

작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석: 1993년 - 2016년 국내연구를 중심으로

유 성 경 손 은 영[†] 성 하 은 김 문 정
이화여자대학교 안양대학교 이화여자대학교

본 연구는 작업동맹과 상담성과의 관계를 파악하기 위해 1993년부터 2016년까지 국내에서 이루어진 연구 총 23편(학술지 논문 15편, 학위논문 8편)에 대해 메타분석을 실시하였다($N=3,782$). Hedge-Olkin의 메타분석방법(HO)의 무선효과모형(Random effect model)을 적용하여 분석하였고 그 결과 작업동맹과 상담성과 간의 평균효과크기(r)는 .645($k=32$)로 통계적으로 유의미하게 큰 효과크기를 보였다. 즉, 작업동맹 수준이 높을수록 상담성과가 높아지는 관계를 나타내었다. 또한, 본 메타분석에 포함된 자료들의 이질성을 확인하고 이러한 차이가 어떤 변수에 따른 것인지를 분석하기 위해서 5개의 조절변수(작업동맹 평정자, 작업동맹 척도 종류, 작업동맹 측정시기, 상담대상자, 출판형태)에 따른 하위집단분석을 실시하였다. 그 결과 작업동맹 평정자, 작업동맹 척도, 상담대상자에 따른 집단 간 차이는 나타나지 않았고 출판형태에 따라 집단 간 차이를 보였다. 구체적으로 학술지보다 학위논문인 경우 작업동맹과 상담성과의 관계가 더 큰 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구의 결과에 기초하여 논의 및 제한점을 제시하였고 추후 연구를 위한 방향을 제안하였다.

주요어 : 작업동맹, 상담성과, 메타분석

[†] 교신저자 : 손은영, 이화여자대학교 심리학과, (03760) 서울시 서대문구 이화여대길 52
Tel : 02-3277-2637, E-mail : eyson31@ewhain.net

“상담이 과연 효과가 있는가?” 그리고 “효과가 있다면 어떠한 요인이 이에 기여하는가?”라는 질문은 상담 실무와 상담 연구 모두에 있어서 핵심적인 질문이다. 더구나 증거기반치료(evidence-based treatment)를 제공해야 한다는 상담 책무성에 대한 요구는 치료적 요인이 무엇인지에 대한 지속적 연구를 가능하게 하였다. Eysenck(1952) 연구를 기점으로 시작된 상담성과 연구들은 상담의 절대적 효과를 지속적으로 확인하였고, 이후 연구들은 ‘상담의 치료적 효과에 기여하는 치료적 요인은 과연 무엇인가’를 밝히고자 하였다. 치료적 요인에 관한 연구들의 일관된 발견은 이론 간 차이에 따른 상담 기법의 특수 요인(specific factors) 보다는 이론들이 공통으로 기저하고 있는 공통요인(common factors)이 상담 성과에 유의한 기여를 한다는 것이다(Frank & Frank, 1991; Wampold, 2007). 공통요인은 특수요인과 상호적인 관계를 갖고 활성화되어야 할 치료적 맥락 혹은 기제로서(Rosenzweig, 1936; Wampold & Imel, 2015) 치료적 관계는 가장 주된 공통요인으로 주목을 받고 있다. 치료적 관계 개념 가운데 가장 많은 연구가 이루어진 변인은 작업 동맹인데 그 이유는 작업동맹 개념의 이론적 근거가 분명하고, 측정할 수 있는 타당하고 신뢰로운 측정도구가 개발되어 있기 때문이다.

작업동맹 개념은 정신역동적인 뿌리에서 시작하여 범이론적인 측면으로 그 의미가 확장되어 왔다. Freud(1912, 1958)는 긍정적이며 받아들일만한 전이로써 내담자가 치료에 남아있도록 돕는 현실에 기반을 둔 치료적 동반자 관계 즉, ‘긍정적 유대’를 제시하였고(김은하, 박승민, 2011; Horvath, Del Re, Flückiger, & Symonds, 2011) 이러한 개념을 좀 더 정교화

하여 Zetzel(1956)은 동맹(alliance)이라는 용어를 처음으로 사용하였다. Rogers(1957)는 치료자가 제공하는 변화 조건(therapist-offered condition)으로 무조건적인 긍정적 존중을 강조하였고 이를 확장하여 Greenson(1965)은 의식적 측면의 동맹을 강조한 작업동맹(working alliance) 개념을 처음 제안하였다. 그에 따르면 작업동맹은 ‘상담자와 내담자의 유대를 의미하며, 내담자의 건강한 자아와 상담자의 분석적이고 치료적인 자아 간의 결합이나 협력’으로 상담자와 내담자의 상호작용을 의미한다는 점에서 초기 개념들보다 더욱 확장된 개념이다(Gelso & Carter, 1985). Luborsky(1976)는 내담자와 상담자의 협력적인 관계요소 개념을 두 단계로 나누어 세분화하였는데 첫 번째 단계에서의 동맹은 치료효과가 시작되는 동안에 안전하고 버터주는 관계를 의미하고, 두 번째 단계에서의 동맹은 내담자 자신이 주인의식을 가지고 치료 자체에 대해 투자하고 믿음을 갖는 것을 포함하는 치료의 중심을 뜻한다. 한편 Bordin(1979)은 작업동맹의 개념을 ‘상담의 목표와 과제 및 유대관계의 발달에 대한 동의를 바탕으로 한 상담자와 내담자 간의 협력’으로 정의하면서, 상담 중에 달성될 치료 목표들에 대한 합의(agreement), 치료 과업(task), 내담자와 치료자 간의 유대(bond)의 세 가지 하위 개념을 제시하였다(Horvath et al., 2011). 이러한 Bordin의 접근은 특정 이론에만 바탕을 둔 것이 아니라 다양한 심리치료의 이론적 입장을 포괄하여 작업동맹의 범이론적인(pantheoretical) 재정의를 이끌었다. 최근 상담과정 및 성과 연구에서 주로 선택하고 있는 작업동맹의 정의는 범이론적인 측면에서 정의한 Bordin(1975, 1989, 1994)의 정의이다(Horvath et al., 2011).

작업동맹이 주목받게 된 이유는 전술한 바

와 같이 다양한 이론적 접근의 차이에도 불구하고 심리치료성과에 기여하는 주된 치료적 요인은 상담자와 내담자의 치료적 관계(Frank, 1971; Frank & Frank, 1991)라고 밝혀지고 있기 때문이다. 실제 상담성과 관련 경험연구에서도 가장 주된 치료적 공통요인으로 치료적 동맹을 확인하였다(Grencavage & Norcross, 1990). 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석을 한 선행연구들을 살펴보면, 국외의 경우 크게 네 차례의 연구가 이루어져 왔다. 가장 먼저 Horvath와 Symonds(1991)가 총 24개의 연구를 분석한 결과에서 작업동맹과 상담성과는 중간정도의 관련성($r=.26$)을 나타내었다. Martin, Garske와 Davis(2000)는 Horvath와 Symonds(1991)가 대상으로 한 연구를 포함하여 총 79개 연구를 대상으로 메타분석을 진행하였는데 앞선 연구와 마찬가지로 작업동맹과 상담성과의 관련성이 중간정도($r=.22$)인 것으로 나타났다. 이후 총 100개 연구를 대상으로 한 Horvath와 Bedi(2002)의 메타분석 연구에서도 작업동맹과 상담성과 간의 관련성이 중간정도($r=.21$)의 관련성이 있다는 일관된 결과가 나왔다. 마지막으로 가장 최근에 이루어진 Horvath 등(2011)의 연구에서는 1973년부터 2009년까지의 미국, 이탈리아, 독일, 프랑스에서 연구된 190개의 연구 자료를 대상으로 메타분석을 실시하였는데 그 결과 작업동맹과 상담성과 간의 관계는 앞선 연구들과 일관되게 중간정도($r=.275$)의 관련성이 있는 것으로 나타났다.

국내의 경우에는 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석은 최근 두 차례 진행되었다. 최한나, 권운주와 강귀옥(2015)은 1999년부터 2014년까지의 국내 작업동맹 및 상담성과 관련 연구 총 15편에 대한 메타분석을 최초로 실시하였는데 그 결과 작업동맹과 상담성과

간의 관계는 80%의 확신구간(.283-.864)에서 중간크기의 유의한 상관($r=.573$)이 있는 것으로 보고하였다. 그러나 효과크기에 대한 해석은 Cohen(1988)의 기준에 따르면 0.2는 작은 효과, 0.5는 중간 효과, 그리고 0.8은 큰 효과가 있는 것으로, 상관계수 r 의 단위를 적용할 경우 0.1은 작은 효과, 0.25는 중간 효과, 0.4는 큰 효과크기로 해석하므로 최한나 등(2015)의 연구에서 확인한 평균효과크기(r) .573은 이러한 기준에 따를 때 큰 효과크기로 해석하는 것이 타당하다. 차진이(2016)는 1993년부터 2015년까지의 국내 연구 총 25편에 대한 메타분석을 실시하였는데 상담성과를 상담만족도($k=13$), 회기성과($k=11$), 증상변화($k=6$)로 세분하여 분석을 진행하였고 그 결과 작업동맹과 상담만족도 간 상관은 .69, 회기성과와는 .71, 증상변화와는 .21로 나타났다. 최한나 등(2015)의 연구에 비해 무려 10편이나 연구대상 논문이 늘어난 이유는 아동을 대상으로 한 논문을 포함하였기 때문이다.

이상에서 살펴본 바, 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석 선행 연구들을 종합하면 국외의 경우 작업동맹과 상담성과의 관계는 일관되게 중간정도의 관련성을 가지는 것으로 나타났으며, 국내의 경우는 국외 경우보다 작업동맹과 상담성과 간에 좀 더 큰 관련성을 보이는 결과를 확인할 수 있다.

작업동맹과 상담성과의 전반적인 관계를 메타분석을 통해 확인하고 난 후 제기되는 중요한 연구 질문은 메타분석에 포함된 연구들 간 이질성이 존재하는지, 그리고 이질성이 존재한다면 이러한 이질성에 기여하는 변인은 무엇인가이다. 즉 작업동맹과 상담성과의 관계 정도에 영향을 주는 조절변수에 대한 관심이다. 작업동맹과 상담성과 효과크기의 이질성

에 유의하게 기여하는 조절변수를 확인하게 될 때 ‘두 변인이 관계가 있다’는 일반적인 설명을 넘어서 두 변인 간의 관계를 보다 구체적으로 설명할 수 있게 된다. Horvath와 Symonds(1991)의 연구에서는 메타분석에 포함된 효과크기들의 이질성(heterogeneity)을 확인하였고 이러한 이질성은 작업동맹을 누가 측정하느냐에 영향을 받는다는 것을 확인하였는데 구체적으로 내담자의 작업동맹 평정이 상담자의 평정보다 상담성과를 더 잘 예측한다는 결과를 얻었다. 또한, 어떤 측정도구를 사용하느냐에 따라 효과크기에 차이가 나타나는 것을 발견하여 작업동맹 측정 도구의 종류에 따라 상담성과와 작업동맹 간의 효과크기에 차이가 생긴다는 것을 확인하였다. 반면, Martin 등(2000)은 작업동맹과 상담성과의 관련성은 일관되게 나타나므로 동질한 모집단을 가정할 수 있고 따라서 조절변수로 동맹과 상담성과의 관련성을 추가로 설명할 필요가 없다는 입장을 취하여 앞선 연구와 차이를 보였다. 이후의 연구(Horvath & Bedi, 2002; Horvath et al., 2011)에서는 다시금 작업동맹과 상담성과 연구들 간의 효과크기에 이질성이 존재한다는 것을 확인하였다. Horvath 등(2011)은 작업동맹을 서로 다르게 정의하고 있는 다양한 작업동맹 척도가 연구 간의 변산성을 보여주는 중요한 변수가 될 수 있다는 점에 주목하였다. 이외에도 작업동맹 평정자, 작업동맹 평가시기, 상담성과 척도, 치료의 종류, 논문 출간 형태를 조절변수로 포함하였는데 그 결과 작업동맹 평가시기와 상담성과 척도 종류에 따라 작업동맹과 상담성과 간의 관계정도가 달라진다는 것을 발견하였으며, 그 외의 변수는 유의한 조절효과를 보이지 않는 것으로 나타났다.

