대한수학교육학회지 수학교육학연구 제 19 권 제 2 호
Journal of Educational Research in Mathematics
Vol. 19, No. 2, 273-288. May 2009

# 수학 학업성취도의 변산도에서 성차 추이 분석[1)] - 국가수준 학업성취도 평가 결과를 중심으로 -

이 봉 주*

이 연구에서는 수학 성취도에서 나타나는 성차를 설명하기 위하여 국내 성차 분석 연구에서 시도하지 않은 변산도 측면에서의 성차를 분석하였다. 이를 위해 초등학교 6학년, 중학교 3학년, 고등학교 1학년을 대상으로 시행된 2003년부터 2006년까지의 수학과 학업성취도 평가 결과에서 각 학교급 성취도의 변산도에서 성차를 분석하였다. 먼저, 변산도 지수 중의 하나인 분산에서 성차를 분석한 결과, 세 학교급에서 모두 남학생 점수의 분산이 여학생 점수의 분산보다 통계적으로 유의미한 수준에서 더 큰 것으로 나타났다. 다음으로, 동일한 학생 집단을 대상으로 한 표본을 통한 상급학교 진학에 따른 학업성취도 변산도 추이 변화로부터 대체적으로 남학생 집단과 여학생 집단 모두에서 학교급이 올라갈수록 수학 점수의 변산도가 더 커지는 현상을 발견하였다. 마지막으로, 모든 학교급의 우수학력 수준과 기초학력미달 수준에서 남학생 비율이 대체적으로 여학생 비율보다 더 높았다.

## Ⅰ. 서 론

수학 성취도에서 성차에 관한 연구는 1950년대 Milton, Carey 등에 의해 문제해결에서의 성차 연구로 시작되었다고 할 수 있다(고정화, 도종훈, 송미영, 2008; 최미연, 2004). 이후 1960년대 현대 수학 운동의 영향으로 성차에 대한 좀 더 나은 이해를 위해 많은 연구가 진행되었고, 1970년대로 접어들면서 수학의 중요성이 인식되어짐에 따라 성차 연구가 더욱 활발해졌다. 이러한 연구의 특징은 1974년 이전에 발행된 연구에서는 항상 남학생이 우수한 것으로 나타났으나 1974년 이후의 연구에서는 남학생이 우수한 것만은 아닌 것으로 나타났다(이연옥, 1989).

수학 성취도에서 성차가 언제 나타나는가에 대한 연구 결과는 비교적 일관된 경향성을 보여주고 있다. Fennema, Carpenter, Jacobs, Franke, Levi(1998)은 초등학교 1학년을 대상으로 수학 문제해결 전략에서 성차가 나타남을 발견하였지만, Hyde, Fennema, Lamon(1990)은 초등학교와 중학교에서 문제해결에 대한 성취도의 성차가 없고 고등학교에서 성차가 나타난다고 하였다. Armstrong(1981)과 Marshall(1984)은 중학생의 경우 성차가 거의 나타나지 않지만, 성차가 나

* 한국교육과정평가원, yibongju@kice.re.kr

1) 이 연구는 한국교육과정평가원에서 해마다 국가수준 학업성취도 평가를 실시한 후 발표한 결과 보고서를 토대로 분석되었다. 이 연구에 이용된 한국교육과정평가원 연구보고서는 2003년부터 2006년까지의 학업성취도 수학과 결과에 대한 보고서로 그 목록은 참고문헌에 모두 제시되었다. 2007년 학업성취도 결과 보고서는 출판되었지만 아직 공개되지 않았고 2008년 학업성취도의 결과 보고는 올해(2009년) 수행하게 되어 있어, 이 연구에서는 2006년까지의 결과를 이용하여 분석하였다. 2007년 결과에 대한 보고서에서 분산의 성차와 성취수준의 비율의 경향성은 2003년부터 2006년까지의 결과와 큰 차이가 없음을 발견하였다.

타나면 여학생이 남학생보다 계산 영역에서 더 높은 점수를 획득하고, 남학생은 여학생보다 문제해결, 수학의 응용, 추론 영역에서 더 높은 점수를 획득한다고 하였다. Kimball(1989)의 연구 결과에서도 성차가 중학생이 될 때까지 확실하게 드러나지 않지만, 성차가 나타나면 거의 남학생에게 유리하고 우수한 집단에서 그 차가 더 크다고 하였다. 가장 최근의 연구에서 2004년부터 2006년까지의 국가수준 학업성취도 평가 결과를 토대로, 고정화 등(2008)도 연도별 국가수준 수학과 학업성취도의 전반적인 변화 추이에서 고등학교의 경우 남학생의 성취도가 높고 그 차이가 통계학적으로 유의미하였으나 초등학교와 중학교의 경우 남녀의 성취도 차가 뚜렷하게 나타나지 않음을 밝히고 있다.

또한 수학 성취도에서 나타나는 성차를 설명하기 위하여 성차와 관련한 최근 연구(DeMars, 2000; Wester & Henriksson, 2000; Ryan & Chiu, 2001)에서는 내용 영역에 관심을 기울였다. 그러나 이와 관련된 연구에 따르면 그 결과가 일관되게 나타나지 않음을 확인할 수 있다. 먼저, Johnson(1984)은 대수 영역과 문장제에서는 남학생이 잘 하는 것으로 나타났지만 추론 문제와 일반 지능 검사에서는 남학생이 잘 하는 것으로 나타나지 않았다고 하였다. 반면에, Doolittle & Cleary(1987), Becker(1990), Harris & Carlton(1993)은 대수 영역이 남학생보다 여학생에게 유리하게 기능하는 영역이라고 밝혔다. 또한 Geary(1996)의 연구에서는 성차가 기하 영역과 문장제에서 특히 두드러지는 것으로 나타났다. Hyde et al. (1990)도 고등학교 남학생이 특히 기하 영역과 문제해결 영역에서 여학생보다 더 높은 성취를 보였다고 밝혔다. 그러나 Becker(1990)는 기하 영역과 산술 영역의 성차는 무시할 수 있다고 주장하였다. Geary, Saults, Liu, & Hoard(2000)은 대학생을 대상으로 한 연구를 통해 계산, 추론, 공간 지각력 검사에서 남학생의 평균 점수가 높게 나타났고, 계산의 유창성과 공간 지각력으로 인해 추론에서도 남학생이 유리하다는 결과를 제시하였다. 반면에, 최미연(2004)은 1990년대에 시작된 공간 능력의 성차에 관한 연구는 연구자에 따라 상반된 결과를 제시하고 있기 때문에 명확한 결론을 내리기 어렵다고 하였다.

이와 같이 수학 학업성취도 평가에서 성차는 주로 평균 점수로 성차를 분석하였지만 내용 영역에 관한 성차 분석 결과에서는 일관되지 않고 다양한 결과가 나타남으로써 성차를 명확하게 설명하는 데 한계가 있음을 보여준다. 그러나 우리나라 고등학교 과정에서는 수학 성취도의 성차가 뚜렷하게 나타나고 있으므로, 이와 관련된 여러 가지 현상을 이해하기 위하여 그 차이를 다양한 측면에서 분석할 필요가 있다.

