

# 자살 위험 평가에서 암묵적 연합 검사의 신뢰도 및 타당도 연구<sup>†</sup>

장 지 연

부산대학교 심리학과

심 은 정<sup>‡</sup>

부산대학교 심리학과 교수

본 연구는 죽음-암묵적 연합 검사(Death-Implicit Association Test: 이하 D-IAT)의 자살 위험 평가 도구로서의 신뢰도와 타당도를 검증하였다. 이를 위해 2020년 9월부터 12월까지 19세 이상 성인 179명을 대상으로 온라인 실험 및 평가를 실시하였다. 먼저 D-IAT와 자살 관련 척도를 측정 후, 2주 후 D-IAT, 4주 후 자살 위험을 각각 재평가하였다. D-IAT의 반복 신뢰도 계수는 .73이었고, 2주 간격으로 측정한 D-IAT의 검사-재검사 신뢰도  $r=.30$ 이었다. 수렴 타당도 검증 결과, D-IAT와 우울은 정적 상관( $r=.21$ ), 그리고 살아야 할 이유와는 부적 상관( $r=-.15$ )을 보였다. 집단 비교 타당도 검증 결과, 평생 자살 생각 및 시도와 최근 자살 생각의 유무에 따른 D-IAT의 수행에서 집단 간 유의한 차이는 없었다. 예측 타당도 검증 결과, D-IAT는 1개월 후 자해에 대한 욕구를 유의하게 예측하였다. 또한 통계적 유의성에 미치지 못했지만 D 점수가 높을수록 죽음에 대한 욕구의 위험이 높아지는 경향이 나타났다. 본 연구 결과는 자살 위험 평가 도구로서 D-IAT의 심리측정 속성이 다소 미흡한 수준이나, 기존 자살 위험 평가의 한계를 보완하는 검사로서 가능성을 검증한데 의의가 있다.

주요어: 죽음-암묵적 연합 검사, 자살, 신뢰도, 타당도

<sup>†</sup> 이 논문은 제 1저자의 석사 학위 청구논문을 기반으로 작성되었음.

<sup>‡</sup> 교신저자(Corresponding author): 심은정, (46241) 부산광역시 금정구 부산대학로 63번길 2 부산대학교 심리학과 교수, Tel: 051-510-2159, E-mail: angelasej@pusan.ac.kr

자살은 한국 사회의 심각한 사회 문제로 한국 자살률은 경제협력개발기구(OECD) 국가 내 1위이다(OECD, 2021). 국내 자살률은 2017년 이후 매년 지속적으로 상승하고 있으며, 자살 사망자 수는 총 13,799명으로 전년 대비 129명(0.9%) 상승하였다(통계청, 2020). 자살은 죽음이라는 돌이킬 수 없는 결과일 뿐 아니라 자살 사망자의 가족과 주변 사람들에게 부정적 영향을 미친다. 실제 자살 유가족을 대상으로 진행된 질적 연구에서 자살 유가족은 가족의 자살 경험 이후 우울, 불안, 죄책감과 같은 부정적 경험을 호소하였으며(박혜선, 이종익, 2016), 자살 유가족은 일반인 대비 우울 증상은 9배 그리고 자살 시도율은 6배 이상 높았다(Jang et al., 2020). 또한 자살은 상당한 사회경제적 부담을 초래하는데, 건강보험정책 연구원(2017)에 따르면 2015년 기준으로 자살의 사회경제적 비용 규모는 6조 4,480억 원으로 추정되었다.

이처럼 자살은 심각한 개인적 및 사회적 문제로 적극적인 자살 예방 및 개입이 필요하다. 이 과정에서 자살 위험의 정확한 평가는 필수적이고, 체계적인 선별과 종합적인 자살 위험 평가를 통한 자살 위험군 확인은 자살 예방의 첫 단계이다(Brodsky, Spruch-Feiner, & Stanley, 2018). 자살 위험 평가는 보통 대상자의 자기보고에 의존한 면담 및 설문문을 통해 이루어지고 있다(Barnes et al., 2017; Berman, Jobes, & Silverman, 2006; Roos, Sareen, & Bolton, 2013). 하지만 환자의 자기보고에만 의존하는 자살 위험 평가는 평가의 정확성 면에서 다양한 한계를 갖는다(Roos et al., 2013). 예를 들어, 자살과 관련된 사회적 낙인은 자살 관련 징후 보고의 정확성에 영향을 줄 수

있다(Cryer, Calear, Batterham, & Patel, 2020). 실제 심리치료 장면에서 자살 생각은 솔직하지 못하거나 회피하고 싶은 주제이고, 21.4%가 거짓 말을 하거나 임의적으로 자살 생각을 회피하며 말하지 않은 것으로 나타났다(Blanchard & Farber, 2020) 또한, 부정적 평가에 대한 두려움 때문에 주변사람들에게 자살 생각을 말하지 않았다(Hom, Stanley, Podlogar, & Joiner, 2017). 유사하게 우울장애 환자 중 자살 사망자의 의료 기록을 추적한 결과 죽기 전 자살 생각을 평가받은 것으로 추정되는 환자 중 약 85%가 자살 생각을 부인했으며, 심지어 사망 1주일 전 평가에서도 약 73%가 자살 생각을 부인하였다(Smith et al., 2013). 이처럼 선행 연구는 자기보고에만 의존한 자살 위험 평가가 자살 생각이나 의도가 있음에도 이를 보고하지 않거나 부인하는 자살 위험군을 선별하는데 한계가 있음을 시사한다. 따라서 자살 위험 평가 시 수검자의 자기보고식 평가의 한계를 극복할 보완적인 평가 방법이 필요하다.

이러한 맥락에서 자살과 관련된 생체지표의 확인, 행동 기반의 측정 등이 기존 자기 보고 평가의 한계를 보완하기 위한 방법으로 제시되고 있다(Chu et al., 2015; Glenn & Nock, 2014; Pandey, 2013). 예를 들어, Oquendo 등(2014)은 자살 사망자를 대상으로 진행된 생체지표 연구 결과들을 통해 자살과 관련된 잠재적인 생체지표를 제시하고, 이러한 생체지표들 간의 상호 관련성을 제안하였다. 자살과 관련 있는 생체지표 중 세로토닌계, 염증지표, 지질, 신경가소성은 자살 시도자에게 나타나는 가장 현저한 잠재적인 생체지표임을 확인하였다(Sudol & Mann, 2017). 하지만 메타분석 결과 생물학적 지표가 이후의 자살

시도를 약하게 예측하거나, 출판 편향을 통제한 후에는 유의하지 않았다(Chang et al., 2016). 행동 과제 기반의 자살 위험 측정도 시도되었다. 예를 들어, 자살의 인지적 위험요인으로 자살 관련 자극에 대한 주의 편향이 제안되었다(Cha, Wilson, Tezanos, DiVasto, & Tolchin, 2019). 또한 실제 정신과 환자를 대상으로 스트룹 과제를 통한 주의편향 측정 결과 자살 시도자는 비시도자에 비해 자살 관련 자극에 주의편향을 보였다(Cha, Najmi, Park, Finn, & Nock, 2010). 이후 대학생을 대상으로 Chung과 Jeglic(2016)은 과거 자살 시도자와 비시도자를 비교한 결과 자살과 관련된 단어 중 “자살”에서만 주의편향에 대한 유의한 차이를 확인하였으며, 마찬가지로 이후의 18개월 동안 자살 위험을 “자살”이라는 단어만이 유의하게 예측하였다. 하지만, 메타분석에서 자살 시도자의 주의편향 효과크기가 유의하지만 작아, 스트룹 과제의 임상적 유용성에 대해선 추가 검증이 필요하며(Richard-Devantoy, Ding, Turecki, & Jollant, 2016), Wilson 등(2019)의 연구에서 스트룹 과제는 자살 위험을 평가 및 예측하는 행동 측정방법 중에서 상대적으로 신뢰도와 동시 타당도가 낮은 것으로 나타났다. 이러한 점은 스트룹 과제를 활용한 자살 위험 평가가 제한적임을 시사한다.