국내 연구의 경우에서도 작업동맹과 상담성

과 간에 유의하게 큰 효과크기를 보인다는 것을 확인한 후 연구에 포함된 효과크기들 간에 이질성이 존재하는지, 그리고 이질성이 존재한다면 어떠한 조절 변수가 작용 하고 있는지를 확인하고자 하였다. 먼저, 최한나 등(2015)은 작업동맹과 상담성과 간 효과크기들 간의 이질성을 확인하고 이를 설명하기 위해 국외 작업동맹과 상담성과 메타분석에서 주로 선택되었던 조절변수인 작업동맹 평정자, 작업동맹 척도의 종류, 상담대상자, 상담성과 척도를 조절변수로 선택하고 이들 변수에 따라 작업동맹과 상담성과 간의 관계에 차이가 있는지를 검증하였다. 그 결과, 조절변수로 고려하였던 어떤 변수도 작업동맹과 상담성과 간의 관계를 유의하게 조절하지 않는 것으로 나타났다. 이후 차진이(2016)는 작업동맹과 상담성과 간의 효과크기의 이질성을 설명할 수 있는 조절변수로 최한나 등(2015)의 연구에 포함되었던 작업동맹 평정자, 작업동맹 척도의 종류, 내담자 연령과 더불어 작업동맹 측정시기 및 논문의 출판여부를 추가하여 분석하였다. 그 결과 작업동맹과 상담만족도, 작업동맹과 회기성과의 관계에서 작업동맹을 내담자가 평정하였을 때 상담자가 평정하였을 때보다 작업동맹과 상담만족도, 작업동맹과 회기성과 간 더 강한 정적 상관이 관찰되었다. 이는 작업동맹 평정자에 따라 작업동맹과 상담성과 간에 유의한 차이가 없는 것을 확인한 최근의 국외 메타분석논문들(Martin et al., 2000; Horvath et al., 2011)과 최한나 등(2015)의 연구 결과와 불일치하는 결과이다. 또한, 작업동맹 측정도구의 종류에 따라 작업동맹과 상담만족도, 작업동맹과 회기성과 간 관계가 다르게 나타났는데 이는 Horvath 등(1991)이 작업동맹 척도가 조절변수일 가능성을 제시하였으나 이후 연

구들에서는 작업동맹 척도가 유의한 조절변수가 아니라는 국외 연구결과(Martin et al., 2000; Horvath et al., 2011)와 국내 최한나 등(2015)의 연구 결과와 불일치한다. 최한나 등(2015)의 연구에서 상정한 조절변수가 모두 유의하지 않게 나타난 것에 비해서 차진이(2016)는 상담성과를 상담만족도, 회기성과, 증상변화로 세분하여 메타분석을 시도함으로써 유의한 조절변수가 나타났다. 그러나 메타분석 절차에서 하위집단별 효과크기 개수(k)가 5개 이상은 확보되어야 보다 신뢰할 만한 결과를 도출할 수 있는데(Borenstein, Hedges, Higgins, & Rothstein, 2009) 차진이(2016) 연구에서 각 조절변수에 따른 하위집단별 효과크기 개수(k)가 5개 이하인 경우가 다수 포함되어 있어서 이를 신뢰로운 결과로 받아들이는 데에는 무리가 있다.

국내의 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석 연구는 아직 초창기 단계로 현재 두 편의 연구밖에 이루어지지 않았고 이들 연구들은 메타 분석 과정의 절차를 다소 불명확하게 제시하였다. 노민정과 유진은(2015)은 APA에서 제시한 메타분석 기준인 MARS(Meta-Analytic Reporting Standards)와 연구의 외적 타당도와 관련된 MUTOS(준실험설계의 외적타당도 위협요소인 U(단위), T(처치), O(결과), S(설정)에 M(방법)이 추가된 것) 기준에 따라 필수 보고 항목 50개를 선정하여 연구방법에서 포함 및 배제의 근거, 변수코딩, 검색전략, 코딩전략, 통계적 방법으로 나누어 각각의 영역에 필요한 항목을 제시하였다. 그런데 최한나 등(2015)의 연구에서는 이 같은 항목을 충족시키지 못한 부분이 있는데 예를 들면, 분석을 위해 찾은 연구가 47편이라고 명시하였지만 최종적으로 분석에 포함된 연구는 15편이었고 제외된 연

구의 근거가 정확하게 제시되지 않았다. 또한, 최종 포함된 15편의 논문에서 총 39개의 표본(k)을 추출하는 과정에서 ‘한 편의 논문에 표본이 다른 연구가 한 개 이상 포함되었을 경우 각각을 개별연구로 취급하였고 분석의 단위는 논문 내에 포함된 독립 표본으로 하였다’고 밝히고 있으나 동일한 표본에서 상담성과 측정도구를 두 개 이상 사용한 경우 이를 각각 독립된 표본으로 취급할 수 없는데 이와 같은 문제를 어떻게 해결하였는지 그 과정을 상세히 밝히고 있지 않다. 차진이(2016)는 이러한 문제를 해결하려는 방안으로 상담성과를 상담만족도($k=13$), 회기성과($k=11$), 그리고 증상변화($k=6$)로 세분하여 분석을 진행하였는데 앞서 문제제기 한 바와 같이 집단별 효과크기 개수(k)가 5개 이하인 경우가 다수 포함되어 있어서 이를 메타분석을 통해서 여러 논문을 통합한 결과로 받아들이기에는 한계가 있다. 또한 최한나 등(2015)의 메타 분석 결과, 국내 연구들의 작업동맹과 상담성과의 효과크기가 국외의 경우보다 더 큰 효과를 지니는 것으로 나타났고, 개별 연구들의 효과크기에 이질성이 존재하는 것으로 확인되었으나 그러한 이질성을 설명할 수 있는 조절변수를 밝히지 못한 바, 추후 연구에서는 이들 조절변수에 대한 탐색이 매우 중요함을 제안하였다. 따라서 최한나 등(2015)과 차진이(2016)의 메타분석 연구결과 모두 작업동맹과 상담성과 간에 일관된 정적 관계가 있음을 확인하였으나 어떤 변수들이 이들의 관계를 조절하는지는 확인하지 못해 국내 연구에서 밝혀진 작업동맹과 상담성과 간의 관계를 보다 심도 있게 이해하는 데는 한계가 있다.

이에 본 연구에서는 작업동맹과 상담성과 관계에 대한 국내의 기존 연구들을 통합하고,

각 연구들의 고유한 특성을 파악하여 어떠한 특성에 의해 연구들의 결과에 이질성이 생겨났는지 탐색하기 위해서 기존 국내 연구들에서 사용된 방법과는 다른 방법을 사용하여 분석을 시도하였다. 대표적인 메타분석 방법은 2가지로 Hunter-Schmidt의 방법(HS)과 Hedge-Olkin의 방법(HO)이 있다. 개별 효과크기를 계산할 때 HO 방법은 상관계수를 Fisher의 z 값으로 변환하여 분석한 후 통합 효과크기를 산출할 때 이를 다시 r 로 변환하는 과정을 거치는 것을 특징으로 하며 이에 비해 HS 방법은 z 값으로 변환하지 않고 표집오차, 측정오차, 범위제한 등 다양한 통계적 오차를 고려하여 상관관계 값을 보정하고 이를 토대로 통합 효과크기를 산출하는 절차를 거친다(이병관, 손영곤, 2016). 국내에서 HO 방법은 교육, 경영, 심리 등 연구영역 전반에 두루 적용되고 있으며, HS 방법에 기초한 메타분석은 산업 및 조직심리 분야를 중심으로 다루어지고 있는데 이는 HS 방법이 복잡한 계산과정을 거칠 뿐만 아니라, 현실적으로 발표되는 연구논문에서 통계적 오류를 교정하는데 필요한 정보를 전부 얻기 어렵기 때문이다(이병관, 손영곤, 2016). 그동안 국외 및 국내의 작업동맹과 상담성과간의 관계를 메타분석한 선행 연구들은 주로 Hunter-Schmidt의 메타분석을 사용하였다(차진이, 2016; 최한나 등, 2015; Horvath et al., 2011; Horvath & Symonds, 1991; Martin et al., 2000). 본 연구에서 새롭게 적용하고자 하는 HO 방법은 측정치 수준(measure level)을 나타내는 평균 효과크기를 추정하는데 초점을 맞추고 있어 전반적인 평균 효과크기(overall mean effect size)를 살펴보는 데 적합하며 메타분석을 위한 전용 프로그램(예: Comprehensive Meta Analysis)이 있고 HS 방법에 비해 산출과정이 복잡하지

않아서 분석결과들을 이용자 입장에서 확인하는 것이 용이하며, 특히 출판편향을 확인할 수 있는 다양한 방법들을 시각적으로 그리고 자동 계산해줌으로써 연구 분석 결과들을 여러 측면에서 살펴보는 데 편리하다(이병관, 손영곤, 2016). 따라서 본 연구에서는 작업동맹과 상담성과의 관련성을 메타분석 함에 있어서 HO 방법을 적용하여 전반적인 평균 효과크기를 구하고 나아가 연구간 이질성을 확인하고 그 이질성을 설명하는 것에 주목하여 연구 결과를 다양한 측면에서 해석하고 논의하고자 한다. 또한 메타분석의 일반적인 절차(연구의 질문, 연구 자료의 범위 선정 및 수집, 분석 자료의 코딩, 통계과정, 분석결과 제시 및 해석)를 충실히 따르고자 하였다. 이는 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 후속 메타분석 연구에 새로운 기틀을 마련해 줄 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구에서는 작업동맹과 상담성과 관계에 대한 결과들을 통합하기 위해 기존 연구들과는 다른 방법인 HO 방법을 적용하여 메타분석을 실시하였으며, 연구들 간의 이질성을 설명하기 위해 작업동맹 평정자, 작업동맹 척도 종류, 상담대상자를 포함하였고 최한나 등(2015) 연구에서 포함하지 않은 조절변수로 작업동맹 측정시기와 논문의 출판형태를 추가하였다. 국내에서 상담과정-성과 관련 경험 연구가 국외에 비해 상대적으로 매우 저조하고 이에 따라 작업동맹과 상담성과에 대한 메타분석을 하기 위해 충분한 수의 논문을 확보하고자 방법론적으로 엄격성이 다소 부족한 논문들도 분석에 포함되었을 가능성이 있다고 판단하여 연구의 엄격성을 보여줄 수 있는 정보로 연구물의 출판 형태를 선택하였고, 이러한 특성이 메타분석 결과에 어떠한 영향을 끼치

