

친환경농업의 결정요인과 지역간 차이*

이성우** 조중구*** 임형백****

Key words: 친환경농업의 결정요인(determinants of environmental agriculture),
친환경농업의 지역간 격차(regional disparities of environmental agriculture),
다중위계로짓모형(multi-level logit model),
상위차원의 예측치(upper level expectation)

Abstract

The major purposes of this paper are 1) to explore the major determinants that affect the adoption of environmental agriculture in farming households, and 2) to investigate the regional differences for this indicator. We utilized Korea Agricultural Survey Data, which has not been fully utilized before. The present study pay particular attention to the hierarchical structure of the data and spatial units when applying our statistical models in our empirical settings. The present study apply multi-level logit models that can incorporates diverse spatial heterogeneities as well as individual differences. We found that there are big differences among regions that apply environmental agriculture. The present study also found that while education is positively associated with the adoption of environmental agriculture at the individual level, farm households with higher level education are less likely to adopt environmental agriculture at the regional level. Based on the findings of this study, the present study concludes with introducing several policy implications and future studies for the prosperity of Korean farming households and rural societies.

1. 연구배경
2. 연구방법론: 다중로짓모형
3. 자료 및 변인
4. 분석결과
5. 결론 및 정책적 제언

* 이 논문은 2002년 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2002-074-BS1019).

** 서울대학교 농경제사회학부 교수
*** 서울대학교 대학원 지역사회개발전공 석사
**** 서울대학교 농업생명과학원 선임연구원

1. 연구배경

본 연구의 목적은 한국 농가의 친환경농업 적용여부에 미치는 결정요인과 지역간 편차를 분석하는데 있다. 21세기를 대표하는 화두 및 주제 중의 하나가 환경임은 누구도 부인하기 어렵다. 환경은 생존을 위한 가치라는 전통적 인식 이외, 최근에는 경제성을 담보할 수 있는 주제로 위치하고 있다. 또 다른 측면에서, 환경은 WTO체제에서 한국의 농촌 및 농업이 생존가능성을 도모할 수 있는 활로로 작용하는 변인이다. 이것은 최근 소득 증대에 따라 식품의 안전성에 대한 인식이 더욱 확산되고 있는 수요계층을 고려하면 더욱 시급한 문제라 하겠다. 따라서 환경친화적 농업의 적용은 21세기 한국농촌사회의 생존은 물론 갈수록 확대일로에 있는 도농간 격차를 줄이는데 기여할 수 있는 주요한 변인이라 하겠다.

1997년 한국경제위기 이후 농촌지역의 도시지역에 대한 소득격차심화는 농촌지역의 소득보전을 위한 새로운 정책기조를 요구하고 있다. 한계화한 산업 및 공간으로 인식되고 있는 농촌문제는 이 지역에 거주하는 농민만의 문제가 아닌 전 국민의 문제다. 이것은 도-농간의 근본 격차가 국가적 차원에서 1960년대 이래 지속되어 온 불균형개발 및 성장거점 전략에 상당 부분 기인하고 있기 때문이다(김완배, 2003). 이러한 도시지향적 경제 및 국토개발정책은 농촌지역의 노동력 및 경작지의 지속적인

감소를 초래하였고 이제 더 이상 과거의 노동집약적 농촌정책으로는 농촌의 자생력을 담보하지 못하고 있는 상황이다.

최근 환경은 생존을 위한 생태적 가치라는 인식은 물론 경제성을 담보할 수 있는 주제로 위치하고 있다. 또한 환경은 무역자유화에 따라 피해가 예상되는 한국의 농업이 경쟁력을 담보할 수 있는 주요한 변수로 간주되고 있다. 최근 들어 공장제축분퇴비의 사용금지 및 이의 대안인 윤작 및 휴경을 권장하는 유기식품국제기준(CODEX)에 대한 국제적인 이슈와, 유전자조작식품(GMO) 및 잔류농약 등의 농산물의 안정성 여부에 대한 국민적 관심의 증대 등 친환경농업에 대한 새로운 접근을 요구하고 있다. 하지만, 이에 대한 기존의 연구는 정책적 이슈 또는 외국의 사례 또는 품종별 친환경 기술개발이라는 미시적 주제에 한정되고 있어 국토 또는 자치단체 전반에 걸친 거시적 분석은 찾아볼 수 없다.

서종혁(1998)은 정부가 추진해 온 다양한 환경농업관련 시책에도 불구하고 농업과 농촌의 환경지표는 개선되지 못한 점을 보고하고 있으며, 이성우 외(2003)는 친환경농업을 실시하는 농가의 농축산물판매금액이 다른 농가에 비해 열위에 있다는 사실을 보고하고 있다. 권광식(2000)은 친환경농업의 경제적 효율성 제고를 위해서는 생산지별로 다양한 협동체계의 구축을 통한 생산의 효율성 제고가 필수적임을 보여주고 있고, 사과와 친환경농업여부에 기초한 이순석 외(2001)는 친환경농업의 경제성 역시 규모화와 밀접한 관련성을 가지고

있음을 보이고 있다.

친환경농업에 대한 직접적인 내용을 담고 있지는 않지만 농촌공간의 친환경적 조성방안에 대한 연구도 이루어져 왔다. 송미령과 장욱(2001)은 농촌거주공간의 친환경적 구축방안을 제시하고 있으며, 김홍상(1999)은 도시공간의 확대에 의해 파괴되는 토지의 친환경적 공급체계를 구축하기 위한 정책적 방안을 제시하고 있다. 이러한 분석결과들은 거주공간 및 토지이용에 있어서 친환경적 농촌공간의 구축이 친환경농업과 상당 부분 연관성을 가지고 있다는 측면에서 의미있는 연구로 판단된다.

지금까지 살펴 본 한국 농가의 친환경농업에 대한 연구를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 대체로 정책적 연구가 주를 이루고 있다. 이러한 정책적 연구도 광범위하고 엄밀한 객관적 자료의 분석보다는 특정 지역에서 수집한 제한된 자료에 의존하고 있다. 제한된 자료의 분석결과에 기초한 정책적 제안은, 사용된 표본이 한국 전체 농가에 대한 모집단의 대표적 표본이 아닌 이상 상당 부분 편견적 정책의 정립으로 귀결될 가능성을 배제할 수 없다.

둘째, 농가의 특성 및 농촌지역의 이질적 특성에 대한 연구가 부족하다는 점이다. 이러한 점은 특히 그 규모와 품목이 지역별로 상이한 한국 농가의 특성을 설명하는데 있어 결정적 장애요인으로 작용할 수밖에 없다. 이러한 점은 통계적 분석에 있어서, 미시적 수준에서의 개인 또는 가구의 상이성(individual difference)과 거시적 수준인 공간적 이질성(spatial heterogeneity)을 고

려하지 않은 분석이 가지는 한계점으로 귀결된다.

본 연구에서는 통계청에서 제공하는 2000년 농업총조사자료를 이용하여 개별 농가의 친환경농업의 채택여부에 영향을 미치는 요인을 구명하는 것은 물론, 친환경농업을 적용하고 있는 정도에 대한 170개 시-군 단위의 지역별 편차를 구명하였다. 또한 개별농가의 사회-인구학적 특성, 농업생산 및 작목별 유형, 그리고 지역특성이 개별 농가 및 지역의 친환경농업채택여부에 끼치는 영향 역시 분석되었다. 기존의 연구들이 지역의 이질적 특성에 대한 고려가 부족한 점을 보완하여, 본 연구에서는 지역의 이질적 특성이 통계적 모형의 정립에 주요한 역할을 할 수 있는 다중계량모형(Multi-Level Model)을 정립하였다. 본 연구에서는 농가 및 지역의 친환경농업 채택여부 및 지역별 수준을 분석하기 위해 이항다중로짓모형(Binary Logit Multi-Level Model)이 사용되었다. 본 연구에서는 특히, 다중로짓모형에서 기 연구되지 않았던 상위차원의 예측치를 측정하는 통계치를 개발하여 지역별 정보화 및 친환경농업 수준을 측정하였다. 다음 장에서는 본 연구에서 사용된 통계기법을 설명하기로 한다.

