

군집 분석을 통한 전문적 도움 추구 태도 탐색: 양가 태도를 중심으로*

김 하 영

연 규 진†

서강대학교

본 연구는 기존에 양극적 평정방식으로 연구되어왔던 전문적 도움 추구 태도를 의미변별 형용사적으로 측정하여 양가 태도 집단이 존재하는지 확인하고 자기 은폐, 체면 손상과의 관련성을 탐색하는데 목적이 있다. 이를 위하여 측정된 자료를 이 단계 군집 분석을 실시하여 4개의 집단으로 구분하였다. 구분된 집단은 의미변별 형용사척도의 하위요인의 수준에 따라 상담 선호 집단, 상담 긍정 태도 집단, 양가 태도 집단, 태도 미형성 집단으로 명명했다. 각 집단 간 특성을 비교하기 위하여 분산분석을 통해 전문적 도움 추구 태도인 ATSPPH, 의미변별 형용사 척도를 사용해 계산한 양가 태도, 자기 은폐, 체면 손상, 전문적 도움 추구 의도의 집단 간 차이를 검증하였다. 그 결과 전문적 도움 추구 태도와 관련해 비일관적인 관계가 보고되었던 자기 은폐, 체면 손상이 군집 간, 특히 양가 태도 집단과 다른 태도 집단 간 차이가 있음을 확인하였다. 전문적 도움 추구 의도 역시 집단 간 차이가 나타났으며, 선호 집단이 양가 태도 집단보다 높은 전문적 도움 추구 의도를 보였다. 마지막으로 본 연구의 의의와 제한점을 논의하였다.

주요어 : 전문적 도움 추구, 양가 태도, 자기 은폐, 체면 손상

* 본 연구는 김하영(2018)의 서강대학교 석사학위논문을 발췌, 수정한 내용임.

본 연구는 장훈장학회의 지원을 받아 수행된 연구임.

† 교신저자 : 연규진, 서강대학교, (04107) 서울특별시 마포구 백범로 35 (신수동) 서강대학교 다산관(D관) 336호, Tel: 02-705-8327, E-mail: kjyon@sogang.ac.kr

국립정신건강센터의 ‘2018년 대국민 정신건강 지식 및 태도조사’에 따르면 조사 대상 중 59.9%가 정신건강 문제를 경험하였지만, 그 중 정신건강 전문가에게 도움을 구한 비율은 높지 않았다. 구체적으로, 복수응답을 포함하여 정신과 의사 및 간호사를 찾았던 비율은 11.76%, 심리 또는 상담전문가 찾았던 비율은 10.4%에 불과했다. 또한 나중에 문제를 겪는다면 가족 및 친지에게 상담하겠다는 비율이 45%로 정신과 의사인 26.6%, 심리 혹은 상담 전문가 13.2% 보다 높게 나타났다. 이는 심리적인 어려움에도 전문가의 도움을 받지 않는 사람들이 여전히 많다는 것을 의미한다. 실제 상담 장면에서도 전문적 도움을 요청하기까지 오랜 시간이 걸리는 경우를 종종 관찰할 수 있다. 때로는 막상 상담소를 찾아왔지만 상담 받는 것을 부끄럽게 생각하는 등 상담 이용에 대한 부정적 인식으로 갈등하거나 조기종결하는 내담자들을 만날 수 있다. 이러한 진입 장벽을 줄이기 위해서는 상담과 정신 건강 관련 서비스에 대한 접근성을 높이기 위하여 사람들이 전문적 도움 추구에 대해 어떤 태도를 가지고 있는지 살펴보는 것이 중요하다.

여러 선행연구에서 상담에 대한 태도는 도움 추구 행동을 예측하는 중요한 변인으로 보고되어 왔다(김하정, 장재홍, 2019; 안수정, 서영석, 2017; Bathje, Kim, Rau, Bassioun & Kim, 2014; Vogel, Heimerdinger-Edwards, Hammer & Hubbard, 2011; Vogel et al., 2017). 전문적 도움 추구 태도란 “개인적인 위기나 지속되는 심리적 불편함을 겪는 중 전문적 도움을 찾거나 거부하는 경향성(Fischer & Turner, 1970, p. 79)”을 말한다. 많은 국내 연구들(김주미, 유성경, 2002; 유성경, 유정이, 2000; 정진철, 양난미, 2010)도 전문적 도움 추구 태도가 긍정적일수록

전문적 도움 추구를 할 가능성이 높다는 전제 하에 전문적 도움 추구 태도에 영향을 미치는 다양한 변인들을 연구하여 도움 추구 행동에 개입할 수 있는 방안을 파악하고자 하였다. 이러한 연구들은 주로 긍정적인 태도와 부정적인 태도가 단일 선상에 연결되어 있고, 특정 개인의 태도가 연속선상의 단일 지점으로 간주되는 양극적 평정척도 또는 양정 평정 측정 방식(bipolar rating scale)을 사용했다(이미경, 김아름, 최성인, 남숙경, 이상민, 2010; 이미경, 이상민, 2013). 이러한 양극적 평정척도를 사용한 전문적 도움 추구 태도 연구들은 전문적 도움 추구 행위 가능성을 높이는 접근 요인과 그 가능성을 감소시키는 회피 요인들을 밝혀냈지만, 접근-회피 요인이 동시에 존재할 때 발생하는 양가적 태도를 파악하지 못한 아쉬움이 있다(이미경, 이상민, 2013).

양극적 평정 방식의 대표적인 제한점은 중간 점수가 두 가지 방향으로 해석이 가능하다는 것이다. 양극적 평정에서 중간 태도는 대상에 대한 무관심 혹은 무지상태와 상반된 감정을 동시에 느끼는 양가적인 상태를 포괄한다(이수원, 이지연, 1996). 연구자들은(이수원, 이지연, 1996) 이때 태도가 부재하기 때문에 중간을 선택하는 비태도(non-attitude)와 서로 다른 태도가 공존하기 때문에 중간을 선택하는 양가 태도가 근본적으로 다르다고 주장하였다. 따라서 전문적 도움 추구 태도를 명확히 연구하기 위해서는 양극적 평정방식이 아닌 다차원적인 태도를 고려하여 기존 연구에서 중립 태도로 여겨졌던 양가적인 태도와 비태도의 서로 다른 특성들을 포착할 필요가 있다. 특히, 실제 상담 현장에서 상담에 대해 양가적인 태도를 지니고 있는 사람은 전문적인 도움을 받는 것을 망설일 것이라고 예상해 볼

수 있다. 그러므로 기존에 주목 받지 못했던 중립 태도가 비태도와 양가 태도로 구분되는지 탐색하고, 각각의 특성을 확인하는 것이 상담 이용 여부로 고민하는 사람들을 이해하고 적절히 개입하는 데 도움이 될 수 있다.

양가 태도란 한 대상에 대해 긍정적인 요인과 부정적인 요인이 공존하는 상태를 말하며 (Priester & Petty, 1996) 긍정, 부정적인 각각의 태도 강도가 유사하면서도 강한 것을 의미한다 (Scott, 1966; Kaplan, 1972에서 재인용). 양가적인 태도를 지닌 사람들은 상담이 필요함에도 불구하고 전문적 도움 추구에 대해 복합적인 고민을 지닐 수 있다. 예를 들어, Kushner와 Sher(1989)은 심리적 어려움에도 불구하고 도움을 받지 않는 사람들의 갈등을 접근-회피 갈등 이론(Miller, 1944; Kushner & Sher, 1989에서 재인용)으로 설명하였는데, 하나의 목표가 긍정적인 매력과 부정적인 요소를 모두 갖추고 있을 경우 사람들은 접근-회피 갈등을 경험하게 되고, 그 결과 스트레스가 유발된다 (Weiten, Dunn & Hammer, 2014). 즉, 상담에 대해 긍정적인 태도와 부정적인 태도를 모두 지니고 있는 사람의 경우 접근-회피 갈등을 경험할 가능성이 높아지고 이는 상담을 받으러 가기 전, 그리고 상담을 시작한 다음에도 내담자로 하여금 지속적인 스트레스를 경험하게 할 수 있다.

양가적인 전문적 도움 추구 태도를 이해하기 위해서는 우선 긍정적 태도와 부정적 태도를 동시에 지닌 사람들이 있는지 탐색해 보고 이들의 특징을 살펴볼 필요가 있다. 의미변별 형용사 척도를 개발한 이미경과 이상민(2013)은 대학생들을 대상으로 한 연구에서 중위수를 기준으로 집단을 분류하여 약 17%의 참가자들을 양가 태도 집단으로 분류하였다. 해당

연구에서(이미경, 이상민, 2013) 양가 태도 집단이 태도 강도가 모두 중위수보다 낮은 무관심 집단과 기존의 양극적 평정에서 구분되지 않음이 확인되었다. 두 집단이 구분되지 않은 것은 양가 태도 집단과 무관심 집단 모두 양극적 평정에서 중간 태도로 표현되기 때문이다. 또한 해당 연구에서는(이미경, 이상민, 2013) 분류 과정에서 긍정 태도가 중위수보다 낮고 부정 태도가 중위수보다 높은 집단을 비선호 집단으로 명명하였다. 하지만 비선호로 분류된 집단이 오히려 긍정과 부정 태도의 강도가 가장 유사하게 나타났다. 양가 태도가 두 가지 태도의 강도가 유사하게 공존되는 상태로 정의되기 때문에 연구자들(이미경, 이상민, 2013)은 이러한 비선호 집단의 태도 분포가 분류 방법의 한계점이라고 논의하였다. 또한, 개신교인을 대상으로 상담에 대한 인식을 질적으로 탐구했던 연구에서도 이러한 상반된 태도가 공존하는 모습을 확인할 수 있었는데, 해당 연구에서 일부 참가자는 “(상담은) 좋다고 생각해요. 필요하다고 생각하고 (중략) 그 래도 사실 전 (상담 받으러) 안 갈 것 같아요 (연구진, 이지미, 이수정, 이도형, 2016, p. 256).” 등 상담에 대해 긍정적이면서도 동시에 거리를 두는 응답을 보고했다(연구진 외, 2016). 이러한 양가적인 태도는 현실에 분명 존재하고 있으나 선행 연구에서는 양극적 평정방식이 지닌 한계로 인해 이러한 태도를 뚜렷이 포착하기 어려웠을 것이다.

따라서 본 연구에서는 전문적 도움 추구 태도를 보다 입체적으로 측정할 수 있는 전문적 도움 추구 태도에 대한 의미변별 형용사척도(이미경 외, 2010)를 활용하여 양가 태도를 탐색하고자 하였다. 긍정과 부정 태도를 독립적으로 측정할 수 있는 Kaplan(1972)의 의미변별

형용사척도(split semantic differential scale)는 태도 차원을 개별적으로 측정하고 계산을 통해 종합적인 감정(total affect), 양극성(polarization), 양가성(ambivalence) 등을 도출할 수 있도록 구성되었다(Kaplan, 1972). 이미경과 동료들(2010)은 이러한 의미변별 형용사척도를 활용하여 상담에 대한 의미변별 형용사 척도를 개발하였고(이미경, 이상민, 2013), 본 연구에서는 이를 활용하였다.

상담에 대한 의미변별 형용사척도를 사용해 상담에 대한 양가 태도 집단의 특성을 분석한 이미경과 이상민(2013)은 기존의 양극적 평정의 중간 태도 집단이 양가 태도 집단과 태도 강도가 낮은 무관심 집단으로 구분될 수 있으며, 의미변별 형용사 척도로 측정한 전문적 도움추구 태도와 상담이용에 대한 갈등량이 집단 간 차이가 있음을 제시했다. 또한 신학대학원생들의 전문적 도움 추구에 대한 태도, 의도 및 자기개념과 공감능력을 살펴본 연구(오테균, 김미경, 2013)에서도 의미변별 형용사 척도를 활용하여 중위수를 기준으로 네 집단을 구분하고 각 변인들의 차이를 검증하였다. 이 연구에서 양가 태도 집단은 다른 세 집단과 비교하여 낮은 수준의 자기개념 점수와 높은 대인관계 역기능성을 보고하여 다른 집단에 비해 더 많은 어려움을 경험하고 있다는 것을 확인하였다.