는지 알아보고자 하였다. 연구물의 출판 형태는 이론적 변수들과는 달리 메타 분석에 포함된 연구들의 엄격성 수준이 메타분석 결과에 어떠한 영향을 미치는지 살피기 위한 것으로 기존의 메타분석에도 조절변수로 채택되곤 하였다(Allumbaugh & Hoyt, 1999; Horvath et al., 2011; Rosenthal, 1979). Horvath 등(2011)과 최한나 등(2015)의 연구에서 조절변수로 채택되었던 상담성과의 종류는 본 연구에서는 조절변수로 채택하지 않았다. 그 이유는 본 연구의 중요한 목표 중의 하나가 메타분석의 절차를 충실히 따르는 것인데 앞서 문제제기한 바와 같이 차진이(2016)의 연구처럼 상담성과의 종류를 세분화하여 분석하게 되는 경우, 각 상담 성과별로 충분한 개별논문이 누적되지 않아 조절효과 분석이 불가능해지는 근본적인 어려움을 지니고 있었다. 그러나 최한나 등(2015)의 연구에서는 상담성과의 종류를 조절변수로 고려하였는데 동일한 표본에서 상담성과 측정도구를 두 개 이상 사용한 경우 이를 각각 독립된 표본으로 취급하고 분석을 진행하였다면 독립성 가정을 위배한 것이 된다. 따라서 본 연구에서는 상담성과의 종류를 조절변수로 고려하지 않기로 하고 동일한 표본에서 상담성과 척도가 2개 이상 사용된 경우는 평균값을 사용하여 효과크기를 계산함으로써 독립성 가정을 위배하지 않고, 이후 조절변수 분석을 위한 연구수를 확보하였다. 상담 성과는 즉시적 효과와 최종적 효과, 증상 변화와 주관적 만족도와 같이 다양한 국면으로 구분될 수 있으며 즉시적 효과보다는 최종적 효과가, 주관적 만족도보다는 실제 증상 변화가 상담 성과를 타당하게 반영하는 것으로 볼 수 있다. 본 연구에서는 각 연구들이 다양한 상담성과 측정치를 활용하였지만 이들 모두

상담 효과를 보여주는 지표라는 점에서는 동일한 이론적 구인으로 보고 하나의 측정치로 묶어 연구를 진행하였다. Rosenthal은 메타분석에서 다양한 측정치를 공통치로 묶는 것에 대한 원칙에 대하여 연구자의 목적에 따라 결정해야 한다는 원칙을 제시한 바 있다. 예를 들면, 교수방법이 학생들의 학업성취에 미치는 효과에 대한 메타분석에서 학업성취는 언어적 성취, 수리적 성취 등으로 구분될 수 있으나 연구자의 관심이 전반적인 학업성취의 향상 여부에 관심이 있다면 언어적 성취와 수리적 성취를 학업성취의 측정치로 묶을 수 있다고 제안한다(Borenstein et al., 2009; Cooper, Hedges, & Valentine, 2009). 또한 Cheung과 Chan(2004)은 어떤 측정치들 간에 높은 상관이 지속적으로 보고되었다면 메타분석에서 그 측정치들은 하나의 측정치로 묶어서 분석할 수 있음을 제안하였다. 실제 국외의 작업동맹과 상담성과의 초장기 메타분석 연구인 Martin 등(2000)과 Horvath와 Symonds(1991)는 상담성과를 세부형태로 나누지 않고 하나의 상담성과 값으로 분석한 바 있다.

본 연구에서 답하고자 하는 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

첫째, 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 평균효과크기는 어떠한가?

둘째, 작업동맹과 상담성과의 관계가 조절변수에 따라 차이가 있는가?

방 법

분석논문의 수집 및 선정

본 연구에서는 1993년부터 2016년 9월까지

국내에서 발표된 학위논문과 학술지 논문을 수집하였다. 자료를 수집하기 위해서 국내에서 이루어진 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석 연구인 최한나 등(2015)과 차진이(2016)의 분석논문 25편(학술지 논문 15편, 석박사학위논문 10편)을 기본으로 하였고, 한국교육학술정보원(www.riss4u.net)과 학술논문 검색 사이트인 디비피아(www.dbpia.co.kr)를 활용하여 ‘치료적 동맹’, ‘상담관계’, ‘작업동맹’, ‘상담성과’, ‘치료성과’를 주제어로 하여 추가로 검색한 5편(학술지 논문 2편, 석박사학위논문 3편)의 논문을 포함하였다. 추가된 논문 중 1편은 최한나 등(2015)과 차진이(2016)의 선행 메타분석에서 누락된 논문이었고, 4편은 2015년 2월 이후에 발표된 논문이었다. 총 30편의 논문 중에서 미술치료나 놀이치료를 사용하고 있는 논문 3편, 작업동맹이나 상담성과 중 하나의 변수만을 포함하고 있는 논문 1편, 작업동맹과 상담성과의 상관관계수 통계치를 계산하는데 필요한 정보를 제시하지 않은 논문 3편을 제외한 총 23편(학술지 논문 15편, 석박사학위논문 8편)의 논문을 최종 분석논문으로 선정하였다. 학위논문 중에 학술지에 게재된 연구의 경우는 학술지 논문으로 구분하였다. 이에 본 연구의 메타분석에 포함된 논문의 기준은 다음과 같다.

첫째, 연구 논문의 언어는 한국어이고, 대상은 한국인이며 아동 및 청소년과 성인이어야 한다.

둘째, 논문에서 사용된 주된 상담 기법은 언어적 접근이어야 한다.

셋째, 논문은 한 개 이상의 작업동맹에 대한 변수와 한 개 이상의 상담성과에 대한 변수를 포함해야 한다.

넷째, 작업동맹과 상담성과에 대한 상관계

수와 사례수를 제시하여 효과크기를 구할 수 있는 논문이어야 한다.

자료수집과 선정의 전 과정은 2명의 연구자가 분석에 포함된 모든 연구를 독립적으로 검토하였으며, 최종적으로 선정된 논문이 본 연구의 메타분석 조건에 맞는지 3명의 연구자가 확인하였다.

코딩 및 자료분석

본 연구에 포함된 연구논문은 취합이 용이하도록 코딩표에 따라 정리하였고, 코딩표는 일련번호, 저자, 발표연도, 논문제목, 표본 수, 연구대상, 측정도구, 측정도구 신뢰도, 평정자, 측정시기, 출판형태, 통계치 등으로 구성하였다. 이때 하나의 논문에서 작업동맹 및 상담성과 척도의 평가자에 따라 복수의 효과크기가 산출되므로 이를 ‘comparisons or estimates as units(Cooper et al., 2009)’로 하여 복수의 효과크기를 허락함에 따라 최종 선정된 23편의 논문에서 총 32개의 표본($N=3,782$)을 분석하였다. 본 연구에서 분석한 연구대상 논문과 표본은 표 1에 제시하였다.

코딩은 연구자 2인이 실시하였으며, 평정자간 일치율을 확인한 결과 Cohen's Kappa 계수는 .76으로 Landis와 Koch(1977)의 해석에 따르면 평정자간 상당한(substantial) 일치율을 확보하였다. 평정자간 불일치 사례에 대해서는 해당연구를 두 연구자가 함께 재검토하였다. 본 연구의 분석대상 논문에서 사용된 작업동맹 및 상담성과의 측정도구는 표 2에 제시하였다.

작업동맹 척도(Working Alliance Inventory: WAI)

작업동맹을 측정하는 도구 중에서 작업동맹

표 1. 메타분석에 포함된 논문목록 (N=23, k=32)

논문저자 (출판년도)	N	작업동맹 평정자	작업동맹 척도	작업동맹 측정시기	상담 대상자	출판 형태
윤경자(1993) ^a	14	초심 상담자	WAI	초기	-	학위
윤경자(1993) ^b	12	숙련 상담자	WAI	초기	-	학위
윤경자(1993) ^c	14	초심 내담자	WAI	초기	성인	학위
윤경자(1993) ^d	12	숙련 내담자	WAI	초기	성인	학위
신희천(2002) ^a	19	상담자	WAI	복수	-	학술지
신희천(2002) ^b	43	내담자	WAI	복수	성인	학술지
명말희(2004)	62	내담자	WAI	초기	청소년	학위
황인호(2005)	151	상담자	WAI	기타	-	학술지
강석영(2007)	186	내담자	WAI	기타	혼합	학위
최인화(2007)	140	내담자	청소년 작업동맹	기타	청소년	학위
유성경, 손난희(2010)	284	내담자	WAI-S	초기	성인	학술지
이수림, 조성호(2010) ^a	189	내담자	WAI-S	기타	혼합	학술지
이수림, 조성호(2010) ^b	189	상담자	WAI-S	기타	-	학술지
박병채(2010)	85	내담자	TASC	초기	아동 청소년	학위
김수연, 장재홍 (2011)	85	내담자	TASC	초기	청소년	학술지
성예경, 최한나(2011)	114	내담자	WAI	기타	혼합	학술지
서영석 등 (2012)	28	내담자	WAI-S	복수	성인	학술지
강민희(2012)	29	내담자	TASC	기타	청소년	학위
한은주, 최한나(2013)	102	내담자	WAI	기타	혼합	학술지
정민선, 김지현 (2013)	225	내담자	WAI-S	초기	혼합	학술지
김지환, 장재홍(2013)	42	내담자	TASC	복수	청소년	학술지
하철오, 신희천(2014) ^a	112	상담자	WAI-S	기타	-	학술지
하철오, 신희천(2014) ^b	112	내담자	WAI-S	기타	혼합	학술지
임전옥, 장성숙(2015) ^a	404	상담자	WAI-S	기타	-	학술지
임전옥, 장성숙(2015) ^b	404	내담자	WAI-S	기타	혼합	학술지
최정호, 한영주(2015)	87	내담자	TASC	초기	청소년	학술지
김기민(2016) ^a	112	내담자	WAI	초기	성인	학위
김기민(2016) ^b	88	상담자	WAI	초기	-	학위
나현미, 정남운(2016)	192	내담자	WAI-S	초기	성인	학술지
최현정(2016) ^a	26	상담자	TASC	초기	-	학위
최현정(2016) ^b	111	내담자	TASC	초기	청소년	학위
한영주 등(2016)	109	내담자	TASC	초기	청소년	학술지

주. 하나의 논문에서 여러 개의 효과크기가 산출될 경우 a, b, c, d로 구별하였음. 학위논문 중에 학술지에 게재된 연구의 경우는 학술지로 구분함.

