

## 교사의 변화에 대한 저항 측정모델 타당도 검증

박 주 호)

### 요 약

학교변화나 혁신에 있어 그 핵심 구성원인 교사의 저항정도가 변화를 성공적으로 집행하는데 있어 중요한 요인이 된다. 한편, 교사 개인의 변화에 대한 인식 정도, 구체적으로 어느 정도 저항적 태도를 보이는 가를 개념적으로 분석하기 위한 측정도구 개발이나 그 측정모델 검증 연구는 거의 이루어 지지 못해 왔다. 이러한 맥락에서 본 연구는 전국의 37개 전문계 고등학교에 근무하는 1,152명의 정규교사를 대상으로 변화에 대한 저항 측정 모델의 타당도를 검증하였다. 우선 미국에서 개발된 저항측정 질문지를 활용하여 탐색적 요인분석을 통한 변화에 대한 저항측정의 위계적 요인모형을 수립하였다. 타당도 검증 결과에 따르면, 첫째, 우리나라 전문계고교 교사들은 가설로 설정한 저항측정의 위계적 요인모형에서와 동일하게 4가지 요인, 즉 1)일상생활 반응, 2)정서적 반응, 3)단기적 사고, 그리고 4)인지적 일관성에 16개 저항측정 항목들을 각각 뚜렷이 구분·반응하고 있음을 확인적 요인분석기법을 통해서 밝혔다. 둘째, 두 그룹 확인적 요인 분석 결과는 교사교육 내용, 교직경험 등 여러 면에서 성향과 특성이 다른 전문 교과와 일반교과 교사 집단들 간에 변화에 대한 저항 측정모델 요인의 동일성이 존재함을 증명하였다. 본 연구 결과는 미국에서 개발된 변화에 대한 저항 측정모델이 우리나라 전문계고교를 배경으로 해서도 강한 구성 타당도가 입증되는 증거들을 제공하였으며, 우리나라 전문계 고등학교 교사들을 대상으로 활용될 수 있음을 보여 주었다.

**핵심되는 말:** 학교변화, 변화에 대한 저항, 타당도 검증

1) 이 논문은 2010년 한양대학교 교내연구비 지원으로 연구되었음(HY-2010-N).  
한양대학교 부교수, E-mail: jhpak1028@hanyang.ac.kr  
논문투고: 2011. 02. 10 / 심사일자: 2011. 02. 15 / 심사완료: 2011. 04. 27

일반적으로 학교들은 사회적 변화에 민감하지 못하고, 그 핵심 구성원인 교사는 변화를 싫어하고 변화에 저항하는 정도가 강해서 보수적 성향이 높다는 소리를 자주 접한다. 그럼에도 불구하고 우리의 학교들은 대 내외적으로 끈임 없이 변화를 요구 받고 있다. 특히 정권이 교체될 때마다 중앙정부 차원에서 새로운 교육개혁 정책을 통해 학교혁신 또는 학교변화는 그 결과의 성공과 실패에 관계없이 의욕적으로 전 범위 적으로 추진되어 왔었다. 그러나 지금까지 학교변화를 위한 수많은 개선과 정책들이 정작 학교현장에서는 일시적 메아리로서 지나가는 경우가 많았음을 지적받고 있다(양성관·이승덕·전상훈, 2010). 이러한 지적은 성공적인 학교변화를 위해서 우리나라의 경우 현장교사들의 인식과 반응이 학교변화의 핵심요인으로 다루어 지지 못했음을 의미한다.

한편, 학교변화를 설명하는 모델 제시를 통해서 다수의 학자들은 학교변화가 성공적으로 실현되려면 변화 또는 혁신을 최종적으로 채택하고 집행하는 교사들의 반응 및 태도가 중요한 요인이 됨을 강조한다(Ellsworth, 2000; Evans, 1996; Fullan, 2001; Hall & Hord, 2001). 양성관·이승덕·전상훈(2010)도 학교변화가 가능하기 위해서는 학교변화를 실제 담당하고 있는 교사들의 신념과 태도가 중요한 요인이라고 주장한다. 이들 주장의 경우 학교변화를 실현함에 있어 구체적인 변화나 혁신에 대해 구성원들의 수용적 태도 또는 긍정적 인식이 조직 내 구성원의 실제 행동과는 다를 수 있지만, 일차적으로 그 구성원의 변화에 대한 정서적 인지적 행동적 반응으로서 중요한 요인이 된다는 것을 암시한다. 결과적으로 학교의 핵심 구성원인 교사가 변화나 혁신을 어떻게 인지하고 평가하며, 그것에 저항하는 정도(변화 및 혁신에 대한 수용성 정도)는 학교조직 변화를 성공적으로 집행하는데 있어 중요한 요인이 된다는 것을 알 수 있다(Reimer & McGinn, 1997).

우리나라의 경우 최근까지 학교변화 영역에서 주로 논의된 연구는 교사의 변화 관심과 학교의 효과성간의 관계(이명주, 1996), 학교의 조직변화 요인 분석(김승수, 1997), 학교조직 변화과정 모델 탐색(박삼철, 2005) 등 주로 상황적 실례에 초점을 두고 거시적 차원의 연구가 있어 왔다. 변화에 대한 개인 차원에서 교사들의 태도나 그 저항성 정도를 측정하는 미시적 실증연구는 거의 없었다. 특히, 학교변화에 대한 저항 관련 측정도구 개발과 그에 대한 타당도 검증을 위한 실증연구는 거의 이루어 지지 못해 왔다. 이에 따라 우선 변화관리 또는 학교조직 변화의 효율적 집

행 차원에서 교사 개인이 변화를 어떻게 인식하고, 어느 정도 저항적 또는 수용적 태도를 보이는가를 파악하기 위해 변화에 대한 저항성을 측정하는 도구개발이 선행되어야 할 것이다. 즉, 학교변화 또는 학교혁신 관리 전략의 일환으로 무엇보다 우선 변화에 대한 교사들의 반응, 즉 어느 정도 변화에 대해 수용적 또는 저항적 태도를 지니고 있고 있는가를 파악하는 측정모델의 신규 개발 또는 기존 모델의 검증이 그 출발점이 될 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구의 목적은 학교변화와 관련해서 전문계 고등학교 교사들을 대상으로 개인적 차원에서 변화에 대한 저항 정도를 측정하는 모델(Oreg가 2003년에 개발한 변화에 대한 저항 측정 모델)의 타당성을 검증해 보고자 한다. 우선, 탐색적 요인분석을 통해서 타당도 검증을 위한 가설모델을 설정한다. 다음으로는 확인적 요인분석 기법을 적용하여 가설모델에 대한 교차 타당성을 검증하고, 아울러 다집단 확인적 요인분석기법을 통해서 두 교사(일반교과 및 전문교과 교사)집단 간 요인의 동일성을 검증한다. 본 연구에서는 일반계 고등학교 또는 중학교나 초등학교에 비해 전문계 고등학교가 급격하게 변화하는 산업구조 및 직무체제의 맞추어 전공 프로그램이나 교과과정 변경, 등록생 규모 조정 등 보다 긴요하게 학교 조직 변화를 요구받고 있다는 점에서 전문계 고교의 교사들을 연구 대상으로 선택하였다. 특히, 학교체제의 전면적인 변화를 요구받고 있는 전국의 21개 마이스터 고교들과 당초 정부의 마이스터고교 사업에 지원하여 탈락한 일반 전문계고교 16개를 표본대상에 포함시켰다. 이들 학교 교사들을 대상으로 미국에서 개발된 변화에 대한 저항 측정모델의 타당도 검증은 이론적인 차원에서 변화에 대한 교사들의 인식 및 태도에 대한 관별도구를 우리나라에서도 활용가능 한지를 검증하는 효과가 있다. 또한 본 연구에 의한 교사의 저항 측정모델 검증은 실제적으로 전문계 고등학교의 체제변화를 추진하는데 있어 교사의 저항을 줄이기 위한 효과적 실행 전략이나 변화개입 프로그램 개발을 위해 유용한 정보를 제공하는 도구로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

## 변화에 대한 교사의 저항과 측정모델

### 교사의 태도로서 변화에 대한 저항의 중요성

이론적 차원에서 학교조직의 변화 과정을 기술하고 보다 효과적으로 변화가 어떻게 진행되는지를 설명하는 변화과정 모델을 개발하기 위한 여러 연구(Ellsworth, 2000; Fullan, 2001; Hall, George, & Rutherford, 1977; Rogers, 1995)가 있어 왔다. Rogers(1995)는 교사가 새로운 아이디어의 채택과 관련하여 혁신 결정 과정으로 변화의 과정을 설명하고 있다. 그는 특별히 의도된 변화의 채택자들(the intended adopters)의 혁신의 채택율에 관련한 혁신의 속성들과 그것들 영향에 초점을 두고 있다. Hall, George 및 Rutherford(1977)는 교사의 7단계 관심모델로 변화과정을 설명하고 있다. 그들은 변화에 있어 교사의 정서적 국면 차원의 발달단계를 강조하고 있다. 가장 최근에 Ellsworth(2000)는 일반적인 의사소통 모델을 기반으로 변화의 의사소통 모델을 제안하였다. 그는 변화 과정을 혁신의 집행차원에서 변화촉진자가 변화의 의도된 채택자 간에 의사소통과정으로 설명하고 있다. 학교조직에서 변화과정을 설명하는 이들 모델들 모두 변화 또는 혁신의 집행에 있어 그 채택자로서 교사의 역할과 변화를 어떻게 인식하고 반응하는가의 교사 태도의 중요성을 강조하고 있다.

