

농업인 대학 교육이 농업인 소득에 미치는 효과*

Effect of Educational Program for Farmers on the Farmer's Income

임형백** · 박지영*** · 이금옥****

Hyung Baek Lim · Ji Young Park · Geum Ok Lee

Abstract

This study empirically studies the effects of Agricultural Technology Service Center's educational program for farmers on their incomes. The educational program for farmers has widely been managed in discourse and policy in Korea. In 2008, Agricultural Technology Service Center managed 88 educational program for farmers, where 6,409 farmers received a certificate. While there are important studies, most of them have concentrated on qualitative analysis and noneconomic effects to an educational program for farmers. This study tried to analyze whether or not there is an economic effect of an educational program for farmers, focusing on the relationship between the educational program for farmers and their income status. Multilevel models (or hierarchical linear models) were applied to this study. Multilevel model is a quantitative model of parameters that vary at more than one level and show hierarchical structures between levels. This study particularly accentuates that an educational program for farmers is more meaningful when it can raise farmers' incomes by region and by educational program for farmers.

* 이 논문은 2008년도 농촌진흥청의 연구과제의 일부를 요약한 것임.

** 성결대학교 교수. e-mail: emperor10131@hotmail.com

*** 뉴욕주립대학교(버팔로) 교수.

**** 농촌진흥청 생활지도관.

주요어(Key words) : 다층모형(multilevel model), 농업인 대학(educational program for farmer)

1. 서 론

선진국과 개발도상국을 불문하고 산업화과정에서 나타나는 인구이동의 전형적인 유형은 이촌향도(移村向都)다. 이러한 변화는 산업화에 따른 집적의 이익을 구현할 수 있는 도시의 성장과, 1차 산업인 농산업을 비중 감소에 따른 농촌의 쇠퇴로 귀결되는 것이 일반적이다. 이러한 현상은 전통적으로 산업화를 통한 경제발전과정에서의 불가피성으로 설명되어져 왔다(Hirschman, 1976). 이는 농촌-도시간 이동이 농촌지역의 잉여 노동력을 점점 줄이면서 도시 지역의 산업성장을 뒷받침하는 필요노동력을 제공하는 역할을 하는 것으로 생각되었기 때문이다(Harris & Todaro, 1970). 실제로 인구의 공간집적은 도달거리 내에서 필요한 재화와 용역의 공급을 가능케 함으로써 경제활동을 촉진시킨다. 인구와 경제활동의 공간적 밀집에 따른 집적의 경제(agglomeration economics)가 발생하는 것이다.

전통적으로 도시에서의 집적의 이익에 따른 경제발전을 추진해왔던 한국의 경우, 농촌은 도시에 대한 인적·물적 자원의 공급지로서의 역할에 제한되어 온 것이 사실이다(이성우, 임형백 & 조중구, 2003). 이러한 현상은 한국도 예외는 아니었고, 현재에 이르러 한국의 농촌은 인구감소와 노령화의 문제에 봉착하여 있다. 한국에서 농업인력 양성은 이러한 현실에서 이루어지고 있다.

현재 한국의 농업인력의 문제를 두 가지 측면에서 고찰하여 보자. 첫

째, 인구유지의 측면이다. 한국인의 평균수명은 OECD평균인 78.9세보다 높은 79.1세이다(OECD, 2008.06). 그러나 2005년 전체 농가인구 중 60세 이상의 비율이 39.20%에 달하고, 2006년 전체 농업종사인구 중 60세 이상의 비율이 50%에 달한다(임형백, 2008; 통계청, 2007). 그런데 한국에서 어떤 지역으로 인구가 유입되는 첫 번째 요인은 직업이고 두 번째 요인은 교육환경이다. 농촌지역은 이러한 면에서 도시지역과 격차가 크고 따라서 농촌지역으로의 인구유입은 극히 제한적이다(임형백 & 이성우, 2004).

더구나 한국전체의 인구도 2018년을 정점으로 감소할 것으로 예상된다. 따라서 한국인의 평균수명을 고려할 때, 현재와 같이 농촌으로의 인구유입이 이루어지지 않는 상황이 지속된다면, 한국인의 평균수명을 고려하더라도 2030년을 기점으로 농촌인구의 규모는 급격히 감소한다. 즉 과거에는 농촌인구의 감소의 주 원인이 농촌에서 도시로의 이농, 도·농통합시와 같은 농촌지역의 도시로의 승격 및 편입이었지만, 앞으로는 자연적 감소가 가장 큰 원인으로 작용할 것이다. 특히 향후 사망 등으로 인한 자연감소가 두드러질 것이다. 동시에 농촌인구의 노령화도 가속화될 것이다.

둘째, 농업의 생산성 측면이다. 전통적으로 농촌의 기능은 안정적인 식량공급을 통한 식량안보였다. 국민의 생존을 위한 안정적인 식량공급과 유사시에 대비한 식량비축이 주목적이었다. 이후 산업화가 진행되면서 값싼 노동력을 유지시키기 위하여 저가의 농산물을 공급할 것이 요구되었다. 따라서 농촌은 저가 농산물과 저임금 노동력을 공급하는 것을 목표로 하였다. 이 당시의 농촌문제는 생산성 증가를 통한 농업확장주의(agricultural expansionism)를 통하여 쉽게 해결될 수 있었다.

그러나 식량자급이 달성되면 상황이 달라진다. 현재 쌀농사가 한국의 농가소득의 50%를 차지하고 있다. 그러나 한국은 1976년 이후 쌀의 자급이 달성

되었고, 이제는 오히려 농산물시장 개방으로 값싼 외국농산물이 수입되고 있다. 이러한 상황에서 생산성 증가는 농업·농촌문제의 해결책이 될 수 없다.

따라서 이러한 사회적 추세와 농업환경의 변화를 고려하지 않은, 개인 역량강화에 중점을 둔 농업 인력양성은 단기적일 뿐만 아니라 현실성이 결여된다. 또, 기존의 농업인력 양성의 효과에 대한 평가도 주로 정성적, 비경제적 평가에 집중되어 있다.

본 연구는 농업인력 양성 효과에 대한 기존의 연구가 정성적 평가와 비경제적 평가에 치중되어 있는 데 비하여, 농업인 대학을 사례로 교육이 농업인의 소득증가에 미치는 영향을 계량적으로 평가함으로써, 농업인력양성의 경제적 효과를 측정하였다. 또 농업인 대학의 지역과 과정에 따른 차이를 분석하였다.

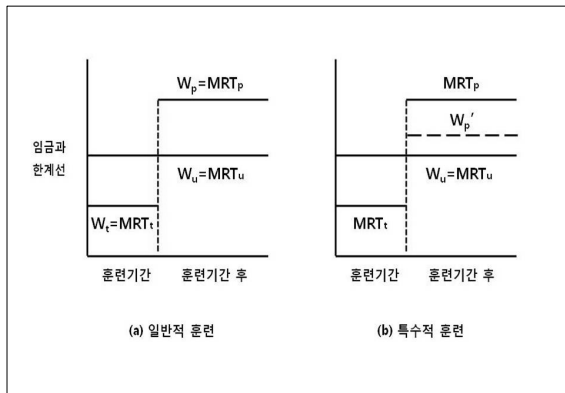
2. 농업인 대학의 효과

농업인 대학의 교육은 아래와 같이 일반 농업인 교육, 특수 농업인 교육, 절충형 농업인 교육으로 분류할 수 있다. 농업인 대학의 교육의 형태는 주로 특수 농업인 교육에 해당된다.