표 2. 작업동맹 및 상담성과 측정도구

변인	측정도구	논문의 수(N)	효과크기의 수(k)
작업 동맹	작업동맹 척도(WAI) (Horvath & Greenberg, 1989; 강혜영, 1995; 김선경, 1992; 방기연, 1992)	8	13
	작업동맹 단축형 척도(WAI-S)(Tracey & Kokotovic, 1989; 이수림, 2008)	7	10
	아동용 치료적 동맹 척도(TASC)(Shirk & Saiz, 1992; 방은령 & 최명선, 2004)	7	8
	청소년용 작업동맹특성 척도 간편형(최인화, 2007; 정은미, 2004)	1	1
상담 성과	상담회기평가 질문지(SEQ) (Stiles, 1989; 이상희 & 김계현, 1993; 최윤미, 1987)	12	19
	상담만족도 질문지(CSQ) (Larsen, Attkisson, Hargeaves & Nguyen, 1979; 김원중, 1993; 황인호, 2004)	10	13
	Y-OQ-SR(Burlingame, Wells, Lambert & Cox, 2004; 김수연, 2010)	4	4
	회기영향척도(SIS) (Elliott & Wexler, 1994; 문현미 & 민병배, 2001; 장재홍, 1999)	2	2
	상담성과 질문지(정남운, 1998)	1	2
	청소년용 상담회기성과 척도(최인화, 2007)	1	1

척도(WAI)는 가장 자주 사용되는 척도였다. 이 척도는 Bordin(1979)이 개념화한 작업동맹을 측정하고자 Horvath와 Greenberg(1989)가 개발한 것으로 작업동맹을 유대(Bond), 목표합의(Goal), 과제동의(Task)의 세 가지 요인으로 개념화하였다. 총 36문항으로 이루어진 척도의 내적일치도(Cronbach's α)는 내담자용이 .93, 상담자용이 .87이었다. 국내에서는 방기연(1992), 김선경(1992), 강혜영(1995)이 번안 및 타당화 하여 사용하였고, 김선경(1992)이 번안한 척도의 내적일치도는 내담자용이 .76, 상담자용이 .77로, 강혜영(1995)의 내담자용 척도는 .92로 확인되었다.

Tracey와 Kokotovic(1989)은 작업동맹 척도(WAI)를 12문항으로 단축하여 작업동맹 단축형 척도(WAI-S)를 개발하였다. 이 척도의 내적

일치도는 내담자용이 .98, 상담자용이 .95로 나타났다. 국내에서는 이수림(2008)이 타당화 하였으며 척도의 내적일치도는 상담자용과 내담자용 모두 .87로 나타났다.

아동용 치료적 동맹 척도(Therapeutic Alliance Scales for Children: TASC)

아동용 치료적 동맹 척도(TASC)는 미국의 Shirk와 Saiz(1992)가 개발한 척도이다. 연구자들은 Bordin(1979)의 작업동맹 개념을 바탕으로 하여 아동심리치료에서의 치료적 관계 개념을 정립하고자 하였으며 유대(bond), 부정성(negativity), 언어화(verbal)의 세 요인을 발견하여 아동용 치료적 동맹 척도(TASC)를 개발하였다. 이후 독일의 하이델베르크 대학 연구팀이 Shirk와 Saiz(1992)가 개발한 척도를 번안하

고 치료자와 아동이 각각 측정할 수 있는 척도로 발전시켰다(Kronmueller et al., 2003). 이 같은 국외의 척도를 바탕으로 하여 방은령과 최명선(2004)은 국내 아동 심리치료에 적용 가능한 척도로 수정 및 타당화 하였으며 내적일치도는 아동용의 .70, 치료자용의 경우 .81로 나타났다.

청소년용 작업동맹특성 척도

정은미(2004)가 개발한 청소년용 작업동맹 특성 척도는 개인적 차원, 사회 관계적 차원, 상담적 차원의 세 차원으로 이루어져 있으며, 개인적 차원 내에 자아존중감, 내적통제성, 문제해결능력의 3영역, 사회관계적 차원에는 부모와의 관계, 친구와의 관계, 교사와의 관계의 3영역, 상담적 차원에는 상담동기, 상담기대의 2영역의 총 8영역의 80문항으로 구성되며 척도의 내적일치도는 .93으로 나타났다. 이후 최인화(2007)의 연구에서 청소년에게 적용하기에는 길다는 연구자의 판단에 따라 40문항의 축약형을 사용하였고, 척도의 내적일치도는 .91로 나타났다.

상담회기평가 질문지(Session Evaluation

Questionnaire: SEQ)

상담성고를 측정하는 도구 중에서는 상담회기평가 질문지(SEQ)가 가장 자주 사용되었다. SEQ는 Stiles(1989)이 상담의 즉시적 성과를 측정하기 위해 개발한 척도로 3차의 개정작업을 통해 1989년에 Form4가 완성되었고 내적일치도는 .87-.93으로 나타났다. 국내에서는 최윤미(1987)가 10문항의 Form 3를 번안 및 타당화 하였으며 이후 이를 수정, 보완한 19문항의 Form4를 이상희와 김계현(1993)이 번안 및 타당화 하였는데 상담자용 척도의 내적일치도가

.78-.88, 내담자용 척도의 신뢰도가 .78-.90로 나타났다.

상담만족도 질문지(Client Satisfaction

Questionnaire: CSQ)

상담만족도 질문지(CSQ)는 Larsen, Hargeaves와 Nguyen(1979)이 개발한 척도로 내담자의 상담 만족도에 대한 내용을 8문항으로 측정하며 내적일치도는 .92-.93으로 나타났다. 이후 국내에서 김원중(1993)과 황인호(2004)가 상담자용으로도 수정, 번안하여 타당화하였다. 김원중(1993)의 연구에서는 내담자용 척도의 내적일치도는 .96, 황인호(2004)의 연구에서는 상담자용 척도의 신뢰도는 .97로 나타났다.

Y-OQ-SR(Youth-Outcome Questionnaire-Self-report Version)

아동과 청소년 내담자의 상담 성과를 측정하는 Y-OQ-SR은 Burlingame, Wells, Lambert와 Cox(2004)가 개발한 것으로 청소년이 평정하는 척도로 64문항, 6개의 하위척도(개인 내 고통, 신체화 증상, 대인관계, 사회적 문제, 행동문제, 결정문항)로 구성되어 있으며 척도의 내적일치도는 .94로 나타났다. 국내에서는 김수연(2010)이 번안하였으며 척도의 내적일치도는 .94로 나타났다.

회기영향척도(Session Impacts Scale: SIS)

Elliott와 Wexler(1994)가 제작한 회기영향척도(SIS)는 16문항, 3개의 하위요인으로 이루어진 척도로 상담 회기가 미친 영향에 대해 측정하는 척도이며 내적일치도는 .67-.92로 나타났다. 국내에서는 장재홍(1999), 문현미와 민병배(2001)가 번안 및 타당화 하였고, 내적일치도는 장재홍(1999)의 연구에서 .81-.88로, 문현

미와 민병배(2001)의 연구에서는 .76-.93로 나타났다.

상담성과 질문지

국내에서는 정남운(1998)이 제작한 9문항의 단일요인의 상담성과 질문지도 사용되고 있었는데 내적일치도는 보고되지 않았다.

청소년용 상담회기성과 척도

청소년용 상담회기성과 척도는 최인화(2007)가 자신의 연구에서 직접 개발한 척도로 회기의 상담이 끝난 직후 청소년 내담자가 경험한 변화를 평가하고자 개발하였고 문제해결, 관계변화, 자기이해의 3가지 하위요인으로 구성되어 내적일치도는 .95로 나타났다.

자료분석은 Hedge-Olkin의 메타분석방법(HO)을 적용하였고, Comprehensive Meta-Analysis 프로그램 version 3(CMA 3; Borenstein, Hedges, Higgins, & Rothstein, 2014)을 이용하여 효과크기 산출, 동질성 검증, 하위집단분석, 출판편향을 분석하였다. 먼저 효과크기 산출을 위해 Pearson 상관계수 r 을 사용하였는데, 상관계수 r 은 정상분포를 이루지 않기 때문에 Fisher의 z 로 변환하여 분석하였다(Shadish & Haddock, 1994). 그리고 Fisher의 z 를 이용해 산출된 효과크기는 해석의 용이성을 위해 다시 Pearson 상관계수 r 의 단위로 변환하여 제시하였다. 효과크기에 대한 해석은 Cohen(1988)의 기준에 따라 0.2는 작은 효과, 0.5는 중간 효과, 0.8은 큰 효과가 있는 것으로 보았으며, 상관계수 r 의 단위를 적용하여 0.1은 작은 효과, 0.25는 중간 효과, 0.4는 큰 효과크기로 해석하였다. 효과크기의 95% 신뢰구간을 산출하여 0의 포함여부를 통해 효과크기의 통계적인 유의미성을

판단하였고 유의수준은 5%를 기준으로 보았다.

메타분석에서는 연구간 이질성 가정여부에 따라 고정효과모형(Fixed effect model)과 무선효과모형(Random effect model)으로 구분하는데 고정효과모형에서는 연구들 간의 이질성을 가정하지 않으나 무선효과모형에서는 연구들 간에 이질성이 존재한다고 본다(Borenstein et al., 2009). 즉, 무선효과모형은 각각의 연구들의 이질성을 감안하고 분석대상인 연구 각각의 표집오차로 인해 변량이 발생함을 가정한다. 따라서 본 연구에서는 분석에 포함된 연구가 다양한 특성을 가지고 있기 때문에 이질적임을 가정하고 무선효과모형을 적용하여 분석을 실시하였다. 이후 효과크기에서의 동질성 검증을 하고 연구들 간 이질성의 원인을 파악하기 위해 조절변수(moderator variable)를 사용한 하위집단분석(subgroup-analysis)을 실시하였다. 국내외 선행 메타연구를 참고하여 본 연구에서 채택한 조절변수는 총 5개로 조절변수에 따른 하위 집단 구분은 다음과 같다. 첫째, 작업동맹 평정자는 ‘내담자’와 ‘상담자’로 구분하여 효과크기를 비교하였고, 두 번째, 작업동맹 척도 종류는 WAI, TASC에 따른 차이를 분석하였다. 셋째, 작업동맹 측정 시기는 1-5회 중에 측정된 경우는 ‘초기’, 여러 회기에 걸쳐 측정된 경우는 ‘복수’ 그리고 측정시기가 명확히 표기되지 않은 경우는 ‘기타’로 표기하여 구분하였다. 국외의 경우 작업동맹의 측정시기를 ‘초기’, ‘중기’, ‘후기’, ‘평균’으로 구분하고 있었으나(Horvath & Symonds, 1991) 국내의 경우에 작업동맹 측정시기를 밝히지 않은 경우가 많았고 이를 ‘기타’로 처리하였으며, 밝힌 경우에는 대다수가 3-5회기 이내로 비교적 ‘초기’에 측정이 이루어졌다. 이는 전체 상담

회기 가운데 3-5회기의 작업 동맹 수준이 상담성과를 1/3정도 예언할 수 있으며(Hartley & Strupp, 1983) 작업동맹의 발달이 처음 5회기 동안 이루어지며 3회기에서 정점에 달한다(Horvath & Luborsky, 1993)는 국외의 연구결과에 따른 것으로 볼 수 있다. '복수'의 경우는 다회를 측정한 것으로 밝히고 있으나 이를 평균 내었는지에 대해서는 정보가 없어 '복수'라고 명명하였다. 넷째, 상담대상자의 연령에 따라 '청소년', '성인'으로 나누고 청소년 및 성인 내담자가 모두 포함된 경우는 '혼합'으로 표기하였다. 청소년과 성인의 구분은 연구대상의 평균연령을 제시한 경우 만 19세를 기준으로 구분하였고 학교급으로 밝히는 경우에는 대학생 이상을 성인으로 분류하였다. 다섯째, 논문의 출판형태는 '학위' 논문과 '학술지' 논문으로 구분하여 하위집단분석을 실시하였다.

