

한국판 캘리포니아 언어학습검사의 사병변별지표에 대한 연구

강 선 회 고 승 회[†] 나 경 세 연 병 길 조 성 진

가천대학교 길병원 정신건강의학과

본 연구에서는 한국판 캘리포니아 언어학습검사(Korean-California Verbal Learning Test: K-CVLT)의 사병변별력을 검토하였다. 연구대상은 세 집단으로, 외상 후 경도의 뇌손상을 입은 환자를 Slick, Sherman과 Iverson (1999)의 사병의 신경인지적 역기능 준거에 따라 사병집단(n=28)과 솔직집단(n=28)으로 분류하였고, 뇌손상이 없는 외상환자집단(n=27)을 포함하였다. 세 집단을 대상으로 K-CVLT의 수행에서 어떤 차이를 보이는지 원점수 및 표준점수를 토대로 살펴본 결과, 사병집단이 다른 두 집단에 비해 K-CVLT의 회상과 재인 측정치에서 뚜렷하게 저조한 수행을 보였고, 회상 오류가 유의하게 많았다. 솔직집단과 뇌손상이 없는 외상환자 집단 간에는 모든 변인에서 유의한 차이가 나타나지 않았다. 따라서 솔직집단과 뇌손상이 없는 외상환자 집단을 비사병집단으로 정의하고, 사병집단과 비사병집단의 민감도, 특정도, 정확분류율을 검토하였다. 그 결과 특정도 .91이상에서 변별력(.61), 충오반응(.54), 단기지연 자유회상(.50), 장기지연 자유 및 단서회상(.50)이 단일 변인으로서 비교적 양호한 민감도를 보였고, 밀리스 공식(.64)과 Millis와 Volinsky(2001)가 제안한 6개의 모델들(.54~.57)도 비교적 양호한 민감도를 보였다. 본 연구에서 사병탐지력이 높은 변인 및 지수별 절단점은 변별력 80이하, 충오반응 14이상, 단기지연 자유회상 4이하, 장기지연 자유회상 5이하, 장기지연 단서회상 6이하, 밀리스 공식 .52이하로 나타났다. 끝으로 본 연구의 의의와 제한점이 논의되었다.

주요어 : 한국판 캘리포니아 언어학습검사(K-CVLT), 사병변별지표, 외상 후 경도 뇌손상, 사병의 신경인지적 역기능

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 고승회 / 가천대 길병원 정신건강의학과 / 인천광역시 남동구 남동대로 774번길 21 (구월동) / Tel : 032-460-3353 / Fax : 032-472-3396 / E-mail : ksh@gilhospital.com

교통사고나 산업재해와 같은 외상을 경험한 사람들에게 대한 심리학적 평가결과는 치료와 재활 목적을 위한 자료로도 유용하지만, 보상과도 밀접한 관련을 맺고 있기 때문에 환자가 어떤 태도로 검사에 임하였는지 주의 깊게 살펴보아야 한다. 임상심리학자는 환자의 빈약한 수행이 외상으로 인한 기능의 저하에 기인한 것인지, 아니면 보상 문제와 같은 현실적 이득을 염두에 두고 의도적으로 기능의 저하를 가장 혹은 과장한 것인지를 판단해야 한다.

이에 임상장면에서는 사병 판별(malingering discrimination)을 위한 노력이 꾸준히 이루어져 왔다. 우선, 순수한 사병검사 중에는 바닥효과(floor effect)를 활용한 검사들이 있다. 이러한 검사들은 표면상으로는 어려워 보이지만 실제로는 수행에 많은 인지능력이 요구되지 않으며, 특히 경한 수준의 뇌기능 문제를 가진 사람들도 잘 수행할 수 있는 수준의 과제이다. 대표적으로 레이 15-항목 기억검사(Rey 15-item Memory Test)와 점 세기 검사(Dot Counting Test)가 있다. 이러한 검사들은 사병의 의도를 뚜렷하게 드러내는 사람들을 탐지하는 데에는 유용하지만, 보다 미묘하게 증상을 과장하는 경우에는 포착이 어려울 수 있다. 또한, 이분법적 강제선택형 검사(forced choice testing)에서는 확률적인 분석을 적용하여, 우연 수준 이하로 유의미하게 낮은 점수를 의도적으로 증상을 가장했으리라는 통계적 증거로 본다. 그러나 강제선택형 검사는 사병자를 사병자로 분류하는 정적 예언검증력(positive predictive power)이 높지만, 사병자를 비사병자로 분류하는 사병자 오분류 오류(false negative error)도 높다.

또 다른 사병탐지 방법은 기존의 표준화된 심리검사를 활용하여 사병자와 비사병자를 구

분해 주는 특정 수행패턴이나 통계적 공식을 도출해내는 것이다(Millis, Putnam, Adams, & Ricker, 1995). 웨슬러 지능검사의 어휘-숫자 차이점수(Vocabulary-Digit Span difference score; Mittenberg, Theroux-Fichera, Zielinski, & Heilbronner, 1995), 신뢰로운 숫자문제(Reliable Digit Span; Heinly, Greve, Bianchini, Love, & Brennan, 2005), 미턴버그 공식(Mittenberg formula; Mittenberg et al., 1995), 캘리포니아 언어학습검사(The California Verbal Learning Test: CVLT)의 밀리스 공식(Millis formula; Millis et al., 1995), 레이복합도형검사(Rey Complex Figure Test: RCFT)의 조합점수(Combination score; Lu, Boone, Cozolino, & Mitchell, 2003), 다면적인성검사의 F-K, F, FBS(Larrabee, 2003) 등이 사병탐지에 널리 쓰여 왔다. 이처럼 기존의 표준화된 심리검사를 사병탐지에 활용할 경우, 추가되는 비용이나 시간 투여 없이도 사병과 관련한 정보를 얻을 수 있으며, 순수한 사병검사에 비해 코칭의 가능성이 적고, 보다 세련된 사병자를 탐지하는 데에 활용할 수 있다는 이점이 있다. 그러나 실제 기능손상과 사병탐지와의 경계가 명확치 못할 수도 있는 점에 주의를 요한다(고승희, 2009).

한편, 사병탐지에 관한 경험적 연구 시 피검자들은 크게 두 부류로 나누어 볼 수 있다. 첫째는 일반인에게 뇌손상에 관한 정보를 주고 이를 모사하도록 지시한 후 연구하는 방법(analogical study)이다. 둘째는 실제 임상장면에서 외상성 뇌손상(Traumatic Brain Injury: TBI)을 입고 사병의 가능성이 있다고 판단된 환자를 대상으로 수행되는 연구(known-groups design)이다. 전자의 경우 연구수행이 상대적으로 용이하고 내적 타당도가 높다는 이점이 있지만, 외적 타당도 측면에서 비판을 받는다. 임상장

면에서 만나게 되는 사병자(malingerer)들이 정도의 차이는 있지만 실제 경미한 신경학적 문제나 정신과적 문제가 있을 수 있다는 점에서 사병모사자와는 차이가 있다(Demakis, 2004). 따라서 사병에 관한 연구를 수행함에 있어 사병모사자보다는 실제 외상 경험이 있는 사병자를 대상으로 하는 연구결과가 사병집단에 대한 임상적 적용과 해석을 위해 보다 유용하다.