이처럼 의미변별법을 활용한 기존 연구들(오테균, 김미경, 2013; 이미경, 이상민, 2013)은 참가자들의 양가 태도를 탐색하여 전문적 도움 추구 태도 연구에 기여했으나, Rudolph(2005)의 방법이 중위수를 기준으로 집단을 분류한다는 점 때문에 결과 해석상의 한계가 있었다. Rudolph(2005)는 한 집단의 서로 다른 태도가 모두 중위수보다 높으면 양가 집단, 한

태도만 중위수보다 높으면 한 방향의 태도 집단, 모두 중위수보다 낮으면 무관심한 집단으로 특성을 파악하는 방법을 제안했다. 하지만, 이렇게 분류된 양가적 태도 집단은 수집된 자료의 중위수를 기준으로 분류했다는 문제점이 있다. 예를 들어, 대부분의 참가자가 상담에 대해 긍정적인 태도를 가지고 있어 표본의 긍정 태도 중위수가 높은 경우 중위수보다 낮은 점수를 보고한 사람들이 상담에 대해 긍정적인 태도가 낮은 집단으로 잘못 해석될 가능성이 있다. 특히 의미변별 형용사 척도를 사용한 오테균과 김미경(2013), 이미경과 이상민(2013)의 연구에서 중위수를 사용하여 긍정, 부정 점수가 모두 중위수보다 높은 집단을 양가 집단으로 명명했지만 각 집단의 평균점수를 살펴보면 오히려 상담 비선호 집단에서 긍정 태도와 부정 태도의 강도가 더 유사하였다. 이는 긍정 태도의 중위수가 부정 태도의 중위수보다 높았기 때문에 긍정 태도가 중위수보다 낮으면서 부정 태도보다 높은 사람들이 양가 태도로 명명되었기 때문이다. 그러나 긍정, 부정 태도의 공존 및 그 강도의 유사성으로 정의되는 양가 태도의 개념적 의미를 고려했을 때(Priester & Petty, 1996; Scott, 1966; Kaplan, 1972에서 재인용) 구분되는 집단 중 긍정과 부정 태도의 강도가 유사한 집단을 양가 태도 집단으로 간주하는 것이 적합하다고 판단된다.

따라서 본 연구에서는 일반 성인들을 대상으로 자료를 수집한 후, 군집 분석을 통하여 자연적으로 구분되는 집단 중 태도의 강도가 강하면서 유사한 양가 태도 집단이 실존하는지 탐색하고자 하였다. 군집 분석은 임의적으로 설정하는 기준이 아닌 개별 측정치들의 유사성을 기준으로 군집을 분류하는 통계적 기법으로(Skinner & Blashfield, 1982), 분류 기준이

명확히 제시되지 않은 다양한 연구들에서 변인의 수준에 따라 집단을 분류하는 방식으로 사용된다(김지현, 김영근, 2020; 이나리, 하은혜, 2020; 조은혜, 장진이, 2020). 본 연구에서도 양극적 평정방식에서 유사한 전문적 도움 추구 태도로 나타나지만 군집 분석을 활용하였을 때 개별적으로 측정된 긍정, 부정적인 태도의 강도에서는 구분되는 전문적 도움 추구 태도 집단이 존재하는지 탐색해 보고자 한다.

전문적 도움 추구에 대한 양가적인 태도가 존재한다면 양극적 평정척도를 이용한 기존의 도움 추구 선행연구에서 양가적인 태도를 고려하지 못해 발생한 문제점이 있을 수 있다. 대표적으로 일부 연구에서 양극적 방법으로 측정된 전문적 도움 추구하고 연구 변인들 간 불일치하는 결과들이 보고되었다. 특히 자기 은폐(self-concealment)와 체면 손상에 대한 두려움(loss of face: 이하 체면 손상)은 동양의 문화적 맥락에서 전문적 도움 추구 태도에 영향을 미칠 수 있는 변인으로 관심을 끌었지만, 선행 연구에서 도움추구와의 관계가 일관적이지 않았다. 이 변인들은 각각 어떤 연구에서는 전문적 도움 추구하고 긍정적인 관계가 나타났지만(Kelly & Achter, 1995; Leong, Kim & Gupta, 2011; Yakunina & Weigold, 2011) 어떤 연구에서는 오히려 부정적인 관계가 보고되거나(김주미, 유성경, 2002; 김하정, 장재홍, 2019; David, 2010) 관련성이 없는 것(Bathje et al., 2014)으로 드러났다. 자기 은폐의 경우 전문적 도움 추구 태도, 필요성 의식과 의도 간 서로 다른 관계가 탐색되기도 했다(신연희, 안현의, 2005; Cepeda-Benito & Short, 1998; Cramer, 1999).

이러한 비일관적인 결과는 자기 은폐와 체

면 손상과 도움 추구 태도와의 관계에서 비태도와 양가 태도를 구분하지 않았기에 관련성이 축소되거나 왜곡된 결과일 수 있다. 태도는 단일한 방향으로만 존재하지 않을 수 있으며, 이를 반영하기 위해서는 개별적인 태도의 강도를 살펴보는 것이 필요하다(Thompson, Zanna, Griffin, 1995). 하지만 선행 연구들에서 개별적인 태도와 변인들의 관계를 살펴보지 않은 제한점이 있다. 그렇기에 이러한 불일치를 설명하기 위해서 자기 은폐, 체면 손상이 긍정과 부정 태도와 각각 서로 다른 상관관계를 지니고 있는지, 양가적인 태도가 높은 집단과 다른 집단 간 차이가 나타나는지 살펴볼 필요성이 있다. 전문적 도움 추구 태도가 전문적 도움 추구를 예측하는 변인임에도(Ajzen, 1991) 동일한 변인으로부터 서로 상이한 관련성을 보였다라는 것은 자기 은폐, 체면 손상과 전문적 도움 추구 태도 간 흥미로운 의문점을 시사하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 긍정, 부정 태도와 각 변인들의 관계를 살펴보고, 군집분석을 통해 양가 태도를 포함한 서로 다른 특징이 있는 집단이 있는지 탐색한 후 과거 선행연구에서 불일치한 결과를 보였던 자기 은폐, 체면 손상의 수준이 군집 간에 차이가 있는지 탐색해 보고자 한다.

자기 은폐는 “개인이 지각하기에 부정적이거나 스트레스가 되는 스스로에 대한 정보를 다른 사람으로부터 숨기려는 경향(Larson & Chastain, 1990, 440p)”을 의미한다. 자기 은폐가 높은 사람들은 외상적인 사건이나 심리적 고통을 감추기 때문에 도움을 구하지 않으려 해서 정신 건강이 악화될 수 있고, 이는 다양한 심리적, 신체적 증상으로 이어질 수 있다(Larson & Chastain, 1990). 특히 동양 문화권에서는 남들에게 심리적 부담을 주는 것을 꺼려

하고 심리적 문제를 스스로 해결하는 것이 유능하다고 간주하는 경향이 있기 때문에(Kim, Atkinson, & Umemoto, 2001) 우리나라를 비롯한 아시아인들에게 있어서 자기 은폐 성향이 보다 많이 관찰되고 다양한 행동들과 관련이 있을 수 있다.

특히, 자기 은폐가 높은 사람들이 고통이나 어려움을 숨기려는 특징을 지니고 있다는 면에서(Larson & Chastain, 1990) 자기 은폐는 지속적으로 전문적 도움 추구 태도 및 행동과의 관련성이 연구되어왔다. 그러나 일부 연구들의 결과는 자기 은폐와 전문적 도움 추구 간의 관계를 서로 다르게 보고했다. Kelly와 Achter(1995)는 강한 자기 은폐를 보이는 사람들이 전문적 도움 추구에 부정적인 태도를 가지고 있는데 반해 실제 상담 요청을 할 가능성은 더 높다고 보고하였다. 이에 반하는 Cepeda-Benito와 Short(1998)의 연구에서는 자기 은폐가 높은 사람들이 자기 은폐가 낮은 사람보다 상담에 대한 필요성을 3배나 높게 응답했음에도 상담을 회피한다고 보고되었다. Kelly와 Achter(1995), Cepeda-Benito와 Short(1998)의 상반된 연구 결과를 검증한 Cramer(1999)는 자기 은폐가 전문적 도움 추구 태도보다는 심리적 고통과 더 관련이 높다고 주장했다. 국내에서는 신연희와 안현의(2005)의 연구에서 자기 은폐를 회피 요인으로 분류하였으나 전문적 도움 추구 태도와는 유의미한 연관성이 나타나지 않았고 전문적 도움 추구 의도와는 정적인 상관이 나타났다. 반면 자기 은폐가 도움 추구 태도를 부정적으로 변화시키는 결과들도 보고되었다(김주미, 유성경, 2002; 김하정, 장재홍, 2019). 이러한 혼재된 결과는 양극적 평정방식이 양가적 태도를 온전히 반영하지 못해 나타났을 가능성이 있기에 양가 태도

를 고려하여 자기 은폐와의 관련성을 살펴볼 필요가 있다. 따라서, 본 연구에서는 양가적인 태도를 고려한 전문적 도움 추구 태도 집단 중 어떤 태도를 지닌 집단에서 자기 은폐 성향이 두드러지는지 확인하고자 하였다.

체면 손상은 전문적 도움 추구하고 관련하여 동양 문화의 특성과 상담에 대한 태도 및 의도 연구에서 주목받은 변인이다. 체면이 손상된다는 것은 공적 이미지가 무너지거나, 사회적 가치들이 손상된다는 것을 의미하기 때문에 집단주의 문화에서 위협으로 다가오게 된다(Bathje et al., 2014). 관련 연구들은 이러한 개념적 정의를 활용하여 체면이 깎이는 것을 두려워하는 동양 문화권 사람들이 전문적 도움 추구를 꺼릴 것이라는 가정으로 연구들을 진행하였다. 그러나 Leong과 동료들(2011)의 연구에서 예상과 달리 아시아인들 사이에서 체면 손상은 전문적 도움 추구 태도를 양극적으로 평정하는 ATSPPH(Attitudes Toward Seeking Professional Psychological Help Scale)를 사용해 측정된 전문적 도움 추구 태도와 정적인 상관이 나타났다. Yakunina와 Weigold(2011)의 연구에서도 아시아계 미국인 학생들 사이에서 체면 손상이 전문적 도움 추구 의도와 긍정적으로 연관이 있는 것으로 드러났다. 하지만 David의 연구(2010)에서는 체면 손상은 전문적 도움 추구 태도와 부적 상관이 있었다. 반면 Bathje와 동료들의 연구(2014)에서는 체면 손상이 대면 상담에 대한 태도와 유의미한 상관이 나타나지 않았다. Heath, Vogel과 Al-Darmaki(2016)의 연구에서 체면 손상은 전문적 도움 추구 태도의 관계에서 자기 개방에 대한 지각된 위협성을 매개하여 부정적인 영향을 미치고, 개방의 이득을 매개하여 긍정적으로 영향을 미쳤다.

개념적 측면에서 체면 손상과 전문적 도움 추구 태도가 부적 관계가 있을 것이라고 예상했으나 반대되는 결과를 확인한 연구자들은 체면 손상에 대한 두려움이 높은 사람들은 심리적 고통을 주변 사람들과 나누는 것을 망설이기 때문에 오히려 전문가를 만나 상담을 받고자 하는 의도가 높아질 가능성을 언급했다(Yakunina & Weigold, 2011). 또한 체면 손상과 전문적 도움추구 간의 비일관적인 관계에 대해 Heath과 동료들(2016)은 개인이 전문적 도움 추구를 하는 것 자체로 체면이 깎일 것이라고 생각하는 경우 도움을 회피하지만, 전문적인 도움을 받지 않았을 때 악화될 증상이 체면을 손상시킬 것이라고 걱정하는 경우에는 전문적 도움을 추구할 가능성이 높아지는 것이라고 주장했다. 이러한 연구 결과들을 고려하면, 체면 손상에 대한 두려움이 클수록 전문적 도움에 대한 양가적인 태도를 지닐 수 있기에 다른 집단에 비하여 양가 태도를 보이는 집단은 높은 체면 손상에 대한 두려움을 보일 것으로 예상하고 본 연구에서 이를 확인하고자 하였다.

