

가정과교사의 교사 효능감 측정도구 타당도 검증

김 유 정*

중앙대학교 가정교육과 박사*

Verification on Validity of Teacher Efficacy Scale in Home Economics Teachers

Kim, Yu-Jeong*

*Doctor in the Home Economics Education Dept. of Chung-Ang Univ**

Abstract

The purpose of this study was to verify the validity of Ohio State Teacher Efficacy Scale(OSTES: Tschannen-Moran, 2000) when used with Korean home economics teachers. To achieve this purposes, the surveys with 263 secondary school home economics teachers was conducted by the prime investigator.

Statistical procedures included descriptive statistics, factor analysis, internal consistency. Cronbach's α was calculated to test the reliability of items and their internal consistency and Exploratory Factor Analysis(EFA) was conducted to test the structure of each factors with principal analysis and varimax rotation. Confirmatory Factor Analysis(CFA) was conducted to test the factor validity of this scale with AMOS program.

The reliability test result of 20 items appeared Cronbach's $\alpha = .86$. The factor analysis on teacher efficacy with 263 survey of secondary school home economics teachers produced 5 factors including efficacy in classroom management, efficacy in needs assistance, efficacy in instructional strategies, efficacy in environmental assistance and efficacy in learning assistance. The validity of teacher efficacy scale was moderately verified by the confirmatory factor analyses(GFI=.87, AGFI=.84, CFI=.86, PNFI=.72, RMR=.05, RMSEA=.07). The results lend a support to the teacher efficacy scale as a valid instrument.

주제어(Key Words) : 교사 효능감(Teacher Efficacy), 가정과교사(Home Economics Teachers), 확인적 요인 분석(Confirmatory Factor Analysis)

I. 서 론

1. 문제의 제기

교사의 교수 행동과 태도에 영향을 미치는 중요한 요인 중 최근 중요성이 대두되고 있는 것이 교사 신념이다. 왜냐하면, 교사의 교육 신념이 자신의 인식, 판단, 행동, 태도에 영향을 주어 학생들과 상호작용 할 때 교수 행동으로 나타나기 때문이다(김수영, 1992). 이러한 신념 중 교사 자신의 지도능력에 대한 신념인 교사 효능감은 교사의 행동과 태도를 가장 잘 설명해 주는 예측 변인이다.

교사 효능감의 이론적 근거는 학생의 성공 또는 실패가 교사의 내적인 탓인지 또는 외적인 탓인지로 돌리는 Rotter(1966)의 통제 소재 이론과 자신의 능력에 대한 판단인 Bandura(1977)의 자아 효능감 이론이다. 교사 효능감의 초기 연구는 1976년 RAND 연구에서 Rotter의 통제 소재 이론에 근거한 교사 효능감을 측정하는 2개 문항을 만들면서부터 실질적으로 이루어졌다(Armor, et al., 1976). 문항 1은 외적 통제에 대한 것으로, '학습자들의 성취와 동기는 주로 학생들의 가정 환경에 달려있기 때문에 교사는 별다른 영향력을 가질 수 없다'이고, 문항 2는 내적 통제에 대한 것으로, '내가 교사로서 진정으로 노력한다면, 나는 다루기 힘들고 동기화 되지 않은 학생들조차도 잘 지도할 수 있다'이다. 이후에, 외적인 요인에도 불구하고 교사들은 교육을 통해 학생에게 영향을 미칠 수 있다는 교사의 일반적인 믿음은 '일반적 교사 효능감(General Teaching efficacy: GTE)', 자신이 그것을 수행할 능력을 가지고 있는가에 대한 구체적이고 개인적인 믿음은 '개인적 교사 효능감(Personal Teaching Efficacy: PTE)'으로 구분되어졌다(Ashton, Olejnik, & McAuliffe, 1982; Gibson & Dembo, 1984).

교사 효능감에 대한 연구가 본격적으로 이루어진 1980년대 이후의 연구들은 Bandura의 자아 효능감을 이론적 근거로 하고 있으며(Ross, 1994), 이는 주어진 목표를 달성하기 위해서 요구되는 행동을 조직하고 수행할 수 있는 자신의 능력에 대한 믿음의 정도를 의미한다. 즉, 자아 효능감은 실제 자신의 능력 수준이기보다는 능력에 대한 자기 지각으로 미래지향적인 신념이다. 이러한 자아

효능감은 자신이 주어진 과제를 수행하는데 필요한 행위를 할 수 있다는 확신인 효능기대와 요구되는 특정 수준에서 과제를 수행해 얻을 수 있는 결과에 대한 기대 정도인 결과기대로 구성되어 있다(Bandura, 1997).

한편, 지금까지 교사 효능감 척도로 가장 많이 사용된 것은 Gibson과 Dembo(1984)의 교사 효능감 척도(TES: Teacher Efficacy Scale)이다. 이 척도는 통제 소재 이론에 근거를 둔 Rand 문항에서 파생되었으며, Bandura의 자아 효능감 이론을 반영하여 문항을 해석한 척도이다. 하지만, 최근 많은 연구에서 이 척도(TES)가 교사 효능감 척도로 부적절함을 지적하고 있다(Coladarci & Fink, 1995; Guskey & Passaro, 1994; Henson, 2001; Woolfolk & Hoy, 1990). Gibson과 Dembo(1984)는 일반적 교사 효능감을 결과기대로 개인적 교사 효능감을 효능기대로 보았는데, 일반적으로 개인적 교사 효능감과 효능기대의 관계에 대해서는 동의하지만, 일반적 교사 효능감과 결과기대의 관계에 대해서는 많은 논란이 있어왔다. Bandura(1997)는 두 개념은 별개의 것이라고 지적하면서, 어떤 행동을 수행할 수 있을지에 대한 신념인 자아 효능감이, 행동이 결과에 영향을 미치는지에 대한 인과 관계적 신념인 통제 소재와는 같을 수 없다고 했다.

이와 같이 Rand 문항과 Bandura의 두 기대는 완전히 일치하지 않으므로 이 척도에는 이론적 모순이 존재하며, 이 척도의 구성개념 타당도가 검증되지 않았다는 문제가 제기되고 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서, 최근에 개발된 척도 중의 하나가 Bandura의 자아 효능감 개념을 근거로 한 Tschannen-Moran(2000)의 교사 효능감 척도(OSTES)이다. 또한 이 척도는 일반적인 수준에서 효능감을 측정한 교사 효능감(TES) 척도와는 달리, 평가되어지는 과제 영역과 관련된 최적의 구체적 수준에서 교사 효능감 신념이 평가되어져야 한다는 Bandura(1986)의 주장을 반영한 도구이다.

