



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

경기지역 농산물의 지역별 특화산업 연구*

이성우** 권오상** 이호철***

Key words: 농산물판매금액(agricultural sales earnings), 다중모형(multi-level model), 경기도(KyoungKi Province), 틈새시장(niche-market)

Abstract

The purpose of the present study is to identify agricultural niche goods in rural development strategies. We utilize the 2000 Korea Agricultural Survey, which in general has been in very limited use due to the fact of categorical sales variable. We create a new agricultural sales variable which enable us to get much more variability than it was categorized. The present study particularly concerns on the effects of environmental agriculture and computer usage on agricultural sales earnings. We found that environmental agriculture has negative effects on agricultural sales earnings. This is problematic, since environmental agriculture is regarded as one of the possible salvages for the Korean agriculture in the global system represented by the WTO. However, as expected, computer usage and it's application are proved to be positively associated with the agricultural sales earnings. The present study concludes with suggesting some policy issues for the future of agriculture and rural development in the 21st century for Korea.

- 1. 서론
- 2. 연구배경
- 3. 연구방법론
- 4. 자료 및 변인
- 5. 분석결과
- 6. 결론

1. 서론

본 연구의 목적은 특화산업 개발을 통한 농촌지역개발의 방향을 제시하는데 있다.¹

¹ WTO체제하의 시장체제에서 국내 또는 특정 산업부문에서의 비교우위에 입각한 특화산업에 대한 선정은 그 의미가 제한적일 수밖에 없다. 하지만 국내의 특정 지역 및 특정 산업에 대한 연구에서도 특정지역이 기타 지역에 비해 가질 수 있는 비교우위에 입각한 전략의 수립은 (농업을 완전히 포기하지 않는 한) 특히 경기도와 같이 다양한 농산업구조를 가지고 있는 광역자

* 이 논문은 2001년도 학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2001-042-G00004).
 ** 서울대학교 농경제사회학부 교수
 *** 경북대학교 농경제학과 교수

지역특화산업이 지방화, 세계화시대 지역 성장의 견인차 역할을 수행하리라는 점은 다양한 분야에서 인정하고 있으며(김의천, 김석민, 2001; 송태백, 1999; 홍기용 외, 1996), 이러한 측면은 특히 농업의 한계화에 따른 경제적 어려움을 겪고 있는 농촌지역에 더욱 중요한 발전전략으로 중요하게 여겨지고 있다(김은영, 1997; 오내원, 김은순, 2001). 특화산업의 개발은 주류시장에서의 경쟁력 제고가 거의 불가능한 상황에서 한계시장에서의 틈새재화 및 서비스(niche goods and services)의 개발을 통해 지역발전을 도모하는 방법으로, 최근 유럽과 미국을 비롯한 선진국의 경우 낙후된 농촌지역개발의 주요 수단으로 도입되고 있다(OECD, 1995; 1997).

이러한 중요성에 대한 인식하에 특화산업육성을 위한 다양한 정부정책이 도입되어 왔으나 지역특화산업의 선정에 대한 객관적 기준은 여전히 정립되고 있지 못하고 있는 것으로 비판받고 있다(한국지방행정연구원, 1996). 지역특화산업의 식별 및 선정에 대한 연구는 거의 대부분 거시자료 및 이에 따른 응용기법의 적용이 일반적이다(김갑성·홍순용, 1996; 박광서·임형섭, 1996). 하지만 이러한 거시자료(macro data) 및 거시적 분석기법(macro analyses)은 다양한 계량적 문제점을 가지고 있다(Goldstein, 1995; Lee and Myers, 2003a, 2003b; Longford, 1993). 본 연구에서는 미시자료(micro data)인 2000년 농업총조사 자료와 미시적 계량

기법(micro analysis)을 적용하여 농산물 판매금액으로 측정된 경기도의 자치단체별 농산물 특화산업을 분석하고 있다.²

본 연구에서는 특히 개별 농가의 정보화의 적용정도와 친환경농업의 채택여부가 농산물판매금액³에 끼치는 영향에 주안점을 두었다. 본 연구에서는 2000년 농업총조사자료를 이용하여 개별농가의 사회-인구학적 특성, 농업생산 및 작목별 유형, 그리고 지역특성이 개별농가의 농축산물 판매금액에 끼치는 영향을 모형화하였다. 기존의 연구들이 지역의 이질적 특성에 대한 고려가 부족한 점을 보완하여, 본 연구에서는 지역의 이질적 특성이 통계적 모형의 정립에 주요한 역할을 할 수 있는 다중모형(Multi-Level Model)을 정립하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 농가의 소득 및 농촌의 환경성과 정보화 수준에 관한 최근의 연구결과를 설명하고 있다. 제3장에서는 본 연구에 쓰인 다중모형에 대한 연구방법론을 설명하고, 제4장에서는 본 연구에 사용된 자료와 변인에 대해 설명하고 있다. 제5장에서는 다중

² 본 연구가 국내 농업부문에 대한 상대적 경쟁력만을 다루고 있다는 측면에서 2-3차산업과 국외시장의 경쟁을 포괄한 개념에 기초한 “특화산업”에 대한 표현은 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 일반 이론적 측면에서는 특화산업 또는 틈새시장이라는 용어를 사용하지만 실제 실증분석에 있어서는 비교우위성이라는 용어를 사용하고 있다.

³ 본 연구에서 사용된 변인은 농축산물판매금액으로 개별 농가의 “현금조수입”의 개념이다. 하지만 이러한 현금조수입이 대부분 농가의 소득으로 귀결된다는 측면에서 본 연구에서는 농축산물판매금액과 농가소득을 비슷한 개념으로 사용하기로 한다.

치단체의 경우 필요한 것으로 판단된다.

모형을 통해 나온 결과를 분석하고, 마지막으로 제6장 결론에서는 본 연구의 발견내용과 시사점 및 후속연구의 필요성을 다루고 있다.

2. 연구배경

틈새시장은 한계 재화 및 서비스 산업에 대해서 시장 경쟁력을 제고 할 수 있다는 측면에서 등장하게 되었다(Mansfield, 1991; Quirk, 1983). 경제학에서는 불완전 경쟁시장의 구축을 통하여 상품의 한계효용을 제고할 수 있다는 점, 마케팅측면에서는 시장분할을 통한 상품차별화가 가능하다는 점, 그리고 소비자 행동론의 측면에서는 사회-경제적인, 그리고 인구 통계학적인 차별에 따른 상품구매의 다양성을 확보할 수 있다는 점에 시장개발의 효용성이 제시되고 있다.

틈새시장에서 개발분야는 크게 두 가지로 나누어 생각해 볼 수 있다. 하나는 틈새시장에서 개발이 가능한 재화이고 또 다른 하나는 틈새시장에서 개발이 가능한 서비스 산업이다. 틈새시장에서 개발이 가능한 재화로는 지역 내 생산이 가능한 농-수-임-광산물 중 부가가치가 있는 것과 역사적 문화적 특성을 대표하는 수-공예품 등의 문화재, 그리고 맑은 샘물이나 좋은 공기 등의 환경재가 있으며, 틈새시장에서 개발이 가능한 서비스업으로는 지역 내 자연자원을 이용한 여가 및 관광 서비스업과 전통 및 지역문화를 이용한 여가 및 관광 서

비스업, 그리고 지역의 여건(인적, 물적)에 맞는 새로운 여가 및 서비스업이 있다(cf. OECD, 1995).

우리나라의 농촌지역개발에서의 지역특화산업개발은 비교우위에 입각하여 그 지역에 특화된 것과 지역의 자원을 활용하여 상품을 생산, 판매하는 하향식 지역개발로 이해할 수 있다. 이러한 지역특화산업개발을 농촌지역개발에 적용한 대표적인 사례는 1990년대 내무부의 1지역 1명품 사업이 있다. 1993년부터 추진하였던 1군 1명품 사업이 1996년부터 1지역 1명품 사업으로 개명된 이 사업은 육성품목에 대한 요건과 기준이 명확하지는 않으나 전통성, 사회적 수요, 지리적 이점과 대외경쟁력을 요건으로 한다고 할 수 있다(여상일, 1996). 이 외에도 당시 통상산업부의 '지역특화산업 육성계획'에서도 전통산업, 지역기반의 집단적 중소기업, 특산물, 지역내 원료공급, 수출산업 등이 그 조건으로 제시되고 있다.

각 지방단체의 시행계획들을 살펴보면 경기도의 경우 당시 내무부의 사업을 도차원에서 실시하기 위해 각 경기도내 우수공예품 개발 및 육성사업을 펼친 경험이 있다. 또한 충청북도의 경우 중소기업운전자금을 지원한다든지, 지역특화산업의 육성을 위해 공예산업을 육성하는 등의 사업을 벌이고 있다. 전라북도의 경우도 각 시군별로 상품성이 좋은 품목을 1~2개씩 선정하여 지역특화산업을 선정하는 형태로 전개되고 있다. 즉 열악한 농촌지역의 개발을 위해선 각 지역에서는 경쟁력이 있을 만한 상품을 개발하고 정부는 이에 대한 지원을

해야 한다는 형태로 전개되고 있다(안동만 외, 2000).

하지만 우리나라에서 실시되어 왔던 기존의 특화산업 선정과정은 과학적인 방법을 가지고 비교우위가 가능한 품목의 선정이 이루어졌다기보다는 지역내에 이미 존재하고 있는 품목위주로 임의로 설정된 연유로 역외지역에서의 경쟁력을 상실하고 있는 경우가 많이 나타나고 있다. 또한 우리나라 농촌자치단체에 대한 특화산업 또는 틈새시장의 구축에 대한 관심은 농촌관광에 치중되어 있는 것이 현실이다(김은영, 1997; 박석희, 1997). 이것은 주로 농촌의 기간산업이었던 농산업의 시장 경쟁력 약화에 기인하고 있다. 하지만 모든 농촌자치단체들의 농촌관광에 대한 특화가 가능하지도 않겠지만, 모든 자치단체가 관광으로 특화를 원할 경우 이러한 부분은 이미 특화 또는 틈새시장으로서의 효율성을 상실할 수밖에 없다. 다른 한편으로 농촌지역의 특화산업의 설정 및 이에 기초한 장기 전략은 최소한 단기간의 농촌지역주민들에 대한 경제적 기회의 상실로 귀결될 수밖에 없다는데 문제가 있다.

