

지역간 이동의 요인과 임금효과 분석

이 상 호*

이 논문은 누가, 왜 이동을 하며, 그 결과는 무엇인가에 대한 연구이다. 이를 분석하기 위해 1998-2007년까지의 「한국노동패널」 자료와 집계적 수준의 지역특성, 그리고 수치지도를 이용한 지역의 위치정보를 결합하여 분석에 사용하였다. 또한 지역노동시장권과 행정구역(시군구, 광역시도)의 분석결과를 서로 비교함으로써 공간단위의 변화로 인해서 분석결과에 체계적인 차이, 즉 MAUP(modifiable areal unit problems) 문제가 발생하는지도 함께 검토하였다.

주요 분석결과로는 우선 지역간 이동의 요인에 대한 분석에서는 연령이 낮고 학력이 높을 수록 이동률이 증가하는 한편 지역의 특성 변수들 역시 이동의 방향을 결정하는데 중요한 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 이동선택에 선별성이 존재한다는 기존의 연구결과를 재확인하는 한편, 개인특성을 통제하더라도 지역적 특성(특히 경제적 요인)이 중요하다는 것을 의미한다.

지역간 이동의 결과에 대한 분석에서는 전체적으로 약 6-7%정도의 실질임금편익이 나타났지만 학력수준별로 큰 차이를 보였다. 고학력자의 경우에는 전체 표본을 대상으로 한 분석과 비슷한 수준의 실질임금 상승이 관찰되는데 반해, 저학력자는 통계적으로 유의한 수준의 임금상승이 나타나지 않았다. 이러한 단기소득 증가는 동화효과 분석을 통해서 지역간 실질임금 격차를 보여주는 수준임을 확인하고 있다.

1. 서론

지역간 이동이 노동시장의 균형을 가져오는지 여부는 오랫동안 경제학자들의 주된 관심사중 하나였다. Harris and Todaro(1969), Hall(1972)은 보상격차의 개념을 이용하여 지역노동시장의 고용-임금-노동이동이 어떻게 시장균형으로 귀결되는지를 체계화한 대표적인 연구들이다. 이후 HT모형은 인적자본론과 결합되어 이론적 실증적 발전을 이루게 된다. Chelho and Ghali(1971, 1973), Bellante(1979), Roback(1982), Topel(1986, 1994) 등은 지역간 임금격차가 인적자본 부존량의 차이에 의해서만 발생하며, 이를 제외한 나머지 부분은 지역간 생활비 혹은 물가 차이를 반영할 뿐이라고 주장하였다¹⁾. 특히 Topel(1994)은 지역의 특수한 노동시장 조건에 의해서 정태적 균형이 성

* 한국노동연구원 책임연구원, shlee@kli.re.kr.

1) 이때 주의할 점은 신고전과 이론에서도 이질성을 언급한다는 점이다. 그러나, 이때의 이질성이란 노동시장 진입전의 차이, 즉 개인의 능력차를 말하는 것이다. 따라서 제도적 혹은 구조적 요인에 의한 격차는 발생하지 않는다.

립하지 않을 수 있지만 자유로운 노동이동과 임금의 유연성을 통해서 장기적으로는 지역간 격차의 수렴이 발생한다는 ‘동태적 공간균형론’(dynamic spatial equilibrium)을 펼치게 된다.

그러나, 한국에서도 이러한 주장의 타당성이 성립될 수 있는지는 대단히 의문스럽다. 통계청의 인구이동 통계를 살펴보면 한국의 지역간 이동은 1960년대 이후 지속적으로 증가하다가 1980년대 후반을 기점으로 감소추세로 돌아섰다. 반면 지난 20년간의 지역간 격차는 여전히 줄어들지 않고 있다. 한국의 노동시장 조건을 고려할 때 이 같은 현상은 역설적이다. 미국이나 유럽 국가들과 비교할 때 인종·언어와 같은 인구구성은 물론이고 기후·환경 등과 같은 지리적 편차도 크지 않기 때문이다. 또한 일부 국가들에서 나타나듯이 종교적 갈등이나 지방자치 등으로 인한 지역간의 제도적·문화적 차이 큰 것도 아니다. 한국은 지방자치제가 90년대 초반에서야 도입되었으며 이나마도 여전히 형식적인 수준을 벗어나고 있지 못하고 있다. 이런 점들에 비추어 볼 때 한국의 지역노동시장은 상대적으로 동질적인 조건하에 있다고 보아도 무방할 것이다.

그렇다면 신고전과 경제학에서 주장하는 균등화론이 왜 한국에서는 잘 들어맞지 않는 것일까? 최은영(2004)의 최근 연구결과에 따르면 전체적인 인구이동률의 감소와는 달리 수도권 내에서의 이동률은 오히려 증가하는 한편, 이상호(2008)의 분석에서도 노동시장권의 범위가 수도권을 중심으로 하는 동질화되고 있음을 확인할 수 있다. 이런 측면에서 이동을 통한 지역간 균등화 과정은 수도권 내부에서만 진행되고 있으며 한국의 전체 지역노동시장은 오히려 분단시장론이나 신경제지리학에서 주장하듯이 양극화의 과정으로 치닫고 있다는 해석도 가능하다.

이러한 상황에 직면하여 개인들의 이동 선택과 결과는 더욱 복잡하고 다양할 수 있다. 경제적인 측면에서 지역간 이동은 기존의 이웃과 친지, 그리고 사회적 관계와의 단절을 감수하고 새로운 일 자리와 더 많은 소득기회를 얻기 위해 이루어진다. 앞서 3장에서도 우리는 외부적인 충격이 발생했을 때 특정집단이 지역간 이동보다는 지역내에서의 경제활동참가 및 고용참가를 통해 우선적으로 반응할 가능성이 더 크다는 점을 확인하였다. 따라서 지역간 이동은 사회적 집단별도로 상이한 패턴을 가질 것이며 이동으로 인해 발생하는 편익 혹은 손실의 크기 역시 다를 수 있다.

이러한 문제의식을 토대로 이 절에서는 지역노동시장의 작동 메커니즘을 분석하는데 있어서 보다 미시적인 부분에 초점을 맞추고자 한다. 사람들은 이동을 통해 무엇을 기대하며 누가 어느 만큼의 이익을 얻는가? 이러한 개인들의 선택과정은 시장균형에 부합하는 결과를 가져오는가? 요컨대 지역간 이동은 주로 어떤 요인에 의해 이루어지며, 이동의 결과는 소득변화에 어떤 영향을 미치는지를 분석하는 것이 이 논문의 목적이다.

논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 지역간 이동의 결정요인과 소득에 미치는 효과에 대한 다양한 이론적 실증적 논의를 검토한다. 이동의 선택과 관련해서는 중력이론·선별적 이동가설·지역의 외부성과 관련된 논의들을 중심으로 다루고, 이동의 결과에 대해서는 이동의 내생성 문제를 통제 후 어떻게 임금의 증가 혹은 감소효과를 측정할 것인지에 대해 다룰 것이다. 3장에서는 분석모형을 제시하고 자료 및 변수를 소개한다. 우선 모형 구성에서는 이동의 선택에 내생성이 존재하는 상황에서 실질임금의 변화를 어떻게 측정할 것인지를 중심으로 다룰 것이다. 모형에 대한 실증분석을 위해서는 1-10차년도 한국노동패널(KLIPS) 자료 및 지역특성에 관한 외부자료가 사용

될 것이다. 이들 자료에 및 변수구성에 대한 설명 역시도 3절에서 다루어질 내용이다. 4장에서는 분석결과를 도출하고, 5장에서는 결론을 제시할 것이다.

II. 선행연구 검토

1. 지역간 이동의 원인에 관한 연구들

‘경제적 편익(주로 임금)의 차이는 이동의 주된 원인’이라는 Hicks(Hicks, 1932, p76)의 명제 이래 전통적인 인구이동에 대한 연구는 주로 인구의 원인이 무엇지를 규명하는데 초점을 맞추어 진행되었다(Greenwood, 1975, 1985).

인구이동의 원인을 설명하는 대표적인 이론이 바로 뉴턴의 물리학 법칙에서 응용된 ‘중력이론(gravity theory)’이다. 물질이 중력법칙에 따라 낙하하듯이, 지역간 이동은 두 지역간의 인구규모에 비례하고 거리에 반비례하여 이루어진다. 어떤 지역의 인구가 많을 수록 고용기회 역시도 더 많을 것이므로 인구규모는 기대효용을 의미하게 된다. 반대로 이동 거리는 이동비용을 의미한다. 유의할 점은 이동거리가 단순히 물리적 비용만을 의미하는 것은 아니라는 점이다. 이동비용은 직접 비용 외에도 심리적 비용, 그리고 일자리 탐색이나 불확실성에 수반되는 정보비용 등으로 나눌 수 있다. 이동의 직접 비용은 기술발전으로 지리적 제약이 크지 않은 오늘날에 크게 문제가 되지 않는다. 그러나 이동거리가 멀수록 불확실성이 커지고 기존에 맺어졌던 사회적 관계의 단절가능성도 커지기 때문에 심리적 비용 및 정보비용은 증가하게 된다. 이런 점에서 이동거리는 이러한 심리적 비용 및 정보비용의 가장 중요한 척도가 된다(Sjaastad, 1962; Schwartz, 1973).

분단노동시장론은 이동의 방향을 결정하는 편익과 비용이 사회적 집단별로 상이할 수 있음을 지적하며 ‘선별적 이동(selective migration)론을 제시한다. Bowles(1970)는 성별·학력·연령·인종 등과 같은 인적요소들에 초점을 맞추어 인구이동과 지역간 불균형을 설명한다. 미래소득의 현재가치는 개인의 편익을 결정하는 가장 중요한 요소이기 때문에 지역간 이동 역시도 기대소득격차를 극대화하는 방식으로 이루어진다. 그런데 이동으로 인한 생애기대소득은 인구 집단간에 동일한 것이 아니라 청년층과 고학력자일수록 더 높게 나타난다. 결과적으로 이동은 일종의 투자행위이지만 기대소득이 더 높은 집단에 ‘선별적’으로 이루어지기 때문에 지역간 인구구성의 불평등을 더욱 심화시키면서 소득격차는 더욱 심해진다.

Gordon(1995)은 선별적 이동이 분단노동시장의 작동이라는 구조적인 메커니즘에 기인함을 보다 명시적으로 보이고 있다. 노동시장에는 체계적인 장벽이 존재하기 때문에 노동시장에서의 지위에 따라 구직에 따르는 위험이 상이하게 된다. 이때 1차 시장의 노동자들은 이직이나 취업전에 사전계약을 통해 위험을 줄이는 반면, 2차 시장의 노동자들은 사전계약을 통해 고용안전성의 확보가 더 어렵기 때문에 이동의 가능성도 줄어들게 되는 것이다.

이 밖에 지역의 경제적 조건과 삶의 질과 같은 지역적 특성들도 중요한 요인이다. Liu(1975), Graves(1979) 등은 기후와 같은 자연적인 요소외에도 경제활동참가율, 1인당 자동차 소유대수, 교

육비지출 수준, 의료서비스 지수 범죄율, 빈곤가구 비율, 1인당 전화대수, 도서관 수 등을 포함하는 지역 삶의 질 격차가 지역간 이동의 중요한 요소로 작동하며 결과적으로 지역간 불균형에 영향을 미친다고 주장하였다. 반대로 Porell(1982)은 지역의 삶의 질보다는 취업기회와 같은 경제적인 요인이 더 중요하다는 결과를 제시하였다.

이상의 연구들은 인적 특성과 지역의 경제 및 생활여건에 따른 이동의 차이를 언급하기는 하지만 직접적으로 이동의 제약조건들을 언급하지는 않는다. 최근 Faine et al.(1997) 등은 노동력조사(LFS)자료를 이용한 연구를 통해 80년대 이후 이태리의 인구이동률이 저하되고 있는 반면 지역적 격차는 줄어들지 않는 현상을 발견하고 HT가설과 배치된다는 점에서 ‘경험적 퍼즐(empirical puzzle)’로 규정한다. 이러한 퍼즐을 가져오는 요인 중 가장 주된 것이 바로 주거비의 역할이다. 주거비가 매우 높을 경우 청년층 등과 같이 생애 자산축적이 아직 되지 않은 집단에겐 더 큰 제약으로 작용하며 결과적으로 지역간 격차를 심화시킨다. 이들의 연구결과는 이후 EU(Nahuis and Parikh, 2004)와 스페인(Angulo and Mur, 2005) 등에서도 확인되었다.

국내 연구들은 대부분 수도권 집중에 초점을 맞추어 인구이동의 원인을 규명하는데 주력하고 있다(이문식, 2004; 이은우, 1998; 이성우, 2002; 최은영, 2004; 권상철, 2005; 김현아, 2007). 이들의 연구를 종합하면 개인특성으로는 청년층과 고학력자 중심의 수도권 진입이 나타남으로써 인구의 선별적 이동이 이루어지고 있다. 둘째, 교육비, 공공재, 문화시설 등과 같이 지역의 삶의 질을 높이는 요인들은 인구이동에 긍정적인 영향을 미치지만, 주거비나 혼잡비 등과 같이 삶의 질을 떨어뜨리는 요인들은 부정적인 영향을 미친다. 셋째 기대소득이 높은 지역으로 인구이동이 이루어진다.

2. 지역간 이동의 결과에 대한 연구들

지금까지 살펴본 지역학 분야의 연구들은 주로 지역간 이동의 원인에 초점을 맞추고 있다. 그러나, 개인이 기대하는 이동의 편익이 반드시 동일한 결과로 이어지는 것은 아니다. HT가설의 핵심은 이동을 통한 균형메커니즘의 작동과정을 설명하는 것이며, 따라서 이 가설의 타당성 여부는 이동의 결과가 실질소득의 수렴을 가져오는지 여부를 입증할 때 증명될 수 있기 때문이다. 이 때문에 서구에서는 인구이동의 원인보다는 그 결과를 규명하는 것으로 연구의 관심이 옮겨지기 시작했다(Greenwood, 1985). 이동의 결과에 대한 연구는 크게 거시적 관점과 미시적 관점으로 나눌 수 있다. 거시적 연구는 주로 지역의 고용변화를 유발하는 외생적 충격에 대해 지역의 소득변화가 어떻게 반응하는지에 주목한다. 반면 미시적인 영역에서 인구이동이 어떤 역할을 수행하는지에 대해서는 비교적 최근에서야 주목을 받기 시작했다(Greenwood, 1997; Cushing and Poot, 2004).

초기의 연구들은 서베이자료를 이용한 비교적 단순한 형태의 분석을 통해 소득변화를 분석하였다. Lancing and Morgan(1967)에 따르면 기대소득 상승을 위해 이동이 이루어지지만 실제로는 소득증가가 아니라 감소가 나타난다는 연구결과를 제시했다. Gallaway(1969)는 위의 저자와 동일한 자료를 사용하여 산업내 지역이동의 경우에는 산업간 지역이동 혹은 지역내 이동보다 높은 소득을

가져온다는 분석결과를 제시하였다.

