한 결과를 가지는 것을 알 수 있다. 마지막으로 본 연구결과를 토대로 시사점과 제한점 및 향후 연구의 방향에 대해 논의하였다.

주요어 : 정서노동, 직무탈진, 이직의도, 직무만족, 메타분석

\* 본 논문은 김문숙의 석사학위논문과 2012 한국심리학회 연차학술발표대회에서 포스터 발표한 내용을 수정 증보한 것임.

† 교신저자 : 이순목, 성균관대학교 심리학과 · 인재개발학과, 서울시 종로구 명륜동 3가, smlyhl@chol.com, 02-760-0492

현대 사회에 접어들면서 산업구조는 제조업 중심에서 서비스 산업 중심으로 전환되는 추세에 있으며, 서비스 산업에 종사하는 사람의 수 또한 많아지고 있다. 이러한 상황에서 최근 서비스업 종업원들이 주로 수행하는 차별화된 형태의 노동으로써 정서노동이 새롭게 개념화되었다.

서비스업의 가장 큰 특징은 많은 대인간 접촉을 필요로 한다는 것이다. 서비스업에 종사하는 종업원들은 주로 고객 접점에서 긍정적인 정서표현을 함으로써 고객의 만족을 이끌어 내야 한다(김원형, 신강현, 허창구, 이종현, 2007). 즉, 서비스업 종사자들에게는 본인의 정서 및 상태와 관계없이 고객의 기분에 맞추어 행동할 것이 직무로부터 요구된다(이주일, 민경환, 1999). 이처럼 조직에서 종업원들이 실제 그들의 정서와는 관계없이 조직의 규범이나 규칙에서 기대되는 정서를 표현하는 것을 정서노동(emotional labor)이라고 한다(Hochschild, 1983). 서비스업에 종사하는 사람들의 경우, 직업의 특성상 정서 작업(emotion work)이 표현 규칙 또는 조직의 기대에 따라 발생하게 되고 이 때 정서는 상품의 속성을 갖게 된다는 점에서 일반적인 조직에 종사하는 사람들의 정서적 행동과 차이가 있다(Hochschild, 1979).

Hochschild(1983)에 의해 정서노동이라는 용어가 도입된 이래 최근까지 여러 연구자들은 정서노동에 관심을 가지고 다양한 이론들을 개발해 왔다(Ashforth & Humphrey, 1993; Brotheridge & Grandey, 2002; Morris & Feldman, 1996). 하지만 연구자에 따라 정서노동에 대한 다양한 개념화 및 과정을 설명하고 있기 때문에 일관성 있는 합의가 이루어지지 않고 있다. 특히, 정서노동의 하위개념을 분류하는 방식

에 따라 준거와의 관련성이 다른 방향으로 나타나는 경우들이 있다. 본 연구에서는 같은 정서노동이라고 하더라도 정서노동의 전략에 따라 조직에 긍정적이거나 부정적인 결과를 나타내리라고 보고, 이를 통합적인 관점에서 정서노동과 직무관련 변수들 간 관계의 타당성을 확인하고자 메타분석을 수행하였다. 메타분석은 양적으로 개별연구들에서 제시하는 증거들을 결합하는 방법으로(Hedges & Olkin, 1985), 독립적으로 수행된 연구의 결과들을 계량적으로 통합하여 평균적인 지식을 도출하는 것을 목적으로 한다(Rubin, 1990).

서구에서는 Bono와 Vey(2005)에 의해 처음으로 정서노동의 선행변수와 결과변수를 정리한 양적 연구가 수행되었으나, 포함된 연구의 수가 충분하지 않아(11개의 연구, 16개의 독립적인 표본) 메타분석을 실시하기에 적합하지 않았다. 이후 Hülshager와 Schewe(2011)에 의해 정서노동의 주요 측면(표면행위, 내면행위, 정서부조화)과 수행상 결과(정서적 소진, 비인격화, 성취감의 부족, 심리적 긴장, 심신의 불편, 직무만족, 조직에 대한 애정, 과업 수행, 정서적 수행, 고객만족) 간 관계를 추정하기 위하여 메타분석에 기반한 회귀분석(meta-analytic regression analysis)을 실시하면서 정서노동에 대한 최초의 메타분석 연구가 이루어졌다.

본 연구에서는 국내에서 수행된 정서노동 연구를 대상으로 메타분석을 하여 서구의 결과들과 비교해 보았다. 국내에서 수행된 정서노동에 대한 개별연구들은 다양한 학문분야에서 상당수 축적되어 왔으나, 정서노동과 직무관련 변수들 간 관계에 대해서 체계적인 메타분석은 아직 이루어지지 않았다. 직무소진에 대한 메타분석 연구는 최근에 이루어 졌는데(박형인, 남숙경, 양은주, 2011), 이 연구에서는

같은 직종이라도 나라마다 독특한 사회문화적 환경의 영향으로 차별적인 직무환경이 존재할 수 있고, 이를 바탕으로 직무소진이 발전되는 양상이나 다른 변수들과 맺는 효과크기가 다르게 나타날 수 있음을 보였다. 본 연구에서도 국내의 연구결과들을 분석하여 서구의 결과와 비교함으로써 메타분석 차원에서 문화 간 비교를 하고, 이를 통해 정서노동과 관련 변수 간 관계에 대해서 포괄적인 이해가 가능하도록 하였다.

## 이론적 배경

### 정서노동의 개념

정서노동은 Hochschild(1979)가 정서에 대한 의도적인 노력이 행해지는 경우를 설명하기 위해 사용한 정서 작업에서 발전한 개념이다. 종업원들은 조직의 규칙을 따를 때 자신이 가지고 있는 실제 정서와 표현해야 하는 정서의 차이로 인해 정서불일치를 경험하며, 이것이 스트레스를 일으키는 원인이 된다(Morris & Feldman, 1996). 따라서 종업원들은 불일치를 감소시키려는 전략을 사용하는데, Hochschild(1983)에 따르면 이는 표면적으로만 정서를 관리하는 표면행위(surface acting)와, 표면 뿐만 아니라 내면적으로 경험하는 정서에 대해서도 관리하는 내면행위(deep acting)로 정의내릴 수 있다. 즉, 표면행위는 조직의 표현 규칙에 부합하기 위해 부정적인 감정을 느끼더라도 이를 드러내지 않고 긍정적인 감정을 느끼는 것처럼 표현하는 것이고, 내면행위는 동일한 경우에 자신의 느낌을 의식적으로 변화시키려고 노력하는 과정이다(Hochschild, 1983).

종업원들의 정서노동 전략 중에서 표면행위와 내면행위 이외에도 여러 가지 관점으로 정의한 전략이 존재하는데, 그 중에 대표적인 것으로 자연발생적 정서(spontaneous and genuine emotion)를 표현하는 행위를 들 수 있다(김상표, 2007; Ashforth & Humphrey, 1993; Chu & Murrmann, 2006; Diefendorff, Croyle, & Gosserand, 2005; Rafaeli & Sutton, 1987). 자연발생적 정서는 조직에서 요구하는 정서를 의식적으로 노력하지 않고 자연스럽게 느끼며 이를 표출하는 것을 말한다. 자연발생적 정서 표현은 Ashforth와 Humphrey(1993)가 정의한 정서노동의 수행전략이 되는데, 그들은 정서노동을 외적으로 드러나는 행동에 초점을 맞추어 '사회적으로 바람직하고 적절한 정서를 표현하는 행동'으로 정의하였다.

또한 Morris와 Feldman(1996)은 '서비스 직무 수행시 조직이 바람직하게 생각하는 정서를 표현하는 노력, 계획, 통제'로 정서노동을 정의하면서 정서노동의 차원을 정서표현의 빈도, 정서의 다양성, 정서의 주의성, 정서부조화 네 가지로 구분하였다. 가장 최근에 Grandey(2000)는 '조직의 목표를 달성하기 위해 정서 및 정서표현을 통제하는 과정'으로 정서노동을 정의하면서, 이전 연구자들이 정서노동을 여러 관점으로 정의하고 다양한 결과에 초점을 맞추고 있지만, 정서노동의 수행은 내적 정서를 통제하는 '내면행위'와 관찰 가능한 정서표현을 관리하는 '표면행위'로 구분할 수 있다고 하였다.

이처럼 정서노동의 개념은 여러 학자들 간에 차이가 있고 정서노동에 따른 수행전략에는 다양한 변수가 있다. 그러나 대체적으로 선행연구들에서는 정서노동의 결과에 대해서는 표면행위와 내면행위 두 가지의 전략

으로 인한 효과로 파악하고 있다(Brotheridge & Grandey, 2002; Brotheridge & Lee, 2002). 이는 정서노동을 정서의 조절에 초점을 맞추어 다루고 있기 때문인데, 본 연구에서도 정서노동자들이 정서표현 전략으로 자신의 정서를 어떻게 조절하는지에 따라 조직입장에서 부정적인 결과를 보일 것인지 긍정적인 결과를 보일 것인지를 알아보고자 하였다. 이를 위해 Hochschild(1979, 1983)가 주장한 표면행위와 내면행위를 정서노동의 구체적인 정서 조절 전략으로 채택하였다.

#### 정서노동의 결과

정서노동의 결과에 대해서는 부정과 긍정의 두 가지 상반된 관점이 존재한다. 먼저 부정적인 측면에서 정서노동의 표면행위는 진정한 자기(real-self)에 부정적인 영향을 미쳐 자기 소외(self-alienation)를 일으킬 수 있다(Hochschild, 1983). 또한 자신의 실제 정서와 무관하게 조직에서 요구하는 정서를 표현함으로써 사람들이 직무탈진을 경험하게 된다. 이는 개인수준에서 자존의 감소, 무기력 등을 유발하며, 조직차원에서 직무불만족, 낮은 조직몰입, 그리고 이직의도를 일으킬 수 있다(Cordes & Dougherty, 1993).

정서노동으로 인한 긍정적 결과를 보여주는 선행연구들을 보면, 일반적으로 직무만족과 정적인 관계를 가지는 것으로 나타났다(예: 김민주, 1998; Morris & Feldman, 1997; Rafaeli & Sutton, 1989; Wharton, 1993). Rafaeli와 Sutton(1989)의 연구에서는 얼굴에 미소를 띠어야 하는 종사자들의 스트레스 정도는 낮고 직무만족은 높은 것으로 나타났으며, Sutton(1991)의 연구에서는 정서노동이 개인의 심리적 안녕과

자기 효능감에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 정서노동을 많이 하는 종사원일수록 조직 동일시, 조직몰입, 직무만족 등이 높은 것으로 나타났다(김민주, 1998).

최근의 연구결과들을 보면, 정서노동의 결과는 확일적으로 나타나는 것은 아니며, 종업원은 조직이 가지고 있는 규범적 정서에 일치하는 방향으로 정서노동을 시도하는 가운데 표면행위와 내면행위의 두 전략을 하는 것을 알 수 있다. 이러한 두 전략 모두가 종사원 자신이 적절한 정서를 자연스럽게 표현하지 못할 때 사용하는 일종의 보완적 정서노동 전략이다(Diefendorff et al., 2005). 그러나 표면행위와 내면행위 두 가지 전략의 의도에는 명확하게 차이가 있다. 내면행위 전략을 수행할 경우 종업원은 규범적 정서와 일치하는 방향으로 자신의 내적 정서까지 변화시키려고 시도한다. 이처럼 자신의 정서표현이 고객에게 진실하게 비춰질 수 있도록 내면행위 전략을 구사한다는 점에서 Rafaeli와 Sutton(1987)은 내면행위를 '좋은 신념으로 속이기(fake in good faith)'라고 하였다. 반면, 표면행위에서 종업원은 내적 정서를 변화시키려는 노력 없이 외적 표현만을 규범적 정서에 일치시키려 시도한다. 이때, 종업원들은 규범적 정서와 내적 정서 간 충돌로 인해 정서 부조화를 체험할 수 있다(Rafaeli & Sutton, 1987). 이런 점에서 표면행위는 내면행위와 반대로 '나쁜 신념으로 속이기(fake in bad faith)'라고 이름 붙였다(Rafaeli & Sutton, 1987).

표면행위와 내면행위의 구분은 정서노동과 결과변수 간의 서로 다른 관계를 설명하는 데 도움을 줄 수 있다. 구체적으로 표면행위는 정서적 소진, 탈인격화, 불만족, 이직의도 등과 같은 부정적 결과와 관련되어 있다

(Brotheridge & Grandey, 2002; Brotheridge & Lee, 2002; Grandey, 2003; Grandey, Fisk, & Steiner, 2005). 반대로, 내면행위는 진정성, 성취감, 부정적 감정의 낮은 노출 경향 등과 같은 긍정적 결과와 관련이 있는 것으로 나타났다(Brotheridge & Grandey, 2002; Grandey, 2003; Grandey et al., 2005; Totterdell & Holman, 2003). 본 연구에서는 선행연구들에서 나타난 결과들을 바탕으로 정서노동의 부정적 결과에는 직무탈진과 이직의도를, 정서노동의 긍정적 결과에는 직무만족과 조직몰입을 중심으로 메타분석 하였다.

#### 직무탈진

직무탈진(burnout)은 과도한 직무요구로 인해 종업원들이 겪게 되는 부정적인 심리적 증후이며, 그들이 직무스트레스를 겪고 있을 때 나타나는 회피적인 정서 상태이다(Spector, 2004). 직무탈진은 특히 서비스업 종사자나 간호사, 교사 등 강도 높고 지속적인 대인접촉 업무를 수행해야 하는 직업에서 주로 나타난다. 본래 이 개념은 심리치료사나 사회사업가와 같은 직종의 종사자들에게서 나타날 수 있는 점차적인 에너지감소 및 동기와 몰입의 상실 등의 반응을 설명하기 위해서 만들어진 개념이었다(Bradley, 1969; Freudenberg, 1974). 이러한 직무탈진 현상에 연구자들이 관심을 기울이고 있는 이유는, 구성원들의 직무탈진 경험이 이직률 및 결근율 증가, 부정적 업무태도 형성, 생산성 저하 등과 같이 조직에 부정적인 결과를 가져오기 때문이다(Brotheridge & Grandey, 2002; Lee & Ashforth, 1996; Wright & Bonett, 1997; Wright & Cropanzano, 1998).