〈표 1〉 농업인 대학 교육의 형태

형 태	내 용	예
일반 농업인 교육	농업 이외의 다른 직종으로 옮겨더라도 그대로 이용할 수 있는 지식과 기술을 습득하는 것을 말한다. 즉, 일반 농업인 교육은 어떤 기업에 종사해도 생산성을 향상시킨다.	컴퓨터
특수 농업인 교육	농업 분야에서만 사용할 수 있는 기술을 습득하는 훈련	전문 농업기술
절충형 농업인 교육		

농업인 대학의 교육의 형태에 따라서도 농업인의 소득은 달라진다. 농업인이 농업인 대학 교육을 받는 동안은 농업인 교육을 받지 않는 농업인 보다 임금 및 한계수입생산이 낮다. 왜냐하면 농업인 대학에서 교육을 받기 위해서는 기회비용(opportunity cost)이 필요하기 때문이다. 그러나 농업인 대학 교육을 마친 이후에는 농업인의 수입은 MRT_p 까지 올라가게 된다. 즉 농업인 대학에서 교육을 받기 이전보다 수입이 올라가야 하며, 농업인 대학 교육을 받지 않은 동일한 조건의 농업인보다도 수입이 높아야 한다.



주: MRP(Marginal Revenue Product)는 한계수입생산, MRT(Marginal Rate of Transformation)는 한계변환율을 의미함.

자료: 광영우, 김명수, 반상진 & 최준렬, 2003: 179.

〈그림 1〉 일반적 훈련과 특수적 훈련의 한계생산과 임금

교육은 개발투자와 매우 흡사하다. 유전의 발견이나 석유채유 기술의 개선을 위한 투자가 '경제적 가치가 있는 행위'라는 것은 잘 알려진 사실이다. 이와 마찬가지로 채능 발견을 위해 교육제도를 개선하고, 나아가 그 목적을 달성하기 위해 여러 가지 기술을 개발하는 일은 '경제적 가치

가 있는 행위인 것이다(Schultz, 1963). 즉 농업인 대학의 교육의 효과도 경제적 효과와 비경제적 효과로 구분될 수 있다.

〈표 2〉 교육의 효과

구 분	내 용
경제적 효과	교육을 받음으로써 얻을 수 있는 금전적 혜택 경제성장에 대한 기여, 개인 및 사회의 소득 증대, 소득분배에 미치는 효과, 교육의 외부 편익
비경제적 효과	직업에 대한 만족도, 직업의 안정성

자료: 강무섭 등, 1983; 곽영우, 김명수, 반상진 & 최준렬, 2003을 참고하여 작성.

또 교육은 공공재(public goods)적 성격을 가지므로, <표 3>과 같이 내부효과 이외에 외부효과를 가져온다.

〈표 3〉 교육의 효과의 구분

구 분	정 의	예
교육의 내부효과	교육을 받은 개인 또는 그 사회에만 미치는 효과	-개인 및 사회의 소득 증대에 대한 효과 -경제성장에 대한 효과 -고용조건 개선에 대한 효과 -개인의 삶의 질 향상에 대한 효과
교육의 외부효과	원래 의도한 것 외에 나타나는 효과	-생산성 증가 -노동의 질적 향상 -사회적 비용의 감소 -사회적 통합 -세대간 효과 -노동시장 참여율 제고 효과

자료: 곽영우, 김명수, 반상진 & 최준렬, 2003; 김홍주, 2001; 최철일, 2001을 참고하여 작성.

농업인 대학의 효율성도 <표 4>와 같이 내적 효율성과 외적 효율성으로 구분할 수 있다. 그동안 농업인 대학의 경우 교육을 담당하는 기관의 관점에서 교육의 내적 효율성은 강조된 반면, 교육의 외적 효율성에 대

한 고려는 약하였다.

농업인 대학을 운영하는 시·군농업기술센터에서는 교육의 내적 효율성이 주 관심사이지만, 국가전체적인 농업인력 양성의 측면에서는 교육의 외적 효율성이 보다 중요하다. 농업인 대학의 교육을 받은 우수한 농업인력이 실제로 농업분야에서 성공적으로 자리잡고 농업부문과 국가경제에 기여하여야 하기 때문이다. 특히, 경쟁력을 갖춘 농업인력의 양성이 단기간에 이루어지는 것이 아니고 장기적으로 꾸준한 교육계획에 의해서만 이루어질 수 있다는 점을 고려한다면, 교육의 외적 효율성 추구는 사회적·국가적으로 매우 중대한 과제다.

따라서 농업인력 양성이 내적 효율성면에서는 성공하더라도, 외적 효율성면에서 실패한다면 이는 농업발전에 커다란 장애가 된다. 즉 교육의 외적 효율성 문제는 좁게는 인력수급정책에 국한하여 이해할 수 있으며, 넓게는 개인소득 증대와 국가의 경제성장까지 연계하여 이해할 수 있다.

〈표 4〉 교육의 외적 효율성과 내적 효율성

구 분	비 고
교육의 외적 효율성	-교육 분야에서 배출된 학생이 과부족 없이 노동시장에서 성공적으로 자리 잡는 것
교육의 내적 효율성	-교육을 어떤 방법으로 하는 것이 경제적으로 효율적인가 -교육현상을 투입과 산출의 관계로 파악하는 과정에서 최소의 투입으로 최대의 효과를 산출하는 방안을 찾는 것

3. 농업인 대학의 경제적 효과 분석

3.1 분석방법: 다층모형¹⁾

다층모형이란 명칭은 학문분야에 따라 다양하게 사용된다(Raudenbush & Bryk, 2002). 다층모형이라고도 불리우는 임의계수모형(random coefficient model)은 Wald(1974)와 Rubin(1950)에 의해 소개된 이후, Rosenberg(1973)와 Spjøtvoll(1977)에 의해 재고찰되면서, 공분산요소(covariance components)에 대한 알고리즘이 제시되었다. 한국에서는 이성우, 윤성도, 박지영 & 민성희(2006)가 다층모형(Multilevel Model)에 대한 상세한 설명과 이의 적용방법을 논하고 있다.

〈표 5〉 다층모형의 학문분야별 다양한 명칭

학문 분야	명 칭
사회학 분야	다중 혹은 다층선형모형(multilevel linear models)
경제학 분야	랜덤계수 회귀모형(random-coefficient regression models)
통계학 분야	공분산 구성모형(covariance components models)
농학 및 생물학 분야	혼합효과 모형(mixed-effects model) 또는 랜덤효과 모형(random-effect models)
교육학 분야	위계선형모형(hierarchical linear models)

자료: Raudenbush & Bryk, 2002; 이성우, 윤성도, 박지영 & 민성희, 2006을 참고하여 작성.

