

농촌사회 유지의 사회적 편익 계측: 도시화와 실업비용*

이 성 우** 윤 성 도***

Key words: 인구이동(population migration), 이촌향도(rural to urban migration), 사회적 비용(social cost), 다원적 기능(multi-functionality), 농촌 활력(rural viability)

ABSTRACT

The present study investigates the impact of unemployment differentials between urban and rural regimes on social costs of the urban and rural migrations. It is believed that rapid urbanization caused by mass migration from rural to urban results in a huge investment burden to societies, because the public cost per capita of absorbing people in urban areas is, in general, much higher than rural areas. One of the factors that drives additional public cost is higher unemployment rate in the urban area. In this vein, Lee et al.(2002) reports that the cost of urban diseconomy with regard to unemployment caused by rural to urban migration was about 50 billion won. However, Lee et al.(2002) used the 1995 census data for their proxy for computing the unemployment cost of the period of 1995-2000. Since the unemployment cost was initiated in 1999, the computation may have a problem in reflecting a true phenomena of the social cost driven by the unemployment differentials between urban and rural areas. Along with a two-regime switching regression model that is free from migration selection bias, we construct a methodology to estimate the aggregate costs caused by urban and rural migrations. Combining the 2000 census 2% micro file with several area data, we construct two models (migration and employment opportunity) to calculate hypothetical employment opportunities in urban and rural areas. The present study found that the total cost per annum caused by urban and rural migrations is more than 72 billion Won that is 16 billion larger than that of the previous study, which implies that sustaining rural economic viability may save the money otherwise wasted. The present study concludes with suggestions for refining and developing the methodology to enhance the use of rural resources not fully utilized before.

- | | |
|----------------|------------|
| 1. 서론 | 4. 자료 및 변인 |
| 2. 연구의 배경 및 내용 | 5. 분석 결과 |
| 3. 연구 방법 | 6. 결론 |

* 본 연구는 한국학술진흥재단의 지원에 의해 이루어졌음(KRF-2003-003-B00404).

** 서울대학교 농경제사회학부 교수.

*** 서울대학교 농경제사회학부 석사과정.

1. 서 론

1.1. 연구 필요성

농업 및 농촌의 다원적 기능(multi-functionality)에 대한 논의는 1992년 UR 협상 시 처음 제기된 이래 1998년 OECD 농업위원회와 2001년 WTO의 Doha 협약 이후 그 중요성에 대해 WTO 회원국간의 각료 공동선언문이 채택되는 등 최근 농업 정책과 관련된 국제적 논의에 있어 핵심적인 역할을 차지하고 있다. WTO체제하에서 우리나라 역시 농업 및 농촌이 가지는 비시장재 및 비교역적 기능에 대한 조명이 활발히 이루어지고 있다. 하지만 기존의 연구들은 전통적인 농촌공간에서 이루어져 온 산업이라는 측면에서의 농업이 가지는 환경적, 다원적 기능에 대한 분석에 한정되고 있어 농촌이라는 공간의 중요성은 간과되고 있는 측면이 있다. OECD(2001)에 의한 다원적 기능의 분류가 농업의 환경적 보존기능 이외에도 농촌의 경제적 활력유지 기능이 중요하게 자리하고 있는 점에 비추어보면, 농촌사회의 경제적 활력유지에 따른 사회적 편익에 대한 연구는 매우 절실하다 하겠다.

최근 장기 불황과 일자리난이 지속되며 실업급여신청자가 IMF 외환위기 이후 최대 규모에 달하는 것으로 나타났다. 2004년 11월 현재 실업급여 신청자수는 모두 42만 6천625명으로, 2003년 한 해 동안의 37만 9천600명을 이미 넘어섰다. 이는 IMF 관리

체제에 있던 98년 43만8천465명 이후 최대 규모이며, 전체 실업급여는 1조3천184억원에 달하고 있다. 이러한 비용은 100인 미만 사업장 실업급여 지급액은 8천837억원으로 전체 67.0%에 달한 데 비해, 100인 이상은 4,346억원에 불과해 주로 농촌지역에서 이주한 사람들이 취업하는 중소기업 사업장 근로자의 실적이 훨씬 심각한 것으로 나타났다. 하지만 과도한 도시화와 이로 인한 도시노동시장의 포화, 그리고 이에 따른 실업 및 이로 야기되는 실업비용에 대한 연구는 전무한 실정이다.¹

본 연구의 목적은 도시와 농촌 간 인구 이동과 개별 지역 이주자들의 지역별 노동시장에서의 실업에 따른 상대적 기회비용을 측정함으로써 도시와 농촌 간 이주를 통해 발생하는 사회적 비용을 추정하는데 있다. 토다로(Todaro 1969; 2000)는 급속한 경제발전을 경험하고 있는 개발도상국의 실증연구를 통해, 도시 실업의 주된 요인의 하나로 이촌향도에 따른 도시노동시장에서의 과잉노동공급을 들고 있다. 하지만 토다로 역시 이러한 이촌향도에 따른 실업과 사회적 비용에 대한 논의는 서술적인 측면에서만 논의하고 있을 뿐 실증분석에 대한

¹ 이것은 우리나라에서 공식적으로 정부부문에서 실업예산이 책정된 시기가 IMF사태 이후인 1998년이라는 시기적 최근성에 주로 기인한다. 이러한 연구는 본 연구자가 이해하는 한 국제적으로도 거의 이루어진 바가 없다. 우리나라의 경우 이성우 등(2002)의 연구가 있으나 이것은 실업예산이 책정되기 이전인 1995년 자료를 사용한 점과, 사용된 계량모형이 공간의 이분산성과 종속성 등과 같은 문제를 해결할 수 없다는 측면, 그리고 제한적인 독립변인을 사용했다는 측면에서 한계가 있다.

논의는 거의 찾을 수 없다. 이동자와 비이동자의 가상체험²에 대한 기회실업³을 측정하기 위해서는 보다 정밀한 계량모형의 적용을 통한 기회비용적 접근은 필수적이라 하겠다.

전통적으로 완전고용에 가까운 노동시장을 형성하고 있었던 우리나라는 1997년 IMF 이후 높은 실업률의 지속과 이에 따른 사회보장제도의 확립 등으로 실업에 따른 사회적 비용이 갈수록 증가하고 있는 추세다(노동부 2001). 우리나라의 경우 1997년 IMF 사태에 따른 대략 실업과 이로 인한 고용시장의 안정망 구축이란 목표하에 1998년부터 정부에 의한 실업예산이 책정되었다. 이후 실업에 따른 정부예산은 넓은 의미의 실업대책 예산으로 간주되는 고용보험기금과 근로복지진흥기금 등을 합쳐 매년 약 총 3조에서 4조 원 정도의 예산이 지출되고 있다. 2002년 12월 노동연구원이 밝힌 자료에 의하면 이러한 예산의 대부분은 도시노동시장의 과잉공급과 이로 인한 도시지역의 실업자 정책 및 기업에 대한 고용촉진기금으로 충당되고 있는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 단면적인 농촌공간의 경제적 편익의 측면이 아닌 기회비용적인 측면에서 도농간 인구이동 및 이에 따른 실업비용을 분석하였다.

2. 연구의 배경 및 내용

농촌에서의 농업생산은 생산과정을 통해 시장에서 거래되는 농산물을 생산할 뿐 아니라 동시에 각종 환경보존기능, 식량안보기능, 농촌경관 및 문화적 전통의 유지기능, 농촌활력 유지 기능 등의 또 다른 기능, 즉 농업의 다원적 기능(multifunctionality of agriculture)을 추가로 행한다. 농업의 다원적 기능(multi-functionality of agriculture)에 관한 연구(Lankoski 2000; OECD 2001; Romstad et al. 2000)에서 공통적으로 인정하고 있는 다원적 기능은 다음의 4가지로 요약될 수 있다. 첫째, 농업의 환경보존적 기능(environmental outputs), 둘째, 농촌경관 및 문화적 전통의 유지기능(agricultural landscape and cultural heritage), 셋째, 농촌의 경제적 활력유지기능(rural economic viability), 마지막으로 식량안보기능(food security)이다.

이러한 농업/농촌의 잠재적 기능은 특히 최근 이루어지고 있는 자유무역에 있어 중요한 위치를 점하고 있다. WTO체제하에서는 한국과 같은 수입국의 경우 무역자유화의 논리에 대응하는 유일한 논거로 다원적 기능을 들고 있으며, 향후의 다자간 협상에 있어서도 다원적 기능에 대해 많은 논란이 제기될 것으로 예상된다(권오상 2000; 권오상 외 2001). 따라서 우리나라의 농촌 및 농업과 관련된 독특한 사회적 순기능에 대한 다양한 연구가 이루어져 온 것이 사실이다. 하지만 다원적 기능에 관한

² 이동자의 경우 “만약 이동하지 않았다면,” 그리고 비이동자의 경우 “만약 이동했다면”에 대한 가상 상황을 의미한다.

³ 가상체험에서 추정되는 2가지 실업률의 차이를 의미하는 것으로, 이동자의 경우 “이동에 따른 실업확률”에서 “비이동에 따른 실업확률”을 차감한 것을 의미하며, 비이동자의 경우에는 그 역의 관계를 의미한다.

기존의 국내외 연구들은 일방향적 분석에 치우친 것이 사실이다. 농업은 환경보존적 측면이 있는 반면, 환경오염의 부정적 측면이 있다. 하지만 이러한 순효과에 대한 선행연구는 이루어진 바 없다.⁴ 또한 환경오염, 교통체증 등과 같은 집적의 부정적 효과를 주로 분석하는 연구에서는 집적으로 인한 긍정적 효과를 분석하지 않는 것이 일반적이다.⁵

여러 가지 농업의 다원적 기능 중에서 농업생산의 지속에 의한 농촌활력의 유지 기능은 특히 한국의 경우 매우 중요한 개념으로 지적되고 있음에도 불구하고, 아직 개념의 모호함이나 구체적 지표도출의 어려움 등으로 이성우 등(2002)의 연구를 제외하고는 실증적으로 분석된 바가 거의 없는 실정이다. 이성우 등(2003)의 연구에서 지적하듯이 농촌활력과 연계된 다원적 기

능의 측정은 농촌지역에서의 고용증대와 이러한 고용증대가 최근 급증하고 있는 실업에 따른 사회적비용을 절감할 수 있는지 여부에 대한 측정으로 가능하다. 즉, 본 연구에서 분석할 예정인 이촌향도에 따른 사회적 비용과, 이도향촌에 따른 사회적 편익을 실업비용의 관점에서 측정할 경우 이러한 비용의 절감 여부는 농촌사회의 활력이라는 다원적 기능의 존재여부로 갈음할 수 있을 것으로 판단된다.

개인적인 측면에서의 실업에 따른 비용을 바라보는 경제학적 견해를 따르면, 사회적으로 실업자들에게 쓰이는 비용을 고려하지 않게 된다. 즉, 사회적으로 추가로 발생하는 실업비용으로서 실업자들의 재취직을 위한 단기적인 일자리 창출 비용, 실업자들에 대한 실업자 재교육비용(훈련수당+훈련비용)과 의무적으로 가입되는 고용보험을 통한 실업급여, 그리고 고용안정사업으로서 사업주에 지원되는 고용유지지원과 채용장려금 등의 사업주 소요비용 지원 등이 계상되지 않게 된다. 반면, 노동자들을 고용함으로써 각 기업체들은 이들에 대한 교육훈련비, 퇴직금 비용이나 현물지급비용, 법정 복리비, 법정외 복리비, 모집비, 기타 현물임금이외의 비용 등의 노동비용이 있기 때문에 실업자가 발생하면 이러한 비용은 감소된다고 할 수 있으므로 이것은 전체 사회적 실업비용에 음(陰; -)의 작용을 한다. 실업률의 측정에 기인하는 결과이긴 하지만 실업에 따른 사회적 비용은 도시와 농촌에 차별적으로 존재한다.

농촌지역의 실업률은 도시지역의 실업률

⁴ 우리나라 농림업의 비시장적 기능에 관한 연구로 강봉순(1992), 농업기술연구소(1993), 윤여창, 김성일(1992) 등이 있고, 산림의 공익적 기능에 관한 임업연구원(1991)의 연구, 쌀농업의 외부경제효과에 관한 오세익 외(1995), 농협중앙회(1993) 김동수 외(1994), 그리고 우리나라 논이 가지고 있는 경제적 효과를 연구한 엄기철 외(1993)의 연구를 들 수 있다. 최근에 이루어진 연구로는 농촌진흥청(2000)에서 분석한 우리나라 산림의 공익적 기능에 관한 연구, 그리고 유진채 외(2003)에 의한 조건불리지역 농업의 다원적 기능 등에 관한 연구가 있다.

