

고속철도가 국토공간의 인구분산에 미치는 영향

The Effect of Rapid Rail Transit on Population Distribution

이성우 서울대학교 지역사회개발전공 조교수
정진규 국토연구원 SOC-건설경제연구실 책임연구원
지우석 경기개발연구원 교통정책연구부 부장

※ 주요 단어: 고속철도, 인구분포, 공간계량모형, 공간적접근도

목차

I. 연구 목적

II. 연구배경

III. 자료와 변인

IV. 연구방법론: 공간계량모형

V. 분석결과

1. 순인구이동의 결정요인
2. 고속철도가 지역의 인구분포에 미치는 영향
3. 고속철도 개통에 따른 연계역의 인구유입 효과

VI. 결론

I. 연구 목적

본 연구의 목적은 고속철도 개통에 따른 국토공간구조의 변화를 예측하는데 있다. 본 연구에서는 고속철도 개통에 따른 고속철 연계도시 및 기타 지역의 인구변화를 분석하였다. 고속철도의 건설은 공간적 편향성과 같은 시장실패를 해결하기 위한 지역개발정책이기보다는 첨단 교통망 확립을 통한 시간비용 절감은 물론 물류의 소통능력 및 지역간 접근성 제고를 통한 국제경쟁력 확보를 위한 국가기간망 건설정책이다. 하지만 고속철도는 정부정책에 따른 공간적 변화를 야기할 요인을 가지고 있다는 측면에서 지극히 공간정책이라 할 수 있다. 즉, 첨단 교통망 구축에 따른 지역간 접근성 제고는 특정 지역에서는 성장을 위한 정(+)의 기회요인으로 작용할 수 있지만, 연계망에서 소외된 지역의 경우 지역자원의 유출에 따른 위협요인으로 작용할 가능성을 배제할 수 없다.

본 연구에서는 고속철도 구축에 따른 지역간 인구이동모형을 공간계량모형을 이용하여 구축하고 이에 기초해 고속철도 건설에 따른 지역간 순인구이동의 변화를 예측하였다. 신행정수도건설 등과 같은 SOC 구축 관련 기존의 인구예측모형(주로 신도시)은 인구규모가 주어진 상황이었으나, 본 연구는 고속철 시행에 따른 시장의 변화를 예측한다는 측면에서 기존 연구의 틀로는 분석할 수 없다.

본 연구에서 연구된 주요 분석내용은 다음과 같다. 첫째, 고속철도 연계도시의 인구유입 규모를 예측하였다. 분석 대상 연계도시로는 서울, 광명, 천안-아산, 대전, 청주, 경주, 대구, 부산 등과 같은 경부고속철 연계지역과, 2004년 경부고속철도 시행과 함께 운행되는 호남고속철의 익산, 광주와 목포다. 둘째, 고속철도 시행 이후 수도권 및 기타 지역에서의 인구이동확률을 추정하였다. 이러한 분석에서는 농촌지역과 도시지역을 구분하여 예측하였고 전국의 기초자치단체별 인구변화 역시 분석하였다. 마지막으로, 연구결과에 따른 정부의 정책적 시사점을 정리하였다.

II. 연구배경

인구이동 및 분산에 관한 이론은 사회과학의 제반 분야에서 중요한 주제로 다루어지고 있으며 이동모형의 설정도 상당히 다양하게 나타나고 있다(구성열, 1996). 하지만 실증분석이 용이한 접근방법을 대별하면 크게 경제적 접근 방법과 행위적 접근방법의 2가지로 분류되는 것이 일반적이다(Cadwallader, 1992).

경제적 관점에서 분류되는 인구이동 연구의 세 가지 틀은 불균형, 균형, 공공정책 관점에서 분석된다. 첫째, 불균형 모델에서의 이동자들의 이동성향은 실업율의 차이, 임금율의 차이 등과 같은 지역간 경제적 요인에 의해 좌우된다는 견해를 견지하고 있다. 따라서 잠재적 이동자는 새로운 지역에서의 그들의 효용을 향상시키기 위해 이동을 통한 직접적 비용과 기회비용의 균형을 맞추기 위한 것으로 가정한다. 따라서 이동자들은 그들의 경제적 효용을 극대화하도록 노동 시장의 이점이 있는 지역으로 이동을 함으로써 좀더 높은 소득을 찾는다는 것을 가정한다. 이러한 연구들의 주류는 인구이동을 설명하는데 좀더 중요한 고용기회와 소득 같은 경제적 요인을 인구이동의 주된 요인으로 증명하는데 있다(Greenwood and Hunt, 1989; Evans, 1990).

둘째, 균형모델에서는 증가된 소득 또는 고용기회의 영역을 포함하며 인구이동에 대한 지역 특성(amenities)의 효과를 강조한다. 균형접근의 시각에서는 효용을 차이를 해결하는 인구

이동이 임금 및 가격의 지역격차에 의해 모두 반영되어 질 수 없다는 것이다. 따라서 연구자들은 삶의 질과 사회적-환경적인 지역 특성의 차이에 초점을 두어 왔다(Graves 1979, 1980; Graves and Mueser, 1993). 셋째, 지역별로 상이한 공공정책이 개인 및 가구의 이동에 영향을 미친다는 시각이다. Tiebout(1956)는 특정지역사회에 거주하려는 개인 또는 가족의 결정을 지역 공공 서비스의 특정 부분을 선택(vote with their feet)하기 위한 결정으로 바라본다. 따라서 지방 정부의 세금 및 지출 정책의 차이는 공간적인 인구이동에 중요한 영향을 미치는 결정적 증거로 인식되고 있다(Cebula and Koch, 1989; Cebula and Kafoglis, 1986).

행위적 접근방법은 지역간 경제적 차이 뿐만이 아닌 다양한 요인들의 중요성을 강조하고 있다. 이동자 개개인이 잠재적 이동지역에서 느끼는 효용은 단순히 경제적 요인뿐만 아니라 사회적, 지리적, 역사적 요인이 혼재되어 이동자의 이동 결정에 영향을 끼친다는 것이다. 개인의 의사결정 과정에 대한 행위적 측면과 목적지의 특성에 중점을 둔 지역 효용 인구이동 모델을 소개한 Wolfert(1965)에 의하면 인구이동이 발생하게 되는 중요한 요인 중의 하나가 혈연 및 사회적 연결관계(가족, 친구)와 같은 미시적 요인들에 의해 좌우된다고 주장한다. 따라서 고용기회나 지역특성(amenity)과 같은 경제적 요인들에 대한 분석과 함께 현 거주지와 이동 예정지역이 가지고 있는 사회적, 환경적, 역사적 측면의 고려가 인구이동연구에서 필요하다고 주장한다.

실제로 주택 및 노동시장에서 경쟁력이 없지만 좀 더 나은 환경을 원하는 경우나 가족 또는 친척에게 도움을 주고자 하는 사람들은 잠재적 이동 목적지에서 혈연관계에 있는 사람들과 합치기를 희망하고 있다(Voss et al., 1992). 이러한 시각을 견지하고 있는 학자들의 경우 경제적인 선택 모형만의 적용은 다양한 인구이동 유형의 특성을 잘 설명하지 못할 가능성이 있음을 제기하고 있다(Behr and Gober, 1982; Jobes et al., 1992).

지금까지 살펴 본 인구이동에 관한 주류 이론의 논의는 주로 개인 및 가구의 인구통계학적, 사회-경제적 요인들 및 다양한 지역의 특성이 인구이동에 미치는 영향에 관한 것이다. 하지만 고속철도 등과 같은 SOC의 건설에 따른 공간적 인구변화에 관한 분석은 주로 교통 및 건설 등과 같은 공학적 분야의 적용에 국한되어 왔다. 하지만 SOC분야의 공간적 변화가 지역특성을 변화시키고 이러한 지역특성이 인구이동에 미치는 연계성을 고려하면 특정한 SOC건설사업에 따른 보다 직접적인 인구이동에 미치는 영향에 대한 분석은 기존의 이론적 논거에 더욱 부합되리라 판단된다. 이러한 사실은 고속철도 건설에 따른 국토공간변화를 경험한 제 국가들의 경험에서 더욱 잘 드러나고 있다.