그리하여 이 연구에서는 수학 성취도에서 나타나는 성차와 관련된 다양한 현상을 이해하기 위한 하나의 방법으로, 초등학교 6학년, 중학교 3학년, 고등학교 1학년을 대상으로 시행된 2003년부터 2006년까지의 국가수준 수학과 학업성취도에서 성차를 변산도[2] 측면에서 분석하고자 한다. 먼저, 학교급별 변산도에서 나타나는 성차를 분산 비 검정으로 분석한 다음, 학교급에 따른 성취수준별[3] 남학생 비율과 여학

2) 변산도(變散度, variability)는 한 집단 전체 점수의 변산의 정도이고, 이를 요약해 주는 지수를 변산도 지수라 한다. 흔히 사용되는 지수로서는 범위, 표준편차, 사분편차, 평균편차 등이 있다. 둘 또는 그 이상의 집단을 비교하고자 할 때 대푯값에 의한 점수의 수준뿐만 아니라 점수의 흩어진 정도, 즉 변산의 정도를 비교할 필요가 있게 된다(서울대학교 교육연구소, 1994).

3) 국가수준 학업성취도 평가에서는 학생의 성취수준을 우수학력, 보통학력, 기초학력, 기초학력미달의 네 수준으로 구분하고 있다(고정화, 도종훈, 이학렬, 조지민, 김명화, 최인봉 외, 2007; 김선희, 권점례, 고정화, 김경리, 조지민, 박정, 김수진, 2006; 김선희, 고정화, 조영미, 구자형, 이양락, 조지민 외, 2005; 조영미, 이대현, 이

생 비율을 살펴보고, 학교급별 성취수준의 분포에서 나타나는 경향성을 고찰한다.

## Ⅱ. 변산도에서 성차 선행연구

수학 학업성취도 평가에서 성차는 다년간 교육학과 심리학에서 다루어져 왔다. 많은 연구에서 점수의 평균에 대한 성차를 기술하였지만, 일부 연구에서는 점수의 변산도에서 나타나는 성차를 다루기도 하였다. 변산도의 성차에 대한 메타분석 연구에서는 특히 수학 시험 점수의 변산도에서 성차의 안정성과 우세함을 설명하였다(Bielinski & Davison, 1998). Hedges와 Nowell(1995)은 학업성취도 평가에서 성차에 대한 포괄적인 메타분석 연구로 NAEP(National Assessment of Educational Progress)의 자료를 분석하여, 남학생 집단의 분산이 여학생 집단보다 더 크다는 것을 발견하였다(Bielinski & Davison, 1998에서 재인용). Feingold(1994)는 학업성취도와 능력 평가에서 변산도 차이를 다른 나라에 일반화할 수 있는지를 알아보기 위하여, 언어 능력, 수학 능력, 공간 능력의 변산도에서 성차에 대한 양적인 검토를 실행하였다. 그리하여 남학생 점수가 여학생보다 일관되게 더 가변적인 나라도 있고 그 반대인 나라도 있다는 것을 발견하였다(Bielinski & Davison, 1998에서 재인용).

Hedges & Friedman(1993)은 변산도에서 성차 연구 결과를 바탕으로 여학생 집단의 평균 점수가 높지만 최상위권에 있는 남학생의 비율이 여학생보다 더 높다고 언급하였다. 그들은 분포의 양 끝에서 표본 크기 효과를 계산하는 공식을 만들어 양 끝에서 두 집단의 비율을 구하는 데 이용함으로써, Feingold(1992)가 변산도에서 성차 분석에 이용한 자료를 재분석하여 수학 성적 상위권 5%에서 남학생과 여학생의 비율이 약 3:1임을 입증하였다. 이 연구와 관련된 결과로는 CAT(California Achievement Test)의 수학에 있어서 남학생 집단과 여학생 집단의 평균은 같지만 분산은 다르다는 것이었다. 이 검사에서 평균의 차이는 없지만 분산 비를 통해 분포의 양 끝에서 남학생의 비율이 여학생보다 더 크다는 것을 발견하였다.

Bielinski & Davison(1998)은 남학생의 수학 시험 점수가 여학생보다 더 가변적이라는 결과로부터, 남학생보다 여학생에게 쉬운 문항은 더 쉽고 어려운 문항은 더 어렵다는 문항 난이도와 성의 상호작용을 예측하였다. 그들은 이러한 가설을 미국의 8학년과 9학년 학생을 대상으로 한 연구를 통하여 입증하였다. 또한 Becker(1990)가 보고한 SAT 수학적 수행의 성차에 대한 명백한 수준 효과는 SAT가 쉬운 문항부터 어려운 문항까지 고르게 분포하도록 설계되어 있으므로, 성과 문항 난이도의 상호작용에 원인이 있을 수 있다고 보았다.

이러한 수학 성취도의 변산도에서 성차에 관한 선행연구 결과를 바탕으로 우리나라 학생들의 수학 성취도에서 나타나는 성차를 신뢰롭고 타당한 국가수준 학업성취도 평가 결과를 중심으로 변산도 측면에서 고찰해 보는 것은 의미가 있을 것이다.

## Ⅲ. 국가수준 학업성취도 평가

여기에서는 분석하고자 하는 2003년부터 2006년까지의 국가수준 학업성취도 평가(이하 학업성취도 평가)의 내용과 평가 대상에 대한 상세한 정보를 제공한다.

---

봉주, 구자형, 정구향, 김경희 외, 2004).

### 1. 평가 내용

학업성취도 평가는 학생이 교육과정에서 규정한 교육목표에 어느 정도 도달하였는지를 분석하는 데 목적이 있으므로, 교육과정 내용을 반영하기 위하여 제7차 교육과정의 6개 내용 영역을 평가 내용으로 하고 있다. 평가 범위는 초등학교 6학년의 경우 4학년~6학년 내용, 중학교 3학년의 경우 중학교 1학년~3학년 내용, 고등학교 1학년의 경우 고등학교 1학년 내용과 중학교 3학년에서 다룬 '이차함수의 활용[4]'으로 하고 있다.

평가 문항은 2003년을 제외한 모든 해에 모든 학교급에서 선다형 30문항, 수행평가 6문항의 36개 문항으로 구성되었다. 2003년의 경우 모든 학교급에서 선택형 문항 수는 30문항으로 같았으나, 수행평가는 초등학교 6학년 5문항, 중학교 3학년 6문항, 고등학교 1학년 4문항으로 구성되었다.

### 2. 평가 대상

학업성취도 평가는 초등학교 6학년, 중학교 3학년, 고등학교 1학년을 대상으로 이루어지고, 평가 대상이 되는 학생을 대표할 수 있도록 전국 평가 대상 학생을 표집하여 평가를 실시하였다. 이용된 표집 방법은 16개 시·도 교육청과 지역의 특성(대도시, 중·소도시, 읍면지역)을 유층으로 하고 시·도 교육청 학생 수의 비율과 학교 규모를 고려하여 학교가 표집의 최종 단위가 되도록 하는 2단계 비례유층 군집표집이다. 학업성취도 평가 시행 연도에 따른 학교급별 표집 비율과 평가 대상 학생 수는 <표 Ⅲ-1>과 같다.