일반적으로 학교에서 변화를 위한 혁신의 채택은 체제 및 개인 차원에서 발생한다(Ellsworth, 2000). 특히 혁신 채택자로서 교사는 변화의 집행정도에서 매우 다양한 태도를 보여 준다. 어떤 교사는 학교변화 과정에 매우 헌신적으로 기여하고, 또 어떤 교사는 소극적으로 기여한다. 또 다른 교사는 심지어 학교변화에 대해 저항성을 보여 주기도 한다. 구체적으로 플로리다주 직업교육교사의 변화에 대한 태도 연구를 통해서 Carr(1985)는 교사들의 인구학적 특징들(교사의 담당교과, 교직경력, 성별 등)이 혁신에 대한 태도의 좋은 지표가 된다는 것을 발견하였다. 특히 그는 여성교사가 남성교사 보다 혁신에 대해 보다 선호적 태도를 보여주고 있다는 것을 입증하였다. 실제적으로 Thomas(2003)는 변화에 대한 직업교사들의 긍정적인 태도는 변화 채택의 좋은 지표가 될 것이라고 주장한다. Greenan, Wu, Mustapha, 및

Ncube(1998)의 경우도 역시 특별히 교사들이 변화가 왜 필요한지를 이해하지 못할 때, 변화에 대한 교사의 저항은 프로그램 개선 활동의 집행에 있어 종종 중요한 장애물이 되고 있음을 강조하고 있다. 결과적으로 학교조직 내에서 혁신과 혁신적 아이디어를 확산하고 개발하는 것은 교사들이기 때문에 학교변화의 집행에서 교사의 인지적 정서적 감정과 태도는 결정적으로 중요하다는 것이다. 따라서 성공적 학교변화는 교사의 변화에 대한 긍정적인 태도에 달려 있다고 볼 수 있다.

특히 학교조직 개발을 위해서 계획된 변화는 불가피하게 필요하며, 이러한 계획된 변화는 조직구성원과 조직 자체의 저항을 동반한다(Cummings & Worley, 2000). 조직에서 변화에 대한 저항과 관련하여 Dent와 Goldberg(1999)는 사람들은 변화에 저항하는 것이 아니라, 지위의 상실, 봉급의 상실, 또는 편안함의 상실에 저항하게 되고, 이러한 저항은 변화에 대한 저항과는 다르다고 단언한다. 하지만, 어떤 조직에 있어서나 변화에 대한 조직 구성원들의 저항은 불가피하다(De Dreu & Van de Vliert, 1997).

일반적으로 학교변화에 있어서 교사들은 왜 변화에 저항을 하는가? Duttweiler와 Mutchler(1990)는 교육자들에 대한 서베이 조사를 통해서 변화에 대한 저항으로 인식되는 여덟 가지 속성, 즉 1)위험 감수에 대한 불안, 2)권력상실에 대한 불안, 3)역할과 책임감에 변화에 대한 저항, 4)신뢰에 대한 결핍, 5)명료성의 결핍, 6)부적정한 자원, 7)기술의 부족, 그리고 8)계층적 지지에 대한 부족을 밝히고 있다. Corbett, Firestone, 및 Rossman(1987)은 변화에 대한 저항이 기존 학교문화와 제안되는 변화 사이의 적합성에 의존한다는 것을 발견하였다. 그들의 연구는 새로운 행위, 정책, 또는 프로그램에 내포된 행동에 대한 기대들이 학교생활에 있어 기존 관념들과 불일치 할 때, 변화는 저항을 야기하게 된다는 것을 지적하고 있다. 또한 그들은 변화에 직면하는 경우 교사들은 보편적으로 고집스런 평판을 가지고 있다는 점을 강조하고 있다. Greenberg와 Baron(2000)은 교사들이 그들 학교에서 변화에 대한 필요성을 이해하지 못하면, 현 상태를 유지하려는 그들의 관심이 의심할 여지없이 변화를 받아들이려는 그들의 의지를 선행해 나가게 될 것이라고 하면서, 교사들의 기존습관은 가르치는 행태를 변화시키는데 걸림돌이라고 주장한다. Zimmerman(2006)의 경우 교사들이 변화에 대해 저항하는 원인을 새로운 것에 대한 불안에서 찾고 있다. 예를 들어 변화를 수행하는 데 있어 학교들이 이전에 성공하지 못한 경험은

교사들로 하여금 새로운 시도를 받아들이는 데 불안을 야기하게 한다는 것이다. 또한 친숙한 방식에서 어떤 일을 하는데 안정감을 가지는 반면에, 변화로 인해 기존의 잘 확립된 전문성이나 수업방식의 변경은 교사들로 하여금 알려지지 아니한 것에 대한 공포를 야기하기 때문 변화에 대해 저항한다는 것이다(Fullan, 2001; Greenberg & Baron, 2000). 특히, Robbins(2000)는 교사들의 경우 학교변화를 성공적으로 집행하기 위해 필요한 기술이나 지식이 부족하다고 느끼는 경우나, 변화로 인해서 기존의 영향력 및 사회적 관계, 그리고 자원할당에 있어 위협을 느끼는 경우에 변화에 저항하는 원인이 된다고 주장한다.

개념적으로 보면 학교변화는 교사들에게 주어진 현 상황의 혼란과 변경을 야기한다(Ellsworth, 2000). 따라서 학교변화 과정에서 변화에 대한 교사들의 저항은 그 정도에 있어 차이는 있지만 불가피한 현상이다. 결과적으로 조직변화를 성공적으로 실현하기 위해서는 구성원들의 변화에 대한 저항을 극복하는 것이 중요한 전략이 됨을 의미한다(Cummings & Worley, 2001). 보다 원천적으로 학교가 왜 변해야 하는지를 교사들이 이해하지 못하거나, 변화에 저항한다면, 학교변화는 성공하지 못할 것이다(Ellsworth, 2000; Reimer & McGinn, 1997).

### 변화에 대한 저항의 개념적 구성요인 및 측정모델

변화에 대한 개인들의 태도는 구체적 변화에 대한 반응과 직접 관련되어 있다(Wanous, Reichers, & Austin, 2000). 개인적 태도로서 변화에 대한 저항은 복잡한 개념으로서, 이전 연구들에 있어서는 세 가지 다른 양상, 즉 행동적, 정서적, 인지적 양상에 각각 초점을 두고 개별적으로 접근되어 왔다(Piderit, 2000). 변화에 대한 저항의 개념과 관련하여 Brower와 Abolafaia(1995)는 행동적 측면에서 변화에 대한 저항은 조직의 일상적 규율 및 역할들에 반대하거나 반항하는 행위 또는 의도적 정지로서 규정하였다. 저항의 행동적 측면의 접근은 변화에 대한 개인들의 저항관련 연구에 있어 초창기부터 현재까지 여전히 유용한 것으로 받아들여지고 있다(Ashforth & Mael, 1988; Brower & Abolafaia, 1995). 변화에 대한 저항의 정서적 측면과 관련해서 Vince와 Broussine(1996)는 어떤 조직이 변화의 정서적 측면을 거

부하는 경우, 혁신의 시도는 성공하지 못할 것이라는 점을 강조하였다. Diamond(1986)는 변화가 성공하기 위해서는 변화에 대항하는 무의식적 심리적 방어 기제의 경향을 혁신과정에서 고려해야 함을 제안하고 있다. 한편, Bartlerm과 Locke(1981)는 변화에 저항은 인지적 구성요소를 포함하고 있고, 개인들의 저항이 변화과정에 참여를 통해 변화를 향한 개인들의 생각과 믿음을 변화시킴으로서 줄어들 수 있다는 점을 강조한다.