계획된 행동 이론(planned behavior theory)에 따르면 의도를 통해 사람의 행동을 예측할 수 있으며, 의도에 선행하는 여러 변인 중 태도가 포함된다(Ajzen, 1991). Ajzen(1991)은 태도를 한 대상에 대해 어떤 사람이 가지고 있는 선호 혹은 비선호적인 평가로 정의하며, 의도와 정적인 관계가 있다고 주장했다. 반면 의도는 “그 행동을 수행하기 위해 시도하고자 하는 의지, 노력하고자 하는 정도(Ajzen, 1991, p. 81)”를 의미한다. 태도와 의도는 행동을 예측하고 설명하는 데 사용되는 변인으로 태도가 의도에 선행하는 변인이기에 많은 전문적 도움 추구 연구들이 전문적 도움 추구 행동을

예측하기 위해 전문적 도움 추구 태도 뿐 아니라 태도와 의도의 관계를 탐구해왔다. 대부분의 선행 연구에서 긍정적인 전문적 도움 추구 태도는 긍정적 전문적 도움 추구 의도와 관련이 있었다(신연희, 안현의, 2005; 정주리, 연구진, 양지웅, 김정기, 2016; Cepeda-Benito & Short, 1998; Cramer, 1999; Kelly & Achter, 1995; Yakunina & Weigold, 2011). 따라서 본 연구에서 살펴볼 전문적 도움 추구 태도 집단에서도 긍정적인 단일 태도를 지닌 집단에서 긍정적 전문적 도움 추구 의도가 나타나는지, 양가적인 태도를 지닌 집단이 있다면 전문적 도움 추구 의도의 수준이 어떠한지 탐색해보고자 하였다.

요약하자면, 본 연구의 연구 문제는 다음과 같다. 우선 전문적 도움 추구 태도를 측정함에 있어 의미변별 형용사 척도를 사용하여 긍정, 부정 차원을 개별적으로 측정하고 군집 분석을 사용해 어떠한 특성의 태도를 지닌 집단들이 도출되는지 확인한다. 특히, 본 연구에서는 양가적인 태도 집단이 도출되는지에 관심을 두었다. 다음으로 도출된 집단들 간 양극적 평정으로 측정된 전문적 도움 추구 태도를 비교하고, 양극적 평정에서는 중립 태도로 나타나지만 의미변별 형용사 척도에서는 구분되는 집단들이 존재하는지 탐색한다. 이를 통해 양극적 평정으로는 양가적인 태도와 비태도가 모두 중간 태도로 표현되며 구분되지 않음을 확인하고자 한다. 마지막으로 이러한 태도 집단들이 기존 연구에서 불일치하는 결과를 보였던 자기 은폐, 체면 손상과 서로 다른 관계를 지니고 있는지 탐색한다.

방 법

참여자

본 연구에서는 온라인 리서치 업체인 인바이트에서 심리학 분야의 석/박사 학위 논문을 지원하기 위해 설립한 장훈 장학회의 지원을 받아 자료수집을 진행하였다. 인바이트의 패널 중에 만 19세 이상 성인을 대상으로 온라인 자기보고식 설문지를 통해 자료를 수집하였으며, 자료 수집 기한은 2017년 8월부터 9월까지였다. 모집한 최종 설문 결과 중 불성실하게 응답했다고 판단되는 5명의 자료를 제외하고 295명을 대상으로 통계 분석을 실시하였다. 응답자의 평균 연령은 41.01세였다. 연령대별 분포는 20대가 21%, 30대가 25.4%, 40대가 28.1%, 50대 이상이 25.4%으로 고루 분포했다. 성별 분포는 여성이 48.8%, 남성이 51.2%였다. 과거에 상담을 받아본 적이 있는 참가자는 13.9%였으며, 지인으로부터 상담을 받아볼 것을 권유받아 본 사람은 14.2%였다. 참여자들은 연구에 관한 설명과 동의서를 숙지한 후 자발적인 동의를 한 후 설문을 진행하였다. 참여자들은 인바이트에서 500원을 보상으로 지급받았다. 본 연구는 서강대학교 생명윤리위원회의 승인을 받고 진행되었다(IRB 승인 번호: SGUIRB-A-1709-30).

측정 도구

상담에 대한 의미변별 형용사 척도

상담에 대한 양가 태도를 측정하기 위해 이미경 등(2010)이 개발한 ‘상담에 대한 의미변별 형용사척도’를 사용하였다. 이 척도는 상담에 대한 태도와 관련된 의미 형용사를 개별적

으로 평정하게 구성되어 있다. 상담에 대한 긍정과 부정 문항이 각각 8문항 씩 포함되어 있으며, 개방, 낙인, 신뢰, 불신의 각 하위문항은 4개씩이다. 형용사 중 긍정적인 형용사 문항의 평균을 구하면 긍정 태도가, 부정적인 형용사 문항의 평균을 구하면 부정 태도가 산출된다. 긍정 태도의 하위 요인인 개방(예: 당당한), 신뢰(예: 믿을만한)와 부정 태도의 하위 요인인 낙인(예: 부끄러운), 불신(예: 쓸모없는)의 점수 역시 평균으로 도출할 수 있다. 본 연구에서는 개방, 낙인, 신뢰, 불신 각 하위요인의 점수를 산출하였고, 이를 활용하여 단계 군집 분석을 실시하였다.

응답자들은 개별 형용사에 대하여 ‘전혀(=1)’부터 ‘매우(=4)’의 4점 척도로 응답한다. 예를 들어, ‘당당하다’라는 형용사에 대해서는 ‘전혀 당당하지 않은’, ‘약간 당당한’, ‘상당히 당당한’, ‘매우 당당한’ 중 응답자의 느낌이나 생각에 가장 가까운 항목을 선택하게 된다. 반대로 ‘부끄럽다’라는 형용사 경우 ‘전혀 부끄럽지 않은’, ‘약간 부끄러운’, ‘상당히 부끄러운’, ‘매우 부끄러운’ 중 응답을 선택하게 된다. 양극적 평정에서는 1에서 4의 점수 범위 중 1과 2는 부정적인 태도(예, 전혀 그렇지 않다, 그렇지 않다), 3과 4는 긍정적인 태도(예, 그렇다, 매우 그렇다)를 의미하고 응답자가 한 방향을 선택한다. 하지만 의미변별 형용사 척도에서는 긍정, 부정 태도를 반분하여 개별적으로 질문하는 형식을 취한다. 따라서 ‘전혀 당당하지 않은(=1)’과 ‘전혀 부끄럽지 않은(=1)’은 각각 긍정적이거나 부정적인 태도가 없는 상태를 의미하게 되며, ‘약간(=2)’, ‘상당히(=3)’, ‘매우(=4)’를 선택할수록 점진적으로 강한 강도의 태도를 나타내게 된다.

의미변별 형용사 척도를 사용하면 각각의

하위요인 외에도 호오도 점수와 양가 태도 점수를 산출할 수 있다. 호오도 점수는 긍정 점수에서 부정 점수를 빼서 계산하며 전문적 도움 추구 태도를 긍정과 부정이 연결된 양극적 형태로 살펴볼 수 있다. 이때 호오도 점수는 -3에서 3점의 범위를 갖게 된다. 양가 태도 점수는 두 태도의 강도와 태도 간 점수 차이를 활용해 양가성을 계산하는 Griffin(Thompson et al. 1995)의 '(긍정 태도+부정태도)/2 - |긍정 태도-부정태도|' 공식을 사용해 도출하고, 점수 범위는 -0.5부터 4까지이다. 양가 태도가 -0.5인 경우 완전히 단일한 태도(예: 긍정은 4, 부정은 1)를 의미하며, 4에 가까워질 경우 두 태도가 모두 높은 양가적인 태도(예: 긍정도 4, 부정도 4)를 의미한다. 상담에 대한 의미변별 형용사척도를 사용한 선행연구(이미경, 이상민, 2013)에서 제시한 탐색적 요인 분석 과정에서의 척도 전체의 신뢰도는 .86이었으며, 하위척도의 경우 개방-낙인은 .81, 신뢰-불신은 .82였다. 본 연구에서는 개별 하위요인의 신뢰도를 확인하였으며 그 결과 나타난 각 하위요인의 신뢰도는 개방 .80, 낙인 .77, 신뢰 .86, 불신 .71이었다.

자기 은폐 척도

Larson과 Chastain(1990)이 자신과 관련된 부정적인 정보를 적극적으로 감추려는 경향성을 포착하기 위해 개발한 자기 은폐 척도(Self-Concealment Scale: SCS)를 장진이(2001)가 번안한 것을 사용하였다. 척도는 총 10문항으로, 수검자에게 자신을 잘 나타내는 정도에 따라 '전혀 그렇지 않다(=1)'에서 '매우 그렇다(=5)'의 5점 리커트 척도로 평정하도록 한다. 척도는 '나는 누구에게도 말하지 않은 중요한 비밀이 있다' 등의 문항으로 구성되어 있다. 연

구 분석에서는 척도 전체의 평균을 사용하였으며, 평균 점수가 높아짐에 따라 높은 자기 은폐 성향이 있음을 의미한다. 척도 개발 연구(Larson & Chastain, 1990)에서 보고된 신뢰도는 .83이었으며, 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도도 .81로 나타났다. 본 연구에서 나타난 신뢰도는 .92였다.

체면 손상 척도

체면이 손상되는 것과 관련된 상황, 행동을 회피하는 경향성을 측정하기 위해 Zane(2000)이 개발하고 Utah University의 이재희와 California State University의 이경희가 번안, 검토한 Loss of Face-K(LOF-K) 척도를 사용하였다. 이 척도는 21문항, 7점 리커트 척도로 구성되어 있다. '나는 누군가와 단 둘이 있을 때 나를 비판하는 것보다, 다른 사람들 앞에서 나를 비판하는 것이 더 기분이 상한다' 등의 문항이 제시되면 수검자는 문항에 동의하는 정도에 따라 '전혀 아니다(=1)'부터 '매우 그렇다(=7)'로 응답한다. 분석에는 척도 전체의 점수 평균을 사용하며, 점수가 높을수록 체면이 손상되는 것을 민감하게 받아들임을 의미한다. 원 척도(Zane, 2000)의 신뢰도는 .83이었고 본 연구에서 나타난 신뢰도는 .84였다.

전문적 도움 추구 의도 척도

실제 겪을 수 있는 여러 문제들에 있어 전문적 도움을 받을 의도를 측정하기 위하여 Cash와 Begley, McCown, Weise(1975; 신연희, 안현의, 2005에서 재인용)가 개발한 상담 의도 목록(Intentions to Seek Counseling Inventory: ISCI)을 신연희와 안현의(2005)가 번안한 것으로 사용하였다. ISCI는 총 17문항으로 구성된 6점 리커트 척도이며, 수검자가 '절대 아니다

(=1)'부터 '매우 그렇다(=6)'의 범위에서 해당 문제를 겪을 경우(예: 과도한 음주, 대인관계 문제 등) 상담을 받을 의향을 응답하게 하였다. 평균 점수가 높을수록 전문적 도움 추구 의도가 높은 것으로 해석된다. 신연희와 안현의(2005)의 연구에서 보고된 신뢰도는 .89였고, 6점 리커트 척도를 사용한 Vogel과 Wester(2003)의 연구에서는 신뢰도가 .89로 나타났다. 본 연구에서 나타난 신뢰도는 .92였다.