본 연구에서는 직무탈진의 정의로 가장 널리

리 쓰이고 있는 Maslach(1982)의 정의를 따라 직무탈진의 하위개념으로 정서적 소진, 비인격화, 개인성취감의 감소를 사용하였다. 먼저, 정서적 소진(emotional exhaustion)은 대인접촉 업무를 수행하는데 능력 이상의 지나친 정서적 요구로 인해 정서적 자원을 소모함으로써 심리적으로 피폐해진 상태를 말한다. 둘째로, 비인격화(depersonalization)는 고객, 동료, 일 또는 조직으로부터 심리적으로 이탈하여 이들에 대해 냉소적이고 냉담한 태도를 보이는 것이다. 다른 사람을 하나의 인격체가 아니라 사물처럼 인식하고, 자신의 일을 목적이 아닌 수단으로 여기는 등 다른 사람이나 일에 대해 냉소적인 반응을 보이는 것을 말한다. 마지막으로 개인성취감의 감소(diminished personal accomplishment)는 자기 자신을 부정적으로 평가하는 경향성을 뜻한다. 즉, 업무를 효과적으로 수행할 수 있다는 자신감이 떨어지고, 업무수행에 있어서 성취감이나 발전가능성을 느끼지 못하는 현상이다.

#### 이직의도

이직(turnover)은 고용한 기관에서 고용인이 자발적으로 분리되거나(Hom, 2011), 조직으로부터 보상을 받는 개인이 조직구성원의 자격을 정리하는 것으로서 자발적 이직의 개념으로 정의된다(Mobley, 1982). 이직률이 높아지면 경영성과에 손실이 발생하게 되며(Deery & Iverson, 1996), 종업원 교체 비용 및 이직으로 인한 서비스 품질의 저하 등 조직에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Pizam & Thornburg, 2000).

이직의도(turnover intention)란, 조직구성원이 조직 또는 직무로부터 떠나려고 하는 의도를 뜻한다. 계획된 행동이론(Ajen, 1991)이 널리

인정을 받게 되면서, 이직의도는 이직의 중요한 영향요인으로 부각되었다. 계획된 행동 이론에서는 의도(이직의도)를 통해 태도가 행동(실제 이직)에 영향을 미치며, 의도는 이러한 과정을 대부분 중개한다고 가정하고 있다.

조직에서 종업원이 이직하고 나면 조직차원에서는 다른 종업원을 고용하고 훈련시키는 비용을 지불해야 하기 때문에 이직 자체보다는 이직의도에 관심을 가지는 것이 예방차원에서 더욱 효율적이다(김형섭, 2005). 또한 실제 이직에 관한 자료 대신 이직의도의 설문을 이용함으로써 비용을 줄일 수 있고, 실제 이직을 변수로 사용하는 연구보다 신속한 결과를 제공할 수 있다는 이점으로 인해(Steel & Ovalle, 1984) 이직의도는 이직을 예측하는 데 있어서 중요한 변수로 사용되어 왔다(Price & Mueller, 1981). 따라서 본 연구에서도 이직의도를 정서노동과의 관계를 보는 직무관련 변수로 사용하였다.

### 직무만족

직무만족은 Locke(1973)가 내린 정의에 따라 “개인이 직무나 직무경험에 대한 평가의 결과로 얻게 되는 즐겁고 긍정적인 감정상태”라고 할 수 있다. 개인이 조직에서 느낄 수 있는 차원들은 크게 직무자체, 승진, 임금, 상사, 동료 등 다섯 가지의 요인으로 나누어질 수 있는데(Smith, Kendall, & Hulin, 1969), 이는 직무만족이 직무의 모든 차원에 대한 평가로 형성되는 전반적인 긍정적 정서상태를 나타내는 것이다(Netemeyer, Bowles, Mackee, & McMurrian, 1997). 즉, 직무만족은 조직구성원이 근로의욕을 갖고 조직의 목표 달성을 위해 직무에 자발적으로 참여할 수 있도록 하는 긍정적인 정

서이다.

직무만족에 영향을 주는 요인으로 감독, 작업진단, 직무내용, 임금, 승진기회, 작업시간 등이 제시된 바 있고(Vroom, 1964), 직무자체, 임금, 승진, 인정, 작업조건, 복리후생, 상사의 관리방식, 동료관계, 회사의 경영방침 등의 세부 요인 등으로 분류하여 직무만족의 요인으로 제시한 연구도 있다(Locke, 1976). 이와 같은 조건들이 심리적으로나 객관적으로 충족이 되면 조직구성원의 직무만족의 수준이 높아질 것이라고 예상할 수 있다.

또한 직무만족의 수준이 높아지면 조직에서의 수행과 연관지어 볼 수 있다. 조직 구성원 스스로 자기계발을 위해 노력할 수 있도록 촉진함으로써 개인성과에 정적 영향을 미치는 것이다. 한국연구를 대상으로 한 메타분석에서 직무만족은 과업수행( $\bar{\rho}=.36$ )과 맥락수행( $\bar{\rho}=.60$ )과의 관계 모두에서 높은 모 집단 진상관 평균값을 보였다(오인수, 김광현, Todd, C. D., 황종오, 유태용, 박영아, 박량희, 2007). 이처럼 직무만족은 직무태도를 나타내는 핵심적인 변수이므로(Mackenzie, Podsakoff, & Paine, 1998), 조직구성원의 직무만족에 대한 연구는 조직이 원활히 운영되고 있는지에 대해 평가하는데 중요한 기준이 되어왔다. 따라서 본 연구에서는 정서노동을 통해 나타날 수 있는 긍정적인 변수로 직무만족을 설정하였다.

### 조직몰입

조직몰입은 이직을 예측하는데 효과적이고(Koch & Steers, 1978), 조직유효성의 유용한 예측변수가 될 수 있으며(Steers, 1977), 종업원의 높은 성과와 관련이 있다(Mowday, Porter & Dubin, 1974).

조직몰입에 대한 정의는 학자들에 따라 다양하게 내려지는 것을 알 수 있는데, 본 연구에서는 직무탈진의 개념과 관련된 정의에 초점을 맞추어 보았다. Anderson과 Williams(1991)는 조직몰입을 “한 개인이 자기가 속한 조직에 대해 얼마나 일체감을 가지고 몰두하는지”에 대한 정도로 정의하였다. 이는 한 조직에 대한 개인의 동일시와 몰입의 상대적 정도를 나타내는 것으로, 직무탈진이 일어났을 때 나타나는 심리적 상황에 반대된다. 또한 Mowday, Porter, 및 Steers(1982)는 조직몰입을 조직에 대한 적극적이고 긍정적인 성향으로 정의하였는데, 이러한 경우 조직구성원들은 조직의 목표와 가치관에 대한 신뢰를 가질 때 조직 구성원으로 남고자 하는 강한 욕구를 가지게 되어 직무탈진의 개념과 반대되는 태도를 보인다.

또한 조직몰입의 구성요소를 파악해보면 Meyer와 Allen(1991, 1997)이 제시한 정서적 몰입, 지속적 몰입, 규범적 몰입으로 나누어 볼 수 있다. 먼저 정서적 몰입은 조직에 대한 구성원의 정서적인 애착, 동일시, 참여를 말하고, 지속적 몰입은 조직을 떠남으로써 잃게 될지도 모르는 축적된 투자나 부수적 투자 때문에 조직구성원으로 남아 있다고 느끼는 개인적 경험의 정도를 의미한다. 또한 규범적 몰입은 조직에 지속해서 있어야 하는 의무감에 의해 형성되어, 근로자는 그 조직에 머무르고 있는 이유가 의무감에 있는 것으로 볼 수 있다.

정서적 몰입 및 규범적 몰입과 달리 지속적 몰입은 계산적 측면이 강해서 조직에 긍정적으로 몰입하지 않는 태도로 비추어질 수 있다. 그러나 조직몰입을 교환적 관점으로 정의한 연구들(Hrebiniak & Alutto, 1972; Sheldon, 1971)에서 이를 직무탈진과 반대되는 긍정적인 변

수로 해석할 수 있는 근거를 찾아볼 수 있다. 이러한 교환적 관점은, 조직에 대한 개인의 몰입 정도는 그들이 조직으로부터 얻을 수 있는 보상의 정도와 조직을 위해서 투입한 노력의 정도에 따라 결정된다는 관점이다. 즉, 조직에 대한 구성원의 노력이 증가함에 따라 여러 가지 특권이 만들어지는데, 구성원이 이를 긍정적인 유인으로 인식하고 조직에 남아있려는 의지를 가지게 되면서 조직몰입이 유도될 수 있게 된다. 따라서 본 연구에서는 Meyer와 Allen(1991, 1997)의 연구와 같이 조직몰입의 하위 구성요소가 동일한 조직몰입의 개념을 구성하는 것으로 보고, 조직몰입을 구성요소로 구분하지 않고 전체적인 틀에서 정서노동과의 관계를 보았다.

### 정서노동과 직무관련 변수들 간의 관계 가설

직무관련 변수로써 직무탈진, 이직의도, 직무만족, 조직몰입을 고려하여 정서노동과 이들 변수간의 상관관계에 대한 가설을 다음과 같이 개발하였다.

#### 직무탈진과의 관계

표면행위는 자신의 정서와 일치하지 않는 정서를 표현하는 행위이기 때문에 실제 정서를 억누르려는 심리적 노력과 내적 긴장을 경험한다(Gross & Levenson, 1997; Morris & Feldman, 1996; Pugliesi, 1999). 그에 따라 자신과 타인의 정서로부터 분리된 느낌을 경험하게 되면서, 직무탈진의 하위요인들인 정서적 소진과 비인격화를 가져오고, 나아가 개인의

성취감을 감소시킨다(Brotheridge & Grandey, 2002; Brotheridge & Lee, 2002; Grandey, 2000).

내면행위는 조직에서 요구하는 정서표현 규범에 따라 내적인 정서를 적극적으로 통제하는 것인데, 부정적 결과로써 직무탈진의 하위 요인인 정서적 소진과 정적인 관련이 있다는 제안도 있고(Grandey, 2000), 반대로 긍정적 결과를 나타내는 연구들도 있다(예: Brotheridge & Lee, 2002; Brotheridge & Grandey, 2002; Grandey, 2000, 2003; Grandey et al., 2005; Totterdell & Holman, 2003). 한편 내면행위가 정서적 소진을 직접적으로 증가시키지는 않는다는 연구도 있다(예: Brotheridge & Grandey, 2002). 그러나 내면행위를 긍정적 결과에 연관시키는 관점이 더 많이 보고된다. 따라서 본 연구에서는 표면행위와 내면행위에 따른 결과에 대하여 아래의 가설을 세웠다.

**가설 1-1.** 정서노동의 표면행위는 직무탈진의 세 가지 변수들(정서적 소진, 비인격화, 개인 성취감의 감소)과 정적인 관계를 보일 것이다.

**가설 1-2.** 정서노동의 내면행위는 직무탈진의 세 가지 변수들(정서적 소진, 비인격화, 개인 성취감의 감소)과 부적인 관계를 보일 것이다.

#### 이직의도와와의 관계

정서노동과 이직의도 간 관계의 이론적 기반은 정서부조화 연구와 이론에서 찾아볼 수 있다(Grandey, 2000). 정서부조화는 경험정서가 표현정서와의 괴리가 있을 때 발생하는 불편한 상태인데, 사람들은 이러한 상태에서 이탈하고자 한다(Lee & Ashforth, 1996; Wright &

Cropanzano, 1998). 그러한 예로써 이직의도와 이직을 들 수 있는데, 표면행위는 정서적 소진과 정적인 관계를 보이며, 정서적 소진은 이직과 정적인 관계가 있고, 내면행위는 이직의도와 부적 관계가 있다(Chau., Dahling, Levy, & Diefendorff, 2009). 이에 따라 본 연구에서는 아래의 가설이 가능하다.

**가설 2-1.** 정서노동의 표면행위는 이직의도와 정적인 관계를 보일 것이다.

**가설 2-2.** 정서노동의 내면행위는 이직의도와 부적인 관계를 보일 것이다.

#### 직무만족과의 관계

정서노동과 직무만족 간 관계에 대해서는 정서노동이 직무만족에 부정적인 영향을 미친다는 결과와 긍정적인 영향을 미친다는 상반된 결과가 공존한다. 정서노동으로 인해 종업원이 자기의 표현을 억누르기 때문에 그 자체가 스트레스의 원천이 되고(Rutter & Fiedling, 1988), 전혀 즐겁지 않으며(Hochschild, 1983; Vanmaanen & Kunda, 1989), 노동에 대한 소외감을 유발하여 조직 구성원의 직무만족 수준이 저하될 수 있다(Wharton & Erickson, 1993). 따라서 정서노동은 표면행위가 될 경우 궁극적으로 직무만족을 감소시키는 것으로 보인다. 이와 반대로 정서노동이 내면행위일 경우 보상적인 측면이 있는데(Tolich, 1993), 직무상 내면행위를 하는 가운데 단조로운 직무를 조금 더 흥미롭게 느끼게 되거나 일이 즐겁다는 자기표현이 가능하게 되는 것이다(Ashforth & Humphrey, 1993). 이상의 논의에 따라 정서노동과 직무만족과의 관계는 표면행위와 내면행위의 차이에 따라 달라질 수 있을 것이므로 아

래와 같은 가설을 세웠다.

