

직무소진과 직무태도 및 이직의도와의 관계: 메타분석적 문헌 고찰

박 형 인* 남 숙 경 양 은 주*

고려대학교 심리학과

본 연구는 국내 선행연구들에서 보고된 직무소진(정서적 소진, 비인격화, 개인 성취감의 감소)과 직무태도(직무만족, 조직몰입) 및 이직의도의 관련성을 메타분석을 통해 체계적으로 분석하였다. 분석을 위해 2010년까지 국내학술지에 발행된 총 42개의 연구들을 포함하였으며, Hunter와 Schmidt(2004)의 무선효과모형(random-effects model)을 적용한 메타분석을 실시하였다. 분석결과, 직무소진의 세 가지 하위개념인 정서적 소진, 비인격화, 그리고 개인 성취감의 감소가 직무만족과 조직몰입에 부적의 관계를 가지고 있는 것으로 나타나, 소진이 높을수록 직무만족도가 낮고 조직몰입이 어려운 것으로 나타났다. 또한 직무소진의 세 가지 하위개념은 이직의도와 정적인 관계를 가지고 있었으므로, 소진이 높을수록 근로자들의 이직의도가 높았다. 한편, 직무소진의 측정도구, 직무만족의 개념, 조직몰입의 측정도구, 그리고 직업군의 종류가 조절변수로 작용하고 있는 것으로 나타나, 이 변수들에 따라 직무소진과 직무태도 및 이직의도와의 관계에 차이가 있는 것으로 드러났다. 결과적으로 이들의 밀접한 상관관계를 통해, 소진이 개인의 건강 차원에서뿐 아니라 조직의 차원에서도 중요한 역할을 하는 요인임이 확인되었다. 이는, 소진의 예방을 통해 근로자 개인의 정신건강을 증진시키고, 조직과 직무에 대한 긍정적 사고와 정서를 함양시킬 수 있는 방안을 모색하는 기회를 마련할 수 있음을 의미한다.

주요어 : 직무소진, 직무태도, 직무만족, 조직몰입, 이직의도, 메타분석

* 박형인과 남숙경은 고려대학교 심리학과 BK21연구단, 양은주는 고려대학교 심리학과에 근무하고 있음.

† 교신저자 : 양은주, 고려대학교 심리학과, (136-701) 서울시 성북구 안암동, 02-3290-2865, yange@korea.ac.kr

직무소진(job burnout)은 근로자의 정신 건강과 신체 건강 등 직업 건강을 측정하는 데 있어 중요한 진단적인 역할을 한다. 일례로, 일부 북유럽 국가들에서는 직무소진이 의학증상으로 확립되었다(Schaufeli, Leiter, & Maslach, 2009). 또한 직무소진은, 직무태도(job attitude)나 이직의도(turnover intention) 등의 다른 요인들에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결과적으로 직무소진은 조직으로 하여금 비용을 지불하게 할 수 있다(Maslach, 1998). 따라서 서구 직업 건강 심리학 분야에서는 직무소진이 무척 인기 있는 연구 분야로 합의와 중요성이 강조되고 있다(Schaufeli et al., 2009). 특히, 직무소진이 직무태도 및 이직의도와 밀접한 관련이 있다고 알려져 있으며, 이와 관련하여 국외에서는 오래전부터 메타분석(meta-analysis)을 실시한 연구들이 출판되어 왔다(Lee & Ashforth, 1996; Schleicher & Hansen, 2011). 직무소진과 직무태도 및 이직의도와의 관계를 밝히는 것은, 근로자 개인의 직무소진을 예방하고 조직이 원하는 직무태도를 함양하는 데 중요한 역할을 할 것이다.

한편, 이와 같은 중요성과 합의를 바탕으로 국내 직업 인구를 대상으로 직무소진이 직무 및 조직 관련 태도와 가지는 관계에 대한 연구가 상당히 축적되어 있다. 하지만, 개별 연구마다 이들의 관계 양상이 다르게 나타나고 있으며, 소진과 직무만족의 경우 관찰 상관의 범위가 -.07부터(고종식, 황진수, 2010) -.66까지(김희경 등, 2005) 상당히 넓게 나타났다. 그럼에도 불구하고, 아직까지 이들 연구를 통합한 체계적인 분석이 이루어지지 않고 있으며, 특히, 각기 다른 연구들을 비교 분석하여 조절 변수를 찾아내려는 시도가 전무한 상태이다. 따라서 이전 연구 결과들을 종합하고 필요한

후속연구 분야를 제시해 주는 데 중요한 역할을 하는 메타분석의 필요성이 제시된다.

특히 국내 연구만을 바탕으로 한 메타분석이 필요한 이유는, 나라마다 독특한 사회문화적 환경으로 인하여, 같은 직종이라도 차별적인 직무환경이 존재할 수 있고, 이를 바탕으로 직무소진이 발전되는 양상이나 직무소진이 다른 변인들과 맺는 관계가 다를 수 있기 때문이다. 일례로, 나라마다 국민들이 일반적으로 기대하는 권력과의 거리(power distance)가 다르고, 권력과의 거리가 가깝다고 느끼는 나라에서는 그렇지 않은 나라에서보다 직무통제감과 직무소진과의 부적 관계가 더 높다는 메타분석 연구 결과가 있었다(Park, Baiden, Jacob, & Wagner, 2009). 이와 비슷하게, 국가별 개인주의(individualism)가 정서적 소진을 설명한다는 메타분석 연구결과도 있었다(Fischer & Boer, 2011). 또한, 네덜란드, 이스라엘, 캐나다, 미국, 대만 등의 근로자를 대상으로 영어로 출판된 논문들을 메타분석한 결과, 직무만족과 소진의 관계에 높은 표준편차가 존재하였고, 이는 각 나라마다 이들 관계의 진점수가 다를 수 있음을 시사한다(Park, Wagner, & Beehr, 2009). 그러므로 직무소진과 관련하여 국가별로 따로 연구를 하는 필요성이 인식되고, 이러한 맥락에서 국내 연구들을 중심으로 하는 메타분석이 요구된다.

이에, 본 연구는 국내 학술지에 발표된 직무소진과 직무태도 및 이직의도를 연구한 논문들을 중심으로 한국인의 직무소진과 직무태도 및 이직의도와의 관계를 메타분석하여 (1) 이 분야에 대한 잠정적 결론을 도출하고, (2) 앞으로의 연구 방향을 제시하고자 하였다. 직무태도로는 직무만족(job satisfaction)과 조직몰입(organizational commitment)을 포함하였으며,

직무소진은 세 가지 하위요인인 정서적 소진(emotional exhaustion), 비인격화(depersonalization), 개인 성취감의 감소(reduced personal accomplishment)로 정의하였다. 분석방법은 Hunter와 Schmidt(2004)의 무선효과 모형(random-effects model)을 사용하였다.

직무소진의 개념정의 및 측정방법

직무소진은, 학자에 따라 구체적인 하위 구성개념이 무엇인지에 대해서는 차이가 있으나, 일반적으로 만성적 직무 스트레스원(stressor)에 대한 긴장반응으로 정의된다(Maslach, 1998; Shirom, 2002). 직무소진이란 용어는 Freudenberger(1974)에 의해 학계에서 최초로 사용되었고(Shirom, 2002), 이에 대한 연구를 활성화시킨 것은 Maslach과 그녀의 동료들이었다. Maslach(1998)에 따르면, 직무소진은 정서적 소진, 비인격화, 그리고 개인 성취감 감소의 세 가지 차원으로 구성되어 있다. 이 중 정서적 소진은 정서적 자원이 고갈되고, 그 결과 정서적으로 과부하 상태를 경험하는 것을 의미하며, 비인격화는 다른 사람에 대한 부정적이고 무감각한 반응을 보이는 것을 나타낸다. 마지막으로 개인 성취감의 감소는 일에 있어서 비생산적이고 비효율적인 상태에 이르는 것을 말한다(Maslach, 1998).

1980년대 연구 초기에는 직무소진이 의료/서비스 관련 종사자들과 교사와 같은 대인 접촉이 많은 직종에 한정된 개념으로 간주되었으나, 이후 대인 접촉이 없는 일반직에서도 경험되는 현상으로 그 적용이 확대되었다(Maslach, 1998; Shirom, 2002). 이와 함께, 직무소진의 두 번째 하위개념인 비인격화는 냉소(cynicism)로 수정되었는데, 비인격화가 고객,

환자, 학생과 같은 서비스와 교육의 수혜자에 대한 무감각한 반응을 일컫는 것이라면, 냉소는 직무에 대한 무감각한 태도를 일컫는다(Maslach, 1998). 일군의 다른 학자들도 직무소진이 일반 직업군에도 적용될 수 있는 보편적 현상이라는 주장을 확고히 하였다(Demerouti, Bakker, Nachreiner, & Schaufeli, 2001).

Maslach이 직무소진의 연구에 많은 공헌을 했다는 사실은 확실하지만, 학자들이 모두 그녀의 주장에 동의하는 것은 아니다. 가장 중요한 불일치 중 하나는 직무소진에 대한 개념화이다. Maslach은 직무소진의 핵심 개념으로 정서적 소진을 포함시켰으나, Pines와 Shirom과 같은 학자들은 신체적 소진도 함께 포함시켜야 한다고 주장하였다(Shirom, 2002). Pines와 Aronson(1988)은 신체적, 정서적, 정신적 소진을 모두 직무소진에 포함시켰다. Shirom(2002) 역시 직무소진이 신체적 피로(physical fatigue)와 인지적 피곤(cognitive weariness)을 포함하는 개념이라고 정의한다. Demerouti와 동료들(2001)은 소진과 직무비관여(disengagement from work)의 두 가지 하위개념들로 직무소진을 정의하였다. 소진은 정서적 소진 뿐 아니라 신체적 소진과 인지적 소진을 포함한 개념이며, 직무비관여는 냉소와 비슷한 개념으로, 서비스 수혜자에 대한 태도를 나타내는 비인격화와는 구분되게, 일 자체에 대한 열정과 도전정신의 유무를 말한다(Demerouti, Bakker, Vardakou, & Kantas, 2003).

국내 직무소진 연구들 역시 직무소진의 하위 구성요인의 정의에 대한 불일치를 보인다(김성은, 2007; 김자옥, 김인숙, 2007; 박혜련, 박민선, 이빠라, 정선아, 2009; 이인희, 2010). 이러한 구성요인에 대한 정의의 차이는 직무소진의 측정도구에서 찾아볼 수 있다. 국내

문헌에서 사용된 직무소진의 측정도구는 주로 외국에서 개발된 세 가지 측정도구들에 기반하고 있다. 가장 대표적인 척도는 Maslach Burnout Inventory(MBI)로, 세 가지 구성개념을 독립적으로 사용하는 3요인 모형에 근거하여 개발된 척도이다. 국내에는 이에 기반한 여러 번역·수정판이 존재하나, 최초로 개발된 척도(Maslach & Jackson, 1981)와 일반직 종사자들을 대상으로 수정된 척도(신강현, 2003)가 가장 빈번하게 사용된다. 국내 직무소진 연구에서 사용되는 또 다른 측정도구는, Pines와 Aronson(1988)이 개발한 Burnout Measure(BM)로 이 척도는 앞서 언급한 소진의 세 가지 구성요인(정서적, 신체적, 인지적 소진)을 하나의 개념으로 측정하는 1요인 모형을 반영한다(Shirom, 2002). 마지막으로, Demerouti가 개발한 Oldenberg Burnout Inventory(OLBI)는 점차 국내 연구에서 사용되는 빈도가 증가하고 있는 척도로, 이 척도는 소진과 직무비관여로 이루어진 2요인 모형을 적용한다. 서비스/교육 분야의 종사자들을 대상으로 개발되었다가 이후에 척도가 수정된 MBI와는 달리, OLBI는 처음부터 모든 직종을 대상으로 개발되었다. 또한, 개인 성취감의 감소가 소진 자체보다는 개인 차이에 기인하는 소진의 결과 요인이라고(Cordes & Dougherty, 1993; Halbesleben & Demerouti, 2005) 보고 소진의 하위 개념에서 제외시켰다.

이와 같이 직무소진의 구성요인이 다르게 정의되고, 이를 반영하는 측정도구가 각기 다르다는 사실은, 직무소진의 구성개념에 따라 직무소진과 직무태도와의 관계가 달라질 수 있기 때문에 간과해서는 안 될 중요한 부분이다. 이와 같은 이유 때문에, 많은 기존 메타분석들은 직무소진의 측정도구를 조절변수로 사

용하였다(e.g., Halbesleben, 2006). 따라서 본 연구에서도 소진의 측정도구들을 조절변수들 중 하나로 조사하고자 한다.

직무태도

직무태도는 직무뿐 아니라 함께 일하는 동료와 상사, 나아가 조직에 대한 현직자들의 감정, 생각, 그리고 행동을 나타내는 광범위한 개념이다(Schleicher, Hansen, & Fox, 2011). 직무태도는 성과나 이직의도와 같이 기업과 조직에 중요한 요인들과 밀접하게 관련되어 있을 뿐 아니라(오인수 등, 2007), 직업 건강과 같이 근로자 개인에게 중요한 요인과의 밀접한 관련이 있다(Schleicher et al., 2011). 이와 같은 중요성을 바탕으로 국외에서는 직무태도에 대한 많은 메타분석이 존재하나, 국내에서는 아직까지 이에 대한 개별적 연구들만 이루어졌을 뿐 축적된 자료에 대한 메타분석은 활발하게 이루어 지지 못하고 있다. 직무태도에는 직무관여(job involvement), 직원성과몰입도(employee engagement), 조직지원인식(perceived organizational support) 등 여러 가지가 있으나, 직무태도 중 가장 대표적인 요인들은 직무만족과 조직몰입이다(Jex, 2002; Schleicher et al., 2011).

직무만족의 개념정의 및 측정방법

직무만족은 1920년대에 직무만족과 성과간의 관계에 대해 논의한 일련의 Hawthorne 연구 이후 수많은 학자들이 관심을 가져온 주제이다(Jex, 2002). 직무만족이란 직무가 개인의 직무관련 가치를 실현시켜 준다고 평가하는 데에서 기인한 긍정적인 정서 상태로(Lock, 1969, 1976), 인지적 평가와 정서적 상태 모두를 포함한다(Brief & Weiss, 2002).