한편, Oquendo와 Bernanke(2017)는 암묵적 연합 검사(Implicit Association test: 이하 IAT)를 통해 확인하는 죽음에 대한 암묵적 연합의 경향성을 자살의 인지적 위험 요인으로 제안하였다. IAT는 스트룹 과제보다 신뢰도와 타당도가 높은 것으로 평가되며(Wilson et al., 2019), 죽음 또는 자살에 대한 암묵적 연합은 자살 위험이 있는 사

람들의 정보처리 패턴 중 하나로, 이러한 인지적 과정에 대한 행동적 측정으로 자살 위험을 평가하려는 시도가 제안되었다(Nock, 2014; Oquendo & Bernanke, 2017; Roos et al., 2013). 암묵적 연합을 측정하는 IAT는 대상에 어떠한 암묵적인 태도가 연합되어 있는지를 측정하는 행동과제이다(Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998). 최초의 IAT는 사회적 바람직성의 영향을 받을 수 있는 인종 관련 태도를 측정하기 위해 개발되었다. IAT는 화면 중앙에 차례대로 하나씩 나타나는 자극을 보고, 참가자는 화면 상단 좌, 우에 제시되는 4개의 범주(암묵적 연합의 대상이 되는 2개의 표적 범주(target categories)와 표적 범주에 연합되는 것으로 가정하는 2개의 특성 범주(attribute categories)) 중 해당되는 범주에 맞게 지정된 키보드 키를 눌러 가능한 빠르고 정확하게 분류하는 과제이다. 예를 들어, 인종에 대한 암묵적 태도를 알아보기 위해 표적 범주에는 인종을 나타내는 “백인”, “흑인”을 제시하고, 특성 범주에는 태도를 나타내는 “긍정”, “부정”을 제시한다. 인종과 태도 간의 암묵적 연합을 측정하기 위해 표적 범주와 특성 범주를 각각 하나씩 번갈아 조합하여 좌, 우에 제시하고, 어떤 조합에서 참가자가 빠르게 반응하는지 확인한다. IAT는 자극 분류 시 범주들이 유사한 속성끼리 묶여있을 때 더 빨리 분류할 것으로 가정한다. 즉, 표적 범주와 암묵적으로 연합되어 있는 특성 범주로 조합되어 제시될 때, 자극을 더 빨리 구분할 것으로 본다(Greenwald et al., 1998). 따라서 자극을 분류할 때 상단 좌측에 “흑인-긍정”, 우측에 “백인-부정”보다 좌측에 “백인-긍정”, 우측에 “흑인-부정”이 제시될 때 더 빠르게 반응한다면 흑인에 대해 암

목적으로 부정적인 태도를 가지고 있으며, 기억에서 “흑인-부정”이 암묵적으로 연합되어 있는 것으로 가정할 수 있다.

IAT는 측정 개념을 직접적으로 언급하지 않기 때문에 사회적 바람직성의 영향을 받을 가능성이 낮고(Fazio & Olson, 2003), 가능한 빠르게 반응하도록 지시하여 행동 반응의 의도적인 조작 가능성을 줄인다(Kurdi, Ratliff, & Cunningham, 2020). 이러한 이유로 기존의 자기보고식 측정 도구에 비해 개인이 원하는 방향으로 결과를 조작하거나 통제하기가 상대적으로 어렵다(Steffens, 2004). 이러한 장점을 바탕으로 IAT는 자살과 같은 민감한 주제를 간접적으로 측정할 수 있는 방법으로 활용되기 시작했다. 실제 Nock과 Banaji (2007)은 표적 범주(cutting, no cutting)와 특성 범주(me, not me)로 이루어진 자해-IAT (Self-Injury Implicit Association Test: 이하 SI-IAT)를 통해 통제 집단, 자살 생각 집단, 자살 시도 집단 간 SI-IAT 수행을 확인한 결과 자살 시도 집단, 자살 생각 집단, 통제 집단 순으로 “cutting-me”가 강하게 연합된 것으로 나타났다. 하지만 손목이 그어진 사진을 자극으로 사용하는 SI-IAT는 다양한 자살 시도 방법 중 하나에 국한되므로 다양한 자극으로 확장시킬 필요성을 제시하였다. 이에 Nock 등(2010)은 정신과 환자를 대상으로 표적 범주(death, life)와 특성 범주(me, not me)로 이루어지고 이와 관련된 단어를 자극으로 사용한 죽음-IAT(Death IAT: 이하 D-IAT)를 실시하여 “death-me”의 연합이 비시도 집단에 비해 자살 시도 집단에서 더 강한 것을 확인하였다. 더불어 D-IAT는 추후 6개월 동안의 자살시도를 유의하게 예측하였다. 그리고 Nock 등(2010)을

비롯하여 Barnes 등(2017)은 참전 군인을 대상으로 D-IAT가 추후 6개월 자살 시도를 유의하게 예측하여 D-IAT의 예측타당도의 근거가 확인된 바 있다. Tello, Harika-Germaneau, Serra, Jaafari와 Chatard(2020)은 Nock 등(2010)의 연구를 반복 검증하여 정신과 환자를 대상으로 최근 자살 시도를 한 사람에게 “death-me”에 대한 연합이 더 강한지 확인하고, 이후 6개월 동안의 자살 시도를 D-IAT가 유의하게 예측하는지 검증하였다. 그 결과, 자살 시도의 유무에 따라 “death-me”에 대한 연합의 차이는 확인되지 않았지만, D-IAT는 6개월 동안의 자살 시도를 유의하게 예측하였다. 그러나 IAT의 자살 위험 평가도구로서의 적용 가능성 혹은 심리측정 속성을 검증한 연구는 제한적이다. 예를 들어, Moreno 등(2020)은 과거 자살 시도 및 자살 생각이 있었던 외래 환자를 대상으로 스페인어 D-IAT의 타당도를 확인하기 위해 D-IAT, 컬럼비아 자살 심각도 척도(The Columbia-Suicide Severity Rating Scale: 이하 C-SSRS)를 실시하고, 3개월 동안의 자살 시도 유무를 확인하였다. 그 결과, Receiver Operating Characteristic 분석의 곡선의 곡선하 면적(Area Under Curve)값이 0.924로 나타났고, D-IAT와 C-SSRS가 유의한 정적 상관관이 나타났다. 이렇듯 D-IAT는 심리 측정 속성 검증 연구에서 자살 위험 평가에 적용 가능성을 제시하고 있지만 전반적으로 심리 측정 속성을 확인한 연구는 최근 들어 이루어지고 있다. 이에 본 연구는 만 19세 이상 성인을 대상으로 D-IAT의 자살 위험 평가 도구로서의 신뢰도(i.e. 반분 신뢰도, 검사-재검사 신뢰도) 및 타당도(i.e. 수렴 타당도, 집단 비교 타당도 및 예측 타당도)를 확인하였다.

**방 법**

**연구 참가자 및 절차**

본 연구의 대상자는 만 19세 이상 성인으로서 서울 및 광역시 소재 내 10개 대학의 온·오프라인 게시판을 통해 모집하였다. 연구 목적 및 절차에 대해 안내한 후 참여 의사를 밝힌 269명을 대상으로 한국어판 MINI의 자살성 모듈(The Mini International Neuropsychiatric Interview; 유상우 외, 2006; Sheehan et al., 1998)을 실시하였다. 자살고위험군 대상자에 대한 윤리적 고려로 MINI에서 10점 이상을 받은 자살 고위험 참가자 55명은 적절한 도움을 받을 수 있도록 정보를 제공한 후 연구 참여에서 배제하였고(Roaldset, Linaker, & Bjørkly, 2012), 동의하였으나 실험을 진행하지 않

은 중도 탈락( $n=34$ )이 있었다. Greenwald, Nosek 와 Banaji(2003)에 따르면 IAT 점수 계산에 앞서 참가자의 전체 반응에서 300ms보다 빠른 반응이 10% 이상이거나 10,000ms 이상인 시행인 자료는 데이터를 삭제한 후 두 번의 조합 단계에서 얻은 반응 시간(Response Time)의 평균 차이를 모든 반응 시간의 표준편차로 나누어 계산한다. 이에 본 연구에 참가한 180명 중 1명이 300ms 이하의 빠른 반응이 전체 반응의 10%를 이상으로 나타나 제외하여 179명의 자료가 분석에 포함되었다. 참가자는 개인이 가능한 일정에 온라인상에서 D-IAT 및 자기보고 설문에 참여하였다. D-IAT의 검사-재검사 신뢰도 및 자살 위험 예측 타당도 검증을 위해 D-IAT와 자기보고 설문 작성 시점에서 2주 후 D-IAT, 그리고 4주 후 MINI를 재 실시하였다. 연구 참여에 소요된 시간은 약 30~35분이었고, 모든 연구 절차가 마친 후, 참가자에

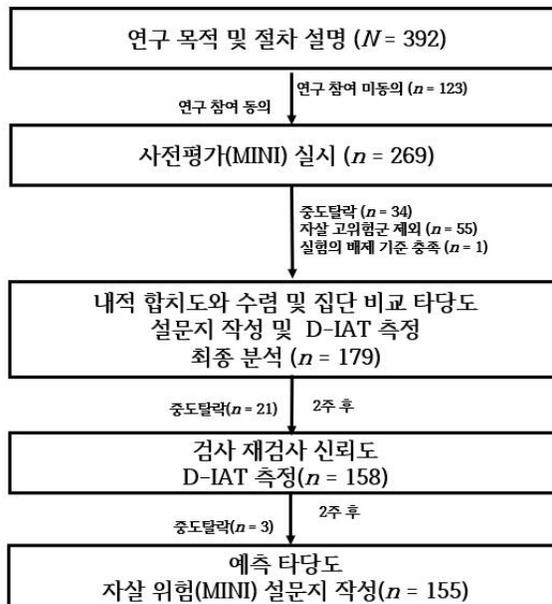


그림 1. 연구절차

게 디브리핑 절차를 시행한 후 실험을 완료하였다. 연구의 전반적인 절차는 그림1과 같다. COVID-19 방역 지침 준수를 위해 모든 실험 절차는 온라인으로 진행되었으며, 실험을 완료한 참가자에게는 4,500원 상당의 기프트콘을 연구보상으로 제공하였다.