⁵ 도시화에 따른 도시의 비경제적 현상에 대한 연구는 권오상 외(2003), 김경환(1993), 이변송 외(1995) 등이 있으며, Kim(2001)의 연구에는 보다 포괄적인 측면에서 국내외 집적의 비경제현상에 대한 다양한 사례를 제공하고 있다. 이러한 논의는 적정도시규모의 존재 유무에 대한 논쟁과 함께 일정 규모를 넘어서는 과도한 도시화가 야기하는 사회적 문제점도 제기되어 왔다 (Richardson, 1987; Qutub and Richardson, 1986).

보다 낮게 형성되는 것이 일반적이다. 이러한 지역별 실업률의 편차가 도시에서 농촌으로의 이주민에게 동일하게 영향을 끼친다면, 이도향촌 이주민의 실업확률은 도시에 거주했을 경우보다 낮으리라고 판단된다. 도시의 경우 일정 수준 이상의 기업에서는 노동자들을 고용함으로써 소요되는 현물급여 이외의 노동비용(교육훈련비, 퇴직금 비용이나 현물지급비용, 법정 복리비, 법정외 복리비, 모집비, 기타 현물임금이외의 비용 등)이 있기 때문에 실업자가 발생하면 이러한 비용은 감소된다고 할 수 있다. 따라서 도시로 이주한 경우와는 달리 농촌지역으로 이주한 이주민들의 일정 수준 이상의 기업체에서의 고용효과는 극히 미미한 것으로 판단되어 농촌이주자의 경우 이러한 비용은 사회적 실업 총비용에 음(陰)의 작용을 할 것으로 판단된다. 따라서 농촌으로 이주한 이주민의 경우는 음(陰)의 작용을 하는 현물 급여 이외의 노동비용을 차감하여 실업비용을 계측할 필요가 있다고 판단된다. 다음에서는 이 연구에서 설정한 연구방법과 자료를 설명하기로 한다.

3. 연구 방법

3.1. 실업비용 추정 모형

본 연구에서는 농촌사회유지에 따른 편익을 계산하기 위해 인구이동과 실업률 간의 관계를 분석하여 사회적 비용(편익) 분석을 수행하기로 한다. 본 연구에서는 농촌의 다원적 기능과 잠재적 가치에 대한 비

용편익분석을 이촌향도와 이도향촌의 두 이주자의 이주 양태를 통해 각각의 노동시장에서 발생하는 실업의 문제로 접근하고자 한다. 경제학적 관점에서 이촌향도 이주자는 도시에서의 보다 나은 기대소득의 달성을 위한 사회적 이주를 뜻하게 되므로 노동 시장의 공급과잉을 통한 실업의 증가를 유발하고 이는 실업비용을 증가시키는 요인이 된다. 반면, 이도향촌 이주자의 실업은 도시 지역의 실업비용에 대한 감소를 유발하므로 농촌유지에 따른 사회적 편익을 제공하는 요인이 된다. 토다로((Todaro 1969; 2000)에 의하면 도시지역의 실업률은 농촌지역보다 높게 나타나며, 이러한 측면이 도시 및 농촌으로 이주한 이주자들에게 동일하게 관찰 될 것을 가정하였다. 따라서 수식은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$SB = UC_{r \rightarrow u}^r + UB_{u \rightarrow r}^u \quad (1)$$

SB : 농촌사회 유지에 따른 사회적 편익

$UC_{r \rightarrow u}^r$: 이촌향도 이주자의 실업률 증가에 따른 사회적 비용

$UB_{u \rightarrow r}^u$: 이도향촌 이주자의 실업률 감소에 따른 사회적 편익

전장에서 설정한 실업에 따른 사회적 비용에 대한 논의를 바탕으로, 농촌에서 도시로 이주한 경우에 추가로 사회에서 발생하는 실업비용($UC_{u \rightarrow r}^r$)은 다음의 추정식을 통해 계산된다.

$$UC_{u \rightarrow r}^r = \sum_{j=1}^J P_j N_j^r + \sum_{i=1}^n R_i + \sum_{j=1}^n I_i + \sum_{m=1}^M S_m N_m^r \quad (2)$$

P_j : j 직종에 종사하는 사람의 월평균 급여

N_j^r : 이촌향도하여 j 직종에 종사하는 사람의 수

R_i : 정부에서 지출하는 개인 i 에 대한 재교육 비용(훈련비용+훈련수당)

I_i : 개인 i 가 고용보험 가입 시 받을 평균 실업급여

S_m : 정부에서 지출하는 m 종류의 고용안정 지원

N_m^r : 이촌향도 하여 m 종류의 고용안정지원을 받는 사람의 수

이 식은 자료의 구성상 매우 엄격한 전제 하나를 부여하고 있다. 사회적 비용으로 계산되고 있는 정부에서 지출하는 재교육비(R), 고용보험 가입에 따른 평균실업급여(I) 그리고 정부의 고용안정지원(S)에 있어 모든 이주자가 동일한 혜택을 받고 있다는 것이다. 이 전제는 세 가지 요소들을 활용하고 있는 자료에서 분배의 성격을 규명해 줄 수 있는 어떠한 객관적 판단기준도 제공받지 못하기 때문에 필요로 한 것이다. 따라서 전제에 현실적 논거를 부여하기 위해 정부가 제공하는 이러한 실업대책이 모든 실업자에게 돌아가지 못하는 현실 상황을 감안하여 가장 평균적인 형태 가정하고 모든 이주자가 동등한 혜택을 받고 있다고 본 것이다. 또한 본 연구에서 사회적 편익이 기회비용의 개념으로 정의되고 있기 때문에 수식 구성에 대한 논리적 하자를 유발하지 않는다는 점도 감안되어 있다. 다만, 이 후에 이 전제가 실업기간의

고려를 통해 다소간 완화되고 있으며, 해석에 있어 최소요구비용의 개념으로 접근해야 함은 유의해야 한다.

식(2)에서 이촌향도 하는 모든 사람이 실업을 경험하는 것이 아니므로 N_j^r 및 N_m^r 을 정의해 주기 위해 실업률에 대한 정보를 이용해 주어야 한다. 그러나 농촌사회유지에 따른 사회적 편익을 좌우하는 실업률은 농촌에서 도시로 이주함으로써 인해 발생하는 추가적인 실업률로 정의되어야 한다. 이것은 현실사회에 현재하고 있는 실업을 도농 간 이주에 의해 발생하는 실업과 구분해 주어야 함을 의미한다. 즉, 농촌에서 도시로 이주한 노동력에 의해 발생하는 추가적인 실업과 이에 따른 사회적 비용이 정의상 농촌유지에 따른 사회적 편익에 포함하기 때문이다. 따라서 이촌향도주민이 이주하여 실업을 당할 확률에 대해 이주하지 않았을 경우 발생할 실업확률의 차이가 추가적 실업률이 되는 것이다. 즉, 다음과 같이 추가적 실업률을 정의할 수 있다.

$$U^r = RUR^{mm} - RUR^{ms} \quad (3)$$

U^r : 이촌향도 이주자에 의해 도시노동시장에서 발생하는 추가적 실업률

RUR^{mm} : 이촌향도 이주자의 실업률

RUR^{ms} : 이촌향도 이주자가 이주하지 않았을 경우의 실업률

따라서 $M_{r \rightarrow u}$ 을 일정 기간동안 농촌에서 도시로 이주하는 평균 이주자 수로 정의하면 식 (2)는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$UC_{u \rightarrow r}^r = M_{r \rightarrow u} \left\{ \sum_{j=1}^J P_j U_j^r + U^r \left(\sum_{i=1}^n R_i + \sum_{i=1}^n I_i \right) + \sum_{m=1}^M S_m U_m^r \right\} \quad (4)$$

U_j^r : 추가 실업률 중 j 직종에서 발생할 실업률

U_m^r : 추가 실업률 중 m 종류의 고용안정지원을 받는 사람에 대한 실업률

2000년 당시의 자료를 인용한 노동부의 조사에 따르면 개인의 실업기간은 대체로 1년 미만인 경우가 대부분이고 1년 이상을 실업상태에 있는 경우는 전체 실업자의 약 2% 정도에 지나지 않는다. 따라서 실업기간에 대한 부분을 식 (4)에 계산해 주어야 하는데, k 기간 동안의 실업기간을 UL^k 로 정의하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$UC_{u \rightarrow r}^r = M_{r \rightarrow u} \times \left\{ \sum_{k=1}^K UL^k \left(\sum_{j=1}^J P_j U_j^r + U^r \left(\sum_{i=1}^n R_i + \sum_{i=1}^n I_i \right) + \sum_{m=1}^M S_m U_m^r \right) \right\} \quad (5)$$

앞서 언급하였듯이 농촌지역의 실업률은 도시지역의 실업률보다 낮게 형성되는 것이 일반적이다. 이러한 지역별 실업률의 편차가 도시에서 농촌으로의 이주자에게 동일하게 영향을 끼친다면, 이도향촌 이주자의 실업확률은 도시에 거주했을 경우보다 낮으리라고 판단된다. 도시의 경우 일정 수준 이상의 기업에서는 노동자들을 고용함으로써 소요되는 현물급여 이외의 노동비용(교육훈련비, 퇴직금 비용이나 현물지급 비용, 법정 복리비, 법정외 복리비, 모집비,

기타 현물임금이외의 비용 등)이 있기 때문에 실업자가 발생하면 이러한 비용은 감소된다고 할 수 있다. 따라서 도시로 이주한 경우와는 달리 농촌지역으로 이주한 이주자들의 일정 수준 이상의 기업체에서의 고용효과는 극히 미미한 것으로 판단되어 농촌이주자의 경우 이러한 비용은 사회적 실업 총비용에 음(陰)의 작용을 한다.

그러므로 농촌으로 이주한 이주자의 경우는 음(陰)의 작용을 하는 현금급여 이외의 노동비용을 차감하면 이도향촌에 따른 사회적 비용을 정의하면 다음의 식과 같다.

$$UB_{u \rightarrow r}^u = \sum_{j=1}^J P_j N_j^u - \sum_{h=1}^H LC_h \cdot N_h^u + \sum_{i=1}^n R_i + \sum_{i=1}^n I_i + \sum_{m=1}^M S_m N_m^u \quad (2')$$

P_j : j 직종에 종사하는 사람의 월평균 급여

N_j^u : 이도향촌 하여 j 직종에 종사하는 사람의 수

LC_h : h 산업별 기업이 개인에게 지급하는 현물급여 이외의 평균노동비용

N_h^u : h 산업별 현물급여 이외의 평균 노동비용을 받는 사람의 수

R_i : 정부에서 지출하는 개인 i 에 대한 재교육 비용(훈련비용+훈련수당)

I_i : 개인 i 가 고용보험 가입 시 받을 평균 실업급여

S_m : 정부에서 지출하는 m 종류의 고용안정지원

N_m^u : 이도향촌 하여 m 종류의 고용안정지원을 받는 사람의 수

이 식에서 사용되는 무릎글자(subscript)는 식(2)에서 (5)에 이르는 식과 동일한 형태를 취하고 있지만, 표본의 개수가 도시와 농촌에 있어 상이함에 주목하기 바란다. 그러나 사회적 비용인 정부에서 지출하는 재교육비(R), 고용보험 가입에 따른 평균실업급여(I) 그리고 정부의 고용안정지원(S)의 크기는 모두 동일한 것으로 가정하고 있으며 필요한 기본 전제 또한 동일하게 적용되고 있는 것으로 간주한다. 또한, 식(2')에 이촌향도에 의해 발생한 추가적인 실업률의 개념을 농촌지역의 실업률에 그대로 적용할 수 있다. 따라서 농촌지역의 추가적인 실업률은 다음과 같이 정의된다.

$$U^u = UUR^{mm} - UUR^{ms} \quad (3')$$

U^u : 이도향촌 이주자에 의해 농촌노동 시장에서 발생하는 추가적 실업률

UUR^{mm} : 이도향촌 이주자의 실업률

UUR^{ms} : 이도향촌 이주자가 이주하지 않았을 경우의 실업률

따라서 도시에서 농촌으로의 이주한 사람의 수를 도시실업 확률모형과 동일한 방식에 의해 $M_{u \rightarrow r}$ 로 정의해 주면, 식(2')는 다음과 같이 바꿀 수 있다.