고속철도 건설에 따른 공간적 불균형의 가속화는 고속철이 기 건설된 일본(Haynes, 1997; Sasaki et al., 1997), 독일(Vickerman, 1997), 그리고 스페인(Rus and Inglada, 1997) 등과 같은 국가의 사례에서도 잘 나타나있다. 또한 고속철 건설에 따른 국토공간의 변화도 국가별로 그 효과에 있어 차이가 있는 것으로 드러났다. 프랑스의 경우 수도 파리를 중심으로 한 수도권에서의 지방분산 효과가 있는 것으로 나타났으나, 정부기관의 지방분산정책과 동시에 실시된 연유로 이것이 순수 고속철에 의한 효과인지는 입증된 바 없다. 일본의 경우 연계역이 위치한 도시에서의 인구 및 산업의 증대가 있었으나 오히려 효과가 반감된 지역도 있었으며, 동경과 오사카 등과 같은 주요 도시에서의 집적의 분산은 별다른 효과가 없는 것으로 나타났다(Sasaki et al., 1997). 이것은 앞서 언급한 바와 같이 고속철도의 건설에 따른 인구의 공간적 분산 및 집중을 경험한 일본 및 프랑스의 사례에서 더욱 극명하게 나타난 바 있다. 다음 장에서는 이상과 같은 이론 및 실증분석의 경험에 근거하여 본 연구에서 채택된 자료와 변인에 대해 설명하기로 한다.

<표-1> 분석에 사용된 변인(시-군-구 자료)

변인	변인설명(단위)
종속변인	
순이동	전입자수-전출자수(명)
독립변인	
65세이상노령인구비	(%)
사설학원수	(개)
아파트수	(천호)
1인당주택수	주택총수/주민등록인구수
공시지가	(만원)
생활폐기물발생량	톤/일
재정자립도	(%)
지방세징수액	(억)
공간적접근도지수	2000년 도로+ 철도 이용시 공간적 접근도지수
경제적접근도지수	2000년 도로+ 철도 이용시 경제적 접근도지수
공간적접근도지수A	2010년 도로+ 철도 이용시 공간적 접근도지수
경제적접근도지수A	2010년 도로+ 철도 이용시 경제적 접근도지수
공간적접근도지수B	2010년 도로+ 철도+ 고속철도 이용시 공간적 접근도지수
경제적접근도지수B	2010년 도로+ 철도+ 고속철도 이용시 경제적 접근도지수
공간분산행렬유형	
W1	1계 인접지역의 공간적 가중치 행렬
W2	2계 인접지역의 공간적 가중치 행렬
WD1	$WD_{ij}=1/d_{ij}$ 인 공간적 가중치 행렬 (단, ij 는 지역이고 $i=j$ 이면 0)
WD2	$WD_{ij}=1/d_{ij}^2$ 인 공간적 가중치 행렬 (단, ij 는 지역이고 $i=j$ 이면 0)
WG1	$WG_{ij}=\{(m_i*m_j)^{1/2}/d_{ij}^2\}$ 인 공간적 가중치 행렬 (단, ij 는 지역이고 $i=j$ 이면 0, m 은 주민등록인구 수)
WG2	$WG_{ij}=(m_i*m_j)/d_{ij}^2$ 인 공간적 가중치 행렬 (단, ij 는 지역이고 $i=j$ 이면 0, m 은 주민등록인구 수)

주: 모든 경제적접근도지수는 광공업종사자의 수를 이용하여 경제적접근도를 산출한 후 가장 높은 경제적접근도를 100으로 하여 지수(index)를 도출하였다. 특히 경제적접근도지수AB의 경우, 2010년 광공업종사자수를 추정하여 산출하였지만, 2000년에 비해 2001년에 급격하게 광공업종사자수가 증가한 포항시, 창원시, 마산시의 경우는 2001년 자료를 사용하였다.

III. 자료와 변인

본 연구의 실증분석에서 사용된 자료는 통계청에서 제공하는 집계자료인

2000-2001년 시-군-구 거시자료(macro data)다. 이 자료는 통계청에서 인구이동과 관련해 다양한 독립변인과 주기성을 가지고 수집하는 가장 신뢰할만한 간접자료로 판단된다. 본 연구에서는 지역특성이 인구이동에 미치는 영향을 추정하기 위해 상기의 자료 이외 한국감정원에서 제공하는 공시지가자료 등과 같은 자료를 사용하였다. <표 1>은 시-군-구 자료에 기초해 본 연구의 공간계량모형에 사용된 변인에 대한 설명을 담고 있다.

본 연구에서는 서울과 광역시의 기초자치단체의 독립적 효과를 추정한 232개의 지역과, 서울과 광역시의 기초자치단체(구)의 독립성을 감안하지 않은 170개의 2가지 종류의 지역적 종속성을 검증하였다. 모형의 설명력 및 개별 변인에 대한 모수의 통계적 유의성을 근거로 판단된 본 연구의 실증분석결과는 구 단위의 기초자치단체의 공간적 독립성에 대한 가정을 무시한 170개 지역의 연구가 더욱 유의미한 것으로 드러났다. 이것은 개인 또는 가구수준의 실제적 이동선택에 있어 서울, 부산 등과 같은 광역적 지역이미지가 개별 지역내 가구수준의 지역특성에 비해 우선하는 것이 일반적임을 고려하면 타당한 분석결과로 판단된다. 따라서 본 연구의 미시 및 거시모형 모두에 있어 170개의 지역이 인구분산의 기초단위로 사용되었다.

본 연구에서 설정한 인구이동모형은 다음과 같다.

$$Y = L(D, E, A, S) \tag{1}$$

여기에서,

- Y = 종속변인(순인구이동=전출-전입)
- L = 연계함수(공간계량경제모형)
- D = 인구통계학적 변인(연령, 성별, 가구구성 등)
- E = 지역의 경제적 변인(경제적 접근도, 등)
- A = 지역의 특화변인(행정, 환경, 산업 등)
- S = 고속철 구축에 따른 공간적 접근도 측정 변인이다.

식 (1)에서 보듯이 본 연구에서 설정한 종속변인은 2000-2001년간 발생한 지역별 전입인구에서 전출인구를 차감한 순인구이동량이다. 최근 국내에서 이루어지고 있는 인구이동에 대한 연구들(Jun, 2003; 전명진,허재완, 2003; 조규영, 2003)의 경우 모형 (1)과 같이 다양한 변인을 통제하지 않고 신고전경제학의 지역간불균형이동에 입각한 지역의 고용량변화 및 이에 근거한 인구이동에 관한 연구가 주를 이루고 있다. 하지만 이러한 연구는 이성우(2001; 2002)의 연구에서 보듯이 개인 및 가구의 인구통계학적, 사회-경제적 변인들, 그리고 다양한 지역특성이 인구변화의 동인인 점을 고려하면 한계가 있는 것으로 판단된다.

본 연구에서 사용된 독립변인은 다양한 국내-외의 인구이동에 관한 선행연구(이성우 2001;2002; 이성우 외, 2002;2003; Lee et al., 2003; Lee and Zhee, 2001; Lee and Roseman, 1999;1997; Myers et al., 1997; Roseman and Lee, 1998)의 결과와 개별 변인들의 본 연구에서 채택된 자료인 시-군-구 자료에의 수록여부에 따라 선택되었다. 또한 본 연구에서는 인구이동 회귀 모형에 대한 변인 선택 기준으로 VIF(variance inflation factor)를 사용하였다. 변인팽창계수는 각각의 VIF가 1.0인 직교 데이터보다 β 가 몇 배가 더 큰 다중공선성 데이터인지를 설명해주는 확실한 지표다. 이 통계방법에 의한 경험적인 측정값은 10이며(Chatterjee and Price, 1991; Kennedy, 1992) 본 연구에서도 이 값을 기준으로 10미만인 변인만을 분석에 사용하였다.

모형 (1)을 설명할 수 있는 다양한 변인들의 인구이동에 미치는 영향에 대한 기대효과는 다음과 같다. 다양한 지역의 특성은 인구이동에 직-간접적 영향을 미친다. 연령은 인구이동에 있어 가장 중요한 요인이다. 연령이 낮을수록 이동 경향이 강하게 나타나는데, 이것은 인적자본

이론에 근거, 연령이 높을수록 이주를 통한 기대효과가 떨어지기 때문이다(Becker, 1993). 본 연구에서는 지역별 65세 이상 노령인구비를 사용하였는데 이 비율의 순인구이동에 대한 효과는 부(-)가 될 것으로 예측된다. Cushing(1993)은 기후 등과 같은 지역의 환경적 특성이 인구이동에 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 본 연구에서는 생활폐기물 발생량과 공시지가를 지역의 환경적 특성을 나타내는 변인으로 사용하였다. 지역의 주택 및 토지가격은 지역의 경제적 변인들이 통제되고 있는 한, 지역의 환경재들에 대한 경제적 내재가치를 나타내는 변인으로 사용되는 것이 일반적이다(Graves 1979, 1980; Graves and Mueser, 1993).