2. 연구방법론: 다중로짓모형 (Multi Level Logit Model)

종속변인이 선형일 경우의 다중모형에

대한 통계적 설명은 이성우 외(2003)에 상세히 나와 있으므로 추가적인 설명은 피하기로 한다. 여기에서는 본 연구의 분석내용에 부합하는 종속변수가 이항(binary)벡터의 경우를 생각해 보자. Longford(1993)와 Wolfinger and O'Connell(1993)의 일반적인 추정절차를 따를 경우 농가수준($i=1, \dots, n_j$)의 무작위표본을 가지는 시·군·구 수준의 지역($j=1, \dots, J$)을 가정할 수 있다. 이 경우, $\text{logit}(\gamma)$ 을 연계함수로 사용하는 것이 일반적인데, 여기서 γ 는 임의 벡터의 시·군·구 수준 요소들이다. 따라서, 결과의 확률식은

$\pi_{ij} = \text{Prob}(Y_{ij}=1) = p$ 와 $\gamma_{ij} = \text{Prob}(Y_{ij}=1) = 1-p$ 로 표현될 수 있다. 이 경우 로짓연계함수에 의한 선형예측변인(linear predictor)들을 다중모형으로 정립하면 다음의 식(1)로 표현된다.

$$(1) \eta = \log\{p/(1-p)\} = X_{ij}\beta + Z_{ij}\gamma_j.$$

이 때, γ_j 은 $E(\gamma) = 0$, $\text{Var}(\gamma) = [I]$ 인 다변량 정규밀도분포를 가진다. 한 단계 더 나아가 시·군·구 지역 내에 있는 농가들이 임의 벡터 γ_j 이 주어진 상태에서 잠정적으로 독립적임을 가정하면, y 에 연관된 Unrestricted Log-Likelihood는 식(2)와 같다.

$$(2) L(\beta, \Xi | y) = \sum_j \log \int \dots \int P_j(\gamma_j) \Phi(\gamma_j) d\gamma_j$$

이 때 $\Phi(\gamma)$ 는 다변량표준정규분포의 밀도함수이고 $P_j(\gamma_j)$ 은 j 시·군·구 지역의 조건부우도함수이다. 그러나 제한적최대우

도함수(Restricted Maximum Likelihood: MLR)는 통계적으로 추정이 용이하고, 다음에서 보여지듯이 무제한최대우도함수(Unrestricted Maximum Likelihood: MLU)의 추정치들에 비해 덜 왜곡되므로(Wong and Mason, 1985), 본 연구에서는 MLR을 채택하기로 한다. MLR은 다음과 같이 구체화될 수 있다.

$$(3) L_{MLR} = L_{MLU} + \left[-\frac{1}{2} \log \{ \det(X' \Sigma^{-1} X) \} \right]$$

L_{MLR} 은 (2)에 의해 정의되고, Σ 는 공분산구조식이다. 그러나 방정식 (3)은 실제 추정상의 문제점으로 인해 본 연구에서는 그것의 근사치인 제한적유사우도함수(Restricted Pseudo-Likelihood: REPL)를 채택한다(이 우도함수에 대한 자세한 내용은 Wolfinger and O'Connell, 1993 참조바람). 이상과 같은 이항다중로짓모형은 종속변인이 2항(binary)일 경우에 매우 유효한 분석이다. 따라서 본 연구에서 분석하고자 하는 환경농업의 채택여부에 사용되는 데는 아무런 문제가 없다.

3. 자료 및 변인

본 연구에서 사용된 자료는 통계청에서 2000년 실시한 농업총조사 자료다. 이 자료는 전수조사 자료로서 서울특별시와 6개 광역시, 그리고 9개 도 등 16 광역자치단체에 있는 총 1,383,468개의 농가로 구성되어 있다. 본 연구에서는 농업총조사의 전수자

료를 바탕으로 각 지역별로 10%의 농가를 무작위(random)로 추출하여 단일 자료를 구축하였다. 또한 무작위로 추출된 총 138,722농가 중 농축산물판매금액이 0 이하인 농가는 표본에서 제외하여 총 129,592농가가 본 연구의 최종적인 분석 표본으로 설정되었다.¹

2000년 농업총조사자료를 이용하여 이루어진 학술적 선행연구는 김완배 외(2002)와 이성우 외(2003) 연구 이외에는 거의 찾을 수 없는 것이 현실이다. 본 연구에서는 친환경농업에 관련된 선행연구에 기초하여 유관 변인들을 회귀분석에 사용하였다(표 1 참조). 이항다중로짓모형이 적용될 종속 변인의 하나인 환경농업의 채택여부는 친환경농업을 실시하는 농가의 경우와 그렇지 못한 농가의 2가지로 구분하였다. 이성과 같은 모형에 대한 회귀분석은 전업농과 겸업농을 구별하여 분석하였고, 전체농가 표본에 대한 분석도 동시에 실시하여 집단별 구분에 따른 서로 다른 차이를 구명하였다.

독립변인들은 인구학적, 사회-경제적, 지역특성의 3가지로 대별하였다. 농업총조사에 등재되어 있지 않지만 본 연구의 종속 변인에 영향을 끼치리라고 판단되는 5개의 지역변인들은 통계청에서 제공하는 시-군-구자료(2003)와 인구 및 주택센서스 2% 표본자료(2000), 그리고 한국감정원에서 제공

하는 표준공시지가자료(2000)를 이용하였다. 개별 독립변인들 중 특이한 부호화는 가구원 교육수준과 같은 선행변인에 대한 중위분산 부호화(center-coding)다. 이러한 변인들로는 경영주의 나이, 총가구원 수, 경영주의 농사경력, 농가 총교육연수, 그리고 친환경재배충면적과 같은 변인들이다. 이처럼 연속변인에 대해 중위적인 구조를 가지도록 하는 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 방지할 수 있음은 물론, 상수(constant)가 주어진 자료의 범위에 있게 되므로 상수에 대한 해석이 직접적으로 가능하게 되는 등의 장점이 있다.

인구학적 변인들 중 가구원수의 친환경농업 채택과 관련된 영향은 선행연구의 결과가 없는 연유로 예측이 불가능하다. 하지만 친환경농업이 최근의 경향이라는 점과 가구원 수가 많을수록 다수의 젊은 연령대를 포함하고 있다고 가정하면 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다. 성별의 친환경농업과의 연관성 역시 속단하기 어렵다. 하지만 친환경농업이 교육수준과 밀접한 관련성을 가지고 있고 농가의 교육수준이 남자보다 여자가 낮은 연유로 여자가 남자의 경우보다 친환경농업 채택가능성이 낮을 것으로 판단된다. 연령이 낮을수록 새로운 기술의 습득이나 환경에의 적응이 용이하다는 측면에서 연령의 친환경 관련 효과는 예측가능하리라 판단된다.

¹ 이 표본에 대한 기초통계량은 논문의 분량이 이미 기준을 초과한 연유로 본 연구에 포함되지 않았다. 하지만 저자에게 요청할 경우 제공할 예정이다.

사회경제학적 변인들 중 친환경농업의 실행여부는, 개인이 아닌 가구 구성원 전체의 교육수준이 영향을 미친다는 가정하에 가구원 전체의 교육수준을 합한 각 농가의 교육수준²을 나타내는 변인을 새로 구축하였다. 이 변인과 농가경영주의 교육수준은 친환경농업에 정(+)³의 영향을 끼치리라 판단된다. 특히 농가 경영주의 교육수준은 다중모형의 주요 분석틀이라 할 수 있는 지역별 임의효과 추정에서 사용될 것이다. 이것은 친환경농업의 적용수준을 높이기 위한 추가적인 교육의 정책적 효과를 간접적으로 추정할 수 있으리라 판단되기 때문이다. 경영주의 농사경력에 대한 친환경농업과의 관련성은 예측하기 힘들다. 경력이 연령과 상관관계가 높다는 측면에서는 이러한 변인들과 부(-)의 관계가 예상되지만, 경력이 시장에 대한 판단과 예측이라는 측면에서 조명될 경우 정(+)³의 관련성을 추측할 수 있기 때문이다. 경지면적에 대한 친환경농업과의 관련성은 뚜렷하지 않은 편이다. 하지만 농산물판매소득이 친환경과 부(-)의 관련성을 보이고 있는 선행연구(이성우 외, 2003)를 감안하면 이 변인의 친환경농업에 대한 부정적 관련성을 예측할 수 있다.

주중사분야에 대한 의지가 부업보다 크다는 측면에서 예측할 때, 주중사분야가 농

업인 경우의 친환경농업채택은 정(+)³의 관련성이 있으리라 판단되며, 2종겸업농보다는 1종겸업농의 친환경농업 실시가능성 역시 더욱 높으리라 예상된다.³ 주로 경작하는 작목별 정보화에 대한 관련성은 뚜렷하지 않은 편이다. 하지만 이동필 외(2001)의 연구에서는 과수의 친환경농업 적용이 가장 높은 것으로 나타났고, 축산이 가장 낮은 정보화 의지를 보이고 있는 것으로 보고하고 있다. 작목별 친환경농업의 채택여부는 친환경농업이 작목별 적용에 있어 차별적이라는 측면에서 일정 정도 예측이 가능하리라 판단된다. 일련의 선행연구(허장, 2000; 오세익 외, 1997)들은 논벼와 과수, 그리고 채소의 친환경농업 연관성이 가장 높은 것으로 보고하고 있다. 참조집단인 논벼에 비해 과수나 채소 등의 친환경채택이 높으리라 판단되고 특용작물이나 축산 등에는 부(-)의 관계를 보이리라 예상된다.