최근에는 변화에 대한 저항과 관련하여 다양한 시각들을 통합적해서 접근하려는 시도가 이루어지고 있다. George와 Jones(2001)는 복잡한 변화의 과정을 이해하기 위해 저항의 인지적 및 정서적 구성 요소를 활용하였고 개인의 정서적 인지적 양상이 혁신과정에 영향을 미칠 것이라고 주장한다. Piderit(2000)는 변화를 향한 다면적 측면에서 부정적 태도로 변화에 대한 저항을 규정하고 있다. 그는 변화에 대한 저항이 정서적, 인지적, 의도적 요소로 구성되고 있다고 주장하고 있다. Piderit의 개념을 기반으로 Oreg(2006)는 변화에 대한 저항을 변화를 향한 세 국면의 부정 태도, 즉 정서적, 행동적, 그리고 인지적 요소를 포함하는 것으로 규정하고 있다. Dunham, Grube, Gardner, Cummings 및 Pierce(1989)도 역시 변화를 향한 사람들의 태도를 이러한 세 차원의 국면으로 분류하고 있다. 그들은 일반적으로 변화에 대한 태도는 변화에 관한 사람들의 인지, 변화에 관한 정서적 반응, 변화를 향한 행동적 경향성으로 구성되고 있음을 강조하고 있다.

변화에 대한 저항과 관련된 개인적 특성을 평가하기 위해 여러 가지 측정모델이 개발(Dunham et al., 1989; Judge, Thoresen, Pucik, & Welbourne, 1999; Oreg, 2003; Wanberg & Banas, 2000)되어 왔다. Dunham et al.(1989)는 학생들, 자동차클럽 직원, 경찰관 등 다양한 표본을 대상으로 변화를 향한 개인들의 태도를 측정하는 모델을 개발하였다. 그들의 측정모델은 아래 <표 1>에서와 같이 변화에 대한 개인들의 정서적 반응, 인지적 반응, 행동적 반응 요인으로 구성되어 있다.

<표 1> Dunham, et al. (1989)의 변화에 대한 태도 측정 모델

구성요인	측정 문항
정서적 반응	나는 대체로 변화를 거부한다. 나는 변화를 좋아하지 않는다. 나는 변화로 인해 힘겨울 때가 많다. 나는 종종 우리 학교에 여러 가지 변화를 제안하는 편이다. 우리 학교에서 일어나는 여러 가지 변화로 인하여 짜증이 난다. 나는 대개 변화를 시도하는 것을 주저한다.
인지적 반응	나는 우리학교에 변화가 일어나길 바란다. 변화는 대개 우리학교에 도움이 된다. 대다수의 교직원들은 변화를 통해 이익을 본다. 나는 변화를 시도하는 편이다. 나는 보통 변화를 지지하는 편이다. 다른 교직원들은 내가 변화를 지지한다고 생각한다.
행동적 반응	변화는 내가 업무를 더 잘 하도록 도와준다. 나는 변화로 인해 자극을 받는 편이다. 변화는 대개 우리 학교에서 그동안 불만족스럽던 상황을 개선 시키는데 도움이 된다. 나는 변화를 지지하기 위해 무엇이든 하고자 한다. 나는 대부분의 변화가 마음에 든다. 나는 대개 변화로 인해 이익을 본다.

Wanberg와 Banas(2000)는 Miller, Johnson, & Grau(1994)가 원래 개발한 조직적 변화를 향한 개방성의 측정도구를 수정하여 두개 요인, 즉 특정한 변화 수용에 대한 의지 요인과 조직, 자기 자신, 그리고 고객들을 위하여 변화를 부정적 또는 긍정적 태도로 보는지에 관한 요인으로 구성된 모델을 개발하였다. Oreg(2003)은 변화에 대한 저항에 대한 개인의 기질적 경향성을 직접 측정하는 변화의 저항 측정 모델을 아래 <표 2>와 같이 개발하였다. 그의 변화에 대한 저항 측정모델은 네 개의 하위 구성요인, 즉 일상생활 반응, 변화에 정서적 반응, 단기적 사고, 그리고 인지적 일관성으로 구성되어 있다. 구성요인과 관련하여 그는 변화에 대한 일상생활 반응은 변화에 대한 저항의 행동적 영역과 관련되고, 정서적 반응과 단기적 사고는 정서적 영역과 일치하며, 인지적 일관성은 인지영역과 관련성을 가지고 있음을 기술하고 있다.

&lt;표 2&gt; Oreg(2003)의 변화에 대한 저항 측정 모델

구성 요인	측정 문항
일상생활 반응	일반적으로 나는 변화에 대해 부정적인 인식을 가지고 있다.(A1)
	나는 예기치 못한 일이 빈번히 일어나는 날보다 일상적인 하루가 되기를 원한다.(A2)
	나는 새롭거나 다른 일을 시도하기보다 늘 하던 일을 하는 것을 좋아한다.(A3)
	나는 내 삶이 일상적인 생활로 정형화되어 갈 때마다 그것을 변화시킬 방법을 모색한다.(A4)
	나는 놀라서 당황한 것 보다는 지루한 것이 낫다. (A5)
정서적 반응	만약 나의 업무에 중대한 변화가 있을 예정이라는 것을 알게 된다면 꽤 스트레스를 받을 것 같다.(B6)
	나의 업무에 변화가 생길 때면 나는 꽤 긴장하는 편이다.(B7)
	업무가 계획대로 진행되지 않으면, 나는 꽤 스트레스를 받는 편이다.(B8)
	만약 교육청이 교원의 평가 기준을 변경한다면, 설혹 그것이 새로운 업무를 더 맡아야 되는 것이 아니더라도 꽤 신경 쓰일 것 같다.(B9)
단기적 사고	학교를 바꾸는 변화계획이란 것은 정말 골치 아픈 일이라고 생각한다.(C10)
	변화라는 것이 궁극적으로는 이로운 것일지라도 나는 그것이 약간 불편하다고 느낀다.(C11)
	누군가 내게 어떤 변화를 강요한다면, 그게 설혹 내게 이로운 것이라고 생각하더라도 일단은 거부하는 편이다.(C12)
	변화가 내게 이로운 것이라는 것을 알고 있지만, 나는 때때로 그것을 피하고 싶다.(C13)
	나는 일단 어떤 계획을 수립하고 나면, 추후에 변경하는 것을 좋아하지 아니한다.(C14)
인지적 일관성	나는 자주 나의 결심을 바꾼다.(D15)
	나는 일단 어떤 결론을 내리고 나면, 추후에 생각을 바꾸는 것을 좋아하지 않는다.(D16)
	나는 쉽게 나의 결심을 바꾸지 않는다.(D17)
	세월이 흘러도 나의 관점은 매우 일관적이다.(D18)

주) 측정문항 별 표식기호(A1 ... D18)는 요인분석 결과 보고를 위해 편의상 붙임 것임.

변화에 대한 저항관련 선행 연구 결과와 두 측정모델에서 살펴보았듯이 변화에 대한 저항측정의 구성요인으로는 정서적 측면에서 저항, 인지적 측면에서 저항, 그리고 행동적 측면에서 저항으로 분류된다고 볼 수 있다. Oreg(2006)는 개별 조직 구성원은 변화에 대한 각각 다른 선호성을 가지고 있고, 변화에 대한 기질적인 저항정도는 조직 내에서 특별히 혁신에 대한 태도에 영향을 미친다고 주장한다. 결과적으로 변화 또는 혁신 관리 전략의 일환으로 변화촉진자는 무엇보다 우선 변화에 대한 구성원의 반응, 즉 어느 정도 변화에 대해 수용적 또는 저항적 태도를 지니고 있고 있는가를 파악하는 것이 그 출발점이 될 것이다. 이러한 맥락에서 본 연구를 통해 학교변화에 과정에서 변화에 대한 교사의 저항을 측정하는 모델의 타당도를 검증하는 것은 이론적으로나 실제적으로 학교변화 관리 전략에 기여하는 중요한 의미가 있을 것으로 추정한다.

## 연구 방법

### 참여자

본 연구의 참여자는 2010년 12월 현재 전국의 37개 전문계 고교에 근무하는 1,152명의 정규교사였다. 당초 2008년 2학기 및 2009학년도 1학기 동안 교육과학기술부가 추진한 마이스터고교 지정사업에 해당 교육청을 통해 사업 신청한 42개 학교를 대상으로 서베이 조사를 실시하였다. 그 결과, 5개 학교로부터는 응답을 확보하는데 실패했고, 37개교만이 서베이에 응답하였다. 참여자 중 723명(62.8%)은 21개 마이스터고교에 재직하는 교사이고 나머지 429명(37.2%)은 마이스터고교 사업에 탈락한 일반 전문계고교 교사였다. 연구의 관심사항이 학교의 변화이고 변화에 교사의 태도를 측정하는 것이었기 때문에, 학교조직 차원에서 마이스터고교 사업을 신청하여 학교 자체를 혁신하려는 의지 면에서 두 그룹이 유사성을 지니고 있다고 판단하여 마이스터고교 사업에 신청한 학교들을 표본으로 정했다. 표본인 37개 학교 및 전체 교사 2,096명 중 1,152명이 응답해서 응답률은 54.96%였다.

