

이주의사결정에 있어 경제적 요인의 역할: 확률적 효용모형의 적용을 통한 인구특성별 차별적 행태파악을 중심으로

신 현 곤

본 연구는 전국 18개 시부지역의 개별 잠재이주자를 대상으로 확률적 효용모형(random utility model)을 적용한 실증분석을 통해 우리 나라 인구이동에 있어 경제적 요인의 역할과 인구특성에 따른 차별적 행태를 파악하고자 하였다. 분석결과 지역간 임금격차가 존재하는 것으로 나타났을 뿐 아니라 지역간 경제변수의 격차가 이주의사결정에 중요한 요인인 것으로 나타났다. 따라서, 저임금지역에서 고임금지역으로의 노동력 이동을 통해 인구이동의 경제적 효율성 제고 기능이 여전히 존재하는 것으로 추정된다. 또한 인구특성별 구분 추정결과는 성별, 연령, 교육수준 등에 따라 각 요인에 대한 반응의 민감도가 구조적으로 다른 것으로 나타나고 있어 기존의 거시적 규모 위주의 인구정책 혹은 지역정책의 한계를 시사하고 있고, 따라서 인구구조를 고려한 미시정책으로의 방향전환의 필요성이 있는 것으로 분석되었다.

I. 문제의 제기

Hicks [16]는 “경제적 이익 - 주로 임금의 차이 - 이 인구이동의 주원인이다.”라고 하여 인구이동에 관한 신고전파적 시각을 피력한 바 있다. 이 맥락에서 Todaro-Harris [31]는 취업확률을 고려한 기대소득의 개념을 도입하여 인구이동의 경제적 결정론을 확장하였다. 그러나 인구이동을 개인의 인적자본을 증가시키기 위한 투자결정으로 파악하는 Sjaastad [29]의 미시적 인적자본이론이 제기된 이후 많은 연구가 노동시장내 임금 외에도 이주자의 기대수익과 비용에 영향을 미치는 다양한 요인을 고

포스코경영연구소 연구위원. 서울시 강남구 대치동 947-7 삼탄빌딩 6층, 135-280.
본 논문은 필자의 박사학위논문 중 일부를 수정·보완한 것이다.

려하게 되었다. Graves-Linneman [14]은 지역간 비교역재의 소비동기로 이주현상을 설명하기도 하고, Graves-Knapp [15] 등은 지역편의성(amenities)을 이주결정의 중요한 요인으로 간주하기도 하였다. 물론 이 같은 이론구성하에서도 경제적 요인은 여전히 중요한 자리를 차지하고 있다는 것은 분명하다. 단지 이와 같은 이론구성은 경제 발전에 의한 여건변화에 의해서든 분석범위 확장에 의해서든 현실적으로 임금과 같은 경제적 요인보다는 기타 요인들의 중요성이 보다 부각된 데 기인한 것이다.

국내에서도 인구이동의 원인을 설명하려는 다양한 실증적 연구들이 수행되었다. 대표적 연구로 구성열 [1], 성진근 [2], 유경문 [3], 윤종주 [4], 이은우 [5], 조정재 [6], 의 연구를 들 수 있다. 이들 연구들은 경제적 요인뿐 아니라 비경제적 요인들을 동시에 고려함으로써 종합적인 이동요인을 파악하려고 하였다. 이들 분석결과, 우리 나라 인구이동에 있어서 경제적 요인의 역할에 대해서는 일관성 있는 결론이 도출되지 않고 있다.

지금까지 인구이동 결정요인에 대한 실증적 연구들은 크게 다음과 같은 두 가지 흐름으로 대별된다. 첫째가 피설명변수(dependent variable)로 지역간 인구이동률이나 인구이동자수를, 그리고 설명변수(independent variables)로 지역 평균임금 혹은 평균 소득 등 지역평균치를 이용하는 거시적 흐름분석에 치중하는 방법이다. 두 번째로는 개별이주자를 대상으로 어떤 요인에 의해 잠재이주자가 이주의사결정을 하는가에 초점을 둔 미시적 분석이다.

이론상 인구이동이 일어나는 과정을 보면 현거주지에 대한 만족·불만족 그리고 이주대상지(destination)가 제시하는 사회·경제적 요인들이 잠재이주자(potential migrants)의 이주의사결정에 영향을 미치고 이 의사결정의 총화(aggregate)가 이주 흐름으로 나타나게 된다. 그런데 거시적 흐름분석은 잠재이주자의 개별적 특성을 고려할 수 없기 때문에 총계화의 편의(aggregation bias)가 발생하고, 따라서 분석결과 의 엄밀성에 한계를 지닐 수밖에 없다. 또한 이와 같은 거시적 분석은 인구이동이 가져오는 지역별 인구구성의 변화 및 인적 특성에 따른 차별적 요인을 포착할 수 없어 정책적 처방의 엄밀성을 기하는 데 한계를 지닐 수밖에 없다. 그러나, 앞에서 제기한 바와 같이 국내에서 개인자료를 이용한 미시적 분석은 이용 가능한 자료의 부재등으로 아직까지 별반 시도되지 않았다.

따라서, 본 연구는 교육수준, 연령, 성별 등 개인적 특성을 고려할 수 있는 개인자료를 바탕으로 확률적 효율모형(random utility model)-이주자들을 생애소득이나 지역 편의성(regional amenities)으로 정의되는 효용함수를 극대화하는 소비자로 간주-을 적용하여 이주의사결정요인과 이주자들의 차별적 행태를 살펴보고자 하였다. 또한 이를 통해 이주자들의 인적자본에 따른 차별적 이동형태가 야기하는 정책적 함의를 아

올려 제시하고자 하였다.

분석순서는 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 확률적 효용모형을 이용하여 잠재이주자의 의사결정을 로짓모형(logit model)으로 연결한다. 제 III 장에서는 추정에 이용된 주요 자료를 설명하고 지역별 임금 및 유업률 등 주요경제변수에 대한 추정결과를 요약한다. 제 IV 장에서는 전국 18개 시부지역의 각 개별 잠재이주자를 대상으로 하여 이주사결정 함수를 추정함으로써 우리 나라 인구이동에 있어 경제적 요인의 역할을 살펴보고자 하였다. 특히 인구특성별로 구분·추정함으로써 인구이동의 인구특성별 선별성(demographic selectivity)뿐만 아니라 차별적인 행태를 파악하고자 하였다. 마지막 제 V 장에서는 분석결과를 요약하고 정책적 함의를 제시하고자 하였다.

II. 분석모형의 개관

1. 잠재이주자의 의사결정

우선 모든 개인은 $T(t=1, 2, 3, \dots)$ 기간 생존한다고 가정하자. 이산형 시간을 가정하면 $t=1$ 기에 한 개인이 특정한 지역에 거주하고 $U_{nm}(1)$ 으로 표시되는 효용을 누린다고 하자. 1기 말에 이 잠재이주자는 새로운 곳으로 이주할 것인가 아니면 그대로 머물 것인가를 결정해야만 한다고 하자. 그리고 일단 이주를 하면 이주지에서 남은 여생을 보낸다고 하자. 그리고 이 때 이주결정은 현거주지와 목적지의 미래기대효용의 현재가치에 의해 결정된다고 하자.

출발지와 목적지에서 기대효용을 각각 $U_{nm}(t)$, $U_m(t)$ 라 하고 모형의 단순화를 위해 기대효용이 시간의 경과에 관계없이 일정하여 $U_{nm}(2)=U_{nm}(3)=\dots=U_{nm}(T)=U_{nm}$, $U_m(2)=U_m(3)=\dots=U_m(T)=U_m$ 이라고 하자. 또한 이주 후 목적지 효용은 이주비용을 제한 것이라 하고 할인율을 r 이라 하면 현거주지에서 잠재이주자의 기대효용의 현재가치는 다음과 같다.

$$V_{nm} = \sum_{t=2}^T \frac{U_{nm}(t)}{(1+r)^{t-1}} = \sum_{t=2}^T \frac{U_{nm}}{(1+r)^{t-1}} \quad (1)$$

한편 목적지에서의 기대효용의 현재가치는 다음 식과 같다.

$$V_m = \sum_{t=2}^T \frac{U_m(t)}{(1+r)^{t-1}} = \sum_{t=2}^T \frac{U_m}{(1+r)^{t-1}} \quad (2)$$

이 때 이주대상지역이 k 개 있다면 V_m 은 모든 가능한 목적지 중에서 가장 큰 효용을 주는 곳을 택하게 된다. 즉,

$$V_m = \text{Max}[V_{m1}, V_{m2}, V_{m3}, \dots, V_{mk}] \quad (3)$$

이 경우 잠재이주자는 V_{nm} 과 V_m 을 비교하여 이주 여부를 결정하게 된다. 이 모형은 미래효용을 정확히 알고(perfect foresight), 미래효용이 고정되어 있기 때문에 결정론적 모형이다. 즉, 완전한 정보와 기대가 실현된다는 가정이 내재되어 있다.

이 모형에서 잠재이주자의 결정은 다음과 같은 단계를 밟을 것이다. 즉, 이주시기 대효용의 현재가치가 이주를 하지 않을 경우 기대되는 효용의 현재가치보다 클 때 ($V_m > V_{nm}$) 이주가 일어나게 된다. 따라서 잠재이주자의 이주확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{Prob}[m = 1] = \text{Prob}[V_m > V_{nm}] = \text{Prob}[U_m > U_{nm}] \quad (4)$$

$$\text{Prob}[m = 0] = 1 - \text{Prob}[m = 1]$$

2. 이주 의사결정 분석을 위한 로짓모형 유도

이제 효용함수의 형태를 구체화함으로써 이주확률을 구해 보자. 기대효용의 현재가치 V 를 할인율이 존재하지 않는 현재시점의 선택으로 돌려보자. 잠재적 이주자의 문제는 기대효용을 극대화하는 지역선택의 문제로 귀결된다. 즉, j 의 대안지역을 선택함으로써 i 인이 누리게 되는 효용을 U_{ij} 라 하면 U_{ij} 는 오차항을 포함하는 다음과 같은 식으로 표시된다.¹⁾

$$U_{ij} = \bar{U}_{ij} + \epsilon_{ij}, \quad (5)$$

$$i = 1, 2, \dots, n, \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (n, j \text{는 확률변수})$$

Z_{ij} 는 대안 j 의 지역속성과 인적 속성벡터이고 X_i 는 잠재이주자의 주관적 선호를 나타내는 속성벡터라고 하자. 이 때 \bar{U}_{ij} 가 Z_{ij} 와 X_i 의 선형결합으로 표시된다고 하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.²⁾

1) 이 때 U_{ij} 가 오차항을 포함하는 확률변수(random variable)가 되는 이유는 실사 이주자 개인은 이주지에 대해 완전한 정보를 가지고 있다 하더라도 외부연구자 입장에서는 U_{ij} 를 완전히 알 수 없기 때문이다. Mueller [23]는 그룹효용으로 이를 해석하여 이 오차항을 설명하기도 하며, 이주자의 불완전 정보 등에 기인한 불확실성 모형에서는 소득의 분산등을 알지 못하는 경우등을 상정함으로써 오차항이 포함된 효용함수를 설정한다.