친환경농업에 대한 농가의 자동차보유여부에 대한 선행연구는 존재하지 않는다. 친환경농업과 관련한 자동차 보유여부의 독립변인 채택은 이 변인이 가구별 재산정도와 밀접한 관련을 가지고 있다는 개연성 때문이다. 하지만 친환경농업이 특히 기동성을 바탕으로 한 농업생산물의 신선도와 밀접한 관련성이 있다는 측면에서 자동차

² 각 개인의 교육수준은 카테고리로 설정되어 있기 때문에 교육을 받지 않은 경우는 0년으로, 초등학교=6년, 중학교=9년, 고등학교=12년, 3년제이하대학=14년, 4년제대학 이상=16년으로 하여 각 농가의 구성원 교육수준을 구한 뒤 각 농가별로 구성원의 교육수준의 총합을 구하여 이를 개별농가의 교육수준을 나타내는 변인으로 사용하였다.

³ 전업농은 연간 30일 이상 농사 이외의 일에 종사한 가구원이 없는 가구, 겸업농은 연간 30일 이상 농사이외의 일에 종사한 가구원이 있는 농가를 의미한다. 제1종겸업농은 겸업농가중 농업수입이 농외수입보다 많은 경우고 제2종겸업농은 겸업농가중 농업수입이 농외수입보다 적은 농가를 의미한다.

보유여부, 특히 화물차의 소유여부는 친환경농업과 정(+)의 관련성을 가질 것으로 판단된다.

환경결정론이나 환경가능론 등과 같은 교과서적 의미(김형국, 1996:5)를 거론하지 않아도, 미시적 수준의 개인 및 가구의 사회-경제적 행위가 통합되면 사회 또는 지역의 변화에 영향을 끼치듯이, 거시적 수준의 사회 또는 지역의 특성은 개인 또는 가구의 사회-경제적 행위에 영향을 미치리라 판단된다. 따라서 지역의 다양한 인구학적, 사회적, 그리고 경제 및 환경적 특성은 개별 농가의 친환경농업 적용에 유무형의 영향을 끼치리라 예상된다. 본 연구에서는 이러한 특성을 통제하기 위해 다양한 지역변인의 영향을 측정하였고 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 야기하지 않는⁴ 다음과 같은 4가지 지역변인을 최종 분석모형에 사용하였다.

첫 번째 지표는 전체인구 대비 65세 이상 노령인구의 비율이다. 노령인구가 새로운 사회변화에 적응력이 약하다는 인구학적 측면 이외에도, 이 비율이 높을수록 젊은 계층 및 이들의 자녀들을 유인할 수 있

는 산업 및 교육의 기회가 적을 개연성이 높다는 측면에서 친환경농업의 적용에 부(-)의 영향을 끼치리라 판단된다. 지역의 전체 면적 대비 지역내 개발제한구역의 비율은 농촌성을 간접적으로 반추하고 있다는 측면에서 친환경농업과는 정(+)의 관계를 보이리라 예측된다. 자치단체의 전체 재정지출에서 사회 및 경제개발비가 차지하는 비율은 지역에 대한 투자비율을 측정할 수 있다는 측면에서 친환경농업과 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다.

산업 다양성지표는 특정 지역에서의 산업의 이질성 또는 다양성을 측정하는 지표다. 이 지표는 지역의 발전 또는 개인의 고용기회에 끼치는 영향을 측정하는데 사용되었다(Frisbie and Poston, 1978; Murdock et al., 1992; Poston et al., 1992; Saenz and Thomas, 1991). 이 변인은 특정 산업의 집중이 지역주민에 대한 고용기회에 유리한지 또는 다양한 산업의 유치가 지역의 고용기회를 증진시키는지에 대한 대안 설정에 큰 의미를 가진다. 따라서 고용이나 실업 등과 같은 모형에서 추정되는 이 변인에 대한 모수(coefficient)의 방향 및 규모(magnitude)는 지역정책의 형성에 직접적 영향을 끼칠 수 있다(이성우 외, 2003). 이 변인은 다음의 식(4)와 같이 측정되는데, 특정 지역에서의 산업 집약도를 보여준다.

$$(4) \text{IND_DIV} = Nc \left[1 - \frac{(\sum |X_{ij} - \bar{X}|) / 2}{\sum X_j} \right]$$

i =산업분류, j =지역분류.

⁴ 본 연구의 변인 선택 기준으로는 VIF (variance inflation factor)를 사용하였다. 변인 팽창계수는 각각의 VIF가 1.0인 직교 데이터보다 $\hat{\beta}$ 가 몇 배가 더 큰 다중공선성 자료인지를 설명해 주는 지표다. 이 통계방법에 의한 다중공선성의 판단여부는 이 통계치가 분포를 가정하지 않는 연고로 대략적인 경험적 측정값(rule of thumb)에 의존하고 있다. Chatterjee and Price(1991)와 Kennedy(1992)는 10을 기준으로 보고 있으며, Judge et al.(1985)는 5를 기준으로 하고 있다. 본 연구에서는 보다 엄격한 Judge et al.(1985)의 기준을 채택하여 VIF가 5 미만인 지역변인만을 최종모형에 삽입하였다.

표 1 변인설명

변인	변인설명
종속변인	
ENVI	친환경농업=1, 그 외=0
독립변인	
<u>인구학적 변인</u>	
NHH_N	(총가원수)-(평균가구원수=3)
NHHN_SQ	NHH_N*NHH_N
GENDER	여성=1, 남성=0 (ref.)
NAGE	(경영주 나이)-(평균 경영주 나이=58)
NAGE_SQ	NAGE*NAGE
<u>사회경제학적변인</u>	
<u>선형변인</u>	
NCAREER	(경영주 농사경력)-(평균 경영주 농사경력=32)
NCA_SQ	NCAREER*NCAREER
NLAND	(총농가경지면적(논농사면적+밭농사면적+목초지면적+시설재배면적)) -평균농가경지면적=3775)
NEDU_T	(가구원 총교육년수)-(가구의 총교육년수 평균=20)
NEDUT_SQ	NEDU_T*NEDU_T
<u>더미변인</u>	
M_W	주 종사분야 : 농업 외=1, 농업=0 (ref.)
F_TYPE	겸업농종류: 2종 겸업농=1, 1종 겸업농=0(ref.)
<u>교육(가구주)</u>	
EDU1	중졸이하
EDU2	고졸(ref.)
EDU3	대학이상(3년제 포함)
<u>최고판매농사</u>	
HIKIND1	논벼 (ref.)
HIKIND2	과수
HIKIND3	특용작물
HIKIND4	채소
HIKIND5	화훼
HIKIND6	일반밭작물
HIKIND7	축산
HIKIND8	양잠기타
<u>자동차소유</u>	
DRIVE0	차량미소유
DRIVE1	승용차량소유(ref.)
DRIVE2	화물차량소유
DRIVE3	승용차와 화물차량 소유
<u>지역변인</u>	
POP_65	65세이상 노령인구/인구
PRO_LDEV	개발제한구역면적/면적
PRO_DEV	(사회개발비+경제개발비)/인구
M6INDEX	산업분포다양성지수

여기에서 N_c 는 종사자를 포함하고 있는 산업분류수⁵이고 X_j 는 각 지역의 산업에

및 수렵업, 임업, 어업; 광업; 제조업; 전기, 가스 및 수도사업; 건설업; 도·소매 및 음식·숙박업; 운수 창고 및 통신업; 금융업, 보험업, 부동산산업 및 용역업; 사회 및 개인서비스업 등 9개로 분류하였다.

⁵ 산업분류수는 한국표준산업분류에 따라 농업

중사하고 있는 총 종사자수이며 X_{ij} 는 한 지역 내에서 개별 산업에 종사하는 종사자수이다. 이 변인에 대한 친환경농업의 관련성에 대한 선행연구는 찾아보기 힘들다. 친환경농업의 채택여부는 그 상품의 활로 및 유통이 중요한 결정요인으로 작용한다는 측면에서 도시주변의 도로 및 교통망이 잘 정립된 지역일 가능성이 많다. 이 경우 이 지표에 대한 친환경농업 채택여부 역시 긍정적 영향을 끼치리라 예상된다.

