

레이복합도형검사(Rey Complex Figure Test; RCFT)의 사병변별지표에 대한 연구

고 승 회[†]

이 영 호

김 석 주

임 선 영

가천의대 길병원

가톨릭대학교 심리학과

가천의대 길병원

중앙대학교 용산병원

본 연구에서는 레이복합도형검사의 사병변별력을 검토하기 위해, 외상후 경도의 뇌손상을 입은 사병집단(24명)과 솔직집단(25명), 그리고 외상경험이 없는 정상집단(24명), 이들 세 집단에 레이복합도형검사를 실시했다. 그 결과 레이복합도형검사의 모사시간, 모사점수, 즉시회상, 지연회상, 정긍정, 오긍정, 정부정, 재인지표 및 비특이적 재인오류에서 사병집단이 솔직집단과 정상집단보다 일관되게 빈약한 양상을 보였다. 또한 사병집단과 솔직집단의 정확분류율을 검토한 결과, 특정도 .95이상에서 모사점수(.54), 즉시회상(.54), 지연회상(.58)이 단일 변인으로서 비교적 양호한 민감도를 보였다. 그리고 본 연구에서는 Lu Boone, Cozolino, & Mitchell(2003)의 조합점수에서 정긍정 대신 재인지표(정긍정과 정부정의 합)를 포함한 새로운 사병변별지표{모사점수 + 재인지표 - (비특이적 재인오류 * 3)}를 제안하였는데, 이 사병변별지표가 사병집단과 솔직집단의 분류시 특정도를 .96으로 유지하면서, 민감도가 .83이고, 정확분류율이 .90으로 높게 나왔다. 끝으로 본 연구의 임상적 의의와 제한점이 논의되었다.

주요어 : 레이복합도형검사, 사병, 사병변별지표, 외상후 경도 뇌손상, 사병의 신경인지적 역기능

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 고승회 / 가천의대 길병원 정신과 / 인천광역시 남동구 구월동 1198
Tel : 032-460-3353 / Fax : 032-472-3396 / E-mail : shkoh816@freechal.com

현대인들은 교통사고나 작업중 상해와 같은 외상적인 경험의 위험성에 많이 노출되어 있으며, 외상후 신체적, 인지적, 정서적 측면에 대한 평가는 보상문제와 밀접하게 관련된다. 따라서 사고로 인한 기능 변화에 대한 정확한 평가는 사고를 입은 당사자, 가해자 및 보상의 책임이 있는 기관 모두에게 매우 중요하다. 임상장면에서는 이들에 대한 제반 심리학적 혹은 신경심리학적 평가가 임상심리학자에게 의뢰된다. 이 경우 피검사자가 수행한 결과가 충분한 노력을 통해 이루어진 결과인지, 혹은 의도적으로 불충분한 노력을 기울인 결과인지의 여부에 대한 판단을 하는 것은 환자의 실제 상태를 파악하는 점과 더불어 임상심리학자에게 부여된 주요 역할이다.

교통사고나 산업재해 환자들에 대한 신경심리학적 평가(neuropsychological testing) 및 사병 판별(malingering discrimination)을 위한 노력은 임상장면에서 꾸준히 이루어지고 있다. 임상장면에서 사용되는 검사중에는 순수하게 사병 판별을 위한 목적으로 만들어진 검사들(Hiscock and Hiscock Procedure, Portland Digit Recognition Test, Test of Memory Malingering, Computerized Assessment of Response Bias, Rey-15 item Memory test, Dot Counting Test)이 있으며, 혹은 웨슬러 지능검사, 다면적 인성검사와 같은 전통적인 심리검사가 사병 판별을 위한 목적으로 활용되기도 한다. 특히 교통사고나 산업재해 환자의 주호소중 하나가 기억력 저하인만큼 기억력 검사는 감정평가에 기본적으로 포함되며, 사병 판별을 위한 시도에 활용되어 왔다.

언어기억 검사인 캘리포니아 언어학습 검사(California Verbal Learning Test; CVLT)를 사용한 사병연구들(Millis, Putnam, Adams, & Ricker,

1995; Millis & Volinsky, 2001; Slick, Iverson, & Green, 2000)과 청각적 언어학습검사(Auditory Verbal Learning Test; AVLT)를 사용한 연구들(Barrisdh, Suhr, & Manzel, 2004; Sherman, Boone, Lu, & Razani, 2002)은 지금도 활발하게 이루어지고 있으며, 시각 기억 검사인 레이복합도형 검사(Rey Complex Figure Test) 역시 사병 판별을 위한 평가 및 연구에 활용되고 있다.

레이복합도형검사를 통해 평가 회기내, 회기간 신경심리 검사 수행의 반응 일관성을 보고자 3주 간격으로 사병 모사(simulation) 집단과 정상 통제 집단의 레이복합도형검사와 캘리포니아 언어학습 검사를 비교한 연구(Demakies, 1999)에서 사병 모사군이 정상 통제군에 비해 모든 수행이 저조한 결과를 보였다. 정상 통제군은 언어기억과 시각기억 모두에서 연습효과가 나온 반면, 사병 모사군은 시각기억에서만 연습효과가 나왔다. 이는 기억력 검사를 활용한 사병 판별에서 언어적 기억과 시각적 기억 과제를 모두 활용해야 함을 시사함과 동시에, 언어기억과제보다는 시각기억과제에서 사병자가 사병의도를 유지하기가 어려움을 시사하는 것일 수 있다

임상군중 사병의심군, 뇌손상군, 통제군을 대상으로 레이복합도형검사 결과와 청각적 언어학습검사 결과를 함께 고려한 판별분석 연구(Sherman et al., 2002)에서는 판별함수에 의한 정확분류율이 .85이고, 민감도는 .72, 특정도는 .91을 나타냈으며, 사병의심군의 16%, 뇌손상군의 15%가 잘못 분류되었다.