국내에서 수행된 사병 관련 연구들은 다음과 같다. 먼저 한국판 벤톤신경심리검사(Korean Version of Benton Neuropsychological Assessment: K-BNA)에 관한 연구들로, 김은경, 박병관, 정영조, 신동균, 배형섭, 고병희(1995)는 여대생 47명에게 뇌손상 모사를 지시한 후 K-BNA를 실시했고, Benton이 제안한 하위요인에 질적 변수들을 함께 적용했을 때 사병모사군의 95.7%를 정확히 분류하였다. 박유정, 박병관, 이현수, 염태호(1997)는 K-BNA를 통해 뇌손상 환자와 사병모사자의 수행패턴 변별을 시도했고, 연구결과 사병집단이 뇌손상 환자 및 정상인에 비해 유의미하게 빈약한 수행을 보였고, 더 많은 오류패턴을 보였다. 김진아, 이현수, 박병관(2003)은 K-BNA에서 사병모사 집단과 경도 뇌손상 집단의 정확판별율이 97.5%인 것으로 보고하였다. 김홍근(2003)은 강제선택형 검사인 K-사병진단검사(K-Malingering Diagnostic Test: KMDT)를 표준화하였다. KMDT 표준화 과정에는 대학생 사병모사집단, 정상 대학생집단, 신경학적 장애나 정신과적 장애를 지닌 임상집단, 치매집단이 포함되었다. KMDT는 높은 민감도(.98)와 특정도(1.0)를 보였다. 이상의 네 연구는 국내에 사병관련 연구가 부재한 상황에서 사병탐지에 대한 관심을 일으키고, 사병탐지에 사용할 수

있는 검사를 소개한 점에서 의의를 지닌다.

고승희, 이영호, 김석주, 임선영(2008)은 RCFT의 사병변별력을 검토하기 위해 외상 후 경도의 뇌손상을 입은 사병집단과 솔직집단, 그리고 외상경험이 없는 정상집단을 대상으로 RCFT를 실시하였고, RCFT의 변인별 사병변별력을 검토하고, 사병변별력이 높은 변인들로 구성된 새 사병변별지표를 제안하였다. 고승희 등(2008)이 제안한 새 사병변별지표는 사병집단과 솔직집단을 분류함에 있어 민감도 .83, 특정도 .96, 정확분류율 .90으로 높게 나와 RCFT가 사병의도를 탐지하는 도구로 유용함을 보여주었다.

또한 고승희(2009)는 사병탐지에 널리 사용되어온 레이 15-항목 기억검사에서 사병변별력이 높은 변인들로 구성된 사병변별지표를 제안했다. 특히 레이 15-항목 기억검사가 연령과 학력에 따른 수행차가 뚜렷한 바, 고승희(2009)의 사병변별지표에서는 연령과 학력에 따른 가중치를 두었다. 가중치를 적용한 사병변별지표로 비사병자 오분류가 발생하지 않는 가장 안전한 절단점은 <17이었으며, 정확사병분류와 정확비사병분류를 최대화하는 절단점은 <19이었다.

한편 CVLT는 학습과 언어적 기억력을 평가하기 위해 가장 널리 사용되는 검사 중 하나이다(Rabin, Barr, & Burton, 2005). 또한 CVLT는 뇌손상 후 언어적 기억력의 저하를 가장하려는 사람들을 탐지하는 데에도 상당히 효과적이다(Millis et al., 1995; Millis & Volinsky, 2001; Trueblood, 1994). CVLT를 통해 사병을 탐지하는 연구들은 크게 두 가지 방식으로 이루어져 왔는데, 결과로 제시되는 변인들 중에서 사병탐지에 효과적인 단일 변인을 탐색하고 절단점을 조사하는 것과, 통계적 절차를 통해 변

별력이 높은 변인들간의 조합으로 사병을 판별할 수 있는 최적의 함수를 도출하여 사용하는 방식이 있다.

CVLT로 사병탐지를 시도한 연구들을 살펴보면 다음과 같다. 우선, Trueblood(1994)는 경도의 뇌손상을 입은 사병집단과 비사병집단을 대상으로 A목록 총회상(Total 1-5)과 재인(Recognition Hits)의 분류정확도를 조사했는데, 민감도는 약 70%였고, 오공정율은 5~10%였다. Millis 등(1995)도 경도의 뇌손상을 입은 사병집단과 비사병집단을 대상으로 A목록 총회상, 재인, 변별력(Discriminability), 장기지연 단서회상(Long Delay Cued Recall)의 4개 변인을 조사했다. 그 결과 분류정확도가 변별력 93%, 재인 89%, 장기지연 단서회상 87%, A목록 총회상 83%였다. 또한 A목록 총회상, 장기지연 단서회상, 변별력으로 구성된 밀리스 공식¹⁾에 따른 분석결과, 0보다 작은 점수는 사병환자의 91%를 정확히 분류했다. Sweet, Wolfe, Sattlberger, Numan, Rosenfeld, Clingerman과 Nies(2000)가 밀리스 공식을 반복검증한 결과에서는 오공정율이 .18, 민감도가 .74로 나타났다.

Millis와 Volinsky(2001)²⁾는 CVLT 여러 변인의 원점수를 다양하게 조합하여 일련의 로지스틱 회귀 모델들을 개발했고, 사병집단 예언을 위한 최적의 모델을 개발하기 위해 베이시안 모

형 평균화 기법(Bayesian model averaging)을 사용했다. 이들은 로지스틱 회귀 모델을 통해 CVLT 17개 변인들을 조사했고, 그 중 최적의 변인으로 선택된 7개 변인들을 조합하여 13개 모델을 도출했으며, 최종적으로 4개 모델을 선택했다.

이후 Curtis, Greve, Bianchini와 Brennan(2006)은 CVLT 여러 변인들의 원점수와 이전 연구들에서 제안된 지수들(밀리스 공식, Millis와 Volinsky가 최종적으로 선택한 4개 모델, 이를 평균한 평균모델, 선형축소모델) 각각의 민감도와 특정도를 조사했는데, 지수들은 경도와 중등도~중증 외상 후 뇌손상 집단에서 양호한 특정도(>.90, 때로 .95)와 민감도(약 .40~.60)를 보였다.

실제 평가 장면에서는 단일한 신경심리학적 검사만으로 사병여부를 진단할 수 없으며(Millis & Volinsky, 2001), 한 가지 검사에서 사병에 해당하는 반응을 보였다고 해서 사병으로 진단해서도 안 된다(Iverson & Binder, 2000). 사병탐지를 위해서는 여러 검사 및 지표를 함께 사용하는 것이 바람직하다. 그러나 특정 사병변별 검사나 지표의 유용성을 확인하는 연구에서는 단일 검사별 검토가 필요하다.

기억력의 저하는 외상을 경험한 환자들이 가장 주되게 호소하는 증상의 하나이므로, 기억력 검사에서의 빈약한 수행이 실제 기억력의 저하를 반영하는 것인지, 환자의 사병의도에 기인한 것인지 변별하는 것이 중요하다. 국내에서 시각적 기억력 검사를 활용한 사병변별 연구(고승희 등, 2008)는 있지만, 언어적 기억력 검사의 사병변별력에 대한 연구는 아직 이루어지지 않은 상태이다. 언어적 기억력 검사인 CVLT는 안면타당도가 높은 검사로 사병의도를 가진 자가 자신의 기억력 저하를 과

1) Millis 등(1995)은 절단점에 대한 정보가 사병의 의도를 가진 자를 코칭하는 데 악용될 수 있다고 보고, 절단점과 밀리스 공식 계산법을 논문에 기재하지 않았고, 개별 연락을 통해 정보를 얻도록 하였다. 이에 메일 서신을 통해 공식 계산법과 절단점에 관한 정보를 구했다.

2) 이들 역시 6개 모델(model 1~4, average model, linear shrinkage model)의 계산법을 공개하지 않았고, 개별 연락을 통해 정보를 받았다.