$$UB_{u \rightarrow r}^u = M_{u \rightarrow r} \left\{ \sum_{j=1}^J P_j U_j^u - \sum_{h=1}^H LC_h U_h^u + U^u \left(\sum_{i=1}^n R_i + \sum_{j=1}^n I_j \right) + \sum_{m=1}^M S_m U_m^u \right\} \quad (4')$$

U_j^u : 추가 실업률 중 j 직종에서 발생할 실업률

U_h^u : 추가 실업률 중 h 산업에서 발생할 실업률

U_m^u : 추가 실업률 중 m 종류의 고용 안정지원을 받는 사람에 대한 실업률

농촌지역의 실업률 역시 농촌지역으로 이주한 사람들의 실업기간에 따라 영향을 받게 되므로 두 지역의 실업기간이 동일한 것으로 간주하여 실업기간을 UL^k 로 정의해 주면 식(4')는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$UB_{u \rightarrow r}^u = M_{u \rightarrow r} \times \left\{ \sum_{k=1}^K UL^k \left(\sum_{j=1}^J P_j U_j^u - \sum_{h=1}^H LC_h U_h^u + U^u \left(\sum_{i=1}^n R_i + \sum_{j=1}^n I_j \right) + \sum_{m=1}^M S_m U_m^u \right) \right\} \quad (5')$$

도시와 농촌의 이주에 따른 사회적 비용/편익을 계산하는 최종 식 (5)와 (5')에 포함되어 있는 항목들은 대부분 주어진 자료를 통해 분석이 가능하다. 그러나 농촌과 도시 이주자들에 대한 기회비용의 성격인 가상실업률(U^r 과 U^u)는 현실적으로 관찰 불가능하다는 난점이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 이주자들의 이주 및 비이주에 따른 예상 고용확률을 추정하기 위해 DaVanzo and Hosek(1981)이 제안한 2체제모형(Two Regimes Models)을 바탕으로 이를 분석하였다.

3.2. 가상 실업률 추정 모형

본 연구의 계량기법은 이주(migration)는 선택의 지표이며 선택에 따른 개인의 효용은 서로 다르다는 것을 전제하고 있는 DaVanzo & Hosek(1981)의 연구기법을 차

용하였다. 이주를 선택한 사람은 개인의 효용 계산에 있어서 이주가 비이주보다 우위의 효용을 보장한다는 가정에 의존하고, 비이주의 경우도 동일한 추론을 하리라 가정한다. m 와 s 를 이주와 비이주, W^m 와 W^s 를 이주자와 비이주자의 복리수준으로 정의하고, $W^m_{if\ s}$ 는 이주자가 이주하지 않았을 경우 얻었을 복리를, $W^s_{if\ m}$ 는 비이주자가 이주했을 경우 얻었을 복리를 의미한다.

이주자와 비이주자에 대한 본 연구의 가설을 단순한 수식으로 나타내면, $W^m > W^m_{if\ s}$ (이주자의 복리가 이주하지 않았을 경우를 가정하여 구한 복리보다 큰 경우), $W^s > W^s_{if\ m}$ (비이주자의 복리가 이주했을 경우를 가정하여 구한 복리보다 큰 경우)로 나타낼 수 있다. 이 모형 통해 각 개인이 얻는 실제적 복리와 다른 대안을 선택함으로써 얻는 복리를 비교하여 이주의 “실제적 이익”을 추정할 수 있다.

일반 모형

이주의 이익을 측정하기 위해 사용되는 일반적 통계모형은 대체로 이주자와 비이주자의 통합된 표본집단을 이용하고, 소득과 같은 종속변인에 대한 결정요인을 측정하는 통제변인 X 와 함께 이주 여부를 나타내는 더미변수인 D 에 대해 복리의 지표를 모형화 하는데 그 형태는 다음과 같다.

$$W = \beta x + \delta D \quad (6)$$

회귀 모형(1)에서, 이주자와 비이주자 사이의 관찰 가능한 차이가 X 를 통해 통제되면, $W^s_{if\ m} - W^s$ 는 이주의 이익으로 정의된

다. 게다가 (6)과 같은 모형은 이주자가 그 이주로 인해 이익을 얻는다면($\delta > 0$), 비이주자는 비이주로 인해 동일한 만큼의 손해를 본다는 것을 가정한다. 하지만, 모형(1)은 반대의 선택을 했을 경우, 즉 이주자(비이주자)가 이주(비이주)를 하지 않았을 경우 비이주자(이주자)의 복리와 같다고 가정할 수밖에 없는 한계가 있다. 본 연구에서는 반대의 선택을 했을 경우에 향유하였을 가상 경험에 대한 문제를 해결할 수 있는 기회편익(opportunity benefit)적 방법을 적용하기로 한다.

2체제 모형(Two Regime Models)

이주 결정과정은 이주를 통해 편익을 얻으려는 사람과 비이주를 통해 편익을 얻으려는 사람으로 나뉜다. 복리가 직접적으로 측정되는 것은 아니지만, 이주/비이주를 통해 얻는 개인의 기대 복리는 다음의 모형에서 추정 가능하다. 앞서 이론적 배경에서 살펴보았듯이 이주에 따른 복리는 경제적, 사회적 또는 문화적 특성에 달려있다.

$$W^m = W(EW^m, SC^m) \quad (7)$$

$$W^s = W(EW^s, SC^s) \quad (8)$$

여기서 EW^m 와 SC^m 는 W^m , 그리고 EW^s , SC^s 는 W^s 를 결정하는 경제적 요인과 사회-문화적 요인을 나타낸다. 일반적으로 이러한 함수식은 개인마다 다르기 마련인데, 이는 각기 다른 개인은 잠재적 이주지에 대하여 경제적 측면과 사회적 또는 문화적 측면을 다르게 평가하기 때문이다. 이주를 하지 않았다면 비이주자가 얻었을 복리에

대한 정보의 원천이 비이주를 한 사람의 복리인 반면에, 비이주자의 복리는 이주자의 그것($W^m > W^s$)과 반대되는 조건($W^s \geq W^m$)에서 생성되는 것이 확실하다는 점에서 딜레마가 생기는 것이다.

이주자와 비이주자의 복리에 대한 관찰이 내재하는 선택성 조건의 문제를 통제하기 위해서 본 연구에서는 2체제 회귀전환 모형(two-regime regression switching model)을 이용한다. Heckman(1979)의 선택적 오류 모형을 응용 시킨 이 연구방법은 DaVanzo & Hosek(1981)에 의해 제시되었으며, 이후 Cooke & Bailey(1996), Lee and Zhee(2001), Lee & Roseman(1999) 등이 인구이주에 따른 경제적 결과를 측정하는데 사용하였다. 이 모형의 추정을 위해서는 3단계의 유도식을 필요로 한다. 첫 번째 식은 개인의 비이주 성향을 위한 것이고, 두 번째와 세 번째 식은 이주와 비이주의 개별 상황에 따른 복리 구조를 추정하기 위한 것이다. W^m 와 W^s 는 관찰할 수 없지만, 일정한 상황에서는 개별 상황의 경제적 복리(EW^m 과 EW^s)와 사회-문화적 요인들과 관련된 변인들(SC^m 과 SC^s), 그리고 개인의 의사결정과정에 관련되는 관찰되지 않는 요인의 영향을 의미하는 오차항(ϵ^m 와 ϵ^s)으로 이루어진 구조에 의해 결정된다고 가정하자. 이것은 다음과 같은 식(9)와 (10)으로 나타낼 수 있다.

$$W^m = \alpha^m EW^m + \gamma^m SC^m + \epsilon^m \quad (9)$$

$$W^s = \alpha^s EW^s + \gamma^s SC^s + \epsilon^s \quad (10)$$

W^m 와 W^s 사이의 차를 나타내는 함수로

서 이주의 경향을 나타내는 y 는 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$y = W^m - W^s = \alpha^m EW^m - \alpha^s EW^s + \gamma^m SC^m - \gamma^s SC^s + \epsilon^m - \epsilon^s \quad (11)$$

이주에 따른 경제적 효과를 측정한 DaVanzo & Hosek(1981)의 경우 사용된 자료의 제약으로 인해 사회적 또는 문화적 요인에 대해 $SC^m = SC^s$ 로 가정하고, 이 변인에 대한 계수 γ^m 와 γ^s 의 차이는 무시하였지만, 본 연구에서는 아시아계 이민자들의 특성 차이를 구별하기 위한 사회적 변인을 독립변인에 통제하였고, 문화적 차이는 유관 독립변인 이외에 집단별로 서로 다른 회귀분석을 통해 내생적으로 그 차이를 구별하였다. 따라서 모형에서의 사회적, 문화적 차이는 “순효과” $\gamma = \gamma^m - \gamma^s$ 로 표현된다. $\epsilon = \epsilon^m - \epsilon^s$ 로 정의하면 이주 경향을 나타내는 식은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$y = \alpha^m EW^m - \alpha^s EW^s + \gamma SC + \epsilon \quad (12)$$

이 때, 이주의 경우와 비이주의 경우의 사회-경제적 복리구조를 나타내는 모형의 두 가지 경우는 다음과 같이 표현된다.

$$EW^m = X^m \beta^m + \epsilon^m \quad (13)$$

$$EW^s = X^s \beta^s + \epsilon^s \quad (14)$$

여기서 X^m 와 X^s 은 외생변인의 벡터이다. 이주자를 i , 비이주자를 j 라고 설정하면, 식 (12), (13), (14)의 오차항 ϵ , ϵ^m , ϵ^s 는 Heckman(1979)이 설정한 바와 같이 평균 벡터가 0이고, 다음과 같은 공분산 행렬을 지니는 3변수 정규분포의 성질을 가진다.

$$\begin{bmatrix} 1 & \sigma_{i\epsilon} & \sigma_{j\epsilon} \\ & \sigma_{ii} & \sigma_{ij} \\ & & \sigma_{jj} \end{bmatrix}$$

이주를 했을 경우 경제적 복리 수준을 나타내는 EW^m 는 모집단 모두에서 관찰되지 않으며, 이것은 비이주 시 경제적 복리 비율 EW^s 의 경우에도 마찬가지다. 대신 EW^m 에 대해서는 이주자만, EW^s 에 대해서는 비이주자의 표본만이 관찰된다. 관찰된 가구소득 및 빈곤수준이 이러한 조건에 한정되기 때문에, 복리비율구조의 불편 추정치(unbiased estimates) β^m 와 β^s 에 이르지 못할 가능성이 있다(Heckman, 1979). 이러한 통계적문제의 보정을 위해, 먼저 두 가지 복리 구조에 대한 식을 이주 경향에 대한 식 대신 사용한다.

$$y = d^m X^m \beta^m - d^s X^s \beta^s + vSC + \eta \quad (12')$$

여기서 $\eta = \epsilon + d^m \epsilon^m - d^s \epsilon^s$ 이다.

유도식(12')은 이주경향 y 를 독립변수와 연관시키는데, 모든 독립변수들은 외생적이며, 결합된 오차항은 η 로 표시된다. 여기서 개별 선택에 따른 복리의 기대치(E)에 대한 분석은 다음과 같이 표현된다.

$$E(EW_j^m | y_i > 0) = X_i^m \beta^m + \lambda_i^m \theta^m, \quad \text{이주의 경우 (i)} \quad (15)$$

$$E(EW_j^s | y_i \leq 0) = X_i^s \beta^s + \lambda_i^s \theta^s, \quad \text{비이주의 경우 (j)} \quad (16)$$

여기서 $\theta^m = \sigma_{\eta}^m / \sigma_{\eta}$ 그리고 $\theta^s = \sigma_{\eta}^s / \sigma_{\eta}$ 로 표현되고 여기서 λ 는 다음의 식 (18)와 (19)에서 계산되는 개별 상황에서의 선

택성 보정계수, θ 는 이 선택성 보정계수의 모수를 의미한다. 그리고 이주의 유도형은 $y = d^m X^m \beta^m - d^s X^s \beta^s + vSC + \eta$ 로 나타나며, $I = d^m X^m \beta^m - d^s X^s \beta^s + vSC$ 로 정의하면, $y = I + \eta$ 라는 식으로 줄일 수 있다. 이 경우 이주는 $y > 0$ 일 경우에만 발생하며, 개인이 이주를 할 확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Pr(y > 0) &= \Pr(I + \eta > 0) = \Pr(\eta > -I) \\ &= \Pr(\eta / \sigma_{\eta} > -I / \sigma_{\eta}) = F(I / \sigma_{\eta}) \end{aligned} \quad (17)$$

여기서 F 는 누적표준정규함수이다. 프로빗(Probit) 회귀분석을 이용하면, σ_{η} 으로 정규화되는 지표 I 의 계수에 대한 추정치를 구할 수 있다. 정규화된 계수를 이용하면, λ 들의 값은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\lambda_i^m = f(I_i) / F(I_i), \text{ 이주 } i \text{의 경우} \quad (18)$$

$$\lambda_j^s = -f(I_j) / (1-F(I_j)), \text{ 비이주 } j \text{의 경우} \quad (19)$$

여기서 f 는 표준정규밀도함수를 의미한다. 계수 λ_i^m 와 λ_j^s 는 사람에 따라 다르게 나타나는데, λ_i^m 가 높으면 이주의 가능성이 낮으며, λ_j^s 가 높으면 비이주의 가능성이 높다고 할 수 있다.

