

## 회귀불일치 모델과 국가규준 저성취 모델에 의한 학습장애 진단 일관성 비교\*

김동일(金東一)\*\* · 홍성두(洪晟斗)\*\*\*

### 논문 요약

본 연구에서는 우리나라 학생을 대상으로 대표적인 능력-성취 불일치 모델인 회귀불일치 모델과 대표적인 심각한 저성취 모델인 국가규준 저성취 모델을 통해서 학습장애 출현율을 조사하고, 각 모델별 진단 일관성을 비교하고, 진단에 있어 각 모델간의 일치와 차이를 비교하였다. 본 연구결과에 따르면 불일치 수준별 학습장애 출현율은 회귀 불일치 모델 경우 1표준편차 1학기 18.7%, 2학기 19.4%, 1.5표준편차 1학기 11.3%, 2학기 11.4%, 2표준편차 1학기 6.0%, 2학기 5.9%로 나타났다. 국가규준 저성취 모델 경우는 1표준편차 1학기 17.2%, 2학기 16.8%, 1.5표준편차 1학기 6.3%, 2학기 7.2%, 2표준편차 1학기 1.9%, 2학기 2.6%로 나타났다. 진단 일관성은 6개월간의 차이를 두고 1학기 와 2학기에 동일한 학생들을 대상으로 2회 실시된 조사 결과에서도 변함없이 학습장애로 진단되어진 학생들의 공통비율을 통해서 알아보았다. 가장 큰 공통비율은 41.89%였으며, 가장 적은 공통비율은 9.48%로 나타났다. 어떤 모델도 50%이상의 일관성을 유지하고 못했다. 그리고 두 모델 간에 학습장애 진단 일치 비율은 매우 낮았다. 결과적으로 주요 불일치 모델에 의한 학습장애 진단은 진단 일관성이 낮고 모델 간에도 일치비율이 매우 낮다는 것을 알 수 있으며, 학습장애 진단의 대안적 접근으로 논의되고 있는 중재반응모델의 타당성을 일부 지지한다.

■ 주요어 : 학습장애, 학습장애 진단, 불일치 모델, 회귀 불일치 모델, 국가규준 저성취 모델

\* 이 논문은 2004년도 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (KRF-2004-041-B00470).

\*\* 서울대학교 교육학과, 『2단계 BK21 역량기반 교육혁신 연구 사업단』 참여교수임

\*\*\* 서울대학교 교육연구소 연구원

## I. 연구의 필요성 및 목적

학습장애 영역의 다양한 논쟁점 중에 가장 우선적으로 고려되는 사항은 학습장애 진단을 위한 불일치 요소이다(Swanson, 2000). 불일치(discrepancy) 요소는 개인내차로 인해 발생하는 발달적 불균형을 심리교육적 기능상의 불일치로 명명한 것으로(Kavale, 2002), 학습장애가 정신지체와는 달리 보통의 지적 능력을 가지고 있음에도 불구하고 특정교과 학습에서 현저한 어려움을 경험하는 장애라는 생각을 반영한다(신중호, 2002), 불일치 요소는 특히 학습장애와 저성취를 구별하는 개념요인으로 학습장애 전문가들의 많은 관심을 끌었다(김동일, 2000). 불일치 요소는 이질성(heterogeneity), 배제 요소(exclusion)와 함께 학습장애 진단에 있어서 주요 정의요소로 다루어 졌으며, 이는 학습장애의 원인이 중앙신경체제와 관련된 기질적 장애로 인한 내재적 결손에 있다는 믿음에 기인한다(Fletcher, Coulter, Reschly & Vaughn, 2004).

불일치 요소가 학습장애 적격성 심사에 유일한 증거는 아니지만, 다른 정의상의 요소들과 비교하여 수리적인 명확성을 제공한다는 이유 때문에 실제 학교 현장에서는 정의상의 고유한 특성으로 고려된다(Stanovich, 2000). 이로 인해 학습장애 진단을 위한 일반적인 평가는 능력-성취 불일치 요소에 기반을 두어 거의 지능검사와 성취 검사를 포함하고 있다. 그리고 학습장애 진단을 위한 최근의 조작화 모델(Kavale & Forness, 2000)에서도 능력-성취 불일치 증거를 진단의 시작 수준으로 제시하고 있다. 이로 인해 학습장애 진단은 측정된 능력 수준에서 학생의 실제 학업성취 점수를 빼는 과정으로 이루어지고 있다(Berninger & Abboult, 1994).

그러나 학년수준 불일치 모델, 기대공식 모델, 표준점수 비교 모델, 회귀 불일치 모델 등으로 대표되어지는 개인내 성취 불일치(Intra-Individual Achievement Discrepancy) 모델은 많은 비판을 받았으며(Fletcher, Francis, Shaywitz, Lyon, Foorman, Stuebing & Shaywitz, 1998), 이에 대한 대안으로 개인간 차를 고려한 심각한 저성취 모델(Severe achievement discrepancy)이 제안되었다. 개인간 차를 고려한 심각한 저성취 모델에는 국가수준 성취 표준으로부터 성취가 심각하게 떨어지는 특성을 통해 학습장애를 진단하자는 국가규준 저성취(AAD; Absolute Achievement Discrepancy; Fuchs, Fuchs, Mathes, & Lipsey, 2000) 모델과 지역수준 성취 표준으로부터 성취가 심각하게 떨어지는 특성을 통해서 학습장애를 진단하자는 지역규준 저성취(RAD; Relative Achievement Discrepancy; Shinn, 2002) 모델이 있다. 그러나 심각한 저성취 모델 또한 성취점수의 연속분포 상에 인위적으로 준거지점을 설정하는 측정학적 문제점을 가지고 있고(김동일, 홍성두, 2005), 이는 결과적으로 검정력을 약화시켜

범주화된 독립변인과 일부 종속변인간의 상관에 전체적인 문제를 일으킨다(Maxwell & Delaney, 1993).

이런 문제들로 인하여 일부 연구자들은 불일치보다는 대안적 접근인 중재에 대한 반응(RTI: Responsiveness to intervention)으로 학습장애를 개념화해야한다고 주장하였고(Gresham, 2001), 이는 개정된 IDEA 2004(IDEA; Individuals with Disabilities in Education Improvement Act)에 반영되었다. 이로 인하여 가장 흔히 발생하는 오해는 진단과 판별에 있어서 중재에 대한 반응 모델이 능력-성취 불일치를 통한 진단과정 전체를 완전히 대체한다는 생각이다. 그러나 중재에 대한 반응은 특수교육 서비스의 적격성을 심사하는 대안적 접근이 아니고, 진단 절차에서 사용되는 준거들 중에 하나일 뿐이다(Fletcher, Coulter, Reschly & Vaughn, 2004). 또한 중재에 대한 반응 모델은 비용효과성 측면에서 학교 현장에 얼마나 설득력이 있는지 의문스럽고, 관련 평가도구의 부족·충분한 전문가와 물리적 자원의 부족·타당화 된 실행 방안의 부족·국가수준에서의 실행 가능성에 대한 의문·다양한 연령대에 대한 연구 부족 등(Vaughn, 2002)의 문제점을 가지고 있다. 이런 문제점으로 인하여 능력-성취 불일치 요소는 IDEA(Individuals with Disabilities in Education Act)의 진단 준거에서 핵심적인 요소였고(Proctor & Prevatt, 2003), 개정된 IDEA 2004에서도 여전히 주류로 활용되고 있다(김동일, 2005).

결국 불일치 요소는 현단계 학습장애 진단에 있어서 최선의 대답이다. 따라서 불일치 요소를 완전하게 대체할 만한 뚜렷한 대안적 접근이 연구기반을 확실히 갖추어 갈 때까지는 학습장애 출현을 조사, 진단과 판별, 적격성 심사 시에 불일치 요소는 계속 활용되어질 것이다. 따라서 불일치 요소에 대한 지속적인 연구가 요구된다.