장하려 시도하기 쉽다(Sweet et al., 2000). 따라서 선행연구들에서 사병탐지력이 높게 나타난 CVLT의 다양한 변인들을 동시에 고려하고, 변별력이 높은 변인들의 조합지수를 사용하면, 사병변별에 관한 유용한 정보를 얻을 수 있을 것이다.

이에 본 연구에서는 외상성 뇌손상을 입은 환자에게 시행되는 심리학적 평가에서 언어기억력 검사로 널리 쓰이는 K-CVLT의 사병변별력을 검토했다. 이를 위해 외상 후 경도의 뇌손상을 입은 환자집단에서 Slick 등(1999)이 제안한 사병의 신경인지적 역기능(malingered neurocognitive dysfunction: MND) 준거를 적용하여 사병집단과 솔직집단을 구분하고, 뇌손상이 없는 외상환자집단을 추가하여 K-CVLT 각 변인들의 개별적인 정확분류율을 살펴보고, 사병집단과 비사병집단을 보다 잘 변별해줄 수 있는 단일 변인과 절단점을 찾고자 하였다. 또한 선행연구를 통해 사병탐지에 효과적이라고 제안된 공식 및 지수들을 반복검증하고자 하였다.

방 법

연구대상

본 연구에서는 2010년 11월부터 2014년 10월까지 수도권에 위치한 대학병원에서 교통사고나 산업재해, 화재 등으로 심리학적 평가가 의뢰된 외상환자들을 연구대상으로 했다. 뇌손상으로 인한 실제 기억력 저하의 가능성을 통제하고자, 중등도~중증 뇌손상 집단은 연구대상에서 배제했고, 경도 뇌손상(mild TBI)에 해당되는 환자들을 선별했다. 총 95명의 경도 뇌손상 환자 중에서 Slick 등(1999)이 제안한 사병의 MND 준거에 따라 사병집단과 솔직집단을 구분했으며, 사병집단이 31명, 솔직집단이 37명이었다. 한편 사지 절단이나 화상처럼 뇌손상이 없는 외상환자집단(nonTBI집단)이 35명이었다.

성별, 연령, 및 학력에 따라 K-CVLT의 수행에 차이가 있는지 검토한 결과, 변별력을 제외한 나머지 변인에서 여성이 남성에 비해 유의미하게 높은 수행을 보였고, 모든 변인에서 20대이하~40대가 50~60대에 비해 높은 수행을 보였다. 학력은 초졸이하(1~6년), 중졸이하(7~9년), 고졸이하(10~12) 집단은 유의한 수행차이가 없었으나, 이들 세 집단과 대학재학

표 1. 집단별 인구통계학적 특성 및 사고 후 경과기간

	사병집단	솔직집단	nonTBI집단	χ^2 혹은 F
성별	남	16	17	.08
	녀	12	11	
연령	48.75(9.74)	44.43(13.50)	44.89(11.79)	1.13
학력	10.63(3.42)	11.04(3.04)	12.22(3.84)	1.59
경과기간(일)	393.57(644.81)	154.36(116.66)	399.11(705.51)	1.77

주. 평균(표준편차)

nonTBI집단(뇌손상이 없는 외상환자집단)

이상(13년 이상) 집단 간의 수행차이가 유의미했고, 대학재학이상 집단의 수행이 양호했다. 이에 술직집단과 nonTBI집단의 인구통계학적 비율을 사병집단과 맞추고자 하였다. 또한 nonTBI집단에서 사병집단 분류 요건을 충족하는 자도 nonTBI집단에서 제외하였다.

최종적으로 연구에 포함된 인원은 사병 및 술직집단이 각 28명, nonTBI집단이 27명이었다. 매칭 후에는 세 집단 간 성별, 연령 및 학력별로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 한편 사고 후 평가시점까지의 기간을 검토한 결과, 사병집단이 394일, 술직집단이 154일, nonTBI집단이 399일 경과하였고, 세 집단 간 유의한 차이를 보이지 않았다. 표 1에 집단별 인구통계학적 특성과 사고 후 평가시점까지의 경과기간이 제시되었다.

경도 외상성 뇌손상 분류

경도 뇌손상의 분류는 미국재활의학회의 경도 뇌손상 분류 협회(Mild Traumatic Brain Injury Committee of the Head Injury Interdisciplinary Special Interest Group of the American Congress of Rehabilitation Medicine: ACRM, 1993)에서 제안한 분류 기준을 적용했다. 즉 외상 후 의식소실(Loss of Consciousness: LOC)이 30분 이내이고, 외상 후 기억상실(Post-traumatic Amnesia: PTA)이 24시간 이내이며, 외상 후 30분이 경과된 시점에 확인된 글라스고우 혼수 척도(Glasgow Coma Scale: GCS)가 13~15점 사이에 속하는 경우를 경도 뇌손상 군으로 분류했다.

한편 교통사고나 산업재해로 인한 뇌외상의 경험은 있지만, 경도 뇌손상 분류기준 중 일부 조건에 대한 기록이 확인되지 않는 경우,

컴퓨터 단층촬영(Computerized Tomography, CT)이나 자기공명 영상(Magnetic Resonance Imaging, MRI)에서 뚜렷한 이상소견이 발견되지 않을 시에 경도 뇌손상 집단으로 분류했다. 본 연구에 최종적으로 포함된 56명의 경도 뇌손상 환자 중 ACRM의 기준을 모두 충족한 사람은 45명이었고(사병집단=23명, 술직집단=22명), LOC, PTA, GCS 중 한 두 가지 조건이 확인되지 않아 CT 등에서의 정상소견을 통해 집단에 포함된 사람은 11명이었다(사병집단=5명, 술직집단=6명).

사병집단 분류

사병집단 분류는 Slick 등(1999)이 제안한 MND 준거를 따랐다. Slick 등(1999)은 조건충족의 정도에 따라 명확한(definite) MND, 거의 확실한(probable) MND, 가능성 있는(possible) MND로 나누었다. 준거는 다음과 같다; A. 증상의 가장이나 과장을 유도하는 외적 유인가의 존재, B. 신경심리학적 평가에서 나타나는 증거, C. 자기보고 검사에서 나타나는 증거, D. 준거 B나 C에 부합되는 행동이 정신적, 신경학적, 발달적 요인들로 충분히 설명되지 않는다.

본 연구에서는 우선 '거의 확실한 MND'를 사병집단으로 분류했다. '거의 확실한 MND'는 사병을 의도할만한 상당한 외적 유인가가 존재하고(A), 신경심리학적 평가증거(B)에서 두 개 이상을 충족하거나, 신경심리학적 평가증거(B)에서 한 개와 자기보고 증거(C)에서 한 개 이상을 충족하는 경우이다. 또한 신경심리학적 평가증거(B) 중 거의 확실한 반응편향성에서 두 개 이상을 충족하는 경우에는, 비록 MND의 분류 상에서는 사병집단에 해당하는

것이 아니지만, 이 경우 사병이 아닐 확률이 매우 낮아 통계적으로 사병 가능성이 있는 집단에 해당하는 바, 사병집단에 포함시켰다 (Greve, Bianchini, Love, Brennan, & Heinly, 2006). 한편 신경심리학적 검사와 자기보고형 검사에서 단 한 개의 사병조건에도 해당되지 않는 경우를 솔직집단으로 정했다.