지역간 이동 등과 같은 장거리이동의 경우 지역간 노동시장의 차이가 주요한 영향을 미치는 것이 사실이며, 지역의 주택시장 여건 역시 이동에 영향을 미친다. 본 연구에서 설정한 변인인 1인당주택수와 아파트수 등과 같은 지역주택시장의 특성 역시 장거리이동에 영향을 미치는 것으로 나타나 바 있다(Lee and Myers, 2003). 본 연구에서 사용된 사회적 변인은 사설 학원수를 사용하였다. 특히 우리나라의 경우 자녀의 교육문제로 인해 지역의 교육환경을 중요시한다는 점을 감안하면 이 변인의 인구이동에 미치는 영향을 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다. 인구이동의 거시적 변인으로서 공공부분에 대한 중요성은 Tiebout(1956)의 가설(voting with their feet)에 근거하고 있다. 즉 다른 조건이 일정하다면, 지방세가 높을수록 인구유입에 부정적인 영향을 미치며, 인구유출을 촉발하는 효과를 나타낸다(Islam, 1989; Fox et al., 1989). 본 연구에서는 거시모형에서 재정자립도와 지방세 징수액을 지방행정 변인으로 사용하여 인구이동에 미치는 영향을 분석하였다.

본 연구의 경제적 변인으로서는 고속철도 개통에 따른 효과를 분석할 수 있는 2개의 변인을 선택하였다. 고속철에 따른 지역의 공간적 접근도의 설정은 조남건(2002: 99)의 사례를 이용하여 계산하였다.

$$\text{공간적 접근도: } S = \frac{1}{n(n-1)} \left(\sum_{i=1}^n + \sum_{j=1, j \neq i}^n C_{ij} \right) \quad (2)$$

여기서, n=지역(시/군 또는 시/군/구)수, C_{ij}는 지역(i)에서 지역(j)까지의 통행시간(2000년은 철도+도로, 2010년은 철도+도로, 철도+도로+고속철)을 나타낸다.

이러한 공간적 접근도는 지역의 경제적 자유도를 차감한 순효과로 예측되는 것이 더욱 바람직하다. 따라서 본 연구에서는 조남건(2002: 99)의 사례를 이용하여 170개 지역별 경제적 접근도를 계산하였다.

$$\text{경제적 접근도: } E_i = \frac{1}{n(n-1)} \left(\sum_i^n \frac{M_i}{s_{ij}} + \sum_j^n \frac{M_j}{s_{ji}} \right) \quad (3)$$

여기서 n=지역수, M_i는 i지역의 사업체 종사자수, M_j는 j지역의 사업체종사자수, s_{ij}는 i와 j 간의 통행시간을 의미한다. 상기의 2가지 지표의 계량모형에 대한 적용은 모두 표준화된 지수를 이용하여 지역간 상대적 접근도 변화에 따른 고속철도 효과를 추정할 것이다.

본 연구에서는 지역의 공간적 접근성의 향상이 주변지역으로부터 추가적 인구유입을 초래한다는 가설을 설정하고 있다. 따라서 고속철 운행에 따른 인구이동의 순효과를 추정하기 위해서는 추정되는 계수(parameters)의 consistency 확보와 efficiency gain이 필수적이라 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 횡단면자료의 분석에 있어서 이러한 통계적 장점을 확보하고 있는 다음의 공간계량모형을 적용할 예정이다.

IV. 연구방법론: 공간계량모형

교란항의 분산이 일정하다고 가정하는 표준선형 회귀모형은 다음과 같다.

$$M = X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

M은 순이동율 변수의 $n \times 1$ 벡터이고 X는 이주 결정요인을 포함하는 $n \times k$ 행렬이다. 벡터 β 는 설명변수에 의해서 측정될 모수 k 를 나타내며, ε 는 n 잔차의 iid 벡터이다.

본 연구에서는 Lesage(1999)가 제안한 공간적 의존도를 고려한 세 개의 대안적 모형을 적용할 예정이다. 첫 번째 모형은 공간적 자기회귀모형(SAR)이다. 이 모형은 공간적 의존도가 지역의 공간적 인접도 및 거리에 따라 영향을 미친다는 가정에 기초한다.

$$M = \rho W(M) + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

M은 이주(종속)변수의 $n \times 1$ 벡터이며, X는 이주결정요인을 포함하는 $n \times k$ 행렬을 의미하고, W는 공간적 가중 행렬(spatial weights matrix)을 나타낸다. 스칼라 ρ 는 공간적 자기회귀(SAR) 모수이며 β 는 설명변수로부터 추정될 모수 k 이다.

두 번째 모형은 공간적 오차 모형이다(SEM). 이것은 공간적 의존도가 교란항과 밀접한 상관관계가 있다는 가정에 기초한다.

$$M = X\beta + u \quad (6)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

λ 는 수량적(scalar) 공간 오차 계수이다.

만약 공간적 시차와 오차항 2가지 모두에 있어 공간적 의존관계가 존재한다는 증거가 있다면 일반적공간모형(SAC)이 가장 적합하다. Anselin(1988)과 LeSage(1999)는 만약 공간적 의존관계의 증거가 SAR 추정으로부터 도출된 오차구조에 존재한다면 이 모형의 실증분석에의 적용이 가장 바람직하다고 주장한다. SAC 모형은 다음과 같이 공간적 시차항(spatial lagged term)과 더불어 공간적 오차 구조를 포함한다.

$$M = \rho W(M) + X\beta + u \quad (7)$$

본 연구에서 특히 주의를 기울이는 점은 모형 (5), (6), (7)에서 보여지는 공간적가중행렬(spatial weight matrix)이다. 이것은 다른 지역과 연결된 특정 지역들의 배열을 나타낸 것으로 이 모형이 가지는 주요 특성이다. 인접 지역의 종속성을 추론하기 위하여 일반적으로 많이 이용되는 것은 공간상의 경도, 위도 좌표와 연결된 삼각형을 사용하는 다음과 같은 공간적 인접 행렬 W의 구조를 가지는데 이는 다음의 식과 같다.

$$W_{ij} = \frac{d_{ij}}{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n d_{ij}} \text{ where } d_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if connected to } j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8)$$

식(8)은 시계열분석에서 보여지는 AR(1)의 형태를 띤 것으로 본 연구와 같은 공간계량경제모형에서는 SAR1으로 지칭될 수 있다. 식(13)은 그 구조가 상대적으로 단순하지만 국내외의 선행연구들에서 최근까지도 가장 많이 이용되는 가중치의 유형이다. 본 연구에서

는 이러한 단순한 SAR1 이외 차인접지역의 공간적 가중치를 감안할 수 있는 SAR2, 거리의 역함수(Inverse Weight), 중력함수(Gravity Weight) 등을 도입하여 자료에 가장 적합한 인구가동모형을 추정하였다.

V. 분석결과

1. 순인구가동의 결정요인

<표 2>는 모형 5, 6, 7에 예시되어 있는 SAR(spatial autoregressive model), SEM(spatial autoregressive error model), 그리고 SAC(general special model)모형의 실증분석결과를 보이고 있다. 본 연구에서는 종속변인과 잔차의 공간적 종속성에 대한 검증을 위해 약 60개에 달하는 다양한 유형의 모형을 검증하였고 <표 3>제시된 모형은 최종적으로 채택된 결과다. Adj-R-square와 공간적 종속성을 나타내는 rho와 lambda의 결과로 살펴보면 SAC모형이 종속변인 또는 잔차의 종속성만을 감안한 SAR 또는 SEM모형에 비해 수월한 것으로 나타났다.

