

친환경과 정보화요인이 농업소득에 미치는 영향*

남수연** 조중구** 이성우***

Keywords

농업소득(agricultural income), 친환경농업(eco-friendly farming), 컴퓨터응용(computer application), 다중모형(multi-level model)

ABSTRACT

The major purposes of this paper are to explore the major determinants that affect the farm household income in Korea, focusing particularly on eco-friendly farming and computer usage. We utilized the Korea Agricultural Survey Data for 2000. The present study pays particular attention to the effects of eco-friendly farming and digital competence on the agricultural income. The study applies a multi-level linear model that can incorporate diverse spatial heterogeneities as well as individual differences. While computer usage is positively associated with the agricultural income, we found that eco-friendly farming shows negative effects on the agricultural income. We also found that while diverse determinants were proved to be important determinants that affect the level of agricultural income, there are big differences among regions in the agricultural income depending on its determinants. Based on such findings, the present study concludes by introducing several policy implications.

차례

- | | |
|-----------|------------|
| 1. 서론 | 4. 자료 및 변인 |
| 2. 선행 연구 | 5. 분석 결과 |
| 3. 연구 방법론 | 6. 결론 |

* 이 연구는 2004년 대신농촌문화재단의 연구비지원에 의해 이루어졌음.

** 서울대학교 지역사회개발전공, 조경 - 지역개발연구소 연구원

*** 교신저자 서울대학교 지역사회개발전공, 조경 - 지역개발연구소 교수

1. 서론

본 연구의 목적은 농업소득을 결정짓는 다양한 요인들 중 특히 친환경과 정보화 요인이 어떻게 농가소득에 영향을 미치는지를 분석하여 농가소득 증진방안 마련을 위한 시사점을 제공하는 데 있다. 1997년 한국경제위기 이후 농촌지역의 도시지역에 대한 소득격차심화는 농촌지역의 소득보전에 대해 새로운 정책기조를 요구하고 있다. 도시가구소득 대비 농가소득은 1995년 95.1%에서 2005년 78.2%로 하락하였고, 2005년 말 현재 농가부채는 가구당 27,210천원(소득 30,503천원)으로 2004년 말 (26,892천원)대비 1.2%(318천원) 증가하였다.

낙후되어 있는 우리나라 농가와 농촌의 경제적 수준 제고를 위해서는 정보화의 진전과 친환경농업의 정착이 주요한 기여를 할 것으로 예측되고 있다. 유승주 외(2006)는 정보화수준의 진작, 특히 전업농의 정보화수준을 높이는 것이 농업소득의 향상에 보다 많이 기여한다는 사실을 밝히면서, 향후 정부의 전업농육성정책에는 전업농가에 대한 정보화수준의 향상을 위한 노력이 필요할 것으로 주장하고 있다. 다른 한편, WTO출범 이후 급속도로 대두되고 있는 농촌지역에 대한 친환경농업 육성사업과제는 농촌지역의 상대적 정보격차문제와 더불어 중요한 농촌문제의 선결과제로 떠오르고 있다(오세익 외, 2001; 이동필 외, 2001). 친환경농업은 최근 논

의되고 있는 한미FTA 등 다양한 다자간 협상체제에서 한국의 농촌 및 농업의 생존가능성을 도모할 수 있는 주요 활로로 작용하는 변인이다. 이것은 최근 소득의 증대에 따라 식품의 안전성에 대한 인식이 더욱 확산되고 있는 수요계층을 고려하면 더욱 시급한 문제라 하겠다. 요약하면, 한국농촌이 당면하고 있는 두 가지의 문제, 즉 정보화의 농가 이식과 환경친화적 농업의 적용은 21세기 한국농촌사회의 생존을 가늠할 수 있는 2가지 주요한 변인이라 하겠다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장은 농업소득 결정요인에 대한 선행 연구 및 관련 이론을 검토하며 제3장에서는 본 연구에서 사용한 연구방법인 다중모형에 대하여 설명한다. 제4장에서는 농업소득 결정요인의 분석결과를 제시하고, 마지막으로 연구결과의 요약과 본 연구결과를 통해 드러난 정책적 시사점을 도출한다.

2. 선행 연구: 농업소득에 미치는 영향

우리나라 농가의 친환경농업 채택과 정보화수준의 진작은 우리나라 농촌희생의 주요한 축으로 이해되고 있다(임형백, 이성우, 2004). 친환경농업과 정보화수준의 다양한 진작 정책에도 불구하고 이들 변인들의 농업소득에 미치는 영향에 대한 경험적 분석은 이성우 외(2003)와 이성우,

임형백(2005) 등의 연구를 제외하고는 극히 제한적인 편이다.

농가소득 결정요인에 대한 연구는 박진환(1959)이 처음 분석한 이후 이재한(1964), 강봉순·문팔용(1977), 이정환 외(1987) 최재혁·고석남(2005)에 이르기까지 여러 학자들에 의하여 연구되어 왔다. 분석에 활용한 자료 및 방법도 다양하여 박진환(1959)은 165농가에 대해 직접 조사한 자료로 상관분석을 실시하여 호당경지면적과 농가소득이 가장 큰 정(+)의 관계가 있다는 것을 밝혀냈다. 이재한(1964)은 농가경제 조사자료를 이용하여 요인분석을 실시하였는데 경영규모, 토지의 생산능력, 자본이용의 효율이 농업소득과 정(+)의 관계에 있다고 분석하였다.

강봉순·문팔용(1977)은 농가경제조사 종합보고 자료를 이용하여 연도별 단순통계량 변화를 통해 결정요인 분석을 시도하였다. 이정환 외(1987)는 산업연관표 자료를 이용하여 농산물 수요유발계수를 구함으로 농가소득의 결정과 분배에 대한 분석을 하였는데 구체적으로 논 경작면적 1평은 703원, 밭 경작면적 1평은 152원, 임대지 1평은 569원, 영농종사자 1인은 62원, 농외취업자 1인은 189원의 농가소득을 증대시킨다는 것을 밝힌바 있다.

박준기 외(2005)는 농가경제 표본농가 조사 원시자료를 이용하여 농가소득 분포의 변화를 분석하였는데 특히 저소득 농가와 고소득 농가의 경제실태를 비교분석하였다. 또한 저소득농가의 특성을 분석하여 저소득농가의 특성은 고령농가가 많

고 1ha 미만의 영세 소농농가의 비중이 매우 크다는 것을 밝혔다. 그리고 저소득 농가의 소득에 비하여 부채규모가 크고 채무구조가 매우 취약하여 사회적 문제가 될 가능성을 시사하였다. 또한 경영주가 젊고, 경영규모가 작을수록 근로소득위주의 농외소득 의존비중이 높고 고령농가는 이전수입 의존비중이 높은 것으로 분석하였다. 따라서 영농규모가 적고 젊은 농가에 대해서는 농외소득 증대 정책이 농가 간 소득격차 해소에 보다 효과적일 것으로 제시하였고 2.0ha 이상의 농가는 모든 연령계층에서 농업소득 비중이 높으므로 이를 증대하는 방향으로 정책방안을 마련하는 것이 농가 간 소득격차를 줄이는 데 바람직할 것으로 전망했다.

최재혁·고석남(2005)은 2002년 농가경제통계 원자료를 일반선형모형을 이용하여 분석하였다. 종속변인인 농가소득을 농업소득과 농외소득으로 구분하여 각각 분석하였는데 경지규모가 1ha 증가할 경우 농업소득이 평균 6,879천원 증가하여 농업소득에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타난 반면 농외소득은 1,338천원 감소시키는 것으로 분석하였다. 전·겸업농가가 농가소득에 미치는 영향은 전업농가에 비해 겸업농가의 농업소득이 평균적으로 약 2,800천원 적고, 농외소득의 경우에는 겸업농가가 9,449천원 많은 것으로 추정하였다.