이처럼 다층모형이 특히, 사회과학의 제분야에서 점점 널리 쓰이게 된 이유는 사회과학분야에 속한 대부분의 시스템 특성이 하위수준 집단이 상위수준의 집단에 포함되는 위계적 구조를 형성하기 때문이다(Snijders

1) 이 모형은 학문분야에 따라서 다양한 명칭이 사용되고 있다. 이 보고서에서는 선행연구를 인용할 경우 선행연구자가 사용한 명칭을 사용하였고, 연구자는 다층모형이란 명칭으로 통일하여 사용하였다.

& Bosker, 1999). 다층모형은 위계를 고려하지 않는 분석에 비하여 아래와 같은 장점을 가진다. 첫째, 개인수준에서의 회귀계수를 보다 효율적으로 추정할 수 있다. 둘째, 서로 다른 수준의 변수들 사이의 영향을 파악할 수 있다. 셋째, 서로 다른 수준에서 변량을 할당하여 개인 간 변량과 지역 간 변량을 나눌 수 있다(Bryk et al., 1996).

자료가 위계적 구조(Hierarchical structure)를 가질 때란 각 변인 별 관측치가 집단화(nesting)된 구조 속에 속하게 될 경우, 즉 자료가 평면적으로 한 수준(level)에만 속하는 것이 아니라, 서로 다른 수준에 복합적으로 속하게 되어, 그 관측치가 다양하고 복잡한 유형을 나타내게 되는 데이터 구조를 말한다. 예를 들어, 각 교실에 속한 학생들의 학업성취도, 한 기업내의 직원들의 업무 수행능력, 각 판사에 배속된 피의자들의 상태, 혹은 패널자료(Panel Data)와 같이 어떤 사안에 대한 시계열(Longitudinal) 자료 등 처럼, 관측치가 모든 상·하위 단위(level)에 속하게 되어 계량 분석시 각 단위 모두에 대한 차이를 통제해야 할 필요가 있는 자료의 구조를 말한다(Snijders & Bosker, 1999).

Kreft et al.(1995)은 각 산업 내에 속한 노동자들의 소득에 대한 효과를 두 가지 수준에서 측정하였다. 즉, 노동자들 개개인을 대상으로 하여 독립변인인 학력수준이 노동임금에 대한 미치는 영향을 살펴본 결과 긍정적으로 관계를 가짐을 발견하였다. 그런 후, 산업별로 집단화(aggregated)된 평균값을 통해, 거시적인 산업수준에서 교육의 효과가 소득에 미치는 영향을 분석한 결과, 미시적 수준의 결과분석과는 달리 산업의 교육수준이 높을수록 그 산업의 소득이 낮아지는 정반대의 결과를 얻게 되었다. 이는 다시 말하면, 다음의 <표 6>과 같이 널리 알려진 로빈슨 효과(Robison effect)로 일컬어지는 생태학적 오류(ecological fallacy)가 발생하게 됨을 의미한다. 따라서, 이러한 통계적문제점을 해소하기 위해선 다른 두 수준의 집단을 동시적으로 통제해야 제대로 된

결과가 도출될 수 있다.

즉 다층모형은 학급, 학교, 이웃, 병원 등과 같은 집단이나 환경(context)에 따라 발생하는 차이를 분석할 수 있으며(O'Connell & McCoach, 2008), 교육생산함수에서는 고려하고 있지 않은 학생 및 학교 수준의 교육효과를 다른 수준에서 분석하여 가정 배경 등과 같은 투입효과를 통제함으로써 과정(process)변수를 중심으로 한 순수한 학습효과를 밝혀내는 데 크게 기여하고 있다(백일우, 2007).

〈표 6〉 생태학적 오류와 원자학적 오류

종 류	내용 및 예
생태학적 오류	-분석단위를 집단에서 개인으로 변경할 때 나타나는 오류 -즉 집단을 대상으로 한 조사결과에 근거해서 개인에 대해서도 똑같은 것이라고 가정할 때 발생하는 오류 -예) A제품의 판매량이 a지역보다 b지역에서 더 많았고, a지역보다 b지역에 노년층이 더 많았다. 이 경우 A제품을 노년층이 선호한다고 결론 내리는 경우 -예) 기독교 국가의 자살률이 힌두교 국가의 자살률보다 높다고 결론을 내리는 경우
원자학적 오류 ²⁾ (개인주의적 오류)	-분석단위를 개인에서 집단으로 변경할 때 나타나는 오류 -즉 개인을 대상으로 한 조사결과에 근거해서 집단에 대해서도 똑같은 것이라고 가정할 때 발생하는 오류 -예) 한 학생이 잘못을 저질렀을 때 그 학생이 속한 학교전체를 부정적으로 결론 내리는 경우 -예) 어느 사회의 개인의 소득이 높았다고 하여 그 사회를 잘사는 사회로 결론 내리는 경우

다층모형을 농업인 대학의 효과 측정에 이용할 경우, 농업인(하위)의 소득변화가 농업인 대학의 지역별(상위) 또는 농업인 대학의 과정별(상위)에 의한 차이를 상위차원에서 통제하여 특정 농업인 대학 교육에 의한 농업인의 소득변화가 다른 지역이나 다른 농업인 대학 교육에 의해

2) 원자학적 오류는 개인주의적 오류(individualistic fallacy)라고 불리기도 한다.

영향을 받게 되는 경우를 통제한다.

다층모형의 경우 상위수준의 효과를 독립변인에 반영하는 방법에 따라 <표 7>에서 보듯이 다양한 모형으로 다시 구분될 수 있다. 임의효과모형(Random Effect Model)은 상수항을 제외한 기타 독립변인이 사용되지 않았을 때 오직 상수항에 상위수준의 효과를 반영하는 모형이다. 이 모형은 기타 독립변인의 효과를 반영하지 않은 채, 오직 상위차원의 효과가 존재하는 지를 파악할 수 있다는 측면에서 다른 다층모형의 모형적 우수성을 측정할 수 있는 기초가 되는 모형이며, 이를 비제약모형(Unconditional Model)이라고 부른다.

임의절편모형(Random Intercept Model)은 비제약모형인 임의효과모형에 여러 독립변인을 추가한 모형이다. 다만 상위차원의 효과를 오직 상수항에만 부여한다는 측면에서 임의계수모형과는 차이가 난다. 따라서 임의절편모형은 상위차원의 효과가 절편에서만 차이가 나므로, 추정된 계수인 독립변인의 기울기는 상위차원의 효과를 반영하지 않는다.

임의계수모형은 상위차원의 효과가 각 독립변인의 계수에도 나타나리라 기대될 때 사용되어 질 수 있다. 임의계수모형은 상위차원의 효과를 절편 및 계수에 모두 반영한다는 측면에서 다층모형 중 가장 발전되고 복잡한 모형을 구성하고 있다. 비록 임의계수모형이 상위차원의 효과를 각 독립변인들에 통제할 수 있는 장점이 있으나, 상위차원의 효과가 예상되지 않는 변인들에 대해서는 상위차원의 효과를 통제하는 것이 바람직하지 않으며, 하위차원에서 추정된 계수가 유의미하게 나오지 않을 경우 상위차원의 효과를 통제하는 것은 크게 의미가 없게 된다.

