

수도권 인구집중과 재정정책

2007. 12

김정훈 · 김현아

서 언

우리나라의 수도권 인구집중 문제는 국민들이 많은 관심을 가지고 있고 또한 국가경제에도 큰 영향을 미치고 있다. 특히 최근 들어서는 수도권 지역으로의 인구와 자본 유입을 억제하고자 하는 수도권정책의 정치적 중요성이 더 커졌다고 할 수 있는데, 국가균형발전위원회, 국가균형발전특별법, 행정수도 건설 등은 모두 우리나라에서 수도권정책의 정치적 중요성을 반영하는 대표적인 사례들이다.

우리나라에서 수도권정책이 이처럼 중요하게 다루어짐에도 불구하고 수도권 인구의 규모는 지난 30년 동안 멈추지 않고 확대되었다. 그렇다면, 우리나라의 수도권 확대가 지난 30여년 동안 지속된 온 이유는 무엇인가? 집적경제에 대한 최근의 연구결과에 따르면 어느 나라에서든지 수도권의 경제적 집적이 발생하는 첫 번째 원인은 시장기능이라 볼 수 있다. 그러나 우리나라의 수도권 집중을 단순한 시장기능의 결과라고 보기 어려운 면도 있다. 우선 집권체제가 오래 지속된 국가의 수도는 다른 지역에 비하여 인구집중을 유도할 가능성이 크다. 또한 정부의 재정정책이 발생시키는 특정 지역의 재정적 혜택도 인구유입을 유도할 수 있다. 보다 구체적으로, 지방정부가 공적으로 제공하는 재화가 혼잡효과를 발휘하지 않는다면, 즉 순수공공재에 가깝다면, 지방정부의 규모가 클수록 재정적 혜택이 커서 그 지역으로 인구유입이 발생한다.

우리나라의 경우, 지방정부가 교육·경찰 등 공공서비스를 직접 제공하지 않고 중앙정부의 재정적 지원을 받아 배달하는 역할만을 담당하고 있다는 점은 잘 알려진 사실이다. 따라서 우리나라의 지방정부가 공적으로 제공하는 재화는 순수공공재는 아닐지라도 외국과는 달리 혼잡효과가 크지 않다. 이러한 상황에서는 서울처럼 큰 규모의 지자체

는 재정적 혜택도 그만큼 크게 누리는 상황이 발생할 수밖에 없다. 본 보고서는 이러한 관점에서 서울의 재정적 혜택이 얼마나 큰가를 분석하였는데, 그 규모가 상당히 크다는 점이 확인되었다.

한편 우리나라의 지역 간 인구이동 추이를 보면, 1990년대 초반부터 서울로의 인구유입은 거의 정체되어 있다. 그러나 서울로의 인구유입이 정체 상태에 있음에도 불구하고 두 가지 이유 때문에 서울시의 재정적 혜택이 여전히 크다는 주장을 유지할 수 있다고 판단된다. 우선 첫째, 우리나라의 정부간 이전재원은 인구가 적을수록 그 규모가 대폭 커져서 수도권에 재정적 혜택을 상당 부분 상쇄한다. 둘째, 수도권의 재정적 혜택은 재정정책의 자본화(capitalization), 즉 서울시의 집값 상승을 전부는 아니더라도 일정 부분 초래하였을 것이다. 이는 서울로의 인구유입 억제 요인으로 작용하지만 거주비용의 상승이나 수도권 주민의 자본이득 발생은 결코 바람직한 현상이라고 보기 어렵다. 따라서 수도권 인구집중 문제를 합리적으로 해결하는 방안은 대부분의 OECD국가들처럼 우리나라도 혼잡비용이 높은 공공재, 즉 교육·경찰과 같은 공공서비스의 제공 책임을 지방정부가 일차적으로 지는 정부간 재정 관계를 구축하는 것이라고 생각된다.

본 보고서는 본원의 김정훈 박사와 김현아 박사가 집필하였다. 저자들은 본 연구에 도움을 준 익명의 논평자 두 분과 류인경 주임연구원, 김정은 연구원, 원고 마무리를 위해 애써준 권정애, 장성인 연구행정원을 포함한 많은 분들에게 감사하고 있다. 또한 본 보고서의 작성 과정에서 중간보고 및 최종보고 세미나에 적극적으로 참여하여 도움을 준 여러 논평자들과, 원내 박사들께 감사의 뜻을 전하고 있다. 끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 견해이며 본 연구원의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝혀둔다.

2007년 12월

한국조세연구원

원장 황 성 현

요약 및 정책시사점

분권은 지역간 격차를 완화시키는가 또는 심화시키는가? 이에 대한 의견은 다양하게 있을 수 있지만, 분권과 균형발전의 양대 정책목표가 일관적으로 수행되기 어렵다는 점은 지난 5년간의 경험 이 잘 말해주고 있다. 가장 대표적인 예가 참여정부 초기에 추진되었던 국세 세원의 지방 이양이다. 국세 세원은 대부분 수도권에 집중되어 있기 때문에 비수도권에 대한 세원 이양 효과는 상당히 제한적이다. 즉 균형발전 정책의 관점에서 보면, 국세 세원의 지방 이양은 이미 충분한 세원을 확보하고 있는 수도권을 재정적으로 더욱 지원하는 것이어서 균형발전 정책과는 정면으로 충돌하는 정책이라 할 수 있다.