직무만족은 다양한 방법과 도구를 사용하여 측정가능하다. 먼저, 구체적인 직무 구성요소들에 대한 만족을 구분해서 측정할 수 있다. 직무 구성요소들에 대한 만족을 기준으로 할 때 직무만족은 크게 내재적(intrinsic) 직무 만족과 외재적(extrinsic) 직무만족으로 구분 된다(Beehr, 1996). 내재적 직무만족은 업무 그 자체의 성격에 대한 현직자들의 평가이다. 즉, 업무가 흥미로운가, 도전적인가 등의 평가를 말한다. 외재적 직무만족은 구체적인 직업 환경 요인에 대한 만족을 말한다. 이에는 상사, 동료 등 인간관계와 승진, 보수 등 업무 조건에 대한 모든 요인들을 포함한다. 내재적 직무만족과 외재적 직무만족을 측정하는 도구들로는 Smith, Kendall, 그리고 Hulin(1969)이 개발한 Job Descriptive Index(JDI)나 Spector(1985)가 개발한 Job Satisfaction Survey(JSS) 등이 있다. 경우에 따라서는 내재적 직무만족과 외재적 직무만족을 구분해서 사용하는 경우도 있지만, 이들을 모두 합하여 여러 구성요소의 총화(overall composite)로써 직무만족을 측정하기도 한다.

직무만족을 측정하는 또 다른 방법은 요소들을 특별히 구별하지 않고, 전반적(global) 직무만족을 측정하는 것이다. 이러한 전반적인 직무만족의 측정도구로는 Brayfield와 Rothe(1951)가 개발한 Overall Job Satisfaction Scale(OJS), Ironson, Smith, Brannick, Gibson, 그리고 Paul(1989)이 개발한 Job in General Scale(JIG), 그리고 Michigan Organizational Assessment Questionnaire(Cammann, Fichman, Jenkins, & Klesh, 1979)의 일부인 직무만족 척도 등이 있다. 한편, Hackman과 Oldham(1975)이 개발한 Job Diagnostic Survey(JDS)는 개별적 직무 구성 요소들에 대한 다면적 직무만족과 전반적 직

무만족을 모두 측정한다.

이와 같이 다면적 직무만족과 전반적 직무만족을 구분하는 이유는 개별차원의 총화로 측정된 직무만족과 전반적 직무만족이 서로 다른 개념이기 때문이다. 이 두 개념은 각기 구분되는 선행요인 및 결과요인과 관련되어 있으며(Ironson et al., 1989), 직무만족의 하위 차원들과도 차별적인 관계를 갖는 것으로 나타났다(Highhouse & Becker, 1993). 이와 같은 연구 결과를 바탕으로, 최근 서구 메타분석 연구(e.g., Bowling, Eschleman, & Wang, 2010)에서는 전반적 직무만족과 다면적 직무만족을 구분하여 사용한다. 개별 연구의 경우에, 특별히 구체적인 직무 환경에 따른 직무만족에 관심이 있는 것이 아니라 결과로서의 직무만족에 관심이 있는 것이라면, 전반적 직무만족을 많이 사용하는 추세이다(e.g., Chung-Yan, 2010; Hammer, Kossek, Anger, Bodner, & Zimmerman, 2011).

조직몰입의 개념정의 및 측정방법

조직몰입에 대한 연구는 자발적 이직(voluntary turnover)의 원인을 이해하려는 시도에서부터 출발한다(Schleicher et al., 2011). 현업자의 이직은 신규 직원 채용과 훈련에 따른 비용을 들이게 하므로, 조직의 입장에서는 큰 문제이다. 특히 이직은 직무 자체의 문제가 아니라 조직과의 문제일 수 있기 때문에 조직의 입장에서는 더욱 민감한 문제이다. 그렇기 때문에 이직의 원인을 규명하기 위해 연구된 개념이 조직몰입이었고, 많은 연구들이 조직몰입의 감소가 이직이나 이직 의도로 연결된다는 것을 규명하였다(Schleicher et al., 2011).

국내외의 많은 메타분석 연구들이 보고하였듯이(오인수 등, 2007; Schleicher et al., 2011),

조직몰입과 직무만족은 서로 밀접하게 연관되어 있으면서도, 명확하게 구분되는 개념이다. 조직몰입에 대한 개념정의는 사회학자들인 Becker(1960)와 Kanter(1968)의 영향을 받은 Buchanan(1974)으로 거슬러 올라간다. 그는 조직몰입을 조직의 목표와 가치에 대한 개인의 정서적 애착이라고 정의하였다(Buchanan, 1974). 이와 유사하게, Mowday, Steers, 그리고 Porter(1979) 역시 조직몰입을 (1) 조직의 목표와 가치에 대한 강한 신념과 수용을 나타내고, (2) 조직을 위해 노력을 아끼지 않는 자세이며, (3) 조직의 구성원으로서 계속 남아있으려는 의지를 표현하는 태도라고 하였다. 이후 O'Reilly와 Chatman(1986)은 조직몰입이 조직에 대한 개인의 심리적 애착이라고 하였다. Meyer와 Allen(1991)은 조직몰입을 조직과 개인의 관계를 특징짓고, 조직의 구성원으로서 남아있으려는 결정을 내포하는 심리적 상태라고 하였다. 특히 이들은, 조직몰입이 정서적 몰입(affective commitment), 규범적 몰입(normative commitment), 그리고 지속적 몰입(continuance commitment)의 세 가지 하위개념들로 구성되어 있다고 주장하였다. 정서적 몰입은 조직에 대한 개인의 감정적 유대감을 말하고, 규범적 몰입은 조직에 남아있는 것이 옳은 일이라고 느끼는 당위성을 의미한다. 마지막으로 지속적 몰입은, 잠재적 대안과의 비교를 통한 몰입으로, 비용과 이익에 대한 산출을 포함한다(Meyer & Allen, 1991). 이렇듯 학자들마다 조금씩 차이는 있지만, 조직몰입은 개인과 조직간의 유대감을 의미한다(Mathieu & Zajac, 1990).

조직몰입을 측정하는 도구로는 크게 두 가지가 있다. Mowday와 동료들이 개발한 Organizational Commitment Questionnaire(1979)는 정서적 몰입만을 측정한다. 더 나중에 개발된

Allen과 Meyer(1990)의 척도는 3요인 모델로, 정서적 몰입, 규범적 몰입, 지속적 몰입을 각기 독립적으로 측정한다. 이들 모두 최근까지도 많이 이용되는 척도들로, Mowday와 동료들의 척도(1979)와 Allen과 Meyer(1990)의 정서적 몰입 척도는 같은 개념을 측정하는 척도로 고려된다(Riketta, 2002). 우리나라의 경우도 이 두 가지 척도가 가장 빈번하게 사용되고 있으며, Allen과 Meyer의 척도는 세 하위 개념 중 정서적 몰입 척도만이 사용되는 경우가 많다. 비슷한 정서적 조직몰입이라고 할지라도, Allen과 Meyer의 척도와 Mowday의 척도를 구분하는 연구들이 있다. 예를 들어, Riketta(2002)는 조직몰입과 직무성과간의 메타분석 연구를 통해 조직몰입 척도가 타당한 조절변수로 작용한다는 것을 발견하였다.

이직의도의 개념정의 및 측정방법

이직은 고용된 기관에서 고용인이 자발적으로 분리되는 것을 말한다(Hom, 2011). 이직은 고용주로 하여금 채용 공고를 내 지원자를 선별하고 선발된 신입사원을 훈련시키는 비용을 지불하게 하기 때문에, 조직의 관점에서 매우 민감한 사항이다. 이직에 대한 모형은 여러 가지가 있으나, 이직이 직무만족과 조직몰입과 같은 직무태도로부터 간접적인 영향을 받는다는 주장이 있다(Hom, 2011). 서양 메타분석 연구에서는 조직몰입과 이직의 관계가 -.27, 총화 직무만족과 이직의 관계가 -.22로 보고되었다(Griffeth, Hom, & Gaertner, 2000).

이직의도는 이직의 직접적인 선행요인으로(Zimmerman & Darnold, 2009), 지금 당장 이직하지 않더라도 상황에 따라 이직을 할 의사가 있는지 여부를 말한다. 조직몰입의 감소, 이직의도, 이직은 모두 직무 스트레스와 상관성이

있고(Sonnentag & Frese, 2003), 직무만족은 이직의도의 선행요인이라는 점(Zimmerman & Darnold, 2009) 등, 직무태도와 이직의도의 관련성이 여러 연구에서 꾸준히 확인되어 왔다. 즉, 낮은 직무태도가 이직의도를 통해 간접적으로 이직에 영향을 준다는 것이다(e.g., Tett & Meyer, 1993; Zimmerman & Darnold, 2009). 직무태도와 이직의도의 관계를 보면, 서양 메타분석 연구에서는 직무만족과 이직의도의 관계가 $-.58$ (Zimmerman & Darnold, 2009), 조직몰입과 이직의도의 관계가 $-.54$ (Tett & Meyer, 1993)로 나타났다. 국내 메타분석 연구에서는 총화 직무만족과 이직의도는 $-.67$, 조직몰입과 이직의도는 $-.61$ 로 더 높은 진점수 상관이 보고되었다(오인수 등, 2007).

이직의도는 본질적으로 자기보고에 의해서 측정되며, 특별한 척도 없이 비교적 간단하게 2-3 문항으로도 측정된다(e.g., De Cuyter, Mauno, Kinnunen, & Mäkikangas, 2011; Slåtten, Svensson, & Sværi, 2011). 또한, 특정 기간을 참조하여 측정될 수 있는데, 예를 들어, 지난 6개월간 이직의도가 있었는지를 평가하는 것이다(Tett & Meyer, 1993).

이직의도는, 직무태도와 함께 많이 연구되는 변인인 동시에, 그 자체로도 직무소진과 높은 상관을 보이는 구성개념이다(e.g., Lee & Ashforth, 1996). 그러므로 직무소진과 이직의도가 국내 연구에서 어떠한 상관을 보이는지 메타분석을 통해 검증할 필요가 있다.

직무소진과 직무태도 및 이직의도와와의 관계

직무소진과 직무만족은 서로 밀접한 연관을 가지고, 전반적으로 부적인 관계를 지닌다(Maslach, 1998). 직무소진은 또한 조직몰입의

감소로 이어진다(Maslach, 1998). 직무소진의 세 차원이 서로 명확히 구분되는 구성개념들이만큼 이들 세 차원과 직무만족 및 조직몰입의 상관의 효과크기(effect size)는 상이할 수 있으나, 직무소진의 세 차원들은 관계의 방향성에 있어 직무태도와 부적인 상관을 보일 것이다.

가설 1. 직무소진의 세 차원들은 직무만족과 부적인 상관을 보일 것이다.

가설 2. 직무소진의 세 차원들은 조직몰입과 부적인 상관을 보일 것이다.

직무소진과 직무만족 간 부적인 상관이 존재한다고 하더라도, 직무소진과 직무만족 중 어느 것이 선행요인이고 어느 것이 결과요인 인지는 학자들 사이에 의견이 분분하다. 일례로, 어떤 학자들은 직무만족이 직무소진에 영향을 미친다고 하였고(Lee & Ashforth, 1993), 어떤 학자들은 직무소진이 직무만족에 영향을 미친다고 하였다(Ibema, Smulders, & Bongers, 2010). 이렇게 서로 다른 주장의 진위를 가리기가 더 힘든 이유는, 이들 연구들이 모두 장기종단 연구에 바탕을 둔 탄탄한 방법론에 기초하기 때문이다.

이러한 가운데, 명확하지 않은 이들 관계를 고찰하기 위해서는 먼저 개념들을 정확히 구분하여 사용하는 것이 필요하다는 주장이 나왔다(Park, Wagner, et al., 2009). 어떤 직무만족을 논하느냐에 따라 직무소진과의 관계가 달라질 수 있기 때문이다(Park, Wagner, et al., 2009). 즉, 직무만족과 소진의 관계가 직무만족의 차원에 따라 달라질 수도 있다. 이 메타분석 연구에 따르면(Park, Wagner, et al., 2009), 직무소진의 핵심 개념인 정서적 소진은, 여러 직무만족 개념 중에 전반적인 직무만족과 가

장 밀접한 연관이 있었다. 국내의 경우 그 구체적인 관계 양상이 달라질 수는 있지만, 어떤 차원을 보느냐에 따라 이 둘의 관계가 달라질 수 있다는 주장은 유효할 가능성이 많다. 특히, 동일한 수준의 차원들이 더 높은 상관을 보인다는 호환성의 원칙(principle of compatibility 또는 principle of correspondence; Ajzen & Fishbein, 1977; Bowling et al., 2010)을 고려할 때, 직무소진의 세 차원은 모두 직무환경에서 축적된 만성적이고 일반화된 반응이므로, 개별적인 직무만족의 총화보다는 전반적 직무만족과 더 높은 상관을 보일 수 있다.

가설 3. 전반적 직무만족과 직무소진의 세 차원들과의 관계가 총화 직무만족과 직무소진의 세 차원들과의 관계보다 더 높은 상관을 보일 것이다.

조직몰입의 경우도 마찬가지이다. 대부분의 조직몰입 연구들이 정서적 몰입에 초점을 맞추어서 세 가지 몰입을 모두 측정하는 연구들이 소수이기는 하지만, 조직몰입의 차원들도 직무소진의 차원들과 조금씩 차별적인 상관관계를 가진다는 것을 보여준 연구들이 있다. 예를 들어, 한 연구에서 정서적 몰입은 냉소와 지속적 몰입은 정서적 소진과 더 큰 관찰 상관을 보였으며(Bakker, Demerouti, de Boer, & Schaufeli, 2003), 또 다른 연구에서는, 규범적 몰입이 정서적 몰입보다 정서적 소진과 더 큰 관찰 상관을 보였다(Tan & Akhtar, 1998). 즉, 표본의 성격 등 여러 요인에 의해 그 구체적인 관계양상이 달라질 수는 있으나, 대체로 조직몰입의 차원들은 직무소진의 차원들과 다르게 연결되어 있었다. 또한, 같은 정서적 몰입을 측정하는 경우에도, 척도의 종류가 조절

변수로 작용한다는 것이 메타분석을 통해 확인되었다(Ricketta, 2002). 따라서 국내의 경우에서도 조직몰입의 각기 다른 척도들이 직무소진과 차별적인 관계를 보일 확률이 높다. 구체적으로, 더 광의의 정서적 몰입을 측정하는 Mowday 등(1979)의 척도가 Allen과 Meyer(1990)의 척도보다 소진과 더 높은 상관을 보일 가능성이 있다. 같은 정서적 몰입 척도이지만, Mowday 등(1979)의 척도가 Allen과 Meyer(1990)의 정서적 몰입 척도보다 더 많은 개념들을 측정하기 때문에, 소진과 더 많은 공변량(covariance)을 가질 수 있다.

가설 4. Mowday 등(1979)의 척도와 직무소진의 세 차원들과의 관계가 Allen과 Meyer(1990)의 척도와 직무소진의 세 차원들과의 관계보다 더 높은 상관을 보일 것이다.

직무태도와 반대로 조직과 직무로부터의 이탈을 내포하는 이직의도는 직무소진과 정적인 상관을 보일 것이다. 실제로 한 서구 메타분석 연구(Lee & Ashforth, 1996)는 비록 상관의 효과크기들은 세 차원에 따라 상이하였으나 직무소진의 세 하위개념들이 모두 이직의도와 정적인 진점수 상관을 보였다는 결과를 보고하였다.