Heckman(1979)이 밝힌 연구방법을 적용하면, 실제로 이주와, 비이주를 한 표본에서 조건부 복리 식을 추정할 수 있다. 이 방법은 각 개인의 λ_i^m 와 λ_j^s 를 예측하기 위해 프로빗을 사용한 이주 선택모형을 사용하며, 이주자의 복리 식과 비이주자의 복리 식에서 설명변수로 λ 의 값을 이용하여, 구조적 모수의 일치 추정치(consistent estimates)

β^m 와 β^s , 그리고 선택성 계수 θ^m 와 θ^s 를 산출해낼 수 있다.

마지막 과정은 이주의 복리를 예측하기 위해 일치 추정치를 이용하는 것이다. 이주자 i 에 있어 이주를 통해 얻은 복리는 개인이 이주를 했다는 사실의 조건 하에서, 비이주의 상황보다 적은 이주의 기대복리와 같다. 비이주의 상황에서 이주자의 기대 복리가 관찰되지 않지만, β_i , θ_i , λ_i 의 일치추정치를 이용하여 이를 계산할 수 있다.

$$E(EW^s | y_i > 0) = X_i^s \beta^s + \lambda_i^m \theta^s \quad (20)$$

여기서 X_i^s 는 비이주모형에서 개인의 특성을 의미한다. 조건부 복리 식을 이용하면, 이주를 한 사람이 이주를 통해 획득될 기대복리는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E(EW_i^m | y_i > 0) - E(EW_i^s | y_i > 0) \\ = (X_i^m \beta^m + \lambda_i^m \theta^m) - (X_i^s \beta^s + \lambda_i^m \theta^s) \\ = (X_i^m \beta^m - X_i^s \beta^s) + \lambda_i^m (\theta^m - \theta^s) \end{aligned} \quad (21)$$

이 식은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$X_i(\beta^m - \beta^s) + \lambda_i^m (\theta^m - \theta^s) \quad (21')$$

여기서 식(21)과 (21')은 이주자와 비이주자의 관찰되는 복리수준을 비교하는 것이 아니라, 이주자의 기대복리수준과 “만약 이주자가 이주하지 않았다면”이라는 가상 상황의 기대복리를 비교하는 것이다.

선택성이 존재(이주자는 $W^m > W^s$ 의 상황과 비이주자는 $W^s \leq W^m$ 의 상황)한다는 것은 선택성의 효과가 통제되지 않으면, $\beta^m - \beta^s$ 의 추정치에는 오차가 발생할 수 있다는 것을 의미한다. 하지만 본 연구와 같은 회귀전환모형을 이용하면 λ^m 과 λ^s 에 의하

여 선택성을 통제할 수 있고, β^m 와 β^s 의 일치추정량을 구할 수 있다(DaVanzo and Hosek 1981).

식(21')의 오른쪽 항인 $\lambda_i^m(\theta^m - \theta^s)$ 은 “선택적 이익”을 의미한다. 이것은 개별 체제에서의 보다 높은/낮은 편익을 누릴 가능성이 체제별 선택의 성향 차이에 기인하는 것을 의미한다. λ_i^m 는 양이고, θ^m 와 θ^s 는 음과 양 모두를 가질 수 있다. 예를 들어, 주어진 특성 X 와 SC의 개인은 이주를 할 가능성이 더욱 높았던 사람은 이주의 상황에서 더 높은 복리 비율을 지니고, 비이주에서 더 낮은 복리 비율을 가질 가능성이 높다. 이주의 경우에 양의 선택적 이익이 있다면, 또한 비이주자에게도 그 이익이 존재할 수 있다. 역설적인 것처럼 보이지만, 이것이 2체제 회귀전환 모형의 잠재적인 장점을 의미하는 것인데, 이주의 경우와 비이주의 경우의 이런 상호적 이익은 전통적인 모형에서는 측정할 수 없기 때문이다. 이것은 비이주자 j 의 기대복리 이익이 다음과 같이 추정될 수 있음을 의미한다.

$$\begin{aligned} E(EW_i^s | y_i \leq 0) - E(EW_i^m | y_i \leq 0) \\ = X_j(\beta^s - \beta^m) + \lambda_j^s(\theta^s - \theta^m) \end{aligned} \quad (22)$$

정의에 의해 λ_i^s 는 음이므로, 이주자가 선택적 이익을 향유한다면, 다시 말해서 $\theta^m - \theta^s > 0$ 이라면, $\lambda_j^s(\theta^s - \theta^m)$ 은 양이어야 한다. 위에 제시된 예에 따라, 비이주자는 이주의 경향이 적은 사람, 즉 비이주 상황에서의 복리가 높고 이주 상황에서의 복리가 낮은 사람들로 구성될 경향이 높은 것이다.

4. 자료 및 변인

본 연구에서 사용한 미시자료(micro-data)는 2000년 센서스 2% 표본으로, 개인의 이주유무를 판별하는 기본 자료로 사용되었다. 거시자료(macro-data)는 통계청에서 발간하는 시-군-구 주요통계지표(1999), 농업총조사(2000)를 사용하였으며, 지역 특성과 관련된 변인들을 이주와 실업에 관한 이론적 배경을 근거로 추출하였다. 우리나라에서 농촌과 도시의 구분은 행정구역을 기준으로 하는 경우가 일반적이다 (한국도시행정연구소, 1998). 과거에는 시=도시, 군=농촌으로 구분되어졌으나, 도-농 통합시가 출현한 이후에는 동=도시, 읍,면=농촌으로 사용하는 것이 일반적이며 본 연구에서도 같은 정의를 따랐다.

이주자와 비이주자의 정의는 5년 전 (1995) 거주지와 현재 거주지(2000년)를 비교하여 5년 전 거주지와 현재 거주지가 같으면 비이주자로, 다르면 이주자로 정의하였다. 도시모형에서는 동 기간 중 비이주자와 농촌지역으로의 이주자만을, 그리고 농촌모형에서는 동 기간 중 비이주자와 도시지역으로의 이주자만을 표본으로 삼았다. 나이는 15세 이상으로 제한하였고, 현재 학교에 재학 중이거나 외국 출생자와 시·도 간 또는 군간 이주자는 제외하였다. 또한 도시 비이주자들의 표본 크기가 다른 집단에 비해 큰 관계로 이 집단은 다시 10%를 무작위 추출하여 사용하였다. 이렇게 해서 만들어진 데이터에 시-군-구 자료와 농업

총조사 자료에서 필요한 변인들을 결합하였다.

실업률을 계산하기 위하여 본 연구에서는 센서스 2% 데이터에서 제공하는 변인 중 경제활동상태를 가지고 경제활동인구와 취업자, 실업자를 정의하였다. 경제활동인구는 실업자가 경제활동인구(취업자+실업자)에서 차지하는 비율을 의미하며 본 연구에서도 통계청에서 정하는 정의⁶를 따랐다.

회귀분석 시에는 독립변인간의 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 제거하기 위한 변인 선택 기준으로 VIF(variance inflation factor)를 사용하였다. 변인팽창계수는 각각의 VIF가 1.0인 직교 데이터보다 $var(\hat{\beta})$ 가 몇 배가 더 큰 다중공선성 데이터인지를 설명해주는 객관적인 지표다. 이 통계방법에 의한 경험의 법칙은 10이며(Chatterjee and Price, 1991; Kennedy, 1992) 본 연구에서도 이 값을 기준으로 독립변인 간 변인팽창계수가 10 미만인 변인만을 분석에

⁶ 통계청의 정의에 의하면 취업자(Employed person)는 15세 이상 인구중 조사대상 주간에 소득, 이익, 봉급, 임금 등의 수입을 목적으로 1시간 이상 일 한 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 능력을 가지고 있으면서도 전혀 일을 하지 못하였으며 일자리를 찾아 적극적으로 구직활동을 하였던 사람으로서 즉시 취업이 가능한 사람을 말한다. 그리고 취업자와 실업자를 합하여 경제활동인구라 한다.

사용하였다. 다음의 분석 단계에서는 현재 농촌 거주자들을 대상으로 한 농촌모형과 도시 거주자들을 대상으로 한 도시모형으로 나누어 이주모형을 분석하고, 이주에 따른 선별성(selectivity)을 고려하여 다시 개별 지역에서의 실업모형을 분석하기로 한다.

표 1. 모형별 변인설명

변인	변인명	변인설명	구분
개인변인	연령	AGE 나이	M
		AGE_SQ 나이*나이	M
		ACC 15-64세(ref.), 65세이상	E
	성별	GENDER 남자, 여자(ref.)	E, M
	가구주여부	RELATE1 가구주, 비가구주(ref.)	E
	교육	SCHOOL1 고졸이하(ref.)	E, M
		SCHOOL2 전문대	E, M
		SCHOOL3 대학교	E, M
		SCHOOL4 대학원	E, M
	결혼상태	MARRY1 사별/이혼	E, M
		MARRY2 미혼	E, M
		MARRY3 유배우(ref.)	E, M
	직업상태	STATUS1 사업주	E, M
		STATUS2 자영업	E, M
		STATUS3 무급가족	E, M
		STATUS4 월급자	E, M
		STATUS5 무직(ref.)	E, M
	이전 이주여부	PRE_MIG 이주, 비이주(ref.)	M
	거주기간	RES1 비이주자 : 5년 미만, 5년이상(ref.) 이주자 : 1년 미만 1년-5년미만(ref.)	E
가구변인	가구원수	PERSON1 1-2명(ref.)	E, M
		PERSON2 3-4명	E, M
		PERSON3 5명이상	E, M
	가족내 노동 인구수	WORKER1 0명	M
		WORKER2 1명(ref.)	M
		WORKER3 2-3명	M
		WORKER4 4명이상	M
지역변인	실업률	UNEMP %	M
	농축산물 판매금액	AG_SALE 십억원	E, M
	광공업종사자비율	MIN %	E, M
	천명당 일반음식점수	REST 일반음식점수(개)/1000	E
	인구밀도	POP_DEN 인구수(명)/면적(km2)	M
	경지면적	LAND ha	M
	일인당 지방세 징수액	POP_TAX 지방세총액(천원)/인구수(명)	M
	재정자립도	FINANCE %	M
	거주지역	HAB1 수도권(서울, 경기, 인천)	E
		HAB2 영남	E
		HAB3 호남	E
		HAB4 강원	E
		HAB5 충청	E
		HAB6 제주도	E
	LAMDA	이주모형에서 추출된 보정값	E

E: 실업모형. M: 이주모형.

4.1. 이주모형 변인

이주모형에서 사용된 종속변인은 1995-2000년의 이주(migration) 형태이다. 앞서 설명하였듯이 5년 전 거주지와 현재 거주지가 같으면 비이주자로, 다르면 이주자로 정의하였다. 이주모형에 사용된 독립변인에 대한 설명은 <표1>에 나타나 있다. 본 연구에서는 이주에 관한 최근의 국내-외 선행연구(류성호, 이성우 2000; 이성우 2001; Greenwood et al. 1991; Lee and Zhee 2001; Lee and Roseman, 1997; 1999; Roseman and Lee 1998)와 주어진 자료를 바탕으로 가능한 한 설명력이 높은 변인들을 선택하였다. 독립변인은 크게 개인변인과 가구변인 그리고 지역변인으로 나누어져 있다. 개인변인은 개인의 특성을 나타내는 변인으로 연령, 성별, 교육수준, 결혼상태, 직업상태, 이전 이주여부 등이며, 가구원수, 가족내 노동인구수 등으로 구성되어 있으며, 지역변인은 실업률, 농축산물 판매대금, 광공업 종사자 비율, 인구밀도, 경지면적, 일인당 지방세징수액, 재정자립도로 구성되어 있다.