MND 분류에 사용된 지표

사병집단과 솔직집단의 분류를 위해 사용한 신경심리학적 지표와 자기보고 지표 및 본 연구에서 채택한 절단점이 표 2에 제시되어 있다. 신경심리학적 지표는 레이 15-항목 기억검사의 사병변별지표(고승희, 2009), 웨슬러 지능검사의 미턴버그 공식(Mittenberg et al., 1995), 어휘-숫자 차이 점수(Mittenberg et al., 1995), 신뢰로운 숫자문제(Heinly et al., 2005), 레이복합도형검사의 조합점수(Lu et al., 2003)를 사용했다. 자기보고 지표는 다면적인성검사-2의 F 척도(Greve et al., 2006), FBS(Larrabee, 2003), F-K 점수를 사용했다.

표 2. MND 분류에 사용된 지표와 절단점

검사도구	지표	절단점
레이 15-항목 기억검사	사병변별지표	<19
	K-WAIS	어휘-숫자 차이점수 >5 신뢰로운 숫자문제 <7 미턴버그 공식 >.21
RCFT	사병변별지표	≤45
MMPI-2	F	>80
	F-K	>21
	FBS 원점수	>30

절차 및 측정도구

평가자

임상심리학 석사학위를 취득하고, 최소 1년 이상의 임상심리검사 및 신경심리검사를 실시한 경험이 있는 임상심리수련생과 임상심리전문가가 검사를 실시했다. 임상심리수련생이 실시한 검사는 임상심리전문가가 분석했다.

한국판 캘리포니아 언어학습검사(K-CVLT)

K-CVLT(김정기, 강연옥, 1999)는 미국에서 개발된 CVLT의 제작원리를 바탕으로 하고, 검사 지시문과 기억해야 할 문항은 한국인의 언어와 문화적 특성을 고려하여 새로이 선정하는 수정 작업과 표준화 작업을 거쳐 개발되었다. K-CVLT는 “시장보기목록”을 제시함으로써 일상생활에서 요구되는 학습과 기억능력을 보다 자연스럽게 측정할 수 있도록 만들어졌고, 16개의 단어로 구성된 단어목록(A목록)에 대한 즉각회상 능력을 5회에 걸쳐 반복측정하고, 단기 및 장기지연 회상능력과 함께 재인능력을 평가하도록 구성되어 있다. A목록에 대한 5회 자유회상 후에는 B목록을 제시하고, 이에 대한 1회 자유회상을 하게 한다. B목록에 대한 자유회상 직후 A목록에 대한 단기지연 자유 및 단서회상을 실시하고, 20분 동안의 지연 후에 A목록에 대한 장기지연 자유 및 단서회상을 실시하며, 끝으로 A목록에 대한 재인검사를 실시한다. 검사 후 컴퓨터프로그램을 통해 채점되며, 검사가 측정하는 변인들은 회상척도(정반응수), 학습특성(A목록), 회상오류(A와 B목록), 재인 측정치의 4개 범주 총 23개 변인이다. 이중 총오반응을 제외한 22개 변인에 대해 성별 및 연령 기준에 따른 표준점수가 제공된다.

분석

본 연구에서는 K-CVLT 23개 원점수와 22개 표준점수가 집단별로 어떤 결과를 나타내는지 살펴보았다. 또 변인별 민감도, 특정도, 정확분류율을 살펴보고, 선행연구에서 사병탐지에 유의미한 것으로 밝혀진 지수들이 본 연구에서도 효과적인지 반복검증했다. 여기에는 밀리스 공식(Millis et al., 1995)과 베이시안 모형 평균화 기법을 활용한 6개의 로지스틱 회귀모형, 즉 모델 1~4, 평균모델(average model), 선형축소모델(linear shrinkage model)이 포함되었다(Millis & Volinsky, 2001).

변량분석을 통해 세 집단 간 K-CVLT 변인 및 지수들의 차이검증을 했고, 사후비교를 위해 Scheffe 검증을 했다. 사병집단과 비사병집단을 분류하는 데 있어 K-CVLT 주요 변인들의 민감도, 특정도, 정확분류율을 검토했고, ROC 분석을 통해 적합한 절단점을 산출했다. 또한 정적 예언검증력과 부적 예언검증력을 살펴보았다.

결 과

세 집단 간 K-CVLT 변인의 차이검증

표 3에 세 집단의 K-CVLT 변인별 원점수의 평균치들이 제시되었다. 사병집단은 솔직집단과 nonTBI집단에 비해 회상척도(A목록 총회상, 5차 시행, 단기지연 자유 및 단서회상, 장기지연 자유 및 단서회상)와 재인척정치(재인, 변별력, 오긍정)에서 유의하게 부진한 수행을 보였고, 회상오류(자유회상 오반응, 단서회상 오반응, 충오반응)는 유의하게 높았다. 또한 사병집단은 학습특성에서 초두회상 비율이 낮고

최근회상 비율이 높았으며, 학습률이 유의하게 낮았다. 그러나 1차 시행, B목록 회상, 의미적 군집과 계열적 군집, 중간회상의 비율, 회상 일관성, 반복된 반응, 응답편향은 세 집단 간 유의한 차이를 보이지 않았다.

한편 기억력 검사가 연령 및 학력의 영향을 많이 받는 바, 표준점수에 따른 집단 간 차이를 살펴보았고, 세 집단별 표준점수의 평균치를 표 4에 제시하였다. 초두 및 최근회상과 단서회상 오반응에서 원점수를 토대로 한 분석과는 다소 다른 결과를 보였으나, 그 외의 변인에서는 원점수를 토대로 한 분석 결과와 동일하게, 사병집단이 다른 두 집단에 비해 유의하게 저조한 수행을 보였다. 사병집단은 사병탐지력이 높은 주요 변인들, 즉 변별력, 단기지연 자유회상, 장기지연 자유 및 단서회상, 재인(정긍정)에서 -2~-3 표준점수에 해당하는 저조한 수행을 보였다.

한편, 솔직집단과 nonTBI집단 간 차이검증을 한 결과, K-CVLT의 모든 변인과 지수에서 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한 nonTBI 집단에서 사병에 해당하는 자는 제외하였고, 경도 뇌손상으로 인한 신경심리학적 결함은 일반적으로 사고 후 1~3개월 내에 해소된다는 선행 연구결과(Ponsford, Willmot, Rothwell, Cameron, Kelly, Nelms, Curran, & Ng, 2000)에 근거하여 솔직집단과 nonTBI집단을 합쳐 비사병집단이라 정하고, 이후 분석을 진행했다. K-CVLT 변인별 원점수와 표준점수에 따른 분석 결과 세 변인에서만 경미한 수준의 차이가 나타난 점과, 선행연구들이 원점수에 근거해서 분석한 점을 감안하여, 사병집단 대 비사병집단의 수행도 원점수에 근거하여 비교분석하였다.