참가자의 평균연령(표준편차)은 21.8세(3.40)였고, 70.9%가 여성이었다. 종교가 없는 사람은 74.3%( $n=133$ ), 정신과 병력이 없는 사람은 87.2%( $n=156$ ), 신체질환이 없는 사람은 95.5%( $n=171$ ), 정신과 치료 경험이 없는 사람은 96.1%( $n=172$ )였다.

## 측정도구

**자살 위험.** 자살 생각의 심각도, 강도 및 시도는 C-SSRS로 평가하였다. C-SSRS는 반구조화된 면담으로 자살 생각과 자살 행동을 구분하여 측정한다(Posner et al., 2011). 본 연구에서는 COVID-19로 인해 참가자가 직접 작성하도록 했다. C-SSRS는 자살 생각의 심각도, 자살 생각의 강도, 자살 행동의 유무, 자살 시도의 치명성으로 총 4가지 하위영역을 평가한다. 자살 생각의 심각도(severity subscale)는 5가지의 하위지표(1=죽고 싶은 소망, 2=비특이적 적극적 자살 생각, 3=실행 의도 없이 방법을 생각하는 자살 생각, 4=실행 의도가 있는 자살 생각, 5=구체적인 계획과 의도가 있는 자살 생각)로 구성되어 있다. 각 하위지표마다 ‘예/아니오’로 평가하고 가장 높은 수준의 심각성을 가진 점수로 평정된다. 자살 생각의 강도(intensity subscale)는 총 5문항으로 빈도, 지속시간, 통제가능성, 저지 요인, 자살 생각의 이유로

구성된다. 빈도와 지속시간 문항은 5점 Likert 척도로 구성되고, 통제가능성, 저지 요인, 자살 생각의 이유 문항은 6점 Likert 척도로 구성되어, 범위는 2~25점이다. 점수가 높을수록 자살 생각의 강도가 심한 것을 의미한다. 본 연구에서 자살 생각의 심각도와 강도의 평가 기간은 평생 및 최근 한 달을 기준으로 평가하였다. 자살 행동(behavior subscale)은 5가지의 하위지표로 자살 시도, 비자살적 자해 행동, 방해된 시도, 중단된 시도, 준비 행위나 행동이 포함되고 각 항목마다 예/아니오로 평가한다. 자살 시도의 치명성(lethality subscale)은 실제 자살 시도자에게만 평가하는 영역이다. 치명성은 실제적 치명도와 잠재적 치명도로 구성되어있으며, 실제적 치명성은 자살 시도로 인해 입은 신체적 상해를 6점 Likert 척도(0=신체적 손상이 없거나 매우 경미한 신체적 손상, 5=사망) 상에서 평정한다. 잠재적 치명성은 자살 시도를 하였지만 신체적 손상이 입지 않은 경우 3점 Likert 척도(0=상해를 초래할 가능성이 없는 행동, 2=의학적 치료에도 불구하고 사망으로 이어질 가능성이 있는 행동) 상에서 평정한다. 본 연구에서는 자살 행동의 평가 기간은 평생 및 최근 3개월 간으로 평가하였으며, Posner 등(2011)에서 C-SSRS의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .73~.95였고, 본 연구에는 평생을 기준으로 자살 생각의 심각도는 .78, 자살 생각의 강도는 .87 자살 행동의 유무는 .70, 자살 시도의 치명성은 .91 이었다.

전반적인 자살 위험 수준은 한국어판 MINI의 자살성 모듈을 온라인 설문으로 평가하였다(유상우 외, 2006; Sheehan et al., 1998). 총 6문항으로 ‘예/아니오’로 측정하고 각 문항마다 가중치가 부여되어 총점이 산출된다. 지난 한 달을 기준으로

“차라리 죽는 것이 낫다고 생각하든지 죽었으면 하고 바란 적이 있다.”는 1점, “자해하고 싶은 적이 있었다.”는 2점, “자살에 대하여 생각한 적이 있었다.”는 6점, “자살을 계획한 적이 있었다.”는 10점, “자살시도를 했다.”는 10점, 평생 기준으로 “자살 시도를 한 번이라도 한 적이 있다.”는 4점으로 채점된다(Sheehan et al., 1998). 총점 범위는 0~33점으로 총점 기준으로 저위험(1~5점), 중등도위험(6~9점), 고위험(10점 이상)의 자살 위험 수준을 평가한다(Roaldset et al., 2012). 본 연구에서 한국어판 MINI의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .44이었다.

**자살에 대한 태도(Suicide Attitude Questionnaire: 이하 SULATT).** 자살에 대한 태도는 Diekstra와 Kerkhof(1988)이 개발한 자살에 대한 태도(SULATT)의 63문항 중 김상욱(2009)에서 사용된 14문항을 사용하였으며, 자살에 대한 허용적(예. 어떤 사람이든 자살할 가능성이 있다.), 부정적(예. 자살은 매우 심각한 윤리적 죄악이다.), 중립적(예. 자살은 예방 가능하다.) 관점으로 구성되어 있다. 각 항목은 5점 Likert 척도(1=매우 동의, 5=매우 반대) 상에서 평정한다. 총점은 14~70점으로 점수가 낮을수록 진술에 동의함을 의미한다. 본 연구에서 SULATT의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .27이었다.

**한국형 살아야 할 이유 - 청년용 척도(Reasons for Living for Young Adult: 이하 REL-YA).** 자살의 보호요인으로 살아야 할 이유를 한국형 살아야 할 이유 - 청년용 척도(REL-YA)를 사용하였다(차혜명, 김진숙, 2014). REL-YA는 5개의 하위요인으로 가족관계(예. 나

는 문제가 있을 때, 가족에게 도움이나 조언을 청할 수 있다.), 친구관계(예. 내 친구들은 내게 잘해준다.), 대처신념(예. 나는 자살한다고 내 삶의 문제를 하나라도 해결할 수 있다고 믿지 않는다.), 미래에 대한 기대(예. 내게는 나이가 들어감에 따라 무엇인가 기대할 만한 좋은 일이 많을 것이다.), 긍정적 자기평가(예. 나는 거의 언제나 나 자신에 대하여 기분이 좋다.)로 총 32문항으로 구성되었다. 6점 Likert 척도(1=전혀 중요하지 않다, 6=매우 중요하다) 상에서 평정되고, 총점은 32~192점이다. 점수가 높을수록 살아야 할 이유가 많은 것을 의미한다. 차혜명과 김진숙(2014)에서 REL-YA의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .95였고, 본 연구에서는 .96이었다.

**우울 및 불안.** 우울은 우울증 선별 척도(Patient Health Questionnaire-9: 이하 PHQ-9)를 사용하였다(Kroenke, Spitzer, & Williams, 2001). 총 9문항으로 지난 2주간 우울과 관련된 증상(예. 일 또는 여가 활동을 하는 데 흥미나 즐거움을 느끼지 못함)을 4점 Likert 척도(0=전혀 방해 받지 않았다, 3=거의 매일 방해 받았다) 상에서 평정한다. 총점은 0~27점으로, 경도(5~9점), 중등도(10~14점), 중고도(15~19), 고도(20점 이상)를 의미한다(Kroenke & Spitzer, 2002). Kroenke 등(2001)에서 PHQ-9의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .89였고, 본 연구에서는 .88이었다.

불안은 범불안 장애 7문항 척도(Generalized Anxiety Disorder 7-item: 이하 GAD-7)를 사용하였다(Spitzer, Kroenke, Williams, & Löwe, 2006). 총 7문항으로 지난 2주간 불안과 관련된 증상(예. 초조하거나 불안하거나 조마조마하게 느

긴다.)을 4점 Likert 척도(0=전혀 방해 받지 않았다, 3점=거의 매일 방해 받았다) 상에서 평정한다. 총점은 0~21점으로, 경미한 수준(5점), 중간 수준(10점), 심각한 수준(15점)의 불안을 의미한다 (Spitzer et al., 2006). Spitzer 등(2006)에서 GAD-7의 Cronbach's  $\alpha$ 는 .92였고, 본 연구에서는 .88이었다.

### 실험방법

**실험 자극.** D-IAT의 단어자극은 Nock 등 (2010)에서 사용된 자극을 번역-역번역하여 사용하였다. 임상심리 전공 대학원생 2명이 독립적으로 번역한 뒤, 합의하여 통합 번역본을 만들었다. 이후 2명의 다른 심리학과 대학원생에게 역번역을 실시하여, 제 3자의 대학원생에게 원본과 역번역본의 유사도(1=전혀 일치하지 않음, 7=완전히 일치함)를 평정하였고, 그 결과 대부분의 단어들에서 6 혹은 7점으로 평정되었다. '나(me)'를 나타내는 단어(나 자신(myself), 나의(my), 나의 것(mine), 나는(i), 자기(self)), '내가 아닌(not me)'을 나타내는 단어(그들을(they), 그들은(they), 그들의 것(theirs), 그들의(their), 타인(other)), '죽음

(death)'을 나타내는 단어(자살(suicide), 죽다(die), 장례식(funeral), 죽은(lifeless), 사망한(deceased)), '삶(life)'을 나타내는 단어(살아있는(alive), 살다(live), 번영하다(thrive), 살아남다(survive), 숨 쉬는(breathing))로 번역하여 사용하였다.