가설 5. 직무소진의 세 차원들은 이직의도와 정적인 상관일 보일 것이다.

비록 Park, Wagner 등의 연구(2009)가 각기 다른 직무소진 척도들을 조절변수로 사용하지 않고, 오직 하나의 직무소진 척도, 즉, 가장 처음에 나온 MBI만을 분석에 포함시켰지만, 직무소진 척도도 조절변수로 작용할 수 있다.

특히, 정서적 소진만을 측정하는 MBI와 신체적 소진을 포함시킨 BM과 OLB는 직무태도와 다른 관계를 보일 수 있다. 척도에 따라 구성개념을 조금씩 다르게 정의하기 때문에, 조직몰입의 경우에도, 직무소진의 척도에 따라 소진과의 관계가 달라질 수 있다. 국내외 대부분의 직무소진 관련 연구가 MBI를 사용하기 때문에, MBI와 다른 직무소진 척도간의 비교가 어려울 수 있지만, 정서적 소진만을 측정하는 MBI가 정서적 소진과 신체적 소진을 구분하지 않고 함께 측정하는 다른 직무소진 척도들보다 직무태도와 더 밀접한 상관을 보일 수 있다. 이것은 직무태도 자체가 정서적 요인을 많이 포함하고 있기 때문이다. 반면에, 행동적 측면을 포함하는 이직의도는 정서적 소진만을 포함하는 MBI보다 신체적 소진도 함께 포함하는 척도들과 더 높은 상관을 보일 것이다.

가설 6. 정서적 소진이 정서적/신체적 소진보다 직무만족과 더 높은 상관을 보일 것이다.

가설 7. 정서적 소진이 정서적/신체적 소진보다 조직몰입과 더 높은 상관을 보일 것이다.

가설 8. 정서적/신체적 소진이 정서적 소진보다 이직의도와 더 높은 상관을 보일 것이다.

앞서 언급한 것과 같이, 근래 들어 직무소진은 전(全)직업 인구에 적용되는 보편적인 현상으로 인식되고 있다(Demerouti et al., 2001; Maslach, 1998). 그럼에도 불구하고, 소진의 강도나 빈도가 직업군에 따라 차이가 날 가능성은 여전히 존재한다. 예를 들어, 대인접촉이 많은 경우 감정적인 동요를 많이 받거나 개인의 힘으로 통제가 안 되는 상황이 발생할 확률이 높으며, 이것이 소진의 강도와 빈도에

영향을 미칠 수 있다. 따라서 서비스/교육 직업군은 그렇지 않은 비 서비스/교육 직업군에 비해 여전히 소진을 경험할 가능성도 더 많다. 또한, 대인접촉이 필수적이라 직무 관련 상황에서 통제력을 행사할 가능성이 더 적은 직업군에서는 소진이 직무태도 및 이직의도와 같은 관련 변인들과 같은 관계도 더 클 수 있다(Park, Baiden, et al., 2009). 이러한 이유들 때문에, 직업군의 종류는 직무소진 관련 메타분석 연구에서 여전히 중요한 조절변수로 사용된다(e.g., Halbesleben, 2006; Park, Baiden, et al., 2009).

가설 9. 서비스/교육 직업군에서 직무소진의 세 차원들과 직무만족간의 상관이 더 높게 나타날 것이다.

가설 10. 서비스/교육 직업군에서 직무소진의 세 차원들과 조직몰입간의 상관이 더 높게 나타날 것이다.

가설 11. 서비스/교육 직업군에서 직무소진의 세 차원들과 이직의도간의 상관이 더 높게 나타날 것이다.

방 법

연구 가설들을 검증하기 위해 메타분석을 실시하였다. 메타분석은 광의의 조절변수를 검증함으로써, 개별 연구 간의 차이에 대해 연구하는 것을 가능하게 한다. 즉, 개별 연구의 차이가 통계적인 인공물(statistical artifacts)에 기인한 것인지, 아니면 실질적인 조절변수에 기인한 것인지를 구분해 준다. 또한, 낮은 신뢰도 등 측정오차를 교정함으로써 진점수에 보다 가까운 점수들을 확인해 준다(Hunter &

Schmidt, 2004). 따라서 본 연구는 메타분석을 통해 국내에서 발표된 직무소진과 직무태도들 간의 관계에 대한 논문들을 통합하고자 하였다.

개별연구 수집

메타분석에 포함될 논문을 선정하기 위해 국내 학술 논문 전자 검색 사이트인 KISS, RISS, DBPIA를 이용하였다. 국내에서 발표된 기존 메타분석 논문들과 마찬가지로(오인수 등, 2007; 유태용, 민병모, 2001; 최대정, 박동진, 2006) 국내 학술논문으로 분석 대상을 제한하여, 각각의 검색 사이트에서 2011년 5월까지 발행된 논문들을 검색하였다. 구체적인 검색어로는 [제목: 소진 혹은 주제어: 소진]으로 검색된 논문 중에 [전체: 직무만족], [전체: 조직몰입] 혹은 [전체: 이직의도]로 1차 검색을 하였다. 2차 검색으로 [제목: 직무만족(또는 조직몰입이나 이직의도) 혹은 주제어: 직무만족(또는 조직몰입이나 이직의도)]으로 검색된 논문들 중에서 [전체: 소진]으로 검색된 논문들을 검토하였다. 추가로, 심리학회지의 전체 검색을 통해 소진을 연구한 논문들을 찾아 수작업으로 검토하였다.

검색된 논문들 중에 중복된 논문들과 관찰상관계수가 제시되지 않은 논문들을 제외시켰다. 국내 직업 인구만으로 표본을 한정시켰으며, 해외에 거주하는 한인들을 대상으로 하는 논문은 제외하였다. 또한, MBI나 OLBI를 사용하여 직무소진을 측정할 경우에 하위개념들을 하나로 통합하여 분석한 논문의 결과들은 본 연구의 분석에서 제외되었다. 이는 척도의 원저자들이 각각의 하위개념들이 개별적으로 사용되어야 한다고 주장하였기 때문이다(Maslach,

1998; Demerouti et al., 2001). 직무만족의 경우, 어떤 개념의 직무만족을 사용하였는지 기록하지 않은 논문들 역시 분석에서 제외되었으며, 총화 직무만족 없이 한 두 가지의 하위 직무만족만을 사용한 경우(e.g., 상사 직무만족, 동료 직무만족)도 제외되었다. 같은 표본을 재사용해 발행된 논문의 경우, Wood(2008)의 제언을 바탕으로 가장 먼저 발행된 논문의 결과만 포함하였다.

종합적으로 본 연구 분석에서 42개의 연구($N = 11560$)가 포함되었다(부록 참조). 포함된 논문들을 개략적으로 살펴보면, 소진과 직무만족간의 연구는 서비스/교육 분야 직업군을 대상으로 더 많이 연구(21개 중 14개)되었다. 논문 하나는 단일하지 않은 직업군을 사용하였다. 직무만족의 개념별로 살펴보면, 총화 직무만족이 전반적 직무만족보다 더 많이 사용되었다. 조직몰입의 경우, Meyer와 Allen(1990)의 척도가 조금 더 많이 사용되었지만, 규범적 몰입과 지속적 몰입이 사용된 연구는 단 한 사례밖에 없었다. 이직의도에는 18개의 독립 표본이 포함되었다. 전반적으로, MBI가 다른 소진 척도들보다 더 많이 사용되었다. 추가로, 직무소진 하위개념들 간의 관찰 상관이 보고된 논문들을 대상으로 하위개념끼리의 메타분석을 실시하였다. 이 추가적인 메타분석에는 총 25개의 논문이 사용되었으며, 이 중 3개의 논문에는 직무만족, 조직몰입, 또는 이직의도가 포함되지 않았다.

신뢰도를 보고하지 않은 논문들을 제외하고, 각 척도의 평균 신뢰도 계수는 전반적 직무만족의 경우 $\alpha = .82(SD = .04)$, 총화 직무만족의 경우 $\alpha = .84(SD = .09)$, 정서적 몰입의 경우 $\alpha = .81(SD = .10)$, 이직의도의 경우 $\alpha = .82(SD = .06)$ 로 나타났다. 또한 MBI 직

무소진 척도의 평균 신뢰도는, 정서적 소진 $\alpha = .84(SD = .08)$, 비인격화/냉소 $\alpha = .73(SD = .10)$, 개인 성취감의 감소 $\alpha = .79(SD = .06)$ 로 나타났다. 마지막으로, OLBI 직무소진의 경우, 하위개념 별로 정서적/신체적 소진 $\alpha = .87(SD = .06)$, 직무비관여(냉소) $\alpha = .80(SD = .10)$ 이었다.

자료추출 및 메타분석 절차

선택된 논문들을 제1, 제2 저자들이 독립적으로 코딩을 하였다. 각각의 논문에서, 표본규모, 척도의 종류, 척도의 신뢰도, 변수 간 관찰 상관관계수 등이 수집되었다. 특히 조절변수와 관련된 가설들을 검증하기 위해, 각 변수들의 척도와 개념 및 표본의 직업군을 표기하였다. 두 명의 평가자 간 신뢰도(inter-rater reliability)는 96.54%였다. 불일치된 자료 중에 코딩 실수인 경우에는 재확인 후 수정되었고, 논의가 필요한 경우에는 세 명의 저자가 합의 도출하였다.

메타분석은 Hunter와 Schmidt(2004)의 방법을 따랐으며, Schmidt와 Le(2004)가 개발한 소프트웨어를 이용하였다. 이들의 메타분석은 조절변수(moderator)의 존재를 인정하는 무선흐포 모형을 이용하므로(Hunter & Schmidt, 2004), 본 연구에 사용하기 적합하였다. 상관관계수는 표본 크기에 따라 가중치를 두고 평균이 도출되었으며, 신뢰도 계수를 바탕으로 측정오차(measurement error)가 교정되었다. 신뢰도 계수가 보고되지 않은 논문들이 있었으므로, 오차분포(artifact distribution)를 이용하였다. 본 연구는 현업자들의 직무태도와 소진이 연구 주제이고, 직무태도와 소진은 취업 지원자들을 가리는 기준이 아니기 때문에, 범위축소(range

restriction)는 해당되지 않았다.

조절변수를 확인하기 위해서, 전체 상관을 실시한 후에 척도별, 직업군별로 따로 나누어 다시 분석을 실시하였다. 예를 들어, 가설 3을 검증하기 위해 직무만족의 개념을 구분하지 않고 직무만족과 정서적/신체적 소진의 진점수 상관을 분석한 다음, 이들 중 총화 직무만족을 측정된 연구들과 전반적 직무만족을 측정된 연구들을 구분하여 각각 따로 분석을 실시하였다. 가설 4를 검증하기 위해서는, 정서적 조직몰입 척도에서의 정서적 몰입이 광의(Mowday 등, 1979)인지 협의(Allen & Meyer, 1990)인지 구분하지 않고, 정서적 조직몰입 척도와 정서적/신체적 소진의 상관을 분석한 다음, 이들 중 Mowday 등(1979)의 척도를 이용한 연구들과 Allen과 Meyer(1990)의 척도를 이용한 연구들을 나누어서 각각 따로 분석을 실시하였다.

이 소프트웨어는 확신구간(credibility interval)은 자동으로 계산해 주지만, 신뢰구간(confidence interval)은 계산해 주지 않는다. 따라서 신뢰구간은 Hunter와 Schmidt(2004)가 제시한 공식에 의해 표집오차(sampling error)를 계산한 후에 산출되었다. 신뢰구간은 추정된 평균 진점수 상관의 오차범위를 나타내는 것으로, 만약 신뢰구간이 0을 포함한다면, 영가설을 기각하지 못한다. 반대로 95%의 신뢰구간이 0을 포함하지 않으면 추정된 평균 진점수 상관이 $p < .05$ 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 확신구간은 진점수 상관의 분포를 나타내는 것으로, 80%의 확신구간이 0을 포함하지 않으면, 교정된 개별 상관 대부분이 0을 기점으로 한 방향에 집중되어 있음을 의미한다. 만약 확신구간이 0을 포함한다면, 조절변수가 존재할 가능성이 높다(Hunter & Schmidt, 2004).

조절변수의 존재를 확인하기 위해 Hunter와 Schmidt(2004)가 추천한 75% 규칙(75% rule)을 적용하였다. 이는 인공물에 의해 설명되는 분산의 비율(observed variance explained by artifacts)이 75%보다 적으면 조절변수가 존재한다는 것이다. 반대로, 인공물로 인한 분산이 75% 이상을 차지하면, 모든 분산이 인공물로 인한 것이고 실질적인 조절변수가 없다는 것이다 (Hunter & Schmidt, 2004).

마지막으로, 본 연구가 학위 논문 등을 제외하고 출판이 된 논문만을 포함하였기 때문에, 표집의 대표성을 확인하고자 하였다. 즉, 출판 편향(publication bias)이 있었는지를 검증하기 위해 Rosenthal(1979)의 책상서랍 분석(file drawer analysis)과 Light와 Pillemer(1984)의 깔때기 그림(funnel plot)을 이용하였다. 책상서랍 분석은 메타분석으로 산출되는 효과크기가 0으로 나오기 위해서 필요한 연구논문(즉, 효과크기가 "0" 또는 반대방향인 연구논문)의 숫자인 효과유지계수(fail-safe n)를 계산하여 준다 (Rosenthal, 1979). 깔때기 그림은 관찰 상관(Y 축)을 표본 크기(X 축)에 따라 도면상에 나타내는 것으로, 산점도(scatter plot)의 모양이 옆으로 누운 깔때기 모양으로 대칭을 이루면 출판 편향이 없다고 본다. 이것은 표본 크기가 작을 때는 효과크기의 변동폭(variability)이 크기 때문에 산점도가 퍼지고 표본 크기가 클 때는 오차가 줄어들기 때문에 추정된 진점수로 수렴을 한다는 원리에 기반 한다(Vevey & Woods, 2005). 특히, 표본 크기가 작은 관찰 상관의 평균이 진점수의 값보다 크지 않으면 출판 편향의 가능성이 줄어든다.

결 과

가설 1, 3, 6, 9가 직무만족과 관련된 가설들이고, 표 1에 소진과 직무만족간의 관계에 대한 메타분석 결과가 제시되어 있다. 전체 직무만족은 세 가지 소진 변인들과 모두 부적인 진점수 상관(정서적/신체적 소진: $\bar{p} = -.45$, $k = 21$, $n = 6445$, 비인격화/냉소: $\bar{p} = -.62$, $k = 11$, $n = 3147$, 개인 성취감의 감소: $\bar{p} = -.50$, $k = 11$, $n = 2744$)을 보였다. 95%의 신뢰구간 역시 0을 포함하지 않는다. 따라서 가설 1(직무소진의 세 차원들은 직무만족과 부적인 상관일 보일 것이다)이 지지되었다. 그러나 인공물로 인한 분산이 모두 75% 이하였으므로, 이들 관계에 조절변수가 존재함을 시사한다.