Meyer와 Meyer(1995)는 레이복합도형검사의 기억과 재인에 의한 사병탐지방법 검증 연구에서 주의(attention), 부호화(encoding), 저장(storage), 인출(retrieval), 정상/기타(normal/other)의 5가지 기억오류패턴(Memory error patterns:

MEPS)을 규명했다. 이들은 주의(attention), 부호화(encoding), 저장(storage) 등 세 과정에서 나타나는 기억오류패턴은 사병자이거나, 24시간 보살핌을 요하는 정도로 기능저하가 심한 사람에서만 나타나는 것으로 결론지었다. Meyers와 Volbrecht(1999)에서는 법적 문제가 걸려있는 경도 손상군, 법적 문제가 걸려있지 않은 경도 손상군, 사병군, 사병 모사군의 수행을 검토한 결과, 불충분한 노력을 보이는 사병군과 사병 모사군의 80%가 주의(attention)나 저장(storage) 기억오류패턴(MEPS)을 보였다

또 사병의심군, 언어기억장애 환자군, 시각 기억장애 환자군, 기억장애가 없는 환자군 네 집단을 대상으로 레이복합도형검사의 모사점수, 정긍정, 비특이적 재인오류(atypical recognition error)를 고려한 조합점수를 통해 사병 가능성을 보고자 하는 연구(Lu et al., 2003)에서는 민감도가 .74였고, 언어기억장애군의 4%, 시각기억장애군의 12%, 정상통제군의 3%를 오분류했다.

국내에서 사병과 관련한 연구들은 다음과 같다. 우선 한국판 벤튼신경심리검사를 활용한 연구들중 하나로, 고병희, 김은경, 신동균, 박병관, 정영조, 배형섭(1995)에서는 좌반구 뇌혈관장애군, 우반구 뇌혈관장애군, 정상인과 정신과 환자를 포함한 대조군, 사병모사군을 대상으로 했다. 고병희 등(1995)에서 하위요인과 오류패턴 등의 질적 변인을 추가 적용하자, 단순한 벤튼 분류방식에 의한 진단 판별률(81.25%)보다 진단정확율이 7.5% 증가하였다. 또한 이현수, 박병관, 염태호, 박유정(1997)은 뇌혈관장애군, 사병모사군, 대조군에 벤튼 신경심리검사를 실시한 결과, 사병모사집단이 대조군에 비해 벤튼신경심리검사의 모든 소검사에서 총점이 유의하게 낮고, 전체오류 점수

가 유의하게 높았다. 오류패턴의 차이 분석에서도 일부 오류 유형을 제외하고는 사병모사집단이 대부분의 오류 패턴을 다른 두 집단보다 유의하게 많이 보였다. 김진아, 이현수, 박병관(2003)은 경도 외상성 뇌손상집단, 중등도 이상 뇌손상 집단, 사병모사집단, 대조군 네 집단을 대상으로 한국판 벤튼 신경심리 검사를 실시한 결과, 정상집단, 경도 뇌손상집단, 중등도이상 뇌손상집단, 사병모사집단의 순서로 수행저하를 보였다. 경도 뇌손상집단과 사병모사집단은 연속 숫자 학습을 제외한 모든 검사에서 유의미한 차이를 보였고, 사병모사집단이 유의미하게 많은 오류를 범했다. 두 집단의 정확분류율은 97.5%이다. 위 벤튼 신경심리검사를 활용한 연구들은 사병 변별에 있어서 벤튼 신경심리 검사의 임상적 효용성을 지지해주고 있다. 그러나 이 연구들의 사병집단은 대학생 사병모사자들로, 실제로 사고경험이 있고, 객관적인 증거에 따라 사병가능성이 확인된 임상집단이 아니다. 또한 임상적 진단을 위해 실시되는 제반 심리평가에 사병 판별을 위해 벤튼 신경심리검사를 추가적으로 시행하기에는 소요시간이 1시간 이상으로, 임상장면에서 활용하기에는 경제성이라는 측면에서 제한점이 있다.

이밖에 Hiscock 강제선택형 검사(Hiscock Forced Choice Test; HFCT) 유형으로, 김홍근(2003)이 표준화한 K-사병진단검사(K-Malingering Diagnostic test; KMDT)가 있다. 이 검사의 표준화과정에서는 사병모사 대학생집단, 정상 대학생집단, 다양한 신경학적 장애나 정신과적 장애를 지닌 임상집단, 치매집단의 네 집단이 포함되었다. 사병모사집단과 임상집단을 대상으로 KMDT의 집단간 변별력 및 진단적 효용성을 살펴본 결과 민감도, 특정도, 정적 예언

도, 부적 예언도가 .97이상으로 매우 높게 나타났다. KMDT의 표준화된 자료는 일반적으로 강제선택형 검사가 다른 사병검사에 비해 정공정이 높으나 오부정도 높게 나오는 선행연구와 달리 매우 높은 변별력을 보인다. 이는 기본적으로 KMDT의 우수성을 보여주는 것일 수도 있겠으나, 다른 한편으로는 비교된 두 집단이 이질성이 높은 집단이어서 해당 과제 수행상 더 뚜렷한 차이가 나타났을 수도 있을 것이다. 이에 KMDT의 타당도 검증을 위해 뇌 외상의 경험이 있는 임상군에서 사병군과 비사병군간의 비교연구가 필요할 것으로 본다.

위의 연구를 포함한 몇몇의 국내 사병연구가 있지만 상당히 미흡한 실정이고, 시행된 연구들도 대부분 사병 모사집단을 포함한 연구이다. 또한, 레이복합도형검사를 사용한 사병변별검사는 아직 이루어지지 않은 상태이다.

이에 본 연구에서는 외상후 경도의 뇌손상(mild traumatic brain injury)집단 중에서 사병집단과 솔직집단을 선별하고, 여기에 외상경험이 없는 정상집단을 포함한 세 집단에 시각 기억력 검사인 레이복합도형검사를 실시하여, 레이복합도형검사의 각 변인들의 개별적인 정확분류율을 살펴보고자 한다. 또한 사병집단과 솔직집단을 보다 잘 변별해줄 수 있는 사병변별지표를 산출하고, 정확분류율을 높일 수 있는 적합한 절단점을 찾고자 한다.