전문적 도움 추구 태도 척도

기존의 전문적 도움 추구 태도를 측정하는 데 가장 많이 사용된 Fischer와 Farina(1995; 남숙경, 2010)에서 재인용)의 전문적 도움 추구 태도 척도(Attitudes Toward Seeking Professional Psychological Help Scale: ATSPPH)의 단축형을 전문적 도움 추구에 대한 양극적 평정방식으로 사용하였다. 본 연구에서는 남숙경(2010)이 검증한 10문항으로 구성된 전문적 도움 추구태도 단축형 척도(Attitudes Toward Seeking Professional Psychological Help Scale-Short Form: ATSPPH-SF)를 활용했다. 문항의 예로는 '만약 정신적인 문제로 봉괴되고 있다고 생각되면 나는 우선 전문적인 도움을 구할 것이다' 등이 있다. 수검자는 총 10문항에 자신의 도움 추구 태도를 잘 나타내는 정도를 '전혀 아니다(=1)'부터 '매우 그렇다(=4)'의 4점 리커트 척도로 응답하게 된다. 부정적 태도를 측정하는 문항을 역산하여 긍정적 태도와 합산한 평균이 높을수록 전문적 도움 추구에 대해 긍정적인 태도를 가지고 있음을 나타낸다. 남숙경(2010)의 연구에서 나타난 척도 신뢰도는 .71이었다. 본 연구에서 나타난 신뢰도는 .78이었다. 본 연구에서는 양극적 평정방식으로 도움 추구 태도를 측정하여 의미변별법 방식에서

구분되는 양극적 집단과 비태도 집단이 양극적 평정방식에서는 구분되지 않는지 확인하고자 하였다.

결 과

기술 통계 및 상관 분석

수집된 자료는 SPSS Ver.21을 사용하여 분석하였다. 우선 연구 대상자의 일반적 특성을 파악하기 위하여 기술통계 분석을 실시하였고, 전체 표본에서 척도 간의 관계를 파악하기 위한 피어슨 상관분석을 실시하였다. 표 1에 본 연구에서 사용한 척도들의 최소값과 최대값, 평균, 표준편차가 제시되어 있다. 상관분석 결과는 표 2에 제시되어 있다.

군집분석

전문적 도움 추구 태도에 관한 개방, 낙인, 신뢰, 불신 하위 요인들의 특성에 따라 어떤 집단들이 분류되는지 확인하기 위하여 Ward Method와 K-means 분석을 활용하는 이 단계 군집분석 방법을 활용하였다. 이를 통해 분류되는 집단들이 어떤 태도 특성을 보이는지 파악하고자 하였다. 의미변별 형용사 척도를 사용한 군집 중심값이 제시된 선행 연구가 미비하기 때문에 초기 중심점을 탐색하여 군집을 분류하기 위해 이 단계 군집분석을 선택하였다. 군집을 형성하는 기준으로 의미변별 형용사 척도의 하위 척도인 개방, 낙인, 신뢰, 불신 하위요인을 사용하였다. 1단계에서는 Ward Method로 각 군집의 초기 중심점을 탐색한 후 2단계에서 K-means 방법의 초기 시작점으로

표 1. 기술 통계 (n=295)

| | 점수 범위 | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 |
|--------|--------|-------|------|------|------|
| 개방 | 1~4 | 1.00 | 4.00 | 2.49 | 0.61 |
| 낙인 | 1~4 | 1.00 | 3.25 | 1.73 | 0.50 |
| 신뢰 | 1~4 | 1.00 | 4.00 | 2.82 | 0.57 |
| 불신 | 1~4 | 1.00 | 3.00 | 1.40 | 0.41 |
| 호오도 | -3~3 | -1.00 | 3.00 | 1.09 | 0.78 |
| 양가 태도 | -0.5~4 | -.50 | 2.81 | 0.99 | 0.70 |
| 상담 의도 | 1~6 | 1.00 | 5.76 | 2.82 | 0.98 |
| 자기 은폐 | 1~5 | 1.00 | 5.00 | 2.94 | 0.84 |
| 체면 손상 | 1~7 | 2.24 | 5.86 | 4.21 | 0.67 |
| ATSPPH | 1~4 | 1.70 | 4.00 | 2.86 | 0.41 |

주. 호오도=(개방+신뢰)/2-(낙인+불신)/2, 양가 태도=[(개방+신뢰)/2+(낙인+불신)/2]/2- |(개방+신뢰)/2-(낙인+불신)/2|, ATSPPH: 전문적 도움 추구 태도 척도, 상담 의도: 전문적 도움 추구 의도

표 2. 상관분석표

| | 개방 | 낙인 | 신뢰 | 불신 | 상담의도 | 자기은폐 | 체면손상 |
|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 낙인 | -.38** | | | | | | |
| 신뢰 | .63** | -.24** | | | | | |
| 불신 | -.24** | .62** | -.34** | | | | |
| 상담의도 | .14* | -.02 | .13* | -.04 | | | |
| 자기은폐 | -.11 | .26** | -.08 | .16** | .27** | | |
| 체면손상 | -.11 | .27** | .00 | .15* | .13* | .38** | |
| ATSPPH | .43** | -.33** | .52** | -.36** | .23** | -.09 | -.12* |

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

주. ATSPPH: 전문적 도움 추구 태도 척도, 상담 의도: 전문적 도움 추구 의도

설정하여 군집을 분류하였다. 1단계에서 군집화 일정표의 계수를 확인한 결과 계수의 변화는 군집의 개수가 2, 3, 4개였을 때 각각 116.05, 29.018, 27.827으로 나타나 상대적으로 4개 이하의 집단이 적절하다고 판단하였다.

집단 수가 5개 이상일 경우는 계수의 변화가 21.148(5개), 18.449(6개), 12.825(7개)로 나타나 5개 이상의 집단은 상대적으로 적절하지 않다고 판단하였다. 2단계에서 최종 군집수를 결정함에 있어 2개의 집단이 계수의 변화로는

집단 동질성이 가장 낮은 집단 수로 나타났다. 하지만 긍정, 부정 차원의 집단 분포를 살펴 보기 위해 태도 집단을 4개(긍정, 부정, 양가, 무관심 집단)로 구분하였던 선행 연구들(오테 쿤, 김미경, 2013; 이미경, 이상민, 2013)과의 비교 및 해석 가능성, 그리고 통계적 결과를 종합적으로 고려하여 집단 수를 4개로 결정하여 최종 군집을 분류하였다.

군집 분석 결과, 전문적 도움 추구에 대한 긍정적인 하위요인의 점수가 높고(개방 M= 2.70; 신뢰 M= 3.03) 부정적인 태도가 낮은(낙인 M= 1.40; 불신 M= 1.15) 군집 1, 군집 1보다도 더 높은 개방, 신뢰 점수(개방 M= 3.58; 신뢰 M= 3.76)를 보인 군집 2, 개방, 낙인, 신뢰가 유사한 강도로 존재하는 군집 3(개방 M= 2.42; , 낙인 M= 2.31; 신뢰 M=2.92), 모든 요인이 전부 다른 집단에 비해 매우 낮은 군집 4가 도출되었다(개방 M= 1.95; 신뢰 M=2.21, 낙인 M= 1.84; 불신 M=1.52). 각 집단의 특성은 표 3에 제시되어 있다.

또한 각 집단 별 하위요인의 차이를 검증하기 위하여 분산분석을 실시하였으며, 그 결과는 표 4에 제시하였다. 분산분석에서 군집 간 하위척도의 차이가 검증되었다. 개방 하위요인에서는 군집 2가 가장 높은 수준을 보였으며, 군집 1, 군집 3, 군집 4 순이었다. 낙인 하위요인에서는 군집 3이 가장 높은 수준으로

나타났고, 그 다음으로 군집 4였으며, 군집 1과 군집 2는 유의미하게 구분되지 않았다. 신뢰 하위요인을 살펴보면 가장 높은 수준을 보인 집단은 군집 2였으며, 군집 1과 3이 유사한 수준을 보였고 군집 4가 가장 낮은 수준을 보였다. 불신 하위요인은 군집 3에서 가장 높았고 군집 4가 그 다음이었다. 군집 2와 군집 1은 유사한 수준의 불신 태도를 보였으며 유의미하게 구분되지 않았다. 군집 3과 군집 4를 비교했을 때, 군집 3은 군집 4에 비하여 모든 하위척도에서 유의미하게 높은 평균을 보여 태도의 형태는 유사하지만 모든 태도의 강도가 더 강한 집단이었다. 드러난 하위요인의 특성을 반영하여 군집 1은 상담 선호 집단(이하 선호 집단), 군집 2는 상담 긍정 태도 집단(이하 긍정 집단)으로 명명하였으며 군집 3은 양가 태도 집단, 군집 4는 태도 미형성 집단으로 명명하였고 그림 1에 그래프를 제시하였다.

연구 변인들이 각 집단 간 차이가 있는지 알아보기 위하여 분산분석을 실시하였고, 표 5에 제시된 양가 태도, 자기 은폐, 체면 손상, 전문적 도움 추구 의도, ATSPPH가 집단 간 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 의미 변별 형용사척도를 Griffin의 공식(Thompson et al. 1995)을 사용해 계산한 양가 태도 점수는 양가 태도 집단이 가장 높았으며, 그 다음으

표 3. 군집분석 최종 중심값

| | 군집 1(n=106) | 군집 2(n=30) | 군집 3(n=63) | 군집 4(n=96) |
|----|-------------|------------|------------|------------|
| 개방 | 2.70 | 3.58 | 2.42 | 1.95 |
| 낙인 | 1.40 | 1.32 | 2.31 | 1.84 |
| 신뢰 | 3.03 | 3.76 | 2.92 | 2.21 |
| 불신 | 1.15 | 1.16 | 1.77 | 1.52 |

표 4. 분산분석을 통한 군집간 하위척도의 차이 검증

| 변인 | 집단 | N | 평균 | 표준편차 | F | P | 사후 검증 |
|----|----|-----|------|------|--------|------|---------|
| 개방 | 1 | 106 | 2.70 | .33 | 162.08 | .000 | 2>1>3>4 |
| | 2 | 30 | 3.58 | .37 | | | |
| | 3 | 63 | 2.42 | .49 | | | |
| | 4 | 96 | 1.95 | .34 | | | |
| 낙인 | 1 | 106 | 1.40 | .30 | 112.31 | .000 | 3>4>1,2 |
| | 2 | 30 | 1.32 | .39 | | | |
| | 3 | 63 | 2.31 | .36 | | | |
| | 4 | 96 | 1.84 | .35 | | | |
| 신뢰 | 1 | 106 | 3.03 | .33 | 237.23 | .000 | 2>1,3>4 |
| | 2 | 30 | 3.76 | .26 | | | |
| | 3 | 63 | 2.92 | .33 | | | |
| | 4 | 96 | 2.21 | .28 | | | |
| 불신 | 1 | 106 | 1.15 | .22 | 54.45 | .000 | 3>4>2,1 |
| | 2 | 30 | 1.16 | .29 | | | |
| | 3 | 63 | 1.77 | .44 | | | |
| | 4 | 96 | 1.52 | .36 | | | |

주. Scheffé 사후 검증을 사용함.