이러한 분권과 균형발전 정책의 충돌과 딜레마는 양 정책이 양립 불가능하다는 생각을 가지게 만들고 있다. 사실 이 분야에 대한 연구결과들을 보면 시장기능을 확대하는 분권정책은 지역간 형평성을 추구하는 균형발전과 양립하지 않을 가능성이 충분히 있다. 그러나 우리나라에서의 지역간 격차 문제는 지역간 소득 격차의 문제라기보다는 수도권의 높은 인구 비중 문제라고 보는 것이 보다 더 정확할 것이다. 국제 기준으로 볼 때에도 우리나라의 지역간 소득 격차가 크게 두드러지는 것이 아닌 반면, 수도권의 인구집중도는 OECD국가들에서 가장 높은 정도로 특징적이다.

사람들이 수도권에 많이 살고자 하는 이유는 수도권의 취업기회 등 시장적 요소와, 수도권이 제공하는 공공재의 혜택 두 가지로 나눌 수 있다. 본고에서는 우리나라 수도권의 경우, 시장 메커니즘 이외에 공공부문의 역할이 수도권 인구유입의 중요한 요인으로 작동

하고 있음을 분석하였다. 보다 구체적으로, 만약 공공부문이 제공하는 공적 재화가 순수공공재, 즉 혼잡효과가 거의 없는 공공재를 공급한다면, 이를 굳이 중앙정부와 지방정부가 나누어서 제공할 필요가 없다. 순수공공재의 공급비용은 이를 소비하는 주민들의 수에 영향을 받지 않기 때문에 소비의 효율, 즉 소비의 규모의 경제 효과를 극대화하기 위해서는 이를 여러 지방정부가 아닌 단일 지방정부가 제공하는 것이 바람직하고, 이는 곧 지방자치의 필요성이 없다는 것을 의미하기도 한다.

이처럼 우리나라 공공부문의 역할이 수도권 집중의 한 원인이 되고 있는데, 또 한편으로는 이러한 수도권으로의 인구유입을 억제하기 위하여 지방교부세를 포함한 이전재원이 인구가 적은 지자체에 집중되고 있다. 본고의 분석에 따르면 우리나라의 수도권으로 인구를 유입하는 재정적 요인, 즉 지역간 순재정 편익의 격차가 상당히 크다는 점이 확인되고 있고, 또한 이전재원이 이를 거의 상쇄시키고 있다는 점도 확인되고 있다. 이를 달리 표현하면, 만약 수도권의 순재정 편익의 격차가 완화될 수 있으면 결국은 국민들의 세금 부담인 이전재원의 규모도 축소시킬 수 있을 것이다.

이러한 분석결과가 주는 정책시사점은 단순하면서 명료하다. 대도시가 인구 증가를 통하여 조세수입을 극대화하면서 세출 부담은 비례적으로 지지 않는 지금의 구조에서 탈피하여 재정력이 상대적으로 풍부한 대도시가 공공서비스의 제공 책임을 일차적으로 지는 것이 필요하다. 물론 공공서비스의 제공 책임이 지방정부로 이관될 경우 재정력이 부족한 지자체의 경우는 이전재원을 통하여 여전히 교육과 같은 공공서비스를 제공하는 것이 필요하겠지만, 공공서비스의 일차적 제공 책임자를 지자체로 전환하는 것이 지역간 인력 배치를 비효율적으로 만드는 수도권으로의 인구유입을 억제하면서도 또한 동시에 또 다른 비효율의 원인이 되고 있는 균형발전을 위한 각종 규제정책을 함께 정비하는 방안이 될 수 있을 것이다.

목 차

| | |
|--------------------------|----|
| I. 서론 | 13 |
| II. 정부간 재정 및 균형발전정책 현황 | 19 |
| 1. 수도권 규제정책 현황 | 19 |
| 가. 수도권 규제정책의 내용 | 19 |
| 나. 수도권 규제와 재정정책 | 29 |
| 2. 지방재정 지원현황 | 30 |
| 가. 지방으로의 재정지원 현황 및 전망 | 30 |
| 나. 지방자치단체 지출내용의 변화 | 38 |
| 3. 지역간 인구이동 현황 | 40 |
| 가. 지역간 인구이동 변화 | 40 |
| 나. 수도권 인구집중 심화 | 47 |
| 다. 다른 나라와의 비교 | 50 |
| III. 정부간 재정과 인구이동의 관계 분석 | 52 |
| 1. 순재정 편익 | 52 |
| 가. 기본모형 | 52 |
| 나. 순재정 편익 격차 해소를 위한 이전재원 | 57 |
| 2. 지방공공재의 혼잡탄력성 | 61 |
| 가. 중위투표자 모형 | 65 |
| 나. 중앙정부 결정 모형 | 66 |
| 다. 혼잡탄력성의 추정 결과 | 68 |
| 3. 수도권 순재정 혜택의 시뮬레이션 | 78 |

| | |
|--------------------------------|-----|
| 가. 사전적 논의 | 78 |
| 나. 시뮬레이션 결과 | 85 |
| 다. 평가 | 90 |
| IV. 지역간 인구이동의 실증분석 | 93 |
| 1. 실증분석 연구의 의의 | 93 |
| 2. 인구이동 및 집중 관련 선행연구 | 95 |
| 3. 시도간 인구이동 자료에 따른 실증분석 | 98 |
| 가. 분석모형 | 98 |
| 나. 분석자료 및 분석방법 | 101 |
| 다. 분석모형의 특징 | 111 |
| 라. 실증분석 결과 | 115 |
| 4. NFB 추정치를 이용한 실증분석 | 122 |
| 가. NFB 추정치를 이용한 실증분석의 의의 | 122 |
| 나. 분석모형 및 방법 | 123 |
| 다. 분석결과 | 126 |
| 5. 실증분석 결과 및 시사점 | 129 |
| V. 요약 및 정책시사점 | 132 |
| 참고문헌 | 136 |