본 연구에서는 농업인 대학의 교육을 받은 농업인의 소득증가에 대하여 보다 기본적인 모형에 기초하여 다층모형을 응용하였으며, 임의효과모형(Random Effect Model)과 임의절편모형(Random Intercept Model)을 주 분석모형으로 채택하였다. 다층모형이 전통적 일반최소자

승법(Ordinary Least Square: OLS)에 비해 모형적으로 보다 엄밀하며 우수한 결과를 보여준다는 연구결과는 다양하다(강상진, 1995; 이성우, 윤성도, 박지영 & 민성희, 2003; Bryk & Raudenbush, 1998; Duncan et al., 1993; Lee & Myers, 2003).

이에 따라, 농업인 대학의 교육이 농업인의 소득증가에 어떻게 영향을 미치는 가를 파악하기 위해선, 농업인 대학의 효과를 반영하여야 한다. 다만 동일한 시·군내의 농업인 대학에서는 유사한 교육효과를 나타내리라 예상할 수 있으므로, 본 연구에서는 시·군수준의 지역적 효과를 상수항에 반영하였다. 또한 교육받은 과정³⁾에 따라 교육효과가 다를 것으로 판단되므로, 교육받은 기술과목을 상위차원으로 놓아 교육효과가 소득증대에 미치는 다양한 영향성을 반영하였다.

〈표 7〉 상위차원의 효과에 따른 다층모형의 구분

다층모형	상위차원의 효과		상수항을 제외한 독립변인
	상수항 (절편)	계수	
임의효과모형(Random Effect Model)	0		
임의절편모형(Random Intercept Model)	0		0
임의계수모형(Random Coefficient Model)	0	0	0

3.1.1. 임의효과모형

먼저 가장 기초모형인 임의효과모형을 구성하면 다음의 식 (3)으로 표현될 수 있다. 이를 추정하는 방법은 다음과 같다. 여기서 각 첨자들은 하위수준과 상위수준의 변인을 나타낸다. 하위수준을 나타내는 첨자 i 를 생략하지 않을 경우에 있어서 다층모형을 추정하기 위해 1수준과 2수준

3) 2008년 88개 농업인 대학에 153개 과정이 개설되어 6,409명의 농업인이 교육을 받았다.

에 해당되는 식은 다음의 식 (1-1)과 같이 설정될 수 있다. 이때, 1수준의 오차항 ϵ_{ij} 는 평균이 0이고, 분산이 σ_ϵ^2 인 정규분포를, 2수준의 오차항 γ_j^1 는 평균이 0이고, 분산이 σ_γ^2 인 정규분포를 이루며, ϵ_{ij} 과 γ_j^1 의 공분산은 0임을 가정한다.

농업인 수준인 1수준:

$$y_{ij} = \beta_{ij}^1 x_{ij}^1 + \epsilon_{ij} \quad (1-1)$$

$$= \beta_{ij}^1 + \epsilon_{ij}, \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1-2)$$

지역(시·군농업기술센터) 수준인 2수준:

$$\beta_{ij}^1 = \beta^1 w_j^{01} + \gamma_j^1 \quad (2-1)$$

$$= \beta^1 + \gamma_j^1, \quad \gamma_j^1 \sim N(0, \sigma_\gamma^2) \quad (2-2)$$

여기서, x_{ij}^s 는 2단계 다층모형에서의 1수준, 즉 농업인수준의 s 번째 독립변인을 의미한다. 임의효과모형이 되기 위해서는 $s = 1$ 로서 고정되며 기타 독립변인들은 사용되지 않는다. β_{ij}^s 는 2단계 다층모형에서 x_{ij}^s 의 계수를 의미하며 $s = 1$ 이다. β^s 는 2단계 다층모형에서 2수준 중 1수준의 s 번째 독립변인에 해당하는 고정효과, 즉 총효과(Grand effect)이고 $s = 1$ 로 고정되어 있다. w_j^{0l} 는 2단계 다층모형에서 2수준, 즉 시·군·구 수준의 l 번째 독립변인을 의미하며, $l = 1$ 로 고정되었다. 따라서 2수준의 식 (2)을 1수준의 식 (1)으로 통합한 2단계 통합모형(임의효과모형)은 다음의 식 (3)과 같다.

$$y_{ij} = \beta^1 + \gamma_j^1 + \varepsilon_{ij}^1, \quad \gamma_j^1 \sim N(0, \sigma_\gamma^2), \quad \varepsilon_{ij}^1 \sim N(0, \sigma^2), \quad Cov(\varepsilon_{ij}^1, \gamma_j^1) = 0 \quad (3)$$

이런 면에서 임의계수모형은 거시적 분석결과가 미시적 결과에 대한 설명력을 결여하는 생태학적 오류(Robinson's ecological fallacy, 1950)와 그 반대의 경우인 원자학적 오류(Alker's atomistic fallacy, 1969)를 극복할 수 있는 모형으로 인식된다(이성우 외 3인, 2006: 2).

3.1.2. 임의절편모형

임의절편모형은 임의효과모형에 독립변인을 추가하였으나, 상위차원의 효과를 오직 상수항에만 부여한다. 따라서 임의효과모형에서 살펴본 통합모형을 확장한 식 (4)는 통합모형(임의절편모형)의 구성을 보여주고 있다.

$$y_{ij} = \beta^1 + \gamma_j^1 + \beta^s x_{ij}^s + \varepsilon_{ij}^s, \quad \gamma_j^1 \sim N(0, \sigma_\gamma^2), \quad \varepsilon_{ij}^s \sim N(0, \sigma^2), \quad Cov(\varepsilon_{ij}^s, \gamma_j^1) = 0 \quad (4)$$

여기서, x_{ij}^s 는 2단계 다중모형에서의 1수준, 즉 농업인수준의 s 번째 독립변인을 의미하며, 상수항을 포함하지 않고 있다. β_{ij}^s 는 2단계 다중모형에서 x_{ij}^s 의 계수를 의미하며, β_{ij}^s 가 상위차원의 효과에 귀속되지 않으므로 식 (2)를 통해 $\gamma_j^s = 0$ 으로 정의되고, $\beta_{ij}^s = \beta^s$ 로 재정의 된다. 따라서 2단계 임의절편모형에서 β^s 는 2수준 중 1수준의 s 번째 독립변인에 해당하는 고정효과(Fixed effect), 혹은 총효과(Grand effect)라고 할 수 있다.

본 연구에서는 상위차원의 효과를 두 가지 형태로 제안하였다. 하나는 시·군 수준의 지역변인을 상위차원으로 설정하였으며, 다른 하나는 기

술교육과정을 상위차원으로 놓아 소득변화에 대한 분석을 실시하였다.

3.2. 분석의 대상 및 표본 선정4)

이 연구의 목적을 달성하기 위하여 2008년도 전국 88개 농업인 대학, 153개 과정, 6,409명을 연구대상으로 표본의 대표성(representativeness of samples)을 유지하면서 중요한 변수에 대하여 한정된 범위의 표본을 추출하는 동질적 유의표집법(purposive sampling)을 적용하였다. 연구의 목적에 적합한 표본의 적정성(adequacy of samples)을 위하여 Luck et al.(1970)의 표본수 결정방식을 이용하여 연구의 목적에 적합한 표본의 크기를 계산하였다⁵⁾. 이 연구에서는 이를 기초로 6,409명의 연구대상에서 5%의 유의수준을 유지하기 위하여 650명을 추출하여 설문지를 우편으로 발송하여 회수하였다. 650개의 설문지 중 145개의 설문지가 회수되었다. 이 145매의 설문지를 분석에 사용하였다. 그러나 세 가지 소득 중 2가지 이상의 소득에 대하여 응답하지 않은 설문지 18개를 제외한 127개 설문지를 소득증감비교분석과 다층모형 분석에 사용하였다.

