

한국어판 올덴버그소진척도(K-OLBI) 타당화 연구

강종수

강원대학교 사회복지학과

e-mail:jskang@kangwon.ac.kr

The Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) : An Application In South Korea

Jong-Soo Kang

Dept. of Social Welfare, Kangwon National University

요약

본 연구는 Demerouti & Nachreiner(1998)가 개발한 올덴버그소진척도(Oldenburg Burnout Inventory)의 한국어판 타당화를 위해 수행되었다. 사회복지사 216명을 대상으로 설문조사를 실시하였고, 연구결과 K-OLBI척도의 신뢰도는 매우 높게 나타났으며(Cronbach's $\alpha=.89$), 탐색적 및 확인적 요인분석을 통해 원칙도와 동일한 탈진과 무관심의 2요인이 확인되었다. K-OLBI, MBI 그리고 조직몰입 간의 상관분석을 통해 수렴타당도와 판별타당도가 확인되었고, 이직의사에 미치는 영향을 회귀분석하여 준거타당도 역시 확인되었다. 추가적으로 본 연구의 한계와 추후연구를 위한 제언을 제시하였다.

1. 서론

돌봄노동 종사자는 공통적으로 극심한 직무스트레스에 시달리며, 그 결과 소진 상태에 이른다. 특히 휴먼서비스 전문직 중에서 사회복지사의 정서적 탈진 현상은 다른 직종보다 더 심각하다. 소진 문제가 중요한 이유는 일단 소진된 종업원들은 소진되기 이전의 상태로 되돌아오는 것이 어렵기 때문이며[1], 또한 개인의 정신건강과 신체적 질환을 야기할 뿐만 아니라 낮은 직무만족과 직무성과, 이직, 무단결근 등의 조직성과와도 직결되기 때문이다[2][3].

소진연구 대부분이 Maslach와 동료들[4]이 개발한 MBI(Maslach Burnout Inventory)척도를 사용하고 있으나, MBI척도는 이론적으로 연역에 의해 형성된 것이 아니라 Maslach가 개발한 척도를 요인분석 하여 각 구성요인의 이름을 명명하는 귀납적 접근방법에 의해 형성되었고[5], 이러한 태생적 한계로 MBI척도는 개념구성 및 측정 등에서 많은 문제점을 갖고 있는 매우 논쟁적인 도구이다.

2. 이론적 배경

MBI척도는 소진을 정서적 고갈(emotional exhaustion), 클라

이언트에 대한 비인격화(depersionalization), 그리고 개인적 성취감 감소(reduced personal accomplishments)로 구성요인을 명명하며 소진을 개념구성 하였다. 그러나 많은 연구들에서 정서적 고갈이 소진의 핵심구성개념이며, 소진은 발달단계를 보이며 정서적 고갈은 비인격화(냉소)에 영향을 주거나, 성취감 감소(직업 효능감)에 영향을 준다고 지적하고 있다[5]. 즉 정서적 고갈과 비인격화는 $r=.56$ 정도의 상관관계를 보이지만, 성취감 감소는 정서적 고갈과는 $r=.30$, 비인격화와는 $r=.35$ 정도의 낮은 상관관계를 보여 서로 다른 관계양상을 보인다. 원칙도 개발자들 역시 이러한 지적에 동의하여 세 하위 구성요인은 동질적인 것이 아니며 각기 다른 측면을 대표하기 때문에 각 하위요인은 별도로 간주되어야 한다고 강조하였다.

또한 이러한 성취감 감소요인의 비동질성 때문에 MBI척도에서 다른 두 요인과는 달리 역문항으로 처리되고, 그 결과 요인분석에서 흔히 별개 요인으로 드러나거나 또는 타당도를 현저히 떨어뜨리는 요인으로 작용한다. 또한 문화적 내지 젠더 관점에서 수용되기 곤란한 문항들에 대한 지적도 있다. 특히 비인격화 문항들은 응답자에게 직업적 소명의식에 반하는 것으로, 상당한 불쾌감 내지 모욕감을 줄 수 있다고 지적되고 있다.