2) 실제추정에서는 인적속성과 지역속성만을 고려하였고 잠재이주자의 주관적 성향을 나타내는 변수는 고려하지 않았다. 따라서 $X'\beta$ 는 실제추정에서는 제외되었고, α 만 추정되었다. 그러나 모형의 유도방식은 $X'\beta$ 가 있는 경우나 없는 경우나 동일하다.

$$U_{ij} = Z'_{ij} \alpha + X'_i \beta_j \quad (6)$$

단, α, β_j 는 각각 Z'_{ij} 와 X'_i 의 계수벡터

따라서 확률적 효용함수(random utility function) U_{ij} 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$U_{ij} = Z'_{ij} \alpha + X'_i \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

단, ε_{ij} 는 *i.i.d*이며 평균이 0이고 분산은 δ_{ij} ($j=1, 0$)

가정에 의해 개인의 효용은 확률변수로 취급할 수 있게 되고 개인의 선택행위의 확률을 유도할 수 있게 된다. 즉, 하나의 대안지역을 선택함으로써 발생하는 효용은 지역의 특성을 반영하는 변수들에 의해 결정된다. 따라서, 효용함수의 체계적 부분을 알 수 있다고 하더라도 관찰 불가능한 확률오차를 포함하고 있어 대안지역의 총효용은 알 수 없다. 결과로 어떤 지역에 대한 특성집합이 주어진다고 하여도 선택 여부는 알 수 없다. 그러나 선택에 대한 확률은 말할 수 있게 된다.

어떤 선택에 대한 개인의 성향을 다음 두 가지 결정, 즉 어떤 사건이 여기서는 이주가 일어나는 상황과 일어나지 않을 상황으로 표시할 수 있다. p_i, q_i 를 각각 잠재이주자 i 가 대안지역 1과 대안지역 2를 선택하는 확률이라고 하자.

$$\begin{aligned} p_i &= P[Y_i=1] = P[U_{i1} \geq U_{i0}] \\ q_i &= 1 - p_i = P[Y_i=0] = P[U_{i1} \leq U_{i0}] \end{aligned} \quad (8)$$

단, Y_i 는 선택의 결과를 나타냄

이 때 어떤 선택이 일어나는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는다. 따라서 $p_i + q_i = 1$ 이 된다. 식 (8)에서 i 인이 대안지역 1을 선택할 확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} p_i &= P[U_{i1} \geq U_{i0}] \\ &= P[\bar{U}_{i1} + \varepsilon_{i1} \geq \bar{U}_{i0} + \varepsilon_{i0}] \\ &= P[\varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1} \leq \bar{U}_{i1} - \bar{U}_{i0}] \end{aligned} \quad (9)$$

그런데 식 (6)에서

$$\begin{aligned} \bar{U}_{i1} - \bar{U}_{i0} &= (Z'_{i1} - Z'_{i0}) \alpha + X'_i (\beta_1 - \beta_0) \\ &= [(Z'_{i1}, Z'_{i0}) X'_i] \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta_1 - \beta_0 \end{pmatrix} \\ &= \Psi'_i \gamma \end{aligned} \quad (10)$$

식 (10)을 식 (9)에 대입하면 개인 i 의 이주확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p_i = P[\varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1} \leq \Psi_i' \gamma] = P[e_i \leq \Psi_i' \gamma] \quad (11)$$

$$\text{단, } e_i = \varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1}$$

식 (11)은 1의 대안이 선택될 확률은 확률오차의 차이가 $\Psi_i' \gamma$ 보다 작거나 같을 확률이 된다. 따라서 선택확률의 통계적 모형은 e_i 의 분포형태에 의해 결정된다. 가장 일반적으로 사용되는 확률밀도함수(c.d.f)는 로지스틱 분포이다. 따라서 이 경우 선택확률은 로짓모형(logit model)을 통해 계산할 수 있게 된다.

$$p_i = F(\Psi_i' \gamma) = \frac{e^{\Psi_i' \gamma}}{1 + e^{\Psi_i' \gamma}} = \frac{1}{1 + e^{-\Psi_i' \gamma}} \quad (12)$$

단, $F(\cdot)$ 는 로지스틱함수의 누적밀도함수(c.d.f)

3. 추정모형의 설정 및 예상가설

식 (4)에서 잠재이주자의 결정은 이주자의 미래 기대효용의 순현재가치가 0보다 클 때, 즉 $V_m > V_{nm}$ 혹은 근시안적 결정을 가정하면 $U_m > U_{nm}$ 일 때 이주가 일어난다. 그런데 문제는 잠재이주자가 고려하는 각 지역의 효용이 무엇에 의해 결정되는냐이다. 신고전파적 노동이동이론에서는 효용이 임금에 의해서만 결정된다고 전제하였고, 인적 자본이론에서는 다양한 금전적, 비금전적 이득과 비용이 잠재이주자의 효용을 결정한다고 간주하였다. 반면 헤도닉 인구이동이론(hedonic migration theory)에서는 지역의 편의성(amenities)을 중요한 요인으로 전제하였다.

본 연구에서는 인적 자본이론에 기초하되 여러 이론적 논의들에서 제시되고 있는 요인들을 고려하여 지역별 효용함수가 크게 지역의 경제적 여건, 지역편의성 등 비금전적 지역여건 그리고 이주에 따른 비용에 의해 결정된다고 가정하였다.

1) 인구이동 결정요인에 대한 이론적 논의 및 실증분석

가) 지역의 경제적 여건

지역의 경제적 여건을 나타내는 대표적 지표는 임금 및 소득, 취업기회, 임금의 분산 등 기대소득과 관련된 협의의 경제적 요인과 지역의 산업구조, 기업규모 등 광의의 경제적 여건이 포함될 수 있다.

지금까지 인구이동과 관련된 이론적이고 실증적인 분석들은 대부분 협의의 경제적 여건을 중심으로 논의되어 왔다. 즉, 신고전파 노동이동이론에서는 임금격차를 주요 인으로 본 반면 케인지안적 분석들에서는 job-vacancy로 표현되는 취업기회를, 인적

자본이론에서는 기대수익을 결정하는 금전적 이득으로 실질임금을 들고 있다 (Sjaastad [29]). Todaro [30]는 농-도간 이동에 있어 기대임금을 대표적인 경제변수로 고려하였다.

Todaro에 의해 처음으로 위험회피자인 이주자의 효용에 취업확률이라는 위험요인이 고려된 후 인적 자본이론에 기초한 확률적 효용모형에서는 불확실성과 확률적 변수가 지역선택에 중요한 변수로 대두되었다(David [10], McCall-McCall [18]). David [10]는 지역효용함수를 확률변수(random variable)로 간주함으로써 효용극대화 문제를 테일러 급수 전개(Taylor series expansion)를 통한 기대효용의 극대화 문제로 변환하였다. 이 결과 인구이동분석은 평균-분산(mean-variance)분석이 가능하게 되었고, 지역간 소득분포의 차이가 인구이동 의사결정에 위험요인(risk)의 역할을 하게 되었다. 임금 내지 소득의 분산을 위험요인으로 고려한 또 다른 연구로는 Fabella-Canlas [11]를 들 수 있다.

그러나, 위와 같은 이론적 논의들과는 달리 국내 실증분석결과와는 경제적 요인에 대한 일관성 있는 해답을 제시하지 못하고 있다. 구성열 [1]의 연구결과에 의하면 예상 실질소득이 인구이동에 미치는 영향은 비교적 미약하며 통계적 유의성도 낮은 것으로 나타났다. 유경문 [3]의 연구에서도 지역간 실질임금의 격차가 인구이동에 유의적인 영향을 미치지 못한 것으로 분석된 반면 농-도간 이동을 분석한 성진근 [2], 이은우 [5]의 추정결과에서는 소득격차가 인구이동에 유의적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 한편 취업률 격차가 인구이동에 미치는 영향은 대다수 국내 선행연구에서 별다른 유의미한 관계를 보여 주지 못하고 있다.³⁾ 그러나 잠재이주자의 소득위험을 나타내는 지역별 임금의 분산은 이를 명시적으로 고려한 연구가 없어 뚜렷한 경향성을 제시할 수 없다.

나) 비금전적 지역여건

Sjaastad는 잠재이주자가 고려하는 비금전적 이득으로 기후, 휴양·오락기회, 사회 종교적 그리고 정치적 여건 등 다양한 지역속성들이 이주 의사결정에 영향을 미친다고 보았다. 특히 지역 편의성(regional amenities)은 측정상의 문제와 적절한 자료 확보가 어려워 초기에는 기후, 평균기온, 일조량 등을 지역 편의성 내지는 쾌적도를 나타내는 변수로 사용하였다. 그러나 지역 편의성에 대한 정의가 기후적 요인 외에도 교육시설, 스포츠센터, 휴양·오락시설, 갤러리, 백화점 등 지방공공재 및 사적재까지를 포괄하게 됨으로써 분석범위가 확장되었다.⁴⁾

3) 구성열 [1]은 취업확률의 대변수로 취업률을 이용하였고, 성진근 [2], 유경문 [3]은 지역간 취업률 격차를 이용하였다.

이와 같은 지역편의성 중 국내에서는 교육시설의 지역간 편차가 인구이동을 야기하는 중요한 요인으로 고려되고 있다(성진근 [2], 유경문 [3], 이은우 [5]). 교육서비스 특히 대학교육서비스는 지역간 비교역재로서의 성격을 띠고 있어 교육서비스에 대한 소비동기가 인구이동의 주요한 요인으로 작용하게 된다. Schultz [27]는 “모(wife)의 교육수준이 높아질수록 학교의 질이 가계이동에 있어 더욱 중요한 고려요인이 된다”고 하여 교육요인의 중요성을 강조한 바 있다.