그러나, 이동행위 자체가 개인이나 가구, 지역 특성에 영향을 받을 수 있기 때문에 내생성 문제가 발생한다. 이를 해결하기 위해 Krieg(1997)는 2단계 모형을 이용하여 이동선택에 따른 내생성을 통제한 후 소득모형을 분석하였다. 그는 PSID자료를 이용한 분석에서 지역간 이동이 오히려 소득을 감소시킨다는 결과를 도출하였다. Ham et al.(2006)은 '성향점수매칭(PSM: propensity score matching)'기법을 이용하여 내생성 문제를 통제하였다. 그는 NLSY자료 분석을 통해 원거리 이동이 고학력자에게는 10%의 임금증가를 가져오지만 저학력자는 오히려 12%의 임금감소를 가져온다는 결과를 제시하였다.

최근에는 노동경제학에서 주로 다루어왔던 이직행위와 지역간 이동을 연관지어 분석하려는 흐름이 등장하고 있다(Yankow 1999, 2003; Ham et al. 2006; Lehmer and Moller, 2008). 이들은 지역간 이동을 이직의 특수한 형태로 인식하는 한편 지역간 이동의 순임금효과를 보다 더 엄밀하게 측정하는 방법에 주력한다. Yankow(2003)는 NLSY를 이용한 연구에서 Topel and Ward(1992)가 제시한 방법에 기초하여 임금증가를 직장내 임금증가와 직장간 임금증가로 구분한 후 전자의 효과를 제거하였다. 그 결과 약 10%의 소득증가가 발생하는 것으로 나타났다.

대부분의 연구들이 PSID와 NLSY 등 유사한 자료를 사용하고 있음에도 불구하고 이동이 소득(혹은 소득변화)에 어떤 효과를 미치는지에 대해서는 서로 상반된 결과들이 제시되고 있다. 왜 이런 결과가 도출되는지에 대한 경제학적 설명은 다음과 같다. 이동행위가 자발적이라면 '직장탐색(job shopping)'과정을 거쳐 더 많은 소득을 제공하는 일자리를 선택할 것이다. 반면 이동이 비자발적거나 불확실성이 존재한다면 기존의 일자리에서 습득한 직종, 혹은 기업 특수적 숙련의 손실과 함께 임금이 감소할 가능성이 존재한다.

이동의 결과에 대한 또 다른 관심사는 이동에 따른 소득증가 혹은 소득감소가 일시적인 것인가, 아니면 지속되는 것인가 하는 점이다. 만일 이동의 편익이 일시적이라면 이동 후의 소득변화는 비이동자들과 동일한 수준을 보일 것이다. 반대로 이동후의 소득변화가 지속적이라면 이동의 편익은 원래의 소득변화 수준과 항구적인 차이를 보일 것이다. 이에 대한 선행연구들의 관심은 '동화'(assimilation) 효과에 대한 논쟁으로 이어진다. 즉 새로운 전입지의 기존 거주자들과 이동자의 소득이 동화되는지 여부, 동화 효과가 발생한다면 얼마나 빠른 속도로 진행되는지를 실증하는 것이 주된 관심사가 된다. Borjas et al.(1992)은 NLSY자료를 분석한 연구에서 이동으로 인한 즉각적인 소득감소가 3% 포인트 정도 나타나지만, 약 6년 정도가 지나면 동화된다는 결과를 제시하였다. Yankow(2003)는 이를 학력별로 구분하여 측정하였는데, 고학력자의 경우 이동후 5년이 지나도 계속 소득이 증가하는 반면 저학력자의 경우에는 통계적으로 유의미한 효과가 나타나지 않았다.

이처럼 해외에서는 이동이 소득변화에 미치는 효과에 대한 연구가 활발하게 진행되고 데 반해 국내에서는 관련 연구가 거의 이루어지지 않고 있다. 앞서 보았듯이 지역학에서는 주로 이동의 선택 혹은 거시적인 차원에서의 지역간 소득(1인당 GRDP) 격차를 분석하는데 주력하고 있다. 반면 노동경제학 분야의 연구들은 지역의 특성에 관심을 갖기보다 주로 일자리 창출과 소멸의 효과나 이직의 효과, 혹은 지역간 임금격차 그 자체를 분석하는데 초점을 맞춘다(이원호, 2002; 전병유,

2003; 김혜원, 2008; 정인수, 2004; 이상호, 2007).

국내에서 이 분야의 연구가 많지 않은 것은 무엇보다 문제의 복잡성에 비교할 때 분석모형 및 자료 구성이 쉽지 않기 때문이다.

우선 무엇을 지역간 이동으로 정의할 것인가의 문제가 등장한다. 이것은 2장의 다루었던 '지역단위의 가변성문제'(MAUP)와 직접적으로 연결된다. 일상적인 주거이동 행위가 아니라, 일자리나 소득과 같은 경제적 편익의 증대를 목적으로 이루어지는 이동은 '일상적인 노동시장권'의 범위를 벗어나는 것이므로 분석대상이 되는 지역의 범위에 따라 분석결과가 달라질 수 있기 때문이다.

둘째, 개인 수준의 분석모형에서는 지역 특성을 어떻게 다룰 것인가의 문제도 중요하다. 개인간 특성차를 통제할 경우 집계수준의 외부성이 갖는 유의성 대분이 사라질 수 있기 때문이다(Combes et al., 2004). 반대로 개인특성만을 고려할 경우 지역의 삶의 질이 미치는 효과를 간과할 수 있다. 따라서, 개인과 지역, 두 단위 사이에 발생하는 상호작용 역시도 고려되어야 한다.

셋째, 개인의 연령이나 교육수준과 같은 인적자본의 효과외에 개인의 성향이나 능력에 의해 발생하는 내생성 문제도 고려되어야 한다. 이동의 결정요인에 대한 연구들에 따르면 능력과 이동간에 양의 관계가 존재할 경우 이동이 소득에 미치는 효과를 과대추정할 수 있는 반면 음의 상관관계가 존재할 경우 이를 과소추정할 수 있기 때문이다.

마지막으로, 지역의 실질임금을 어떻게 추정할 것인가의 문제가 남아있다. 국내의 연구들은 대부분이 지역더미를 사용하거나, 전국단위의 소비자물가지수를 디플레이트 해주는 방식으로 지역의 실질임금을 다루어왔다²⁾. 그러나 이 경우 지역간 물가차를 통제했다고 보기 어렵다. PSID 자료를 이용하여 미국의 남북간 임금격차를 비교한 Bellante(1982)와 같이 명목수준의 지역간 임금격차가 존재하더라도 지역간 물가 차이를 제외한 실질임금격차는 존재하지 않는다는 비판이 가능하기 때문이다.

요컨대, 지역간 이동과 관련된 지금까지의 연구들은 합의된 결과를 도출하고 있지 못하다. 특히 위에서 언급한 이슈들을 다루는데 있어서 어떤 자료를 어떻게 구성하고 사용하는가에 따라 극단적으로 상반된 결과를 낳을 수 있다. 다음절에서는 이와 같은 이슈들을 이 논문에서 어떻게 다룰지에 대해 구체적으로 논의할 것이다.

III. 분석모형 및 자료

1. 분석모형

지금부터는 실증분석에 사용될 분석모형을 다룬다. 분석모형은 Greenwood(1997)와

2) 예컨대, 전병유(2002)와 남재량(2008)은 전국물가지수를 통제하는 방식을 채택하고 있으며, 이상호(2007)은 지역더미를 사용했다.

Yankow(2003)등의 논의를 기초로 지역간 이동 선택, 지역간 이동의 단기임금효과, 그리고 동화효과 등의 순으로 전개한다.

우선 지역간 이동선택모형은 식 (1)과 같은 형태로 제시될 수 있다. 지역간 이동여부를 나타내는 $M_{a\,it}^b$ 는 개인 i 가 $t-1$ 시점과 t 기 사이에 전출지(a)로부터 전입지(b)로의 이동을 했는지 여부를 나타내는 이산형 변수이다. 설명 변수는 개인특성변수, 이동의 비용과 편익에 관련된 지역특성 변수, 그리고 개인의 미관측된 특성이라는 세 가지 범주로 구성될 수 있다. 개인 특성 변수 $X_{i,t-1}$ 로는 성별, 연령(제곱), 교육수준과 같은 인적변수 외에 이동전의 주거형태, 이동전 본인소득, 본인소득을 제외한 다른 소득원천, 고용형태 등이 포함되었다. 두 번째는 이동의 편익과 비용을 발생시키는 지역특성 변수들이다. 우선 이동비용 C_a^b 의 대리변수는 전출지(a)와 전입지(b) 각각의 지리적 위치가 사용되었다. 이 변수는 수치지도상의 시군구좌표를 강남구 중심지로부터의 거리로 다시 환산한 것인데, 이 값이 클수록 강남구로부터 먼 지역에 위치하고 있음을 의미하게 된다. 다음으로 이동에 따른 기대 편익 B_a^b 은 두 지역간의 평균임금차와 고용률의 곱³⁾으로 가정되었다. 마지막으로 u_i 는 이동에 영향을 미칠 수 있는 시간에 따라 불변인 개인의 미관측된 특성, 그리고 e_{it} 는 오차항을 의미한다.

$$(1) M_{a\,it}^b = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ij,t-1} + \alpha_2 B_a^b + \alpha_3 C_a^b + u_i + e_{it}$$

다음으로 지역간 이동이 소득에 미치는 효과는 식 (2)와 같이 표현할 수 있다. 종속변수 Y_{it} 는 개인의 로그시간당 임금이다. 여기에는 개인의 관측된 특성 X_{it} 및 미관측된 특성 u_i , 그리고 지역간 임금격차를 낳을 수 있는 현 거주지역의 특성 r_j ($j = 1, \dots, a, b, \dots, k$)등이 설명변수가 된다.

$$(2) Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 M_{a\,it}^b + u_i + r_j + \eta_{it}$$

앞서 식 (1)에서 보았듯이 이동에 대한 선택은 개인의 미관측된 이질성과 연관되어 있으므로 임금모형에서 단순한 회귀분석방법을 사용할 경우 이동이 소득에 미치는 효과를 나타내는 추정치에 편익이 발생하게 된다. 이때의 해결책은 두 가지 경우로 나누어 볼 수 있다. 우선 이동 자체가 발생하지 않거나 지역내 이동만 이루어진다면($M_{a\,it}^b = 0$), 소득에 대한 일치 추정량은 동일한 개인의 평균을 빼주는 고정효과모형이나 차분을 통해서 구할 있다. 그러나, 지역간 이동자의 경우($M_{a\,it}^b = 1$)에는 고정효과모형에서 사용되는 ‘집단내 변환’(with-in group transformation)이나 차분을 하더라도 r_j 는 여전히 소거되지 않는다. 따라서, 아래의 식 (3)과 같이 이동으로 인한 지역의 특성차만큼 소득을 과대추정, 혹은 과소추정 하게 된다. 예컨대 전입지의 물가가 전출지의 물가보다 더 높

3) 이와 같은 형태로 기대편익을 정의하는 방식은 Harris and Tordro(1970)이래 지역경제학 분야에서 전통적으로 사용되어오던 방식이다.

다면($D_a^b = (r_b - r_a) > 0$), 지역간 이동으로 인한 소득변화(ΔY_{it})는 지역간 물가차가 포함된 명목 소득의 변화를 의미하기 때문이다⁴⁾.

$$(3) \Delta Y_{it} = \beta_1 \Delta X_{it} + \beta_2 M_{a_{it}}^b + D_a^b + \Delta \eta_{it}$$

그렇다면 지역간 이동으로 인한 실질임금 변화를 어떻게 추정할 것인가? 가장 좋은 방법은 지역 물가지수를 구해서 소득 자체를 디플레이트 시켜주는 방법일 것이다. 아쉽게도 한국에서는 지역별 소비자물가지수 증가율에 대한 자료만 제공될 뿐 지역간 물가차에 대한 정보는 제공되지 않기 때문에 이 방법을 사용하는 것은 현실적으로 어렵다.

이를 해결하기 위한 방법으로 세 가지 방법을 고려할 수 있다. 첫 번째 방법은 지역물가지수를 직접 산출하는 것이다. Aten(2006)은 소비자물가지수(CPI)를 산출하는데 사용되는 가격자료를 이용한 헤도닉가격 분석 기법을 이용하여 미국의 지역소비자물가지수(RCPI) 산출을 시도한 바 있다. 한국 역시도 동일한 방식을 이용하여 16개 광역시도 수준에서는 어떤 기준시점에 대해 지역간 물가차이를 계산할 수 있으며, 이를 지역별물가상승률로 곱해주면 각 연도별 지역물가지수가 산출된다.

그러나, 이 방법을 이용할 경우 광역지역간 소비자물가차이만이 반영되어 있기 때문에 다른 지역적 특성이 반영되지 않을 수 있다. 또한, 광역지역만을 포괄하기 때문에 지역의 범위가 시군구 단위와 같이 더 세분화될 경우에는 이러한 차이를 반영하기 어려울 수 있다. 이를 보완하기 위해서 두 번째 방법으로 지역간 이동모형에서 사용된 지역의 경제적 특성 변수가 사용될 수 있다.

세 번째 방법은 CPI 산출과정 그 자체로부터 착안된 것이다. 소비자물가지수는 서베이 조사를 통해 주요 생활품목에 대한 가격자료 얻은 후 각 품목들이 가구소비에서 차지하는 비중들을 품목별 가중치를 통해 복원하는 방식으로 구해진다. 즉, CPI는 일종의 표준화된 생활비의 변화수준을 수치화한 것이라고 볼 수 있다. 따라서 다른 모든 조건이 동일하다면, '이동을 하지 않은 개인들의 평균적인 단기 생활비 변화'와 '이동을 한 개인들의 평균적인 생활비 변화'의 차이를 지역간 물가차로 해석할 수 있을 것이다.

이런 점에 착안하여 지역간 이동에 따른 실질임금 변화의 효과에 대한 최종적인 식은 (4)와 같이 표현될 수 있다⁵⁾. 여기서 P_a^b 는 위에서 언급한 세 가지 방식의 물가로 구성된 통제변수이고, ν_{it}

4) 정확히 말해서 지역간 특성차는 단순히 물가차이를 넘어서 외부성을 발생시킬 수 있는 미관측된 지역의 이질성으로 볼 수 있다. 그러나, 지역의 특성이 생산성을 증가시키는 등의 외부성으로 작동하기 위해서는 어느정도의 시간이 필요할 것이다. 여기서의 관심은 이동에 따른 즉각적인 소득변화 효과이므로 이때 영향을 미치는 지역특성은 물가차이가 가장 크다고 보는 것이 현실적으로 보았을 때 그리 무리한 가정은 아닐 것이다.