**가설 3-1.** 정서노동의 표면행위는 직무만족과 부적의 관계를 보일 것이다.

**가설 3-2.** 정서노동의 내면행위는 직무만족과 정적인 관계를 보일 것이다.

#### 조직몰입과의 관계

실제로 느끼는 부정적인 정서를 억누르고 조직적으로 긍정적인 정서를 표현해야 하는 정서노동은 종업원의 정서적 자율성을 위협할 수 있다. 선행연구에서는 정서적 부조화가 정서노동을 수행하는 종업원의 직무만족 수준을 낮추고 조직몰입을 감소시키는 것으로 나타났다(정명숙, 김광점, 2006; Grandey, 2000). 또한 정서적 고갈의 상태는 종업원의 조직몰입 수준에 부정적인 영향을 미친다(Morris & Feldman, 1996). 그러나 정서노동의 수행이 반드시 종업원에게 부정적인 결과를 가져다주는 것은 아니므로 조직몰입에 가지는 정적인 효과를 기대할 수 있을 것이다. 특히 내면행위를 수행함으로써 직무효능감 등의 긍정적인 결과가 있고(Tolich, 1993), 개인특성으로 보아 역할이나 직업적 정체감이 명확한 사람들에게서 강한 역할 정체성은 긍정적 웰빙과 관련이 있다. 따라서 역할 및 직업 정체감의 명확함은 내면행위 지향을 가져온다(Ashforth & Humphrey, 1993).

이와 같이, 정서노동이 조직몰입에 가지는 효과에 대한 일관되지 않은 보고가 있는 것은 지금까지 정서노동에 대한 구체적 정의를 연구자들 간에 일치하지 않았기 때문이라고 할 수 있다(Grandey, 2000). 표면행위는 개인이 경험하는 부조화 때문에 조직몰입에 부적으로

관련될 수 있는 반면, 내면행위는 개인이 적절한 정서를 효과적으로 표현했다는 개인적 성취감을 느끼게 하며, 조직의 효과성에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다(Ashforth & Humphrey, 1993). 따라서 정서노동 수행전략에 따라서 조직몰입과는 각각 다른 결과를 보일 것이기 때문에 아래의 가설을 세웠다.

**가설 4-1.** 정서노동의 표면행위는 조직몰입과 부적의 관계를 보일 것이다.

**가설 4-2.** 정서노동의 내면행위는 조직몰입과 정적인 관계를 보일 것이다.

#### 서비스 전문성의 조절효과

정서노동과 직무탈진 변수 간 관계는 서비스 전문성에 따라 조절될 것이다. 서비스 전문성이란 특정 영역에서 서비스 제공자가 지닌 높은 수준의 능력을 의미하거나(Herling, 1998; Swanson & Holton, 2001), 서비스 제공에 있어 종사자들이 보유한 높은 수준의 지식 및 기술을 의미한다(Harmon & King, 1985; Kochevar, 1994). 서비스 제공자가 높은 전문성을 가지고 있을 경우, 고객에게 해당 서비스와 관련하여 정확하고 전문적인 정보를 제공할 수 있고, 고객의 불평 행동도 효과적으로 처리할 수 있기 때문에 고객과의 호의적인 관계를 형성할 가능성이 높다(Pressey & Mathewa, 2000). 이렇게 형성되는 고객과의 신뢰 및 고객과의 긍정적인 상호작용은 접촉 빈도가 높은 정서노동자들에게 있어서, 타인으로부터의 긍정적인 피드백과 지지를 이끌어내 종업원의 직무만족 및 동기부여를 통해 직무목표 달성을 촉진시킬 수 있다(Clark, Paraki, & Carver, 1996; Harker & Keltner, 2001). 그러나 반대로

정서노동을 할 때 해당 서비스에 대한 전문적 수준이 낮다면, 전문성이 있는 서비스 제공자에 비해 상대적으로 긍정적인 피드백을 덜 받게 되며, 직무에 대한 동기도 유발되지 않을 수 있어 직무탈진과 이직의도를 느낄 가능성이 더 높아질 수 있다.

따라서 본 연구에서는 부정적인 직무관련 변수(직무탈진, 이직의도)에 대하여 표면행위가 가지는 관계는 전문성을 요구하지 않는 집단에서 더 크게 드러날 것으로 기대되고, 내면행위가 가지는 관계는 높은 전문성을 요구하는 집단에서 더 잘 드러날 것으로 기대되어 다음의 가설을 설정하였다.

**가설 5-1.** 표면행위가 직무탈진의 세 가지 변수들(정서적 소진, 비인격화, 개인 성취감의 감소)과 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 작고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 클 것이다.

**가설 5-2.** 내면행위가 직무탈진의 세 가지 변수들(정서적 소진, 비인격화, 개인 성취감의 감소)과 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 크고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 작을 것이다.

**가설 5-3.** 표면행위가 이직의도와 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 작고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 클 것이다.

**가설 5-4.** 내면행위가 이직의도와 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 크고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 작을

것이다.

다음으로, 긍정적인 직무관련 변수(직무만족, 조직몰입)에 대하여 표면행위가 가지는 관계는 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 더 크게 드러날 것으로 기대된다. 반면에 내면행위가 가지는 관계는 높은 전문성을 요구하는 집단에서 더 크게 드러날 것으로 기대된다. 이에 따라 다음의 가설을 세웠다.

**가설 5-5.** 표면행위가 직무만족과 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 작고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 클 것이다.

**가설 5-6.** 내면행위가 직무만족과 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 크고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 작을 것이다.

**가설 5-7.** 표면행위가 조직몰입과 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 작고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 클 것이다.

**가설 5-8.** 내면행위가 조직몰입과 가지는 관계는 서비스 전문성을 필요로 하는 종업원 집단에서 효과크기가 크고 전문성을 필요로 하지 않는 종업원 집단에서 효과크기가 작을 것이다.

#### 논문출처의 조절효과

정서노동과 직무탈진(정서적 소진, 비인격화, 개인 성취감의 감소)간 관계에서 논문의

출처가 조절효과를 가질 수 있다. 여러 메타 분석 연구에서 학술지에 게재된 경우와 게재 되지 않은 경우 효과크기 간 상관 차이의 유의도를 검증하고 있다(예: 김동배, 손의성, 2005; De Dreu, Weingart, & Kwon, 2000; Harrison, & Trevino, 2010; Judge, Colbert, & Ilies, 2004; Kish-Gephart, Harrison, & Trevino, 2010). 효과크기가 클수록 학술지에 게재될 확률이 커지고, 반대일수록 학술지에 게재될 확률이 적기 때문에 논문의 학술지 게재여부에 따라 관찰된 상관의 크기가 다르게 나타날 수 있다. 따라서 이러한 편향(bias)을 고려하여 논문의 출처를 조절변수로 사용하고자 한다.

**가설 6.** 표면행위와 내면행위가 직무관련 변수들(직무탈진, 이직의도, 직무만족, 조직몰입)과 가지는 관계는 학위논문의 연구에서 밝혀진 결과에 비해 학술지에 게재된 연구에서 큰 효과크기를 보일 것이다.

## 방 법

메타분석은 변수 간 관계의 일반화를 위하여 독립적으로 실시된 연구결과를 계량적으로 종합하는 분석 방법이다(Mullen, 1989). 메타분석에서는 각 연구들에서의 표본크기를 감안하여 산출된 가중평균치, 또는 측정상의 오류를 감안하여 수정된 효과크기에 대한 가중평균치가 영가설(효과크기 = 0)을 기각할 정도라면 효과크기를 일반화할 수 있는 것으로 본다. 그런데 개별연구들에서의 효과크기들 간 분산이 크면 메타분석의 통계모형으로 고정효과 모형이 아닌 무선평균 모형이 적절함을 의미

하며, 그 분산을 설명하기 위한 조절변수의 탐색을 필요로 한다.

본 연구에서는 정서노동과 직무탈진, 이직의도, 직무만족, 조직몰입 등 직무관련변수에 대한 기존 연구들의 결과를 통합하기 위해 상관계수  $r$ 을 이용한 메타분석을 실시하여 정서노동과 직무관련변수들 간 모집단 진상관 크기를 산출하고 분산을 참조하여 조절변수들의 효과를 탐색하였다.

## 개별연구 수집

본 연구에 포함될 논문을 선정하기 위해 국내 학술 논문 전자 검색 사이트인 RISS(학술연구정보서비스), KISS(한국학술정보), DBPIA(누리미디어)를 이용하였다. 분석 대상은 국내에서 발표된 학술논문 및 학위논문으로 하였고, 각각의 전자 검색 사이트에서 2012년 2월까지 발행된 논문들을 검색하였다. ‘정서노동’의 경우 ‘감정노동’과 ‘emotional labor’를 검색어로 함께 사용하였고 이를 통해 검색된 논문들 중에서 ‘직무탈진’, ‘이직의도’, ‘직무만족’, ‘조직몰입’ 변수가 포함된 논문들을 수집하였다. 반대로 직무탈진, 이직의도, 직무만족, 조직몰입 변수를 검색어로 하여 찾은 논문들 중에서 정서노동과 관련된 논문들을 수집하였다. 마지막으로 위의 7개 검색어들을 각각 입력하여 연구와 관련된 주제를 포함하고 있는 논문들을 검색하였다.

검색된 논문들 중 중복된 논문들과 정서노동에 관한 연구들 중 준거와의 상관 값,  $r$  값,  $r^2$  값 등과 같은 효과크기를 나타내는 양적 수치가 없는 논문들은 제외하였다. 그리고 국내 직업 인구만으로 표본을 한정하였으므로, 해외에 거주하는 한인들을 대상으로 한 연구는

제외하였다.

정서노동의 표면행위와 내면행위의 두 가지 전략으로 인한 결과변수 및 조절변수의 효과를 보고자 하기 때문에, 정서노동을 표면행위 및 내면행위로 구분하여 측정하지 않은 논문의 결과들은 본 연구의 분석 대상에서 제외하였다. 직무탈진의 경우, 비교적 타당화 정보가 있는 척도들인 Maslach Burnout Inventory(MBI)나 Oldenberg Burnout Inventory(OLBI)를 사용하여 측정한 연구로 범위를 한정하였고, 하위개념들을 정서적 소진, 비인격화, 개인성취감의 감소로 구분하지 않고 하나로 통합하여 분석한 논문들 역시 메타분석에서 제외하였다.

종합적으로 국내에서 정서노동과 네 가지 직무관련 변수(직무탈진, 이직의도, 직무만족, 조직몰입) 간의 관계를 다룬 43개의 개별연구들(참고문헌에서 \*로 표시)이 본 연구의 분석 대상( $N=11835$ )이 되었다.

#### 조절변수 정보

내용적 조절변수는 서비스 전문성이고, 방법적 조절변수는 논문의 학술지 게재여부이다. 먼저, 분석대상인 연구들을 서비스 전문성에 따라 구분하였다. 직무를 수행함에 있어서 서비스의 전달 그 자체가 목적이 되는 특1급 호텔의 종업원이나 항공사 승무원 등의 직종과, 특정 지식이나 기술의 전달이 주목적이 되어서 서비스를 제공하는데 학위나 자격증이 필요한 교사, 간호사 등의 직종을 서비스 유형 ①로 분류하였다. 비전문적인 직무를 수행하며 특수 지식이나 자격증이 필요 없고 서비스 품질 자체의 비중이 적은 대형 마트의 종업원이나 콜센터 상담원 등의 직종을 서비스 유형

②로 분류하였다. 서비스 전문성이 유형별로 구분되지 않은 논문은 분석에서 제외하였다.

방법적 조절변수의 조절효과를 확인하기 위해 논문을 학술지에 게재된 논문과 학위논문으로 출처에 따른 구분을 하여 입력하였다.

#### 코딩의 일치도

먼저 제1저자의 석사학위논문과 코딩의 일치도를 확인하기 위해 제2저자가 독립적으로 코딩을 한 결과 평가자간 일치도(inter-rater agreement)는 97.45%로 나타났다. 일치하지 않는 자료들 중 코딩 과정에서 실수한 것과 직무탈진의 하위요인 중 개인성취감의 감소가 개인성취감으로 표시되어 상관의 방향이 달라져야 하는 경우 개별 논문의 재확인 과정을 거쳐 수정하였다. 이후에 메타분석의 범위를 넓히면서 효과크기와 신뢰도계수의 코딩이 추가되었다.

#### 메타분석 절차

본 연구에서는 Hunter와 Schmidt(2004)의 방법을 따라 메타분석을 진행하여 Schmidt와 Le(2003)가 개발한 소프트웨어인 “Hunter Schmidt Meta Analysis”를 이용하여 분석하였고, 조절변수 효과를 검증하는데 Borenstein, Hedges, Higgins 및 Rothstein(2009)의 방법을 따르는 “Comprehensive Meta Analysis 2.0” (Borenstein, Hedges, Higgins, & Rothstein, 2005)을 사용하여 결과 해석에 참고하였다.

메타분석에는 고정효과모형과 무선효과모형이 있는데, 본 연구에서는 무선효과모형을 사용하였다. 고정효과모형(fixed-effect model)은 한 연구에서의 효과크기는 하나의 모수(parameter)

가 있는 모집단에서 추출된 표본으로 가정하는 모형이다. 무선효과모형(random-effects model)은 각 연구에서의 효과크기는 그 연구 자체가 갖는 모집단에서 수집된 표본으로 본다. 경험적으로는 모집단 진상관들의 분산이 0이 아니면 무선효과 모형이 적절함을 의미한다. 각 연구에서의 효과크기를 수정한 모집단 진상관( $\rho$ )들은 연구마다 다를 수 있고 하나의 분포를 이룬다. 메타분석에 포함된 연구들은 다양한 장면과 표본들에 기초하기 때문에 무선효과모형이 보다 현실적인 접근이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서도 무선효과모형을 적용하였다.