표 3. 집단별 K-CVLT 변인의 원점수의 평균(표준편차)

변인	사병집단	술직집단	nonTBI집단	F	사후비교
A목록 총회상(1-5차)	33.82(13.32)	42.57(11.40)	45.85(8.30)	8.48***	1<2*,1<3**
1차 시행	4.68(2.29)	5.25(1.62)	5.63(2.04)	1.57	1=2=3
5차 시행	7.82(3.17)	10.75(3.03)	11.26(2.26)	11.71***	1<2**,1<3***
B목록 회상	4.00(1.83)	4.57(1.85)	5.11(1.74)	2.60	1=2=3
단기지연자유회상	5.46(3.69)	9.07(3.54)	9.67(2.42)	13.40***	1<2**,1<3***
단기지연단서회상	7.25(3.13)	10.64(3.28)	10.96(2.16)	13.91***	1<2,3***
장기지연자유회상	5.61(3.85)	9.93(3.83)	10.22(2.31)	15.88***	1<2,3***
장기지연단서회상	6.54(3.50)	10.75(3.23)	11.04(2.14)	19.32***	1<2,3***
의미적 균집	1.55(.95)	1.59(.63)	1.68(.54)	.23	1=2=3
계열적 균집	1.48(1.26)	3.67(7.34)	1.71(1.04)	2.11	1=2=3
초두회상	23.93(11.11)	31.75(7.62)	29.41(5.67)	6.29**	1<2*
중간회상	45.07(10.72)	42.46(7.32)	44.96(6.67)	.85	1=2=3
최근회상	32.11(12.14)	25.68(6.53)	25.59(4.81)	5.42**	1>3*
학습률	.68(.53)	1.36(.72)	1.33(.46)	12.20***	1<2,3***
회상 일관성	72.86(14.82)	76.07(11.92)	75.85(11.37)	.55	1=2=3
반복된 반응	8.00(8.68)	4.82(6.56)	5.19(4.43)	1.82	1=2=3
자유회상 오반응	10.43(7.78)	5.39(6.87)	3.59(3.47)	8.63***	1>2*,1>3***
단서회상 오반응	6.29(5.16)	2.93(3.46)	1.89(1.93)	10.28***	1>2*,1>3**
총오반응	16.71(12.31)	8.32(9.66)	5.48(4.96)	10.41***	1>2*,1>3***
재인(정긍정)	10.43(4.38)	13.14(2.61)	13.96(1.45)	10.04***	1<2*,1<3**
변별력	76.86(13.67)	91.21(7.93)	92.81(4.73)	23.43***	1<2,3***
오긍정	4.61(5.22)	1.00(1.61)	1.11(1.80)	10.52***	1>2,3**
응답편향	-.12(.61)	-.22(.32)	-.17(.35)	.35	1=2=3

주. 1=사병집단, 2=술직집단, 3=nonTBI집단

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

사병집단과 비사병집단(술직집단+nonTBI집단)에 대한 분석 및 선행연구와의 비교

사병이 아닌 자를 사병집단으로 판별하는

오류인 오긍정율을 줄이기 위해, 특정도를 .90 이상으로 유지하면서 .50이상의 민감도를 보이는 변인들을 살펴보았다. 표 5에서 특정도를 .91~.96으로 유지하면서 민감도 .50이상을

표 4. 집단별 K-CVLT 변인의 표준점수의 평균(표준편차)

변인 ^a	사병집단	술직집단	nonTBI집단	F	사후비교
A목록 총회상(1-5차) ^b	37.25(12.01)	45.11(10.50)	49.07(8.25)	9.26***	1<2*,1<3***
1차 시행	-.82(.98)	-.64(.83)	-.44(1.09)	1.04	1=2=3
5차 시행	-1.71(1.27)	-.57(1.14)	-.44(.89)	10.95***	1<2**,1<3***
B목록 회상	-.82(1.02)	-.64(1.03)	-.41(1.01)	1.14	1=2=3
단기지연자유회상	-2.00(1.31)	-.82(1.12)	-.59(.84)	12.83***	1<2**,1<3***
단기지연단서회상	-1.93(1.30)	-.54(1.26)	-.44(1.01)	13.32***	1<2,3***
장기지연자유회상	-2.29(1.41)	-.68(1.25)	-.52(.94)	17.91***	1<2,3***
장기지연단서회상	-2.36(1.45)	-.82(1.22)	-.52(1.01)	17.49***	1<2,3***
의미적 균집	-.86(1.48)	-.82(.82)	-.67(.78)	.24	1=2=3
계열적 균집	-.61(1.13)	.14(1.60)	-.48(.75)	3.03	1=2=3
초두회상	-1.11(1.69)	.18(1.22)	-.11(.89)	7.40**	1<2**,1<3*
중간회상	-.71(1.36)	-1.04(1.14)	-.63(1.12)	.87	1=2=3
최근회상	.61(1.89)	-.50(1.07)	-.33(.83)	5.46**	1>2*
학습률	-1.71(1.05)	-.46(1.53)	-.44(.93)	10.21***	1<2,3**
회상 일관성	-.89(1.23)	-.75(1.21)	-.78(.97)	.12	1=2=3
반복된 반응	-.46(1.40)	-.93(1.09)	-.81(.83)	1.27	1=2=3
자유회상 오반응	1.00(1.74)	-.36(1.57)	-.67(.73)	10.73***	1>2*,1>3***
단서회상 오반응	.68(1.77)	-.29(1.30)	-.59(.69)	6.85**	1>3**
재인(정공정)	-2.32(2.09)	-.96(1.75)	-.52(.70)	9.13***	1<2*,1<3***
변별력	-2.71(1.70)	-.86(1.51)	-.63(1.12)	16.95***	1<2,3***
오공정	1.00(2.31)	-.46(1.20)	-.37(1.21)	6.77**	1>2,3*
응답편향	-.75(1.97)	-.93(1.18)	-.85(1.26)	.10	1=2=3

주. 1=사병집단, 2=술직집단, 3=nonTBI집단

^a K-CVLT에서 총오반응의 표준점수는 제공되지 않음.

^b는 T점수임.

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

보이는 변인은 밀리스 공식(.64), 변별력(.61), 모델 3(.57), 총오반응, 모델 1, 2, 4, 평균모델, 선형축소모델(이상 .54), 단기지연 자유회상, 장기지연 자유 및 단서회상(이상 .50)이다. 정

확분류율은 77.1%~81.9%로 나타났다. 이에 비해 K-CVLT의 다른 변인들은 특정도를 .90이상으로 유지할 때, 민감도가 .18에서 .46으로 사병변별력이 적은 것으로 나타났다.

표 5. 사병집단과 비사병집단의 K-CVLT 변인의 원점수 및 지수별 절단점, 민감도, 특정도와 선행연구에서 제안된 변인의 원점수 및 지수별 절단점, 민감도, 특정도

변인	절단점근거		절단점	정긍정 (민감도)	정부정 (특정도)	오부정	오긍정	정확 분류율 (%)	PPP	NPP
	선행 연구	본 연구								
A목록 총회상	O		≤34	15(.54)	44(.80)	13(.46)	11(.20)	71.1	.58	.77
단기지연 자유회상		O	≤4	14(.50)	52(.95)	14(.50)	3(.05)	79.5	.82	.79
장기지연 자유회상		O	≤5	14(.50)	50(.91)	14(.50)	5(.09)	77.1	.74	.78
장기지연 단서회상	O	O	≤6	14(.50)	53(.96)	14(.50)	2(.04)	80.7	.88	.79
총오반응		O	≥14	15(.54)	50(.91)	13(.46)	5(.09)	78.3	.75	.79
재인	O		≤10	12(.43)	49(.89)	16(.57)	6(.11)	73.5	.67	.75
	O		≤11	14(.50)	45(.82)	14(.50)	10(.18)	71.1	.58	.76
변별력	O	O	≤80	17(.61)	51(.93)	11(.39)	4(.07)	81.9	.81	.82
밀리스 공식	O		< 0	11(.39)	54(.98)	17(.61)	1(.02)	78.3	.92	.76
		O	≤.52	18(.64)	50(.91)	10(.36)	5(.09)	81.9	.78	.83
모델 1		O	≥.73	15(.54)	50(.91)	13(.46)	5(.09)	78.3	.75	.79
모델 2		O	≥.80	15(.54)	50(.91)	13(.46)	5(.09)	78.3	.75	.79
모델 3		O	≥.45	16(.57)	50(.91)	12(.43)	5(.09)	79.5	.76	.81
모델 4		O	≥.60	15(.54)	50(.91)	13(.46)	5(.09)	78.3	.75	.79
평균모델		O	≥.60	15(.54)	50(.91)	13(.46)	5(.09)	78.3	.75	.79
선형	O		>.39	15(.54)	49(.89)	13(.46)	6(.11)	77.1	.71	.79
축소모델		O	≥.76	15(.54)	51(.93)	13(.46)	4(.07)	79.5	.79	.80