5) 다른 방법으로는 지역별 패널자료를 이용하여 지역특성 자체를 제거하는 방식과 도구변수를 이용한 추정이 가능하다. 첫 번째 방식은 거주지의 변화방향이 동일한 다수의 개인들이 존재할 경우 이를 집단내 변환 등을 통해서 지역특성을 제거하는 방식인데, 본 연구자료는 사례수의 부족으로 이런 방식으로 자료를 구성하는 것이 불가능하다. 두 번째 도구변수를 이용한 추정 역시도 소득변화와는 독립적이면서 이동여부와 관계가 있는 변수를 찾아야 한다. 그런데 여기서 이미 차분을 통해 시간에 대해 불변인 특성들은 제거

는 잔차항이다.

$$(4) \Delta Y_{it} = \beta_1 \Delta X_{it} + \beta_2 M_{a_{it}}^b + \beta_3 P_a^b + \nu_{it}$$

마지막으로 지역간 이동에 따라 ‘동화’ 현상이 나타나는지 여부, 동화가 이루어진다면 과연 어느 정도의 기간이 소요되는지에 대해서는 아래와 같은 식을 통해 측정한다 (Yankow, 1999, 2003; Rogers and Rogers, 2000).

$$(5) Y_{ijt} = \delta_1 X_{ijt} + \delta_t M_{it} + u_i + r_j + \theta_t + \eta_{ijt}$$

이때 종속변수 Y_{ijt} 는 시간당로그임금이며, X_{ijt} 는 임금에 영향을 미치는 근속, 고용형태 등의 특성변수들이다. 이동터미 변수의 계수 δ_t 는 이제 시간에 따라 변화한다는 것이 앞서의 모형과 다른 점이다. 마지막으로 u_i 는 개인의 미관측 특성, r_j 는 임금이 관측된 시점에 거주하는 지역의 특성, θ_t 는 경제전체의 시간효과를 의미한다. 이제 분석의 목적이 이동에 따른 즉각적인 수익이 아니라, 시간에 따른 효과를 분석하는 것이므로 개인의 이동후 수익률 변화에 대한 식(5)는 임의효과나 고정효과 모형을 통해 일치 추정량을 얻을 수 있다.

2. 자료 및 변수

앞에서 다룬 모형을 분석하기 위해 이 논문에서는 개인단위의 자료와 지역별 집계자료, 지역의 지리적 좌표를 산출하기 위한 수치지도자료, 그리고 지역물가지수 산출을 위한 가격자료 등 다양한 형태의 자료를 결합하였다.

우선 분석의 중심이 되는 개인 단위의 변수들은 1-10차년도(1998-2007년) 한국노동패널자료(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)를 이용한다. KLIPS는 1998년에 표집된 도시지역 5000가구 및 약 17,000여명의 가구원을 대상으로 매년 4-9월 사이에 조사가 이루어지는 가구패널조사이다. 주요 조사내용으로는 가구원의 인적특성 뿐만 아니라 가구소득 및 소비, 주거형태, 주거비 등을 조사하고 있다. 또한 15세 이상 개인에 대해서는 고용형태, 기업규모, 근로시간, 임금 등을 함께 조사하고 있다.

KLIPS에서 구성된 변수는 크게 지역의 식별, 개인의 인적 특성, 전기(前期)의 개인 및 가구특성, 개인 및 가구의 상태 변화 세 가지 유형으로 구분할 수 있다. 이 중 t-1기의 변수들은 주로 지역간 이동모형에서 사용되며, 상태변화와 관련된 변수들은 임금변화모형에서 주로 사용된다.

지역단위의 구분은 크게 세 가지 형태로 구성되었다. 시군구지역, 지역노동시장권, 광역단위 세 가지 수준으로 구분하였다⁶⁾. 지역노동시장권의 구분은 KLIPS자료의 시군구 코드를 센서스자료의

되었기 때문에, 동태적 변화를 포함하면서 도구변수의 요건을 충족시키는 변수를 찾는 것이 쉽지만은 않다.

지역코드와 매칭한 후 다시 이상호(2008)의 방법에 기초하여 2005년 기준 70-75% 자급률 기준에 따라 재분류하였다⁷⁾.

지역수준의 자료들은 다음과 같이 구성되었다. 첫째, 수치지도 자료를 이용하여 지역의 위치에 관한 공간정보를 결합하였다. 앞서 살펴본 바와 같이 이동거리는 이동에 따른 심리적 정보비용의 대리변수로 사용될 수 있다. 이를 위해 우선 GIS 분석도구를 이용하여 우리나라의 시군구 지역별 중심지 좌표를 산출한 후 각 시군구의 위치를 강남구 중심으로부터의 거리로 표준화하였다.

둘째, 지역간 이동에 대한 개인의 기대편익을 계산하기 위해서 시군구별 평균임금 및 고용률 자료를 결합하였다. 지역별 평균임금은 「산업직업별 고용구조조사」(Occupational Employment Survey:이하 OES) 2002년부터 2006년 자료를 평균하여 도출하였다. 본 조사는 한국고용정보원이 2002년부터 매년 5만여명의 취업자를 대상으로 이루어지는 대규모 표본조사로 현재 국내조사 중 시군구지역별 임금을 산출할 수 있는 가장 대규모의 조사이다. 이 자료의 조사차수는 KLIPS보다 짧기 때문에, 지역의 평균임금 수준이 5-6년동안 크게 변하지는 않는다는 가정하에서 5년간의 평균임금자료를 사용하였다. 지역의 고용률 자료는 통계청의 「인구주택총조사」 2000년, 2005년 각각의 2% 원자료로부터 산출한 후 두 개년도 자료를 평균하여 도출하였다.

도출된 집계 변수들은 KLIPS 자료의 개별 표본으로 연결되었다. 이때 연결은 시군구 단위별로 이루어졌는데 자료의 제공범위 문제 때문에 광역시를 제외한 중소도시의 경우에는 도시단위를 그대로 1개의 시군구 단위로 계산하였다. 최종적으로는 총 234개 시군구지역별 평균임금 및 고용률, 지역의 위치정보 중에서 KLIPS 표본내 거주자가 존재하지 않는 51개 지역을 제외한 183개 지역의 정보가 연결되었다⁸⁾.

마지막으로 지역물가지수는 Aten(2006)과 Rao(2005)가 시도한 헤도닉 회귀분석방법⁹⁾을 이용하여

- 6) 거주지가 아닌 일자리의 위치를 사용할 수도 있을 것이다. 그러나, KLIPS 자료에서 일자리 위치는 자료의 누락이 많기 때문에 자료의 구성이 어렵다. 더구나 본 연구의 주된 관심인 노동시장권 이동의 경우 개념적으로 거주지와 일자리의 위치가 거의 동일한 권역이기 때문에 거주지를 사용하는 것이 큰 문제가 되지 않는다.
- 7) 2장에서는 명시적으로 이러한 기준을 최종적인 지역노동시장권으로 확정하지는 않았다. 그러나 70-75% 기준 노동시장권은 지리적으로 배타적이면서 단일한 노동시장권으로 평가되는데 가장 적합하다고 볼 수 있다.
- 8) KLIPS는 95년 인구센서스 기준 도시지역 조사를 표집했기 때문에 농촌지역이 빠져있다. 그러나 조사차수가 지나면서 자연스럽게 지역간 이동에 의해서 농촌지역 거주자도 발생하고 있다. 표본의 특성을 해당 시군구 지역내에 거주하면서 통근하는 취업자의 비율인 '노동공급자급률'(ESC)을 살펴보면, 연결된 183개 지역의 평균 노동고급 자급률은 68.2%로 누락된 51개 지역의 평균 자급률 94.0%보다 월등히 낮은 수치를 보이고 있다. 누락된 지역은 광역시의 구지역이 아닌 도지역의 군부 지역으로 사실상 농업인구가 다수를 차지하는 독립비시장(다른 지역과의 통근교류가 거의 없고 농촌인구비율이 높은 시군구 지역) 지역인 경우가 대부분이다. 수도권 내에서는 인천의 옹진군, 경기도의 연천군, 여주군 세 군부만이 누락되었는데, 이 지역 역시도 독립비시장 지역에 가깝다고 볼 수 있다.
- 9) 강승복(2006)은 역시 이 방법을 이용하여 국내에서 지역물가지수 산출을 시도한 바 있다. 그러나, 이 연구는 식료품 항목만을 분석대상으로 하고 있기 때문에 전체 지역간 물가지수차이를 계산하고 있지 못하다. 강승복의 연구가 부분적인 분석만을 실시한 이유는 통계청의 가격자료가 불완전하기 때문이다. 통계청의 소비자물가가격조사 월보에는 전체 516개 품목중 180개의 품목 가격이 누락되어 있는데, 이들 누락품목의 가중치를 합산하면, 거의 절반에 달한다. 이중 지역물가차를 계산하는데 있어서 단일 품목으로 가장 큰 가중치 값을 가지면서도 지역간 물가 차이에 가장 많은 영향을 미치는 전세 및 월세 항목은 반드시 고려

산출하였다. 이 방식은 첫 번째 단계로 지역 및 품목별 가격과 가중치를 이용하여 헤도닉 회귀분석을 통해 중분류 단위의 가격을 도출한 후, 추정된 중분류 수준의 지역별 상대가격을 토대로 전체 지역물가수준을 산출하는 것이다. 분석을 위해서 통계청에서 작성되고 있는 2005년 9월 「소비자물가조사 가격월보」상의 품목별 가격 및 가중치 자료를 사용하였다. 그런데, 이 자료에서는 전체 516개 품목중 소비지출 비중이 가장 높은 전세와 월세 자료가 누락이 되었다. 따라서, KLIPS 2005년 자료를 이용하여 16개 광역지역별로 평균 전세 및 월세변수를 구성한 후 보정하였다. 마지막으로 산출된 지역별가격지수는 통계청에서 공식적으로 발표되고 있는 각 연도별 지역물가상승률 <표 1> 변수 및 요약 통계량

되어야 할 부분이다.

변수명	전 체		고학력자		저학력자	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
로그시간당임금(차분)	0.049	0.536	0.079	0.493	0.007	0.602
이동변수						
시군구간 이동	0.092	0.288	0.125	0.331	0.051	0.221
노동시장내 이동	0.167	0.373	0.194	0.395	0.120	0.325
노동시장간 이동	0.027	0.162	0.037	0.188	0.013	0.113
광역내 이동	0.156	0.362	0.175	0.380	0.113	0.316
광역간 이동	0.038	0.191	0.055	0.228	0.020	0.140
이동거리	0.128	0.220	0.142	0.271	0.112	0.143
이동거리제곱	0.065	0.589	0.094	0.728	0.033	0.381
노동시장간이동후 기간	0.227	0.986	0.280	1.074	0.138	0.801
노동시장간이동후 기간제곱	1.023	5.831	1.232	6.281	0.661	4.911
광역간이동후 기간	0.312	1.147	0.410	1.291	0.183	0.874
광역간이동후 기간제곱	1.412	6.771	1.835	7.590	0.796	4.922
개인특성						
교육년수	12.787	3.135	15.644	1.558	8.131	2.299
연령	40.383	9.739	37.329	8.420	47.728	9.477
혼인	0.021	0.145	0.030	0.172	0.008	0.090
이혼	0.007	0.080	0.003	0.051	0.008	0.090
가구특성						
자가여부(이동전)	0.583	0.493	0.594	0.491	0.606	0.489
가구총소득(이동전)	7.923	0.653	8.145	0.628	7.644	0.632
지역특성						
기대소득(이동전)	9568.9	1583.5	9728	1615.2	9244.4	1624.7
기대소득(이동후)	9577.1	1576.1	9747.7	1608.2	9244.3	1616.5
평균지가상승률(이동전)	3.602	2.533	3.892	2.623	3.406	2.478
지가상승률(이동후)	3.602	2.517	3.906	2.608	3.396	2.460
거주지위치-강남구로부터의 거리(이동전)	1.249	1.200	1.144	1.169	1.432	1.239
거주지위치-강남구로부터의 거리(이동후)	2.999	3.787	2.674	3.607	3.585	3.974
기대소득 차이	0.083	5.273	0.187	6.421	-0.002	4.078
평균지가상승률 차이	0.000	0.007	0.000	0.008	0.000	0.005
일자리 특성						
유노조기업(진입)	0.066	0.249	0.089	0.285	0.038	0.192
유노조기업(탈퇴)	0.063	0.243	0.079	0.270	0.041	0.198
노조가입(진입)	0.046	0.210	0.057	0.232	0.028	0.165
노조(탈퇴)	0.048	0.214	0.057	0.231	0.035	0.184
임시일용직(진입)	0.034	0.182	0.014	0.119	0.060	0.238
임시일용직(탈퇴)	0.028	0.166	0.024	0.153	0.032	0.177
상용직(진입)	0.053	0.224	0.048	0.214	0.051	0.220
상용직(탈퇴)	0.022	0.148	0.010	0.101	0.036	0.187
100인이상 대기업(진입)	0.077	0.267	0.090	0.287	0.059	0.236
100인이상 대기업(탈퇴)	0.064	0.245	0.071	0.257	0.052	0.221
산업간이동	0.112	0.315	0.102	0.303	0.118	0.323
직종간이동	0.130	0.337	0.132	0.339	0.108	0.310
물가						
월평균생활비 차이	0.032	0.030	0.032	0.031	0.031	0.028
지역물가지수 차이	0.071	0.621	0.075	0.697	0.053	0.572
사례 수	18,916		7,748		3,640	

을 곱하여 최종적인 지역물가지수로 환산하였다. 이상의 과정은 [보론] ‘집세보정-지역물가지수의

산출 방법 및 결과' 에서 보다 자세하게 소개하고 있다.

표본 구성 및 자료에 대한 요약 통계량은 <표 1>과 같다. 자료의 구성은 KLIPS자료에서 최초 조사진입 당시 20세 이상 59세 이하 임금근로자 중 최소한 이동이 발생한 직후의 연도와 이전기에 한 번 이상의 임금이 관찰된 표본으로 선별하였다. 비임금근로자와 여성의 경우 이동선택 및 노동시장의 행태가 체계적으로 상이하기 때문에 표본에서 제외하였다. 이동여부가 식별되지 않는 1차년도 및 주요 개인 특성, 일자리 특성 및 가구특성이 누락된 표본들 역시도 제외하였다. 이상의 표본 구성결과 총 18,916개의 사례수가 선택되었다.

IV. 분석결과

1. 지역간 이동모형

이 장에서는 지역간 이동의 특성 및 이동결정 요인이 무엇인지를 살펴본다. 우선 <표 2>를 통해 각 연도별 이동률을 살펴보면 평균 이동률은 19.3%로 이중 시군구간 이동률은 9.1%, 광역간 이동은 3.7%를 차지하는 것으로 나타났다. 주민등록전출입 신고자료에 기초한 우리나라의 1999-2006년 사이 평균 이동률이 19.3%, 광역단위간 이동이 6.1%인 것을 감안한다면 KLIPS 자료의 전체 이동률은 차이가 없지만 광역간 이동률은 상대적으로 낮은 수준임을 알 수 있다. 이러한 결과는 KLIPS의 표본이탈률이 이동과 밀접한 효과를 갖기 때문일 수 있다. 주거이동이 발생할 경우 이사로 인한 추적이 쉽지 않은데다가 특히 사업의 부도나 이혼 등과 같이 부정적인 이유로 이사할 경우 추적이 되더라도 조사를 거부하는 비율이 높다. 따라서 분석과정에서도 이런 특성을 감안하여 해석에 있어서 주의가 요구된다.