메타분석을 수행하기 위해 먼저 표본크기에 따라 가중평균상관계수(weighted mean correlation)를 도출하고, 신뢰도 계수를 바탕으로 측정오차(measurement error)를 교정하기 위해서 각 연구에서 보고한 신뢰도 계수를 사용하였다. 신뢰도 계수는 모든 연구에서 내적 일치 신뢰도인 알파( $\alpha$ ) 계수를 사용하였다. 본 연구의 분석 대상이 되는 모든 논문에서 신뢰도 계수를 포함한 효과크기와 표본크기 정보가 보고되었기 때문에 개별 수정(individual correction)을 하였다. 본 연구에서는 두 변수 간 관계를 파악하기 위해 피어슨 상관계수  $r$ 을 효과크기로 수집하였다. 메타분석에 포함될 연구들의 효과크기가 다른 통계치(예:  $t, F, d, X^2$ , 혹은  $Z$ )로 보고된 경우에는 Oh(2006)의 소프트웨어를 사용하여  $r$ 로 변환하였다. 개별연구에서의  $r$ 을 측정오차(1-신뢰도)에 대하여 수정하여 진상관(true score correlations)을 구하고, 각 연구에 대한 진상관( $\rho$ )들을 평균하여 모집단 진상관 추정치( $\bar{\rho}$ )를 구한다. 용어의 간편화를 위해서 모집단 진상관 추정치( $\bar{\rho}$ )로 부르기로 한다. 본 연구는 타당도일반화(VG: Validity Generalization)연구가

아닌 일반 메타분석으로써, 선발관련 예측타당도에 대한 연구가 아니므로 범위축소(range restriction)에 대한 수정은 필요하지 않았다.

Schmidt와 Le(2003)의 소프트웨어에서 확신구간(Credibility Interval)은 제시되지만 신뢰구간(Confidence Interval)은 제시되지 않기 때문에, Hunter와 Schmidt(2004)가 제시한 공식에 의해 표집오차(sampling error)를 계산한 후 신뢰구간을 산출하였다. 신뢰구간은 모집단 진상관에 대한 점 추정치에 신뢰수준(주로 95%)에 따른 오차범위를 결합해서 얻는 구간 추정치이다. 분석결과로 모집단 진상관들의 분산이 0에 가까워서 고정효과 모형이 적절할 때 신뢰구간을 중심으로 해석한다. 반면에 확신구간은 개별 교정된 모집단 진상관들의 분포에서 구한 표준편차(standard deviation of corrected correlations)에 기초하여 산출되며 모집단 진상관 분산이 0이 아닌 경우 즉, 무선효과 모형이 적절한 경우(대부분임) 확신구간을 중심으로 해석한다. 만약 80% 확신구간이 0을 초과하는(0에 미달하는) 범위에 있으면, 상관 추정치들의 90% 이상이 정적(부적) 방향으로 일반화된다(오인수 외, 2007). 확신구간에 0이 포함되면 일반화될 수 있는 효과가 없는 것으로 판단한다. 모집단 진상관의 분산이 크면 확신구간도 크고 조절변수를 탐색할 필요가 있다.

조절변수의 존재를 확인하기 위해 확신구간의 범위와 함께 Hunter와 Schmidt(2004)의 75% 규칙을 적용하였다. 75% 규칙이란 모집단 진상관들의 분산에서 오류(artifact)에 의한 분산의 비율이 75%보다 적으면 조절변수의 도입을 고려하고, 오류로 인한 분산이 75% 이상을 차지하면 대부분의 분산이 오류로 인한 것이기 때문에 조절변수가 필요없게 되는 것이다(Hunter & Schmidt, 2004).

효과크기가 서로 상이한 자료들의 분석을 위해 조절변수의 값에 따라 효과크기들을 몇 개의 범주로 분류한다. 범주 내 분석에서 분산이 충분히 작아지고 범주 간에 효과크기 평균치가 크게 다르면 범주를 가르는 분류변수를 적절한 조절변수로 판단한다. 그러나 이러한 집단 간의 평균 차이와 집단 내 분산의 감소가 어느 정도여야 조절변수 효과가 있다고 할 수 있는지에 대한 기준은 제시되어 있지 않다. 연구자의 질적인 판단에 의존하게 되어 있는 Hunter와 Schmidt(2004)의 기준과 달리 Borenstein 등(2009)의 하위 범주 분석에서는  $Q$  값이 유의한지에 따라 범주 간 효과크기가 차이가 나는지를 양적으로 판단하는 것이 가능하다. 따라서 본 연구에서는 조절변수의 도입이 필요한 경우 Borenstein(2009)의 방식을 사용하여 조절변수 효과를 분석하여 그 결과를 해석에 참고하였다.

본 연구는 행동과학에 관한 자료를 메타분석한 것이므로 심리측정적 방식을 따르는 Hunter와 Schmidt(2004)의 방식에 보다 큰 비중을 두었고 결과의 해석도 이를 위주로 하였다. 즉, Borenstein 등(2009)의 방식을 따른 분석 결과는 Hunter와 Schmidt(2004) 방식을 따른 분석 결과에서 조절변수 효과의 유무가 일치하는 경우만 해석하였다.

## 결 과

### 1차 분석

우선 정서노동과 직무관련 변수들 간의 상관(zero-order correlation)에 대한 모진상관 추정치를 표 1에 제시하였다.

### 표면행위

**직무탈진.** 표면행위와 직무탈진의 변수들이 가지는 관계를 보면, 정서적 소진과 비인격화에서는 정적인 모진상관 추정치(정서적 소진  $\bar{\rho}=.337$ , 비인격화  $\bar{\rho}=.294$ )를 가지고 있고, 진상관 분산이 0보다 크며(무선효과), 80% 확신구간이 0을 포함하지 않는다. 이는 진상관들의 90% 이상이 정적 방향으로 일반화되어 가설 1-1에서 정서적 소진과 비인격화의 부분은 지지되었다. 그러나 개인성취감의 감소에서는 정적인 모진상관 추정치( $\bar{\rho}=.066$ )를 보이지만, 진상관 분산이 0보다 크며(무선효과) 80% 확신구간이 0을 포함하므로 일반화될 수 있는 효과크기가 아니다. 즉, 가설 1-1에서 이 부분은 기각되었다.

**이직의도.** 표면행위와 이직의도 간에는 정적인 모진상관 추정치( $\bar{\rho}=.249$ )가 산출되었는데, 진상관 분산이 0보다 크며(무선효과) 80% 확신구간에 0을 포함하지 않아서 가설 2-1은 지지되었다.

**직무만족.** 표면행위와 직무만족 간에는 부적인 모진상관 추정치( $\bar{\rho}=-.229$ )가 산출되었는데, 진상관 분산이 0보다 크고(무선효과) 80% 확신구간이 0을 포함하므로 가설 3-1은 기각되었다.

**조직몰입.** 표면행위와 조직몰입 간에는 진상관 분산이 0보다 크며(무선효과), 80% 확신구간이 0을 포함하므로 일반화할 수 있는 효과크기가 아니다. 따라서 가설 4-1은 기각되었다.

표 1. 정서노동과 직무관련 변수(직무탈진, 이직의도, 직무만족, 조직몰입)

변수	N	k	$\bar{r}$	$\bar{\rho}$	$\sigma_r^2$	$\sigma_e^2$	%VE	$\sigma_\rho^2$	CoI		Cri		일반화 가능 효과
									Low	High	Low	High	
표 면 행 위													
직무탈진 3요인													
정서적 소진	5729	20	.281	.337	.022	.004	19.96	.017	.27	.40	.17	.51	+
비인격화	4988	18	.231	.294	.029	.005	17.79	.023	.22	.37	.10	.49	+
개인성취감의 감소	4563	15	.054	.066	.035	.005	14.61	.030	-.03	.16	-.16	.29	0
이직의도	4622	16	.199	.249	.041	.005	11.68	.036	.15	.35	.01	.49	+
직무만족	5570	19	-.183	-.229	.082	.005	5.53	.077	-.36	-.10	-.59	.13	0
조직몰입	1435	7	.124	.150	.076	.007	9.43	.068	-.05	.35	-.18	.49	0
내 면 행 위													
직무탈진 3요인													
정서적 소진	5571	19	-.157	-.185	.030	.005	15.41	.025	-.26	-.11	-.39	.02	0
비인격화	4830	17	-.181	-.223	.034	.005	14.66	.029	-.31	-.14	-.44	-.01	-
개인성취감의 감소	4405	14	-.282	-.349	.087	.004	4.68	.083	-.50	-.19	-.72	.02	0
이직의도	4622	16	-.020	-.015	.103	.005	4.86	.098	-.17	.14	-.42	.39	0
직무만족	5570	19	.252	.294	.143	.004	2.96	.138	.16	.43	-.01	.71	0
조직몰입	1435	7	.350	.428	.002	.006	249.43	0	.39	.46	.43	.43	+

주. N = 총 사례 수, k = 개별 연구 수,  $\bar{r}$  = 표본크기를 가중치로 하여 계산된 관찰상관 평균치,  $\bar{\rho}$  = 모진상관 추정치,  $\sigma_r^2$  = 수정된 관찰상관의 분산,  $\sigma_e^2$  = 수정된 상관의 분산에 포함된 오류분산, %VE = 오류분산이 수정된 상관의 분산에서 차지하는 비율,  $\sigma_\rho^2$  = 진상관들의 분산, CoI = 95% 신뢰구간(Confidence Interval), Cri = 80% 확신구간(Credibility Interval), 일반화 가능 효과: "+"=양의 모진상관 추정치, "-"=음의 모진상관 추정치, 0=일반화 가능한 효과 없음.

**내면행위**

**직무탈진.** 내면행위가 직무탈진의 세 가지 변수에 가지는 효과는 모두 부적인 모진상관 추정치(정서적 소진  $\bar{\rho}$  = -.185, 비인격화  $\bar{\rho}$  = -.223, 개인성취감의 감소  $\bar{\rho}$  = -.349)를 보이는 데 진상관 분산이 0보다 크고(무선효과) 비인격화에서만 80% 확신구간에 0을 포함하지

않는다. 즉, 일반화 가능한 효과크기를 보여서 가설 1-2에서 이 부분은 지지되었다. 다른 두 변수에서는 80% 확신구간에 0을 포함하여 일반화 할 수 있는 효과가 없기 때문에 가설 1-2에서 이 부분은 기각되었다.

**이직의도.** 내면행위와 이직의도 간에는 진

상관 분산이 0보다 큰데 확신구간에 0을 포함하여 일반화 할 수 있는 효과가 없기 때문에 가설 2-2는 기각되었다.

**직무만족.** 내면행위와 직무만족 간에는 정적인 모진상관 추정치( $\bar{\rho}=.294$ )를 보인다. 이들 모두 진상관 분산이 0보다 크며(무선폭) 80% 확신구간이 0을 포함하므로 가설 3-2는 기각되었다.

**조직몰입.** 내면행위와 조직몰입 간에는 정적인 모진상관 추정치( $\bar{\rho}=.428$ )를 보이고 진상관 분산이 0을 나타내어서 고정효과모형으로 해석한다. 이때에 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않아서 가설 4-2는 유지되었다.

#### 조절변수의 도입 고려

내면행위가 조직몰입과 가지는 관계에서 오류분산이 75% 이상이고(%VE=249.433) 확신구간이 매우 좁아서 조절효과 분석은 필요하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 이를 제외한 나머지 변수들에서는 오류분산이 75% 이하이고 확신구간에 0을 포함하거나 구간이 넓어서 상관의 방향이나 크기 차이를 나타낼 수 있는 조절변수를 도입할 필요가 있다. 따라서 앞서 설정한 내용적 조절변수인 서비스 전문성과 방법적 조절변수인 논문의 출처로 인한 효과를 보기 위해 정서노동과 직무관련 변수 간 관계를 분석하였다.

#### 서비스 전문성을 조절변수로한 분석

서비스 전문성에 따라 전문성을 요구하는 범주(고 전문성)와 전문성을 요구하지 않는 범주(저 전문성)로 나누어 조절효과를 분석한 것

을 표 2와 표 3에 제시하였다.

#### 표면행위

표면행위가 정서적 소진에 가지는 효과(고 전문성  $\bar{\rho}=.295$ ,  $\sigma_{\rho}^2=.018$ ; 저 전문성  $\bar{\rho}=.412$ ,  $\sigma_{\rho}^2=.005$ )와 비인격화에 가지는 효과(고 전문성  $\bar{\rho}=.272$ ,  $\sigma_{\rho}^2=.024$ ; 저 전문성  $\bar{\rho}=.330$ ,  $\sigma_{\rho}^2=.020$ )는 전문성 수준에 따라 모진상관 추정치가 차이가 나고 진상관 분산이 약간 감소하거나 유지되었다. 확신구간을 보면 전문성 수준별로 일반화 가능한 정적효과를 보였다. 가설에서와 같이 고 전문성 직종에서 작은 효과 크기를 보이며, 저 전문성 직종에서 큰 효과 크기를 보이므로 가설 5-1은 이 부분에서 유지되었다. 그러나 개인성취감의 감소에서는 전문성 수준에 따라 모진상관 추정치에 차이가 있고, 진상관 분산이 1차분석시에 비해서 감소했으나 확신구간이 0을 포함하므로 각 전문성 수준에서 일반화 가능한 효과크기가 없다. 따라서 서비스 전문성에 따른 조절변수 효과를 검증하기 어렵기 때문에 가설 5-1의 이 부분은 기각되었다.

이직의도에서는 전문성 수준에 따라 표면행위의 효과크기 차이가 있으나(가설과 방향이 반대) 비교적 연구 수효가 많은( $k=12$ ) 고 전문성 유형에서 일반화 가능한 효과크기가 없으며, 저 전문성 유형에서는 연구의 수효가 적어서 해석의 의미가 크지 않다. Borenstein 등 (2009)의 방법으로 분석했을 때는 고 전문성 유형에서 유의한 효과크기(.197)가 발견되나,  $Q$  값이 유의하지 않아서 유형 간에 효과크기가 차이 나지 않는다. 따라서 이직의도에서 조절변수 효과는 발생하지 않았다. 따라서 가설 5-3은 기각되었다.