이 밖에 사회심리적 이주행태분석에서 많이 사용되는 주거여건(residential condition)과 이웃효과(neighborhood effect)를 들 수 있다. 일반적으로 이주자들은 자신의 특성뿐 아니라 거주지에 대한 거주여건 및 이웃의 특성이 주는 현거주지에 대한 평가를 하게 되고 거주지에 대한 만족수준 여하에 따라 이주 여부를 결정하게 된다는 것이다. 국내연구에서는 주거여건과 이웃효과를 명시적으로 다루고 있지 않으나 해외 연구에서는 사회심리적 이주의사결정 외에도 많은 미시적 분석에서 이를 고려하고 있다.⁵⁾

비금전적 지역속성으로서 지역의 편의성을 명시적으로 고려한 대표적 연구로는 유경문 [3]의 연구를 들 수 있다. 그는 기후조건은 우리 나라의 경우 큰 의미를 가질 수 없다고 보고, 각 지역의 도로포장률, 상하수도 보급률, 주택보급률, 의료혜택의 양적·질적 차이, 도시공원 면적 등 여러 사회적 지표를 이용한 지역별 쾌적도 지수를 독자적으로 산출하여 인구이동함수에 포함시켰다. 분석결과 우리 나라의 시부간 인구이동은 경제적 여건보다는 쾌적성의 차이가 보다 중요한 요인으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 이 밖에 광의의 편의성을 가정할 때 국내 인구이동분석에서 가장 많이 고려되는 것이 지역간 교육기회 격차이다. 유경문 [3]은 각 지역의 초·중·고·전문대·대학의 수를 인구이동함수 추정변수로 사용하였고, 이은우 [5]는 지역별 6세 이상 인구 중 지역별 고졸 이상 인구비중을 교육기회변수로 사용하였다. 반면 성진근 [2]은 지역별 학력고사 성적을 이용한 질적 측면을 고려한 교육기회변수를 고려하였다. 농·도간, 시부간 이동을 대상으로 한 위 연구결과들에서 교육기회 격차가 우리 나라 인구이동의 중요한 결정요인임이 밝혀졌다. 그러나 이웃효과나 주거여건에 대한 고려는 국내연구에서 아직 이루어지지 않았다.

다) 이동비용과 인적 속성

인적 자본이론에 의하면 생애기대소득의 현재가치가 이주비용을 능가할 때 이주라

- 4) Blomquist, Berger, Hoehen [8], Roback [25], Rosen [26] 등은 편의성을 생활의 질(quality of life) 지수로 확대하여 이해하고 있다.
- 5) Mueller [23]는 이웃효과를 포착하기 위한 변수로 인종더미변수, 저소득층 비중 등으로 고려하였고, 주거여건은 주택스탁 증가율, 빈집률(house vacancy rate) 등을 사용하였다. 이 밖에도 이웃효과로 인종을 고려한 연구로는 Goss-Paul [13], Graves-Linneman [14], Nakosteen-Zimmer [24] 등 다수가 있다.

는 투자가 일어난다. 이 때 이주비용은 다양한 비용요소를 포괄하고 있다. 이사비, 교통비 등 직접적 비용 외에도 익숙한 환경을 떠나게 됨으로써 초래되는 심리적 비용 (psychic cost), 새로운 주거, 일자리를 찾기 위한 정보비용 등이 포함된다. 이와 같은 모든 비용요소를 고려할 때 이주비용은 이주의 직접비를 나타내는 대변수로 거리 (distance), 심리적 비용 및 기회비용과 관련된 연령 그리고 정보비용에 영향을 주는 교육수준 등이 고려될 수 있다.

교육수준이 인구이동에 미치는 영향은 교육수준이 이동비용에 미치는 효과와 교육수준별 취업기회, 이주시의 기대수익을 증대시키는 두 가지 경로가 복합적으로 작용하고 있다. 교육수준이 높을수록 이주에 따른 위험을 감소시킴으로써 이주비용을 줄이는 원천이 된다. 왜냐하면 교육수준이 높을수록 이주대상지역에 대한 개인적 지식이 많을 뿐 아니라 전통과 가족관계의 틀을 벗어나기 쉬워 심리적 비용을 줄이는 효과를 가지기 때문이다. Schwartz [28]는 같은 연령계층내에서 교육수준이 높을수록 거리의 장애효과는 감소한다고 하였다. A. Schwartz가 지적했듯이 고학력층의 노동시장은 저학력자보다 전국적이며 취업기회가 많아 이동률이 높게 된다.

한편 인구이동은 나이가 증가함에 따라 감소한다. 이 현상에 대한 전통적 해석은 기대여명이 짧기 때문에 이주를 통해 얻을 수 있는 수익이 나이가 많을수록 적은 데 있다고 본다. Becker [7]는 젊은 계층에서는 이주에 따른 손실의 할인율이 낮기 때문에 이주가 유리하다고 판단하게 된다고 하였다. 반면 Gallaway [12]와 Schwartz [28]는 나이가 들어갈수록 가족적 유대와 직업의 안정성이 더 중요하게 되어 고연령층의 이동을 제약하게 된다고 하였다.

젊은 계층, 고학력자의 이동성이 높다는 것은 해외 실증분석결과뿐 아니라 국내연구(구성열 [1], 윤종주 [4], 이은우 [5])에서도 입증되고 있다. 반면 성별 이동률에 대한 국내 실증분석결과는 상반된 결론을 제시하고 있다. 구성열은 1983년 『인구이동 특별조사』 자료를 이용한 인구이동함수 추정에서 남자의 이동성이 여자보다 높음을 보인 반면 윤종주·이은우 등의 연구에서는 오히려 여자의 이동성이 높은 것으로 분석되었다.

혼인상태가 이주성향에 미치는 부(-)의 효과도 농-도간 이동을 분석한 이은우·구성열 등의 연구결과에서 입증된 바 있다. 그러나 개인 이주자의 실업 여부 혹은 가구주 여부를 인구이동모형에 고려한 분석은 아직 시도된 바 없어 뚜렷한 경향성을 파악할 수 없었다. 하지만 가구주가 실업상태에 있거나 직업만족도가 낮은 경우 이동성향이 높다고 본 Da Vanzo [9], 개인의 실업상태가 인구이동에 정(+)의 효과를 가진다는 견해는 Graves-Linneman [14] 등의 많은 연구에서 입증된 바 있다.

2) 추정모형의 설정 및 예상가설

위에서 살펴본 이론적 논의들을 중심으로 기본적인 설명변수로는 잠재이주자의 개별 기대임금 $WAG_i^{a,s}$, 기대취업률 $EMP_i^{a,s}$, 지역별 임금의 분산 VAR 등 경제변수와 비금전적 지역여건으로 지역별 주거밀집도 $RESI$, 제조업비중 $DIND$, 지역별 대학생수 비중으로 나타낸 UST , 개인적 속성변수로는 잠재이주자의 연령 AGE , 교육수준 EDU , 성별 더미 SEX , 혼인상태 MAR 그리고 가구주 여부 더미 $HOUS$ 등으로 구성하였다.

특히 본 연구에서는 이주의사결정, 즉 이주를 할 것인가 머무를 것인가를 주 분석 대상으로 하였으므로⁶⁾ 설명변수도 인적 속성변수를 제외하고는 전지역 평균대비 격차변수를 이용하였다. 따라서, 추정모형은 식 (12)를 기초로 다음과 같은 로짓모형으로 설정하였다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(M=1) & \quad (13) \\ &= F(\beta_0 + \beta_1 DWAG_i^{a,s} + \beta_2 Demp_i^{a,s} + \beta_3 DVAR_i + \beta_4 DRESI_i + \beta_5 DDIND_i + \\ & \quad \beta_6 DUST_i + \beta_7 AGE + \beta_8 SEX + \beta_9 EDU + \beta_{10} HOUS + \beta_{11} MAR) \\ & (F(\cdot)) \text{는 로지스틱 누적밀도함수, } DWAG, Demp, DVAR, DRESI, \\ & DDIND, DHOUS, DUST \text{는 전체평균에 대한 격차변수}) \end{aligned}$$

추정식 (13)에서 각 변수의 예상되는 부호는 <표 1>과 같이 정리될 수 있다. 잠재이주자의 이주결정은 현거주지의 경제적 여건이 나쁠수록 이주성향을 높이게 된다. 즉, 현거주지의 임금과 취업률이 낮을수록, 그리고 위험회피자인 잠재이주자들은 직업의 안정성을 나타내는 임금의 분산이 높을수록 이주성향은 높게 될 것으로 예상할 수 있다. 한편 주거여건을 나타내는 주거밀집도는 잠재이주자가 어떻게 인식하느냐에 따라 달라질 수 있다. 즉, 주거밀집도가 주거에 대한 비효율을 나타내는 변수로 인식될 경우에는 이주성향을 높이지만 중력인자로서의 인구밀도 혹은 높은 주택가를 나타내는 변수로 인식될 경우에는 오히려 이주성향을 낮추게 된다. 이 밖에 상대적으로 풍부한 교육기회는 이주성향을 낮추게 되고 연령이 낮을수록, 교육수준이 높을수록, 그리고 비가구주일 경우가 이주비용을 낮추게 되어 이주성향은 높아지게 될 것으로 예상할 수 있다.

6) 따라서, Out-Migration 모형이 된다.