이성우 외(2002)는 경기도 지역의 자치단체별 특화작목이 농업소득에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구에서는 친환경

농업이 농산물판매소득에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이것은 친환경 재배작목의 절대 규모가 작은데 기인하고 있음을 밝히고 있다. 유승주 외(2006)는 Heckman의 선택성모형(self-selection model)을 이용하여 컴퓨터를 사용하는 농가의 농업소득이 사용하지 않는 농가에 비해 높다는 것으로 밝히고 있으나 그 효과는 그리 크지 않은 것으로 분석하고 있다.

지금까지 살펴본 선행연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 친환경농업과 정보화 수준이 농업소득에 미치는 영향에 대한 연구는 지극히 제한적으로 이루어져 왔다. 둘째, 대부분의 연구에서 횡단면자료를 이용하였으나, 공간자료를 이용한 횡단면분석에서 노정될 수 있는 통계적 문제점에 대한 보정은 거의 이루어지지 않았다. 다음 장에서는 기존 연구의 제한점을 보완한 농업소득 결정요인을 분석하는 모형에 대한 설명을 담고 있다.

3. 연구 방법론 : 다중모형 (Multi-level Model)

농업경제학적 시각에서 농업소득을 추정하는 모형은 최재혁, 고석남(2005)에서 보는 바와 같이 산출물과 투입재 가격, 그리고 외생변수들에 대한 함수로 설정되는 것이 일반적이다. 이러한 틀에 기초해 본 연구에서 설정한 농업소득 결정모형은 다음의 식 (1)과 같이 표현된다.

$$AE = f(O, I, E, C, X) \quad (1)$$

여기에서, O는 산출물가격(다산출물 생산 농가일 경우, 각 산출물의 가격 등), I는 투입재 가격(토지가격, 노동가격, 자본가격, 등), E는 친환경농업채택여부, C는 정보화 채택여부, 그리고 X는 농가의 사회경제적, 인구학적 특성 및 주요 작목별 특성을 의미한다. 본 연구에서 분석한 농업소득 결정 요인모형에서는 산출물 가격(O)과 투입재 가격(I)은 내생적으로 주어진 상태임을 가정하고, 기타 외생변수 X를 통제된 가운데 친환경 및 정보변인이 농업소득(AE)에 미치는 영향을 분석하기로 한다. 본 연구에서는 이들 외생변수들이 농업소득에 미치는 영향을 분석하는데 있어 사용되는 연계함수 f에 기존과는 다른 함수를 채택하였다.

본 연구에서 채택한 연계함수는 다중모형(Multi-level Model)이다. 이 모형은 주어진 분석 대상 지역을 동일한 특성을 가진 지역으로 가정하여 분석할 때 생길 수 있는 과대단순화(oversimplify)문제가 발생하지 않는다. 즉, 지역간, 심지어는 시간적 차이에서 발생할 수 있는 다양한 위계 관계들을 그대로 모형에서 추정가능하다 (Jones, 1991; Jones and Moon, 1993). 자료의 구성이 2단계로 구성되어 있음을 전제한 본 연구에서는 특정한 변수의 개별 농가에 대한 값은 그 합이라 할 수 있는 지역 전체의 값에 영향을 받을 수 있다고 가정한다.

다중모형이란 명칭은 학문분야별로 다

양하게 사용되고 있다. 지리학 분야에서는 다중모형이란 명칭이 광범위하게 쓰이고 있고, 농학 및 생물학적 접근에서는 혼합 모형(mixed model)이라 불리어지고 있다. 다른 한편, 교육학 분야에서는 위계모형(hierarchical model)으로 불리며, 경제학에서는 임의계수모형(random coefficient model)이라고 명명되는 편이며, 통계학 분야에서는 공분산구성모형(covariance component model)으로 불리기도 한다(이성우 외, 2006 참조).

이 연계함수에 대한 설명은 다음과 같다. 선형 종속변인 Y(본 연구의 경우 농업소득)가 있고, 미시적 수준(Level_1)의 독립변인 X, 거시적(Level_2) 독립변인 Z가 있다고 가정하면, 먼저 각 거시적 변인인 환경적 요소에 동일하게 미시방정식이 식(2)와 같이 정의된다.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

여기서 $j=1, \dots, J$ 인 거시 단계의 단위, $i=1, \dots, n_j$ 는 각 거시 단위안의 미시 수준단위이고 총 관측치 수는 $N = \sum_{j=1}^J n_j$ 이며, 환경적 요소들은 미시적 수준(Level_1)의 관측치 수가 다를 수 있다. 여기에서 $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 이고, $n_j \geq 2$ 이다.

식(1)보다 더욱 현실적인 모형은 거시적 수준(Level_2)에서 절편(intercept)과 기울기를 다양하게 함으로써 더욱 세밀한 모형구축이 가능하다. 먼저 절편을 거시적 수준(Level_2)에서 분산 분석이 가능하도록 정리하면,

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j} \quad (3)$$

여기서, 지역단위인 j에서 있어서 X1(상수항)의 평균인 β_{0j} 는 거시적 수준(Level_2)의 평균인 β_0 와 각 지역인 j 단위에 다양한 효과를 나타내는 μ_{0j} 의 합수라고 할 수 있다. 이때, 식 (2)와 식 (3)을 결합시키면 다음의 식(4)와 같다.

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_{1j}X_{1ij} + (\mu_{0j} + \varepsilon_{ij}) \quad (4)$$

이때, 괄호 안은 랜덤부문을 의미하는데, μ_{0j} 는 거시적 수준(Level_2)의 랜덤항이면서 다음의 일반적인 가정을 가진다. $E(\mu_{0j})=0, j = j'$ 일때 $\text{var}(\mu_{0j})=E(\mu_{0j}\mu_{0j'})=0, \mu^2$, 그리고 $j \neq j'$ 일때, $\text{cov}(\mu_{0j}, \mu_{0j'})=E(\mu_{0j}\mu_{0j'})=0$ 이다. 그리고 μ_{0j} 와 ε_{ij} 는 상호 독립적이고 동일한 지역적, 즉 거시적 수준(Level_2)에 있는 관측치들은 공통적인 분산 σ_μ^2 과 다른 환경에 대해 공분산 0을 갖게 되므로 서로 다른 환경성에 대해서 상관성이 없다.

추가적으로 기울기를 거시적 모형에 분산추정이 가능하도록 분포하게 만들면, 다음 식 (5)와 같이 β_{1j} 은 변형된다.

$$\beta_{1j} = \beta_1 + \Gamma_{1j} \quad (5)$$

이 기울기 항 β_{1j} 은 평균적인 지역 수준의 기울기(β_1)와, 특정 지역수준과는 다른 지역수준에 대한 기울기의 다양성(Γ_{1j})을 포함한다. 이때, 식 (4)와 식 (5)를 결합시키면 소위 랜덤계수회귀식(Random Coefficient Regression) 또는 스와미회귀 모형¹(Swamy Regression Model)과 같은

다음의 식(6)을 얻게 된다.