방 법

연구대상

연구에 포함된 사병집단과 솔직집단은 뇌손상으로 인한 기억력 저하의 가능성을 통제하고자 경도 뇌손상군에서만 선별했다. 이를 위해 뇌손상 정도를 먼저 검토했고, 중등도 내지 심한 뇌손상군은 연구대상에서 제외했다. 정상집단은 사병집단과 연령, 학력, 성별의 비율을 가능한 한 맞추었다. 표 1을 보면, 세 집단간 학력은 유의한 차이를 보이지 않았으나, 솔직집단이 사병집단과 정상집단에 비해 연령이 유의하게 낮았다($p < .05$). 또한 솔직집단이 정상집단보다 남자가 많았다($p < .01$).

경도 뇌손상 집단

2006년 4월부터 2008년 1월까지 수도권에 위치한 두 개 대학병원에 교통사고나 산업재해로 인해 심리학적 평가가 의뢰된 대상에서, 다음 두 가지 조건중 하나를 충족하는 경우에 경도 뇌손상으로 분류했다.

첫째, 미국 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)의 기준을 적용했다. 즉, 의식소실(Loss of Consciousness: LOC)이 30분 이내이고, 외상후

표 1. 집단별 연령과 학력의 비교

() 표준편차

	사병집단	솔직집단	정상집단	F	사후비교
연 령	50.25(8.94)	43.52(9.67)	50.04(8.05)	4.54*	1>2*, 3>2*
학 령	9.50(3.36)	10.76(3.22)	10.25(3.70)	0.84	

* $p < .05$

1=사병집단(24명) 2=솔직집단(25명) 3=정상집단(24명)

기억상실(Post-traumatic Amnesia: PTA)이 24시간 이내이며, 외상후 30분이 경과된 뒤 확인된 글라스고우 혼수척도(Glasgow Coma Scale: GCS)가 13점에서 15점 사이에 속하면 경도 뇌손상 군으로 분류했다.

둘째, 교통사고나 산업재해로 인한 뇌외상(head trauma)의 경험은 있으나, 뇌영상학적 검사에서 뚜렷한 이상소견이 발견되지 않는 경우를 경도 뇌손상 집단으로 분류했다. 뇌영상학적 검사는 컴퓨터 단층촬영(Computerized Tomography, CT), 자기 공명 영상(Magnetic Resonance Imaging, MRI), 양전자 방출 단층촬영(Positron Emission Tomography, PET) 중 최소한 한 가지 검사를 실시했다.

미국 경도 뇌손상 분류 협회에서 제시한 세 가지 조건을 모두 충족하지 못하는 경우와, 뇌영상학적 검사상 명확한 뇌손상이 확인된 경우는 증등도 내지 심한 뇌손상 집단으로 분류하고 연구대상에서 제외했다.

사병집단. 솔직집단. 정상집단.

Slick, Sherman과 Iverson(1999)은 사병의 신경인지적 역기능(malingered neurocognitive dysfunction: MND)의 조건충족 정도에 따라서 사병집단을 ‘명확한(definite) MND’, ‘거의 확실한(Probable) MND’, ‘가능성있는(Possible) MND’의 세 유형으로 나누고 있다. MND 준거는 표 2에 간략히 제시되어 있다.

본 연구에서는 우선, MND 준거에 따라서 거의 확실한(Probable) MND를 사병집단으로 했다. 이에 경도 뇌손상 집단에서 외적 유인가가 있고(A) 신경심리학적 지표의 명백한 부적 반응 편향성(B-1)을 제외한 지표(B2-B6)에서 두 개 이상을 충족하는 경우이거나, 명백한 부적 반응 편향성을 제외한 신경심리학적 지

표 2. Slick 등(1999)의 사병의 신경인지적 역기능 준거

A. 실질적인 외적 유인가의 존재
B. 신경심리학적 평가 증거
1. 명백한(definite) 부적 반응 편향성
2. 거의 확실한(probable) 반응편향성
3. 검사자료 대 뇌기능의 알려진 패턴과의 불일치
4. 검사자료 대 관찰된 행동의 불일치
5. 검사자료 대 신뢰할 수 있는 수집된 자료의 불일치
6. 검사자료 대 문서화된 과거력 정보와의 불일치
C. 자기보고 증거
1. 자기보고 과거력 대 문서화된 과거력의 불일치
2. 자기보고증상 대 뇌기능의 알려진 패턴과의 불일치
3. 자기보고 증상 대 관찰된 행동의 불일치
4. 자기보고 증상 대 신뢰할 수 있는 수집된 자료의 불일치
5. 과장되거나 꾸며진 심리적 역기능의 증거
D. 준거 B나 C의 필요준거에 부합되는 행동이 정신적, 신경학적, 발달적인 요인들에 의해 온전하게 설명되지 않는다

표(B2-B6)중 한 개와 자기보고 지표(C1-C6)중 한 개 이상을 충족하는 경우를 사병집단으로 분류했다. 또한 강제선택형 측정치를 제외한 신경심리학적 평가를 위한 사병지표(B2)에서 2 개 이상을 충족하는 경우에는, 비록 MND의 사병집단 분류상 사병집단에 해당되지 않지만, 이 경우에 사병이 아닐 확률은 매우 낮아서 통계적으로 사병가능성이 있는 집단(statistically likely group)인 바(Greve, Bianchini, Love, Brennan, & Heinly, 2006), 사병집단에 포함했다.

시행된 신경심리학적 검사와 자기보고형 검사에서 단 한 가지의 사병조건도 충족하지 않는 경우는 솔직집단으로 분류했다. 그 결

과 사병집단 24명, 솔직집단 25명을 선정했다.

정상집단은 뇌손상이나 뇌질환의 병력이 없고, 뇌 영상학적 검사에서 정상소견을 보이며, 수행결과가 이차적 이득과 관련이 없는 경우를 정상집단 후보로 규정했다(총 83명). 이중 사병집단과 연령, 학력, 성별을 되도록 대등하게 맞춘 24명을 정상집단으로 선정했다.

절차 및 측정도구

평가자

제반 검사는 임상심리학 석사학위를 취득하고, 최소한 6개월 이상의 임상심리검사 및 신경심리검사 실시경험이 있는 임상심리 수련생과 임상심리 전문가가 실시했다.

