

## 도시와 농촌의 고용기회 결정요인, 1995~2000\*

이 성 우\*\* 임 형 백\*\*\* 조 중 구\*\*\*\*

주제어: 농촌, 도시, 고용기회, 산업 다양성, IMF

### Abstract

The study investigates the determinants of the employment opportunities in rural areas with comparing the determinants of those in urban areas. The present study conducts a contextual analysis to test diverse contextual effects on individual employment opportunities in urban and rural areas. This study utilizes the Korean Census data 2% sample with several ecological data. Based on the major findings of the present study, the present study argues that enhancing the employment opportunity in rural areas is a critical factor to the rural renaissance which in turn will be attributed to the lessening of urban dis-economies. This study suggests an employment-based strategy of rural economic development that requires at a minimum three basic complementary elements: (1)niche market development (2)a new approach that makes market work, and (3)diversified, agricultural and/or nonagricultural rural development activities.

### 1. 서 론

#### 2. 도시와 농촌의 노동시장

#### 3. 연구방법

### 4. 자료 및 변인

#### 5. 분석결과

#### 6. 결 론

### 1. 서 론

1960년대 이래 산업화시대 한국의 고도 성장 및 이에 따른 낮은 실업률은 제2차

세계대전 이후 세계의 경제개발사에서 유례를 찾아보기 힘든 현상이었다(Todaro, 2000: 532-535). 한국의 경제개발 초기인 1960년대까지는 국가경제에서 농업이 차지하는 비중이 약 40%를 상회하였고 이에 따라 고용기회의 창출 역시 모든 산업부문에서 기여도가 균등한 편이었다. 이 시기에는 도시와 농촌에서의 고용기회 역시 별

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

\*\* 서울대학교 농경제사회학부 교수

\*\*\* 서울대학교 농업생명과학연구원 선임연구원

\*\*\*\* 서울대학교 대학원 농경제사회학부 석사과정

다른 차이를 노정하지 않았다. 하지만 이러한 산업간 균형은 생산성 체고라는 국가 경제정책 및 이에 따른 도시 중심의 거점 개발정책이 가시화됨에 따라 도-농간 균형도 무너지기 시작했다(Kim, 2001b).

고용기회의 창출은 국가발전은 물론 지역발전에서 가장 중요한 정책주제로 자리 잡고 있다(Todaro, 2000). 고용기회의 창출은 한 국가내부의 산업구조의 변천과 밀접한 연관이 있다. 우리나라의 경우 산업화과정에 접어들어 1970년대가 경공업 위주의 노동집약적 산업이었다면, 1980년대는 자본집약적 중화학공업을 중심으로 성장하는 시기였다. 1990년 중반 이후에는 환경과 정보산업 구조가 국가경제를 견인하는 구조로 자리 잡아 왔고, 2000년대는 이러한 경향이 더욱 구체화되리라 예측된다(Kim, 2001a). 더욱이 21세기는 국제화에 부응하는 산업구조 및 이에 따른 노동시장의 개편만이 국가간 경쟁력을 견인할 수 있는 주요 방안으로 인식되고 있는 것이 사실이다(Park, 2001).

전통적으로 도시에서의 집적의 이익에 따른 경제발전을 추진해왔던 우리나라의 경우, 농촌은 도시에 대한 인적-물적 자원의 공급지로서의 역할에 제한되어 온 것이 사실이다. 하지만 최근의 국내-외적 기류는 변화의 가능성을 암시하고 있다. 전통적으로 공공재적 성격으로 인식되어 온 농촌 공간에서의 쾌적성 요소(amenities)에 대한 국내-외적 인식은 경제성장과 여가시간의 증대라는 사회변화에 따라 시장에서 가치평가가 이루어질 수 있는 획기적 전기를

맞이하고 있다. 이것은 농촌의 경우에도 적절한 정책적 개입이 이루어질 경우 시장의 기능에 부합하는 시장의 형성이 가능하다는 것을 의미한다.

본 연구의 목적은 다음의 두 가지로 요약된다. 첫째, 농촌과 도시의 고용기회에 대한 결정요인을 개인 및 가구, 그리고 지역변인으로 분류하여 분석하는데 있다. 고용기회는 국가의 경제발전 및 사회 안정에 가장 많은 영향을 미치는 지표라는 측면에서 이 지표에 대한 도-농간 차이를 구별하는 것은 의미있는 연구로 판단된다. 둘째, 도시와 농촌에서의 고용기회의 변화를 IMF 이전과 이후의 시기로 나누어 결정요인별 변화과정 및 그 영향을 분석할 것이다. IMF는 근대화 이후 우리나라가 겪은 가장 어려운 경제난이었으나 이러한 영향에 대한 도시와 농촌에서의 서로 다른 영향에 대한 비교-분석은 이루어진 바 없다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 노동시장에서의 고용기회 및 실업에 관한 일반 이론을 살펴본다. 제3장에서는 본 연구의 연구방법을 설명하고 있으며, 제4장에서는 본 연구의 실증분석에 사용된 자료와 변인에 대한 설명을 담고 있다. 제5장에서는 회귀분석결과에 대한 해석을 시기변화에 따른 결정요인의 비중변화를 중심으로 살펴보기로 한다. 마지막으로 제6장에서는 연구의 결과에 대한 요약 및 개별 지역 특히 농촌지역의 발전에 대한 정책적 시사점을 서술하고 있다.

## 2. 도시와 농촌의 노동시장

고용기회의 확보는 개인 및 가족의 삶의 질뿐만 아니라 지역 및 국가의 질적 수준을 견인하는 직접적 요소다. 고용 및 실업에 관한 이론은 오랫동안 노동경제학 및 지역경제학의 주요 관심영역이었다. 정치, 행정, 문화 등과 같은 다른 조건이 일정하다면, 개별 노동시장에서의 고용기회에 대한 연구는 수요와 공급 중심의 2대 부분으로 나뉜다(Borjas, 1996). 특히 공급 중심의 시각은 경제발전론에서 제기하는 2중 노동시장의 형성과 이에 따른 도시와 농촌 노동시장의 분화와 같은 도시 및 지역경제학의 주요 연구영역이기도 하다(McDonald, 1997: Ch. 7).

공급적 측면이 강조되는 노동시장에 관한 이론은 인적자본이론(human capital theory)이 가장 대표적이다. 자유경쟁시장 체제하에서 한 개인은 자신의 한계생산가치보다 높은 임금을 받을 수 없다. 왜냐하면 고용주는 피고용인에 대한 한계생산성을 알고 한계생산가치와 임금이 일치하는 사람을 고용하려 하기 때문이다. 마찬가지로 자신의 한계생산가치보다 적은 임금을 받는 사람은 자신의 가치를 인정받을 수 있는 직장을 찾게 된다. 인적자본이론의 대표적 경제학자인 Becker(1993)는 시장의 공급 측면인 인적자본에 대한 투자는 개인의 생산능력을 증가시켜 미래의 경제적-정신적 수입에 영향을 준다고 가정한다. 따라

서 교육, 직업훈련 등과 같은 인적자본에 대한 투자는 개인의 기술과 지식, 건강 등 생산에 필요한 능력과 같은 한계생산가치를 증가시켜 궁극적으로 개인의 부의 증대에 기여하게 된다고 주장한다.

인적자본에 대한 투자는 수확체감의 법칙이 적용된다(Borjas, 1996; Ch. 8). 인적자본에 대한 무제한적 투자를 통해 수입과 생산이 끊임없이 증가할 수는 없는 것이다. 합리적인 개인과 지역사회는 투자를 통해 얻을 미래수익과 비용이 같아지는 시점까지만 투자할 것이다. 신고전적 인적자본이론은 지역 노동시장의 기능을 이해하기 위한 기초를 제공한다. 이 이론은 노동력 할당에 있어서의 효율성을 강조한다. 그러나 노동시장에서의 더 큰 문제는 모든 개인이 노동시장에서 동일한 기회를 갖지 못한다는 것이다. 신고전적 모형은 이런 불평등에 대한 고려가 결여되어 있다. 다른 한편으로 신고전적 모형은 합리적 개인에 대한 가정, 모든 개인에 동일한 직업적 기회가 부여되어 있다는 가정, 지역 노동시장의 특이성 등에 대한 설명이 결여되어 있는 단점이 있다.

노동시장의 수요를 강조하는 시각은 기업이나 고용주 또는 시장의 환경에 주안점을 두고 있다. 노동시장의 수요측면을 강조하는 이론으로는 신호/심사이론, 또는 자격증명이론과 직업경쟁이론이 있다(Shaffer, 1989: 192). 기업이나 고용주는 선진 기술을 필요로 하기 때문에 현재 어떤 기술을 갖고 있는 사람보다 앞으로 끊임없이 정진하려 하는 사람을 선호한다. 신호/심사이론

에 의하면 기업은 개인의 능력, 동기, 신뢰성, 배우려하는 자세와 같은 것을 통해 노동자를 선택한다. 노동시장에서의 수요의 중요성을 강조하는 또 다른 이론은 직업경쟁이론이다. 이 이론에 의하면 업무수행을 위한 기술은 개인이 취업한 이후에 습득한다고 가정한다(Shaffer, 1989: 193). 따라서 기업은 일을 수행할 수 있는 수준에 이를 때까지의 훈련비용이 가장 적게 드는 사람을 고용한다. 고용주는 새로운 업무를 수행하기 위한 훈련비용을 계산하고, 훈련을 위한 비용이 가장 적게 평가된 사람을 고용하려는 성향이 있다.

이상과 같은 전통적인 노동경제학적 이론은 일반적으로 도시와 농촌의 고용기회에 대한 설명으로는 부족한 감이 있다. Lewis의 2섹터 모형(Todaro, 2000: 84-86)은 상대적으로 저렴한 잉여 노동력을 통하여 산업성장의 동력을 제공하는 농촌과 이를 바탕으로 급속한 산업성장을 이룩하는 도시를 이해하는데 중요한 모형이다.<sup>1</sup> Lewis의 2섹터모형을 노동시장에 적용할 경우 전체 시장은 도시를 중심으로 한 중심시장과, 주변의 역할에 제한되는 농촌시장으로 나뉠 수 있다. 높은 생산성, 높은 이익, 자본의 집약적 이용 등은 도시노동시장의 특징이다. 반대로 작은 기업규모, 높은 노동집

약적 산업, 낮은 이윤, 낮은 생산성 등은 농업을 위주로 한 농촌 노동시장의 특징이라 하겠다. 이상과 같은 노동시장의 수요와 공급이론을 요약하면 산업화시대 도시 노동시장에서의 고용기회는 자본집약적 시장 수요에 부응할 수 있는 인적자본을 공급할 수 있는 개인이, 그리고 농촌노동시장의 경우 농업을 위주로 하는 노동집약적 생산체계 및 낮은 임금수준을 감내할 수 있는 개인이 되는 것이 일반적이다.