## Ⅳ. 변산도에서 성차 분석 결과

### 1. 학교급별 학업성취도의 평균 척도점수와 변산도에서 성차 분석

학업성취도 평가에서는 2003년 평가 결과를 기준으로 하여 연도별 추이 분석이 가능하도록 2003년부터 학생의 원점수를 척도점수로 변환하여 사용하고 있다. 초등학교 척도점수는 평균 160점, 표준편차 8.5점으로, 중학교 척도점수는 평균 260점, 표준편차 8.5점으로, 고등학교 척도점수는 평균 360점, 표준편차 8.5점으로 각각 설정되어 분석되었다.

<표 Ⅲ-1> 시행 연도에 따른 학교급별 표집 비율과 평가 학생 수

| 연도 | 초등학교 6학년 | | 중학교 3학년 | | 고등학교 1학년 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 비율(%) | 학생 수 | 비율(%) | 학생 수 | 비율(%) | 학생 수 |
| 2003 | 1 | 7,720 | 1 | 5,726 | 1 | 5,311 |
| 2004 | 1 | 7,977 | 1 | 6,276 | 3 | 16,372 |
| 2005 | 1 | 7,622 | 1 | 6,327 | 3 | 13,528 |
| 2006 | 3 | 22,828 | 3 | 19,163 | 3 | 14,468 |

4) 고등학교 1학년의 경우 10월 초까지 학습하는 내용이 함수의 뜻까지이므로, 규칙성과 함수 영역에서 출제할 수 있는 내용이 제한된다. 즉, 다른 내용 영역과 비교하여 규칙성과 함수 영역이 상당 부분 배제된다. 그리하여 내용 영역별 균형을 유지하기 위하여 중학교 3학년 내용인 '이차함수의 활용'을 평가 범위에 추가하였다(고정화 등, 2007; 김선희 등, 2006, 2005; 조영미 등, 2004).

가. 초등학교 6학년

초등학교 6학년의 2003년부터 2006년까지 척도점수의 추이 변화는 <표 Ⅳ-1>과 같다. 초등학교 6학년의 학업성취도는 2003년부터 2006년까지 계속 향상되고 있음을 알 수 있다.

초등학교 6학년의 2003년부터 2006년까지 학업성취도 성차 분석 결과는 <표 Ⅳ-2>와 같다. 초등학교 6학년 학업성취도 성별 평균 점수의 차이 분석 결과를 살펴보면, 2004년을 제외한 세 해 모두 여학생의 평균 점수가 남학생의 평균 점수보다 높게 나타났으며, 그 차이는 2003년과 2006년의 경우 유의수준 .001에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 반면에 2004년과 2005년의 경우, 여학생의 평균 점수와 남학생의 평균 점수 차이는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이로부터 초등학교 6학년의 학업성취도 결과에서는 여학생의 평균 점수가 남학생의 평균 점수보다 통계적으로 유의미하게 높거나 성차가 없음을 알 수 있다.

변산도에서 성차를 살펴보면, 두 집단의 평균 차와는 상관없이 네 해 모두 남학생 점수의 분산이 여학생 점수의 분산보다 더 크고, 그 크기의 비도 네 해 모두 통계적으로 유의수준 .01에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 따라서 초등학교 6학년의 학업성취도 결과에서 남학생 점수의 변산도는 여학생 점수의 변산도보다 통계적으로 유의미하게 더 크다고 할 수

<표 Ⅳ-1> 초등학교 6학년 학업성취도 척도점수

| 연도 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 |
|---|---|---|---|
| 2003 | 7,720 | 160.47 | 8.37 |
| 2004 | 7,977 | 161.99 | 7.67 |
| 2005 | 7,622 | 161.80 | 7.39 |
| 2006 | 22,828 | 162.53 | 7.74 |

<표 Ⅳ-2> 초등학교 6학년 학업성취도 성차 분석 결과

| 연도 | 성별 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 | 평균 차[5] t 검정 | 분산 비[6] F 검정 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 2003 | 남 | 4,045 | 159.99 | 8.65 | *** | 1.163** |
| | 여 | 3,675 | 160.99 | 8.02 | | |
| 2004 | 남 | 4,204 | 161.95 | 7.87 | -0.494 | 1.122** |
| | 여 | 3,773 | 162.03 | 7.43 | | |
| 2005 | 남 | 4,069 | 161.81 | 7.61 | 0.138 | 1.139** |
| | 여 | 3,553 | 161.79 | 7.13 | | |
| 2006 | 남 | 12,163 | 162.33 | 7.90 | -4.042*** | 1.098** |
| | 여 | 10,665 | 162.75 | 7.54 | | |

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

5) 이 연구에서 성별 평균 차는 모두 (평균 차)=(남학생 집단의 평균 점수)-(여학생 집단의 평균 점수)로 계산하여 검정한다.

6) 이 연구에서 변산도의 성차 검정은 모두 두 집단의 분산의 비인 (남학생 집단의 분산)÷(여학생 집단의 분산)의 값으로 한다.

있다. 이로부터 대체적으로 여학생의 평균 점수가 남학생의 평균 점수보다 더 높은 것으로 나타나는 초등학교 6학년의 경우에도, 남학생의 인지 능력 수준이 여학생보다 더 다양하게 나타난다는 선행연구 결과(Bielinski & Davison, 1998; Feingold, 1992; Hedges & Friedman, 1993)와 일치함을 알 수 있다.

나. 중학교 3학년

중학교 3학년의 2003년부터 2006년까지 척도점수의 추이 변화는 <표 Ⅳ-3>과 같다. 중학교 3학년의 학업성취도는 초등학교 6학년의 학업성취도와 마찬가지로 2003년부터 2005년까지 계속 향상되고 있음을 알 수 있고, 2006년에는 2005년보다 다소 낮아졌다.

중학교 3학년의 2003년부터 2006년까지 학업성취도 성차 분석 결과는 <표 Ⅳ-4>와 같다. 중학교 3학년 학업성취도 성별 평균 점수의 차이 분석 결과를 살펴보면, 2006년을 제외한 세 해의 경우 모두 남학생의 평균 점수와 여학생의 평균 점수의 차이는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 2006년의 경우에는 초등학교 6학년의 경우와는 반대로 남학생의 평균 점수가 여학생의 평균 점수보다 높게 나타났고, 그 차이도 유의수준 .001에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이로부터 중학교 3학년의 학업성취도 결과에서는 남학생의 평균 점수가 여학생의 평균 점수보다 통계적으로 유의미하게 높은 2006년을 제외하면, 통계적으로 유의미한 차이가 없음을 알 수 있다.