주. 선행연구에서 사용된 변인(절단점) 근거: 재인≤11, 변별력≤80, A목록 총회상≤34, 장기지연 단서회상≤6, 밀리스 공식< 0 (이상 Millis et al., 1995), 선형축소모델>.39, 재인≤10 (이상 Curtis et al., 2006)

민감도: 사병자 중 사병자로 나온 사람의 비율

특정도: 비사병자 중 비사병자로 나온 사람의 비율

≤ : 해당 값 이하일 때 사병집단으로 분류

≥ : 해당 값 이상일 때 사병집단으로 분류

PPP(Positive Predictive Power): 정적 예언검증력, 검사결과가 사병으로 나온 사람 중에 실제 사병인 사람의 비율

NPP(Negative Predictive Power): 부적 예언검증력, 검사결과가 비사병으로 나온 사람 중에 실제 비사병인 사람의 비율

한편 Millis 등(1995)과 Curtis 등(2006)이 제안한 절단점을 본 표본에 적용하였을 때, 민감도, 특정도, 정확분류율이 어떻게 나타나는지 살펴보았다. 표 5를 보면, 선행연구에서 사병탐지에 효과적인 변인으로 제안된 6개 변인(7개 절단점) 중, 본 연구에서도 효과적인 것으로 나타난 변인(절단점)은 변별력(≤ 80)과 장기지연 단서회상(≤ 6)이었고, 정확분류율은 각각 81.9%와 80.7%였다. 한편 A목록 총회상,재인, 선형축소모델은 특정도가 .90에 미치지 못했고, 밀리스 공식은 선행연구에서 제안된 절단점(< 0)보다 새로운 절단점($\leq .52$)에서 81.9%로 본 연구에서 가장 높은 정확분류율을 보였다.

사병집단과 비사병집단에 대한 ROC 분석

특정도를 .90 이상으로 고정하지 않고, 사병집단과 비사병집단을 가장 잘 구별하는 절단점을 알아보기 위해 ROC 분석을 실시하였다. ROC curve는 특정 진단방법의 민감도와 특정

도를 x축과 y축에 표현한 그래프로, 진단의 정확도는 ROC curve 아래의 면적(Area Under the Curve: AUC)으로 측정되며, 면적이 넓을수록, 즉 1에 가까울수록 진단적 효율성이 높음을 의미한다. AUC가 .80 이상일 때 유용한 진단 도구로 생각될 수 있다(Holmes, 1998). AUC .80 이상인 변인 및 지수가 표 6에 제시되었다.

논 의

본 연구에서는 K-CVLT의 사병변별력을 검토하였다. 이를 위해 외상 후 경도의 뇌손상을 입은 환자를 사병집단과 솔직집단으로 구분하고, nonTBI집단을 포함하여 세 집단별 K-CVLT 변인의 원점수와 표준점수별 차이검증을 실시하고, 변인 및 지수별 민감도, 특정도, 정확분류율을 검토했다. 또한 선행연구에서 사병탐지력이 높은 것으로 알려진 변인 및 지수들을 반복검증하고, 본 연구에서 적합한 절단점을 검토했다. 본 연구의 결과를 요약하

표 6. 사병집단과 비사병집단을 대상으로 한 ROC 분석 결과

	AUC	민감도	특정도	오부정	오긍정	정확분류율 (%)
밀리스 공식 $\leq .82$.87	22(.79)	46(.84)	6(.21)	9(.16)	81.9
변별력 ≤ 85	.85	20(.71)	46(.84)	8(.29)	9(.16)	79.5
장기지연 단서회상 ≤ 7	.83	17(.61)	49(.89)	11(.39)	6(.11)	79.5
장기지연 자유회상 ≤ 8	.81	22(.79)	40(.73)	6(.21)	15(.27)	74.7
학습률 ≤ 1.05	.81	23(.82)	39(.71)	5(.18)	16(.29)	74.7
모델 3 $\geq .45$.80	16(.57)	50(.91)	12(.43)	5(.09)	79.5
단기지연 단서회상 ≤ 10	.80	24(.86)	32(.58)	4(.14)	23(.42)	67.5

\leq : 해당 값 이하일 때 사병집단으로 분류

\geq : 해당 값 이상일 때 사병집단으로 분류

면 다음과 같다.

첫째, K-CVLT 변인의 원점수 및 표준점수 수행에서 모두, 사병집단이 솔직집단과 nonTBI 집단보다 회상측정치와 재인측정치에서 뚜렷하게 저조한 수행을 보였으며, 회상오류가 유의하게 많았다. 이러한 양상은 사병집단이 여러 비교집단에 비해 낮은 수행을 보였던 선행 연구 결과들과 일치하는 것이다(Millis et al., 1995; Millis & Volinsky, 2001; Sweet et al., 2000; Trueblood, 1994). 사병집단은 5회에 걸친 반복 학습에도 학습률이 별로 증가하지 않았고, 회상의 오반응과 재인의 오긍정이 뚜렷하게 높았다. 따라서 사병자들이 학습효과가 적고, 학습한 단어를 축소 보고하며, 동시에 학습하지 않았던 단어를 학습한 것으로 회상하거나 재인하는 식으로 기억력 문제를 가장 혹은 과장한다고 추론할 수 있다.

둘째, K-CVLT가 언어기억력 검사만큼 기본적으로 연령과 학력에 따른 수행차이를 무시할 수 없다. 이를 고려하여 표준점수를 토대로 분석한 결과, 사병집단은 단기지연 자유회상, 장기지연 자유 및 단서회상, 재인, 변별력의 점수가 -2점보다도 낮았고, 비사병집단은 -1점보다 높았다. 따라서 이러한 변인에서 사병집단의 수행이 정상규준에서 유의하게 벗어나는 저조한 수행을 보임을 알 수 있다.

셋째, 사병이 아닌 자를 사병으로 판별하는 오긍정을 줄이기 위해 특정도를 .90이상으로 유지하면서, .50이상의 민감도를 보이는 변인과 지수를 살펴보았다. 그 결과 단기지연 자유회상, 장기지연 자유 및 단서회상, 총오반응, 변별력의 5개 변인과 밀리스 공식에서 선형축소모델에 이르는 7개 지수가 이에 해당하였고, 그 중에서도 변별력(≤ 80)과 밀리스 공식($\leq .52$)이 각각 .61, .64로 상대적으로 가장 양

호한 민감도를 보였다.