<표 2>에서 파악할 수 있는 두 번째 특징은 노동시장권간 이동이 광역단위간 이동보다 오히려 낮다는 점이다. 분석표본내에서 출현한 지역노동시장권은 총 68개로 16개 광역지역보다 그 개수가 월등히 많다. 그럼에도 불구하고 노동시장권간 이동은 2.7%로 광역간 이동보다 그 비율이 낮다. 이러한 결과는 한국에서 이동의 주요 흐름이 광역대도시 및 주변지역을 중심으로 이루어진다는 것을 의미한다. 지역노동시장권을 기준으로 볼 때에는 성남이나 일산과 같은 서울 인근지역들이 서울과 동일한 노동시장권으로 설정된 반면, 행정구역 단위를 기준으로 볼 때는 서로 다른 지역으로 간주되기 때문이다.

<표 3>에서 볼 수 있듯이 교육수준 및 연령별 이동률 격차도 뚜렷하게 드러난다. 고학력자의 전체 이동률은 23.0%로 저학력자(13.3%)의 1.7배에 이른다. 교육수준별 이동률 격차는 지역내 이동보다는 지역간 이동에서 더 큰 수준으로 확대되어 시군구간 이동률 격차는 2.4배, 노동시장권간 이동은 2.8배, 광역간 이동은 2.8배에 이른다. 연령집단별로 살펴보면 지역범위에 따른 이동률 격차는 더욱 확대된다. 특히 노동시장권간 이동의 경우 20-34세 청년층은 4.1%인데 반해 중장년층(45-59세)의 이동은 0.6%에 그치고 있어 양자간 격차가 6.8배에 이르고 있다. 즉, 기초적인 분석만으로도

학력 및 연령에 따른 선별적 이동패턴을 확인할 수 있다.

<표 2> 각 연도별 이동률

(단위: %, 명)

조사차수	전체 이동률	시군구간 이동률	노동시장권간 이동률	광역단위간 이동률	빈도
1999년	20.0	9.1	2.3	3.4	1,777
2000년	13.2	5.3	1.4	2.0	1,893
2001년	18.1	6.8	2.4	3.7	1,950
2002년	19.6	9.1	2.7	3.6	2,057
2003년	24.9	12.4	3.5	4.9	2,143
2004년	22.0	10.4	3.1	4.4	2,214
2005년	17.3	8.4	2.8	3.8	2,198
2006년	20.2	10.7	3.3	4.2	2,327
2007년	18.1	8.6	2.4	3.8	2,357
합계	19.3	9.1	2.7	3.8	18,916

<표 3> 교육수준 및 연령별 이동률 격차

(단위: %, 명)

	전체 이동률	시군구간 이동률	노동시장권간 이동률	광역간	빈도
전체	19.3	9.1	2.7	3.7	18,916
고학력(A)	23.0	12.5	3.6	5.5	7,748
저학력(B)	13.3	5.1	1.3	2.0	3,641
A/B	1.7	2.5	2.8	2.8	
20-34세(C)	2.4	13.0	4.1	5.7	9,515
45-59세(D)	1.1	4.0	0.6	1.2	3,815
C/D	2.2	3.3	6.8	4.8	

식 (1)에 대한 전체표본의 추정결과는 <표 4>와 같다. 여기서 모형1-3까지는 프로빗 모형이지만 모형 4의 경우 이동거리를 종속변수로 한 토빗모형을 설정하였다. 이동거리를 별도로 분석함으로써 이동거리 따라 변수의 효과에 체계적인 차이가 나타나는지를 살펴보고자 하였다. 또한, 인구이동에도 개인의 성향이나 능력이 영향을 미칠 수 있기 때문에 이를 통제하기 위해 개인의 미관측된 이질성을 반영한 임의 효과모형을 사용하였다.

각 변수들에 대한 추정결과는 다음과 같다¹⁰⁾. 우선 인구학적 특성 변수 중 교육년수 및 연령에

10) 추정치의 계수를 해석하는데 있어서 일반적으로 선형모형에서는 추정치가 확률의 부분변화 효과를 의미 하지만 프로빗 모형과 같은 비선형 함수의 경우에는 이를 곧바로 적용하기 어렵다. 따라서 여기에서는 부

다른 인구이동률 격차는 앞서의 기초분석에서와 마찬가지로 모든 모형에서 유의하게 나타났다. 교육수준이 증가할수록 전문대졸 이상의 고학력자는 고졸자보다 높은 이동률을 보이는 반면, 연령은 낮을수록 높은 이동률을 보였다. 혼인상태의 변화 역시도 이동에 유의미한 영향을 미치고 있다. 혼인상태가 미혼에서 기혼으로 변한 경우 모든 모형에서 이동률이 더 높은 것으로 나타났으며 이혼(사별, 별거 포함)한 경우에도 이동할 확률이 증가하는 것으로 분석되었다.

가구의 경제적 상황 역시도 유의미한 효과를 보였다. 이동전 자기 주택을 소유한 경우나 가구총소득이 높을 경우 이동할 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 이는 이동의 원인이 현재의 경제적 상황을 개선하고자 하는 것과 밀접한 관계를 맺고 있음을 의미한다.

지역특성이 미치는 효과는 크게 세 가지 변수를 중심으로 살펴보았다. 첫째, 이동의 편익과 관련해서 기대소득을 대리변수로 선택하였다. 이동으로 인한 기대편익은 모든 모형에서 전입지의 기대소득이 높을수록 이동률이 낮은 것으로 분석되었다. 진출지의 기대소득은 모든 모형에서 음의 값을 가졌으나 노동시장권과 이동거리를 종속변수로 한 모형 2와 모형4에서는 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 4> 이동모형 분석결과 : 전체모형

	모형 1: 프로빗 시군구간 이동		모형 2: 프로빗 노동시장권간 이동		모형 3: 프로빗 광역간 이동		모형 4: 토빗 이동거리	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
교육년수	0.063	0.006 **	0.063	0.010 **	0.066	0.009 **	0.014	0.002 **
연령	-0.014	0.002 **	-0.022	0.003 **	-0.018	0.003 **	-0.004	0.001 **
혼인	1.154	0.070 **	0.817	0.095 **	0.942	0.084 **	0.115	0.026 **
이혼	0.849	0.137 **	0.760	0.197 **	0.711	0.179 **	0.090	0.050 +
주택소유(이동전)	-0.451	0.031 **	-0.311	0.050 **	-0.350	0.043 **	-0.019	0.012
가구총소득(이동전)	-0.114	0.024 **	-0.211	0.037 **	-0.175	0.033 **	-0.048	0.009 **
기대소득(이동전)	-0.606	0.177 **	-0.00	0.000	-0.651	0.207 **	-0.001	0.060
기대소득(이동후)	0.710	0.179 **	0.0001	0.0001 **	1.212	0.213 **	0.145	0.061 *
지가상승률(이동전)	-0.019	0.014	-0.092	0.021 **	0.018	0.017	-0.057	0.004 **
지가상승률(이동후)	-0.001	0.014	0.033	0.018 +	-0.004	0.015	0.045	0.005 **
거주지 위치(이동전)	-0.371	0.078 **	0.304	0.114 **	-0.139	0.106		
거주지 위치(이동후)	0.087	0.023 **	-0.083	0.032 **	0.036	0.031		
상수	-0.468	0.221 *	-1.070	0.351 **	-1.228	0.301 **	0.412	0.078 **
sigma_u	0.398	0.030	0.568	0.033	0.514	0.039	0.125	0.006
rho	0.137	0.018	0.244	0.021	0.209	0.025	0.097	0.009
Log Likelihood	-5218.54		-2049.7		-2730.81		-2794.37	
N	18,913		18,877		18,877		18,877 (cens: 15,240)	

주) : **, *, + 는 각각 유의수준 <0.001%, <0.05%, <0.001%를 의미함.

호의 방향에 대한 해석에 초점을 맞출 것이다.

둘째, 평균 지가상승률은 기대 편익과 비용의 양면성을 가질 수 있다. 앞서 기존연구에서도 언급했듯이 전통적인 관점에서는 지가가 주거비를 높이기 때문에 비용요소로 간주하면서 지역의 소득과 대체관계로 파악하지만 최근에는 투자요인으로 보면서 지역의 기대소득과는 다른 또 다른 편익으로 볼 수 있기 때문이다. 만일 이동의 주된 목적이 지가 상승을 통해 편익을 높이는데 있다면 상대적으로 근거리에 속하는 시군구간 이동모형에서 유의한 양의 관계를 보여야 할 것이나 분석 결과는 유의하지 않았다. 반대로 지가가 이동의 주된 제약조건이라면 노동시장권과 같은 원거리 이동에서 음의효과를 가져야 할 것이나 반대로 양의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 결과적으로 한국에서는 지가상승률이 비용보다는 투자요인의 측면이 강하지만 지역의 기대소득과 같이 보다 경제적으로 직접적인 측면보다는 유의성이 떨어지는 것으로 볼 수 있다.

셋째, 이동의 직접적, 간접적 비용을 측정하는 대리 변수로는 서울 강남구로부터 응답자의 거주지까지의 거리로 환산된 지역의 위치를 사용하였다. 이 변수 역시 노동시장권 모형에서는 수도권으로부터의 거리가 먼 지역에서 가까운 지역으로 이동이 발생하는 반면, 광역간 이동의 경우에는 통계적 유의성이 떨어지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 2>에서 언급한 바 있듯이 지역노동시장권의 개념적 특성을 반영한다. 최근 우리나라의 지역간 이동은 도농간 이동보다는 대도시와 주변지역을 중심으로 이루어다는 사실이 이미 밝혀진바 있다(최은영, 2004). 이 경우 광역간 이동의 많은 부분들이 서울 혹은 광역시가 속한 도지역간에 발생하므로 수도권으로부터 거리가 멀수록 오히려 이동률이 낮아지게 된다. 반대로 지역노동시장권을 토대로 지역간 이동을 정의할 경우 서울을 비롯한 대도시 인근 지역간의 이동이 지역내 이동으로 정의되므로 거리에 비례하여 이동률이 증가하는 것이다.

요컨대, 지역간 이동모형에 대한 분석결과는 대부분이 기존이론과 일치하고 있다. 이동의 원인은 혼인이나 이혼과 같은 가구의 구성과 해체, 소득과 같은 개인적 특성과 밀접한 관계를 갖고 있다. 이동의 방향 역시도 중력이론에서 주장하듯이 기대편익이 낮은 지역에서 높은 지역으로 이루어진다는 기존의 이론과 일치하는 결과를 보였다. 특히 지역의 특성과 관련된 변수들의 설명력은 지역의 단위를 어떻게 선택하는가에 따라 상이한 결과를 보였다. 지역노동시장권을 분석단위로 선택할 경우 지가상승률과 지역의 지리적 위치와 같은 변수들의 유의성이 뚜렷하게 나타났다. 또한 분석단위의 선택에 따라 설명변수들의 해석이 달라지는 결과가 초래되었다.

2. 임금변화 모형

여기서는 2절에서 살펴보았던 식 (4)의 임금변화 모형에 대한 분석결과를 살펴본다. <부표 3>, <부표 4>, <부표 5>는 각각 노동시장권간 이동, 광역간 이동, 그리고 이동거리를 직접 독립 변수로 사용한 모형에 대한 분석결과를 제시하고 있다. 전체적인 모형의 설명력을 나타내는 결정계수는 0.3에서 0.4 사이로 로그차분임금을 종속변수로 사용한 선행연구들과 비슷한 값을 보였다.

지역간 이동의 순효과를 측정하기 위해 고용형태의 변화, 노조 신규가입 및 탈퇴, 업체특성의 변화(유노조기업, 30-99인 기업, 100인 이상 기업), 산업간 및 직종간 이동 등 이직으로 인해서 발생하

는 일자리 특성의 변화들을 통제하였다. 또한 이동으로 인해서 발생하는 지역간 어메니티의 차이는 이동모형에서 사용한 지역별 기대소득 및 평균지가상승률을 차분함으로써 통제하였다. 마지막으로 지역간 이동에 따른 명목임금 변화와 실질임금의 변화를 비교하기 위해서 월평균생활비 변화와 지역물가지수 변수를 제외하였을 때의 분석결과와 추가하였을 때의 분석결과를 모두 제시하였다.

분석에 사용된 설명변수들의 유의성을 살펴보면 지역단위를 어떻게 사용하든지에 관계없이 고용형태의 변화 및 대기업의 진입을 나타내는 변수들은 통계적으로 유의하였지만, 노조관련 특성 및 직종간 이직으로 인해 발생하는 효과는 통계적 유의성이 떨어지는 것으로 분석되었다. 앞서 개인의 이동결정 모형에서는 유의한 효과를 보였던 지역간 기대소득 및 어메니티 차이를 나타내는 변수들은 단기임금변화에 있어서는 통계적 유의성이 떨어진다는 점이 특징적이다. 단, 지역효과에 대한 관심은 주로 외부성에 집중되며 이러한 외부성이 발생하기 위해서는 일정한 기간이 필요하다는 점에서 여기서 나타난 결과에 대한 확대해석은 주의가 요구된다.

주요 관심 변수인 지역간 이동의 추정결과는 <표 5>에 별도로 제시하였다. 우선 전체모형에서는 임금근로자의 지역간 이동으로 인해 통계적으로 유의한 실질임금증가가 관찰되었다. 노동시장간 이동과 광역간 이동은 각각 6.8%와 6.3%의 실질임금증가를 가져오는 반면, 노동시장내 이동과 광역내 이동은 통계적으로 유의한 임금증가효과를 수반하지 않는 것으로 분석되었다¹¹⁾. 이동거리를 직접 변수로 사용한 경우에는 이동거리가 1단위 증가함에 따라 17.8%의 실질임금이 증가하는 것으로 추정되었다. 반면 지역간 물가차이가 임금증가에 미치는 효과는 그다지 크지 않았다. 물가 변수를 제외한 명목임금 증가는 실질임금증가분과 비교할 때 약 1%에서 1.5% 포인트정도 더 높은 수준을 보였다.

한편 지역간 이동의 임금증가 효과는 학력별로는 뚜렷이 대비되는 결과를 보였다. 고학력자의 경우에는 노동시장간 이동을 통해 7.2%의 실질임금이 증가하였으며 광역간 이동을 통해서도 6.5%의 실질임금이 증가하는 것으로 나타났다. 반면 저학력자의 경우에는 지역간 이동으로 인해 별다른 임금 증가가 나타나지 않았다.

요컨대, 지역간 이동은 단순히 지역간 물가나 삶의 질 차이에 대한 보상적 성격을 넘어서 실질적인 임금증가를 수반하고 있다. 그러나, 이러한 편익은 상대적으로 노동시장의 지위가 높은 집단에만 적용된다. 이 같은 결과는 왜 학력계층간에 이동률의 현격한 차이가 존재할 수 밖에 없는지에 대한 추가적인 설명을 제공해준다. 앞서 우리는 개인의 이동선택이 전출지와 전입지간의 기대편익과 기대비용에 의해 결정된다는 것을 이론적으로나 실증적으로 확인한 바 있다. 고학력집단은 이동의 순편익이 높기 때문에 더 많이 이동을 하며, 그 결과로 실질적인 임금증가라는 편익을 보게 된다.

11) 여기서는 제시하지 않았지만, 시군구간 이동의 단기임금증가 효과는 2% 수준으로 나타났다. 시군구간 이동에는 광역간 및 노동시장간 이동이 포함되며, 노동시장지역내 이동 혹은 광역내 이동의 효과가 2% 수준인 점으로 미루어볼 때 시군구간 이동의 계수는 대체로 지역내 이동으로 간주할 수 있다는 전제하에 시군구간 이동모형의 분석결과는 다루지 않기로 한다.