거점개발 방식에 기초한 개발시대 이후 한국의 산업입지 및 분포는 거점 또는 집적의 경제효과를 낼 수 있는 도시를 배경으로 이루어져 왔다. 이에 따라 도시는 지속적인 성장이 이루어진 반면, 농촌은 개발시대 도시에 대한 인적-물적 공급이 이루어지는 배후지의 역할에 국한되어 왔다. 세계화(globalization)의 현상 역시 신자유주의 시장체제에서의 경쟁력있는 공간육성의 중요성에 따라 거대도시의 중요성이 부각되고 있는 등, 농촌공간의 경제적 중요도에 대한 인식은 갈수록 쇠락하고 있는 것이 현실이다(Kim, 2001). 우리나라의 경우, 특히 세계화에 따른 농촌공간의 경쟁력 약화는 농산업의 경쟁력 약화와 더불어 더욱 가속화되리라는 것이 일반적인 관측이며 이러한 측면은 선진국의 경우에도 비슷하게 인식되고 있다(Friedland, 2002).

하지만 최근 농촌 공간에 대한 인식은 정보 및 환경의 중요성이라는 전 세계적 공감대에 힘입어 호전될 기회를 맞이하고 있다는 시각도 있다. 농촌부흥(Rural Renaissance), 극화의 반전(Polarization Reversal), 역도

<sup>1</sup> Lewis의 2섹터 모형은 농촌과 도시에 관한 공간이론이 아닌 산업의 2중성에 대한 산업경제이론이다. 하지만 농업=농촌으로, 그리고 제조업 및 서비스업=도시로 등치되는 것이 일반적인 산업화시대의 등식으로 간주된다면 Lewis의 이론을 도시와 농촌의 공간적 개념으로 확장해도 무리가 없으리라 판단된다.

시화(Counter Urbanization) 등에 대한 최근의 관심은 이러한 측면을 반영하고 있다(Bollman and Bryden, 1997; Dahms, 1995; Dahms and McComb, 1999; Lewis, 1998; Spencer, 1997). 최근의 이러한 농촌부흥에 대한 연구들은 단순히 은퇴자들의 휴식공간이나, 환경적 측면만이 강조된 1990년대 초반까지의 연구와는 전혀 다른 측면에서 연구되고 있다. 즉 농촌공간의 변화에 대한 해석에 있어서 환경적 측면에서의 주거공간에 대한 측면이 아닌 경제적 측면에서의 경쟁력 있는 공간으로의 변화 가능성에 주목하고 있다. Bryden(1997)은 이러한 기회가 농촌지역에서의 정보화의 촉진으로 더욱 가속될 가능성을 제시하고 있다.

경제적 측면에서의 지역간 경쟁력의 핵심은 고용기회의 제공이며 농촌공간에서의 고용기회의 증대는 농촌부흥에 있어서 필수적인 요소다(Ehrensaft, 1997). 이러한 측면에서 농촌과 도시에서의 고용기회의 결정요인에 대한 분석, 그리고 지역별, 시기별 고용기회에 대한 분석을 주된 연구 내용으로 하고 있는 본 연구는 의미 있는 것으로 판단된다. 또한 IMF 이전과 이후의 도시와 농촌에서의 노동시장의 변화에 대한 연구는 개별 노동시장의 변화과정을 적시할 수 있다는 측면에서 더욱 가치있는 것으로 판단된다. 특히 IMF 이후 산업구조 재편에 따른 개별 지역에서의 고용기회의 결정요인에 대한 연구는 개별 자치단체들, 특히 농촌지역에 위치한 자치단체의 정책형성에도 도움이 될 수 있으리라 판단된다.

### 3. 연구방법

노동시장에서의 고용기회에 대한 연구는 국내-외를 막론하고 취업과 비취업/실업의 2가지로 구분되는 것이 일반적이다(Lee and Zhee, 2001; Lee and Roseman, 1999; 이성우, 2002). 이 경우 가장 광범위하게 사용되는 이항선택(binary selection)에 따른 통계 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} y_i^* &= x_i' \beta + \mu_i \\ y_i &= 1 \quad \text{if } y_i^* > 0 \\ y_i &= 0 \quad \text{otherwise} \end{aligned} \quad (1)$$

이 때,  $y_i$ 는 잠재적 변인  $y_i^*$ 에 의해 결정되는  $i$ 번째 개인의 선택 또는 상태(여기서는 고용 또는 실업여부)에 대한 지표를 나타낸다. 여기에서  $x_i$ 는 상수항, 변인  $x_{ij}$  ( $j=2, \dots, k$ )는 고용기회에 대한  $(k-1)$ 개의 변인이고,  $\beta$ 는  $k$ 회귀계수의 벡터,  $\mu_i$ 는 잔차(residual)이다. Maddala(1983)는 식 (1)에서

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y_i = 1) &= \text{Prob}(u_i > -x_{ik}' \beta) \\ &= 1 - F(-x_{ik}' \beta) \end{aligned} \quad (2)$$

같은 관계를 얻을 수 있음을 보여주고 있다. 여기에서  $F$ 는  $u$ 에 대한 누적분포함수이다. 식(2)의 추정과정에서 얻어진  $y$  값은 식 (2)에 의해 확률을 가진 이항(Binomial)과정으로 나타나고  $x_i$ 에 대해 반복적인 시행을 한다고 가정하면 이 식의 우도함수는 다음의 식(3)으로 표현될 수 있다.

$$(3) \quad L = \prod_{y_i=0} F(-\kappa'_i \beta) \prod_{y_i=1} [1 - F(-\kappa'_i \beta)]$$

따라서, 만약 개인이 취업상태이면  $m$ 이라는 값을 갖고, 실업이면  $s$  값을 갖는다고 하면,  $Z_{gi}$ 는 지표변인이 되어,

$$(4) \quad \phi_{gi} = \Pr(z_{gi} = m | x_i), \quad \text{단, } g = s, m$$

과 같이 표현될 수 있다.

이상 (1)-(4)에서  $\mu$ 가  $x$ 에 독립적인 정규분포라고 가정한다면 Binary probit을 사용한 고용모형은 다음과 같다.

$$(5) \quad \Phi(\phi_{gi} / \phi_{si}) = \Phi(x'_i \beta_g / \sigma_\mu), \quad g = m$$

이 때,  $\Phi$ 는 표준정규누적밀도함수이고,  $\sigma_\mu$ 는  $\mu$ 의 표준편차이며,  $\beta'_g = (\beta_{g1}, \beta_{g2}, \dots, \beta_{gk})$ 는  $k$ 회귀계수 벡터이다. 이러한 이항프로빗모형은 일반적으로 많이 사용되는 이항로짓(binary logit)모형에 비해 통계분석에 의해서 유리한 위치에 있다. 이것은 로짓모형이 IIA(Independence and Irrelevance of Alternative)라는 선택에 따른 잔차분포(residual distribution)가 독립적이라는 가정에 구속되는데 반해, 프로빗모형은 선택에 따른 잔차의 독립을 가정하지 않고 추정이 가능하기 때문이다(McCullagh and Nelder, 1989).

#### 4. 자료 및 변인

노동시장에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해서 본 연구에서 사용한 미시자료(micro-data)는 통계청에서 제공하는 1980년에서 2000년까지의 인구주택총조사 2% 표본이다. 본 연구에서는 지역별 특성이 고용기회에 미치는 영향을 분석하기 위해 다양한 거시자료(macro-data)를 이용하였다. 통계청에서 발간한 시·군·구 주요 통계지표(1995~2000), 농업총조사(1995~2000) 자료와 한국감정원에서 매년 조사하는 표준지 공시지가 자료(1995~2000), 행정자치부에서 매년 발간하는 지방재정연감(1995~2000)에서 추출된 다양한 지역정보는 최종 회귀모형의 설정과 분석에 사용되었다. 우리나라에서 농촌과 도시의 구분은 시·군 또는 동-읍/면과 같은 행정구역을 기준으로 하는 경우가 일반적이다(한국도시행정연구소, 1998). 본 연구에서도 이 정의에 따라 지역을 농촌과 도시로 구분하여 분석하였다.

<표 1>은 본 연구의 회귀분석에 사용된 변수에 대한 설명을 담고 있다. 분석을 위한 종속변인으로는 취업여부(EMP)를 사용하였다. 취업자와 실업자에 대한 분류는 통계청의 정의에 따라<sup>2</sup> 인구주택총조사 2%

<sup>2</sup> 통계청의 정의에 의하면 취업자(Employed person)는 15세 이상 인구중 조사대상 주간에 소득, 이익, 봉급, 임금 등의 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자, 자기에게 직접적으로는 이득이나 수입이 오지 않더라도 가구단위에서 경영하는 농장이나 사업체의 수입을 높이는 데 도와준 가족종사자로서 주당 18시간 이상 일한 자, 직업 또는 사업체를 가지고 있으나 조사대상 주간에 일시적인 병, 일기불순, 휴가 또는 연가, 노동쟁의 등의 이유로 일하지 못한 일시휴직자를 말한다. 실업자(Unemployed person)는 15세 이상 인구중 조사대상기간에 일할 의사와

자료에서 제공하는 변인 중 경제활동상태에 대한 정보를 가지고 경제활동인구를 정의하였고 이에 따라 취업자, 실업자를 정의하였다. 독립변인의 선택은 최근 국내외에서 이루어진 실업 및 노동시장참여에 관한 연구(이성우, 2002; 이성우 외, 2002)와 주어진 자료를 기반으로 추출하였으며 최종 모형에 사용된 변인들은 다중공선성(multicollinearity) 등과 같은 통계적 문제가 없는 것으로 확인되었다.<sup>3</sup>

분석에 사용된 독립변인은 크게 개인특성변인, 가구특성변인, 지역특성변인으로 분류할 수 있다. 개인특성변인은 연령별 집단(AC), 성별(GENDER), 결혼상태(MARRY), 교육수준(SCHOOL), 이주여부(MIGRANT), 가구주여부(HHORDER), 거주지(PLACE)를 이용하였다. 이러한 변인들이 취업여부를 결정짓는 주요한 요인이라는 것은 많은 선행연구를 통해 밝혀진 바 있다(Dorsey, 1991; Isserman and Rephann, 1993; Lee and Roseman, 1999; Lee and Zhee, 2001). 연령은 개인의 사회적 경험을 나타낼 수 있는 변인으로 매우 중요하다. 일반적으로 연령이 높을수록 사회경험이 많고, 사회경험이 많을수록 취업의 기회가 증가하게 된다

(Isserman and Rephann, 1993). 또한 남자가 가사와 자녀양육의 부담이 있는 여자보다 취업의 기회가 많다(Lee and Roseman, 1999). 그러나 농촌의 경우에는 남자뿐만 아니라 여자도 일을 하는 경우가 많으므로 도시와 다른 결과가 예상된다.