가설 3은 직무만족의 개념이 소진과 직무만족간의 관계를 조절할 것이라고 예측하였다. 정서적/신체적 소진의 경우 표준편차의 크기는 다르지만 두 진점수 상관이 일치하였다($\bar{p} = -.45$). 그러나 다른 두 소진 개념의 경우 직무만족의 개념이 각기 다른 진점수 상관을 보였다(비인격화/냉소: $\bar{p} = -.67$, $k = 5$, $n = 1755$ 전반적 직무만족, $\bar{p} = -.54$, $k = 6$, $n = 1392$ 총화 직무만족; 개인 성취감의 감소: $\bar{p} = -.57$, $k = 3$, $n = 1116$ 전반적 직무만족, $\bar{p} = -.45$, $k = 8$, $n = 1628$ 총화 직무만족), 표준편차도 개인 성취감의 감소와 총화 직무만족 간의 관계를 제외하고 줄어들었다(표 1). 포함된 연구의 숫자가 적기는 하였지만, 전반적 직무만족과 개인 성취감의 감소의 경우, 인공물로 인한 분산이 100%로 나타났다. 비록 정서적/신체적 소진에서는 차이가 나지 않았지만, 다른 두 차원에서는 차이가 나타나 가설 3이 부분적으로 지지되었다.

표 1. 소진과 직무만족

변수	<i>n</i> (<i>k</i>)	\bar{p}	SD_p	10% CV	90% CV	% Variance	\bar{r}	SD_r	95% CI _L	95% CI _H	fail- safe <i>n</i>
정서적/신체적 소진											
직무만족 전체	6445 (21)	-.45	.18	-.67	-.22	12.66	-.37	.15	-.53	-.37	212675
전반적 직무만족	2077 (6)	-.45	.11	-.59	-.31	21.96	-.38	.09	-.54	-.36	5589
총화 직무만족	4368 (15)	-.45	.20	-.70	-.19	10.98	-.37	.17	-.55	-.35	73532
MBI: 정서적	3935 (13)	-.50	.14	-.68	-.31	19.32	-.41	.12	-.58	-.42	61426
비 MBI: 신체적	2510 (8)	-.37	.20	-.63	-.12	8.85	-.32	.17	-.51	-.23	8119
서비스/교육	3507 (14)	-.55	.13	-.71	-.38	21.54	-.46	.12	-.63	-.47	76826
비 서비스/교육	2788 (6)	-.33	.13	-.51	-.16	13.26	-.28	.11	-.43	-.23	4033
비인격화/냉소											
직무만족 전체	3147 (11)	-.62	.10	-.75	-.49	35.26	-.48	.09	-.69	-.55	54082
전반적 직무만족	1755 (5)	-.67	.05	-.73	-.61	55.75	-.55	.04	-.71	-.63	7273
총화 직무만족	1392 (6)	-.54	.07	-.63	-.45	58.35	-.40	.06	-.60	-.48	5394
MBI	2508 (9)	-.60	.09	-.72	-.47	39.26	-.46	.08	-.67	-.53	27017
OLBI	639 (2)	-.70	.00	-.70	-.70	100.00	-.59	.00	-.70	-.70	461
서비스/교육	1671(7)	-.57	.10	-.70	-.44	39.89	-.43	.08	-.65	-.49	9824
비 서비스/교육	1476 (4)	-.66	.05	-.73	-.60	49.00	-.54	.05	-.72	-.60	3798
개인 성취감의 감소											
직무만족 전체	2744 (11)	-.50	.19	-.74	-.25	13.54	-.40	.15	-.61	-.39	30664
전반적 직무만족	1116 (3)	-.57	.00	-.57	-.57	100.00	-.44	.00	-.57	-.57	1203
총화 직무만족	1628 (8)	-.45	.24	-.75	-.15	10.85	-.36	.19	-.61	-.29	7789
서비스/교육	1757 (8)	-.47	.23	-.77	-.18	10.62	-.37	.19	-.64	-.30	9172
비 서비스/교육	837 (2)	-.56	.00	-.56	-.56	100.00	-.44	.00	-.56	-.56	386

주. *k* = 개별 연구 수, *n* = 총 사례 수, \bar{p} = 추정된 평균 진점수 상관, SD_p = 추정된 진점수의 표준편차, CV = 진점수의 확산구간, % Variance = 인공물에 의해서 설명되는 분산의 비율, \bar{r} = 표본 크기에 가중치를 둔 관찰된 평균 상관, SD_r = 표집오차 분산을 제거한 후 관찰 상관의 표준편차, CI = 신뢰구간, 95% CI_L = $\bar{p} - 1.96 \times$ 표집오차, 95% CI_H = $\bar{p} + 1.96 \times$ 표집오차, fail-safe *n* = 효과크기가 영이 되기 위해 필요한 개별 연구 수.

가설 6은, 정서적 소진만을 측정하는 MBI = 8, *n* = 2510)를 보였으므로 지지되었다(표 1). 가설에 포함되지는 않았지만, 비인격화/냉소의 경우도 MBI와 OLBI가 측정하는 개념이므로 이 두 척도간의 비교가 가능하였고,

MBI($\bar{\rho} = -.60, k = 9, n = 2508$)보다 OLBI($\bar{\rho} = -.70, k = 2, n = 639$)가 직무만족과 더 높은 진점수 상관을 보였다. 개인 성취감의 감소는 MBI에만 존재하는 개념이므로 다른

척도와 비교될 수 없었다.

가설 9는 직업군에 따라서 소진과 직무만족의 관계가 달라질 것을 예측하였다. 소진의 세 가지 하위 개념 모두에서 직업군이 유의한

표 2. 소진과 조직몰입

변수	<i>n</i> (<i>k</i>)	$\bar{\rho}$	SD_{ρ}	10% CV	90% CV	% Variance	\bar{r}	SD_r	95% CI _L	95% CI _H	fail- safe <i>n</i>
정서적/신체적 소진											
조직몰입 전체	3534 (11)	-.39	.13	-.55	-.22	22.66	-.32	.11	-.47	-.31	24025
Allen & Meyer	1856 (7)	-.36	.08	-.46	-.26	49.05	-.29	.07	-.42	-.30	4349
Mowday와 동료	1678 (4)	-.41	.15	-.60	-.21	11.49	-.35	.13	-.56	-.26	1664
MBI: 정서적	1700 (7)	-.38	.10	-.51	-.25	37.65	-.30	.09	-.46	-.30	4438
비 MBI: 신체적	1834 (4)	-.40	.14	-.58	-.21	14.52	-.33	.12	-.54	-.26	1731
서비스/교육	1236 (5)	-.45	.17	-.67	-.24	14.16	-.38	.14	-.60	-.30	2307
비 서비스/교육	2148 (5)	-.33	.07	-.42	-.24	38.02	-.28	.06	-.39	-.27	2156
비인격화/냉소											
조직몰입 전체	2189 (8)	-.36	.29	-.73	.02	5.45	-.29	.24	-.57	-.15	6702
Allen & Meyer	1706 (6)	-.33	.33	-.76	.09	4.31	-.27	.27	-.59	-.07	2466
Mowday와 동료	483 (2)	-.44	.00	-.44	-.44	100.00	-.37	.00	-.44	-.44	136
MBI	1550 (6)	-.21	.20	-.47	.05	12.22	-.17	.16	-.37	-.05	903
OLBI	639 (2)	-.67	.13	-.84	-.50	11.20	-.58	.12	-.86	-.48	422
서비스/교육	1031 (4)	-.25	.09	-.37	-.12	40.16	-.19	.08	-.35	-.15	377
비 서비스/교육	1158 (4)	-.45	.35	-.89	-.00	2.99	-.38	.30	-.80	-.10	1383
개인 성취감의 감소											
조직몰입 전체	1700 (7)	-.24	.28	-.60	.12	7.19	-.19	.23	-.46	-.02	1766
Allen & Meyer	1217 (5)	-.18	.31	-.58	.22	6.34	-.14	.24	-.45	.09	359
Mowday와 동료	483 (2)	-.37	.11	-.52	-.22	24.37	-.32	.10	-.53	-.21	96
서비스/교육	1031 (4)	-.24	.35	-.69	.21	4.13	-.20	.29	-.58	.10	347
비 서비스/교육	519 (2)	-.26	.00	-.26	-.26	100.00	-.21	.00	-.26	-.26	50

주. *k* = 개별 연구 수, *n* = 총 사례 수, $\bar{\rho}$ = 추정된 평균 진점수 상관, SD_{ρ} = 추정된 진점수의 표준편차, CV = 진점수의 확신구간, % Variance = 인공물에 의해서 설명되는 분산의 비율, \bar{r} = 표본 크기에 가중치를 둔 관찰된 평균 상관, SD_r = 표집오차 분산을 제거한 후 관찰 상관의 표준편차, CI = 신뢰구간, 95% CI_L = $\bar{\rho} - 1.96 \times$ 표집오차, 95% CI_H = $\bar{\rho} + 1.96 \times$ 표집오차, fail-safe *n* = 효과크기가 영이 되기 위해 필요한 개별 연구 수.

조절변수라는 것이 확인되었으나, 구체적인 관계 양상은 예측한 것과 다소 다르게 나타났다. 정서적/신체적 소진의 경우, 서비스/교육 직업군($\bar{\rho} = -.55, k = 14, n = 3507$)이 비 서비스/교육 직업군($\bar{\rho} = -.33, k = 6, n = 2788$)보다 직무만족과 높은 진점수 상관을 보였고, 이는 예측과 일치하는 결과였다. 그러나 다른 두 개념에서는 서비스/교육 직업군이 비 서비스/교육 직업군보다 약한 진점수 상관을 보였다(표 1).

가설 2, 4, 7, 10은 조직몰입과 관련된 가설들이다. 소진과 조직몰입과의 관계는 표 2에 나타나있다. 표 2를 보면, 전체 조직몰입이 세 가지 소진 변인들과 모두 부적인 진점수 상관(정서적/신체적 소진: $\bar{\rho} = -.39, k = 11, n = 3534$, 비인격화/냉소: $\bar{\rho} = -.36, k = 8, n = 2189$, 개인 성취감의 감소: $\bar{\rho} = -.24, k = 7, n = 1700$)을 보였다. 이 세 가지 경우 모두 95%의 신뢰구간이 0을 포함하지 않았다. 따라서 가설 2가 지지되었다.

가설 4는 조직몰입, 특히 정서적 몰입의 척도에 따른 차이를 검증하였다. 정서적 몰입의 척도들은 정서적/신체적 소진의 경우에는 실질적인 큰 차이를 보이지 않았다. 그러나 개인 성취감의 감소의 경우, Mowday와 동료들(1979)의 척도($\bar{\rho} = -.37, k = 2, n = 483$)가 Allen과 Meyer(1990)의 척도($\bar{\rho} = -.18, k = 5, n = 1217$)보다 훨씬 더 높은 진점수 상관관계를 보였다. 비인격화의 경우, Allen과 Meyer(1990)의 척도를 사용한 연구들이 극단적으로 높은 표준편차($SD_p = .33$)를 보임에 따라, 같은 척도를 사용한 연구라도 다른 요인들에 따라 매우 이질적인 표본들임을 알 수 있고, 관찰 상관의 범위도 무척 넓게 나타났다.

직무소진의 개념이 조절변수로 작용하는 지를 확인한 가설 7은, 예측과는 달리, 정서적 소진만을 측정된 MBI($\bar{\rho} = -.38, k = 7, n = 1700$)가 신체적 소진도 함께 측정하는 기타 다른 척도들($\bar{\rho} = -.40, k = 4, n = 1834$)과 큰 차이를 보이지 않았다. 가설과 별도로 비인격화/냉소의 경우, MBI($\bar{\rho} = -.21, k = 6, n = 1550$)가 OLB($\bar{\rho} = -.67, k = 2, n = 639$)보다 훨씬 더 약한 진점수 상관을 보이고, 표준편차도 감소하였다.

가설 10의 경우 직업군간의 차이를 보였으나, 가설과 약간의 차이가 있었다. 정서적/신체적 소진은, 비 서비스/교육 직업군($\bar{\rho} = -.33, k = 5, n = 2148$)에 비해, 서비스/교육 직업군($\bar{\rho} = -.45, k = 5, n = 1236$)에서 더 높은 진점수 상관을 가짐이 확인되었다. 반면, 비인격화/냉소는 서비스/교육 직업군($\bar{\rho} = -.25, k = 4, n = 1031$)에서 비 서비스/교육 직업군($\bar{\rho} = -.45, k = 4, n = 1158$)에서보다 더 낮은 진점수 상관을 보였다. 개인 성취감의 경우, 두 직업군 간에 약간의 차이가 보였으나(표 2), 서비스/교육 분야의 표준편차($SD_p = .35$)가 매우 높았다.

가설 5, 8, 11은 이직의도와 관련되었다. 표 3에 제시된 소진과 이직의도의 진점수 상관을 보면, 이직의도는 정서적/신체적 소진 $\bar{\rho} = .49$, 비인격화/냉소 $\bar{\rho} = .44$, 개인 성취감의 감소 $\bar{\rho} = .14$ 와 모두 정적 진점수 상관을 보였고, 95%의 신뢰구간 역시 0을 포함하지 않았다. 따라서, 가설 5가 지지되었다.

가설 8은 이직의도가 정서적 소진만을 측정된 척도보다 신체적 소진과 정서적 소진을 함께 측정된 척도와 더 높은 상관을 보일 것이라고 예측하였다. 정서적 소진을 측정된 MBI의 경우 $\bar{\rho} = .48$ 이었으나, 신체적 소진도 포

표 3. 소진과 이직의도

변수	<i>n</i> (<i>k</i>)	\bar{p}	SD_p	10% CV	90% CV	% Variance	\bar{r}	SD_r	95% CI _L	95% CI _H	fail-safe <i>n</i>
정서적/신체적 소진											
이직의도 전체	4527 (18)	.49	.25	.17	.80	6.22	.41	.21	.37	.61	130125
MBI: 정서적	4042 (16)	.48	.26	.15	.81	5.82	.40	.22	.35	.61	88087
비 MBI: 신체적	485 (2)	.57	.13	.41	.73	19.55	.48	.11	.39	.75	231
서비스/교육	3405 (14)	.51	.28	.15	.87	4.89	.43	.24	.36	.66	64134
비 서비스/교육	544 (2)	.48	.00	.48	.48	100.00	.40	.00	.48	.48	183
비인격화/냉소											
이직의도 전체	3132 (13)	.44	.28	.08	.79	7.24	.34	.22	.29	.59	37856
MBI	2869 (12)	.46	.27	.12	.81	7.50	.36	.21	.31	.61	32294
서비스/교육	2266 (10)	.45	.30	.07	.83	6.72	.35	.23	.27	.63	16947
비 서비스/교육	544 (2)	.40	.28	.04	.76	6.46	.30	.22	-.01	.81	127
개인 성취감의 감소											
이직의도 전체	2240 (10)	.14	.14	-.04	.33	22.97	.12	.12	.05	.23	1612
서비스/교육	1959 (9)	.13	.15	-.07	.32	22.06	.10	.13	.02	.24	982

주. *k* = 개별 연구 수, *n* = 총 사례 수, \bar{p} = 추정된 평균 진점수 상관, SD_p = 추정된 진점수의 표준편차, CV = 진점수의 확산구간, % Variance = 인공물에 의해서 설명되는 분산의 비율, \bar{r} = 표본 크기에 가중치를 둔 관찰된 평균 상관, SD_r = 표집오차 분산을 제거한 후 관찰 상관의 표준편차, CI = 신뢰구간, 95% CI_L = $\bar{p} - 1.96 \times$ 표집오차, 95% CI_H = $\bar{p} + 1.96 \times$ 표집오차, fail-safe *n* = 효과크기가 영이 되기 위해 필요한 개별 연구 수.