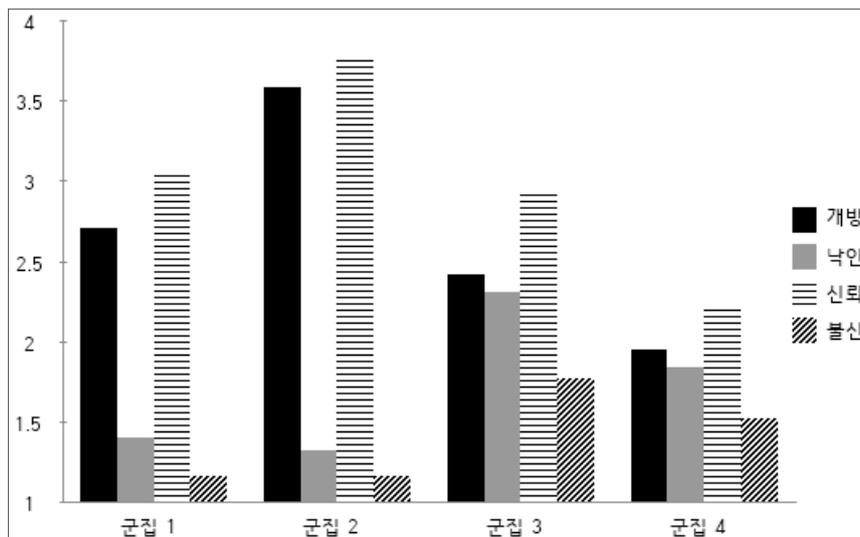


그림 1. 군집분석 최종 중심값 그래프

표 5. 분산분석을 통한 군집간 연구변인의 차이 검증

| 변인 | 집단 | N | 평균 | 표준편차 | F | P | 사후 검증 |
|--------|----|-----|------|------|--------|------|----------|
| 양가 태도 | 1 | 106 | .48 | .31 | 224.38 | .000 | 3>4>1>2 |
| | 2 | 30 | .02 | .48 | | | |
| | 3 | 63 | 1.68 | .43 | | | |
| | 4 | 96 | 1.40 | .41 | | | |
| 자기 은폐 | 1 | 106 | 2.80 | .86 | 4.88 | .003 | 3>1, 2 |
| | 2 | 30 | 2.67 | .89 | | | |
| | 3 | 63 | 3.24 | .86 | | | |
| | 4 | 96 | 2.97 | .74 | | | |
| 체면 손상 | 1 | 106 | 4.07 | .73 | 5.59 | .001 | 3>1 |
| | 2 | 30 | 4.15 | .55 | | | |
| | 3 | 63 | 4.49 | .73 | | | |
| | 4 | 96 | 4.21 | .55 | | | |
| 상담 의도 | 1 | 106 | 2.97 | 1.01 | 1.36 | .026 | 1>3,2>4 |
| | 2 | 30 | 2.82 | 1.27 | | | |
| | 3 | 63 | 2.92 | 1.00 | | | |
| | 4 | 96 | 2.58 | .77 | | | |
| ATSPPH | 1 | 106 | 3.02 | .31 | 36.55 | .000 | 2>1>3, 4 |
| | 2 | 30 | 3.24 | .52 | | | |
| | 3 | 63 | 2.76 | .30 | | | |
| | 4 | 96 | 2.61 | .37 | | | |

주. ATSPPH: 상담에 대한 태도 척도, 상담 의도: 전문적 도움 추구 의도, 양가 태도: [(개방+신뢰)/2+(낙인+불신)/2]2- |(개방+신뢰)/2-(낙인+불신)/2|, 사후 검증: ATSPPH, 양가 점수, 자기 은폐, 체면 손상은 Scheffé 사후 검증을, Scheffé에서 유의미한 집단 차가 나타나지 않은 상담 의도는 Duncan을 사용함.

로 태도 미형성 집단, 선호 집단, 긍정 태도 집단 순이었다. 자기 은폐는 태도 미형성 집단은 다른 집단과 유의미한 차이가 나타나지 않았고 양가 태도 집단이 선호, 긍정 태도 집단보다 높게 나타났다. 체면 손상은 태도 미형성 집단과 긍정 태도 집단에 있어서는 다른 집단과 유의미한 차이가 나타나지 않았지만

양가 태도 집단과 선호 집단은 유의미하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 상담 의도의 경우 선호 집단에서 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로 양가 태도 집단과 긍정 태도 집단이었으나 그 둘은 구분되지 않았고, 태도 미형성 집단이 가장 낮게 나타났다. ATSPPH는 긍정 태도 집단이 가장 점수가 높았고, 그 다음

으로 선호 집단이었으며 태도 미형성 집단과 양가 집단은 Scheffé 사후 검증에서 서로 간 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 따라서 전문적 도움 추구 태도를 양극적 평정으로 측정할 경우 태도 미형성 집단과 양가 태도 집단이 구분되지 않음을 확인할 수 있었다.

논 의

본 연구는 일반 성인들을 대상으로 전문적 도움 추구 태도를 의미변별 형용사 척도로 측정하고 군집 분석을 통해 선호 집단, 긍정 태도 집단, 양가 태도 집단, 태도 미형성 집단을 도출하였다. 또한 분산분석을 실시하여 집단 간 자기 은폐, 체면 손상, 전문적 도움 추구 의도에 유의미한 차이가 있음을 확인하였다. 결과에 대한 자세한 논의는 다음과 같다.

변인 간 상관 분석 결과, 의미변별 형용사 척도는 자기 은폐, 체면 손상, 전문적 도움 추구 의도와 서로 다른 하위요인들이 유의미한 상관관계를 보였다. 또한 기존의 도움 추구 태도 및 의도 연구들에서 혼재된 결과를 보였던 자기 은폐, 체면 손상은 의미변별 형용사 척도의 부정적인 하위요인인 낙인, 불신과만 유의미한 상관을 보였다. 반면 전문적 도움 추구 의도와 관련해서는 긍정적인 태도를 나타내는 개방과 신뢰가 유의미한 상관관계를 보였다. 이에 더하여 의미변별 형용사 척도와 ATSPPH가 유의미한 상관(개방 $r = .43, p < .01$, 낙인 $r = -.33, p < .01$ 신뢰 $r = .52, p < .01$, 불신 $r = -.36, p < .01$)을 나타냈다는 점에서 이미 경 외(2010)의 척도개발 논문과 일치하는 결과를 보였다. 이렇게 각각의 태도가 서로 다른 변인들과 상관관계를 보였다는 점은 태도의

긍정적인 요인과 부정적인 요인이 개별적으로 존재한다는 가정(Kaplan, 1972)에 맞게 두 태도가 독립적으로 존재함을 나타낸다.

특히, 양극적 평정으로 측정된 전문적 도움 추구 연구들에서 보고되었던 자기 은폐, 체면 손상과의 혼재된 결과를 설명할 수 있는 상관관계가 나타났다. 자기 은폐와 체면 손상 모두 의미변별 형용사 척도로 측정된 전문적 도움 추구 태도 중 긍정적인 하위요인과는 유의미한 상관관계가 보이지 않은 반면 부정적인 하위요인인 낙인, 불신과는 유의미한 정적 상관관계가 나타났다. 이는 자기 은폐, 체면 손상이 긍정적인 태도와는 관련성이 적으며 부정적인 태도와 관련되어 있음을 의미한다. 즉, 자기 은폐와 체면 손상은 부정적인 태도를 증가시키기 때문에 상담에 대해 갈등하거나 양가적인 태도를 지니게 할 가능성이 있으며, 긍정적인 태도에는 영향을 미치지 않는다고 해석할 수 있다. 따라서 양극적 평정에서는 이러한 관계가 구분되지 않았기에 연구에 따라 상이한 결과가 나타났을 가능성이 있다. 이러한 결과는 전문적 도움 추구 태도 연구에서 긍정, 부정 각각의 태도와 다른 연구 변인의 관련성을 검토해 보아야 할 필요성을 제시한다.

개별적으로 측정된 긍정, 부정 각각의 태도가 어떤 유형의 태도들을 형성하는지 살펴보기 위하여 이 단계 군집 분석을 실시한 결과, 네 개의 집단이 도출되었다. 각 집단을 선호 집단(군집 1), 긍정 태도 집단(군집 2), 양가 태도 집단(군집 3), 태도 미형성 집단(군집 4)으로 명하였다. 군집 분석은 표본 및 기준이 되는 변인에 따라 서로 다른 군집이 도출될 수 있다는 한계가 존재하지만, 본 연구에서는 중위수를 기준으로 집단을 구분했던 선행연구

(오태균, 김미경, 2013; 이미경, 이상민, 2013)와 다른 특성의 집단이 도출되었다는 점에서 의의를 지닌다. 중위수를 사용한 선행 연구(이미경, 이상민, 2013; 이수원, 이지연, 1996)에서는 긍정 태도가 중위수보다 높고 부정 태도가 중위수보다 낮은 부정 태도 집단을 분류하였다. 하지만 본 연구의 표본에서는 부정적인 태도가 높고 긍정적인 태도가 낮은 집단은 도출되지 않았다. 이러한 결과는 최근 상담에 대한 사회적 인식이 개선되고 정신건강 낙인 감소 등의 이유로 부정적인 단일 태도를 지닌 사람이 줄어든 것으로 추측해 볼 수 있다. 추후 후속 연구들에서도 이러한 흐름이 나타난다면 양극적 평정방식으로 태도를 측정할 경우 긍정적인 방향으로 응답이 집중되어 평균이 높아질 수 있다. 따라서 의미변별 형용사 척도 등 새로운 측정 방법을 사용해 인식이 개선되고 있음에도 불구하고 상담 이용에 대해 갈등하고 있는 사람들의 태도를 명확히 포착하는 것이 중요함을 시사한다.

기존의 양극적 평정인 ATSPPH로 측정된 도움 추구 태도는 선호 집단과 긍정 태도 집단이 태도 미형성 집단, 양가 태도 집단과 유의미하게 차이가 있었다. 반면 태도 미형성 집단과 양가 태도 집단 간에서는 두 집단의 평균이 각각 2.61, 2.76으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 기존의 선행연구(이미경, 이상민, 2013)와 마찬가지로 양극적 평정으로는 양가 집단과 태도 미형성 집단을 구분할 수 없다는 것을 나타낸 결과이다. 그리고 양가 태도 집단과 태도 미형성 집단이 양극적 평정 측정에서 이론상 중간값과 유사한 수준의 태도를 나타냈다는 점 역시 양가 태도와 태도 미형성 집단이 중간 태도에 위치하지만 강도에서 구분되는 집단(이수원, 이지연,

1996)이라는 선행연구와 일치한다고 해석할 수 있다. 또한 긍정과 부정 태도가 개별적으로 존재하는(이미경, 이상민, 2013; Priester & Petty, 1996) 현상을 반영한 결과라고 볼 수 있다.

군집 1은 긍정 요인인 개방과 신뢰가 높았고 부정 요인인 낙인과 불신이 낮은 특성을 보였다. 따라서 이를 ‘상담 선호 집단’으로 명명하였는데, 이들은 전문적 도움 추구, 즉 상담을 받는 것이 상당히 “건강하다”고 생각하기 때문에 본인이 상담을 받게 되거나 상담을 받는 사람에 대해서 개방적인 태도를 보일 것이다. 이들은 심리 상담이 믿을만한 전문성을 가지고 있다고 “신뢰”하고 있기 때문에, 상담가의 전문성을 존중할 것이다. 바꾸어 말하면 선호 집단이란 전문적 도움 추구에 대해 긍정적인 태도가 있으면서 부정적인 태도는 낮은 사람들이다. 또한 다른 변인들보다 상담 의도가 높게 나타나 다른 집단에 비하여 어려움을 해결하기 위해 상담을 받는 것을 선호할 것으로 예상되었다.

두 번째 군집은 ‘긍정 태도 집단’으로 상담 선호 집단보다 더 높은 수준의 개방, 신뢰를 나타냈다. 부정적인 태도인 낙인과 불신은 유사한 수준으로 낮았다. 양극적 평정인 ATSPPH척도의 점수도 긍정 태도 집단이 선호 집단에 비하여 더 높게 나타났으며, 양가 태도는 더 낮게 나타나 전문적 도움 추구에 대해 긍정적인 태도는 선호 집단보다도 높고 부정적인 태도는 낮아 명확하고 단일한 긍정적인 태도를 지닌 특성이 있었다. 이러한 태도를 지닌 사람들은 전문적 도움 추구를 받는 사람들에게 개방적이기 때문에 그러한 도움을 받는 것이 “독립적인” 문제 해결 방법이라는 인식을 가지고 있을 것이다. 또 심리 상담의

전문성을 신뢰하기 때문에 “유용한” 문제 해결 방법이라고 여긴다고 볼 수 있다. 따라서 이 집단을 상담에 대한 부정적 태도는 낮은 데 반해 긍정적인 태도는 선호 집단보다도 더 높은 매우 긍정적인 집단이라고 해석해 긍정 태도 집단으로 명명했다.

본 연구에서 가장 주요하게 살펴보려고 했던 양가 태도 집단과 태도 미형성 집단이 군집 3과 4로 구분되었다. 군집 3의 태도 요인 분포를 살펴보면, 다른 군집들에 비해 높은 수준의 낙인과 불신을 지니고 있음을 확인할 수 있다. 동시에 긍정 태도 집단보다는 낮지만, 선호 집단과 유사한 강도의 개방, 신뢰 태도를 보였다. 따라서 다른 집단에 비하여 유사한 수준의 긍정, 부정 태도를 동시에 가지고 있다고 판단하여 군집 3을 ‘양가 태도 집단’으로 명명하였다. 양가 태도 집단은 다른 집단들에 비하여 양가 태도, 자기 은폐, 체면 손상의 수준이 제일 높게 나타났다.