표 2. 서비스 전문성 유형에 따른 정서노동과 직무관련 변수와의 관계-Hunter와 Schmidt(2004)의 방법 사용

변수	N	k	$\bar{r}$	$\bar{\rho}$	$\sigma_r^2$	$\sigma_e^2$	%VE	$\sigma_\rho^2$	CoI		CrI		조절 효과	
									Low	High	Low	High		
표면행위														
정서적 소진	유형①	3941	13	.247	.295	.022	.004	19.29	.018	.21	.38	.12	.47	√
	유형②	1568	6	.349	.412	.010	.004	42.59	.005	.33	.49	.32	.51	
비인격화	유형①	3587	12	.214	.272	.029	.005	16.96	.024	.18	.37	.07	.47	√
	유형②	1181	5	.259	.330	.026	.006	21.67	.020	.19	.47	.15	.51	
개인 성취감 감소	유형①	3007	9	-.001	-.005	.024	.005	20.36	.019	-.10	.09	-.18	.17	X
	유형②	1336	5	.130	.164	.024	.006	22.83	.019	.03	.30	-.01	.34	
이직의도	유형①	3331	12	.204	.260	.056	.005	8.96	.051	.16	.36	-.03	.55	X
	유형②	1291	4	.186	.221	.003	.004	159.70	0	.17	.27	.22	.22	
직무만족	유형①	3801	12	-.145	-.178	.057	.004	7.50	.053	-.31	-.04	-.47	.12	√
	유형②	1232	5	-.403	-.502	.068	.004	5.83	.064	-.73	-.27	-.83	-.18	
내면행위														
정서적 소진	유형①	3783	12	-.114	-.133	.030	.004	14.73	.025	-.23	-.03	-.34	.07	√
	유형②	1568	6	-.253	-.298	.013	.005	34.63	.009	-.39	-.21	-.42	-.18	
비인격화	유형①	3429	11	-.140	-.169	.019	.005	24.55	.014	-.25	-.09	-.32	-.02	√
	유형②	1181	5	-.262	-.334	.048	.005	11.52	.042	-.53	-.14	-.60	-.07	
개인 성취감 감소	유형①	2849	8	-.250	-.313	.116	.004	3.21	.112	-.55	-.08	-.74	.12	X
	유형②	1336	5	-.302	-.369	.014	.005	32.11	.010	-.47	-.26	-.50	-.24	
이직의도	유형①	3331	12	.032	.053	.129	.005	4.11	.124	-.15	.26	-.40	.50	X
	유형②	1291	4	-.154	-.180	.003	.004	154.21	0	-.23	-.13	-.18	-.18	
직무만족	유형①	3801	12	.332	.394	.062	.004	5.71	.058	.25	.53	.08	.70	√
	유형②	1232	5	-.059	-.093	.257	.006	2.22	.251	-.54	.35	-.73	.55	

주. N = 총 사례 수, k = 개별 연구 수,  $\bar{r}$  = 표본크기를 가중치로 하여 계산된 관찰상관 평균치, 유형①: 고 전문성, 유형②: 저 전문성,  $\bar{\rho}$  = 모진상관 추정치,  $\sigma_r^2$  = 수정된 관찰상관의 분산,  $\sigma_e^2$  = 수정된 상관의 분산에 포함된 오류분산, %VE = 오류분산이 수정된 상관의 분산에서 차지하는 비율,  $\sigma_\rho^2$  = 진상관들의 분산, CoI = 95% 신뢰구간 (Confidence Interval), CrI = 80% 확신구간(Credibility Interval), √ = 조절변수로 판단, X = 조절변수가 아님.

직무만족에서는 전문성 수준에 따라 가설과 일치하는 방향으로 표면행위의 효과크기 차이가 있고(저 전문성 수준에서 효과크기가 클 것임) 각 수준의 진상관 분산이 1차 분석시보

다 작으므로 적절한 조절변수가 될 수 있다. 확신구간을 보면 고 전문성 집단에서는 일반화 가능한 효과가 없고, 저 전문성 집단에서 일반화 가능한 부적효과가 있다. Borenstein 등

(2009)의 방법으로 분석했을 때도 저 전문성 유형에서만 유의한 효과크기가 나타났다 (-.348). 따라서 가설 5-5는 지지되었다. 또한 조직몰입에서 저 전문성에 해당하는 개별연구의 수가 한 개밖에 없어서 조절변수 효과를 분석할 수 없었다.

### 내면행위

내면행위와 정서적 소진과의 관계는 전문성 수준별로 모진상관 추정치가 차이 나고(방향은 가설과 반대), 진상관 분산이 1차 분석시와 동일하거나(고 전문성 집단) 현저한 감소가 있다(저 전문성 집단). 확산구간을 보면 고 전문성 집단에는 일반화 가능한 효과크기가 없고, 저 전문성 집단에만 일반화 가능한 부적효과가 있다. Borenstein 등(2009)의 방법으로 분석했을 때도 저 전문성 집단에 효과크기가 크게 나오면서 집단 간  $Q$ 값이 유의하여 차이가 나타난다. 즉, 전문성 수준은 조절변수로 볼 수 있으나 가설과 방향이 반대인 것은 설명의 필요가 있다.

내면행위와 비인격화의 관계는 전문성 수준별로 모진상관 추정치가 차이 나고(가설과 방향이 반대), 진상관 분산이 1차 분석시보다 현저하게 증가된 경우가 있다(저 전문성 집단). 그러나 두 유형 모두에서 일반화 가능한 효과크기가 있어서 해석 가능한 조절효과로 판단된다. 한편 가설과 방향이 반대인 것은 설명의 필요가 있다.

내면행위와 개인성취감 감소 간 관계 및 내면행위와 이직의도 간 관계는 두 가지 경우 모두에서 전문성 수준별로 모진상관 추정치가 차이 나지만(가설과 방향이 반대), 진상관 분산이 1차 분석시보다 증가 되었기에 적절한 조절변수가 아니다. Borenstein 등(2009)의 방법

으로 분석했을 때도  $Q$ 값이 유의하지 않아 조절변수 효과가 나타나지 않았다. 내면행위와 이직의도 간 관계는 전문성에 따라 모진상관 추정치에 차이가 있으나(가설과 방향이 반대) 비교적 연구수효가 많은 고 전문성 집단에서 진상관 분산이 크게 증가하고 일반화 가능한 효과크기가 없어서 적절한 조절변수가 아닌 것으로 판단하였다.

내면행위와 직무만족 간 관계는 전문성 수준별로 모진상관 추정치에 차이가 있고(가설과 일치) 연구수효가 많은 고 전문성 집단에서 진상관 분산이 1차 분석시보다 줄어서 일반화 가능한 효과크기가 보인다. 저 전문성 집단에서는 연구수효도 적고 일반화 가능한 효과크기도 없지만 전문성에 따른 집단구분이 어느 정도 되므로 조절변수로 판단하였다.

### 논문의 출처를 조절변수로 한 분석

#### 표면행위

표면행위가 정서적 소진(학술지  $\bar{\rho}=.378$ , 학위논문  $\bar{\rho}=.294$ )과 비인격화(학술지  $\bar{\rho}=.382$ , 학위논문  $\bar{\rho}=.221$ )에 가지는 효과크기는 학술지에 발표한 논문에서 클 것이라는 가설 6을 지지하는 결과가 나왔다. 조절변수 도입 전보다 진상관 분산이 증가 하였지만(학위논문 : 정서적 소진  $\sigma_{\rho}^2=.023$ , 비인격화  $\sigma_{\rho}^2=.025$ ), 그 양이 미미하여 별다른 차이가 없는 것으로 보고, 조절변수 효과가 있는 것으로 해석하였다. 그러나 개인성취감의 감소, 조직몰입, 그리고 직무만족에서는 확산구간에 0을 포함하여 일반화 가능한 효과크기가 없다. Borenstein 등(2009)의 방법으로 분석했을 때도  $Q$ 값이 유의하지 않아 조절변수 효과가 나타나지 않는다.

표 3. 서비스 전문성 유형에 따른 정서노동과 직무관련 변수와의 관계-Borenstein 등(2009)의 방법 사용

변수	K	효과크기	Q <sub>b</sub>	95%신뢰구간		조절 변수효과	
				하한값	상한값		
표 면 행 위							
정서적 소진	유형① 유형②	13 6	.255** .362**	3.512	.190 .270	.319 .447	X
비인격화	유형① 유형②	12 5	.208** .275**	.653	.118 .137	.295 .402	X
개인성취감 감소	유형① 유형②	9 5	-.018 .139*	4.118*	-.109 .017	.073 .257	√
이직의도	유형① 유형②	12 4	.197** .173	.040	.078 -.034	.310 .366	X
직무만족	유형① 유형②	12 5	-.105 -.348**	3.866*	-.239 -.523	.033 -.146	√
내 면 행 위							
정서적 소진	유형① 유형②	12 6	-.091* -.267**	5.744*	-.175 -.376	-.005 -.150	√
비인격화	유형① 유형②	11 5	-.141** -.287**	2.948	-.235 -.414	-.045 -.149	X
개인성취감 감소	유형① 유형②	8 5	-.196* -.304*	.515	-.374 -.509	-.003 -.066	X
이직의도	유형① 유형②	12 4	.041 -.095	.463	-.155 -.410	.234 .241	X
직무만족	유형① 유형②	12 5	.369** .063	2.930	.184 -.245	.529 .359	X

주. K=개별 연구 수, Q<sub>b</sub>=하위 범주 간 동질성 검증 통계량, √=조절변수로 판단, X=조절변수가 아님, 유형①: 고 전문성, 유형②: 저 전문성.

\*p<.05, \*\*p<.01

이직의도와와의 관계는 모진상관 추정치에서 차이를 보이지 않고, Borenstein 등(2009)의 방법으로 분석했을 때도 Q값이 유의하지 않아 조절변수 효과가 없는 것으로 나타났기 때문에 학술지 게재여부는 적절한 조절변수가 아닌 것으로 판단되었다.

표 4. 학술지 게재여부에 따른 정서노동과 직무관련 변수와의 관계-Hunter와 Schmidt(2004)의 방법 사용

변수	N	k	$\bar{r}$	$\bar{\rho}$	$\sigma_r^2$	$\sigma_e^2$	%VE	$\sigma_\rho^2$	CoI		CrI		조절 효과	
									Low	High	Low	High		
표 면 행 위														
정서적 소진	학술지	2753	11	.313	.388	.010	.005	49.72	.005	.32	.43	.30	.48	√
비인격화	학위논문	2976	9	.251	.294	.027	.004	13.54	.023	.19	.40	.10	.49	
개인 성취감 감소	학술지	2366	10	.291	.382	.014	.006	42.26	.008	.31	.45	.27	.50	√
이직 의도	학위논문	2622	8	.176	.221	.029	.004	14.85	.025	.10	.34	.02	.42	
직무 만족	학술지	2157	8	.085	.111	.033	.006	18.85	.026	-.01	.24	-.10	.32	X
조직 몰입	학위논문	2406	7	.026	.030	.035	.004	12.58	.030	-.11	.17	-.19	.25	
이직 의도	학술지	2269	9	.195	.248	.067	.006	8.28	.061	.08	.42	-.07	.57	X
직무 만족	학위논문	2353	7	.203	.249	.016	.004	24.97	.012	.15	.34	.11	.39	
이직 의도	학술지	2254	8	-.149	-.189	.131	.005	3.62	.127	-.48	.08	-.64	.27	X
직무 만족	학위논문	3316	11	-.206	-.258	.046	.004	9.61	.041	-.38	-.13	-.52	.00	
이직 의도	학술지	721	4	.177	.204	.070	.008	10.65	.063	-.06	.46	-.12	.52	X
직무 몰입	학위논문	714	3	.070	.091	.075	.007	8.82	.068	-.22	.40	-.24	.42	
내 면 행 위														
정서적 소진	학술지	2595	10	-.174	-.208	.033	.005	15.85	.028	-.32	-.09	-.42	.01	X
비인격화	학위논문	2976	9	-.142	-.167	.026	.004	15.34	.022	-.27	-.06	-.36	.02	
개인 성취감 감소	학술지	2208	9	-.151	-.185	.020	.006	29.28	.014	-.28	-.09	-.34	-.03	√
이직 의도	학위논문	2622	8	-.208	-.255	.042	.004	9.75	.038	-.40	-.11	-.51	-.00	
직무 만족	학술지	1999	7	-.170	-.216	.150	.005	3.46	.145	-.43	.01	-.70	.27	√
이직 의도	학위논문	2406	7	-.375	-.451	.014	.003	22.34	.011	-.54	-.36	-.59	-.32	
이직 의도	학술지	2269	9	.060	.095	.174	.006	3.34	.168	-.07	.26	-.43	.62	X
직무 만족	학위논문	2353	7	-.097	-.117	.016	.004	26.66	.012	-.21	-.02	-.25	.02	
이직 의도	학술지	2254	8	.070	.068	.194	.005	2.55	.189	-.24	.37	-.49	.62	√
직무 만족	학위논문	3316	11	.377	.450	.048	.003	7.25	.044	.32	.58	.18	.72	

주. N = 총 사례 수, k = 개별 연구 수,  $\bar{r}$  = 표본크기를 가중치로 하여 계산된 관찰상관 평균치,  $\bar{\rho}$  = 모진상관 추정치,  $\sigma_r^2$  = 수정된 관찰상관의 분산,  $\sigma_e^2$  = 수정된 상관의 분산에 포함된 오류분산, %VE = 오류분산이 수정된 상관의 분산에서 차지하는 비율,  $\sigma_\rho^2$  = 진상관들의 분산, CoI = 95% 신뢰구간(Confidence Interval), CrI = 80% 확신구간(Credibility Interval), √ = 조절변수로 판단, X = 조절변수가 아님.