〈표 1〉 주요변수 및 예상부호

기본 변수	추정에 사용된 변수	이론상 예상부호
경제적 여건	DWAG: 임금격차	(-)
	DEMP: 유업률 격차	(-)
	DVAR: 임금분산 격차	(+)
지역속성	DRESI: 주거밀집도	(+)
	DDIND: 제조업 비중	(-)
	DUST: 교육기회격차	(-)
인적 속성	AGE: 연령	(-)
	SEX: 성별	?
	EDU: 교육수준	(+)
	HOUS: 가구주 여부	(-)
	MAR: 혼인 여부	(-)

Ⅲ. 자료 및 지역경제변수 추정

1. 기초자료 및 표본추출

인구이동에 관한 미시적 분석을 위해서는 개인단위 혹은 가구단위의 미시통계가 필수적이다. 그러나 현재로서는 인구이동분석에 사용될 수 있는 일관성 있는 미시자료가 국내엔 전무한 실정이라고 해도 과언이 아니다. 본 연구에서는 1995년 11월 1일을 기해 통계청 주관으로 전국을 대상으로 조사된 『인구 및 주택총조사』의 2% 표본의 원자료를 기본자료로 이용하였다. 이 자료는 전국적 범위를 대상으로 할 뿐 아니라 이동자의 이동지, 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태 등과 같은 인적 속성(personal attributes) 그리고 이동자의 경제활동상태, 직업 등 다양한 정보를 제공하고 있다. 그러나 인구이동분석에 있어 주요변수인 임금, 소득 등 경제변수 등은 포괄하고 있지 못하다는 한계를 지니고 있다. 따라서, 본 연구에서는 노동부가 매년 조사하고 있는 『사업체 임금실태조사』의 원자료를 이용하여 지역별 임금을 추정하여 사용하기로 하였다.

1995년 『인구 및 주택총조사』의 2% 표본이나 1989년 『사업체 임금실태조사』의 원자료의 표본수가 과도하여 추정상의 편의를 위해 표본을 재추출하여 사용하였다. 표본추출은 지역별로 계통 추출하였는데 14세 이하 인구나 66세 이상 인구를 제외함으로써 독자적인 이주의사결정이 가능하다고 본 인구표본 28,895개를 대상으로 하였

다. 한편 지역별 임금자료는 1989년 『사업체 임금실태조사』 원자료에서 25%를 추출하여 총 22,511개의 표본을 이용하였다. 구태여 1989년 자료를 이용한 것은 인구가 동자의 표본이 5년 전 거주지를 기준으로 추출하였기 때문에 기준임금도 이동 전의 임금이 되어야 할 것이기 때문이다.

기타 추정에 사용된 관련자료는 『지역통계연보』, 『한국 통계연감』 등에서 지역별 통계를 이용하여 재산정하여 사용하였다.

2. 주요 경제변수의 추정

앞에서 살펴본 바와 같이 기본자료가 각 지역별 임금등 경제변수를 포함하고 있지 않아 인구이동 요인으로서 경제적 역할을 추론할 수 없다. 따라서 1989년 『사업체 임금실태 조사』 원자료에서 인구표본과 동일한 지역적 구분하에 각 지역별 임금을 추정함으로써 이주자가 이주시 얻게 되는 소득을 포착하기로 하였다. 또한 각 지역별 취업확률의 대변수로 유업확률⁷⁾이라는 개념을 도입하여 이를 추정하였다.

1) 지역별 임금함수 추정

일반적으로 개개인의 임금은 근로자의 질, 보상, 지대 그리고 차별적 요인들에 의해 결정된다. 본 연구에서도 이러한 요인들을 감안하되 교육수준, 연령 등의 인적 자본변수를 사용함으로써 근속년수, 경력변수 등을 고려하는 통상적인 J. Mincer류의 임금함수 대신 G. S. Becker류⁸⁾의 임금함수 형태를 취하였다.⁹⁾ 설정된 추정식은 다음과 같다.

$$\ln(W) = \beta_0 + \beta_1 AGE + \beta_2 AGE \times AGE + \beta_3 EDU + \beta_4 EDU \times EDU + \beta_5 AGE \times EDU + \beta_6 MAR + \sum_r \beta_r DR_r + \sum_r \beta_r AGE \times DR_r + \sum_r \beta_r EDU \times DR_r \quad (14)$$

단, W 는 월급여총액(정액급여+초과급여+전년도 상여금총액/12)

AGE 는 연령, EDU 는 교육수준, MAR 은 혼인상태 더미, DR_r 은 지역더미

7) 통상의 취업률과 본 연구에서 사용된 유업률은 다소 다른 개념으로서 15세에서 65세까지의 인구 중 '전적으로 일한다'고 답한 사람들의 비율로 정의된다. 이는 비율 계산에 있어 분자, 분모 모두 취업률 개념과는 다소 다르게 산정된다. 즉, 취업률의 계산에서는 주당 1시간 이상의 일을 할 때 취업상태로 간주되나 이 개념에서는 정상적인 근로활동을 하는 사람만을 대상으로 하게 된다. 한편 취업률 계산에서 학생은 분모에서 제외되나 유업률 계산에서는 각 지역의 15세 이상 65세 전인구수가 분모로 들어가게 된다.

8) Becker [7] 참조.

9) 이와 같이 연령, 교육수준 등 인적 자본변수를 이용한 것은 '인구표본'과의 연계성을 확보하기 위한 목적에서이다. 인구표본에는 각 잠재이주자들의 연령, 교육수준 등 인적 속성은 파악할 수 있으나 근속년수, 경력 등은 포착되지 않기 때문이다.

임금방정식의 함수형태는 임금을 연령과 교육수준에 대해 2차함수 형태로 설정하였으며, 나이와 교육수준 간의 교호효과를 파악하기 위해 $AGE \times EDU$ 항을 고려하였다. 한편 지역더미 DR 은 지역간 순임금격차를 지역-연령 교차 더미 $AGE \times DR$, 지역-교육 교차더미 $AGE \times EDU$ 항은 지역간 임금격차의 연령효과, 교육효과를 포착하기 위한 것이다.

〈표 3〉은 식 (13)에서 지역-연령교차항 $AGE \times DR$, 지역-교육수준 $EDU \times DR$ 항을 제외하여 지역간 순임금격차를 지역더미만으로 포착한 전체표본을 대상으로 추정한 것이다. 추정결과 임금은 일반적으로 연령(AGE)과 교육수준(EDU)에 대해 비선형의 함수관계에 있음을 보여 주고 있다. 이는 $AGE \times AGE$ 변수, $EDU \times EDU$ 변수가 강한 통계적 유의성을 가지고 있다는 데서 잘 알 수 있다. 즉, 연령-교육수준별 임금패턴이 역U자형태(inverted U shape)를 취하여 전형적인 베커류의 임금함수 형태를 보이고 있다.

이는 다른 조건이 일정할 때, 연령 증가에 따른 임금함수의 기울기가 교육수준의 함수가 된다는 것을 의미한다. 추정결과를 이용하여 남자와 여자의 임금함수 기울기는 다음 식으로 표시된다.

$$\text{남자} : \left(\frac{\partial \ln WAG}{\partial AGE} \right)^{\text{남자}} = 0.0404 - 0.00192 \times AGE + 0.007759 \times EDU$$

$$\text{여자} : \left(\frac{\partial \ln WAG}{\partial AGE} \right)^{\text{여자}} = 0.0204 - 0.00131 \times AGE + 0.008064 \times EDU$$

위 식을 이용하여 임금극대화 연령점을 찾아보면(기울기=0) 〈표 2〉와 같이 교육수준별로 달리 나타나게 된다.

〈표 2〉 성별, 교육수준별, 임금극대화 연령

	E=1(초등)	E=2(중학)	E=3(고등)	E=4(전문대)	E=5(대학)
남 자	40	43	47	51	55
여 자	36	42	48	54	60

또한 전체적으로 혼인상태 더미(MAR)의 계수가 0.0491로서 기혼자가 미혼자에 비해 5.03% 임금이 높은 것으로 나타났는데 이 중 남자의 경우는 기혼자가 미혼자에 비해 10.96% 높은 반면, 여자의 경우는 반대로 미혼자가 기혼자에 비해 12.60% 높은 것으로 나타났다. 성별로는 남자가 여자에 비해 30.6% 높은 것으로 추정되었다.¹⁰⁾

10) 임금격차는 $[\exp(\beta) - 1] \times 100$ 으로 계산된다.

〈표 3〉 임금함수 전체 추정결과

변 수	전 체		남 자		여 자	
	계 수	t- 값	계 수	t- 값	계 수	t- 값
Constant	12.3125	429.34*	12.4488	98.64**	12.6079	285.56**
AGE	0.0227	16.20**	0.0404	20.00**	0.0204	9.31**
AGE ²	-0.0007	-27.66**	-0.0010	-28.42**	-0.00065	-16.63**
EDU	-0.0890	-6.33**	-0.1812	-9.55**	-0.1649	-7.20**
EDU ²	0.0160	8.49**	0.0289	12.00**	0.0378	10.80**
AGE×EDU	0.0085	33.82**	0.0078	23.65**	0.00806	16.52**
MAR	0.0491	5.64**	0.1040	9.96**	-0.1347	-8.78**
SEX	0.0668	39.97**				
DR ₂ (부산)	-0.0632	-7.08**	-0.0679	-5.77**	-0.0265	2.16*
DR ₃ (대구)	-0.05924	-5.11**	-0.0787	-5.13**	-0.0327	-2.07*
DR ₄ (인천)	-0.0272	2.38*	0.0261	1.86	0.0225	1.25
DR ₅ (광주)	-0.0089	-0.49	-0.0298	-1.35	0.0087	0.29
DR ₆ (대전)	-0.0926	-5.54**	-0.1320	-6.21**	-0.0411	-1.68
DR ₇ (경기)	-0.0048	-0.43	-0.0104	-0.74	0.0323	1.91
DR ₈ (강원)	-0.0047	-0.27	-0.0283	-1.38	-0.0523	-1.71
DR ₉ (충북)	0.0294	1.62	-0.0137	0.57	0.02102	0.85
DR ₁₀ (충남)	-0.0446	-2.24*	-0.0871	-3.39**	-0.0317	-1.12
DR ₁₁ (전북)	-0.1301	-8.54**	-0.1316	-6.76**	0.1469	-6.66**
DR ₁₂ (전남)	0.0315	1.41	0.0393	1.53	0.0029	0.07
DR ₁₃ (경북)	0.0758	5.61**	0.0783	4.64**	0.0541	2.63*
DR ₁₄ (경남)	0.0837	7.10**	0.0752	5.02**	0.1083	6.27**
DR ₁₅ (수원)	0.1069	5.15**	0.1015	3.94**	0.1152	3.60**
DR ₁₆ (부천)	-0.1157	-7.21**	-0.1066	-5.20**	-0.0838	-3.60**
DR ₁₇ (성남)	-0.0464	-2.30*	-0.0554	-1.99	-0.0029	-0.11**
DR ₁₈ (울산)	0.1554	10.88**	0.1950	11.53**	0.0611	2.44*
	$\bar{R}^2=0.51$ F=917.3 N=21,211		$\bar{R}^2=0.40$ F=402.2 N=14,059		$\bar{R}^2=0.28$ F=123.8 N=7,152	