<표 5> 임금모형 분석결과 : 차분 모형

	전체		고학력		저학력	
	실질임금	명목임금	실질임금	명목임금	실질임금	명목임금
	Coef. S. E.	Coef. S. E.	Coef. S. E.	Coef. S. E.	Coef. S. E.	Coef. S. E.
노동시장간 이동	0.068 0.024 **	0.083 0.024 **	0.072 0.030 *	0.089 0.030 **	0.128 0.088	0.119 0.087
노동시장내 이동	0.016 0.010	0.023 0.010 *	-0.001 0.014	0.008 0.014	-0.009 0.030	-0.009 0.030
광역간 이동	0.063 0.020 **	0.072 0.020 **	0.065 0.025 **	0.074 0.025 **	0.008 0.071	-0.001 0.070
광역내 이동	0.013 0.011	0.021 0.011 *	-0.006 0.015	0.004 0.015	0.004 0.031	0.004 0.031
이동거리	0.178 0.060 **	0.181 0.060 **	0.122 0.070 +	0.118 0.071 +	0.319 0.223	0.299 0.223
이동거리의 제곱	-0.05 3 0.022 *	-0.048 0.022 *	-0.035 0.026	-0.027 0.026	-0.085 0.084	-0.080 0.084

주) : **, **, + 는 각각 유의수준 <.001%, <0.05%, <0.001%를 의미함.

그렇다면 이러한 편익은 얼마나 지속될까? 즉, 이동으로 인한 단기임금변화는 시간에 따라 어떻게 변화하는지를 살펴보기 위해 두 가지 방식으로 분석하였다. 우선 식 (4)의 종속변수를 아래의 식 (6)과 같이 바꾸어 지역간 이동에 따른 누적임금변화를 살펴보았다. 따라서, 누적임금변화의 크기는 이동을 하지 않았을 때에 비해서 이동을 했을 때의 상대적 임금증가를 의미한다. 누적임금변화를 관찰하는 기간이 길어짐에 따라 표본이 감소하기 때문에 관찰기간은 5년으로 설정하였다. 분석결과는 지역간 이동계수의 추정치는 [그림 1]과 같다(모형 전체의 분석결과는 <부표 6>와 <부표 7>을 참조할 것).

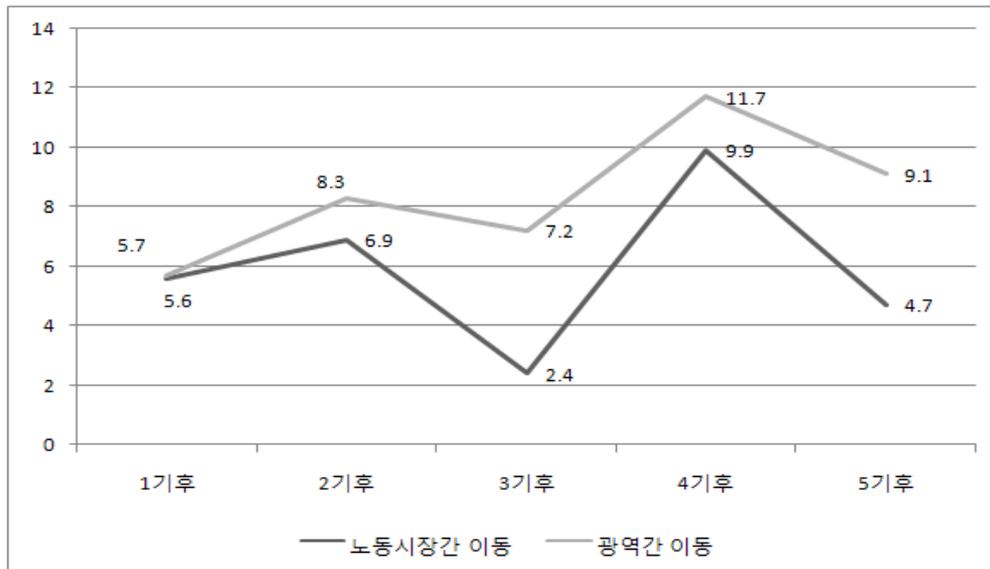
$$(6) \Delta Y_{i,t+j} = Y_{i,t+j} - Y_{i,t-1} \quad (j = 1, 2, 3, 4, 5)$$

노동시장간 이동은 이동 1기 후 누적 소득이 5.6%에서 2기후에는 6.9%로 더 증가하지만 3기후에는 2.4%까지 증가분이 줄어든다. 4기후에는 다시 누적증가분이 9.9%까지 증가했다. 광역간 이동의 경우 1기후에는 5.7%, 2기 후 8.3%를 넘어서 4기후에는 11.7%까지 증가했다. 5기후부터는 누적증가율이 감소하는데, 통계적으로 유의하지는 않았다. 즉 누적임금변화 수준은 이동 후 2-3년이 지나더라도 어느정도의 편차는 존재하되 이동직후의 임금증가수준에서 크게 벗어나지 않는다¹²⁾.

12) 상당한 수준의 누적임금 증가가 관찰된 전체표본 분석결과와는 달리 학력별로 구분하여 분석했을 때에는 지역간 이동의 효과가 통계적으로 유의하지 않았다.

[그림 1] 지역간 이동에 따른 누적임금변화

(단위 : %)



다음으로 이동에 따른 임금증가분의 크기는 전입지의 기존 거주자들과 비교할 때는 어느 정도의 수준일까? 식 (5)는 개인 및 주거지역의 미관측된 특성의 효과를 통제한 것이므로 이동후의 거주지에서 신규 거주자와 기존 거주자간에 임금격차가 존재하는지 여부를 확인할 수 있다. 여기에 대한 분석결과는 <표 6>과 같다. 분석모형은 개인의 이질성에 대한 가정과 통계적 처리 방법에 따라 임의효과(부표 8), 고정효과(부표 9) 각각의 방법을 적용하였다. 분석방법에 따른 추정치의 차이는 상당히 크게 나타나고 있는데, 설명변수와 미관측특성간의 독립성을 가정한 임의효과모형은 이동후에도 매년 약 2% 정도의 임금이 더 증가하는 것으로 나타났다. 교육수준별로는 고학력자의 경우 노동시장간 이동자의 즉각적인 임금증가분이 6.4%(광역간 이동은 6.3%)로 나타났지만 이동후 기간에 대해서는 통계적인 유의성이 관찰되지 않았다. 반면 저학력자의 경우에는 이동과 관련된 변수들의 유의성이 관찰되지 않았다. 또한, 설명변수와 미관측 특성간의 상관관계를 허용한 고정효과모형에서는 이동후 거주기간 변수의 통계적인 유의성이 나타나지 않았다.

만일 이러한 결과가 즉각적인 동화현상을 의미하는 것이라면 앞서 식 (4)를 통해 추정된 임금증가분 자체가 지역간 실질임금 차이 만큼에 해당된다는 해석이 가능하다. 그러나, 고정효과모형의 분석결과는 전체적인 설명력 자체가 크지 않기 때문에 다소 유보적이다. 고정효과모형은 일치추정량을 제공하지만, 자료 전체의 변동(variation)이 크지 않을 경우 모형의 설명력이 크지 않을 수 있다¹³⁾. 이런 이유에서 임금동화효과에 대한 보다 확실한 결론을 위해서는 보다 가 발생한다고 결론을 내리기 위해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

13) 예컨대, 교육수준의 변화가 대표적이다. 20세 이상의 노동시장 경력자의 학력이 변하는 경우는 거의 없다. 고정효과모형의 단점은 이런 경우 고정효과모형을 이용하여 분석하면 집단내 변환(within transformation)을 거친 학력변수 자체가 설명력이 없는 것으로 나타난다. 따라서 고정효과모형에 사용되는 변수는 시점에 따른 자료의 변동성이 충분히 확보되어야 하는 단점이 있다.

<표 6> 지역간 이동의 동화 여부

		전체				고학력자				저학력자			
		노동시장간		광역간		노동시장간		광역간		노동시장간		광역간	
		Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
임의효과 (부표 6)	지역간 이동	0.044	0.021 *	0.051	0.017 **	0.064	0.026 *	0.063	0.020 **	0.071	0.039	-0.013	0.053
	이동후 기간	0.019	0.011 +	0.020	0.009 *	0.014	0.015	0.012	0.012	-0.028	0.036	0.001	0.030
	이동후 기간제급	0.001	0.002	0.002	0.001	0.001	0.002	0.001	0.002	0.004	0.005	0.000	0.005
고정효과 (부표 7)	지역간 이동	0.018	0.021	0.019	0.016	0.053	0.026 *	0.034	0.020 +	0.001	0.074	-0.038	0.053
	이동후 기간	0.007	0.012	0.007	0.009	0.015	0.016	0.008	0.012	-0.024	0.040	-0.001	0.032
	이동후 기간제급	0.000	0.002	0.000	0.001	-0.001	0.002	-0.001	0.002	-0.001	0.005	-0.002	0.005

V. 결론

이 논문은 미시 패널자료와 지역관련 외부자료를 결합하여 지역간 이동의 원인과 결과를 분석하였다. 우선 지역간 이동의 요인에 대한 분석에서는 연령이 낮고 학력이 높을 수록 이동률이 증가하는 한편 지역의 특성 변수들 역시 이동의 방향을 결정하는데 중요한 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다. 이동선택에 선별성이 존재한다는 기존의 연구결과를 재확인하는 한편, 개인특성을 통제하더라도 지역적 특성(특히 경제적 요인)이 중요하다는 것을 의미한다. 지역간 이동의 결과에 대한 분석에서는 전체적으로 약 6-7%정도의 임금편익이 나타났지만 학력수준별로 큰 차이를 보였다. 고학력자의 경우에는 원거리 이동으로 인해서는 약 7% 가까운 임금이 증가한데 반해 저학력자는 통계적으로 유의한 수준의 임금증가가 나타나지 않았다. 이러한 단기소득 증가는 동화효과 분석을 통해서 지역간 실질임금차이를 상쇄하는 수준임을 확인할 수 있었다.

이상의 분석결과를 종합할 때 지역간 이동의 효과는 집단별로 이질적임을 알 수 있다. 누구나 이동을 통해서 더 많은 편익을 얻고자 할 것임은 자명하다. 그러나, 그러한 기대가 모두에게 실현되는 것은 아니다. 상대적으로 노동시장에서의 지위가 취약하고 정보 획득이 어려운 집단의 경우 이동을 통해서 얻을 수 있는 임금증가가 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 이들의 이동률이 낮은 이유는, 거꾸로 보았을 때 이동을 통한 편익이 없다는 현실이 반영된 것일 수 있다.

이러한 결과는 한국에서 왜 지역간 이동이 불평등을 감소시키지 못하는지를 설명할 수 있는 근거가 된다. 개인들은 지극히 합리적으로 이동을 결정하고 방향을 선택하지만 결과적으로 특정집단에만 수익이 돌아갈 가능성이 크다. 기대수익과 실현되는 수익의 집단적 차이는 다시 특정 집단의 이동결정에 영향을 미치게 되고 결국은 이동을 통한 자원 재배분에 왜곡을 가져오는 것이다. 고학력 청년층을 중심으로 수도권으로의 인구집중화가 가속화되는 이유 역시 이들 집단의 실질적인 경제적 편익이 증가하기 때문이다. 따라서 정책적인 측면에서 볼 때 지역의 인재유출을 막고 지역간 불평등을 완화시키기 위해서는 공급위주의 수동적 접근보다는 지역의 실질소득을 높일 수 있는 양질의 일자리를 늘이는 것이 더욱 필요하다는 시사점을 도출할 수 있다.

참고문헌

- 강승복. 2006. “지역간 물가수준 비교를 위한 실험적 시도.” 「노동리뷰」 12월호, 한국노동연구원.
- 권상철. 2005. “우리나라 수도권으로의 인구이동: 시기별 유출지역 특성과 이주자 선별성의 상대적 중요도 평가.” 「한국지역지리학회」 11(6).
- 김현아. 2007. “지역간 인구이동과 재정정책.” 「재정포럼」 pp. 6-25.
- 김혜원. 2008. “직장이동의 유형에 따른 단기임금변화.” 「노동경제논집」 31(1) : 29-57.
- 남재량. 2008. “임금과 실업의 관계 및 그 미시적 기초.” 「노동시장의 동태적 특성에 관한 연구」 제8장, pp. 103-131, 한국노동연구원.
- 신정엽. 2005. “상이한 공간 스케일 효과와 유의한 작동 스케일(operational scale)에 대한 경험적 탐색 연구: 미국 도시 중심지와 인구간 상관관계를 사례분석으로.” 「한국도시지리학회지」 8(2) : 1-15.
- 이문식. 2004. “Economic Determinants of Recent Internal Migration in Korea.” 「산업경제연구」 17(4) : 1155-1170.
- 이상호. 2007. “지역노동시장의 측정 및 임금격차 분석.” 「제6회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄 발표문」, 한국고용정보원.
- _____. 2008. “지역노동시장권(LLMAs)의 측정과 적용가능성에 관한 연구.” 「노동정책연구」 8(4) : 147-182.
- 이성우. 2002. “지역 특성이 인구이동에 미치는 영향: 독립이동과 연계이동.” 「지역연구」 18: 49-82.
- 이은우. 1998. “지역간 삶의 질 차이와 인구이동과의 관계.” 「경제학논집」 7: 233-245.
- 이원호. 2002. “우리나라 광역대도시 지역노동시장의 임금결정과정과 소득격차.” 「한국경제지리학회지」 5(2) : 187-207.
- 전병유. 2003. “지역노동시장에서의 일자리 변동과 노동이동.” 「사회경제평론」 21 : 327-368.
- 정인수. 2004. “지역간 노동이동 연구.” 「노동정책연구」 4(1) : 57-87.
- 최은영. 2004. “선택적 인구이동과 공간적 불평등의 심화: 수도권을 중심으로.” 「한국도시지리학회지」 7(2) : 57-69.
- Angulo, Ana and Mur, Jesus. 2005. "Geographical Labour Mobility in Spain - A Panel Data Approach." *ERSA Conference Papers ersa05* p247.
- Aten, B. H. 2006. "Interarea Price Levels: An Experimental Methodology." *Monthly Labor Review*.
- Bellante, Don. 1982. "The North-South Differential and the Migration of Heterogeneous Labor". *The American Economic Review* 69: 166-175.
- Borjas, G., Bronars, S. G. and Trejo, S. 1992. "Assimilation and the Earnings of Young Internal Migrants." *Review of Economics and Statistics*, 170-175.
- Bowles, Samuel. 1970. "Migration as Investment : Empirical Tests of the Human Investment

- Approach to Geographical Mobility." *The Review of Economics and Statistics* 52(4) : 356–362.
- Coelho, Philip R.P. and Ghali, Moheb A. 1971. "The End of the North–South Wage Differential." *The American Economic Review*, 61(5) : 932–937.
- Combes, Pierre–Philippe., Duranton, Gilles and Gobillon, Laurent. 2004. "Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!" *CEPR Working Paper Series* No 4240.
- Cushing, Brian and Poot, Jacques. 2004. "Crossing Boundaries and Borders: Regional Science Advantages in Migration Modelling." *Papers in Regional Science* 83: 317–338.
- Etzo, Ivan. 2008. "Internal migration : a review of the Literature." *MPRA working papers*.
- Faini, Galli, and Rossi. 1997. "An Empirical Puzzle: Falling Migration and Growing Unemployment Differentials among Italian Regions." *European Economic Review* 41 : 571–579.
- Galloway, Lowell E. 1969. ""The Effect of Geographical Mobility on Income: A Brief Comment." *The Journal of Human Resources* 4(1) : 103–109.
- Gordon, Ian. 1995. "Migration in a Segmented Labour Market." *Transactions of the Institute of British Geographers* 20(2) : 139–155.
- Graves, Philip E. 1979. "A Life–Cycle Empirical Analysis of Migration and Climate, by Race." *Journal of Urban Economics*, 6 : 135–147.
- Greenwood, Michael J. 1975. "Research on internal Migration in the United States: a Survey." *Journal of Economic Literature* 13 : 397–433.
- _____. 1985. "Human Migration : Theory, Models, and Empirical Studies." *Journal of Regional Science* 25(4) : 521–544.
- _____. 1997. "Internal Migration in Developed Countries." in Rosenzweig, M., Stark, O. (eds), *Handbook of Population and Family Economics*, Elsevier Science, 647–720.
- Hall, Robert E. 1972. "Turnover in the Labor Force." *Brookings Papers on Economic Activity* 3: 709–756.
- Ham, John C., Xianghong Li, and Patricia B. Reagan. 2006. "Propensity Score Matching, a Distance–Based Measure of Migration, and the Wages of Young Men." IEPR Working Paper 05.13.
- Harris, John R. and Todaro, Michael P. 1970. "Migration, Unemployment and Development : A Two–Sector Analysis." *The American Economic Review* 60(1) : 126–142.
- Hausman, Jerry A. and Taylor, Willian, E. 1981. "Panel Data and Unobservable Individual Effects." *Econometrica* 49(6) : 1377–1398.
- Hicks, J. R. 1932. *The Theory of Wages*. London : Macmillan.
- Keith, K. and McWilliams, A. 1999. "The Returns to Mobility and Job Search by Gender."