이처럼 학습장애 정의 및 진단 준거를 마련하기 위해 다양한 불일치 모델을 개발해온 미국의 노력과는 달리 우리나라의 경우는 학습장애 정의에 대해 이렇다할 합의를 위한 노력이나 변화의 조짐이 없었다. 특히 1994년 개정된 특수교육진흥법에서는 학습장애를 “셈하기, 말하기, 읽기, 쓰기 등 특정한 분야에서 학습 상 장애를 지니는 자”라고만 규정하여 학습장애아동에게 특수교육을 받을 기회를 법적으로 보장하고 있음에도 불구하고 이 정의에는 학습상의 문제를 가진다는 사실 이외에는 어떤 것도 명시하지 않았기 때문에 학습장애로 특수교육을 받을 수 있는 기회를 제대로 제공하지 못하는 실정이다.

그리고 아직까지 각 불일치 모형이 가지고 있는 측정학적 문제와 배경을 종합적으로 논의하고 우리나라의 학생들을 대상으로 한 실증적인 자료를 활용하여 비교검증한 연구가 부족한 상황이다. 또한 학습장애와 같이 변화가능성이 높은 이질적 집단에 대해서 각 불일치 모델에 따른 진단의 일관성에 대한 반복측정 연구가 필요성에도 불구하고 연구되어진 바가 없다.

따라서 본 연구에서는 우리나라 학생을 대상으로 대표적인 능력-성취 불일치 모델인 회귀

불일치 모델과 대표적인 심각한 저성취 모델인 국가규준 저성취 모델을 통해서 학습장애 출현율을 조사하고, 각 모델별 진단 일관성을 비교하고, 진단에 있어 각 모델간의 일치와 차이를 비교하고자 한다.

이를 위한 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

1. 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델에 따라 각각 추정된 학습장애 출현율은 어떠한가?
2. 각 모델별 학습장애의 진단 일관성은 어떠한가?
3. 각 모델간 학습장애 진단의 일치비율과 차이비율은 어떠한가?

## II. 이론적 배경

### 1. 회귀 불일치 모델

Shepard(1980)에 의해서 제안된 회귀불일치 모델은 심각한 불일치를 결정하는 데에 있어서 통계적으로 가장 적절한 모델 중에 하나로 인정되어져왔다. 특히 1983년 미국 교육부를 중심으로 각 주단위에서 현재 실시하고 있는 진단 절차들을 평가하고 학습장애 학생의 진단을 위한 최적의 방법을 결정하기 위한 특수교육 연구 모임에서는 각 주단위의 진단 절차 상에 상당한 차이가 존재한다는 것을 발견하고, 일부 주에서 사용되어지고 있는 방법들은 통계학적으로 매우 부적절하다는 결론을 내리면서 회귀불일치 모델만을 실제 적용을 위한 유일한 모델로 추천하였다(Reynolds, 1984-1985).

학습장애의 불일치 요소를 결정하기 위해 회귀 불일치 모델이 추천되었음에도 불구하고, 회귀 불일치 모델은 커다란 영향을 미치지 못하고 있다(Cone, Wilson, Bradley, & Reese, 1985). 이것은 이 모델의 수많은 수학적 방정식과 개념 때문인 것으로 보인다(Evans, 1990). 회귀 불일치 모델은 보다 정확하게 불일치를 계산하기 위해 평균을 향한 복잡한 회귀 방정식을 사용한다.

회귀불일치 모델의 일반적인 순서는 (a) 먼저 IQ를 측정하고, (b) 성취 수준을 예측하고, (c) 실제 성취(y)를 측정하고, (d) 추정의 표준오차(SEE: Standard Error of Estimates)를 이용하여 예언된 성취 점수를 둘러싼 신뢰 구간(CIs: Confidence Interval)을 설정하고, 마지막으로 (d) 추정의 표준오차를 이용하여 예언된 성취 점수( $\hat{y}$ )와 실제 성취 점수(y)를 비교해서

$(\hat{y} - y)$  유의한 차이인지를 결정한다(Kavale, 2002).

다른 모델과 달리 회귀 불일치 모델은 지능과 성취 점수와 관련된 측정의 표준오차(SEM: Standard Error of Measures), 추정의 표준오차, 표준편차, 신뢰도를 고려하고 있다. 이것은 지능과 성취점수 간에 차이를 해석하는 데에 있어서 회귀 불일치 모델의 정확성을 증가시킨 했지만, 이 모델이 가지고 있는 여러 가지 수학적 공식으로 인해 실제 상황에서 이해되고 적용되는 데에 어려움이 있다(Evans, 1990).

이 수학적 공식들에 대해서 살펴보면 다음과 같다(Kavale, 2002).

아래 공식에 나오는 측정의 표준오차는 신뢰구간을 계산하는 데 사용된다.

$$SEM = SD\sqrt{(1 - r_x^2)}$$

그리고 여기에서 신뢰구간은 나중에 “진” 점수가 발견될 것으로 보이는 범위를 반영한다. 공식은 다음과 같다. 여기에서  $x$ 는 관찰 점수이고  $z$ 는 유의수준에 상응하는 정규분포곡선상의 값(예, 95% 수준=1.96)을 말한다.

$$CI = x \pm z(SEM)$$

추정의 표준오차는 두 검사가 독립적이고 그 중 하나의 검사 점수로 다른 검사 점수를 예언하고자 할 때 사용되는 측정의 표준오차 통계치와 유사하다. 추정의 표준오차는 신뢰구간이 예측 점수 주변의 값이 되게 한다. 공식은 다음과 같다.

$$SEE = SD\sqrt{(1 - r_{xy}^2)}$$

여기서  $SD$ 는 성취 검사의 표준편차이고  $(r_{xy}^2)$ 는 IQ와 성취간의 상관을 제공한 것이다.

IQ검사와 성취검사의 상관이 완벽하지 않기 때문에, 회귀 효과<sup>1)</sup>가 작용하게 된다. 예언된 성취 점수 ( $\hat{y}$ )를 얻기 위해서 다음과 같이 IQ와 성취 검사 점수 모두를  $M=100$ ,  $SD=15$ 인 표준점수로 변환하고, 획득된 IQ에서 IQ 검사의 평균(100)을 뺀 값을 IQ검사와 성취검사의 상관 ( $r_{xy}$ )에 곱한 뒤 성취 검사의 평균(100)을 더함으로써 회귀 효과를 조정한다.

$$\hat{y} = r_{xy}(IQ - 100) + 100$$

실제 값(actual value)은 다음과 같은 방정식으로 계산한다:

$$(\hat{y} - y) > 15z\sqrt{(1 - r_{xy}^2)}$$

예컨대, 어떤 학생의 IQ 측정치가 115이고,  $r_{xy}$  는 0.54<sup>2)</sup>라고 가정하자. 이 값들을 가지

1) 평균적으로 한 검사에서 극단 점수를 얻은 사람은 다른 검사에서는 전집의 평균에 더 가까운 점수를 얻게 된다.

2) 이 값은 연구 문헌들에서 흔히 나타나는 IQ - 성취 상관계수 이다.

고 예언된 성취 점수를 계산하면 108.13<sup>3)</sup>이 나온다. 95% 신뢰수준에서 z값은 1.96이므로 이 값을 방정식에 대입하면 19.93<sup>4)</sup>이라는 값을 얻을 수 있다. 이 값을 예언된 성취 점수 108.1에 더하고 빼서 신뢰구간 88.17-128.03을 구할 수 있다. 만약 그 학생의 실제 성취 점수(y)가 85라면, 신뢰구간의 하한값 보다 낮기 때문에 유의한 불일치가 존재한다고 할 수 있다.