함하는 비 MBI의 경우 $\bar{p} = .57$ 이었다. 따라서 진점수 평균간의 차이를 보였다. 그러나 이들 점수들의 표준편차($SD_p = .26$ MBI, $SD_p = .13$ 비 MBI)가 매우 컸으므로 주의를 기울여야 한다.

가설 11은 직업군간의 차이를 검증하였다. 개인 성취감의 감소의 경우, 비 서비스/교육 직업군에 속하는 표본이 하나밖에 없었으므로, 비교가 불가능하였다. 그러나 정서적/신체적 소진과 비인격화/냉소의 경우, 서비스/교육 분야에서 직무소진과 이직의도 간 진점수 상관

($\bar{p} = .51$ 정서적/신체적 소진, $\bar{p} = .45$ 비인격화/냉소)이 비 서비스/교육 분야($\bar{p} = .48$ 정서적/신체적 소진, $\bar{p} = .40$ 비인격화/냉소)에서 보다 더 높았다. 그러나 이 경우들에도 높은 표준편차로 인하여 해석에 주의를 요한다.

책상서랍 분석을 보면, 연구 변인들 사이의 주효과의 경우(가설 1, 2, 5), 본 메타분석의 결과를 무효화하기 위해서는 상당히 많은 수의 독립 표본들이 존재해야 되는 것으로 나타났다(직무만족 효과유지계수 fail-safe *n* =

30664 ~ 212675, 조직몰입 효과유지계수 fail-safe $n = 1766 \sim 24025$, 이직의도 효과유지계수 fail-safe $n = 1612 \sim 130125$). 즉, 가장 적은 효과유지계수를 보인 이직의도와 개인 성취감 감소에 대한 진점수 상관의 경우에, 본 연구 결과를 뒤집기 위해서는 효과크기가 0이거나 부적인 확인되지 않은 논문들의 숫자가 최소한 1612개가 존재해야만 한다. 따라서 주 효과의 경우 책상서랍의 문제가 존재하기 어렵다고 볼 수 있다. 그렇지만 조절변수들의

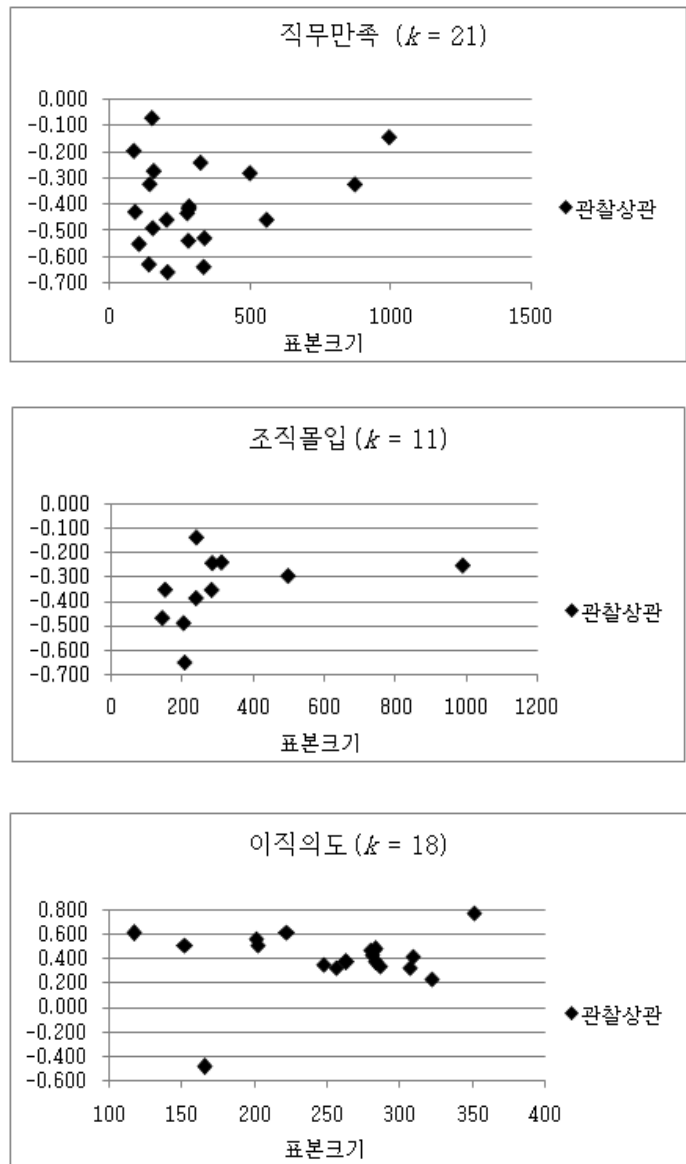


그림 1. 정서적/신체적 소진

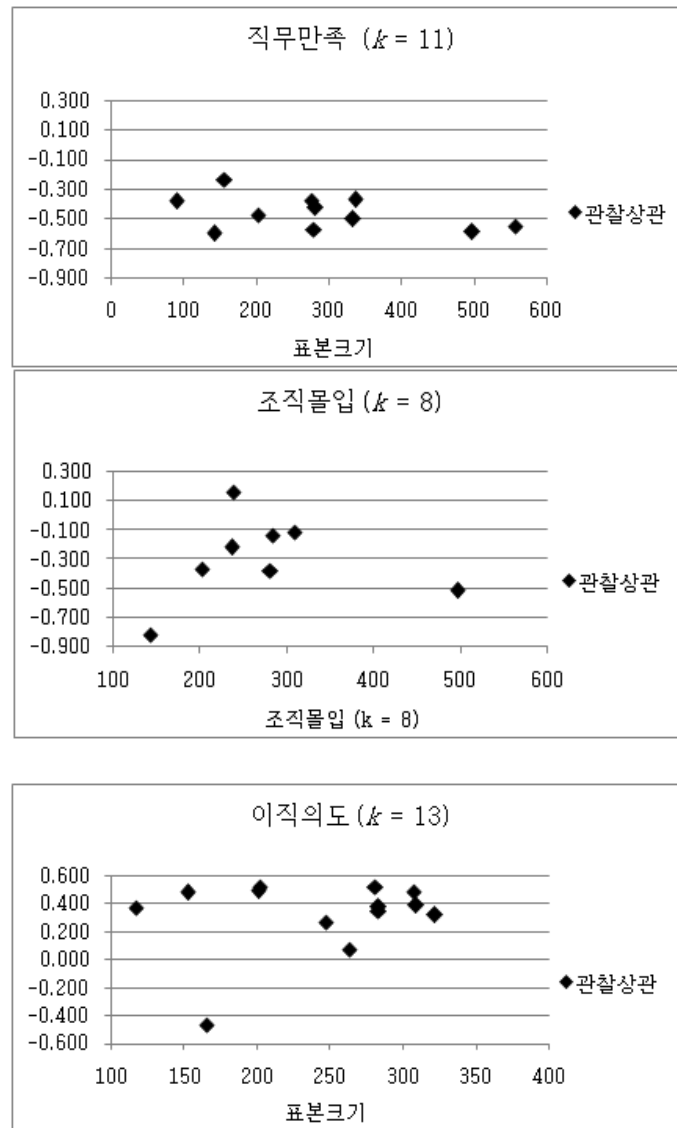


그림 2. 비인격화/냉소

경우, 워낙 적은 숫자의 논문들만이 포함되어서 책상서랍의 문제가 존재할 수 있는 것으로 나타났다.

다른 출판 편향 검증법인 깔때기 그림의 결과가 그림 1, 2, 3에 제시되어 있다. 직무만족

의 경우, 산점도가 비록 완벽한 대칭은 아니나 직무소진의 세 차원 모두에서 깔때기 형태로 나타나 출판 편향의 가능성이 낮다. 조직몰입의 경우 정서적/신체적 소진과 비인격화/냉소에서는 대략적인 깔때기 형태가 보이나,

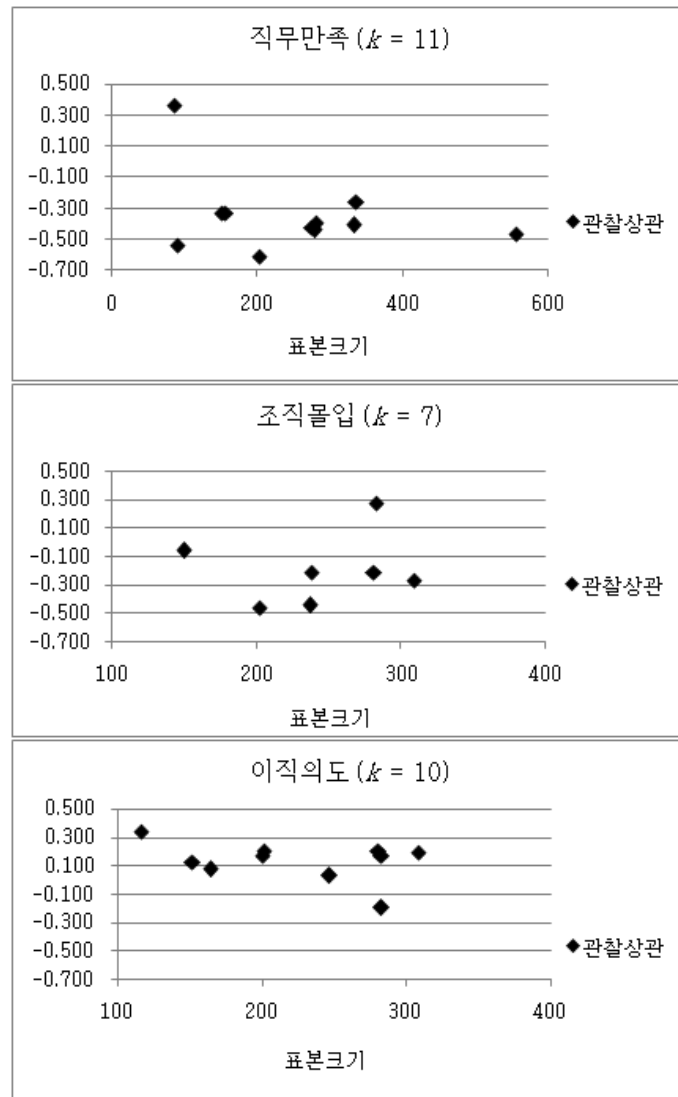


그림 3. 자기 성취감의 감소

자기 성취감 감소에서는 출판 편향의 가능성이 나타났다. 이직의도에서는 직무소진 세 차원 모두에서 출판 편향의 가능성이 시사되었다.

마지막으로, 가설과 별도로 직무소진 척도 별 직업군 별 하위개념 간 진점수 상관

이 제시되어 있다. 더 많이 사용된 MBI의 경우, 정서적 소진과 비인격화/냉소의 관계가($\bar{\rho} = .69$, $\bar{\rho} = .60$) 이 두 개념들과 개인 성취감의 감소의 관계보다 훨씬 더 높은 진점수 상관을 보였다.

표 4. 소진의 하위요인 간 관계

변수	<i>n</i> (<i>k</i>)	$\bar{\rho}$	SD_{ρ}	10% CV	90% CV	% Variance	\bar{r}	SD_r	95% CI _L	95% CI _H	fail- safe <i>n</i>
OLBI											
소진과 냉소	902 (3)	.30	.09	.19	.41	36.88	.25	.07	.20	.40	267
MBI											
정서적 소진과 비인격화/냉소											
서비스/교육	3582 (16)	.69	.16	.49	.89	21.37	.54	.13	.61	.77	161322
비 서비스/교육	1075 (3)	.60	.21	.32	.87	4.61	.50	.18	.36	.84	1284
정서적 소진과 개인 성취감의 감소											
서비스/교육	3047 (15)	.15	.22	-.13	.44	12.68	.13	.18	.04	.26	5685
비 서비스/교육	1075 (3)	.18	.17	-.03	.40	11.78	.15	.14	-.01	.37	113
비인격화/냉소와 개인 성취감의 감소											
서비스/교육	2961 (14)	.30	.22	.02	.58	14.81	.22	.16	.19	.41	19288
비 서비스/교육	1075 (3)	.39	.34	-.05	.83	2.99	.31	.28	-.01	.79	541

주. *k* = 개별 연구 수, *n* = 총 사례 수, $\bar{\rho}$ = 추정된 평균 진점수 상관, SD_{ρ} = 추정된 진점수의 표준편차, CV = 진점수의 확산구간, % Variance = 인공물에 의해서 설명되는 분산의 비율, \bar{r} = 표본 크기에 가중치를 둔 관찰된 평균 상관, SD_r = 표집오차 분산을 제거한 후 관찰 상관의 표준편차, CI = 신뢰구간, 95% CI_L = $\bar{\rho} - 1.96 \times$ 표집오차, 95% CI_H = $\bar{\rho} + 1.96 \times$ 표집오차, fail-safe *n* = 효과크기가 영이 되기 위해 필요한 개별 연구 수.

논 의

본 연구는 직무소진이 대표적인 두 직무태도 및 이직의도와 어떤 관계를 갖는지에 대해 국내 학술지에 발행된 논문들을 대상으로 메타분석을 하였다. 또한, 직무만족의 개념, 조직몰입의 개념, 직무소진 척도, 대상 직업군에 따라 진점수 상관에 차이가 있는지도 함께 조사하였다. 본 연구를 위해 총 42개의 연구에서 사용된 독립 표본(*N* = 11560)이 사용되었다.

기준에 발표된 문헌에서 주장된 바대로

(Maslach, 1998), 메타분석을 이용한 본 연구결과에서 직무소진은 직무태도와 부적 상관을 보였고 이직의도와 정적 상관을 보였다. 비록 직무만족과 조직몰입이 소진의 세 가지 하위 개념과 부적의 상관을 보이기는 하였으나, 표준편차와 인공물에 의해 설명되는 분산의 비율 등 많은 지표들을 볼 때 이들 관계에 있어 조절변수가 존재함을 시사하였다. 특히, 조직몰입의 경우 소진의 두 하위개념(비인격화와 개인 성취감의 감소)과의 진점수 확산구간이 0을 포함하는 등 조건에 따라서 진점수의 크기가 달라지는 것으로 나타났다. 즉, 이 변인

들 간의 관계에 있어서 조절변수가 존재할 가능성이 있다는 것을 보여 준다(Hunter & Schmidt, 2004). 이직의도의 경우도 조절변수의 가능성이 존재하였지만, 포함된 연구들이 한 조건(i.e., MBI 척도와 서비스/교육 분야)으로 치우쳐 있어, 조절변수를 제대로 확인하기에는 다소 미흡하였다. 이는 국내에서 아직 더 많은 실증 논문들이 필요함을 보여준다.