표목차

| | |
|---|----|
| <표 II- 1> 공장 증가와 종사자 수 비교 | 2 |
| <표 II- 2> 역대정부 지역균형발전시책 및 평가 | 2 |
| <표 II- 3> 시도별 연평균 자연증가율 추이 | 3 |
| <표 II- 4> 수도권과 비수도권의 주택건설 실적 추이 | 8 |
| <표 II- 5> 지방재정 지원 추이 | 2 |
| <표 II- 6> 수도권 예산규모 | 6 |
| <표 II- 7> OECD 주요 국가의 지방정부 지출(2005년 기준) | 4 |
| <표 II- 8> 인구가동 비교(2005~2006년) | 2 |
| <표 II- 9> 시도별 시도 간 순이동(전입-전출) 추이 | 2 |
| <표 II-10> 수도권 대 비수도권 지역의 인구가동 변화 | 4 |
| <표 II-11> 수도권 거주자의 연도별 5년전 거주지 분포 | 4 |
| <표 II-12> 시도별 인구구성비 및 인구집중계수 | 8 |
| <표 II-13> 수도권 인구성장률 | 9 |
| <표 II-14> 인구집중도 : 지니계수 및 타일지수 | 9 |
| <표 III- 1> 지방세출의 혼잡탄력성(국외연구) | 6 |
| <표 III- 2> 지방세출의 혼잡탄력성(국내연구) | 4 |
| <표 III- 3> 시군과 자치구의 혼잡탄력성 | 2 |
| <표 III-4A> 패널모형에 의한 시군·자치구의 1인당 세출 추정(2000~2004, $\gamma_t \neq 0$) | 75 |
| <표 III-4B> 패널모형에 의한 시군·자치구의 1인당 세출 추정(1992~1994, $\gamma_t \neq 0$) | 76 |
| <표 III-5> 패널모형에 의한 시군·자치구의 혼잡계수 (2000~2004, $\gamma_t \neq 0$) | 76 |

| | |
|---|-----|
| <표 III- 6> 패널모형에 의한 시군·자치구의 1인당 세출 추정 ($\gamma_t = 0$) | 77 |
| <표 IV- 1> 공공재 변수 상관관계 | 104 |
| <표 IV- 2> 변수의 지역간 격차(지니계수) | 110 |
| <표 IV- 3> Level 변수의 기초 자료 | 111 |
| <표 IV- 4> 표준화 이후 비율변수의 기초 자료 | 111 |
| <표 IV- 5> 변수 간의 단순상관관계 | 114 |
| <표 IV- 6> 1997~2006 시도간 인구이동 결과 : 전 지역 1 | 115 |
| <표 IV- 7> 1997~2006 시도간 인구이동 결과 : 전 지역 2 | 116 |
| <표 IV- 8> 가설에 대한 예측 및 실증분석 결과 | 116 |
| <표 IV- 9> 1997~2006 시도간 인구이동 결과: 수도권 VS 비수도권 | 120 |
| <표 IV-10> 연도별 횡단면 분석에 따른 인구이동 유인: OLS모형 | 126 |
| <표 IV-11> GLS모형에 따른 패널분석 결과 | 127 |

그림목차

| | |
|--|----|
| [그림 II- 1] 수도권 및 비수도권의 주택건설 사업승인 추이(2000~2006년) | 28 |
| [그림 II- 2] 분야별 투자규모 추이 | 32 |
| [그림 II- 3] 지방재정 지원 규모 | 33 |
| [그림 II- 4] 국가균형발전 및 지방재정 분야 투자계획 | 36 |
| [그림 II- 5] 1인당 지방세출과 1인당 교육세출(2005년) | 37 |
| [그림 II- 6] 기능별 세출의 추이(세출 대비 비중) | 39 |
| [그림 II- 7] 사회개발비 비중 추이(지역별) | 40 |
| [그림 II- 8] 수도권 인구가동 추이 | 43 |
| [그림 II- 9] 시도별 순이동 | 44 |
| [그림 II-10] 시도별 수도권 순이동 | 45 |
| [그림 II-11] 수도권 인구집중 추이 | 47 |
| [그림 II-12] OECD국가의 인구 지역집중도(AGC)-1999 | 51 |
| [그림 III- 1] 시군의 1인당 세출 분포 | 67 |
| [그림 III- 2] 시군과 자치구의 혼잡탄력성 | 71 |
| [그림 III- 3] 1인당 기준재정수요액의 분포 | 82 |
| [그림 III- 4] 1인당 지방교부세의 분포 | 83 |
| [그림 III- 5] 지방교부세의 인구규모별 비중 | 84 |
| [그림 III-6A] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세 (OLS, 1992~1994) | 87 |
| [그림 III-6B] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세 (OLS, 2000~2004) | 87 |

[그림 III- 7] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세
 (패널, $\gamma_t \neq 0$, 2000~2004) 89

[그림 III-8] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세
 (패널, $\gamma_t \neq 0$, 2000~2004) 90



I. 서론

우리나라의 수도권 인구집중은 국민들의 많은 관심을 끌어왔고, 국가경제에도 큰 영향을 미치고 있다. 수도권의 과밀이나 공장입지 등을 억제하는 수도권정책은 지난 30여년 동안 다양한 형태로 지속되어 왔는데, 최근 들어서 중요성이 더 커지고 있다. 대통령자문기구인 국가균형발전위원회의 설립, 국가균형발전특별법의 도입, 그리고 행정수도 건설 등은 모두 수도권정책의 정치경제적인 의미가 커지고 있다는 점을 보여주는 대표적인 사례이다. 영국, 프랑스 등 외국의 경우, 수도권 정책이 중요한 위상을 갖지만 우리나라처럼 정책적 중요성이 크지는 않고, 또한 경제성장이 지속되면서 수도권정책의 규제적 성격이 완화되어 왔다. 따라서 우리나라의 수도권 문제는 OECD국가들 중에서 가장 중요한 정책적 고민을 안고 있다고 평가할 수 있을 것이다.