## 자료수집 및 절차

본 연구에서 자료는 수집을 위해 두 가지 전략을 활용하였다. 첫째, 마이스터고 교정책협의회를 통해서 21개 마이스터고교에 각각 서베이 질문지를 배달하였다. 둘째, 마이스터고교가 아닌 학교의 21개의 경우는 교육과학기술부를 통해서 해당 학교에 우편으로 배달되었다. 그 결과 마이스터고교 21개로부터는 모두 자료가 회수된 반면, 마이스터고교가 아닌 일반 전문계고교 21개 중 16개교로부터만 자료가 우편으로 회수되었다. 활용된 자료 수는 본 연구에서 사용될 통계방법이 요인분석이기 때문에, 그 분석의 일반적 요건 기준인 500개 이상(Noar, 2003) 또는 이이템 당 10배(Crocker & Algina, 1986)에 합당했다.

수집된 자료는 SPSS 18.0을 활용하여 학교별 소속 교사에게 대해 번호를 매겨서 코딩했으며, 코딩된 자료는 SPSS 18.0의 케이스 선택방식을 활용하여 무작위로 두 표본 그룹으로 나누었다. 탐색적 요인분석(Exploratory factor analysis)을 위해서는 588명의 표본이 사용되었고, 나머지 564명의 표본은 확인적 요인분석(Confirmatory factor analysis: CFA)과 일반교과 교사와 전문교과 교사 그룹간 요인의 동일성 검증(Factorial invariant tests)을 위한 다집단 확인적 요인분석(Multi-group CFA)을 위해 활용되었다. 각 표본 별 인구학적 분포 특징은 아래 <표 3>과 같다. 탐색적 요인 분석은 SPSS 18.0의 통계패키지를 통해서 분석하였으며, 확인적 요인분석과 다집단 확인적 요인분석은 LISREL 8.53(Jöreskog & Sorborm, 1996)를 통해서 분석하였다.

<표 3> 분석 대상 표본별 인구학적 특징 비교

변인		탐색적 요인분석 표본(N=588)	확인적 요인분석 표본(N=564)
성별	남성	66.5%(n=391)	71.3%(n=402)
	여성	33.5%(n=197)	28.1%(n=162)
학교 유형	마이스터고교	62.4%(n=367)	63.1%(n=356)
	일반전문계고교	37.6%(n=221)	36.9%(n=208)
담당교과	전문교과	64.1%(n=377)	59.8%(n=337)
	일반교과	35.9%(n=211)	40.2%(n=227)
평균연령		42.93	43.48
교사경력 평균		15.78	16.16

## 측정도구

본 연구에서는 미국에서 개발된 Oreg(2003)의 변화에 대한 저항 정도를 측정하는 질문지를 활용하였다. 동 질문지를 선정한 주요 이유는 다른 질문지에 비하여 변화에 대해 개인차원에서 기질적 태도를 직접적으로 측정하는 특성을 가지고 있기 때문이다. Oreg(2003) 질문지는 18개 문항에 4개 요인과 각 문항은 7단계(매우그렇지 않다, 그렇지 않다, 약간그렇지 않다, 보통이다, 약간그렇다, 그렇다, 매우그렇다)로 구성되어 있었다. 구체적으로 질문지의 요인 및 문항 구성은 위 문헌분석 영역의 <표 2>와 같다.

Oreg(2003)의 질문지의 경우 우리나라 학교를 배경으로 해서 처음 사용되기 때문에 한국어 번역의 타당성 절차를 거치고 파일럿 테스트와 문항분석을 시행했다. 한국어 번역의 타당성은 미국대학에서 박사학위를 마친 2명의 국내 교수로 구성된 전문가패널의 심의를 거쳤다. 심의를 마친 질문지는 서울지역 3개 전문계 고교 소속 132명의 교사를 대상으로 파일럿테스트를 거쳤다. SPSS 18.0의 통계패키지를 통해서 문항분석 및 신뢰도 분석을 했으며, 그 결과 2개 문항(A4: 나는 내 삶이 일상적인 생활로 정형화되어 갈 때마다 그것을 변화시킬 방법을 모색한다, D15: 나는 자주 나의 결심을 바꾼다)이 해당 하위 요인 내에서 모든 문항들의 수정된 문항 전체 상관관계(The corrected item-total correlations of all items)가 0.20 이하였다. A4 문항의 경우 모든 문항들의 수정된 문항 전체 상관관계가 -0.237로 나타났고, D15는 -0.098이었다. 하나의 문항은 전체 문항들의 점수와 0.20이상의 상관관계를 가져야 하고 그 이하의 상관관계를 가진 문항은 버려야 한다는 문항선택 일반 기준 (Streiner, 2003)에 비추어 볼 때, 심각한 문제가 있었다. 또한 해당 하위 요인 내에서 동 문항들이 삭제되었을 때 신뢰도 계수(Cronbach's alpha)가 결정적으로 상승했다. 따라서 이러한 두 가지 문제점 때문에 문항 A4와 D15는 본 연구 분석에서 삭제하기로 결정했다. 두 문항 삭제 후 본 연구에서 서베이 결과, 각각 하위요인 별 신뢰도(Cronbach's alpha)는 일상생활 반응 0.745, 정서적 반응 0.776, 단기적 사고 0.789, 인지적 일관성 0.766로 나타났다.

## 분석 및 결과

### 기술통계 분석

아래 <표 4> 및 <표 5>는 변화에 대한 교사의 저항을 측정하는 모델의 교차 타당성(Cross validation) 검증을 위한 확인적 요인분석과 전문 및 일반교과 교사 집단 간 요인의 동일성 검증을 위한 다집단 확인적 요인분석(Multi-group CFA)에 활용된 표본의 인구학적 특징과 그 기초통계 값을 나타내고 있다. 일반교과 교사그룹에 비교하여 전문교과 교사그룹에서 남자교사 비율(84.9%), 마이스터고교 소속 교사 비율(68.5%), 그리고 평균연령(44.25) 및 평균 교직경력(16.57)이 모두 높았다.

<표 4> 확인적 요인분석 표본(N=564)의 인구학적 특징

변인		전문교과 교사(n=337)	일반교과 교사(n=227)
성별	남성	84.9%(n=286)	51.1%(n=116)
	여성	15.1%(n=51)	48.9%(n=111)
소속학교	마이스터고교	68.5%(n=231)	55.1%(n=125)
	일반전문계고교	31.5%(n=106)	44.9%(n=102)
평균연령		44.25	42.38
교사경력 평균		16.57	15.53

표본 교사 집단별 변화에 대한 저항정도에 대한 질문지 조사의 기초통계 결과의 경우, 아래 <표 5>에서 보듯이 전반적으로 양 교사 그룹 간에 차이가 크지 아니한 것으로 조사되었다. 전문교과 교사들은 변화에 대한 저항을 측정하는 16항목 전체 평균이 3.49인 반면, 일반교과 교사들은 3.43으로 나타났다.

&lt;표 5&gt; 교사 집단별 변화에 대한 저항의 기초 통계값

항목	전문교과 교사		일반교과 교사	
	평균	표준편차	평균	표준편차
A1	2.74	1.313	2.84	1.214
A2	3.80	1.431	4.01	1.477
A3	3.64	1.371	3.58	1.329
A5	2.92	1.288	2.98	1.271
B6	4.12	1.404	4.34	1.438
B7	4.10	1.394	4.46	1.374
B8	4.65	1.285	4.88	1.270
B9	4.24	1.454	4.40	1.491
C10	3.47	1.523	3.41	1.500
C11	3.52	1.356	3.63	1.419
C12	2.97	1.285	2.87	1.200
C13	3.30	1.357	3.41	1.305
C14	3.78	1.583	3.67	1.511
D16	4.00	1.556	3.80	1.494
D17	4.36	1.499	3.94	1.430
D18	4.25	1.532	4.02	1.434
전체	3.49	1.046	3.43	0.965

### 탐색적 요인분석 결과 및 가설모델 수립

본 연구에서는 우선 변화에 대한 교사의 저항 측정모델에 대한 교차 타당성(Cross validation)과 전문 및 일반교과 교사집단 간 요인의 동일성 검증을 위한 가설 모델을 설정하기 위해 588명의 교사표본을 대상으로 탐색적 요인 분석을 수행하였다. 아래 <표 6>은 문항분석을 통해 2개 문항이 삭제된 후 총 16개 문항에 대한 탐색적 요인분석 결과이다. Oreg(2003)의 원래 질문지 문항 중, 문항 14(나는 일단 어떤 계획을 수립하고 나면, 추후에 변경하는 것을 좋아 하지 아니한다)만 빼고 나머지 15개 문항들은 모두 기존 질문지 상 동일한 요인 속에 각각 묶인>Loading) 것으로 나타났다. 문항 14의 경우는 기존 질문지상 요인인 단기적 사고가 아닌, 인지