일반적으로 미혼여성이 결혼한 여성보다 취업의 가능성이 높게 나타나며, 여자보다는 남자가 취업가능성이 높다(Isserman and Rephann, 1993). 앞서 살펴보았듯이 고용기회는 인적자본과 밀접한 관련성이 있다는 측면에서 일반적으로 교육수준이 높을수록 취업기회에 대한 접근성이 용이하다(Becker, 1993). 가구주일 경우 가족부양의 책임이 비가구주보다 크기 때문에 취업할 가능성이 증가하는 것이 일반적이다(Gallaway et al., 1991). 이주여부는 농촌과 도시에서 경향이 다르게 나타날 것으로 기대되는데 이는 농촌과 도시에서의 취업기회가 다르기 때문이다(이성우 외, 2002).

가구특성변인은 자가여부(TENURE1), 6세미만인 아이가 있는지 여부(CHILD6), 가구원수(HSIZE)를 이용하였다. 가구원수가 많으면 부양해야 하는 사람이 많아서 전보다 더 많은 수입이 필요하게 되므로 취업할 확률이 커질 것이다(Wilson and Tienda, 1989). 하지만 사별·이혼·별거중인 가구에 아이가 있으면 미혼이나 남편이 있는 여자보다 경제활동 참여율이 높게 나타난다(Isserman and Rephann, 1993).

지역특성변인은 광공업생산액(MIN\_PROD), 농산물판매금액(AG\_SALE), 재정자립도(FINANCE), 1인당 사회개발비(S\_DEVP),

능력을 가지고 있으면서도 전혀 일을 하지 못하였으며 일자리를 찾아 적극적으로 구직활동을 하였던 사람으로서 즉시 취업이 가능한 사람을 말한다. 그리고 취업자와 실업자를 합하여 경제활동인구라 한다.

<sup>3</sup> 다중공선성에 대한 절대적 통계량은 없지만 일반적으로 VIF(variance inflation factor)가 10 미만일 경우 다중공선성이 없다고 본다(Chatterjee and Price, 1991; Kennedy, 1992). 본 연구의 경우 독립변인간의 다중공선성은 모두 10 미만인 것으로 확인되었다.

1인당 경제개발비(E\_DEVP), 공시지가 최고액(PRICE), 농가인구율(FARM\_DEN), 산업이 고용여부에 더 많은 영향을 미칠 것으로

표 1 종속변인과 독립변인 설명

| 변인     |          | 내용                              |
|--------|----------|---------------------------------|
| 종속변인   |          |                                 |
|        | EMP      | 취업(=0), 실업(=1, reference group) |
| 독립변인   |          |                                 |
| 개인특성변인 |          |                                 |
|        | AC1      | 15~24세                          |
|        | AC2      | 25~34세(reference group)         |
|        | AC3      | 35~44세                          |
|        | AC4      | 45~54세                          |
|        | AC5      | 55~64세                          |
|        | AC6      | 65세이상                           |
|        | GENDER   | 남자(=1), 여자(=0)                  |
|        | MARRY1   | 미혼                              |
|        | MARRY2   | 유배우(reference group)            |
|        | MARRY3   | 사별 및 이혼                         |
|        | SCHOOL1  | 고졸이하(reference group)           |
|        | SCHOOL2  | 대학이상 대졸미만                       |
|        | SCHOOL3  | 대졸이상                            |
|        | MIGRANT1 | 농촌→도시 이주자(5년전-현재)               |
|        | MIGRANT2 | 도시거주자(reference group)          |
|        | MIGRANT3 | 도시→농촌 이주자(5년전-현재)               |
|        | MIGRANT4 | 농촌거주자                           |
|        | MIGRANT  | 비이동자(=0), 이동자(=1)               |
|        | HHOLDER  | 가구주(=1), 기타(=0)                 |
|        | PLACE1   | 도시(동) 거주자                       |
|        | PLACE2   | 읍 거주자(reference group)          |
|        | PLACE3   | 농촌(면) 거주자                       |
| 가구특성변인 |          |                                 |
|        | TENURE   | 차가 및 무상(=1), 자가(=0),            |
|        | CHILD6   | 6세미만인 아이有(=1), 無(=0)            |
|        | HSIZE1   | 가구원수 1~2명(reference group)      |
|        | HSIZE2   | 가구원수 3~4명                       |
|        | HSIZE3   | 가구원수 5명 이상                      |
| 지역특성변인 |          |                                 |
|        | MIN_PROD | 광공업생산액                          |
|        | AG_SALE  | 농산물판매총액                         |
|        | FINANCE  | 재정자립도                           |
|        | S_DEVP   | 1인당 사회개발비                       |
|        | E_DEVP   | 1인당 경제개발비                       |
|        | PRICE    | 공시지가 최고액(만원)                    |
|        | FARM_DEN | 농가인구율((농가인구/전체인구)*100)          |
|        | IND_DIV  | 산업분포의 다양성                       |

업분포의 다양성(IND\_DIV) 등을 사용하였다. 도시의 경우 광공업 생산액이 많은 지역에서 직업을 얻을 가능성이 많을 것으로 로 예측된다. 재정자립도와 사회·경제개발비4는 지방자치단체의 경제적인 상황을 보여주는 변수이다. 재정자립도는 일반적



으로 도시 자치단체가 농촌자치단체보다 높게 나타나기 때문에 도시의 경우는 고용에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 기대된다. 그러나 지방자치제가 실시된 지 얼마 되지 않은 상황이고 농촌지역의 재정자립도는 도시보다 낮은 편이기 때문에 농촌에 대해서는 도시의 경우와 같이 예측하기는 어려운 편이다.

공시지가와 농가인구비율은 지역의 주거 환경을 보여주는 변수다. 공시지가가 높은 지역은 상대적으로 주변 환경이 양호하거나 경제적 여건이 유리한 지역이다. 이러한 지역에서는 주거지역이 많이 형성되어 있을 가능성이 인해 고용기회에 부(-)의 영향을 끼치리라 예상된다. 다른 한 편으로 이러한 지역에는 산업이 입지하기 위한 초기비용이 크기 때문에 고용에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 예측된다. 농촌의 경우 농가인구비율이 높은 지역은 상대적으로 생산 활동이 활발하게 이뤄지는 지역으로 볼 수 있으므로 고용에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 기대된다.

산업 다양성변수는 특정 지역에서의 산업의 이질성 또는 다양성을 측정하는 지표다. 이 지표는 다양한 선행연구에서 지역의 발전 또는 개인의 고용기회에 끼치는 영향을 측정되었다(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 실정에 큰 의미를 가진다. 따라서 회귀모형에서 추정되는 이 변인에 대한 모수(coefficient)의 방향 및 규모(magnitude)는 지역정책의 형성에 직접적 영향을 끼칠 수 있으리라 여겨진다. 이 변인은 다음과 같이 측정되는데, 한 지역에 산업이 집약적으로 입지해 있는지, 또는 고르게 분포되어 있는지를 보여준다.

$$(6) \quad IND\_DIV = Nc \left[ 1 - \frac{(\sum |X_j - \bar{X}|)/2}{\sum X_j} \right]$$

$i$  = 산업분류,  $j$  = 지역분류.

여기에서  $Nc$ 는 종사자를 포함하고 있는 산업분류수<sup>5</sup>이고  $X_j$ 는 각 지역의 산업에 종사하고 있는 총 종사자수이며  $X_{ij}$ 는 한 지역 내에서 각 산업에 종사하는 종사자수이다.

## 5. 분석결과

<표 2>는 1980년 이래 2000년까지 인구 및 주택센서스 2% 표본자료에서 밝혀진 실업률<sup>6</sup>을 정리한 것이다. 1980년 이래

<sup>4</sup> 사회개발비는 교육 및 문화, 보건 및 생활환경 개선, 사회보장, 주택 및 지역사회개발비를 합한 비용이고, 경제개발비는 농수산개발, 지역경제개발, 국토자원보존개발, 교통관리비를 합한 비용으로 지방재정연감에서 구한 자료이다.

<sup>5</sup> 산업분류수는 한국표준산업분류에 따라 농업 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.

<sup>6</sup> 실업률의 정의는 통계청의 정의를 따랐으며,

표 2 실업률 변화추이

|    | 1980 | 1985  | 1990 | 1995 | 2000  |
|----|------|-------|------|------|-------|
| 전체 | 5.94 | 8.36  | 6.75 | 6.56 | 12.56 |
| 도시 | 8.99 | 10.16 | 7.26 | 7.03 | 13.52 |
| 농촌 | 2.56 | 5.71  | 5.73 | 4.31 | 6.99  |

자료: 1980~2000년 인구주택총조사(2%)

1995년까지 우리나라의 실업률은 약 6~8%로 안정적 추세를 보이고 있으며, 동 기간 중 도시의 실업률이 농촌의 실업률보다 높게 나타났다. 하지만 1997년에 있었던 IMF 충격의 여파로 2000년의 실업률은 1995년에 비해 약 2배 정도 상승한 것으로 나타났다. 1995년 이전 실업률이 비교적 평이하다는 점과 1995년에서 2000년 사이의 차이가 다른 기간과 현저히 구별되므로 본 연구에서는 이 기간에 중점을 두고 고용기회에 대한 분석을 실시하기로 한다.

<표 3>은 도시와 농촌을 총괄한 표본에 대한 고용모형에 대한 회귀분석 결과다. 1995년의 경우 25~34세 집단에 비해 35~44세 집단(AC3)과 65세 이상인 집단(AC6)의 취업확률은 높게 나타났으나, 기타 연령집단의 고용기회는 낮게 나타났다. 2000년의 경우 65세 이상인 집단의 취업확률이 매우 낮아져서 IMF 이후 고령자의 취업기회가 외환위기 이전보다 줄어든 사회적 변화를 반영하고 있다. 45~54세 집단(AC4)의 취업확률도 1995년에 비해 낮아졌는데 외환위기 이후 명예퇴직 등으로 직장을 잃은 사람들이 상대적으로 많았기 때문인 것으

로 보인다.