연령은 이주에 있어 가장 중요한 요인이다(Long 1988). 연령이 낮을수록 이주성향이 강하게 나타나는데 이것은 인적자본 이론에 의하면 연령이 높을수록 이주를 통한 기대효과가 떨어지기 때문이다(Molho 1986). 그러나 이주모형에서는 농촌모형과 도시모형에서 그 결과가 달리 예상된다. 농촌모형에서는 자녀의 교육 또는 취업을 위해 젊은이들의 도시로의 이주성향이 강할 것이

고, 도시모형에서는 상대적으로 연령이 높은 사람들이 농촌으로의 이주성향이 강할 것으로 예측된다.

성별에 따른 이주성향을 살펴보면, 여자보다는 남자의 이주성향이 좀 더 강하게 나타난다. 그러나 특정한 상황에서는 일반화시킬 수는 없다(Krieg 1993; 류성호·이성우 2000). 도시모형에서는 일반적으로 남자의 이주성향이 강하게 나타나겠지만, 농촌모형에서는 여자들의 취업기회가 농촌보다 도시에서 많기 때문에 여자들의 이주성향이 더 강할 것이다. 교육수준과 직업수준이 높을수록 이주성향이 강하게 나타날 것이다. 이는 교육수준과 직업수준이 높을수록 이주 목적지에 대한 정보를 보다 많이 획득할 수 있기 때문이다(Lee and Zhee 2001). 결혼을 하여 가구주가 되고 가구원수가 많거나, 학교에 다니는 자녀가 있을 경우 가족에 대한 책임성이 증가하여 이주가능성은 일반적으로 감소한다(Lee and Roseman 1997). 반면에 미혼이나 이혼 또는 사별한 경우 이주가능성은 증가하는 경향이 있다(Isserman and Rephann 1993). 과거 이주 경험이 있는 사람들은 다시 이주할 경향이 이주 경험이 없는 사람보다 크게 나타나는데 (Herzog, et al. 1985; Lee and Roseman 1997), 출생지와 5년전 거주지가 다를 경우 이주 성향은 증대할 것으로 예측된다.

실업률, 농축산물 판매대금, 광공업 종사자 비율을 지역의 경제적 상태를 나타내는 변인으로 사용하였다. 일반적으로 경제적 변인은 전입의 경우에는 이주성향에 긍정

정인 영향을 미치는 반면에 전출의 경우에는 부정적인 요인으로 작용하고 있다 (Fox et al. 1989; 이성우 2001). 지역경제의 활성화 정도를 반영한다는 측면에서, 이주지역의 실업률이 높으면 이주 성향은 낮아지고 지역별 농업생산물이 많은 경우나 광공업 종사자의 비율이 높을 경우 지역으로의 이주가능성은 높으리라 여겨진다.

지역의 환경을 나타내는 변인으로는 인구밀도와 경지면적을 사용하였다. 일반적으로 도시지역보다는 농촌지역의 환경이 좋다고 할 수 있으나 우리나라의 경우에는 이주성향에 있어서 지역의 환경적인 요인보다는 경제적 요인이 보다 중요하게 작용할 것으로 예상된다.

마지막으로 일인당 조세 징수액과 재정자립도를 지방행정을 대표하는 변인으로 사용하였다. 조세 징수액이 높을수록 이주자의 전입에 부정적인 영향을 미치는 것이 일반적이다(Islam, 1989; Fox et al. 1989). 하지만 조세 징수액이 지역의 경제활성화 정도와 일정 연관관계를 가지고 있다는 측면에서 확실적인 판단은 힘든 편이다(Lee and Zhee 2001). 지역의 재정자립도는 일반적으로 도시 자치단체가 농촌 자치단체보다 높게 나타나기 때문에 농촌모형의 경우 양(+)의 관계가, 도시모형의 경우에는 음(-)의 관계가 예상된다. 이러한 지역적 특성은 지방자치제가 실시된 지 얼마 되지 않은 우리나라의 경우에는 지역의 특성차가 그리 심하지 않을 것으로 판단되어 외국의 선행연구와 다소 차이가 있을 것으로 예상된다. 기타 본 연구에서 통제하지 못한

지역특성은 지역별 더미변인을 추가하여 연관변인을 통제하지 못한데 따른 모형의 통계적 위험성을 최소화하였다.

4.2. 실업모형 변인

실업모형의 종속변인은 실업 여부이며, 이 모형에 사용된 독립변인 역시 <표1>에 나타나 있다. 독립변인은 크게 개인변인, 가구변인, 지역변인 그리고 이주모형에서 추정된 보정값(LAMBDA)으로 이루어져 있다. 개인변인은 연령, 성별, 가구주여부, 교육수준, 거주기간 등이고, 가구변인은 가구원수이며, 농축산물 판매금액, 광공업 종사자 비율, 천명당 일반음식점수, 거주지역은 지역변인에 속한다. 이러한 변인들은 외국의 선행연구에서 실업여부를 결정짓는 주요한 요인들인 것으로 조사되었다(Cooke 1996; Dorsey 1991; Evans and Saraiva 1993; Gallaway et al. 1991; Isserman and Rephann 1993; Lee and Roseman 1999; Lee and Zhee 2001; Nieswiadomy et al. 1991; Vijverberg 1993; Wilson and Tienda 1989).

실업모형에서 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). 남자가 가사와 자녀양육의 부담이 있는 여자보다 취업의 기회가 많은 편이다(Lee and Roseman 1999). 그러나 농촌의 경우에는 남자뿐만 아니라 여자도 일을 하는 경우가 많으므로 앞의 예상과 다른 결

과가 예상된다. 고용이 인적자원과 밀접한 관련성이 있다는 측면에서 일반적으로 교육수준이 높을수록 취업기회에 대한 접근성이 용이하고 개인 또는 가구의 경제적 수준도 높아진다(Becker 1993).

가구주일 경우 가족 부양의 책임이 비가구주보다 많을 것이기 때문에 취업 가능성이 증가할 것이다(Gallaway et al. 1991). 또한 가구원수가 많다는 것은 그 만큼 부양해야 하는 사람이 많다는 것으로 전보다 더 많은 수입을 요구되며, 따라서 취업이 더욱더 필요하게 될 것이다(Wilson and Tienda 1989). 한 지역에 오래 머물렀다는 것은 그 지역의 취업에 대한 정보를 보다 많이 획득할 수 있다고 할 수 있다. 따라서 거주기간이 길수록 취업기회가 높아지리라 고 예상할 수 있다.

지역 내 경제활동이 활성화될수록 취업 기회는 증가할 것이다(Dorsey 1991; Isserman and Rephann 1993; Lee and Zhee 2001). 본 연구에서는 산업별 분포에 따른 영향을 분석하기 위해 1, 2차 산업을 대표하는 지표로 농축산물 판매금액, 광공업 종사자 비율을 지역변인으로 사용하였다. 도시모형의 경우에는 광공업종사자비율이, 농촌지역의 경우에는 농축산물 판매금액이 고용 여부에 영향을 더 많이 끼치리라 예측된다. 이상의 지역변인 이외에 본 연구에서 통제하지 못한 기타 지역간 분산(variation)을 나타내기 위해 광역화된 거주 지역(hab1에서 hab6)을 사용하였는데 이는 거주지역의 차이는 지역의 문화적, 사회-경제적 특성 차이로 인해 이주성향과 고용 창출효과에

영향을 끼치기 때문이다. (Cooke 1996; Plane and Rogerson 1994).

5. 분석 결과

5.1. 이주모형

이주확률모형에 대한 분석결과는 <표2>에 제시되어 있다. 농촌과 도시모형 모두 나이(AGE)변인은 이주성향(Propensity of migration)과 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 이는 나이가 많은 사람일수록 농촌 또는 도시로의 이주성향이 약하다는 것을 의미한다.⁷ 그러나 나이가 들어갈수록 그 성향은 둔화되는 것으로 나타났다(AGE_SQ). 즉, 나이가 많아지면 그동안의 주거지를 떠나 새로운 곳으로 이주하기 보다는 기존의 주거지에서의 안정된 삶을 추구하는 성향이 많기 때문인 것으로 판단된다.

성별(GENDER)에 따른 이주성향을 살펴보면, 농촌과 도시모형 모두 남자의 이주성향이 강하게 나타났으나 농촌의 경우 통계적 유의성은 없었다. 농촌모형, 도시모형에서 모두 교육수준(SCHOOL)이 높을수록 강한 이주성향을 보여주고 있는데, 고졸이하(SCHOOL1)집단보다 전문대(SCHOOL2), 대학교(SCHOOL3), 대학원(SCHOOL4)집단

⁷ 연령에 대한 음(-)의 이주 효과는 영구직의 비율이 낮은 15-24세 연령층의 이주성향이 직업적으로 전문화되는 시기인 25-34세 연령대에 비해 낮음에 기인하고 있는데, 이것은 한국의 경우 젊은 층의 경제적 독립시기가 20대 말까지 기형적으로 높은 부모의존도를 나타내는데 연유하는 것으로 판단된다.

표 2. 이주모형결과

변 인	농촌모형		도시모형	
	계수	S.E	계수	S.E
INTERCEPT	-3.7888 ***	0.3708	7.5078 ***	0.3426
AGE	-0.0724 ***	0.0138	-0.0420 ***	0.0123
AGE_SQ	0.0003 **	0.0001	0.0000	0.0001
GENDER	0.0693	0.0590	0.1607 ***	0.0528
SCHOOL2	0.1500 *	0.0885	0.2356 ***	0.0761
SCHOOL3	0.5017 ***	0.0845	0.2799 ***	0.0696
SCHOOL4	0.6024 ***	0.2015	0.3614 **	0.1501
MARRY1	-0.5291 ***	0.1418	-0.5592 ***	0.1216
MARRY2	0.1489	0.1134	0.0043	0.0959
STATUS1	-0.0442	0.1619	-0.0180	0.1417
STATUS2	-0.3141 ***	0.1207	-0.2250 **	0.1105
STATUS3	-0.4938 ***	0.1374	-0.2829 **	0.1199
STATUS4	0.2760 ***	0.1051	-0.1119	0.1002
PRE_MIG	0.3271 ***	0.0609	1.1079 ***	0.0492
PERSON2	-0.3079 ***	0.0682	-0.3874 ***	0.0609
PERSON3	-0.4609 ***	0.0879	-0.6437 ***	0.0779
WORKER1	0.1686	0.1595	-0.1141	0.1586
WORKER3	-0.2502 ***	0.0621	-0.0319	0.0546
WORKER4	-0.2052	0.1364	0.4270 ***	0.1086
UNEMP	0.2764 ***	0.0145	-0.2966 ***	0.0128
AG_SALE	-0.0005 ***	0.0001	0.0004 ***	0.0001
MIN	-0.0306 ***	0.0030	0.0305 ***	0.0027
POP_DEN	0.0140 ***	0.0005	-0.0150 ***	0.0004
LAND	0.0001 ***	0.0000	-0.0002 ***	0.0000
POP_TAX	-0.0023 ***	0.0004	0.0037 ***	0.0003
FINANCE	-0.0113 **	0.0049	0.0164 ***	0.0046
N	18077		20704	
-2Log L	2958		3952	
Adj_R2	0.9393		0.9221	

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

의 이주성향이 강하게 나타났다.⁸ 결혼상태 (MARRY)변인을 살펴보면 농촌모형과 도시모형에서 모두 유배우(MARRY3)집단

보다 사별/이혼(MARRY1)집단은 이주성향이 약하게 나타났고, 미혼(MARRY2)집단의 이주성향은 강하게 나타났으나 통계적 유의성은 없었다. 농촌모형의 월급자(STATUS4)를 제외하고는 농촌과 도시모형 모두 무직(STATUS5)집단보다 다른 집단의 이주성향이 강하게 나타났다. 과거에 이주 경험이 있는 사람일수록 (PRE_MIG)

⁸ 농촌이주성향이 학력수준의 증가와 궤를 같이 하는 것은 도농통합시의 출현으로 경제활동은 도시지역에서 이루어지고 있지만 주거는 교외 지역(행정구역상 읍, 면)에 기인하는 부분과, 고소득계층이나 전문가 집단(예술인 등)과 같은 고학력자들의 농촌지역 전원주택 주거성향의 증대에 기인하는 것으로 여겨진다.

이주성향이 강하게 나타났고 도시-농촌모형 모두에서 통계적 유의성이 매우 높았다.