변산도에서 성차를 살펴보면, 두 집단의 평균 차와는 상관없이 네 해 모두 남학생 점수의 분산이 여학생 점수의 분산보다 더 크고, 그 크기의 비도 네 해 모두 통계적으로 유의수준

<표 Ⅳ-3> 중학교 3학년 학업성취도 척도점수

| 연도 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 |
|---|---|---|---|
| 2003 | 5,726 | 259.97 | 8.46 |
| 2004 | 6,276 | 261.36 | 8.68 |
| 2005 | 6,327 | 262.57 | 8.52 |
| 2006 | 19,163 | 261.57 | 8.81 |

<표 Ⅳ-4> 중학교 3학년 학업성취도 성차 분석 결과

| 연도 | 성별 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 | 평균 차 t 검정 | 분산 비 F 검정 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 2003 | 남 | 3,126 | 260.05 | 8.72 | | 1.150** |
| | 여 | 2,600 | 259.87 | 8.13 | | |
| 2004 | 남 | 3,177 | 261.45 | 8.92 | 0.857 | 1.122** |
| | 여 | 3,099 | 261.26 | 8.42 | | |
| 2005 | 남 | 3,341 | 262.53 | 8.70 | -0.448 | 1.091** |
| | 여 | 2,986 | 262.62 | 8.33 | | |
| 2006 | 남 | 10,527 | 261.77 | 9.03 | 3.418*** | 1.118** |
| | 여 | 8,635 | 261.33 | 8.54 | | |

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

.01에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 따라서 중학교 3학년의 학업성취도 결과에서 남학생 점수의 변산도는 여학생 점수의 변산도보다 통계적으로 유의미하게 더 크다고 할 수 있다. 이로부터 중학교 3학년의 학업성취도 결과에서 여학생의 평균 점수와 남학생의 평균 점수의 차이는 없지만, 남학생의 인지 능력 수준이 여학생보다 더 다양하게 나타난다는 선행 연구 결과(Bielinski & Davison, 1998; Feingold, 1992; Hedges & Friedman, 1993)와 일치함을 알 수 있다.

다. 고등학교 1학년

고등학교 1학년의 2003년부터 2006년까지 척도점수의 추이 변화는 <표 Ⅳ-5>와 같다. 고등학교 1학년의 학업성취도 결과에서는 해마다 일관되게 계속 향상되는 경향을 보이는 초등학교와 중학교의 결과와는 달리 일관된 경향을 발견하기 어렵다.

고등학교 1학년의 2003년부터 2006년까지 학업성취도 성차 분석 결과는 <표 Ⅳ-6>과 같다. 고등학교 1학년 학업성취도 성별 평균 점수의 차이 분석 결과를 살펴보면, 2003년을 제외한 네 해의 경우 모두 남학생의 평균 점수가 여학생의 평균 점수보다 높게 나타났으며, 그 차이는 유의수준 .001에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 2003년의 경우에는 학업성취도에서 성차가 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이로부터 최근 3년 동안의 고등학교 1학년 학업성취도 결과에서는 남학생의 평균 점수가 여학생의 평균 점수보다 통계적으로 유의미하게 높은 것을 알 수 있다.

변산도에서 성차를 살펴보면, 두 집단의 평균 차와는 상관없이 네 해 모두 남학생 점수의

<표 Ⅳ-5> 고등학교 1학년 학업성취도 척도점수

| 연도 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 |
|---|---|---|---|
| 2003 | 5,311 | 360.47 | 8.88 |
| 2004 | 16,372 | 359.36 | 8.86 |
| 2005 | 13,528 | 360.85 | 8.45 |
| 2006 | 14,468 | 360.15 | 8.90 |

<표 Ⅳ-6> 고등학교 1학년 학업성취도 성차 분석 결과

| 연도 | 성별 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 | 평균 차 t 검정 | 분산 비 F 검정 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 2003 | 남 | 2,389 | 360.46 | 9.54 | | 1.321** |
| | 여 | 2,922 | 360.48 | 8.30 | | |
| 2004 | 남 | 8,362 | 359.71 | 9.33 | 5.102*** | 1.255** |
| | 여 | 8,010 | 359.00 | 8.33 | | |
| 2005 | 남 | 5,974 | 361.29 | 8.83 | 5.399*** | 1.183** |
| | 여 | 7,554 | 360.50 | 8.12 | | |
| 2006 | 남 | 8,113 | 360.51 | 9.15 | 5.548*** | 1.143** |
| | 여 | 6,355 | 359.69 | 8.56 | | |

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

분산이 여학생 점수의 분산보다 더 크고, 그 크기의 비도 네 해 모두 통계적으로 유의수준 .01에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 따라서 고등학교 1학년의 학업성취도 결과에서 남학생 점수의 변산도는 여학생 점수의 변산도보다 통계적으로 유의미하게 더 크다고 할 수 있다. 이로부터 일반적으로 남학생의 평균 점수가 여학생의 평균 점수보다 더 높은 것으로 나타나는 고등학교 1학년의 경우에도, 남학생의 인지 능력 수준이 여학생보다 더 다양하게 나타난다는 선행연구 결과(Bielinski & Davison, 1998; Feingold, 1992; Hedges & Friedman, 1993)와 일치함을 알 수 있다[7].

## 2. 학업성취도 변산도에서 추이 분석

2006년에 중학교 3학년이 된 2003년 초등학교 6학년의 성별 학업성취도 변산도 추이 변화를 살펴보면 <표 Ⅳ-7>과 같다. 남학생과 여학생 모두 중학교에서 학업성취도의 분산이 초등

학교에서 학업성취도의 분산보다 더 크고, 그 비도 모두 통계적으로 유의수준 .01에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다[8]. 이로부터 남학생 집단과 여학생 집단 모두 초등학교에서 중학교로 진학하면서 수학 점수가 더 다양해지는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 중학교의 수학 내용이 초등학교의 수학 내용보다 더 높은 인지 단계를 요구함에 따라 학생이 초등학교에서보다 중학교에서 수학을 더 어려워한다는 일반적으로 잘 알려져 있는 사실과 일치한다.

중학교에서 고등학교로 진학하면서 나타난 성별 학업성취도 변산도 추이 변화를 연도별로 살펴보면 <표 Ⅳ-8>, <표 Ⅳ-9>, <표 Ⅳ-10>과 같다. 2003년, 2004년, 2005년 중학교 3학년의 남학생과 여학생 모두 고등학교에서 학업성취도의 변산도가 중학교에서 학업성취도의 변산도보다 더 크지만, 2003년과 2005년 중학생 3학년의 경우에만 변산도의 비가 통계적으로 유의수준 .01에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이로부터 대체적으로 남학생 집단과 여학생 집단 모두 중학교에서 고등학교로 진학하면서 수학 점수가 더 다양해진다고 예측할 수 있다. 이러한 결과는 남학생과 여학생 모두 고등학교에 진학하면서 수학을 더 어려워한다는 것을 의미한다.