최근 이 척도(OSTES)의 구성개념 타당도를 검증하기 위한 분석들이 활발하게 이루어지고 있다(Tschannen-Moran, 2000; Tschannen-Moran & Woolfolk-Hoy, 2001; Roberts & Henson, 2001). 이러한 연구들에서 나타난 결과인 탐색적 요인 분석, 변인 설명력, 타당도 지수 등을 살펴보면, 교사 효능감 척도(OSTES)가 효능감 척도로 적절하다는 것을 알 수 있다. 그러나, 우리나라 가정과교

사를 대상으로 하여 교사 효능감 척도의 타당성과 신뢰도 검증한 연구는 전무한 실정이다. 따라서, 본 연구에서는 앞으로 교사 효능감 척도를 사용하여 가정교사의 교사 효능감을 측정할 것을 대비하여, Tschannen-Moran(2000)의 교사 효능감 척도(OSTES)가 중등학교 가정교사의 교사 효능감 척도로 타당한지를 검증하고자 한다. 이러한 연구는 가정교사의 교사 효능감 연구의 기초자료가 될 것이며, 더 나아가 가정교사의 교사 효능감 특성을 이해하는데 도움을 줄 것으로 기대된다.

II. 이론적 배경

교사 효능감 연구는 Rotter의 이론과 Bandura의 이론에 근거를 두고 있다. 따라서, 본 장에서는 이 두 이론에 근거한 측정도구의 개발 과정과 그 과정에서 이루어진 교사 효능감의 요인 구조에 대하여 고찰하고자 한다.

2 연구 문제

이러한 목적을 위해 다음과 같은 연구 문제를 설정하였다.

연구 문제 1. 중등학교 가정교사의 교사 효능감 하위 요인은 어떠한가?

연구 문제 2. 중등학교 가정교사의 교사 효능감 요인 구조의 타당성과 적합성은 어떠한가?

1. Rotter의 이론에 근거한 척도

Rotter의 이론에 근거하여, 1976년 Rand 연구에서 교사 효능감을 측정하기 위해서 개발한 두 개의 문항이 교사 효능감 척도의 효시이다. 두 번의 Rand 연구결과로 인해 많은 연구자들은 교사 효능감의 개념에 관심을 가졌으며, 두 항목으로 하나의 개념을 측정하는 것의 신뢰도 문제에 직면하여 더 포괄적인 척도를 개발하기 위해서 노력했다. 이러한 시도로 인해, 교사의 통제 소재, 학생 성취에 대한 책임감, Webb 척도가 개발되어졌다(표 1 참조).

〈표 1〉 Rotter 이론에 근거한 척도

도구	구조	문항 예시
RAND 척도 (Armor et al., 1976)	2문항으로 구성된 5점 척도 점수 : 두 문항의 총점	“학습자들의 성취와 동기를 주로 그들의 가정환경에 달려있기 때문에 교사는 별다른 영향력을 가질 수 없다” “내가 교사로서 열심히 하기만 한다면 나는 가장 다루기 힘들고 동기화되지 않은 학생들조차도 잘 이끌어 나갈 수 있다”
교사 통제 소재 (Rose & Medway, 1981)	28문항으로 구성된 양자 택일 척도. 문항의 반은 학생 = 성공에 대한 것이고(1+), 나머지 반은 학생 실패에 대한 것이다(1-)	선생님께서 학생들에게 특별한 개념을 가르칠 때 학생들이 어려워했다면, 그것은 ① 학생들의 이해 능력이 부족했기 때문이다. ② 선생님께서 설명을 잘 하지 못했기 때문이다. 선생님의 수업을 듣는 학생들이 평소보다 시험에서 좋은 성적을 얻었다면, 그것은 ① 학생이 시험을 위해 많은 시간 동안 공부를 했기 때문이다. ② 선생님께서 교과 내용을 아주 잘 가르쳤기 때문이다.
학생 성취 책임감 (Guskey, 1981)	각 선택사항에 퍼센트를 준다. 2개의 하위요인을 가진 책임감에 대한 일반적 척도 : 학생 성공에 대한 책임감(R+) 학생 실패에 대한 책임감(R-)	선생님의 수업에서 학생이 잘 하였다면, 그것은 ① 학생이 원래 잘하는 능력을 가지고 있었기 때문인가 ② 선생님께서 한 격려 때문인가? 학생이 학습에 어려움을 겪고 있다면, 그것은 ① 학생이 진정으로 열심히 하지 않았기 때문인가? ② 선생님이 그것에 대한 흥미를 불러일으키지 못했기 때문인가?
Webb 효능감 척도 (Ashton et al., 1982)	7문항으로 구성된 강제 선택형 척도 두 개의 진술문 중에 가장 동의하는 것을 선택	(1) 교사는 모든 학생이 목표에 도달할 수 있다고 기대하지 않았다. 일부 학생은 학문적 진보가 나타나지 않는다. (2) 모든 학생이 목표에 도달할 수 있다. 모든 학생이 학문적 진보를 하도록 하는 것이 교사의 의무이다. (1) 나의 기술은 수업을 방해하는 학생과 낮은 동기를 가진 학생을 다루는데 가장 적절하다. (2) 나의 기술은 학문적으로 동기화되어있고, 일반적으로 잘 행동하는 학생을 다루는데 가장 적절하다.

출처 : Tschannen-Moran, M., Hoy, A., & Hoy, W.(1998). Teacher Efficacy: Its Meaning and Measure. Review of educational research, 68(2), 202. pp.208

1) 교사의 통제 소재

Rose와 Medway(1981)는 학생 성공 또는 실패의 책임감을 측정하는 양자택일 문항으로 구성된 28문항 척도를 개발했다. 이 척도는 교사 통제 소재(Teacher Locus of Control: TLC)라고 불리었으며, 문항의 반은 학생 성공과 관련된 상황을 기술하고 있고, 나머지 반은 학생 실패와 관련된 것을 기술하고 있다. 성공 상황에 대한 14개 문항에서는, 성공의 원인을 하나는 교사 내적 속성의 탓으로 돌리고 있고(1+), 다른 하나는 교사 외부 즉 학생에게 책임을 두고 있다. 유사하게 실패 상황에서도, 하나의 설명은 내적 탓을(1-), 다른 하나는 외적 요인의 탓으로 돌리고 있다.

2) 학생 성취에 대한 책임감

Rose와 Medway(1981)가 교사 통제 소재를 개발한 것과 같은 시기에, Guskey(1981)는 학생 성취에 대한 책임감(Responsibility for Student Achievement: RSA)을 측정할 수 있는 30문항의 척도를 개발했다. 이 척도는 항목에서 제시하는 상황이 교사에 의한 것인지, 아니면 교사 외적인 것에 의한 것인지를 100%내에서 동의하는 정도를 표시하도록 되어 있다. 학생 성취에 대한 책임감 척도(RSA)는 교사가 학생의 성공이나 실패뿐만 아니라 학생의 일반적인 성취에 대한 책임을 얼마나 가지고 있는지를 측정하고 있다.

3) Webb 효능감 척도

학생 성취에 대한 책임감(RSA)과 교사의 통제 소재(TLC)와 같은 시기에, RAND 문항의 신뢰성을 높이기 위해서 Ashton 등(1982)은 Webb 효능감 척도를 개발하였다. 이 척도는 두 개의 대조적인 문항 중에서 좀 더 강하게 긍정하는 것을 선택하는 형식으로 구성되어 있다. 또한 Webb 효능감 척도에서는 사회적 편견가능성을 줄이기 위해서 교사가 속한 사회에서 바람직하다고 여기는 요인들을 첨가하였다. 이 척도에서 높은 점수를 얻은 교사들은 교수 양식에서 부정적인 상호작용을 적게 하는

것으로 나타났다.