마지막으로 연구들의 출판편향을 검토하기 위하여 Trim and Fill(Duval & Tweedie, 2000)과 fail-safe N (Rosenthal, 1979)을 실시하였다. 출판편향은 표본의 크기가 큰 연구가 표본의 크기가 작은 연구에 비해, 효과크기가 큰 연구들이 그렇지 않은 연구들보다 상대적으로 출판될 가능성이 높은 현상을 말한다(Borenstein et al., 2009). Trim and Fill(Duval & Tweedie, 2000)은 출판편향으로 인해 출간되지 못한 논문의 수를 추정하고 효과크기를 삽입하여 교정된 평균효과크기와 원래의 평균효과크기와의 비교를 통해 출판편향을 확인하는 방법이다. Fail-safe N 은 Rosenthal(1979)이 제시한 개념으로 산출된 평균효과크기를 0으로 만드는데 요구되는 반대 결과를 가진 가상의 연구 수를 의미한다. Fail-safe N 값이 작을수록 분석을 통해 얻은 효과크기가 쉽게 부정될 수 있음을 의미하므로 이 값이 클수록 출판편향의 가능성이

적은 안정된 효과크기라고 볼 수 있다.

결 과

기술통계

본 연구의 메타분석에 포함된 23편의 연구의 일반적 특징은 표 3과 같다. 국내에서 1993년부터 2016년까지 총 27년간 발표된 논문으로 연구출처는 학술지 15편(65.2%), 학위논문이 8편(34.8%)이었다. 연구대상 분포는 상담자 9편, 청소년 9편, 성인 6편, 청소년 및 성인의 혼합 7편이었다. 표본크기는 100명 이하 9편(39.1%), 101~200명 11편(47.8%), 201~300명 2편(8.7%), 301명 이상 1편(4.3%)으로 전체 연구 참여자는 3,782명이었다.

작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 평균효과 크기

작업동맹과 상담성과의 관계를 분석한 논문은 총 23편이었고, 여기서 32개의 효과크기가 산출되었다. 이때 상담성과 척도가 2개 이상 사용된 경우는 평균값을 사용하여 효과크기를 계산하였다. 무선효과모형으로 32개의 효과크기에 대한 가중평균(weighted mean)을 산출하였고 그 값은 .645($p < .001$)로 통계적으로 유의미하였다. 작업동맹과 상담성과 간의 평균효과 크기는 Cohen(1988)의 해석에 따르면 큰 효과 크기를 가진다고 할 수 있으며, 95% 신뢰구간 범위는 .531에서 .736으로 0을 포함하지 않는다. 효과크기의 범위는 -.660에서 .964로 높은 분산성을 보였다. 연구 사이의 이질성을 살펴 보는 동질성 검증결과 통계적으로 유의미했으

표 3. 메타분석 포함된 논문 분류 (N=23, k=32)

분류기준	분류범주	논문의 수(N)	효과크기의 수(k)
출판연도 (단위: 년)	1993~2016	23	32
출간형태	학술지	15	19
	학위논문	8	13
연구대상	상담자	9	9
	청소년	9	9
	내담자 성인	6	7
	혼합(청소년, 성인)	7	7
표본크기 (단위: 명)	≤ 100	9	15
	101 ~ 200	11	13
	201 ~ 300	2	2
	≥ 301	1	2

며($Q(31)=940.324, p<.001$), 이는 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 32개의 효과크기들이 동질적이지 않음을 의미한다. 즉, 본 연구에 포함된 연구들 간 이질성은 유의미하게 존재하므로 무선효과모형을 선택하는 것이 타당하다고 볼 수 있다. 한편 효과크기의 이질성의 정도를 백분율로 표시하는 I^2 값은 96.7%로 나타나 Higgins, Thompson, Deeks와 Altman(2003)의 I^2 값의 해석기준에 따른 높은 정도의 이질성을 보이고 있다.

조절변수에 따른 작업동맹과 상담성과의 효과 크기 차이

앞선 효과크기 간의 이질성이 나타난 이유를 분석하기 위해 하위집단분석을 실시하였다. 이때 최한나 등(2015)에서 조절변수로 고려하였던 작업동맹 평정자, 작업동맹 척도 종류, 상담대상자에 대하여 본 연구에서는 작업동맹

측정시기와 출판형태에 따른 하위집단분석을 실시하였다. 하위집단별 효과크기 개수(k)가 5개 이상은 확보되어야 보다 신뢰할 만한 결과를 도출할 수 있기에(Borenstein et al., 2009) k가 이를 충족하지 못하는 경우 분석에서 제외하였다. 단, 작업동맹 측정시기에 따른 구분에서 k가 5개 미만인 경우도 포함하였는데 이 경우 평균효과크기와 통계적 유의도에 대한 통계적 결론은 자제하였다.

먼저 평정자인 내담자와 상담자에 따른 집단 간 차이는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다($Q(1)=.077, p=.781$). 즉, 작업동맹과 상담성과의 관계에서 평정자에 따라 차이가 없음을 나타낸다. 작업동맹 척도 종류인 TASC, WAI에 따른 집단 간 차이도 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다($Q(1)=.812, p=.368$). 즉, 작업동맹과 상담성과의 관계에서 작업동맹 척도 종류에 따라 차이가 없음을 나타낸다. 또한 작업동맹 측정시기에 따른 평균효

표 4. 평균효과크기 및 조절변수에 의한 하위집단분석 결과

	<i>k</i>	효과크기	95% CI		<i>Q_u</i>	<i>df_u</i>	<i>Q_b</i>	<i>df_b</i>	<i>I²</i>
전체	32	.645 ^{***}	.531	.736			940.324 ^{***}	31	96.703
평정자					940.093 ^{***}	30	0.077	1	
내담자	23	.636 ^{***}	.493	.746	570.400 ^{***}	22			
상담자	9	.669 ^{***}	.433	.819	432.694 ^{***}	8			
작업동맹 척도					936.297 ^{***}	28	0.812	1	
TASC	8	.552 ^{**}	.256	.754	51.393 ^{***}	7			
WAI	23	.672 ^{***}	.538	.773	884.905 ^{***}	12			
작업동맹 측정시기					884.790 ^{***}	29	2.608	2	
초기	16	.708 ^{***}	.552	.816	406.570 ^{***}	15			
복수	4	.628 ^{***}	-.097	.729	10.690 [*]	3			
기타	12	.628	.421	.774	467.531 ^{***}	11			
상담대상자					349.332	20	2.222	2	
청소년	9	.578 ^{***}	.386	.722	55.566 ^{***}	8			
성인	7	.578 ^{***}	.347	.742	260.114 ^{***}	6			
혼합	7	.724 ^{***}	.564	.831	33.652 ^{***}	6			
출판형태					921.741 ^{***}	30	4.420 [*]	1	
학위	13	.765 ^{***}	.618	.860	47.264 ^{***}	12			
학술지	19	.550 ^{***}	.375	.687	874.477 ^{***}	18			

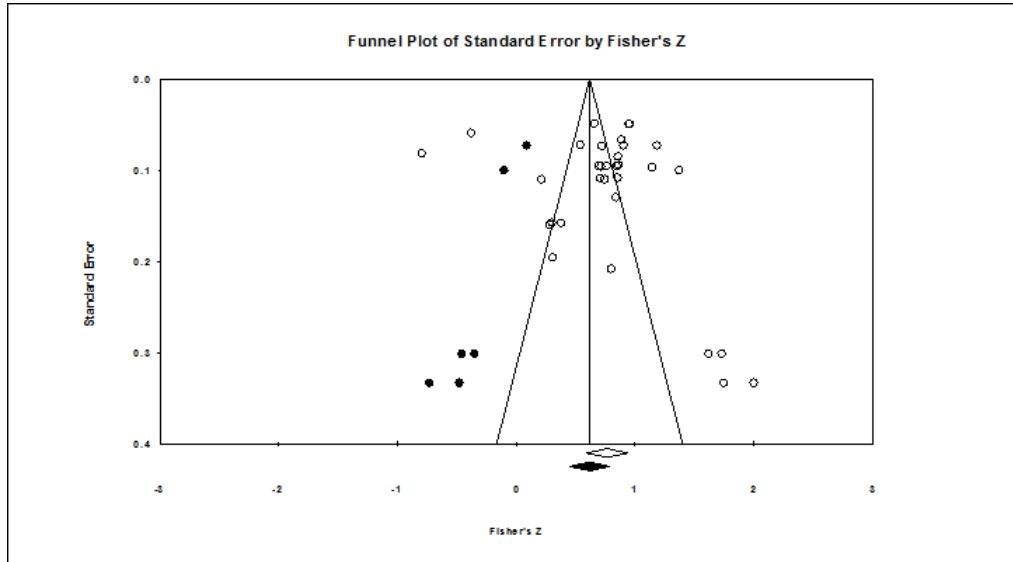
주. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

효과크기(*r*)를 살펴보면 초기는 .708로 통계적으로 유의미하였고, 기타는 .628로 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 상담대상자인 청소년, 성인, 혼합에 따른 집단 간 차이 역시 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다 ($Q(2)=2.222, p=.329$). 즉, 작업동맹과 상담성과의 관계에서 상담대상자에 따라 차이가 없음을 나타낸다. 따라서 작업동맹은 평정자, 작업동맹 척도의 종류, 상담대상자에 관계없이 상담성과와 관련이 있음을 알 수 있다. 출판형태

인 학술지와 학위논문에 따른 집단 간 차이는 통계적으로 유의미하였다($Q(1)=4.420, p<.05$). 출판형태 별 효과크기는 학위논문은 .765 학술지는 .550로 모두 통계적으로 유의미하였는데 학위논문이 학술지 논문보다 작업동맹과 상담성과의 관계가 더 큰 것으로 나타났다.

출판편향

일반적으로 표본크기가 작은 연구의 경우



주. ○ = 메타분석에 포함된 실제 효과크기, ● = 삽입된 가상의 효과크기, ◇ = 메타분석으로 산출된 평균효과크기, ◆ = 삽입값을 고려하여 조정된 평균효과크기

그림 1. 효과크기 분포

표본크기가 큰 연구에 비해 효과크기가 크게 나타난 연구들만이 출판될 가능성이 높다 (Borenstein et al., 2009). 이런 출판편향 분석을 위해 먼저 Duval과 Tweedie(2000)의 Trim and Fill방법을 적용한 결과 그림 1과 같이 삽입된 값이 6개가 있으며, 이를 삽입하여 추정된 효과크기는 .550으로 나타나 원래의 평균효과크기 .645보다 효과크기가 다소 작을 수 있음을 시사했다. 또한 Rosenthal(1979)의 fail-safe N 을 통해 출판편향을 확인한 결과, 유의수준 .05수준에서 14,320편의 연구가 본 연구와 반대되는 결과를 제시해야 본 연구의 평균효과크기가 0이 될 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 수의 논문이 현실적으로 존재하기는 쉽지 않기 때문에 본 연구의 평균효과크기는 출판편향의 가능성이 적은 안정적인 효과크기라 할 수 있다.