<표 2>에 있는 2개의 SAC모형 중, 종속변인(순인구가동)에 대한 공간적 종속성을 최인접지역으로 나타낸 W1, 그리고 모형에서 통제하지 못하는 잔차의 종속성이 지역간 거리의 제곱근의 역수를 의미하는 WD1을 사용한 모형의 설명력(Adj. R-square=88.27%)이 종속변인에 대한 공간적 종속성을 W1, 잔차의 공간적 종속성을 차인접지역(W2)으로 설정한 모형1에 비해 더욱 수월한 것으로 나타났다. 따라서 개별 변인의 인구가동에 대한 효과는 SAC에 있는 모형2를 중심으로 설명하기로 한다.

순인구가동에 대한 독립변인의 효과는 인구가동에 관한 이론 및 예상과 대체로 일치하는 것으로 나타났다. 지역의 65세이상 노령인구비율이 대체로 농촌성을 드러내고 있다는 측면에서 순인구가동에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 사설학원수는 정(+)의 효과를 보이는 것으로 분석되었다. 아파트수와 도시성과 최근 인구유입을 유발하는 지역에 건설되고 있다는 점을 감안하면 본 연구에서 분석된 정(+)의 효과는 당연한 것으로 판단된다. 하지만 1인당주택수의 경우는 순인구가동과 부(-)의 관련성을 보이고 있는데 이것은 인구유입효과가 큰 대도시 노동시장에서의 주택수급이 수요에 미치는 못하는 한국적 주택시장의 현실이 반영되고 있는 것으로 판단된다.

지역의 환경적 특성을 반영하리라 예상된 공시지가와 생활폐기물발생량의 경우 순인구가동과 부(-)의 관련성을 보이고 있다. 생활폐기물발생량의 경우 예상된 결과지만 공시지가가 부(-)의 관련성을 나타내고 있는 것은 지역의 경제적 특성에 대한 효과가 차감될 경우 공시지가가 높은 지역으로의 인구가동은 차감할 수 있다는 경제적 특성이 반영된 결과로 판단된다. 예상한대로 지역의 재정자립도는 정(+)의 효과를 나타내고 있었다. 하지만 지방세징수액이 순이동과 정(+)의 관련성을 보이고 있는 것은 지역의 경제적 활황도와와의 연관성 때문인 것으로 추정된다.

본 연구의 주요 변인인 공간적접근도와 경제적접근도는 예상된 결과를 보이고 있다. 본 연구에서는 개별 변인이 가지는 이질적 분산을 통제하기위해 개별 지표의 범주를 100으로 통제한 표준화된 지표인 공간적-경제적 접근도지수를 사용하였다. 결과에서 보듯이 경제적 접근도의 순이동에 대한 효과가 공간적 접근도보다 훨씬 큰 것으로 나타났다. 앞서 언급하였듯이, 본 모형에서 통제된 공간적접근도지수의 효과는 고속철 개통에 따른 부수적 경제적효과를 차감한 순수 고속철 개통에 따른 접근도 개선 효과를 보이고 있다.

<표-2> 공간계량모형을 이용한 순인구이동모형

변인	SAR				SEM				SAC			
	모형1		모형2		모형1		모형2		모형1		모형2	
	계수	Asym.t	계수	Asym.t	계수	Asym.t	계수	Asym.t	계수	Asym.t	계수	Asym.t
INTERCEPT	10131.3321 *	1.7692	8016.7011	1.3792	7786.9787	1.2657	7780.1041	1.4215	9080.5352 **	2.0700	7809.6801	1.3641
65이상노령인구	-0.1672 **	-2.0183	-0.1538 *	-1.8074	-0.1619 *	-1.9557	-0.1639 *	-1.9318	-0.2554 ***	-3.1881	-0.1704 **	-2.0642
사설학원수	2.6922	0.8516	3.8288	1.1952	4.0077	1.2815	3.4454	1.0828	0.9883	0.3388	3.8868	1.3067
아파트수(천호)	221.3219 ***	6.7281	200.6060 ***	6.0610	205.4871 ***	6.4731	191.7423 ***	5.9011	210.2038 ***	7.1050	219.3694 ***	7.2624
1인당주택수	-33.5718 *	-1.9345	-31.7871 *	-1.7893	-26.3080	-1.4613	-29.2866 *	-1.7654	-30.3154 **	-2.2649	-25.4035	-1.4664
공시지가(만원)	-19.9398 **	-2.4330	-20.7460 **	-2.4590	-19.4589 **	-2.3455	-20.2261 **	-2.4366	-17.4958 **	-2.2707	-19.2998 **	-2.3586
생활폐기물발생량	-40.5804 ***	-6.5971	-39.7624 ***	-6.2986	-39.6136 ***	-6.4342	-38.6048 ***	-6.1290	-35.6624 ***	-6.2545	-41.6355 ***	-6.8302
제정자립도	6.2485	0.1485	21.6553	0.5048	16.8103	0.3988	37.5628	0.9388	18.0352	0.4981	9.1701	0.2143
지방세징수액(억)	3.4543 ***	3.3764	3.0735 ***	2.9556	2.8962 ***	2.8000	2.9802 ***	2.8766	3.7476 ***	3.7321	3.3894 ***	3.4690
공간적접근도지수B	31.7491	1.0394	46.6705	1.4721	27.2224	0.7678	33.7962	1.3421	37.5438 *	1.8475	41.1481	0.8085
경제적접근도지수B	560.8506	1.2065	716.9976	1.5138	791.2427 *	1.6758	833.6308 *	1.7584	598.1400	1.2803	622.9778	1.3812
RHO	0.1930 ***	2.8162	-0.1060	-0.8505					0.2110 ***	4.1021	0.1609 ***	3.3201
W1	0				0				0		0	
LAMBDA					0.2730 ***	2.9360	-0.3660 **	-2.3269	-1.2663 ***	-4.7023	0.4000 ***	2.8760
W2			0				0		0			
WD1											0	
N	170		170		170		170		170		170	
Log-Likelihood	-1600.2391		-1603.8576		-1659.7322		-1661.5048		-1408.1218		-1353.6328	
R ²	0.6788		0.6732		0.6950		0.6870		0.7277		0.8896	
Adj. R ²	0.6586		0.6526		0.6758		0.6674		0.7106		0.8827	

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

2. 고속철도가 지역의 인구분포에 미치는 영향

다음의 <표 3>은 <표 2>의 SAC(모형 2)의 분석결과를 통해 추정된 고속철도의 건설로 인한 광역자치단체별 순인구 이동효과를 추정한 결과다.

<표-3> 고속철도 개통이 광역 시·도의 인구변화에 미치는 영향

(단위:명)

	순이동 인구	순인구 이동A	순인구 이동B	순인구 이동C	인구 변화A	인구 변화B	고속철 효과A	고속철효 과B
서울특별시	-46939	-47092	-47062	-47013	30	79	49	115
부산광역시	-43694	-25412	-37759	-35785	-12347	-10374	1973	1409
대구광역시	-3352	-1667	-19904	-18855	-18238	-17188	1050	747
인천광역시	13165	38586	7785	8270	-30800	-30316	484	594
광주광역시	-14	5449	6933	7814	1485	2366	881	454
대전광역시	8576	8880	9748	10476	868	1596	728	378
울산광역시	3216	15277	2162	2846	-13115	-12430	685	514
경기도_시	154204	183935	109141	110572	-74794	-73363	1431	1611
경기도_군	29822	15515	-897	-982	-16412	-16497	-86	-591
강원도_시	-1241	-8047	-7606	-8028	440	18	-422	-1444
강원도_군	-9893	-9972	-9132	-9643	839	328	-511	-1842
충청북도_시	1364	2634	-1166	-1355	-3800	-3989	-190	-713
충청북도_군	-5768	-5516	-12099	-12351	-6584	-6835	-252	-1465
충청남도_시	6947	196	-4312	-3983	-4508	-4179	329	-505
충청남도_군	-14689	-18554	-21200	-21544	-2646	-2990	-344	-1361
전라북도_시	-7839	475	-5018	-5158	-5493	-5633	-140	-1000
전라북도_군	-13751	-11502	-11590	-12122	-89	-620	-531	-1939
전라남도_시	-12363	-7819	-3989	-3534	3831	4285	455	-46
전라남도_군	-21175	-46858	-47429	-47718	-571	-860	-288	-999
경상북도_시	-22312	2593	-12246	-11685	-14839	-14278	561	-427
경상북도_군	-3185	-20904	-22978	-23421	-2075	-2517	-443	-1983
경상남도_시	4103	34093	16707	12516	-17386	-21577	-4191	452
제주도	-2358	-5909	-6006	-6228	-97	-319	-221	-303