본 연구에서 사용될 상기의 4가지 지역 지표는 총 170개의 상위수준 지역에 대한 거시지표로 설정되었다. 2000년 현재 자치단체를 구성하고 있는 수는 232개다. 하지만 서울특별시와 6개 광역시의 경우 구자치단체에 속하는 주민들의 실제 생활권은 구변경을 넘어서는 것이 일반적이다. 따라서 본 연구에서는 서울과 6개 광역시는 각각 1개의 생활권으로 구분하여 지역지표를 설정하였고 따라서 최종 분석에 사용된 상위 표본의 수는 총 170개의 지역으로 구성되어 있다.

4. 분석결과

<표 2>와 <표 3>은 식(1)의 이항다중로짓모형으로 분석한 친환경농업 채택여부에 대한 분석결과다. <표 2>의 모형1과 모형2는 농가 및 지역의 절편(intercept)에 대한 임의효과(random effect)만을 추정할 수 있는 모형이다. 이항로짓 또는 이항프라빗모

형의 경우 과이산(over-dispersion)과 저이산(under-dispersion)은 실증분석에 있어 흔히 생기는 문제로 그 정도가 심할 경우 기타 통제변인들에 대한 해석에 있어 통계적 문제점을 야기할 수 있어 실증 분석시에 대한 검증을 하는 것이 효과적이다(McCullagh and Nelder, 1989).

본 연구에서도 이산(dispersion)을 통제했을 경우와 그렇지 않은 경우를 설정하여 통계적 문제점 유무를 점검하였다. 식(3)을 적용한 모형1은 농가 수준에서의 임의효과에 대한 과이산과 저이산을 통제하지 않은 모형이고, 모형2는 이산(dispersion)을 1로 제한한 모형이다. <표 2>에 있는 모형1과 2의 결과에서 보듯이 이산에 대한 통제여부에 관련 없이, 추정된 고정효과(fixed effect)의 절편과 임의효과(random effect)에서의 지역수준의 절편에 거의 차이를 보이고 있지 않다. 이러한 점은 모든 독립변인을 통제한 모형4(이산 비제한)와 모형5(이산 제한)의 결과에서도 동일한 효과를 가지고 있다. 따라서 <표 2>와 <표 3>에서 제시된 다양한 실증분석 모형(모형3에서 모형6)에서는 임의효과의 가구수준 절편에 대한 이산을 1로 제한하지 않고 분석하기로 한다.

식(4)의 특성을 가지고 있는 모형3은 가구 및 지역수준의 절편의 임의효과 및 개별 농가의 독립변인들만 통제한 모형이며 모형4는 지역변인을 추가한 모형이다. 앞서 언급했듯이 모형5는 모형4에서 가구수준의 이산을 1로 제한한 모형이고, 모형6은 모형4에 가구특성의 교육수준에 대한 지역

별 임의효과를 분석한 식(2)의 특성을 가진 다중로짓모형이다. 친환경 및 정보화수준 모두에 있어 모형6의 결과가 모형의 설명력(Deviance=G2)이 가장 높은 것으로 나타났다. 따라서 다음에서 설명되는 실증분석에 대한 해석은 <표 3>의 모형6을 중심으로 하기로 한다.

여성이 농가의 경영주인 경우(GENDER)가 남성이 경우보다 친환경농업을 실시할 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 한계효과(marginal effect)로 분석한 여성의 남성에 대한 친환경농업의 채택 확률은 전체 농가가 -0.0087이었으며, 전업농이 -0.0069로 겸업농의 -0.0081보다 낮게 나타났다.⁶ 경영주의 연령(NAGE)은 친환경채택여부와(-)의 관련성을 보이고 있으나 이러한 체감효과는 저감(NAG_SQ)되는 것으로 나타났다. 경영주연령이 평균에 비해 1살 증가할수록 친환경농업에 종사할 가능성은 전농가가 -0.0003으로 나타났고, 이러한 경향은 전업농의 경우가 -0.0004로 겸업농의 -0.0001보다 높게 나타났다.⁷

이것은 농업이 주업인 전업농의 친환경농업에 대한 연령효과가 겸업농에 비해 낮

게 나타났다는 측면에서 향후 정부의 농업정책에서 심각하게 고려해야 할 문제인 것으로 판단된다. 농업종사 기간이 길수록(NCAREER) 친환경농업 실시가능성이 저감하는 비율(NCA_SQ)로 증대되는 것으로 나타났으나 이것은 전업농에만 해당되는 것으로 분석되었고 겸업농의 경우에는 통계적 유의성이 없었다.

가구원의 총교육년수(NEDU_T)가 클수록 친환경농업을 채택할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 농가경영주의 교육수준 역시 대학교육을 받은 경영주(EDU3)가 중졸 또는 그 이하의 학력을 소지한 경영주(EDU1)에 비해 친환경농업을 선택할 가능성이 높게 나타났다. 또한 이러한 차이는 통계적 유의성을 가지고 있는 것으로 나타났다.⁸ 하지만 친환경농업 실시에 대한 농가 경영주의 교육효과는 농가 구성원 전체

⁸ 본 연구에서는 독립변인들이 범주화(dummy variables) 변인으로 처리되었을 경우 동일 변인내부의 집단간 차이에 대한 통계적 유의성을 다음의 Asymptotic T-statistics을 이용하여 계산하였다.

$$T_{i-j} = \frac{\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_j}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 - 2\hat{\sigma}_{ij} + \hat{\sigma}_j^2}}$$

여기서, $\hat{\beta}_i, \hat{\sigma}_i^2$ 은 각각 모형6을 통해 도출한 변인 i의 계수와 분산이고, $\hat{\sigma}_{ij}$ 은 모형6의 변인 ij간 공분산을 의미한다. 예를 들어, 전체농가의 친환경농업 모형6의 EDU1과 EDU3간 Asymptotic T-statistic은 다음과 같이 5.442가 된다.

$$T_{edu3-edu1} = \frac{\{0.131 - (-0.278)\}}{\sqrt{0.00477 - 2 \times 0.0007 + 0.00227}} = 5.442$$

t가 5.442라는 결과는 p<0.001의 수준에서 통계적 유의성을 담보하고 있다는 것을 의미한다.

⁶ 한계효과를 구하는 식은 다음과 같다. 이러한 식의 적용은 변수가 선형일 경우가 일반적이지만, 더미변수의 경우에도 개략적인 설명은 가능한 것으로 여겨지고 있다.

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=1)}{\partial x_k} = \frac{e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{(1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k})^2} = P(1-P) \beta_k$$

⁷ 이항로짓(binary logit)의 경우, 연령과 같이 Quadratic term이 포함되어 있는 선형변수에 대한 한계효과를 구하는 식은 다음과 같다.

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=1)}{\partial x_k} = P(1-P)(\beta_k + 2\beta_{k+1}x_k)$$

표2 입의효과로 분석한 친환경번인의이행로짓모형분석결과(모형1-모형3)

Fixed	모형1			모형2			모형3		
	전통가	전업농	겸업농	전통가	전업농	겸업농	전통가	전업농	겸업농
INTERCEPT	-3.2661 ***	-3.2964 ***	-3.1806 ***	-3.2650 ***	-3.2941 ***	-3.1756 ***	-3.0166 ***	-3.0039 ***	-2.8988 ***
GENDER									
NAGE									
NAGE SQ									
NCAREER									
NCAREER SQ									
NCA SQ									
NEDU T									
NEDUT SQ									
NLAND									
EDU1									
EDU3									
M W									
F TYPE									
HIKIND2									
HIKIND3									
HIKIND4									
HIKIND5									
HIKIND6									
HIKIND7									
HIKIND8									
DRIVE0									
DRIVE2									
DRIVE3									
PRO 65									
PRO LDEV									
PRO DEV									
MINDEX									
Random									
LEVEL 1									
INTERCEPT	0.9647 ***	0.9468 ***	0.9324 ***	1.0000	1.0000	1.0000	0.9639 ***	0.9475 ***	0.9371 ***
LEVEL 2									
INTERCEPT	0.9660 ***	1.0322 ***	0.8305 ***	0.9627 ***	1.0248 ***	0.8197 ***	0.9758 ***	1.0293 ***	0.8637 ***
EDU1									
EDU2									
Deviance	43063.9	27239.0	15660.5	43064.8	27240.9	15663.8	41963.0	26457.7	15282.7
N	129592	86118	43474	129592	86118	43474	129592	86118	43474

1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

2) Level_1과 Level_2에서의 p값은 Z값에 대한 것이다.