**D-IAT.** 죽음에 대한 암묵적 연합을 측정하기 위해 Greenwald 등(1998)의 연구와 Nock 등 (2010)의 연구를 참고하여 Psychopy v 3.2.4 프로그램을 사용하여 D-IAT를 제작하였다. Psychopy 프로그램으로 제작한 실험을 온라인 실험 플랫폼인 Pavlovia(<https://pavlovia.org/>)를 통해 진행하였다. 실험의 단계별 절차는 표 1에 제시하였다. 실험은 총 7블록으로 블록 1은 20회기로 구성된 연습단계로 화면 상단 좌측에는 “죽음”, 우측에는 “삶”으로 제시된다. 블록 2는 블록 1과 동일하되, 범주가 “나”와 “내가 아닌”으로 대체된다. 블록 3은 20회기로 구성된 연습단계로 앞서 제시되었던 범주들이 함께 짝을 지어 제시된다. 화면 상단 좌측에는 “죽음 또는 나”가 함께 제시되며, 우측에는 “삶 또는 내가 아닌”이 함께 제시된다. 블록 4는 블록 3을 40회기로 구성한 실전단계이다. 블록 5는 40회기로 구성된 연습단계로, 화면 상단에 제

표 1. 암묵적 연합 검사의 단계별 절차

	과제명	범주		시행
		좌측 상단	우측 상단	
1단계	최초의 표적 개념 변별	죽음	삶	20
2단계	특성 개념 변별	나	내가 아닌	20
3단계	최초의 조합과제	죽음 또는 나	삶 또는 내가 아닌	20
4단계	연합과제 실전	죽음 또는 나	삶 또는 내가 아닌	40
5단계	표적 개념 역변별	삶	죽음	40
6단계	역전된 조합과제	삶 또는 나	죽음 또는 내가 아닌	20
7단계	역전된 조합과제 실전	삶 또는 나	죽음 또는 내가 아닌	40

시되는 표적 범주의 위치를 서로 바꾸어 제시한다. 화면 상단 좌측에는 “삶”, 우측에는 “죽음”이 제시된다. 블록 6은 20시행으로 이루어진 역전된 조합의 연습단계이다. 블록 7은 블록 6을 40회기로 구성된 실전단계이다. 그림 2는 참가자에게 제시되는 실험 화면이다. 블록 시작 전 간단한 설명과 화면 상단에 범주들이 제시된다. 실험 자극은 화면 중앙에 참가자가 반응할 때까지 계속 제시되었고, 반응 후에 다음 시행으로 넘어간다. 자극 제시 간격은 300ms 이었다. 참가자는 제시된 자극이 포함되는 범주에 맞게 해당되는 ‘e’ 혹은 ‘i’ 키를 눌러 반응하였다. 그림 2에서 “죽다”는 “죽음 또는 나”에 해당되므로 ‘e’키를 눌러 분류한다. 참가자가 만약 오반응을 하게 되면 그림 3과 같이 자극 아래에 빨간색 “X” 글자가 함께 제시되고 정반응을 할 때까지 계속 나타나고, 정반응 이후 다음 시행으로 진행되었다.

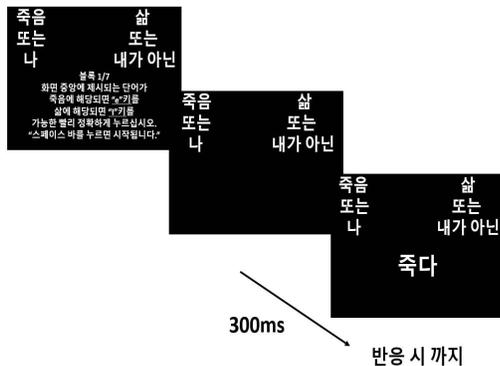


그림 2 실험 절차

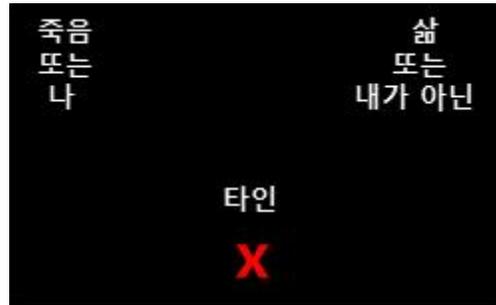


그림 3. 오반응 시 나타나는 피드백

**D-IAT 점수.** 참가자들의 “죽음-나”에 대한 상대적 연합의 강도는 D 점수로 확인하며, 본 연구에서는 Greenwald 등(2003)의 계산 절차에 따라 D 점수를 산출하였다. D 점수는 IAT의 수행 점수로 두 번의 조합 단계에서 얻은 반응 시간의 평균 차이를 모든 반응 시간의 표준편차로 나눈 값이다. D 점수를 산출하기 위해 사용되는 자료는 7블록 중 3, 4, 6, 7 블록의 자료이다. 먼저 300ms 이하의 반응이 전체 시행에서 10% 이상인 참가자의 자료 혹은 반응이 10,000ms 이상인 시행인 자료는 제외한다. “삶-나” 블록의 반응 시간 평균에서 “죽음-나” 블록의 반응 시간 평균을 뺀 값을 모든 시행의 표준편차로 나눈다. 블록 3, 6과 블록 4, 7을 각각 위 방법으로 계산하여 나온 두 값의 평균값이 D 점수다. D 점수가 0 이상이면 “죽음-나”가 더 강한 연합으로, 0 미만이면 “삶-나”가 더 강한 연합으로 해석한다.

**자료 분석**

D-IAT의 반분 신뢰도는 Spearman-Brown 방식으로 구하였다. 이는 내적 일관성(internal consistency)의 과소평가를 보완할 수 있는 방법

으로 Cronbach's  $\alpha$ 와 직접적으로 비교할 수 있는 방법이며(Nunnally, 1978; Karpinski & Steinman, 2006에서 재인용), 0.7 이상을 양호한 것으로 평가한다(Terwee et al., 2007). 검사-재검사 신뢰도는 2주 기간으로 D-IAT를 측정하여 상관계수로 구하였고, 0.7~0.8 이상인 경우 수용 가능한(acceptable) 것으로 평가한다(Keszei, Novak, & Streiner, 2010).

수렴 타당도는 D 점수와 자살 관련 변인(i.e. 자살 위험, 평생 자살 생각 심각도와 강도 및 시도, 최근 한 달간 자살 생각 심각도와 강도 및 최근 3개월 간 자살 시도, 자살에 대한 태도, 살아야 할 이유, 우울, 불안) 간 상관으로 분석하였다. 상관계수는 .35 이하인 경우 약한 상관, .36~.67은 중간 정도의 상관, .68 이상인 경우 강한 상관으로 본다(Taylor, 1990). 집단 비교 타당도는 C-SSRS의 자살 생각의 심각도 문항에서 0점을 기준으로 평생 및 최근 한 달 자살 생각의 유무를 기준으로 집단을 구분하였다. 또한 C-SSRS에서 평생 자살 시도 유무에 따라 집단을 구분하여 집단 간 D 점수의 차이를 확인하기 위해 독립표본  $t$ -검증을 실시하였다. 그리고 자살과 관련된 우울 수준에 따른 D 점수 차이를 확인하기 위해  $F$  검증을 실시하였다. 예측 타당도 검증을 위해 D 점수가 D-IAT와 자살 관련 척도 측정 시점에서 1개월 후 자살 위험(MINI 총점)을 예측하는지 회귀분석을 실시하였다. 총점과 더불어 D 점수가 MINI 세부 문항인 최근 한달 간 죽음에 대한 욕구, 자해에 대한 욕구, 자살 생각, 자살 계획, 자살 시도의 예측 검증을 위해 문항 별로 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 자료 분석은 Windows용 SPSS 25.0을 사용하였다.

## 결 과

### 신뢰도

D-IAT의 내적 합치도를 확인하기 위해 반분 신뢰도를 확인하였고, D-IAT의 연습 블록과 실전 블록으로 나누어 Spearman-Brown 방식으로 산출하였다. 반분 신뢰도 계수는 .73이었다. D-IAT의 재측정에 옹한 158명 대상으로 검사-재검사 신뢰도를 분석한 결과 2주 간격 검사-재검사 신뢰도 계수는 .30이었다.

### 타당도

**수렴 타당도.** D-IAT의 D 점수와 자살 관련 척도 점수 간의 상관을 통해 수렴 타당도를 검증한 결과는 표 2에 제시하였다. D 점수는 자살 관련 변인 중 우울(PHQ-9)과 유의한 정적 상관이 나타났다,  $r=.21$ ,  $p<.01$ . 반대로 D 점수와 살아야 할 이유(REL-YA)는 유의한 부적 상관이 나타났다,  $r=-.15$ ,  $p<.05$ . 그 외의 다른 자살 관련 변인인 자살 위험, 자살 생각, 자살 시도, 자살에 대한 태도, 불안과 D 점수 간 상관은 유의하지 않았다.