주: 경기도_시는 인천광역시 포함

순인구이동A: 2000년 추정순인구이동

순인구이동B: 2010년 고속철도없이 도로+ 철도만을 가정했을 경우의 추정 순인구이동

순인구이동C: 2010년 고속철도+ 도로+ 철도를 가정했을 경우의 추정 순인구이동

인구변화A=(순인구이동B)-(순인구이동A), 인구변화B=(순인구이동C)-(순인구이동A)

고속철효과A=(인구변화B)-(인구변화A)

고속철효과B: 2010년 추정독립변인과 도로+ 철도+ 고속철도를 가정하였을 경우의 추정 순인구이동

<표 3>은 <표 2>의 SAC모형과 모형에서 통제된 독립변인에 대한 170개 자치단체의 특성값을 가지고 개별 지역에서의 고속철도에 의한 순인구이동효과를 추정한 후 광역자치단체별로 총계를 구한 것이다. <표 3>의 첫 번째 행은 1999-2000년 사이 지역간 순이동인구를 나타내고 순이동인구A는 <표 2>의 SAC모형에서 추정된 순이동인구를 의미한다. 순이동인구B는 고속철이 없었을 경우의 2010년 공간적 접근도를 가지고 추정한 순인구이동량을 의미하며, 순인구이동C는 고속철을 가정한 2010년의 공간적 접근도를 가지고 추정한 지역별 순인구이동량을 나타낸다.

인구변화A는 고속철을 가정하지 않은 2010년의 순인구이동량에서 모형에서 추정된 인구이동량을 차감한 것이며, 인구변화B는 고속철을 가정한 인구추정치에서 모형에서 추정된 인구이동량을 차감한 것이다. 따라서 <표 3>의 7번째 행은 후자의 인구변화에서 전자

의 인구변화를 차감한 순 고속철효과라 할 수 있다.

고속철도의 개통에 따른 지역간 접근도의 변화는 연간 순이동인구의 측면에서는 큰 인구변화를 초래하지는 않고 있는 것으로 보인다. 하지만 고속철이 통과하는 대부분의 시·도는 인구의 유입효과가 나타나는 반면 그렇지 못한 지역의 인구는 유출되는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 이러한 현상은 특히 도시지역보다는 농촌지역에서 특히 인구유출이 클 것으로 예측되었다.

고속철 연계역의 인구 및 경제력 규모가 큰 지역일수록 순인구유입의 규모가 클 것으로 예측되었다. 부산광역시가 연간 약 2,000명 정도의 순인구 유입효과가 있을 것으로 분석되어 가장 큰 수혜지역이 될 것으로 예측되었고, 그 다음이 광명역사가 존재하는 경기도의 도시지역으로 연간 약 1,431명의 순인구 유입효과가 있는 것으로 나타났다. 경기도의 경우 해당 고속철 연계지역 뿐만 아니라 서울과 용산, 그리고 광명의 고속철효과가 주변의 도시지역을 중심으로 접근성 향상에 가장 높은 정(+)의 효과를 초래하기 때문으로 판단된다. 그 다음이 대구광역시 1,050명, 광주광역시 881명, 대전광역시 728명, 울산광역시 685명 등의 순이었다.

경부고속철이 통과하는 대구와 경주가 위치한 경상북도 및 대전과 천안-아산역사 위치한 충청남도의 경우 도시지역에서의 순인구 증대효과가 있을 것으로 분석되었고, 호남 고속철 개통에 따른 광주와 목포의 정차역이 존재하는 전라남도의 경우 역시 도시지역에서는 접근도 개선에 따른 순인구 증대효과가 있는 것으로 나타났다. 하지만 이들 모든 지역에서 농촌지역이라 할 수 있는 군부의 경우 오히려 인구가 감소하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 하지만 오송역이 정차하는 충청북도와 익산이 위치한 전라북도의 경우에는 시부와 군부 모두에서 인구의 감소효과가 예측되었다.

고속철도 개통에 따른 가장 큰 인구감소는 약 4,191명이 예측된 경상남도의 시부가 될 것으로 나타났다. 이러한 현상은 경상남도 인근에 위치한 고속철 연계역인 부산과 울산의 강력한 인구흡입효과에 기인하는 것으로 판단된다. 고속철도가 운행하지 않는 강원도와 제주도, 그리고 고속철 연계역을 가지고 있지만 상대적으로 그 효과가 약한 충청북도와 제주도의 경우 역시 도시와 농촌 모든 지역에서 인구의 감소효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

<표 3>의 결과가 개략적인 고속철로 인한 인구이동효과를 보이고 있지만 공간적 접근도를 제외하고는 모형에서 통제된 변인들의 추정치가 2000년 당시의 특성이라는 측면에서 한계가 있다. 본 연구에서 설정한 다양한 변인들의 특성간의 지역간 관련성이 2010년에도 동일하다면 지금까지의 분석이 유효하겠지만, 이들 지역간 특성의 우열과 관련성이 변화할 경우 기존의 분석은 제한적이라 하겠다.

이러한 점을 보완하기 위해 본 연구에서는 <표 1>에서 통제된 모든 독립변인에 대한 170개 지역의 2010년 추정치를 계산하였다. 2010년 독립변인을 추정하는데 사용된 계량모형은 AR(1)이고 사용된 자료는 1995-2002년의 시군구자료이며 추정된 AR(1) 회귀분석 모형의 수는 약 1,700개이다. 모든 분석에서는 확실적인 선형경향(linear trend)을 차감하기 위해 개별 변인의 2010년 추정치에 대한 예측시 exponential을 사용하여 선형 경향을 완화시켰다. 따라서 <표 3>의 제8행에 있는 결과는 새로이 추정된 모형에 2010년의 독립변인에 대한 효과를 외삽하여 추정한 것이다.

2010년의 사회-경제적 상황을 감안한 인구이동의 변화는 2000년의 사회-경제적 특성을 가지고 앞서 분석한 결과(제7행)와 일정 정도 차별적인 것으로 나타났다. 경상남도

도시지역의 경우 2000년의 분석결과와는 달리 순인구증가가 있을 것으로 예측되었으며 서울시와 경기도 도시지역 역시 더욱 많은 인구증가가 이루어질 것으로 예측되었으나, 기타 광역시의 경우 그 증가분이 감소하는 것으로 나타났다. 서울시와 경기도, 경상남도를 제외한 전 지역에서 인구감소효과가 더욱 두드러질 것으로 예측되었고, 이러한 현상은 특히 강원도와 전라북도에서 더욱 두드러져, 양 지역의 경우 약 3,000명 이상의 인구가 각각 감소될 것으로 분석되었다. 그 다음이 경상북도와 충청북도로 약 2,000명 이상의 인구감소효과가 예측되었다.

다양한 상황의 설정과 함께 지금까지 분석한 고속철의 효과는 정(+)의 효과가 기대되는 지역과 부(-)의 효과가 기대되는 지역이 명확하게 구분되는 것으로 나타났다. 특히 고속철이 연계되지 않는 지역의 경우 농촌지역에서의 인구유출이 많을 것으로 예측되었다. 이것은 기 정립된 경부축의 '고속성장축'의 자리매김으로 인해 지역간 격차가 더욱 심화될 가능성이 있음을 보여주고 있다. 이러한 경향은 고속철도 시행에 따른 추가적 인구유입의 지역별 순위를 보여주고 있는 <그림 1>에서 더욱 잘 드러나고 있다.

<그림 1>의 <가>는 <표 4>의 2000년의 사회-경제적 상황을 나타내는 <표 4>의 제7행의 결과를 170개 기초자치단체별 인구유입의 순위로 표시한 것이고, <나>는 2010년의 사회-경제적 상황에 대한 전제하에 추정된 인구유입의 순위를 자치단체별로 나타낸 것이다. 양 그림 모두의 경우에 있어 고속철 연계역을 확보하지 못하거나 호남철 전철화에 따른 혜택이 미약한 강원도 및 전라북도가 가장 많은 인구의 유출을 나타내는 열은 색을 보이고 있고, 고속철 연계역을 확보한 수도권 및 부산-경남권이 순인구유입을 나타내는 짙은 색을 보이고 있다. 또한 2000년 대비 2010년의 사회-경제적 상황에 대한 고속철효과는 경북이 감소하고 충남과 충북의 경우 상승하는 것으로 예측되었다. 이러한 경향은 본 연구에서 설정한 170개 자치단체별 인구유입/유출 효과의 유무를 분석한 다음의 그림에서 더욱 자명하게 드러나고 있다.