그런데 계산의 복잡성 때문에 계산할 때는 회귀 방법을 활용하여 유의한 IQ-성취 불일치를 계산해주는 컴퓨터 프로그램(예: Reynolds & Snow, 1985)의 도움을 받을 수 있다. 예컨대, 1984년 미국의 Montana 주에서는 회귀 불일치 모델의 수학적 방정식을 다루는 컴퓨터 프로그램이 개발되었고, 1985년에는 회귀 불일치 모델을 활용하기 위한 프로그램인 “심각한 불일치 분석”(SDA; Reynolds & Snow, 1985)이라는 상업적인 소프트웨어가 출간되었다.

Evans(1990)는 회귀불일치 모델이 (1) 지능-성취 점수 차이가 무선오차인지 실제적인 차이 인지를 보여주고, (2) 지능점수와 지능-성취 상관에 기초하여 기대되는 성취 점수를 알 수 있고, (3) 기대되는 성취 점수와 실제 성취 점수간의 차이로 불일치를 정의할 수 있으며, (4) 불일치 차이 점수 상에 표준편차의 관점에서 불일치를 측정할 수 있고, (5) 지능과 성취 점수의 측정오차를 고려함으로써 불일치의 측정의 표준오차를 감안하고 있으며, (6) 측정오차를 감안할 때 불일치가 사전에 결정된 심각한 불일치 범위에 안에 드는지를 결정하는 데에 유용하다고 주장하였다.

그리고 일부 연구자들은 회귀 방정식을 통한 이 모델이 다른 모델들과 달리 회귀현상, 측정 오차 등을 고려하기 때문에 불일치를 결정하는 데에 있어서 최적의 방법이라고 주장하지만 (Reynolds, 1984-1985; Willson & Cone, 1984), 아직까지도 회귀 불일치 모델이 정말로 표준점수 비교 모델에 비해 더 우월한 지에 대한 논의(Van den Broeck, 2002; Willson & Reynolds, 2002)는 계속되어지고 있다. 그리고 컴퓨터를 활용해도 복잡한 계산을 필요로 하기 때문에 현장에 적용하는 것이 어렵다는 문제를 가지고 있다(Boodoo, 1984-1985). 또한, Berk(1984)의 주장처럼 회귀분석을 위해서 사용되어지는 검사의 신뢰도, 타당도 그리고 기술적인 요소에 의문이 생기면, 정확한 결과를 얻는 것이 불가능하다는 근본적인 문제는 남아있다.

## 2. 국가규준 저성취 모델

회귀 불일치 모델 등으로 대표되는 개인내 성취 불일치 모형을 중심으로 학습장애가 진단되었지만, 이에 대한 반대 논의가 꾸준히 있었으며 이중 대표적인 것이 국가규준 저성취 모델이다.

3)  $\hat{y} = .54(115 - 100) + 100$

4)  $(15(1.96)\sqrt{1-.54})$

국가규준 저성취 모델은 지능이라는 요소를 제외하고 성취라는 단일변량 분포를 활용한 것으로, 국가수준 성취 평균(예 50퍼센타일)과 규준참조 성취 검사에서 나타나는 학생성취 점수 간에 불일치로 조작화 되었다(Peterson & Shinn, 2002). 이와 관련하여 Ysseldyke와 Algozzine(1983)은 학습장애는 성취 상에 개인간 불일치로 가장 잘 설명된다고 주장하였다. Siegel(1989)은 학습장애 정의에서 검사의 활용을 포기해야하며, 지능-성취 편차 정의는 그것 자체가 비논리적인 속성을 가지고 있기 때문에 버려야 한다고 주장하였다. 그리고 Siegel(1989, 1999)은 지능검사가 학습장애를 결정하는 데에 더 이상 필요하지 않기 때문에, 개인의 성취 점수가 일정 퍼센타일 이하로 떨어졌을 때(예: 25퍼센타일) 그것이 학습장애의 지표가 된다고 주장하였다. 그러나 Stanovich(1989), Lyon(1989) 등은 그런 주장이 지능과 학습장애의 정의에 대해 지나치게 편협된 생각으로 너무 극단적이며, 근본적으로는 어떤 것도 대답해주는 것이 없다고 하였다.

그러나 일부 연구결과는 학습장애로 진단된 학생들은 학교에서 학업수행이 가장 떨어지는 학생들 중 일부분임을 보여줌으로써 단일변량분포를 통한 학습장애 정의 가능성을 제기하였다. 예컨대, Shaywitz 등(1992)은 난독증이 읽기 성취의 정규 분포상에서 꼬리부분에 해당된다는 증거를 제시하였고, 특수교육과 학교심리학 영역에서도 학습장애 학생들이 가장 낮은 성취 수준의 학생들이라고 결론짓는 연구들이 많았다(Gresham, MacMillan, & Bocian, 1996). 예컨대, Shinn, Tindal, Spira와 Marston(1987)은 (a) 읽기 영역에서 학습장애로 진단된 학생 집단, (b) Title 1 수업을 받고 있는 저성취 학생 집단, (c) 일반교육 상황에서 읽기 교수만을 받고 있는 학생 집단 등 세 집단의 읽기 수행을 비교하였는데, a집단 학생들이 b와 c집단 학생들에 비해서 현저하게 낮은 것을 보였다. 즉, 학습장애 학생들이 가장 낮은 학업성취 집단임을 증명한 것이다.

또한, 심각한 저성취에 따른 개인간 차가 학습장애 정의상에 중요한 특성이라는 것에 대한 보다 강력한 증거는 최근의 메타분석(Fuchs, Fuchs, Mathes, & Lipsey, 2000)들을 통해서 나타났다. 이 연구에서 학습장애 학생들은 저성취 학생 집단들에 비해서 효과크기면에서 모든 변인들에 관해 일관되게 큰 차이를 보였으며, 1.5표준편차 이상으로 낮은 수행을 보였다.

그러나 국가규준 저성취 모델은 학습장애의 진단 실재를 설명하는 데에는 제한점을 나타내었다. 그 이유는 첫째, 개인내 성취 불일치 모델과 비슷하게 국가규준 저성취 모델도 아동내 장애로써 개념화 되었다. 이로 인해 국가규준 저성취 모델에 의해서 진단되어진 학생들도 주나 지역구에 따라서 장애 유무에 대한 판별이 달라지는 현상이 있다(Singer, Palfrey, Butler, & Walker, 1989). 둘째, 학교·학교구의 학력 수준에 따른 학습장애 유무의 차이를 해석해주지 못한다는 점이다. 즉, 국가규준 저성취 모델에 따르면, 학력이 좋은 지역구에 비해서 학력이 떨어지는 지역구에서 더 많은 학습장애 학생이 발견되어야 하는데, 출현을 결과는 이것을 지지해주지 않는다(U.S. Department of Education, 1999).

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 연구대상

본 연구는 전국 12개 초등학교에 재학 중인 1학년에서 6학년 학생을 대상으로 하였다. 학년별 남학생 140명, 여학생 140명을 기준으로 표집하였으나, 학년별 인원간의 차이가 발생하였다. 1차 검사는 4월에서 5월까지 실시되었으며, 2차 검사는 10월에서 11월까지 실시되었다. 본 조사의 표집은 서울, 경기, 부산, 광주, 충청지역, 경상지역을 중심으로 대도시, 중소도시, 농어촌을 기준으로 표집 되었다. <표 Ⅲ-1, 2>는 1, 2차에 걸친 본 검사의 표집 추출을 각각 나타낸 표이다.