<표 Ⅳ-7> 2003년 초등학교 6학년의 학업성취도 변산도 추이 변화

| 성별 | 연도 | 학년 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 | 분산 비 F 검정 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 남 | 2003 | 초등학교 6학년 | 4,045 | 159.99 | 8.65 | 1.090** |
| | 2006 | 중학교 3학년 | 10,527 | 261.77 | 9.03 | |
| 여 | 2003 | 초등학교 6학년 | 3,675 | 160.99 | 8.02 | 1.134** |
| | 2006 | 중학교 3학년 | 8,635 | 261.33 | 8.54 | |

** $p<.01$

7) 이러한 결과는 이미경 등(2004)이 연구자료 'OECD/PISA 2003 평가틀 예시문항'을 통하여 평소에 접하지 않는 고난이도(전체 정답률이 각각 22.5%, 21.2%, 17.4%) 문항에서 남학생의 정답률이 여학생의 정답률의 약 두 배 혹은 세 배 더 높게 나타난다는 결과를 설명할 수 있을 것이다. 즉, 수학 성취도의 변산도에서 성차 검정을 통해 최상위권의 남학생 비율이 여학생 비율보다 더 높다는 것을 예측할 수 있기 때문에 특별히 어려운 문항에서 성차가 다른 문항에 비해 상대적으로 더 크게 나타난 것이라고 해석할 수 있다. 또한 이러한 결과는 변산도의 성차를 근거로 어려운 문항은 남학생보다 여학생에게 더 어렵다는 Bienlinski와 Davison(1998)의 연구 결과를 뒷받침한다.

8) 이러한 결과는 2004년 초등학교 6학년 학생이 2007년 중학교 3학년이 되었을 때 나타나는 분산 비 검정을 통한 변산도의 추이 변화에서도 찾아볼 수 있다.

### 3. 학교급별 학업성취도 성취수준 분포 추이 분석

앞에서 분석한 학업성취도 변산도의 성차 분석 결과와 변산도의 성차를 다룬 선행연구(Bielinski & Davison, 1998; Hedges & Friedman, 1993)의 주장을 토대로 남학생 집단과 여학생 집단의 평균 차와는 상관없이 분포의 양 끝에서 남학생의 비율이 여학생의 비율보다 더 높음을 예측할 수 있다. 이러한 예측을 입증하기 위하여 학업성취도 평가에서 학생의 성취수준을 우수학력, 보통학력, 기초학력, 기초학력미달로 구분하고 있으므로[9], 여기에서는 학교급에 따라 남학생과 여학생에 대한 성취수준의 비율과 학교급의 변화에 따른 성별 성취수준의 비율 변화를 살펴본다. 특히 변산도의 성차 측

<표 Ⅳ-8> 2003년 중학교 3학년의 학업성취도 변산도 추이 변화

| 성별 | 연도 | 학년 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 | 분산 비 F 검정 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 남 | 2003 | 중학교 3학년 | 3,126 | 260.05 | 8.72 | 1.145** |
| | 2004 | 고등학교 1학년 | 8,362 | 359.71 | 9.33 | |
| 여 | 2003 | 중학교 3학년 | 2,600 | 259.87 | 8.13 | 1.050** |
| | 2004 | 고등학교 1학년 | 8,010 | 359.00 | 8.33 | |

** $p<.01$

<표 Ⅳ-9> 2004년 중학교 3학년의 학업성취도 변산도 추이 변화

| 성별 | 연도 | 학년 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 | 분산 비 F 검정 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 남 | 2004 | 중학교 3학년 | 3,177 | 261.45 | 8.92 | 0.980 |
| | 2005 | 고등학교 1학년 | 5,974 | 361.29 | 8.83 | |
| 여 | 2004 | 중학교 3학년 | 3,099 | 261.26 | 8.42 | 0.930 |
| | 2005 | 고등학교 1학년 | 7,554 | 360.50 | 8.12 | |

** $p<.01$

<표 Ⅳ-10> 2005년 중학교 3학년의 학업성취도 변산도 추이 변화

| 성별 | 연도 | 학년 | 학생 수 | 평균 | 표준편차 | 분산 비 F 검정 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 남 | 2005 | 중학교 3학년 | 3,341 | 262.53 | 8.70 | 1.106** |
| | 2006 | 고등학교 1학년 | 8,113 | 360.51 | 9.15 | |
| 여 | 2005 | 중학교 3학년 | 2,986 | 262.62 | 8.33 | 1.056** |
| | 2006 | 고등학교 1학년 | 6,355 | 359.69 | 8.56 | |

** $p<.01$

9) 학업성취도 평가에서는 학생의 학업성취도를 우수학력, 보통학력, 기초학력의 수준으로 구분하기 위하여 각 수준을 분할하는 점수를 설정하였다(고정화 등, 2007; 김선희 등, 2006; 김선희 등, 2005; 조영미 등, 2004). 분할 점수는 각 수준에 도달하기 위해 필요한 최소한의 기준선 역할을 한다. 이 평가에서는 2002년 결과 분석부터 수정된 앙고프(modified Angoff) 방식으로 성취수준을 설정하고 분할 점수를 산출하여 왔다(김선희 등, 2005; 조영미 등, 2004). 이 방법에서는 수학 교육과정 내용, 문항, 학생에 관한 지식이 풍부한 교사들이 참여하고, 내용 전문가로서 토론을 통하여 문항을 면밀하게 분석하는 과정을 거쳐 분할점수를 산출한다(조영미 등, 2004).

면에서 우수학력 수준과 기초학력미달 수준의 비율에 초점을 맞추어 분석한다.

가. 초등학교 6학년

초등학교 6학년 학생의 성별 성취수준 비율 변화 추이를 연도별로 살펴보면 <표 Ⅳ-11>과 같다. 우수학력 수준의 경우 2004년과 2005년에는 남학생 전체에 대한 우수학력 남학생의 비율이 여학생 전체에 대한 우수학력 여학생의 비율보다 각각 1.6%와 1.8% 더 높게 나타났고, 2003년과 2006년에는 반대로 여학생의 비율이 남학생의 비율보다 각각 1%와 0.3% 더 높은 것으로 나타났다. 기초학력미달 수준의 경우 일관되게 남학생 전체에 대한 기초학력미달 남학생의 비율이 여학생 전체에 대한 기초학력미달 여학생의 비율보다 높게 나타났다.

초등학교 6학년의 경우 기초학력미달 수준의 남학생 비율과 여학생 비율에 대한 예측은 변산도의 성차에 관한 선행연구 결과와 일치하였지만, 우수학력 수준의 비율에서는 학업성취도 평가에서 나타난 변산도의 성차와 선행연구의 결과에 따른 예측과는 달리 남학생의 비율이 여학생의 비율보다 반드시 더 높지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과의 원인을 여학생에게 어려운 문항은 더 어렵고 쉬운 문항은 더 쉽다는 Bielinski와 Davison(1998)의 주장에 근거하여 연도별로 정답률이 상대적으로 낮은 문항의 수를 이용하여 좀 더 심층적으로 분석해 보면 다음과 같다. 남학생의 우수학력 수준 비율이 여학생보다 더 높게 나타난 2004년과 2005년의 경우 정답률이 30% 미만인 문항은 2004년 2문항(29.5%, 20.2%), 2005년 1문항(18.3%)이었다. 반면에 여학생의 우수학력 수준 비율이 남학생보다 더 높게 나타난 2003년과 2006년의 경우 정답률이 30% 미만인 문항은 2003년에만 1문항(29.2%)이었다. 따라서 2003년과 2006년의 초등학교 6학년 성취도 평가의 수학과 평가 문항이 다른 두 해보다 어려운 문항의 수가 상대적으로 더 적고, 이로 인해 2003년과 2006년의 학업성취도 평가가 우수학력 수준의 여학생에게 유리하게 작용함으로써 아주 근소한 차이로 여학생의 우수학력 비율이 남학생보다 높은 것임을 추측해 볼 수 있다. 이러한 심층 분석 결과는 중·고등학교 수학 교육과정 내용에 비해 상대적으로 낮은 인지 단계의 수준을 요구하는 초등학교에서도 어려운 문항일수록 남학생에게