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + (\Gamma_{1j} X_{1ij} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij}) \quad (6)$$

여기에서 기율기와 절편들은 모두 다양하게 분포되어진다. 이 모형은 두 개(Γ_{1j} , μ_{0j})의 교란항(disturbance)을 가지고 있다. Γ_{1j} 는 또 다른 하나의 랜덤 항이며, 일반적인 가정인 $E(\Gamma_{1j})=0, j = j'$ 일때 $var(\Gamma_{1j})=E(\Gamma_{1j}\Gamma_{1j'})=\sigma_{\Gamma}^2$, 그리고 $j \neq j'$ 일때, $cov(\Gamma_{1j}, \Gamma_{1j'})=E(\Gamma_{1j}\Gamma_{1j'})=0$ 을 설정하고 있다. 그리고 Γ_{1j} 와 μ_{0j} 사이에는 상관성이 있을 수 있고, 이 때 거시적 랜덤 항인 (Γ_{1j}, μ_{0j}) 은 평균이 0이고 공분산 $cov(\Gamma_{1j}, \mu_{0j})$ 이 $\sigma_{\Gamma\mu}^2$ 인 결합분포를 갖게 된다. 하지만 이처럼 랜덤 항의 공분산 $\sigma_{\Gamma\mu}^2$ 을 가정할 경우 특히 n_i 가 동일하지 않을 경우에 통계적으로 대단히 복잡한 모형이 설정되어지고 대용량의 통계프로그램을 처리할 수 있는 SAS에서조차도 너무 많은 시간이 소비되는 관계로 여러 가지 공분산 구조 중에서 다음과 같이 랜덤 항 분산 구조가 결합주대각공분산구조(Banded Main Diagonal Covariance Structure)를 식 (6)의 본 모형에 사용하였다².

$$UN(1) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{k-1}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_k^2 \end{bmatrix}$$

4. 자료 및 변인

본 연구에서 사용한 자료는 2000년 농업총조사 자료이다. 본 연구에서는 시-군 단위의 기초자치단체인 170개 지역에 거주하는 농가를 대상으로 하였다. 서울시와 광역시에 존재하는 구자치단체들은 광역자치단체로 통합하였고 농업소득(농축산물총판매소득)이 있는 가구만을 분석에 사용하였다.

본 연구의 종속변인인 농업소득은 원자료를 가지고 가공한 자료이다. 농업총조사자료에는 농축산물총판매소득이 11가지로 분류되어 있어서 그대로 사용할 경우 결과를 왜곡할 우려가 있다. 이를 해결하기 위해 본 연구에서는 주어진 집단 내에서도 판매내역과 수량 및 중량에 따라 서로 다른 농산물판매소득을 가질 수 있도록 하였다. 상세한 방법은 다음과 같다.

1 이 방법론은 Swamy 등에 의해 발표되었고, 현재까지도 실증연구에서 널리 사용되어지고 있다(Caudill et al., 1995; Hoque, 1991, 외 다수).

2 추정의 복잡성에 대하여는 Brky and Raudenbush(1992)와 Longford(1993)에 자세히 나와 있으며, 통계프로그램으로는 현재 HLM, GENMOD, ML3, VARCL 등이 있는데(Kreft et al., 1994), 대부분의 사회과학자들에게 유용한 인구데이터와 같은

대용량데이터를 다루기에는 어려움이 있다. 또한 Jennrich and Schluchter(1986)는 이 공분산구조가 그들의 실험연구에서 훌륭하게 수행되었음을 밝힌 바 있다.

개별 농축산물 총판매소득 집단($k=1, \dots, 11$)내 i 농가의 총 농축산물판매소득을 γ_{ik} 라 하면,

$$\gamma_{ik} = \sum_{l=1}^{l=L} a_{lk} b_{ilk} \quad (7)$$

로 표현할 수 있다. 여기서, a_{lk} 은 k 집단 내 l 작목(축산물)의 ha(마리)당 평균소득 금액³이고, b_{ilk} 은 개별 i 농가의 l 작목(축산물)의 ha면적(마리 수)이다. 본 연구에서는 개별 작목 및 축산물의 시장평균가격에 기초하여 개별 집단 내 각 농축산물 총판매소득의 중위값에 부여되는 가중치 w_{ik} 를 계산하고 다음과 같은 식을 통해 개별 집단 내에서도 서로 다른 농축산물 판매금액을 가질 수 있도록 하였다.

$$w_{ik} = \{(\gamma_{ik} - \gamma_k^m) * M_k + (\gamma_k^M - \gamma_{ik}) * m_k\} / (\gamma_k^M - \gamma_k^m) \quad (8)$$

이 때, γ_k^M 은 개별 소득 집단 중 γ_{ik} 중 최대치이고 γ_k^m 은 γ_{ik} 중 최소치이며, M_k 는 k 카테고리 내에서 최대금액이고, m_k

는 k 카테고리 내에서 최소금액이다.⁴ 이러한 변환을 통해 본 연구에서 사용된 자료의 모든 농가는 각각 다른 농축산물 판매소득을 소지하고 있다. 이러한 종속변인의 변환은 변환하기 이전보다 훨씬 설명력이 높은 통계모형의 구축이 가능한 것으로 나타났다.

<표 1>은 농업소득에 대한 결정요인을 분석하기 본 연구에 사용한 종속변인 및 독립변인이다. 종속변인인 농업소득은 자연대수로 변환하였다.

농업총조사자료를 이용하여 농업소득에 대해 이루어진 선행연구는 이성우 외(2002)의 연구를 제외하고는 거의 찾을 수 없는 게 현실이다. 본 연구에서는 농업총조사자료에서 제공하는 변인을 이용하여, 공간사회과학의 주요한 학문분야인 경제학, 지역학, 계획학 등의 선행연구에서 소득수준에 대한 결정요인으로 주로 사용되는 변인들을 선택하여 사용하였다.

3 본 연구에서 사용한 평균소득금액은 대부분 농촌진흥청에서 발표하는 2000년도의 전국농축산물소득자료(<http://www2.rda.go.kr/stdinincome/index.asp>)를 사용하였으며, 작목이나 축산물에 대하여 소득자료가 없는 경우는 유사한 작목이나 축산물끼리는 동일하게 취급하였고(팥과 콩, 혹은 오리와 닭), 시장조사가 곤란한 작목은 작목유형별로 조사된 소득자료의 평균을 부여하였으며(자두, 매실, 기타, 혹은 메론), 축산물의 경우는 여러 농가에 개별전화설문을 통해 마리당 연평균소득을 조사하여 이를 사용하였다.

4 본 연구에서는 γ_{ik} 중 최대능력과 최소능력이 상당히 큰 정도로 편차를 이루고 특히 최대능력에 비해 전반적으로 γ_{ik} 이 낮은 수준을 이루고 있어 최대능력과 최소능력을 사용할 경우 k 카테고리 내에 고르게 분포되지 못하고 최소능력쪽으로 치우쳐지는 경향을 나타내어 최대능력 대신 상위 99%에 해당하는 생산능력과 최소능력 대신 하위 1%에 해당하는 생산능력을 사용하고, 이에 따라 M_k 와 m_k 도 전체금액범위 중 각각 99%에 해당하는 금액과 1%에 해당하는 금액을 사용하여 전체적으로 k 카테고리 내에 농축산물판매금액을 고르게 분포시켰다. 따라서 99%를 넘는 γ_{ik} 는 k 카테고리 최고금액을, 1%미만일 경우 k 카테고리 최하금액을 부여하였다.