<표 Ⅲ-1> 1차 검사의 연구대상

지역	성별	학년구분						전체
		1학년	2학년	3학년	4학년	5학년	6학년	
대도시	남	68	67	88	76	73	91	463
	여	64	70	86	68	69	86	443
	총합	132	137	174	144	142	177	906
중소도시	남	30	30	19	35	30	29	173
	여	27	30	12	29	26	29	153
	총합	57	60	31	64	56	58	326
농어촌	남	45	39	46	46	54	36	266
	여	32	36	43	40	39	37	227
	총합	77	75	89	86	93	73	493
전체	남	143	136	153	157	157	156	902
	여	123	136	141	137	134	152	823
	총합	266	272	294	294	291	308	1,725

<표 Ⅲ-2> 2차 검사의 연구대상

지역	성별	학년구분						전체
		1학년	2학년	3학년	4학년	5학년	6학년	
대도시	남	60	58	78	58	66	71	391
	여	58	63	71	61	54	65	372
	총합	118	121	149	119	120	136	763
중소도시	남	18	17	19	18	15	20	107
	여	17	14	16	16	16	20	99
	총합	35	31	35	34	31	40	206
농어촌	남	73	58	75	68	79	48	401
	여	49	56	61	62	58	58	344
	총합	122	114	136	130	137	106	745
전체	남	151	133	172	144	160	139	899
	여	124	133	148	139	128	143	815
	총합	275	266	320	283	288	282	1,714



## 2. 측정도구

### 1) ACCENT 인지영역검사

ACCENT 인지영역 검사는 김동일·신종호·여상인·이대식·이재희(2003a) 등이 개발한 것으로 본 연구에서는 학생들의 인지능력 수준을 파악하기 위하여 사용되었다. 인지영역의 문항영역은 언어이해·지각적 조직화·주의집중의 세 가지 영역으로 구성하였다. ACCENT 인지영역 검사의 각 소검사별 문항내적 일관성 신뢰도(cronbach  $\alpha$ )와 측정의 표준오차는 <표 III-3>과 같다.

### 2) ACCENT 국어영역 검사

ACCENT 국어영역 검사는 김동일·신종호·여상인·이대식·이재희(2003b) 등이 개발한 것으로 본 연구에서는 학생들의 학업성취 수준을 파악하기 위하여 사용되었다. 초등학교 저학년용과 고학년용 국어검사는 초등학교 각 학년 수준별로 국어교과에서 다루어지고 있는 내용들을 반영하였다. ACCENT 국어검사의 각 소검사인 국어읽기 영역, 국어쓰기 영역과 전체 국어영역에 대한 문항내적일관성 신뢰도(cronbach  $\alpha$ )와 측정의 표준오차는 <표 III-4>와 같다.

<표 III-3> ACCENT 인지영역 검사 신뢰도 계수 및 측정의 표준오차

구분		인지검사 하위영역			전체
		주의집중	언어이해	지각적조직화	
1차검사	신뢰도계수	.8122	.7918	.7780	.9121
	측정의 표준오차	6.500	6.844	7.067	4.447
2차 검사	신뢰도계수	.7696	.8265	.7621	.9060
	측정의 표준오차	7.2	6.247	7.316	4.598

<표 III-4> ACCENT 국어영역검사 신뢰도 계수 및 측정의 표준오차

구분		국어검사 하위영역		전체
		국어읽기	국어쓰기	
저학년 1학기	신뢰도계수	.8329	.7635	.8844
	측정의 표준오차	6.132	7.295	5.1
저학년 2학기	신뢰도계수	.8431	.7263	.8791
	측정의 표준오차	5.942	7.847	5.216
고학년 1학기	신뢰도계수	.8101	.4212	.8344
	측정의 표준오차	6.537	11.411	6.104
고학년 2학기	신뢰도계수	.8646	.4673	.8804
	측정의 표준오차	5.520	10.948	5.187

### 3. 분석방법

연구에서 사용한 측정도구 결과에 따라 불일치 모델별로 국어학습장애 출현율을 조사하였다. 측정도구인 ACCENT 인지영역 검사와 국어영역 검사 모두 평균 100, 표준편차 15로 표준화된 검사이다. 국어학습장애 진단 준거는 아래와 같고, 세 가지 조건에 모두 해당하는 학생을 국어학습장애로 진단하였으며 각 연구문제에 따라 빈도분석과 교차분석을 실시하였다.

- ① ACCENT 인지영역 검사 환산점수가 70이상이고,
- ② ACCENT 국어영역 검사 환산점수가 100이하이며,
- ③ 각 모델별로 제안된 불일치 공식에 따라 나타난 불일치 수준이 1표준편차, 1.5표준편차, 2표준편차 이상인 경우

각 불일치 모형에서 사용한 불일치 공식은 다음과 같다.

#### 1) 회귀 불일치 모델

$$\widehat{X}_A = \overline{X}_A + \frac{R_{IA}SD_A}{SD_I} (X_I - \overline{X}_I)$$

$$\widehat{X}_A - X_A > 15Z\sqrt{1 - R_{IA}}$$

$\widehat{X}_A$ : 개인별 ACCENT 국어영역 검사 예상 환산점수

$\overline{X}_A$ : ACCENT 국어영역 검사 환산점수의 평균(M=100)

$R_{IA}$ : ACCENT 인지영역검사와 국어영역 검사간의 상관

(저학년 상관계수 R=0.612, 고학년 상관계수 R=0.626)

$SD_A$ : ACCENT 국어영역 검사 환산점수의 표준편차(SD=15)

$SD_I$ : ACCENT 인지영역 검사 환산점수의 표준편차(SD=15)

$X_I$ : 개인별 ACCENT 인지능력 검사 환산 점수

$\overline{X}_I$ : ACCENT 인지능력 검사 환산점수의 평균(M=100)

$X_A$ : 개인별 ACCENT 국어영역 검사 환산 점수

Z: 신뢰수준(95% 신뢰수준 값=1.96)

## 2) 국가규준 저성취 모델

$$\frac{X_A - \bar{X}_A}{SD_A}$$

$X_A$ : 개인별 ACCENT 국어영역 검사 환산점수

$\bar{X}_A$ : ACCENT 국어영역 검사 환산점수의 평균(M=100)

$SD_A$ : ACCENT 국어영역 검사 도구의 표준편차(SD=15)

## IV. 연구결과

## 1. 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델의 출현율 조사 결과

## 1) 회귀 불일치 모델에 따른 출현율 조사 결과

회귀 불일치 모델에 의해서 조사된 국어학습장애 출현율을 학기별, 학년별, 표준편차 수준에 따라 제시한 결과는 <표 IV-1>과 같다. 회귀 불일치 모델에 의해서 조사된 국어학습장애 출현율은 1표준편차의 경우는 1학기 18.7%, 2학기 19.4%의 출현율을 보였고, 1.5표준편차의 경우는 1학기 11.3%, 2학기 11.4%, 2표준편차의 경우는 1학기 6.0%, 2학기 5.9%로 나타났다.

<표 IV-1> 회귀 불일치 모델에 따른 학기별, 학년별, 표준편차별 국어학습장애 출현율 결과

구분	1표준편차		1.5표준편차		2표준편차		
	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	
1 학 기	1학년	49(21.4)	180(78.6)	24(10.5)	205(89.5)	15(6.6)	214(93.4)
	2학년	55(20.4)	214(79.6)	34(12.6)	235(87.4)	14(5.2)	255(94.8)
	3학년	56(19.4)	233(80.6)	36(12.5)	253(87.5)	16(5.5)	273(94.5)
	4학년	58(21.5)	212(78.5)	38(14.1)	232(85.9)	22(8.1)	248(91.9)
	5학년	45(16.0)	237(84.0)	29(10.3)	253(89.7)	16(5.7)	266(94.3)
	6학년	44(14.5)	260(85.5)	25(8.2)	279(91.8)	15(4.9)	289(95.1)
전체	307(18.7)	1,336(81.3)	186(11.3)	1,457(88.7)	98(6.0)	1,545(94.0)	
2 학 기	1학년	48(22.4)	166(77.6)	25(11.7)	189(88.3)	9(4.2)	205(95.8)
	2학년	55(25.8)	158(74.2)	34(16.0)	179(84.0)	21(9.9)	192(90.1)
	3학년	45(17.0)	219(83.0)	26(9.8)	238(90.2)	15(5.7)	249(94.3)
	4학년	59(21.7)	213(78.3)	36(13.2)	236(86.8)	17(6.3)	255(93.8)
	5학년	51(19.0)	217(81.0)	26(9.7)	242(90.3)	14(5.2)	254(94.8)
	6학년	33(12.2)	238(87.8)	24(8.9)	247(91.1)	13(4.8)	258(95.2)
전체	291(19.4)	1,211(80.6)	171(11.4)	1,331(88.6)	89(5.9)	1,413(94.1)	