집단분류 기준

사병집단과 솔직집단의 분류를 위해, 한국판 웨슬러 지능검사(Korean-Wechsler Adult Intelligence Scale)의 미턴버그 공식(Mittenberg formula; Mittenberg, Theroux-Fichers, Zielinski, & Heilbronner, 1995), 어휘 숫자 차이(Vocabulary minus Digit span; Mittenberg et al., 1995), 신뢰로운 숫자 문제(Reliable Digit Span; Heinly, Greve, Bianchini, Love, & Brennan, 2005)를 사용했고, 레이 15항목 기억검사(Rey 15 item memorization test, Lezac, 1995)의 정확회상 총점을 사용했다.

이 4가지를 신경심리학적 평가 준거(표2의 MND 분류기준의 준거 B-2)로 했으며, 다면적 인성검사의 F척도(>80)와 F-K(>15)를 자기보고 증거의 준거(표 2의 MND 분류기준의 준거 C-5)로 사용했다.

레이복합도형검사

레이복합도형검사는 모사, 즉시회상, 20분 후 지연회상, 재인의 순서로 이루어졌으며, 레이복합도형검사는 모사시간, 모사점수, 즉시회상, 지연회상, 정긍정(true positive), 오긍정(false positive), 정부정(true negtive), 정긍정과 정부정의 합인 재인지표(recognition index)에 대한 채점이 이루어졌다. 또한 Lu 등(2003)의 연구에서 제안된 비특이적 재인오류가 계산되었다. 비특이적 재인오류는 레이복합도형검사의 재인단계에서 12개의 재인 간섭문항 중 원자극과 유사성이 낮은 8개 문항(1, 4, 6, 10, 11, 16, 18, 21)에서 오긍정을 보인 반응수이다.

분석

변량분석을 통해 세 집단간 레이복합도형검사의 9개 변인들의 차이검증을 실시하였고, 사후비교를 위해 Scheffe 검증을 했다. 사병집단과 솔직집단을 분류하는데 있어서 레이복합도형검사의 9개 변인의 민감도, 특정도, 정확분류율을 검토했다. 추가적으로 특정도를 .95 이상으로 유지하면서 민감도와 특정도를 최대화할 수 있는 사병변별지표를 제안하고 적합한 절단점을 산출했다. 또한 정적 예언 검증력(positive predictive power)과 부적 예언 검증력(negative predictive power)을 검토했다.

결 과

세 집단간 레이복합도형검사 변인의 차이검증

표 3에서, 세 집단의 레이복합도형검사의 각 변인별 평균치들이 모두 통계적으로 유의미한 차이를 보였다. 사후 분석 결과, 사병집

표 3. 집단별 레이복합도형검사의 측정치 비교 () 표준편차

변인	사병집단	솔직집단	정상집단	F	사후비교
모사시간	343.86(149.47)	181.54(91.70)	155.88(68.54)	20.46***	1>2***, 1>3***
모사점수	27.60(5.37)	34.32(2.36)	34.88(1.73)	32.00***	2>1***, 3>1***
즉시회상	10.44(5.63)	20.46(5.80)	18.75(6.82)	18.73***	2>1***, 3>1***
지연회상	9.25(5.96)	19.50(5.58)	18.88(6.89)	21.07***	2>1***, 3>1***
정긍정	7.13(3.07)	8.88(2.05)	10.08(1.47)	10.13***	3>1***, 2>1*
오긍정	2.71(2.74)	0.92(1.15)	0.96(1.33)	7.19***	1>2** , 1>3**
정부정	9.00(2.81)	11.08(1.15)	11.04(1.33)	9.40***	2>1***, 3>1**
재인지표	16.08(3.34)	19.96(2.37)	21.13(1.60)	26.11***	2>1***, 3>1***
비특이적재인오류	1.00(1.64)	0.08(0.28)	0.21(0.51)	6.04**	1>2** , 1>3*

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

1=사병집단(24명) 2=솔직집단(25명) 3=정상집단(24명)

단이 솔직집단과 정상집단보다 모사시간이 매우 길고($p < .001$), 오긍정과 비특이적 재인 오류가 유의하게 높았다. 또한 모사점수, 즉시회상, 지연회상, 재인지표는 사병집단이 솔직집단과 정상집단보다 매우 유의하게 저조했다($p < .001$).

추가적으로 정상집단과 솔직집단간 차이검증을 한 결과, 솔직집단과 정상집단이 레이복합도형검사의 대부분의 변인에서 유사한 수행양상을 보였지만, 정긍정은 정상집단(평균 = 10.08)이 솔직집단(평균=8.88)보다 높았고($t=2.35, p < .05$), 정긍정과 정부정의 합인 재인지표도 정상집단(평균=21.13)이 솔직집단(평균 =19.96)보다 유의하게 높은 양상을 보였다($t=2.01, p < .05$). 이에 정확분류율은 임상 장면에서 주된 관심의 대상인 사병집단과 솔직집단을 위주로 분석을 시도했다.

사병집단과 솔직집단의 정확분류율

표 4에서, 특정도를 .95이상을 유지하면서 민감도를 .50이상을 보이는 변인은 모사점수(.54), 즉시회상(.54), 지연회상(.58)이다. 이에 비해 모사시간, 정긍정, 오긍정, 정부정, 재인지표, 비특이적 재인오류는 특정도를 .95이상으로 유지할 경우 민감도가 .25에서 .42로, 개별적인 사병 변별력은 적은 것으로 나타났다.