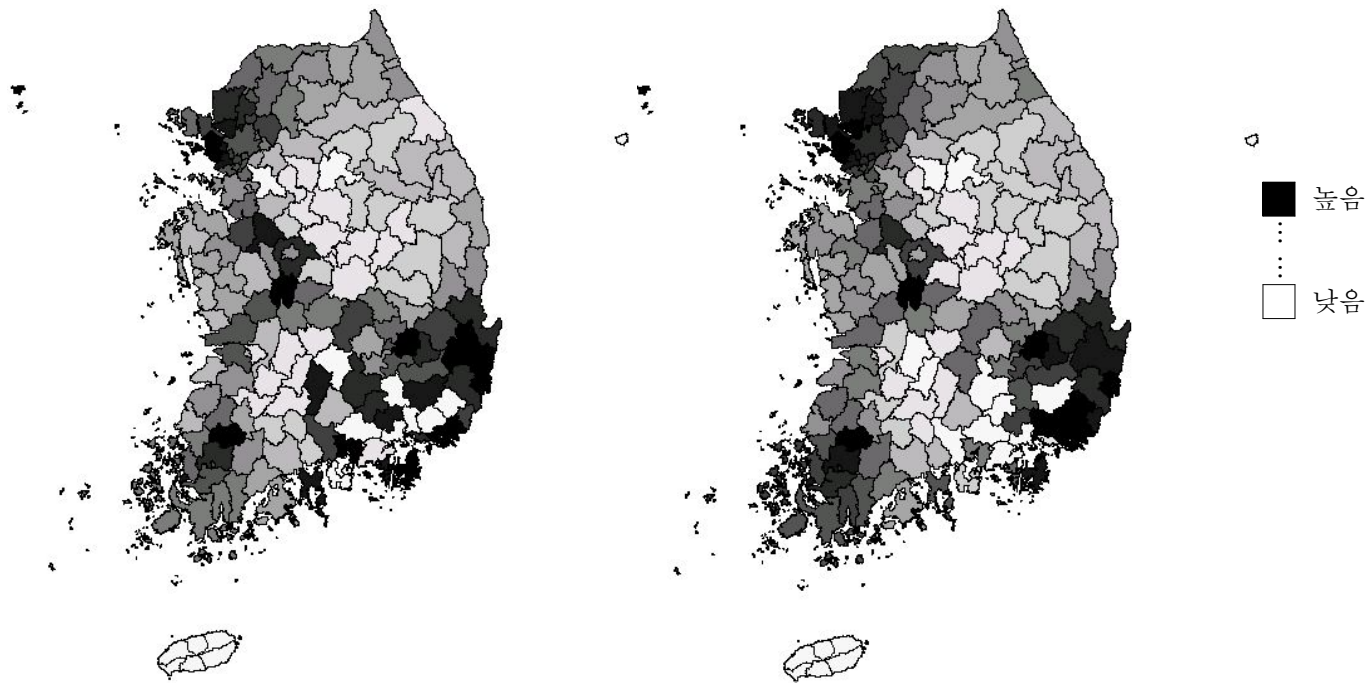
<그림 2>는 170개 자치단체별로 경부고속철도 개통에 따른 순인구이동의 유입 및 유출효과에 대한 증감여부를 표시한 것이다. 그림 <가>는 2000년의 사회-경제적 상황을 감안한 것이고 <나>는 2010년의 사회-경제적 상황을 감안한 결과다. 두 가지 모두의 경우에 있어 고속철개통에 따른 접근도의 개선이 예상되는 지역을 중심으로 인구유입효과가 있는 것으로 분석되었다. 하지만 고속철의 개통은 강원도의 모든 지역에서 순인구이동의 감소효과를 초래할 것으로 예측되었다. 특히 강원북부 및 산악지역에 위치한 자치단체들(평창, 원주, 홍천, 영월, 정선 등)과 전라북도의 고속철 연계역이 건설될 익산과 김제를 제외하면, 전주, 정읍, 남원 등 대부분의 지역에서 많은 인구손실을 입을 것으로 예측되었다.

고속철도가 관통하는 충남은 고속철 연계역 및 주변지역인 대전, 천안, 아산, 논산 등을 제외한 모든 지역에서 인구의 순유출이 있을 것으로 추정되었고, 충북은 오송역 인근의 옥천과 청원을 제외한 모든 지역에서 인구가 감소할 것으로 나타났다. 경북은 경주와 대구 인접지역인 포항, 경주, 김천, 구미, 영천, 경산, 등을 제외한 모든 지역에서 인구유출이 예상되었고, 경남은 부산과 울산 등과 같은 고속철 연계역과 유리된 지역인 창원, 마산, 진주, 등에서 인구의 유출이 예측되었는데, 특히 창원시와 김해시의 경우 연간 약 3천명을 초과하는 인구의 유출이 예상되었다. 제주도는 모든 지역에서 인구의 유출이 예상되었으나 2010년의 사회-경제적 상황을 상정한 경우가 2000년의 상황을 설정한 경우보다 인구의 유출이 클 것으로 예측되었다.

<그림 1> 고속철도가 인구의 공간적 분산에 미치는 영향(시,군별 순위)

<가> 2000년의 사회-경제적 상황

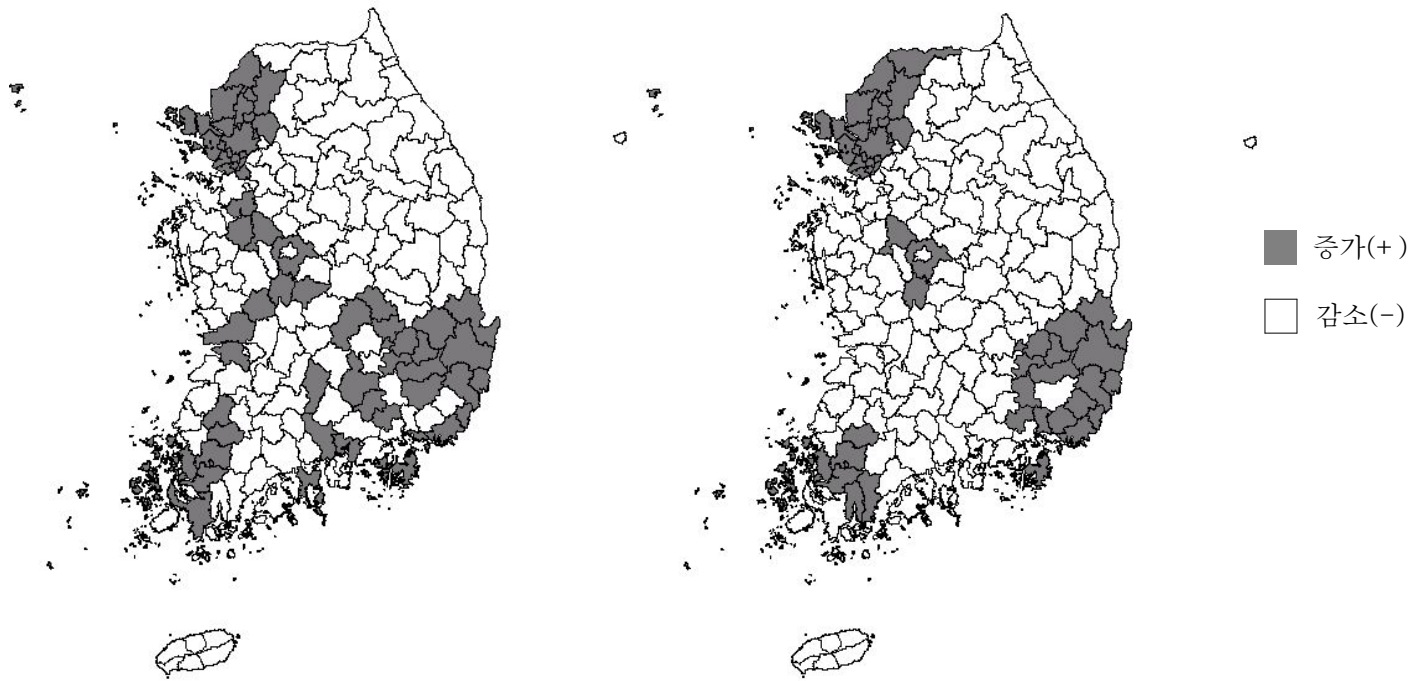
<나> 2010년의 사회-경제적 상황



<그림 2> 고속철도가 인구의 공간적 분산에 미치는 영향(시-군별 증가 유무)