표3 임의효과로 분석한 친환경변인의 이항로지오항분석결과(모형4-모형6)

Fixed	모형4		모형5		모형6	
	전능가	검입률	전능가	검입률	전능가	검입률
INTERCEPT	-4.6023 ***	-4.7902 ***	-4.5986 ***	-4.0147 ***	-4.6009 ***	-4.0554 ***
GENDER	-0.3050 ***	-0.2709 ***	-0.3051 ***	-0.2613 ***	-0.3016 ***	-0.2579 ***
NAGE	-0.0109 ***	-0.0070 *	-0.0109 ***	-0.0109 ***	-0.0110 ***	-0.0070 ***
NAGE SQ	-0.0006 ***	-0.0006 ***	-0.0006 ***	-0.0006 ***	-0.0006 ***	-0.0005 ***
NCAREER	0.0031 **	0.0029 *	0.0031 *	0.0035 *	0.0030 **	0.0035 *
NCA SQ	-0.0000	0.0001	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000
NEDU T	0.0104 ***	0.0092 ***	0.0104 ***	0.0135 ***	0.0102 ***	0.0134 ***
NEDU SQ	-0.0001 **	-0.0000	-0.0001 **	-0.0002 ***	-0.0001 **	-0.0002 ***
NLAND	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***
EDU1	-0.1906 ***	-0.1521 ***	-0.1906 ***	-0.1764 ***	-0.2780 ***	-0.2641 ***
EDU3	0.1295 *	0.1160	0.1295 *	0.1324	0.1306 *	0.1291
M W	-0.3852 ***	-0.3437 ***	-0.3852 ***	-0.3435 ***	-0.3833 ***	-0.3444 ***
F TYPE	0.1465 ***	0.0735	0.1461 ***	0.1476 **	0.1428 ***	0.1442 ***
HIKIND2	-0.1464	-0.0618	-0.1465	-0.1930 *	-0.1439	-0.1893 *
HIKIND3	0.2411 ***	0.3101 ***	0.2409 ***	0.3096 ***	0.2424 ***	0.3097 ***
HIKIND4	-1.6375 ***	-1.8815 ***	-1.6362 ***	-1.5484 ***	-1.6174 ***	-1.5216 ***
HIKIND5	-0.7671 ***	-0.7191 ***	-0.7671 ***	-0.8044 ***	-0.7627 ***	-0.7967 ***
HIKIND6	-0.7092 ***	-0.6306 ***	-0.7091 ***	-0.7855 ***	-0.6979 ***	-0.6311 ***
HIKIND7	-1.7356 ***	-29.7041	-1.7354 ***	-1.3077 ***	-1.7173 ***	-1.2984 ***
HIKIND8	-0.0002	-0.0374	-0.0002	-0.0376	-0.0021	-0.0437
DRIVE0	0.1583 ***	0.1041	0.1582 ***	0.1406 **	0.1542 ***	0.1341 **
DRIVE2	0.2258 ***	0.1054	0.2257 ***	0.3054 ***	0.2179 ***	0.2953 ***
DRIVE3	-0.0035	-0.0024	-0.0035	-0.0048	-0.0026	-0.0041
PRO 65	1.2043 ***	1.3895 ***	1.2061 ***	1.0764 **	1.2337 ***	1.1398 **
PRO LDEV	0.0004 ***	0.0006 ***	0.0004 ***	0.0003 *	0.0004 **	0.0003 *
PRO_DEV	0.2856 **	0.2961 **	0.2852 *	0.2210	0.2836 **	0.2295
MSINDEX						
Random						
LEVEL 1						
INTERCEPT	0.9658 ***	0.9408 ***	1.0000	1.0000	0.9583 ***	0.9429 ***
LEVEL 2						
INTERCEPT	0.8160 ***	0.7240 ***	0.8126 ***	0.8662 ***	0.7263 ***	0.7094 ***
EDU1					0.0951 ***	0.1231 ***
EDU2					0.0173	0.0678
Deviance	41965.86	15284.36	41966.9	26462.5	41830.3	26336.6
N	129592	86118	129592	86118	129592	86118
		43474		43474		43474

1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

2) Level_1과 Level_2에서의 p값은 Z값에 대한 것이다.

의 교육효과보다는 낮은 것으로 분석되었다. 이것은 변인의 부호화에 대한 차이(선형과 범주화)도 있지만, 친환경농업의 실시는 교육수준보다는 농가의 구성원들과 밀접한 관련성을 보이고 있음을 의미하는 것으로 판단된다. 즉, 새로운 환경 또는 기술 습득에 대한 수용적 태도는 젊은 계층에서 더욱 높게 나타나는 것이 일반적인데 연유하는 것으로 판단된다.

예상했듯이 주종사분야가 농업이 아닌 경우(M_W)가 농업인 경우보다 친환경농업을 실시할 가능성이 낮은 것으로 나타났고, 1종겸업농보다는 2종겸업농(F_TYPE)의 친환경농업 채택 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 작목별 친환경농업 채택 여부 역시 예상과 비슷한 결과를 보이고 있다. 주작물이 과수(HIKIND2)와 채소(HIKIND4)의 농가의 친환경농업 실시가능성이 참조 집단인 논벼가 주종인 농가보다 높은 것으로 나타났고, 기타 작물의 친환경농업 채택 가능성은 낮은 것으로 분석되었다. 그 중에서도 화훼(HIKIND5)와 양잠 및 기타(HIKIND8)이 주요 작목인 농가의 친환경농업 채택 가능성이 가장 낮은 것으로 나타났다. 농가의 자동차보유여부는 특히 전업농의 경우가 친환경농업의 채택여부와 밀접한 관련성을 보이고 있고 겸업농의 경우는 별다른 통계적 유의성을 보이고 있지 않았다. 승용차와 화물차량을 소유한 농가(DRIVE3)의 친환경농업 실시 가능성은 기타 가구(DRIVE0, DRIVE2)에 비해 훨씬 높은 것으로 나타났다. 이 농가의 친환경농업 채택확률은 화물차량 또는 승용차량만

을 보유한 가구에 비해 높은 것으로 나타났고 이러한 차이는 통계적 유의성을 가지고 있었다.⁹

친환경농업 채택여부에 대한 지역의 특성은 대체로 예상한 결과를 보이고 있다. 지역의 고령인구비율(PRO_65)은 친환경농업 채택여부와 부(-)의 관련성을 보이고 있는 것으로 나타났으나 적정수준($p < .05$)에서 통계적 유의성을 확보하고 있지는 않았다. 이것은 가구수준에서 이미 연령을 통제 한 효과로 인한 것으로 판단된다. 개발제한구역의 면적이 넓을수록(PRO_LDEP) 친환경농업 실시 가능성이 높은 것으로 나타났고 자치단체의 사회 및 경제부분에 대한 투자비율이 높을수록(PRO_DEV) 농가의 친환경농업 채택 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 산업다양성지표인 M6INDEX의 결과는 친환경농업의 채택여부, 특히 전업농보다는 겸업농의 경우에 정(+)의 역할을 하고 있는 것으로 나타났다. 이는 앞서 예상했듯이 최종 상품의 활로 및 유통이 친환경농업의 채택여부에 중요한 결정요인으로 작용한다는 측면과, 겸업농이 대체로 최종 상품의 유통 및 판로 개척에 유리한 도시 주변지역에 위치한 점 등이 반영된 결과로 판단된다.¹⁰

⁹ 이 결과 역시 앞서 각주7)에서 제시한 asymptotic t-statistic에 근거한 것이다. 예를 들어 전업농가의 승용차 및 화물차 보유 농가에 대한 화물차만 소지한 농가의 차이에 대한 t-value는 3.628이다.

¹⁰ 친환경농업은 그 유통의 중요성으로 인해 주요 소비지의 배후지역에 입지하는 것이 일반적이다. 이러한 측면에서 소비자들의 친환경식품에 대한 관심증대에 따라 대도시 근교농

본 연구에서는 가구수준의 고정효과에 대한 지역별 임의효과에 대한 분석으로 농가경영주의 교육수준을 사용하였다. 이것은 앞서 언급하였듯이 교육수준의 지역별 차이를 통제할 가운데 어느 지역이 더욱 효율적인 농가의 인적자원 관리 또는 활용이 이루어지는가를 비교 측정할 수 있는 효과가 있기 때문이다. 농가 경영주의 학력이 중졸 또는 그 이하(EDU1)인 경우의 지역별 편차는 통계적 유의성이 있었으나, 대학 재학 또는 그 이상(EDU3)의 지역별 편차는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 지역의 서로 다른 특성효과¹¹가 친환경농업의 채택여부에 끼치는 영향은 저학력을 보유한 농가일수록 높아지는 것으로 나타났다. 고학력농가의 지역별 편차는 거의 존재하지 않았다는 의미다. 이것은 학력수준이 높을수록 관련 정보의 획득능력이 지역 또는 이웃 의존적이기 보다는 TV, 인터넷 등과 같은 광역적 정보망에 의존할 수 있기 때문으로 판단된다. 이러한 결과는 평균적인 농가에 대한 교육수준의 관련성을 보여주고 있는 <그림 1>에서 잘 드러나고 있다.