1995년에는 남자(GENDER)가 여자보다 취업확률이 낮았으나 2000년에는 별 차이가 없는 것으로 나타났다. 1995년과 2000년 모두 배우자가 있는 사람보다 미혼(MARRY1)이나 사별·이혼(MARRY3)의 취업확률이 낮게 나타났다. 학력이 취업에 끼치는 영향은 더욱 커진 것으로 나타났다. 1995년에는 고졸이하집단(참조집단)에 비해 전문대집단(SCHOOL2)의 취업확률이 높게 나타났으나 통계적 유의성은 없었고, 대학졸업 이상 집단(SCHOOL3)의 취업확률은 높게 나타났다. 2000년에는 두 집단 모두 고졸 이하집단에 비해 취업확률이 높았으며 그 정도가 더욱 커진 것으로 나타나 IMF 이후 저학력자의 취업기회가 더욱 작아졌음을 알 수 있다.

1995년 도시거주자(참조집단)에 비해 농촌에서 도시로 이주한 사람(MIGRANT1)의 취업확률은 크게 나타났다. 도시에서 농촌으로 이주(MIGRANT3)한 사람과 농촌 거주자(MIGRANT4)의 취업확률은 낮게 나타났다. 그러나 통계적 유의성은 없었다. 2000년에는 도시에서 농촌으로 이주한 집단과 농촌거주집단의 취업확률이 매우 낮아져서 농촌거주자의 취업확률이 도시거주자에 비해 매우 열악해졌다는 것을 알 수 있다. 가구의 취업확률(HHOLD)은 비가구주에 비해 높게 나타났다. 농촌을 읍과 면으로 나눠서 분석한 결과 1995년에는 읍 거주자(참조집단)에 비해 면 거주자(PLACE3)의 취업확률이 높게 나타났으며<sup>7</sup> 2000년에는 도시(동)거주자(PLACE1)의 취업확률은

수치는 센서스 실시 1주일 전 응답자의 경제활동상황에 따른 것이다. 따라서 통계청에서 작성·배포하는 자료와는 약간의 차이가 있다.

낮아지고 먼 거주자는 이전과 동일하게 나타났다. 자가가구(참조집단)에 비해 차가가구(TENURE)의 취업확률은 낮게 나타났다. 6세미만인 자녀가 있는 가구(CHILD6)의 취업확률은 1995년에는 높게 나타났고 2000년에는 낮게 나타났으나 통계적 유의성은 없었다. 1995년에는 가구원수가 많으면(SIZE2, SIZE3) 취업확률이 낮았으나 2000년에는 가구원수가 5명 이상인 집단(SIZE3)의 취업확률이 높게 나타나 1995년과는 다른 특징을 보였다.

지역의 광공업생산액(MIN\_PROD)은 1995년에는 통계적 유의성이 없었으나 2000년에는 취업에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 농산물판매총액은 2000년에 유의미하게 나타났는데 취업에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 지방자치단체의 경제적 상황을 보여주는 재정자립도(FINANCE)는 1995년에 정의 효과를 보였고, 2000년에는 취업에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 공시지가(PRICE)와 농가인구비율(FARM\_DEN)은 지역의 주거환경을 보여주는 변수로서 공시지가가 높은 지역에서는 취업확률이 낮아지는 것으로 나타났고 농가인구비율이 높은 지역에서 취업확률이 높은 결과가 나왔다.

지가가 높은 지역은 고용을 창출할 수 있는 산업 입지 비용이 상대적으로 높기

때문에 취업에 부(-)의 영향을 미치고, 농가인구가 많은 지역은 농산물 생산이 활발하게 이뤄지고 있는 지역이므로 취업에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 보인다. 산업의 다양성(IND\_DIV)은 1995년과 2000년 모두 취업에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며 이 결과는 매우 높은 수준의 통계적 유의성을 담보하고 있었다( $p < .0001$ ). 이것은 지역 내부에 산업이 다양하게 분포하는 것보다는 특화된 산업의 입지 또는 연관성 있는 산업이 집약적으로 입지할 때 지역주민의 고용기회에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 하지만 이러한 지역특성에 대한 분석은 주의가 필요하다고 판단되는데 그것은 농촌성과 도시성을 나타내는 특성이 혼재되어 있고 분석에 사용된 표본 역시 도시와 농촌을 통합한 것이기 때문이다.

<표 4>는 도시와 농촌을 분리하여 분석한 고용모형 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 연령별 분석 결과를 보면, 농촌과 도시의 노동력 구성이 매우 다르며 외환위기 이후 노동시장에 많은 변화가 발생했다는 것을 알 수 있다. 도시는 35~44세 집단(AC4)을 제외하면 25~34세 집단(참조집단)에 비해 다른 연령집단의 취업확률이 1995년과 2000년 모두 낮은 것으로 나타났다. 특히 55세 이상 집단(AC5, AC6)의 취업확률이 큰 폭으로 낮아졌는데 이는 앞서도 설명했듯이 외환위기 이후 공무원의 정년퇴직시기가 빨라지고 기업에서의 명예퇴직 등으로 퇴직연령이 빨라졌기 때문인 것으로 보인다.

<sup>7</sup> 읍지역에 비해 먼거주자의 취업확률이 높게 나타나는 것은 농업종사자의 고용비용이 높게 나타나는 통계청의 정의로 인한 것으로 판단된다. 이러한 연유로 농업이 주를 이루는 농촌보다는 2, 3차 산업이 주를 이루는 도시의 실업률이 높게 나타나는 것이 일반적이다.

표 3 고용모형 회귀분석결과(전체)

|                  | 전 체         |        |             |        |
|------------------|-------------|--------|-------------|--------|
|                  | 1995        |        | 2000        |        |
|                  | 계수          | S.E    | 계 수         | S.E    |
| INTERCEPT        | 1.8541 ***  | 0.1857 | 1.8648 ***  | 0.1291 |
| AC1              | -0.4268 *** | 0.0272 | -0.3458 *** | 0.0239 |
| AC3              | 0.0559 *    | 0.0331 | 0.0085      | 0.0222 |
| AC4              | -0.0582     | 0.0386 | -0.0801     | 0.0261 |
| AC5              | -0.1397 *** | 0.0411 | -0.2167 *** | 0.0281 |
| AC6              | 0.1146 *    | 0.0608 | -0.4177 *** | 0.0311 |
| GENDER           | -0.4276 *** | 0.0225 | -0.0127     | 0.0162 |
| MARRY1           | -0.7081 *** | 0.0332 | -0.3029 *** | 0.0229 |
| MARRY3           | -0.5968 *** | 0.0372 | -0.6474 *** | 0.0210 |
| SCHOOL2          | 0.0575      | 0.0356 | 0.0679 ***  | 0.0209 |
| SCHOOL3          | 0.1150 ***  | 0.0287 | 0.3259 ***  | 0.0223 |
| MIGRANT1         | 0.2031 ***  | 0.0620 | 0.1686 ***  | 0.0519 |
| MIGRANT3         | -0.0114     | 0.0600 | -0.3269 *** | 0.0434 |
| MIGRANT4         | -0.0476     | 0.0437 | -0.1106 *** | 0.0365 |
| HHOLDER          | 0.2587 ***  | 0.0266 | 0.5442 ***  | 0.0176 |
| PLACE1           | 0.0029      | 0.0459 | -0.1901 *** | 0.0350 |
| PLACE3           | 0.2224 ***  | 0.0270 | 0.2575 ***  | 0.0204 |
| TENURE           | -0.0877 *** | 0.0212 | -0.1131 *** | 0.0152 |
| CHIL6            | 0.1483      | 0.0290 | -0.0191     | 0.0230 |
| HSIZE2           | -0.0810     | 0.0257 | -0.0260     | 0.0166 |
| HSIZE3           | -0.0759 **  | 0.0295 | 0.0608 ***  | 0.0225 |
| MIN_PROD         | -0.0011     | 0.0017 | 0.0023 **   | 0.0011 |
| AG_SALE          | 0.0005      | 0.0022 | -0.0083 *** | 0.0017 |
| FINANCE          | 0.0082 ***  | 0.0013 | -0.0003     | 0.0007 |
| S_DEVP           | 0.0021      | 0.0323 | 0.0025      | 0.0066 |
| E_DEVP           | 0.0080      | 0.0095 | -0.0029     | 0.0032 |
| PRICE            | -0.0011 *   | 0.0005 | -0.0005     | 0.0005 |
| FARM_DEN         | 0.0902 ***  | 0.0199 | 0.0884 ***  | 0.0163 |
| IND_DIV          | -0.0753 *** | 0.0215 | -0.1134 *** | 0.0175 |
| N                |             | 64,333 |             | 80,389 |
| Likelihood Ratio | 4531.15***  |        | 5589.98***  |        |

\* p<.10, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01

이러한 결과는 직접조사를 통한 서울지역의 IMF 영향을 측정한 Ha and Lee(2001)의 결과와 동일한 것이다.

농촌은 도시와 다른 특징을 보이고 있다. 1995년의 경우 25~34세 집단(참조집단)에 비해 35~44세 집단(AC3)과 65세 이상 고령집단(AC6)의 취업확률이 높게 나타났고, 15~24세 집단(AC1)은 낮게 나타났다. 반면에 2000년에는 45~64세 집단(AC4, AC5)

의 취업확률이 높아졌는데 이는 도시에서 직장이 얻지 못한 사람들이 정부의 귀농정책 등을 통해 귀농을 하거나 높은 도시의 실업률 때문에 도시로 일을 찾아 이주하는 사람이 줄었기 때문인 것으로 보인다. 65세 이상 연령집단(AC6)의 취업확률이 낮아진 것도 같은 맥락에서 이해할 수 있는데 농촌에서 일하는 젊은 연령층이 상대적으로 많아져서 일자리가 소진되었기 때문으로 여겨진다.