&lt;표 IV-2&gt; 국가규준 저성취 모델에 따른 학기별, 학년별, 표준편차별 국어학습장애 출현율 결과

구분	1표준편차(85점이하)		1.5표준편차(77.5점이하)		2표준편차(70점이하)		
	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	
1 학 기	1학년	41(17.2)	197(82.8)	0(0.0)	238(100.0)	0(0.0)	238(100.0)
	2학년	50(18.4)	222(81.6)	20(7.4)	252(92.6)	4(1.5)	268(98.5)
	3학년	55(18.8)	238(81.2)	20(6.8)	273(93.2)	9(3.1)	284(96.9)
	4학년	46(17.0)	225(83.0)	16(5.9)	255(94.1)	1(0.4)	270(99.6)
	5학년	45(15.6)	244(84.4)	20(6.9)	269(93.1)	8(2.8)	281(97.2)
	6학년	51(16.6)	256(83.4)	30(9.8)	277(90.2)	10(3.3)	297(96.7)
전체	288(17.2)	1,382(82.8)	106(6.3)	3,832(93.7)	32(1.9)	1,638(98.1)	
2 학 기	1학년	25(11.4)	195(88.6)	8(3.6)	212(96.4)	1(0.5)	219(99.5)
	2학년	41(19.2)	173(80.8)	16(7.5)	198(92.5)	1(0.5)	213(99.5)
	3학년	44(16.5)	223(83.5)	24(9.0)	243(91.0)	13(4.9)	254(95.1)
	4학년	51(18.4)	226(81.6)	15(5.4)	262(94.6)	5(1.8)	272(98.2)
	5학년	51(18.8)	221(81.3)	21(7.7)	251(92.3)	6(2.2)	266(97.8)
	6학년	44(16.0)	231(84.0)	26(9.5)	249(90.5)	14(5.1)	261(94.9)
전체	256(16.8)	1,269(83.2)	110(7.2)	1,415(92.8)	40(2.6)	1,485(97.4)	

## 2) 국가 규준 저성취 모델에 따른 출현율 조사 결과

국가규준 저성취 모델에 의해서 조사된 국어학습장애 출현율을 학기별, 학년별, 표준편차 수준에 따라 제시한 결과는 <표 IV-2>와 같다. 국가규준 저성취 모델에 의해서 조사된 국어 학습장애 출현율은 1표준편차의 경우는 1학기 17.2%, 2학기 16.8%의 출현율을 보였고, 1.5표준편차의 경우는 1학기 6.3%, 2학기 7.2%, 2표준편차의 경우는 1학기 1.9%, 2학기 2.6%로 나타났다.

## 2. 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델별 진단 일관성

### 1) 회귀 불일치 모델에 따른 국어학습장애 진단 일관성

회귀 불일치 모델에 따른 학기별 국어학습장애 진단 일관성 결과 비교는 <표 IV-3, 4>와 같다. 1표준편차의 경우는 회귀 불일치 모델이 1·2학기 모두 국어학습장애로 진단한 학생이 저학년 8.6%, 고학년 6.5%이고, 1.5표준편차의 경우는 저학년 3.6%, 고학년 3.2%이고, 2표준편차의 경우는 저학년 1.1%, 고학년 1.6%였다.

&lt;표 IV-3&gt; 회귀 불일치 모델에 따른 학기별 진단 결과 비교(저학년)

구분		1학기 저학년					
		1표준편차		1.5표준편차		2표준편차	
		학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애
2학기 저학년	학습 장애	48 (8.6)	80 (14.3)	20 (3.6)	54 (9.6)	6 (1.1)	36 (6.4)
	비학습 장애	57 (10.2)	375 (67.0)	42 (7.5)	444 (790.3)	23 (4.1)	495 (88.4)

\* ( )안은 %

&lt;표 IV-4&gt; 회귀 불일치 모델에 따른 학기별 진단 결과 비교(고학년)

구분		1학기 고학년					
		1표준편차		1.5표준편차		2표준편차	
		학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애
2학기 고학년	학습 장애	41 (6.5)	58 (9.2)	20 (3.2)	38 (6.0)	10 (1.6)	21 (3.3)
	비학습 장애	66 (10.4)	468 (73.9)	43 (6.8)	532 (84.0)	25 (3.9)	577 (91.2)

\* ( )안은 %

## 2) 국가규준 저성취 모델에 따른 국어학습장애 진단 일관성

국가규준 저성취 모델에 따른 학기별 국어학습장애 진단 결과 비교는 <표 IV-5, 6>과 같다. 1표준편차의 경우는 국가규준 저성취 모델이 1·2학기 모두 국어학습장애로 진단한 학생이 저학년 9.3%, 고학년 8.3%이고, 1.5표준편차의 경우는 저학년 2.4%, 고학년 2.9%이고, 2표준편차의 경우는 저학년 0.5%, 고학년 0.9%였다.

&lt;표 IV-5&gt; 국가규준 저성취 모델에 따른 학기별 국어학습장애 진단 결과 비교(저학년)

구분		1학기 저학년					
		1표준편차(85점이하)		1.5표준편차(77.5점이하)		2표준편차(70점이하)	
		학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애
2학기 저학년	학습 장애	53 (9.3)	44 (7.7)	14 (2.4)	27 (4.7)	3 (0.5)	9 (1.6)
	비학습 장애	30 (5.2)	445 (77.8)	10 (1.7)	521 (91.1)	4 (0.7)	556 (97.2)

\* ( )안은 %

&lt;표 IV-6&gt; 국가규준 저성취 모델에 따른 학기별 국어학습장애 진단 결과 비교(고학년)

구분	1학기 고학년						
	1표준편차(85점이하)		1.5표준편차(77.5점이하)		2표준편차(70점이하)		
	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	
2학기 고학년	학습 장애	54 (8.3)	42 (6.5)	19 (2.9)	21 (3.2)	6 (0.9)	8 (1.2)
	비학습 장애	48 (7.4)	503 (77.7)	27 (4.2)	580 (89.6)	6 (0.9)	627 (96.9)

\* ( )안은 %

&lt;표 IV-7&gt; 국어학습장애 진단을 위한 불일치 모델별 진단 일관성 결과 비교

구분		1표준편차 또는	1.5표준편차 또는	2표준편차 또는
		85점이하	77.5점 이하	70점이하
회귀 불일치모델	저학년	8.6% (25.98%) <sup>5)</sup>	3.6% (17.39%)	1.1% (9.48%)
	고학년	6.5% (24.90%)	3.2% (20%)	1.6% (18.18%)
국가규준 저성취 모델	저학년	9.3% (41.89%)	2.4% (27.27%)	0.5% (17.86%)
	고학년	8.3% (37.39%)	2.9% (28.16%)	0.9% (30%)

### 3) 모델별 진단 일관성 결과 요약

회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델에 따른 진단 일관성 결과를 요약하면 다음과 같다. 진단 일관성은 6개월간의 차이를 두고 1학과 2학기에 동일한 학생들을 대상으로 2회 실시된 조사결과에서도 변함없이 국어학습장애로 진단되어진 학생들의 공통비율을 통해서 알아보았다. 가장 큰 공통비율은 41.89%였으며, 가장 적은 공통비율은 9.48%로 나타났다. 그리고 국가규준 저성취 모델이 회귀 불일치 모델에 비해서 진단의 일관성 비율은 더 높은 것으로 나타났다.