우리나라의 수도권정책에 대한 가장 큰 의문은 그 중요한 정책적 위상에도 불구하고, 수도권의 규모 확대가 30년 동안 멈추지 않고 지속되었다는 점이다. 물론 수도권정책이 아니었다면 수도권의 규모가 지금보다 훨씬 더 컸을 것이라는 주장도 가능하다. 그러나 전체 인구의 50%가 수도권에 거주하는 현상은 다른 OECD국가들에서는 쉽게 찾기 힘들다. 따라서 수도권으로 인구와 자본이 밀집하는 것을 억제하고자 하는 우리나라의 수도권정책은 바람직성을 떠나서 실효성에 대한 의문을 충분히 갖게 만든다.

그렇다면, 우리나라의 수도권 확대가 지난 30여년 동안 지속된 이유의 무엇이인가? 집적경제(agglomeration economy)에 대한 최근의 연구결과는 어느 나라든지 수도권의 경제적 규모 확대는 시장기능의 자연스러운 현상이라고 알려져 있다(Fujita, Krugman and Venables,

2001; Baldwin, et al. 2003). 그러나 우리나라의 수도권 집중을 단순한 시장기능의 결과라고 보기 어려운 두 가지 이유가 있다. 첫째는 Ades and Glaeser(1995)가 분석한 바처럼 집권적·독재적 권력이 오래 지속된 국가의 수도는 다른 지역에 비하여 집중도가 상대적으로 크다. 둘째, Boadway and Flatters(1982) 및 Boadway(2004) 등이 강조하고 있는 바와 같이 정부의 재정정책이 특정 지역으로의 인구유입을 유도할 수 있다. 우리나라의 1970년대, 1980년대의 수도권 인구유입을 설명하는 데에는 Ades and Glaeser의 가설이 적합하다고 보여진다. 그러나 정부의 권력구조로 인한 수도권 인구유입 문제는 이제는 상당 부분 해소되었다고 생각된다¹⁾. 반면 정부정책이 발생시키는 특정 지역의 재정적 혜택이 인구유입을 유도할 수 있다는 Boadway and Flatters의 가설은 현재에도 우리나라에서 중요한 의미를 지니는 것으로 판단된다.

Boadway and Flatters의 가설을 요약하면, 지방정부가 공적으로 제공하는 재화가 혼잡효과를 발휘하지 않는다면, 즉 순수공공재에 가깝다면, 지방정부의 규모가 클수록 세출규모가 크고, 그 결과 재정적 혜택도 커서 그 지역으로 인구유입이 발생한다는 것이다. 그러나, 이러한 Boadway and Flatters 효과는 외국의 경우 쉽게 관찰되지는 않는다. Boadway(2004)가 강조하고 있듯이 대부분의 국가에서 혼잡효과가 큰 교육, 경찰, 복지, 의료서비스 등을 지방정부가 제공하기 때문이다. 지방정부가 제공하는 재화의 혼잡성(congestion effect)과 인구규모의 상관관계는 Boadway and Flatters뿐만 아니라 Flatters et al.(1974), Bewley(1981) 등에 의해서도 강조되고 있는데, 특히 Bewley는 공적으로 제공되는 재화의 혼잡성 정도를 구분하기 위하여 공공재(public goods)와 공공서비스(public services)의 용어를 채택하였다. 그에 따

1) 물론 최근 결정된 행정수도의 건설은 정부의 주요 조직을 수도권에서 분리하는 조치이기 때문에 Ades and Glaeser의 가설이 현재에도 우리나라의 정책에 중요한 영향을 미치고 있는 것은 사실이다.

르면 공적으로 제공되는 재화의 혼잡탄력성이 0이면 순수공공재이고, 혼잡탄력성이 1이면 순수공공서비스가 된다. 따라서 만약 지방정부가 (Bewley의 구분에 따라) 순수공공서비스를 제공할 경우 세출이 증가 하더라도 혼잡효과로 인하여 1인당 받는 공적 지출의 혜택이 늘어나는 것은 아니므로 인구규모가 큰 지방정부의 재정적 혜택이 더 크지는 않다.

우리나라의 경우, 지방정부가 교육·경찰 등 공공서비스를 직접 제공(provision)하지는 않고 중앙정부의 재정적 지원을 받아 배달(delivery)하는 역할만을 담당하고 있다는 점은 잘 알려진 사실이다. 따라서 우리나라의 지방정부가 공적으로 제공하는 재화는 순수공공재는 아닐지라도 외국과는 달리 혼잡효과가 크지 않다. 따라서 우리나라에서는 지방정부가 클수록 재정적 혜택도 큰 Boadway and Flatters 효과가 발휘될 수밖에 없고, 특히 서울처럼 큰 규모의 지방정부는 재정적 혜택도 그만큼 크게 누리는 상황이 발생할 수밖에 없다.