이상에서 살펴본 바와 같이 RAND 연구의 성공에 자극을 받아, 여러 연구자들은 교사 효능감의 개념을 더 잘 이해할 수 있는 척도를 개발하기 위해서 노력하였다. 이들 척도의 공통점은 교사 효능감의 개념과 척도를 정교화하기 위해서 Rotter의 이론을 계속적으로 이용했다는 것이다. 하지만, 학생에게 영향을 주는 요인이 교사인가 아니면 교사의 외부환경 즉, 학생인가 하는 문제는 교사가 자신의 행위로 인해 가져올 결과에 대해 갖는 기대와는 다르기 때문에, 이 개념과 척도로 교사 효능감을 설명하기에는 한계가 있다고 할 수 있다.

2 Bandura의 이론에 근거한 척도

교사 효능감에 대한 연구가 본격적으로 이루어진 1980년대 이후의 연구에서는 Bandura의 자아 효능감 이론에 근거한 척도를 사용하고 있다. 이 척도들은 학생의 성취를 통제하는 요인의 소재가 교사나 아니냐를 판단하는데 초점을 두고 있는 Rotter의 이론에 근거한 척도와는 달리, 교사 개인이 자신의 교수 행위 결과에 대해 어떤 기대를 갖고 있느냐에 대한 판단에 초점을 두고 있다. Bandura의 이론에 근거한 척도에는 Gibson과 Dembo의 교사 효능감 척도, Bandura의 교사 자아 효능감 척도, Tschannen-Moran 척도 등이 있다(표 2 참조).

1) Gibson과 Dembo의 교사 효능감 척도

Gibson과 Dembo(1984)는 Rand 연구를 기초로 하여, Bandura의 이론을 수용하여 보다 광범위하고 신뢰할 수 있는 척도를 개발하였다. 이들은 RAND의 두 문항이 Bandura의 효능기대와 결과기대 즉 '바람직한 수준에서 구체적 과제를 수행하는데 필요한 행동을 조직하고 실행하는 능력을 가지고 있는가?'인 효능기대와, '그 수준에서 과제를 수행한다면, 어떤 결과가 나타날 것인가?'인 결과기대를 반영하고 있다고 가정했다.

이러한 믿음에 근거하여 Gibson과 Dembo(1984)는 30문항으로 된 교사 효능감 척도(Teacher Efficacy Scale: TES)²⁾를 개발하였으며, 이 척도의 요인 분석 결과 2개

〈표 2〉 Bandura 이론에 근거한 척도

도 구	구 조	문 항 예 시
교사 효능감 척도 (Gibson & Dembo, 1984)	30문항으로 구성된 6점 척도	학생이 평상시보다 더 높은 성적을 받았다면, 그것은 내가 더 좋은 교수 방법을 발견했기 때문이다. 나의 수업시간은 학생의 가정 환경의 영향에 비해 학생들에게 거의 영향을 미치지 않는다. 학생들이 새로운 수학 개념을 빨리 이해했다면, 내가 그 개념을 가르치는데 필요한 단계를 알고 있었기 때문이다. 훌륭한 교수 능력을 가진 교사조차도 많은 학생을 목표에 도달하게 할 수 없다.
과학 교수 효능 신념 도구 (Riggs & Enochs, 1990)	25문항으로 구성된 5점 척도	나는 초등 과학을 효율적으로 가르칠 만큼 과학 개념을 이해한다. 과학 교수의 효율성은 낮은 등기를 가진 학생의 성취에는 거의 영향을 미치지 않는다.
Bandura의 교사 효능감 척도	30문항의 9점척도 7개의 하위 요인 : 의사 결정에 대한 효능감, 학교 조직 분위기에 대한 효능감, 수업 효능감, 훈육 효능감, 부모 참여에 대한 효능감, 지역 참여에 대한 효능감, 학교 자원의 영향에 대한 효능감	여러분은 얼마나 학교에서 이루어지는 의사결정에 얼마나 영향을 줄 수 있습니까? 여러분은 학생의 학습에 영향을 미치는 지역사회와 어려움을 얼마나 잘 극복할 수 있는가? 여러분은 학생들이 교실 규칙을 따르게 얼마나 잘 할 수 있는가? 여러분은 학생이 학교에서 잘 지내는데 도움을 주도록 부모를 얼마나 잘 도와줄 수 있는가? 여러분은 학생이 학교 오는 것을 즐겁게 느끼도록 얼마나 잘 할 수 있는가? 여러분은 학생이 학업을 잘 할 수 있다는 믿음을 얼마나 줄 수 있는가?

출처 : Tschannen-Moran, M., Hoy, A., & Hoy, W.(1998). Teacher Efficacy: Its Meaning and Measure. Review of educational research, 68(2), 202. pp209

의 요인이 나타났다. 이러한 2개의 요인 중 기대되는 결과를 가져올 수 있다는 자신의 능력에 대한 신념인 효능기대를 반영하는 요인은 '개인적 교사 효능감'으로, 어떤 특정한 행동이 기대한 성과 또는 결과를 낳게 할 것이라는 신념인 결과기대를 반영하는 요인은 '일반적 교사 효능감'으로 명명하였다. 이처럼 Gibson과 Dembo(1984)의 교사 효능감 척도(TES)는 통계 소재 이론에 근거를 둔 Rand의 두 문항에서 파생되었으며, 이후에 자아 효능감 이론을 반영하여 문항을 해석하고 있다. 그러나, 개인적 교사 효능감과 효능기대의 관계에 대해서는 일반적으로 동의하지만, 일반적 교사 효능감과 결과기대의 관계에 대해서는 많은 논란이 있어왔다(Coladarci & Fink, 1995; Guskey & Passaro, 1994). Bandura(1997)는 두 개념은 별개의 것이라고 지적하면서, 교사가 자신의 행위로 인해 가져올 결과에 대해 갖는 기대인 결과기대는 교사가 어

떤 행동을 하면 어떤 결과가 나타날 것이라는 인과 관계적 신념인 일반적 교사 효능감과 같은 수 없다고 했다.

한편, 30문항으로 구성된 Gibson과 Dembo의 교사 효능감 척도(TES)를 사용한 일부 연구에서는 일반적 교사 효능감, 개인적 교사 효능감 등과 같은 2개의 요인이 확인되었다(Anderson et al., 1988; Moore & Esselman, 1992). 하지만, 교사 효능감 척도(TES)를 사용한 또 다른 연구(Soodak & Podell, 1993; Woolfolk & Hoy, 1990)에서는 이러한 결과와 일치하지 않는 연구 결과가 나타났다. 이들의 연구에서는 30문항으로 구성된 교사 효능감 척도의 요인 분석 결과 두 요인에 모두 부하된 문항들이 발견되어서, 이 문항들을 삭제하고 하나의 요인에 만 부하된 16문항(개인적 교사 효능감 9문항, 일반적 교사 효능감 7문항)으로 구성된 측정도구를 만들어서 사용하였다. 그럼에도 불구하고, 특정 문항에서 또 다른 문제점이 야기되었다. Soodak와 Podell(1993)의 연구에서 16문항으로 구성된 교사 효능감 척도(TES)를 사용한 결과, 일반적 교사 효능감 문항 중 한 개가 개인적 교사 효능감 요인에도 부하되었으며, 또 다른 문항은 어느 요인

2) 교사 효능감 척도(TES)는 Ross(1994, p.382)가 교사 효능감 분야에서의 "표준"도구라고 명명한 것처럼, 교사 효능감 연구에서 지배적인 도구가 되었으며, 이 척도는 최근까지 많은 연구에서 사용되고 있다.