〈표 4〉 지역간 순임금격차

(서울대비, %)

	부산	대구	대전	충남	전북	부천	성남	인천	경북	경남	수원	울산
전체	-6.1	-5.8	-8.9	-4.4	-12.2	-10.9	-4.5	2.8	7.9	8.7	11.3	16.8
남자	-6.6	-7.6	-12.4	-8.3	-12.3	-10.1	-5.7	-	8.1	7.8	10.7	21.5
여자	-2.6	-3.2	-	-	-13.6	-8.0	-	-	5.6	11.4	12.2	6.3

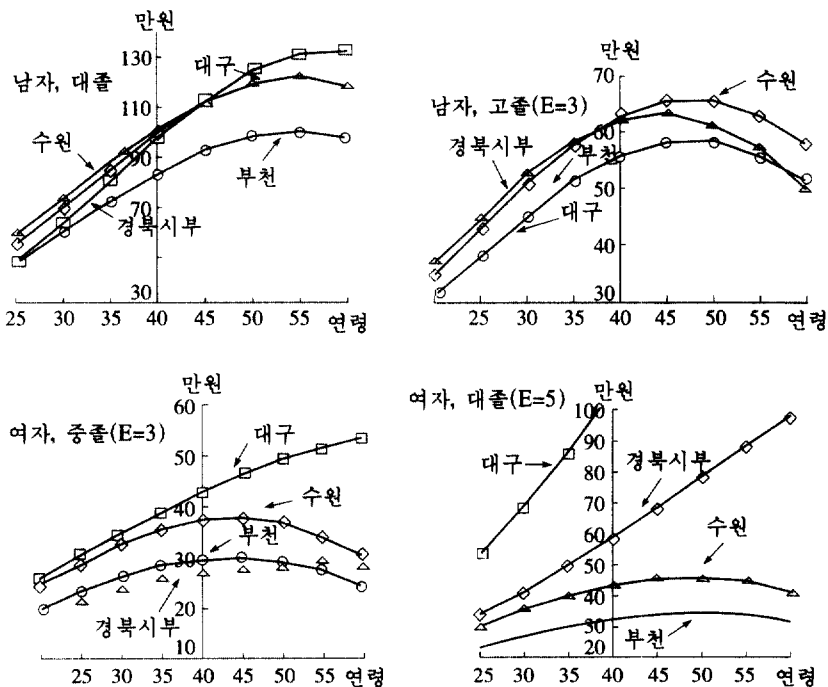
지역별 임금격차는 서울을 기준으로 17개의 지역더미를 통해 살펴볼 수 있는데 연령, 교육수준 등의 변수를 통제한 순임금격차가 서울보다 높은 지역이 인천, 경북, 경남, 수원, 울산 등 5개 지역으로 나타났고 부산, 대구, 대전, 충남, 전북, 부천, 성남 등 7개 지역은 서울에 비해 낮은 것으로 추정되었다.

<표 4>는 $[EXP(\beta_i : \text{지역더미계수}) - 1] \times 100$ 으로 계산한 서울대비 각 지역별 순임금 격차율이다. 대도시 중 대전이 서울대비 -8.9%로 가장 큰 임금격차를 보인 반면 울산은 16.8% 높은 임금수준을 보이고 있다.

지역별 임금은 식 (13)을 바탕으로 노동시장 및 지역적 배경이 유사하다고 판단되는 8개 권역¹¹⁾을 설정하여 별도로 추정하였다. 추정결과를 이용하여 각 지역의 인구특성별 기대임금의 추산결과를 예시하면 <그림 1>과 같다.

지역별 추정결과, 인천, 경기시부, 수원, 성남, 부천 지역에서는 교육수준이 0일 경우 남자는 성남지역이 인천에 비해 20.4%나 임금이 낮은 것으로 추정되었고, 반면 수원과 성남은 교육-지역 교차항의 추정계수가 각각 0.0404, 0.0653으로 원으로 환산

<그림 1> 지역별 인구특성별 임금추정결과



11) 8개 권역은 서울, 인천-경기시부-수원-부천-성남권역, 강원권역, 대전-충북시부-충남시부, 광주-전북시부-전남시부, 대구-경북시부, 부산-경남시부-울산권역 등이다.

할 때 교육수준이 1단계 높아질 때마다 수원은 9,923원, 성남은 26,234원을 더 받는 것으로 추정되었다. 여자의 경우는 수원지역이 인천에 비해 10.4%(교육수준이 0일 경우) 높은 임금격차를 보이는 것으로 추정되었고 부천지역은 교육수준이 한 단계 높아질수록 인천에 비해 11,116원 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다.

대전, 충북시부, 충남시부 그리고 전남북지역은 권역내 지역간 순임금격차가 없는 것으로 추정되었고 특히 두 지역 공히 여자의 경우 결혼 여부가 임금에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 광주·전남북지역 여자의 경우 전북지역이 광주에 비해 교육수준이 1단위 높아짐에 따라 6,935원 낮아지는 것으로 나타났고, 대구·경북 지역은 남녀 공히 연령과 교육수준이 높아질수록 경북시부의 임금이 낮아지는 것으로 추정되었다.

부산, 경남시부 및 울산권역에서는 남자의 경우, 경남시부와 울산이 부산에 비해 각각 15.8%, 30.2% 높은 것으로 나타났고 여자는 25.5%, 30.2% 높게 추정되었다. 그러나 매 1세 증가마다 1,573원, 1,967원씩 부산에 비해 낮아지는 연령효과를 감안하면 경남시부, 울산의 높은 임금격차는 크게 감소하게 된다.

2) 지역별 유업률 추정

잠재이주자가 기대하는 취업기준은 정상적인 취업상태, 즉 전업근로기회를 전제하고 움직일 것이므로 『인구 및 주택총조사』 원자료의 취업상태별 구분에서 ‘주로 일한다’라는 응답을 정상적인 취업상태에 있는 것으로 간주하여 추정하였다.¹²⁾ 지역별 유업률은 임금함수 추정에서와 마찬가지로 교육수준, 연령 등 인적 자본변수(human capital variable)를 설명변수로 한 연령에 대한 다차함수 형태의 프로빗모형으로 추정하였다. 이와 같이 인적 자본변수를 설명변수로 한 것은 ‘인구표본’과의 연계성뿐 아니라 잠재이주자들의 인적 속성에 따른 평균적인 취업확률을 포착하고자 하는 의도에서였다.¹³⁾ 기본 추정모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \text{유업확률 } [P = 1] \\ & = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{AGE} + \beta_2 \text{AGE} \times \text{AGE} + \beta_3 \text{AGE} \times \text{AGE} \times \text{AGE} + \beta_4 \text{AGE} \times \text{EDU} + \beta_5 \text{EDU} + \beta_6 \text{EDU} \times \text{EDU} + \beta_7 \text{MAR}) \end{aligned} \quad (15)$$

단, $\Phi(\cdot)$ 는 누적 정규분포함수, AGE는 실제연령-14, MAR은 혼인상태 더미(기혼=1, 미혼=0), EDU는 1(초등), 2(중등), 3(고등), 4(전문대), 5(대학 이상)

12) 추정에 사용된 표본은 이주자들의 영향요인을 제거하기 위해 이주자들을 제외한 상주인구를 대상으로 추정하였다.

13) 따라서 이는 노동시장의 여건을 고려하지 않은 인적 속성별 평균 유업확률이 된다.

〈표 5〉 유업률 추정결과: 전 표본 대상

변 수	전 체	성 별	
		남 자	여 자
<i>AGE</i>	0.32821 (41.5)**	0.42089 (33.3)**	0.30767 (27.4)**
<i>AGE</i> ²	-0.01135 (-33.2)**	-0.01532 (-27.2)**	-0.01094 (-22.9)**
<i>AGE</i> ³	0.000110 (24.7)**	0.000146 (19.9)**	0.000111 (17.9)**
<i>AGE</i> × <i>EDU</i>	0.006837 (9.6)**	0.010372 (10.1)**	0.003858 (3.4)**
<i>EDU</i>	-0.19720 (-3.9)**	-0.07231 (-0.8)	-0.43981 (-5.9)**
<i>EDU</i> ²	0.00210 (0.4)	-0.04062 (-4.0)**	0.04075 (4.7)**
<i>SEX</i>	1.25464 (70.5)**	-	-
<i>MAR</i>	-0.46808 (-15.3)**	0.83010 (16.3)**	-1.43928 (-32.6)**
<i>CONSTANT</i>	-1.25464 (-21.7)**	-2.29192 (-12.3)**	-1.02526 (-6.4)**
<i>Loglikelihood</i>	-14,679.82	-4,659.35	-8,068.23
<i>P</i> = 1	14,536	10,275	4,261
<i>P</i> = 0	14,359	3,940	10,419

〈표 5〉는 전체표본을 대상으로 유업률을 추정한 결과이다. 추정계수의 유의성이 높을 뿐 아니라 모형의 적합도도 안정적인 것으로 판명되었다. 프로빗모형의 적합도는 우도비검정(Loglikelihood Ratio : *LLR*) 혹은 우도비지수를 통해 검정할 수 있다. 아래 추정결과에서 *LLR*과 *LRI*를 구해 보면 다음과 같다.

$$LLR = -2[\ln L_0 - \ln \hat{L}] = -2[-200028 - (-14679.82)] = 10696.36$$

$$LRI = 1 - \frac{\ln \hat{L}}{\ln L_0} = 1 - 1467.82 / 20028.0 = 0.267$$

이 때 *LLR*은 점근적으로 χ^2 분포를 하는데 자유도(degree of freedom) 8에서 1% 유의수준의 임계치가 20.09이므로 모든 설명변수의 계수가 0이라는 귀무가설(null hypothesis)은 기각된다. 또한 통상회귀분석의 *R*²와 유사한 *LRI*(pseudo-*R*²)는 0.267로 나타났다.