표 5. 학술지 게재여부에 따른 정서노동과 직무관련 변수와의 관계-Borenstein 등(2009)의 방법 사용

변수	K	효과크기	$Q_b$	95%신뢰구간		조절 변수효과
				하한값	상한값	
표 면 행 위						
정서적 소진	11	.319**	.842	.245	.389	X
비인격화	9	.268**		.187	.346	
개인성취감 감소	10	.274**	1.550	.184	.360	X
	8	.189**		.088	.287	
이직의도	8	.067	.049	-.048	.181	X
	7	.048		-.073	.168	
직무만족	9	.199**	.033	.062	.329	X
	7	.180*		.025	.327	
조직몰입	8	-.125	.136	-.316	.076	X
	11	-.174*		-.334	-.004	
조직원몰입	4	.237	.530	-.042	.482	X
	3	.082		-.238	.385	
내 면 행 위						
정서적 소진	10	-.138**	.180	-.236	-.037	X
비인격화	9	-.169**		-.269	-.065	
개인성취감 감소	9	-.155*	1.276	-.267	-.038	X
	8	-.249**		-.360	-.131	
이직의도	7	-.143	3.252	-.327	.052	X
	7	-.378**		-.531	-.200	
직무만족	9	.108	1.973	-.105	.312	X
	7	-.122		-.348	.119	
조직원몰입	8	.126	3.689	-.115	.352	X
	11	.411**		.228	.567	

주. K=개별 연구 수,  $Q_b$ =하위 범주 간 동질성 검증 통계량, √=조절변수로 판단, X=조절변수가 아님.

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

**내면행위** 학위논문  $\bar{\rho} = -.255$ ) 조절변수 도입 후 진상관  
 내면행위와의 관계에서는, 비인격화에서 모 분산이 미미하게 증가하여(학위논문  $\sigma_{\rho}^2 = .038$ )  
 진상관 추정치의 차이가 있고(학술지  $\bar{\rho} = -.185$ , 조절변수 효과가 있는 것으로 해석하였다. 그

러나 가설과 다르게 학위논문에서 더 큰 효과 크기를 보였음은 설명할 필요가 있다. 정서적 소진과 이직의도의 경우 확신구간에 0을 포함하므로 일반화 가능한 효과크기가 없다. 또한 정서적 소진의 경우 Borenstein 등(2009)의 방법으로 분석했을 때  $Q$ 값이 유의하지 않아서 조절변수 효과의 분석도 의미가 없다.

내면행위와 개인 성취감 감소 및 직무만족의 관계는 학술지와 학위논문 간에 큰 차이가 있고(가설과 반대방향) 진상관 분산은 1차분석에 비해서 학술지에서는 증가하였고 학위논문에서는 감소하였다. 효과크기를 보면 학위논문에서는 일반화 가능한 효과크기가 있고, 학술지의 경우 확신구간에 0을 포함할 정도로 내면행위가 가지는 효과의 범위가 넓다. 그러나 적어도 학위논문에서의 효과가 크다는 것을 제시했다는 점에서 학술지/학위논문 구분은 의미 있는 조절변수로 판단된다. 그러나 가설과 달리 학술지가 아닌 학위논문에서 효과가 큰 것에는 설명이 필요하다. 내면행위와 이직의도와의 관계는 Hunter와 Schmidt(2004)의 방법과 Borenstein 등(2009)의 방법 모두에서 조절변수 효과가 없는 것으로 나타났다.

## 논 의

본 연구에서는 정서노동이 직무탈진, 이직의도, 직무만족과 조직몰입 변수들과 어떤 관계를 가지는지에 대해서 국내의 논문들을 중심으로 메타분석을 하였다. 분석 결과, 조절변수를 도입하기 전 정서노동과 전반적인 직무 관련 변수들은 대부분 가설을 지지하는 결과가 나왔다. 이는 정서노동이 표면행위와 내면행위로 분류되어 관련된 준거변수에 서로 다

른 관계로 효과를 가질 수 있음을 보여준다. 표면행위에서는 조직의 입장에서 바람직하지 않은 변수들인 직무탈진 변수 중 정서적 소진과 비인격화와는 정적으로 일반화 가능한 효과를 가지는 것으로 나타났고, 이직의도와도 일반화 가능한 정적 효과를 보인다.

반면 내면행위에서는 직무탈진 변수 중 비인격화와 일반화 가능한 부적 효과를 보여 조직의 입장에서 바람직하지 않은 변수는 내면행위와 부적 관계가 있음을 알 수 있다. 이에 비해 조직몰입과는 일반화 가능한 정적 효과 크기를 보이며 그 값이 표면행위에서보다 더 커서 내면행위는 조직의 입장에서 바람직한 변수와 관련이 있음을 알 수 있다.

직무탈진의 세 요소인 정서적 소진과 비인격화, 개인 성취감의 감소의 결과를 보면 개인성취감의 감소에서만 모진상관 추정치가 일반화되지 못했다. 이는 개인성취감 감소가 직무탈진의 구성개념으로서 충분하지 않았기 때문인 것으로 보인다. 본 연구에서는 일부 개별연구들에서 개인 성취감을 척도로 표기한 경우 이를 역문항으로 바꾸어 메타분석에 사용하였다. 개인 성취감의 감소는 개인 성취감의 역문항이기 때문에 척도로써 적절하지 않고 오히려 직무열의의 하위 요소로 들어가는 것이 적합하다는 주장이 있는데(이량, 김완석, 신강현, 2006), 다양한 연구들에서 쓰인 개인성취감의 감소와 개인성취감이 서로 다른 구성개념을 반영했기 때문에 효과크기가 일반화되지 않았을 수 있다. 이직의도는 표면행위와의 관계에서만 일반화 될 수 있는 정적인 효과크기를 보임으로써 표면행위시 직무탈진과 이직의도가 관계가 있음을 시사한다.

직무만족은 표면행위와 내면행위와의 관계 모두에서 효과크기가 일반화되지 못했다. 이

러한 결과는 개별연구들에서 측정된 직무만족이 8개 이상의 다양한 척도를 사용하여 구성 개념이 달라졌기 때문인 것으로 보인다. 따라서 향후 정서노동과 직무만족 간 관계에 대한 개별연구들에서 직무만족에 대한 상이한 조작적 정의가 조절효과를 가지는지 연구가 필요하다.

조직몰입은 내면행위와의 관계에서만 효과크기가 일반화 되었지만 다른 변수들에 비해 연구 수요가 적다. 현재까지 다른 변수들에 비해 정서노동과 조직몰입 간 관계에 대해 많은 연구가 이루어진 것은 아니기 때문에 추후 더 많은 연구들을 통해 정서노동과 조직몰입 간 관계를 심도 있게 파악할 필요가 있다.

본 논문에서는 정서노동과 직무관련 변수 간 일반화 가능한 효과가 발견되지 않은 경우(표 1에서 "일반화 가능한 효과" 0으로 표시) 조절변수로 구분될 수 있는 하위 범주들의 흔재를 가능한 이유로 보고, 오류분산이 75% 이하인 경우에 대해(일반화 가능한 효과가 나오지 않은 모든 경우) 모두 조절변수 효과를 검증하였다.

서비스 전문성에 따른 분류에서는 가설이 일부 유지되거나 다른 결과가 나왔다. 표면행위에서는 정서적 소진과 비인격화와의 관계에서 전문성을 크게 요구하지 않은 직종에서 효과크기가 큰 것으로 나왔다. 이는 표면행위를 할 때 전문적이지 않은 직업군일수록 직무탈진을 더 경험하는 것을 나타낸다. 즉, 낮은 전문성으로 인해 서비스직 종사자가 고객과 깊은 관계를 맺지 못하는 상황이 자신의 정서노동 전략을 개선할 기회를 갖지 못하게 하여 표면행위의 부적인 효과를 증폭시키는 것으로 해석할 수 있다. 내면행위에서는 직무탈진 변수 중 정서적 소진과 비인격화와의 관계에서

조절변수 효과가 나타났는데, 가설과 달리 전문성을 요구하지 않는 직종에서 부적인 효과크기가 더 크게 나왔다. 전문적이지 않은 직업군에서 내면행위를 정서노동의 전략으로 삼았을 때 직무탈진과 반대되는 효과를 경험하는 것이다. 따라서 정서노동 전략은 전문성을 요구하지 않는 직종에서 어떠한 정서노동 전략을 선택하더라도 그 효과가 부각되는 것을 알 수 있다.

학술지에 게재된 논문은 정서적 소진과 비인격화에서 표면행위가 가지는 효과크기가 더 크게 나오고, 학위논문은 비인격화와 개인성취감의 감소, 그리고 직무만족에서 내면행위의 효과크기가 더 크게 나왔다. 효과크기가 큰 논문을 출간하는 경향성 때문에 이와 같은 가설을 도입하였는데, 특히 내면행위는 가설과 달리 학위논문에서 더 큰 효과크기가 나왔다. 이는 내면행위가 설문 응답시 진실한 감정을 반영해야 하기 때문에 발생하는 것으로 생각해볼 수 있다. 표면행위 자료에 비해서 내면행위 자료는 응답자가 자기를 돌아보고 응답할 기회가 많을 것이고 그에 따라 분산이 더 크고 전체 자료의 맥락에서 볼 때 이상치가 더 많이 발생할 것이다. 학술지에 게재해야 할 자료는 학술지 편집위원 심사를 거쳐야 하기 때문에 이상치를 엄격하게 제거하는 시도가 있을 수 있고 이것은 자료내 점수의 범위를 축소시켜 효과(상관)의 크기를 감소시키는 결과를 가져올 수 있다. 따라서 메타분석에 포함되는 개별연구 차원에서 보면 그러한 시도가 없는 학위논문들에서 상대적으로 큰 효과가 발견될 가능성이 있다.

본 연구의 결과와 서구의 메타분석 결과에 대한 비교를 표 6에 제시하였다. 비교의 준거가 된 Hülshager와 Schewe(2011)의 연구는 정서

표 6. 본 연구와 서구 연구 결과와의 비교

	표면행위		내면행위	
	$\bar{\rho}$	$N(k)$	$\bar{\rho}$	$N(k)$
정서적소진				
한국	.337	5,729(20)	-.185	5,571(19)
서구	.439	11,913(47)	.088	9,849(38)
비인격화				
한국	.294	4,988(18)	-.223	4,830(17)
서구	.481	3,056(15)	.051	3,056(15)
개인성취감감소				
한국	.066	4,563(15)	-.349	4,405(14)
서구	-.095	2,778(12)	.269	4,937(12)
직무만족				
한국	-.229	5,570(19)	.294	5,570(19)
서구	-.327	8,672(30)	.054	6,802(21)
조직몰입				
한국	.150	1,435(7)	.428	1,435(7)
서구	-.310	3,228(18)	.088	4,729(14)

주.  $N$ =표본 수,  $k$ =개별 연구 수.

노동을 표면행위와 내면행위로 구분하여 메타 분석한 최근의 연구이다. 표면행위와 직무탈진 변수, 직무만족, 그리고 조직몰입 간의 관계는 모두 서구연구에서 효과크기가 더 크며 대부분 부정적인 결과를 야기한다고 볼 수 있다. 개인성취감의 감소와는 서구연구에서 상관의 방향이 반대로 나왔지만 한국과 서구에서 매우 낮은 효과크기가 나와서 큰 차이는 없는 것으로 보인다. 조직몰입의 경우에도 한국과 서구의 연구에서 표면행위의 효과크기의 방향이 다르지만 본 연구에서 조직 몰입의 메타분석에 포함된 연구의 수(7개)가 적고 일반화 가능한 효과크기가 없는 것으로 나타나 비

교를 하기 어렵다.

내면행위에서 한국의 경우 직무탈진 변수와의 관계는 긍정적인 결과를 보이는데 비해 서구의 연구는 여전히 효과크기의 방향이 정적이어서 조직에 부정적인 결과를 가진다. 즉, 한국에서는 내면행위가 근로자의 정서적 소진을 감소시킬 수 있지만 서구에서는 여전히 소진을 유발시킬 수 있는 것이다. 직무만족과 조직몰입 변수에서 또한 서구의 연구 결과에 비해 한국의 경우 내면행위가 큰 효과크기를 보인다. 이러한 차이는 개인주의와 집단주의 문화차이를 반영하는 것으로 볼 수 있다. 집단주의 문화에서는 조직 구성원들은 공정하지

않은 정책, 상사의 독단적 리더십 성향 등을 자신들이 속한 직무그룹이 받아들인다면 그 대로 인내하는 경향을 보인다(Hui, Yee, & Eastman, 1995). 이처럼 집단적으로 요구되는 직무가 내면행위라면 그에 맞춰서 긍정적인 정서를 발달시키는 결과가 나타날 것이다. 반면에 서구에서 내면행위가 조직몰입에 낮은 효과크기를 가지는 것은 개인주의 문화로 설명할 수 있다. 서양에서는 업무에 대한 자율성이 높을수록 조직몰입이 증가하는 것으로 나타났는데(Near, 1989; Shin, 2004), 서구에서 조직 구성원이 내면행위를 한다는 것은 정서 표현 규칙이 근로자의 정서에 대한 자율성을 침해한 것이라고 할 수 있다. 따라서 서구에서 직무만족과 조직몰입에 대한 효과크기가 매우 낮게 나타난 것으로 볼 수 있다.

본 연구결과의 시사점은 다음과 같다.