- Industrial and Labor Relations Review* 52(3) : 460–477.
- Kreig, Randall G. 1997. "Occupational Change, Employer Change, Internal Migration, and Earnings." *Regional Science and Urban Economics* 27 : 1–15.
- Lansing, John B. and Morgan, James N. 1967. "The Effect of Geographical Mobility on Income." *The Journal of Human Resources* 2(4) : 449–460.
- Lehmer, F. and Müller, J. 2008. "Group-specific Effects of Inter-regional Mobility on Earnings – A Microdata Analysis for Germany." *Regional Studies* 42(5) : 657–674.
- Liu, B. 1975. "The Quality of Life Indicators in the U.S. Metropolitan Areas, 1970." Kansas City: Midwest Research Institute.
- Nahuis, Richard and Parikh, Ashok. 2004. "Factor Mobility and Regional Disparities : East, West, Home's Best?" CPB Discussion Papers 4, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Porell, Frank W. 1982. "Intermetropolitan Migration and Quality of Life." *Journal of Regional Science* 22(2) : 137–158.
- Rao, D. S. Prasada. 2005. "On the Equivalence of Weighted County-product-dummy(CPD) Method and the Rao-system for Multilateral Price Comparisons." *Review of Income and Wealth*, pp.572–574.
- Roback, Jennifer. 1982. "Wages, Rents, and the Quality of Life." *The Journal of Political Economy* 90 : 1257–78.
- Rogers, Joan R. and John L. Rogers. 2000. "The Effect of Geographic Mobility on Male Labor Force Participants in the United States." *Journal of Labor Research* 21 : 117–132.
- Schwartz, Aba. 1976. "Migration, Age, and Education." *Journal of Political Economy* 84: 701–719.
- Sjaastad, Larry. 1962. "The Costs and Returns of Human Migration." *Journal of Political Economy* 70: 80–93.
- Topel, Robert H. 1986. "Local Labour Markets." *The Journal of Political Economy* 94(3): 1257–78.
- _____. 1994. "Regional Labor Markets and the Determinants of Wage Inequality." *The American Economic Review*, 84(2): 17–22.
- Topel, Robert H. and Ward, Michael P. 1992. "Job Mobility and the Careers of Young Men." *Quarterly Journal of Economics* 108: 439–479.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- Yankow, Jeffrey. J. 1999. "The Wage Dynamics of Internal Migration." *Eastern Economic Journal* 25: 265–278.
- _____. 2003. "Migration, Job Change, and Wage Growth: A New Perspective on the

Pecuniary Return to Geographical Mobility." *Journal of Regional Science* 43(3) : 483-516.

<부표 1> 이동모형 분석결과 : 고학력자

	모형 1: 프로빗 시군구간 이동		모형 2: 프로빗 노동시장권간 이동		모형 3: 프로빗 광역간 이동		모형 4: 토빗 이동거리	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
교육년수	0.062	0.014 **	0.084	0.022 **	0.097	0.019 **	0.027	0.006 **
연령	-0.015	0.003 **	-0.022	0.005 **	-0.022	0.004 **	-0.005	0.001 **
혼인	1.180	0.090 **	0.798	0.118 **	0.939	0.105 **	0.132	0.036 **
이혼	0.608	0.342 +	-5.564	24.14	-5.106	579.68	0.009	0.144
주택소유(이동전)	-0.497	0.042 **	-0.291	0.066 **	-0.362	0.057 **	-0.041	0.019 *
가구총소득(이동전)	-0.063	0.034 +	-0.230	0.052 **	-0.175	0.045 **	-0.061	0.014 **
기대소득(이동전)	-0.732	0.227 **	0.000	0.000	-0.536	0.260 *	0.098	0.086
기대소득(이동후)	1.029	0.229 **	0.000	0.000 *	1.424	0.267 **	0.144	0.087 +
지가상승률(이동전)	-0.062	0.019 **	-0.114	0.027 **	-0.010	0.022	-0.074	0.006 **
지가상승률(이동후)	0.028	0.018	0.062	0.023 **	0.017	0.020	0.055	0.007 **
거주지 위치(이동전)	-0.292	0.109 **	0.652	0.157 **	0.042	0.145	0.286	0.139 *
거주지 위치(이동후)	0.065	0.032 *	-0.180	0.045 **	-0.009	0.043		
상수	-0.913	0.340 **	-1.490	0.529 **	-1.896	0.454 **		
sigma_u	0.320	0.044	0.468	0.068	0.465	0.059	0.140	0.009
rho	0.093	0.023	0.180	0.043	0.178	0.037	0.100	0.013
Log Likelihood	-1068.1		-1068.1		-1494.2		-1617.6	
N	7,748		7,748		7,748		7,748(cens: 5,965)	

<부표 2> 이동모형 분석결과 : 저학력자

	모형 1: 프로빗 시군구간 이동		모형 2: 프로빗 노동시장권간 이동		모형 3: 프로빗 광역간 이동		모형 4: 토빗 이동거리	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
교육년수	0.053	0.021 *	0.039	0.038	0.018	0.029	0.002	0.007
연령	-0.007	0.005	-0.016	0.008 +	-0.011	0.007 +	-0.002	0.002
혼인	0.870	0.283 **	0.265	0.508	0.441	0.412	-0.090	0.101
이혼	0.859	0.295 **	0.777	0.430 +	0.936	0.363 **	0.127	0.092
주택소유(이동전)	-0.359	0.091 **	-0.190	0.155	-0.231	0.127 +	0.005	0.031
가구총소득(이동전)	-0.213	0.063 **	-0.246	0.102 *	-0.200	0.087 *	-0.047	0.021 *
기대소득(이동전)	-0.540	0.524	0.000	0.000	0.133	0.602	-0.286	0.152 +
기대소득(이동후)	0.392	0.537	0.000	0.000	0.070	0.619	0.295	0.158 +
지가상승률(이동전)	0.091	0.047 *	0.019	0.073	0.128	0.056	-0.027	0.014 +
지가상승률(이동후)	-0.101	0.045 *	0.027	0.065	-0.061	0.052	0.025	0.015 +
거주지 위치(이동전)	-0.438	0.229 +	0.772	0.353 *	-0.136	0.315		
거주지 위치(이동후)	0.095	0.066	-0.178	0.096 +	0.049	0.091		
상수	0.302	0.652	-1.363	1.059	-0.766	0.898	0.586	0.217 **
sigma_u	0.443	0.086	0.565	0.088	0.516	0.105	0.072	0.014
rho	0.164	0.053	0.242	0.057	0.210	0.068	0.046	0.019
Log Likelihood	-673.495		-226.6		-329.07		-236.895	
N	3,641		3,641		3,641		3,641(cens: 3157)	

주) : **, *, + 는 각각 유의수준 <0.001%, <0.05%, <0.001%를 의미함.

<부표 3> 노동시장간 이동의 단기 임금변화

	전체				고학력				저학력			
	Coef.	S. E.										
노동시장간 이동	0.068	0.024 **	0.083	0.024 **	0.072	0.030 *	0.089	0.030 **	0.128	0.088	0.119	0.087
노동시장내 이동	0.016	0.010	0.023	0.010 *	-0.001	0.014	0.008	0.014	-0.009	0.030	-0.009	0.030
유노조기업(진입)	0.011	0.019	0.014	0.019	0.007	0.022	0.011	0.022	0.005	0.065	0.002	0.066
유노조기업(탈퇴)	-0.004	0.019	-0.006	0.019	-0.013	0.023	-0.013	0.023	-0.027	0.066	-0.028	0.066
노조(가입)	0.026	0.022	0.025	0.022	0.044	0.027 +	0.044	0.027 +	-0.020	0.075	-0.019	0.075
노조(탈퇴)	-0.021	0.021	-0.018	0.021	0.000	0.026	0.007	0.026	-0.021	0.070	-0.022	0.071
임시일용직(진입)	-0.413	0.038 **	-0.414	0.038 **	-0.702	0.089 **	-0.701	0.089 **	-0.238	0.071 **	-0.229	0.071 **
비정규직(탈퇴)	0.565	0.034 **	0.571	0.035 **	0.559	0.052 **	0.580	0.052 **	0.861	0.091 **	0.876	0.091 **
상용직(진입)	-0.518	0.027 **	-0.517	0.028 **	-0.449	0.040 **	-0.445	0.041 **	-0.840	0.078 **	-0.846	0.078 **
상용직(탈퇴)	0.362	0.045 **	0.378	0.045 **	0.508	0.102 **	0.534	0.103 **	0.300	0.084 **	0.284	0.084 **
대기업(진입)	0.039	0.015 **	0.043	0.015 **	-0.001	0.020	0.004	0.020	0.040	0.042	0.040	0.042
대기업(탈퇴)	0.001	0.016	0.000	0.016	-0.005	0.022	-0.010	0.022	0.022	0.045	0.022	0.045
산업간이직	-0.086	0.016 **	-0.073	0.016 **	-0.063	0.024 **	-0.043	0.024 +	-0.150	0.041 **	-0.151	0.041 **
직종간이직	0.005	0.015	0.015	0.015	0.039	0.021 +	0.053	0.021 *	-0.064	0.043	-0.063	0.043
월평균생활비 변화	0.050	0.006 **			0.040	0.008 **			0.076	0.017 **		
지역 CPI 변화	1.264	0.146 **			1.777	0.205 **			-0.044	0.372		
기대소득변화	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	-0.004	0.003 +	-0.004	0.003 +
지가상승률변화	-2.043	0.625 **	0.028	0.580 **	-3.425	0.768 **	-0.525	0.694	2.936	2.257	2.848	2.201
상수	0.022	0.006 **	0.061	0.005 **	0.028	0.009 **	0.080	0.007 **	0.044	0.016 **	0.047	0.012 **
Adj R2		0.040		0.032		0.043		0.029		0.063		0.058
사례수		18,718			7,670			3,601			3,601	

<부표 4> 광역간 이동의 단기 임금변화

	전체				고학력				저학력			
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	f. Coe	S. E.	f. Coe	S. E.	f. Coe	S. E.
광역간 이동	0.063	0.020 **	0.072	0.020 **	0.065	0.025 **	0.074	0.025 **	0.008	0.071	-0.001	0.070
광역내 이동	0.013	0.011	0.021	0.011 *	-0.006	0.015	0.004	0.015	0.004	0.031	0.004	0.031
유노조기업(진입)	0.011	0.019	0.014	0.019	0.007	0.022	0.011	0.022	0.005	0.065	0.002	0.066
유노조기업(탈퇴)	-0.004	0.019	-0.005	0.019	-0.013	0.023	-0.012	0.023	-0.026	0.066	-0.027	0.066
노조(가입)	0.025	0.022	0.025	0.022	0.044	0.027 +	0.045	0.027 +	-0.022	0.075	-0.020	0.075
노조(탈퇴)	-0.021	0.021	-0.018	0.021	0.000	0.026	0.008	0.026	-0.021	0.070	-0.021	0.071
임시일용직(진입)	-0.413	0.038 **	-0.414	0.038 **	-0.706	0.089 **	-0.705	0.089 **	-0.240	0.071 **	-0.232	0.071 **
비정규직(탈퇴)	0.565	0.034 **	0.571	0.035 **	0.559	0.052 **	0.582	0.052 **	0.863	0.091 **	0.878	0.091 **
상용직(진입)	-0.518	0.027 **	-0.517	0.028 **	-0.448	0.040 **	-0.445	0.041 **	-0.839	0.078 **	-0.846	0.078 **
상용직(탈퇴)	0.363	0.045 **	0.378	0.045 **	0.513	0.102 **	0.540	0.103 **	0.306	0.084 **	0.291	0.084 **
대기업(진입)	0.039	0.015 **	0.044	0.015 **	-0.001	0.020	0.005	0.020	0.040	0.042	0.040	0.042
대기업(탈퇴)	0.001	0.016	0.000	0.016	-0.006	0.022	-0.011	0.022	0.022	0.045	0.022	0.045
산업간이직	-0.086	0.016 **	-0.073	0.016 **	-0.062	0.024 *	-0.043	0.024 +	-0.150	0.041 **	-0.151	0.041 **
직종간이직	0.006	0.015	0.016	0.015	0.039	0.021 +	0.052	0.021 *	-0.062	0.043	-0.062	0.043
월평균생활비 변화	0.051	0.006 **			0.040	0.008 **			0.075	0.017		
지역 CPI 변화	1.272	0.145 **			1.793	0.205 **			0.005	0.372		
기대소득변화	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	-0.004	0.003 +	-0.004	0.003 +
지가상승률변화	-1.938	0.625 **	0.160	0.578	-3.288	0.765 **	-0.340	0.689	2.960	2.271	2.909	2.211
상수	0.022	0.006 **	0.061	0.005 **	0.028	0.009 **	0.080	0.007 **	0.042	0.016 **	0.047	0.012 **
Adj R2		0.039		0.032		0.042		0.029		0.062		0.058
사례수		18,718			7,670			3,601			3,601	