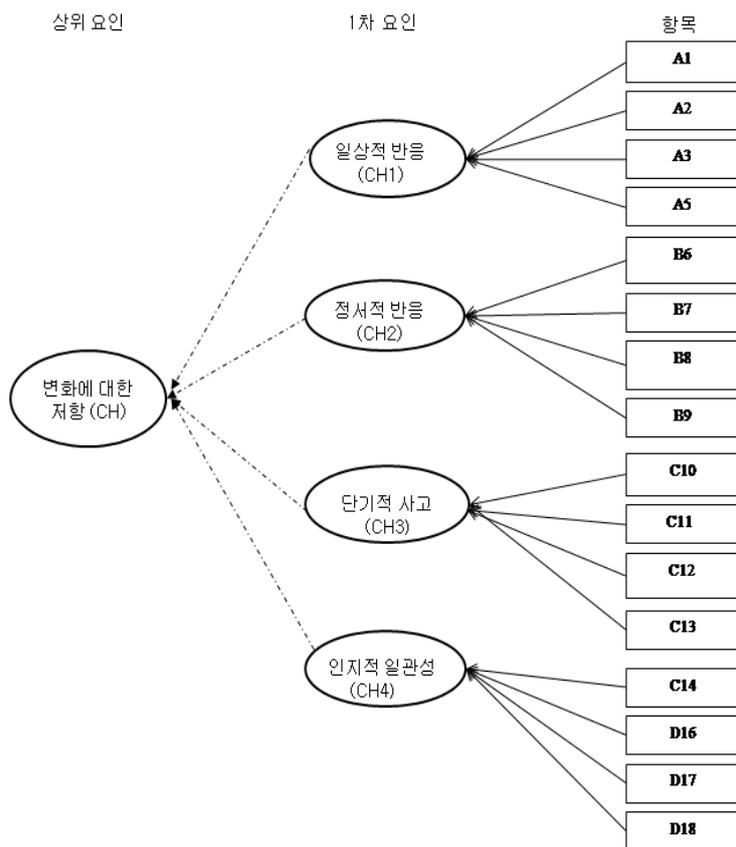
적 일관성 요인 속에 묶인 결과를 보여주었다. 원래 질문지에서 문항 14는 변화에 대한 단기적 사고 차원에서 계획수립 후 추후 변경을 좋아하는 지 여부를 측정하는 문항인데, 조사에 참여 한 우리나라 교사들은 계획 변경 여부에 보다 초점을 두고 인지적 일관성 요인의 항목들과 보다 더 관련 있는 반응 결과를 보여 주었다.

한편, 본 연구에서는 미국과 우리나라 간 언어인식 및 문화적 차이를 고려하고 문항내용 차원에서 보면 문항 14가 인지적 일관성 요인 속에 구성될 수 있다고 판단하였다. 탐색적 요인 분석 결과 본 연구에서는 변화에 대한 교사의 저항 측정모델의 교차 타당성과 교사그룹 간 요인의 동일성 검증을 위한 가설 모델의 경우 아래 [그림 1]과 같이 16개의 관찰된 항목들과 4개의 요인으로 이루어진 위계적 계층 요인모델(Hierarchical factor model)로 설정하였다.

<표 6> Oreg(2003) 질문지의 탐색적 요인분석 결과

문항	요인			
	1	2	3	4
C11	<b>.799</b>	.082	.060	-.209
C12	<b>.751</b>	-.086	-.139	.124
C10	<b>.721</b>	.049	.018	-.085
C13	<b>.653</b>	-.053	.037	.119
D17	-.088	<b>.846</b>	.023	-.018
D16	.061	<b>.728</b>	-.032	.050
D18	.053	<b>.600</b>	-.041	.002
C14	.160	<b>.467</b>	-.003	.156
B8	-.100	-.004	<b>.805</b>	-.057
B7	-.058	-.049	<b>.752</b>	.143
B6	.031	-.014	<b>.588</b>	.213
B9	.265	.015	<b>.541</b>	-.255
A2	-.271	.104	.074	<b>.771</b>
A3	-.022	.051	-.042	<b>.699</b>
A5	.134	-.097	-.073	<b>.614</b>
A1	.221	-.105	-.086	<b>.573</b>

주) 요인추출 방법: 주축요인추출 분석(Principal Axis Factoring)  
 요인회전 방법: 프로맥스(Promax with Kaiser Normalization)



[그림 1] 확인적 요인분석 및 다집단 확인적 요인분석을 위한 가설모델

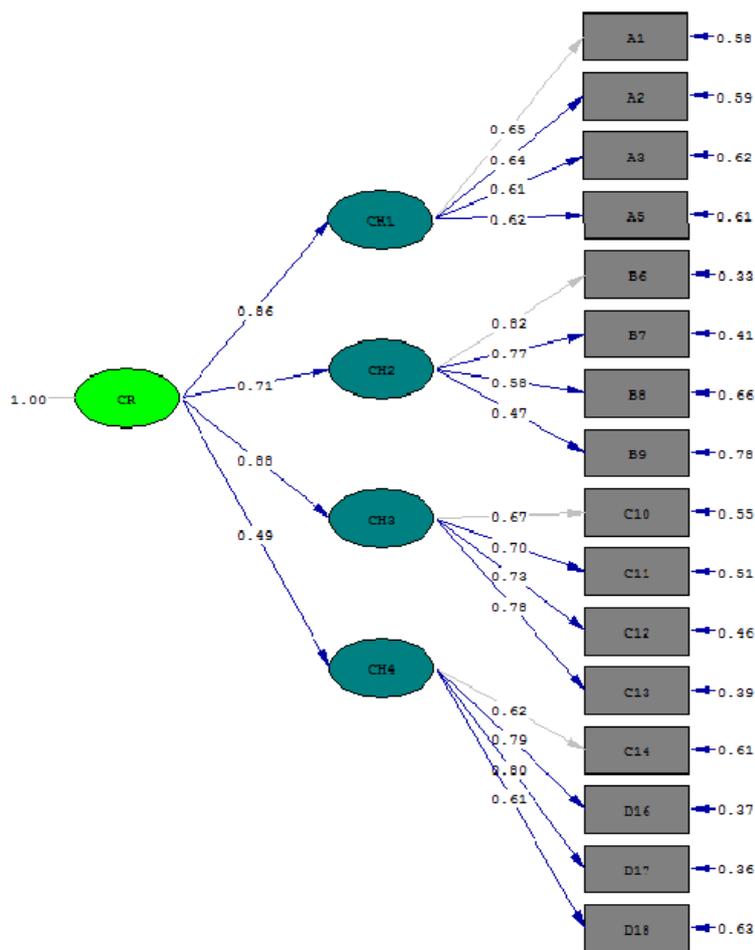
### 확인적 요인분석을 통한 교차 타당성 검증

변화에 대한 저항 측정 모델의 교차 타당성을 검증하기 위해 탐색적요인분석을 통해 앞에서 설정한 가설모델에 대해 564명의 참여교사 표본을 대상으로 확인적 요인 분석을 수행하였다. 우선 다변량정규성검정(Multivariate normality) 테스트를 PRELIS2.53으로 수행하였고, 그 결과 본 연구의 확인적 요인분석에서 사용될 최대

우도추정의 적절성에 문제가 없는 것으로 확인되었다. 다음으로는 모수 추정치(Parameter estimates)가 합리적인지를 확인하였다. 부정적인 분산 값은 없었으며 표준오차는 0.07에서 0.11까지 분포되어 있었다(참조: 별첨 A). 가설모델의 측정 및 구조부문의 적절성을 검토를 위해 항목별 R2값과 묶인 값>Loading value)을 확인하였다. 별첨A에서 보듯이 1차 4개요인의 항목별 R2값은 0.22에서 0.67범위로 나타났으며 상위요인 R2값은 0.24에서 0.78사이의 값으로 분포되었다. 항목별 묶인 값의 경우 아래 [그림 2] 계층적 요인구조 경로 도형에 잘 나타나고 있다. 1차 요인 영역에선 B9항목이 0.47로 가장 낮았으며 나머지 15항목들은 모두 0.60이상으로 상당히 높았다. 상위요인 묶인 값은 0.49에서 0.88까지 비교적 높은 값을 보여 주었다.