## 3. 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델 간에 진단의 일치와 차이

### 1) 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델 비교

회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델 간에 저학년 학습장애 진단 결과 비교는 <표 IV-8, 9>와 같다. 1표준편차의 경우는 표준점수 비교 모델과 국가규준 저성취 모델 모두가 국어학습장애로 진단한 학생이 1학기 11.8%, 2학기 11.6%이고, 1.5표준편차의 경우는 1학기

5) ( )안의 비율은 다음과 같은 공식에 의해서 구해진 비율이다. (1, 2학기 모두 학습장애로 진단된 학생 비율)÷(1학기에만 학습장애로 진단된 학생 비율 + 2학기에만 학습장애로 진단된 학생 비율 + 1, 2학기 모두 학습장애로 진단된 학생 비율).

&lt;표 IV-8&gt; 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델간 1학기 진단 비교 결과(저학년)

구분		1학기 저학년 회귀불일치 모델						
		1표준편차-85점이하		1.5표준편차-77.5점이하		2표준편차-70점이하		
		학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	
1학기 저학년	국가 규준	학습 장애	93 (11.8)	42 (5.3)	28 (3.6)	10 (1.3)	6 (0.8)	5 (0.6)
	저성취 모델	비학습 장애	67 (8.5)	585 (74.3)	66 (8.4)	683 (86.8)	39 (5.0)	737 (93.6)

&lt;표 IV-9&gt; 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델간 2학기 진단 비교 결과(저학년)

구분		2학기 저학년 회귀불일치 모델						
		1표준편차-85점이하		1.5표준편차-77.5점이하		2표준편차-70점이하		
		학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	
2학기 저학년	국가 규준	학습 장애	80 (11.6)	30 (4.3)	31 (4.5)	17 (2.5)	8 (1.2)	7 (1.0)
	저성취 모델	비학습 장애	68 (9.8)	513 (74.2)	54 (7.8)	589 (85.2)	37 (5.4)	639 (92.5)

3.6%, 2학기 4.5%이고, 2표준편차의 경우는 1학기 0.8%, 2학기 1.2%였다.

회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델 간에 고학년 국어학습장애 출현을 결과 비교는 <표 IV-10, 11>와 같다. 1표준편차의 경우는 표준점수 비교 모델과 지역규준 저성취 모델 모두 국어학습장애로 진단한 학생이 1학기 9.3%, 2학기 9.5%이고, 1.5표준편차의 경우는 1학기 3.6%, 2학기 3.1%이고, 2표준편차의 경우는 1학기 0.8%, 2학기 0.9%였다.

&lt;표 IV-10&gt; 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델간 1학기 출현율 비교 결과(고학년)

구분		1학기 고학년 회귀 불일치 모델						
		1표준편차-85점이하		1.5표준편차-77.5점이하		2표준편차-70점이하		
		학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	
1학기 고학년	국가 규준	학습 장애	80 (9.3)	57 (6.7)	31 (3.6)	31 (3.6)	7 (0.8)	9 (1.1)
	저성취 모델	비학습 장애	67 (7.8)	652 (76.2)	61 (7.1)	733 (85.6)	46 (5.4)	794 (92.8)

&lt;표 IV-11&gt; 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델간 2학기 출현율 비교 결과(고학년)

구분		2학기 고학년 회귀 불일치 모델						
		1표준편차-85점이하		1.5표준편차-77.5점이하		2표준편차-70점이하		
		학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	학습장애	비학습장애	
2학기 고학년	국가 규준	학습 장애	77 (9.5)	61 (7.5)	25 (3.1)	30 (3.7)	7 (0.9)	12 (1.5)
	저성취 모델	비학습 장애	66 (8.1)	607 (74.8)	61 (7.5)	695 (85.7)	37 (4.6)	755 (93.1)

&lt;표 IV-12&gt; 국어학습장애 진단을 위한 불일치 모델별 출현을 일치 결과 비교

구분		회귀 불일치 모델		
		1표준편차 85점이하	1.5표준편차 77.5점 이하	2표준편차 70점이하
국가규준 저성취 모델	저학년	11.7% <sup>6)</sup>	4.05%	1%
	고학년	9.4%	3.35%	0.85%

## 2) 모델간 진단 일치 결과 요약

회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델 간 진단 일관성에 대한 결과를 요약하면 <표 IV-12>와 같다. 회귀 불일치 모델에서 국어학습장애로 진단한 사례가 국가규준 저성취 모델에서도 동일하게 국어학습장애로 진단하는 비율은 매우 낮았다. 회귀 불일치 수준이 1표준편차 인 경우와 저성취 수준이 85점 이하인 경우가 저학년 11.7%, 고학년 9.4%로 가장 높게 나타났고 나머지는 더 낮은 것으로 나타났다.

## V. 논의 및 결론

본 연구 결과에 따르면 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델 모두 진단 일관성이 부족하다. 단 하나의 모델조차도 50%이상의 비율로 일관성을 유지하고 있지 못하다. 이는 현재 대표적인 학습장애 진단 모델로 측정학적인 측면에서 장점이 있다고 생각되어지는 회귀 불일치 모델과 국가규준 저성취 모델조차도 일회의 적격성 심사를 사용해서는 학습장애 진단을 실패하고 있다는 것을 의미한다. 장애 명칭을 부여하는 것이 일정 기간동안의 일관성을 유지하는 것을 전제로 한다고 보았을 때 이런 결과는 매우 심각하다. 일반학교에서 이루어지고 있는 중재에 의해서 상당수의 많은 학생들이 학습장애로 분류되었다가 다시 비학습장애로 분류되어지거나 그 반대의 경우가 발생한다면 진단에 의한 적격성 판정이 의미가 없어지기 때문이다. 그런데 두 모델 모두 이 부분에서 문제가 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 선행연구들(예: Shepard & Smith, 1983)을 지지하는 것으로 시간의 변동에 따라 학습장애 불일치 점수가 매우 불안정한 것임을 보여주고 있다.

동시에 이 결과는 일회 평가를 통해서 적격성 여부를 판정하는 것의 문제점을 나타내고 있다. 본 연구의 대상들은 6개월 정도 일반교육 환경에서 교육받은 것으로 가정할 수 있다.

6) 이 퍼센트는 1학기에 나타난 공통비율과 2학기에 나타난 공통비율의 평균이다.



특수교육 서비스를 제공받는 것이 아니었음에도 불구하고 6개월 만에 학습장애에 대한 적격성이 변화되었다. 이는 Fletcher와 Foorman(1994)의 주장처럼 충분한 불일치가 일어나기 위해서 효과도 없는 일반교육을 받도록 방치한 것이 아니라 일반교육 내에서도 6개월 정도의 교육을 받았을 때 충분히 학습장애 적격성 판정이 달라질 수 있다는 정반대의 결론에 도달케 한다. 따라서 일회 평가를 통한 적격성 판정은 오류를 범할 확률이 매우 높다. 그리고 일회 평가를 통한 적격성 판정은 진짜 학습장애로 비롯된 문제인지 또는 학생이 처해지는 사회경제적·문화적 불리함으로 인해서 발생한 문제인지 또는 적절한 교수의 부족으로 인해 발생한 문제인지(예: Griffin & Case, 2000)에 대한 고민을 모두 무시하는 적격성 판정이다.