표 1. 농업소득의 결정요인 및 지역격차 분석모형에 사용된 변인

변 인	변인설명
종속변인	
W_PROCE	농가의 생산능력으로 보정한 농축산물 판매금액
LNPRICE	Log(W_PRICE)
독립변인	
<u>인구학적 변인</u>	
NHH_N	(총가구원수)-(평균가구원수=3)
NHH_SQ	NHH_N*NHH_N
GENDER	여성=1, 남성=0(ref.)
NAGE	(경영주 나이)-(평균 경영주 나이=58)
NAGE_SQ	NAGE*NAGE
<u>사회경제학적 변인</u>	
NCAREER	(경영주 농사경력)-(평균경영주 농사경력=32)
NCA_SQ	NCAREER*NCAREER
NEDU_T	(가구 총교육연수)-(평균 가구 총교육연수=20)
NEDU_T_SQ	NEDU_T*NEDU_T
C_EDU1	중졸이하
C_EDU2	고졸(ref.)
C_EDU3	3년제 대학 이하
C_EDU4	4년제 대학 이상
M_W	주 종사분야: 농업외=1, 농업=0(ref.)
F_TYPE	겸업농종류: 2종 겸업농=1, 1종 겸업농=0(ref.)
DRIVE0	차량미소유=1, 그 외=0
DRIVE1	승용차량소유(ref.)
DRIVE2	화물차량소유=1, 그 외=0
DRIVE3	승용차와 화물차량 소유=1, 그 외=0
<u>작목변인</u>	
HIKIND1	논벼(ref.)
HIKIND2	과수
HIKIND3	채소
HIKIND4	화훼
HIKIND5	일반밭작물
HIKIND6	축산
HIKIND7	특용작물/양잠/기타
<u>친환경정보변인</u>	
ENVI	친환경농업=1, 그 외=0
NT_ENVC	(친환경재배총면적)-(평균면적=368평)
C_ACT	컴퓨터 보유=1, 컴퓨터 미보유=0(ref.)

개별 독립변인들 중 특이한 부호화는 농업소득의 지역간 격차 분석에 있어서 선형변인들의 경우(교육수준 등) 중위분산 부호화를 채택했다는 점이다. 농업소득은 가구주의 영향이 가장 크겠지만 농가 전체의 역량이 더욱 중요하다는 판단하에, 개인이 아닌 가구 구성원 전체의 교육수준을 합한 각 농가의 교육수준⁵을 나타내는 변인을 새로 구축하였다. 본 연구에서 사용된 모든 연속 또는 선형변인은 중위값에 대한 분산변인을 사용하였다. 이러한 변인들로는 경영주의 나이, 총가구원수, 경영주의 농사경력, 농가 총교육연수, 그리고 친환경재배충면적과 같은 변인들이다. 이처럼 연속변인에 대해 중위적인 구조를 가지는 것은 특히 다중모형에 있어서 여러 가지 이점이 있다. Bryk and Raudenbush(1992)와 Kreft et al. (1995)은 이러한 장점에 대해 잘 설명하고 있는데, 이것은 회귀분석상의 불안정을 초래할 수 있는 큰 값들을 방지하고, 절편이 주어진 자료의 범위에 있게 되므로 절편에 대한 해석이 보다 용이한 장점이 있다.

⁵ 각 개인의 교육수준은 카테고리로 설정되어 있기 때문에 교육을 받지 않은 경우는 0년으로, 초등학교=6년, 중학교=9년, 고등학교=12년, 3년제이하 대학=14년, 4년제 대학 이상=16년으로 하여 각 농가의 구성원 교육수준을 구한 뒤 각 농가별로 구성원의 교육수준의 총합을 구하여 이를 개별농가의 교육수준을 나타내는 변인으로 사용하였다.

5. 분석 결과

5.1. 농업소득 결정요인

<표 2>는 다중모형으로 분석한 농업소득의 결정요인을 전농가와 전업농, 그리고 겸업농별로 분석한 결과를 보여주고 있다. <표 2>에 제시된 모형들은 농가 및 지역의 절편(intercept)에 대한 임의효과(random effect)와 통제된 독립변인에 대한 고정효과(fixed effect)를 추정할 수 있는 모형이다. 모형1은 통제변인 없이 개별 농가 및 지역간 농축산물판매금액의 통계적 차이를 분별할 수 있는 모형이다. 개인 차이(전농가=1.9482, 전업농=1.9174, 겸업농1.9448)와 지역간차이(전농가=0.1637, 전업농=0.1704, 겸업농=0.1641) 모두 통계적으로 유의미한($p<.01$) 차이가 있는 것으로 나타나서, 만약 다중모형을 사용하지 않고 일반적인 회귀분석을 실시했을 경우 통계적 문제점이 있는 것으로 나타났다. 이러한 영향은 독립변인을 통제할수록 감소하고 있는 것으로 나타났지만, 모든 독립 변인을 통제한 최종 모형4에서도 통계적 유의성은 존재하고 있는 것으로 나타났다. -2RLL(Restricted Log-Likelihood)와 BIC(Bayesian Information Criterion)으로 설명되는 모형의 설명력은 모든 변인을 통제한 모형4가 모형1, 2, 3보다 훨씬 높은 것으로 나타났다. 따라서 농업소득에 미치는 개별 독립변인의 효과에 대한 설명은 모형4를 중심으로 하기로 한다.

농업소득에 대한 독립변인들의 효과는 예상된 결과를 보이고 있다. 가구원 수(NHH_N)가 많을수록 판매금액은 증대하는 것으로 나타났다. 여성이 가구주인 농가(GENDER)는 남성인 경우에 비해 농업소득이 적은 것으로 나타났고, 가구주의 나이 역시 농업소득과 부(-)의 관계를 보이고 있다. 경영주의 농사경력(NCAREER)과 전체 가구원의 교육수준(NEDU_T)은 농업소득을 증진시키는 것으로 나타났고, 경영주의 교육수준이 대졸이상인 경우(C_EDU4)가 낮은 학력을 가진 다른 집단보다 높은 농업소득을 올리고 있는 것으로 분석되었다.

농가 경영주의 주종사 분야가 농업 이외의 분야인 경우(M_W)가 농업인 경우보다 농업소득이 낮은 것으로 나타났고, 전업농에 비해 1종겸업 농가와 2종겸업(F_TYPE)의 농업소득이 낮은 것으로 분석되었다. 농가의 경제적 활황정도를 일정 반영한다고 판단되는 자동차보유여부 역시 예상한 결과를 보이고 있다. 차량을 미소유한 농가(DRIVE0)의 농업소득은 보유농가에 비해 낮은 것으로 드러났고, 승용차량만 소유한 농가보다 화물차량(DRIVE2)을 소유한 농가 또는 2가지 다소유한 농가(DRIVE3)의 판매소득이 높게 나타났다.

지역별 편차가 크게 작용하리라고 예상되는 작목변인은 논벼가 주업인 농가를 대조집단(reference group)으로 부호화하여 이에 대한 기타 작목을 위주로 하는 농가의 농업소득에 미치는 효과를 측정하였

다. 과수(HIKIND2), 화훼(HIKIND4), 축산(HIKIND6), 그리고 특용작물이나 양잠(HIKIND)을 주종으로 하는 농가의 농업소득이 논벼가 주종인 농가의 경우보다 농업소득이 높은 것으로 분석되었고, 채소(HIKIND3)나 일반밭작물(HIKIND5)의 경우에는 농업소득이 낮은 것으로 나타났다. 하지만 이러한 결과는 지역별 차이를 감안하지 않은 우리나라 농가의 일반적 추세를 나타내는 것으로, 지역별 무작위 효과(random effect)를 분석하는 후반부의 분석에서는 이러한 변인들에 대한 지역별 차이가 나타날 것으로 판단된다.

친환경농업과 정보관련 변인의 결과는 친환경농업의 경우 예상과 일치하지 않았으나 정보화변인은 일치하는 것으로 나타났다. 일부라도 친환경농업을 실시하는 농가(ENV1)의 판매소득은 그렇지 않은 경우보다 낮은 것으로 나타났다. 이것은 친환경농업에 따른 수요 시장에서의 대가(rate of return)가 그다지 높지 않거나, 친환경실시 농가의 농업규모가 대규모 농가에 비해 작음에 기인하는 것으로 판단된다. 따라서 친환경농업의 경작면적이 클수록(NT_ENVC), 농업소득은 증가하는 것으로 나타났다. 정보화정도를 나타내는 컴퓨터 보유 및 사용정도는 농산물판매금액에 정(+)의 영향을 끼치고 있는 것으로 나타났다. 컴퓨터를 보유하고 있는 농가(C_ACT)의 판매소득이 그렇지 않은 경우보다 높게 나타났다.