<가> 2000년의 사회-경제적 특성

<나> 2010년의 사회-경제적 특성



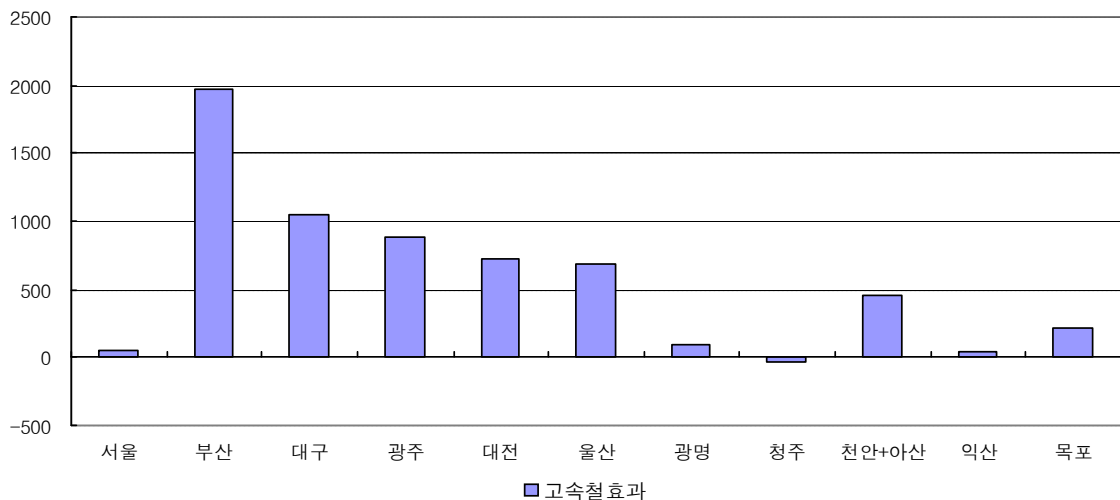
<그림 1>과 <그림 2>의 <나>에서 보듯이 2010년의 사회-경제적 상황을 설정하여 순인구이동을 추정할 경우 인구집중도는 약 4개의 거점지역별로 더욱 극화되는 현상을 보일 가능성을 나타내고 있다. 2000년의 사회-경제적 상황을 설정할 경우 서울, 부산, 광주, 대전을 중심으로 한 주요 축과 그 주변 지역에 고속철에 따른 정(+)의 효과가 기대되었으나, 2010년의 사회-경제적 상황을 가정할 경우 개별 지역의 중심도시를 중심으로 인구집중 효과가 더욱 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 이러한 현상은 1995-2002년까지의 사회-경제적 변화로 예측한 지역간 격차가 개별 거점을 중심으로 더욱 심화되었음을 시사하고 있다. 이러한 결과는 고속철이 통과하는 주변지역에 대한 보다 적극적인 대책이 없을 경우 향후 4대 거점도시인 서울과 부산, 그리고 대전 및 광주를 중심으로 주변지역에서의 인구집중이 더욱 가속화되리라 예측된다.

3. 고속철도 개통에 따른 연계역의 인구유입 효과

<그림 3>은 경부고속철 연계역과 호남철 진철화에 따라 접근성의 개선 및 이에 따른 인구증가가 기대되는 지역에 대한 분석결과를 보이고 있다. 예상한대로 거의 모든 고속철 연계 지역에서 순인구의 증가효과가 기대되고 있다. 부산이 약 2,000명 정도의 순인구유입효과가 기대되었고 대부분의 경부철 연계역과 호남철의 연계역이 입지하는 익산과 목포, 그리고 광주에서도 순인구의 증가가 예측되었다.

하지만 오송역이 인접하고 있는 청주의 경우에는 인구감소가 예측되었다. 청주의 경우, 경제적 접근도지수는 비고속철의 4.96에 비해 고속철 개통으로 인해 4.98로 약간 상승하는 것으로 분석되었으나, 공간적 접근도지수는 비고속철의 경우보다 고속철의 경우가 약 3.65 정도 감소하였고 이러한 공간적접근도의 상대적 측면에서의 하락이 순인구의 감소효과로 나타날 것으로 예측되었다. 이것은 같은 고속철 연계역이 입지하는 지역이라 할지라도 주변 지역인 대전과 천안 등과 같은 경쟁지역이 있을 경우 인구가 감소할 가능성을 시사하는 것으로 판단된다.

<그림 3> 연계역의 고속철효과



VI. 결론

프랑스와 일본, 그리고 스페인 등 기 고속철도를 시행하고 있는 국가들의 사례에서 알 수 있듯이 고속철의 도입에 따른 파급효과는 지역별로 상이한 것으로 나타났다. 특히 고속철도의 연계역이 특정지역에 제한된다는 점을 감안하면 정책시혜지역의 경우 사업시행에 따른 시너지효과(수혜지역과 비수혜지역의 차별 극대화)가 기대되는 반면, 비수혜지역에서의 인구 및 자원의 유출에 따른 상실효과 역시 예측되고 있다. 본 연구에서는 고속철도의 개통이 국토공간의 변화에 미치는 영향을 인구변화를 중심으로 실증 분석하였다. 본 연구에서는 먼저 고속철도 건설에 따른 공간적 파급효과를 공간계량모형을 적용해 고속철도가 가져올 인구 변화를 예측하였다.

연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 고속철도의 건설은 특히 기 구축된 경부축의 성장효과를 더욱 강화시킬 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 하지만 고속철 연계역과 지리적으로 유리된 지역의 성장은 오히려 저해하는 요인으로 작용할 개연성이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 고속철이 통과하는 시-도는 인구의 유입효과가 나타나는 반면 그렇지 못한 지역의 인구는 유출되는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 부산광역시와 광명역사가 존재하는 경기도의 경우가 가장 큰 순인구 증가효과가 있는 것으로 나타났다. 부산의 경우 울산 및 대구 등과 같은 인접 연계역과의 연계성 증대와 이에 따른 경제적 접근도의 향상이 이러한 효과를 가져 온 것으로 판단되며, 광명시의 경우 광명시 뿐만 아니라 서울과 용산 등의 고속철효과가 주변지역의 접근성 향상에 많은 효과를 초래하기 때문에 여겨진다. 셋째, 고속철도의 개통은 도시지역보다 농촌지역인 군부에서의 인구유출을 더욱 촉진할 것으로 예측되었다. 이러한 경향은 특히 고속철 연계역과 상대적으로 유리된 지역인 전라북도과 강원도의 경우 더욱 심각할 것으로 예측되었다. 넷째, 고속철 연계역이 위치할 충청남도 및 충청북도의 경우에도 천안과 아산, 대전, 그리고 청원과 옥천 등과 같은 고속철 인접지역을 제외하고는 순인구의 유출이 예상되고 있었다. 이것은 주변지역 교통망의 연계성이 수도권이나 부산-경남권에 비해 밀접하지 못한데 기인하고 있는 것으로 판단된다.

종합하면, 고속철도의 건설은 연계역에 대한 접근도의 개선과 이에 따른 추가적인 인구유입이 이루어질 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 하지만 경부고속철도 및 호남선의 전철화에 따른 접근도의 개선은 특히 연계역과 유리된 강원도 및 전라북도 지역의 인구유출을 초래하여 이미 심각한 지역간 격차를 보이고 있는 이 지역의 상대적 박탈감을 더욱 심화시킬 가능성이 있는 것으로 예측되고 있다. 고속철도사업은 1990년 사업계획 발표 이후 3차례에 걸친 설계변경을 통해 이미 사업비가 5조8400억원에서 19조2205억원(2단계 포함)으로 늘어났다. 여기에 최근 발표된 3개 역사 추가 건설로 사업비가 4000억~6000억원 증가하면 전체 국고의 재정지출은 약 20조를 넘어설 것으로 판단된다.