변별력은 정긍정과 오긍정 모두를 고려한 것이므로, 전반적인 재인능력을 측정하는 단일측정치로는 가장 이상적인 측정치라 할 수 있다(김정기, 강연욱, 1999). 또한 이는 단일 변인보다는 여러 변인을 동시에 고려하는 것이 보다 효과적이라는 점을 보여준다. 변별력 점수가 낮다는 것은 여러 단어들 가운데 정답과 오답을 구분해 내는 능력이 낮음을 의미하는 바, 사병의도를 가진 사람들이 자신의 기억력 문제를 가장 혹은 과장하기 위해 재인과제에서 인위적으로 오긍정(A목록 단어가 아닌 경우에 “예”라고 틀리게 응답)이나 오부정(A목록 단어로 “아니오”라고 틀리게 응답)을 보이려 할 것으로 추정된다. TBI로 인해 실제 기억력 저하를 경험하는 사람들이 일반적으로 재인과제를 회상과제보다 쉽게 여기고 수행이 향상되는데 비해, 사병의 가능성이 높은 사람들은 재인측정치에서도 빈약한 수행을 보이는 경향이 있다(Wolfe, Millis, Hanks, Fichtenberg, Larrabee, & Sweet, 2010). 한편 밀리스 공식이 사병탐지력이 가장 높은 것으로 나타났으나 변별력과의 차이가 경미하고, 별도의 계산과정이 요구된다는 점을 감안했을 때, 사병에 대한 판단에서 변별력 점수(≤ 80)를 우선적으로 고려하는 것이 보다 손쉽고 효율적이라고 할 수 있겠다. 그 밖에 단기지연 자유회상 4이하, 장기지연 자유회상 5이하, 장기지연 단서회상 6이하, 총오반응 14이상일 경우에도 사병일 가능성이 높다고 볼 수 있겠다.

넷째, CVLT 선행연구 결과와 비교해 볼 때, 변별력(≤ 80)과 장기지연 단서회상(≤ 6)은 본 연구에서도 동일하게 사병탐지력이 높은 변인(절단점)으로 나타났다. 그러나 A목록 총회상과 재인(정긍정)의 사병탐지력은 이보다 다소

낮았으며, 밀리스 공식은 저자가 제안한 0점을 기준으로 할 때보다, .52점 이하를 기준으로 할 때 정확분류율이 좀 더 향상되었다.

다섯째, ROC 분석 결과에서도 밀리스 공식과 변별력이 사병집단과 비사병집단을 가장 잘 변별해주는 것으로 나타났고, 장기지연 자유 및 단서회상, 학습률, 모델 3, 단기지연 단서회상도 AUC .80이상으로 집단 간 변별력이 높은 편이었다. ROC 분석에서는 특정도와 민감도를 고정하지 않고, 사병집단과 비사병집단을 가장 잘 변별해주는 변인(절단점)을 알아본 것이기 때문에, 특정도를 .90이상으로 고정했을 때와는 변인과 절단점에서 다소 차이를 보인다. 연구목적 등으로 전반적인 사병판별력이 최대가 되는 지점을 보고자 할 때에는 ROC 분석 결과에서 나타난 변인(절단점)을 고려해 볼 수 있겠다.

본 연구의 의의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 실제 외상을 경험하고 경도의 뇌손상을 입은 환자 중에서 사병집단과 솔직집단을 선정하였다. 이에 사병모사집단을 대상으로 한 연구들에 비해 본 연구 결과를 실제 임상집단에 적용하고 일반화하기가 용이하다고 볼 수 있다.

둘째, 외상을 경험하였지만 두부 손상은 입지 않은 nonTBI집단과 경도의 뇌손상을 입은 솔직집단의 수행에 유의한 차이가 나타나지 않았다는 점이다. 이러한 결과는 경한 뇌손상군이 수상 후 일정 기간이 경과한 후에는 뇌 외상 경험이 없는 대상과 인지기능상 유의한 차이를 보이지 않을 수도 있음을 추정해 볼 수 있게 한다. 그러나 경도 뇌손상군 내에서도 손상의 정도 상 개인차가 있으며, 손상 영역에 따라라도 기능상 차이가 나타날 수 있음을 간과해서는 안 되며, 반복검증이 필요하겠

다.

셋째, 임상장면에서 사병탐지에 대한 필요성은 높지만 국내 사병탐지에 관한 연구가 빈약한 실정에서, 외상환자에게 실시되는 언어적 기억력 검사인 K-CVLT를 사병의도를 탐지하는 데에도 활용할 수 있도록 연구한 점이다. 기억력 저하는 실제 외상환자들이 가장 흔하게 경험하는 증상 중 하나이고, 사병환자들이 빈번하게 증상의 과장을 보이는 영역이기도 하다. 따라서 K-CVLT를 통해 언어적 기억력을 확인함과 동시에 사병의도를 탐지하는데 활용할 수 있게 되었다는 이점이 있다.

넷째, K-CVLT의 변인과 지표 중 사병변별에 보다 유용한 변인과 절단점을 확인한 점이다. 이미 CVLT-2(Delis, Kramer, Kaplan, & Ober, 2000)가 2000년도에 개발되었고, CVLT-2의 타당도 연구에 CVLT에서 사병탐지에 효과적인 변인과 지수들을 적용한 연구들이 다수 있으며(Greve, Curtis, Bianchini, & Ord, 2009; Wolfe et al., 2010), CVLT에서 사병탐지에 유용한 변인들이 CVLT-2에서도 유용한 것으로 나타나고 있다. 이에 향후 CVLT-2가 국내에 표준화되어 사용될 때, 본 연구 결과가 K-CVLT 개정판의 타당화 연구에 중요한 기준점을 제공해 줄 수 있을 것으로 본다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 사병집단 분류를 위해 사용된 검사의 지표와 절단점은 레이 15-항목 기억검사(고승희, 2009)를 제외하고는 외국의 연구 결과를 그대로 적용했다. 앞으로 이들 신경심리학적 지표들과 자기보고 증거들에 대한 국내 연구가 필요하겠다.

둘째, 본 연구에 정상집단이 포함되지 않았다는 점이다. K-CVLT 주요 변인들에 대한 T 점수 및 표준점수 분석에서 사병집단이 대체

로 평균에서 2 표준편차 벗어난 수행을 보이고, 솔직 및 nonTBI집단이 1 표준편차 내에 해당하는 수행을 보인다는 점에서 정상집단과의 관련성을 어느 정도 추정할 수 있긴 하나, 향후 정상집단을 포함한 연구가 필요하겠다.

셋째, 비록 본 연구에서 집단 간 연령과 학력 등 인구학적 변인에서 유의한 차이가 나타나지는 않았으나, 연령과 학력은 K-CVLT를 포함한 인지기능을 평가하는 과제 수행과 밀접한 상관이 있다. 따라서 연령과 학력에 따른 차이를 충분히 확인할 수 있는 후속 연구가 필요하겠다.

끝으로 사병자가 모든 검사에서 사병양상을 보이지는 않을 수 있고, 시행되는 검사나 평가 영역에 따라 상이한 사병양상이 나타날 수 있다. 실제 본 연구에 포함된 개개인의 수행을 살펴봤을 때, 다른 지표상으로는 사병의 가능성이 상당히 높음에도 불구하고 변별력의 표준점수가 0인 사람이 3명 있었고, 비사병집단임에도 변별력의 표준점수가 -3이하인 자도 5명이 있었다. 이러한 사례에서도 알 수 있듯이 임상장면에서 사병여부의 판단은 사병변별을 위한 여러 검사와 지표들을 같이 고려해야 하며, 관찰된 행동, 신뢰할 수 있는 자료들, 객관적인 과거력 정보 등과의 비교를 통해 신중하게 이루어져야 하겠다.