네 번째 군집은 양가 태도 집단에 비해 모든 태도 강도가 낮았다. 긍정 요인인 개방과 신뢰의 경우 모든 집단 중에 가장 낮은 점수 분포를 보였으며, 부정 요인인 낙인과 불신의 경우 선호 집단과 긍정 태도 집단보다는 높은 수준이나 양가 태도 집단에 비해서는 낮았다. 즉, 모든 태도의 강도가 다른 집단에 비하여 낮게 나타났다. 군집 4는 양극적 평정에서 2.61 수준의 점수를 보였는데, 이는 1부터 4점 범위인 ATSPPH척도의 중간 점수 2.5에 가까운 수치로 중간 태도로 해석할 수 있다. 의미 변별 형용사 척도를 사용해 집단을 분류한 선행 연구들에서는 태도의 강도가 중위수보다 낮은 집단을 각각 무관심 집단(오태균, 김미경, 2013; 이미경, 이상민, 2013)으로 명명하였다. 하지만 본 연구에서는 군집4로 분류된 사람들

이 태도가 약하지만 존재했다는 점에서 무관심보다는 태도가 아직 충분히 형성되지 않은 집단이라고 해석했다. 모든 방향의 태도 강도가 낮은 이유는 상담 및 전문적 도움에 대한 노출이 적어서일 수도 있고, 정보를 접했다 할지라도 태도를 형성할 정도로 영향을 받지 않았기 때문일 수도 있다. 따라서 군집 4를 상담에 대한 중간 태도 중 태도가 형성되지 않았다는 의미에서 태도 미형성 집단으로 명명하였다.

양가 태도 집단과 태도 미형성 집단은 선호와 부정 태도가 어느 정도 공존하고 있었다. 하지만 양가 태도 집단의 태도 하위요인들이 태도 미형성 집단에 비하여 높은 수준을 보여 두 집단이 구분되었다. 이러한 태도 미형성 집단과 양가 태도 집단이 구분된 것이 흥미로운 이유는, 태도 분포의 형태만 살펴볼 경우 유사한 패턴을 나타내는 집단인 것처럼 보이지만 하위요인들의 강도에서 구분되기 때문이다. 따라서 두 집단 중 어떤 집단이 전문적 도움 추구에 대해 더 긍정적 혹은 부정적인 태도를 지니고 있는지 단순히 설명하기 어렵다. 개방, 신뢰 요인만을 살펴볼 경우 양가 태도 집단이 더 긍정적인 태도를 지닌 것처럼 생각되지만(양가 태도 집단의 개방 $M=2.42$, 신뢰 $M=2.92$, 태도 미형성 집단의 개방 $M=1.95$, 신뢰 $M=2.21$) 낙인과 불신 요인을 살펴보면 태도 미형성 집단이 상담에 대한 태도가 덜 부정적인 집단이기 때문이다(양가 태도 집단의 낙인 $M=2.31$, 불신 $M=1.77$, 태도 미형성 집단의 낙인 $M=1.84$, 불신 $M=1.52$).

두 집단은 강도에 차이가 있지만 태도의 분포 형태가 유사하기에 비슷한 집단으로 오해될 수 있다. 하지만 분산분석을 통해 두 집단이 유의미하게 구분되는 집단임을 확인할 수

있었다. 군집 분석으로 도출된 집단 별 의미 변별 형용사 척도의 하위요인을 분산분석한 결과, 양가 태도 집단은 태도 미형성 집단에 비하여 모든 태도가 유의미하게 높게 나타났다. 이는 태도의 방향뿐 아니라 강도가 태도의 특성을 파악하는 데 중요하다는 점에서 (Thompson et al., 1995) 두 집단이 서로 다른 태도를 보이고 있음을 의미한다. 전문적 도움 추구 태도와 관련된 변인들의 집단 간 차이를 살펴보기 위해 실시한 분산 분석 결과에서도 두 집단 간 차이가 있었다. 양가 태도 집단은 선호, 긍정 태도 집단에 비해 유의미하게 높은 자기 은혜를 보였다. 반면 태도 미형성 집단은 자기 은혜 수준이 어느 집단과도 뚜렷이 구분되지 않았다. 체면 손상의 경우 양가 태도 집단은 선호 집단에 비하여 유의미하게 높은 수준을 보였으며, 태도 미형성 집단은 다른 집단과 구분되지 않았다. 이를 통해 양가 태도 집단은 긍정적인 태도를 보인 집단과 구분되는 특성을 지닌 집단이며 태도 미형성 집단은 그렇지 않다는 것을 확인할 수 있다. 또한 상담 의도에 있어서도 태도 미형성 집단이 양가 태도 집단 뿐 아니라 모든 집단에 비하여 유의미하게 낮은 의도를 보였다. 이는 태도 미형성 집단이 아직 태도가 형성될 만큼 상담에 대한 정보를 접하지 않았기에 상담을 받는 것에 대해서도 고려해보지 않은 것으로 해석할 수 있다.

이렇게 구분되는 두 집단은 양극적 평정 방식에서는 차이가 나타나지 않는다. 분산분석 결과 양극적 평정으로 측정한 전문적 도움 추구 태도는 양가 태도 집단과 태도 미형성 집단 간 차이가 없었고(군집 3 양가 태도 집단 = 2.76, 군집 4 태도 미형성 집단 = 2.61), 그 강도는 4점 척도인 ATSPPH의 중간점수인 2.5점

에 근접하는 수준이었다. 이는 두 집단 모두 양극적 평정방식에서는 긍정적이기도 부정적이기도 않은 태도를 보인 집단으로 해석되지만, 의미변별 형용사 척도로 측정했을 때에는 서로 다른 특성을 지닌 집단으로 나타났다고 해석할 수 있다. 따라서 이러한 결과는 실제로 기존의 양극적 평정방식으로는 구분할 수 없었던 중간 태도의 하위 집단들이 존재한다는 것을 의미한다.

양가 태도 집단이 상담에 대해 지니고 있는 태도를 예상해본다면 다음과 같다. 양가 태도 집단은 다른 집단과 달리 상담을 받는 것이 “필요하다”고 생각하는 동시에 이를 “부끄러운” 것으로 생각할 가능성이 높다. 또, 상담사 및 심리 상담이 “현명한” 문제 해결 방법을 제시할 수도 있다고 생각하는 동시에, 상담을 받는 것이 “어리석은” 일이라는 태도도 함께 지니고 있다고 해석할 수 있다. 이러한 태도를 지닌 사람들은 전문적 도움을 추구하는 데 있어 다른 집단에 비해 더 많이 갈등할 것으로 예상할 수 있고, 복합적인 태도를 가지고 있는 만큼 상담을 받는다고 할지라도 모순적인 태도를 보일 수 있을 것이다. 예를 들어, 상담을 받는 것이 “도움이 된다”고 여기지만 주변 사람들이 알게 될 경우 “부끄러워”하거나 부인할 수 있을 것이다. 혹은 상담 신청을 하고 난 후에도 자신이 현명한 선택을 한 것인지 고민하며 첫 회기를 방문하는 것을 망설이는 복합적인 태도를 보일 수도 있다.

전문적 도움 추구 의도와 전문적 도움 추구 태도 군집 간에는 일반적인 예측과 다른 결과가 나타났다. 전문적 도움 추구 태도와 의도는 여러 선행연구들에서 정적인 상관이 있는 것으로 알려졌다(신연희, 안현의, 2005; 정주리의, 2016; Cepeda-Benito & Short, 1998; Cramer,

1999; Kelly & Achter, 1995; Seidman et al., 2018; Yakunina & Weigold, 2011). 본 연구에서 선호 집단이 양가 태도 집단보다 긍정적인 태도가 높았고, 동시에 선호 집단의 전문적 도움 추구 의도도 더 높은 수준을 보여 선행 연구와 유사한 관계를 보였다. 그러나 긍정 태도 집단의 상담 의도가 선호 집단에 비해 낮으며 양가 태도 집단과 유사한 수준을 지닌 것으로 나타났다.

의미변별 형용사 척도의 하위요인과 전문적 도움 추구 의도의 상관을 참고해 볼 때, 긍정적인 하위요인인 개방, 신뢰만 전문적 도움 추구 의도와 유의미한 정적 상관이 나타났다. 이를 통해 전문적 도움 추구 의도는 부정적인 태도보다는 긍정적인 태도와 관련이 있다고 해석할 수 있다. 그러나 이는 긍정 태도 집단과 양가 태도 집단의 전문적 도움 추구 의도가 유사한 이유를 설명하지 못한다. 비록 태도가 의도를 예측하는 강력한 변인이라 할지라도 의도는 주관적 규준(subjective norms)과 지각된 행동 통제(perceived behavior control)의 영향도 받게 된다(Ajzen, 1991). 따라서 전문적 도움 추구 의도에 있어서 전문적 도움 추구 태도 외에 어떤 다양한 변인들과 복합적인 영향을 미치는지 추후 연구에서 탐색해볼 필요가 있다.

양가 태도 집단의 특성을 살펴보기 위하여 기존에 전문적 도움 추구 태도와의 관계가 연구되었던 자기 은폐, 체면 손상이 양가 태도 집단 및 다른 집단들 간 차이를 보이는지 추가적으로 확인하였다. 그 결과, 자기 은폐, 체면 손상이 집단 간 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 사후 검증에서 자기 은폐는 긍정 태도 집단과 선호 집단에 있어 유사한 수준을 보였고, 양가 태도 집단의 자기 은폐

경향성이 유의미하게 높았다. 또 체면 손상도 양가 태도 집단의 평균이 다른 집단보다 유의미하게 높게 나타났다. 이를 통해 전문적 도움 추구 태도에 있어 유사한 중간 값을 보인 태도 미형성 집단과 양가 태도 집단이 두 변인과 다른 관계를 보이는 집단임을 확인하였다.

각 척도의 하위요인을 살펴보면 자기 은폐와 체면 손상은 의미변별 형용사 척도로 측정된 전문적 도움 추구 태도 중 부정적인 태도인 낙인, 불신과만 유의미한 상관관계를 보였다. 기존의 양극적 평정에서는 부정적인 태도를 역산하고 긍정적인 점수와 합산하여 태도를 파악하면서 부정적인 태도와 변인들 간의 관계가 긍정적인 태도의 영향과 혼재되었을 것이다. 그러나 본 연구에서는 자기 은폐와 체면 손상이 긍정/부정적인 각각의 태도와 서로 다른 상관을 보였다. 따라서 자기 은폐, 체면 손상이 전문적 도움 추구 태도와 관련하여 높은 부정적인 태도와 연관되지만 긍정적인 태도와는 관련이 적은 것으로 이해할 수 있다. 본 연구에서 두 변인이 양가 태도 집단에서 유의미하게 높은 것도 양가 태도 집단에서 낙인, 불신 하위요인이 다른 집단에 비해 유의미하게 높았기 때문으로 해석할 수 있다. 따라서 자기 은폐, 체면 손상이 전문적 도움 추구 태도에 미치는 영향을 정확히 파악하기 위해서는 의미변별 형용사 척도처럼 각각의 긍정, 부정 태도를 독립적으로 측정할 필요가 있다.

이렇게 긍정적인 하위요인과 부정적인 하위요인이 서로 상관이 있는 변인들이 다르다는 것은 자기 은폐, 체면 손상 외에도 전문적 도움 추구 태도와 관련된 변인들이 긍정, 부정 각각의 독립적인 태도와 다른 관계를 보일 수

있음을 시사한다. 따라서 기존에 전문적 도움 추구 태도에 영향을 미칠 수 있다고 제안되었던 변인들이 긍정/부정 각각의 태도와 어떠한 관련성이 있는지 의미 변별 형용사 척도와 같이 새로운 측정 방법으로 연구해 보아야 할 필요성이 있다. 하지만 이러한 의미 변별 형용사법은 각 형용사를 어떻게 구성하느냐에 따라 서로 다른 태도 하위요인이 형성될 것이기 때문에 어떠한 태도 하위요인 구성이 가장 효과적으로 태도를 포착할 수 있는지에 대해서 추가적인 규명이 필요하다.