〈표 8〉 설문지 배포 및 회수 현황

모집단	배포 및 회수 현황		
	배 포	회 수	회수율(%)
전국 88개 농업인 대학, 153개 과정 6,409명	650	145	22

- 4) 선행연구에서 농업 인력양성의 효과는 주로 정성적, 비경제적 효과 측정에 국한되었다. 따라서 정량적으로 경제적 효과를 측정하려는 시도가 부족하였고, 이러한 연구에 적합한 자료가 부재한 것이 현실이다. 이 연구는 이러한 현실에서 농업 인력양성의 정량적(계량적), 경제적 효과 측정의 의의와 필요성을 제기하는 것을 목적으로 하였다.
- 5) 표본수를 결정하는 구체적인 방법에 관하여는 Luck et al., 1970을 참고 바람.

3.3. 변인설명과 변인의 기본 통계

우선 농업인 대학 교육이 소득변화에 미치는 영향을 분석하였다. 즉 농업인 대학 교육을 받기 이전과 받은 이후의 소득의 차이를 비교하였다. 본 연구에 사용된 변인 및 이에 대한 기초 통계자료는 다음의 <표 9>와 <표 10>에 제시되어 있다. 소득변화를 종속변인으로 채택하는 대신, 이명박 정부 이후의 경제상황이 악화되기 전까지의 소득만을 선택하여 그 변화(d1_inc)를 채택하였다.

<표 9> 변인 설명

변인이름	변인내용	설 명	단 위
종속변인			
d_inc1	소득변화	경제상황이 악화되기 이전의 농업인 대학 교육을 받은 이후의 소득-농업인 대학 교육을 받기 이전의 소득	만 원
독립변인			
agri_edu	교육수행	5점척도; 매우 그렇다=5, 그렇다=4, 보통이다=3, 그저 그렇다=2, 전혀 그렇지 않다=1	
sat	교육만족	5점척도; 매우 그렇다=5, 그렇다=4, 보통이다=3, 그저 그렇다=2, 전혀 그렇지 않다=1	
q17	영농형태	전업농=1, 겸업농=2	
q18	나이		년
q19	교육수준	초졸=1, 중졸=2, 고졸=3, 전문대졸=4, 4년제대졸=5, 대학원이상=6	
q20	성별	남=1, 여=2	
q27	인터넷 사용여부	예=1, 아니오=2	

주요 분석 독립변인은 농업인 대학 교육과정 동안의 교육수행 과정에

대한 변인이다. 최종 모형에서는 통제변인들을 설정하였는데, 이는 영농 형태, 나이, 교육수준, 성별, 인터넷 사용여부 등이 이러한 통제변인으로 사용되었다. 또한, 지역을 전라도, 경기도, 충청도, 경상도, 강원도, 그리고 제주도의 6개 지역으로 분류하였다.

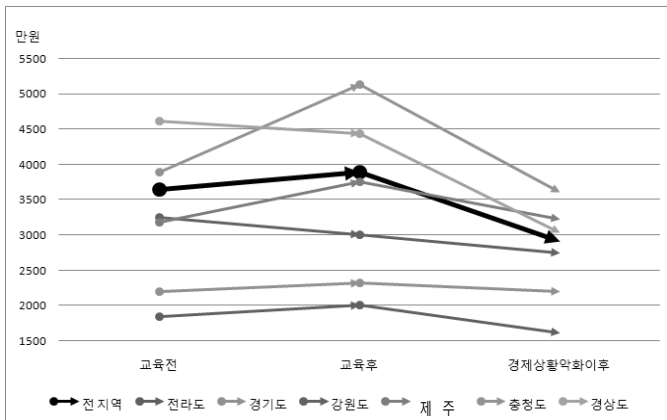
〈표 10〉 변인의 기본통계

		전라도	경기도	강원도	충청도	경상도	제주도	전지역
종속변인								
소득격차	평균	167.78	125.00	-160.00	1227.78	-140.75	570.69	267.01
	표준편차	249.44	250.00	1108.15	2292.91	1645.64	1209.01	1559.80
독립변인								
교육수행	평균	3.67	3.15	3.64	3.78	3.77	3.76	3.73
	표준편차	0.44	0.84	0.36	0.54	0.53	0.42	0.50
교육만족	평균	4.11	3.50	4.60	3.67	3.81	4.38	3.98
	표준편차	0.68	1.00	0.55	1.03	1.00	0.78	0.93
영농형태	평균	1.44	1.50	1.40	1.28	1.40	1.38	1.39
	표준편차	0.51	0.58	0.55	0.46	0.49	0.49	0.49
나 이	평균	58.89	56.75	56.60	52.06	52.09	57.97	54.72
	표준편차	10.38	6.95	9.02	8.36	8.59	11.25	9.76
교육수준	평균	3.39	3.00	2.40	3.06	3.15	2.66	3.02
	표준편차	1.20	0.82	0.89	0.87	0.95	0.97	1.00
성 별	평균	1.17	1.25	1.20	1.06	1.06	1.14	1.10
	표준편차	0.38	0.50	0.45	0.24	0.23	0.35	0.30
인터넷 사용여부	평균	1.33	1.75	1.40	1.28	1.19	1.52	1.32
	표준편차	0.49	0.50	0.55	0.46	0.39	0.51	0.47
표본 수		18	4	5	18	53	29	127

4. 분석결과

4.1. 소득변화 분석

본 연구를 위해 총 145 표본을 전국적으로 수집하였다. 이 중 주요 변인인 소득에 대한 응답이 없는 18표본을 제외한 총 127개의 표본을 바탕으로 아래에서 제시되어 있듯이, 먼저 소득변화의 변화추세를 살펴보았다. <그림 2>를 보면, 전 지역(표본 전체)에 대하여 농업인 대학의 교육전후의 소득변화 추이를 살펴보면, 농업인 대학 교육이 소득증가를 가져오는 것으로 나타났다.



〈그림 2〉 농업인 대학 교육전후의 소득변화 추이

평균적으로 농업인 대학 교육을 받은 농업인 개개인에 대하여 연간 250만원의 소득증가효과가 나타난 것으로 파악된다. 이를 지역적으로 세분하여 살펴보면, 충청도가 소득증가가 가장 크게 나타난 것으로 파악

되며, 그 기대효과는 약 연간 1241만원에 달하는 것으로 보인다. 제주도의 경우 농업인 대학 교육 후 소득이 연간 570만원이 증가하고 있다.