1995년에는 도시와 농촌 모두 남자(GENDER)가 여자보다 취업확률이 낮았는데 2000년에는 도시에서는 오히려 남자가 여자보다 높고 농촌에서는 여전히 낮은 것으로 나타났으나, 2000년의 결과는 통계적 유의성이 없었다. 도시와 농촌 모두 결혼하여 배우자가 있는 사람(참조집단)보다 미혼자(MARRY1)와 사별·이혼자(MARRY3)의 취업확률이 낮았다. 학력이 노동시장에 미치는 영향은 도시와 농촌이 약간 다른 경향을 보였다. 도시는 교육수준이 높을수록 취업확률이 높게 나타났고 이러한 현상은 2000년에는 좀더 분명해졌다. 반면 농촌은 1995년에 대학교졸업 이상 집단(SCHOOL3)의 취업확률이 낮은 것으로 나타났다. 2000년에는 농촌에서도 대학교 졸업 이상 집단의 취업확률이 높은 것으로 나타났는데 이는 대학교를 졸업하고도 도시에서 취업을 하지 못한 사람들이 농촌에서 고용기회를 찾았기 때문인 것으로 보인다. 이러한 사실은 IMF이후 도시에서 고학력자의 취업난이 매우 심각했다는 사실을 반추하고 있다. 이주여부(MIGRANT)는 도시거주자의 경

우 5년 전에 농촌에서 살았던 사람의 취업 확률을 보여준다. 1995년과 2000년 모두 이주자의 취업확률이 큰 것으로 나타났다. 농촌의 경우 1995년에는 이주자의 취업확률이 높았으나 2000년에는 오히려 낮은 것으로 나타났다. 외환위기 이후 도시에서 직장을 구하지 못한 사람들이 귀농한 경우가 많았는데 짧은 기간에 많은 사람이 몰려 일자리를 구하지 못했기 때문인 것으로 유추할 수 있다. 가구주(HHOLDR)의 고용 확률은 농촌과 도시 모두 높게 나타났다. 일반적으로 가구주는 가족을 부양할 책임이 있기 때문에 당연한 결과라 하겠다. 도시와 농촌 모두 차가가구에서의 취업확률이 낮게 나타났다. 가구에 6세 미만인 아이가 있는 경우(CHILD6)의 취업확률은 1995년에는 농촌과 도시 모두 높게 나타났고 2000년에는 낮은 것으로 나타났으나, 2000년의 경우 통계적 유의성은 없었다. 가구원수(SIZE2, SIZE3)는 도시에서는 1995년에는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 없었고 2000년에는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 농촌에서는 1995년에 부(-)의 영향을 주었고 2000년에는 가구원수가 3~4명인 경우만 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

광공업생산액(MIN\_PROD)은 2000년의 경우 통계적으로 유의미한 것으로 분석되었는데 도시와 농촌 모두 광공업생산액이 높은 지역에서 취업확률 또한 높은 것으로 나타났다. 농산물판매총액(AG\_SALE)은 2000년 도시에서 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 농촌에서는 1995년에는 정(+),

2000년에는 부(-)의 결과가 나왔다. 재정자립도(FINANCE)는 2000년 농촌을 제외하면 모두 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자치단체의 재정지출 중 사회개발비(S\_DEVP)의 비중은 2000년 도시에서 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나왔고, 경제개발비(E\_DEVP)는 2000년 도시와 농촌 모두에서 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사회개발비보다는 경제개발 부분의 지출이 고용기회에 더욱 긍정적으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 공시지가최고액(PRICE)이 높은 지역에서는 취업확률이 낮은 것으로 나타났으나, 1995년 도시의 경우만 통계적 유의성이 있었다.

농가인구비율이 높을수록 도시와 농촌 모두 고용 확률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었지만, 2000년 농촌의 경우에는 통계적 유의성이 없었다. 이러한 결과는 산업다양성(IND\_DIV)이 고용에 끼치는 영향과의 관계를 고려할 때 매우 의미 있는 분석결과로 판단된다. IMF 이전인 1995년의 경우 지역의 산업다양성이 높을수록 도시와 농촌 모두의 고용기회에 부정적인 역할을 하는 것으로 나타났다. 하지만 IMF 이후 도시의 경우에는 고용기회에 긍정적인 역할을 하는 것으로 나타났으나, 농촌의 경우에는 지역내 산업의 다양성으로 인한 고용감소 확률이 IMF 이전에 비해 2배 이상 강화된 것으로 분석되었다(-0.0526에서 -0.1236). 이것은 농촌지역에 대한 2차 및 3차 산업의 이식을 통한 고용효과 및 삶의 질 증대가 적어도 고용이라는 측면에서는 효과가 없다는 것을 의미한다. 이러한 결과

는 1995~2000년 사이 전체적인 고용기회의 하락에 대한 효과를 측정하는 해체기법의 분석결과에 더욱 극명하게 드러나고 있다.

<표 5>는 1995년과 2000년 사이의 취업확률 변화를 시기별 해체기법(Decomposition Method)을 사용해 분석한 결과다. 이 방법

은 특정시기(대조시기)의 변인으로 비교하고자 하는 시기(비교시기)의 변인들을 통제하여 특정 사회지표에 대한 시기별 차이를 분석하는데 사용되는 기법이다(Acs and Danziger, 1992; Yates, 2000; 이성우 외, 2001). 이 방법은 변수의 평균에 의해서 설명되는 평균효과와 계수에 의해서 설명되

표 4 고용모형 회귀분석결과(농촌, 도시)

|                  | 도 시         |        |             |        | 농 촌         |        |             |        |
|------------------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
|                  | 1995        |        | 2000        |        | 1995        |        | 2000        |        |
|                  | 계수          | S.E    | 계수          | S.E    | 계수          | S.E    | 계수          | S.E    |
| INTERCEPT        | 1.8167 ***  | 0.3284 | 0.7394 ***  | 0.2040 | 1.7927 ***  | 0.2556 | 2.2582 ***  | 0.1706 |
| AC1              | -0.3626 *** | 0.0344 | -0.3039 *** | 0.0284 | -0.5158 *** | 0.0443 | -0.4224 *** | 0.0434 |
| AC3              | 0.0311      | 0.0411 | -0.0271     | 0.0265 | 0.0937 *    | 0.0557 | 0.0765 *    | 0.0398 |
| AC4              | -0.1302 *** | 0.0483 | -0.1825 *** | 0.0317 | 0.0546      | 0.0649 | 0.1304 ***  | 0.0464 |
| AC5              | -0.3493 *** | 0.0524 | -0.4388 *** | 0.0358 | 0.1103      | 0.0675 | 0.1086 **   | 0.0468 |
| AC6              | -0.1384     | 0.0890 | -0.6462 *** | 0.0450 | 0.2936 ***  | 0.0883 | -0.1292 *** | 0.0480 |
| GENDER           | -0.3591 *** | 0.0284 | 0.0319      | 0.0199 | -0.4879 *** | 0.0375 | -0.0199     | 0.0278 |
| MARRY1           | -0.6838 *** | 0.0413 | -0.2600 *** | 0.0272 | -0.7424 *** | 0.0555 | -0.3791 *** | 0.0415 |
| MARRY3           | -0.6159 *** | 0.0484 | -0.5420 *** | 0.0289 | -0.5482 *** | 0.0602 | -0.7187 *** | 0.0320 |
| SCHOOL2          | 0.0586      | 0.0424 | 0.0407 *    | 0.0241 | 0.0114      | 0.0652 | 0.0573      | 0.0414 |
| SCHOOL3          | 0.1640 ***  | 0.0329 | 0.3123 ***  | 0.0248 | -0.1058 *   | 0.0578 | 0.2411 ***  | 0.0515 |
| MIGRANT          | 0.1621 ***  | 0.0620 | 0.1139 **   | 0.0522 | 0.1464 ***  | 0.0516 | -0.0800 **  | 0.0332 |
| HHOLDER          | 0.2689 ***  | 0.0335 | 0.5844 ***  | 0.0220 | 0.2343 ***  | 0.0440 | 0.4607 ***  | 0.0298 |
| TENURE           | -0.0694 *** | 0.0252 | -0.0919 *** | 0.0181 | -0.1825 *** | 0.0389 | -0.2335 *** | 0.0275 |
| CHILD6           | 0.1483 ***  | 0.0363 | -0.0355     | 0.0283 | 0.1197 **   | 0.0484 | -0.0316     | 0.0396 |
| HSIZE2           | -0.0425     | 0.0332 | 0.0487 **   | 0.0212 | -0.0884 **  | 0.0417 | -0.0673 **  | 0.0274 |
| HSIZE3           | -0.0161     | 0.0382 | 0.1454 ***  | 0.0284 | -0.1134 **  | 0.0476 | 0.0325      | 0.0377 |
| MIN_PROD         | -0.0005     | 0.0018 | 0.0024 **   | 0.0012 | 0.0005      | 0.0103 | 0.0223 ***  | 0.0064 |
| AG_SALE          | -0.0041     | 0.0034 | -0.0142 *** | 0.0030 | 0.0052      | 0.0037 | -0.0038     | 0.0023 |
| FINANCE          | 0.0074 ***  | 0.0019 | 0.0022 **   | 0.0010 | 0.0068 ***  | 0.0026 | -0.0053 *** | 0.0017 |
| S_DEVP           | 0.0177      | 0.0540 | 0.0385 **   | 0.0168 | -0.0122     | 0.0434 | 0.0010      | 0.0076 |
| E_DEVP           | 0.0148      | 0.0143 | -0.0240 **  | 0.0121 | 0.0132      | 0.0155 | -0.0069 *   | 0.0036 |
| PRICE            | -0.0013 **  | 0.0006 | -0.0008     | 0.0005 | 0.0045      | 0.0039 | -0.0035     | 0.0035 |
| FARM_DEN         | 0.1079 ***  | 0.0313 | 0.2634 ***  | 0.0325 | 0.1049 ***  | 0.0270 | 0.0216      | 0.0208 |
| IND_DIV          | -0.0703 *   | 0.0398 | 0.0040      | 0.0300 | -0.0526 *   | 0.0308 | -0.1236 *** | 0.0242 |
| N                | 32,825      |        | 41,761      |        | 31508       |        | 38,628      |        |
| Likelihood Ratio | 2065.60***  |        | 2949.09***  |        | 2345.80***  |        | 1837.9***   |        |

\* p<.10, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01

는 계수효과로 나누어 분석하며 두 시기의 관심 지표에 대한 추정치가 현저하게 다를 경우 이러한 차이가 생기는 원인을 분석할 때 유용하게 사용할 수 있다. 2000년의 추정치에서 1995년의 추정치를 빼면 두시기 간 차이를 알 수 있는데 아래의 식은 그 차이를 평균에 의한 효과와 계수에 의한 효과로 나눈 것이다.

$$(7) \quad X^{2000}\beta^{2000} - X^{1995}\beta^{1995} \\ = (X^{2000} - X^{1995})\beta^{2000} + (\beta^{2000} - \beta^{1995})X^{1995}$$

여기에서  $X^{1995}$ 와  $X^{2000}$ 는 1995년과 2000년의 변인평균값이며  $\beta^{1995}$ 와  $\beta^{2000}$ 는 1995년과 2000년의 계수 값이다. 따라서  $(X^{2000} - X^{1995})\beta^{2000}$ 은 평균에 의한 변화이고,  $(\beta^{2000} - \beta^{1995})X^{1995}$ 은 계수에 의한 변화이다. 평균에 의한 효과가 양(+)이 나오는 경우는 1995년보다 2000년에 개인이나 가구의 취업할 수 있는 능력이 향상되었거나 지역의 고용을 유발할 수 있는 자원이 많아졌다는 것을 뜻하며 음(-)이 나왔다면 그 반대의 경우라고 할 수 있다. 계수에 의한 효과가 양(+)이 나오기 위해서는  $\beta^{2000}$ 가  $\beta^{1995}$ 보다 커야 하므로 노동시장에 영향을 미치는 여러 가지 환경적 요소가 2000년에 1995년보다 나아졌다는 것을 의미한다. 반대로 음(-)이 나왔다면 개인 또는 가구의 능력이나 지역의 고용능력과 관계없이 환경이 취업에 부정적인 방향으로 작용했다고 할 수 있다.