1997년 한국경제위기 이후 농촌지역의 도시지역에 대한 소득격차심화는 농촌지역의 소득보전에 대해 새로운 정책기조를 요구하고 있다. 이와 더불어 WTO출범 이후 급속도로 대두되고 있는 농촌지역에 대한 친환경농업 육성사업과제는 농촌지역의 상대적 정보격차문제와 더불어 중요한 농촌 문제의 선결과제로 떠오르고 있다(오세익 외, 1997; 이동필 외, 2001; 장욱·송미령, 2001,

2002).

21세기를 대표하는 주제의 하나가 정보화임은 누구도 부인하기 어렵다. 이제 정보화의 구축과 정보에 대한 접근성의 확보는 국가나 지역 단위의 거시적 주제일 뿐 아니라, 개인이나 가구의 생존전략과 밀접하게 연계된 미시적 전략으로 이해되고 있다. 이러한 추세는 농촌사회의 경우에도 동일하게 적용된다. 하지만 상대적으로 낙후된 한국농촌은 안정적이고 신속한 디지털 사회를 구축하는데 어려움을 보이고 있는 것이 현실이다(장욱, 송미령, 2001). 이는 결국 농촌의 정보격차를 발생시켜 이미 적정 수준을 초과한 도-농간 격차를 더욱 가속화시키며 지속적인 이촌향도를 야기하는 요인으로 작용할 가능성이 우려되고 있는 상황이다(이동필 외, 2001).

환경은 생존을 위한 가치라는 일반적 인식 이외에, 경제성을 담보할 수 있는 주제로 위치하고 있다. 과밀도시화에 따른 오존층파괴 및 대기오염 등과 같은 집적의 비경제적 현상이 가장 첨예한 환경 변인인 것이 사실이다. 하지만 환경은 WTO체제에서 한국의 농촌 및 농업이 유일하게 생존가능성을 도모할 수 있는 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 인식과 환경친화적 농업의 적용은 21세기 한국농촌사회의 생존을 가능할 수 있는 2가지 주요한 변인이라 하겠다. 이

러한 측면은 접경지역 및 수변구역 등과 같이 특히 여러 가지 개발에 제한을 가지고 있는 경기도의 경우 더욱 중요한 시사점을 가지리라 판단된다.

민통선 지대를 포함하여 파주, 연천, 포천을 잇는 접경지역을 포함한 경기지역은 남북분단이라는 특수한 상황과 한강의 상류로서 수도권 서울의 상수원 역할을 하는 등, 그 입지와 기능의 중요성이 그 어느 때 보다 중요시되고 있다. 하지만 이러한 요인으로 인해 군사시설보호법, 개발제한구역법, 수도권정비계획법, 상수원보호법 등의 중복규제로 농업을 비롯한 각종 경제활동 등의 여러 가지 면에서 개발의 제약을 받아 온 연유로, 국토개발전략과정에서 소외된 다른 어느 지역보다도 더욱 낙후된 실정이다.

특히, 경기북부지역은 상대적으로 농촌형 토지이용에 강점을 가지고 있음에도 불구하고, 농업분야에서의 소득 유망작목의 재배가 이루어지지 못하고 있으며, 지역내 해당 자치단체들의 지역 재정자립도 역시 상대적으로 낮아 농업투자가 저조하며, 북부지역의 휴경농지는 물론 경작농지마저도 효율적으로 사용하고 있지 못하고 있는 실정이다. 산림 및 농지가 양호하게 보존되어 있는 광대한 접경지역을 포함한 경기지역에 기존 농업환경을 보존하면서 토지이용도를 극대화하고 유휴농지를 효율적으로 이용할 수 있도록 하는 전략적 농촌개발계획의 수립은, 낙후화되고 있는 접경지역의 발전은 물론 농지의 유휴화로 인한 국토공간의 비효율적 이용이라는 문제의 해결이라는 측면에서도 매우 중요한 일이라 하겠

다. 다음 장은 본 연구에서 사용된 다중모형에 대한 설명을 담고 있다.

3. 연구방법론

일반적으로 사용되는 미시자료(micro data)를 이용한 회귀분석모형은 다음과 같이 표현된다

$$y_j = X_j \beta_j + \varepsilon_j$$

$$\varepsilon_j \text{는 정규분포 } N(0_j, \Sigma_j),$$

$$\text{그리고 } \Sigma_j = \sigma_j^2 I$$

이러한 분석기법의 공간자료에 대한 적용에는 다양한 통계적 문제점이 발생하는데 이는 크게 교차 단계 추론의 한계 (Cross-Level Inference), 공간적 이질성 (Spatial heterogeneity), 그리고 공간적 종속성 (Spatial dependency)으로 나눌 수 있다

교차 단계 추론의 한계 (Cross-Level Inference)란 데이터의 수직적 구조에서 서로 다른 층에 존재하는 독립변수들간에 발생하는 상호관계(Hox and Kreft, 1994)를 의미하는데, 이 경우 거시적(미시적)분석에서의 추론결과가 미시적(거시적) 결과에 대한 설명력을 결여하고 있는 경우가 많다 (Robinson's ecological fallacy(1950) and Alker's atomistic fallacy(1969)). 공간적 이질성 (Spatial heterogeneity)은 모형이 개별 사례의 적용시 가지는 통합성과 이질성(Anselin, 1992)을 말하는 것이고, 공간적 종속성(Spatial dependency)은 공간적으로

폐쇄된 집단내의 관찰결과가 상대적으로 거리가 먼 집단에서의 관찰결과보다 더 유사(Anselin,1988)하게 나타나고, 집단들은 무작위로 형성되지 않고 동질적인 기반 하에 형성(Blalock, 1984)된다는 것이다. 이러한 분석은 특히 공간분석에 있어서의 변인별 우위성 판별과 단순회귀분석에서 결여하고 있는 통계적 문제점을 보완하고 있는 것으로 나타났다(이성우·류성호, 1999; Lee and Myers, 2003a, 2003b). 본 연구에서는 다음에서 보여지는 바와 같이 이상과 같은 통계적 문제점을 보정할 수 있는 다중모형에 대한 설명을 담고 있다.

3.1. 다중모형에 대한 전통적인 접근법

본 연구에서 사용된 다중모형(Multi-level model)은 기존의 일차원적 분석모형과는 달리 개별 관측치(observation)에 대해 두 가지 수준의 계층구조(hierarchical structure)를 가지고 있음을 가정한다. 본 연구에서 사용될 자료의 구조는 개별 농가가 1차원(미시수준), 그리고 개별 지역(여기서는 시-군)이 2차원(거시수준)이다. 먼저 미시적 수준(Level_1)에서의 농축산물판매금액을 Y_{ij} 라고 하면, 거시적 수준 단위(Level_2)인 $j=1, \dots, J$ 이고, 미시적 수준(Level_1) 단위인 $i=1, \dots, n_j$ 이며, 이 때 총 관측치는 $N = \sum_{j=1}^{j=J} n_j$ 이 되어, 미시적 관측치들은 각 거시적 수준(Level_2) 단위에 의존하여 다양하게 분포된다. 그리고 미시적 수준(Level_1)에서 $p=(1, \dots, P)$ 개의 독립변인 X_{pji} 가 있고, 거시적 수준(Level_2)에서 $q=(1, \dots, Q)$ 개의 독립

변인 Z_{qj} 가 있다고 하면,

$$(1) Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \dots + \beta_p X_{pji} + \beta_{p+1} Z_{1j} + \dots + \beta_{p+q} Z_{qj} + \mu_{ij}$$

β_0 는 상수값. $\beta_k (k=1, \dots, P+Q)$ 는 회귀계수, μ_{ij} 는 확률오차(stochastic error)요소로서 모든 경영주 및 가구변인과 환경적 변인들에 대해 독립적(Independent), 정규적(Normal), 등분산적(Homoscedastic)임을 가정한다. 본 모형은 거시적 수준(Level_2)의 모든 독립변인 Z_{qj} 가 미시적 수준(Level_1)으로 분산되어 있음을 의미한다. 이 접근법은 다양한 도시 분석들의 전형적인 예 중 하나라고 할 수 있다(Fox et al., 1989; Crane, 1991; Saenz et al., 1991; Billy et al., 1992; Brewster et al., 1993; Evans et al., 1993; Kallen, 1993; Lee et al., 1995). 식 (1)을 행렬 형태로 전환하면,

$$(2) X\beta + \mu$$

Y 는 $N*1$ 관측가능한 확률벡터(random vector), X 는 $N*(P+Q+1)$ 의 관측가능한 비확률행렬(nonstochastic matrix), β 는 $(P+1)*1$ 의 추정되어야 하는 모수벡터, 그리고 μ 는 $N*1$ 의 교란항이다. X 가 완전열순위(full column rank)라면, β 의 OLS(Ordinary Least Squares) 추정치는 다음과 같이,

$$(3) \hat{\beta} = (XX')^{-1} X'Y$$

여기서, $\hat{\beta}$ 이 최량선형불편추정량(Best Linear Unbiased Estimator)가 되기 위해선, 다음의 가정이 견지되어야 한다.

$E(\mu) = 0, E(\mu\mu'_{ij}) = \sigma^2 I_N, i = j, E(\mu\mu'_{ij}) = 0, i \neq j$
 여기에서 μ 가 정규분포를 이루고 있음을 가정하면,

(4) $\mu \sim N(0, \sigma^2 I_N)$.

따라서, $E(\mu) = X\beta$ 이고, $Y \sim N(X\beta, \sigma^2 I_N)$ 이 된다.

식 (1)과 (2)의 일반적인 OLS 형태에서는 교란항 μ 는 유일하며, 식 (4)에서 보여지듯이 독립적(Independent), 정규적(Normal), 등분산적(Homoscedastic)임을 가정한다. 이 다양하게 분포되어지는 교란성 요소는 μ 에 의해 포착되는 것으로 간주되고 그 평균값, 즉 기대값은 0으로, 항상적 변화성(constant variability)인 등분산성(homoscedastisty)과 각 요소(element)는 다른 어떤 요소와도 독립적인 비자기상관(no-autocorrelation)있음을 가정한다. 따라서, 랜덤 변화는 단일모수(single parameter)인 σ_μ^2 에 의해 규정지어질 수 있다.