본 보고서는 이러한 관점에서 과연 우리나라에서 서울의 재정적 혜택이 얼마나 큰가를 분석하였다. 이는 두 가지 유형의 분석을 요구하는데, 우선 지방정부가 제공하는 재화의 혼잡성을 추정해야 하고, 이를 바탕으로 서울이 누리는 Boadway and Flatters(1982) 모형의 순재정 편익(Net Fiscal Benefit)을 계산해야 한다. 비슷한 연구가 기존에도 있었는데, 본 보고서는 이러한 연구들을 몇 가지 측면에서 보완하였다²⁾. 첫째는, 지금까지 기존 연구에서는 일반 시·군과 특별시·광역시 등 이질적인 지방정부를 모두 포함하여 혼잡탄력성(congestion elasticity)을 계산하여 왔는데, 본 연구에서는 일반 시·군에 적용되는 혼잡탄력성과 특별시·광역시에 적용되는 혼잡탄력성을 구분하여, 대도시의 혼잡탄력성은 자치구의 세출 데이터를 바탕으로 추정되었다³⁾.

2) 순재정 편익에 대한 기존의 연구로 김정훈(2003), 김용성(2003) 등이 있다.

3) 혼잡탄력성에 대한 국내의 기존 연구로 김용성(2003), 황규선·김병현(2003), 김

본 연구가 국내의 기존 연구와 또 한 가지 다른 점은 미국에서 주로 활용되는 중위투표자(median voter) 모형을 혼잡탄력성의 추정모형으로 사용하지 않았다는 점이다. 우리나라의 지방정부는 미국과는 달리 재정정책에 대한 주민투표를 실시하지 않기 때문에 중위투표자 모형이 지방정부의 지출 수준을 설명하는 모형으로 적절하지 않다. 보다 더 명백하게, 중위투표자 모형은 지방정부의 주민들이 지방공공재에 대한 자신들의 선호를 지방세 세율에 반영한다는 것을 전제로 하는데, 우리나라의 지방세 세율은 지방자치제도가 도입된 1995년 이후 전국적으로 동일한 수준을 유지하고 있다. 즉, 우리나라에서는 정치적, 행정적 지방자치가 실시되고 있음에도 불구하고, 전국적으로 균일한 수준의 지방공공서비스를 제공하고자 하는 중앙정부의 정책이 지방세출의 구조를 거의 결정하고 있다. 따라서 본 보고서는 중앙정부가 지방세출을 거의 결정한다는 점을 전제로 혼잡탄력성을 추정하였다.

우리나라 수도가 가지는 재정적 혜택은 상당한 규모로 크기 때문에 재정정책에 의한 인구유입(fiscally induced migration) 또한 상당히 클 것으로 예상할 수 있다. 한편 지역간 인구이동 추이를 보면, 1990년대부터 수도권인 인구집중이 지속되어 왔지만, 서울시로의 인구유입은 1990년대 초반부터 거의 정체되어 있다. 서울시로의 인구유입이 1990년대 초반부터 거의 없기 때문에 인구유입을 유도하는 서울시의 재정적 혜택이 크다는 가설이 현실적으로 뒷받침되지 않는다는 주장이 있을 수 있다. 그러나 서울시로의 인구유입이 정체 상태에 있음에도 불구하고 두 가지 이유 때문에 서울시의 재정적 혜택이 여전히 크다는 주장이 유지될 수 있다. 우선 첫째는, 우리나라의 정부간 이전재원은 인구가 적을수록 그 규모가 대폭 커지는 특징을 지니고 있다. 이는 결

성태(1999, 1994) 등을 들 수 있는데, 이러한 연구들은 모두 혼잡탄력성이 인구 규모와 상관없이 일정하다는 가정을 하였다. 그러나 혼잡탄력성이 인구 규모에 따라 달라진다는 점은 Reiter and Weichenrieder(1997), Means and Mehay(1995), Hayes(1989) 등에서 강조되었다.

국 수도권의 재정적 혜택을 어느 정도 상쇄하는 효력을 발휘하고 있다. 둘째, 지방으로의 이전재원에도 불구하고 수도권의 재정적 혜택이 여전히 크면, 인구유입의 압력이 여전히 발생하는데, 이는 궁극적으로 서울시의 집값과 거주비용을 올리게 된다. 이른바 재정적 혜택의 자본화(capitalization)로 불리는 이러한 현상은 지방에 비하여 지속적으로 상승하여 온 서울시의 집값 상승을 전부는 아니더라도 일정 부분 설명하고 있다고 보인다. 본 보고서의 연구결과에 따르면 1990년대의 서울시의 재정적 혜택이 이전재원을 감안하더라도 여전히 큰 것으로 나타났다. 따라서 이러한 재정적 순혜택은 서울시의 집값 상승으로 이어졌을 가능성이 크고, 이는 비단 지난 10년이 아니라 30여년 동안 지속되어 왔던 현상일 가능성이 크다. 다만 2000년대 들어서서는 서울시가 누리는 재정적 순혜택이 이전재원을 감안할 때에는 그다지 크지 않다고 보여진다.