따라서 본 연구의 결과와 선행연구의 결과를 볼 때 학습장애 진단은 일회 평가를 통해서 이루어져서는 안 된다. 이것은 학습장애 판별의 대안적 접근으로 논의되고 있는 중재반응모델의 타당성을 지지하고 있다. 즉, 처치 타당도를 중요시하는 반복측정과 교육과정중심측정을 통한 중재반응모델의 필요성을 지지하고 있다. 학습장애 진단을 위해서는 특정시기에 처음 측정된 성취 수준을 또래와 비교할 수도 있고, 반복측정을 통해 시간에 따른 진전도를 개별적으로 살펴보거나 또래와 비교해서 살펴볼 수 있어야 한다(Fuchs, 1995; Fuchs & Fuchs, 1998). 물론 이 중재반응모델이 우리나라 교육환경에서 적용가능할지에 대해서는 의문이 있다. 비용효과성의 문제와 진전도의 표준오차에 관한 문제에 대해서 뚜렷하게 대답하고 있지 못한 단점을 가지고 있기 때문에 이 문제의 보완방안이 조속히 나와야 할 것이다.

그리고 본 연구의 결과에 따르면 학습장애 진단을 위한 불일치 모델 간에 진단의 일치도가 매우 낮다. 이것은 학습장애가 이질적인 집단이라는 것을 의미하기도 하지만, 한 모델에서 학습장애로 진단한 사례가 다른 모델에서 학습장애로 진단되지 않는 경우가 많다는 것은 각 모델이 서로 전혀 다른 학생들을 학습장애로 생각하고 있다는 것이다. 이것은 선행연구(예: Macmann & Barnett, 1985; Proctor & Prevatt, 2003)에서 어떤 모델로 학습장애를 정의하느냐 그리고 우연한 오차와 검사도구에 따라 전혀 다른 연구결과를 얻을 수 있다는 주장과 맥을 함께 한다. 많은 모델들이 학습장애 진단을 위해서 사용되었지만, 아직 어떤 모델이 최상인지에 관한 합의점은 없다. 본 연구의 결과는 결국 학습장애 진단 모델의 선택에 따라서 학습장애 적격성 판정이 심각하게 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 이것은 아직까지도 연구자들이 “학습장애 아동”이 무엇을 의미하는지 전혀 이해하지 못하고 있다는 것을 의미한다(Proctor & Prevatt, 2003). 그리고 학습장애에 관해 그동안 실시된 여러 가지 다양한 연구들이 각 연구별로 학습장애로 상정했던 집단들의 준거와 특성에 따라 재분류되어 다시 분석되어야 할 필요성이 존재한다.

학습장애 적격성에 대한 의사결정이 진단모델에 종속되고 모델의 선택은 학습장애 진단가의 이론적 신념에 상당히 의존하게 된다. 이런 문제를 보완하기 위해서는 학습장애에 대한

조작적 정의와 학습장애 진단 모델에 대한 국가차원의 표준안이 조속히 마련되어야 한다. 학습장애 진단 모델에 따라 서로 다른 대상들을 학습장애로 논의하고 있다는 것은 학습장애 연구와 임상적 실제에 대한 결과들을 합의할 수 없게 한다. 따라서 학습장애를 어떻게 조작적으로 정의하는 것이 합리적인 것인지에 대한 논의가 국가적 차원에서의 학습장애 연구의 중심이 되어야 할 것이다.

또한 학습장애 위험군에 대한 연구가 요구된다. 일차평가와 재평가에서 일관되게 학습장애로 진단된 학생이 있지만 재평가에 따라 학습장애로 분류되거나 비학습장애로 분류되어지는 학습장애 위험군이 존재한다. 이들은 학습장애로 진단되어질 수 있는 가능성이 매우 높은 집단들이다. 따라서 이들을 어떻게 중재하느냐에 대한 문제는 학습장애를 예방한다는 차원에서 매우 중요하다고 볼 수 있다. 특히 일차평가에서는 비학습장애로 진단되었다가 6개월간의 일반교육 중재이후에 학습장애로 진단되어진 학생들의 사례는 별도의 개별중재를 요구하는 학생들로 보여 진다. 이 집단의 경우 일회 학습장애 적격성 판정에서는 학습장애가 아닌 것으로 판정되어졌을 것이며, 별도의 특수교육 서비스를 받을 수 있는 기회를 상실하게 되었을 것이다. 따라서 학습장애로 명명하지 않더라도 학습장애 위험군에 대해서는 학습도움실을 통한 개별 중재 기회나 특수교육서비스를 받을 수 있는 기회를 제공해야 할 것이다. 특히 현재 논의되고 있는 학습치료사가 지도해야할 범위와 이수 받아야할 연수과정이 학습장애로 한정되는 것이 아니라 학업장애 위험군 혹은 학업저성취 집단까지 확대되어야 함을 보여주고 있다.

그런데, 본 연구는 학습장애 진단 준거를 다음 세 가지 조건에 의해 조작적으로 정의하였다는 한계가 있다. ① ACCENT 인지영역 검사 환산점수가 70이상이고, ② ACCENT 국어영역 검사 환산점수가 100이하이며, ③ 각 모델별로 제안된 불일치 공식에 따라 나타난 불일치 수준이 1표준편차, 1.5표준편차, 2표준편차 이상인 경우. 따라서 학습장애 진단준거를 달리 설정하거나 ACCENT 검사가 아닌 다른 특성을 가진 검사를 사용하게 된다면 이 연구와 다른 결과를 얻을 수 있다. 따라서 다양한 검사 도구를 활용한 유사 연구가 많이 이루어져야 필요가 있다.

## 참고문헌

- 김동일(2000). 학습장애와 학습부진: 쟁점과 대안적 접근. 황정규(편), *현대교육심리학의 쟁점과 전망*. (pp.111-142). 서울: 교육과학사.
- 김동일(2005). 학습장애 진단 및 평가에 대한 논의: 진단 및 평가 모형 적용가능성의 제고. *한국학습장애학회 2005 춘계 심포지엄*, 61-65.
- 김동일 · 신중호 · 여상인 · 이대식 · 이재희(2003a). ACCENT 개발 최종보고서 인지영역. 서울: 서울대학교교육연구소.
- 김동일 · 신중호 · 여상인 · 이대식 · 이재희(2003b). ACCENT 개발 최종보고서 국어영역. 서울: 서울대학교교육연구소.
- 김동일 · 홍성두(2005). 학습장애 진단을 위한 불일치 판별모델: 개관과 전망. *아시아교육연구*, 6(3), 209-237.
- 신중호(2002). 학습장애아동 조기 선별을 위한 인지판단 그림검사의 타당도 연구. *교육학연구*, 40(1), 159-176.
- Berninger, V. W., & Abbott, R. D. (1994). Redefining learning disabilities: Moving beyond aptitude-achievement discrepancies to failure to respond to validated treatment protocols. In G. R. Lyon (Ed.), *Frames of reference for assessment of learning disabilities: New views in measurement issues*(pp. 163-184). Baltimore, MD: Brookes.
- Berk, R. A. (1984). An evaluation of procedures for computing an ability-achievement discrepancy score. *Journal of Learning Disabilities*, 17, 262-266.
- Boodoo, G. (1984-1985). A multivariate perspective for aptitude-achievement discrepancy in learning disability assessment. *Journal of Special Education*, 18, 489-494.
- Cone, T. E., Wilson, L. R., Bradley, C. M., & Reese, J. H. (1985). Characteristics of LD students in Iowa: An empirical investigation. *Learning Disability Quarterly*, 8, 211-220
- Evans, L. D. (1990). A conceptual overview of the regression discrepancy model for evaluating severe discrepancy between I.Q. and achievement scores. *Journal of Learning Disabilities*, 23, 406-412.
- Fletcher, J. M., Coulter, W. A., Reschly, D. J., & Vaughn, S.(2004). *Alternative Approaches*