그러나, 횡단면분석에 적용되는 많은 연구에 있어서 회귀분석은 모든 관측점들에서 식(4)와 같은 공통적인 교란분산의 가정은 이분산성(heteroscedasticity)이나 공간적인 자기상관성(spatial autocorrelation)으로 인해 대개의 경우 설득력을 잃게 된다. 공간적 자기상관성이나 의존성은 모든 공간분석에서 핵심적인 측면이라고 할 수 있다. 인구조사 지역단위에 거주하는 개인이나 가구와 같이 계층적으로 구조화된 자료의 경우, 이런 공간적 자기상관성은 일반적인 것으로 예상할 수 있다(Jones et al., 1994). 이런 측면에서, 많은 지역 자료가 공

간(spatial)의 상호작용과 발산과정을 포함하는 이질지역의 상호 연계성 과정에 의해 영향을 받기 때문에 상호의존적일 수 있다.

만약 표본단위가 주택이라면, 어떤 한 지역에서의 특성들은 그 지역과는 멀리 떨어진 지역에 있는 주택의 특성보다는 지리적으로 이웃한 주택들의 특성과 유사한 수준을 가질 것이다. 따라서 i 번째 주택에 대한 교란성이 이웃하는 주택단위의 교란성에 관련되어 있다고 한다면,

$$\begin{aligned} \mu_1 &= \mu(\mu_2, \mu_3) \\ \mu_2 &= \mu(\mu_1, \mu_3, \mu_4) \\ &\dots\dots\dots \end{aligned}$$

라고 할 수 있고, 식 (4)에 $E(\mu_i \mu_j)$ 의 대각선상에 있지 않은 공분산항들 중에는 0이 아닌 것이 존재할 수 있게 될 것이다. 이런 공간적인 특성을 무시할 경우 야기되는 통계적 문제점은 많은 실증분석을 통해 드러나고 있다(Joneston, 1991, 외 다수). 따라서, 독립성이 없는 경우에 계층적으로 구조화된 자료를 일차원적 분석모형을 사용할 경우, 존재하지 않는 유의미한 관계에 대한 기대로 비효율적인(inefficient) 추정 및 그 관계를 발견하려는 위험성과 과대복잡(overcomplicated)모형을 구축하는 결과를 낳을 가능성이 있다(Jones et al., 1994; Duncan et al., 1993).

3.2. 다중모형(Multi-level Model: Random Coefficient Model)

다중 접근법은 상당히 유연하며 횡단면

수준의 유추나 환경적 오류, 이웃효과, 다 단계표본자료의 분석과 시계열적 설계와 같은 여러 가지 기술적이고 광범위한 문제 지역에 대해 더욱 의미있고 현실적인 틀을 제공한다(Jones, 1990, 1991a). 보다 더욱 중요한 것은 다중모형은 주어진 문제 지역을 강제로 한 회귀방정식에서 해결함으로써 생길 수 있는 과대단순화(oversimplify)를 발생시키지 않는다. 장소간, 심지어는 시간간에도 다양한 관계들을 그대로 모형에서 추정가능하다(Jones, 1991b; Jones and Moon, 1993).

이미 앞에서 언급하였듯이, 관찰치들에 대해 두 단계의 구조를 가정한 본 연구는 특정 시점에서 각 단계의 상대적인 효과를 분리시키는 것에 관심을 두고 있다. 또한, 본 연구는 어떤 면에서는 응답변수의 미시적 가치들이 거시적 가치들에 의존하기도 하고 미시적 결정요인(determinants)의 효과들이 구조적으로 거시적 함수에 따라 다양하게 나타날 수도 있음을 가정하고 있다.

효과의 분석을 위해 다시 한 번 식을 정리하면 다음과 같다. 한 종속변인 Y가 있고, 미시적 수준(Level_1)의 독립변인 X, 거시적(Level_2) 독립변인 Z가 있다고 가정하면, 먼저, 각 거시적 변인인 환경적 요소에 동일하게 미시방정식이 식 (5)와 같이 정의된다.

$$(5) Y_{ij} = \mu_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \epsilon_{ij}$$

여기서 $j=1, \dots, J$ 인 거시 단계의 단위, $i=1, \dots, n_j$ 는 각 거시 단위안의 미시 수준단위

이고 총 관측치 수는 $N = \sum_{j=1}^{j=J} n_j$ 이며, 환경적 요소들은 미시적 수준(Level_1)의 관측치 수가 다를 수 있다. 일반적인 가정들을 식 (4)에서 같아서 $\epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{\epsilon}^2)$ 이고, $n_j \geq 2$ 이다.

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,

$$(6) \mu_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j}$$

여기서, 지역단위인 j 에서 있어서 X_1 (상수항)의 평균인 μ_{0j} 는 거시적 수준(Level_2)의 평균인 β_0 와 각 지역인 j 단위에서 다양한 효과를 나타내는 μ_{0j} 의 함수라고 할 수 있다. 이 때, 식 (5)와 식 (6)을 결합시키면 다음의 식(7)과 같다.

$$(7) Y_{ij} = \beta_0 + \beta_{1j}X_{1ij} + (\mu_{0j} + \epsilon_{ij})$$

이 때, 괄호안은 랜덤부분을 의미하는데, μ_{0j} 는 거시적 수준(Level_2)의 랜덤 항이면서 다음의 일반적인 가정을 가진다. $E(\mu_{0j})=0, j = j'$ 일때 $var(\mu_{0j})=E(\mu_{0j}\mu_{0j}')=\sigma_{\mu}^2$, 그리고 $j \neq j'$ 일때, $cov(\mu_{0j}, \mu_{0j}')=E(\mu_{0j}\mu_{0j}')=0$ 이다. 그리고, μ_{0j} 와 ϵ_{ij} 는 상호독립적이고 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 (8)과 같이 β_{ij} 은 변형된다.

$$(8) \beta_{ij} = \beta_j + \Gamma_{ij}$$

이 기울기 항 β_{ij} 은 평균적인 지역 수준의 기울기(β_1)와, 특정 지역수준과는 다른 지역수준에 대한 기울기의 다양성(Γ_{ij})을 포함한다. 이 때, 식 (7)와 식 (8)을 결합시키면 소위 랜덤계수회귀식(Random Coefficient Regression) 또는 스와미회귀모형⁴(Swamy Regression Model)과 같은 다음의 식(9)를 얻게 된다.

$$(9) Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + (\Gamma_{ij} X_{ij} + \mu_{0j} + \epsilon_{ij})$$

여기에서 기울기와 절편들은 모두 다양하게 분포되어진다. 이 모형은 두 개(Γ_{ij}, μ_{0j})의 교란항(disturbance)을 가지고 있다. Γ_{ij} 는 또 다른 하나의 랜덤 항이며, 일반적인 가정인 $E(\Gamma_{ij})=0, j = j'$ 일때 $var(\Gamma_{ij})=E(\Gamma_{ij}\Gamma_{ij}') = \sigma_{\Gamma}^2$, 그리고 $j \neq j'$ 일때, $cov(\Gamma_{ij}, \Gamma_{ij}') = E(\Gamma_{ij}\Gamma_{ij}') = 0$ 을 설정하고 있다. 그리고, Γ_{ij} 와 μ_{0j} 사이에는 상관성이 있을 수 있고, 이 때 거시적 랜덤 항인 (Γ_{ij}, μ_{0j})은 평균이 0이고 공분산 $cov(\Gamma_{ij}, \mu_{0j})$ 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 (9)의 본 모형에 사용하였다.⁵

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

4. 자료 및 변인

본 연구에서 사용된 자료는 2000년 농어업총조사 전수자료다. 본 연구에서는 경기도 31개 시 군지역과 1995년에 인천직할시로 편입된 강화군과 옹진군의 2개군을 합하여 총 33개 시 군지역 농가를 대상으로 하였다. 본 연구에서는 2000년 현재 경기도 총 농가 159,676호 중 농축산물총판매소득이 정(+인 가구 중의 약 50% 표본인 78,709농가를 분석에 사용하였다.

본 연구의 종속변인인 농산물판매금액은 상세한 설명이 필요하다. 원자료인 농어업총조사자료는 농축산물 총판매소득이 11

⁴ 이 방법론은 Swamy 등에 의해 발표되었고, 현재 까지도 실증연구에서 널리 사용되어지고 있다 (Caudill et al., 1995; Hoque, 1991, 외 다수).

⁵ 추정의 복잡성에 대하여는 Brky and Raudenbush (1992)와 Longford(1993)에 자세하게 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)은 이 공분산구조가 그들의 실험연구에서 훌륭하게 수행되었음을 밝힌 바 있다.

가지의 집단변인(categorical variable)으로 설정되어 있어 종속변인의 분산을 충분히 반영할 수 없는 한계가 있다. 이를 극복하기 위해 본 연구에서는 주어진 집단내에서도 서로 다른 가중치를 부여하는 방안을 채택하여, 같은 집단 내에 있는 개별 농가의 경우에도 판매내역과 수량 및 중량에 따라 서로 상이한 농산물판매소득을 가질 수 있도록 하였다. 상세한 방법론은 다음과 같다.

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

$$(10) \quad \gamma_{ik} = \sum_{l=1}^{l=L} a_{lk} b_{ilk}$$

로 표현할 수 있다. 여기서, a_{lk} 은 k 집단 내 l 작목(축산물)의 ha(마리)당 평균소득 금액⁶이고, b_{ilk} 은 개별 i 농가의 l 작목(축산물)의 ha면적(마리 수)이다. 본 연구에서는 개별 작목 및 축산물의 시장평균가격에 기초하여 개별 집단내 각 농축산물총판매 소득의 중위값에 부여되는 가중치 w_{ik} 를 계산하고 다음과 같은 식을 통해 개별 집단 내에서도 서로 다른 농축산물판매금액을

⁶ 본 연구에서 사용한 평균소득금액은 대부분 농촌진흥청에서 발표하는 2000년도의 전국농축산물소득 자료(<http://www2.rda.go.kr/stdinincome/index.asp>)를 사용하였으며, 작목이나 축산물에 대하여 소득자료가 없는 경우는 유사한 작목이나 축산물끼리는 동일하게 취급하였고(팔과 콩, 혹은 오리와 닭), 시장조사가 곤란한 작목은 작목유형별로 조사된 소득자료의 평균을 부여하였으며(자두, 매실, 기타, 혹은 메론), 축산물의 경우는 여러 농가에 개별전 화설문을 통해 마리당 연평균소득을 조사하여 이를 사용하였다.