본 보고서의 제Ⅲ장은 지방정부가 제공하는 재화의 혼잡탄력성과 재정편익의 개념을 바탕으로 지역간 인구이동을 분석하였고, 제Ⅳ장은 주민들의 지역간 이동에 대한 통계자료를 바탕으로 지역 선택 요인을 실증분석하였다. 이러한 실증분석은 적어도 외형적으로, 지방정부의 재정변수가 인구이동에 미치는 영향이 크지 않다는 점을 보여주고 있다. 그런데 이러한 결과가 주민들이 지역 선택을 할 때 지방정부의 재정 변수를 고려하지 않는다는 것을 의미하지는 않는다고 판단된다. 왜냐하면 재정적 혜택이 열악한 지방정부에 대한 이전재원, 대도시의 주택비용, 고용기회 등이 종합적으로 주민들의 지역 선택을 결정하기 때문이다. 만약 우리나라의 지방정부가 대부분의 OECD국가들처럼 공적 서비스(public services)를 직접 제공할 경우 서울시와 같은 대도시의 재정적 혜택은 큰 폭으로 줄어들게 되고, 이는 자연스럽게 지방에 대한 강력한 이전재원의 필요성을 그만큼 줄이는 효과를 발휘하게 될 것이다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 정부간 재정, 수도권정

책, 그리고 인구구조의 현황이 정리되어 있다. 제Ⅲ장은 혼잡탄력성 및 재정적 혜택과 관련된 모형이 설명되어 있고, 특히 수도권외의 재정적 혜택에 대한 시뮬레이션이 이루어졌다. 제Ⅳ장에서는 지역간 인구이동에 대한 실증분석이 이루어졌고, 제Ⅴ장은 본 보고서의 분석결과가 의미하는 정책적 시사점이 요약되어 있다.



II. 정부간 재정 및 균형발전정책 현황

1. 수도권 규제정책 현황

가. 수도권 규제정책의 내용

1960년대 이후 수도권 인구집중 억제정책으로 대변되는 정부의 수도권 규제 내용은 양적인 측면에서의 입지규제가 정책목표였다. 주택, 교통, 교육, 환경 등의 질적인 측면에서의 수도권으로의 이동 요인을 고려하지 않은 물리적인 규제를 근간으로 하고 있다. 이에 대한 전반적인 평가는 인구분산이나 시설분산 측면에서 실효성이 없었으며 많은 부작용을 초래하였다고 분석하고 있다(김경환 외 (2002), 권상철 (2005) 등). 선행연구 결과를 요약하면, 수도권 규제정책은 실패하였다는 평가가 주를 이루고 있다. 반면, 그나마 수도권 규제정책이 오늘날의 수도권 인구 억제에 기여한 것으로 나타나는 실증연구는 허재완 (1998) 정도이다. 그 이후, 공공기관 지방 이전과 관련한 지역발전을 위한 연구들도 다수 있으나, 상당부분 지역의 산업입지 기반 약화 정도, 인구감소율 증가 등 비수도권 지역의 경제적 낙후도를 개선하기 위해서는 공공기관 이전이 필요함을 주장하는 논거들에 해당한다. 이들 연구 역시 물리적인 인구이동을 통한 지역발전을 피하자는 것이므로 수도권입지 규제정책과 맥을 같이한다고 볼 수 있다. 행정중심복합도시, 기업도시, 혁신도시 등은 지역균형발전의 중심 역할을 할 수 있을 것이라는 전제하에 수도권의 인구를 지방으로 분산시키고자 하는 물리적인 인구이동 정책의 일환이다. 과거에는 수도권으로의 인구유입을 규제하는 것을 원칙으로 했다면, 지난 참여정부의 시도는 수도권의

인구를 지방으로 분산시켜 국토의 균형적인 발전을 도모하고자 했다는 차이가 있다. 그러나, 이는 규제정책만으로 본 사실이고 앞 장에서 설명한 지방재정지원 현황을 보면 막대한 지원이 지방으로 이루어져 왔음을 간과해서는 안된다. 지역간 순이동 현황에서 확인하겠지만, 수도권으로의 이동은 지속적으로 감소해 왔으며, 국가경제성장 속도 이상의 재정지원이 이루어져 왔고 따라서, 비수도권 지역의 질적인 측면에서의 규제도 동시에 하고 있었음을 주지할 필요가 있다.

그렇다면 과거 우리나라 수도권 규제정책의 내용이 무엇이며, 어느 정도 효과가 있었고 문제점이 무엇이었는가를 대략적이거나 살펴볼 필요가 있다. 서울과 수도권으로 집중된 인구를 분산하고 지역간 균형 발전을 도모하기 위한 수도권억제시책은 1960년대부터 시작되었다. 1960년 ‘대도시인구방지책’, 1969년 ‘중앙관서 지방이전 및 인구집중억제방안’, 1971년 ‘그린벨트 지정’, 1972년 ‘토지거래허가제 도입’, 1973년 ‘수도권공장 신·증설 5배 중과세’, 1975년 ‘서울시내 공장 신·증축 억제 및 수도권인구재배치계획’, 1977년 ‘임시행정수도 건설추진’ 등이 계속되어 왔다. 그러다가, 1980년대 초 수도권의 집중이 국가적인 문제점으로 대두됨에 따라 1984년 ‘수도권정비계획법’이 제정되었다. 이는 수도권을 5개권역으로 나누어 인구집중의 억제와 지방 분산을 유도하고자 한 것이었다. 1차 수도권정비계획 이후, 정부의 시각이 변화하여 2차 수도권정비계획은 1994년 기존의 ‘인구분산과 집중억제’에서 ‘지역 균형개발과 수도권문제 해소’로 정책목표를 전환하였던 것으로 평가받고 있다(박상우(1997)). 2차 수도권 정비계획은 규제 완화에 초점이 맞추어졌고, 핵심은 ‘공장총량제’ 도입이다. 공장총량제는 수도권 지역의 과도한 제조업 집중을 억제하기 위하여 매년 건설교통부장관이 수도권정비위원회의 심의를 거쳐 연간 수도권 내 공장건축 총 허용량을 결정하고 이를 초과하는 공장건축을 제한하는 것이다. 개별 공장에 대한 입지규제보다는 공장건축면적을 총량으로 규제하는 방향으로 개정된 것이다. 이후 공장총량제는 수도권억제정책을 대표하는 정책으로

II. 정부간 재정 및 균형발전정책 현황 21

자리잡았으나, 2000년 이후 제조업이 더 이상 수도권으로의 인구집중을 야기시키는 요인이 아니라는 점, 구체적인 지방육성정책이 보다 더 필요하다는 점, 지속적으로 총량 책정을 늘려나가는 등 사실상의 실효성이 없다는 논의는 계속되고 있다(이양재 외(2002)).