농업소득에 영향을 미치는 독립변인들의 효과에 있어서 전업농과 겸업농의 차

표 2. 다중모형으로 분석한 농업소득 결정요인(모형 1-4)

Fixed	모형1			모형2			모형3			모형4		
	전방가	진입비용	검정비용	전방가	진입비용	검정비용	전방가	진입비용	검정비용	전방가	진입비용	검정비용
INTERCEPT	6.1535 ***	6.2757 ***	5.9793 ***	6.6964 ***	6.9405 ***	6.6815 ***	6.6332 ***	6.8526 ***	6.6532 ***	6.5793 ***	6.7913 ***	6.6117 ***
NHN_N		0.0086 *		0.0658 ***	0.0216 **		0.0177 ***	0.0715 ***	0.0267 **	0.0081 *	0.0590 ***	0.0198 **
NHN_SQ		0.0005		-0.0063 ***	0.0008		-0.0001	-0.0065 ***	0.0007	0.0010	-0.0054 ***	0.0014
GENDER		-0.8328 ***		-0.7717 ***	-0.4888 ***		-0.7724 ***	-0.4471 ***	-0.4471 ***	-0.7792 ***	-0.7307 ***	-0.4484 ***
NAGE		-0.0323 ***		-0.0322 ***	-0.0157 ***		-0.0306 ***	-0.0149 ***	-0.0149 ***	-0.0297 ***	-0.0296 ***	-0.0140 ***
NAGE_SQ		-0.0007 ***		-0.0008 ***	-0.0003 ***		-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***	-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***
NACAREER		0.0145 ***		0.0119 ***	0.0149 ***		0.0143 ***	0.0124 ***	0.0147 ***	0.0147 ***	0.0141 ***	0.0123 ***
NCA_SQ		-0.0006 ***		-0.0005 ***	-0.0005 ***		-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***
NEDU_T		0.0089 ***		0.0117 ***	0.0132 ***		0.0080 ***	0.0109 ***	0.0120 ***	0.0074 ***	0.0101 ***	0.0114 ***
NEDUT_SQ		-0.0002 ***		-0.0003 ***	-0.0002 ***		-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***
C_EDU1		-0.1190 ***		-0.0747 ***	-0.0668 ***		-0.1003 ***	-0.0560 ***	-0.0572 ***	-0.0902 ***	-0.0483 ***	-0.0473 ***
C_EDU3		0.1482 ***		0.1178 ***	0.0924 **		0.1339 ***	0.0916 **	0.1022 **	0.1245 ***	0.0830 **	0.0923 **
C_EDU4		0.1674 ***		0.0555 *	0.1930 ***		0.1325 ***	0.0247	0.1646 ***	0.1157 ***	0.0061	0.1530 ***
M_W		-1.0644 ***					-0.9970 ***			-0.9914 ***		
F_TYPE					-1.0795 ***				-1.0251 ***			
DRIVE0				-0.1563 ***	-0.2822 ***		-0.1197 ***	-0.2326 ***	-0.2015 ***	-0.1003 ***	-0.2078 ***	-0.1874 ***
DRIVE2				0.4675 ***	0.3630 ***		0.4347 ***	0.3469 ***	0.2932 ***	0.4342 ***	0.3477 ***	0.2953 ***
DRIVE3				0.8535 ***	0.8530 ***		0.7434 ***	0.7405 ***	0.5807 ***	0.7140 ***	0.7048 ***	0.5644 ***
HIKIND2							0.4180 ***	0.3899 ***	0.3899 ***	0.4162 ***	0.3797 ***	0.3909 ***
HIKIND3							-0.0823 ***	-0.0502 ***	-0.1982 ***	-0.0801 ***	-0.0505 ***	-0.1902 ***
HIKIND4							0.6458 ***	0.5468 ***	0.5062 ***	0.6602 ***	0.5573 ***	0.5174 ***
HIKIND5							-0.8809 ***	-0.8530 ***	-0.8034 ***	-0.8736 ***	-0.8497 ***	-0.7926 ***
HIKIND6							0.7634 ***	0.7169 ***	0.7529 ***	0.7701 ***	0.7201 ***	0.7597 ***
HIKIND7							0.1616 ***	0.1987 ***	-0.0210	0.1658 ***	0.2005 ***	-0.0126
ENVI									-0.0715 ***	-0.0715 ***	-0.0495 **	-0.1328 ***
NT_ENVC									0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***
C_ACT									0.1378 ***	0.1378 ***	0.1683 ***	0.1001 ***
LEVEL_1	1.9482 ***	1.9174 ***	1.9448 ***	1.4103 ***	1.2835 ***	1.3866 ***	1.3230 ***	1.2120 ***	1.2943 ***	1.3127 ***	1.2040 ***	1.2838 ***
LEVEL_2							0.0952 ***	0.0788 ***	0.0854 ***	0.0965 ***	0.0793 ***	0.0849 ***
C_ACT	0.1637 ***	0.1704 ***	0.1641 ***	0.1042 ***	0.0854 ***	0.0933 ***	0.0952 ***	0.0788 ***	0.0854 ***	0.0965 ***	0.0793 ***	0.0849 ***
ENVI												
hikind2												
hikind3												
hikind4												
hikind5												
hikind6												
hikind7												
N	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436
2RR	454,581	300,910	152,656	412,884	266,465	138,076	404,632	261,556	135,108	403,655	261,019	134,787
bic	454,591	300,920	152,666	412,895	266,476	138,086	404,643	261,566	135,118	403,666	261,030	134,797

표 3. 다중모형으로 분석한 농업소득 결정요인(모형 5-7)