가질 수 있도록 하였다.

$$(11) \quad w_{ik} = \frac{(\gamma_{ik} - \gamma_k^m) * M_k + (\gamma_k^M - \gamma_{ik}) * m_k}{(\gamma_k^M - \gamma_k^m)}$$

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.⁷ 이러한 변환을 통해 본 연구에서 사용된 자료의 모든 농가는 각각 서로 다른 농축산물 판매소득을 소지하고 있다. 이러한 종속변인의 변환은 변환하기 이전보다 훨씬 설명력이 높은 통계모형의 구축이 가능한 것으로 나타났다. 본 연구에 수록하지는 않았지만, 변환하기 이전과 이후의 Chi-Square로 표현된 모형의 설명력은 동일한 자유도(d.f.) 하에서도 약 37정도 높은 것으로 나타났다.⁸

<표 1>은 종속변인 및 독립변인에 대한 설명을 담고 있다. 회귀분석에서 사용된 농축산물판매금액은 자연대수로 변환하였다.

⁷ 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 k카테고리 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 k카테고리 내에 농축산물판매금액을 고르게 분포시켰다. 따라서, 99%를 넘는 γ_{ik} 는 k카테고리 최고금액을, 1%미만일 경우 k카테고리 최하금액을 부여하였다.

⁸ 독자들이 교신저자에게 요청할 경우 분석결과를 제공할 예정이다.

농업총조사자료를 이용하여 농산물판매금액에 대해 이루어진 선행연구는 거의 찾을 수 없는 것이 현실이다. 본 연구에서는 농업

표 1 변인설명

변인	변인 설명
종속변인	
W_PRICE	농가의 생산능력으로 보정한 농축산물판매금액
LNPRIC	Log(W_PRICE)
독립변인	
<u>인구학적 변인</u>	
NHH_N	(총가원수)-(평균가구원수=3명)
NHHN_SQ	NHH_N*NHH_N
GENDER	여성=1, 남성=0 (ref.)
NAGE	(경영주 나이)-(평균 경영주 나이=56세)
NAGE_SQ	NAGE*NAGE
FARM_T1	전업농가(ref.)
FARM_T2	1종겸업농가(농업수입>농업외수입)=1, 그 외=0
FARM_T3	2종겸업농가(농업수입<농업외수입)=1, 그 외=0
<u>사회경제학적변인</u>	
NCAREER	(경영주 농사경력)-(평균 경영주 농사경력=29년)
NCA_SQ	NCAREER*NCAREER
C_EDU1	중졸이하
C_EDU2	고졸(ref.)
C_EDU3	3년제 이하 대학
C_EDU4	4년제 대학 이상
M_W	주 종사분야 : 농업 외=1, 농업=0 (ref.)
NEDU_T	(농가 총교육연수)-(평균 농가 총교육연수=26년)
NEDUT_SQ	NEDU_T*NEDU_T
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	최고판매금액농사: 논벼 (ref.)
HIKIND2	최고판매금액농사: 과수=1, 그 외=0
HIKIND3	최고판매금액농사: 특용작물=1, 그 외=0
HIKIND4	최고판매금액농사: 채소=1, 그 외=0
HIKIND5	최고판매금액농사: 화훼=1, 그 외=0
HIKIND6	최고판매금액농사: 일반밭작물=1, 그 외=0
HIKIND7	최고판매금액농사: 축산=1, 그 외=0
HIKIND8	최고판매금액농사: 양잠기타=1, 그 외=0
<u>친환경정보변인</u>	
ENVI	친환경농업=1, 그 외=0
NT_ENVC	(친환경재배총면적)-(평균면적=368평)
COACT0	컴퓨터미보유(ref.)
COACT1	컴퓨터보유하고 미사용=1, 그 외=0
COACT2	컴퓨터보유하고 사용하지만 통신인터넷미활용=1, 그 외=0
COACT3	컴퓨터보유하고 사용하면서 통신인터넷활용=1, 그 외=0

총조사자료에서 제공하는 변인의 이용가능성에 기초하여, 공간사회과학의 주요한 학문분야인 경제학, 지역학, 계획학 등의 선행연구에서 소득수준에 대한 결정요인으로 주로 사용되는 변인들을 선택하여 사용하였다. 독립변인들은 인구학적, 사회-경제적, 작목별, 그리고 친환경 및 정보의 4가지로 대별하였다.

개별 독립변인들 중 특이한 부호화는 교육수준과 선형변인에 대한 중위분산 부호화다. 농축산물판매는 가구주의 영향이 가장 크겠지만 농가 전체의 역량이 더욱 중요하다라는 판단하에, 개인이 아닌 가구 구성원 전체의 교육수준을 합한 각 농가의 교육수준⁹을 나타내는 변인을 새로 구축하였다. 본 연구에서 사용된 모든 연속 또는 선형변인은 중위값에 대한 분산변인을 사용하였다. 이러한 변인들로는 경영주의 나이, 총가구원 수, 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 직접적이게 되는 등의 장점이 있다.

5. 분석결과

<표 2>는 다중모형으로 분석한 농축산물 판매금액의 분석결과를 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. 개인차이(2.2232)와 지역간차이(0.1108) 모두 통계적으로 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 독립변인을 통제한 최종 모형4에서도 통계적 차이는 존재하고 있는 것으로 나타났다. -2RLL(Restricted Log-Likelihood)와 BIC(Bayesian Information Criterion)로 설명되는 모형의 설명력은 모든 변인을 통제한 모형4가 모형1, 2, 3보다 훨씬 높은 것으로 나타났다. 따라서 농축산물판매금액에 대한 독립변인의 효과에 대한 설명은 모형4를 중심으로 하기로 한다.

농축산물판매금액에 대한 독립변인들의 효과는 예상된 결과를 보이고 있다. 가구원수(NHH_N)가 많을수록 판매금액은 증대

⁹ 각 개인의 교육수준은 카테고리 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.

하는 것으로 나타났다. 여성이 가구주인 농가(GENDER)는 남성인 경우에 비해 판매금액이 적은 것으로 나타났고, 가구주의 나이 역시 판매금액과 부(-)의 관계를 보이고 있다. 경영주의 농사경력(NCAREER)과 전체 가구원의 교육수준(NEDU_T)은 판매금액을 증진시키는 것으로 나타났고, 경영주의 교육수준이 대졸이상인 경우(C_EDU4)가 낮은 학력을 가진 다른 집단보다 높은 판매수익을 올리고 있는 것으로 분석되었다.

농가 경영주의 주종사 분야가 농업 이외의 분야인 경우(M_W)가 농업인 경우보다 농축산물판매소득이 낮은 것으로 나타났고, 전업농에 비해 1종겸업(FARM_T2)와 2종겸업(FARM_T3)의 소득이 낮은 것으로 분석되었다. 농가의 경제적 활황 정도를 일정 반영한다고 판단되는 자동차보유여부 역시 예상한 결과를 보이고 있다. 승용차량만 소유한 농가보다 화물차량(DRIVE2)을 소유한 농가 또는 2가지 다 소유한 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 판매소득효과를 측정하였다. 경기도의 경우 과수(HIKIND2), 채소(HIKIND4), 축산(HIKIND7), 그리고 양잠이나 기타(HIKIND8)를 주종으로 하는 농가의 판매소득이 논벼가 주종인 농가의 경우보다 판매소득이 높은 것으로 분석되었고, 특용작물(HIKIND3)이나 화훼(HIKIND5), 그리고 일반밭작물(HIKIND6)의 경우에는 판매소

득이 낮은 것으로 나타났다. 하지만 이러한 결과는 지역별 차이를 감안하지 않은 경기도의 일반적 추세를 나타내는 것으로, 지역의 편차가 드러날 후반부의 분석에서는 지역별 차이가 나타날 것으로 판단된다.

환경과 정보관련 변인의 결과는 환경농업의 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 규모가 대규모 농가에 비해 작은데 기인하는 것으로 판단된다. 정보화 정도를 나타내는 컴퓨터 보유 및 사용정도는 농산물판매금액에 정(+)의 영향을 끼치고 있는 것으로 나타났다. 컴퓨터를 보유하고 있는 농가(COACT1)의 판매소득이 그렇지 않은 경우보다 약간 높게 나타났으나, 컴퓨터 보유 가구 중 사용하지 않거나(COACT2), 또는 통신/인터넷활용(COACT3)하는 가구의 경우 그렇지 않은 가구에 비해 농산물판매금액에 현저한 차이를 보이고 있었다.

<표 3>은 <표 2>에 있는 개별모형을 가지고 각 지역별 절편(INTERCEPT)의 임의효과(random effect)에 대한 차이를 고려하여 각 지역별 평균농축산물판매소득에 대한 순위의 차이가 어떻게 다르게 나타나는지를 보여주고 있다. 즉 <표 3>의 결과는 개별 모형에서 통제된 모든 변인을 통제된 가운데 평균적인 농가의 경우에 대한 개별 지역에서의 농축산물 판매소득의 평

균을 분석한 것이다. 본 연구에서와 같이 종속변인이 선형일 경우 다중모형에서 표준화된 종속변수에 대한 평균을 구하는 식은 다음의 식(12)와 같다(Goldstein, 1987).

$$(12) \quad \hat{\mu}_j = \left\{ \left(\sum_{i=1}^{i=n_j} \hat{q}_{ij} \right) / n_j \right\} / \left(n_j \hat{\sigma}_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 \right)$$

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 실제농축산물판매소득) - (j지역별 농가 i의 모형 추정판매소득)

n_j = j지역별 농가 수

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

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

<표 3>은 본 연구에서 사용된 식(10)과 식(11)을 이용하여 새로이 추정된 농축산물판매소득(첫째 행)에 대한 지역별 평균 소득을 기본으로 하고, 기타 행은 식(12)를 이용하여 추정하여 내림차순으로 정렬한 것이다. 농축산물판매소득이 정(+)인 모든 가구를 고려할 경우 연천군의 농가평균판매소득이 1,928만7천원으로 가장 높게 나타났으며, 그 다음이 이천, 안성시의 순이었고 안양시와 용진군의 평균판매소득이 가장 낮은 것으로 나타났다.