<표 Ⅳ-11> 초등학교 6학년 성별 학업성취도 성취수준 비율

(단위: %)

| 성취수준 | 2003년 | | 2004년 | | 2005년 | | 2006년 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 남 (4,045) | 여 (3,675) | 남 (4,204) | 여 (3,773) | 남 (4,069) | 여 (3,553) | 남 (12,163) | 여 (10,665) |
| 우수학력 | 20.5 | 21.5 | 25.8 | 24.2 | 22.0 | 20.2 | 24.4 | 24.7 |
| 보통학력[10] | 48.5 | 53.9 | 53.5 | 57.2 | 57.6 | 62.1 | 56.1 | 58.6 |
| 기초학력 | 26.2 | 22.1 | 18.4 | 16.8 | 18.9 | 16.6 | 18.0 | 15.8 |
| 기초학력미달 | 4.8 | 2.5 | 2.3 | 1.8 | 1.4 | 1.2 | 1.5 | 0.9 |
| 합계 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

10) 초등학교 6학년의 보통학력 수준에서는 네 해에 걸쳐 일관되게 여학생 전체에 대한 보통학력 여학생의 비율이 남학생 전체에 대한 보통학력 남학생의 비율보다 높게 나타났다. 또한 우수학력 수준과 보통학력 수준의 비율의 합도 여학생의 집단에서 남학생의 집단에서보다 높음을 알 수 있다. 이러한 결과로 인해 대체적으로 초등학교 과정에서 여학생의 평균 점수가 남학생보다 더 높게 나타난다고 해석된다.

유리하다는 Penner(2003), Bienlinski와 Davison (1998)의 주장을 뒷받침한다.

나. 중학교 3학년

중학교 3학년 학생의 성별 성취수준 비율 변화 추이를 연도별로 살펴보면 <표 Ⅳ-12>와 같다. 우수학력 수준의 경우 네 해에 걸쳐 모두 남학생 전체에 대한 우수학력 남학생의 비율이 여학생 전체에 대한 우수학력 여학생의 비율보다 높은 것으로 나타났고, 연도별 성별 우수학력 비율의 차는 0.5%에서 2.4%의 범위에 존재하였다. 기초학력미달 수준의 경우에도 2006년을 제외한 세 해에 걸쳐 남학생 전체에 대한 기초학력미달 남학생의 비율이 여학생 전체에 대한 기초학력미달 여학생의 비율보다 높게 나타났다. 이러한 결과는 분포의 양 끝에서 남학생의 비율이 여학생보다 더 크게 나타난다는 변산도에서 성차의 선행연구 결과를 뒷받침한다.

다. 고등학교 1학년

고등학교 1학년 학생의 성별 성취수준 비율 변화 추이를 연도별로 살펴보면 <표 Ⅳ-13>과 같다. 우수학력 수준의 경우 네 해에 걸쳐 모두 남학생 전체에 대한 우수학력 남학생의 비율이 여학생 전체에 대한 우수학력 여학생의 비율보다 높은 것으로 나타났고, 연도별 성별

<표 Ⅳ-12> 중학교 3학년 성별 학업성취도 성취수준 비율

(단위: %)

| 성취수준 | 2003년 | | 2004년 | | 2005년[11] | | 2006년 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 남 (3,126) | 여 (2,600) | 남 (3,177) | 여 (3,099) | 남 (3,341) | 여 (2,986) | 남 (10,527) | 여 (8,635) |
| 우수학력 | 14.3 | 12.5 | 17.8 | 16.0 | 19.7 | 19.2 | 19.4 | 17.0 |
| 보통학력 | 32.7 | 33.7 | 35.6 | 37.2 | 39.2 | 41.5 | 32.5 | 34.6 |
| 기초학력 | 40.4 | 43.7 | 36.8 | 39.3 | 36.9 | 36.5 | 41.3 | 41.4 |
| 기초학력미달 | 12.6 | 10.1 | 9.8 | 7.5 | 4.2 | 2.9 | 6.8 | 7.0 |
| 합계 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

<표 Ⅳ-13> 고등학교 1학년 성별 학업성취도 성취수준 비율

(단위: %)

| 성취 수준 | 2003년 | | 2004년 | | 2005년 | | 2006년 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 남 (2,389) | 여 (2,922) | 남 (8,362) | 여 (8,010) | 남 (5,974) | 여 (7,554) | 남 (8,113) | 여 (6,355) |
| 우수학력 | 17.3 | 14.0 | 14.8 | 10.3 | 17.1 | 12.4 | 16.5 | 12.7 |
| 보통학력[12] | 35.5 | 40.3 | 34.5 | 35.9 | 42.1 | 44.0 | 36.7 | 37.8 |
| 기초학력 | 34.7 | 37.7 | 40.1 | 45.8 | 32.1 | 35.7 | 36.4 | 39.0 |
| 기초학력미달 | 12.5 | 8.0 | 10.6 | 8.0 | 8.7 | 7.9 | 10.4 | 10.4 |
| 합계 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

11) 중학교 과정에서 유일하게 여학생의 평균 점수가 남학생의 평균 점수보다 높게 나타난 2005년의 경우에 남학생 집단과 여학생 집단에 대한 우수학력 비율의 차가 0.5%로 다른 해에 비해 상대적으로 가장 작음을 알 수 있다. 이러한 결과와 보통학력 수준의 비율로 인하여 중학교에서 2005년의 경우에만 통계적으로 점수의 성차가 없지만 여학생의 평균 점수가 남학생보다 높은 것으로 해석된다.

12) 고등학교 1학년 과정에서는 초등학교 6학년 과정과 반대로 일관되게 우수학력 수준과 보통학력 수준의 비율의 합이 남학생의 집단에서 여학생의 집단에서보다 높게 나타났다. 이러한 결과로 인하여 고등학교에서 남학생의 평균 점수가 여학생의 평균 점수보다 높게 나타난다고 해석된다.

우수학력 비율의 차는 3.3%에서 4.7%의 범위에 존재하였다. 이 비율의 차는 초등학교와 중학교에 비하여 상대적으로 더 큼을 알 수 있다. 이는 고등학교 수학이 다른 두 학교급의 수학에 비해 상대적으로 인지적 수준이 더 높기 때문에 우수학력 수준 비율의 차가 더 커진 것으로 해석된다. 기초학력미달 수준의 경우에도 2006년을 제외하고 세 해에 걸쳐 남학생의 집단에서의 기초학력미달 비율이 여학생 집단에서의 기초학력미달 비율보다 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 분포의 양 끝에서 남학생의 비율이 여학생보다 더 크게 나타난다는 변산도에서 성차의 선행연구 결과를 뒷받침한다.