**집단 비교 타당도.** D-IAT가 C-SSRS로 측정된 평생 및 최근 한달 간 자살 생각 및 평생 자살 시도 여부에 따라 유의한 차이가 있는지 독립표본  $t$ -검증한 결과는 표 3과 같다. 검증결과 D 점수는 평생 자살 생각 및 평생 자살 시도, 그리고 최근 자살 생각 유무에 따른 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 그리고 자살 위험 요인 중 우울 수준에 따른 D 점수 차이를 확인한

표 2. 연구 변인의 평균, 표준편차, 그리고 변인 간 상관(N=179)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. D 점수	-											
2. 자살 위험	.07	-										
3. 최근 한 달간 자살 생각 심각도	.04	.62**	-									
4. 최근 한 달간 자살 생각 강도	.11	.64**	.88**	-								
5. 최근 세 달간 자살 시도	-.05	.03	-.04	-.05	-							
6. 평생 자살 생각 심각도	.06	.54**	.47**	.47**	.12	-						
7. 평생 자살 생각 강도	.10	.50**	.50**	.56**	.07	.84**	-					
8. 평생 자살 시도	.07	.21**	.12	.09	.23**	.39**	.28**	-				
9. 자살에 대한 태도	-.07	-.06	-.01	-.01	-.10	-.06	-.09	-.01	-			
10. 살아야 할 이유	-.15*	-.59**	-.56**	-.57**	-.13	-.48**	-.53**	-.18*	.11	-		
11. 우울	.21**	.55**	.47**	.52**	-.01	.31**	.38**	.05	-.07	-.60**	-	
12. 불안	.05	.43**	.43**	.43**	.05	.33**	.36**	.06	-.10	-.48**	.75**	-
M	-0.60	2.69	0.60	3.23	1.01	2.01	7.53	1.10	39.23	138.75	6.34	4.18
SD	0.33	3.32	1.09	5.37	0.07	1.81	6.17	0.29	5.58	29.47	4.77	4.40

주. 자살 위험=MINI의 총합, 최근 한 달간 자살 생각 심각도=C-SSRS, 최근 한 달간 자살 생각 강도=C-SSRS, 최근 세 달간 자살 시도=C-SSRS, 평생 자살 생각 심각도=C-SSRS, 평생 자살 생각 강도=C-SSRS, 평생 자살 시도=C-SSRS, 자살에 대한 태도=SUJATT, 살아야 할 이유=REL-YQ, 우울=PHQ-9, 불안=GAD-7  
\*  $p < .05$  \*\*  $p < .01$ .

표 3. 평생 및 최근 자살 생각과 평생 자살 시도의 유무에 따른 D 점수의 차이 검증(N=179)

종속 변수	집단 구분	n	M	SD	t	p	
D 점수	평생 자살 생각	유	118	-0.59	0.33	-0.64	.52
		무	61	-0.62	0.33		
	최근 자살 생각	유	50	-0.54	0.32	-1.53	.13
		무	129	-0.62	0.34		
	평생 자살 시도	유	17	-0.53	0.33	-0.95	.34
		무	162	-0.61	0.36		

주. 최근 및 평생 자살 생각과 평생 자살 시도=C-SSRS

F 검증 결과 통계적으로 유의하지는 않으나 우울 수준이 높을수록 D 점수가 높은 경향성 수준을 보였다,  $F(4, 174)=2.31, p=.06$ .

**예측 타당도.** D-IAT가 MINI로 측정된 지난 한달 간 자살 위험을 예측하는지 회귀분석을 실시하였다. D-IAT 측정 시점에서 4주 후 MINI의 총합으로 자살 위험을 측정하였다. D 점수는 자살 위험에 대해 유의하게 예측하지 못했다,  $\beta=.07, p=.40$ . D점수와 MINI 개별 문항에 대한 로지스틱 회귀분석 실시 결과는 표 4와 같다. 본 연구에서 참가자 중 D-IAT 측정 이후 한 달 동안 자살 계획 및 자살 시도 문항에 “예”로 응답한 경우가 없어 MINI의 최근 한달 간 죽음에 대한 욕구, 자해에 대한 욕구, 자살 생각에 대해 분석을 실시하였다. 그 결과 D 점수는 자해에 대한 욕구를 유의하게 예측하였고( $Wald=4.90, p=.03$ ), D 점수가 1점

증가할 때 자해에 대한 욕구 위험이 6.1배 높아졌다. 반면 D-IAT는 최근 한 달간 자살 생각은 유의하게 예측하지 못하였다. 통계적으로 유의하지 않지만, D 점수가 높을수록 죽음에 대한 욕구의 위험이 높아지는 경향이 나타났다,  $p=.08$ .

## 논 의

본 연구는 만 19세 이상 성인 대상으로 D-IAT의 자살 위험 평가 과제로서의 신뢰도 및 타당도를 검증하였고 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 신뢰도를 검증한 결과 D-IAT의 반분 신뢰도 계수는 .73으로 양호한 수준으로 나타났다(Terwee et al., 2007). 그리고 D-IAT의 2주 기간의 검사 재검사 신뢰도는  $r=.30$ 으로 미흡한 수준이다(Keszei et al., 2010). 본 연구에서는 윤리적 고려로 자살 고위험군을 배제함으로써 인해 “죽음-

표 4. D 점수의 자살 위험 문항별 로지스틱 회귀 분석 결과(n=155)

종속 변수	OR	Wald	p	95% 신뢰구간(CI)
죽음에 대한 욕구 <sup>a</sup>	2.80	3.09	.08	[0.89, 8.81]
자해에 대한 욕구 <sup>b</sup>	6.10	4.90	.03	[1.23, 30.24]
최근 한 달간 자살 생각 <sup>c</sup>	1.32	0.23	.63	[0.42, 4.06]

주. <sup>a</sup> 죽음에 대한 욕구=MINI 1번 문항

<sup>b</sup> 자해에 대한 욕구=MINI 2번 문항

<sup>c</sup> 최근 한달 간 자살 생각=MINI 3번 문항

나”가 확고하게 연합되어 있을 가능성이 낮다. Nosek, Greenwald와 Banaji(2007)의 따르면 여러 연구들을 종합한 결과 IAT의 평균적 검사-재검사 신뢰도( $\text{median } r=.56$ )는 안정적이거나, Schmukle와 Egloff (2004)에 의하면 IAT는 특성(trait)과 사건(occasion)적인 부분을 함께 측정하고, 기존의 IAT에서 측정하던 인종, 성향보다 자살은 변동성이 있는 개념으로 볼 수 있으므로 더 낮게 나타났을 가능성이 있다. 즉, 자살 위험은 안정적 속성이라기보다는 시간에 따라 변하는 임상 상태라는 점을 고려할 필요가 있다. 예를 들어, Kleiman 등 (2017)에 따르면 하루 동안 여러 차례 자살 생각을 측정한 결과, 자살 생각의 심각성이 몇 시간 내에 변화하는 것으로 나타났다. 실제 본 연구에서 한 달 이후 측정한 MINI에서 일부 참가자들이 고위험 수준으로 자살 위험 수준이 변화하였다. 이처럼 변동성이 높은 자살 위험의 경우, D-IAT의 자살 위험 변화에 대한 민감도를 확인하는 것이 더 중요할 수 있다. 실제 Glenn, Kleiman 등 (2017)은 정신과 치료를 위해 입원한 청소년 환자를 대상으로 입원 전, 후 D-IAT를 실시한 결과 차이가 있었다. 즉, 치료 전보다 치료 후에 “죽음-나”의 연합이 더 약해진 것으로 나타났다. 이러한 결과는 치료로 인해 스트레스에 대한 대처 능력의 발달로 자살이라는 극단적인 방법을 생각하지 않았을 가능성을 시사한다. 따라서 추후 연구에서는 자살 위험 개입에 따른 D-IAT의 치료 변화에 대한 민감도를 검증하는 것이 필요하다.

둘째, D 점수와 자살 관련 변수와의 상관 분석을 통해 수렴 타당도를 검증한 결과 D-IAT는 우울(PHQ-9)과는 유의한 정적 상관, 그리고 살아야 할 이유(REL-YA)와는 유의한 부적 상관이 있었

다. 반면, 자살 위험(MINI), 평생 자살 생각 강도와 심각도 및 시도(C-SSRS), 최근 자살 생각 강도와 심각도 및 시도(C-SSRS)와 그 외 자살에 대한 태도(SULATT), 불안(GAD-7)과 상관이 유의하지 않았다. 본 연구에서 D-IAT와 우울은  $r=.21$ 로 다소 약하지만 유의한 정적 상관을 보였다. 정신과 치료를 위해 입원한 환자를 대상으로 D-IAT와 자살 관련 변인들 간의 관계를 확인한 선행 연구에서도 D-IAT와 우울은 유의한 상관을 보였다,  $r=.31$ (Ellis, Rufino, & Green, 2016). 우울은 정신장애 중 자살과 가장 강력한 위험요인인 반면(이구상 외, 2012; Cavanagh, Carson, Sharpe, & Lawrie, 2003), 살아야 할 이유는 자살의 보호요인 중 하나이다. 선행 연구는 우울이 심할수록 자살 생각은 증가하지만 살아야 할 이유는 우울과 자살 생각 간의 관계를 부분적으로 매개하는 것으로 확인했다(박소영, 박경, 2016). 즉, 우울이 심하더라도 살아야 할 이유가 많을수록 자살 생각은 낮아지는 양상을 보였다. 또한 과거 자살 생각이 있었던 사람들 중에서 자살 시도를 한 집단이 그렇지 않은 집단보다 살아야 할 이유에 대한 수준이 더 낮은 것으로 나타났다(Christensen, Hom, Stanley, & Joiner, 2020). D-IAT가 우울과 살아야 할 이유에서 각각 유의한 정적 그리고 부적 상관이 나타났지만, 상관 계수는 낮았다. Hofmann, Gawronski, Gschwendner와 Schmitt (2005)에 따르면 암묵적 측정(implicit measures)과 달리 자기보고식 측정은 사회적 바람직성 등으로 인해 답변에 영향을 줄 수 있고, 암묵적 측정은 자기 성찰(introspectively)로 인식할 수 없는 전의식적인 부분을 측정한다는 점에서 자기보고식 평가 결과와는 상관이 낮았을 가능성이 있다.