다음의 모형1에서 모형4까지의 결과는

통제된 독립변인이 평균적인 특성을 가지는 농가의 지역별 평균적 특성을 나타내는 것이다. 독립변인을 통제하지 않은 모형1에서는 구리시가 가장 순위가 높은 것으로 나타났으나 모든 변인을 통제한 모형4의 경우에는 연천군이 다시 1위로 상승했다. 이것은 다른 조건이 일정하다면, 연천시에 거주하는 농가의 생산성이 가장 높은 것을 의미한다. 모형에서 독립변인이 통제되지 않았을 경우에는 약 10위 밖이었던 평택시와 하남시는 모든 변인을 통제한 모형4에서 각각 2위와 3위를 기록해 높은 생산성을 기록하고 있는 것으로 분석되었다. 반면 관찰된 판매소득이 10위권 이내였던 포천, 과천, 양주 등은 모형4에서는 10위권 밖으로 밀려나서, 그다지 생산성이 높게 나타나지 않았다.

관찰된 농축산물 판매소득은 지역이나 농가의 특성이 감추어진 상태인 반면, 모형4에서 드러난 결과는 최소한 모형에서 통제된 모든 변인이 모든 지역별로 동일한 상태의 결과를 보이고 있다는 측면에서 유의미한 분석결과로 판단된다. 즉 연천, 하남, 구리, 평택, 부천 등에 있는 농가의 평균생산성이 가평, 남양주, 광명 등에 거주하는 농가의 경우보다 높다고 할 수 있다. 하지만 이러한 결과는 본 연구에서 통제하지 못한 자치단체의 노력, 기후, 환경 등과 같은 변인에 의한 결과일 개연성 역시 존재하고 있는 연유로, 최종적인 결론은 보다 철저한 모형의 정립과 분석이 이루어진 이후에 가능할 것으로 판단된다.

지금까지의 분석은 개별 변인의 지역별 차이에 대한 편차를 고려하지 않은 것이다.

표 2 다중모형으로 분석한 농축산물 판매금액

	모형_1		모형_2		모형_3		모형_4	
	Coeff.	S.D	Coeff.	S.D	Coeff.	S.D	Coeff.	S.D
Fixed								
INTERCEPT	6.2195 ***	0.05884	6.9616 ***	0.04530	6.8892 ***	0.04281	6.8094 ***	0.04258
NHH_LN			0.0334 ***	0.00640	0.0406 ***	0.00600	0.0267 ***	0.00599
NHHN_SQ			0.0038 **	0.00164	0.0029 *	0.00154	0.0051 ***	0.00152
GENDER			-0.5386 ***	0.01751	-0.4478 ***	0.01644	-0.4541 ***	0.01625
NAGE			-0.0267 ***	0.00062	-0.0228 ***	0.00059	-0.0209 ***	0.00058
NAGE_SQ			-0.0004 ***	0.00003	-0.0003 ***	0.00003	-0.0003 ***	0.00003
NCAREER			0.0138 ***	0.00043	0.0146 ***	0.00041	0.0140 ***	0.00040
NCA_SQ			-0.0005 ***	0.00002	-0.0005 ***	0.00002	-0.0005 ***	0.00002
NEDU_T			0.0112 ***	0.00058	0.0096 ***	0.00054	0.0085 ***	0.00054
NEDUT_SQ			-0.0002 ***	0.00002	-0.0002 ***	0.00002	-0.0002 ***	0.00002
C_EDU1			-0.0723 ***	0.01238	-0.0626 ***	0.01160	-0.0396 ***	0.01146
C_EDU3			0.1285 ***	0.03506	0.0837 **	0.03283	0.0393	0.03244
C_EDU4			0.1607 ***	0.02556	0.1451 ***	0.02395	0.0768 ***	0.02376
M_W			-0.3901 ***	0.01641	-0.3230 ***	0.01538	-0.3099 ***	0.01519
FARM_T2			-0.1441 ***	0.01212	-0.1046 ***	0.01138	-0.0881 ***	0.01125
FARM_T3			-1.2538 ***	0.01407	-1.0914 ***	0.01329	-1.0426 ***	0.01315
DRIVE0			-0.3168 ***	0.01197	-0.2555 ***	0.01124	0.4443 ***	0.01935
DRIVE2			0.2950 ***	0.01436	0.2648 ***	0.01348	-0.2226 ***	0.03208
DRIVE3			0.7460 ***	0.01847	0.6082 ***	0.01741	-0.5096 ***	0.01312
HIKIND2					0.4552 ***	0.01959	0.5002 ***	0.03208
HIKIND3					-0.2106 ***	0.03248	-1.1167 ***	0.01915
HIKIND4					-0.5015 ***	0.01328	0.9273 ***	0.01492
HIKIND5					0.5438 ***	0.03232	-0.0203 ***	0.07712
HIKIND6					-1.1366 ***	0.01938	-0.2259 ***	0.01120
HIKIND7					0.9397 ***	0.01500	0.2558 ***	0.01332
HIKIND8					-0.0146	0.07813	0.5363	0.01727
ENVI							-0.0902 ***	0.01842
NT_ENVC							0.0001 ***	0.00000
COACT1							0.0748 ***	0.01054
COACT2							0.5934 ***	0.03352
COACT3							0.5821 ***	0.02233
Random								
<i>Level_1</i>								
INTERCEPT	2.2232 ***	0.01121	1.5479 ***	0.00781	1.3569 ***	0.00684	1.3211 ***	0.00666
<i>Level_2</i>								
INTERCEPT	0.1108 ***	0.02855	0.0595 ***	0.01544	0.0524 ***	0.01361	0.0510 ***	0.01325
COACT1								
COACT2								
COACT3								
ENVI								
HIKIND2								
HIKIND3								
HIKIND4								
HIKIND5								
HIKIND6								
HIKIND7								
HIKIND8								
-2RLL	286392		258055		247727		245663	
BIC	286399		258062		247734		245670	

주: 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01
 2)Level_1과 Level_2에서의 p값은 Z값에 대한 것이다.

표 3 다중모형의 모형별 랜덤 항 잔차와 순위

지역명	농축산물 판매소득*		모형1		모형2		모형3		모형4	
	판매소득	순위	잔차	순위	잔차	순위	잔차	순위	잔차	순위
연천군	1928.07	1	0.4399	4	0.3515	2	0.4043	1	0.4017	1
이천시	1838.22	2	0.4457	2	0.2937	6	0.2486	7	0.1952	10
안성시	1756.02	3	0.4446	3	0.3342	4	0.2231	10	0.2406	7
구리시	1732.61	4	0.5684	1	0.1809	9	0.2709	5	0.3042	4
포천군	1708.72	5	0.0935	14	0.0824	13	0.0216	12	0.0340	13
과천시	1703.72	6	0.3674	7	0.1598	11	0.0156	15	0.0126	15
양주군	1647.92	7	-0.0224	16	-0.0022	18	-0.1108	21	-0.0882	20
여주군	1630.01	8	0.3313	10	0.2058	8	0.2244	9	0.2184	9
파주시	1623.49	9	0.0537	15	0.0791	14	0.0206	13	0.0381	12
화성군	1607.74	10	0.3488	9	0.3420	3	0.2663	6	0.2374	8
평택시	1592.42	11	0.3807	5	0.3930	1	0.3284	3	0.3222	3
하남시	1501.63	12	0.3500	8	0.1631	10	0.3615	2	0.3452	2
용인시	1452.58	13	-0.0321	17	-0.0631	20	-0.0615	19	-0.0647	19
동두천시	1443.12	14	-0.3344	28	-0.1304	22	-0.1508	23	-0.1333	23
고양시	1393.80	15	0.2391	11	0.1356	12	0.1317	11	0.1365	11
강화군	1345.54	16	0.3774	6	0.3003	5	0.2790	4	0.2959	5
남양주시	1305.70	17	-0.1771	21	-0.3278	29	-0.2893	32	-0.2754	30
김포시	1289.94	18	0.1271	13	0.0488	16	0.0085	16	0.0265	14
성남시	1243.77	19	-0.0852	19	-0.0972	21	0.0197	14	-0.0015	17
안산시	1223.25	20	0.1509	12	0.0427	17	-0.1559	24	-0.1217	22
의왕시	1111.64	21	-0.2576	24	-0.2166	27	-0.2375	28	-0.2379	29
시흥시	1062.90	22	-0.2500	23	-0.1857	24	-0.1985	26	-0.1711	24
광주군	1029.27	23	-0.3892	29	-0.2080	26	-0.0869	20	-0.0974	21
부천시	1011.75	24	-0.0432	18	0.2083	7	0.2417	8	0.2450	6
광명시	984.10	25	-0.3963	30	-0.4235	33	-0.2788	31	-0.2769	31
오산시	975.13	26	-0.1422	20	0.0651	15	0.0071	17	0.0095	16
가평군	962.08	27	-0.4920	32	-0.3901	32	-0.4290	33	-0.4073	33
양평군	937.06	28	-0.2338	22	-0.1662	23	-0.1382	22	-0.2172	27
수원시	850.11	29	-0.2797	25	-0.2349	28	-0.2439	29	-0.2349	28
의정부시	839.23	30	-0.3162	26	-0.2007	25	-0.1901	25	-0.1926	25
군포시	812.47	31	-0.3270	27	-0.3383	31	-0.2754	30	-0.2885	32
안양시	743.79	32	-0.3969	31	-0.3297	30	-0.2189	27	-0.2126	26
용진군	726.67	33	-0.5418	33	-0.0629	19	-0.0526	18	-0.0317	18

<표 4>는 친환경변인과 정보화변인의 지역별 차이가 존재하는가 여부를 추정하기 위해 이러한 변인에 대한 임의효과를 추정하는 모형에 대한 분석을 실시한 것이다. -2RLL과 BIC로 측정한 전체적인 모형의 설명력은 작목변인의 임의효과를 추정할 수 있는 모형7이 가장 좋은 것으로 나타났고 그 다음이 환경의 임의효과를 추정한 모형6이었으며, 정보화효과를 추정한 모형5가 가장 낮은 것으로 나타났다. 하지만 <표 4>에 있는 모형의 추정결과는 <표 2>에서 설명한 모든 모형의 결과보다 통계적으로 유의성이 있는 결과다.