<표 5>를 보면 총변화가 전체, 도시, 농촌 모두 음이 나온 것을 알 수 있다. 이는 1995년보다 2000년의 취업확률이 현저히 줄어들었다는 것을 뜻한다. 외환위기로 인해 대기업뿐만 아니라 많은 중소기업이 도산했고, 위기를 넘긴 기업도 경쟁력을 높이기 위해 대규모의 구조조정을 했기 때문에 생긴 결과라고 할 수 있다. 이러한 변화의 원인을 좀더 자세히 분석하기 위해 총변화를 평균에 의한 변화와 계수에 의한 변화로 나눠 볼 필요가 있다. 두 가지 경우 모두 음이 나왔지만 그 크기를 보면 평균에 의한 변화보다 계수에 의한 변화가 월등히 크다는 것을 알 수 있다. 이는 2000년에 취업확률이 감소한 주된 이유가 IMF로 인한 노동시장 외부적 환경이 악화되었기 때문임을 보여준다.

각각의 변인들이 5년 동안 어떻게 변화하였는지 분석하는 것은 결과를 좀더 명확히 이해하는데 도움을 준다. 총변화에서 개인 및 가구변인은 양(+)의 값이 나왔다. 그러나 지역변인과 상수의 음(-)의 값이 개인 및 가구변인의 긍정적인 변화를 상쇄할 정도로 크게 나왔기 때문에 전체 변화량은 음(-)의 값이 나왔다. 이는 2000년의 취업확률 하락의 원인이 개인 및 가구에 있지 않고 IMF와 같은 외부의 원인에 의해서 발생한 것임을 보여준다.

개인 및 가구변인을 평균에 의한 변화와 계수에 의한 변화로 나눈 결과를 보면 평균에 의한 변화량은 음(-)의 값이 나온데 반해 계수에 의한 변화량은 양(+)의 값이 나온 것을 알 수 있다. 나이를 보면 평균에

의한 변화의 경우 도시에서는 음(-)이 나왔는데 농촌에서는 양(+)이 나왔다. <표 4>와 <부록>을 보면 이런 결과의 원인을 알 수 있다. 도시에서 음(-)의 효과가 나온 것은 65세 이상 노인(AC6)의 취업확률이 현저히 낮아진데다 전체 경제활동인구에서 65세 이상 노인의 비율이 많아 졌기 때문에 전체 나이효과는 음(-)이 나온 것이다.<sup>8</sup> 반면 농촌에서는 취업확률이 낮은 15~24세 집단(AC1)의 비율이 낮아졌기 때문에 전체 나이효과는 양(+)이 되었다. 나이에 대한 계수의 변화를 보면 모두 음의 효과가 나왔는데 도시의 경우는 35~44세 집단(AC3)과 65세 이상 집단(AC6)에 대한 환경적 영향 때문이고 농촌에서는 65세 이상 집단(AC6)의 영향 때문이라고 할 수 있다. 다시 말해 도시의 35~44세 집단과 65세 이상 집단은 95년과 2000년에 동일한 개인적 능력을 갖고 있더라도 취업하기가 5년 전에 비해 매우 어려운 환경이 되었고, 농촌에서는 65세 이상 집단이 그러한 환경이 되었다고 할 수 있다.

총 변화의 성별결과를 보면 모두 양(+)

<sup>8</sup> 나이에 의한 평균효과를 구하기 위한 식은 다음과 같다.

$$\sum (X_i^{2000} - X_i^{1995}) \beta_i^{2000}, \quad i = AC1, AC3, \dots, AC6$$

도시의 경우 65세 이상 집단의 평균에 의한 변화량은 다음과 같이 구할 수 있다(계수는 <표 4>, 평균은 <부록> 참조).

$$(X_{AC6}^{2000} - X_{AC6}^{1995}) \beta_{AC6}^{2000}$$

$$= (0.0400 - 0.0235) - 0.6462 = -0.0107$$

마찬가지로 AC1부터 AC6까지의 합은 0.0089-0.0001-0.0027-0.0003-0.0107=-0.0049이다. 여기에서 AC6의 영향을 빼면 0.0058이 된다. 참조 집단을 AC2가 아닌 다른 집단으로 해도 동일한 값이 나온다.

의 값이 나왔다. 그러나 평균에 의한 변화를 보면 도시에서는 음(-)이 나왔고 농촌에서는 양(+)이 나왔다. 도시와 농촌 모두 경제활동인구에서 남성이 차지하는 비율이 1995년에 비해 2000년에 10% 가까이 감소했다. 그런데 2000년 도시에서는 남자의 취업확률이 더 높아졌다. 즉 상대적으로 취업확률이 높은 집단의 비율이 낮아져서 도시의 전체 성별효과는 음(-)이 나온 것이다. 농촌에서는 취업확률이 낮은 남자의 비율이 낮아졌기 때문에 전체 성별효과는 양(+)이 나왔다. 계수에 의한 성별 변화를 보면 모두 양(+)이 나왔는데 이는 노동시장에서 1995년에 비해 2000년에 남자를 선호하는 현상이 커졌다는 것을 의미한다. 결혼 상태는 총 변화에서 농촌만 음(-)이 나왔다. 그러나 평균에 의한 변화는 모두 음(-)이 나와 도시의 총 변화가 양(+)이 나온 것은 계수에 의한 변화 때문임을 알 수 있다.

도시에서는 1995년에 비해 2000년에 미혼과 사별·이혼 집단이 취업할 수 있는 환경적 요소가 개선되었다는 것을 알 수 있다. 농촌에서도 환경적 요인(계수에 의한 변화)은 양(+)의 값이 나왔지만 평균에 의한 변화가 음(-)으로 나왔기 때문에 전체 영향이 음(-)으로 나왔다. 농촌에서 사별·이혼(MARRY3)집단의 비율이 커졌는데 이 집단의 취업확률 또한 매우 낮아졌기 때문에 발생한 결과라고 할 수 있다. 가구주여부는 총변화에서 모두 양(+)이 나왔다. 그러나 도시에서는 평균에 의한 변화가 음(-)이 나왔다. 2000년에 가구주의 취업확률이 높아졌지만 경제활동인구에서 가구주의



비율이 1995년에 비해 낮아졌기 때문에 발생한 결과이다. 계수에 의한 변화가 모두 양(+)으로 나온 것으로 보아 동일한 능력을 가진 사람이라 할지라도 비 가구주에 비해 가구주가 취업할 가능성이 더 많아졌다고 할 수 있다. 가구주는 가구를 부양할 책임이 있기 때문에 가구주가 우선적으로 취업할 수 있도록 배려하는 환경이 되었다고 할 수 있다.<sup>9</sup>

교육수준은 총변화와 평균에 의한 변화, 계수에 의한 변화가 모두 양(+)이 나왔다. 도시와 농촌 모두 평균변화가 양(+)이 나온 것은 참조집단에 비해 상대적으로 취업확률이 높은 대학이상 대졸미만 집단(SCHOOL2)의 비율이 많아졌기 때문이며 계수에 의한 변화가 양(+)이 나온 것은 대졸이상 집단(SCHOOL3)에 대한 선호도가 상대적으로 커진 것이 주 요인이다. 특히 농촌에서도 고졸이하집단이 취업하기 어려운 환경이 되었다는 것은 저학력자의 취업난이 이전보다 심해졌다는 것을 보여준다. 이주여부는 평균변화와 계수변화가 모두 음(-)이 나왔다. 도시에서는 이주자(농촌→도시)의 취업확률이 비이주자에 비해 높았는데 이주자의 비율이 낮아졌기 때문에 평균효과는 음(-)이 나왔고 농촌에서는 이주자(도시→농촌)의 취업확률이 낮았는데 이주자의 비율이 높아졌기 때문에 평균효과가 음(-)이 나왔다. 계수효과가 모두 음이 나온 것은 1995년에 비해 2000년에 이주자가 취

업하기 어려운 환경이 되었다는 것을 의미한다. 외환위기 이후 도시와 농촌 모두 경제상황이 악화되었기 때문에 당연한 결과라 하겠다.

가구변인의 총변화는 양(+)의 값이 나왔는데 평균에 의한 변화는 음(-)의 값이 나왔고 계수에 의한 변화는 양(+)이 나왔다. 가구변인의 총변화가 양(+)이 된 것은 계수에 의한 변화 때문이라고 할 수 있다. 도시에서 가구변인의 평균에 의한 변화가 음(-)이 나온 요인은 2000년에 가구원수가 3명 이상인 가구(HSIZE2, HSIZE3)의 비율(평균)이 낮아졌는데 취업확률(계수)은 높아졌기 때문이다. 상대적으로 취업확률이 높은 집단이 경제활동인구 비율에서 낮아졌기 때문에 전체변화가 음(-)이 나온 것으로 판단된다. 또한 상대적으로 취업확률이 낮은 차가 가구의 비율이 높아진 것도 원인으로 작용했다. 계수에 의한 변화가 양(+)으로 나온 것은 가구원수가 3명 이상인 집단의 시장에서의 취업확률이 높아졌기 때문이다. 농촌에서 계수에 의한 변화가 양(+)이 나온 이유도 도시의 경우와 같다.

가구원수가 3명 이상인 가구는 대체로 부부가구를 형성하고 있는 가구라고 볼 수 있다. 이러한 가구의 경우 IMF 사태 이후에도 이전의 미취업 가구원의 노동시장 참여 등으로 IMF로 인한 가장의 실직 또는 소득의 손실을 보전하기 위한 노력이 이러한 결과를 유추했으리라 판단된다.

지역변인을 보면 총변화는 도시만 양(+)의 값이 나왔으나 평균에 의한 변화는 농촌과 도시 모두 양(+)으로 나왔다. 결국 농

<sup>9</sup> 예를 들면 IMF직후 부부사원의 경우 주로 배우자의 퇴직이 많이 이루어진 점 등이 이러한 요인으로 설명될 수 있겠다.