본 연구의 결과와 서구 메타분석 결과에 대한 비교를 표 5에 제시하였다. 비교의 준거가 된 Lee와 Ashforth(1996)의 연구는 비록 15년 전에 실시된 메타분석이고 오직 MBI만을 사용하였다는 한계가 있기는 하나, 직무소진의 세 차원을 구분하여 분석을 실시하였고 한 연구에 직무만족, 조직몰입, 이직의도를 모두 포함하여 함께 비교하기에 적절하였다. 또한 메타분석에 포함된 연구의 숫자도 비슷하였다. 직무만족의 경우, 한국에서의 진점수 상관이 서구의 진점수 상관보다 전반적으로 높게 나왔

다. 조직몰입의 경우, 정서적 소진과 비인격화의 진점수 상관은 한국이 서구보다 낮았으나, 개인 성취감의 감소에 대한 진점수 상관은 한국이 더 높게 나왔다. 마지막으로 이직의도는, 대체로 한국과 서구의 결과가 큰 차이를 보이지 않았으나, 한국에서 포함된 연구의 숫자가 서구에서 포함된 연구의 숫자보다 더 많았다. 직무만족과 조직몰입에서 나타난 서구와 한국의 차이는 상이한 조직 문화 등과 같은 실질적인 차이와 표집과 연구자 특성 등과 같은 방법론적인 문제 모두에서 기인할 수 있다. 이를 명확히 하기 위해서는 한국과 외국의 조직문화를 직접적으로 비교하는 비교 문화적 연구가 수행될 필요가 있다.

전반적 직무만족과 총화 직무만족은 비인격화 및 개인 성취감의 감소와 조금씩 다른 진점수 상관을 보였다. 특히, 비인격화/냉소에서 이들을 조절변수로 선정하여 구분했을 경우, 조절변수 없이 주효과만 보았을 경우에 비해

표 5. 본 연구와 서구 연구 결과와의 비교: MBI를 중심으로

	정서적 소진		비인격화		개인 성취감의 감소	
	$\bar{\rho}$	$n(k)$	$\bar{\rho}$	$n(k)$	$\bar{\rho}$	$n(k)$
직무만족						
한국	-.50	3935 (13)	-.60	2508 (9)	-.50	2744 (11)
서구	-.31	4000 (17)	-.44	2102 (12)	-.29	2241 (11)
조직몰입						
한국	-.38	1700 (7)	-.21	1550 (6)	-.24	1700 (7)
서구	-.43	2078 (7)	-.42	2078 (7)	.02	2078 (7)
이직의도						
한국	.48	4042 (16)	.46	2869 (12)	.14	2240 (10)
서구	.44	1231 (7)	.31	564 (4)	.16	286 (2)

주. k = 개별 연구 수, n = 총 사례 수, $\bar{\rho}$ = 추정된 평균 진점수 상관, 서구 결과 출처 = Lee와 Ashforth(1996)의 연구.

표준편차가 줄어들었다. 따라서 직무만족의 개념들이 서로 구분된다는 것이 다시 한 번 확인되었다. 그러나 정서적/신체적 소진의 경우 전반적 직무만족과 총화 직무만족이 차이를 보이지 않았고, 개인 성취감 감소의 경우 총화 직무만족의 표준편차가 더 커졌다는 점은 이 분야에 대한 보다 정밀한 연구가 필요함을 시사한다. 총화 직무만족의 표준편차가 더 커진 것은 세부 직무만족의 항목들이 불일치하기 때문일 수 있다. 즉, 어떠한 종류의 세부 직무만족(예를 들어, 상사에 대한 만족, 일 자체에 대한 만족 등)을 합쳤느냐에 따라서 총화 직무만족의 내용이 매우 달라질 수 있으므로 표준편차가 증가할 수 있다. 반면 전반적 직무만족은 척도의 종류와 상관없이 동일한 구성개념을 측정하므로 표준편차가 상대적으로 더 작았던 것으로 보여 진다.

조직몰입의 경우에는 서로 다른 척도들이 개인 성취감의 감소에서만 실질적인 차이를 보였다. 직무소진 척도의 종류와 직업군의 종류 역시 비슷한 양상을 보였다. 즉, 어떤 경우에는 종류에 따라 실질적인 차이가 나타났으나, 다른 경우에는 진점수 상관의 차이가 크지 않거나 진점수 상관에서 차이가 나더라도 표준편차가 커서 실질적인 차이가 나지 않았다.

연구의 중심 주제는 아니었지만, MBI 척도의 하위개념들 간의 관계에 대해 메타분석한 경우, 정서적 소진과 비인격화/냉소와의 상관이 이들 두 개념과 개인 성취감의 감소의 상관보다 훨씬 더 높은 상관을 보였다. 이는 국외에서 발표된 이전 연구 결과들과 일치하는 결과로, 개인 성취감의 감소가 직무소진의 일부가 아니라 소진의 결과일지 모른다는 주장(Cordes & Dougherty, 1993; Halbesleben &

Demerouti, 2005)을 뒷받침해 준다.

한편, 본 연구가 분석의 대상을 국내 학술 논문지에 게재된 논문으로 한정하였기에, 출판 편향을 검증하기 위해 책상서랍의 문제와 깔때기 그림 검사를 실시하였다. 책상서랍의 문제는, 학술지에 발표된 논문인 경우에 그 통계적 중요성 때문에 유의미한 결과를 보인 논문인 경우가 대부분이고, 따라서 표본의 크기에 상관없이 효과크기가 큰 논문들만이 포함되는 표집의 오류를 내포할 수 있다는 것이다(Rosenthal, 1979). 그러나 Hunter와 Schmidt(2004)는 메타분석에 포함되는 논문들이 반드시 해당 변인들 간의 관계를 연구 주제로 삼지는 않기 때문에, 통계적 유의성에 의해 제한을 받지 않는다고 말한다. 예를 들어, 환경요인이 소진 및 직무태도에 미치는 영향을 연구한 논문의 경우, 소진과 직무태도와의 상관계수를 기록하겠지만, 이들의 관계는 연구의 중심이 아니기 때문에 이들 관계가 통계적으로 유의했는지 아닌지는 논문 심사에 영향을 미치지 않는다는 것이다(Hunter & Schmidt, 2004). Hunter와 Schmidt(2004)의 주장대로, 소수의 경우를 제외하면, 책상서랍의 문제는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 깔때기 그림의 경우 이직의도에서 출판 편향의 가능성이 제시되었다. 따라서 본 연구가 학위논문을 포함하지 않았다는 것은 여전히 연구의 제한점으로 작용하며, 이 분야에 대한 더 많은 실증 연구가 필요하다고 할 수 있다.

책상서랍의 문제 보다는, 포함된 논문들의 편차가 심한 것이 상대적으로 더 큰 문제였다. 메타분석 결과에서 나온 몇몇 표준편차들은 효과크기 보다는 더 크게 나타났다. 이는 효과크기가 개별 연구에 따라서 차이가 많이 나타난다는 것을 의미한다. 요컨대 척도의 종류

와 직업군이 조절변수의 효과를 나타냈고 조절변수로서의 가능성은 확인하였으나, 세부 조건에 따라 표준편차에 많은 차이가 났고 확실한 결론을 내리기에는 미흡한 실정이다. 특히, 인공물에 의해서 설명되는 분산 비율이 75%를 넘는 경우가 조절변수를 검증한 40가지 경우 중 단지 6개 경우밖에 되지 않았다. 이는 첫째, 이들 조절변수들 외에 다른 조절변수가 존재할 가능성을 내포한다. 즉, 본 연구에서 조사한 세 가지 조건들 이외에 다른 변인들이 소진과 직무태도간의 관계를 조절할 수 있다. 둘째로, 본 연구에서 조사한 조절변수들이 조금 더 세분화될 수 있는 가능성을 암시한다. 예를 들어, 서비스/교육 분야의 경우 간호사, 상담가, 교사 등 구체적인 직업군에 따라 변인들 간의 관계가 달라질 수 있다. 마지막으로, 본 연구에서 검증한 조절변수들이 서로 독립적이지 않을 수 있음을 시사한다(Hunter & Schmidt, 2004). 즉, 한 가지 변인이 다른 변인의 상위 조절변수로 작용할 수 있다. 예를 들어, 본 연구에 포함된 42개의 표본 중, MBI를 사용하면서 비 서비스/교육 직업군을 사용한 표본이 4개가 있었다. 이렇듯 조절변수들 간에 서로 겹치는 부분이 있기 때문에, 척도의 종류를 나누어 준 후 직업군을 다시 나누거나, 아니면 직업군을 나눈 후 다시 척도의 종류를 나눈다면 조금 더 동질적인 집단으로 세분화 할 가능성이 있다. 그러나 이 경우 확실한 이론적 배경 없이는 직업군이 상위인지, 척도의 종류가 상위인지를 논할 수 없었기(Hunter & Schmidt, 2004)에 시도되지 않았다.

한편, 전반적 직무만족과 총화 직무만족은 서로 다른 구성 개념이지만, 모두 직무소진과 중요한 관련이 있는 것으로 나타났다. 특히

전반적 직무만족이 총화 직무만족보다 비인격화와 개인 성취감의 감소와 밀접한 관련이 있었다. 직무소진의 과정모형을 보면, 비인격화와 개인성취감의 감소가 정서적 소진의 뒤에 따르는 개념으로 나오는데(Lee & Ashforth, 1993; Leiter & Maslach, 1988), 이처럼 소진의 과정에서 후에 나타나는 현상은 특히 전반적인 직무만족과 관련이 깊은 것으로 보인다. 즉, 소진이 어느 정도 진행된 후에는 특정한 부분에 대한 불만족보다는 직무 전반적인 부분에 대한 불만족이 더 높은 것으로 보인다. 이것은 동일한 수준의 차원들이 더 높은 상관관을 보인다는 호환성의 원칙(Ajzen & Fishbein, 1977; Bowling et al., 2010)에도 부합한다.

이와 같은 연구 결과는 직무만족의 각기 다른 개념이 소진과 차별적인 관계를 가질 것이라고 주장했던 기존의 연구(Park, Wagner, et al., 2009)를 뒷받침한다. Park, Wagner 등(2009)은 직무만족을 전반적, 총화, 내재적, 그리고 외재적 직무만족으로 나누어 소진의 세 가지 하위개념과의 관계를 고찰할 경우, 각각의 효과크기가 실질적으로 달라진다고 하였다. 이것은 Maslach(1998)이 논의한 소진과 직무만족과의 불분명한 관계를 어쩌면 해결해줄 수 있는 실마리를 제공해 줄 수 있다. 다시 말하여, 기존의 대립되는 연구 주장들은 직무만족을 세분화하여 구분하지 않았기 때문에 발생했을 가능성이 있다.

조직몰입의 경우에 있어서도, Mowday 등(1979)의 척도가 Allen과 Meyer(1990)의 정서적 몰입 척도보다 소진과 더 높은 상관관을 보였다. Mowday 등(1979)의 척도는, 조직을 위해 기꺼이 희생할 마음이 있는지, 조직의 정책에 동의하는 지 등과 같이, Allen과 Meyer(1990)의 정서적 몰입 척도보다 광의의 개념을 측정한다.

이와 같은 차이 때문에 소진과 정서적 몰입의 관계가 척도에 따라서 다르게 나타날 가능성이 있다.

전반적으로, 직무소진이 조직몰입보다 직무만족과 더 큰 상관을 보였다. 이것은, 직무만족과 조직몰입의 상관이 .70 이상의 높은 상관을 보인다(오인수 등, 2007)는 것을 감안할 때 더욱 흥미로운 결과이다. 이에 대해 몇 가지 해석이 가능하다. 첫째, 동일한 수준의 차원들이 더 높은 상관을 보이는 것과 비슷하게 (Ajzen & Fishbein, 1977), 똑같이 직무에 대한 반응인 직무소진과 직무만족이 직무와 조직에 대한 반응인 직무소진과 조직몰입보다 더 높은 상관을 보였을 수 있다. 혹은, 직무소진과 직무만족은 모두 개인 수준의 구성 개념인 반면, 조직몰입은 집단이 개입된 개념이라는 점에서 맥락의 차이가 있을 수 있다. 둘째, 소진과 직무만족의 관계가 소진과 조직몰입의 관계보다 더 직접적으로 연관이 되어 있을 수 있다. 즉, 소진과 조직몰입은 다른 변인에 의해 매개된 반면, 소진과 직무만족의 여러 개념들은 서로 직접적인 원인/결과 관계에 있을지 모른다. 그러나 본 메타분석은 횡단적인 상관연구에 기초하였기 때문에 원인/결과를 구분하기에는 한계가 있었다. 마지막으로, 소진과 직무만족이 같은 원인에 의해 영향을 받을 가능성이 있다(Maslach, 1998). 그러나 이 역시 본 연구의 범위에서는 확인할 수 없었다.

직무소진 척도들을 조절변수로 사용했을 때에는, OLBI의 직무비관여가 MBI의 비인격화보다 직무태도와 더 깊은 관련성을 보였다. 이는, 직무비관여가 직무 자체에 대한 태도를 측정한다는 점에서 직무태도와 궁극적으로 비슷한 개념이라는 것을 간접적으로 시사한다. 즉, 서비스/교육 분야에서의 비인격화는 서비

스의 수혜자에 대한 태도를 나타내지만, 일반 직종에서의 직무비관여는 직무 자체에 대한 태도이므로, 직무태도와 비슷하다.

직업군에 따른 차이는, 서비스/교육 분야 종사자들에게 소진이 더 중요한 요인일 것이라고 예측하였다. 서비스 분야의 경우, 정서적/신체적 소진은 직무태도와 더 관련이 있었다. 그러나 가설과는 조금 다르게, 비인격화나 개인 성취감의 감소는 비서비스 분야에서 더 중요한 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 응답자들의 소진을 연구한 이전 논문에서도 보고된 바가 있다(Lee, Cho, Kissinger, & Ogle, 2010). 이는 아마도 서비스 분야에 종사하는 개인들의 심리적 특성 때문일 수 있다. 즉, 상담자와 같은 서비스/교육 분야의 종사자들은 내담자의 권리와 보호를 중요하게 여기는 사람들로 자기 선택(self-selection) 되었기 때문에, 소진이 되더라도 그것이 수혜자에 대한 태도(비인격화)나 성취감에 미치는 영향이 상쇄될 수 있다.