자기은폐 성향이 높은 사람들은 트라우마로 여겨질 수 있는 부정적인 일들을 의식적으로 드러내지 않으려 하고(Larson & Chastain, 1990), 이러한 은폐 성향은 고통을 낮추는 것이 아니라 강한 심리적 불편감을 느끼게 하기 때문에 전문적 도움 추구가 필요하다고 생각할 수 있다(Cepeda-Benito & Short, 1998). 반면 자기은폐 척도(Self-Concealment Scale: SCS) 문항을 참고해 보면(Larson & Chastain, 1990; 장진이, 2001), 자기은폐가 높은 사람들은 비밀을 말하는 것이 기대했던 것과는 달리 부정적인 결과를 만들 수 있다고 예상할 가능성이 있다. Kelly와 Achter(1995)의 연구에서 자기은폐 수준이 높은 사람들은 상담에서 개인 정보를 노출해야 한다는 사실을 인지할 경우, 자기은폐 수준이 낮은 사람보다 상담에 대한 선호도가 낮았다. 이러한 연구결과들은 자기은폐가 높은 사람들은 심리적 불편감이 높거나, 다른 사람들에게 자신의 이야기를 잘 하지 못하기 때문에 전문적 도움 추구가 필요하다고 느끼지만, 자신의 정보를 노출하는 것에 대한 부담감으로 상담을 꺼리는 측면이 동시에 존재해 양가적인 태도를 가지게 될 가능성을 뒷받침해준다. 본 연구에서도 양가 태도 집단에

속하는 사람들은 상담 등 전문가를 신뢰할 수 있고(신뢰 $M=2.92$) 전문적인 도움이 효과적일 것이라고 믿는 등 상담에 대해 개방적인 태도(개방 $M=2.42$)를 지닌 동시에 낙인(낙인 $M=2.31$)에 대해 우려하는 태도를 가지고 있었다.

Corrigan(2004)은 낙인(stigma)이 어떻게 도움 추구 행동에 부정적 영향을 미치는지에 대해 연구했는데, 전문적 도움 추구로 인한 자기낙인(Self-stigma)이 높은 사람들은 “정신병리가 있는 사람은 무능력하다. 나는 정신병리가 있다. 그러므로 나는 무능력하다(617p).” 등과 같은 생각을 하여 스스로 자존감을 저하시키기 때문에 이를 피하고 싶어 하는 사람들은 치료를 받지 않거나 치료 장면을 이탈하게 된다고 한다. 이와 연관 지어 생각해보면 자기은폐 성향이 높은 사람들은 사회적 낙인 때문에 부정적인 감정, 생각, 경험을 숨길 뿐 아니라 자신의 정보, 어려움, 고통을 노출했을 때 스스로에게 갖게 될 자기낙인을 피하기 위해 전문적 도움추구에 대한 부정적 태도가 높아지면서 전문적 도움 추구에 대한 양가적 태도가 생긴다고 해석해 볼 수 있다.

체면 손상의 경우 마찬가지로 정신 건강 전문가의 조력이 도움이 된다는 인식에는 동의하지만 상담을 받는 것이 알려지면 체면이 깎일 수 있다고 생각하기 때문에 선호 집단에 비해 양가 태도 집단에서 높게 나타났다고 해석할 수 있다. 예를 들어 아랍 에미리트에서 진행되었던 연구에서(Heath, Vogel & Al-Darmaki, 2016) 체면 손상은 자기개방에 대한 지각된 위험성과 이득 모두와 정적 상관이 있었다. 연구자들은 이러한 결과를 상담을 받는 것이 체면을 손상시킬 수 있다고 생각하게 하는 동시에 “상담자에게 자신을 공개하는 것

이 (일상생활에서) 사회적 지위를 떨어뜨릴 수 있는 더 심각한 증상들을 완화시킬 수 있기 때문에 체면을 잃는 것을 두려워하는 사람들에게 이로울 수 있다(Heath et al., 2016, 344p)”라고 해석했다.

체면 손상 태도의 척도의 내용(‘나는 일반적인 가치관에 따르기 위해 남들과 비슷하게 행동하려고 한다.’, ‘나는 내가 행동하기 전에 먼저 남의 행동을 자세히 관찰 한다.’; Zane, 2000)을 참고할 때, 체면 손상을 피하고 싶어 하는 사람들은 상담을 받는 경우 타인들과는 다른 문제가 있다고 여겨 낙인을 두려워할 가능성이 높을 것이다. Yakunina와 Weigold(2011)의 연구에서 낙인은 전문적 도움 추구 태도와는 부적인 관계가 나타났지만 체면 손상과 함께 긍정적인 전문적 도움 추구 의도와 연관이 있었다. 낙인에 관한 Corrigan(2004)의 연구 결과 사회적 수준의 낙인은 직업, 주거 등에 영향을 미칠 수 있고, 그 때문에 도움이 필요한 사람들이 상담을 받거나 병원을 방문하기 힘들어하거나 방문한다 하더라도 온전히 집중하기 어려워할 수 있다고 설명했다. 의미변별 형용사 척도로 측정된 낙인과 불신의 전체 평균(낙인 $M=1.73$, 불신 $M=1.40$)보다 양가 태도 집단에서의 낙인과 불신의 평균이 더 큰 차이(낙인 $M=2.31$, 불신 $M=1.77$)를 보였다는 점에서 체면 손상은 상담 그 자체에 대한 효과성을 불신하게 하기 보다는 사회적인 낙인을 신경 쓰게 해서 상담을 받는 것을 갈등하게 한다고 생각해 볼 수 있다.

본 연구에서 탐색한 변인 간 관계를 종합해 볼 때, 양가적인 태도를 지닌 사람들에게 상담을 홍보하거나 실제 상담을 진행하는데 있어서 보다 섬세한 접근이 필요하다는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 본 연구에서 양가 태도를

지닌 사람들은 상담 자체에 대한 불신과 낙인을 지니고 있기 때문에 상담이용에 대한 갈등을 완화시켜주기 위하여 양가 태도 자체에 대해서 논의할 뿐만 아니라 상담 초반에 명확한 구조화를 제공하여 안정감을 제공하고 라포 형성에 초점을 두는 것이 도움이 될 것이다. 또, 양가적인 태도를 지닌 사람은 자기 은폐 성향이 있을 가능성이 있어 부정적인 생활사건이나 약점, 단점에 대해 상담에서 이야기하는 것을 다른 사람들보다 더 불편해할 수 있다. 그러므로 상담 초기에 자기 개방을 거부하거나 성급하게 자기 문제를 노출하고 조기 종결할 가능성을 염두에 두고 상담의 진행 속도를 조정하여야 할 것이다. 또한 체면 손상에 대한 두려움이 있는 경우 상담소를 방문하는 것이 노출되거나 상담 내용의 비밀보장과 관련된 사항에 많은 신경을 쓸 가능성이 있다. 따라서 안전한 환경을 제공하고 비밀보장과 예외 상황 규정 및 자료 관리에 대한 자세한 안내를 통해 내담자가 안심하고 상담을 받을 수 있도록 유념해야 할 것이다.

본 연구의 한계 및 제한점은 다음과 같다. 첫째, 태도를 기준으로 집단을 구분함에 있어 선행 연구의 집단 구분의 인위성을 보완하고자 군집 분석을 사용해 4개의 집단을 도출했지만, 분류 결과 긍정 태도 집단에 속한 참가자가 많지 않았기 때문에 결과를 일반화 하는데 한계가 있다. 긍정 태도 집단으로 분류된 참여자 수가 적었기 때문에 태도와 의도가 정적 상관이 도출되었음에도 긍정 태도 집단이 선호 집단에 비하여 낮은 전문적 도움 추구 의도를 보였을 가능성이 있다. 둘째, 본 연구에서는 전문적 도움 추구에 대해 부정적인 태도만 강하거나 부정적인 태도가 긍정적인 태도보다 높은 집단이 도출되지 않았다. 이 역

시 표본의 한계일 가능성이 있다. 사회적 인식의 개선으로 부정적인 태도를 지닌 사람이 감소하였을지라도 여전히 상담에 대해 부정적인 관점을 지닌 사람들이 존재할 것이다. 따라서 후속 연구에서 부정적인 태도를 지닌 사람들을 포함하여 다른 집단과 비교하거나 그들의 특성을 파악하는 것이 필요하다. 셋째, 본 연구에서 사용한 Griffin의 공식(Thompson et al., 1995)이 양가 태도 점수를 도출하는 데 있어 가장 적합한 방법인지에 대한 탐색이 필요하다. Thompson과 동료들(1995)은 양가 태도를 도출하는 여러 공식(예: Kaplan의 방식, Katz의 방식, Jamieson의 방식, Griffin의 방식)을 비교하여 Griffin의 방식이 양가 태도를 도출하는 데 가장 적합하다고 제시하였기에 본 연구에서는 Griffin의 방법(Thompson et al., 1995)을 선택하였다. 하지만 Steenbergen과 Brewer(2018)은 정치학 분야의 양가 태도 연구에서 Griffin(Thompson et al., 1995)의 공식을 사용했을 때 서로 다른 두 정책에 모두 강하게 반대하는 사람보다 모두 동의하는 사람의 양가 태도가 더 높게 도출됨을 지적했다. Steenbergen과 Brewer(2018)의 지적은 양극적 평정을 사용하였을 때의 한계점이기는 하나, 의미 변별 형용사 척도를 사용해 양가 태도를 도출함에 있어서도 Griffin의 계산법(Thompson et al., 1995)이 지니는 한계점이 있는지 추가적인 탐색이 필요하다.

앞서 언급한 제한점에도 불구하고 본 연구는 다음의 의의를 갖는다. 우선, 전문적 도움 추구 태도를 측정함에 있어 양극적 평정 방식의 중간 태도가 양가 태도와 태도 미형성 집단으로 구분됨을 확인하였다. 군집 분석을 통해 집단을 4개로 분류했을 때 상담 선호, 긍정 태도, 양가 태도, 태도 미형성 집단이 도출

되었으며 양가 태도와 태도 미형성 집단은 양극적 평정방식에서 유의미하게 구분되지 않았다. 또한 두 집단은 선행연구에서 불일치한 결과를 보였던 자기 은폐, 체면 손상 수준에서 서로 다른 특성을 보였다. 이를 통해 태도가 형성되지 않은 상태와 두 태도가 혼재된 상태가 서로 다른 특성을 지니고 있음에도 양극적 평정 방법을 사용했을 때 구분할 수 없음을 확인했다. 따라서 향후 전문적 도움 추구 태도 연구에 있어 긍정성과 부정성을 개별적으로 측정하거나 양가성을 고려할 수 있는 척도를 활용해야 할 필요성이 드러났다.

이에 더하여 의미 변별 형용사 척도를 사용하여 태도 군집을 분류할 때 중위수를 사용하는 것보다 군집 분석을 활용하는 것이 집단의 태도 특성을 더 잘 드러냄을 확인하였다. 중위수를 사용할 경우 긍정 태도가 중위수보다 낮고 부정 태도가 중위수보다 높은 집단이 분류된다. 선행 연구들(오태균, 김미경, 2013; 이미경, 이상민, 2013)에서는 이 집단을 부정적인 태도를 지닌 집단으로 정의했다. 하지만 본 연구 결과 군집 분석을 사용했을 때 부정적인 태도가 더 높은 집단은 도출되지 않았다. 이러한 분류 결과의 차이는 의미 변별 형용사 척도를 사용해 태도의 특성을 파악할 때 인위적인 기준을 적용할 경우 오히려 태도의 특성이 오인될 수 있음을 시사한다.