추가적으로 사병집단과 정상집단간 정확분류율을 검토해 본 결과, 모사점수(절단점 <33)가 특정도 .96, 민감도 .88, 정확분류율 .92로, 단일 지표로써는 모사시간이 사병집단과 정상집단을 가장 잘 변별해주는 것으로 나타났다. 또한 재인지표(절단점 <18)의 민감도가 .62이고, 정긍정(절단점 <8)의 민감도가 .58로 나타났다. 그러나 즉시회상(.42)과 지연회상(.48)의 민감도는 솔직집단과 사병집단의 분류에서보다 낮았고, 오긍정, 정부정, 비특이적 재인오류는 사병집단과 솔직집단의 분류와 유사한

표 4. 사병집단과 솔직집단의 레이복합도형검사의 각 변인별 절단점, 민감도, 특정도, 정확분류율

변인	절단점	정긍정(민감도)	정부정(특정도)	오부정	오긍정	정확분류율
모사시간	> 400	6(.27)	23(.96)	16(.73)	1(.04)	.63
모사점수	< 29~30	13(.54)	24(.96)	11(.46)	1(.04)	.76
즉시회상	< 12	13(.54)	24(.96)	11(.46)	1(.04)	.76
지연회상	< 10	14(.58)	25(1.0)	10(.42)	0(0.0)	.80
정긍정	< 5	6(.25)	25(1.0)	18(.75)	0(0.0)	.63
오긍정	> 3	7(.29)	24(.96)	17(.71)	1(.04)	.63
정부정	< 9	8(.33)	24(.96)	16(.67)	1(.04)	.65
재인지표	< 16	10(.42)	24(.96)	14(.58)	1(.04)	.69
비특이적재인오류	> 1	6(.25)	25(1.0)	18(.75)	0(0.0)	.63

민감도: 사병자중 검사결과상 사병자로 나온 사람의 비율

특정도: 비사병중 검사결과상 비사병자로 나온 사람의 비율

> : 해당 값보다 높은 경우 사병집단으로 분류

< : 해당 값보다 낮은 경우 사병집단으로 분류

~ : 민감도, 특정도, 정확분류율이 동일한 경우에 묶어서 제시

양상을 보였다. 모사시간은 절단점 >330과 >340이 .46의 민감도와 .74의 정확분류율을 보였다.

새로운 사병변별지표의 제안

본 연구에서는 레이복합도형검사의 여러 변인들을 함께 고려한 사병변별지표를 찾고자 하였다. 우선 Lu 등(2003)이 제안한 조합점수를 본 연구의 사병집단과 솔직집단에 그대로 적용한 결과, 절단점 <49와 <50에서 민감도가 .54, 특정도가 .96, 정확분류율이 .76으로 나타났다. 본 연구에서는 Lu 등(2003)이 제안한 조합점수에서 정긍정 대신 정긍정과 정부정을 합한 재인지표를 포함하고, 비특이적 재인오류에만 가중치를 두는 사병변별지표를 제안했다(즉, 사병변별지표 = {모사점수 + 재인지표

- (비특이적 재인오류 * 3)}). 표 5를 보면, 본 연구에서 제안한 사병변별지표가 사병집단과 솔직집단 변별시 <48절단점에서 특정도를 .96으로 유지하면서도 민감도를 .83로 높이고, .90의 정확분류율을 보였다.

표 6을 보면, 사병변별지표를 사병집단과 정상집단의 분류에 적용한 결과, 민감도 .83, 특정도 .96, 정확분류율 .90으로, 사병집단과 솔직집단을 분류한 경우와 동일한 결과를 보였다.

또한 레이복합도형검사의 사병변별지표의 절단점 <48을 기준으로 볼 때, 사병집단과 솔직집단의 분류에서 정적 예언 검증력은 .95이고, 부적 예언 검증력은 .86이며, 카파(k)값은 .67로 나타났다. 사병집단과 정상집단의 정적 예언 검증력, 부적 예언 검증력, 카파값은 사병집단과 솔직집단의 분류결과와 동일했다.

표 5. 레이복합도형검사 사병변별지표의 절단점에 따른 민감도, 특정도, 정확분류율

절단점	정긍정(민감도)	정부정(특정도)	오부정	오긍정	정확분류율
<42	9(.38)	25(1.0)	15(.62)	0(0.0)	.69
<43-44	12(.50)	24(.96)	12(.50)	1(.04)	.74
<45	13(.54)	24(.96)	11(.46)	1(.04)	.76
<46	14(.58)	24(.96)	10(.42)	1(.04)	.78
<47	18(.75)	24(.96)	6(.25)	1(.04)	.86
<48	20(.83)	24(.96)	4(.17)	1(.04)	.90
<49	20(.83)	23(.92)	4(.17)	2(.08)	.88
<50	20(.83)	22(.88)	4(.17)	3(.12)	.86

< : 해당 값보다 낮은 경우 사병집단으로 분류

표 6. 사병집단 대 솔직집단, 사병집단 대 정상집단간 새로운 사병변별지표의 민감도, 특정도, 정확분류율

비교 집단	절단점	정긍정(민감도)	정부정(특정도)	오부정	오긍정	정확분류율
사병 대 솔직	<48	20(.83)	24(.96)	4(.17)	1(.04)	.90
사병 대 정상	<48	20(.83)	23(.96)	4(.17)	1(.04)	.90

< : 해당 값보다 낮은 경우 사병집단으로 분류

논 의

본 연구에서는 외상후 경도의 뇌손상군중 사병집단과 솔직집단, 그리고 외상경험이 없는 정상집단을 포함한 세 집단에 레이복합도형검사를 실시하여, 레이복합도형검사의 9개 변인들에 대한 차이검증을 실시했다. 또한 레이복합도형검사의 각 변인별로 사병집단과 솔직집단의 정확분류율을 검토하고, Lu 등(2003)의 조합점수에서 정긍정 대신 재인지표를 포함하고, 비특이적 재인오류에만 가중치를 둔 새로운 사병변별지표를 구성하여, 높은 민감도와 정확분류율을 보이는 결과를 얻었다. 본 연구 결과와 의의를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 레이복합도형검사의 수행에서 사병집단이 솔직집단과 정상집단보다 일관되게 저조한 수행을 보였으며, 이는 사병집단이 여러 비교집단들에 비해 낮은 수행을 보인 선행 연구 결과들(Demakies, 1999; Lu et al., 2003; Sherman et al., 2002)과 일치한다.

둘째, 사병집단과 솔직집단의 정확분류율 검토에서 모사점수, 즉시회상, 지연회상이 단일 변인으로서는 비교적 양호한 민감도를 지니는 반면에, 사병집단과 정상집단의 분류에서는 모사점수가 가장 변별력이 높았고, 정긍정과 재인지표도 변별력이 비교적 높게 나왔다. 이러한 결과는 동일한 검사를 통한 사병 변별력 검증 연구에서 비교집단의 특성에 따

라서 집단간 변별력이 높은 변인 및 그 정도가 다를 수 있음을 의미하는 것으로 볼 수 있다.