논 의

본 연구는 지금까지 작업동맹과 상담성과 관계에 대한 국내의 기존 연구들을 메타분석을 이용하여 작업동맹과 상담성과 간에 평균 효과크기(r)를 산출하고, 각 연구 결과 간의 이질성을 확인하며, 작업동맹과 상담성과의 관계에서 작업동맹 평정자, 작업동맹 척도 종류, 작업동맹 측정시기, 상담대상자, 출판형태에 따라 효과크기에 차이가 있는지 확인하고자 하였다.

1993년부터 2015년 9월까지 작업동맹과 상담성과의 관계를 살펴본 23편(학술지 논문 15편, 석박사학위논문 8편)의 논문에서 총 32개의 표본($N=3,782$)을 분석한 결과, 작업동맹과 상담성과의 평균효과크기(r)는 .645로 확인되었고 95% 신뢰구간은 .531부터 .736으로 나타났

다. 따라서 Cohen(1988)의 해석에 따르면 국내에서의 작업동맹 및 상담성과는 큰 정도의 상관을 갖는다고 볼 수 있다. 이는 국외에서 이루어진 메타분석결과와 비교하면 크기에서 차이를 보인다. 구체적으로 효과크기를 비교해보면 국외의 경우 최근 190개의 연구를 메타분석한 Horvath 등(2011)의 연구에서 작업동맹과 상담성과의 관계(r)가 .275로 확인되었고 그 이전의 국외 연구들 역시 비슷한 크기(Horvath & Symonds, 1991, r =.26, k =26; Martin et al., 2000, r =.22, k =79; Horvath & Bedi, 2002, r =.21, k =100)로 보고되어 Cohen(1988)의 기준에 따르면 중간 정도의 상관을 나타낸다. 반면, 국내의 최한나 등(2015)의 연구에서는 효과크기(r)가 .573으로 나타나 본 연구 결과와 비슷한 효과크기를 나타내어 Cohen(1988)의 기준에 따르면 큰 효과크기를 보여준다. 이에 대해 최한나 등(2015)은 효과크기의 신뢰구간 정보에 기반 하여 국내 연구결과와 국외 연구결과를 동일하게 중간크기의 효과크기로 해석하였다. 이들에 따르면, Horvath 등(2011)의 효과크기(r)가 .275이나 95% 신뢰구간이 .249부터 .301이고 최한나 등(2015)에서 확인된 80% 확신구간이 .283부터 .864이므로 둘을 비교할 때 .283(국내 효과크기 하한선)부터 .301(국외 효과크기 상한선)까지 겹치는 구간이 발생하므로 이 두 효과크기가 통계적으로 의미 있는 차이가 있다고 입증하기 어렵다고 설명한다. 그러나 본 연구에서 확인한 작업동맹과 상담성과의 평균효과크기(r) .645의 95% 신뢰구간은 .531부터 .736까지로 국외에서 가장 최근에 이루어진 Horvath 등(2011)의 효과크기(r) .275의 95% 신뢰구간인 .249부터 .301과 비교할 때 겹치지 않는다. 따라서 본 연구의 메타 분석 결과에 따르면 국내의 경우 작업동맹과 상

담성과의 관계가 국외의 경우보다 더 크게 나타났다고 해석할 수 있다. 이렇듯 국내의 상담에서 작업동맹과 상담성과의 관계가 국외의 경우보다 더 크게 나타난 결과를 어떻게 해석할 수 있을까? 최한나 등(2015)의 제안과 같이 작업동맹과 상담성과의 메타분석 연구 숫자가 절대적으로 부족한 국내 연구 현실에서 작업동맹과 상담성과의 효과크기의 상대적 차이를 보여주는 결과를 국내외 간의 문화적 차이를 반영한 결과로 곧바로 해석하는 것은 신중해야 할 필요가 있다. 그러나 어떤 메타분석 방법을 적용하더라도 작업동맹과 상담성과 간의 큰 효과크기를 보여주고 있는 국내 연구의 일관된 연구 결과는 서구와의 상대적 크기 비교와 무관하게 작업동맹의 강력한 치료적 효과성을 거듭 보여주는 결과라고 할 수 있다. 작업동맹이 상담성과에 절대적 효과성(absolute efficacy)을 갖는다고 할 때, 그 다음 단계의 질문은 이러한 효과에 영향을 미치는 변수는 무엇인가에 관한 질문이다. 즉 작업동맹과 상담성과간의 관계에 영향을 주는 조절변수는 무엇인가 하는 것이다.

본 연구에서 연구 사이의 동질성 검증결과는 통계적으로 유의미하였고($Q(31)=940.324$, $p<.001$), 이는 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 32개의 효과크기들이 동질적이지 않음을 의미한다. 이는 다수의 국외의 결과(Horvath & Bedi, 2002; Horvath & Symonds, 1991; Martin et al., 2000)와 일치하고 최한나 등(2015)의 결과와도 일치한다. 이질성을 확인하고, 이러한 연구들 간의 이질성을 설명하고자 본 연구에서는 작업동맹과 상담성과의 관계에서 작업동맹 평정자, 작업동맹 척도 종류, 작업동맹 측정시기, 상담대상자, 출판형태에 따른 효과크기의 차이가 있는지 확인하였다. 그 결과 작업동맹

평정자에 따른 집단 간 차이는 나타나지 않아 최한나 등(2015)의 연구결과와 일치하였다. 즉, 평정의 주체가 상담자인지 내담자인지에 따라 작업동맹과 상담성과의 관계에서 차이를 보이지 않았다. 이와 같은 결과는 Horvath와 Symonds(1991)의 연구에서 관찰자나 상담자의 평가보다 내담자의 작업동맹 평가가 상담성과와 더 상관이 높았다고 밝힌 것과는 다른 결과이나 상담자와 내담자 작업동맹의 평정에 따라 상담성과와의 관계에 차이가 없었다고 보고한 이후의 연구들(최한나 등, 2015; Horvath & Bedi, 2002; Horvath et al., 2011; Martin et al., 2000)과는 일치하는 결과이다. 작업동맹 척도 종류인 Working Alliance Inventory(WAI), 아동용 치료적 동맹척도(TASC)에 따라서도 작업동맹과 상담성과의 관련성에 차이가 없었는데 이는 작업동맹 척도는 유의한 조절변수가 아니라는 일관된 결과(최한나, 2015; Horvath et al., 2011; Martin et al., 2000)와 일치한다. 따라서 작업동맹을 범이론적 측면에서 정의한 Bordin(1975, 1989, 1994)의 정의를 따르는 WAI 척도 뿐 아니라 TASC 역시 대상에 따른 차이일 뿐 작업동맹의 비슷한 속성을 측정하는 것으로 볼 수 있겠다. 본 연구에서 작업동맹 척도 측정시기를 1-5회기까지는 ‘초기’로 다회기에 걸쳐 측정한 경우는 ‘복수’로, 측정 시기가 분명하게 기재되지 않은 경우는 ‘기타’로 처리하여 차이를 살펴본 결과 초기, 복수, 기타에 따라 상담성과와의 관련성이 비슷한 정도로 큰 효과크기를 나타내었으나 효과개수(k)가 5개 미만인 경우가 포함되어 있어 집단 간 차이에 대한 통계적 결론을 내리는 것은 주의하였다. 초기에 작업동맹을 측정한 경우에는 상담성과와 유의하게 큰 상관을 나타내었고 측정시기가 분명하게 기재되지 않은 기타의 경우에는

유의한 상관을 나타내지 않았다. 작업 동맹 측정시기의 효과에 대해서는 선행 연구들에서 다소 엇갈리는 결과들이 보고되고 있는데 Hovarth와 Symonds(1991)와 그 이후 많은 연구들은 상담 초기의 작업동맹이 상담성과를 더 잘 예측한다는 연구결과를 보여주었다(김지환, 장재홍, 2013). 그러나 상담 후기에 측정된 작업동맹이 상담성과를 잘 예측한다고 보고한 연구들도 있다(Agnew-Davis, Stiles, Hardy, Barkham, & Shapiro, 1998; Florsheim, Shotorbani, Warnick, Barratt, & Hwang, 2000; Paivio & Patterson, 1999; 김지환, 장재홍, 2013 재인용). 추후 연구에서는 작업 동맹 측정시기에 따라 상담성과에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 고려하여 측정시기를 연구 변인으로 세밀하게 제시할 필요가 있다. 상담대상자를 성인, 청소년, 성인 및 청소년이 혼합된 경우로 나누어 이들 집단 간에 작업동맹과 상담성과 관계에 차이가 나타나는지 살펴본 결과 차이가 나타나지 않았다. 그러나 메타분석에 포함된 개별 논문에서 상담 대상자들을 명확히 구분하지 않아 성인과 청소년이 혼합된 논문이 7편이나 포함되었는데 만약 집단 간 유의한 차이가 있을 경우 해석의 어려움이 예상되므로 개별 연구에서 연구대상에 대한 정보를 정확하게 명시하는 것이 필요하며, 추후에 작업동맹과 상담성과와 관련된 경험 연구가 보다 많이 축적되면 상담대상자가 명확히 구분된 논문만을 선택하여 이들 집단 간에 효과크기의 차이가 있는지 비교해 보는 것이 더욱 간결한 결론을 얻을 수 있을 것이다.

개별 연구들에서 작업동맹과 상담성과간의 효과크기가 이질적인 것으로 나타나 이러한 차이를 조절하는 변수들이 무엇인지를 밝혀보려는 본 연구의 시도는 최한나 등(2015)의 연

구에서와 마찬가지로 실패하였다. 메타분석에서 조절변수의 영향을 밝히는 것은 실제 상담 실제에 주는 시사점이 큰 핵심적 연구 질문으로 본 연구에서는 선행연구와 분석 방법을 달리 하여 조절 변인 효과 분석을 시도하였으나 결과는 동일하게 유의한 조절효과는 확인할 수 없었다. 이러한 결과는 매우 실망스러운 결과이지만 동시에 추후 연구에 대해 진지한 논의를 자극하는 결과이기도 하다. 작업동맹과 상담성과와의 관계를 조절할 것으로 선택된 변수들은 작업동맹 평정자, 작업동맹 측정 시기, 내담자 연령으로 기존 작업동맹의 이론적 논의에서 유의하게 고려해야 할 변인들로 제안된 변인들이다. 그러나 이러한 변인들의 조절효과가 국외 연구와는 달리 국내 연구에서는 유의하지 않은 것으로 일관되게 밝혀진 바 작업동맹의 영향력과 관련된 다른 변인들이 개별 연구 단계에서 보다 적극적으로 탐색되어야 함을 보여주었다. 예를 들면, 내담자의 상담에 대한 기대수준이 상담 성과에 미치는 영향을 작업동맹이 조절한다는 연구결과(Yoo, Hong, Son, & O'Brien, 2014)는 작업동맹의 선행 변수에 따라 작업동맹이 상담성과에 미치는 영향력을 달리 할 수 있음을 시사한다. 이제까지 작업동맹은 주로 예측변인으로 상담성과에 어떤 영향을 미치는지에 주목하여 연구되었으나 작업동맹에 영향을 미치는 선행 변인들에 대한 연구들은 상대적으로 부족하다(윤정숙, 유성경, 홍세희, 2012). 이에 추후 작업동맹과 상담성과 관계를 탐색하는 연구들은 작업동맹이 상담성과와의 관계에 선행적으로 영향을 미칠 수 있는 변인들에 대한 보다 적극적인 탐색이 필요하다.