셋째, D 점수가 자살 생각 및 자살 시도 유무에 따른 집단에서 유의한 차이가 있는지를 통해 집단 비교 타당도를 검증하였으나 D 점수의 유의한 차이가 없어 집단비교 타당도는 지지되지 않았다. Nock (2010) 등의 연구에서는 정신과 환자를 대상으로 지난 일주일 간 자살 시도 유무에 따라 D 점수의 유의한 차이가 있었고, 저자는 “죽음-나”에 대한 암묵적 연합이 극도의 스트레스 대처 방법으로 나타나는 자살 경로의 단계라고 설명하였다. 하지만 본 연구에서는 집단 간 유의한 차이가 나타나지 않았다. 본 연구에서는 자살 고위험군을 배제하여 자살 위험이 높지 않은 집단과 자살 위험이 없는 집단 간 비교로 그 차이가 유의하지 않았을 수 있다. 또한 자살 위험이 높지 않아 자살 위험이 있는 것으로 분류된 집단도 “삶-나”의 연합이 “죽음-나”의 연합보다 강한 것으로 나타났을 수 있다. 그러나, 선행 연구(Barnes et al., 2017; Chiurliza et al., 2018)에서도 자살 위험이 있음에도 불구하고 더 강한 “삶-나”의 연합을 관찰하였다. 이러한 연합의 이유로 사람은 원래 삶을 지향하는 욕구를 가지고 있으므로 “삶-나”의 연합이 더 강할 수 있다(Harrison, Stritzke, Fay, & Hudaib, 2018; Joiner, 2007). 실제 Harrison 등 (2018) 연구에서 입원 당시 과거 자살 사고를 보고 하거나 과거 자살시도가 있었던 환자를 대상으로 D-IAT를 실시한 결과, 자살 위험이 있는 집단도 “삶-나”가 연합되어 나타났다. 이에 추후 연구에서는 단순히 “죽음-나”와 “삶-나”와의 연합 간의 비교보다는 “삶-나”를 중점으로 볼 수 있는 단일 목표 범주 IAT(Single-Category: SC-IAT)를 활용하여 확인하는 것이 필요할 수 있다.

넷째, D-IAT의 D 점수가 한 달 후 자살 위험

을 예측하는지 예측 타당도를 검증한 결과 1개월 후 자살 위험, 자살 생각을 유의하게 예측하지 못했지만 자해에 대한 욕구는 유의하게 예측했고, 죽음에 대한 욕구는 경향성이 나타났다. Glenn, Wertz 등(2017)의 연구에 따르면 특정 자해 방법(예: 손목긋기)을 한 집단은 “죽음-나”보다는 “자해-나”에서 더 강한 암묵적 연합을 보인다. 본 연구에서 평생 자살 시도를 한 참가자들 중 절반 이상이 자살 의도를 가지고 자살 시도 방법으로 손목긋기를 한 것으로 보아 이들은 죽음이라는 포괄적인 개념보다는 자해(Cutting)와 같은 개념과 더 연합되어 있을 가능성이 있다. 이는 단순히 죽음이나 자살 생각보다는 자살 시도의 방법으로 자해에 대한 욕구 예측력이 높을 가능성을 시사한다.

본 연구의 결과는 다음의 한계를 고려하여 해석할 필요가 있다. 첫째, MINI와 자살에 대한 태도에서 내적합치도가 낮게 나타나 연구 결과에 영향을 주었을 가능성을 고려해야 한다. 자살에 대한 태도 척도의 경우 원척도의 63문항 중 한국 사회중합조사에서 사용된 14문항만을 사용한 점, 그리고 자살에 대한 양가적인 태도가 낮은 내적합치도로 이어졌을 수 있다 (Jamison, 1999; Shneidman, Farerow, & Litman, 1976; 이혜선, 권정혜, 2009에서 재인용, Renberg & Jacobsson, 2003). 그리고 MINI와 C-SSRS는 면담 형식이 아닌 자기보고 설문으로 진행되었다. 관련하여 Latimer, Meade, & Tennant(2013)의 연구에 따르면 자살 척도 중 자해 사고 및 행동 면접(Self-Injurious Thoughts and Behaviors Interview: 이하 SITBI)에서 일부 문항을 선택하여 기존의 면담 형식이 아닌 설문 형식으로 변형한 자기 보고

식의 SITBI가 양호한 심리측정적 속성이 지닌 것으로 나타났다. 다만 Harrison 등(2018)에 따르면 자기보고는 자살 위험의 부인이라는 문제점 외에도 고려해야 할 부분이 있다. 임상가는 환자의 죽음에 대한 욕구에 기반을 두어 자살 위험을 평가하지만 환자는 삶에 대한 이유와 회복에 기반을 두고 평가하기 때문에 임상가와 환자 간 자살 위험 평가에서 불일치한 부분이 나타날 수 있다. 그리고 Yigletu, Tucker, Harris와 Hatlevig(2004)에 따르면 설문에 의한 자기보고는 환자가 설문의 내용을 오해할 가능성도 배제할 수 없다. 둘째, 본 연구는 COVID-19로 인한 방역 지침 준수를 위해 전 절차를 온라인으로 실시하였다. 모든 연구 절차를 실험자의 보조 없이 참가자 혼자 수행하였다는 점에서 참가자의 실험에 대한 집중력이 낮았을 가능성이 있다. Clifford와 Jerit(2014)의 연구에 의하면 실험 장소에 따라 참가자의 산만함의 정도가 다르게 나타났다. 참가자 보고에 따르면 실험실보다 개인 장소에서 실험이 진행될 때, TV를 보거나 음악을 듣는 등의 실험에 주의를 덜 기울이는 것으로 나타났다. 즉 참가자의 개인 공간에서 이루어지므로 실험 환경을 통제하기 어려워 연구 결과에 영향을 주었을 가능성도 있다. 셋째, 본 연구는 MINI에서 10점 이상인 자살고위험군은 적절한 도움을 받도록 안내하고 연구 참여에서 배제하였다. 실제 연구에 포함된 자살 위험군의 MINI의 평균은 5.84로 저위험과 중등도 위험 사이에 속하고, 제외된 고위험군의 MINI의 평균은 13.85였다. 그리고 D-IAT가 이후의 자살 생각을 예측하였던 Ellis 등(2016)의 연구에 참여한 사람들의 자살 생각 심각도(C-SSRS)의 평균과 표준편차는 각각 14.83, 4.22로 본 연구 참가자들

의 점수( $M=3.23$ ,  $SD=5.37$ )보다 심각하였다. 따라서 자살 고위험군의 배제로 인해 과제의 신뢰도 및 타당도 검증력이 약화되었을 수 있다. 이와 유사하게, 본 연구의 참가자들 중에서 가장 높은 자살 위험 수준은 중등도 수준으로 D-IAT 측정 이후 한 달 이내 자살 시도를 하였을 가능성이 적었다. 실제 본 연구에서 추적기간 동안 자살 시도는 존재하지 않았다. 따라서 본 연구에서는 D-IAT가 이후 자살 위험을 예측하는지를 제한적으로 확인할 수밖에 없었다. Nock 등(2010)의 연구에서 D-IAT는 6개월 이후 자살 시도를 예측하였으며, 이를 반복 검증한 Tello 등(2020) 연구에서도 이후 자살 시도를 예측하였다. 하지만 Tello의 연구에서 이후 자살 시도자는 16명으로 낮은 검증력을 가졌을 가능성이 있다. Millner 등(2019)은 IAT를 활용하여 이후의 자살 시도를 예측함에 있어서 아직까지 유의한 결과가 나오지 않았거나, 자살시도자가 30명 이하로 표본수가 부족하며, 여전히 IAT가 이후의 자살시도를 예측하는지 확인할 필요성을 제안하였다. 마지막으로, 본 연구는 Nock 등(2010)의 자극을 단순히 번역-역번역하여 사용하여 우리나라 문화에 맞는 단어를 사용함에 있어 제한적인 부분이 있었다. 언어는 사회의 사고와 생활방식 등에 영향을 받기 때문에 그 사회에 만연해있는 문화는 언어에 영향을 미치고, 죽음과 관련된 언어 또한 마찬가지이다(정환승, 2012). 따라서 기존 연구에서 사용된 자극의 단순 번안을 넘어 문화 특성을 반영하는 단어를 사용할 필요가 있다.