본 연구결과는 소진이 직무만족이나 조직몰입과 같은 직무태도들과 밀접한 상관이 있음을 보여 주었다. 이와 같은 결과들은 소진이 개인의 건강 차원에서뿐 아니라 조직의 차원에서도 중요하다는 것을 강조한다. 직무만족과 조직몰입은 그 자체로도 중요한 직무태도일 뿐 아니라 이직, 직무성과 등 기업의 입장에서 매우 중요한 다른 개념들과 큰 상관이 있다(오인수 등, 2007). 조직 내 실무자들은 조직원들이 소진의 증후를 보일 때면 이들의 직무태도와 이직의도에도 변화가 있을 것임을 예측할 수 있고, 반대로 직무태도의 감소를 보이면 소진도 곧 나타날 것임을 예측할 수 있다. 그러므로 본 연구는 직무소진을 예방하는 것이 중요하다는 것을 간접적으로 보여준

다. 직무소진을 예방함으로써, 근로자의 정신 건강을 증진시킬 뿐 아니라, 조직과 직무에 대한 긍정적 사고와 정서를 함양할 수 있기 때문이다. 직무소진을 예방하기 위해서는, 동료들 사이의 지지 집단(peer support group)을 운영하여 직무 자원을 제공하여 주거나, 성취(mastery) 경험을 증가시켜 자기 효능감(self-efficacy)을 증진시킨다거나, 구조적으로 스트레스원을 줄여 주는 등의 개입을 할 수 있다 (Shirom, 2003).

추가적으로, 직무소진을 예방하고 관리하기 위해서는, 직업군의 성격과 소진의 여러 개념들을 함께 고려해야 한다는 것을 확인할 수 있었다. 이전 연구에서 논의된 바와 같이 (Demerouti et al., 2001; Maslach, 1998; Shirom, 2002), 소진은 비 서비스/교육 분야에서도 나타나는 보편적인 현상임은 분명하지만, 비 서비스/교육 분야에서의 소진은 서비스/교육 분야에서와는 다른 양상을 보일 수 있다. 따라서 직무소진에 대한 개입을 계획한다면, 해당 직업군의 성격과 구체적인 직무소진의 종류(e.g., 정서적 소진 대 정서적/신체적 소진)를 명확히 해야 할 것이다.

위와 같은 연구 결과와 그 함의에도 불구하고, 본 연구는 몇 가지 제한점을 가지고 있다. 첫째로, 왜 조절변수들의 효과에 차이가 나는지 그 기제를 확인할 수 없었다. 예를 들어, 왜 조직몰입의 척도들이 다른 직무소진 개념에서는 차이를 안 보이고 개인 성취감의 감소에서만 차이를 보이는지 세밀한 검토가 필요하다. 둘째로, 본 메타분석에 포함된 연구들은 상관관계에 기초한 연구들로서, 원인-결과 관계를 명확하게 하지 않았다. 따라서 우리는 아직도 소진과 직무태도 중에 무엇이 선행요인이고 무엇이 결과요인인지를 명확하게 밝힐

수 없다. 마지막으로, 본 연구는 출판 편향의 문제에서 자유로울 수 없었다.

그러므로 이러한 제한점들을 바탕으로 몇 가지 후속연구 방안을 다음과 같이 제시할 수 있다. 가장 먼저, 장기 종단 연구들이 시행되어야 할 것이다. 소진과 직무태도의 원인-결과 관계를 명확히 하기 위해서는 장기 종단 연구들이 필수적이다. 서론에서 언급한 바와 같이 국외에서 장기 종단 연구가 실시되기는 하였지만, 직무만족의 하위개념들을 구분하지 않고 연구를 시행하였다. 국내의 경우 메타분석에 필요한 정보들을 보고한 논문들 중에 장기적인 효과를 조사한 연구가 없었을 뿐 더러, 총화 직무만족, 전반적 직무만족, 직무소진 등을 다 함께 여러 번 측정하여 어느 것이 선행하는 요소인지 확인하는 작업이 필요하다. 그러므로 소진과 직무태도의 관계를 보다 구체적으로 제시하기 위해서는, 장기 종단적인 방법론이 도입되어야 한다.

이직의도의 경우 출판 편향의 문제가 제기되었다는 것은, 직무소진과 이직의도와와의 관계에 대하여 국내 학술지에 게재된 연구들이 통계적 유의성에 의해 심사결과가 결정되었을 가능성을 시사한다. 따라서 이 분야에 대해 보다 많은 양질의 연구들이 실시되어, 이들 연구들이 통계적 유의성에 전적으로 의존하지 않고 다양한 기준에 의해 평가받을 수 있는 연구 환경을 조성하여야 할 것이다.

또한 조절변수들의 경우, 관련 논문들의 숫자가 상대적으로 적었다. 몇몇 조건에서는 2-3개의 연구에서 도출된 결과를 바탕으로 메타분석을 하였다. 이들과 관련된 결과들은 해석을 조심스럽게 해야 하며, 소수의 연구들을 바탕으로 도출된 메타분석 결과이기에 일반화하는 데는 한계가 있다. 특히 조직몰입의 경

우, 소진과 관련하여 정서적 몰입 이외의 규범적 몰입과 지속적 몰입에 대한 연구도 필요하다. 본 연구에 포함된 논문들 중에서 규범적 몰입과 지속적 몰입을 측정하여 사용한 논문은 단 하나에 그쳤으며, 따라서 메타분석을 실시하는 것이 불가능하였다. 그러므로 더 신뢰할 수 있는 결과를 얻기 위해서는 더 많은 경험논문들이 선행되어야 할 것이다.

상당수의 연구 논문들이 개별적인 직무소진 차원들을 하나로 통합하여 분석하였다. 이것은 해당 척도들의 올바른 이용이 아니므로 (Allen & Meyer, 1990; Maslach & Jackson, 1981), 지양되어야 한다. 또한 많은 논문들이 직무만족을 측정함에 있어 조작적 정의를 명확하게 하지 않았다. 같은 직무만족이라 할지라도 많은 하위 개념이 존재하므로 이를 잘 구별해서 사용해야 할 것이다. 이와 관련되어서, 외재적 직무만족과 내재적 직무만족을 소진과 연계한 메타분석도 필요할 것이다.

마지막으로 본 연구는 직무소진의 선행변인들에 대한 연구를 촉구한다. 현재 우리나라에서는 많은 연구들이 직무소진에 영향을 미치는 변인들에 대해 조사하였지만(e.g., 김성은, 2009; 변대식, 염영희, 2009; 이인식, 박문수, 정무관, 2007), 이를 통합하는 메타분석 역시 필요하다.

종합적으로, 위와 같은 제한점에도 불구하고, 본 연구는 소진과 직무태도 및 이직의도와의 관계에 대한 축적된 국내 문헌들을 통합하는 첫 시도였으며, 이를 바탕으로 잠정적인 결론과 함께 후속 연구 방안을 제시하였다. 소진과 직무태도 및 이직의도는 서로 밀접한 상관이 있으나, 개념의 구체적 정의와 직업군의 특성이 그 관계를 조절하는 중요한 요인들인 것으로 보인다. 따라서 소진과 직무태도

및 이직의도에 대한 연구를 함에 있어서 이들 관계의 다차원적 특성을 고려할 필요가 있는 것으로 사료된다.

참고문헌

- * 표시된 논문은 메타분석에 포함
- *고종식, 황진수 (2010). 직무소진이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구-조절변수의 영향에 관한 가설검증을 중심으로. *산업경제연구*, 23(1), 523-545.
- *공계순 (2005). 아동학대에방센터 상담원의 이직의도 관련요인에 관한 연구. *한국아동복지학*, 19, 7-35.
- *구효진, 고재윤 (2007). 카지노 종사원 소진이 조직적 참여, 직무만족, 직무불만족, 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구. *호텔관광연구*, 9(4), 144-159.
- *김경석 (2006). 조직시민행동의 부정적 효과에 대한 연구: 소진의 매개역할을 중심으로. *인사관리연구*, 30(4), 91-120.
- *김민주, 김진수 (2006). 호텔종업원의 역할스트레스와 소진, 이직의도와의 상관관계. *경기관광연구*, 9, 123-134.
- *김범진, 이규만 (2009). 직무요구, 사회적 지원 및 구성원 반응간의 관계. *대한경제학회지*, 22(4), 2187-2206.
- *김성은 (2007). 비서의 직무소진(Job Burnout)에 관한 연구. *비서학 논총*, 16(2), 5-26.
- *김영희, 최정현, 김경은 (2009). 간호사가 지각하는 직무과부하, 상사부하관계의 질 및 정서적 소진이 이직의도에 미치는 영향: 정서적 소진의 매개효과 검증. *간호행*

- 정확회지, 15, 372-381.
- *김자옥, 김인숙 (2007). 보험 심사간호사의 업무스트레스, 직무만족도 및 소진경험과의 관계연구. *조선의대논문집*, 32(3), 23-34.
- *김지희, 윤설민, 서원석 (2010). 호텔 구성원의 역할 스트레스 요인, 소진, 이직의도 간 영향관계 연구. *관광연구*, 25(3), 139-159.
- *김희경, 지현순, 류은경, 이현주, 연승은, 전미경, 김희정 (2005). 간호사의 소진 영향 요인. *임상간호연구*, 10(2), 7-18.
- *노충래, 주한나, 손유경 (2008). 개인 및 조직 특성과 대리외상이 성매매 피해여성 상담원들의 소진에 미치는 영향. *정신보건과 사회사업*, 28(4), 265-293.
- *문채련, 이소은 (2005). 유아교사의 직무만족도와 소진. *한국생활과학회지*, 14(3), 387-399.
- *박상언 (2007). 직무자원으로서의 신뢰의 효과: 사무관리직 노동자들을 대상으로. *산업노동연구*, 13(1), 53-81.
- *박혜련, 박민선, 이빠라, 정선아 (2009). 교도관의 정서적 소진과 직무만족, 역할갈등 간의 구조적 관계에 관한 연구: 수용자에 대한 교도관의 태도 차이에 따른 변인간 관계 비교. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 22(2), 319-343.
- *변대식, 염영희 (2009). 임상간호사의 소진에 영향을 미치는 요인 -감정노동을 중심으로-. *간호행정학회지*, 15(3), 444-454.
- *성미혜 (2008). 응급실 간호사의 폭력경험, 소진 및 직무만족도간의 관련성. *임상간호연구*, 14(2), 83-92.
- *성미혜, 윤현옥, 이현정 (2007). 간호사의 직무스트레스, 소진경험 및 직무만족도에 관한 연구. *한국산업간호학회지*, 16(2), 147-157.
- *성희자, 고유나 (2004). 조계종 사회복지재단 사회복지 기관 및 시설 종사자의 소진에 관한 연구. *진각사회복지*, 1, 29-49.
- *소영호, 조성립 (2010). 직업무용수의 직무소진이 직업의식과 조직몰입에 미치는 영향. *한국여성체육학회지*, 24(4), 175-190.
- *소영호, 조현익, 양재근 (2009). 상업 스포츠센터 종사자의 직무스트레스와 직무소진, 조직몰입 및 이직의도의 관계. *체육과학연구*, 20(2), 372-386.
- *신강현 (2003). 일반직 종사자를 위한 직무소진 척도(MBI-GS)에 대한 타당화 연구. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 16(3), 1-17.
- *신현대, 이정기 (2008). 회계담당자의 내적 환경과 직무만족이 조직몰입에 미치는 영향. *세무와회계저널*, 9(4), 121-139.
- *심경순 (2003). 정신보건사회복지사의 직무만족에 관한 연구. *한국사회복지행정학*, 10, 169-195.
- *안대회, 박종철 (2009). 호텔종사원의 감정노동에 따른 감정부조화가 소진 및 이직의도에 미치는 영향. *한국콘텐츠학회논문지*, 9(9), 335-345.
- *양재근, 소영호 (2008). 상업 스포츠센터 종사원의 직무소진이 조직태도와 이직의도에 미치는 영향. *한국체육학회지*, 47(6), 127-140.
- 오인수, 김광현, Darnold, T. C., 황종오, 유태용, 박영아, 박량희 (2007). 직무만족, 조직몰입, 성과, 이직의도 간의 관련성: 문헌 고찰 및 메타분석. *인사조직연구*, 15(4), 43-86.

- 유태용, 민병모 (2001). 다양한 장면에서 수행을 예측하기 위한 5요인 성격모델의 사용 가능성과 한계: 국내 연구결과의 통합분석. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 14(2), 115-134.
- *윤금숙, 김숙영 (2010). 직무스트레스와 소진이 간호사의 이직의도에 미치는 영향. *간호행정학회지*, 16(4), 507-516.
- *윤혜미, 박병금 (2004). 아동학대예방센터 상담원의 소진관련 요인에 관한 연구. *한국사회복지학*, 56(3), 279-301.
- *이병호, 김정술 (2010). 치과위생사의 소진과 직무만족도 및 이직의도의 관련성. *한국콘텐츠학회논문지*, 10(11), 217-227.
- *이성자, 정승희 (1994). 수술실 간호사의 소진 경험 정도와 직무만족도에 관한 연구. *전북대학교 논문집*, 37, 245-256.
- *이인식, 박문수, 정무관 (2007). 직무소진의 영향요인에 관한 연구 -금융권 종사자를 대상으로-. *대한경영학회지*, 20(6), 2879-2900.
- *이인희 (2010). 교사의 직무만족에 영향을 미치는 학교조직 변인의 구조적 관계. *교육행정학회지*, 28(2), 81-102.
- *이정탁, 김현철 (2011). 감정노동, 직무스트레스, 직무소진, 이직의도 간의 구조적 관계: 패밀리 레스토랑 대면접촉 종업원을 중심으로. *관광레저연구*, 23(3), 299-317.
- *이정희, 조성연 (2009). 보육교사의 직무만족도와 소진과의 관계에 대한 자아탄력성의 중재효과. *한국지역사회생활과학회지*, 20(4), 559-570.
- *이종건 (2009). 병원 조사자의 소진과 조직유효성: 마음챙김의 주효과 및 조절효과. *산업경제연구*, 22(6), 3053-3075.
- *이지혜 (2010). 교사의 심리적 소진과 주관적 안녕감과 관계: 조직몰입의 매개효과. *한국교원교육연구*, 27(3), 143-164.
- *이채식, 이성규 (2010). 장애인 활동보조인의 소진과 직무만족의 관계 연구. *재활복지*, 14(2), 223-248.
- *이혜련, 김봉환 (2004). 직업상담원의 소진현상과 작업환경과의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 16(4), 597-611.
- *정병석, 탁진국 (2009). 일중독성향의 선행변인과 결과변인에 관한 연구. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 22(2), 295-317.
- 최대정, 박동건 (2006). 조직공정성의 개념과 효과성: 국내 상관연구의 통합분석. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 19(2), 193-227.
- *최창환, 이승곤 (2010). 호텔 직원의 감정노동 하에서 비호감 고객에 대한 지각의 선행 및 결과요인 간의 구조관계. *호텔관광연구*, 12(4), 176-192.
- *한은미, 임창희, 홍용기 (2011). 조직시민행동과 직무태도의 관계에 미치는 조직동일시와 소진의 역할. *인적자원관리연구*, 18(1), 1-22.
- *허성은, 지재훈 (2010). 치과위생사의 직무스트레스와 이직의도의 관계에 있어 소진의 매개효과. *대한보건연구*, 36(2), 35-55.
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1977). Attitude-behavior relations: A theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin*, 84, 888-918.
- Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1990). The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization. *Journal of Occupational Psychology*, 63, 1-18.