그러나 농업인 대학 교육이후에도 경상도와 강원도의 경우 오히려 각각 약 연간 185만원과 250만원씩이 감소되고 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 농업인 대학 교육이 가져오는 소득상승을 방해하는 외부효과에 의한 것으로 판단된다. <표 9>의 종속변인인 소득변화에서 보여지듯이 경상도와 강원도의 경우 그 소득차이가 -140.75만원과 -160.00만원으로 감소되고 경향을 보인다는 측면, 그리고 주어진 표본이 지역별로 많지 않다는 면에서 독립변인의 통제와 지역변인의 통제를 통해 추정되는 농업인 대학 교육의 소득증대에 대한 효과가 현재의 결과와 유사한 지를 살펴볼 필요가 있다.

4.2. 다층모형 분석

주어진 표본을 바탕으로 본격적인 다층모형의 응용에 대한 결과가 다음에 제시되어 있다. 본 연구는 두 가지 측면에서 농업인 대학 교육에 대한 분석을 실시하였다. 즉, 농업인 대학 교육을 받은 농업인에 대하여, 농업인 대학 교육이 농업인의 소득증가에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해 i) (농업인 대학)지역별로 ii) (농업인 대학)과정별로 관찰되지 않는 특성을 고려하여 추정하였다.

먼저, 농업인의 농업인 대학 교육이 교육전후에 따른 소득변화에 어떤 영향을 끼쳤는지에 대해 지역별 통제를 통한 다층모형분석 결과이다. 모형 1은 임의효과모형으로 아무런 독립변인이 포함되지 않고 오직 상수항(절편)만이 있을 경우를 분석한 모형으로, 지역적으로 관찰되지 않는 특정요소가 소득변화에 영향을 주는 지를 파악하기 위한 것이다. 모형 1의 2수준의 상수항의 결과인 분산이 유의미하지 않은 바, 현재 수집된 127

개의 표본으로서는 지역적으로 소득 차이를 유발시키는 관찰되지 않는 요소가 있다고 보기 힘들다. 개인수준(1수준)에서는 개인별로 소득의 변화에 대한 분산이 유의미하게 차이가 나므로, 지역적 차이가 발견되지 않는 것은 표본의 제한(적은 표본수)에 따른 것으로 예상된다.

주요 독립변인인 농업인 대학 교육이 교육전후의 소득변화에 대한 효과는 모형 2를 통해서 파악할 수 있다. 모형 2의 독립변인인 농업인 대학 교육(agri_edu)의 변인은 소득변화에 5% 수준에서 유의미하며 그 효과는 긍정적이다.

〈표 11〉 다층모형 분석: 지역이 2수준인 경우

	모형 1		모형 2		모형 3		일반자승회귀모형	
고정효과	계수	표준 오차	계수	표준 오차	계수	표준 오차	계수	표준 오차
상수항	339.90	240.31	-1692.97	1008.93	-1156.84	1726.63	-1516.15	1727.53
agri_edu			550.90	** 265.76	577.60	** 276.94	588.95	** 283.86
q17					75.05	280.93	34.38	289.67
q18					-2.64	15.57	-0.48	15.59
q19					-123.82	152.72	-132.60	154.46
q20					-179.77	456.17	-135.38	465.32
q27					-15.58	309.30	88.36	313.03
임의효과								
1수준								
상수항	2277493 ***	292113	2219449 ***	285798	2298324 ***	302301		
2수준								
상수항	187959	212574	183036	207533	183070	215857		
-2RLL	2211.1		2193.8		2133.6			
AIC	2215.1		2197.8		2137.6			
R_SQ							0.04	
1수준 관측치								
	127		127		127			
2수준 관측치								
	6		6		6			

주:***p<0.01, ** p<0.05

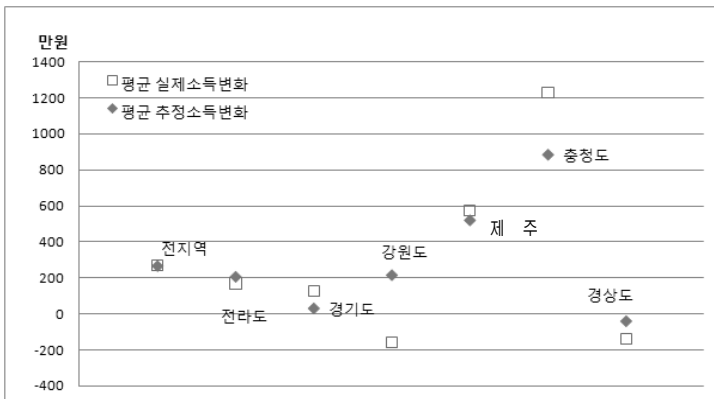
추정된 계수에 따르면, 농업인 대학 교육에 대한 농업인의 교육수행이 평균적으로 1점 증가하면(<표 10> 참조), 약 551만원의 연간 소득 증대가 발생하는 것으로 나타난다. 이는 교육수행변인 이외에 통제변인을 사용한 모형 3의 경우나 일반자승모형의 경우에도 비슷하게 나타나고 있다. 특히 농업인 대학 교육 이전 연간 농업인 평균소득이 3650만원 정도인 것을 감안하면, 농업인 대학의 교육이 농업인에게 연간 약 15%의 소득증가효과를 가져온다.

마지막으로, 모형 3을 통해 지역적으로 농업인 개인적으로 통제된 상황 하에서 추정된 개인의 소득변화를 실제 주어진 표본의 개인 소득변화와 비교하였다. 비록 표본의 제한이 있다고는 하나, 여러 변인들을 통제된 환경상황에서 현재 주어진 농업인의 개인적 특성이 그대로 유지될 때, 추정되어 지는 소득은 보다 표준화된다는 측면에서 현재의 표본에 현시된 농업인의 소득이 보다 과대하게 혹은 과소하게 나타나고 있는 지를 파악할 수 있다. <그림 3>은 이러한 차이를 지역적으로 비교하여 보여주고 있다.

추정소득(\hat{Y})은 농업인 대학 교육의 효과에 의한 소득기대치를 의미한다. 추정된 계수를 바탕으로 개인의 연간 소득을 추정한 뒤, 각 지역별로 평균을 낸 지역 평균추정소득(\hat{Y})은 표본자료를 바탕으로 한 실제 지역 평균소득보다 분산이 작아지는 효과가 나타난다. 이는 실제 표본에 보고된 소득변화가 개인이 가지고 특성에 비해 더욱 다양하게 일어나고 있음을 의미하는 것으로, 지역평균을 살펴보면 부(-)의 경우였던 강원도나 경상도의 경우 소득변화에 있어 각각 약 377만원과 100만원에 이르는 긍정적인(+) 방향으로 움직이고 있다. 따라서 개인이 가질 수 있는 수많은 다른 요소들을 배제하고 선택된 변인만으로 통제할 경우, 농업인 대학 교육이 소득증가에 가져오는 효과에 대하여 보다 구조적인 분석이 가능하고, 향후 농업인 대학 교육에 대한 정책적 방향성을 담보할 수 있다.