촌의 지역변인이 음(-)으로 나온 것은 계수에 의한 변화 때문임을 알 수 있다. 외환

표 5 해체기법 결과(1995~2000)

|                   | 전 체            | 도 시            | 농 촌            |
|-------------------|----------------|----------------|----------------|
| 총변화               | -0.4233        | -0.4494        | -0.4162        |
| 평균에 의한 변화         | -0.0913        | -0.0189        | -0.0066        |
| 계수에 의한 변화         | -0.3320        | -0.4306        | -0.4096        |
| 총변화의 변인별 분류       |                |                |                |
| <u>개인 및 가구변인</u>  | <u>+0.3217</u> | <u>+0.5345</u> | <u>+0.3798</u> |
| 나이                | -0.0621        | -0.0420        | -0.0192        |
| 성별                | +0.2596        | +0.2574        | +0.2726        |
| 결혼상태              | +0.0416        | +0.0845        | -0.0079        |
| 가구주여부             | +0.1638        | +0.1861        | +0.1261        |
| 교육수준              | +0.0310        | +0.0300        | +0.0234        |
| 이주여부              | -0.0457        | -0.0027        | -0.0244        |
| 거주지               | -0.0795        | -              | -              |
| 가구변인              | +0.0129        | +0.0210        | +0.0092        |
| <u>지역변인</u>       | <u>-0.7557</u> | <u>+0.0934</u> | <u>-1.2633</u> |
| 경제                | -0.0437        | -0.0147        | -0.0684        |
| 행정 제정             | -0.4970        | -0.3867        | -0.4461        |
| 주거환경              | -0.0187        | +0.0911        | -0.4274        |
| 산업다양성             | -0.1964        | +0.4037        | -0.3214        |
| <u>상수</u>         | <u>+0.0107</u> | <u>-1.0773</u> | <u>+0.4655</u> |
| 평균에 의한 변화의 변인별 분류 |                |                |                |
| <u>개인 및 가구 변인</u> | <u>-0.0566</u> | <u>-0.0515</u> | <u>-0.0360</u> |
| 나이                | -0.0106        | -0.0049        | +0.0064        |
| 성별                | +0.0012        | -0.0028        | +0.0020        |
| 결혼상태              | -0.0373        | -0.0256        | -0.0488        |
| 가구주여부             | +0.0024        | -0.0027        | +0.0058        |
| 교육수준              | +0.0032        | +0.0023        | +0.0012        |
| 이주여부              | -0.0019        | -0.0010        | -0.0019        |
| 거주지               | -0.0073        | -              | -              |
| 가구변인              | -0.0063        | -0.0168        | -0.0008        |
| <u>지역변인</u>       | <u>-0.0347</u> | <u>+0.0326</u> | <u>+0.0160</u> |
| 경제                | +0.0039        | +0.0098        | +0.0002        |
| 행정 제정             | +0.0057        | +0.0607        | +0.0453        |
| 주거환경              | -0.0320        | -0.0379        | -0.0065        |
| 산업다양성             | -0.0123        | +0.0001        | -0.0230        |
| 계수에 의한 변화의 변인별 분류 |                |                |                |
| <u>개인 및 가구변인</u>  | <u>+0.3783</u> | <u>+0.5859</u> | <u>+0.4158</u> |
| 나이                | -0.0515        | -0.0371        | -0.0256        |
| 성별                | +0.2584        | +0.2602        | +0.2706        |
| 결혼상태              | +0.0789        | +0.1101        | +0.0409        |
| 가구주여부             | +0.1614        | +0.1888        | +0.1203        |
| 교육수준              | +0.0278        | +0.0278        | +0.0222        |
| 이주여부              | -0.0438        | -0.0017        | -0.0225        |
| 거주지               | -0.0721        | -              | -              |
| 가구변인              | +0.0192        | +0.0378        | +0.0100        |
| <u>지역변인</u>       | <u>-0.7210</u> | <u>+0.0608</u> | <u>-1.2792</u> |
| 경제                | -0.0476        | -0.0245        | -0.0685        |
| 행정 제정             | -0.5027        | -0.4474        | -0.4914        |
| 주거환경              | +0.0133        | +0.1291        | -0.4209        |
| 산업다양성             | -0.1840        | +0.4036        | -0.2985        |
| <u>상수</u>         | <u>+0.0107</u> | <u>-1.0773</u> | <u>+0.4655</u> |

위기 이후 취업에 있어서의 농촌의 지역적

인 환경이 악화되었음을 간접적으로 보여 준다. 경제변인은 광공업생산액과 농산물 판매총액을 하나로 묶은 것이다. 경제변인의 평균변화는 모두 양(+)으로 나왔다. 도시와 농촌 모두 평균 광공업생산액이 증가하였고 광공업생산액이 높은 지역에서 취업확률 또한 높았기 때문이다. 농촌에서도 광공업생산액에 대한 계수효과가 양(+)이 나왔다. 농산물판매총액에 대한 계수효과는 농촌에서 음(-)이 나왔다. 농촌에서 고수익을 얻는 농가는 거의 특용작물이나 축산 등 상대적으로 자본집약적 농산물을 생산하고 있기 때문에 지역의 전반적 취업기회의 증대에는 그리 큰 영향을 주지는 않는 것으로 보인다.

산업다양성 변수의 총 변화는 도시에서는 양(+)의 값이 나왔는데 농촌에서는 음(-)의 값이 나왔다. 농촌과 도시 모두 평균 값은 1995년에 비해 2000년에 증가했다. 즉 산업의 종사자가 좀더 고르게 분포되었다고 할 수 있다. 그러나 도시에서는 산업이 다양할수록 취업에 긍정적 영향을 미치지만 농촌에서는 부정적인 영향을 미쳤고 그 정도가 1995년보다 2000년에 더 심해졌다. 그래서 평균효과와 계수효과가 모두 음(-)이 나온 것이다. 이를 통해 알 수 있는 것은 농촌의 실업문제를 해결하기 위해서는 농촌의 현재 보유자원(어메니티)을 고려하지 않고 무분별하게 산업을 유치해서는 부정적인 결과를 초래할 가능성이 높음을 의미한다. 즉, 도시의 경우 다양한 산업의 입지는 이미 구축된 도로 및 통신 등과 같은 사회기반시설의 구비로 충분한 정(+)의 외

부효과를 낳을 수 있지만, 농촌의 경우에는 오히려 부(-)의 외부효과로 인해 고용기회의 상실로 귀결될 가능성을 의미한다. 농촌의 경우 각 지역의 특성을 세밀히 분석한 후 시장에서도 경쟁력을 유지할 수 있는 그 지역의 특화산업을 발굴할 필요가 있다고 하겠다. 또한 이러한 특화산업을 지원할 수 있는 연관 산업을 유치하는 것이 농촌 경제 활성화와 고용창출에 기여하리라 판단된다.

## 6. 결 론

산업화를 겪어 왔던 대다수 선진국의 경우와 마찬가지로 우리나라 역시 경제발전 과정에서 농촌의 역할은 수동적이고 보조적인 측면에서 이해되었다. 서구 국가들의 역사적 경험에 의하면, 경제발전은 농업활동에 집중된 경제체제에서 복잡하고 현대적인 산업 및 서비스 중심체제의 급격한 경제적 구조변화를 의미한다. 결과적으로, 농업의 기본역할은 경제발전의 총체적 전략에서 역동적이며 급성장하는 선도적 산업영역으로 인식되는 분야에 저렴한 식품과 노동력을 충분히 공급하는 것에 지나지 않게 되어 온 것이 사실이다. 하지만 이러한 도시 및 산업 지향적 개발이론은 최근 변화하고 있는 세계화 및 환경의 중요성과 함께 이론적 수정을 요구받고 있다.

선진국과 개발도상국의 경제발전에 관한 연구를 진행해 온 Todaro(2000: 364)는 과거의 개발을 바라보는 관점의 수정을 주장

하면서, 농업 및 농촌개발이 국가 발전의 필수조건으로 인식될 필요성을 제기하고 있다. 또한 이러한 통합적 농촌개발 전략 없이는 개별 국가의 산업성장은 실패로 돌아가거나, 설사 성공하더라도, 빈곤·불평등·실업 등의 문제가 훨씬 더 만연하게 되어 경제체제 내의 심각한 내부적 불균형을 발생시키게 될 가능성이 높다고 경고하고 있다. 본 연구의 분석결과는 이러한 경제발전의 전략적 수정 필요성과 상당 부분 궤를 같이하고 있다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 도시에서의 고용기회(실업률)는 농촌보다 작은 것(높은 것)으로 나타났다. 특히 IMF는 농촌보다는 도시지역의 고용기회에 더욱 악영향을 끼친 것으로 드러났다. 둘째, 중·장년층의 고용기회는 도시의 경우보다 농촌에서 더욱 높은 것으로 나타났다. 이러한 현상은 특히 IMF 이후인 2000년에 그 효과가 배가 된 것으로 분석되었다. 셋째, 지역의 특성은 농촌과 도시별로 차별적인 영향을 끼치고 있는 것으로 분석되었다. 특히 IMF 사태 이후 농업생산은 농촌의 고용증대에 별다른 기여를 하지 못하고 있는데 반해, 광공업생산은 도시와 농촌 모두 고용기회를 증진시키는 것으로 분석되었다. 마지막으로, 지역산업의 다양성은 지역주민들의 고용기회에 부(-)의 효과를 야기하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 특히 농촌지역에서 더욱 가시적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 농촌지역의 발전을 위해서는 틈새시장의 구축을 통한 지역의 특화산업의 발굴이 절실

함을 보여준다.

상기의 실증분석을 통해 드러난 정책적 시사점, 즉 농촌의 고용문제에 바탕을 둔 경제개발전략은 다음과 같은 두 가지 필수조건을 충족하여야 한다. 첫째 농업생산과 광공업생산이 농촌의 고용기회에 끼치는 영향을 고려하면, 농업, 광공업, 또는 관광산업과 같은 특화산업의 개척은 농촌지역 고용기회 증대를 위한 필수요건으로 판단된다. 이러한 특화산업의 발굴은 중앙과 지방자치단체의 직·간접적인 지원을 바탕으로 한 다양하고 농촌개발활동이 추진되어야 한다. 이와 아울러 농촌지역의 생산물에 대한 국내·외 수요 증가를 위한 중앙정부 및 자치단체의 노력이 요구된다. 둘째, 21세기 농촌정책의 변화 방향은 시장경쟁체제에서도 가치가 구현될 수 있는 의미로 구체화되어야 한다. 이것은 공공재적 시장의 구성(planned market)이라는 전통적 시장개입적 시각에서, 시장이 작용할 수 있는 정책개입(market planning)으로의 전환을 의미하며, 내재화된 농촌공간의 재화 및 용역에 대한 시장가치를 구현할 수 있는 접근 방식을 의미한다. 이러한 판단은 농촌공간이 축적하고 있는 재화가 최근 시장에서 그 가치를 구현할 수 있는 적기를 맞이하고 있다는 데 기인한다.