<부표 5> 이동거리에 따른 단기 임금변화

	전체				고학력				저학력			
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	f. Coe	S. E.	f. Coe	S. E.	f. Coe	S. E.
이동거리	0.178	0.060 **	0.181	0.060 **	0.122	0.070 +	0.118	0.071 +	0.319	0.223	0.299	0.223
이동거리의 제공	-0.053	0.022 *	-0.048	0.022 *	-0.035	0.026	-0.027	0.026	-0.085	0.084	-0.080	0.084
유노조기업(진입)	0.011	0.019	0.013	0.019	0.007	0.022	0.010	0.022	0.006	0.065	0.002	0.066
유노조기업(탈퇴)	-0.004	0.019	-0.005	0.019	-0.013	0.023	-0.012	0.023	-0.030	0.066	-0.030	0.066
노조(기업)	0.026	0.022	0.026	0.022	0.045	0.027 +	0.045	0.027 +	-0.020	0.075	-0.019	0.075
노조(탈퇴)	-0.021	0.021	-0.018	0.021	-0.001	0.026	0.006	0.026	-0.020	0.070	-0.021	0.070
임시일용직(진입)	-0.411	0.038 **	-0.412	0.038 **	-0.703	0.089 **	-0.701	0.089 **	-0.238	0.071 **	-0.229	0.071 **
비정규직(탈퇴)	0.564	0.034 **	0.569	0.035 **	0.558	0.052 **	0.580	0.052 **	0.862	0.091 **	0.876	0.091 **
상용직(진입)	-0.517	0.027 **	-0.515	0.028 **	-0.448	0.040 **	-0.444	0.041 **	-0.841	0.078 **	-0.847	0.078 **
상용직(탈퇴)	0.360	0.045 **	0.375	0.045 **	0.509	0.102 **	0.534	0.103 **	0.300	0.084 **	0.283	0.084 **
대기업(진입)	0.039	0.015 **	0.043	0.015 **	-0.001	0.020	0.006	0.020	0.040	0.042	0.040	0.042
대기업(탈퇴)	0.001	0.016	0.000	0.016	-0.005	0.022	-0.011	0.022	0.022	0.045	0.022	0.045
산업간이직	-0.086	0.016 **	-0.073	0.016 **	-0.063	0.024 **	-0.043	0.024 +	-0.151	0.041 **	-0.152	0.041 **
직종간이직	0.005	0.015	0.016	0.015	0.039	0.021 +	0.053	0.021 *	-0.064	0.043	-0.064	0.043
월평균생활비 변화	0.051	0.006 **			0.040	0.008 **			0.076	0.017 **		
지역 CPI 변화	1.279	0.146 **			1.788	0.205 **			-0.085	0.373		
기대소득변화	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	-0.005	0.003 +	-0.005	0.003 +
지가상승률변화	-2.081	0.631 **	-0.029	0.590	-3.373	0.777 **	-0.552	0.708	3.344	2.270	3.186	2.216
상수	0.007	0.009	0.047	0.008 **	0.016	0.012	0.070	0.010 **	0.014	0.026	0.017	0.025
Adj R2		0.039		0.032		0.041		0.028		0.063		0.058
사례수			18,718		7,670				3,601			

주) **, *, + 는 각각 유의수준 <0.001%, <0.05%, <0.001%를 의미함.

<부표 6> 이동후 임금의 누적변화 : 노동시장권간 이동

	이동 1기 후		이동 2기 후		이동 3기 후		이동 4기 후		이동 5기 후	
	Coef.	S. E.								
노동시장간 이동	0.056	0.029 *	0.039	0.034 *	0.024	0.041	0.039	0.050 *	0.047	0.063
노동시장내 이동	0.027	0.012 *	0.038	0.015 **	0.049	0.018 **	0.040	0.021 +	0.058	0.027 *
유노조기업(진입)	0.004	0.022	0.017	0.026	0.033	0.031	0.033	0.037	0.017	0.046
유노조기업(탈퇴)	0.011	0.023	-0.013	0.026	0.019	0.031	-0.008	0.037	-0.042	0.045
노조(가입)	0.040	0.025	0.015	0.030	0.039	0.035 +	0.056	0.042 +	0.071	0.052
노조(탈퇴)	-0.031	0.025	0.021	0.029	0.016	0.034	0.064	0.041	0.035	0.048 *
임시일용직(진입)	-0.330	0.047 **	-0.401	0.058 **	-0.341	0.072 **	-0.237	0.089 **	-0.326	0.108 **
비정규직(탈퇴)	0.594	0.043 **	0.714	0.052 **	0.715	0.063 **	0.777	0.079 **	0.731	0.099 **
상용직(진입)	-0.564	0.035 **	-0.639	0.043 **	-0.620	0.052 **	-0.635	0.066 **	-0.761	0.083 **
상용직(탈퇴)	0.332	0.055 **	0.337	0.063 **	0.325	0.084 **	0.207	0.104 *	0.244	0.128 +
대기업(진입)	0.050	0.018 **	0.042	0.021 *	0.030	0.025 *	0.075	0.030 *	0.087	0.036 *
대기업(탈퇴)	-0.018	0.019	0.010	0.022	0.020	0.026	0.006	0.031	0.019	0.036
산업간이직	-0.094	0.020 **	-0.078	0.024 **	-0.102	0.030 **	-0.125	0.036 **	-0.102	0.046 *
직종간이직	-0.011	0.018	-0.024	0.022	-0.044	0.027	-0.011	0.032	-0.063	0.041
월평균생활비 변화	0.044	0.007 **	0.050	0.008 **	0.050	0.010 **	0.052	0.011 **	0.040	0.013 **
지역 CPI 변화	1.310	0.182 **	1.513	0.230 **	1.897	0.281 **	1.568	0.359 **	1.802	0.463 **
기대소득변화	0.000	0.001	0.002	0.001 +	0.002	0.001	0.003	0.002 +	0.002	0.002
지가상승률변화	-1.755	0.759 *	-3.604	0.921 **	-3.940	1.134 **	-2.051	1.383	-1.115	1.758
상수	0.097	0.008 **	0.155	0.010 **	0.204	0.011 **	0.281	0.014 **	0.344	0.016 **
Adj R2	0.037		0.040		0.039		0.037		0.041	
사례수	14,684		11,304		8,491		6,162		4,241	

<부표 7> 이동후 임금의 누적변화 : 광역간 이동

	이동 1기 후		이동 2기 후		이동 3기 후		이동 4기 후		이동 5기 후	
	Coef.	S. E.								
광역간 이동	0.057	0.025 *	0.033	0.029 **	0.072	0.035 *	0.117	0.043 **	0.091	0.054 +
광역내 이동	0.025	0.013 +	0.033	0.015 *	0.039	0.018 *	0.032	0.022	0.049	0.027 +
유노조기업(진입)	0.004	0.022	0.017	0.026	0.032	0.031	0.032	0.037	0.017	0.046
유노조기업(탈퇴)	0.011	0.023	-0.013	0.026	0.018	0.031	-0.008	0.037	-0.042	0.045
노조(가입)	0.040	0.025	0.015	0.030	0.070	0.035 *	0.057	0.042	0.071	0.052
노조(탈퇴)	-0.031	0.025	0.021	0.029	0.016	0.034	0.065	0.041	0.035	0.048 *
임시일용직(진입)	-0.330	0.047 **	-0.401	0.058 **	-0.339	0.072 **	-0.236	0.089 **	-0.323	0.108 **
비정규직(탈퇴)	0.593	0.043 **	0.713	0.052 **	0.715	0.063 **	0.776	0.079 **	0.730	0.099 **
상용직(진입)	-0.564	0.035 **	-0.638	0.043 **	-0.619	0.052 **	-0.694	0.066 **	-0.760	0.083 **
상용직(탈퇴)	0.332	0.055 **	0.337	0.063 **	0.323	0.084 **	0.207	0.104 *	0.242	0.128 +
대기업(진입)	0.050	0.018 **	0.042	0.021 *	0.030	0.025 *	0.075	0.030 *	0.087	0.036 **
대기업(탈퇴)	-0.018	0.019	0.010	0.022	0.020	0.026	0.006	0.031	0.019	0.036
산업간이직	-0.094	0.020 **	-0.078	0.024 **	-0.103	0.030 **	-0.126	0.036 **	-0.103	0.046 *
직종간이직	-0.011	0.018	-0.024	0.022	-0.045	0.027 +	-0.011	0.032	-0.064	0.041
월평균생활비 변화	0.044	0.007 **	0.050	0.008 **	0.050	0.010 **	0.053	0.011 **	0.040	0.013 **
지역 CPI 변화	1.312	0.182 **	1.511	0.229 **	1.868	0.280 **	1.568	0.358 **	1.788	0.462 **
기대소득변화	0.000	0.001	0.002	0.001 +	0.002	0.001	0.003	0.002 +	0.002	0.002
지가상승률변화	-1.694	0.757 *	-3.539	0.920 **	-3.889	1.136 **	-1.842	1.387	-1.024	1.762
상수	0.097	0.008 **	0.155	0.010 **	0.205	0.011 **	0.281	0.014 **	0.345	0.016 **
Adj R2	0.037		0.041		0.039		0.037		0.041	
사례수	14,684		11,304		8,491		6,162		4,241	

<부표 8> 동화 효과 : 임의효과 모형

	전체				고학력자				저학력자			
	노동시장간		광역간		노동시장간		광역간		노동시장간		광역간	
	Coef.	S. E.										
지역간이동	0.044	0.021 *	0.051	0.017 **	0.064	0.026 *	0.063	0.020 **	0.071	0.039	-0.013	0.053
이동후기간	0.019	0.011 +	0.020	0.009 *	0.014	0.015	0.012	0.012	-0.028	0.036	0.001	0.030
이동후기간제곱	0.001	0.002	0.002	0.001	0.001	0.002	0.001	0.002	0.004	0.005	0.000	0.005
지역 기대소득	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000	0.000	0.000	0.000
지역 지가상승률	0.010	0.003 **	0.011	0.003 **	0.017	0.004 **	0.017	0.004 **	0.002	0.008	0.006	0.008
근속	0.020	0.002 **	0.019	0.002 **	0.013	0.003 **	0.012	0.003 **	0.013	0.004 **	0.014	0.004 **
근속제곱	0.000	0.000 *	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000	0.000	0.000	0.000
경력	0.055	0.003 **	0.057	0.003 **	0.091	0.005 **	0.095	0.005 **	0.015	0.008 +	0.015	0.008 +
경력제곱	-0.001	0.000 **	-0.001	0.000 **	-0.001	0.000 **	-0.001	0.000 **	0.000	0.000	0.000	0.000
임시일용직	-0.084	0.014 **	-0.082	0.014 **	-0.120	0.028 **	-0.114	0.028 **	0.041	0.025	0.041	0.025 +
유노조기업	0.043	0.013 **	0.040	0.013 **	0.039	0.016 *	0.036	0.016 *	0.025	0.041	0.013	0.041
노조가입	-0.021	0.015	-0.018	0.015	-0.006	0.018	-0.006	0.018	0.030	0.045	0.043	0.045
30-99인 업체	0.031	0.011 **	0.031	0.011 **	0.052	0.016 **	0.053	0.016 **	0.051	0.025 *	0.053	0.025 *
100인이상 업체	0.126	0.011 **	0.125	0.011 **	0.140	0.015 **	0.138	0.015 **	0.074	0.028 **	0.077	0.028 **
상수	-0.113	0.058 +	-0.107	0.056 +	-0.330	0.079 **	-0.307	0.077 **	0.211	0.189	0.201	0.187
Sigma_u	0.503		0.503		0.464		0.462		0.505		0.508	
rho	0.633		0.632		0.674		0.672		0.658		0.656	
사례수	18,853				7,728				3,625			

<부표 9> 동화 효과 : 고정효과 모형

	전체		고학력자		저학력자							
	노동시장간		노동시장간		노동시장간							
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.						
지역간이동	0.018	0.021	0.019	0.016	0.053	0.026 *	0.034	0.020 +	0.001	0.074	-0.038	0.053
이동후기간	0.007	0.012	0.007	0.009	0.015	0.016	0.008	0.012	-0.024	0.040	-0.001	0.032
이동후기간제곱	0.000	0.002	0.000	0.001	-0.001	0.002	-0.001	0.002	-0.001	0.005	-0.002	0.005
지역 기대소득	0.000	0.000 +	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
지역 지가상승률	0.007	0.006	0.007	0.005	0.018	0.007 **	0.011	0.005 *	-0.030	0.020	0.003	0.017
근속	0.004	0.002 +	0.005	0.002 *	0.003	0.003	0.002	0.003	0.001	0.004	0.004	0.004
근속제곱	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.001	0.000 **	0.001	0.000 **	0.000	0.000 *	0.000	0.000
경력	0.108	0.004 **	0.108	0.004 **	0.128	0.007 **	0.129	0.006 **	0.055	0.012 **	0.053	0.012 **
경력제곱	-0.001	0.000 **	-0.001	0.000 **	-0.001	0.000 **	-0.001	0.000 **	0.000	0.000 +	0.000	0.000 +
임시일용직	-0.024	0.015	-0.028	0.015 +	-0.056	0.032 +	-0.051	0.030 +	-0.011	0.028	-0.012	0.028
유노조기업	0.016	0.013	0.014	0.013	0.022	0.016	0.021	0.016	0.015	0.042	0.002	0.042
노조가입	0.014	0.015	0.016	0.015	0.008	0.018	0.008	0.018	0.045	0.046	0.059	0.046
30-99인 업체	0.017	0.011	0.017	0.011	0.021	0.016	0.023	0.016	0.048	0.025 +	0.050	0.025 *
100인이상 업체	0.056	0.011 **	0.057	0.011 **	0.055	0.016 **	0.058	0.016 **	0.048	0.029 +	0.050	0.029 +
상수	-1.210	0.084 **	-1.161	0.075 **	-0.909	0.108 **	-0.820	0.097 **	-0.741	0.297 *	-0.866	0.271 **
corr(u _i , X _b)	-0.715		-0.712		-0.596		-0.594		-0.637		-0.619	
사례수	18,817		7,702		3,624							

주) **, *, + 는 각각 유의수준 <0.001%, <0.05%, <0.001%를 의미함.

[보론] '집세보정-지역물가지수'의 산출 방법 및 결과

제1절 지역물가지수 산출방법¹⁾

1. 중분류 수준의 상대가격(price parity) 도출

물가수준을 산출하기 위한 첫 번째 단계는 지역 및 품목별 가격을 기초로 중분류 단위의 가격을 도출하는 것이다²⁾. 식 (1)과 같이 각 지역의 조사가격에 로그를 취한 값을 종속변수로 하고 지역 및 품목 더미를 설명변수로 하는 가중회귀분석을 실시한 후, 지역더미의 추정치 $\hat{\alpha}_i$ 에 지수를 취하면 상대가격이 도출되는 것이다. 이때 가중치 변수는 통계청에서 제공하고 있는 지역 및 품목별 가중치 자료를 사용한다.

$$(1) \ln P_{ij} = \sum_{i=1}^M \alpha_i A_i + \sum_{j=1}^J \beta_j Z_j + \varepsilon_{ij}$$

여기서, A_i, Z_j 는 각각 지역 및 품목의 더미변수를 나타내고 $i(=1, \dots, M)$ 는 지역, $j(=1, \dots, J)$ 는 품목을 의미한다.