본 연구에서는 메타분석에 포함된 연구물들의 특성을 보여주는 변수로 출판형태를 추가

하였는데 이들 변수에 따른 효과크기에 있어서는 차이가 나타났다. 학술지 논문에서 작업동맹과 상담성과의 관계가 학위논문에서의 관계보다 상대적으로 낮게 나타났는데 이는 학위 논문에서 둘 간의 관계를 과대하여 추정하였을 가능성을 제기한다. 이는 출판편향을 살펴본 Trim and Fill 방법을 적용한 결과에서 편향을 교정하기 위해서 6개를 삽입하여 추정된 효과크기는 .550으로 나타나 원래의 평균효과 크기 .645보다 효과크기가 다소 작을 수 있음을 시사한 결과와도 맥을 같이한다. 애도 상담의 효과를 메타분석 한 Allumbaugh와 Hoyt (1999)의 연구에서도 예상과는 달리 학회지에 출판되지 않은 논문에서 출판된 논문에 비해 애도 상담의 효과가 유의하게 더 큰 것으로 나타났다. 논문의 출판 여부를 논문의 엄격성을 대표하는 변수라고 단정적 해석을 하는 것은 유의해야 하지만 학술지로 출간되지 않은 학위논문의 경우에 작업동맹과 상담성과의 관계가 실제보다 다소 과장된 결과를 나타내었을 가능성을 조심스럽게 고려해 볼 수 있다. 작업동맹과 상담성과와의 경험적 관계를 분석한 논문들의 양적, 질적 수준이 안정된 국외에 비교해 이제 막 메타분석의 초창기에 들어서 분석에 필요한 논문의 수를 확보하기에 급급한 국내 메타분석의 현실은 보다 엄격한 평가를 거친 개별 연구들이 충실히 확보되어야 할 필요성을 역설한다.

본 연구의 주요한 의의 중의 하나는 국내의 작업동맹과 상담성과 간의 관계를 밝힌 메타분석의 경우(차진이, 2016; 최한나 등, 2015) 산업조직 심리학에서 주로 사용하는 Hunter-Schmidt의 방법을 사용하였으나 본 연구에서는 보다 넓게 사용되고 있는 Hedge-Olkin의 메타분석방법(HO)을 사용하였다는 점이다. 그 결

과 본 연구는 이전에 연구에서 제시하지 못한 연구의 이질성, 출판편향 등의 정보를 추가적으로 제공하였다. 특히 연구의 이질성을 검증할 때 Hunter-Schmidt는 '75% 규칙'을 사용하나 이 규칙을 이해하기 어렵고 회의적인 연구자들이 있기에(Borenstein et al., 2009; 오순문, 2010) 카이자승으로 동질성을 검정하여 분석모형을 결정하는 Hedge-Olkin의 메타분석방법(HO)이 더 용이함을 보여주었다. 국내 선행 연구에서는 생략한 출판편향 등의 정보는 이제까지 나타난 연구들을 종합하여 통합된 결과를 제시하는 것에 있어 중요한 정보이며 이 연구 결과가 얼마나 신뢰로운지를 보여주는 것이기에 메타분석에서는 반드시 제시되어야 하는 정보 중 하나이다. 본 연구는 메타 분석 방법을 달리함과 더불어 분석 과정의 철저함을 기하고자 노력하여 이후 메타 분석에 좋은 발판을 마련하였다고 볼 수 있겠다.

본 연구의 한계점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 먼저 본 연구에서는 회기성, 상담성, 상담만족도 등을 따로 구분하지 않고 상담성, 상담성, 상담만족도를 하나의 측정치로 묶어서 분석하였는데 이는 상담성, 상담성, 상담만족도의 종류에 따라 분석할 경우 충분한 효과크기 확보가 어려운 점 때문이었으며 이는 연구의 한계점으로 분명히 밝히는 바이다. 앞으로 상담성, 상담성, 상담만족도를 다양하게 측정하는 연구들이 축적되면 차진이(2016)의 연구처럼 상담성, 상담성, 상담만족도와 회기성, 회기성으로 나누어 분석해 볼 수 있겠고, 내담자의 주관적인 평가 외에도 SCL(Symptom Checklist-90)와 같은 객관적인 변화의 정도로 구분하여 분석해 볼 수 있을 것이다. 둘째로 작업동맹 측정시기를 1-5회 중에 측정된 경우는 '초기', 여러 회기에 걸쳐 측정된 경우는 '복수' 그리고 측정시기가 명확히 표기

되지 않은 경우는 '기타'로 표기하여 구분하였는데, '복수'의 경우는 다회를 측정한 것으로 밝히고 있으나 하나의 수치만을 제시하고 있어서 이 값을 어떻게 도출한 것인지 확인할 수 없었고, '기타'의 경우는 측정시기를 알 수 없을 뿐 아니라 작업동맹 측정이 어느 한 시점에서 이루어진 경우와 여러 시점에서 이루어진 경우가 섞여있을 수 있어서 '초기'로 명명한 것 외에는 측정시기에 따른 구분에 한계가 있음을 밝힌다. 추후 메타분석에서 작업동맹 측정시기에 따른 상담성과와의 관련성을 살펴보기 위해서는 개별단위의 연구에서 작업동맹을 언제 측정하였고 여러 번에 걸쳐 측정된 경우 이 값을 어떻게 처리하였는지에 대해서 상세하게 밝혀 줄 필요가 있겠다. 마지막으로, 본 연구에서 국내 선행연구에 더해 조절변인을 추가하고자 노력하였으나 다양성을 확보하기 어려웠다. 국외의 선행 메타분석에서는 다양한 조절변인을 연구하였는데, Martin 등(2000)의 연구에서는 상담성, 척도, 평정자, 작업동맹 평정시기, 방법론적 질, 심리치료 유형을 조절변인으로 선택하여 분석하였고 Hovarth와 Symond(1991)의 연구에서는 평정자, 작업동맹 평정시기, 치료의 길이, 심리치료법, 측정도구 등의 조절변인을 선택하였으며, Hovarth 등(2011)이 진행한 연구에서는 앞선 연구에 더해 추가적으로 출간형태를 조절변인으로 제시하였다. 그러나 국내의 연구들은 연구 결과를 제시할 때에 주로 연구문제와 관련된 정보들만 제시하기 때문에 기초적인 정보, 예를 들어 평정시기, 심리치료의 유형, 치료의 회기수 등에 대해 제시하지 않은 경우가 대다수여서 조절변수로 코딩하기에 한계를 지녔다. 앞으로 다양한 조절변인을 명확하게 밝히기 위해서는 개별 연구에서 기본적인 연

구의 과정과 결과가 세밀하게 기술 되어야 할 것이다. 그리고 앞에서 제시한 바와 같이 작업동맹과 상담성과와의 관계에 영향을 미칠 수 있는 선행 변인들이 보다 다양하게 탐색 되어야 할 필요가 있다.

참고문헌

- *강민희 (2012). 청소년 내담자를 대상으로 한 반더빌트 치료적 동맹 척도 연구. 중앙대학교 대학원 석사학위논문.
- *강석영 (2008). 상담자 자기효능감과 상담성과의 관계에서 상담자 역전이 행동 및 내담자 협력관계의 매개효과. 단국대학교 대학원 박사학위논문.
- 강혜영 (1995). 상담자 경력에 따른 상담협력관계의 차이 분석. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- *김기민 (2016). 상담자와 내담자의 성인애착과 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 영향: 자기효과와 상대방효과 분석. 숙명여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 김선경 (1992). 상담자-내담자 초기 협력관계의 지각과 언어 상호작용 유형과의 관계 분석. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 김수연 (2010). 청소년 내담자의 상담기대가 상담성과에 미치는 영향: 작업동맹을 매개로. 석사학위논문, 중앙대학교
- *김수연, 장재홍 (2011). 청소년 내담자의 상담기대가 작업동맹 및 상담성과에 미치는 영향. 청소년상담연구, 19(2), 155-170.
- 김원중 (1993). 상담자 자기 개방이 관찰자의 상담평가에 미치는 영향: 상담자의 성에 따른 차이를 중심으로. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 김은하, 박승민 (2011). 작업동맹(working alliance)에 관한 국내 연구의 동향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 23(1), 1-25.
- *김지환, 장재홍 (2013). 청소년상담에서 작업동맹의 변화 형태와 수준에 따른 상담성과. 상담학연구, 14(6), 3575-3594.
- *나현미, 정남운 (2016). 상담자의 성인애착, 상담자 발달수준 및 공감과 상담 초기 내담자가 지각한 작업동맹 및 상담성과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 28(2), 339-369.
- 노민정, 유진은 (2015). 교육 분야 메타분석을 위한 50개 필수 보고 항목. 교육평가연구, 28(3), 853-878.
- 문현미, 민병배 (2001). 상담회기영양척도의 신뢰도와 타당도. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(3), 247-262.
- *명말희 (2004). 청소년 내담자의 내적통제성 및 자아존중감이 상담초기 작업동맹과 상담회기평가에 미치는 영향. 숙명여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 방기연 (1992). 상담초기 작업동맹과 상담자 반응간의 관계. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 방은령, 최명선 (2004). 아동과 치료자간의 치료적 관계 척도의 타당화 연구. 한국심리학회지: 발달, 17(2), 101-121.
- *박병채 (2010). 청소년-상담자 작업동맹과 부모-상담자 작업동맹이 청소년 내담자의 상담성과에 미치는 영향. 중앙대학교 사회개발대학원 석사학위논문.
- *서영석, 조화진, 조민아, 김민선, 최바울, 고은영, 안하얀, 백근영, 최영희, 석분옥, 이정선, 민경화 (2012). 상담자 즉시성이 상