에도 부하되지 않았다. 또한 10문항(개인적 교수 효능감 5문항과 일반적 교수 효능감 5문항)으로 구성된 좀 더 간결한 교사 효능감 척도(TES)를 사용한 Hoy와 Woolfolk(1993)의 연구에서도 일관성 있는 결과가 나타나지 않았다. 이것은 교사 효능감 척도(TES)의 두 요인인 개인적 교수 효능감과 일반적 교수 효능감이 서로 독립된 것이 아니라 상관이 있다는 것을 의미한다.

이상에서 살펴본 바와 같이 교사 효능감 척도(TES)의 본질적 문제는 이 척도에 이론적 모순이 존재한다는 것과, 이 척도의 구성개념 타당도 검증이 후속 연구에서 계속적으로 이루어져야 한다는 Gibson과 Dembo(1984)의 주장에도 불구하고 이 척도의 타당도 연구가 행해지지 않은 채 현재까지도 교사 효능감의 척도로 가장 많이 사용되고 있다는 것이다.

2) Bandura의 교사 자아 효능감 척도

Bandura(1986)는 평가되어지는 과제영역과 관련된 최적의 구체적 수준에서 효능감 신념이 평가되어야 한다고 하였다. 효능 판단은 과제(task)를 성공적으로 수행하는 능력을 의미하기 때문에 판단은 맥락적으로 이루어져야 하며, 구체적 맥락없이 효능감을 측정하는 것은 효능감과 다른 더 일반적인 특성을 측정하게 될 수도 있다(Pajares, 1996).

이러한 지적을 반영하여, 교사 효능감 연구의 이론적 틀을 제공했던 Bandura(1997)가 교사 효능감을 측정할 수 있는 9점 척도의 30문항 도구를 개발했다. 이 척도는 의사결정에 대한 효능감, 학교 조직 분위기에 대한 효능감, 수업 효능감, 훈육 효능감, 부모 참여에 대한 효능감, 지역 참여에 대한 효능감, 학교 자원의 영향에 대한 효능감 등과 같은 7개의 하위 요인으로 구성되어 있으며, 교사 효능감의 다양한 측면을 이해하고자 하였다. 이 척도의 가장 큰 장점은 척도의 구체성에 대한 적절한 수준을 발견했다는 것이다. 그러나 아쉽게도, 이 척도 역시, 측정 도구에 대한 신뢰도 및 타당도가 검증되지 않아서 일반화된 교사 효능감 도구로 사용되기에는 구성개념 타당도 면에서 문제점을 가지고 있다.

3) Tschannen-Moran 척도

교사 효능감 척도의 구체성 수준과 구성개념 타당도의 문제점은 여러 연구에서 계속적으로 지적되어왔다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서, Tschannen-Moran(2000)은 교사가 학교에서 직면하는 교수 활동에 일치하는 도구인 교사 효능감 척도(The Ohio State Teacher Efficacy Scale: OSTES)를 개발하였다. 이 척도는 구체적인 맥락에서 효능감이 측정되어야 한다는 Pajares(1996)의 지적과 Bandura의 자아 효능감 이론을 반영한 도구이다. 이 척도는 9점 척도로 이루어져 있으며, “학생들의 자기 학습에 어느 정도 영향을 미칠 수 있는가?”, “학생의 잘못된 개념을 얼마나 교정해 줄 수 있는가” 등과 같은 문항으로 구성되어 있다.

처음에 Tschannen-Moran(2000)은 121명 교사를 대상으로 요인분석을 통해 52개 문항을 하나의 요인으로 설명하였으며, 이 52개 문항 중 3개를 제외한 문항들 모두 .40보다 높은 요인패턴계수(factor pattern coefficients)를 가지고 있었지만, .60이상의 패턴계수를 가진 문항만을 추출하여 36개 문항으로 구성된 교사 효능감 척도(OSTES)를 완성하였다. 후속 연구에서 Tschannen-Moran과 Woolfolk-Hoy(2001)은 224명의 교사를 대상으로 요인 분석한 결과 32문항이 보유되어졌다. 그래서 후속 분석으로 217명의 교사를 대상으로 32개 문항에 대한 주성분 요인 분석(principal components factor analysis)을 실시한 결과 18개 문항으로 구성된 3개 요인(학생 참여 효능감, 교수 전략 효능감, 학급 운영 효능감)이 적절한 것으로 나타났다. 그러나 Roberts와 Henson(2001)은 183명의 교사를 대상으로 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis)을 한 결과, 더 높은 내적 일치성(internal consistency)을 위해서 문항의 수를 줄일 것을 제안하였다. 즉, 3개 요인의 모형 적합지수(model fit index)는 받아들일 수 있을 정도가 아니었기 때문에(GFI=.666, NFI=.675, TLI=.802, CFI=.814, RMSEA=.086), 3개 요인보다는 2개 요인(학생 참여 효능감, 교수 전략 효능감)으로 구성하는 것이 더 적절하다고 하였다. Henson(2001)도 현직 교사 183명을 대상으로 하여, 교사 효능감 척도(OSTES)의 확인적 요인분석을 여러 단계로

실시하였다. 첫째, Tschannen-Moran(2000)에 의해 제안된 것처럼, 36개 문항을 하나의 요인으로 접근한 결과, 이 모형은 적합하지 않는 것으로 나타났다($GFI=.647$, $NFI=.648$, $CFI=.749$, $RMSEA=.093$). 둘째, Tschannen-Moran과 Woolfolk-Hoy(2001)가 제안한 18개 문항에 대한 세 가지 요인을 검증한 결과, 다른 지수들은 비교적 좋은 수치가 나타났지만, 적합 지수가 낮게 나타나 이 모형도 적합하지 않는 것으로 판단하였다($GFI=.861$, $NFI=.849$, $CFI=.917$, $RMSEA=.075$). 셋째, 척도의 단일차원을 검증하기 위해서, 18개 문항을 하나의 요인으로 분석한 결과, 역시 적합 지수에 약간의 문제가 있는 것으로 나타났다($GFI=.797$, $NFI=.787$, $CFI=.851$, $RMSEA=.099$). 넷째, Roberts와 Henson(2001)의 연구에서처럼, 세 번째 요인(학생 운영에 관한 효능감)을 제거하고, 두 요인 모형을 검증한 결과 전반적인 적합 지수가 증가하였다($GFI=.887$, $NFI=.878$, $CFI=.936$, $RMSEA=.072$). 따라서, Henson(2001)은 세 번째 요인을 제거한 15문항을 두 요인으로 나누는 것이 가장 타당하다고 하였으며, 이는 Roberts와 Henson(2001)의 연구결과와 일치한다. 이와 같이 최근에 이 척도(OSTES)의 구성개념 타당도를 검증하기 위한 연구들이 활발하게 이루어지고 있다.