올덴버그소진척도(OLBI)는 MBI척도의 한계를 해결하기 위한 대안으로 개발되었다. 우선 직종에 관계 없이 모든 직종에

사용될 수 있도록 하였으며, 하위구성요인은 MBI척도에서 정서적 고갈요인과 비인격화요인은 사실 하나에 가깝고, 성취감 감소는 요인으로 볼 수 없다는 지적을 반영하여 소진을 오로지 업무와 관련된 탈진(exhaustion)과 무관심(disengagement)이라는 두 측면만으로 구성하였다. 게다가 두 하위요인은 모두 응답 편의를 회피하기 위해 각각 4문항의 긍정형과 부정문으로 측정한다[6].

하위요인 중 탈진은 집중적인 신체적·정서적·인지적 긴장의 결과를 의미하며, 이러한 견해는 다른 탈진에 대한 정의들과 대체로 일치한다. MBI척도는 정서적 고갈만 의미하지만 OLBI척도는 신체적 및 인지적 탈진도 포함하며, 이러한 견해는 MBI척도를 우리나라 사회복지사에게 적용한 이명신의 연구[7]에서 신체적 탈진과 정서적 탈진을 구분해야 한다는 견해와 일맥상통한다. 무관심은 일로부터 멀어지고 일에 대한 부정적 태도를 경험하는 것을 의미한다. 일종의 업무에 대한 정신적 거리두기이다.

모든 문항은 중간값 없는 리커트 4점척도로 측정하여 응답 범주는 매우 그렇다=1, 그렇다=2, 그렇지 않다=3, 전혀 그렇지 않다=4이다. 다만 무관심요인에서 3, 6, 9, 11번 문항과 탈진요인에서 2, 4, 8, 12번 문항은 역문항이며, OLBI척도 소진값은 최저 16점에서 최고 64점까지 분포한다. 따라서 점수가 높을수록 소진이 높음을 의미한다.

3. 연구방법

3.1 연구절차

한국어판 K-OLBI척도 변안은 Demerouti[8] 및 Demerouti & Nachreiner[9]가 개발한 독일어판 OLBI척도 16문항을 기본 텍스트로 하여 Halbesleben & Demerouti(2005)가 영어로 번안하여 구성타당도를 확인한 척도를 참고하였다. 사회복지학 전공 교수 1인과 사회복지사 경력 10년 이상의 박사과정 대학원생 2명이 번안과 역번역 과정을 거치고, 이중언어(bilinguals) 독문학 및 영문학자의 확인을 거쳐 정확성과 합치성을 확인하였다. 이를 바탕으로 역번역 문항과 원 척도의 문항을 비교하여 번역의 모호함과 오류를 발견하여 수정하는 논의과정을 거쳤으며, 연구참여자가 아닌 다른 사회복지학 교수 1인과 일반기업체 근로자 3명의 자문을 받아 K-OLBI척도 문항을 완성하였다.

3.2 조사대상 및 자료수집

본 연구의 조사대상은 강원지역 사회복지사로서, 2019년 12

월부터 2020년 1월까지 사회복지사보수교육 참가자 및 도내 사회복지기관을 대상으로 조사연구 취지를 소개하고 자발적 동의자를 대상으로 무기명의 구조화된 설문조사를 실시하였다. 총 280부의 설문지를 배포하여 232부를 회수하여 회수율 82.8%이며, 다만 다수문항 무응답이나 일관 응답 등의 불성실 설문지 16를 제외한 총 216부의 설문지를 최종적으로 분석에 사용되었다.

2.3 조사대상 및 자료수집

본 연구의 자료들은 SPSS 26.0과 AMOS 26.0 프로그램을 이용하여 통계분석 하였다. 각 변수들의 분포적 특성과 문항분석 및 신뢰도 검사를 위해 기술통계값과 내적일관성 신뢰도를 분석하고, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 통해 구인타당도를 검정하였다. 확인적 요인분석은 무요인모델과 2요인모델을 검정하였으며, 모형적합도는 TLI, CFI, RMSEA 등의 적합도 지수를 분석하였다. 이외에 MBI 및 조직몰입과의 상관분석을 통해 수렴타당도와 판별타당도를 검정하고, 이직의사에 미치는 영향을 분석하여 준거타당도를 확인하였다.