본 연구에서 제시하지는 않았지만, <표 3>의 모형6에는 3개의 가구수준의 계수에 대한 임의효과가 170개 지역별로 추정되어

있다. 이것은 상수(intercept)와 교육수준(EDU1, EDU3)이다. <그림 1>은 농가의 종류별(전업농과 겸업농)로 표준화된 상수¹²를 y축에 놓고 교육수준을 x축에 설정한 회귀분포도를 보여주고 있다. 농가의 유형에 관계없이 중졸이하 농가경영주의 친환경농업 채택 가능성은 높아지는 것으로 나타났으나 대학 재학 이상의 학력을 가진 농가의 경우 전업농/겸업농 여부에 관계없이 친환경농업에 부(-)의 관련성을 보이고 있다. 이것은 앞서 분석한 학력수준의 친환경농업에 대한 결과와는 대칭되는 것으로 고학력자의 친환경농업 채택에 대한 지역별 편차가 크다는 것을 의미한다. 즉, 고학력농가의 대부분이 도시 주변지역에서 친환경농업에 종사할 가능성이 높지만 기타 농촌지역의 경우 친환경농업의 채택 가능성이 낮는데 연유하는 것으로 판단된다.

또한 중졸이하 농가경영주의 친환경농업 채택여부에 대한 탄력성도 전업농(2.05)보다는 겸업농(11.58)이 더욱 큰 것으로 나타나, 2004년 WTO의 전면적 도입을 목적으로 둔 정부가 한국농업의 방향을 친환경농업으로 설정하여 수립-시행한 각종 친환경농업정책들이 아직 큰 효과를 거두지 못하고 있는 것으로 보인다.

다중모형의 장점 중 하나는 상위수준의

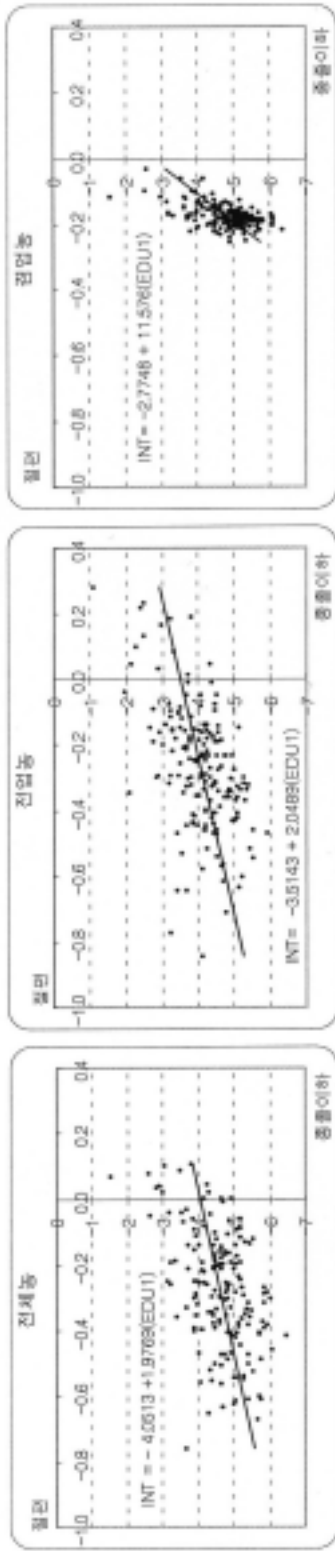
업의 경우 저농업 작물재배가 증가하고 있는 것이 일반적인 추세다.

¹¹ 가장 전형적인 지역의 차별적 특성효과는 자치단체의 친환경농업 채택에 대한 정책적 고려라고 할 수 있다. 친환경농업을 장려하는 자치단체에 속한 농가가 그렇지 않은 자치단체에 비해 친환경농업을 채택할 가능성은 높아지리라 예상된다.

¹² 모형6에서 표준화된 지역별 농가의 특성은 평균적인 선형변인들(나이, 가구원 전체의 교육수준, 농업경력 및 경지면적)의 특성을 가지고 있으며, 남자가 경영주, 농업이 주종사분야, 농가경영주가 고졸이고 논벼가 주작목이며, 승용차량을 소유하고 평균적인 지역특성을 가진 농가를 의미한다.

그림1 교육수준 임의효과에 따른 평균적 친환경농업의 회귀선

-중졸이하-



-대졸이상-

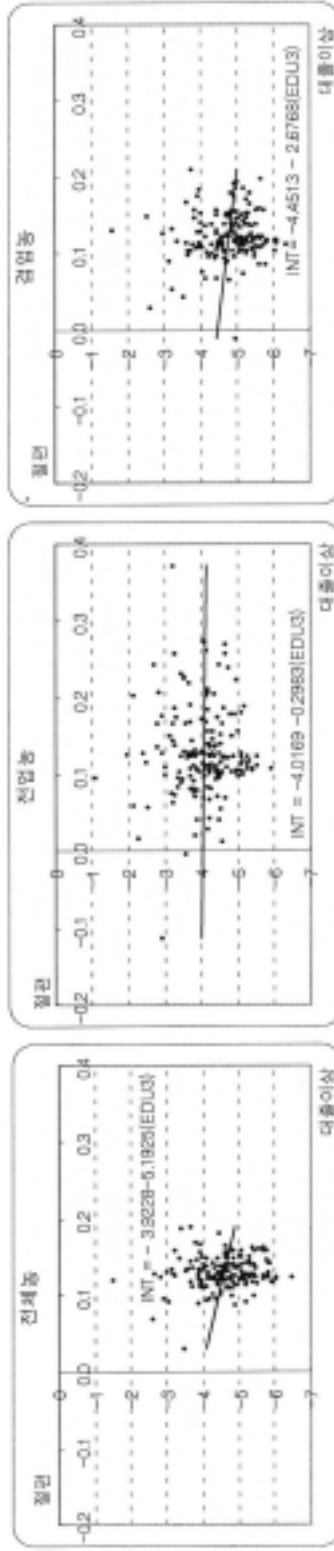
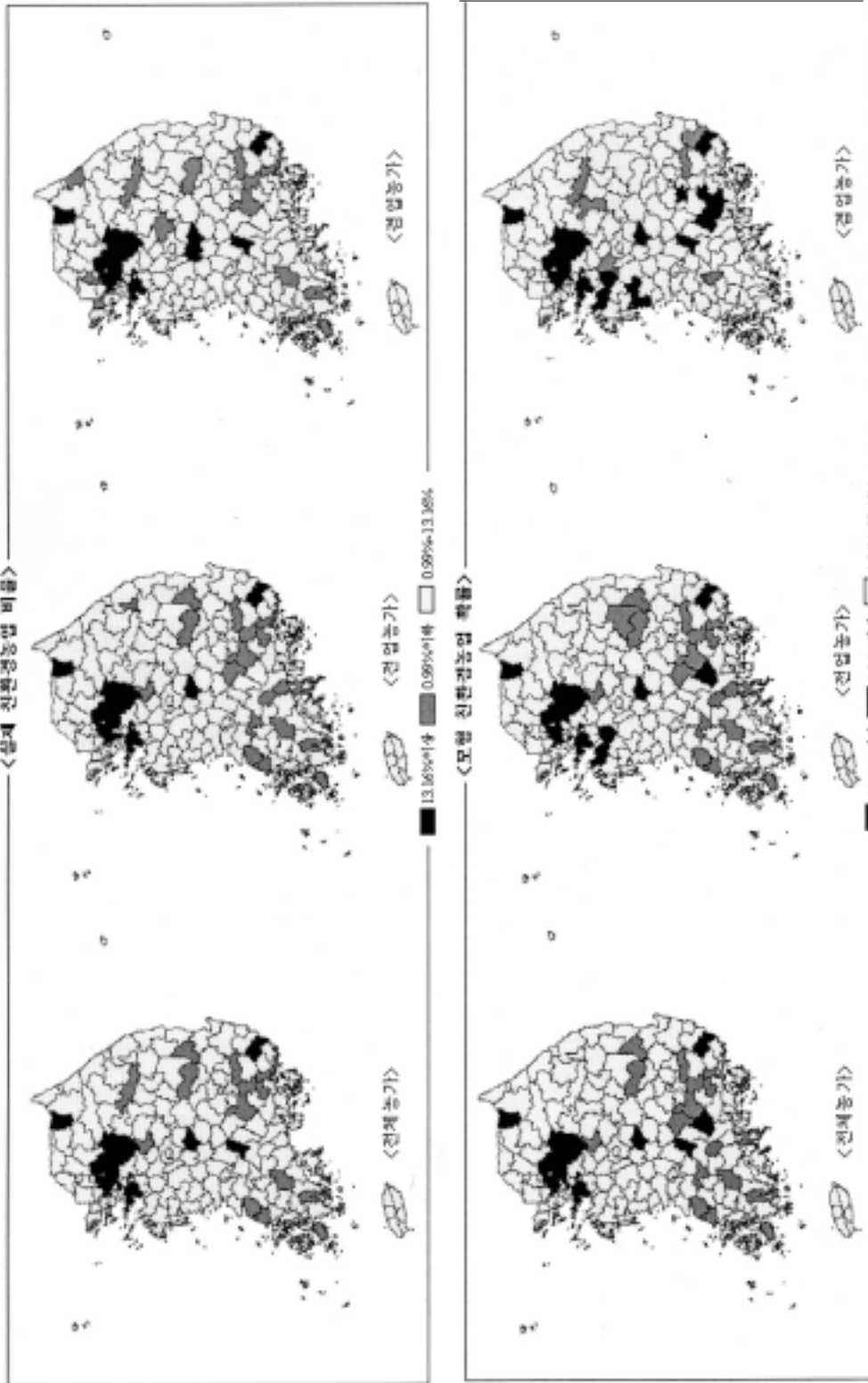