Fixed	모형5			모형6			모형7		
	견봉가	견봉률	견봉률	견봉가	견봉률	견봉률	견봉가	견봉률	견봉률
INTERCEPT	6.5801 ***	6.6113 ***	6.5790 ***	6.5790 ***	6.7915 ***	6.6108 ***	6.5397 ***	6.7501 ***	6.5772 ***
NIH_N	0.0082 *	0.0197 **	0.0082 *	0.0082 *	0.0593 ***	0.0198 **	0.0059	0.0551 ***	0.0165 **
NHIN_SQ	0.0009	-0.0056 ***	0.0009	0.0009	-0.0054 ***	0.0014	0.0017	-0.0044 **	0.0021
GENDER	-0.7793 ***	-0.4486 ***	-0.7783 ***	-0.7783 ***	-0.7300 ***	-0.4482 ***	-0.7492 ***	-0.7074 ***	-0.4367 ***
NAGE	-0.0296 ***	-0.0296 ***	-0.0296 ***	-0.0296 ***	-0.0296 ***	-0.0140 ***	-0.0280 ***	-0.0282 ***	-0.0134 ***
NAGE_SQ	-0.0007 ***	-0.0003 ***	-0.0007 ***	-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***	-0.0006 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***
NCAAREER	0.0147 ***	0.0123 ***	0.0147 ***	0.0147 ***	0.0141 ***	0.0123 ***	0.0144 ***	0.0139 ***	0.0121 ***
NCA_SQ	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0006 ***	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***
NEDU_T	0.0074 ***	0.0114 ***	0.0074 ***	0.0074 ***	0.0100 ***	0.0114 ***	0.0071 ***	0.0097 ***	0.0111 ***
NEDUT_SQ	-0.0002 ***	-0.0001 ***	-0.0002 ***	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***
C_EDU1	-0.0905 ***	-0.0474 ***	-0.0903 ***	-0.0903 ***	-0.0482 ***	-0.0474 ***	-0.0918 ***	-0.0523 ***	-0.0504 ***
C_EDU3	0.1262 ***	0.0924 **	0.1236 ***	0.1236 ***	0.0819 **	0.0916 **	0.1314 ***	0.0915 **	0.0883 **
C_EDU4	0.1145 ***	0.1525 ***	0.1157 ***	0.1157 ***	0.0059	0.1538 ***	0.1302 ***	0.0197	0.1660 ***
M_W	-0.9910 ***	-0.9905 ***	-0.9905 ***	-0.9905 ***	-0.9905 ***	-1.0144 ***	-0.9411 ***	-0.9880 ***	-0.9800 ***
F_TYPE	-0.1003 ***	-0.1873 ***	-0.1001 ***	-0.1001 ***	-0.2080 ***	-0.1871 ***	-0.0999 ***	-0.1988 ***	-0.1872 ***
DRIVE0	0.4338 ***	0.2954 ***	0.4341 ***	0.4341 ***	0.3474 ***	0.2957 ***	0.4202 ***	0.3443 ***	0.2876 ***
DRIVE3	0.7139 ***	0.5644 ***	0.7140 ***	0.7140 ***	0.7047 ***	0.5648 ***	0.7018 ***	0.6989 ***	0.5555 ***
HIKIND2	0.4171 ***	0.3804 ***	0.4158 ***	0.4158 ***	0.3789 ***	0.3918 ***	0.4294 ***	0.4003 ***	0.4239 ***
HIKIND3	-0.0814 ***	-0.0523 ***	-0.0826 ***	-0.0826 ***	-0.0532 ***	-0.1902 ***	-0.1734 ***	-0.1476 ***	-0.2105 ***
HIKIND4	0.6605 ***	0.5179 ***	0.6610 ***	0.6610 ***	0.5578 ***	0.5175 ***	0.6753 ***	0.5695 ***	0.5452 ***
HIKIND5	-0.8746 ***	-0.8496 ***	-0.8733 ***	-0.8733 ***	-0.8498 ***	-0.7918 ***	-1.0057 ***	-0.9349 ***	-0.9337 ***
HIKIND6	0.7687 ***	0.7170 ***	0.7704 ***	0.7704 ***	0.7198 ***	0.7598 ***	0.7490 ***	0.6985 ***	0.7727 ***
HIKIND7	0.1652 ***	0.2006 ***	0.1658 ***	0.1658 ***	0.2005 ***	-0.0134	0.0743	0.0765	0.0096
ENVI	-0.0723 ***	-0.1329 ***	-0.0651 **	-0.0651 **	-0.0429	-0.1338 ***	-0.0810 ***	-0.0574 **	-0.1473 ***
NT_ENVC	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***
C_ACT	0.1379 ***	0.1009 ***	0.1375 ***	0.1375 ***	0.1680 ***	0.1000 ***	0.1352 ***	0.1657 ***	0.1001 ***
LEVEL_1									
m									
INTERCEPT	1.3112 ***	1.2832 ***	1.3110 ***	1.3110 ***	1.2024 ***	1.2827 ***	1.2613 ***	1.1598 ***	1.2419 ***
LEVEL_2									
INTERCEPT	0.0956 ***	0.0793 ***	0.0987 ***	0.0987 ***	0.0812 ***	0.0859 ***	0.1038 ***	0.0877 ***	0.0878 ***
C_ACT	0.0087 ***	0.0120 ***	0.0029	0.0029	0.0375 ***	0.0241 **			
ENVI									
hikind2									
hikind3									
hikind4									
hikind5									
hikind6									
hikind7									
N	129,513	43,436	129,513	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436
2RR	403,611	134,785	403,586	403,586	260,981	134,779	399,882	258,872	134,058
bic	403,627	134,800	403,601	403,601	260,996	134,795	399,923	258,913	134,099

이는 높은 교육수준에 관한 변인의 영향 이외에는 거의 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 농가의 경영주가 대졸 이상의 학력을 가질 경우(C_EDU4), 전업농의 농업소득에 미치는 효과는 고졸이하의 농가 경영주에 비해 별다른 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났으나, 겸업농의 경우는 높은 학력수준의 농가경영주가 고졸이하의 학력을 가진 농가에 비해 농업소득이 훨씬 높은 것으로 드러났다.

<표 3>은 <표 2>에서 분석된 내용 중 주요 변인에 대한 무작위효과(random effect)를 추정하여 지역별 차이의 존재여부를 추정한 모형이다. 모형5는 농가의 지역별 컴퓨터보유수준이 차이가 있을 것이라는 가정을 반영한 것이고, 모형6은 친환경농업의 지역별 편차를, 그리고 모형 7은 농가의 작목별 지역간 차이를 반영한 모형이다. 모든 모형에서 지역별 차이는 통계적으로 유의성이 존재하는 것으로 드러났다. -2RLL(Restricted Log-Likelihood)와 BIC(Bayesian Information Criterion)으로 설명되는 모형의 설명력은 작목별 지역간 차이를 분석한 모형7이 정보화수준의 지역간 차이를 반영한 모형5나 친환경농업 여부의 지역간 차이를 반영한 모형6보다 훨씬 높은 것으로 나타났다. 다른 한 편, <표 3>의 모든 모형의 분석결과에 있어서 고정효과(fixed effect)에 대한 독립변인의 효과는 앞서 <표 2>에서 설명한 것과 동일한 것으로 드러나 추가적인 설명은 피하기로 한다.

<그림 1>은 모형5의 랜덤항에 포함되

어진 친환경농업 여부(ENVI)에 대한 지역간 편차를 전체농가와 전업농, 그리고 겸업농별로 좌표화한 것이다. 이것은 평균적 농업소득을 올리고 있는 개별지역 농가의 친환경농업과의 관련성을 보기 위한 것이다. 전체농가의 경우 지역별로 평균적 농업소득을 올리고 있는 농가에 대한 친환경농업에 대한 농업소득의 결과는 부(-)의 결과(-0.0651)를 보이고 있다. 친환경농업의 결과가 부(-)의 효과를 보이고 있는 것은 아직도 보통 농가에서 농가소득 증대를 위한 사업으로 효과를 보이고 있지 않다는 측면에서 유의해야할 분석결과로 판단된다.

친환경농업이 농업소득에 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있다는 결과는 앞서 <표 2>와 <표 3>의 소득에 대한 결정요인의 분석결과와도 일치하는 것이다. 앞선 분석이 개별 농가의 총 농업소득에 차지하는 결과라면 <그림 1>의 분석결과는 우리나라 전체의 지역별 경향을 보이고 있다는 점에서 중요한 시사점을 내포하고 있다. 즉, 2000년 현재 개별 농가는 물론 지역차원에서의 분석결과 모두에 있어서 친환경농업의 농업소득에 대한 효과는 낮은 것으로 드러났음을 의미한다. 이러한 부(-)의 효과는 특히 전업농에 비해 겸업농에서 더욱 큰 것으로 나타났는데 기울기의 크기는 전업농의 -0.0429에 비해 약 3배 이상 큰 -0.1338인 것으로 드러났다.