III. 연구방법

1. 연구대상 및 자료 수집 방법

본 연구에서는 전국 중등학교에서 가정교과를 담당하고 있는 교사를 모집단으로 하여 총 500명을 다단 층화 추출 방법(2-step stratified random sampling)과 체계적 무선 표집 방법(systemic random sampling)으로 교사를 선정하였다. 연구 대상으로 선정된 가정과교사에게 질문지에 대한 안내문, 반송용 봉투, 설문지를 동봉하여 330부의 설문지는 우편으로 발송하였으며, 170부의 설문지는 이메일로 발송하였다. 이 중 274부가 회수되었고, 응답이 불성실하거나 자료 활용이 어려운 11부를 제외하고 최종적으로 263부가 본 연구의 분석 자료로 활용되었다.

연구 대상자인 중등학교 가정과교사의 일반적 특성은 다음과 같다.

가정과교사의 성별은 남자교사가 8명(3.0%), 여자교사가 255명(97.0%)이고, 근무학교는 중학교 교사 164명(62.4%), 고등학교 교사 98명(37.3%)이다. 그리고, 가정과교사의 전공은 가정교육학이 188명(71.5%), 가정관리학이 28명(9.9%), 식품영양학이 23명(8.7%), 의류학이 10명(3.8%), 주거학이 3명(1.1%), 아동학이 3명(0.4%)이었으며, 최종 학력은 학사가 181명(68.8%), 석사가 78명(20.7%), 박사가 3명(1.1%)이었다. 이들의 평균 연령은 37.56세($SD=8.75$)이고, 교직 경력은 평균 13.10년($SD=8.96$)이었으며, 주당 담당시수는 평균 18.53시간($SD=2.59$)으로 나타났다.

2. 조사도구

중등학교 가정과교사의 교사 효능감을 알아보기 위한 도구는 Tschannen-Moran(2000)이 개발한 Ohio State Teacher Efficacy Scale(OSTES)을 번역하여 사용하였다. 2명의 외국대학 박사과정에 있는 대학원생과, 3명의 대학원을 졸업한 현직교사에게 문항 내용의 적절성을 평가하였다. 다음으로 가정교육 전문가 3인의 내용 타당도(content-related evidence of validity) 검증을 거친 후 현직 중등학교 가정과교사 10명으로부터 문항 이해 정도에 대한 예비조사를 실시한 결과, 교사 효능감 척도(OSTES)가 가정과교사의 교사 효능감 척도로 적절한 것으로 판단되었다. 모든 문항은 '전혀 그렇지 않다'에 1점, '그렇지 않다'에 2점, '보통이다'에 3점, '그렇다'에 4점, '매우 그렇다'에 5점과 같이 5점 척도로 응답하게 되어 있다. 이러한 절차 후 완성된 교사 효능감 질문지에 연구대상자의 일반적 배경에 관한 문항을 첨부하여 최종적인 측정도구를 완성하였다.

3. 자료분석

수집된 자료는 SPSS Win ver 11.0와 AMOS ver 4.01을 이용하여 다음과 같은 방법으로 분석하였다. 먼저, 연구 대상자들의 일반적 배경 분포를 확인하기 위해서, 빈도와 백분율, 평균과 표준편차를 산출하였고, 교사 효능감 척도의 신뢰도를 알아보기 위하여 내적 일치도 계

수인 Cronbach's α 를 구하였다. 그리고 교사 효능감 척도의 타당성을 검증하기 위해서, 탐색적 요인 분석(Exploratory Factor Analysis)을 실시하여 요인 구조를 확인하였으며, 요인 구조의 적합성을 알아보기 위해 확인적 요인 분석(Confirmatory Factor Analysis)을 실시하였다.

IV. 결과 및 해석

1. 탐색적 요인 분석과 기초 통계치

가정과교사의 교사 효능감의 잠재적인 공통요인을 파악하고 척도 구성의 타당성을 검증하기 위해서 탐색적 요인 분석(Exploratory Factor Analysis)을 실시하였다. 먼저, 수집된 자료가 요인분석에 적합하지 알아보기 위해

Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)의 표본 적절성 측정치와 Bartlett의 구형성 검증치를 확인한 결과, KMO지수는 .853이었으며, Bartlett의 구형성 검증치의 $\chi^2=1600.6$ 으로 유의하였다. 이러한 결과는 본 자료가 탐색적 요인분석에 적합하다는 것을 의미한다. 다음으로, 교사 효능감 척도의 요인 구조를 검사하기 위해서 주축요인법(principal axis factoring)과 직교 회전(Varimax)을 이용하여 요인을 추출하였다. 이 과정을 통해 요인 부하량이 너무 낮거나, 두 요인 이상에 비슷한 요인 부하량을 보이는 문항, 1개 요인에 3개 미만의 변인이 속해있는 문항 등을 제거하여, 최종적으로 20문항 5개 요인을 선정하였다. 이들 5개 요인의 총 설명 변량은 58.2%로 나타났다. <표 3>에서 보는 바와 같이 교사 효능감을 가장 많이 설명하는 요

<표 3> 가정과교사의 교사 효능감 척도에 대한 요인 분석 결과

문항	요인 1	요인 2	요인 3	요인 4	요인 5	요인부하량	M(SD)
7.가정과수업을 방해하는 학생들의 행동을 통제할 수 있는가	.794					.656	3.83(.66)
4.교실 안에서 학생들이 규칙을 잘 지키도록 할 수 있는가	.742					.606	3.81(.78)
28.소란스럽거나 수업을 방해하는 학생들을 조용히 시킬 수 있는가	.725					.654	4.02(.66)
15.학생들이 가정과 수업에 결석하지 않도록 할 수 있는가	.596					.491	3.90(.70)
13.학생들에게 교사로서 신뢰를 줄 수 있는가	.553					.521	3.90(.64)
22.학생 개개인의 요구에 맞게 가정과 수업을 진행할 수 있는가		.837				.755	2.80(.84)
29.학생 개개인의 수준에 맞게 가정과 수업을 진행할 수 있는가		.817				.708	3.00(.84)
23.다양한 학생의 요구에 적절하게 대처할 수 있는가		.613				.539	3.03(.76)
20.학생들의 학습 수준을 고려하여 가정과 수업을 구성할 수 있는가		.572				.452	3.41(.80)
35.가정과학습내용을 잘 전달하기 위하여 다양한 교수방법을 활용할 수 있는가			.806			.697	3.67(.70)
36.다양한 대안적 교수방법을 활용하여 가정과수업을 할 수 있는가			.762			.712	3.46(.67)
33.다양한 평가방법을 활용할 수 있는가			.659			.488	3.55(.74)
17.학생들의 흥미를 유지하도록 가정과 수업을 구성할 수 있는가			.589			.465	3.58(.62)
12.학생들에게 가정과학업을 스스로 잘 수행할 수 있다는 믿음을 줄 수 있는가				.677		.590	3.61(.64)
14.학부모가 학교에 오는 것을 편안하게 느끼도록 할 수 있는가				.676		.496	3.52(.80)
11.학생들의 가정과 학업에 도움을 주도록 부모를 지원할 수 있는가				.633		.533	2.84(.83)
10.학생들이 즐거운 학교 생활을 하는데 긍정적인 영향을 미칠 수 있는가				.555		.490	3.72(.75)
26.선생님께서 의도한 기준에 도달하지 못한 학생이 가정과 학습 내용을 이해하는데 도움을 줄 수 있는가					.763	.660	3.68(.65)
25.학생이 잘못 이해한 가정과 학습내용을 바로 잡아 줄 수 있는가					.737	.595	3.93(.63)
27.학생들의 가정과 학습 활동에 긍정적인 영향을 줄 수 있는가					.640	.541	3.82(.57)
아이겐값	5.57	2.12	1.44	1.33	1.17		
설명변량	27.93	10.60	7.186	6.67	5.86		
누적변량	27.93	38.53	45.71	52.38	58.25		
요인명	학급운영 효능감	요구대처 효능감	교수전략 효능감	환경지원 효능감	학습지원 효능감		