4. 연구결과

3.1 주요변수의 기술통계

주요변수의 기술통계 분석결과 [표 1]과 같이 K-OLBI척도의 총점평균은 46.92(표준편차=9.24)이고, 하위요인별로 탈진은 24.52(SD=5.02), 무관심은 22.43(SD=4.90)으로 나타났다. 이를 5점 평균으로 산출하면 2.93(SD=.57)으로 5점 리커트척도의 중간값에 상응하는 수준을 보이고 있으며 MBI척도 평균 2.92(SD=.60)와 거의 비슷한 수준으로 나타났다. 다만 하위요인에 따라서는 다소 차이가 있는데, 탈진이 3.06(SD=.62)으로 무관심 2.80(SD=.61) 보다 상대적으로 높게 나타났고, 이러한 경향은 MBI 역시 정서적 고갈이 3.30(SD=.81)으로 성취감 감소 2.54(SD=.59) 보다 높게 나타나는 경향과 유사하다. 이외에 조직몰입은 3.45, 이직의사는 3.56 수준으로 나타났으며, 변수의 정규성 검정을 위한 왜도는 -.55~.34, 첨도는 -.20~.91의 분포를 보이고 있어 자료의 정규분포성은 확인되었다.

[표 1] 주요변수의 기술통계치

변수	총점 평균(SD)	5점 평균(SD)	최소 값	최대 값	범위	왜도	첨도
----	--------------	--------------	---------	---------	----	----	----

K-OLBI_전체	46.92(9.24)	2.93(.57)	1.38	5.00	3.63	-.08	.42
- 탈진	24.52(5.02)	3.06(.62)	1.18	5.00	3.88	-.26	.22
- 무관심	22.43(4.90)	2.80(.61)	1.38	5.00	1.38	.05	.28
MBI_전체	-	2.92(.60)	1.40	4.70	3.30	.29	.18
- 정서적 고갈	-	3.30(.81)	1.00	5.00	4.00	-.17	.29
- 성취감 감소	-	2.54(.59)	1.00	4.60	3.60	-.08	.01
조직몰입	-	3.45(.69)	1.00	5.00	4.00	-.44	.82
이직의사	-	3.56(.79)	1.00	5.00	4.00	-.55	.91

3.1 신뢰도 분석 및 탐색적 요인분석

K-OLBI척도 각 문항의 평균, 표준편차, 문항·총점 상관관계수 (item-total correlation), 문항 제거시 신뢰도(alpha if item deleted)에 대한 분석 결과 13번 문항의 .24를 제외하고 최저 .40이상을 보이고 있으며, 신뢰도는 Cronbach's α =.89로 나타났다. 13번 문항 삭제시 .90으로 향상되거나 삭제 여부는 요인 분석 결과를 참조하였다.

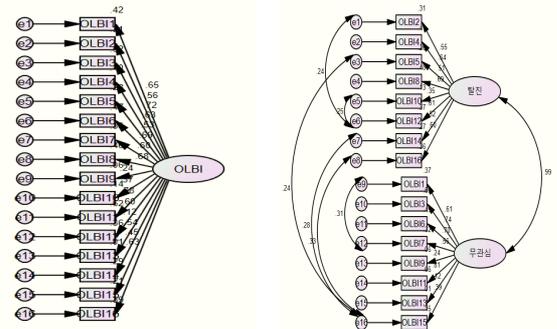
구인타당도 검사를 위해 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 우선 요인분석의 적절성 여부에서 Barlett 구형성 검정에서 $X^2=1530.76(p<.001)$, 표본 적절성의 KMO=.910으로 나타나 요인분석을 실시하기에 적합한 것으로 나타났다. 이론적 논의에서 하위요인들이 상호 독립적이라는 가정하에 원개발자인 Demerouti & Bakker[6] 분석방식에 따라 Varimax 회전과 주성분분석법을 통해 요인추출을 실시하고, 고유값 (eigenvalue)과 스크리 도표(scree plot)을 참고하여 2개 요인이 추출되었다.