## Ⅴ. 요약 및 결론

수학 성취도에서 성차에 대한 선행연구는 주로 남학생과 여학생의 평균 점수의 차로 분석되었다. 이러한 연구 결과에 따르면, 성차가 나타나는 시기는 거의 일관되게 초등학교와 중학교에서 확실하게 드러나지 않고 고등학교에서 뚜렷하게 나타나는 것으로 입증되었지만 내용영역과 같이 세부 능력으로 분류하여 분석한 연구에서는 일관된 결과를 도출하지 못하였다. 그러나 수학 성취도에서 나타나는 성차를 설명하기 위하여 변산도에서 성차를 분석한 외국의 선행연구에서는 거의 일관되게 남학생의 점수가 여학생의 점수보다 더 다양하다는 결과를 도출하였다.

그리하여 이 연구에서는 우리나라 수학 성취도에서 나타나는 성차를 설명하기 위하여 국내 성차 분석 연구에서 시도하지 않은 변산도 측면에서 성차를 분석하고자 하였다. 이를 위해 초등학교 6학년, 중학교 3학년, 고등학교 1학년을 대상으로 시행된 2003년부터 2006년까지의 수학과 학업성취도 평가 결과를 이용하여 각 학교급 학업성취도의 변산도에서 성차를 분석하였다. 학교급별 성취도의 변산도에서의 성차 분석 결과 및 결론은 다음과 같다.

먼저, 학교급별 수학 성취도의 변산도에서 성차 분석 결과를 살펴보면, 초등학교 6학년의 경우 여학생의 학업성취도가 남학생의 학업성취도보다 통계적으로 유의미하게 높거나 성차가 없지만, 남학생의 점수가 여학생의 점수보다 더 다양한 것으로 나타났다. 중학교 3학년의 경우 대체적으로 성차는 통계적으로 유의미하지 않지만, 초등학교 6학년과 마찬가지로 남학생의 점수가 여학생의 점수보다 더 다양한 것으로 나타났다. 고등학교 1학년의 경우 초등학교와 반대로 대체적으로 남학생의 학업성취도도 여학생의 학업성취도보다 통계적으로 유의미하게 높고, 초등학교 및 중학교와 마찬가지로 남학생의 점수도 여학생의 점수보다 더 다양한 것으로 나타났다. 따라서 모든 학교급의 점수 분포의 양 끝에서 남학생의 비율이 여학생보다 더 높음을 예측할 수 있다. 이로부터 우리나라 모든 학교급에서 남학생보다 여학생에게 쉬운 문항은 더 쉽고 어려운 문항은 더 어렵게 작용한다는 시사점이 도출된다. 즉, 문항이 어려울수록 남학생 집단에게 유리하고, 문항이 쉬울수록 여학생 집단에게 유리하게 작용함을 추측할 수 있다.

이러한 모든 학교급 성취도의 변산도에서 성차의 시사점은 수학 성취도에서 성차와 관련된 다양한 현상을 이해하는 데 이용될 수 있다. 예를 들어, 상대적으로 학업성취도 평가보다 어려운 문항을 덜 포함하고 있는 고등학교의 중간고사나 기말고사는 남학생에 비해 여학생에게 유리하게 작용함으로써 일반적으로 여학생이 남학생보다 더 높은 점수를 받는 현상이 나타난다고 설명된다. 초등학교 3학년 기초학

력 진단평가에서도 여학생이 남학생보다 높은 점수를 받는 현상은 정답률이 비교적 높은 기초 문항으로 이루어지는 검사지의 영향이라고 예측된다. 이러한 사실은 2003년과 2006년의 초등학교 6학년 평가 문항의 정답률 30% 이하인 문항의 수에 대한 분석 결과가 뒷받침한다. 정답률이 30% 이하인 문항의 수가 상대적으로 적었던 두 해의 경우에만 여학생의 평균 점수가 남학생보다 통계적으로 높은 것으로 나타났기 때문이다. 따라서 학교나 국가수준에서 모든 평가를 계획할 때 평가 목적에 적절한 문항의 난이도 분포에 대한 신중한 고려가 필요할 것이다.

다음으로, 동일한 학생 집단을 대상으로 한 표집을 통한 상급학교 진학에 따른 학업성취도 변산도 추이 변화로부터 대체적으로 남학생 집단과 여학생 집단 모두 학교급이 올라갈수록 수학 점수의 분포의 변산도가 더 커지는 현상을 발견하였다. 이러한 분석 결과와 학교급이 올라감에 따라 교육과정의 내용이 더 높은 인지 단계를 요구한다는 측면에서 볼 때, 남학생과 여학생 모두 학습하는 수학 내용이 어려워지고 복잡해질수록 우수한 학생은 상대적으로 더 우수해지고 저학년에서부터 수학을 어려워했던 학생은 상대적으로 더 어려워한다는 시사점이 도출된다.

마지막으로, 2003년부터 2006년까지 시행된 학업성취도 평가에서 성별 우수학력 수준과 기초학력미달 수준의 비율을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 우수학력 수준의 경우 초등학교 6학년에서는 남학생 집단의 우수학력 비율이 여학생 집단의 우수학력 비율보다 더 높은 해도 있었고 반대로 여학생 집단의 우수학력 비율이 남학생 집단보다 더 높은 해도 있었다. 중학교 3학년에서는 일관되게 남학생 집단의 우수학력 비율이 여학생 집단의 우수학력 비율보다 더 높은 것으로 나타났다. 고등학교 1학년에서도 남학생 집단의 우수학력 비율이 여학생 집단의 우수학력 비율보다 더 높았고, 그 차는 중학교 3학년에 비해 상대적으로 더 크게 나타났다. 둘째, 기초학력미달 수준의 경우 모든 학교급에서 대체적으로 남학생 집단의 기초학력미달 비율이 여학생 집단의 기초학력미달 비율보다 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 변산도에서 성차 분석 선행 결과로부터 예측되었듯이 모든 학교급의 점수 분포의 양 끝에서 남학생 비율이 여학생 비율보다 높다는 사실을 입증한다. 이로부터 우리나라의 경우에도 수학적으로 우수한 남학생이 여학생에 비해 상대적으로 많은 반면에 수학을 어려워하는 남학생도 상대적으로 많다는 사실을 알 수 있다.

이 연구는 국가수준 학업성취도 평가 결과를 중심으로 수학 성취도의 변산도에서 성차를 분석하였다. Humphreys(1988)의 평균에서의 성차보다 변산도에서의 성차가 더 중요하다는 주장과 선행연구 결과를 바탕으로, 최근 우리나라 초등학교와 중학교의 수학 성취도에서는 성차가 사라지고 있지만 고등학교에서는 여전히 나타나고 있는 성차를 새로운 측면에서 분석하기 위한 노력의 일환으로 이루어졌다. 연구 결과, 모든 학교급에서 학업성취도의 변산도에서 성차가 있고 우수학력 수준과 기초학력미달 수준에서도 남학생의 비율이 여학생의 비율보다 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과로부터 초등학교와 중학교에서도 수학의 평균 점수에 대한 성차 분석을 통해 성차가 없다고 결론 내리기는 어렵다. 그러므로 초·중등학교의 수학 성취도에서 우수학력 수준의 여학생 비율이 남학생 비율보다 낮은 원인과 기초학력미달 수준의 남학생 비율이 여학생 비율보다 높은 원인을 다양한 관점에서 심층적으로 분석하고, 그 분석 결과를 토대로 수학 성취도의 성차를 극복

하기 위한 실제적인 방안을 모색하는 연구가 계속적으로 이루어져야 할 것이다.