셋째, 본 연구에서 레이복합도형검사의 새로운 사병변별지표{모사점수 + 재인지표 - (비특이적 재인오류 * 3)}를 제안하였는데, 구성 배경과 의의는 다음과 같다.

우선, 모사점수는 레이복합도형검사의 시각적 복잡성으로 인해 사병자가 의도적으로 빈약한 수행을 하더라도 탄로나지 않으리라는 오관을 하게하여, 실제 능력보다 저조한 수행을 보일 수 있다. 실제로 사병가능성이 있는 자가 비사병자보다 레이복합도형검사의 모사점수에서 유의하게 저조한 수행을 보인 선행 연구도 있다(van Gorp, Humphrey, Kalechstein, Brumm, McMullen, Stoddard, & Pachana, 1999). 그리고 Lu 등(2003)은 조합점수에 정긍정을 포함하였으나, 본 연구에서는 정긍정이 사병집단과 솔직집단의 변별력이 낮은 편이어서, 정긍정에 정부정을 합한 재인지표를 사용했다. 본 연구에서 비특이적 재인오류는 개별 변인으로는 변별력이 높지 않았으나, 비특이적 재인오류가 2개 이상인 비사병자(정상집단, 솔직집단)는 한 명도 없었던 바, 비특이적 재인오류의 발생은 사병가능성에 대한 충분한 정보가 있는 것으로 판단했다. 또한 모사점수와 재인지표의 합만을 사용해서 분석한 경우에는 사병집단 대 솔직집단은 절단점 49에서 특정도 .96, 민감도 .79, 정확분류율 .88이고, 사병집단 대 정상집단은 절단점 51과 52에서 특정도 .96, 민감도 .83, 정확분류율 .90으로 본 연구에서 제안한 사병변별지표와 동일했다. 그러나 모사점수와 재인지표의 합에서 ‘비특이적 재인오류 * 3’을 한 값을 빼주자, 임상적인 관심의 대상이 되는 사병집단 대 솔직집단의

정확분류율이 경미하게나마 향상되었고, 비교집단에 따른 절단점의 차이가 나타나지 않았다. 따라서 사병변별지표에 가중치를 둔 비특이적 재인오류를 포함시킨 것이 비교집단(사병집단 대 솔직집단, 사병집단 대 정상집단)에 따른 절단점 및 정확분류율의 차이를 조정해주었을 가능성을 추정해 볼 수 있다.

본 연구에서 제안한 레이복합도형검사의 새로운 사병변별지표를 사용한 경우 사병집단과 솔직집단의 정확분류율이 높았다(.90). 이는 Sherman 등(2002)이 레이 청각 언어학습검사와 레이복합도형검사를 같이 사용하여 제안한 판별함수에 의한 정확분류율(.85)보다 다소 높다. Sherman 등(2002)에서 언어기억 검사와 시각 기억 검사 두 가지를 사용하는데 비해, 본 연구에서는 레이복합 도형검사 한 가지 만 사용하여 사병집단을 잘 분류할 수 있다는 점에서 보다 실용적이다.

추가적으로 본 연구 자료에 Lu 등(2003)의 조합점수(조합점수 = {모사점수 + (정긍정-비특이적 재인오류) * 3})를 그대로 적용해서 분석해 본 결과, 사병집단 대 솔직집단은 특정도 .96, 민감도 .54, 정확분류율 .76이고, 사병집단 대 정상집단은 특정도 .96, 민감도 .92, 정확분류율 .94이다. 따라서 Lu 등(2003)의 조합점수가 본 연구집단중 사병집단과 정상집단을 매우 잘 분류했으나, 사병집단과 솔직집단 간의 정확분류율은 낮았다. 반면에 본 연구에서 제안한 사병변별지표는 Lu 등(2003)의 조합점수보다 사병집단과 정상집단 간의 정확분류율은 약간 낮았지만, 솔직집단과 사병집단을 더 잘 구분해주었다. 또한 사병집단과 솔직집단 및 사병집단과 정상집단 분류에서 정적 예언 검증력, 부적 예언 검증력 및 카파(k)값이 높게 나와서 임상적 유용성이 높을 가능성이

시사되었다.

본 연구에서 사병집단이 비사병집단(솔직집단, 정상집단)보다 오공정이 높고 정공정은 낮았으나, 솔직집단이 정상집단보다 정공정이 낮은 점은 예상치 않은 결과이다($t=2.35, p<.05$). 레이복합도형검사의 재인변인증 정공정과 오공정은 정부정과 오부정에 비해 적극적인 개입과 노력을 요한다. 이중 오공정은 사병집단에서 발생할 가능성이 높은 반면, 정공정은 솔직집단이나 정상집단과 같은 비사병집단에서 더 높을 것으로 예상해 볼 수 있다. 본 연구에서 솔직집단과 정상집단이 정공정에서 차이를 보인 이유로는 첫째, 정공정이 사병의 의도뿐 아니라 우울 및 에너지 수준의 저하와 관련한 동기 부족과 같은 요인의 영향을 받았을 가능성을 추정해 볼 수 있다. 한편, Lu 등(2003)에서 정공정이 상대적으로 변별력이 높았던 점을 감안해 볼 때, 둘째로, 혹시 이러한 차이가 상대적으로 수동적인 한국인의 반응양상과 관련될 가능성도 조심스레 추정해 볼 수 있겠다. 이 점에 대해서는 추후 연구를 통한 반복검증이 필요하겠다.

임상장면에서 레이복합도형검사의 사병변별지표를 사용할 경우에 기본적인 지침과 주의사항을 제안하면 다음과 같다.

첫째, 제시된 연구결과는 외상후 경도 뇌손상 집단에서만 적용하는 것이 바람직하다. 본 연구에서는 뇌손상으로 인한 기능저하의 가능성을 통제하기 위해 중등도와 심한 뇌손상 집단은 연구대상에서 제외했다. 그러나 중등도와 심한 뇌손상집단에서도 사병가능성이 있는 바, 이에 대해서는 추후 연구를 통해 이들의 사병양상을 검토해야 하겠다.