요인1의 %분산은 21.6, 요인2는 29.7이며 요인별 적재량은 최저 .50 이상이며 양 요인에 공통부하량 문제를 보이는 문항은 없었다. 따라서 K-OLBI 역시 원척도와 동일한 요인으로 추출되어 탈진, 무관심으로 명명하였다. 특히 신뢰도 분석에서 문제시된 13번 문항의 요인적재량은 적절하며 이를 포함해 요인별 신뢰도를 산출할 때 탈진은 α =.84, 무관심은 α =.82로 나타나 문제되지 않았고, 다만 확인적 요인분석을 통해 거듭 확인하고자 한다.

3.1 확인적 요인분석

탐색적 요인분석 결과 개발된 K-OLBI척도 16문항 2요인모형에 대해 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석 시 행렬자료를 사용하여 최대우도법 추정법을 적용하였고, 모형적합도는 RMSEA, TLI, NFI 및 CFI를 검토하였다. 무요인모델과 2요인모델(수정 전)에 대한 확인적 요인분석 결과 적합도 기준에 미흡하여 유사한 두 측정변수에 대해 수정지수(Modification

Index) 10 이상에 해당하는 6쌍(예: 1번과 6번, 그림 4 참조)의 측정오차항 간의 관계를 연결지어 적합도 지수를 다시 산출하였다. 그 결과 2요인모델(수정 후)의 적합도는 TLI=.941, NFI=.931, CFI=.965로 나타나 적합한 것으로 판명되며, 절대적 적합도지수인 RMSEA=.077로 나타나 비교적 합당한 적합도로 확인되었다. 따라서 13번 문항을 포함한 탈진과 무관심의 2개 요인 16문항을 확정하게 되었다.



[그림 1] 무요인 및 2요인 확인적 요인분석

3.1 수렴타당도, 판별타당도 및 준거타당도

K-OLBI척도의 수렴타당도는 유사척도인 MBI척도와 상관을 분석하고, 또한 판별타당도는 소진의 반대개념인 조직몰입과의 상관관계를 분석하였다. 분석결과 K-OLBI척도는 하위요인 탈진과 무관심 모두 $r=.93^{***}$ 으로 나타나 매우 높은 내적 상관관계를 가지며, MBI와는 $r=.84^{***}$ 로 매우 높은 상관관계가 있음이 확인되었다. 또한 하위요인인 정서적 고갈과는 $r=.80^{***}$, 성취감 감소와는 $r=.74^{***}$ 의 상관관계를 나타내고 있다.

그리고 조직몰입과는 K-OLBI척도는 $r=-.59^{***}$, MBI척도와는 $r=-.57^{***}$ 의 부(-)적 상관관계를 나타내고 있다. 따라서 소진이라는 같은 개념을 측정하는 K-OLBI척도와 MBI척도는 높은 정(+)적 상관관계를 보이고, 반대개념인 조직몰입과는 부(-)적 상관관계를 보이고 있어 수렴타당도와 판별타당도가 확인되었다.

K-CBI척도의 준거타당도를 검증하기 위해 소진이 이직의사에 미치는 영향을 다중회귀분석을 통해 실시하였다. 분석은 인구사회학적 특성변수를 통제변수로 하여 인구사회적 특성모형, K-OLBI 전체문항을 투입한 K-OLBI 전체모형, 그리고 하위 2요인을 투입한 K-OLBI 하위요인모형으로 구분하여 모형설명력의 증감을 분석하였다. 성별은 더미변수로 측정하였고, 다중공선성은 분산팽창계수를 통해 살펴보았다. 분석결과 모든 모형에서 유의한 인구사회적 특성변수는 없었고, K-OLBI 전체모형에서 소진은 매우 높은 영향을 미치는

것으로 나타났으며($\beta=.57, P<.001$), K-OLBI 하위요인모형에서 탈진($\beta=.46, P<.001$)과 무관심($\beta=.63, P<.001$) 모두 유의한 수준에서 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다중공선성은 높지 않아 잔차 간의 자기상관은 문제없는 수준이며, 모형 설명력은 하위요인모형이 가장 높게 나타났다

4. 결론 및 제언

첫째, 한국어판 K-OLBI척도 개발을 위해 실시된 조사연구에서 기술통계분석 결과 소진 정도는 2.93으로 중간값 정도의 수준을 보이고, 다만 하위요인에 따라 탈진의 정도가 높고 무관심은 상대적으로 낮았다. 이러한 경향은 MBI척도 역시 비슷한 수준과 경향을 보이고 있다.