첫째, 정서노동 분야에서 수행된 연구들을 국내에서 처음으로 메타분석 하여, 표면행위는 조직 입장에서 부정적인 결과를 가지고 내면행위는 긍정적인 결과를 가진다는 것을 확인하였다. 정서노동에 대해서는 아직까지 부정적인 인식이 강하지만, 조직의 관점에서 종업원들이 표면행위가 아닌 내면행위를 하도록 독려한다면 종업원들의 직무탈진과 이직의도를 방지하고 직무만족과 조직몰입을 기대할 수 있을 것이다.

또한 정서노동과 직무관련 변수 간 관계를 조절하는 변수로 서비스 전문성과 학술지 게재 여부를 발견하였다. 서비스업 종사원들에게 질 높은 서비스를 제공할 수 있는 전문적 지식 및 기술은 매우 중요하다. 본 연구에서 서비스 전문성이 정서노동에서 직무탈진에 영향을 미치는 요인으로 밝혀짐으로써 종업원에 대한 서비스 교육과 지식 제공의 중요성이 더

욱 강화되어야 한다는 것을 알 수 있었다. 그리고 학위논문보다 학술지에 논문을 게재할 때 연구자가 보다 엄격하게 극단적인 자료를 제외시킬 수 있음을 추론해 볼 수 있다.

둘째, 본 연구와 서구에서의 메타분석 결과를 비교했을 때 한국에서는 정서노동 전략에 따라 직무탈진 변수와 직무만족에 대한 효과크기나 방향이 크게 달라지는 것을 발견할 수 있었다. 표면행위는 직무탈진 변수와 직무만족, 조직몰입에 대하여 모두 서구연구에서 효과크기가 더 크며 대부분 부정적인 결과를 야기하였고, 내면행위는 한국의 경우 직무탈진을 감소시키는 효과를 보이는데 비해 서구의 경우 여전히 효과크기의 방향이 정적이어서 조직에 부정적인 결과를 가진다. 또한 직무만족과 조직몰입에 대하여, 서구에 비해 한국의 경우 큰 효과크기를 보인다. 이러한 차이는 개인주의와 집단주의 문화차이를 반영하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구에서는 몇 가지 제한점을 가지고 있다. 이에 대해 논의하고 향후 연구 방향을 제시하고자 한다.

첫째, 정서노동은 최근 산업 전반에 걸쳐 주목받고 있는 주제이지만, 아직까지 많은 연구들이 축적된 분야는 아니기 때문에 연구결과를 일반화하는데 한계가 있을 수 있다.

둘째, 향후 연구에서는 메타분석에 포함된 개별 연구들에서 관련 변수의 조작적 정의의 조절효과를 파악할 필요가 있다. 정서노동과 직무만족 간 관계를 다룬 개별연구들의 설문지 구성을 살펴본 결과, 직무만족의 경우 산업 및 조직심리학 분야에서 오랜 시간동안 다루어져 온 변수인 만큼 매우 다양한 조작적 정의들에 의해 설문지가 구성된 것을 발견할 수 있었다. 즉, 전반적 직무나 직장

에 대한 만족을 측정하는 연구도 있었고, 몇 가지 하위 요소로 나누어 직무만족을 측정하거나, 심리적 만족 또는 능력개발에만 초점을 맞추어 직무만족을 측정하는 연구도 있었는데, 이렇게 각 연구마다 상이한 척도를 사용하였기 때문에 구성개념이 달라져서 동일한 개념을 측정했다고 하더라도 결과가 달리 나올 수 있다.

셋째, 메타분석에 포함될 연구를 수집하는 과정에서 많은 연구들이 누락되었다. 예를 들어, 본 연구에서 정서노동의 경우에는 구성개념을 명확히 측정하기 위해 Hochschild(1979, 1983)의 척도에 기반하여 정서노동을 표면행위와 내면행위의 두 가지로만 분류한 연구로 대상을 한정하였는데, 이러한 기준으로 인해 정서노동의 개념에 자발적 행위나 감정일탈 등 다른 요인이 추가된 연구는 제외되었다. 향후 연구에서는 더욱 많은 연구들을 포함한 확장된 연구가 필요할 것이다.

넷째, 조절변수를 도입하기 위해 오류분산이 관찰상관의 분산에서 차지하는 비율을 보면 조직몰입 변수를 제외하고 대부분 20% 이하인 것을 알 수 있다. 개별연구들의 표본크기와 신뢰도 계수가 전반적으로 크기 때문에 이러한 경우 표집오차와 측정오차로 인한 분산이 적어서 오류분산이 작게 나온다. 본 메타분석에 포함된 모든 개별연구들에서 신뢰도 계수로 알파계수를 보고했는데, 이는 검사-재검사 신뢰도나 평정자 간 신뢰도에 비해 값이 큰 경향이 있다. 따라서 개별연구들에서 연구의 목적에 맞추어 다양한 신뢰도 계수를 보고한다면 메타분석에서 다른 결과를 보일 수도 있을 것이다.

## 참고문헌

- \* 표시된 논문은 메타분석에 포함된 논문임.
- \*권기남, 진병덕 (2011). 레크리에이션 지도자들의 감정노동이 직무소진 및 이직의도에 미치는 영향. 한국사회체육학회지, 46, 667-678.
- \*권미경 (2009). 항공사 콜센터 상담원의 감정노동과 사회적 지원이 소진에 미치는 영향 연구. 경기대학교 석사학위 논문.
- \*권혜진 (2008). 보육교사의 정서노동과 소진: 정서적 부조화의 매개효과에 대한 탐색. 인간발달연구, 15(4), 93-113.
- \*김광지 (2011). 호텔 식음료종사원의 감정노동이 직무소진에 미치는 영향: 고용형태의 조절효과를 중심으로. 외식경영연구, 14(4), 27-44.
- \*김남기 (2011). 영업사원의 지각된 감정노동 활동이 직무소진, 직무열의에 의한 이직의도와 고객지향성에 미치는 영향: 감정지능의 조절효과를 중심으로. 전북대학교 박사학위 논문.
- 김동배, 손의성 (2005). 한국노인의 우울 관련 변인에 관한 메타분석. 한국노년학, 25(4), 167-187.
- \*김동현 (2009). 호텔종사원의 감정노동이 소진 및 직무태도에 미치는 영향에 관한 연구: 서울소재 특1급 호텔 종사원을 중심으로. 안양대학교 석사학위 논문.
- 김민주 (1998). 호텔 종업원의 감정노동이 직무관련 태도에 미치는 영향. 관광학연구 21(2), 129-141.
- 김상표 (2007). 개인특성, 고객과의 상호작용 특성 그리고 관리기제가 감정노동 수행전략에 미치는 효과. 경영학연구. 36(2), 355-

- 384.
- \*김성근 (2011). 호텔직원의 감정노동이 조직몰입과 경력몰입에 미치는 영향. 경희대학교 석사학위 논문.
- \*김영미 (2012). 호텔종사자의 감정노동이 직무만족에 미치는 영향: 서비스 교육훈련의 조절효과를 중심으로. 세종대학교 석사학위 논문.
- \*김영조, 한주희 (2008). 서비스 직원의 감정노동 수행과 직무소진의 관계에 대한 연구. 조직과 인사관리연구, 32(3), 95-128.
- \*김원형, 신강현, 허창구, 이종현 (2007). 정서노동과 직무탈진: 자율성과 사회적 지지의 조절효과. 한국심리학회지: 건강, 12(4), 905-921.
- \*김현형 (2008). 호텔 종사원의 감정노동과 직무성과(조직몰입, 직무만족, 이직의도)의 상관관계 분석. 여행학연구, 29, 127-144.
- \*김현근 (2011). 직무요구-자원과 정서노동 간의 관계에서 자기 결정적 작업동기의 매개효과. 대구대학교 석사학위 논문.
- 김형섭 (2005). 호텔종사원의 직무스트레스, 직무만족, 조직몰입과 이직의도와의 관계에 대한 연구. 관광연구, 19(3), 203-225.
- \*나영선, 조성호, 이오준 (2011). 호텔 및 외식 기업 조리사의 감정노동, 감정부조화, 소진 및 이직 의도 간의 영향관계: 조리접점 서비스를 중심으로. *The Korean Journal of Culinary Research*, 17(3), 104-116.
- \*노혜미, 유태용, 신강현 (2007). 정서지능과 정서노동 전략이 직무관련 태도에 미치는 영향: 개인적 성취감의 매개효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 20(4), 529-550.
- \*문릉안 (2010). 서비스 접점 종사원의 감정노동이 직무소진에 미치는 영향에 관한 연구: 감성지능의 조절효과를 중심으로. 세종대학교 석사학위 논문.
- \*민하영 (2010). 유아교육기관 교사의 정서노동과 조직몰입: 집합주의 가치의 조절효과를 중심으로. 아동학회지, 31(5), 17-30.
- \*박설희 (2010). 호텔조리종사원의 고용형태가 감정노동, 직무만족, 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구. 동의대학교 석사학위 논문.
- 박형인, 남숙경, 양은주 (2011). 직무소진과 직무태도 및 이직의도와의 관계: 메타분석적 문헌고찰. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 24(3), 457-491.
- \*손해경, 손대현 (2009). 호텔 근무자들의 직무수행에서 정서변인, 소진, 직무만족과의 관계 연구. 관광학연구, 33(4), 273-295.
- \*양승범, 송민혜 (2010). 한국 지방공무원의 감정노동에 관한 연구. 한국지방자치학회보, 22(3), 219-236.
- \*안대회, 박종철 (2009). 호텔종사원의 감정노동에 따른 감정부조화가 소진 및 이직의도에 미치는 영향. 한국콘텐츠학회논문지, 9(9), 335-345.
- \*안현모 (2011). 카지노 종사원의 감정노동에 따른 감정부조화가 직무만족에 미치는 영향. 호텔관광연구, 13(4), 242-254.
- 오인수, 김광현, Todd, C. D., 황종오, 유태용, 박영아, 박량희 (2007). 직무만족, 조직몰입, 성과, 이직의도 간의 관련성: 문헌고찰 및 메타분석. 인사·조직연구, 15(4), 43-86.
- \*윤은주, 조병무 (2011). PCO 종사자의 정서노동이 조직몰입에 미치는 영향. 컨벤션연구, 11(2), 53-72.
- \*이다원, 이선희 (2011). 정서노동 전략과 상태

- 정서가 직무탈진과 이직의도에 미치는 영향: 금융 서비스업 종사자들을 대상으로. *인간연구*, 21, 111-139.
- \*이동명, 김강식, 김수련 (2007). 정서노동과 소진의 관계에서 정서부조화의 매개효과. *조직과 인사 관리연구*, 31(3), 133-155.
- \*이 랑, 김완석, 신강현 (2006). 직무탈진과 직무열의 의 요구-자원모델에서 정서노동전략의 역할: 콜센터 상담원을 대상으로. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 19(4), 573-596.
- \*이선령 (2008). 외식서비스 종사원의 감정노동이 소진과 직무만족도에 미치는 영향. *경희대학교 석사학위논문*.
- \*이순조 (2011). 미용서비스업 종사자의 개인특성 및 정서노동 전략과 직무만족의 관계 연구. *건국대학교 석사학위 논문*.
- \*이영수, 장종화, 문애은 (2011). 치과 의료기관 종 사자의 감정노동과 직무스트레스가 직무만족에 미치는 영향. *한국치위생학회지*, 11(5).
- \*이정탁, 김현철 (2011). 감정노동, 직무스트레스, 직무소진, 이직의도 간의 구조적 관계: 패밀리 레스토랑 대면접촉 종업원을 중심으로. *관광레저연구*, 23(3), 299-317.
- 이주일, 민경환 (1999). 정서적 노동이 체험정서, 표현정서 및 양자간의 불일치에 미치는 효과. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 13(2), 149-171.
- \*이진화 (2007). 보육교사의 정서노동과 개인 및 기관의 정서변인, 직무만족도, 소진과의 관계. *이화여자대학교 박사학위 논문*.
- \*이청옥 (2009). 오픈주방 종사원의 감정노동이 정서적 고갈과 조직유효성에 미치는 영향. *경기대학교 석사학위 논문*.
- \*이현웅 (2011). 정서지능과 감정노동이 직무소진 및 이직의도에 미치는 영향: HRD담당자를 위한 함의를 중심으로. *HRD연구*, 13(4), 171-192.
- \*이현웅, 이 향, 김준환 (2010). 감성지능 및 감정노동이 백화점 판매원의 고객지향성과 판매성과에 미치는 영향. *유통경영학회지*, 13(4), 97-117.
- \*임지윤 (2011). 교사의 정서노동과 정서조절이 직무스트레스, 소진 및 교사효능감에 미치는 영향. *성균관대학교 석사학위 논문*.
- \*장문로 (2011). 대형마트 종업원의 감정노동이 직무만족에 미치는 영향 및 직무특성의 조절효과. *영남대학교 석사학위 논문*.
- \*장재규 (2011). 감정노동의 역동성에 관한 연구. *고려대학교 박사학위 논문*.
- 정명숙, 김광점 (2006). 감정노동과 상사의 감성지능이 간호사의 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향. *한국병원경영학회지*, 11(4), 1-18.
- \*정문귀 (2011). 금융권 종사자의 감정노동이 조직 유효성에 미치는 영향에 관한 연구: 상사의 리더십 유형에 따른 조절효과를 중심으로. *고려대학교 석사학위 논문*.
- \*조장우 (2008). 항공사 객실승무원의 정서노동, 서번트리더십, 직무태도에 관한 연구. *한국항공대학교 석사학위 논문*.
- \*최우성 (2009). 콜센터 상담원의 이직의도 선행요인 및 직무탈진과 정서노동의 전후관계 확인. *대구대학교 석사학위 논문*.
- \*탁진국, 노길광, 이은경 (2009). 보육교사의 정서노동유형에 관한 연구. *한국심리학회지: 여성*, 14(4), 569-589.
- \*허광무, 김영현 (2010). 카지노 종사원의 감정노동과 직무태도 간 관계에 관한 연구:

- 조직지원의 조절효과를 중심으로. *Tourism Research*, 30, 81-100.
- \*허지혜 (2011). 감정노동에서 직무소진의 효과에 대한 연구: 자기효능감과 지각된 팀 지원의 조절효과를 중심으로. 한양대학교 석사학위 논문.
- \*홍선희 (2011). 정서조절 책략과 직무소진 및 직무만족의 관계: 정서지능의 조절효과와 상대적 정서의 매개효과. 중앙대학교 박사학위 논문.
- Anderson, S., & Williams, L. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, 17(3), 601-617.
- Ashforth, B. E., & Humphrey, R. H. (1993). Emotional labor in service roles: The influence of identity. *Academy of Management Review*, 19(1), 88-115.
- Bono, J. E., & Vey, M. A. (2005). Toward understanding emotional management at work: A quantitative review of emotional labor research. In C. E. Hartel, W. J. Zerbe, & N. M. Ashkanasy(Eds.). *Emotions in organizational behavior* (pp.213-233). NJ: Erlbaum Publishers.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2005). [Computer Software]. Comprehensive Meta-analysis Version 2, Biostat, Englewood NJ.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2009). *introduction to meta-analysis*. Chichester, West Sussex, U.K; Hoboken.
- Bradley, H. B. (1969). Community-based treatment for young adult offenders. *Crime and Delinquency*, 15, 359-370.
- Brotheridge, C. M., & Grandey, A. A. (2002). Emotional labor and burnout: Comparing two perspectives of "people work". *Journal of Vocational Behavior*, 60, 17-39.
- Brotheridge, C. M., & Lee, R. T. (2002). Testing a conservation of resources model of the dynamics of emotional labor. *Journal of Occupational and Organizational Health Psychology*, 7, 55-67.
- Chau, S. L., Dahling, J. J., Levy, P. E., & Diefendorff, J. M. (2009). A predictive study of emotional labor and turnover. *Journal of Organizational Behavior*, 30, 1151-1163.
- Chu, K. H-L. & Murrmann, S. K. (2006). Development and validation of the hospitality emotional labor and turnover. *Journal of Organizational Behavior*, 30, 1151-1163.
- Clark, M. S., Pataki, S. P., & Carver, V. H. (1996). Some thoughts and findings on self-presentation of emotions in relationship. In G. J. O. Fletcher & J. Fitness(Eds), *Knowledge structures in close relationships: A social psychological approach*, (pp.247-274). NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cordes, C. L, Dougherty, T. W. (1993). A review and an integration of research on job burnout. *Academy of Management Review*, 18, 621-656.
- De Dreu, C. K. W., Weingart, L, R., & Kwon, S. (2000). Influence of social motives on integrative negotiation: A meta-analytic review and test of two theories. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 889-905.
- Deery, M. A., & Iverson, R. D. (1996). Enhancing productivity: Intervention strategies for

- employee turnover, in Johns, N. (Ed), *Productivity Management in Hospitality and Tourism*. London: Cassell.
- Diefendorff, J. M., Croyle, R. H & Gosserand, R. H. (2005). The dimensionality and antecedents of emotional labor strategies. *Journal of Vocational Behavior, 66*, 339-357.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues, 30*, 159-165.
- Grandey, A. A. (2000). Emotion regulation in the workplace: A new way to conceptualize emotional labor. *Journal of Occupational Health Psychology, 5*(1), 95-110.
- Grandey, A. A. (2003). When "The show must go on": Surface acting and deep acting as determinants of emotional exhaustion and peer-rated service delivery. *Academy of Management Journal, 46*(1), 86-96.
- Grandey, A. A., Fisk, G. M., & Steiner, D. D. (2005). Must "service with a smile" be stressful? The moderating role of personal control for U.S. and French employees. *Journal of Applied Psychology, 90*(5), 893-904.
- Harker, L. A., & Keltner, D. (2001). Expressions of Positive in Women's College Yearbook Pictures and Their Relationship to Personality and Life Outcomes Across Adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology, 80*(1), 112-124.
- Harmon, P. & King, D. (1985). *Expert systems*. NY: Wiley.
- Herling, R. E. (1998). Expertise: The Development of an Operational Definition for Human Resource Development, In R. J. Torrance (Ed), *Academy of Human Resource Development*. (pp. 715-722). LA: AHRD.
- Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). *Statistical Methods for meta-analysis*. Orlando: Academic press.
- Hochschild, A. R. (1979). Emotion work, feeling rules and social structure. *American Journal of Sociology, 85*, 55-575.
- Hochschild, A. R. (1983). *The Managed Heart: Commercialization of Human Feeling*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Hom, P. W. (2011). Organizational exit. In S. Zedeck (Ed.), *APA Handbook of industrial and organizational psychology* (vol. 2, pp. 325-375). Washington, DC: American Psychological Association.
- Hrebiniak, L. G., & Alutto, J. A. (1972). Personal and role-related factors in the development of organizational commitment. *Administrative Science Quarterly, 17*(4), 555-573.
- Hui, C. H., Yee, C., & Eastman, K. L. (1995). The relationship between individualism-collectivism and job satisfaction. *Applied Psychology: An International Review, 44*, 276-282.
- Hülsheger, U. R., & Schewe, A. F. (2011). On the costs and benefits of emotional labor: a meta-analysis of three decades of research. *Journal of Occupational Health Psychology, 16*(3), 361-389.
- Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (2004). *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings* (2nd ed.). CA: Sage publication.
- Judge, T. A., Colbert, A. E., & Ilies, R. (2004). Intelligence and leadership: A quantitative

- review and test of theoretical propositions. *Journal of Applied Psychology*, 89, 542-552.
- Kish-Gephart, J. J., Harrison, D. A., & Trevino, L. K. (2010). Bad apples, bad cases, and bad barrels: Meta-analytic evidence about sources of unethical decisions at work. *Journal of Applied Psychology*, 95, 1-31.
- Koch, J., & Steers, R. (1978). Job attachment, satisfaction, and turnover among public sector employees. *Journal of Vocational Behavior*, 12(1), 119-128.
- Kochevar, L. K. (1994). *Generativity of Expertise*. Doctoral dissertation, University of Minnesota: Minnesota. USA.
- Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1996). A meta-analytic examination of the correlates of the three dimensions of job burnout. *Journal of Applied Psychology*, 81(2), 123-133.
- Locke, E. A. (1973). Satisfiers & Dissatisfiers among white collar & blue collar employees, *Journal of Applied Psychology*, 58, 67-76.
- Locke, E. A. (1976). *The Nature and Causes of Job Satisfaction in Dunnette(Ed), Handbook of Industrial & Organizational Psychology* (pp. 1297-1349). Chicago: Rand McNally.
- Mackenzie, S. B., Podsakoff, P. M., & Paine, J. E. (1998). Effects of organizational citizenship behaviors and productivity on evaluations of performance at different hierarchical levels in sales organizations. *Journal of the Academy Marketing Science*, 27, 396-410.
- Maslach, C. (1982). Understanding burnout. In Paine, W. S. (Ed.), *Job Stress and Burnout*. CA: Sage Publication.
- Meyer, J. P., & Allen, N. A. (1991). A three-component Conceptualization of Organizational Commitment, *Human Resources Management Review*, 1(1), 61-89.
- Meyer, J. P., & Allen, N. A. (1997). *Commitment in the workplace: Theory, research, and application*. CA: Sage Publishing, Inc.
- Morris, J. A., & Feldman, D. C. (1996). The dimensions, antecedents, and consequences of emotional labor. *Academy of Management Review*, 21(4), 986-1010.
- Morris, J. A., & Feldman, D. C. (1997). Managing emotions in the workplace. *Journal of Managerial Issues*, 9(3), 257-274.
- Mobley, W. H. (1982). Some underworked questions in turnover and withdrawal research. *Academy of Management Review*, 7(1), 111-116.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Dubin, R. (1974). Unit performance, situational factors, and group attitudes in spatially separated work groups. *Organizational Behavior and Human Performance*, 12, 231-48.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Steers, R. M. (1982). *Employee-Organization Linkages*, NY: Academic Press.
- Mullen, B. (1989). *Advanced basic meta-analysis*. NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Near, J. P. (1989). Organizational Commitment among Japanese and US Workers, *Organization Studies*, 10, 281-300.
- Netemeyer, R. G., Bowles, J. S., Mackee, D. O., & McMurrian, R. (1997). An investigation into the antecedents of organizational citizenship behaviors in a personal selling context. *Journal of Marketing*, 61, 85-98.
- Oh, I. S. (2006). CI & Meta tool-EF-RR

- 05-26-06-Final [Computer software], Iowa.
- Pizam, A., & Thornburg, S. W. (2000). Absenteeism and voluntary turnover on Central Florida hotels: a pilot study. *International Journal of Hospitality Management, 19*, 211-217.
- Pressey, A. D., & Mathews. B. P. (2000). Barriers to Relationship Marketing in Consumer Retailing. *The Journal of Service Marketing, 14*(3), 272-287.
- Price, J. L., & Mueller, C. W. (1981). A causal model of turnover for nurses. *Academy of Management Journal, 24*, 543-565.
- Rafaeli, A., & Sutton, R. I. (1987). Expression of emotion as part of the work role. *Academy of Management Review, 12*, 23-37.
- Rafaeli, A., & Sutton, R. I. (1989). The expression of emotion in organizational life. *Research in Organizational Behavior, 11*, 1-43.
- Rubin, D. B. (1990). A new perspective on meta-analysis. In K. W. Wachter & M. L. Straf (Eds.), *The future of meta-analysis*. NY: Russell Sage.
- Rutter, D. R., & Fielding, P. J. (1988). Sources of Occupational Stress: An Examination of British Prison Officers. *Work and Stress, 2*(4), 291-299.
- Schmidt, F. L., & Le, H. A. (2003). Software for the Hunter-Schmidt meta-analysis methods. University of Iowa, Department of Management & Organization, Iowa City, IA. 42242.
- Sheldon, M. E. (1971). Investments and involvements as mechanisms producing commitment to the organization. *Administrative Science Quarterly, 16*(2), 143-150.
- Shin, M. (2004). Convergence and Divergence of Work Values among Chinese, Indonesian, and Korean Employees. *Management International Review, 44*(special issue), 105-129.
- Smith, P. C., Kendall, L. M., & Hulin, C. L. (1969). *Measurement of satisfaction in work and retirement*. IL: Rand Hill.
- Spector, P. E. (2004). *Industrial and Organizational Psychology: Research and Practice*(4th ed), NY: John Wiley.
- Steel, R. P., & Ovalle, N. K. (1984). A review and meta-analysis of research on the relationship between behavioral intentions and employee turnover. *Journal of Applied Psychology, 69*(4), 673-686.
- Steers, R. M. (1977). Antecedents and outcomes of organizational commitment. *Administrative Science Quarterly, 22*, 46-56.
- Sutton, R. (1991). Maintaining Norms about expressed emotions: The case of bill collectors. *Administrative Science Quarterly, 36*, 245-268.
- Swanson, R. A. & E. F. Holton. (2001). *Foundation of Human Resource Development*, CA: Berett-Koehler publishers Inc.
- Tolich, M. B. (1993). Alienating and liberating emotions at work: Supermarket clerks performance of customer service. *Journal of Contemporary Ethnography, 22*(3), 361-381.
- Totterdell, P., & Holman, D. (2003). Emotion regulation in customer service roles: Testing a model of emotional labor. *Journal of Occupational Health Psychology, 8*, 55-73.
- Vanmaanen, J., & G. Kunda. (1989). Real

- Feelings: Emotional Expressions and Organization Culture. In B. Staw and L. L. Cummings, (Eds.). *Research in Organization Behavior*, 11, 43-113. CT: JAI Press.
- Vroom, V. H. (1964). *Work and Motivation*. NY: Wiley.
- Wharton, A. S. (1993). The affective consequences of service work: Managing emotions on the job. *Work and Occupations*, 20(2), 205-232.
- Wharton, A. S., & Erickson, R. J. (1993). Managing emotions on the job at home: understanding the consequences of multiple emotional roles. *Academy of Management Review*, 18, 88-115.
- Wright, T. A., & Bonett D. G. (1997). The contribution of burnout to work performance. *Journal of Organizational Behavior*, 18(5), 491-499.
- Wright, T. A., & Cropanzano, R. (1998). Emotional Exhaustion as a Predictor of Job Performance and Voluntary Turnover. *Journal of Applied Psychology*, 83(3), 486-493

1차 원고접수 : 2014. 05. 24

2차 원고접수 : 2014 11. 10

최종게재결정 : 2014 11. 14

## The Relationships between Emotional Labor and Job-related Variables: Meta-analysis

**Moon Sook Kim**

**Ye Sil Kim**

**Soonmook Lee**

Sungkyunkwan University

The purpose of this study is to meta-analyze the relationships between the emotional labor and job-related variables such as burnout, turnover intention, job satisfaction, and organizational commitment among Korean emotional workers. In total, there were 11835 employees from 43 studies that were meta-analyzed in the present study using Hunter and Schmidt(2004)'s and Borenstein et al.(2009)'s procedures. It was revealed that emotional labors, depending on whether they were surface acting or deep acting, have different relationships with criterion variables. That is, the surface acting was positively related with emotional exhaustion, depersonalization, and turnover intention. In contrast, the deep acting was negatively related with emotional depersonalization and positively related with organizational commitment. It was revealed that professionalism of service was a theoretical moderator and source of papers was a methodological moderator. Comparing with a meta-analytic study in Western literature, it was shown that deep acting strategy would bring desirable results to organizations in terms of the relationships between emotional labors and criterion variables such as burnout, job satisfaction, and organizational commitment. Lastly, implications and limitations of the study, and directions for future research were discussed.

*Key words : emotional labor, burnout, turnover intention, job satisfaction, meta-analysis*