다음으로는 전반적 가설모델의 적합도 지수를 확인하였다. LISREL 8.53(Jöreskog & Sorborm, 1996)에 의한 확인적 요인분석 결과는 다양한 모델 적합도 지수들을 생산하였다. 여러 가지 모델 적합성 지수 중 Gable와 Wolf(1993)는 네 가지 지수 카이스퀘어( $\chi^2$ ), 두 절대 적합도 지수(GFI와 AGFI)와 Root-Mean Square Residual (RMR)를 권장하고 있다. 반면에 Hu와 Bentler(1998)는 두 절대 적합도 지수(GFI와 AGFI)는 모델설정 오류에 민감하지 아니하고 표본크기에 민감하기 때문에 적용하지 말 것을 권고하고 있다. 대신에 그들은 2지수 전략, 즉 SRMR 또는 RMSEA중 하나, 그리고 NNFI, IFI 또는 CFI 중 하나를 활용하기를 추천하고 있다.

전반적인 모델 적합도 지수 평가와 관련하여 최근에 Vandenberg와 Lance(2000)는 네 가지 지수, 즉 NNFI, RMSEA, RNI, SRMR를 추천하고 있다. 결과적으로 어떤 모델 적합도 지수가 특정 모델을 위해 일반적으로 더 최고로 받아들여지는 것은 없으며, 다국면적으로 모델 적합도를 확보하기 위해 확실한 여러 개 적합도 지수들을 고려하는 것이 필요시 되고 있다(Hu & Bentler, 1995). 따라서 본 연구에서는 아래 <표 7>에서와 같이 5개 적합도 지수들을 적용하기로 하였다.



[그림 2] 계층적 요인구조 경로 도형

&lt;표 7&gt; 확인적 요인분석에 의한 가설모델의 모델 적합도 지수 값

지수(Index)	값(Value)
$\chi^2$	387.50 (df=100)
Standardized RMR (SRMR)	0.062
Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA)	0.070
Non-Normed Fit Index (NNFI)	0.950
Comparative Fit Index (CFI)	0.960

주). p value = 0.000.

Gable와 Wolf(1993)에 따르면,  $\chi^2$ 의 지수의 경우 자유도 대비 비율이 2:1이하면 최고이고, 2:1에서 5:1 사이에 있으면 괜찮은 모델 적합도이며, 5:1보다 크면 결점이 있는 모델로 판정된다. 이러한 기준에 따르면 <표 7>에서  $\chi^2$  대비 자유도 비율은 3.87로서 괜찮은 적합도 지수로 판명된다. SRMR지수와 관련해서 Kline(1998)는 판정기준으로 0.10이하를 제시하고 있다. 동 기준에 비추어 보면 <표 4>에서 0.062의 SRMR 지수는 좋은 적합도 지수에 해당된다. RMSEA지수의 경우 Vandenberg와 Lance(2000)는 0.08이하일 것을 추천하고 있다. 그들의 추천 기준에 <표 7>의 RMSEA(0.070)는 합당했다. 일반적으로 NNFI와 CFI 기준은 0.95이상 일 것으로 권고되고 있다(Hu & Bentler, 1998, 1999). 따라서 <표 7>에서의 NNFI(0.95) 및 CFI(0.96)는 모두 권고기준에 합당한 결과를 나타내고 있다. 이러한 다섯 종류의 모델 적합도 지수들은 관련문헌에서 제시한 권장기준에 모두 합당한 것으로 볼 때, 우리나라 전문계고교 교사 데이터들은 변화에 대한 저항 측정을 위해 가설로 설정한 가설모델의 적합성을 잘 설명하고 있다고 해석된다.

### 전문 및 일반교과 교사집단 간 요인의 동일성 검증

확인적 요인 분석을 위한 표본에서 전문교과 교사집단(n=337)과 일반교과 교사집단(n=227)을 대상으로 앞에서 가설로 설정한 변화에 대한 저항 측정 모델 요인의 동일성(Factorial invariance)을 다집단 확인적 요인분석(Multi-group CFA)으로 검증하였다. 가설로 설정한 측정모델 요인의 동일성 검증을 위해 위계적인 4단계 절

차, 즉 먼저 요인구조의 동일성 검증(Invariant test of factor structure), 두 번째로 요인항목 묶임의 동일성 검증(Invariant test of factor loadings), 세 번째 측정오차의 동일성 검증(Invariant test of measurement errors), 그리고 마지막으로 요인분산의 동일성 검증(Invariant test of factor variances)을 시행하였다. 각 검증 모델을 통해 확인되는 세부적 요인의 동일성을 살펴보면, 우선 요인구조의 동일성 검증은 요인 및 요인들의 항목 묶임의 형태와 수에 있어서 그룹 간 동일성 여부를 확인하는 것이었다. 요인항목 묶임의 동일성 검증의 경우는 모든 항목의 각 요인별 묶임들이 그룹 간에 동일하게 나타나는가 여부를 검증하였다. 측정오차의 동일성 검증은 요인에 항목 묶임과 오차분산이 그룹 간 동일함을 조사하였다. 그리고 요인분산의 동일성 검증을 통해서도 요인에 항목 묶임, 오차분산 및 요인 분산이 그룹 간에 동일함을 확인했다. 이들 위계적 순서에서 후속적인 검증모델은 이전 검증모델에 비해 해당 동일성 추정모수를 위해 제한성(Constraints)이 추가되어 진다.

담당교과별 두 교사집단 간 변화에 대한 저항 측정 모델 요인의 동일성 여부를 확인하기 위해 실시한 네 가지 검증 모델들에 대한 검증 결과들은 아래 <표 8>에서 같이 주요 지수들로 보여주고 있다. 본 연구에서는 <표 7>에서 보고된 지수들을 토대로 요인의 동일성 여부를 판정을 위해 검증모델 적합도 지수들이 적절한지 여부 확인, 이전 동일성 검증모델과 후속 동일성 검증모델 간  $\chi^2$ 차이 검증(Cheung & Rensvold, 1999, 2000; Vandenberg & Lance, 2000), 그리고 CFI지수 변화 정도(Cheung & Rensvold, 1999)를 조사했다.

첫째, 각 검증 모델들에 대한 모델 적합도 지수가 적절한지 여부는 위에서 제시한 가설모델의 교차 타당성 검증의 기준들을 동일하게 적용하였다. 우선 <표 8>에서 제시된 네 검증 모델들의  $\chi^2$ 대비 자유도 비율들은 2.59에서 2.43범위로 산정된다. 따라서 이들 모두 Gable와 Wolf(1993)에 의해 제시된 괜찮은 기준에 해당된다. RMSEA값들은 모두 0.074이하로서 Vandenberg와 Lance(2000)가 제시한 최소 0.08 이하 기준에 부합했고, NNFI 및 CFI의 경우 요인분산의 동일성 검증모델의 NNFI만 제외하고 모두 Hu와 Bentler(1998, 1999)의 기준인 0.95이상에 합당한 것으로 나타났다. 결과적으로 모델 적합도 지수에 있어서 네 가지 검증모델은 두 교사 그룹 간 요인의 동일성 판정을 위해 타당한 해석 기준을 보여주고 있다.

&lt;표 8&gt; 일반 및 전문교과 교사그룹 간 요인의 동일성 검증 결과

검증 모델	$\chi^2$ (df)	$\chi^2/df$	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	RMSEA	NNFI	CFI
요인구조의 동일성 검증	575.45* (df =234)	2.46		0.071	0.950	0.950
요인항목 묶임의 동일성 검증	561.79* (df =222)	2.53	-13.66 (12)	0.072	0.950	0.950
측정오차의 동일성 검증	559.91* (df=219)	2.56	-1.88 (3)	0.073	0.950	0.950
요인분산의 동일성 검증	567.92* (df=219)	2.59	8.01 (0.0)	0.074	0.940	0.950

Note. Chi-square차이 검증은 인접 동일성 검증모델 간에 수행되었음. \*  $p < 0.01$ .

둘째, <표 8>에서 나타난 바와 같이 인접 검증 모델들 간  $\chi^2$ 차이( $\Delta\chi^2$ ) 검증의 경우 자유도가 증가함 했음에도 통계적으로 유의미하게  $\chi^2$ 가 증가된 경우는 없었다. 즉 인접 검증모델들 간 모든  $\Delta\chi^2$ 는 통계적으로 0.01수준에 유의미하지 아니하였다. 인접 검증 모델들 간  $\chi^2$ 차이( $\Delta\chi^2$ ) 검증은 모델에서 보다 많은 제한성 추가가  $\chi^2$ 값의 유의미한 증가를 야기하는지를 알아보는 것이다. 본 연구결과 인접 검증모델 간에  $\chi^2$ 차이가 유의미하게 증가하지 아니한 것으로 볼 때, 일반교과 및 전문교과 교사집단 간에 각 검증모델 별 요인의 동일성 추정모수(Parameters)가 통계적으로 다르지 않다는 것을 증명해 주고 있다. 반대의 예로서 요인 구조의 동일성 검증 모델과 요인항목 묶임의 동일성 검증 모델 간  $\chi^2$ 차이가 통계적으로 유의미하게 증가되는 경우, 후속 검증모델의 모델적합도 지수들이 유의미하게 나빠지며 두 교사그룹들 간에 요인의 항목 묶임들 중 적어도 하나 이상이 중요하게 다르다는 것을 의미하게 한다.