그림2 농가종류별 친환경 농업 보급 변화



예측치에 대한 분석이 상위수준(본 연구의 경우 지역)에서 설정된 개별 단위별로 가능하다는데 있다(Goldstein, 1996). 다중선형모형(multi-level linear model)을 사용할 경우 상위수준의 예측치를 계산하는 식은 이미 선행연구에 제시되어 있다. 종속변인이 선형일 경우 다중모형에서 표준화된 종속변수에 대한 평균을 구하는 식은 다음의 식(5)와 같다(Goldstein, 1996).

$$(5) \hat{\mu}_j = \{((\sum_{i=1}^{i=n_j} \hat{q}_{ij}) / n_j)(n_j \hat{\sigma}_\mu^2)\} / (n_j \hat{\sigma}_\mu^2 + \sigma_\epsilon^2)$$

여기에서 본 연구의 경우에는,

$\hat{\mu}_j$ = 모형별 \hat{q}_{ij} (합성 잔차)의 축약분산 (shrunken variance)을 가진 Level_1과 Level_2의 잔차(residuals)

\hat{q}_{ij} = (j지역별 농가 i의 친환경농업채택 관찰 확률)-(j지역별 농가 i의 친환경농업 실시 추정 확률)

n_i = j지역별 농가 수

$\hat{\sigma}_\mu^2$ = Level_2 에서의 절편(INTERCEPT)의 분산(Variance)

$\hat{\sigma}_\epsilon^2$ = Level_1 에서의 절편(INTERCEPT)의 분산(Variance)로 설명된다.

종속변인이 선형일 경우의 \hat{q}_{ij} 에 대한 계산은 이성우 외(2003)의 연구에서 보여 지듯이 간단한 편이다. 하지만 본 연구에서 설정한 바와 같이 종속변인이 이항일 경우에는 이것을 계산하는 새로운 통계가 필요하다. 본 연구에서 설정한 새로운 통계는 다음의 식(6)과 같다.

$$(6) \hat{q}_{ij} = \{ [y_{ij} - \exp(x\hat{\beta}_{ij} - Z\hat{\gamma}_{ij})] + \{ + (y_{ij} - \exp(x\hat{\beta}_{ij} - Z\hat{\gamma}_{ij})) \}$$

식 (6)에 대한 통계적 유의성은 이성우 · 류성호(1999)에 검증되어 있다. <그림 2>는 <표 3>의 모형6과 식 (5)와 (6)을 이용하여 친환경농업 채택여부에 대한 지역별 관찰치와 추정치¹³를 그림으로 표시한 것이다. 이 확률은 전국 170개 지역에 거주하는 표준화된 농가¹⁴의 친환경농업의 채택 가능성을 확률로 표시한 것이다. 그림의 상단은 2000년 농업총조사자료에서 실제 관측되는 비율을 나타낸 것이고, 하단은 <표 3>의 모형6을 이용하여 추정한 결과를 표시한 것이다. 모형에서 추정된 친환경농업 채택 확률이 실제 관측된 비율보다 크다는 것은 향후 친환경농업을 채택할 가능성이 많은 농가로 구성되어 있다는 것을 의미하며, 반대의 경우에는 전국 평균에 비해 표준화된 농가의 친환경농업 채택 비율이 더 높은 것으로 해석된다.

제일 좌측에 있는 전체 농가의 경우 검은색으로 표시된 지역은 전체 170개 지역 중 친환경농업을 실시하고 있는 비율이 높은 순으로 상위 10%의 지역을 의미하며, 흰색으로 표시된 지역은 중위 80%, 그리고 회색지역은 하위 10%를 의미한다. 중간과 우측에 위치한 그림은 전체농가의 상위 10(관찰치는 13.16%이상, 추정치는 12.45%

¹³ 논문의 분량이 이미 적정수준을 초과한 연유로 본 연구에서 제시하지는 않았으나 저자에게 요청할 경우 제공할 예정이다.

¹⁴ 이것은 각주8)에 있는 농가에 대한 설명과 동일하다.

이상) 및 하위 10%(관찰치는 0.99% 이하, 추정치는 1.24%이하)의 비율에 맞추어 전업농과 겸업농의 변화를 표시한 것이다. <그림 2>에서 보듯이 전체 농가의 친환경 농업 비율(관찰치) 및 확률(추정치) 대비 전업농과 겸업농의 변화는 그다지 크지 않은 것으로 분석되었다. 즉 전체 농가를 대상으로 한 상위 10%의 순위와 하위 10%의 순위는 전업농 또는 겸업농의 경우에도 대체로 동일하게 적용되고 있는 것으로 나타났다. 따라서 친환경농업에 대한 해석은 전체 농가를 중심으로 진행하기로 한다.¹⁵

전체 농가의 경우 관찰치와 모형에서 예상된 지역별 친환경농업 실시 확률은 대체로 비슷하게 나타났다. 예상한대로 양평, 하남, 이천, 성남 등의 서울 근교 지역의 친환경 농업채택 비율이 높게 나타났고, 합천, 진해, 창녕, 의성 등이 가장 낮은 친환경농업채택 비율을 보이고 있다. 관찰치(17위)가 상위 10%에 속해 있던 지역중 모형(21위)에서 상위 10%에서 탈락한 경우는 과천시 유일인 것으로 나타났고, 관찰치에서 18위로 분석되었던 산청군이 모형에서는 17위로 상승한 것이 거의 유일한 변화였다. 하지만 하위 10% 지역의 경우 관찰치와 모형에서 분석된 순위가 많은 변동을 기록하고 있는 것으로 나타났다. 구리시의 경우 친환경농업의 실시 비율이 거의 관찰되지 않았으나 모형에서 추정된 결과는 4.18%로 나타났고 순위도 169위(관찰치)에서 69위

(추정치)로 상승한 것으로 나타났다.

부천시의 경우도 관찰치는 168위였으나 모형에서 추정된 결과는 114위(2.38%)로 나타나 농가의 평균적인 특성에 비해 친환경농업의 실시 비율이 낮은 지역으로 분석되었다. 진해시의 경우도 관찰치에서 분석된 친환경농업의 실시 비율이 전국 최하위(170위)인 것으로 나타났으나, 모형에서 분석된 결과는 139로 상승하였고 그 확률도 관찰치보다 약 1.65%정도 상승한 것으로 드러났다. 이러한 지역은 전체 농가 중 친환경농업을 실시할 가능성이 많은 비율(구리=4.18%, 부천= 2.38%, 진해=1.65%)의 농가가 실제로 친환경농업을 실시하지 않고 있음을 의미한다. 반대로 지역 농가특성의 평균에 비해 친환경농업을 더 많이 실시하고 있는 지역은 구례군과 여수시, 그리고 순창군 등으로 드러났으나 앞서 분석한 구리, 부천, 진해에 비해서는 획기적인 순위나 비율의 변동을 보이고 있지 않았다.