가구원 수(PERSON)가 많은 가구일수록 이주성향이 약하게 나타났는데, 가구원수 3-4명(PERSON2), 5명 이상(PERSON3)인 가구가 가구원수 1-2명(PERSON1)인 가구에 비해 이주성향이 약하게 나타났다. 이는 취학자녀나 가구원수가 많을수록 이주에 제약을 받는 경우라 할 수 있다. 가족노동수(WORKER) 변인은 농촌의 경우 노동인원이 1명인 집단(WORKER2)에 비해 2명 이상인 집단(WORKER3, WORKER4)의 이주성향이 낮은 것으로 나타났으며, 노동인구가 없는 집단(WORKER1)은 이주성향이 높은 것으로 드러났으나 통계적 유의성은 없었다. 도시의 경우 가족노동수가 4명 이상인 집단(WORKER4)에서 이주성향이 강하게 나타났다. 이것은 2인 노동자 가족의 대부분이 맞벌이 부부일 가능성이 높고 이러한 가구의 이주성향은 낮게 나타나는 것이 일반적이다(Freedman and Kern 1997; Preston et al. 1993).

지역변인들 중 지역의 경제적 특성을 나타내는 지역 실업률(UNEMP), 농축산물 판매금액(AG_SALE), 광공업 종사자비율(MIN)은 농촌모형과 도시모형이 반대의 결과를 나타내고 있는데 이는 농촌모형에서의 이주자들이 대부분 도시지역이고, 도시모형에서는 농촌으로의 이주자가 대부분을 차지하는데 연유한다. 농촌모형에서는 실업률이 높고, 농축산물 판매금액이 낮고, 광공업 종사자 비율이 낮은 곳으로 이주하는 성향을 나타내는데 반해 도시모형에서

는 경제여건이 좋은 곳으로 이주하는 성향을 나타내고 있었다.⁹

지역별 농축산물 판매금액은 농촌모형의 경우 인구 유출에 음(-)의 작용을 하고 있고 도시모형의 경우 양(+)의 영향을 끼치고 있는 것으로 나타나서, 농촌지역에서의 농업생산의 활성화가 인구분산에 긍정적인 역할을 하고 있는 것으로 나타났다. 이것은 농업생산이 높을수록 이촌향도 인구의 억제와, 이도향촌인구의 유입에 긍정적인 역할을 하고 있는 것을 의미한다.

기타 지역 변인의 경우 농촌모형에서는 인구밀도(POP_DEN), 경지면적(LAND)은 이주에 긍정적인 영향을 미치고 있으나, 재정자립도(FINANCE)와 일인당 지방세(POP_TAX)가 높은 지역일수록 부정적인 효과를 미치는 것으로 드러났다. 도시모형에서는 농촌모형과 정확히 반대효과인 것으로 드러났다. 이는 앞서 언급하였듯이 도시모형의 경우 이주자가 모두 농촌으로 이주한 표본으로 구성되어 있고, 농촌모형의 경우 이주자 표본이 도시로의 이주자로만 형성되어 있는데 연유하는 것으로 판단된다.

5.2. 실업모형

농촌모형

<표3>은 농촌의 실업모형에 대한 분석 결과를 나타낸 것이다. 농촌에서의 비이주

⁹ 이촌향도자의 경우 1,2차 산업의 비중이 낮고 서비스산업의 비중이 높은 대도시로의 이주성향이 높은 것을 의미하며, 이도향촌자의 경우는 농업생산과 결부된 제조업의 비중이 높고 경제적 활성화가 이루어지고 있는 농촌지역으로의 이주자가 많은 것으로 보인다.

표 3. 실업모형결과(농촌)

변 인	비이주자		이주자	
	계수	S.E	계수	S.E
INTERCEPT	-0.7288 ***	0.1627	-0.8730 ***	0.2165
ACC	0.3044 ***	0.0545	1.1723 ***	0.1579
GENDER	0.0016	0.0521	-0.2943 ***	0.0426
RELATE1	-0.4017 ***	0.0537	-0.4829 ***	0.0449
SCHOOL2	0.1738 **	0.0804	-0.0461	0.0497
SCHOOL3	-0.0459	0.0983	-0.0292	0.0510
SCHOOL4	-0.9446 **	0.4814	-0.2944 **	0.1502
PERSON2	0.0487	0.0481	-0.1255 ***	0.0427
PERSON3	-0.0069	0.0590	-0.2278 ***	0.0606
RES1	0.1837 ***	0.0524	-0.0068	0.0390
AG_SALE	-0.0001	0.0000	-0.0001 *	0.0000
MIN	-0.0002	0.0020	0.0003	0.0002
REST	-0.0012 ***	0.0004	0.0005	0.0005
HAB2	-0.2435 ***	0.0703	0.1230 **	0.0513
HAB3	-0.2583 ***	0.0887	0.2405 ***	0.0703
HAB4	-0.2091 **	0.0915	0.1998 *	0.1032
HAB5	-0.2508 ***	0.0746	0.0745	0.0680
HAB6	-0.1370	0.1170	0.2487 *	0.1403
LAMBDA	-0.6669 ***	0.0817	-0.0555	0.0652
N	10268		7809	
-2Log L	4883		5717	
Adj_R2	0.0693		0.0928	

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

자와 이주자 모두 65세 이상의 실업가능성이 높게 나타났다(ACC). 이주자의 경우 남자의 실업가능성이 여자보다 낮게 나타났으며(GENDER), 비이주자와 이주자 모두 가구주일 경우의 실업 가능성이 낮게 나타났다(RELATE1). 가구원수(PERSON)가 많을수록 이주자의 고용기회가 높은 것으로 나타났는데 적극적인 구직활동이 이루어질 가능성이 높다는 점과 상대적으로 도시에서의 취업기회가 많기 때문인 것으로 보인다.

학력이 실업에 끼치는 영향을 보면 농촌 내 비이주자의 경우 전문대(SCHOOL2)집단의 실업가능성이 고졸이하(참조집단)의

집단보다 높게 나타났으나 나머지 집단은 반대로 나타났다. 이주자의 경우 고졸이하의 집단보다 학력이 높은 집단의 실업가능성이 낮은 것으로 나타났으나 대학원 이상 집단(SCHOOL4)을 제외하고는 통계적 유의성이 없었다. 학력이 실업에 끼치는 영향을 통해 농촌지역에서는 이주자보다 비이주자의 경우 교육수준과 취업기회와의 연관성이 적다는 것을 알 수 있는데, 농촌지역에서의 고용기회의 대부분이 고학력을 필요로 하는 부분보다는 단순노동 위주의 산업구조상 야기되는 결과로 보이며, 반대로 도시에서의 취업기회는 농산업에 비해 기술 및 지식산

업이라고 할 수 있는 2-3차 산업이 편재해 있는 연고로 높은 교육수준과 밀접한 관련이 있음을 나타낸다고 하겠다.

농촌 내 이주자의 경우 가구원수가 많을수록 실업 가능성이 감소하였다. 또한 지역 내 거주기간(RES1)은 비이주자의 경우 거주기간(RES1)이 짧을수록 실업 가능성이 높게 나타났고, 이주자의 경우 반대로 나타났으나 통계적 유의성은 없었다.

농축산물 판매금액(AG_SALE)이 높은 지역은 이주자와 비이주자 모두 실업 가능성이 낮게 나타났다. 이는 앞선 이주모형의 결과와 일치하는 결과로 지역의 농업생산이 활발할 경우 고용기회는 높아지는 것을 시사하며, 도시의 경우에는 농업생산보다는 2-3차 산업의 비중이 더욱 높은데 연유한다고 여겨진다. 1천 명당 일반음식점수(REST)는 비이주자의 실업에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났는데 농촌에서 음식점수가 많은 지역은 농업소득 이외의 소득원이 있는 지역으로서 취업기회가 더 많기 때문인 것으로 판단된다.

광역지역으로 표현된 현재 거주지역(HAB)의 결과를 보면 비이주자의 경우 모든 집단에서 수도권 거주자에 비해 실업의 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 그러나 이주자의 경우는 비이주자의 결과와 정반대로 나타났다. 도시로의 이주자의 경우 사회-경제적 중심지인 수도권으로 이주한 경우의 취업가능성이 가장 높은 것은 당연한 결과라 하겠다. 이주모형에서 계산된 보정값(LAMBDA)은 비이주자의 경우에만 유의미하게 나타났다.

도시모형

도시에서의 실업모형에 대한 분석결과는 <표4>에 제시되어 있다. 농촌모형에서와 같이 비이주자와 이주자 모두 65세 이상의 집단(ACC)의 실업가능성이 높게 나타났다. 비이주자와 이주자 모두 남자(GENDER)의 실업가능성이 낮았고, 가구주(RELATE1)의 경우에도 실업가능성이 낮게 나타나 농촌모형과 같은 결과를 보였는데, 가구주일 경우 가족에 대한 부양책임 등의 이유로 취업할 가능성이 높아지는 것은 당연한 연유라 하겠다.

교육수준(SCHOOL)의 경우 비이주자와 이주자 모두 교육수준이 높을수록 실업가능성이 낮게 나타났다. 가구원수(PERSON)가 많을수록 비이주자의 경우 실업가능성이 낮은 것으로 나타났다. 이주자의 경우에는 가구원수가 5명 이상인 가구(PERSON3)의 경우에만 실업가능성이 낮아지고 가구원수가 2-3명인 경우(PERSON2)에는 오히려 높아지는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 없었다.

거주기간(RES1)이 짧은 경우 비이주자와 이주자 모두 실업가능성이 높은 것으로 나타났으나 비이주자의 경우 통계적 유의성은 없었다. 이주자의 경우 이주한 지역에서 취업을 하거나 사업을 시작하기 위해 관련 정보를 습득하고 기반을 다지기 위한 시간이 필요하기 때문인 것으로 보인다. 농축산물 판매금액(AG_SALE)이 높은 지역에서는 이주자와 비이주자 모두의 실업가능성이 낮아지는 것으로 나타났으나, 광공

업 종사자비율(MIN)이 높은 지역에서는 차이가 없었다.

이주자와 비이주자 모두 실업가능성이 높은 것으로 나타났다. 광공업 종사자 비율이 높은 지역은 2차 산업이 발달한 지역으로서 취업시장이 넓어 고용에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상되는데 반대로 실업가능성이 높게 나타난 것은 외환위기 이후 실업자가 증가하면서 많은 수의 취업희망자가 일자리를 얻기 위해 모여들었기 때문인 것으로 판단된다. 농촌모형과 달리 영남

(HAB2)을 제외하고는 거주지역별 실업의

이주에 따른 선택성을 나타내는 보정값(LAMBDA)은 비이주자만 통계적 유의성이 있었는데 이것은 비이주자가 이주를 선택함으로써 예측되는 효용은 비이주자의 효용에 비해 낮게 이루어졌다는 것을 의미한다. 즉 농촌으로의 이주자가 이주하지 않았다면 더 나은 개인 또는 가구의 인적자원 최적화가 이루어 질 수 있었음을 시사한다.

표 4. 실업모형 결과(도시)

변 인	비이주자		이주자	
	계수	S.E	계수	S.E
INTERCEPT	-0.6505 ***	0.1062	-0.8965 ***	0.1856
ACC	0.4840 ***	0.0594	0.6146 ***	0.1320
GENDER	-0.1054 ***	0.0300	-0.3966 ***	0.0555
RELATE1	-0.6370 ***	0.0315	-0.5138 ***	0.0584
SCHOOL2	-0.0418	0.0375	-0.1353 *	0.0698
SCHOOL3	-0.0914 ***	0.0338	-0.0969	0.0609
SCHOOL4	-0.5373 ***	0.1004	-0.4061 **	0.1715
PERSON2	-0.1178 ***	0.0309	0.0456	0.0524
PERSON3	-0.2436 ***	0.0386	-0.1886 ***	0.0723
RES1	0.0208	0.0260	0.1239 ***	0.0474
AG_SALE	-0.0001 ***	0.0000	-0.0001 **	0.0000
MIN	0.0007 ***	0.0002	0.0041 **	0.0021
REST	-0.0001	0.0003	0.0003	0.0005
HAB2	0.0645 **	0.0313	-0.2181 ***	0.0682
HAB3	0.0792	0.0501	-0.1032	0.0969
HAB4	-0.0078	0.0700	-0.1694	0.1042
HAB5	-0.0203	0.0466	-0.0245	0.0806
HAB6	0.0094	0.1037	-0.0803	0.1611
LAMBDA	0.0572 ***	0.0103	0.0579	0.0732
N	20704		7475	
-2Log L	14024		4057	
Adj_R2	0.1032		0.1249	

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

5.3. 도농 간 이주에 따른 기회 실업

비이주자와 이주자의 이주 및 비이주자에 따른 기회 실업(opportunity unemployment)을 계산하기 위해 앞서 설명한 2체제모형(two-regime model)을 사용하였다. <표5>는 농촌체제(Rural Regime)하에서의 비이주자와 이주자의 기회비용적 측면에서의 가상실업률을 분석한 것이다. 모형에서 보이는 농촌지역 거주자(비이주자)의 실업률(RUR^{ss}) 추정확률은 6.92%이고, 관찰치는 6.92%로 동일하게 나타나서 모형에서의 실업률예측은 상당히 정확한 것으로 나타났다. 만약 비이주자가 이주하였을 경우의 가상실업률(RUR^{sm})은 21.83%로 나타났는데 이것은 비이주자의 실업률과 비이주자가 이주하였을 경우의 실업률의 차이($RUR^{ss} - RUR^{sm}$)가 -14.91%임을 의미한다. 즉 만약 농촌지역 거주자들이 도시지역으로 이주하였다면 실업률이 실제보다 14.91%증가한다는 것을 의미하는 것이다.