<표 4>에 있는 모든 모형의 고정효과(fixed effect)는 앞서 설명했던 <표 2>의 모형4의 결과와 대동소이한 결과를 보이고 있다. 따라서 여기에서는 고정효과에 대한 설명은 제외하고 개별 모형 5, 6, 7에 대한 임의효과(random effect)를 중심으로 설명하기로 한다. 컴퓨터보유여부의 지역간 편차는 존재하는 것으로 나타났다(0.0025, $p < .01$). 컴퓨터만 보유하고 통신이나 인터넷활용을 하지 않는 경우의 농축산물 판매소득에 대한 지역간 편차는 존재하지 않았으나(COACT2), 통신 또는 인터넷 활용에 따른 판매소득의 지역간 편차는 존재하고 있는 것으로 나타났다(0.0251, $p < .05$). 친환경농업의 지역간 편차(ENVI)는 존재하고 있는 것으로 나타났으며 규모(magnitude)로 측정한 그 효과는 정보화변인보다 높은 것으로 분석되었다(0.0339, $p < .01$). 지역간 작목별 편차 역시 존재하고 있는 것으로 나타났다. 판매금액에 미치는 영향의 지역

간 차이는 채소작물(HIKIND4)이 가장 큰 것으로 나타났으며(0.2160, $p < .01$), 그 다음이 특용작물(HIKIND3)과 축산(HIKIND7)이었고, 판매금액에 미치는 양잠이나 기타작물(HIKIND8)의 지역간 편차는 통계적 유의성이 없었다.

<그림 1>은 모형5와 6을 통해 랜덤항에 포함되어진 각 변인, 즉 친환경(ENVI), 정보(COACT1 - COACT3)의 지역간 편차에 대한 도표를 좌표화한 것이다. 이것은 평균적 판매소득을 올리고 있는 개별지역 농가가 정보화와 친환경농업과의 관련성을 보기 위한 것이다. 평균적 판매소득을 올리고 있는 농가에 대한 정보화의 효과는 정(+)의 효과를 나타내고 있으나, 친환경농업은 부(-)의 결과를 보이고 있다. 이것은 2000년의 경우 정보화를 통한 농축산물판매소득은 정의 상관관계를 가지고 있다는 측면에서 정통부를 중심으로 한 농촌의 정보화정책이 효과를 나타내고 있다는 결과로 여겨진다. 하지만 친환경농업의 결과가 부(-)의 효과를 보이고 있는 것은 아직도 보통 농가에서 농가소득 증대사업으로 효과를 보이고 있지 않다는 측면에서 유의미한 분석결과로 판단된다.

<표 5>는 8가지로 분류된 작목의 지역별 특화산업여부를 판별하기 위해 지역별 순위를 작성한 것이다. 이것은 <표 4>에 있는 모형7의 작목별(HIKIND2 - HINKIND8) 변인의 임의효과를 이용하여 작성한 결과다. <표 3>과 마찬가지로 <표 5>는 본 연구에서 사용된 식(10)과 식(11)을 이용하여 새로이 추정된 농축산물판매소득(첫째 행)

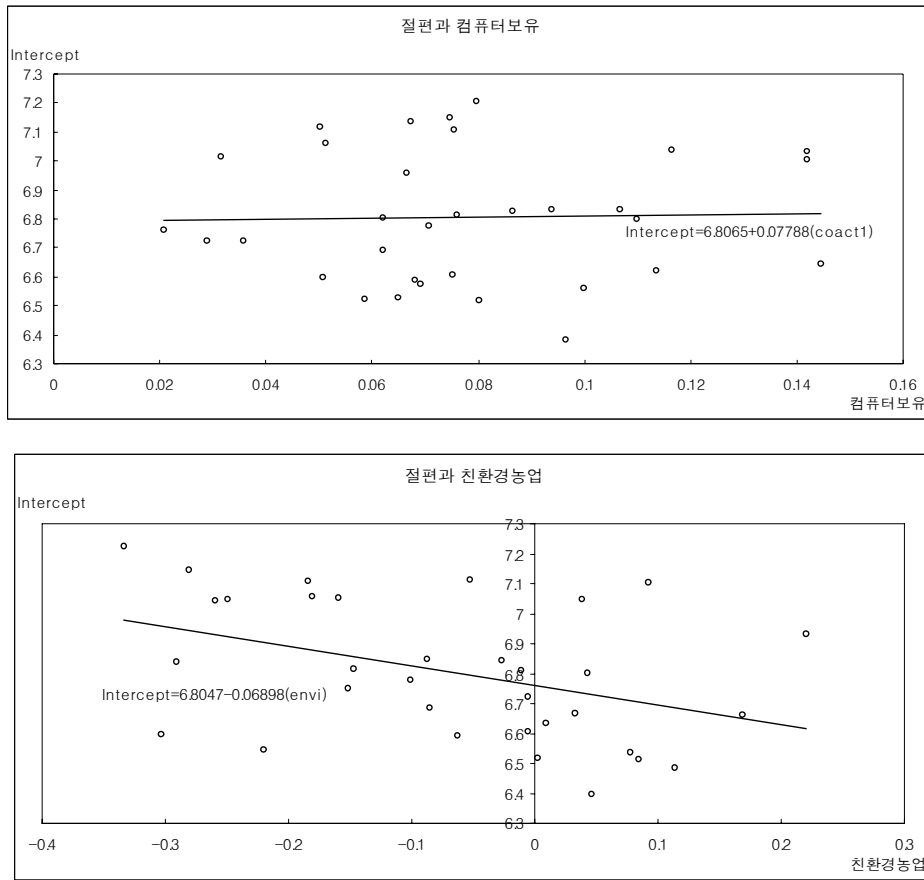
표 4 임의효과로 분석한 다중모형분석결과

	모형_5		모형_6		모형_7	
	Coeff.	S.D	Coeff.	S.D	Coeff.	S.D
Fixed						
INTERCEPT	6.8065 ***	0.043080	6.8047 ***	0.043950	6.7387 ***	0.052460
NHH_N	0.0273 ***	0.005989	0.0265 ***	0.005984	0.0267 ***	0.005924
NHHN_SQ	0.0051 ***	0.001521	0.0051 ***	0.001520	0.0051 ***	0.001504
GENDER	-0.4546 ***	0.016240	-0.4531 ***	0.016230	-0.4413 ***	0.016080
NAGE	-0.0209 ***	0.000583	-0.0208 ***	0.000582	-0.0203 ***	0.000577
NAGE_SQ	-0.0003 ***	0.000031	-0.0003 ***	0.000031	-0.0003 ***	0.000031
NCAREER	0.0140 ***	0.000403	0.0140 ***	0.000403	0.0142 ***	0.000399
NCA_SQ	-0.0005 ***	0.000020	-0.0005 ***	0.000020	-0.0005 ***	0.000020
NEDU_T	0.0085 ***	0.000535	0.0085 ***	0.000535	0.0083 ***	0.000529
NEDUT_SQ	-0.0002 ***	0.000015	-0.0002 ***	0.000015	-0.0002 ***	0.000015
C_EDU1	-0.0396 ***	0.011460	-0.0417 ***	0.011450	-0.0415 ***	0.011330
C_EDU3	0.0369	0.032440	0.0382	0.032410	0.0470	0.032080
C_EDU4	0.0748 ***	0.023770	0.0756 ***	0.023740	0.0815 ***	0.023500
M_W	-0.3098 ***	0.015190	-0.3096 ***	0.015180	-0.3010 ***	0.015030
FARM_T2	-0.0880 ***	0.011240	-0.0864 ***	0.011240	-0.0824 ***	0.011140
FARM_T3	-1.0422 ***	0.013150	-1.0389 ***	0.013150	-1.0102 ***	0.013030
DRIVE0	-0.2257 ***	0.011200	-0.2265 ***	0.011190	-0.2231 ***	0.011080
DRIVE2	0.2564 ***	0.013320	0.2553 ***	0.013310	0.2555 ***	0.013180
DRIVE3	0.5361 ***	0.017270	0.5338 ***	0.017260	0.5282 ***	0.017090
HIKIND2	0.4451 ***	0.019360	0.4461 ***	0.019380	0.4713 ***	0.055140
HIKIND3	-0.2231 ***	0.032080	-0.2223 ***	0.032060	-0.1067 ***	0.084370
HIKIND4	-0.5100 ***	0.013120	-0.5117 ***	0.013140	-0.4624	0.083550
HIKIND5	0.4972 ***	0.032200	0.5112 ***	0.032220	0.5749 ***	0.071300
HIKIND6	-1.1152 ***	0.019140	-1.1114 ***	0.019150	-1.1635 ***	0.064400
HIKIND7	0.9267 ***	0.014930	0.9304 ***	0.014910	0.8597 ***	0.067640
HIKIND8	-0.0214	0.077110	-0.0180	0.077050	0.0332	0.079850
ENVI	-0.0908 ***	0.018420	-0.0690	0.042030	-0.0959 ***	0.018340
NT_ENVC	0.0001 ***	0.000003	0.0001	0.000003	0.0001 ***	0.000003
COACT1	0.0779 ***	0.015010	0.0746 ***	0.010530	0.0722 ***	0.010420
COACT2	0.5989 ***	0.040500	0.5953 ***	0.033490	0.5782 ***	0.033160
COACT3	0.6227 ***	0.039630	0.5825 ***	0.022310	0.5709 ***	0.022110
Random						
<i>Level_1</i>						
INTERCEPT	1.3195 ***	0.00666	1.3185 ***	0.00665	1.2887 ***	0.00651
<i>Level_2</i>						
INTERCEPT	0.0522 ***	0.01361	0.0548 ***	0.01424	0.0798 ***	0.02103
COACT1	0.0025 **	0.00137				
COACT2	0.0093	0.01015				
COACT3	0.0251 **	0.01111				
ENVI			0.0339 ***	0.01267		
HIKIND2					0.0612 ***	0.02299
HIKIND3					0.1317 ***	0.05109
HIKIND4					0.2160 ***	0.05728
HIKIND5					0.0810 **	0.03659
HIKIND6					0.1043 ***	0.03286
HIKIND7					0.1231 ***	0.03661
HIKIND8					0.0059	0.03506
-2RLL	245624		245550		244079	
BIC	245642		245561		244111	

주: 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

2) Level_1과 Level_2에서의 p값은 Z값에 대한 것이다.