둘째, K-CBI척도의 신뢰도와 탐색적 요인분석 결과 대체로 높은 신뢰도를 보이고 있으며, 탈진과 무관심이라는 원척도와 동일한 요인으로 추출되어 같은 요인으로 명명되었다. 13번 문항의 항목제거시 신뢰도는 조금 상승되나 요인분석과 요인별 신뢰도에서 문제 없음이 확인되었다.

셋째, 확인적 요인분석 결과 무요인모형 보다 탈진과 무관심이라는 2요인모형이 적합도 지수에서 높게 나타나 원척도에서 개발된 18문항이 한국어판에서도 타당함이 확인되었다.

넷째, 수렴타당도와 판별타당도, 준거타당도 검사를 위해 K-OLBI척도와 MBI척도, 조직몰입 간의 상관관계를 유사 측정도구인 MBI와는 높은 정(+)적 상관관계를 보이고, 반면에 반대개념인 조직몰입과는 부(-)적 상관관계를 보여 수렴타당도와 판별타당도가 확인되었다. 또한 소진이 이직의사에 미치는 영향을 분석한 결과 K-OLBI척도 전체문항모형과 두 하위요인모형 모두에서 모두 영향을 미치는 것으로 나타나 소진 정도가 높을수록 이직의사가 높음이 확인되었다.

이러한 연구결과는 올덴버그소진척도(OLBI) 개발자들의 연구결과와 대체로 일치하는 것으로, 탈진과 무관심이라는 두 요인에 초점을 맞춘 이 척도가 소진에 관한 이론적 논의에 더 부합되며, K-OLBI척도 역시 이론적 타당성을 가졌다고 볼 수 있다. 한국어판 OLBI척도 역시 높은 타당도를 지니 우리나라에서도 널리 사용될 수 있을 것으로 기대된다. 또한 원척도 개발자들이 주장한 바와 같이 이 척도는 소진뿐만 아니라 역으로 직무열의 측정을 위한 도구로도 널리 사용될 수 있다.

참고문헌

- [1] Schaufeli, W. B., & Enzmann, I., *The Burnout companion to study and Practice: A Critical Analysis*. Taylor & Francis. 1998.
- [2] Taris, T. W., "Is there a relationship between burnout and objective performance? A critical review of 16

- studies". *Work & Stress*, 20(4), pp. 316-334. 2006.
- [3] Kang, J. S., "Relationship among Leader-member exchange(LMX), Burnout and Career Turnover Intention in Social Workers using SEM". *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society*, 14(8), pp. 3739-3747, 2013.
- [4] Maslach, C., Jackson, S. E., "The Measurement of Experienced Burnout". *Journal of Occupational Behavior*, 2, pp. 99-113. 1981.
- [5] Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K. B., "The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout". *Work & Stress*, 19, pp. 192-207, 2005.
- [6] Demerouti, E., & Bakker, A. B., "The Oldenburg Burnout Inventory: A good alternative to measure burnout and engagement". In Halbesleben, J. (Ed.), *Stress and burnout in health care: 65-78*. Hauppauge, NY: Nova Science Publishers, 2008.
- [7] 이명신, "사회복지사의 소진과정(Burnout Process) 모델 - 직업관련 스트레스 요인, 직무스트레스와 전문직효능성에 의한 소진 경로분석", 『한국사회복지학』, 56(4): pp. 5-34, 2004.
- [8] Demerouti, E., *Burnout: Eine Folge Konkreter Arbeitsbedingungen bei Dienstleistungs und Produktionsttdigkeiten*. Frankfurt/Main: Lang. 1999.
- [9] Demerouti, E. & Nachreiner, F., *Zur Spezifität von Burnout für Dienstleistungsberufe: Fakt oder Artefakt?* *Zeitschrift für Arbeitswissenschaft*, 52, 82-89., 1998.