이주자의 경우 실업률(RUR^{mm}) 모형에서의 추정확률은 13.21%이고 실측치는 13.29%로 거의 동일하게 나타나서 비이주자의 경우와 마찬가지로 모형의 예측력은 비교적 정확한 것으로 판단된다. 이주자가 만약 이주하지 않고 농촌에 거주했을 경우의 실업률(RUR^{ms})은 7.82%로 나타났다. 이 때 이주자의 도시 내 실업률과 이주자이 도시로 이주하지 않고 농촌에 거주했을 경우의 실업률의 차이($RUR^{mm} - RUR^{ms}$)는 5.39%로 나타났다. 즉, 도시로 이주한 농촌지역 거주자들이 이주하지 않았다면 실업

률이 5.39%만큼 감소할 수 있음을 의미한다.

예상한대로 이주자와 비이주자의 기회 실업의 차이는 구조적 측면의 차이가 선택적 측면의 차이보다 더욱 큰 것으로 나타났다. 비이주자와 이주자에 있어서의 Probit계수(-0.6580와 0.3185)는 구조적 차이인 $X_s(\beta_s - \beta_m)$ 와 $X_m(\beta_m - \beta_s)$ 가 각각 -0.7063과 0.2250으로, 선택적 차이로 설명되는 $\lambda_s(\theta_s - \theta_m)=0.0483$ 과 $\lambda_m(\theta_m - \theta_s)=0.0635$ 보다 더욱 그 양(Magnitude)에 크게 영향을 끼치고 있다. 비이주자에 대한 표본의 선택성에 의한 차이를 나타내는 $\lambda_s(\theta_s - \theta_m)$ 이 정(+)라는 의미는 비이주성향이 높은 비이주자가 이주하였다면 더 높은 실업률을 경험했으리라는 점을 설명하고 있고, 이주자에 대한 선택성의 차이를 나타내는 $\lambda_m(\theta_m - \theta_s)$ 이 음(-)이라는 의미는 이주자가 이주하지 않았다면 실업률이 감소했다는 의미로 해석된다.

<표6>은 도시지역 거주자의 농촌지역으로의 이주자와 비이주자의 실업률을 나타낸 것이다. 비이주자의 실업률은 모형에서 추정되는 추정확률은 11.95%, 실제 자료에서 보이는 실측치는 13.69%로 나타났다. 도시 내 비이주자의 실업률(UUR^{ss})은 11.95%이고 만약 비이주자가 농촌으로 이주하였을 경우(UUR^{sm})의 실업률은 17.18%이며, 이 차이($UUR^{ss} - UUR^{sm}$)는 -5.23%를 나타내고 있다. 이는 도시지역 비이주자가 만약에 농촌으로 이주하였다면 5.23%만큼의 실업이 증가할 수 있다는 것을 의미한다.

이주자의 경우 모형에서 예측된 예측확률은 9.92%, 자료에서 관찰된 실측치는

표 5. 농촌지역 거주자의 비이주자와 이주자의 실업률

	RUR^{ss}	RUR^{sm}	$RUR^{ss} - RUR^{sm}$	$X_s(\beta_s - \beta_m)$	$\lambda_s(\theta_s - \theta_m)$
계수	-1.5559	-0.8978	-0.6580	-0.7063	0.0483
비이주자 추정확률	0.0692	0.2183	-0.1491		
실측치	0.0692				
	RUR^{mm}	RUR^{ms}	$RUR^{mm} - RUR^{ms}$	$X_m(\beta_m - \beta_s)$	$\lambda_m(\theta_m - \theta_s)$
계수	-1.1889	-1.5074	0.3185	0.2550	0.0635
이주자 추정확률	0.1321	0.0782	0.0539		
실측치	0.1329				
표본의 수	N=10268				

표 6. 도시지역 거주자의 비이주자와 이주자의 실업률

	UUR^{ss}	UUR^{sm}	$UUR^{ss} - UUR^{sm}$	$X_s(\beta_s - \beta_m)$	$\lambda_s(\theta_s - \theta_m)$
계수	-1.2731	-1.1502	-0.1229	-0.1237	0.0008
비이주자 확률	0.1195	0.1718	-0.0523		
실측치	0.1369				
	UUR^{mm}	UUR^{ms}	$UUR^{mm} - UUR^{ms}$	$X_m(\beta_m - \beta_s)$	$\lambda_m(\theta_m - \theta_s)$
계수	-1.4073	-1.2807	-0.1266	-0.1267	0.0001
이주자 확률	0.0992	0.1158	-0.0166		
실측치	0.0891				
표본의 수	N=7809				

11.58%로 나타났다. 이주자의 실업률(UUR^{mm})은 9.92%이고 만약 이주자가 이주하지 않았을 경우(UUR^{ms})의 실업률은 11.58%이며, 그 차이($UUR^{mm} - UUR^{ms}$)는 -1.66%이다. 이는 농촌으로 이주한 도시 거주자가 이주하지 않았을 경우 1.16%만큼의 실업이 증가할 수 있음을 의미하는 것이다.

농촌모형에서와 마찬가지로 도시모형에서의 이주자와 비이주자에 대한 기회 실업의 차이는 구조적 측면의 차이가 선택적 측면의 차이보다 더욱 큰 것으로 나타났다. $\lambda_s(\theta_s - \theta_m)$ 이 정(+)이라는 의미에서 도시의 비이주성향이 높은 비이주자가 농촌으

로 이주하였다면 더 높은 실업률을 경험했으리라는 점을 설명하고 있고, $\lambda_m(\theta_m - \theta_s)$ 이 정(+)라는 의미는 농촌지역으로의 이주자가 이주하지 않고 도시에 남아 있었다면 실업률이 증가했을 가능성이 있다는 의미로 해석된다.

5.4. 도농 간 인구이동에 따른 실업의 사회적 비용

<표7>은 도시와 농촌의 인구이동 및 이에 따른 실업의 사회적 비용을 계산한 것이며, 이것은 농촌을 유지함으로써 얻어지는 사회적 총편익의 개념과 같은 맥락이다. 농촌을 유지함으로써 얻어지는 사회의 총

표 7. 농촌사회 유지로 인한 사회적 총편익

	농촌→도시($UC_{r \rightarrow u}^r$)		농촌→도시($UB_{u \rightarrow r}^u$)	
	N(명)	금액(원)	N(명)	금액(원)
초과실직자수	11965		2348	
개인적비용(P)			(P-LC)	8,982,581,496
평균임금(P)		47,957,114,914		9,411,232,734
평균 현금외 노동급여(LC)				428,651,239
사회적비용(R+I+S)		12,509,985,234		2,454,993,023
실업자직업훈련(R)		6,419,993,520		1,259,876,731
실업급여지급(I)		5,013,046,687		983,773,715
고용안전지원(S)		1,076,945,028		211,342,578
총계		60,467,100,148		11,437,574,519
사회적 편익(SB)				71,904,674,667

편익은 크게 두 가지로 나누어 측정할 수 있다. 첫 번째는 농촌지역 거주자가 도시로 이주하여 실업이 증가함으로써 발생하는 사회적 비용이고, 두 번째는 도시지역 거주자가 농촌으로 이주하여 실업이 감소함으로써 발생하는 사회적 편익이다. 이촌향도에 따른 사회적 비용과 이도향촌에 기인하는 사회적 편익의 합이 바로 농촌을 유지함으로써 얻어지는 사회적 총편익이 되는 것이다.

이촌향도에 따른 사회적 비용은 크게 개인적 비용과 사회적 비용으로 나누어 살펴볼 수 있다. 사회적 비용은 다시 실업자 직업훈련비용, 실업급여지급비용, 고용안전지원비용으로 나눌 수 있다. 연간 경제활동인구에 해당하는 연령의 이촌향도 인구가 약 221,839명이고 앞에서 계산된 가상실업율의 차이(U^r)가 5.39%이므로 이주에 따른 초과실업인원(11,965명)에 대해 계산된 개인적 비용은 47,957백만원이고 사회적 비용은 12,510백만원이다. 따라서 이촌향도에 따른 개인적 비용과 사회적 비용의 총합은

60,467백만원이 된다.

이도향촌에 따른 사회적 편익도 크게 개인적 편익과 사회적 편익으로 나눌 수 있다. 연간 경제활동인구에 해당하는 연령의 연간 이도향촌 인구가 141,148명이고 계산된 가상실업율의 차이(U^u)가 1.66%이므로 이주에 따른 초과실업인원은 2,348명이다. 따라서 개인적 편익은 8,982백만원이고 사회적 편익은 2,454백만원이다. 개인적 편익과 사회적 편익을 합한 사회적 총 편익은 11,438백만원이 된다. 따라서 농촌을 유지함으로써 얻어지는 사회적 연간 총 편익은 이촌향도에 따른 사회적 비용과 이도향촌에 따른 사회적 편익의 합인 71,905백만원이 된다.¹⁰

¹⁰ 이 금액은 실제 발생한 이촌향도 및 이도향촌 집단만을 고려한 금액으로, 만약 도시체제에서 비이주자의 이주에 따른 편익과 농촌거주자의 도시이주에 따른 비용을 고려하면 사회적 총편익은 커질 것으로 판단된다. 하지만 이러한 내용은 가상에 의한 것이므로 본 연구에서는 실제 이동이 발생한 집단에 대해서만 사회적 편익을 계산하였다.

6. 결론

6.1. 연구 요약

본 연구의 학술적 측면에서의 공헌은 첫째, 농촌사회의 다원적 기능에 관한 연구에서 농촌활력과 실업에 따른 사회적비용을 추정한 최초의 연구라는 점이다.¹¹ 다양한 도시불경제현상 및 이에 따른 농촌의 다원적 기능에 대한 연구는 존재해 왔지만, 이촌향도 및 이도향촌에 따른 실업비용에 대한 연구는 거의 찾아보기 힘든 실정이다. 둘째, 본 연구에서는 다원적 기능에 관한 연구 중 농촌공간에 관한 실증연구로서의 중요성을 가지고 있다. 특히 농촌이라는 공간의 중요성에 대한 연구를 수행했다는 점과, 농촌사회가 가지고 있는 다원적 기능에 대한 연구 중 농업 또는 농촌의 사회적 기회비용을 고려한 순편익(net benefit)적 측면에서 실시되었다는 점에서 기존의 연구와 차별된다.