2. 총지수의 산출

두 번째 단계는 첫 번째 단계에서 추정된 중분류 수준의 지역별 상대가격을 토대로 지역물가수준을 도출하는 것이다. 식 (1)로부터 산출된 지역별 상대가격에 특정지역(혹은 전국평균)의 상대가격비로 환산하여 지역별 가격수준으로 전환한 후 가중회귀분석을 실시하는 것이다.

$$(2) \ln P_{ik} = \sum_{i=1}^M \lambda_i A_i + \sum_{k=1}^K \delta_k X_k + \varepsilon_{ik}$$

여기서, A_i, X_k 는 각각 지역 및 품목의 더미변수를 나타내고 $i(=1, \dots, M)$ 는 지역, $k(=1, \dots, K)$ 는

-
- 1) 지역물가지수의 산출은 BLS의 Aten, B. H. 2006. "Interarea price levels: an experimental methodology", *Monthly Labor Review*. 에 의해 제안된 방식을 따르고 있다. 국내에서는 강승복. 2006. "지역간 물가수준 비교를 위한 실험적 시도", *노동리뷰 2006-12월호*, 한국노동연구원. 에서 식료품만을 대상으로 한국의 지역간 물가수준차를 비교하고자 하는 시도를 한 바 있다.
 - 2) 이때 상대가격(price parity)과 가격수준(price level)을 구분하는 것이 중요하다. 상대가격이란 '어떤 특성을 갖는 상품의 예측된 원화가격'을 의미하며, 가격수준은 '다른 지역 혹은 전국평균의 대한 상대비중으로 표현'된다. 예컨대, 예컨대, 슈퍼마켓에서 판매되는 밀가루 1포대가 서울에서 2500원, 대구에서 2000이라고 하자. 만일 전국 평균가격이 2000원이라면, 서울의 가격수준은 1.25, 대구는 1.0이 된다.

중분류 항목을 의미한다. 앞서의 식(1)과 다른 점은 종속변수가 상대가격이 아니라 가격수준이라는 점이며, 독립변수는 동일한 방식으로 구성된다. 최종적인 지역별 물가수준은 추정된 계수 $\hat{\lambda}_i$ 을 지수화한 후 전국평균에서 빼주면 된다.

제2절 CPI조사 자료의 구성

1. 조사 개요

통계청에서 작성되고 있는 「소비자물가조사」는 전국의 13,000여개 소매점포 및 서비스 업체를 조사 대상으로 선정하여 가격을 조사하고 있으며, 집세는 약 9,500여 임대가구를 통해 조사되고 있다. 조사되는 지역은 36개 주요도시³⁾로 2000년 기준 인구주택총조사 인구의 72.8%를 차지하고 있다. 조사 품목은 총 516개로 소분류 57개 품목, 중분류 45개 품목, 대분류 10개 품목으로 분류되고 있다.

개별 품목들은 소비지출에서 차지하는 비중에 따라 가중치가 부여되고 있다. 소비자 물가 516개 품목의 가격들을 집계할 때 단순평균을 하게 되면 소비생활에 미치는 영향이 품목마다 무시되므로 가중치를 적용하여 소비지출규모에 비례하는 영향이 반영되도록 해야 한다. 가중치는 도시가구의 소비지출총액을 1000으로 할 때 개별 품목이 차지하는 구성비로 제공되는데 특정연도의 자료가 발생시키는 왜곡을 방지하기 위해 3년 평균 소비지출구조를 반영하고 있다. 또한 개별 품목가중치의 합은 상위분류의 가중치가 되도록 위계적으로 설계되었다.

통계청 CPI 조사자료를 이용하여 지역별 물가수준을 측정하기 위해서는 전체 품목별 가격자료가 필요하다. 그런데, CPI 조사의 516개 품목중 180개 품목의 가격이 공개되지 않고 있다. 이들 180개 품목의 가중치 비중은 46.1%를 차지하고 있기 때문에 이들 품목을 제외하고 추정할 경우 적지않은 편의를 가져올 수 있다.

아래 <표 1>은 가중치가 가장 높은 상위 50개 품목 중 누락된 품목들을 가중치 순위별로 보여 주고 있다. 주요 누락 품목을 살펴보면 주거관련 항목인 전세와 월세를 비롯하여 통신료 및 전기료와 같은 공공요금, 그리고 담배, 승용차 등이 대부분을 차지하고 있다. 이들 중 전세와 월세를 제외하면 대부분이 지역별로 거의 가격차이가 없는 품목이다. 반면 전체 지출 품목중에서 1위와 3위를 차지하고 있는 집세와 월세(두 품목의 가중치는 13.1%를 차지한다)의 경우, 다른 개별 품목들과는 달리 지역간에도 큰 편차를 가지는 것으로 알려져 있기 때문에 이를 누락시키고 지역별 물가지수를 산출할 경우 지역간 물가 차이를 과소추정 할 것으로 예상된다.

3) 36개 도시는 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 수원, 성남, 안양, 의정부, 고양, 부천, 춘천, 원주, 강릉, 청주, 충주, 천안, 공주, 보령, 전주, 군산, 남원, 목포, 여수, 순천, 포항, 경주, 안동, 구미, 창원, 마산, 진주, 제주, 서귀포 이다.

<표 1> 가중치 순위 상위 50개 품목 중 누락 변수의 목록

코드명	항목	가중치	가중치 순위
B01101	전세	93.5	1
B01102	월세	37.9	3
I02106	이동전화료	23.7	5
C01101	전기료	18	7
G01202	입시학원비	13.4	10
I01203	중형승용차	9.6	12
J03101	국산담배	8.7	15
B03101	공동주택관리비	8	17
G01214	가정학습지	7.4	19
A12125	대학구내식당식사비	6.5	23
F03101	건강보험수가 진찰료	6.1	25
I02107	LM통화료	6.1	27
I01206	지프형승용차	5.9	28
E02103	T셔츠 남자성인용	5.4	34
I01202	소형승용차	5.3	36
I01204	대형승용차	5.2	37
A12135	맥주외식	4.5	39
E01102	여자정장투피스	4.5	40
A12110	돼지갈비외식	4.3	43
I01215	자동차종합보험료	4	47
I02102	시내전화료	4	48
I02109	정보통신회선이용료	4	49
A12136	소주외식	3.9	50

2. 집세의 보정

반대로 집세와 월세를 적절한 방법으로 측정할 수 있다면 이를 기반으로 산출되는 물가지수는 총지출액의 2/3 이상을 포괄할 수 있게 되며 그 신뢰성도 높일 수 있을 것이다.

이러한 문제를 해결할 수 있는 한 가지 방법은 대표성있는 자료를 확보하여 가격을 보정(imputation)하는 것이다. 이를 위해 필자는 한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labour and Income Panel Study) 자료를 이용하여 월세 및 전세 항목을 보정하고자 한다. KLIPS조사는 1998년 5000 가구를 표집하여 매년 4-9월동안 동일한 표본을 반복조사하는 종단면 조사로서 매년 주거형태를 비롯하여 주택의 시가와 전월세 가격을 조사하고 있다. 통계청에서도 집세 및 월세 가격산출을 위해 경제활동인구조사 표본 1만가구에 대한 별도의 가격조사를 실시하기 때문에 KLIPS 자료를 이용할 경우 대표성 문제에 큰 손상을 주지 않을 것이라 판단된다.

<표 2> 지역별 전세 및 월세 가격

(단위 : 만원)

	평당 전세가격	평당 월세가격
(1) 서울특별시	333.4	2.7
(2) 부산광역시	173.0	2.2
(3) 대구광역시	175.3	1.7
(4) 대전광역시	170.4	1.9
(5) 인천광역시	177.7	2.0
(6) 광주광역시	154.8	1.1
(7) 울산광역시	140.8	1.9
(8) 경기도	235.2	2.1
(9) 강원도	126.4	1.5
(10) 충청북도	165.8	1.6
(11) 충청남도	141.7	1.3
(12) 전라북도	112.3	1.3
(13) 전라남도	130.5	1.2
(14) 경상북도	106.2	1.3
(15) 경상남도	166.4	2.0
(16) 제주도	130.5*	1.1

주) : 제주도의 평당 전세가격은 표본수가 없어서 전남 수치를 대입하였다.

자료의 구성은 우선 KLIPS 8차년도 조사(2005년)자료 응답자 중 아파트, 단독주택, 다가구주택, 다세대주택 거주자 4,626 가구를 추출하였다. 다음으로 주거형태가 전세인 경우와 월세인 경우 각각에 대해 16개 광역지역별 평균 가격을 도출하였다. 이때 주거형태는 ‘전세’라고 응답했지만 실제로는 보증금과 월세를 모두 내는 가구들이 존재하기 때문에, 적용이자율⁴⁾ 1%를 적용하여 전세인 경우에는 월세에 적용이자율의 역수를 곱한후 전세금과 더하고, 월세인 경우에는 보증금에 적용이자율을 곱하여 월세금과 더해주었다⁵⁾. 마지막으로 실제 거주평수로 나누어 <표 2>와 같이 전월세 가격을 산출하였다.

3. 분석자료

최종적으로 구성된 자료는 <표 3>과 같다. 앞서 2장에서 다루었던 1단계 상대가격 분석에 사용될 변수는 모두 338개 품목에 대해 구성되었다. 단, 일부 품목의 경우 2개 이상의 상품가격이 조사된 경우에는 평균값을 취하였다. 예컨대 두부(A01202)의 경우 420g짜리 1모가격과 500g 1모 가격

4) 적용이자율이란 전세금을 월세로 전환할 때 적용되는 이자율을 지칭한다.

5) 이 방식은 통계청의 물가조사팀의 전세 및 월세금 산출방식에 기초한 것이다. 통계청에서는 조사단계에서 보증금과 월세가 동시에 존재하는 경우 적용이자율을 위와 같은 방식으로 곱해주거나 나눠주어서 최종가격을 산출한다.

두개가 조사되었는데 이는 평균값을 사용하였다. 2단계 가격지수 분석에 사용될 중분류 항목은 40개로 전기료, 스웨터 셔츠, 신문도서, 담배, 수수료 등은 개별 품목자료가 없어서 제외하였다. 이들 5개 중분류 항목을 제외하더라도, 나머지 항목들에 대한 분석을 통해 95.5%를 포괄할 수 있기 때문에 신뢰성 있는 결과를 도출하기에 큰 무리는 없으리라 판단하였다.

〈표 3〉 분석 대상 자료의 구성

대분류	중분류		가중치	품목수	분석 가능 품목	높아진 품목
	코드	분류명				
식료품	A01	곡류	31.6	12	11	1
	A02	육류	23.7	8	6	2
	A03	낙농품	12.4	7	5	2
	A04	어개류	20.0	20	16	4
	A05	채소 해초	21.5	29	21	8
	A06	과실	16.8	13	6	7
	A07	유지 조미료	8.8	18	15	3
	A08	빵 및 과자	15.1	15	15	0
	A09	차와 음료	7.0	11	10	1
	A10	주류	11.5	8	7	1
	A11	기타 식료품	2.5	3	1	2
	A12	외식	100.3	36	24	12
주거비	BO1	집세	131.4	2	2	0
	B02	주택설비수리	16.4	11	8	3
	B03	기타 주거	8.6	2	1	1
광열 수도	CO1	전기료	18.0	1	0	1
	C02	수도료	7.0	2	2	0
	C03	연료	33.0	5	4	1
가구집기 가사용품	D01	일반가구	6.1	10	10	0
	D02	가정용가구	9.8	13	12	1
	D03	주방용품	2.8	10	9	1
	D04	가사잡화 소모품	6.4	13	12	1
	D05	침구 및 섬유	3.6	5	4	1
	D06	직물세탁 서비스	8.4	6	4	2
피복 신발	E01	외의	32.7	17	3	14
	E02	스웨터 셔츠	8.9	6	0	6
	E03	내의	3.3	6	6	0
	E04	기타피복	2.4	7	5	2
	E05	신발	7.1	5	2	3
	E06	피복서비스	2.1	2	2	0
보건 의료	F01	의약품	21.1	22	12	10
	F02	의료용품	2.5	4	2	2
	F03	의료서비스	20.3	16	1	15
교육	G01	교육	112.0	25	13	12
	G02	문방구	2.6	8	8	0
교육 오락	HO1	신문 도서	5.7	7	0	7
	H02	교양오락기구	21.7	25	22	3
	H03	교양오락서비스	26.2	26	14	12
교통 통신	I01	교통	111.4	30	12	18
	I02	통신	47.9	14	3	11
기타 잡비	J01	이 미용	29.7	22	21	1
	J02	장신구	6.5	6	5	1
	J03	담배	10.1	2	0	2
	J04	숙박비	0.9	3	2	1
	J05	수수료	2.2	3	0	3

제3절 분석결과

식 (1)에 기초하여 1단계로 우선 중분류 40개 항목별로 각각의 가중회귀분석을 실시하였다. 설명 변수로는 36개 지역더미 및 품목별 더미를 사용하였으며, 각각의 회귀식에서 첫 번째 품목을 기준 더미로 사용하였다. 이때 기타 식료품(A11)과 같이 포함되는 품목이 1개밖에 존재하지 않는 경우에는 지역간 가격차이를 그대로 2단계 분석으로 가져갔다.

2단계에서는 1단계에서 도출된 상대가격을 지수화한 후, 다시 16개 지역더미 및 중분류 40개 더미에 대한 가중회귀 분석을 실시하였다. 아래 <표 4>는 2단계 분석결과 산출된 상대가격 및 가격 지수를 보여주고 있다. 상대가격은 지역더미의 계수값에 지수를 취하였으며, 가격지수는 상대가격에 2005년 지역별 주민등록 인구수를 곱하여 산출된 가중평균값에 대한 비율로 계산되었다. 분석 결과에서 볼 수 있듯이 집세를 제외할 경우 서울은 전국평균에 비해 5% 높은 물가수준을 보이는 것으로 관찰되었지만, 집세를 포함할 경우에는 전국평균에 비해 13.3% 높은 것으로 분석되었다.

<표 4> 최종 가격지수의 산출

지역	집세 포함		집세 제외	
	상대가격	가격지수	상대가격	가격지수
(1) 서울특별시	1.365	1.133	1.025	1.050
(2) 부산광역시	1.172	0.974	0.966	0.989
(3) 대구광역시	1.128	0.937	0.936	0.959
(4) 대전광역시	1.163	0.966	0.961	0.984
(5) 인천광역시	1.135	0.942	0.968	0.991
(6) 광주광역시	1.158	0.962	0.962	0.985
(7) 울산광역시	1.164	0.967	0.979	1.003
(8) 경기	1.234	1.025	0.987	1.011
(9) 강원	1.140	0.947	0.971	0.994
(10) 충북	1.149	0.955	0.962	0.985
(11) 충남	1.142	0.949	0.977	1.000
(12) 전북	1.104	0.917	0.952	0.975
(13) 전남	1.085	0.901	0.929	0.952
(14) 경북	1.087	0.903	0.936	0.958
(15) 경남	1.143	0.949	0.945	0.968
(16) 제주도	1.074	0.892	0.938	0.960
평균(인구수 가중)	1.204	1.000	0.977	1.000