〈표 4〉 가정과교사의 교사 효능감 하위요인별 기술 통계치

하위요인	M	SD	Cronbach's α
학급운영 효능감	3.89	.49	.76
요구대처 효능감	3.19	.59	.79
교수전략 효능감	3.57	.52	.77
환경지원 효능감	3.42	.52	.64
학습지원 효능감	3.81	.48	.67
계	3.58	.37	.86

인은 학급운영 효능감으로 나타났으며, 이 요인은 교사 효능감의 27.9%를 설명하였다. 다음으로 요구대처 효능감이 10.6%, 교수전략 효능감이 7.2%, 환경지원 효능감이 6.7%, 학습지원 효능감이 5.9% 설명하는 것으로 나타났다.

최종적으로 추출된 중등학교 가정과교사의 교사 효능감 하위요인의 평균과 표준편차, 신뢰도 검증을 실시한 결과는 〈표 4〉와 같다. 〈표 4〉에서 보는 바와 같이 가정과교사는 학급운영 효능감에서 가장 높은 점수(M=3.89, SD=.49)를 보이고 있으며, 요구대처 효능감에서 가장 낮은 점수(M=3.19, SD=.49)를 보이고 있다 가정과교사의 교사 효능감 척도의 전체 내적 일치도 값인 Cronbach's α 값은 .86으로 나타났으며, 각 요인별 Cronbach's α 값은 학급운영 효능감 .76, 요구대처 효능감 .79, 교수전략 효능감 .77, 환경지원 효능감 .77, 학습지원 효능감 .67로 나타나 비교적 안정적 수준이라고 할 수 있다. 교사 효능감의 하위 요인에 속하는 문항들간의 상관관계를 살펴본 결과는 〈표 5〉와 같다. 학급운영 효능감의 문항 내적 상관은 .30 - .58이고, 요구대처 효능감은 .34 - .62, 교수전략 효능감은 .33 - .64, 환경지원 효능감 .22 - .39, 학습지원 효능감 .37 - .45로 나타났다. 문항들의 상관이 .70이상이면 다중공선성(Multicollinearity)이 높아 정보의 중복성이 있고, .20이하이면 문항들의 동질성이 결여되므로 신뢰도가 떨어지는데, 본 연구에서는 교사 효능감의 모든 요인에서 문항 내적 상관이 적절한 것으로 나타났다. 각 요인간의 상관관계를 살펴본 결과 요구대처 효능감과 교수전략 효능감의 상관이 $r=.50$ 로 가장 높게 나타났고, 학급운영 효능감과 요구대처 효능감, 학급운영 효능감과 교수전략 효능감의 상관이 $r=.29$ 로 가장 낮게 나타났다(표 6 참조).

2. 확인적 요인 분석

중등학교 가정과교사의 교사 효능감에 대한 탐색적 요인 분석을 실시한 결과 20문항 5개 요인으로 요인구조가 형성되었으며, 이러한 요인 구조의 적합성을 파악하기 위해서 확인적 요인 분석(Confirmatory Factor Analysis)을 실시하였다. 확인적 요인 분석을 위한 측정모형 검증은 최대우도 모수추정값을 산출하고, 모형의 전반적인 적합도 지수를 토대로 분석하였다. 먼저, 측정모형의 최대우도 모수추정으로 표준오차(SE: Standard Error), 기각율(CR: Critical Ratio), 표준회귀계수(SRW: Standard Regression Weight)를 산출한 결과는 〈표 7〉과 같다. 각각의 관찰 변인에 대한 잠재 변인의 표준회귀계수(SRW)는 .413 - .575로 나타났으며, 기각율(CR)은 모두 1.96 이상($p<.05$)으로 나타나 모든 변수들은 그들 자신의 고유 개념에 의미있게 관련되어 있으며, 예측변수와 개념 사이에 설정된 관계를 입증하고 있다. 또한 표준오차(SE)는 .022 - .050의 범위로 한계값(2.0) 이상인 경로는 나타나지 않아서 각각의 모형을 인정하기에 적합하다.

측정 모형의 적합도에 대한 확인적 요인 분석 결과는 〈표 8〉과 같다. 가정과교사의 교사 효능감 5개 요인 구조 모형의 적합도 지수를 살펴보면, χ^2 값은 378.60이고, 자유도(df)는 178로 확률치(p값)가 .05보다 작아서 이는 추정치와 관찰 모형간에 차이가 있음을 의미한다. 하지만 χ^2 값이 매우 크고 확률치가 매우 작아서 유의한 차이가 존재하는 경우에는 χ^2 값에 전적으로 의존하여 측정 모형의 적합도를 판단하는 것은 매우 위험하며, 다른 부합지수들을 함께 고려하여야 한다. 모형 적합도를 평가하기 위한 또 다른 방법으로, 카이자승 값을 자유도로 나누어

〈표 5〉 교사 효능감의 하위요인에 속하는 문항들간의 상관관계

요인	문항	7	4	28	15	13
학급운영효능감	7	1.00				
	4	.44**	1.00			
	28	.58**	.42**	1.00		
	15	.39**	.33**	.37**	1.00	
	13	.35**	.37**	.30**	.38**	1.00
요인	문항	22	29	23	20	
요구대처효능감	22	1.00				
	29	.62**	1.00			
	23	.58**	.43**	1.00		
	20	.48**	.44**	.34**	1.00	
요인	문항	35	36	33	20	
교수전략효능감	35	1.00				
	36	.64**	1.00			
	33	.40**	.48**	1.00		
	20	.44**	.43**	.33**	1.00	
요인	문항	12	14	11	10	
환경지원효능감	12	1.00				
	14	.29**	1.00			
	11	.37**	.32**	1.00		
	10	.39**	.22**	.29**	1.00	
요인	문항	26	25	27		
학습지원효능감	26	1.00				
	25	.45**	1.00			
	27	.37**	.38**	1.00		

** p < .01

〈표 6〉 교사 효능감 요인간의 상관관계

요인	학급운영	요구대처	교수전략	환경지원	학습지원
학급운영	1.00				
요구대처	.29**	1.00			
교수전략	.29**	.50**	1.00		
환경지원	.31**	.45**	.39**	1.00	
학습지원	.35**	.33**	.40**	.37**	1.00