- 담회기평가 및 작업동맹에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 24(4), 753-780.
- *성예경, 최한나 (2011). 내담자의 타당화 경향이 작업동맹과 회기평가에 미치는 영향: 작업동맹의 매개효과를 중심으로. 상담학연구, 12(1), 315-332.
- *신희천 (2002). 내담자의 핵심적 갈등관계에 대한 해석과 작업동맹이 상담성과에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 14 (2), 285-299.
- 오순문 (2010). 학교장의 변혁적 지도성과 학교 조직 효과성의 관계에 관한 메타분석. 한국교육연구, 27(3), 327-347.
- *유성경, 손난희 (2010). 내담자의 상담 기대와 실제 상담 성과와의 관계에서 치료동맹의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(4), 931-947.
- *윤경자 (1993). 상담자의 경험과 상담초기 작업동맹 및 상담회기의 효율성간의 관계. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 윤정숙, 유성경, 홍세희 (2012). 상담초기 작업동맹과 상담성과 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증. 상담학연구, 13(4), 1903-1919.
- 이병관, 손영근. (2016). 메타분석 결과에서 통계적 오류의 영향: 헤지스 올킨 방법과 헨터 슈미트 방법의 비교분석. 헬스커뮤니케이션연구, 15, 47-97.
- 이상희, 김계현 (1993). 상담회기 평가 질문지 (Session Evaluation Questionnaire)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 5(1), 30-47.
- 이수림 (2008). 상담자의 지혜와 상담과정 및 성과에 관한 연구. 가톨릭대학교 대학원 박사학위논문.
- *이수림, 조성호 (2010). 상담자의 지혜가 상담과정 및 상담성과에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(1), 71-94.
- *임전옥, 장성숙 (2015). 상담자의 정서지능과 상담관계 및 성과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 27(3), 491-518.
- 장재홍 (1999). 계획 공식화 방법에 의한 심리치료 과정분석. 고려대학교 대학원 박사학위논문.
- *정민선, 김지현 (2013). 남성상담자의 감정억제와 공감, 내담자의 작업동맹과 상담만족. 상담학연구, 14(1), 711-729.
- 정은미 (2004). 청소년 내담자의 작업동맹특성 척도 개발 및 타당화. 한국가족복지학, 9 (1), 179-199.
- 정남운 (1998). 상담과정에서의 대인관계적 상호성과 상담성과. 서울대학교 대학원 박사학위논문
- 차진이 (2016). 상담관계와 상담성과: 메타분석적 개관. 전남대학교 대학원 석사학위논문.
- 최윤미 (1987). 상담자의 반응의도와 상담회기의 효율성에 관한 분석적 연구. 이화여자대학교 대학원 박사학위논문.
- *최인화 (2007). 청소년내담자의 애착이 작업동맹 및 상담성과에 미치는 영향. 홍익대학교 대학원 박사학위논문.
- *최정호, 한영주 (2015). 청소년 상담에서 내담자의 상담기대, 작업동맹, 상담자 발달수준이 상담만족도에 미치는 영향. 청소년학연구, 22(4), 113-132.
- 최한나, 권윤주, 강귀옥 (2015). 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석(1990-2014). 상담학연구, 16(3), 85-99.

- *최현정 (2016). 상담자와 청소년 내담자의 작업 동맹이 상담만족도에 미치는 영향: 자기효과와 상대방효과 검증. 한국상담대학원대학교 석사학위논문.
- *하철오, 신희천 (2014). 상담자, 내담자의 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 26(4), 879-901.
- *한영주, 박순주, 채선기, 김수진, 최정호 (2016). 연구논문: 청소년상담에서 상담성과에 기여하는 치료적 요인 탐색. 청소년학연구, 23(4), 273-297.
- *한은주, 최한나 (2013). 역전이 활용능력과 상담만족도의 관계: 작업동맹의 매개효과 검증. 인간이해, 34(1), 75-91.
- 황인호 (2004). 상담자의 자기효능감과 역전이 행동 및 상담협력관계가 상담만족도에 미치는 영향. 건국대학교 대학원 박사학위논문.
- *황인호 (2005). 상담자의 자기효능감과 역전이 행동 및 상담협력관계가 상담만족도에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 17(3), 547-563.
- Allumbaugh, D. L., & Hoyt, W. T. (1999). Effectiveness of grief therapy: A meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 46(3), 370-380.
- Bordin, E. S. (1975). *The working alliance: Basis for a general theory of psychotherapy*. Washington, DC: Society for Psychotherapy Research.
- Bordin, E. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, research & practice*, 16(3), 252-260.
- Bordin, E. S. (1989). *Building therapeutic alliances: The base for integration*. CA: Society for Psychotherapy Research.
- Bordin, E. S. (1994). Theory and research on the therapeutic working alliance: New directions. In A. O. Horvath & L. S. Greenberg (Eds.), *The working alliance: Theory, Research, and Practice* (pp. 13-37). New York: Wiley.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2009) Criticisms of Meta-Analysis, in *Introduction to Meta-Analysis*, Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd. doi: 10.1002/9780470743386.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2014). *Comprehensive Meta-Analysis (Version 3) {Computer software}*. Englewood, NJ: Biostat.
- Burlingame, G., Wells, M., Lambert, M., & Cox, J. C. (2004). Youth outcome questionnaire (Y-OQ). *The Use of Psychological Testing for Treatment Planning and Outcomes Assessment*, 2, 235-273.
- Cheung, S. F., & Chan, D. K. S. (2004). Dependent effect sizes in meta-analysis: incorporating the degree of interdependence. *Journal of Applied Psychology*, 89(5), 780-791.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). New York: Routledge.
- Cooper, H., Hedges, L. V., & Valentine, J. C. (2009). *The handbook of research synthesis and meta-analysis* (2nd ed.). New York: Russell Sage Foundation.
- Duval, S., & Tweedie, R. (2000). Trim and fill: A simple funnel plot based method of testing and adjusting for publication bias in meta-analysis. *Biometrics*, 56(2), 455-463.

- Elliott, R., & Wexler, M. M. (1994). Measuring the impact of sessions in process Experiential therapy of depression: The Session Impacts Scale. *Journal of Counseling Psychology, 41*(2), 166-174.
- Eysenck, H. J. (1952). The effects of psychotherapy: an evaluation. *Journal of Consulting Psychology, 16*(5), 319-324.
- Frank, J. D. (1971). Therapeutic factors in psychotherapy. *American Journal of Psychotherapy, 25*(3), 350-361.
- Frank, J. D., & Frank, J. B. (1991). *Persuasion and healing: A comparative study of psychotherapy* (3rd ed.). Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Freud, S. (1912/1958). The dynamics of transference [Zur Dynamik der Übertragung]. In J. Strachey (Ed. and Trans), *The Standard edition of the complete psychological works of Sigmund Freud* (Vol. 12, pp.99-108). London: Hogarth Press (Original work published in 1912).
- Gelso, C. J., & Carter, J. A. (1985). The relationship in counseling and psychotherapy: Components, consequences, and theoretical antecedents. *The Counseling Psychologist, 13*(2), 155-243.
- Greenson, R. R. (1965). The working alliance and the transference neurosis. *Psychoanalysis Quarterly, 34*, 155-181.
- Grencavage, L. M., Norcross, J. C. (1990) Where are the commonalities among the therapeutic common factors? *Professional Psychology: Research and Practice, 21*(5), 372-378.
- Hartley, D. E., & Strupp, H. H. (1983). The therapeutic alliance: Its relationship to outcome in brief psychotherapy. *Empirical Studies of Psychoanalytic Theories, 1*, 1-37.
- Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *British Medical Journal, 327*, 557-560.
- Horvath, A. O., & Bedi, R. P. (2002). The alliance. In J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Therapist contributions and responsiveness to patients* (pp. 37-69). North Carolina: Oxford University Press.
- Horvath, A. O., Del Re, A. C., Flückiger, C., & Symonds, D. (2011). Alliance in individual psychotherapy. *Psychotherapy, 48*(1), 9-16.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology, 36*(2), 223-233.
- Horvath, A. O., & Luborsky, L. (1993). The role of the therapeutic alliance in psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 61*(4), 561-573.
- Horvath, A. O., & Symonds, B. D. (1991). Relation between working alliance and outcome in psychotherapy: A meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology, 38*(2), 139.
- Kronmueller, K., Hattmann, M., Reck, C., Victor, D., Horn, H., & Winkelmann, K. (2003). Die therapeutische Beziehung in der Kinder und Jugendlichen-Psychotherapie: Evaluation einer deutschen Version der Therapeutic Alliance Scales for Children. (Therapeutic alliance in child and adolescent psychotherapy: Evaluation of a German version of the

- Therapeutic Alliance Scales for Children). *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie: Forschung und Praxis*, 32(1), 14-23.
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159-174.
- Larsen, D. L., Attkisson, C. C., Hargreaves, W. A., & Nguyen, T. D. (1979). Assessment of client/patient satisfaction: Development of a general scale. *Evaluation and Program Planning*, 2(3), 197-207.
- Luborsky, L. (1976). Helping alliances in psychotherapy. In J. L., Cleghorn (Ed.), *Successful psychotherapy* (ch. 2 and 3), New York: Brunner/Mazel.
- Martin, D. J., Garske, J. P., & Davis, M. K. (2000). Relation of the therapeutic alliance with outcome and other variables: a meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68(3), 438-450.
- Rogers, C. R. (1957). The necessary and sufficient conditions of therapeutic personality change. *Journal of Consulting Psychology*, 22, 95-103.
- Rosenthal, R. (1979). The "File Drawer Problem" and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86(3), 638-641.
- Rosenzweig, S. (1936). Some implicit common factors in diverse methods of psychotherapy. *American Journal of Orthopsychiatry*, 6(3), 412-415.
- Shadish, W. R., & Haddock, C. K. (1994). Combining estimates of effect size. In: Cooper, H., & Hedges, L. V. (ed.), *The handbook of research synthesis* (pp. 261-281). New York: Russell sage foundation,
- Shirk, S. R., & Saiz, C. C. (1992). Clinical, empirical, and developmental perspectives on the therapeutic relationship in child psychotherapy. *Development and Psychopathology*, 4(4), 713-728.
- Stiles, W. B. (1989). *Use of the session evaluation questionnaire*. Oxford, Ohio: Miami University.
- Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the working alliance inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1(3), 207-210.
- Wampold, B. E. (2007). Psychotherapy: The humanistic (and effective) treatment. *American Psychologist*, 62(8), 857-873.
- Wampold, B. E., & Imel, Z. E. (2015). *The great psychotherapy debate: The evidence for what makes psychotherapy work*. Abingdon, UK: Routledge.
- Yoo, S. K., Hong, S. H., Son, N. H., & O'Brien, K. M. (2014). Working alliance as a mediator and moderator between expectations for counseling success and counseling outcome among Korean clients. *Asia Pacific Education Review*, 15, 271-281.
- Zetzel, E. R. (1956). Current concepts of transference. *International Journal of psychoanalysis*, 37, 369-376.
- 원 고 접수 일 : 2017. 01. 15
수정원고접수일 : 2017. 04. 04
게재결정일 : 2017. 05. 20

A Meta Analytic Review on the Relationship between Working Alliance and Counseling Outcome (1993-2016)

Sung-Kyung Yoo

Ewha Womans University

Eunyoung Son

Haeun Sung

Anyang University

Moonjung Kim

Ewha Womans
University

A total of 23 studies conducted in Korea from 1993 to 2016 ($N=3,782$) were utilized in this study to examine the relationship between the working alliance and counseling outcomes through meta-analysis. Using the random effect model, the relationship was found to be statistically significant, with a mean effect size of $r=.645$ ($k=32$). This result indicated that the higher the working alliance level is, the greater the counseling outcome will be. Because the data appeared to be heterogeneous, a search for moderator variables using subgroup analysis was conducted. There was no difference in effect size between the group of raters, working alliance scales, and the type of clients. However, a difference was found in publication status. Specifically, in unpublished studies the relationship between working alliance and counseling outcome was greater.

Key words : working alliance, counseling outcome, meta-analysis