- Bakker, A. B., Demerouti, E., de Boer, E., & Schaufeli, W. B. (2003). Job demands and job resources as predictors of absence duration and frequency. *Journal of Vocational Behavior*, 62, 341-356.
- Becker, H. S. (1960). Notes on the concept of commitment. *The American Journal of Sociology*, 66, 32-40.
- Beehr, T. A. (1996). *Basic organizational psychology*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Bowling, N. A., Eschleman, K. J., & Wang, Q. (2010). A meta-analytic examination of the relationship between job satisfaction and subjective well-being. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83, 915-934.
- Brayfield, A. H., & Rothe, H. F. (1951). An index of job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 35, 307-311.
- Brief, A. P. & Weiss, H. M. (2002). Organizational Behavior: Affect in the workplace. *Annual Review of Psychology*, 53, 279-307.
- Buchanan, B. (1974). Building organizational commitment: The socialization of managers in work organizations. *Administrative Science Quarterly*, 19, 533-546.
- Cammann, C., Fichman, M., Jenkins, D., & Klesh, J. (1979). *The Michigan Organizational Assessment Questionnaire*. Unpublished manuscript, University of Michigan, Ann Arbor.
- Chung-Yan, G. A. (2010). The nonlinear effects of job complexity and autonomy on job satisfaction, turnover, and psychological well-being. *Journal of Occupational Health Psychology*, 15, 237-251.
- 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 Cuyper, N., Mauno, S., Kinnunen, U., & Mäkikangas, A. (2011). The role of job resources in the relation between perceived employability and turnover intention: A prospective two-sample study. *Journal of Vocational Behavior*, 78, 253-263.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86, 499-512.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I., & Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments. *European Journal of Psychological Assessment*, 19, 12-23.
- Fischer, R., & Boer, D. (2011, May 23). What is more important for national well-being: Money or autonomy? A meta-analysis of well-being, burnout, and anxiety across 63 societies. *Journal of Personality and Social Psychology*. Advanced online publication.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30, 159-162.
- Griffeth, R. W., Hom, P. W., & Gaertner, S. (2000). A meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: Update, moderator tests, and research implications for the next millennium. *Journal of Management*, 26, 463-488.
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1975). Development of the Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology*, 60, 159-170.

- Halbesleben, J. R. B. (2006). Sources of social support and burnout: A meta-analytic test of the conservation of resources model. *Journal of Applied Psychology, 91*, 1134-1145.
- Halbesleben, J. R. B., & Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Oldenberg Burnout Inventory. *Work & Stress, 19*, 208-220.
- Hammer, L. B., Kossek, E. E., Anger, W. K., Bodner, T., & Zimmerman, K. L. (2011). Clarifying work - family intervention processes: The roles of work - family conflict and family-supportive supervisor behaviors. *Journal of Applied Psychology, 96*, 134-150.
- Highhouse, S., & Becker, A. S. (1993). Facet measures and global job satisfaction. *Journal of Business and Psychology, 8*, 117-127.
- 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.
- Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (2004). *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings* (2nd ed.) Newbury Park, CA: Sage publication.
- Ibema, J. F., Smulders, P. G. W., & Bongers, P. M. (2010). Antecedents and consequences of employee absenteeism: A longitudinal perspective on the role of job satisfaction and burnout. *European Journal of Work and Organizational Psychology, 19*, 102-124.
- Ironson, G. H., Smith, P. C., Brannick, M. T., Gibson, W. M., & Paul, K. B. (1989). Construction of a job in general scale: A comparison of global, composite, and specific measures. *Journal of Applied Psychology, 74*, 193-200.
- Jex, S. M. (2002). *Organizational Psychology: A scientist-practitioner approach*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Kanter, R. M. (1968). Commitment and social organization: A study of commitment mechanisms in utopian communities. *American Sociological Review, 33*, 299-517.
- Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1993). A further examination of managerial burnout: Toward an integrated model. *Journal of Organizational Behavior, 14*, 3-20.
- 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*, 123-133.
- Lee, S. M., Cho, S. H., Kissinger, D., & Ogle, N. T. (2010). A typology of burnout in professional counselors. *Journal of Counseling and Development, 88*, 131-138.
- Leiter, M. P., & Maslach, C. (1988). The impact of interpersonal environment on burnout and organizational commitment. *Journal of Organizational Behavior, 9*, 297-308.
- Light, R. J., & Pillemer, D. B. (1984). *Summing up: The science of reviewing research*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Locke, E. A. (1969). What is job satisfaction? *Organizational Behavior and Human Performance, 4*, 309-336.
- Locke, E. A. (1976). Nature and causes of job satisfaction. In M. D. Dunnette (Ed.),

- Handbook of industrial and organizational psychology* (pp. 1297-1349). Chicago, IL: Rand McNally College Publishing Company.
- Maslach, C. (1998). A multidimensional theory of burnout. In C. L. Cooper (Ed.), *Theories of organizational stress* (pp. 68-85). Oxford, United Kingdom: Oxford University Press.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behaviour*, 2, 99-113.
- Mathieu, J. E., & Zajac, D. M. (1990). A review and meta-analysis of the antecedents, correlates, and consequences of organizational commitment. *Psychological Bulletin*, 108, 171-194.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1, 61-89.
- Mowday, R. T., Steers, R. M., & Porter, L. W. (1979). The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 14, 224-247.
- O'Reilly, C. A., & Chatman, J. (1986). Organizational commitment and psychological attachment: The effects of compliance, identification, and internalization on prosocial behavior. *Journal of Applied Psychology*, 71, 492-499.
- Park, H. I., Wagner, S. H., & Beehr, T. A. (2009). *A multi-faceted model of the relationship between job satisfaction and burnout: A meta-analysis*. Presented at the annual meeting of the Academy of Management, Chicago, IL.
- Park, H. I., Baiden, M., Jacob, A. C., & Wagner, S. H. (2009). *Job control and burnout: A meta-analytic test of the conservation of resources theory*. Presented at the annual meeting of the Academy of Management, Chicago, IL.
- Pines, A., & Aronson, E. (1988). *Career burnout: Causes and cures*. New York: The Free Press.
- Ricketta, M. (2002). Attitudinal organizational commitment and job performance: A meta-analysis. *Journal of Organizational Behavior*, 23, 257-266.
- Rosenthal, R. (1979). The "File Drawer Problem" and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86, 638-641.
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., & Maslach, C. (2009). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International*, 14, 204-220.
- Schleicher, D. J., Hansen, S. D., & Fox, K. E. (2011). Job attitudes and work values. In S. Zedeck (Ed.), *APA Handbook of industrial and organizational psychology* (vol. 3, pp. 137-189). Washington, DC: American Psychological Association.
- Schmidt, F. L., & Le, H. A. (2004). *Hunter & Schmidt Meta-analysis Programs* [computer software]. Iowa City, IA: University of Iowa.
- Shirom, A. (2002). Job-related burnout: A review. In J. C. Quick & L. E. Tetrick (Eds.), *Handbook of occupational health psychology* (pp. 245-264). Washington, DC: American Psychological Association.
- Slåtten, T., Svensson, G., & Sværi, S. (2011). Service quality and turnover intentions as perceived by employees: Antecedents and consequences. *Personnel Review*, 40, 205-221.

- Smith, P. C., Kendall, L. M., & Hulin, C. L. (1969). *The measurement of satisfaction in work and retirement*. Chicago, IL: Rand McNally.
- Sonnentag, S., & Frese, M. (2003). Stress in organizations. In W. C. Borman, D. R. Ilgen, & R. J. Klimoski (Eds.), *Handbook of psychology* (Vol. 12, pp.453-491). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Spector, P. E. (1985). Measurement of human service staff satisfaction: Development of the Job Satisfaction Survey. *American Journal of Community Psychology, 13*, 693-713.
- Tan, D. S. K., & Akhtar, S. (1998). Organizational commitment and experienced burnout: An exploratory study from a Chinese cultural perspective. *The International Journal of Organizational Analysis, 6*, 310-333.
- Tett, R. P., & Meyer, J. P. (1993). Job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, and turnover: Path analyses based on meta-analytic findings. *Personnel Psychology, 46*, 259-293.
- Vevea, J. L., & Woods, C. M. (2005). Publication bias in research synthesis: Sensitivity analysis using a priori weight functions. *Psychological Methods, 10*, 428-443.
- Wood, J. (2008). Methodology for dealing with duplicate study effects in a meta-analysis. *Organizational Research Methods, 11*, 79-95.
- Zimmerman, R. D., & Darnold, T. C. (2009). The impact of job performance on employee turnover intentions and the voluntary turnover process: A meta-analysis and path model. *Personnel Review, 38*, 142-158.
- 1차 원고접수 : 2011. 4. 8
2차 원고접수 : 2011. 6. 10
최종게재결정 : 2011. 8. 11

Relationships of Burnout with Job Attitudes and Turnover Intention among Koreans: A Meta-Analysis

Hyung In Park

Suk Kyung Nam

Eunjoo Yang

Korea University

Two representative job attitudes (job satisfaction and organizational commitment) and turnover intention were meta-analytically examined in relation to burnout using articles published in Korean journals. In total, 11560 employees from 42 samples were included. The results showed that the three dimensions of burnout (emotional exhaustion, depersonalization, and reduced personal accomplishment) were negatively related with job satisfaction and affective commitment and positively related with turnover intention. Dimensions of job satisfaction (global versus overall facets), measurements of affective commitment, measurements of burnout, and job types were found as potential moderators. Taking steps to reduce burnout is recommended not only for individual health but also for organizations because it can promote job satisfaction and organizational commitment. Results also suggest that job types should be considered when dealing with burnout. This study summarized the status of the current research trend in the area and directed the future research orientation, although the exclusion of unpublished studies was a clear limitation. Overall, the results called for more empirical studies in the field.

Key words : burnout, job attitude, job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, meta-analysis

부 록

메타분석에 포함된 연구 논문 자료

번호	참고문헌	N	Z _{adj}	Z _{obs}	Z _{adj}	Z _{obs}	Z _{adj}	Z _{obs}	Z _{adj}	Z _{obs}	Z _{adj}	Z _{obs}	Z _{adj}	Z _{obs}	Z _{adj}	Z _{obs}	Z _{adj}	Z _{obs}	리뷰 안축	리얼군 효과	순차 효과 검정	조각 효과	
1	고홍식, 황진수, 2010	130	-0.072	1	-0.329	-0.322	1	-0.062	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	공재승, 2003	117	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
3	구효진, 고재승, 2007	132	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
4	김정숙, 2006	263	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
5	김민우, 김진수, 2006	307	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
6	김복진, 이귀만, 2009	322	-0.262	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
7	김정은, 2007	142	-0.326	-0.600	1	-0.669	-0.813	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
8	김영희, 최경연, 김정은, 2009	280	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
9	김려옥, 김민숙, 2007	139	-0.630	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
10	김지희, 송원진, 서원석, 2010	201	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	김희경 등, 2005	205	-0.660	1	1	-0.635	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
12	노홍재, 추환나, 손유경, 2008	136	-0.274	-0.235	-0.350	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	문재민, 이소은, 2005	333	-0.640	-0.300	-0.410	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	박광민, 2007	457	-0.282	-0.587	1	-0.293	-0.313	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
15	박예진, 박민선 등, 2009	869	-0.325	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
16	변대식, 송영희, 2009	279	-0.340	-0.373	-0.442	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
17	정미혜, 2008	133	-0.492	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18	정미혜, 송현우, 이한경, 2007	280	-0.419	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
19	정희자, 고유나, 2004	76	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
20	손영호, 조창림, 2010	238	1	1	1	-0.136	0.160	-0.211	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
21	손영호, 조현리, 양재근, 2009	283	1	1	1	-0.242	-0.132	0.274	0.477	0.378	-0.157	0.370	0.049	-0.172	1	1	1	1	1	1	1	1	1
22	신경연, 2003	336	-0.460	-0.330	-0.470	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

번호	연구자	연도	효과 크기	95% CI	이질성	검정 통계량	유의성	연구 방법	출처	연구 방법	출처
23	신현대, 이경기, 2008	990	-0.145	[-0.232, -0.058]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
24	심광승, 2003	86	-0.197	[-0.262, -0.132]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
25	안대희, 박종철, 2009	331	0.111	[0.046, 0.176]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
26	양재근, 스영호, 2008	309	0.196	[0.131, 0.261]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
27	윤금숙, 김숙영, 2010	285	0.170	[0.105, 0.235]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
28	송세미, 박병금, 2004	90	0.350	[0.285, 0.415]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
29	이병호, 김경숙, 2010	275	0.296	[0.231, 0.361]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
30	이성자, 경승희, 1994	104	0.493	[0.428, 0.558]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
31	이인희, 박문수, 정무관, 2007	281	0.109	[0.044, 0.174]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
32	이인희, 2010	314	0.493	[0.428, 0.558]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
33	이정택, 김현철, 2011	247	0.095	[0.030, 0.160]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
34	이정희, 조성영, 2009	336	0.131	[0.066, 0.196]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
35	이홍진, 2009	202	0.365	[0.300, 0.430]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
36	이지혜, 2010	237	0.453	[0.388, 0.518]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
37	이계식, 이창규, 2010	206	0.292	[0.227, 0.357]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
38	이혜진, 김용환, 2004	165	0.131	[0.066, 0.196]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
39	정백희, 박진국, 2009	236	0.330	[0.265, 0.395]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
40	최향원, 이향근, 2010	286	0.342	[0.277, 0.407]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
41	한은미, 임창희, 홍용기, 2011	322	0.402	[0.337, 0.467]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS
42	허정순, 지계훈, 2010	222	0.618	[0.553, 0.683]	0.00	0.95	NS	실험	HS	실험	HS

주: x = 표본 크기, r = 상관 계수, se = 정서적 소진, p = 직무만족, dp = 비인격화/생소, pa = 개인 성취감의 감소, sc = 정서적 몰입, wa = 이직의도, hetero = 단일하지 않은 작업
 표, 200 = 비서비스업, 30 = 서비스업, MBI = Maslach Burnout Inventory, OLB = Oldenburg Burnout Inventory, FNES = Fines의 동료몰입 척도, A & M = Adams와 Meyer의
 정서적 소진 척도, Monday = Monday의 동료몰입 척도.