셋째, 요인의 동일성 판정 기준의 하나로 Cheung과 Rensvold(1999)가 제시한 요인의 동일성 검증 모델 간 CFI값 변화 정도를 조사했다. 그들에 따르면, CFI값의 변화가 검증 모델 간에 -0.01이하 이면 그룹 간 가설된 요인의 동일성은 기각되지 아니하고, -0.01과 -0.02사이에 있으면 그룹 간 차이의 존재가 의심되어야 하며, CFI값의 변화가 -0.02보다 큰 경우 동일성 검증 모델간의 뚜렷한 차이가 존재한다.

한편, <표 8>에서 요인의 검증 모델들의 CFI값은 모두 0.950으로서 동일하다. 이에 따라 Cheung과 Rensvold(1999)가 제시한 기준으로 볼 때, 일반교과 및 전문교과 교사그룹 간 변화에 대한 저항의 요인의 동일성 검증 모델 간 차이가 없으며, 두 교사 그룹 간 해당 동일성 검증모델 별 요인의 추정모수(Parameters)가 동일함을 증명해 주고 있다.

## 논의 및 제언

본 연구의 초점은 변화에 대한 우리나라 전문계고교 교사들의 저항 정도를 측정하는 모델의 구성 타당도를 검증하는 것이었다. 이를 위해 먼저 미국에서 개발된 저항측정 질문지(Oreg, 2003)를 탐색적 요인분석(EFA)을 통해 검증할 가설모델을 수립하였고, 그 모델에 대한 교차 타당도를 확인적 요인분석(CFA)으로 증명하였다. 그리고 추가적으로 해당 표본 내 담당 교과목별 두 교사집단 간 가설모델의 요인의 동일성 검증을 위해 다집단 확인적 요인분석(Multi-group CFA)을 수행하였다.

우리나라 전문계고교 교사 표본을 대상으로 두 확인적 요인분석 결과는 앞 [그림 1]에서 제시된 변화에 대한 저항측정의 위계적 요인모델(Hierarchical factor model)에 대해 구성 타당도를 입증하는 증거들을 제공하였다. 보다 구체적으로 확인적 요인분석(CFA) 결과는 우리나라 전문계고교 교사들이 변화에 대한 저항에 있어 4가지 요인, 즉 1)일상생활 반응 차원에서 저항, 2)정서적 반응으로서 저항, 3)단기적 생각 차원에서 저항, 그리고 4)인지적 일관성 차원에서 저항에 16개 저항측정 항목들을 각각 뚜렷이 구분하여 반응하고 있음을 검증하였다.

특히, 본 연구에서는 측정모형의 타당성 분석을 위한 기법중 하나인 다집단 확인적 요인분석(Multi-group CFA)을 수행하였다. 이는 집단 간에 평균이나 분산의 차이를 비교 검증하는 t테스트나 분산분석과는 확연히 다르다. 다집단 확인적 요인분석은 통상 집단 간에 측정모델의 요인 동일성이 존재하는지를 확인하는 기법이다 (Vandenberg & Lance, 2000). 즉 동일한 모집단 또는 표본 내에서 성향이 다른 집단 간에 어떤 측정모델 요인의 구조나 요인에 묶이는 항목들이 차이가 있는지를 확

인하는 기법이다. 따라서 만약 그룹 간에 측정모델 요인의 동일성(Factorial invariance)이 존재하지 않는다면, 이는 그 측정 모델의 구성 타당도(Construct validity)가 확보되고 있지 못하다는 것을 의미한다. 구체적으로 요인의 묶인 항목들이나 요인의 상관관계가 특정 그룹 간에 차이가 있는 것으로 조사되면, 각 그룹들은 측정모델의 동일 항목들에 대해서 서로 다른 의미를 부여하고 다르게 해석하고 있다는 것을 의미한다. 결과적으로 측정모델의 타당도에 심각한 문제가 야기되는 결과를 발생시킨다. 이러한 맥락에서 볼 때 본 연구가 교사교육 내용, 교직경험 등 여러 면에서 성향과 특성이 다른 일반교과 교사집단과 전문교과 교사집단 간에 변화에 대한 저항 측정모델 요인의 동일성이 존재함을 증명함은 동 측정모델에 대해 강한 구성 타당도 증거를 제시해 주고 있다.

본 연구 결과는 특히 사회 문화적으로 완전히 다른 미국에서 개발된 변화에 대한 저항 측정 모델이 우리나라 전문계 고등학교 교사들을 대상으로 해서도 그 타당도가 입증됨을 보여 주고 있다. 변화에 대한 저항에 대해서는 미국에서의 조직 구성원이나 우리나라에서의 조직 구성원인 교사들이 동일한 의미로 반응하고 해석함을 시사한다. 구체적으로 동 저항측정 질문지는 교사들을 대상으로 미국과 한국에서 동일하게 활용되어 비교 연구 할 수 있는 개연성도 보여 준다.

Hall과 Hord(2001)는 조직으로서 학교의 경우 그 조직 내에서 구성원이 변할 때 비로소 변하게 된다고 지적하고 있다. 이는 학교조직이 변화되기 위해서는 핵심 구성원인 교사의 변화가 결정적 요인이 됨을 시사하고 있다. 실제 교사들은 학교변화를 집행하는데 있어 변화를 수용하는데 굉장히 다양하다. 어떤 교사는 학교변화 과정에 전폭적으로 동의하고 참여하는 반면에, 또 다른 교사는 학교변화에 부분적으로만 기여하거나, 심지어 심각한 저항을 보여주기도 한다. 이에 따라 개별적으로 어떤 교사가 변화에 대해 어느 정도 저항적인지를 판별하고 확인함은 조직으로서 학교를 변화시키기 위한 유용한 집행전략이 될 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구에서 검증된 변화에 대한 저항측정 모델 활용은 실제 학교조직의 변화를 추진하는데 여러 가지 잠재적 유용성을 시사하고 있다. 우선 변화에 대한 저항측정 모델은 교사들의 저항 정도를 판별하는 도구로서 유용성을 가질 것이다. 특히 교사 개인 차원에서나 전체 교사를 대상으로 변화에 대한 저항측정 모델의 활용은 변화에 대한 교사들의 저항 정도를 정서적, 행동적, 그리고 인지

적 수준에서 구체적으로 판별할 수 있게 된다. 이러한 구체적 저항 판별 정보는 교사들의 저항을 극복하기 위해 각 수준별로 적합한 개입전략을 개발하는데 도움을 줄 것이다. 아울러 변화에 대한 저항측정 모델을 교사들에게 활용함은 미시적으로 새로운 교육방법 또는 교육매체 도입은 물론이고 거시적 차원에서 학교조직 변화와 관련된 여러 가지 관계예측 변인연구에도 기여할 수 있을 것이다.

향후 학교의 교육역량 강화와 교육의 질 제고를 위해 학교변화를 추진하게 되는 것은 불가피한 사실이다. 한편, 학교변화를 보다 섬세하고 성공적으로 추진하기 위해선 교육변화의 의도된 최종 채택자로서 교사들이 인식하는 변화에 대한 심리적 태도, 특히 변화에 대한 저항 정도를 고려하는 것이 필요하다. 이에 따라 전문계교나 마이스터고교의 체제변화를 기획하고 집행하는 변화 촉진자인 교육정책담당자나 학교행정가들은 본 연구에서 검증한 측정모델을 적극 활용하여 해당학교 교사들이 변화에 대해 어느 정도 기질적인 저항태도를 지니고 있는가를 사전에 파악하고 그 결과를 변화 개입(Intervention)전략에 활용하기를 제안한다.