전통적으로 공공재적 성격으로 인식되어 온 농촌공간에서의 쾌적성 요소(amenities)에 대한 사회적 인식은 경제성장과 여가시간의 증대라는 사회변화에 따라 시장에서 가치평가가 이루어질 수 있는 획기적 전기를 맞이하고 있다. 녹색 공간, 맑은 공기,

수려한 경관, 전통 문화 등과 같이, 기존의 시장체제 하에서는 무임승차가 가능한 재화들이 최근에는 개별 소비자들의 지불의사가 현실화될 때만 소비가능한 시대가 도래하고 있다. 농업생산이 농촌의 고용을 증진시키지 못하고 있다는 본 연구의 분석결과는 농산물 증대를 위한 다양한 시장개입적 정책이 실효를 거두기 어렵다는 점을 반추하고 있다.

시장에서 작용하는 원리는 동일한 재원을 가지고 약점에 대한 보완보다는, 시장가치구현이 가능한 기회요인에 대한 집중 투자가 효율성 제고의 최적이라는 점이다. 문제는 정부의 농촌정책에서 시장가치가 구현될 수 있는 방향으로의 정책개입이 후발 계획이고, 단기적 소모성 정책이 여전히 주류를 이루고 있다는 점이다. 농어촌 거주민의 환심을 얻기 위한 한시적 정책보다는 미래지향적인 농촌정책의 도입이 농촌발전에 더욱 필요로 되는 시기다. 도시와 농촌의 연계성 강화, 자본유입에 필요한 제도의 정비 등과 같이 도시자본이 시장에서 농촌으로 유입될 수 있는 시장수용적 정책이 더욱 농촌의 고용증대를 통한 농촌발전에 더욱 도움이 된다. 다른 한편으로 시장체제에서 작용할 수 있는 정책개입은 갈수록 심화되리라 예상되는 농촌의 공동화와 도시가게 대비 농촌가게 소득 감소를 막을 수 있는 근원적 처방으로 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 이성우. 2002. “지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 독립이동과 연계이동.” 『지역연구』 제18권. pp.49~82.
- 이성우, 권오상, 민성희, 박지영. 2002. “도농간 인구이동에 따른 실업비용.” 『농업경제연구』. 제 43권 제 2호. pp.77~110.
- 이성우, 박지영, 김성수. 2001. “아시아 이민자들의 주택소유여부를 결정하는 요인에 관한 연구.” 『한국주택학회지』 제 9권 제 2호. pp.223~250.
- 한국도시행정연구소. 1998. 지방행정구역연감.
- Acs, G. and S. Danziger. 1992. “Educational Attainment, Industrial Structure, and Male Earnings Through the 1980s.” *The Journal of Human Resources* 27: 618~648.
- Becker, G. S. 1993. *Human Capital*. the University of Chicago Press.
- Bollman, R. D. and J. M. Bryden. 1997. *Rural Employment*. CAB International.
- Borjas, G. J. 1996. *Labor Economics*, New York: the McGRAW-HILL Companies, Inc.
- Bryden, J. 1997. “Rural Employment and the Information Highway.” *Rural Employment: An International Perspective*. pp.447~459.
- Chatterjee, S. and B. Price. 1991. *Regression Analysis by Example*. New York: John Wiley & Sons. Inc.
- Dorsey, S. 1991. “The Strange Case of the Missing West Virginia Labor Force.” *Growth and Change* 22: 49~65.
- Dahms, F. A. 1995. “Dying Villages, Counterurbanization and the Urban Field—a Canadian Perspective.” *Journal of Rural Studies* 11(1): 21~33.
- Dahms, F. and J. McComb. 1999. “Counterurbanization, Interaction and Functional Change in a Rural Amenity Area—a Canadian Example.” *Journal of Rural Studies* 15(2): 129~146.
- Ehrensaft, P. 1997. “International Perspectives on Rural Employment: Introductory Propositions.” *Rural Employment: An International Perspective*. pp. 1~2.
- Friedland, W. H. 2002. “Agriculture and Rurality: Beginning the ‘Final Separation’?.” *Rural Sociology* 67(3): 350~371.
- Frisbie, W. P. and D. L. Poston Jr. 1978. “Sustenance Differentiation and Population Redistribution.” *Social Forces* 57: 42~56.
- Gallaway, L., R. Vedder and R. Lawson. 1991. “Why People Work: An Examination of Interstate Variations in Labor Force Participation.” *Journal of Labor Research* 12(1): 47~59.
- Isserman, A. M. and T. J. Rephann. 1993. “Geographical and Gender Differences in Labor Force Participation: Is there an Appalachian Effect?.” *Growth and Change* 24: 539~78.
- Kennedy, P. 1992. *Guide to Econometrics*. Mass.: The MIT Press.
- Kim, W. B. 2001a. “Planning Issues in the Territorial Integration of the Korean Peninsula.” *GeoJournal* 53: 47~56.
- Kim, Y. W. 2001b. “National Territorial Planning at the turn of the 21<sup>st</sup> century.” *GeoJournal* 53: 5~15.
- Lee, S. W. and C. C. Roseman. 1999. “Migration Determinants and Employment Consequences of White and Black Families, 1985~1990.” *Economic Geography*. 75:

109~133..

- Lee, S. W. and W. S. Zhee. 2001. "Independent and Linked Migration: Individual Returns of Employment Opportunity and Household Returns to Poverty for African American Interstate Migration." *Annals of Regional Science* 35: 605~635.
- Lewis, G. 1998. "Rural Migration and Demographic Change." *The Geography of Rural Change*, pp.131~160.
- McDonald, J. F. 1997. *Fundamentals of Urban Economics*, New Delhi: Prentice-Hall.
- 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*. pp.149~192.
- Park, S. O. 2001. "Regional Innovation Strategies in the Knowledge-based Economy." *GeoJournal* 53: 29~38.
- Poston, D. L. Jr., T. A. Hirschl and W. P. Frisbie. 1992. "Sustenance Organization and Population Redistrubution in New York State: A Human Ecological Analysis." *Community, Society and Migration*. pp.193~220.
- Saenz, R. and J. K. Thomas. 1991. "Minority Poverty in Nonmetropolitan Texas." *Rural Sociology* 56(2): 204~223.
- Shaffer, R. 1989. *Community Economics*. Iowa State University Press. pp.189~199.
- Spencer, D. 1997. "Counterurbanisation and Rural Depopulation Revisited: Landowners, Planners and the Rural Development Process." *Journal of Rural Studies* 13(1): 75~92.
- Todaro, M. P. 2000. *Economic Development*. Addison-Welsley. pp.532~535.
- Wilson, F. D. and M. Tienda. 1989. "Employment Returns to Migration." *Urban Geography* 10: 540~561.
- Yates, J. 2000. "Is Australia's Home-Ownership Rate Really Stable? An Examination of Change between 1975 and 1994." *Urban Studies* 37(2): 319~342

부록 변수 평균

| 변 수       | 전 체     |         | 도 시     |         | 농 촌     |         |
|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|           | 1995    | 2000    | 1995    | 2000    | 1995    | 2000    |
| INTERCEPT | 1.0000  | 1.0000  | 1.0000  | 1.0000  | 1.0000  | 1.0000  |
| AC1       | 0.1142  | 0.0793  | 0.1340  | 0.1048  | 0.0935  | 0.0517  |
| AC3       | 0.2474  | 0.2420  | 0.2826  | 0.2846  | 0.2107  | 0.1959  |
| AC4       | 0.1759  | 0.1795  | 0.1643  | 0.1793  | 0.1880  | 0.1797  |
| AC5       | 0.1468  | 0.1551  | 0.0892  | 0.0899  | 0.2068  | 0.2256  |
| AC6       | 0.0637  | 0.1127  | 0.0235  | 0.0400  | 0.1056  | 0.1914  |
| GENDER    | 0.6228  | 0.5289  | 0.6656  | 0.5774  | 0.5781  | 0.4764  |
| MARRY1    | 0.2039  | 0.2088  | 0.2502  | 0.2788  | 0.1556  | 0.1331  |
| MARRY3    | 0.0728  | 0.1282  | 0.0547  | 0.0881  | 0.0917  | 0.1715  |
| SCHOOL2   | 0.0526  | 0.1035  | 0.0712  | 0.1427  | 0.0332  | 0.0611  |
| SCHOOL3   | 0.1292  | 0.1285  | 0.1958  | 0.1937  | 0.0597  | 0.0580  |
| MIGRANT1  | 0.0178  | 0.0137  | -       | -       | -       | -       |
| MIGRANT3  | 0.0487  | 0.0590  | -       | -       | -       | -       |
| MIGRANT4  | 0.4411  | 0.4216  | -       | -       | -       | -       |
| MIGRANT   | -       | -       | 0.0349  | 0.0264  | 0.0994  | 0.1227  |
| HHOLDER   | 0.5655  | 0.5698  | 0.5983  | 0.5937  | 0.5313  | 0.5439  |
| PLACE1    | 0.4407  | 0.4644  | -       | -       | -       | -       |
| PLACE3    | 0.3681  | 0.3572  | -       | -       | -       | -       |
| TENURE    | 0.3404  | 0.3664  | 0.4776  | 0.5001  | 0.1973  | 0.2220  |
| CHILD6    | 0.2060  | 0.1515  | 0.2366  | 0.1751  | 0.1742  | 0.1260  |
| H SIZE2   | 0.4965  | 0.4215  | 0.5520  | 0.5020  | 0.4387  | 0.3346  |
| H SIZE3   | 0.2564  | 0.1516  | 0.2583  | 0.1586  | 0.2545  | 0.1440  |
| MIN_PROD  | 7.8091  | 8.4028  | 14.2855 | 15.1852 | 1.0619  | 1.0704  |
| FINANCE   | 54.8295 | 51.1149 | 74.9409 | 76.1949 | 33.8774 | 24.0008 |
| S_DEVP    | 1.1900  | 4.0592  | 0.9706  | 2.6205  | 1.4186  | 5.6146  |
| E_DEVP    | 3.4355  | 4.3025  | 1.9689  | 2.1987  | 4.9633  | 6.5768  |
| PRICE     | 30.9302 | 24.8315 | 51.9991 | 41.0034 | 8.9806  | 7.3480  |
| FARM_DEN  | 2.3858  | 1.9907  | 0.6494  | 0.4729  | 4.1947  | 3.6316  |
| AG_SALE   | 8.3363  | 8.0287  | 6.5072  | 5.9734  | 10.2417 | 10.2508 |
| IND_DIV   | 4.8306  | 4.9392  | 5.4323  | 5.4477  | 4.2036  | 4.3894  |