<그림 2>는 모형6의 랜덤항에 포함되었던 정보화(C_ACT)에 대한 지역간 편차를 전체농가와 전업농, 그리고 겸업농별

그림 1. 랜덤 항 변인간 축약선 (절편과 친환경농업)

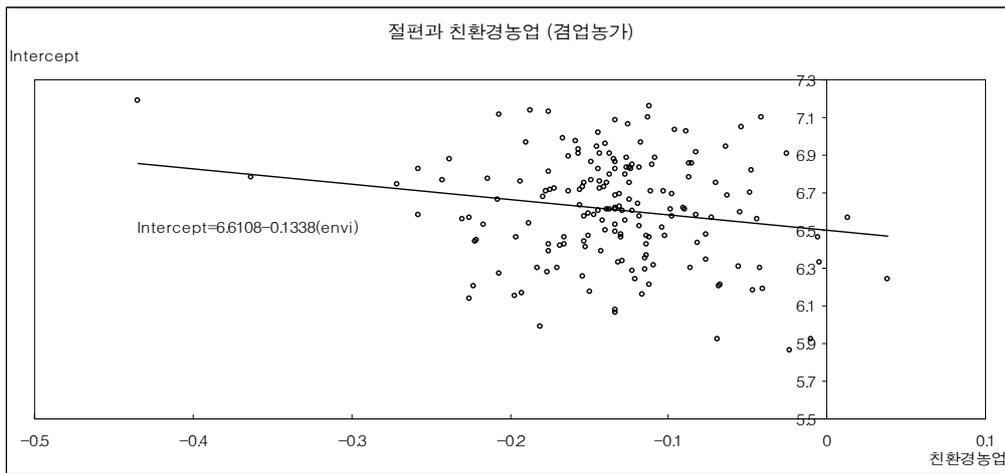
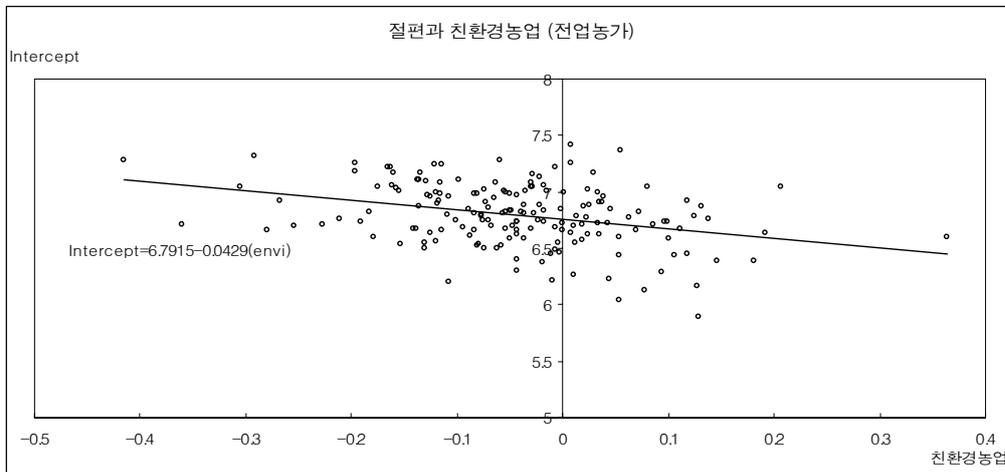
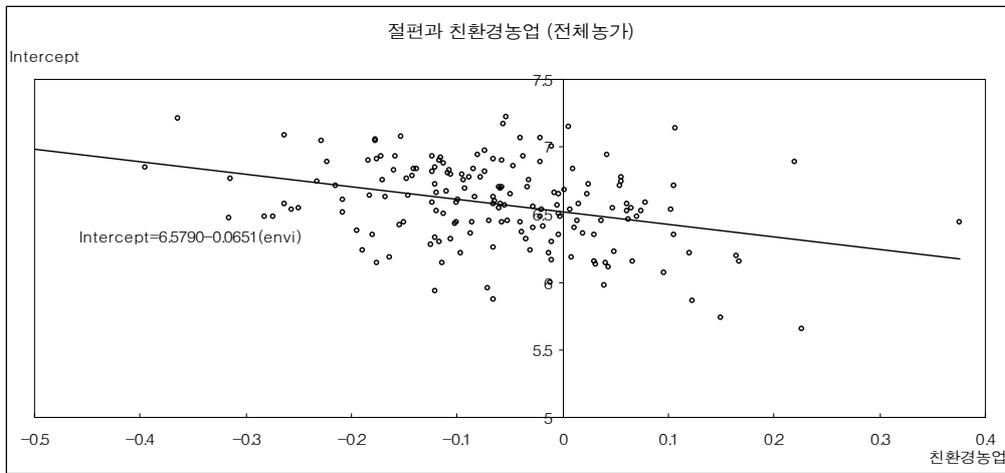
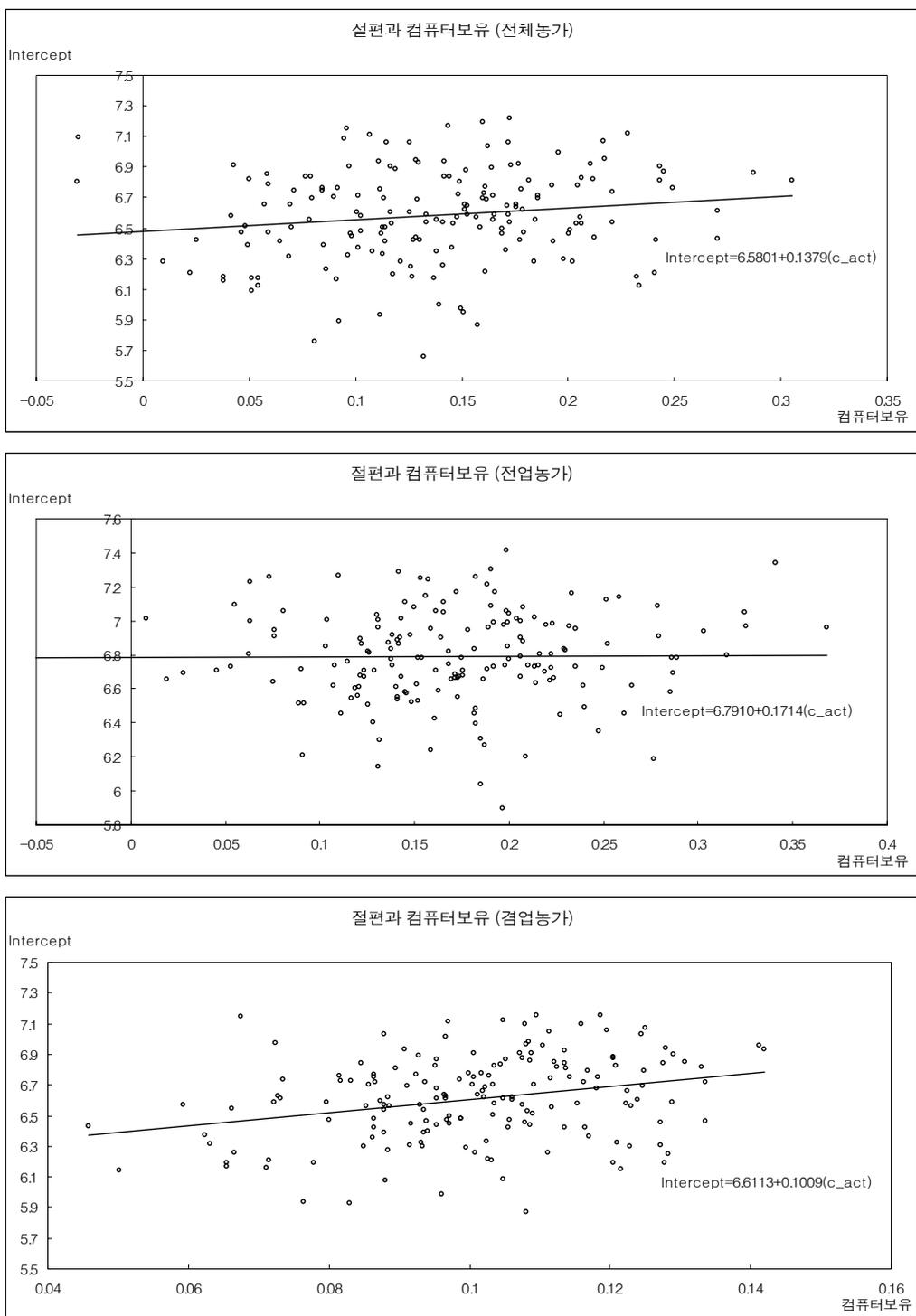


그림 2. 랜덤 항 변인간 축약선 (절편과 컴퓨터보유)



로 좌표화한 것이다. 이것은 평균적 판매 소득을 올리고 있는 개별지역 농가에 대한 정보화 수준과의 관련성을 보기 위한 것이다. 전체농가의 경우 지역별로 평균적 농업소득을 올리고 있는 농가의 컴퓨터보유에 대한 농업소득의 결과는 정(+)의 결과(0.1379)를 보이고 있다. 이것은 2000년의 경우 정보화를 통한 농업소득은 정의 상관관계를 가지고 있다는 측면에서 정통부와 농림부를 중심으로 한 농촌의 정보화정책이 효과를 나타내고 있다는 결과로 여겨진다.