- to the definition and identification of learning disabilities: Some questions and answers. *Annals of Dyslexia*, 54(2), 304-331.
- Fletcher, J. M., Francis, D. J., Shaywitz, S. E., Lyon, G. R., Foorman, B. R., Stuebing, K. K., et al. (1998). Intelligent testing and the discrepancy model for children with learning disabilities. *Learning Disabilities Research & Practice*, 13, 186-203.
- Fuchs, D., Fuchs, L. S., Mathes, P. G., & Lipsey, M. W. (2000). Reading differences between low-achieving students with and without learning disabilities: A meta-analysis. In R. Gersten, E. P. Schiller, & S. Vaughn (Eds.), *Contemporary special education research* (pp. 105-136). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Gresham F. (2001, August 27-28). *Responsiveness to intervention: An alternative approach to the identification of learning disabilities*. Paper presented at the 2001 OSEP Learning Disabilities Summit.
- Gresham, F. M., MacMillan, D. L., & Bocian, K. M. (1996). Learning disabilities, low achievement, and mild mental retardation: More alike than different? *Journal of Learning Disabilities*, 29, 570-581.
- Kavale, K.A. (2002). Discrepancy models in the identification of learning disability. In R. Bradley, L. Danielson, & D.P. Hallahan (Eds.), *Identification of learning disabilities: Research to practice* (pp. 369-426). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Kavale, K. A., & Forness, S. R. (2000). What definition of learning disabilities say and don't say. *Journal of Learning Disabilities*, 33(3), 239-256.
- Lyon, G. R. (1989). I.Q. is irrelevant to the definition of learning disabilities: A position in search of logic and data. *Journal of Learning Disabilities*, 22, 504-506, 512.
- Macmann, G. M., & Barnett, D. W. (1985). Discrepancy score analysis: A computer simulation of classification stability. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 4, 363-375.
- Maxwell, S. E., & Delaney, H. D. (1993). Bivariate median splits and spurious statistical significance. *Psychological Bulletin*, 113, 181-190.
- Peterson, K. M. H., & Shinn, M. R., (2002). Severe discrepancy models: Which best explain school identification practices for learning disabilities? *School Psychology Reviews*, 31(4), 459-476.
- Proctor, B., & Prevatt, F., (2003). Agreement among four models used for diagnosing learning disabilities. *Journal of Learning Disabilities*, 36(5), 459-466.

- Reynolds, C. R. (1984-1985). Critical measurement issues in learning disabilities. *The Journal of Special Education, 18*(4), 451-476.
- Shaywitz, S. E., Escobar, M. D., Shaywitz, B. A., Fletcher, J. M., & Makuch, R. (1992). Evidence that dyslexia may represent the lower tail of a normal distribution of reading ability. *The New England Journal of Medicine, 326*(3), 145-150.
- Shepard, L. (1980). An evaluation of the regression discrepancy method for identifying children with learning disabilities. *Journal of Special Education, 14*, 79-91.
- Shepard, L. A., Smith, M. L., & Vojir, C. P. (1983). Characteristics of pupils identified as learning disabled. *American Educational Research Journal, 20*, 309-331.
- Shinn, M. R. (2002). Best practices in curriculum-based measurement. In A. Thomas & J. Grimes (Eds.), *Best practices in school psychology IV* (pp.671-698). Bethesda, MD: National Association of School Psychologist.
- Shinn, M. R., Tindal, G. A., Spira, D., & Marston, D. (1987). Practice of learning disabilities as social policy. *Learning disabilities Quarterly, 10*, 17-28.
- Siegel, L. S. (1989). IQ is irrelevant to the definition of learning disabilities. *Journal of Learning disabilities, 22*, 469-478.
- Siegel, L. S. (1999). Issues in the definition and diagnosis of learning disabilities: A perspective on Guckenberger vs. Boston University. *Journal of Learning Disabilities, 32*, 304-319.
- Singer, J., Palfrey, J., Butter, J., & Walker, D. (1989). Variation in special education classification across school districts: How does where you live affect what you are labeled? *American Educational Research Journal, 26*, 261-281.
- Stanovich, K. E. (1989). Has the learning disabilities field lost its intelligence? *Journal of Learning Disabilities, 22*, 487-492.
- Stanovich, K. E. (2000). *Progress in understanding reading: Scientific foundation and new frontiers*. New York: Guilford.
- Swanson, L. H. (2000). Issues facing the field of learning disabilities. *Learning Disability Quarterly, 23*, 37-50.
- U. S. Department of Education. (1999). *To assure the free appropriate public education of all children with disabilities: Twenty-first annual report to the Congress on the implementation of the Individuals With Disabilities Education Act*. Washington, DC: Author.

- Van den Broeck, W. (2002). The misconception of the regression-based discrepancy operationalization in the definition and research of learning disabilities. *Journal of Learning Disabilities, 35*(3), 194-204.
- Vaughn, S. (2002). Using response to treatment for identifying students with learning disabilities. In R. Bradley, L. Danielson, & D.P. Hallahan (Eds.), *Identification of learning disabilities: Research to practice* (pp. 549-554). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Willson, V. L., & Reynolds, C. R. (2002). Misconceptions in Van den Broeck's representation of misconceptions about learning disability research. *Journal of Learning Disabilities, 35*(3), 205-208.
- Wilson, L. R., & Cone, T. (1984). The regression equation method of determining academic discrepancy. *Journal of School Psychology, 22*, 95-110.
- Ysseldyke, J. E., & Algozzine, B. (1983). LD or not LD: That's not the question! *Journal of Learning Disabilities, 16*(1), 29-31.

\* 논문접수 2006년 2월 15일 / 1차 심사 2006년 5월 31일 / 2차 심사 2006년 6월 11일

\* 김동일: 서울대학교 교육학과 및 동대학원을 졸업하고 미네소타 대학교 교육심리학과에서 학습장애전공 석사, 박사 학위를 취득하였다. 현재 서울대학교 교육학과 교수 및 2단계 BK21 역량기반 교육혁신 연구사업단 참여교수로 재직중이며, 주요 저서 논문으로 「학습장애아동의 이해와 교육」 과 「특수아동상담」 등이 있다.

\* e-mail: dikimedu@snu.ac.kr

\* 홍성두: 단국대학교 특수교육과를 졸업하고, 동대학원에서 정서장애아교육전공으로 석사학위를 취득하였다. 서울대학교 협동과정 특수교육전공으로 박사학위를 취득하였으며, 현재 서울대학교교육연구소에서 연구원으로 재직 중이다.

\* e-mail: secshsd@hanmail.net

Abstract

## Comparing Identification Consistency of Discrepancy Models for Learning Disabilities\*

Kim, Dong-il · Hong, Sungdoo\*\*

Discrepancy is one of the most important issues facing the field of learning disabilities(LD). It means that LD is based on "a severe discrepancy between achievement and intellectual ability." Thus, in practice, the definition suggests that intelligence and achievement tests are necessary to identify LD. Although test scores are not the sole basis for eligibility as LD in IDEA, a typical assessment in the schools almost always includes IQ tests and achievement tests. Two of the more commonly used models of severe discrepancy are regression discrepancy model(RDM), and absolute achievement discrepancy model(AADM).

However, There were very few Korean studies focusing the discrepancy of LD, which just reviewed and introduced several research papers in US. This study intended to comparing Identification Consistency of discrepancy models for identifying LD.

The results of this study were as follows: First, it revealed that prevalence of RDM was ranged from 5.9% to 19.4%; AADM, 1.9% to 17.2%. Second, the ratio of agreement between first test and second test in RDM were ranged from 9.48%to 25.98%; in AADM, 17.86% to 41.89%. Third, the ratio of agreement between RDM and AADM were ranged from 0.85% to 11.7%.

Key words: Learning Disabilities, Identification, Discrepancy model, regression discrepancy model, absolute achievement discrepancy model

---

\* This work was supported by the Korea Research Foundation Grant funded by the Korean Government (MOEHRD) (KRF-2004-041-B00470) and the first author currently participates in the 『Brain Korea 21 Division of Competency-based Education Innovation』 Project

\*\* Seoul National University