그림 1 랜덤 항 변인간 축약선



에 대한 지역별 평균소득을 기본으로 하고, 기타 행은 작목별 임의효과에 대한 지역별 임의추정치(random coefficients)를 내림차순으로 정렬한 것이다.

논벼는 강화와 연천이 가장 경쟁력이 있는 것으로 나타났으며, 광명, 군포, 남양주 등은 가장 경쟁력이 낮은 것으로 나타났다. 과수는 남양주와 가평이 가장 특화되어 있는 것으로 나타났고, 특용작물은 성남과 과주가 경쟁력이 있는 것으로 분석되었다. 채소는 과수와 마찬가지로 남양주가 가장 순위가 높았으며, 그 다음이 하남, 광명, 구리

등과 같은 근교농업이 발달한 수도권외의 위성도시들로 나타났다. 반면, 강화, 김포, 옹진 등은 채소부문에 가장 경쟁력이 낮은 자치단체인 것으로 분석되었다. 화훼는 과주와 하남이 가장 경쟁력이 높은 것으로 나타났고, 양주군이 이 부분 경쟁력이 가장 낮은 것으로 드러났다.

일반 발작물은 여주와 연천, 그리고 수원이 경쟁력이 있는 것으로 나타났고, 채소와 마찬가지로 강화와 김포가 가장 경쟁력이 낮은 것으로 분석되었다. 축산분야는 양주가 가장 경쟁력이 높은 것으로 나타났고,

그 다음이 하남과 포천이었다. 반면, 용진과 광주는 축산분야에서 가장 경쟁력이 낮은 지역으로 분석되었다. 통계적 유의성이 없었던 양잠 및 기타 작물은 파주가 가장 순위가 높게 나타났고, 그 다음이 안산과 의정부였고, 이 분야에서 가장 순위가 낮은 지역은 용인과 포천이었다.

또는 농축산물 판매소득으로 분석된 농가의 경쟁력은 모형에서 통제된 모든 변인의 표준화한 가운데 분석된 결과라는 측면에서 의미있는 결과다. 즉 “표준화된 평균적인 농가가 개별 지역에서 농업에 종사했다면”이라는 가설의 설정을 통해 추정된 결과라는 측면에서 개별 자치단체 또는 농림

<표 5>를 통해 제시된 지역간 특화산업 부 및 농업관련 유관단체의 미래 정책연구

표 5 작목별 순위

지역명	농축산물 판매소득		논벼	순위	과수	순위	특용작물		순위	채소	순위	화훼		순위	일반발작물		순위	축산	순위	양잠 기타		순위
	순위	순위					순위	순위				순위	순위		순위	순위						
연천군	1928.07	1	0.418	2	-0.045	20	-0.019	20	-0.037	18	-0.039	21	0.556	2	-0.131	26	0.000	14				
이천시	1838.22	2	0.220	7	0.001	16	0.296	4	-0.128	22	0.120	6	0.301	4	0.263	6	0.009	8				
안성시	1756.02	3	0.298	5	0.045	13	0.108	11	-0.272	25	-0.090	25	-0.127	24	0.158	11	0.004	11				
구리시	1732.61	4	0.056	14	-0.082	25	0.195	10	0.626	4	-0.028	19	-0.152	26	-0.079	24	0.000	14				
포천군	1708.72	5	0.071	13	-0.218	30	0.005	15	-0.175	24	-0.206	29	-0.025	19	0.315	3	-0.023	32				
과천시	1703.72	6	-0.038	19	0.015	14	-0.055	23	0.551	5	-0.066	22	0.128	9	-0.252	30	0.006	10				
양주군	1647.92	7	-0.069	22	0.067	10	0.073	12	-0.051	20	-0.400	33	0.035	15	0.249	7	0.015	6				
여주군	1630.01	8	0.211	9	0.164	6	-0.419	31	0.043	14	0.030	13	0.836	1	0.171	10	-0.010	27				
파주시	1623.49	9	0.040	16	0.181	4	0.344	2	0.057	13	0.605	1	-0.060	22	0.304	4	0.020	1				
화성군	1607.74	10	0.321	4	-0.074	24	-0.131	26	-0.292	28	0.205	4	-0.025	18	0.133	13	-0.017	30				
평택시	1592.42	11	0.408	3	-0.018	19	-0.179	28	-0.277	26	-0.038	20	-0.524	31	-0.003	18	-0.022	31				
하남시	1501.63	12	-0.230	28	0.089	9	0.252	7	0.907	2	0.447	2	-0.035	20	0.427	2	-0.001	21				
용인시	1452.58	13	-0.022	18	-0.166	28	-0.009	19	0.081	10	-0.088	24	-0.200	28	0.243	8	-0.028	33				
동두천시	1443.12	14	-0.098	23	0.052	12	-0.130	25	0.080	11	-0.071	23	0.044	14	-0.010	19	-0.002	22				
고양시	1393.80	15	0.048	15	-0.105	27	0.303	3	0.376	6	0.055	10	0.160	7	-0.051	22	-0.010	28				
강화군	1345.54	16	0.453	1	-0.386	33	-0.268	29	-0.577	30	-0.226	30	-0.556	33	-0.389	31	-0.006	23				
남양주시	1305.70	17	-0.819	33	0.656	1	-0.020	21	1.097	1	0.238	3	0.132	8	0.564	1	0.002	12				
김포시	1289.94	18	0.211	8	-0.332	31	0.271	6	-0.878	33	-0.142	27	-0.540	32	-0.241	29	-0.012	29				
성남시	1243.77	19	-0.058	21	-0.007	18	0.533	1	0.066	12	0.102	8	0.206	6	-0.041	20	-0.008	25				
안산시	1223.25	20	0.016	17	-0.168	29	0.007	14	-0.049	19	0.010	14	-0.133	25	-0.045	21	0.020	2				
의왕시	1111.64	21	-0.163	25	-0.091	26	0.283	5	-0.145	23	-0.107	26	-0.111	23	0.271	5	0.009	9				
시흥시	1062.90	22	0.073	12	-0.053	22	-0.045	22	-0.783	32	-0.279	31	-0.014	16	-0.103	25	0.000	14				
광주군	1029.27	23	-0.046	20	0.166	5	-0.334	30	0.006	15	0.041	12	-0.046	21	0.050	15	0.016	5				
부천시	1011.75	24	0.292	6	-0.068	23	0.000	16	0.139	9	-0.289	32	0.243	5	-0.625	32	0.000	14				
광명시	984.10	25	-0.565	32	0.062	11	-0.136	27	0.680	3	0.178	5	0.049	13	0.201	9	0.001	13				
오산시	975.13	26	0.080	11	0.005	15	-0.067	24	-0.291	27	0.000	15	-0.287	30	0.152	12	0.000	14				
가평군	962.08	27	-0.261	30	0.232	2	-0.838	33	-0.450	29	0.086	9	-0.231	29	0.027	16	0.018	4				
양평군	937.06	28	-0.143	24	0.196	3	0.061	13	-0.026	16	-0.173	28	-0.015	17	-0.181	27	-0.009	26				
수원시	850.11	29	-0.170	26	0.116	8	0.215	8	-0.112	21	-0.024	18	0.307	3	-0.230	28	0.013	7				
의정부시	839.23	30	-0.258	29	0.161	7	0.199	9	0.303	8	0.052	11	0.090	11	0.054	14	0.020	3				
군포시	812.47	31	-0.285	31	-0.049	21	0.000	16	0.335	7	-0.019	17	0.122	10	-0.074	23	-0.006	24				
안양시	743.79	32	-0.190	27	-0.002	17	0.000	16	-0.028	17	0.116	7	-0.188	27	0.027	17	0.000	14				
용진군	726.67	33	0.199	10	-0.341	32	-0.497	32	-0.775	31	0.000	15	0.059	12	-1.155	33	0.000	14				

로 유효한 방법으로 판단된다.

6. 결 론

본 연구에서는 농축산물판매소득에 미치는 결정요인과 농축산물판매소득으로 측정된 경기지역의 비교우위작목에 대한 분석을 시도하였다. 본 연구에서는 특히 친환경농업과 정보화의 숙지 및 활용여부, 그리고 교육수준의 차이가 지역별 농축산물판매소득에 끼치는 영향을 분석하였다. 선행연구들에서 특화산업의 선정에 대한 미시적 수준의 분석이 전혀 이루어지지 못했던데 반해, 본 연구에서는 미시자료를 이용한 지역의 작목별 경쟁력을 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 특히 기존의 일원모형이 가지는 한계를 극복하기 위해 개별 변인의 각 지역별 분산이 허용되는 다중모형(Multi-Level Model)을 사용하였다.

본 연구를 통해 발견된 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 경기도의 지역별 작목의 경쟁력은 상이한 것으로 나타났다. 이것은 이러한 지역의 이질적 특성을 고려하지 않은 경기도 전체에 대한 거시적 농촌정책은 무의미할 수 있음을 의미한다. 둘째, 정보화산업의 농촌지역 이식은 농축산물 판매소득 증대를 통한 농가의 소득증대에 기여하는 것으로 나타났다. 특히 컴퓨터 보유와 아울러 통신이나 인터넷 활용 등과 같은 외부적 정보망 활용은 농가소득 증대에 더욱 기여하고 있는 것으로 분석되

었다.¹⁰ 셋째, 2000년 현재 경기도의 경우 친환경농업과 농축산물판매를 통한 농가소득증대는 부(-)의 관련성을 보이고 있었다. 이것은 친환경농업 정책을 통한 WTO 이후의 농가소득증대가 아직 실효를 거두고 있지 못함을 나타낸다.¹¹ 이것은 농어촌 정보화 정책의 긍정적 효과와는 상반된 결과로 보다 근원적인 친환경농업정책의 고려가 필요하다고 판단된다.