** p < .01

〈표 7〉 측정모형의 최대우도 모수추정값

경로	SE	CR	SRW
Q7 <-- ECM	0.035	10.874	.480
Q4 <-- ECM	0.050	11.032	.415
Q28 <-- ECM	0.035	10.852	.482
Q15 <-- ECM	0.034	10.859	.485
Q13 <-- ECM	0.027	10.696	.531
Q22 <-- ENA	0.042	11.419	.439
Q29 <-- ENA	0.050	11.050	.415
Q23 <-- ENA	0.038	10.920	.465
Q20 <-- ENA	0.044	10.993	.438
Q35 <-- EIS	0.034	10.840	.487
36 <-- EIS	0.027	10.830	.532
33 <-- EIS	0.039	10.926	.459
17 <-- EIS	0.025	10.639	.545
12 <-- EEA	0.027	10.706	.529
14 <-- EEA	0.049	11.048	.415
11 <-- EEA	0.050	11.055	.413
10 <-- EEA	0.037	10.910	.468
26 <-- ELA	0.030	10.763	.510
25 <-- ELA	0.031	10.781	.506
27 <-- ELA	0.022	10.486	.575

ECM : 학습운영 효능감, ENA : 요구대처 효능감, EIS : 교수전략 효능감
 EEA : 환경지원 효능감, ELA : 학습지원 효능감

〈표 8〉 각 모형에 대한 확인적 요인 분석 결과

	χ^2	df	p	Q	GFI	AGFI	CFI	PNFI	RMR	RMSEA
20문항 5개요인	378.60	178	0.00	2.13	0.87	0.84	0.86	0.72	0.05	0.07

서 평가하는 표준카이제곱 지수($\chi^2/df=Q=CMINDF$)가 있다. 이 값이 3.0이하면 적합하다고 평가할 수 있는데, 본 연구에서는 표준카이제곱이 2.16으로 나타나 교사 효능감 측정 모형이 적합함을 의미한다.

모형 적합도를 평가하기 위한 지수로는 기초적합지수(GFI), 조정적합지수(AGFI), 비교적합지수(CFI)가 있는데, 이는 최저 0에서 1에 이르며, .90이상이면 좋은 모형이라고 평가할 수 있다. 그리고 간명표준적합지수(PNFI)는 값이 클수록 좋으나 일반적으로 .60이상이면 적합하다

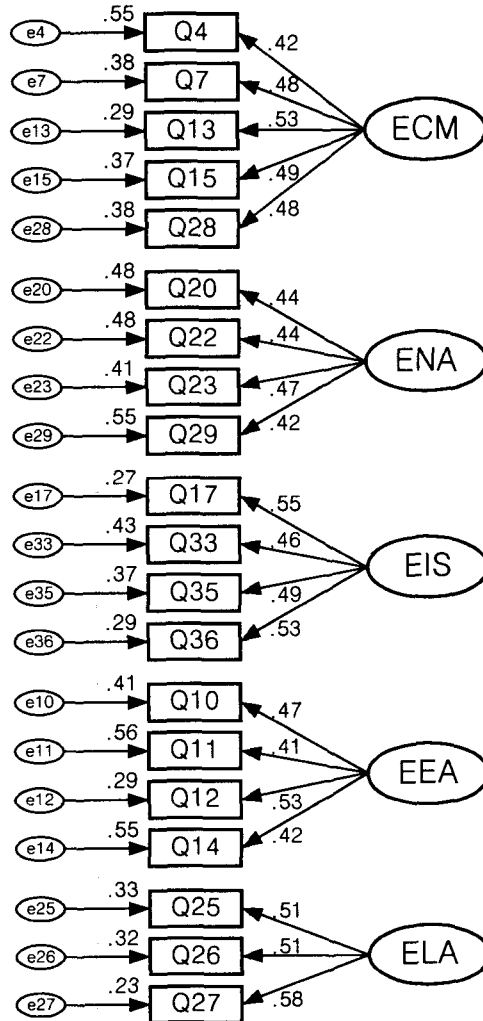
고 한다. 또한, 원소간 평균차이(RMR)는 대체로 .05이하이면 양호한 모형으로 받아들여지고, 근사원소간평균차이(RMSEA)는 .05 - .08의 범위를 보일 때 수용할 수 있는 것으로 판단한다. 〈표 8〉에서 보는 바와 같이, 본 연구에서는 기초적합지수(GFI)가 .87이고, 조정적합지수(AGFI)가 .84이며, 비교적합지수(CFI)가 .86으로, 이는 .90이상의 권장수준에는 미치지 못하나 거의 근접한 수준을 나타내고 있다. 간명표준적합지수(PNFI)는 .72이고, 원소간 평균차이(RMR)는 .05이며, 근사원소간평균차이

(RMSEA)는 .07로서 이는 측정 모형이 적합한 수준임을 의미한다.

요약하면, 측정모형에 대한 전반적인 적합도 지수를 살펴본 결과, 본 연구에서 제안한 교사 효능감 요인 구조가 가정과교사의 교사 효능감의 측정 모형으로 적합한 것으로 나타났다.

중등학교 가정과교사의 교사 효능감 척도의 구조적

타당도를 검증한 측정 모형은 <그림 1>과 같다. <그림 1>에서 보는 바와 같이 가정과교사의 교사 효능감은 학급운영 효능감, 요구대처 효능감, 교수전략 효능감, 환경지원 효능감, 학습지원 효능감의 5개 요인구조로 이루어져 있으며, 학급운영 효능감은 5문항, 요구대처 효능감, 교수전략 효능감, 환경지원 효능감은 각각 4문항씩, 학습지원 효능감은 3문항으로 이루어져 있다. 요인별 적재치는 .41



ECM: 학급운영 효능감, ENA: 요구대처 효능감
 EIS: 교수전략 효능감, EEA: 환경지원 효능감
 ELA: 학습지원 효능감

<그림 1> 교사 효능감 측정 모형

- .58로 나타났고, 오차는 .23 - .56으로 나타났다.

V. 결론 및 제언

본 연구의 목적은 중등학교 가정과교사를 대상으로 교사 효능감 척도의 타당성과 신뢰성을 규명하여 교사 효능감 척도의 적합성을 검증하는데 있다. 이러한 목적을 위해 탐색적 요인 분석을 실시하여 가정과교사의 교사 효능감 요인 구조를 확인하였으며, 이 요인 구조에 대한 신뢰도와 타당도를 검증하기 위해서 확인적 요인 분석을 실시하여 모형의 적합도를 평가하였다. 본 연구는 263명의 중등학교 가정과교사를 대상으로 하였으며, 교사 효능감 척도는 Tschannen-Moran(2000)이 개발한 Ohio State Teacher Efficacy Scale(OSTES)을 사용하였다. 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 주축요인법과 직교 회전을 이용하여 요인을 추출한 결과, 중등학교 가정과교사의 교사 효능감 척도는 20문항 5개 요인으로 선정되었으며, 이들 5개 요인의 총 설명 변량은 58.2%로 나타났다. 교사 효능감을 가장 많이 설명하는 요인은 학급운영 효능감이었으며, 다음으로 요구대처 효능감, 교수전략 효능감, 환경지원 효능감으로 나타났다.