둘째, 레이복합도형검사의 사병변별지표{모사점수 + 재인지표 - (비특이적 재인오류 *

3)}가 분류정확률이 가장 높은 절단점은 <48 점인 바, 시행된 결과에서 사병변별지표가 47 점이나 그 이하인 경우에 사병자일 가능성을 주의해야 하겠고, 48점이상인 경우에는 비사병자일 가능성을 우선적으로 고려해 볼 수 있겠다.

그러나 본 연구에서 제안한 사병변별지표가 민감도 및 정확분류율이 높기는 하지만, 사병자를 비사병자로 분류하는 경우(오부정)와, 비사병자를 사병자로 분류하는 경우(오공정)가 발생한 점을 감안할 때, 사병변별지표의 적용과 해석상에 주의를 요한다. 본 연구에서 레이복합도형검사의 사병변별지표 절단점(<48)을 기준으로 볼 때, 사병집단중 오부정된 네명은 사병집단과 솔직집단의 분류시 거의 확실한 MND나 통계적으로 사병가능성이 있는 집단의 조건을 충족하여 사병집단으로 분류되었던 자들이지만, 레이복합도형 검사의 사병변별지표에서는 값이 각각 51, 52, 53, 54점으로 비사병자로 분류되었다. 그러나 사병자들이 모든 검사에서 일관되게 사병양상을 보이는 않는 바, 레이복합도형 검사의 사병변별지표상으로 비사병으로 분류되었다고 해서 다른 결과를 무시하고 이들이 사병의도가 없다고 단정할 수는 없다. 또한 솔직집단에서 사병집단으로 분류된 한 명은 사병변별지표가 42점으로 낮았는데, 이는 모사점수가 26점으로 현저히 낮는데 기인했다. 따라서 절단점 이하의 수행을 보이더라도 그러한 수행을 보일만한 다른 가능성이 있는지 검토해야 하며, 납득할만한 이유가 있는 경우에는 최종판정시 이 점을 고려해야 할 것이다. 정상집단에서 오공정을 보인 한 명은 사병변별지표가 46점으로 절단점보다 2점이 낮았다. 이러한 결과 역시 본 사병변별지표상 절단점보다 낮은 점

수를 받았다고 해서 이 결과에만 근거하여 사병자로 분류함에 주의가 필요함을 보여준다.

비사병자를 사병자로 잘못 분류하는 오류를 범하지 않기 위해서는 정확분류율이 가장 높은 절단점이라고 해서, 이를 임상장면에서 그대로 적용하기 보다는, 사병자를 확인하는 율이 다소 낮아지더라도 절단점을 낮춰 비사병자를 사병자로 잘못 분류할 가능성을 줄이는 것이 더 바람직할 수 있다. 따라서 오경보(false alarm)를 줄이기 위해서는 사병변별지표의 값이 절단점에 근접한 경우보다는 절단점으로부터 멀어질수록 판단에 보다 신뢰와 비중을 높게 둘 수 있을 것이다. 특히 본 연구에서 사병변별지표에서 42점 이하의 점수를 받은 비사병자는 한 사람도 없는 바, 본 연구결과에 비추어 볼 때, 합당한 이유없이 사병변별지표에서 42점 이하의 점수가 나온다면 사병일 가능성을 보다 신뢰할 수 있을 것이다.

그러나 사병의도자들이 모든 검사에서 사병양상을 보인다면, 동일한 방식의 사병패턴을 보이는 것은 아니며, 시행되는 검사나 평가영역에 따라 다른 양상을 보일 수 있다. 또한 사병변별에 아무리 효율성이 높은 도구라도 다른 검사결과 및 지표들을 같이 고려해야 오분류를 감소시킬 수 있음을 재강조하고자 한다.

다음은 본 연구의 제한점을 살펴보고자 한다.

첫째, 레이복합도형검사의 사병변별지표나 변인이 기억력의 영향에서 완전히 자유롭지 못하다는 점이다. 이는 기억검사나 기타 임상심리검사, 신경심리검사를 사용하는 경우뿐 아니라 순수 사병 변별을 위한 검사도구들에서도 다소간의 인지기능을 요하는 점에서 공통적으로 나타나는 문제점이다. 이에 본 연구

에서 즉시회상, 지연회상과 같은 변인은 사병 집단과 솔직집단을 구분하는데 있어서 개별적인 변별력이 높았지만 사병변별지표에서 제외했다.

둘째, 연령변인이 검사수행에 미칠 수 있는 영향의 가능성 문제이다. 일반적인 기억력 검사의 경우 연령과 학력을 고려하여 해당 기준 집단의 수행과 비교하여 결과를 분석하는데 반해, 동일한 검사를 사병 판별을 위한 용도로 사용하는 경우에는 연령변인이 고려되지 않고 단일한 절단점이나 조합점수를 모든 연령에 적용하는 경향이 있다(Demarkies, 1999; Lu et al., 2003; Sherman et al., 2002). 본 연구에서도 연령별 수행차를 검토하지는 못했다. 또한 솔직집단이 다른 두 집단보다 연령이 낮은 점($F=4.70, p<.05$)도 연구결과의 해석에 다소의 제한점을 줄 수 있다.

셋째, 사례수가 다소 적은 점이다. 사병집단과 솔직집단의 사례모집의 어려움으로 인해 집단별 사례수가 각각 24명과 25명으로 연구 및 분석에 제한점이 되지는 않지만, 간혹 소수의 사례에 따라 정확분류율과 절단점이 영향을 받는 면이 있었다.

넷째, 사병집단과 다양한 비교집단을 포함하는 연구가 필요하겠다. 예로 언어기억장애와 시각기억장애, 경도 기억장애와 심한 기억장애, 혹은 뇌손상의 영역별 집단분류 등 비교집단에 따라 중요 변별지표와 절단점이 달라질 수 있다는 점이다.