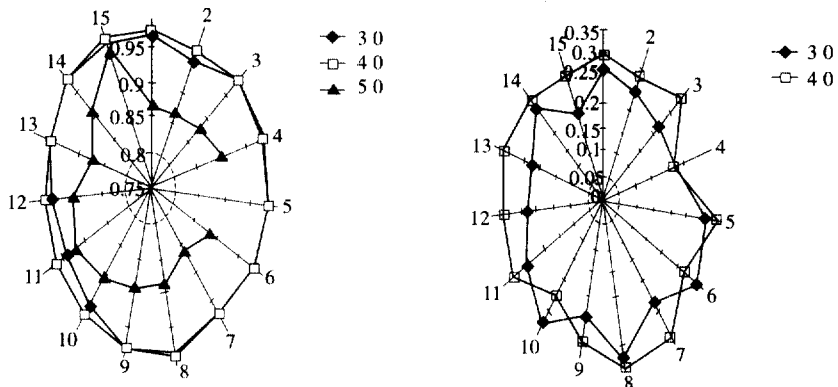
또한 <표 5>의 추정결과에서 보는 바와 같이 각 계수의 유의성이 높게 나타나고 있으며, 남자의 유업률이 높고, 연령과 유업률은 역U자의 관계를 보이고 있다. 그리고 연령이 낮을 때는 저학력계층의 유업률이 높다가 연령이 증가함에 따라 이 경향이 역전되어 고학력층의 유업률이 높게 된다.

특히 혼인상태 더미 MAR의 계수가 남자의 경우 (+), 여자의 경우는 (-)로 추정되어 성별로 큰 차이를 보이고 있다. 즉, 남자의 경우는 결혼한 사람들의 유업률이 미혼자에 비해 높은 반면 여자의 경우는 반대로 기혼자의 유업률이 낮은 것으로 나타났다.

지역별 유업률 추정은 전체를 대상으로 한 기본모형을 바탕으로 각 지역별 인구구성의 차이, 노동시장 여건의 차이 등을 포착하기 위해 15개 지역으로 구분하여 지역별로 구분·추정하였다. 따라서 이 지역별 추정식을 이용하여 각 지역 잠재이주자의 유업률을 추산하였다.

<그림 2>는 지역별 추정식을 이용하여 추정한 각 지역별 유업률을 그림으로 나타낸 것이다. 교육수준이 고졸(E=3)이고 유배우(MAR=1)인 사람을 대상으로 남녀별·지역별 유업확률을 30세, 40세, 50세(여자는 30세, 40세) 연령층을 대상으로 한 것이다. 그림에서 보듯이 남자 30세 연령층의 경우 강원시부가 0.99로 가장 높게 나타난 반면 전북시부지역은 0.94로 가장 낮은 유업확률을 보이고 있다. 40세 연령층에서도 최대 유업확률은 0.99를 약간 밑도는 수준을 보인 강원시부였으며 유업확률이 가장 낮은 지역은 경북시부로 0.96을 약간 하회하였으나 전반적으로 30세 연령층에 비해서는 유업률이 높은 것으로 나타났다. 반면 50세 연령층에서는 0.96을 보인 울산

<그림 2> 각 지역별·인구특성별 유업률 추정결과



주 : 1(서울), 2(부산), 3(대구), 4(인천), 5(광주), 6(대전), 7(경기시부, 수원, 성남, 부천), 8(강원), 9(충북시부), 10(충남시부), 11(전북시부), 12(전남시부), 13(경북시부), 14(경남시부), 15(울산)

을 정점으로 대부분의 지역이 0.89~0.92 수준을 보여 30~40세 연령층에 비해 낮은 수준을 보였다.

여성 고졸자의 경우는 30세 연령층에서 대전의 0.33을 최대로 울산이 0.19로 가장 낮은 유업률을 보이고 있다. 울산지역이 특히 낮은 수치를 보인 것은 남성 근로자 위주의 고용구조를 보이는 중화학공업에 특화된 산업구조적 요인에 기인한 것으로 판단된다. 40세 연령층에서는 오히려 유업확률이 높아지고 있는데 0.34 수준을 보이고 있는 광주, 부천, 성남, 경기시부 및 강원도 등이 높은 유업률을 보이고 있고, 0.22 수준에 머문 인천지역이 가장 낮은 것으로 나타났다. 전반적으로 30~40세 연령층의 기혼여성 고졸자가 0.19~0.34 수준의 낮은 유업률을 보이고 있는 반면 동연령층의 미혼자 그룹은 0.78~0.82를 보여 상당한 격차를 보이고 있다.

IV. 이주의사결정 함수 추정

1. 변수의 설정

식 (13)에서 설정된 추정모형을 바탕으로 실제 추정에 사용된 변수들을 설명해 보자. 우선 본 연구가 포괄하는 지역적 범위는 제주도를 제외한 전국 시부지역을 대상으로 하였다. 즉, 서울을 위시한 6대 광역시, 각 도의 시부지역 그리고 인구 70만 이상인 울산, 수원, 부천, 성남 등 모두 18개 지역을 독립적인 지역단위로 고려하였다. 이상의 지역단위를 기준으로 각 개별 인구표본에서 5년 전 거주지가 현거주지와 다른 경우를 이동자로 처리하였다. 따라서 추정식의 피설명변수는 5년 전 거주지와 현 거주지가 다를 경우 $M=1$, 같을 경우 $M=0$ 이 된다.

설명변수로는 크게 경제변수와 비금전적 지역속성변수 그리고 인적 속성변수를 고려하였다. 우선 경제변수로는 전국 평균대비 각 지역별 개인의 기대임금, 유업률 격차 그리고 전국 평균 임금의 분산에 지역임금의 분산을 고려하였다. 즉, 임금격차변수는 식 (16)에서와 같이 제3절의 임금추정식(전체, 지역별)을 이용하여 주어진 인적 자본변수에 대응한 기대임금이 동일한 인적 속성을 가진 사람의 전국 평균 임금에 대한 격차를 구하여 사용하였다.

$$DWAG_i^{a.s.e} = \widetilde{WAG}_i^{a.s.e} - \overline{WAG}^{a.s.e} \quad (16)$$

또한 유업률 격차변수도 마찬가지로 방법으로 식 (17)과 같이 산정하였다.

$$DEMP_i^{a.s.e} = \widetilde{EMP}_i^{a.s.e} - \overline{EMP}^{a.s.e} \quad (17)$$

한편 임금위험을 나타내는 지역별 임금의 분산은 지역단위로 산정하였다. 즉, $DVAR_i = \widetilde{Var}_i - \overline{Var}$ 로 추산하였고, 비금전적 지역속성으로는 1990년 기준 각 지역별 주거밀집도(지역인구/총주택수)의 전국 평균대비 격차 $DRESI_i = (\widetilde{RESI}_i - \overline{RESI})$, 『인구 및 주택총조사』 2% 표본에서 산출한 지역인구대비 대학생수 비중 격차 $DUST_i (= \widetilde{UST}_i - \overline{UST})$, 지역인구대비 제조업종사자 비율 격차 $DDIND_i (= \widetilde{DIND}_i - \overline{DIND})$ 변수를 고려하였다. 인적 속성변수 중 잠재이주자의 연령 더미는 완전공선성을 피하기 위해 55세 이상 65세를 기준으로 15세 이상 25세는 AGE_1 , 25세 이상 35세를 AGE_2 , 35세 이상 45세를 AGE_3 , 45세 이상 55세를 AGE_4 로 설정하였다. 교육수준 더미는 초등학교 졸업자를 기준으로 중·고등학교 졸업을 EDU_1 , 전문대 이상을 EDU_2 , 성별더미 SEX , 혼인상태 더미 MAR 그리고 가구주 여부를 나타내는 $HOUS$ 더미를 사용하였다.

2. 추정결과 및 해석

추정은 전체표본을 대상으로 이주의사결정요인을 살펴보고 다음으로 인적 특성별 차별적인 형태를 파악하기 위하여 성별, 연령별(35세 이하와 35세 이상), 교육수준별(고졸 이하와 전문대 이상)로 구분하여 추정하였다. 우선 전체 추정결과에서 모형의 적합도를 나타내는 LLR 이 1452.02로 모든 계수가 0이라는 귀무가설을 99% 신뢰수준하에서 기각하여 높은 적합도를 나타내고 있고, 반면 LRI 는 0.0637로 다소 낮은 설명력을 보이고 있다.

경제변수가 우리 나라 이주의사결정에 미치는 영향은 <표 6>에서 보는 바와 같이 임금격차변수, 유업률 격차변수 그리고 지역임금의 분산 변수 등이 가설을 만족할 뿐 아니라 통계적 유의성이 높은 것으로 나타났다. 즉, 현거주지의 임금이나 유업률이 국내 전체 평균에 비해 높을수록 이동성향은 떨어지고 반면 임금의 분산격차가 클수록 이주성향은 높아진다는 것이다. 반면 지역별 제조업종사자 기준으로 본 제조업 비중이 이주의사결정에 미친 영향은 부호가 (+)로 제조업 비중이 높은 지역이 이동성향이 다소 높은 것으로 나타났으나 계수의 유의성이 낮아 명확한 결론을 내릴 수는 없었다.

지역별 주거밀집도변수의 계수부호가 (+)로 주거밀집도가 높을수록 이주성향을 높이는 것으로 나타났으나 계수의 유의성이 다소 낮아 확정적인 결론은 도출할 수 없었다. 반면 국내 여러 연구에서 지적된 바와 같이 교육기회격차는 이주의사결정에

〈표 6〉 이주 의사결정 로짓 추정결과 I: 전체, 성별

변 수	전 체		남 자		여 자	
	계 수	t-통계량	계 수	t-통계량	계 수	t-통계량
<i>DWAG_i</i>	-0.5864	-4.60**	-1.2053	-2.25*	-0.9000	-5.10**
<i>DEMP_i</i>	-0.5697	-4.36**	-0.8557	-2.02*	1.5465	3.69**
<i>DVAR_i</i>	4.4442	8.29**	4.3659	5.32**	7.2185	8.28**
<i>DDIND_i</i>	0.0039	1.08	-0.0056	-0.96	0.0234	4.06**
<i>DRESI_i</i>	0.0450	1.92	0.0556	1.47	0.0350	1.04
<i>DUST</i>	-0.2262	-10.90**	-0.2878	-8.65**	-0.1938	-7.14**
<i>AGE₁</i>	0.8181	7.11**	1.1070	6.62**	0.4328	2.18*
<i>AGE₂</i>	1.1284	12.08**	1.5640	10.21**	0.6010	3.78**
<i>AGE₃</i>	0.5244	5.69**	1.0250	7.04**	0.0746	0.51
<i>AGE₄</i>	-0.0536	-0.52	0.3263	2.09*	-0.3022	-2.03*
<i>EDU₁</i>	0.6550	7.35**	0.7486	4.65**	1.0517	8.45**
<i>EDU₂</i>	1.2176	13.10**	1.3755	8.51**	1.4790	10.34**
<i>SEX</i>	-0.0048	-0.12	-	-	-	-
<i>MAR</i>	0.7328	12.25**	0.7819	5.27**	1.6452	10.34**
<i>HOUR</i>	0.0909	2.43*	-0.3362	-6.28**	0.5737	10.93**
상 수	-3.9404	-33.47**	-4.3216	-17.76**	-4.6835	-21.81**
<i>Loglikelihood</i>	-10675.09		-5219.69		-5329.27	
<i>M=1</i>	3882		1897		1985	
<i>M=0</i>	25103		12318		12695	
<i>LLR</i>	1452.022**		261.03**		973.50**	
<i>LRI</i>	0.064		0.024		0.084	

주: *, **는 각각 95%, 99% 유의수준하에서 유의적임.