이러한 재정이 특정지역에서 마련된 재원이 아닌 한 막대한 재정이 소요되는 정부 정책 집행에 따른 지역간 격차의 확대는 공공재 혜택의 편향적 귀결이라는 측면에서 또 다른 지역간 갈등을 유발할 수 있다. 특히 현재 참여정부 공공정책의 패러다임이 지방화를 통해 더욱 균형 있는 지역발전을 표방하고 있는 점을 감안하면, 대규모 국책사업의 결과가 개발시대 이후 성장거점정책의 피해지역에 대한 차별성의 심화로 나타나는 것은 결코 바람직하지 않다. 따라서 고속철로 인해 부(-)의 인구유출 효과가 예측되는 지역, 특히 전라북도와 강원도에 대한 정책적 배려는 시급히 마련될 필요가 있다고 판단된다.

참고문헌

1. 구성열. 1996. 인구경제론. 서울: 박영사.
2. 이성우 · 권오상 · 민성희 · 박지영. 2002. “도농간 인구이동에 따른 실업비용”. 농업경제 연구. 43(2): 77-110.
3. 이성우 · 류성호 · 정지용. 2003. “자가로 측정한 한국 이민자들의 이민효과와 동화효과에 관한 연구”. 지역연구. 17(2): 57-78.
4. 이성우 · 임형백 · 고금석. 2003. “기회편익으로 측정한 도농간 이동자의 고용기회”. 지역 연구. 19(1): 1-26.
5. 이성우. 2001. "지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 계속이동과 회귀이동". 한국지역개발학회지. 13(3): 19-44.
6. 이성우. 2002. "지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 독립이동과 연계이동". 지역연구. 18: 49-82.
7. 전명진 · 허재완. 2003. “행정수도 이전에 따른 인구 및 고용과급효과.” 국토연구원: 신 행정수도 건설의 파급효과에 관한 세미나 자료집.
8. 조규영. 2003. “신행정수도 건설에 따른 전국적 파급효과” 신행정수도 건설방안과 기대 효과: 충북개발연구원, 한국동서경제학회, 21세기 지역포럼 공동세미나 자료집.
9. 조남건. 2002. 국토공간의 효율적 활용을 위한 도로망체계의 구축방향 연구. 국토연 2002-31.
10. Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
11. Becker, G. S. 1993. *Human Capital* (3rd ed.). Chicago: The University of Chicago Press.
12. Behr, M. and P. Gober. 1982. “When a Residence is not a House: Examining Residence-based Migration Definitions”. *Professional Geographer* 34:178-184.
13. Cadwallader, M. 1992. *Migration and Residential Mobility: Macro and Micro approaches*, Madison: University of Wisconsin Press.
14. Cebula, R. J. and J.V. Koch. 1989. “Welfare Policies and Migration of the Poor in the United States”. *Public Finance* 30:186-196.
15. Cebula, R.J. and M.Z. Kafoglis. 1986. “A Note on the Tiebout-Tullock Hypothesis: The Period 1975-1980”. *Public Choice* 48:65-69.
16. Cushing, B.J. 1993. “The Effect of the Social Welfare System on Metropolitan Migration in the US, by Income Group, Gender and Family Structure”. *Urban Studies* 30:325-338.
17. Evans, A. W. 1990. "The Assumption of Equilibrium in the Analysis of Migration and Interregional Differences: A Review of Some Recent Research". *Journal of Regional Science* 30:515-531.
18. Fox, W. F., H. W. Herjog, Jr. and A. M. Schlottman. 1989. "Metropolitan Fiscal Structure and Migration". *Journal of Regional Science* 29: 523-536.
19. Graves, P.E. 1979. "A Life-Cycle Empirical Analysis of Migration and Climate, by Race". *Journal of Urban Economics* 6:135-147.
20. Graves, P.E. 1980. "Migration and Climate". *Journal of Regional Science* 20:227-237.

21. Graves, P.E. and P.R. Mueser. 1993. "The Role of Equilibrium and Disequilibrium in Modeling Regional Growth and Decline: A Critical Reassessment". *Journal of Regional Science* 33:69-84.
22. Greenwood, M.J. and G.L. Hunt. 1989. "Job versus amenities in the analysis of metropolitan migration". *Journal of Urban Economics* 25: 1-16.
23. Haynes, K. E. 1997. "Labor Markets and Transportation Regional Transportation improvements: the case of high-speed trains. An introduction and review". *Regional Science* 31(1): 57-76.
24. Islam, M.N. 1989. "Tiebout Hypothesis and Migration-Impact of Local Fiscal Policies". *Public Finance* 44:406-418.
25. Jobs, P.C., W.F. Stinner, and J.M. Wardwell. 1992. *Community, society and migration: Noneconomic migration in America*. Boston: University Press of America.
26. Jun, M. J. 2003. "The effects of the administrative capital relocation on balanced national growth in Korea." *Paper presented at International Conference for the 40th Anniversary of the Department of Urban and Regional Planning, ChungAng University*.
27. Lee, S. W. and C. C. Roseman. 1997. "Independent and Linked Migrants: Determinants of African-American Interstate Migration, 1985-1990". *Growth and Change* 28:309-334.
28. Lee, S. W. and C. C. Roseman. 1999. "Migration Determinants and Employment Consequences of White and Black Families, 1985-1990". *Economic Geography* 75: 109-133.
29. Lee, S. W. and D. Myers, 2003. "Market Effects on Homeownership: Market Heterogeneity and Taste Difference". *Journal of the Housing and Built Environment* 18: 129-157.
30. Lee, S. W. and D. Myers, S. K. Ha. 2003. "What If Immigrants Had Not Migrated?". *American Journal of Economics and Sociology* 61(4): forthcoming.
31. Lee, S. W. and W. S. Zhee. 2001. "Independent and Linked Migration: Individual Returns of Employment Opportunity and Household Returns to Poverty for African American Interstate Migration". *Annals of Regional Science* 35: 605-635.
32. LeSage, J. P. 1999. *Spatial Econometrics*. D. C.: Webbook.
33. Myers, D., S. Choi and S. W. Lee. 1997. "Constraints of Housing Age and Migration on Residential Mobility", *The Professional Geographer* 49: 14-28.
34. Roseman, C.C. and Lee, S.W. 1998. "Linked and Independent African American Migration from Los Angeles", *Professional Geographer* 50: 204-214.
35. Rus G. de and Inglada, V. 1997. "Cost-benefit Analysis of the High-speed Train in Spain", *The Annals of Regional Science* 31(2): 175-188.
36. Sasaki, K., Ohashi, T. and Ando, A. 1997. "High-speed rail transit impact on regional systems: does the Shinkansen contribute to dispersion?". *The Annals of Regional Science* 31(1), pp. 77-98.
37. Vickerman, R. 1997. "High-speed rail in Europe: experience and issues for

- future development". *Regional Science* 31(1), pp. 21-38.
38. Voss, P. R., T. Corbett, and R. Randell. 1992. *Interstate Migration and Public Welfare: The Migration Decision Making of a Low Income Population*. in Jobses, P.C., W.F. Stinner, and J.M. Wardwell, (eds.) *Community, Society and Migration: Noneconomic Migration in America*. Maryland: University Press of America, Inc.
39. Wolfert, J. 1965. "Behavioral Aspects of the Decision to Migrate". *Papers of the Regional Science Association* 15:159-169.
40. Wolfinger, R. and M. O'Connell. 1993. "Generalized linear mixed models: a pseudo-likelihood approach. *J. Statist. Comput.*" *Simul* 48: 233-243.

Abstract

The Effects of Rapid Rail Transit on Population Distribution

SeongWoo Lee, JinKyu Jeong, WooSuk Zhee

% Keywords: Rapid Rail Transit, Population Distribution, Spatial Econometrics, Accessibility

The purpose of the present study intends to evaluate impacts of high-speed rail transit on population distribution in Korea. Does the initiation of the transit result in the population dispersion from such developed regions as Seoul or Busan? Does construction of high-speed rail transit lead to the reduced regional disparities in terms of population distribution? To answer these questions, we construct a spatial econometric model and simulation analyses are carried out for two alternative hypothetical scenarios of the rapid rail transit network of which the first step will be initiated in April, 2004 and the completion of the transit will be made in 2010. We found that cities linked to the rapid rail corridor have population gains, however, other regions remoted from the corridor expected to lose the net migration. The loss is predicted to be particularly serious for KangWon and Northern Jolla that are far distant from the main corridor. We also found that rural areas in all regions will be losers in net population migration. The present study concludes with suggesting some policy implications that may alleviate the disparities caused by the rapid rail transit.