다섯째, 사병집단의 대상모집의 어려움으로 인해 MND 진단준거상 거의 확실한 MND와 통계적으로 가능성이 있는 집단을 결합하여 사병집단으로 했다. 추후 MND 진단준거에 따른 명확한 MND집단, 가능성있는 MND집단, 거의 확실한 MND, 및 통계적으로 가능성이

있는 집단간 비교연구도 필요하겠다.

여섯째, 본 연구에서 사병 분류를 위해 사용된 각종 검사의 지표나 기준은 외국의 연구 결과와 기준을 그대로 적용했으며, 따라서 본 연구에서 집단 분류에 사용한 다른 사병변별 지표에 대한 추후 검증과정이 필요할 것으로 본다. 또한 본 연구에서 사병집단 분류를 위해 사용된 신경심리학적 평가 준거가 네 가지이고 자기보고 증거의 준거가 두 가지로, 향후 더 많은 검사와 지표를 사용한 연구가 필요하겠다.

일곱째, 본 연구는 인지적 측면에서의 사병 가능성을 탐지하는데 중점을 두었다. 그러나 우울, 불안과 같은 정서적 요소가 인지적 과제수행에 미치는 영향에 대한 통제와 탐색이 이루어지지 않는 못했다. 이 점에 대한 후속 연구가 필요하겠다.

끝으로 본 연구가 실제 뇌외상의 경험이 있는 경도 뇌손상군에서 사병집단과 솔직집단을 선별한 연구라는 점, 그리고 사병집단과 솔직집단의 분류에 있어서 변별력이 높은 레이복합도형검사의 새로운 사병변별지표를 제안한 점에서 의의를 찾을 수 있을 것이다. 그러나 앞서 기술된 제한점과 연구과제들에 대해 추가적인 연구가 이루어져야 하겠고, 본 연구에서 제안한 사병변별지표에 대한 반복검증이 필요하겠다.

참고문헌

김은경, 박병관, 정영조, 신동균, 배형섭, 고병희 (1995). 벤튼 신경심리 검사의 임상적 활용. -질적 분석을 중심으로-. 한국심리학회지: 임상, 14, 219-234.

김진아, 이현수, 박병관 (2003). 한국판 벤튼 신경심리검사(K-BNA)에서 외상성 뇌손상 환자와 사병 모사 집단의 수행비교. 한국심리학회지: 임상, 22, 231-245.

김홍근 (2003). K-사병진단검사 해설서. 도서출판 신경심리.

박유정, 박병관, 이현수, 염태호(1997). 사병 집단의 벤튼 신경심리검사 수행패턴. 한국심리학회지: 임상, 16, 405-422.

Demakies, G. J. (1999). Serial malingering on verbal and nonverbal fluency and memory measures: an analog investigation. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 14, 401-410.

Barrisdh, J., Suhr, J., Manzel, K. (2004). Detecting poor effort and malingering with an expanded version of the auditory verbal learning test(AVLTX): Validation with clinical samples. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 26, 125-140.

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, 491-512.

Grieffenstein, M. F., Baker, W. J., & Gola, T. (1994). Validation of malingered amnesia measures with a large clinical sample. *Psychological Assessment*, 6, 218-224.

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.
- 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.
- Meyers, J. E., & Meyer, K. R. (1995). *Rey-complex figure and recognition trial: professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Meyers, J. E., & Volbrecht, M. (1999). Detection of malingerers using the Rey-complex figure and recognition trial. *Applied Neuropsychology, 6*, 201-207.
- Millis, S. R., Putnam, S. H., Adams, K. M., & Ricker, J. H. (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, 26*, 491-498.
- Lezac, M. D. (1995). *Neuropsychological Assessment*(3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Sherman, D. S., Boone, K. B., Lu, P., & Razani, J. (2002). Re-examination of a Rey auditory verbal learning test/Rey complex figure discriminant function to detect suspect effort. *The Clinical Neuropsychologist, 16*, 242-250.
- Slick, D. J., Sherman, E. S., & Iverson, G. L. (1999). Diagnostic criteria for malingered neurocognitive dysfunction; Proposed standard for clinical practice and research. *The Clinical Neuropsychologist, 13*, 545-561.
- Slick, D. J., Iverson, G. L., & Green, P. (2000). California Verbal Learning Test indicators of suboptimal performance in a sample of head-injury litigants. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 22*, 569-579.
- van Gorp, W. G., Humphrey, L. A., Kalechstein, A., Brumm, V. L., McMullen, W. J., Stoddard, M., & Pachana, N. A. (1999). How well do standard clinical neuropsychological test identify malingering? A preliminary analysis. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 21*, 245-250.

원고접수일 : 2008. 5. 27.

게재결정일 : 2008. 7. 17.

A Study of Malingering Discrimination Index of Rey Complex Figure Test; RCFT

Seung-Hee Koh

Gachon University
Gil Hospital

Young-Ho Lee

The Catholic University
of Korea

Seog Ju Kim

Gachon University
Gil Hospital

Sun Young Lim

Chungang University
Yongsan Hospital

This study was to examine the effectiveness of the Rey Complex Figure Test to detect malingering. This test was administered to three groups: the malingering (n=24) and the effortful (n=25) groups with mild traumatic brain injury and the normal control group without head injury (n=24). The malingering group did consistently poorer than the effortful group and the normal control group on the various variables for the Rey Complex Figure Test, these variables are the copy time, the copy score, the immediate recall, the delayed recall, the true positive, the false positive, the true negative, the recognition index and the atypical recognition errors. When examining the classification accuracy between the malingering group and the effortful group, the copy time (.54), the immediate recall (.54) and the delayed recall (.58), showed better sensitivity as single variables while maintaining a specificity of at least .95. From the result of this study, we can suggest a new malingering detection index, which is the copy score + the recognition index - (the atypical recognition errors * 3), with including the recognition index (the sum of the true positives and the true negatives) instead of just the true positives in the combination score of Lu, Boone, Cozolino, & Mitchell (2003). This malingering detection index has high sensitivity and classification accuracy, (.83 and .90, respectively), while maintaining the specificity of .96 when classified between the malingering and the effortful groups. The clinical implications and the limitations of this study are also discussed.

Key words : Rey Complex Figure Test, malingering, malingering discrimination index, malingered neurocognitive dysfunction, mild traumatic brain injury