특히, 강원도의 경우 부(-)로 나타났던 실제 지역평균소득은 개인의 특성과 보이지 않는 지역의 효과를 통제할 경우 정(+)으로 나타나며, 이러한 주요 요인을 유의미한 변인이었던 농업인 대학 교육사업 효과에서 찾을 수 있다. 따라서 강원도의 경우 다른 지역에 비해 농업인 대학 교육에 참여한 농업인들의 교육수행의 결과가 다른 지역과 유사함에도 불구하고 (<표 10> 참조), 농업인 대학 교육이 강원도 지역 농업인의 소득증가에 크게 기여를 하지 못하게 하는 부정적인 요인이 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

반면, 경기도의 경우 다른 지역에 비해 평균적으로 교육수행이 낮음에도 불구하고, 실제적으로 소득증가가 통제된 추정소득보다 높은 것으로 나타났다. 이는 농업인 대학 교육 이외의 요인이 소득증가에 긍정적으로 작용한 것으로 해석할 수 있다.



<그림 3> 농업인 대학 지역별 평균 실제소득변화와 추정소득변화의 비교

<그림 3>은 이러한 측면에서 특화된 농업인 대학 과정을 분석하는 것은 중요한 의미가 있을 것으로 예상된다. 이는 주요 소비시장의 입지성

에 따라 농업인이 선택한 농업인 대학 교육의 효과가 다르게 나온다는 면이 제기될 수 있기 때문이다. 즉 농업인 대학 교육이 농업인의 소득증가를 가져올 수 있음에도, 농업인의 소득증가가 나타나지 못하게 하는 부정적 외부요인이 존재할 수 있다는 것이다. 바꾸어 말하면, 농업인 대학에서 우수한 교육을 제공하고 이를 통하여 농업인의 개인적 능력이 향상된다고 하더라도, 시장환경과 대립된다면 좋은 결과를 가져올 수 없다. 따라서 농업인 대학 교육은 교육의 내용 뿐만 아니라 시장환경도 고려하여야만 한다.

따라서 농업인이 선택한 농업인 대학 교육을 상위수준에서 통제할 경우의 소득변화에 따른 분석결과는 <표 12>에 제시되어 있다. <표 11>과 유사하게, 농업인 대학 과정의 선택이 소득증가에 다양하게 영향을 미치는 것이 유의미하다고 보기는 힘들으나 이 역시 표본의 한계에 기인하는 것으로 판단된다. 이러한 사실은 <그림 4>의 농업인 대학 과정별 평균 실제소득의 분포가 다양하게 존재하고 있는 것으로 알 수 있으나, 표본의 한계성으로 인해 통계적 유의성이 담보되지 않는 것으로 파악된다. 그러나 모형 5와 6을 통해 확인할 수 있듯이 농업인 대학의 교육은 농업 소득에 유의미하게 긍정적으로 영향을 끼치고 있다. 이에 따라, <그림 3>과 유사하게 상위차원의 농업과정과 추정된 고정계수들을 통제한 뒤 추정된 소득변화를 농업인 대학 과정별로 평균한 결과를 살펴볼 수 있다. 이러한 결과는 <그림 4>의 평균 추정소득변화에 제시되어 있다.

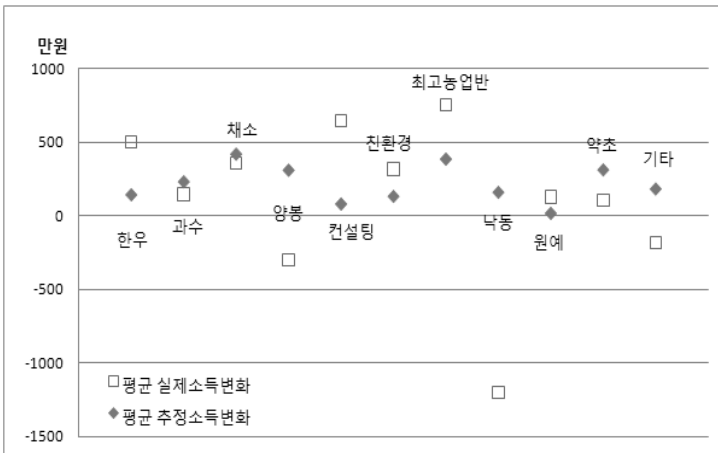
〈표 12〉 다층모형 분석: 농업과정이 2수준인 경우

	모형 4		모형 5		모형 6	
고정효과	계수	표준 오차	계수	표준 오차	계수	표준 오차
상수항	244.01	151.28	-1756.92	1025.08	-1506.21	1729.02
agri_edu			539.73 *	272.58	586.66 **	283.96
q17					31.54	289.83
q18					-0.65	15.60
q19					-131.78	154.47
q20					-130.03	465.83
q27					87.41	313.11
임의효과						
1수준						
상수항	2407462 ***	312454	2362088 ***	307529	2448637 ***	325211
2수준						
상수항	28556	102434	16310	93358	5852	94374
-2RLL	2215.0		2198.1		2137.5	
AIC	2219.0		2202.1		2141.5	
1수준 관측치	127		127		127	
2수준 관측치	11		11		11	

주: ***p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

모형 5를 통해 개인 및 농업인 대학 과정을 통제했을 경우, 과정별로 추정된 평균소득변화는 모두 정(+)으로 나타난다. 이는 양봉, 낙농, 그리고 기타 농업인 대학 과정을 이수했을 경우 실제의 소득변화가 낮아진 상황을 상당히 개선시키고 있다. 이는 특히 양봉이나 낙농의 경우, 다른 과정과 비교해 소득증가 효과가 크게 나타나야 하나, 실제로는 그렇지 않음을 보여주는 것이라 할 수 있다.

이에 반해, 컨설팅, 친환경, 최고농업반 과정은 실제로 농업인 대학의 교육효과 이상의 소득증가 효과가 나타나고 있다. 따라서 이들 과정의 소득증가에는 농업인 대학 교육 이외의 외부요인이 어떻게 긍정적으로 작용하고 있는지를 파악하는 것도 중요하다. 즉 농업인 대학 교육과 이러한 긍정적 외부요인이 잘 결합된다면 농업인의 소득증가 효과는 더욱 커질 수 있기 때문이다.



〈그림 4〉 농업인 대학 과정별 평균 실제소득변화와 추정소득변화의 비교

추정소득(\hat{Y})은 농업인 대학 교육의 효과에 의한 소득기대치를 의미한다. 한우, 컨설팅, 친환경, 최고농업반, 원예의 경우 추정소득 보다 실제소득(Y)의 변화가 높다. 즉 농업인 대학 교육으로 인한 소득증가보다 더 높은 소득증가가 나타난 것이다. 이는 농업인 대학 교육 이외의 또 다른 외부요인이 소득에 긍정적인 영향을 미쳤기 때문이다. 즉 교육의 외적효율성에 긍정적으로 영향을 미치는 요인이 있는 것이다.

반면 양봉, 약초, 낙농의 경우에는 추정소득(\hat{Y})보다 실제소득(Y)이 낮다. 이는 농업인 대학 교육 이외의 또 다른 요인이 오히려 소득에 부정적인 영향을 미쳤기 때문이다. 즉 농업인 대학 교육이 가져오는 소득 증가 효과를 감소시키는 부정적인 외부요인이 존재함을 의미한다.