5. 결론 및 정책적 제언

본 연구에서는 2000년 농업총조사자료를 이용하여 농가의 친환경농업에 미치는 결정요인을 분석함은 물론 이 특성에 대한 지역별 편차를 분석하였다. 친환경농업이 21세기 한국농업의 존재를 가름할 주요 변인임을 감안하면, 이 주제에 대한 결정요인은 물론 지역별 편차를 분석한 본 연구는 학술적 측면은 물론 현실적 측면에서도 의의를 가질 수 있을 것으로 판단된다. 본 연

¹⁵ 하지만 이성우 외(2004)에 있는 정보화수준의 변화에 대한 전업농과 겸업농의 차이는 현저하게 나타나고 있다.

구에서는 지역의 특성에 대한 분석에 강점을 가지고 있는 다중로짓모형을 사용하였고 특히 상위수준의 예측치를 구할 수 있는 새로운 통계를 제시하여 지역별 친환경농업 수준에 대한 확률을 추정하였다. 본 연구를 통해 정책적 측면에서 제고될 필요가 있는 본 연구의 2가지 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 지역 산업이 다양해질수록 친환경농업의 채택은 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 특히 전업농보다는 대도시를 기반으로 한 겸업농의 경우에 정(+)¹의 역할을 하고 있는 것으로 나타났는데 이것은 농촌지역에서의 다양한 산업의 이식이 특히 친환경관련 산업과 연계될 때 농촌지역발전에 더욱 긍정적으로 작용할 가능성을 시사해준다.

둘째, 고학력 농가경영주의 친환경농업 채택 가능성은 높은 것으로 나타났으나 전체 지역에 대한 고학력과 친환경농업 채택 여부는 부정적인 관련성을 보이고 있다. 이것은 친환경농업 정책을 수립하여 장려해 온 정부의 정책이 특히 도시를 주요 배후지역으로 가지고 있지 않는 농촌지역에는 무의미하다는 점을 반증하는 것으로 매우 우려되는 결과라 하겠다. 이것은 2005년 WTO의 전면적 도입을 목적에 둔 우리나라의 경우 지역적으로 고립된 농촌지역에 대한 정책적 배려가 필요함을 반추하고 있다.

포괄적이면서도 신뢰할만한 자료의 분석을 통해 친환경농업의 결정요인과 지역간 차이를 분석한 본 연구에서 밝혀진 다양한

결과에도 불구하고 향후 필요한 이 분야의 후속연구는 셀 수없이 많다. 이들 중 가장 시급하다고 판단되는 3가지 정도를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 친환경농업이 농업생산성과 연계되는지 여부에 대한 분석이 이루어지지 않은 점은 아쉬운 일이다. 특히 농업의 생산성과 연계되는가의 여부는 농업의 다원적기능과 직접적 연계를 가지기에 더욱 시급히 이루어질 필요가 있을 것으로 여겨진다. 농산물판매금액에 대한 정보를 농업총조사자료가 수록하고 있는 점을 고려하면 분석이 가능하리라 판단된다. 둘째, 이러한 변인에 대해 도시지역과 농촌지역을 분리하여 분석될 필요가 있다. 특히 농산물판매소득이 도시 또는 농촌의 친환경농업과의 연관성에 대한 연구는 향후 국가의 공간정책에 매우 중요한 연구가 될 수 있을 것으로 판단된다. 셋째, 이러한 분석의 틀은 개별 지역의 특화산업과의 연계성 속에서 분석될 필요가 있다. 경기도만을 분석대상으로 삼은 이성우 외(2003)의 결과를 보면, 농산물의 특화산업은 기초자치단체별로 다양하게 존재하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 현재 다양한 형태로 개진되고 있는 광역시-도 수준에서의 기초자치단체에 대한 농산업정책의 수립은 현재 일반적으로 농촌발전의 주요 틀로 인식되고 있는 명분론적 측면의 친환경농업의 이식뿐만 아니라, 이러한 정책적 틀이 시장 경쟁력 제고가 가능한 지역의 특화산업과 연계될 때 더욱 경쟁력이 있기 때문이다.

참고 문헌

- 권광식. 2000. “협동네트웍을 통한 친환경농업의 발전방안.” 『한국협동조합연구』 17(2):21-37.
- 김완배. 2003. “새로운 농업의 진로와 농정개혁.” 한국농업의 진로와 농업과학기술 로드맵: 2003 한국농업과학 심포지움 자료집. pp. 9-29.
- 김완배, 김한호, 김기철. 2002. 농업총조사 종합 분석. 서울대학교 농업생명과학연구원.
- 김형국. 1996. 국토개발의 이론연구. 박영사.
- 김홍상. 1999. “환경친화적 토지공급체계 구축의 주요 논점과 정책과제.” 『농촌경제』 22(4):93-106.
- 서중혁. 1998. “친환경농업 육성정책의 방향.” 『한국농업경제학회 98학계 심포지움 발표논문집』. 한국농업경제학회.
- 송미령, 장욱. 2001. “친환경농촌마을 도입의 도전과 장벽.” 『한국지역개발학회지』 13(3):275-296.
- 오세익 등. 1997. 환경보전형 농업발전을 위한 정책과제. 한국농촌경제연구원.
- 이동필 등. 2001. 『농촌지역의 정보화 실태와 정보격차 해소방안에 관한 연구』. R432. 한국농촌경제연구원.
- 이성우, 조중구, 임형백. 2004. “농가정보화의 결정요인과 지역간 차이.” 『농업경제연구』 45(1): 출간예정
- 이성우, 권오상, 이호철. 2003. “농산물 판매금액으로 분석한 경기지역 특화산업 연구.” 『농촌경제』 26(2):1-25.
- 이성우, 류성호. 1999. “다중로짓모형에서의 상위차원의 예측치통계에 관한 연구.” 『농촌계획』 5(2): 66-72.
- 이순석, 김충실, 이상호. 2001. “비모수적 접근에 의한 친환경농업의 효율성 분석: 사과생산을 중심으로.” 『농업경제연구』 42(2):51-65.
- 정이환. 2002. “노동시장 불평등과 조직내 불평등.” 『한국사회학』 36(6):1-25.
- 허장. 2000. “친환경농업 육성사업의 평가와 발전방향.” 『농촌경제』 23(1):17-36.
- Bryk, A. S. and S. W. Raudenbush. 1992. *Hierarchical Linear Models*. Sage. Newbury Park.
- Chatterjee, S. and B. Price. 1991. *Regression Analysis by Example*. New York: John Wiley & Sons, INC.
- Frisbie, W. P. and D. L. Poston Jr. 1978. “Sustenance Differentiation and Population Redistribution.” *Social Forces* 57: 42-56.
- Goldstein, H. 1996. *Multi-level Statistical Models*. London, UK: Edward Arnold.
- Judge, G., C. Hill, W. Griffiths, T. Lee. 1985. *The Theory and Practice of Econometrics*. New York, USA: John Wiley and Sons.
- Kennedy, P. 1992. *A Guide to Econometrics*. Mass.: MIT Press.
- 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 Model*. London: Oxford Press.
- McCullagh, P. and J. A. Nelder. 1989. *Generalized Linear Models*. New York: Chapman and Holl.
- Murdock, S. H., K. Backman, S. S. Hwang, and R. R. Hamm. 1992. “Sustenance Specialization and Dominance in

- International and National Ecosystems: Implications for Post 1980 Migration in Counties in the United States.” *Community, Society and Migration* : 149-192.
- Poston, D. L. Jr., T. A. Hirschl and W. P. Frisbie. 1992. “Sustenance Organization and Population Redistribution in New York State: A Human Ecological Analysis,” *Community, Society and Migration* : 193-220.
- Saenz, R. and J. K. Thomas. 1991. “Minority Poverty in Nonmetropolitan Texas.” *Rural Sociology*. 56:204-223.
- Wolfinger, R. and M. O’Connell. 1993. “Generalized linear mixed models: a pseudo-likelihood approach. *J. Statist. Comput.*” *Simul.* 48: 233-243.
- Wong, G. and W. Manson. 1985. “Generalized Linear Models: A Pseudo Likelihood Approach.” *Journal of Statistical Computation and Simulation*. 80: 513-524.

■ 원고접수일 : 2004년 1월 7일
원고심사일 : 2004년 1월 7일
심사완료일 : 2004년 3월 18일