<표 II-1> 공장 증가와 종사자 수 비교

(단위: 개, 천명, %)

| 구분 | | 1994 | 2000 | 증감 | 비율 |
|-------------------|-----|--------|--------|---------|-------|
| 공장 | 업체수 | 18,882 | 24,669 | 증 5,817 | 증 31 |
| | 종업원 | 782 | 697 | 감 85 | 감 11 |
| 인구천명당 공장 종사자 수 | | 105명 | 75명 | 감 30명 | 감 29% |

자료: 경기도, 『Vision』, 「제2장 국가경쟁력 강화를 위한 지역발전전략」.

참여정부의 경우, 최고 국정과제의 하나로 국가균형발전을 설정하고 기존의 수도권 집중억제 등과 같은 소극적 정책이 아닌 종합적, 일관적 추진을 위한 균형발전특별법 제정, 균형발전특별회계 도입 등 수도권과 지방의 상생 발전을 추진중에 있다. 기존의 수도권정책은 수도권 유입을 억제하는 방식이었으나, 참여정부가 추진하는 국가균형발전은 수도권 인구를 지방으로 분산시키는 방식에 해당한다. 방향상으로는 분권 및 분산 정책을 적극적으로 추진중에 있으며, 지역혁신체계 구축을 통한 지방의 자생력 강화에 초점을 맞추고 있다.

<표 II-2> 역대정부 지역균형발전시책 및 평가

| | 주요시책 내용 | 평가 |
|-----------------------|---|---|
| 1962~1979 (3·4공화국) | <ul style="list-style-type: none"> • 대도시 인구집중 방지책 (1964) • 그린벨트 지정 | <ul style="list-style-type: none"> • 대통령의 강력한 의지를 토대로 규제적 수단 중심으로 추진 |
| 1980~1987 (제5공화국) | <ul style="list-style-type: none"> • 수도권 정비계획법 제정 (1982) • 수도권 규제범위를 경기·인천까지 확대 | <ul style="list-style-type: none"> • 수도권 억제정책의 법적 기반 마련 • 1982년 올림픽 유치 이후 수도권 억제정책 완화 |
| 1988~1992 (6공화국) | <ul style="list-style-type: none"> • 지역균형개발 기획단 설치 (1989) • 수도권 5개 신도시 건설 | <ul style="list-style-type: none"> • 신도시 주택 200만호 건설로 인한 수도권 비대화 현상 심화 |
| 1993~1997 (문민정부) | <ul style="list-style-type: none"> • 수도권 공장총량제 및 과밀 부담금제 도입 • 개발촉진지구 도입(1994) • 준농림지 개발 허용 | <ul style="list-style-type: none"> • 세계화를 위한 경쟁력 강화 차원에서의 규제완화 정책으로 수도권 집중 초래 • 준농림지 개발 등으로 수도권 내 공장·주택건설 가속화 및 난개발 초래 |
| 1998~2002 (국민의 정부) | <ul style="list-style-type: none"> • 외국인 투자에 대한 수도권 입지규제 완화 • 그린벨트 규제 완화 | <ul style="list-style-type: none"> • 외환위기 극복과 구조조정 과정에서 수도권 집중 가속화 |
| 2003 ~ 현재 (참여정부) | <ul style="list-style-type: none"> • 균형발전특별법 제정 • 행정중심복합도시 및 공공기관이전 • 기업도시, 혁신도시, 제주특별자치도 등 개발 | <ul style="list-style-type: none"> • 최고 국정과제의 하나로 국가균형발전 설정 • 지역혁신체계 구축을 통한 지방의 자생력 강화 등 • 1단계 및 2단계 균형발전정책 추진 중 |

자료: 산업자원부 자체 보고서, 「제4장 국가균형발전정책」, 내용을 참고하여 재작성.

지방재정 지원정책을 제외하더라도 수도권 분산시책 내에, 각종 시설의 입지를 물리적으로 규제하는 시책들 외에 경제적 유인 정책이 없었던 것은 아니다. 김경환 외(2002)에서 제시하고 있는 바와 같이 주민세의 도입, 서울 및 수도권 입지에 대한 중과세와 지방이전에 대한

조세감면, 과밀부담금제도 등이 이에 해당한다. 그러나, 이들 정책을 경제적 유인을 저해하는 것으로 보기에 수도권지역이 가지고 있는 경제적 인프라 즉, 정부 및 공공기관, 대기업, 주요 대학, 충분한 기반 시설 등에 위협적인 수단이 되기에는 역부족이었던 것으로 판단된다.