---

## 참고문헌

- 김승수(1997). 학교의 조직변화요인 분석. *지방교육경영*, 2(2), 1-36.
- 박삼철(2005). 학교조직 변화과정 모델 탐색: 학교조직문화와 기술구조적 접근의 수용적 통합. *교육행정학연구*, 23(1), 49-69.
- 양성관 · 이승덕 · 전상훈(2010). 학교변화 수용에 대한 교사의 인식연구. *교육정치학연구*, 17(2), 65-88.
- 이명주(1996). 교사가 지각한 교장의 변화추진행동 · 교사의 변화관심 · 학교의 효과성간의 관계. *교육행정학연구*, 14(1), 82-110.
- Ashforth, B. E., & Mael, F. A. (1988). The power of resistance: Sustaining valued identities. In R. M. Kramer, & M. A. Neale (Eds.), *Power and influence in organizations* (pp. 89-119). Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Bartlem, C. S., & Locke, E. A. (1981). The Coch and French study: A critique and reinterpretation. *Human Relations*, 34(7), 555-566.
- Brower, R. S., & Abolafaia, M. Y. (1995). The structural embeddedness of resistance among public managers. *Group & Organization Management*, 20(2), 149-166.
- Carr, G. H. (1985). *Characteristics of Florida vocational educators and their receptivity to and attitude toward educational change and innovation*. Paper presented at the American Vocational Association Convention, Atlanta, GA. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 266299)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (1999). *What constitutes significant differences in evaluating measurement invariance?* Paper presented at the 1999 conference of the Academy of Management, Chicago.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2000). Assessing extreme and acquiescence response sets in cross-cultural research using structural equations

- modeling. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 31, 187-212.
- Cummings, T. G., & Worley, C. G. (2001). *Organizational development & change* (7th ed.). Cincinnati Ohio: South-Western College Publishing.
- Corbett, D., Firestone, W., & Rossman, G. (1987). Resistance to planned change and the sacred in school culture. *Educational Administration Quarterly*, 23, 36-59.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Belmont, CA: Wadsworth.
- Dent, E. B., & Goldberg, S. G. (1999). Challenging resistance to change. *The Journal of Applied Behavior Science*, 35(1), 25-41.
- De Dreu, C. K. W., & Van de Vliert, E. (1997). Introduction: Using conflict in organizations. In C. K. W. De Dreu, & E. Van de Vliert (Eds.). *Using conflict in organizations*(pp. 1-7). London: SAGE.
- Dunham, R. B., Grube, J. A., Gardner, D. G., Cummings, L. L., & Pierce, J. L. (1989). *The development of an attitude toward change instrument*. Discussion Paper 124. Minneapolis, MN: University of Minnesota, Strategic Management \ Research Center.
- Duttweiler, P., & Mutchler, S. (1990). *Organizing the educational system for excellence: Harnessing the energy of people*. Austin, TX: Southwest Educational Development Lab.
- Ellsworth, J. B. (2000). *Surviving change: A survey of educational change models*. Syracuse, NY: ERIC Clearinghouse on Information and Technology.
- Evans, R. (1996). *The human side of school change: Reform, resistance, and the real-life problems of innovation*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Fullan, M. (2001). *The new meaning of educational change* (3rd ed.). New York: Teachers College Press.
- Gable, R. K., & Wolf, M. B. (1993). *Instrument development in the affective domain: Measuring attitudes and values in corporate and school settings*

- (2nd ed.). Boston: Kluwer Academic.
- George, J. M., & Jones, G. R. (2001). Towards a process model of individual change in organizations. *Human Relations, 54*(4), 419-444.
- Greenberg, J., & Baron, R. A. (2000). *Behavior in organizations* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Greenan, J. P., Wu, M., Mustapha, R. B., & Ncube, L. B. (1998). Attitudes and motivations of vocational teachers regarding program improvement. *Journal of Industrial Teacher Education, 35*(3), 6-23.
- Hall, G. E., George, A. A., & Rutherford, W. L. (1977). *Measuring stages of concern about the innovation: A manual for use of the SoC questionnaire*. Austin, TX: The University of Texas at Austin, Research and Development Center for Teacher Education. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 147342)
- Hall, G. E., & Hord, S. M. (2001). *Implementing change: Patterns, principles and potholes*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and application* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure analysis: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*, 424-453.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1-55.
- Jöreskog, K. G., & Sorborm, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Pucik, V., & Welbourne, T. M. (1999). Managerial coping with organizational change: A dispositional perspective. *Journal of Applied Psychology, 84*(1), 107-122.

- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Miller, V. D., Johnson, J. R., & Grau, J. (1994). Antecedents to willingness to participate in a planned organizational change. *Journal of Applied Communication Research*, 22, 59-80.
- Noar, S. M. (2003). The role of structural equation modeling in scale development. *Structural Equation Modeling*, 10(4), 622-647.
- Oreg, S. (2003). Resistance to change: Developing an individual differences measure. *Journal of Applied Psychology*, 88(4), 680-693.
- Oreg, S. (2006). Personality, context, and resistance to organizational change. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 15(1), 73-101.
- Piderit, S. K. (2000). Rethinking resistance and recognizing ambivalence: A multidimensional view of attitudes toward an organizational change. *Academy of Management Review*, 25(4), 783-794.
- Reimer, F., & McGinn, N. (1997). *Informed dialogue: Using research to shape education policy around the world*. Westport, CT: Praeger Publishers.
- Robbins, S. (2000). *Essentials of organizational behavior* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Rogers, E. M. (1995). *Diffusion of innovations* (4th ed.). New York: Free Press.
- Streiner, D. L. (2003). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use* (3rd ed.). NY: Oxford University Press.
- Thomas, H. (2003). *The relationship between attitudes toward change and adoption of innovations*. Paper presented at the annual meeting of the American Education Research Association, Chicago, IL.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 1, 4-70.
- Vince, R., & Broussine, M. (1996). Paradox, defense and attachment: Accessing and working with emotions and relations underlying organizational

change. *Organization Studies*, 17(1), 1-21.

Wanberg, C. R., & Banas, J. T. (2000). Predictors and outcomes of openness to changes in a reorganizing workplace. *Journal of Applied Psychology*, 85(1), 132-142.

Wanous, J. P., Reichers, A. E., & Austin, J. T. (2000). Cynicism about organizational change: Measurement, antecedents, and correlates. *Group Organization Management*, 25(2), 132-153.

Zimmerman, J. (2006). Why some teachers resist change and what principals can do about it. *NASSP Bulletin*, 90(3), 238-249.

&lt;별첨 A&gt; 모수 추정치 및 묶인 항목 값(Parameter Estimates and Loading Values)

요인	항목	Factor loading	t-value	Error variance (SE)	R <sup>2</sup>
1차 요인					
일상적 반응 (CH1)	A1	0.65		0.58 (0.070)	0.42
	A2	0.64	11.85	0.59 (0.091)	0.41
	A3	0.61	11.47	0.62 (0.081)	0.38
정서적 반응 (CH2)	A5	0.62	11.61	0.61 (0.072)	0.39
	B6	0.82		0.33 (0.072)	0.67
	B7	0.76	16.62	0.41 (0.071)	0.59
단기적 사고 (CH3)	B8	0.59	13.03	0.66 (0.073)	0.34
	B9	0.47	10.46	0.78 (0.110)	0.22
	C10	0.67		0.54 (0.088)	0.46
인지적 일관성 (CH4)	C11	0.70	14.09	0.51 (0.071)	0.49
	C12	0.73	14.62	0.46 (0.055)	0.54
	C13	0.78	15.34	0.39 (0.058)	0.61
변화에 대한 저항 (CH)	C14	0.62		0.61 (0.100)	0.39
	D16	0.79	13.81	0.37 (0.087)	0.63
	D17	0.80	13.84	0.36 (0.078)	0.64
상위 요인	D18	0.61	11.58	0.63 (0.096)	0.37
	CH1	0.86	13.05	0.26 (0.066)	0.74
	CH2	0.71	13.83	0.49 (0.063)	0.51
상위 요인	CH3	0.88	14.18	0.22 (0.057)	0.78
	CH4	0.49	8.59	0.76 (0.110)	0.24

## Abstract

### Validation of a Model to Measure Teacher's Resistance to Change

Joo-ho Park

If teachers do not make sense or agree with why school change or resists implementation, change implementation will not succeed. Therefore, the extent to which they resist to school change or innovation is critical in the implementation of a successful school change (Reimer & McGinn, 1997). However, there has been a paucity of empirical study of measuring teachers' resistance to change in regard to leading a successful school change. In this vein, the current study focused on identifying the validity of a model to measure teachers' resistance to change. The participants were 1152 full-time vocational and academic teachers in 37 vocational high schools in South Korea. The instrument developed by Oreg(2003) was used in this study. To test its validity in CFAs, a hypothesized hierarchical factor model was established based on results of the exploratory factor analysis. The hypothesized model was tested using both confirmatory factor analysis (CFA) and multi-group CFA. Especially, the results of the multi-group CFA revealed that statistically significant difference in factor structure, factor loadings, error variance, and factor variances were not detected across two different teacher groups (Vocational and academic). Strong evidence was provided for the construct validity of the measurement model to measure the extent of resistance to change in Korean vocational high schools. The results also supported the notion that the model to measure resistance to change in organizations, initially developed against the background of American culture, can apply to a Korean school context, reflecting Asian culture.

*Key words: School change, Resistance to change, Measurement*