본 연구에서 밝혀진 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 농촌체제(Rural Regime)하에서의 비이주자와 이주자의 기회비용적 측면에서의 가상실업률은 농촌지역 거주자들이 도시지역으로 이주하였다면 실업률이 실제보다 14.91%증가할 가능성

이 있는 것으로 나타났다. 반면 도시로 이주한 농촌지역 거주자들이 이주하지 않았다면 실업률이 5.39%만큼 감소할 것으로 분석되었다. 즉 1995-2000년 기간 중 이촌향도를 실행한 이주자가 이주를 실행하지 않았다면 개인은 물론 사회전체의 실업률이 감소할 수 있음을 의미한다. 둘째, 도시체제(Rural Regime)의 분석에서는 도시지역 비이주자가 만약에 농촌으로 이주하였다면 5.23%만큼의 실업이 증가할 수 있는 것으로 나타났다. 반면, 농촌으로 이주한 도시 거주자가 이주하지 않았을 경우 1.16%만큼의 실업이 증가할 가능성이 있는 것으로 나타났다. 즉, 농촌의 경우 이촌향도가 실업에 관한 사회적비용을 증가시키는데 반해, 도시의 경우 이도향촌이 사회적 비용 절감에 별다른 영향을 미치지 못하고 있음을 나타낸다 하겠다. 셋째, 이촌향도와 이도향촌을 모두 고려할 경우 농촌유지에 따른 사회적 편익은 총 71,905백만원이 될 것으로 추정되었다. 이것은 이촌향도에 따른 개인적 비용과 사회적 비용의 총합은 60,467백만원과 이도향촌에 따른 개인적 편익과 사회적 편익을 합한 사회적 총 편익 11,438백만원으로 구성되어 있다. 즉, 농촌사회에서 경제적 측면에서 거주가능한 적절한 취업기회의 보장은 사회 전체적으로 연간 약 720억의 사회적 편익이 생긴다는 의미다.

6.2. 정책 제언과 향후 연구 방향

본 연구의 분석결과에 따른 정책제언은 다음의 2가지로 요약된다. 첫째, 농촌에서

¹¹ 이성우 등(2002)의 연구가 있었지만 이 연구가 실제 실업비용이 발생할 당시의 실제 자료를 이용하지 못했다는 점과, 실업비용에 추정된 내용도 다양한 가정에 의존하여 가상 자료를 이용하여 계산했다는 점을 고려하면 실질적인 의미의 연구로 자리매김하는 데는 한계가 있다 하겠다.

의 고용기회 창출의 중요성이다. 전통적으로 시장가치를 인정받지 못하고 있던 농촌지역에서의 자원은 최근 다양한 분야에서 가치 창출이 가능한 재화로 변화하고 있다. 따라서 농촌지역에서의 고용창출은 이러한 시장의 변화에 부응하는 방향으로 전개될 필요가 있겠다. 농업자원의 경우 시장가치가 극대화될 수 있는 친환경농업, 그리고 농촌관광과 농촌체험 등과 같은 농촌공간에서의 산업화 등은 농촌지역에서의 고용증대와 연계되어 시장가치화할 필요가 있는 주요한 농촌자원이라 하겠다. 둘째, 인구와 자원, 그리고 자본의 이도향촌에 대한 보다 전향적인 시각이다. 농촌지역에 내재되어 있는 자원의 시장가치 창출을 위해서는 이를 활용할 수 있는 자본 및 인력의 공급은 절대적이다. 이러한 자원은 결국 다양한 도시비경제현상을 겪고 있는 도시부문에서 충족하는 것이 국가 전체의 균형발전에 불합한다고 하겠다. 이러한 자원유입의 선결여건은 다양한 제도의 정비 및 인식의 변화를 통해 농촌이라는 공간적 발전이라는 정책목표가 수립될 필요가 있다. 즉, 현재 농촌지역에 거주하고 있는 인적구성원의 복지도 중요하지만 외부로부터 유입되는 인구 및 자본의 농촌지역 내 정착을 통해 새로운 농촌지역의 구성에 대한 거부감을 제거할 필요가 있다. 특히 최근 이루어지고 있는 농촌종합개발계획사업에서 외부인구의 유입에 대한 전향적인 정책설정이 이루어질 경우 이도향촌에 따른 농촌활력을 증진할 수 있는 좋은 기회요인으로 작용할 수 있으리라 판단된다.

다양한 연구의 의의를 가짐에도 불구하고 본 연구는 특히 다음과 같은 제약점을 가지고 있다. 첫째, 이도향촌과 이촌향도 모두에 있어서 창업이나 직업전환, 임시거주 등과 같은 요인이 이동의 중요한 요인으로 작용함에도 불구하고, 자료의 제약성으로 인해 이러한 요인들을 모형에서 통제하지 못한 점은 아쉬운 일이다. 또한 농촌활력과 다원적 기능에 대한 연구는 특히 실업비용의 추정에 있어서 도시의 규모와 지역별로 구분되어 분석될 필요가 있다. 한국노동연구원이 2002년 12월 발표한 <지역별 실업탈출 확률 및 요인에 관한 연구>에 따르면 실업자들의 전국 평균 실업기간은 10.8개월이었으며 수도권은 9.29개월인데 비해 비수도권은 11.86개월로 수도권에서의 실업기간이 2.5개월 짧은 것으로 조사되었다. 특히 실업자의 75%가 직장을 잡는데 걸리는 기간이 수도권은 15개월, 비수도권은 20개월로 조사되었고, 영호남의 차이도 4개월이나 되는 것으로 나타났다. 이것은 본 연구에서 실시하려고 하는 과도시화 및 이에 따른 실업비용의 고려가 지역별로 구분하여 분석될 필요성을 있음을 시사하고 있다.

참고 문헌

- 강봉순. 1992. “환경보존과 지속적 농업의 과제.” 『농경저널』 5:58-65.
- 권오상. 2000. 『농업의 다원적 기능관련 논의에 대한 대응방안 연구』. 서울대학교 농업개발연구소.

- 권오상, 안동환, 이성우. 2003. “농업 및 농촌의 유지에 의한 도시혼잡비용 감소효과의 계측.” 『농업경제연구』 44: 153-174.
- 권오상, 이성우, 김기철. 2001. 『농업의 다원적 기능에 대한 가치평가에 관한 연구』. 서울대학교 농업생명과학연구원.
- 김경환. “수도권 환경오염과 차량증가에 따른 사회비용분석.” 『산업과 경영』 30: 199-223.
- 김동수 등. 1994. 『논 왜 지켜야 하는가』. 따님.
- 노동부. 2001. 『실업대책백서: 1998-2000』. 노동부 자료.
- 농업기술연구소. 1993. 12. 10. “논의 공익 기능.” 보도 자료.
- 농촌진흥청. 2000. 『농업이 환경에 미치는 공익적 기능 평가』. 제3차 연도 완결보고서.
- 농협중앙회. 1993. 『논의 외부경제효과에 관한 계량적 분석』. 농협중앙회.
- 류성호, 이성우. 2000. “사회 경제 및 주거환경적 특성이 인구의 전입과 전출에 미치는 영향.” 『지역사회개발연구』 25: 9-36.
- 엄기철 등. 1993. “논의 공익기능.” 『한국토양비료학회』 26: 314-333.
- 오세익, 김은순, 박현태. 1995. 『쌀농업의 환경보존 효과에 관한 연구』. 연구보고 R321. 한국농촌경제연구원.
- 유진채, 이희찬. 2003. “조건불리지역 농업 농촌의 다원적 기능에 대한 가치평가.” 『농업경제연구』 44: 111-130.
- 윤여창, 김성일. 1992. “산림자원의 휴양가치 산출을 위한 경제적 평가방법론 비교분석.” 『환경경제연구』 1: 155-179.
- 이광석. 2000. “농업의 상징적 사회적 가치 평가.” 『농업이 환경에 미치는 환경적 기능 평가』 pp. 3-60. 농촌진흥청.
- 이번송, 박현, 이의섭. 1995. “서울시 구별 교통 혼잡비용의 추정.” 『국토계획』 30: 203-218.
- 이성우, 권오상, 민성희, 박지영. 2002. “도농간 인구이동에 따른 실업비용.” 『농업경제연구』 43: 77-110.
- 이성우, 임형백, 조중구. 2003. “도시와 농촌의 고용기회 결정요인. 1995-2000.” 『농촌경제』 26(1). 15-37.
- 이성우. 2001. “지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 계속이동과 회귀이동.” 『한국지역개발학회지』 13: 19-44.
- 임업연구원. 1991. 『산림의 공익적 기능의 계량화 연구』. 과학기술처.
- 한국도시행정연구소. 1998. 『지방행정구역연감』.
- Becker. G.S. 1993. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. 3rd ed. The University of Chicago Press: Chicago.
- Chatterjee. S. and B. Price. 1991. *Regression Analysis by Example*. John Wiley and Sons. Inc.: New York.
- Cooke. T. J. 1996. “City-Suburb Differences in African American Male Labor Market Achievement.” *Professional Geographer* 48: 458-467.
- DaVanzo. J. and J.R. Hosek. 1981. “Does Migration Increase Wage Rates? An Analysis of Alternative Techniques for Measuring Wage Gains to Migration.” RAND Note (N-1582-NICHD).
- Dorsey. S. 1991. “The Strange Case of the Missing West Virginia Labor Force.” *Growth and Change* 22: 49-65.
- Evans. M.D.R. and H.U. Saraiva. 1993. “Women's Labour 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. Herjog. Jr. and A.M. Schlottman. 1989. “Metropolitan Fiscal Structure and Migration.” *Journal of*

- Regional Science* 29: 523-536.
- Freedman, O. and C.R. Kern. 1997. "A Model of Workplace and Residence Choice in Two-Worker Households." *Regional Science and Urban Economics* 27: 241-260.
- 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: 47-59.
- Greenwood, M.J. and J.M. McDowell. 1991. "Differentiable Economic Opportunity. Transferability of Skills and Immigration to the U.S. and Canada." *The Review of Economics and Statistics* 78: 612-623.
- Heckman, J.J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47(1): 153-162.
- Herzog, H.W. Jr., R.A. Hofler and A.M. Schlottmann. 1985. "Life on the Frontier: Migrant Information, Earnings and Past Mobility." *The Review of Economics and Statistics* 67: 373-382.
- Islam, M.N. 1989. "Tiebout Hypothesis and Migration-Impact of Local Fiscal Policies." *Public Finance* 44: 406-418.
- 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: 539-578.
- Kennedy, P. 1992. A Guide to Econometrics. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Kim, K.H. 2001. "Spatial Policies towards the Seoul Capital Region." *GeoJournal* 53: 17-28.
- Krieg, R.G. 1993. "Black-White Regional Migration and the Impact of Education: A Multinomial Logit Analysis." *Annals of Regional Science* 27: 211-222.
- Lankoski, J. 2000. *Multifunctional Character of Agriculture*. Agricultural Economics Research Institute: Finland.
- Lee, S.W. and C.C. Roseman. 1997. "Independent and Linked Migrants: Determinants of African-American Interstate Migration, 1985-1990." *Growth and Change* 28: 309-334.
- 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 Return of Employment Opportunity and Household Return of Poverty Status for African American Interstate Migration." *Annals of Regional Science* 35: 605-635.
- Long, L. 1988. *Migration and Residential Mobility in the United States*. Russel Sage Foundation: New York.
- Molho, I. 1986. "Theories of Migration: A Review." *Scottish Journal of Political Economy* 33: 396-419.
- Nieswiadomy, M., D.J. Slottje and K. Hayes. 1991. "The Impact of Unionization, Right-to-Work Laws, and Female Labor Force Participation on Earnings Inequality Across States." *Journal of Labor Research* 12: 185-193.
- OECD. 2001. *Multifunctionality: Towards an Analytical Framework*. OECD: Paris.

- Plane. D.A. and P.A. Rogerson. 1994. *The Geographical Analysis of Population with 7 Application to Planning and Business*. John Wiley & Sons. Inc.: New York.
- Preston. V. and S. McLafferty. 1993. "The Impact of Family Status on Black, White, and Hispanic Women's Commuting." *Urban Geography* 14: 228-250.
- Qutub. S.A. and H.W. Richardson. 1986. "The Costs of Urbanization: A Case Study of Pakistan." *Environment and Planning A* 18: 1089-1113.
- Richardson. H.W. 1987. "The Costs of Urbanization: A Four-Country Comparison." *Economic Development and Cultural Change* 35: 561-580.
- Romstad. E., A. Vatn, P.K. Rorstad and V. Soyland. 2000. *Multifunctional Agriculture-Implications for Policy Design*. Agricultural University of Norway.
- Roseman. C.C. and S.W. Lee. "Linked and Independent African American Migration from Los Angeles." *Professional Geographer* 50: 204-214.
- Todaro. M.P. 1969. "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries." *American Economic Review* 59: 138-148.
- Todaro. M.P. 2000. *Economic Development*. 7th ed. Addison-Wesley: New York.
- Vijverberg. W.P.M. 1993. "Labour Market Performance As a Determinant of Migration." *Econometrica* 60: 143-160.
- Wilson. F.D. and M. Tienda. 1989. "Employment Returns to Migration." *Urban Geography* 10: 540-561.

■ 원고 접수일 : 2006년 2월 14일 원고 심사일 : 2006년 3월 9일 심사 완료일 : 2006년 3월 29일
--