## 참고문헌


고정화 · 도종훈 · 송미영(2008). 수학과 국가수준 학업성취도 평가에서의 성별 차이 분석. **대한수학교육학회지 수학교육학 연구 18**(2), 179-200.

고정화 · 도종훈 · 이학렬 · 조지민 · 김명화 · 최인봉 · 송미영 · 김수진(2007). **2006년 국가수준 학업성취도 평가 연구 -수학-**. 한국교육과정평가원 연구보고 RRE 2007-3-4.

김선희 · 고정화 · 조영미 · 구자형 · 이양락 · 조지민 · 송미영 · 시기자 · 김수진(2005). **2004년 국가수준 학업성취도 평가 연구 -수학-**. 한국교육과정평가원 연구보고 RRE 2005-1-4.

김선희 · 권점례 · 고정화 · 김경리 · 조지민 · 박정 · 김수진(2006). **2005년 국가수준 학업성취도 평가 연구 -수학-**. 한국교육과정평가원 연구보고 RRE 2006-1-3.

서울대학교 교육연구소(1994). **교육학 용어사전**. 서울: 하우

이경희(2004). **차별기능문항군 추출 방법을 활용한 대학수학능력시험 수리 영역에서의 성차 탐색**. 이화여자대학교 석사학위논문.

이미경 · 곽영순 · 민경석 · 채선희 · 최성연 · 나귀수 · 박경미(2004). **OECD/PISA 2003 평가틀 및 예시문항 -수학, 과학, 문제해결력 소양 영역-**. 한국교육과정평가원 연구자료 ORM 2004-25-1.

이연옥(1989). **수학 성취에서 남녀차이에 영향을 주는 요인에 관한 연구**. 서울대학교 석사학위논문.

조영미 · 이대현 · 이봉주 · 구자형 · 정구향 · 김경희 · 김재철 · 반재천 · 민경석(2004). **2003년 국가수준 학업성취도 평가 연구 -수학-**. 한국교육과정평가원 연구보고 RRE 2004-1-4.

최미연(2004). **초등학생의 공간 능력에서 남녀차에 관한 연구**. 한국교원대학교 석사학위논문.

Becker, B. J. (1990). Item characteristics and gender differences on the SAT-M for mathematically able youth. *American Educational Research Journal, 27,* 169-229

Bielinski, J., & Davison, M. L. (1998). Gender differences by item difficulty interactions in multiple-choice mathematics items. *American Educational Research Journal, 35,* 455-476.

DeMars, C. E. (2000). Test stakes and item format interactions. Applied Measurement in Education, 13, 55-77.

Doolittle, A. E. & Cleary, T. A. (1987). Gender-based differential item performance in mathematics achievement items. *Journal of Educational Measurement, 24,* 157-166.

Feingold, A. (1992). Sex differences in variability in intellectual abilities: A new look at an old controversy. *Review of Educational Research, 62*(1), 61-84.

_____(1994). Gender differences in variability in intellectual abilities: A cross-cultural perspective. *Sex Roles, 30,* 145-158.

[Bielinski, J., & Davison, M. L. (1998). Gender differences by item difficulty interactions in multiple-choice mathematics items. *American Educational Research*

*Journal*, 35, 455-476.]에서 재인용

Fennema, E., Carpenter, T. P., Jacobs, V. R., Franke, M. L., & Levi, L. W. (1998). A longitudinal study of gender differences in young children's mathematical thinking. *Educational Researcher, 27*, 6-11.

Geary, D. C. (1996). Sexual selection and sex differences in mathematical abilities. *Behavioral and Brain Sciences, 19*, 229-284.

Geary, D. C., Saults, S. J., Liu, F., & Hoard, M. K. (2000). Sex differences in spatial cognition, computational fluency, and arithmetical reasoning. *Journal of Experimental Child Psychology, 77*, 337-353.

Harris, A., & Carlton, S. T. (1993). Patterns of gender differences on mathematics items on the Scholastic Aptitude Test. *Applied Measurement in Education, 6*(2). 137-151.

Hedges, L. V., & Friedman, L. (1993). Gender differences in variability in intellectual abilities: A reanalysis of Feingold's results. *Review of Educational Research, 63*(1), 94-105.

Hedges, L. V., & Nowell, A. (1995). Sex differences in mental test scores, variability, and numbers of high-scoring individuals. Science, 269, 41-45.

[Bielinski, J., & Davison, M. L. (1998). Gender differences by item difficulty interactions in multiple-choice mathematics items. *American Educational Research Journal*, 35, 455-476.]에서 재인용

Humphreys, L. G. (1988). Sex differences in variability may be more important than sex differences in means. *Behavioral and Brain Sciences, 11*, 195-196.

Hyde, J. S., Fennema, E., & Lamon, S. J. (1990). Gender differences in mathematics performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 107*, 139-155.

Johnson, E. S. (1984). Sex differences in problem solving. *Journal of Educational Psychology, 76*. 1359-1371.

Kimball, M. M. (1989). A new perspective on women's math achievement. *Psychological Bulletin, 105*(2), 198-214.

Penner, A. M. (2003). Interactional gender × item difficulty interactions in mathematics and science achievement tests. *Journal of Educational Psychology, 95*(3). 650-655.

Ryan, K. E., & Chiu, S. (2001). An examination of item context effects, DIF, and gender DIF. *Applied Measurement in Education, 14*, 73-90.

Wester, A., & Henriksson, W. (2000). The interaction between item format and gender differences in mathematics performance based on TIMSS data. *Studies in Educational Evaluation, 26*, 79-90.

# The Trend of Gender Differences in Variability in National Assessment of Educational Achievement on Mathematics

Lee, Bong Ju (Korea Institute for Curriculum and Evaluation)

This study analyzed gender differences in variability with the results of National Assessment of Educational Achievement on Mathematics from 2003 to 2006, which subjects are 3rd, 9th and 10th grades. The purpose of the analysis was to explain gender differences in mean of mathematical ability scores from a different angle. The results and conclusions obtained in this study are as follows: First, regardless of grades and mean differences, male assessment scores were consistently more variable than female assessment scores. Second, for same male and female students, scores in later grades were almost consistently more variable than those in earlier grades. Third, for all grades, the ratios of males in an advanced and below-basic levels were generally higher than those of females in the same achievement levels.

* **Key words** : gender difference(성차), variability(변산도), National Assessment of Educational Achievement(국가수준 학업성취도 평가), achievement levels(성취수준), advanced level(우수학력 수준), basic-below level(기초학력미달 수준)

논문접수: 2009. 4. 22
논문수정: 2009. 5. 20
심사완료: 2009. 5. 25