참고문헌

고승희 (2009). 레이 15-항목 기억검사(Rey 15-Item Memory Test)의 사병변별지표 개발 및 타당화 연구. 가톨릭대학교 대학원 박사학위논문.
 고승희, 이영호, 김석주, 임선영 (2008). 레이복

합도형검사(Rey Complex Figure Test)의 사병변별지표에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 27, 653-667.
 김은경, 박병관, 정영조, 신동균, 배형섭, 고병희 (1995). 벤튼신경심리검사의 임상적 활용. -질적 분석을 중심으로-. *한국심리학회지: 임상*, 14, 219-234.
 김정기, 강연옥 (1999). K-CVLT 신경심리학적 기억검사(성인용). 서울: 도서출판 특수교육.
 김진아, 이현수, 박병관 (2003). 한국판 벤튼 신경심리검사(K-BNA)에서 외상성 뇌손상 환자와 사병모사 집단의 수행비교. *한국심리학회지: 임상*, 22, 231-245.
 김홍근 (2003). K-사병진단검사 해설서. 대구: 도서출판 신경심리.
 박유정, 박병관, 이현수, 염태호 (1997). 사병(Malingering) 집단의 벤튼신경심리검사 수행패턴. *한국심리학회지: 임상*, 16, 405-422.
 Curtis, K. L., Greve, K. W., Bianchini, K. J., & Brennan, A. (2006). California Verbal Learning Test indicators of malingered neurocognitive dysfunction: sensitivity and specificity in traumatic brain injury. *Assessment*, 13, 46-61.
 Delis, D. C., Kramer, J. H., Kaplan, E., & Ober, B. A. (2000). *California Verbal Learning Test(2nd ed.)*. New York: Psychological Corporation.
 Demakis, G. J. (2004). Application of clinically-derived malingering cutoffs on the California Verbal Learning Test and the Wechsler Adult Intelligence Test-Revised to an analog malingering study. *Applied Neuropsychology*, 11, 220-226.

- Greve, K. W., Bianchini, K. J., Love, J. M., Brennan, A., & Heinly, M. T. (2006). Sensitivity and specificity of MMPI-2 validity scales and indicators to malingered neurocognitive dysfunction in traumatic brain injury. *The Clinical Neuropsychologist, 20*, 291-512.
- Greve, K. W., Curtis, K. L., Bianchini, K. J., & Ord, J. S. (2009). Are the original and second edition of the California Verbal Learning Test equally accurate in detecting malingering? *Assessment, 237-248*.
- Heinly, M. T., Greve, K. W., Bianchini, K. J., Love, J. M., & Brennan, A. (2005). WAIS digit span-based indicators of malingered neurocognitive dysfunction: classification accuracy in traumatic brain injury. *Assessment, 12*, 429-444.
- Holmes, W. C. (1998). A short, psychiatric, case-finding measure for HIV seropositive outpatients: Performance characteristics of the 5-item mental health subscale of the SF-20 in a male, seropositive sample. *Medical Care, 36*, 237-243.
- Iverson, G. L., & Binder, L. M. (2000). Detecting exaggeration and malingering in neuropsychological assessment. *Journal of Head Trauma Rehabilitation, 15*, 829-858.
- Larrabee, G. J. (2003). Detection of symptom exaggeration with the MMPI-2 in litigants with malingered neurocognitive dysfunction. *The Clinical Neuropsychologist, 17*, 54-68.
- Lu, P. H., Boone, K. B., Cozolino, L., & Mitchell, C. (2003). Effectiveness of the Rey-Osterrieth Complex Figure Test and the Meyers and Meyers recognition trial in the detection of suspect effort. *The Clinical Neuropsychologist, 17*, 426-440.
- Mild Traumatic Brain Injury Committee of the Head Injury Interdisciplinary Special Interest Group of the American Congress of Rehabilitation Medicine (1993). Definition of mild traumatic brain injury. *Journal of Head Trauma Rehabilitation, 8*, 86-87.
- Millis, S. R., Putnam, S. H., Adams, K. M., & Ricker, J. J. (1995). The California Verbal Learning Test in the detection of incomplete effort in neuropsychological evaluation. *Psychological Assessment, 7*, 463-471.
- Millis, S. R., & Volinsky, C. T. (2001). Assessment of response bias in mild head injury: beyond malingering tests. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 23*, 809-828.
- Mittenberg, W., Theroux-Fichera, S., Zielinski, R. E., & Heilbronner, R. L. (1995). Identification of malingered head injury on the Wechsler Adult Intelligence Scale-Revised. *Professional Psychology: Research and Practice, 26*, 491-498.
- Ponsford, J., Willmot, C., Rothwell, A., Cameron, P., Kelly, A., Nelms, R., Curran, C., & Ng, K. (2000). Factors influencing outcome following mild traumatic brain injury in adults. *Journal of the International Neuropsychological Society, 6*, 568-570.
- Rabin, L. A., Barr, W. B., & Burton, L. A. (2005). Assessment practices of clinical neuropsychologists in the United States and Canada: A survey of INS, NAN, and APA division 40 members. *Archives of Clinical Neuropsychology, 20*, 33-65.

- Slick, D. J., Sherman, E. M. S., & Iverson, G. L. (1999). Diagnostic criteria for malingering neurocognitive dysfunction: proposed standards for clinical practice and research. *The Clinical Neuropsychologist, 13*, 545-561.
- Sweet, J. J., Wolfe, P., Sattlberger, E., Numan, B., Rosenfeld, J. P., Clingerman, S., & Nies, K. J. (2000). Further investigation of traumatic brain injury versus insufficient effort with the California Verbal Learning Test. *Archives of Clinical Neuropsychology, 15*, 105-113.
- Trueblood, W. (1994). Qualitative and quantitative characteristics of malingered and other invalid WAIS-R and clinical memory data. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 16*, 597-607.
- Wolfe, P. L., Millis, S. R., Hanks, R., Fichtenberg, N., Larrabee, G. J., & Sweet, J. J. (2010). Effort indicators within the California Verbal Learning Test- II. *The Clinical Neuropsychologist, 24*, 153-168.
- 원고접수일 : 2014. 12. 10.
수정원고접수일 : 2015. 05. 24.
게재결정일 : 2015. 08. 11.

A study of Malingering Discrimination of Korean-California Verbal Learning Test: K-CVLT

Seon-Heui Gang Seung-Hee Koh Kyoung-Sae Na Byeong Kil Yeon Seong-Jin Cho

Gil Medical Center, Gachon University

This study was designed to examine the effectiveness of Korean-California Verbal Learning Test (K-CVLT) for detecting malingering. The K-CVLT was administrated to three groups: malingering group(n=28) and effortful group(n=28) with mild traumatic brain injury which were classified according to the criteria for probable Malingering of Neurocognitive Dysfunction(MND) by Click, Sherman, and Iverson(1999), and patient group without brain injury(n=27). Comparison of the z-score and the raw score among the three groups showed that the malingering group performed significantly worse than the effortful group and the patient group without brain injury across a majority of K-CVLT variables and six composite K-CVLT malingering indicators. In contrast, no statistically significant differences between the effortful and the patient groups over all the variables of K-CVLT. Therefore, the study finalized into two groups: the malingering, and the non-malingering which includes the effortful and the patient groups. As a result, for examining the sensitivity, specificity, and classification accuracy between the malingering and the non-malingering groups, the recognition discriminability (.61), total intrusion(.54), short-delay free recall(.50), long-delay free & cued recall(.50), Millis formula(.64), and six malingering indicators(.54 ~.57) by Mills & Volinsky(2001) showed good sensitivity while maintaining a specificity of at least .91. Especially, the examination had significant diagnostic validity when classified between the malingering and the non-malingering groups with recognition discriminability(≤ 80), total intrusion(≥ 14), short-delay free recall(≤ 4), long-delay free recall(≤ 5), long-delay cued recall(≤ 6), and Millis formula($\leq .52$). The clinical implications and the limitations of this study are also discussed.

Key words : Korean-California Verbal Learning Test, malingering discrimination index, mild traumatic brain injury, malingered neurocognitive dysfunction