마지막으로 부정적인 태도를 지닌 집단이 도출되지 않았고 양가 태도 집단이 나타났다는 것이 사회적 인식의 변화를 반영한 결과일 수 있다. 독일에서 진행된 Angermeyer와 Matschinger(2005)의 연구를 살펴보면, 1990년에 비해 2001년에 대중들의 전문적 심리 서비스에 대한 인식이 긍정적으로 변화하였음을 확인할 수 있다. 한국에서도 이러한 시대 변화

가 전문적 도움 추구 태도에 영향을 미칠 가능성이 있다. 특히, 최근 매스미디어 등에서 유명인들이 자신들의 상담, 정신건강의학과 치료 경험들을 개방하고 전문적 도움에 대한 정보들이 증가하고 있다. 심리적 어려움이나 상담 경험을 다루는 베스트셀러들도 대중들에게 소비되고 있다. 따라서 본 연구 결과에 따르면 전문적 도움 추구에 대해 부정적이기만 한 사람들은 소수이기에, 상담에 대해 양가적인 태도를 가진 사람들이 상담이 필요한 상황에서 내적 갈등을 할 가능성이 높다. 그러므로 상담 등 전문적 도움에 대해 상충되는 태도로 혼란을 겪거나 갈등하는 사람들에게 위한 개입 방법을 연구하여 상담의 문턱을 낮추는 것이 필요하다.

연구 결과의 제한점과 의의를 종합적으로 고려하여 다음과 같은 연구를 제안한다. 첫째, 부정적인 태도를 지닌 것으로 예상되는 표본을 연구에 포함하여 부정적인 태도를 지닌 사람들의 특성이나 부정적인 태도를 지닌 사람들을 포함했을 때 어떠한 집단들이 도출되는지 확인하는 것이 필요하다. 둘째, 의미 변별 허용사 척도를 활용하여 다양한 집단의 전문적 도움 추구 태도를 측정하고 양가 태도와 태도 미형성 집단의 특성 및 차이점에 대한 연구가 축적될 필요가 있다. 셋째, 긍정, 부정 태도를 개별 측정할 수 있는 의미 변별 허용사 척도의 강점을 활용한 연구가 보다 활성화될 필요가 있다. 이러한 접근을 통해 자기 은폐, 체면 손상 외에도 낙인, 자아존중감, 성역할 고정관념, 전문적 도움 추구 태도 경험 등 다양한 변인들과 긍정, 부정 각각의 태도의 연관성을 검증해볼 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김주미, 유성경 (2002). 전문적 도움 추구 행동에 영향을 미치는 심리적, 문화적 요인. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 14(4), 991-1002.
- 김지현, 김영근 (2020). 대학생의 우울취약성 및 성인애착의 군집분석에 따른 대인관계 성향 분석. *청소년학연구*, 27(10), 29-52.
- 김하정, 장재홍 (2019). 완벽주의적 자기제시와 거절민감성이 전문적 도움추구태도에 미치는 영향: 자기은폐의 매개효과. *인간이해*, 40(1), 85-103.
- 남숙경 (2010). 전문적 도움추구태도 단축형 척도의 구인타당도 재검검. *상담학연구*, 11(3), 1007-1020.
- 신연희, 안현의 (2005). 전문적 도움 추구 행동에서 접근요인과 회피요인의 상대적 중요성 고찰. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(1), 177-195.
- 안수정, 서영석 (2017). 중년 남성의 전문적 도움추구에 관한 연구: 성역할 갈등, 자기낙인, 상담 태도, 상담 의도 간 관계에서 중년의 위기감과 상담 친화적 환경의 조절된 매개효과 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(3), 629-657.
- 연구진, 이지미, 이수정, 이도형 (2016). 심리상담에 대한 인식: 개신교인을 대상으로 한 탐색적 질적 연구. *상담학연구*, 17(5), 243-267.
- 오탈균, 김미경 (2013). 신학대학원생들의 상담에 대한 인식 및 태도 연구: 자기개념, 공감능력 및 대인 관계에 미치는 영향을 중심으로. *기독교교육정보*, 39, 241-280.
- 유성경, 유정이 (2000). 집단주의-개인주의 성

- 향과 상담에 대한 태도와의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 12(1), 19-32.
- 이나리, 하은혜 (2020). ADHD의 K-CBCL 아동·청소년 행동평가척도 군집분석: 아동복지시설 아동·청소년 대상으로. 한국놀이치료학회지(놀이치료연구), 20(4), 397-419.
- 이미경, 김아름, 최성인, 남숙경, 이상민 (2010). 상담에 대한 양가태도 척도 개발 및 타당화. 상담학연구, 11(2), 465-483.
- 이미경, 이상민 (2013). 상담에 대한 양가태도 집단의 특성분석. 청소년상담연구, 21(1), 189-210.
- 이수원, 이지연 (1996). 정적과 부적 감정이 부재하는 중립태도와 공존하는 중립태도에서 인상형성의 차이. 한국심리학회 학술대회 자료집, 1996(1), 473-490.
- 장진이 (2001). 자기 은폐와 정서 표현 성향, 지각된 사회적지지 그리고 도움 추구 태도간의 관계. 이화여자대학교 석사학위논문.
- 정주리, 연규진, 양지웅, 김정기 (2016). 상담경험 유무에 따른 성별, 심리적 어려움, 상담관련 경험 및 태도가 대학생의 상담 이용 의도에 미치는 영향. 청소년상담연구, 24(1), 131-150.
- 정진철, 양난미 (2010). 낙인과 자존감, 전문적 도움추구 태도 간의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(3), 631-652.
- 조은혜, 장진이 (2020). 성역할갈등, 양가적 성차별주의, 공격성에 따른 군집 유형별 강간통념수용도. 한국심리학회지: 여성, 25(4), 321-341.
- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational behavior and human decision processes*, 50(2), 179-211.
- Angermeyer, M. C., & Matschinger, H. (2005). Have there been any changes in the public attitudes towards psychiatric treatment? Results from representative population surveys in Germany in the years 1990 and 2001. *Acta Psychiatr Scand*, 111, 68-73.
- Bathje, G. J., Kim, E., Rau, E., Bassiouny, M. A., & Kim, T. (2014). Attitudes toward face-to-face and online counseling: roles of self-concealment, openness to experience, loss of face, stigma, and disclosure expectations among Korean college students. *International Journal for the Advancement of Counseling*, 36(4), 408-422.
- Cepeda-Benito, A., & Short, P. (1998). Self-concealment, avoidance of psychological services, and perceived likelihood of seeking professional help. *Journal of Counseling Psychology*, 45(1), 58-64.
- Corrigan, P. (2004). How stigma interferes with mental health care. *American Psychologist*, 59(7), 614-625.
- Cramer, K. M. (1999). Psychological antecedents to help-seeking behavior: A reanalysis using path modeling structures. *Journal of Counseling Psychology*, 46(3), 381-387.
- David, E. J. R. (2010). Cultural mistrust and mental health help-seeking attitudes among Filipino Americans. *Asian American Journal of Psychology*, 1(1), 57-66.
- Fischer, E. H., & Turner, J. L. (1970). Orientations to seeking professional help: Development and research utility of an attitude scale. *Journal of Counseling and Clinical Psychology*, 36(1), 79-90.
- Heath, P. J., Vogel, D. L., & Al-Darmaki, F. R.

- (2016). Help-seeking attitudes of United Arab Emirates students: Examining loss of face, stigma, and self-disclosure. *The Counseling Psychologist*, 44(3), 331-352.
- Kaplan, K. J. (1972). On the ambivalence-indifference problem in attitude theory and measurement: A suggested modification of the semantic differential technique. *Psychological Bulletin*, 77(5), 361.
- Kelly, A. E., & Achter, J. A. (1995). Self-concealment and attitudes toward counseling in University students. *Journal of Counseling Psychology*, 42(1), 40-46.
- Kim, B. S. K., Atkinson, D. R., & Umemoto, D. (2001). Asian cultural values and the counseling process: Current knowledge and directions for future research. *The Counseling Psychology*, 29(4), 570-603.
- Kushner M. C., & Sher, K. J. (1989). Fear of psychological treatment and its relation to mental health service avoidance. *Professional Psychology: Research and Practice*, 20(4), 251-257.
- Larson, D. G., & Chastain, R. L. (1990). Self-concealment: Conceptualization, measurement, and health implication. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 9(4), 439-455.
- Leong, F. T. L., Kim, H. H. W., & Gupta, A. (2011). Attitudes toward professional counseling among Asian-American college students: Acculturation, conceptions of mental illness, and loss of face. *Asian American Journal of Psychology*, 2(2), 140-153.
- Priester, J. R., & Petty, R. E. (1996). The gradual threshold model of ambivalence: Relating the positive and negative bases of attitudes to subjective ambivalence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(3), 431-449.
- Rudolph, T. J. (2005). Group attachment and the reduction of value driven ambivalence. *Political Psychology*, 26(6), 905-928.
- Seidman, A. J., Wade, N. G., Lannin, D. G., Heath, P. J., Brenner, R. E., & Vogel, D. L. (2018). Self-affirming values to increase student veterans' intentions to seek counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 65(5), 653.
- Skinner, H. A., & Blashfield, R. K. (1982). Increasing the impact of cluster analysis research: The case of psychiatric classification. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 50(5), 727.
- Steenbergen, M. R., & Brewer, P. R. (2018). The not-so-ambivalent public: Policy attitudes in the political culture of ambivalence. In W. E. Saris, & P. M. Sniderman (Eds.), *Studies in public opinion: Attitudes, nonattitudes, measurement error, and change* (pp. 93-129). Princeton: Princeton University Press.
- Thompson, M. M., Zanna, M. P., & Griffin, D. W. (1995). Let's not be indifferent about (attitudinal) ambivalence. *Attitude Strength: Antecedents and Consequences*, 4, 361-386.
- Vogel, D. L., Heimerdinger-Edwards, S. R., Hammer, J. H., & Hubbard, A. (2011). "Boys don't cry": Examination of the links between endorsement of masculine norms, self-stigma, and help-seeking attitudes for men from diverse backgrounds. *Journal of Counseling Psychology*, 58(3), 368.
- Vogel, D. L., Strass, H. A., Heath, P. J.,

- Al-Darmaki, F. R., Armstrong, P. I., Baptista, M. N., & Zlati, A. (2017). Stigma of seeking psychological services: Examining college students across ten countries/regions. *The Counseling Psychologist, 45*(2), 170-192.
- Vogel, D. L., & Wester, S. R. (2003). To seek help or not to seek help: The risks of self-disclosure. *Journal of Counseling Psychology, 50*(3), 351.
- Weiten, W., Dunn, D. S., & Hammer, E. Y. (2014). *Psychology applied to modern life: Adjustment in the 21st century*. Toronto: Nelson Education.
- Yakunina, E. S., & Weigold, I. K. (2011). Asian international students' intentions to seek counseling: *Integrating cognitive and cultural predictors. Asian American Journal of Psychology, 2*(3), 219-224.
- Zane, N. (2000). Loss of face scale. *Psychosocial Measures for Asian Americans: Tools for Practice and Research*.
<http://www.columbia.edu/cu/ssw/projects/pmap/docs/zaneloss.pdf>. 미간행.
- 원 고 접 수 일 : 2021. 02. 23
수정원고접수일 : 2021. 07. 09
게 재 결 정 일 : 2021. 08. 06

Cluster Analysis of Professional Help-seeking Attitude: Focusing on the Ambivalent Attitude

Ha-young Kim

Kyu Jin Yon

Sogang University

This study explored whether an ambivalent attitude group exists when it comes to professional help-seeking attitude by measuring the attitude with the split semantic differential scale, and examined the group's relation to self-concealment and loss of face. A two-step cluster analysis identified four groups based on levels of openness, stigma, trust, and distrust: a preference group, a positive group, an ambivalent group, and an unformed attitude group. ANOVA was used to compare the characteristics of the clusters, including ATSPPH, self-concealment, loss of face, and professional help-seeking intent. We found significant group differences in all four variables. The levels of self-concealment and loss of face varied between groups, particularly between the ambivalent attitude group and the other groups. The professional help-seeking intent differed between groups as well: the positive group showed a higher intent to seek professional help than the ambivalent attitude group. Finally, the study's implications and limitations were discussed.

Key words : Professional psychological help, ambivalence, self-concealment, loss of face