중요한 고려요인임이 밝혀졌다. 계수의 부호가 기대대로 (-)로 추정되었을 뿐 아니라 계수의 통계적 유의성이 아주 높은 것으로 나타났다.

인적 속성별로는 연령별, 교육수준별 선별성(selectivity)이 분명히 나타나고 있다. 55세에서 65세를 기준으로 했을 때, 45세에서 55세 계층(*AGE₄*)을 제외하고는 15세에서 45세까지의 전 연령층의 연령더미 계수가 (+)로 t-통계량이 높은 유의성을 보이고 있다. 이 중에서도 노동시장에의 신규입직 혹은 결혼 연령층인 25세에서 35세 계층의 이주성향이 눈에 띄게 높은 것으로 추정되었다. 특히 흥미로운 것은 45세에서 55세 계층의 이동성향이 55세에서 65세 계층보다 낮은 것으로 나타나 우리나라에서도 은퇴연령층의 귀환이동(return migration)등이 다소 일어나고 있음을 추론할 수 있

다. 교육수준별로도 교육수준이 높을수록 이동성향이 높은 것으로 나타나 교육수준이 높을수록 이주에 따른 각종 비용이 낮고, 노동시장의 범위가 넓다는 기존가설을 만족시키는 것으로 보인다.

반면 성별 이주성향의 차이는 유의적인 결과가 나타나지 않았고, 결혼이 이주에 따른 심리적, 직접적 비용을 높여 이주성향을 낮춘다는 기존가설과는 달리 혼인상태 더미의 계수가 (+)로 추정되어 결혼이 오히려 이주성향을 높이는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 여성의 경우 보다 뚜렷이 나타났는데 이는 윤종주 [4]의 논의와 같이 우리나라 인구가 이동 특히 여성의 경우는 가족적 요인에 의한 이동이 많다는 것과 일치하고 있다. 이와 같은 맥락에서 가구주 여부가 이동성향에 미치는 영향은 이론상 이주성향을 낮추는 것으로 볼 수 있다. 그러나 추정결과는 전체적으로 가구주가 비가구주에 비해 이동성이 높은 것으로 나타나고 있다. 하지만 이를 성별로 구분·추정해 보면 남자의 경우는 가구주 더미계수의 부호가 (-)로 추정되어 이동성향을 낮추는 것으로 나타났다. 반면 여성의 경우에는 가구주일 경우 오히려 이동성이 높은 것으로 추정되었는데 이는 대체로 여성이 가구주인 경우는 남자배우자와 사별, 이혼 등 가족적 요인에 의한 것으로 이 경우 여성 가구주는 생계유지를 위한 새로운 직장 선택이나 기존 거주지에 대한 심리적 이탈감 등이 작용하여 이주성향이 높은 것으로 해석된다.

인적 속성별 이동성향의 행태적 차이를 살펴보기 위해 성별, 연령별, 교육수준별 추정과 이 결과를 이용한 각 계수의 동일성 여부를 WALD검정을 통해 살펴보았다. <표 7>과 <표 8>에서 보듯이 인주의사결정에 미치는 각 변수의 영향은 성별로 큰 차이를 보이는 것으로 나타났고, 상대적으로 교육수준별 행태상의 차이는 상대적으로 적은 것으로 검정되었다.

우선 임금격차변수에 대한 반응은 인적 속성에 관계없이 모두 이주성향을 낮추는 것으로 추정되었는데 임금격차에 대한 민감도는 성별, 교육수준에 관계없이 연령이 젊은 계층이 구조적으로 높은 것으로 나타났다. 이 같은 현상은 젊은 계층의 경우 취업의 안정성보다는 보다 높은 임금을 선호하는 행태상의 특징을 반영하는 것으로, 이는 고연령층이 기취업상태에 있는 경우가 많다고 볼 때 이주 혹은 직업전환에 따른 큰 기회비용의 존재로 이주의 임금탄력성이 낮은 반면 젊은 계층은 적은 기회비용으로 임금탄력성이 높기 때문인 것으로 해석된다.

반면 유업률 격차는 연령, 교육수준에 관계없이 이주성향을 낮추는 것으로 추정되었는데 민감도는 고학력층이 높은 것으로 나타났다. 전문대 이상 계층의 경우 전문·기술직, 사무직의 직종구조를 보이는 것으로 판단되는데 이들은 고임금등으로 인하여 직장에서의 귀속의식, 이주에 따른 기회비용 등의 존재로 이주성향이 낮은 반면 고졸 이하계층은 주로 생산직, 서비스직의 직업구조를 가지고 근속에 따른 기회비용이 상

〈표 7〉 이주의사결정 로짓 추정결과 I: 연령, 교육수준

변 수	연령별				교육수준별			
	35세 이하		35세 이상		고졸 이하		전문대 이상	
	계수	t-통계량	계수	t-통계량	계수	t-통계량	계수	t-통계량
DWAG _i	-1.1635	-5.89**	-0.7014	-3.28**	-0.7154	-4.22*	-0.6987	-3.39**
DEMP _i	-0.7765	-5.33**	0.0455	0.11	0.3575	-1.96*	-0.8757	-4.47**
DVAR _i	4.1120	6.30**	6.1302	6.41**	5.1826	7.60**	3.9330	4.51**
DDIND _i	0.0035	0.79	0.0097	1.56	0.0077	1.76	0.0029	0.43
DRESI _i	-0.0218	-0.77	0.1773	4.26**	0.1160	4.16**	-0.0883	-2.04*
DUST _i	-0.2222	-8.89**	-0.2578	-7.01**	-0.2183	-8.86**	-0.2335	-6.10**
AGE ₁	-	-	-	-	1.0271	7.72**	1.1331	4.87**
AGE ₂	-	-	-	-	1.3842	13.87**	1.4122	6.81**
AGE ₃	-	-	-	-	0.6614	6.70**	0.9655	4.62**
AGE ₄	-	-	-	-	-0.0521	-0.46	0.5022	2.18*
EDU ₁	0.5452	2.57**	0.8086	8.11**	-	-	-	-
EDU ₂	1.0359	4.82**	1.5791	14.01**	-	-	-	-
SEX	0.1871	2.93**	-0.2172	-1.92	-0.0676	-1.37	0.1346	1.92
MAR	0.9832	18.92**	0.0956	0.43	0.6963	8.70**	0.7920	8.58**
HOUS	0.2804	6.16**	-0.3315	-5.00**	0.1518	3.26**	-0.0084	-0.13
상 수	-3.0591	-14.28**	-2.9642	-12.57**	-3.4997	-28.10**	-3.1405	-13.59**
Loglikelihood	-6820.33		-3836.50		-7071.29		-3600.21	
M=1	2678		1204		2374		1508	
M=0	13050		11963		19106		5907	
LLR	713.138**		381.468**		789.558**		289.343**	
LRI	0.050		0.047		0.053		0.0386	

주: *, **는 각각 5%, 1% 유의수준하에서 유의적임.

대적으로 낮은 데 기인한 것으로 보인다. 특히 여성의 경우 추정계수가 (-)로 일견 유업률 격차가 이주성향을 높이는 것으로 보이거나 이는 여성의 경우 유업률이 낮을 뿐 아니라 결혼과 같은 가족적 요인이 크게 영향을 미친 결과로 해석된다.

임금위험을 나타내는 지역임금의 분산은 여성, 연령이 높을수록 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타나 여자와 연령이 높을수록 안정적인 임금, 즉 위험을 기피하는 이주행태를 보이는 것으로 나타났다. 지역제조업 비중에 대해서는 성별로 구조적인 차이를 나타내고 있는데 여자의 제조업지역 기피현상이 두드러지고 있음을 보이고 있다. 주거밀집도로 나타낸 주거여건에 대한 반응은 연령별, 교육수준별 구조적 차이

〈표 8〉 각 계수의 동일성 검정: WALD 검정결과

변 수	남자: 여자		35세 이하: 36세 이상		고졸 이하: 전문대 이상	
	χ^2 - 통계량	비 교	χ^2 - 통계량	비 교	χ^2 - 통계량	비 교
DWAG _i	0.32		4.68*	>	0.01	
DEMP _i	32.30**	(-):(+)	3.71		7.01**	<
DVAR _i	12.10**	<	4.45*	<	2.05	
DDIND _i	24.66**	(-):(+)	0.99		0.54	
DRESL _i	0.29		21.03**	(-):(+)	22.29**	(+):(-)
DUST _i	7.99**	>	0.94		0.16	
AGE ₁	16.27**	>	-		0.21	
AGE ₂	9.17**	>	-		0.02	
AGE ₃	42.67**	>	-		2.12	
AGE ₄	16.25**	<	-		5.80*	(-):(+)
EDU ₁	3.54		6.98**	<	-	
EDU ₂	0.41		23.23**	<	-	
SEX	-		12.84**	(+):(-)	8.29**	(-):(+)
MAR	33.83**	<	16.21**	>	1.08	
HOUS	289.08**	(-):(+)	85.29**	(+):(-)	6.51**	<
상 수	2.21		0.85		2.37	

를 나타내고 있다. 즉, 젊은 계층과 고학력층은 주거밀집도가 높은 지역을 선호하는 반면 연령이 많을수록 그리고 저학력층의 경우에는 주거밀집도가 인구 배출요인으로 작용하고 있는 것으로 추정되었다. 대체로 주거밀집도가 높은 지역은 대도시지역이 될 것이고 높은 집값 등을 의미한다고 볼 때, 고연령층은 도시생활의 편의보다는 도시혼잡에 따른 비효율이 이주성향을 높이고, 통상 소득수준이 낮은 저학력층에게는 높은 주거비용등이 이주성향을 높인다고 해석할 수 있을 것이다. 한편 교육기회 격차에 대한 반응은 연령이나 교육수준별 구조적 차이는 보이지 않으나 성별로 남자의 경우가 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 또한 연령별 선별성은 남자의 경우가 보다 뚜렷이 나타났고, 교육수준의 선별성은 전문대 이상 계층의 젊은 연령층에서 뚜렷한 것으로 추정되었다. 결혼이 이주에 미치는 영향은 여자, 젊은 계층에서 뚜렷하게 나타났다. 가구주 여부가 이동성향에 미치는 영향은 성별, 연령별로 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 즉, 남자, 36세 이상의 가구주의 경우는 이주성향이 떨어지나 여자 혹은 저연령층에서는 오히려 이주성향이 높은 것으로 나타났다.