상기 제한점에도 불구하고, 본 연구는 기존 자살 위험 평가도구의 한계를 보완하는 과제로 제안된 D-IAT의 자살위험 평가도구로서의 신뢰도

및 타당도 검증을 통해 임상적 적용 가능성을 검증하였고, 현재로서는 신뢰도 및 타당도 수준이 다소 미흡한 수준으로 나타났다. D-IAT의 자살 위험 예측의 추가 연구가 필요하고(Millner et al., 2019), 일부 선행연구에는 자살 위험에 따른 집단 구분이 어려운 점을 고려하면(e.g. Tello et al., 2020), D-IAT를 기존의 자살 척도를 보완하는데 한계가 있을 수 있다. 하지만, D-IAT는 기존의 자기보고식 평가 도구가 가지고 있는 한계를 보완하며 온라인 실시를 통해 평가 시간과 장소의 한계를 보완하는 평가 방식으로서 유용할 가능성이 시사되며(Barnes et al., 2017), 이에 대한 추가 검증이 필요하다.

## 참 고 문 헌

- 건강보험정책연구원 (2017). 건강보장정책 수립을 위한 주요 질병의 사회경제적 비용 분석. <https://www.gov.kr/portal/gvmReport/view/G181100000183866?policyType=G00302&srchTxt=%EA%B1%B4%EA%B0%95%EB%B3%B4%ED%97%98%EB%A3%8C>에서 2020, 9, 10 자료 얻음.
- 김상욱 (2009). 한국종합사회조사 [데이터 파일]. 한국사회과학자료원. <http://hdl.handle.net/20.500.12236/13328>에서 2020, 2, 25 자료 얻음.
- 박소영, 박경 (2016). 대학생의 우울과 자살사고와의 관계에서 삶의 이유의 매개효과. *청소년학연구*, 23(8), 23-45
- 박혜선, 이종익 (2016). 자살자 유가족의 자조모임 참여 경험에 관한 연구. *한국가족복지학*, 52, 277-311.
- 유상우, 김영신, 노주선, 오강섭, 김찬형, 남궁기, 김세주 (2006). 한국판 Mini International Neuropsychiatric Interview 타당도 연구. *대한불안학회지*, 2(1), 50-55.
- 이구상, 최민정, 김수정, 박재영, 이명수, 서지혜, 이소영 (2012). 자살사망자의 축약 심리적 부검에 관한 연구. *정신보건*, 3(1), 18-24.
- 이혜선, 권정혜 (2009). 한국판 자살생각척도(K-BSI)의 타당화 연구. *한국심리학회: 임상*, 28(4), 1155-1172.
- 정환승 (2012). 한국어와 태국어의 죽음 표현 비교연구. *한국태국학회논총*, 19(1), 107-140.
- 차혜명, 김진숙 (2014). 한국형 살아야 할 이유-청년용 척도의 타당도 연구. *상담학연구*, 15(3), 1235-1255.
- 통계청 (2020). 2019년 사망원인통계. <http://kostat.go.kr/wnsearch/search.jsp>에서 2020, 10, 7 자료 얻음.
- Barnes, S. M., Bahraini, N. H., Forster, J. E., Stearns Yoder, K. A., Hostetter, T. A., Smith, G., ... & Nock, M. K. (2017). Moving beyond self report: Implicit associations about death/life prospectively predict suicidal behavior among veterans. *Suicide and Life Threatening Behavior*, 47(1), 67-77.
- Berman, A. L., Jobes, D. A., & Silverman, M. M. (2006). *Adolescent suicide: Assessment and intervention* (2nd ed). Washington, DC: American Psychological Association.
- Blanchard, M., & Farber, B. A. (2020). "It is never okay to talk about suicide": Patients' reasons for concealing suicidal ideation in psychotherapy. *Psychotherapy Research*, 30(1), 124-136.
- Brodsky, B. S., Spruch-Feiner, A., & Stanley, B. (2018). The zero suicide model: applying evidence-based suicide prevention practices to clinical care. *Frontiers in Psychiatry*, 9, 33. doi: 10.3389/fpsyt.2018.00033.
- Cavanagh, J. T., Carson, A. J., Sharpe, M., & Lawrie, S. M. (2003). Psychological autopsy studies of suicide: a systematic review. *Psychological Medicine*, 33(3), 395-405.
- Cha, C. B., Najmi, S., Park, J. M., Finn, C. T., & Nock, M. K. (2010). Attentional bias toward suicide-related stimuli predicts suicidal behavior.

- Journal of Abnormal Psychology*, 119(3), 616-622.
- Cha, C. B., Wilson, K. M., Tezanos, K. M., DiVasto, K. A., & Tolchin, G. K. (2019). Cognition and self-injurious thoughts and behaviors: A systematic review of longitudinal studies. *Clinical Psychology Review*, 69, 97-111.
- Chang, B. P., Franklin, J. C., Ribeiro, J. D., Fox, K. R., Bentley, K. H., Kleiman, E. M., & Nock, M. K. (2016). Biological risk factors for suicidal behaviors: a meta-analysis. *Translational Psychiatry*, 6(9), 1-8.
- Chiurliza, B., Hagan, C. R., Rogers, M. L., Podlogar, M. C., Hom, M. A., Stanley, I. H., & Joiner, T. E. (2018). Implicit measures of suicide risk in a military sample. *Assessment*, 23(5), 667-676.
- Christensen, K., Hom, M. A., Stanley, I. H., & Joiner, T. E. (2020). Reasons for living and suicide attempts among young adults with lifetime suicide ideation. *Crisis*. First Published August 12, 2020. as doi : 10.1027/0227-5910/a000705
- Chu, C., Klein, K. M., Buchman Schmitt, J. M., Hom, M. A., Hagan, C. R., & Joiner, T. E. (2015). Routinized assessment of suicide risk in clinical practice: An empirically informed update. *Journal of Clinical Psychology*, 71(12), 1186-1200.
- Chung, Y., & Jeglic, E. L. (2016). Use of the modified emotional Stroop task to detect suicidality in college population. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 46(1), 55-66.
- Clifford, S., & Jerit, J. (2014). Is there a cost to convenience? An experimental comparison of data quality in laboratory and online studies. *Journal of Experimental Political Science*, 1(2), 120-131.
- Cryer, R. E., Cleave, A. L., Batterham, P. J., & Patel, S. R. (2020). Suicide, mental, and physical health condition stigma in medical students. *Death Studies*, 44(4), 230-236.
- Dijkstra R. F. W., Kerkhof A. J. F. M. (1988). Attitudes Toward Suicide: Development of a Suicide Attitude Questionnaire (SUIATT). In HJ. Möller, A. Schmidtke & R. Welz (Eds) *Current Issues of Suicidology* (pp. 462-476). Germany: Springer-Verlag Berlin Heidelberg
- Ellis, T. E., Rufino, K. A., & Green, K. L. (2016). Implicit measure of life/death orientation predicts response of suicidal ideation to treatment in psychiatric inpatients. *Archives of Suicide Research*, 20(1), 59-68.
- Fazio, R. H., & Olson, M. A. (2003). Implicit measures in social cognition research: Their meaning and use. *Annual Review of Psychology*, 54(1), 297-327.
- Glenn, C. R., & Nock, M. K. (2014). Improving the short-term prediction of suicidal behavior. *American Journal of Preventive Medicine*, 47(3), 176-180.
- Glenn, C. R., Kleiman, E. M., Coppersmith, D. D., Santee, A. C., Esposito, E. C., Cha, C. B., ... & Auerbach, R. P. (2017). Implicit identification with death predicts change in suicide ideation during psychiatric treatment in adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 58(12), 1319-1329.
- Glenn, J. J., Wertz, A. J., Slama, S. J., Steinman, S. A., Teachman, B. A., & R, M. K. (2017). Suicide and self-injury-related implicit cognition: A large-scale examination and replication. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(2), 199-211.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: the implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(6), 1464-1480.
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003). Understanding and using the implicit association test: I. An improved scoring

- algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(2), 197-216.
- Harrison, D. P., Stritzke, W. G., Fay, N., & Hudaib, A. R. (2018). Suicide risk assessment: Trust an implicit probe or listen to the patient?. *Psychological Assessment*, 30(10), 1317-1329.
- Harrison, D. P., Stritzke, W. G., Fay, N., Ellison, T. M., & Hudaib, A. R. (2014). Probing the implicit suicidal mind: Does the Death/Suicide Implicit Association Test reveal a desire to die, or a diminished desire to live?. *Psychological Assessment*, 26(3), 831-840.
- Hofmann, W., Gawronski, B., Gschwendner, T., Le, H., & Schmitt, M. (2005). A meta-analysis on the correlation between the Implicit Association Test and explicit self-report measures. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31(10), 1369-1385.
- Hom, M. A., Stanley, I. H., Podlogar, M. C., & Joiner Jr, T. E. (2017). "Are you having thoughts of suicide?" Examining experiences with disclosing and denying suicidal ideation. *Journal of Clinical Psychology*, 73(10), 1382-1392.
- Latimer, S., Meade, T., & Tennant, A. (2013). Measuring engagement in deliberate self-harm behaviours: psychometric evaluation of six scales. *BMC Psychiatry*, 13(1), 1-11.
- Jang, J., Lee, G., Seo, J., Na, E. J., Park, J. Y., & Jeon, H. J. (2020). Suicidal attempts, insomnia, and major depressive disorder among family members of suicide victims in South Korea. *Journal of Affective Disorders*, 272, 423-431.
- Joiner, T. (2007). *Why people die by suicide*. Harvard University Press.
- Karpinski, A., & Steinman, R. B. (2006). The Single Category Implicit Association Test as a measure of implicit social cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91(1), 16-32.
- Keszei, A. P., Novak, M., & Streiner, D. L. (2010). Introduction to health measurement scales. *Journal of Psychosomatic Research*, 68(4), 319-323.
- Kleiman, E. M., Turner, B. J., Fedor, S., Beale, E. E., Huffman, J. C., & Nock, M. K. (2017). Examination of real-time fluctuations in suicidal ideation and its risk factors: Results from two ecological momentary assessment studies. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(6), 726-738.
- Kroenke, K., & Spitzer, R. L. (2002). The PHQ-9: a new depression diagnostic and severity measure. *Psychiatric Annals*, 32(9), 509-515.
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ 9: validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613.
- Kurdi, B., Ratliff, K. A., & Cunningham, W. A. (2020). Can the Implicit Association Test serve as a valid measure of automatic cognition? A response to Schimmack (2020). *Perspectives on Psychological Science*, First Published May 6, 2020. as doi: 10.1177/1745691620904080
- Millner, A. J., Augenstein, T. M., Visser, K. H., Gallagher, K., Vergara, G. A., D'Angelo, E. J., & Nock, M. K. (2019). Implicit cognitions as a behavioral marker of suicide attempts in adolescents. *Archives of Suicide Research*, 23(1), 47-63.
- Moreno, M., Porras-Segovia, A., Lopez-Castroman, J., Peñuelas-Calvo, I., Díaz-Oliván, I., Barrigón, M. L., & Baca-García, E. (2020). Validation of the Spanish version of the Death/Suicide Implicit Association Test for the assessment of suicidal behavior. *Journal of Affective Disorders Reports*, 1, 100012. <https://doi.org/10.1016/j.jadr.2020.100012>
- Nock, M. K. (2014). *The Oxford handbook of suicide and self-injury*. NY: Oxford University Press.

- Nock, M. K., & Banaji, M. R. (2007). Prediction of suicide ideation and attempts among adolescents using a brief performance-based test. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 75*(5), 707-715.
- Nock, M. K., Park, J. M., Finn, C. T., Deliberto, T. L., Dour, H. J., & Banaji, M. R. (2010). Measuring the suicidal mind: Implicit cognition predicts suicidal behavior. *Psychological Science, 21*(4), 511-517.
- Nosek, B. A., Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. (2007). The Implicit Association Test at age 7: A methodological and conceptual review. In J.A. Bargh (Ed), *Automatic processes in social thinking and behavior* (pp. 265-292). New York: Psychology Press.
- OECD (2021). Suicide rates (indicator). <https://data.oecd.org/healthstat/suicide-rates.htm>에서 2021, 1, 18 자료 열음.
- Oquendo, M. A., & Bernanke, J. A. (2017). Suicide risk assessment: tools and challenges. *World Psychiatry, 16*(1), 28-29.
- Oquendo, M. A., Sullivan, G. M., Sudol, K., Baca-Garcia, E., Stanley, B. H., Sublette, M. E., & Mann, J. J. (2014). Toward a biosignature for suicide. *American Journal of Psychiatry, 171*(12), 1259-1277.
- Pandey, G. N. (2013). Biological basis of suicide and suicidal behavior. *Bipolar Disorders, 15*(5), 524-541.
- Posner, K., Brown, G. K., Stanley, B., Brent, D. A., Yershova, K. V., Oquendo, M. A., ... & Mann, J. J. (2011). The Columbia-Suicide Severity Rating Scale: initial validity and internal consistency findings from three multisite studies with adolescents and adults. *American Journal of Psychiatry, 168*(12), 1266-1277.
- Renberg, E. S., & Jacobsson, L. (2003). Development of a questionnaire on attitudes towards suicide (ATTS) and its application in a Swedish population. *Suicide and Life-Threatening Behavior, 33*(1), 52-64.
- Richard-Devantoy, S., Ding, Y., Turecki, G., & Jollant, F. (2016). Attentional bias toward suicide-relevant information in suicide attempters: a cross-sectional study and a meta-analysis. *Journal of Affective Disorders, 196*, 101-108.
- Roaldset, J. O., Linaker, O. M., & Bjørkly, S. (2012). Predictive validity of the MINI suicidal scale for self-harm in acute psychiatry: a prospective study of the first year after discharge. *Archives of Suicide Research, 16*(4), 287-302.
- Roos, L., Sareen, J., & Bolton, J. M. (2013). Suicide risk assessment tools, predictive validity findings and utility today: time for a revamp?. *Neuropsychiatry, 35*, 483-495.
- Schmukle, S. C., & Egloff, B. (2004). Does the Implicit Association Test for assessing anxiety measure trait and state variance? *European Journal of Personality, 18*, 483-494.
- Sheehan, D. V., Lecrubier, Y., Sheehan, K. H., Amorim, P., Janavs, J., Weiller, E., ... & Dunbar, G. C. (1998). The Mini-International Neuropsychiatric Interview (MINI): the development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. *The Journal of Clinical Psychiatry, 59*, 22-33.
- Smith, E. G., Kim, H. M., Ganoczy, D., Stano, C., Pfeiffer, P. N., & Valenstein, M. (2013). Suicide risk assessment received prior to suicide death by Veterans Health Administration patients with a history of depression. *The Journal of Clinical Psychiatry, 74*(3), 226-232.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing

generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 168(10), 1092-1097.

원고접수일: 2021년 2월 28일

논문심사일: 2021년 3월 16일

게재결정일: 2021년 3월 31일

Steffens, M. C. (2004). Is the implicit association test immune to faking?. *Experimental Psychology*, 51(3), 165-179.

Sudol, K., & Mann, J. J. (2017). Biomarkers of suicide attempt behavior: towards a biological model of risk. *Current Psychiatry Reports*, 19(6), 31.

Taylor, R. (1990). Interpretation of the correlation coefficient: a basic review. *Journal of Diagnostic Medical Sonography*, 8(1), 35-39.

Tello, N., Harika-Germaineau, G., Serra, W., Jaafari, N., & Chatard, A. (2020). Forecasting a fatal decision: Direct replication of the predictive validity of the Suicide-Implicit Association Test. *Psychological Science*, 31(1), 65-74.

Terwee, C. B., Bot, S. D., de Boer, M. R., van der Windt, D. A., Knol, D. L., Dekker, J., ... & de Vet, H. C. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34-42.

Yigletu, H., Tucker, S., Harris, M., & Hatlevig, J. (2004). Assessing suicide ideation: Comparing self-report versus clinician report. *Journal of the American Psychiatric Nurses Association*, 10(1), 9-15.

Wilson, K. M., Millner, A. J., Auerbach, R. P., Glenn, C. R., Keams, J. C., Kirtley, O. J., Najmi, S., O'Connor, R. C., Stewart, J. G., & Cha, C. B. (2019). Investigating the psychometric properties of the Suicide Stroop Task. *Psychological Assessment*, 31(8), 1052-1061.

# A Study on the Reliability and Validity of the Death Implicit Association Test for Suicide Risk Assessment

Jang Ji-Yeon

Shim Eun-Jung

Department of Psychology, Pusan National University

This study examined the reliability and validity of the Death Implicit Association Test (D-IAT) for suicide risk assessment. It was conducted from September to mid-December of 2020, targeting 179 adults aged over 19 years. D-IAT and suicide-related measures were administered. D-IAT was re-administered after 2 weeks and suicide risk was reassessed after 4 weeks. All procedures were conducted online. The split-half reliability of D-IAT was .73. The test-retest reliability over two weeks showed  $r$  value of .30. Convergent validity was partly supported by results showing that the D-IAT was positively correlated with depression ( $r=.21$ ) and negatively correlated with reasons for living ( $r=-.15$ ). There was no significant difference between D-IAT groups according to the existence of lifelong suicidal thoughts, attempts, or recent suicidal thoughts. Thus, known-group validity was not supported. Predictive validity was partially supported by results showing that D-IAT significantly predicted the presence or absence of desire for self-harm in suicide risk after one month. Moreover, D-IAT predicted wish for death at a marginally significant level. Current results suggest that psychometric properties of D-IAT are rather limited as a tool for suicide risk assessment. Further research on this is warranted.

*Keywords:* death-implicit association test, suicide, reliability, validity