둘째, 가정과교사의 교사 효능감 척도의 전체 신뢰도 계수는 .86으로 나타났으며, 각 요인별 신뢰도계수는 학급운영 효능감 .76, 요구대처 효능감 .79, 교수전략 효능감 .77, 환경지원 효능감 .77, 학습지원 효능감 .67로 비교적 안정적 수준으로 나타났다. 그리고 교사 효능감의 하위 요인에 속하는 문항들간의 상관관계는 .22 - .64의 범위로 나타나 내적 상관이 적절한 것으로 판단되었다.

셋째, 요인 구조의 적합성을 파악하기 위해서 확인적 요인 분석을 실시한 결과, 기초적합지수(GFI)는 .87, 조정적합지수(AGFI)는 .84, 비교적합지수(CFI)는 .86, 간명표준적합지수(PNFI)는 .72, 원소간 평균차이(RMR)는 .05이며, 근사원소간평균차이(RMSEA)는 .07으로 나타나, 본 연구에서 제안한 교사 효능감 요인구조가 가정과교사의 교사 효능감 측정 모형으로 적합하다고 판단할 수 있다.

본 연구결과에 따른 제언점은 다음과 같다.

Tschannen-Moran(2000)이 개발한 교사 효능감(OSTES) 척도의 타당도 검증을 실시한 선행연구에서는 18개 문항 3개 요인(Tschannen-Moran & Woolfolk-Hoy, 2001) 또는 15개 문항 2개 요인(Henson, 2001; Roberts & Henson, 2001)으로 구성하는 것이 타당하다고 나타난 반면, 본 연구에서 우리나라 중등학교 가정과교사를 대상으로 연구한 결과는 5개 요인 20문항으로 나타났다. 이는 학교 상황이라는 문화적 차이가 심리적인 속성인 교사 효능감을 측정하는데에 영향을 미친 것으로 사료된다. 따라서, 우리나라 가정과교사의 교사 효능감을 측정할 수 있는 한국형 교사 효능감 척도 개발이 시급히 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

- 김수영 (1992). 유치원 교사의 교육신념과 교수행위에 관한 연구. *이화여자대학교 대학원 박사학위논문*.
- Anderson, R., Greene, M., & Loewen, P. (1988). Relationships among teachers' and students' thinking skills, sense of efficacy, and student achievement. *Alberta Journal of Educational Research*, 34(2), 148-165.
- Armor, D., Conroy-Oseguera, P., Cox M., King, N., McDonnell, L., Pascal, A. Pauly, E., & Zellman, G. (1976). *Analysis of the school preferred reading programs in selected Los Angeles minority schools*. (REPORT NO. R-2007-LAUSD). Santa Monica, CA: Rand Corporation.
- Ashton, P. T., Olejnik, S., Crocker, L., & McAuliffe, M. (1982). *Measurement problems in the study of teachers' sense of efficacy*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New York.
- Ashton, P., Webb, R., & Doda, N. (1982). *A Study of Teachers' Sense of Efficacy*. Final Report, Volume I II.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The Exercise of Control*. New York: W. H. Freeman and Company.
- Coladarsi, T., & Fink, D. R. (1995). *Correlations among measures of teacher efficacy: Are they measuring the same thing?* Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Francisco.
- Gibson, S., & Dembo, M. H. (1984). Teacher Efficacy: A Construct Validation. *Journal of Educational Psychology*, 76(4), 569-582.
- Guskey, T. R. (1981). Measurement of responsibility teachers assume for academic successes and failures in the classroom. *Journal of Teacher Education*, 32, 44-51.
- Guskey, T. R., & Passaro, P. D. (1994). *Teacher Efficacy: A Study of Construct Dimensions*. Paper presented at the American Educational Research Journal, 31(3), 627-43.
- Henson, R. K. (2001). *Teacher Self-Efficacy: Substantive Implications and Measurement Dilemmas*. Paper presented at the Annual Meeting of the Educational Research Exchange (College Station, TX, January 26, 2001).
- Hoy, W. K., & Woolfolk, A. E. (1993). *Teachers' Sense of Efficacy and the Organizational Health of Schools*. Paper presented at the Elementary School Journal, 93(4), 355-372.
- Moore, W., & Esselman, M. (1992). *Teacher efficacy, power, school climate and achievement: A desegregating district's experience*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Francisco.
- Pajares, F. (1996). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research*, 66, 533-578.
- Roberts, J. K., & Henson, R. K. (2001). *A Confirmatory Factor Analysis of a New Measure of Teacher Efficacy: Ohio State Teacher Efficacy Scale*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (Seattle, WA, April 10-14, 2001).
- Rose, J. S., & Medway, F. J. (1981). Measurement of teachers' beliefs in their control over student outcome. *Journal of Educational Research*, 74, 185-190.
- Ross, J. A. (1994). *Beliefs That Make a Difference: The Origins and Impacts of Teacher Efficacy*. Paper presented at the Annual Meeting of the Canadian Association for Curriculum Studies (Calgary, Alberta, Canada, June 1994).
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80, 1-28.
- Scordak, L. C., & Podell, D. M. (1993). *Teacher Efficacy and Student Problem as Factors in Special Education Referral*. Paper presented at the Journal of Special Education, 27(1), 66-81.
- Tschannen-Moran, N. (2000). *The development of a new measure of teacher efficacy*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New Orleans.
- Tschannen-Moran, M., Hoy, A., & Hoy, W. (1998). Teacher Efficacy: Its Meaning and Measure. *Review of educational research*, 68(2), 202-248.
- Tschannen-Moran, M. & Woolfolk-Hoy, A. (2001). Teacher efficacy: capturing an elusive construct. *Teaching and Teacher Education*, 17(7), 783-806.
- Woolfolk, A. E., & Hoy, W. K. (1990). Prospective teachers' sense of efficacy and beliefs about control. *Journal of Educational Psychology*, 82, 81-91.

〈국문요약〉

본 연구의 목적은 Tschannen-Moran(2000)이 개발한 Ohio State Teacher Efficacy Scale(OSTES)를 중등학교 가정과교사를 대상으로 교사 효능감 하위 요인들을 알아보고, 확인적 요인분석을 통해 교사 효능감 문항들의 타당성과 신뢰성을 규명하여 교사 효능감 문항들의 모형 적합성을 검증하는데 있다. 먼저 교사 효능감의 요인들에 대한 심리 측정학적 타당성을 검증하기 위해 263명의 가정과교사를 대상으로 교사 효능감 요인의 신뢰도와 요인 구조를 검사하였다. 중등학교 가정과교사의 교사 효능감 요인을 분석한 결과, 하위요인은 학급운영 효능감, 요구대처 효능감, 교수전략 효능감, 환경지원 효능감, 학습지원 효능감으로 나타났다. 그리고, 요인구조로 나타난 문항들의 요인 적합성을 판단하기 위해 교사 효능감의 5개 요인에 대한 확인적 요인 분석을 실시한 결과, 5개 하위요인이 타당한 것으로 지지되었다.

■ 논문접수일자: 2005년 5월 15일, 논문심사일자: 2005년 6월 8일, 게재확정일자: 2005년 6월 14일