한국의 농촌지역사회는 최근에 급격한 국내외적인 여건의 변화를 맞고 있다. 지방자치제도의 출범과 WTO체제로 대변되는 세계화는 농업과 농촌을 기반으로 한 농촌자치단체에서도 독립적으로 자생력과 우월성 있는 지역사회를 만들기 위한 경쟁이 중요하게 인식되어야 함을 의미한다. 세계화의 시작은 세계시장이 하나로 단일화되는 전지구적 차원에서 농촌을 기반으로 한 자치단체가 완전경쟁시장의 상황 속에서 무한경쟁을 벌여야 함을 의미한다.

WTO 출범과 함께 한국의 경우와는 다르게 그 편익을 향유하고 있는 OECD국가의 경우 농촌지역개발은 국가경제의 균형 발전을 위해서 절대적으로 필요하다는 시각에서 출발하고 있다(이성우 외, 2003). 선

¹⁰ 컴퓨터와 인터넷 사용은 본 연구에서 설정한 농축산물판매금액과 반대의 관련성을 수반할 수 있는 동시성(simultaneity)을 가질 수 있다. 즉, 소득이 높은 농가가 컴퓨터나 인터넷 등의 사용을 확대하는 인과관계(causality)도 상정할 수 있다.

¹¹ 환경농업을 실시하는 곳이 대체로 생산성이 떨어지는 중산간지역이라는 점 또한 농축산물판매금액에 대한 부(-)의 관련성과 연과성이 있는 것으로 판단된다.

진 OECD 국가들은 이러한 인식에 기초하여 농촌을 기반으로 한 자치단체에서도 국제시장에서의 경쟁력확보를 도모하기 위해 세계시장에서도 경쟁력이 있는 지역특화산업이 농촌경제에 이식되어 질 수 있도록 하고 있으며, 이러한 특화 산업에 대한 농촌공간의 활성화를 통해 균형적인 국가경제의 발전을 달성하도록 전략이 수립되고 있다. 농산업의 효율성 저하라는 여건하에서 농외소득의 증진을 통한 농촌개발계획의 수립과 집행은 장기적인 측면에서 농촌 발전을 위한 불가피한 농촌지역개발전략이라고 할 수 있다. 하지만 농촌공간에 대한 2, 3차 산업의 이식 및 이에 기초한 장기 전략은 최소한 일정 기간동안 농촌지역주민들에 대한 경제적 기회의 상실로 귀결될 수밖에 없다는데 문제가 있다. 이러한 문제 해결은 개별 자치단체별 시장경쟁력이 제고될 수 있는 농축산업의 특화로 상당 부분 보완될 수 있으리라 판단된다.

본 연구의 여러 가지 의의에도 불구하고 연구의 범위가 전국을 대상으로 하지 않았다는 측면에서 한계가 있다. 실질적 시장이라 할 수 있는 전국을 대상으로 분석할 경우, 시·도별 전국 경쟁력은 물론 시·도별 기초자치단체에 대한 특화산업의 구축에 더욱 실질적인 연구결과를 낳을 수 있으리라 판단된다.

참 고 문 헌

김갑성, 홍순용. 1996. “지역간 투입-산출기법을 이용한 지역특화산업 분석.” 『지역연구』

12(1):1-15.

- 김은영. 1997. “농어촌지역의 관광자원개발 특화요인에 관하 실증연구.” 『관광연구』 9:25-53. 대한관광경영학회.
- 김의천, 김석민. 2001. “e-MP 구축을 통한 지역특화산업의 수출활성화 방안.” 『한국산업경제 연구』 14(1):263-277. 한국산업경제학회.
- 박광서, 임형섭. 1996. “지역의 특화산업에 관한 연구-이론적 접근을 중심으로.” 『지역개발연구』 28(1):155-181.
- 박석희. 1997. “관광산업진흥을 통한 지역 이미지 특화방안.” 『지방행정』 46(523):21-29. 대한지방행정공제회.
- 송태백. 1999. “지역특화산업육성을 통한 동서경제협력방안.” 『한국마케팅과학연구』 3: 79-97.
- 안동만 등. 2000. 농촌지역의 자원보전과 관광자원의 개발. 21세기의 농촌계획과 농촌생활 환경개선의 방향. 한일농촌계획심포지움
- 여상일. 1996. “지역특화산업 육성을 위한 지방자치단체의 역할.” 『한국지방행정연구』 107-114.
- 오내원, 김은순. 2001. “농외소득의 실태와 정책방향.” 『농촌경제』 24(2). 한국농촌경제연구원.
- 오세익 등. 1997. “환경보전형 농업 발전을 위한 정책과제.” 『농촌경제』. 한국농촌경제연구원.
- 이동필 등. 2001. 「농촌지역의 정보화 실태와 정보격차 해소 방안에 관한 연구」. R432. 한국농촌경제연구원.
- 이성우, 임형백, 조중구. 2003. “도시와 농촌의 고용기회 결정요인, 1995-2000.” 『농촌경제』 26(1): 15-38. 한국농촌경제연구원.
- 이성우, 류성호, 1999. “Upper-Level Expectation in Random Coefficient Logit Model.” 『농촌계획』 5(2) : 66-72

- 장 옥, 송미령. 2001. “농업과 농촌발전을 위한 정보통신기술의 역할: 기대와 현실.” 『국토계획』 36(3):255-271.
- 장 옥, 송미령. 2002. “Challenges and Barriers in Application of Information Technology to Agricultural and Rural Development.” 『한국지역개발학회지』 14(1):163-186.
- 홍기용, 이동필, 오광철. 1996. “지역특화산업육성을 위한 적정 기능인력수급에 관한 연구.” 『한국지역개발학회지』 8(2):91-105.
- Alker, H. R., Jr. 1969. “A typology of ecological fallacies.” in Dogan, M and Rokkan, S. (Eds) *Quantitative Ecological Analysis*. Mass. MIT Press.
- Anselin. 1988. “Model validation in spatial econometrics: a review and evaluation of alternative approaches.” *International Regional Science Review*. 11:297-316.
- Anselin, L. 1992. “Space and applied econometrics.” *Regional Science and Urban Economics*. 22:307-316.
- Billy, J. O. G. and D. E. Moore. 1992. “A Multi-Level Analysis of Marital and Nonmarital Fertility in the U.S.” *Social Forces*. 70:977-1011.
- Blalock. 1984. “Contextual-effects models: theoretical and methodological issues.” *Annual Review of Sociology*. 10:353-372.
- Brewster, K. L., J. O. G. Billy and W. R. Grady. 1993. “Social Context and Adolescent Behavior: The Impact of Community on The Tradition to Sexual Activity.” *Social Forces*. 71:713-745.
- 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. “Certification of Need Regulation and The Diffusion of Innovations: A Random Coefficient Model” *Journal of Applied Econometrics*. 10: 73-78.
- Crane, J. 1991. “The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Rapping Out and Teenage Childbearing.” *American Journal of Sociology*. 96:1226-1259.
- Duncan, C., K. Jones and G. Moon. 1993. “Do Places Matter? A Multi-Level Analysis of Regional Variations in Health-Related Behaviour in Britain.” *Social Science and Medicine*. 37:725-733.
- Evans, M. D. R. and H. U. Saraiva. 1993. “Women’s Labor Force Participation and Socioeconomic Development: Influences of Local Context and Individual Characteristics in Brazil.” *British Journal of Sociology*. 44:25-51.
- Fox, W. F., H. W. Herzog and A. M. Schlottman. 1989. “Metropolitan Fiscal Structure and Migration.” *Journal of Regional Science*. 29:523-536.
- Goldstein, H. 1995. *Multilevel Statistical Models*. Edward Arnold. London
- Goldstein, H. 1987. *Multilevel Models in Educational and Social Research*. Griffin. London
- Hoque, A. 1991. “An application and Test for A Random Coefficient Model in Bangladesh Agriculture.” *Journal of Applied Econometrics*. 6:77-90.
- Jennrich, R. I. and M. D. Schluchter. 1986. “Unbalanced repeated-measures models with structured covariance matrices.” *Biometrics*. 42:805-820.
- Johnstone, R. J. 1991. “A Place for Everything and Everything in Its Place.” *Transactions of Institute of British Geographers*. N.S. 16:131-147.
- Jones, K. 1991a. *Multi-level Models for Geographical Research*. Norwich: Environmental Publications.
- Jones, K. 1991b. “Specifying and Estimating Multi-level Models for Geographical

Research.” *Transaction of Institute of British Geographers*. N.S. 16:148-160.

Jones, K. and G. Moon. 1993. “Medical Geography: Taking Space Seriously.” *Progress in Human Geography*. 17:515-524.

Jones, K. and N. Bullen. 1994. “Contextual Models of Urban House Proces: A Comparison of Fixed- and Random-Coefficient Models Developed by Expansion.” *Economic Geography*. 70(Jul.):252-272.

Kallan, J. E. 1993. “A multilevel analysis of elderly migration.” *Social Science Quarterly*. 74:403-419.

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.

Kreft, I. G. G., J. DeLeeuw, and R. V. DerLeeden, 1994. “Review of five multilevel analysis programs: BMDP-5V, GENMOD, HLM, ML3, VARCL.” *The American Statistician*. 48:324-335.

Lee, S. W. and D. Myers. 2003a. “Market Effects on Homeownership: Market Heterogeneity and Taste Difference.” *Journal of Housing and the Built Environment* 18: 1-29.

Lee, S. W. and D. Myers. 2003b. “Local Housing Market Effects on Tenure Choice.” *Growth and Change* 34(forthcoming).

Longford, N. T. 1993. *Random Coefficient Models*. Oxford. London.

Mansfield, E. 1991. *Microeconomics*. New York. USA.

OECD.1995. *Niche Markets as a Rural Development Strategy*. OECD.

OECD.1997. *OECD Reviews of Rural Policy: Partnership in the United States*. OECD.

Quirk, J. P. 1987. *Intermediate Microeconomics*. Chicago. USA.

Robinson, W. S. 1950. Ecological correlations and the behaviour of individuals. *American Sociological Review*, 15: 351-7.

Saenz, R. and J. K. Thomas. 1991. “Minority Poverty in Nonmetropolitan Texas.” *Rural Sociology*. 56:204-223.

<p>■ 원고접수일 : 2003년 4월 20일 원고심사일 : 2003년 4월 25일 심사완료일 : 2003년 6월 7일</p>
--