전업농가에 대한 농업소득에 지역별 분포에 대한 기울기는 0.1714로 겸업농가의 0.1009에 비해 높은 것으로 나타났는데 정보화수준의 진작은 특히 전업농가의 농업소득에 비해 전업농가의 소득수준에 더욱 큰 영향을 미칠 수 있다는 측면에서 긍정적인 것으로 여겨진다. 이러한 결과는 개별 농가의 정보화수준이 겸업농보다는 전업농에서 더욱 소득 진작효과가 있다는 측면에서 의미 있는 분석결과로 여겨진다. 즉, 정보화수준의 제고는 개별 농가의 소득증대는 물론 지역적 차원에서의 농업소득 증진에 상당히 기여할 것으로 판단된다.

6. 결론

본 연구에서는 농가의 소득수준에 영향을 미치는 요인을 인구학적 변인과 사회

경제적 변인을 통제한 가운데, 특히 정보화수준과 친환경농업이 농가 소득수준 향상에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 농업소득 수준에 대한 지역간 차이가 통계적으로 유의미한 것으로 나타나서 만약 다중모형을 사용하지 않고 일반적인 회귀분석을 실시했을 경우 공간적 종속성 등과 같은 통계적 문제점이 있는 것으로 나타났다.

둘째, 정보화수준의 지역발전에 대한 효과는 개별 농가수준의 결과와 일치하는 것으로 나타났다. 전업농가에 대한 농업소득에 지역별 분포에 대한 기울기는 0.1714로 겸업농가의 0.1009에 비해 높은 것으로 나타났는데 정보화수준의 진작은 특히 겸업농가의 농업소득에 비해 전업농가의 소득수준에 더욱 큰 영향을 미칠 수 있다는 측면에서 긍정적인 것으로 여겨진다. 이러한 결과는 개별 농가의 정보화수준이 겸업농보다는 전업농에서 더욱 소득 진작효과가 있다는 측면에서 의미 있는 분석결과로 여겨진다. 즉, 정보화수준의 제고는 개별 농가의 소득증대는 물론 지역적 차원에서의 농업소득 증진에 상당히 기여할 것으로 판단된다.

셋째, 평균적 농업소득을 올리고 있는 개별지역 농가의 친환경농업과의 관련성의 결과가 부(-)의 효과를 보이고 있는 것으로 나타났다. 이러한 부(-)의 효과는 특히 전업농에 비해 겸업농에서 더욱 큰 것으로 나타났는데 기울기의 크기는 전업농의 -0.0429에 비해 약 3배 이상 큰 -0.1338

인 것으로 드러났다.

본 연구를 통해 도출할 수 있는 정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 농산물 전자상거래나 인터넷을 통한 농촌 또는 농산물의 홍보 및 판매효과가 매우 크다는 측면에서 정통부와 농림부를 중심으로 한 농촌의 정보화정책이 효과를 나타내고 있다는 결과로 판단된다. 따라서 농가의 정보화수준의 진작을 위한 정책적 배려는 지속적으로 이루어져야 할 것으로 판단된다. 특히 정보화수준의 제고가 전업농의 농업소득에 더욱 많은 영향을 미치고 있다는 측면에서 전업농의 정보화수준의 제고를 위한 정책이 필요할 것으로 판단된다. 둘째, 친환경농업의 채택이 일반 농가의 농가소득 증대에 별다른 효과를 보이고 있지 않다는 것은 유의해야 할 분석결과로 판단된다. 특히 친환경농업 채택에 따른 전업농의 농업소득 보전 가능성이 겸업농에 비해 크게 나타나고 있다는 측면에서 친환경농업을 통한 농업소득 진작 정책은 전업농을 중심으로 이루어져야 할 것으로 판단된다.

하지만 본 연구가 상대적으로 친환경농업의 적용이 제한적이었던 2000년 당시의 자료를 이용하고 있다는 측면, 그리고 농가규모별 친환경농업 채택에 따른 농업소득을 분석하지 못했다는 측면에서 보다 직접적인 정책 대안 제시에는 아직은 제한적이다. 따라서 곧 이용 가능하리라 예측되는 2005년 농업총조사자료를 이용한 최근의 동향 분석, 그리고 농가규모 및 작목별 친환경농업에 따른 농업소득의 증진

에 대한 분석은 향후 연구과제로 남겨둔다. 특히 관련 변인에 대한 이용이 가능한 1995년 이후 자료에 대한 시계열적 분석은 향후 시장 동향예측을 위해 매우 필요한 연구로 판단된다.

참고 문헌

- 강봉순, 문팔용. 1977. 농업소득의 결정요인분석. 한국개발연구원.
- 박준기, 황의식, 문한필. 2005. 저소득농가의 농가경제 실태 분석. 한국농촌경제연구원.
- 박진환. 1959. 농업소득을 결정하는 요인분석. 농업경제연구 제2권 pp. 38-52.
- 오세익, 김수석, 강창용. 2001. 농업의 다원적 기능의 가치평가 연구. 농림부.
- 유승주, 조중구, 이성우. 2006. 농촌계획. 제12권 pp. 81-96.
- 이동필 등. 2004. 도농간 소득 및 발전 격차의 실태와 원인 분석. 한국농촌경제연구원.
- 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희. 2006. 공간계량모형응용. 박영사.
- 이성우, 권오상, 이호철. 2002. 경기지역 농산물의 지역별 특화산업 연구. 농촌경제 제26권 pp. 23-46.
- 이성우, 임형백. 2005. 정보화와 농촌사회. 명진 씨앤피.
- 이재한. 1964. 농업소득을 결정하는 요인분석. 농업경제연구 제7권 pp. 88-100.
- 이정환 등. 1987. 「농가소득의 결정과 분배」 한국농촌경제연구원.
- 임형백, 이성우. 2004. 농촌사회의 환경과 기능. 서울대학교 출판부.
- 최재혁, 고석남. 2005. 한국의 농가소득 결정에 미치는 요인 분석. 산업경제연구 18(3): 1139-1159.

- Bryk, A. S. and S. W. Raudenbush. 1992. *Hierarchical Linear Models*, Sage, Newbury Park.
- Caudill, S.B., J.M. Ford and D.L. Kaserman. 1995. "Certificate-of-need regulation and the diffusion of innovations: a random coefficient model." *Journal of Applied Econometrics*, 10: 73-78.
- Jennrich R. I. and M. D. Schluchter. 1986. "Unbalanced repeated-measures models with structured covariance matrices." *Biometrics*, 42: 805-820.
- Jones. 1991. "Specifying multi-level models for geographical research." *Transactions of Institute of British Geographers*, N.N. 16: 148-160.
- Kreft, I. G. G., J. Deleeuw and L. S. Aiken. 1995. "The effect of different forms of centering in hierarchical linear models." *Multivariate Behavioral Research*. 30: 1-21.
- Longford, N. T. 1993. *Random Coefficient Models*. Oxford, Oxford Science Publications.

원고 접수일: 2006년 10월 23일
원고 심사일: 2006년 10월 30일
심사 완료일: 2006년 11월 13일