5. 요약 및 결론

본 연구는 농업인력 양성 효과에 대한 기존의 연구가 정성적 평가와 비경제적 평가에 치중되어 있는 데 비하여, 농업인 대학의 교육이 농업인의 소득증가에 미치는 영향을 평가함으로써 농업인 대학의 경제적 효과를 측정하는 것을 목표로 하였다.

농업인 대학 교육은 전체적으로 농업인의 소득증가에 정(+)의 영향을 미친다. 그러나 (농업인 대학)지역과 (농업인 대학)과정에 따라서 농업인 대학 교육 이외의 외부요인이 때로는 긍정적으로 작용하여 소득증가를 더 크게 하기도 하고, 때로는 부정적으로 작용하여 소득증가를 더 작게 하기도 한다.

이는 농업인 대학 교육 외적인 구조적인 측면에서 농업소득 증대에 대한 그 대안을 추가로 찾아야 함을 보여준다. 다시 말하면, 농업인 대학 교육을 통하여 농업인의 인적자본이 증가함에도 불구하고, 이러한 효과가 충분히 발현될 수 없는 사회구조적 요인이 존재할 수 있다는 것이다.

따라서 농업인 대학 교육은 현재와 같이 농업인 개개인의 기술습득, 역량강화, 인적자원개발과 같은 교육적 측면에 대한 고려 이외에, 차후에는 이러한 교육효과와 인적자본이 발현될 수 있는 사회구조적 요인에 대한 고려도 필요하다. 즉, 농업인 대학 교육은 농업인 대학 교육은 지식과 기술과 같은 내용 뿐만 아니라, 해당 지역과 과정에 대한 세밀한 관

찰을 통하여 이러한 외부적 요인에 대한 고려가 이루어지고 반영되어져야 더 큰 소득증가효과를 가져올 수 있다.

이 연구는 농업인 대학을 사례로 농업 인력양성의 경제적 효과를 계량적(정량적)으로 평가하고, 이를 다시 지역과 과정으로 나누어 분석하였다는 의의를 갖는다. 그러나 자료구득상의 한계로 인하여 제약점을 가진다. 우선 현재와 같이 교육후에 설문조사에 의하여 소득을 측정하기 보다는, 교육전후의 정확한 소득을 측정할 수 있도록 사전에 연구설계가 미리 이루어져야 할 것이다. 또 보다 정확한 분석을 위하여는 농업인 대학에서 교육을 받는 개별 농업인이 이러한 자료를 축적하도록 하는 것이 필요하다. 농업인 개개인 수준에서의 정확한 자료의 축적이 이루어져야만, 다양한 분석이 가능할 것이다.

■ 참고 문헌 ■

- 강상진. (1995). 다층통계모형의 방법론적 특성과 활용방법. *교육평가연구*, 8(2), 63-94.
- 곽영우, 김명수, 반상진, & 최준렬. (2003). *교육경제학*. 서울: 하우.
- 이성우, 윤성도, 박지영, & 민성희. (2006). *공간계량모형응용*. 서울: 박영사.
- 이성우, 임형백, & 조중구. (2003). 도시와 농촌의 고용기회 결정요인, 1995-2000. *농촌경제*, 26(1), 15-37.
- 임형백. (2008). 한국 농업인력육성의 방향 전환. *농촌사회*, 18(2), 207-240.
- 임형백, & 이성우. (2004). *농촌사회의 환경과 기능*. 서울: 서울대학교출판부.
- 임형백, & 이종만. (2007). 한·미 자유무역협정에 대비한 한국농업정책의 방향 전환: 공적자금투입에서 경쟁력 강화로. *농촌지도와 개발*, 14(1), 29-57.
- 임형백, & 조중구. (2004). 농어촌구조개선사업의 발전방향. *한국농업교육학회지*, 36(3), 147-166.
- 정영일, & 이정미. (2000). 한국 식료소비패턴의 변화이 분석 1975-1997: 일본과의 비교를 중심으로. *경제논집*, 39(2), 97-127.
- 西川潤. (1993). 開發途上國の食料・人口問題と農業開發, 環境保全型農業と世界の經濟. *農文協*, 154-181.
- Alker, H. R. Jr. (1969). A Typology of Ecological Fallacies. in M. Dogan and S. Rokkan (eds.). *Quantitative Ecological Analysis in the Social Science*. MA: The MIT Press.
- Bryk, A. S., Raudenbush, S. W., & Congdon, R. T. (1996). *Hierarchical linear and nonlinear modeling with HLM/2L and HLM/3L programs*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Duncan, C., Jones, K., & Moon, G. (1993). Do Places Matter? A Multi-Level Analysis of Regional Variations in Health-Related Behaviour in Britain. *Social Science and Medicine*, 37, 725-733.
- Harris, J., & Todaro, M. P. (1970). Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. *American Economic Review*, 60, 126-142.
- Hanushek, E. A. (1995). Education production functions. in M. Carnoy (ed.).

- International encyclopedia of economics of education (2nd ed.). New York: Pergamon, 275-280.
- Hirschman, A. O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press.
- Kreft, I., Leeuw, J. D., & Aiken, L. (1995). The Effect of Different Forms of Centering in Hierarchical Linear Models. *Multivariate Behavioral Research*, 30, 1-21.
- Lee, S. W., & Myers, D. (2003). Local Housing-market Effects on Tenure Choice. *Journal of Housing and the Built Environment*, 18, 129-157.
- O'connell, A. A., & McCoach, D. B. (eds.). (2008). Pedagogy and Context for Multilevel Models. in A. A. O'connell, and D. B. McCoach (eds.). *Multilevel Modeling of Educational Data*, Lightning Source Inc, 3-10.
- OECD. (1998). *Human Capital Investment*. Paris: OECD.
- OECD. (2008.06). *OECD Health Data 2008*. Paris: OECD.
- Palacios-Huerta, I. (2003). An Empirical Analysis of the Risk Properties of Human Capital Returns. *American Economic Review*, 93(3), 948-964.
- Raudenbush S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Analysis Methods* (2nd ed.). Thousand Oaks: Sage Publication.
- Robinson, W. S. (1950). Ecological Correlations and the Behavior of Individuals. *Sociological Review*, 15, 351-357.
- Rosenberg, B. (1973). A Survey of Stochastic Parameter Regression. *Annals of Economic and Social Measurement*, 2, 381-397.
- Rubin, H. (1950). Note on Random Coefficients. in T. C. Koopmans (ed.). *Statistical Inference in Dynamic Econometric Models*. New York: Wiley.
- Schultz, T. W. (1971). *Investment in Human Capital: The Role of Education and Research*. New York: Free Press.
- Smith, M. F. (1989). *Evaluability Assessment: A Practical Approach*. Kluwer.
- Snijders, T. A., & Bosker, R. J. (1999). *Multilevel Analysis*. London: Sage Publications.
- Spjøtvoll, E. (1977). *Random Coefficients Regression Models: A Review*.

Mathematische Operationsforschung und Statistik, 8, 69-93.

Todaro, M. P. (2000). *Economic Development* (7th ed.). New York: Addison-Wesley.

Wald, A. (1947). A Note on Regression Analysis. *Annals Mathematical Statistics*, 18, 586-589.

논문투고일: 2009. 1. 28

1차수정일: 2009. 2. 23

게재확정일: 2009. 3. 14