V. 결 론

1995년 『인구 및 주택총조사』 자료에서 추출한 개인별자료를 이용하여 총 18개의 시부지역을 대상으로 이주 의사결정함수를 추정한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 지역간 임금격차 및 유업률 격차가 존재할 뿐 아니라 이와 같은 경제변수가 이주 의사결정요인으로 작용하고 있다는 사실이다. 이는 전체적으로 임금 및 취업기회가 낮은 지역 인구의 이동성이 높다는 것으로 인구이동이 의미하는 생산자원인 노동력의 지역간 배분을 통한 국민경제상의 효율성 제고 기능을 여전히 보유하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 둘째로는 경제적 요인 외에도 교육기회요인이 이주 의사결정에 중요한 요인으로 작용하고 있어 성진근 [2], 유경문 [3] 등의 기존연구결과와 일치하고 있다. 주거밀집도로 살펴본 주거여건은 전체적으로 강한 유의성을 보이고 있지 않으나 연령이 높아질수록, 고졸 이하의 저학력층에게는 중요한 고려요인인 것으로 나타났다. 따라서, 도시 혼잡비용의 증대, 높은 집값 등 주거밀집도 증가는 향후 이주 의사결정에 있어 보다 중요한 요인으로 작용할 것으로 보인다. 셋째는 연령별 그리고 교육수준별 선별성이 나타나고 있을 뿐 아니라 인구특성별로 차별적인 이주행태를 보이고 있다는 것이다. 즉, 교육수준이 높을수록, 젊은 계층의 이동성이 높으며, 각 변수에 대한 민감도에 있어 구조적 차이를 보이고 있다. 이와 같은 행태적 차이를 감안할 때 임금수준이 높고, 취업기회가 상대적으로 많으며, 주거밀집도가 높고 교육기회가 많은 서울과 같은 대도시 지역은 상대적으로 남자, 젊은 계층 그리고 고학력층으로의 인구구성의 변화를 가져 올 것이다.

또한 이와 같은 인구이동의 차별적 행태에 기인한 인구구성의 차별화는 궁극적으로 지역간 경제력 격차의 지속원인으로 작용하여 지역간 두뇌유출, 지역간 균형발전이라는 요구, 대도시 과집중이라는 정책적 문제를 야기하게 될 것이라는 점이다. 따라서 지금까지의 인구구성의 변화를 고려하지 않은 인구규모 분산이라는 거시적 측면에 치중하였던 인구정책, 지역간 경제력 격차 해소를 위한 제반 정책들은 인구적 특성에 따른 차별적 이주행태를 고려한 미시적 접근으로의 방향전환이 요구된다.

그러나 이상에서 살펴본 본 연구결과는 자료의 제약·분석대상 도시의 한정하에서 도출된 것이다. 따라서, 이와 같은 제약을 완화하면 결론은 달라질 수 있음을 밝히고자 한다. 본 연구가 내포하고 있는 몇 가지 한계를 지적하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 지역선택의 문제라기보다는 이주 여부를 분석대상으로 한 Out-Migration 모형이라는 점이다. 실제 이주 여부를 결정하는 것과 지역선택의 문제는 동시에 발생할

수도 혹은 거리, 정보 등 다양한 요인의 작용에 의해서 각 변수의 영향이 다르게 나타날 수도 있다는 점을 고려해야 한다는 것이다. 따라서, 엄밀한 정책적 시사점을 도출하기 위해서는 지역선택모형에 대한 고려가 요구된다.

둘째, 임금, 유업률 등 지역경제변수를 추정에 의존했다는 한계가 지적될 수 있다. 이는 오차의 가능성과 편의 가능성을 수반하게 될 가능성이 있다는 점이다. 이는 미시자료의 확보를 통한 해결에 기대할 수밖에 없을 것으로 여겨진다.

셋째, 공간선택 모형(spatial choice model)에서 언제나 야기되는 지역선정의 문제이다. 지금까지의 대다수 연구들이 행정적 경계를 기준으로 한 분석에 그치고 있다. 그러나 평균으로 측정된 각 지역변수가 주는 의미가 모호해질 수 있음을 고려해야 할 것이다. 가령 노동이동을 전제한다면 지역구분은 행정적 경계보다는 노동시장의 단일성 여부를 기준으로 구분하는 것이 보다 분명한 의미를 가질 수 있기 때문이다. 아울러 Kanaroglou-Ferguson [17], McMillen [21], [22] 등에 의해 시도되고 있는 이산형 지역선택모형(discrete spatial choice model)에서의 선택편의(selection bias), 지역간 계열상관, 이분산(heteroskedasticity) 문제 등에 대한 계량적 방법론을 주목할 필요가 있고 향후 연구에서 이에 대한 검토가 필요할 것으로 보인다.

◆ 참고 문헌 ◆

1. 구성열, “우리나라 인구이동의 경제적 요인과 영향”, 『인구이동과 사회경제발전』, 한국인구보건연구원, 경제기획원 조사통계국, 1986.
2. 성진근, “한국의 농촌과 도시지역간 인구이동”, 연세대학교 박사학위논문, 1988.
3. 유경문, “한국의 인구이동 결정요인에 관한 연구”, 연세대학교 박사학위논문, 1989.
4. 윤종주, “개인의 이동사에 관한 고찰”, 『인구이동과 사회경제발전』, 한국인구보건연구원, 경제기획원 조사통계국, 1986.
5. 이은우, “한국의 농촌·도시간 인구이동에 관한 연구”, 서울대학교 박사학위논문, 1993.
6. 조정제, “우리나라 인구이동에 관한 계량적 분석”, 국토연구, 창간호, 1982.
7. Becker, G. S., *Human Capital*, New York : NBER, 1975.
8. Blomquist, Glenn C., Berger, Mark C. and Hoehen, John P., “New Estimate of Quality of Life in Urban Areas,” *American Economic Review*, 78, 1988.
9. Da Vanzo, Julie, “Does Unemployment Affect Migration? - Evidence from Micro Data,” *The Review of Economics and Statistics*, 60, 1978.
10. David, Paul A., “Fortune, Risk, and the Microeconomics of Migration,” in P. David

- and M. Reder (eds.), *Nation and Households in Economic Growth : Essays in Honor of Moses Abramovitz*, New York : Academic Press, 1974.
11. Fabella, Raul V. and Canlas, Dante B., "Labor Migration, Consumption Scale Economics and Income Variance," *Discussion Paper*, 9005, University of the Philippines, School of Economics, 1990.
 12. Gallaway, L. E., "Age and Labor Mobility Pattern," *Southern Economic Journal*, 36 (2), 1969.
 13. Goss, Ernst P. and Chris Paul, "Union Membership, Economic Rents, and Migration Behavior," *Journal of Labor Research*, 1990.
 14. Graves, Phillip E. and Peter Linneman, "Household Migration : Theoretical and Empirical Results," *Journal of Urban Economics*, 1979.
 15. Graves, Phillip E. and Thomas A. Knapp, "On the Role of Amenities in Models of Migration and Regional Development," *Journal of Regional Science*, 29, 1989.
 16. Hicks, J. R., *The Theory of Wage*, London : Macmilan, 1957.
 17. Kanaroglou, P. S. and M. P. Ferguson, "Discrete Spatial Choice Models for Aggregate Destination," *Journal of Regional Science*, 36, 1996.
 18. McCall, B. P. and J. J. McCall, "A Sequential Study of Migration and Job Search," *Journal of Labor Economics*, 5, 1987.
 19. McFadden, D., "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York : Academic Press Inc., 1974.
 20. _____, "Quantal Choice Analysis : A Survey," *Annals of Statistics*, 11, 1976.
 21. McMillen, Daniel P., "Probit with Spatial Autocorrelation," *Journal of Regional Science*, 32, 1992.
 22. _____, "Selection Bias in Spatial Econometric Models," *Journal of Regional Science*, 35, 1995.
 23. Mueller, C. F., *The Economics of Labor Migration*, New York : Academic Press, 1982.
 24. Nakosteen, R. A. and Michael Zimmer, "Migration and Income : The Questions of Self Selection," *Southern Economic Journal*, 46, 1980.
 25. Roback, Jennifer, "Wages, Rents and Quality of Life," *Journal of Political Economy*, 90, 1982.

26. Rosen, Sherwin, "Wage-Based Indexes of Urban Quality of Life," in Peter Mieszkowski and Malcolm Straszhen, (eds.), *Current Issues in Urban Economics*, Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1979.
27. Schultz, T. P., "Heterogeneous Preferences and Migration Self-Selection, Regional Price and Programs and the Behavior of Migrants in Colombia," in T. P. Schultz (ed.), *Research in Population Economics*, 6, Greenwich, Conn : JAI Press, 1988.
28. Schwartz, A., "Interpreting the Effect of Distance on Migration," *Journal of Political Economy*, 81, 1973.
29. Sjaastad, L. A., "The Cost and Returns of Human Migration," *Journal of Political Economy*, October, 1962.
30. Todaro, M. P., "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries," *American Economic Review*, 59, 1969.
31. Todaro, M. P. and J. Harris, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review*, 60 (1), 1970.