수도권 규제정책이 인구집중을 억제하는 데 효과적이었는가 그렇지 못했는가에 대한 평가는 면밀한 분석이 필요한 부분이다. 입장에 따라 전혀 다른 해석이 가능한 점 등은 전체적인 조명이 부족하기 때문인 것으로 파악된다. 이런 면에서 볼 때, 선행연구에서의 외국 사례에 대한 해석은 주의 깊게 볼 필요가 있다. 일본, 영국, 프랑스 등에서는 수도권집중도로 인한 과밀화가 이미 오래 전부터 진행되었고, 그에 따라 규제완화와 함께 지역발전정책도 동시에 추진하는 등 수도권 규제방식의 다각화가 이미 이루어지고 있는 상황이다. 이에 대해, 수도권 규제완화를 주장하는 연구에서는 일본, 영국, 프랑스의 수도권 규제완화가 결국 국가경쟁력 강화에 도움이 되고, 국제적인 추세라고 강조하고 있다. 그러나, 같은 사실에 대하여 균형발전을 주장하는 연구에서는 수도권 규제완화는 그간의 수도권 규제정책이 성과를 거두었기에 완화할 수 있었다는 주장이다. 규제완화를 했기 때문에 국가가 성장했다고 보는 견해와 이미 성장했기 때문에 규제완화가 가능했다는 양쪽의 주장은 단순히 규제 정도와 성장 정도만을 비교해서는 파악하기가 불가능하다.

우리나라의 경우에도 규제정책 자체는 유효했으나 기타 신도시 주택공급 등 양적 규제면에서 일관성을 보이지 못한 정책 간의 상충으로 결과적으로는 수도권 집중을 막지 못했다고 볼 수도 있다. 1980년대 강남개발, 신도시 건설을 포함한 대규모 택지 개발 및 공단 개발사업, 기반시설 확충, 지하철 건설, 서울올림픽 유치를 위한 도시 재건사업 등은 수도권의 경쟁력을 강화시켜 준 것으로 규제와는 반대로 막대한 재원이 투입되었다는 것을 의미한다. 1990년대 초 수도권 5개 신도시의 건설과 건설교통부의 '수도권 중기 택지수급계획' 그린벨트 해제를

통한 택지의 공급은 오히려 수도권으로의 인구유입을 더욱 가중시킨 결과로도 해석되고 있다. 1989년 시작된 5개 신도시 정책처럼 공급 위주의 주택건설정책으로 수도권정책이 일관성을 상실하면서 수도권 인구집중이 심화되었다는 지적도 나타나고 있다. 공급 위주의 주택정책은 1982년부터 1990년 사이에 전국 택지개발 공급면적의 52.9%가 수도권에서 이루어지도록 하였으며, 특히 경기도는 매년 대규모 택지개발 공급이 이루어져 왔다. 따라서 수도권 인구유입이 점차 둔화되는 모습을 보이는 가운데에서도 서울에서 경기도로의 전출 규모는 5개 신도시 건설이 마무리된 1995년을 기점으로 둔화되는 것으로 나타났다(천현숙 외(2002)).

이상의 내용은 수도권 기능 활성화 방안으로서 앞선 규제정책과 상충되는 정책들에 해당한다. 또한, 민선 자치단체장 시대 이후, 서울시와 경기도가 중앙정부 정책과 배치되는 정책을 내놓는 경우도 발생하고 있다. 서울시는 뉴타운 건설, 송파 신도시 건설을 추진하고 있으며, 도시기능 재고를 통한 서울시민의 주거환경 개선을 시도하고 있다. 경기도의 경우, 공장총량제의 비현실성을 지적하고, 현재의 수도권 정비계획법에 강력하게 반대하고 있는 상황이다⁴⁾. 따라서, 수도권 규제정책의 효과를 파악하기 위하여 계량분석을 이용한 입지규제의 효과를 별도로 확인하기에는 상당히 어려울 것으로 보인다. 박상우·김동주(2001)의 연구에서 수도권 집중의 구체적인 효과를 계량화하고 이에 근거하여 수도권 정책방향을 제시하고는 있다. 예를 들어, 수도권의 입지 생산성은 전국 평균에 비해 0.7%, 비수도권 지역에 비해서는 1.4% 정도 높은 것으로 제시되었다. 결국, 수도권 입지에 따르는 높은 비용을 초과하고도 생산성 증가가 월등히 높게 나타난 결과라고 볼 수 있다.

4) 경기도, 『VISION』, 「제2장 국가경쟁력 강화를 위한 지역발전전략」, 내용 참고.

II. 정부간 재정 및 균형발전정책 현황 25

<표 II-3> 시도별 연평균 자연증가율 추이

(단위: %)

| | 1970~1975 | 1980~1985 | 1990~1995 | 2000~2005 | 2005~2010 |
|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 전 국 | 2.12 | 1.42 | 1.08 | 0.56 | 0.38 |
| 서 울 | 1.99 | 1.68 | 1.33 | 0.66 | 0.56 |
| 부 산 | 1.53 | 1.62 | 1.09 | 0.35 | 0.16 |
| 대 구 | 1.53 | 1.36 | 1.15 | 0.54 | 0.33 |
| 인 천 | 1.84 | 1.70 | 1.57 | 0.65 | 0.46 |
| 광 주 | 1.54 | 1.42 | 1.32 | 0.74 | 0.54 |
| 대 전 | 1.50 | 1.35 | 1.26 | 0.71 | 0.57 |
| 울 산 | 1.59 | 2.33 | 1.84 | 0.78 | 0.55 |
| 경 기 | 1.90 | 1.57 | 1.49 | 0.82 | 0.64 |
| 강 원 | 2.00 | 1.12 | 0.52 | 0.29 | 0.04 |
| 충 북 | 1.92 | 1.00 | 0.69 | 0.38 | 0.17 |
| 충 남 | 2.62 | 0.98 | 0.35 | 0.29 | 0.15 |
| 전 북 | 2.28 | 0.99 | 0.51 | 0.29 | -0.01 |
| 전 남 | 2.78 | 0.91 | 0.24 | 0.11 | -0.20 |
| 경 북 | 2.39 | 0.97 | 0.50 | 0.21 | -0.00 |
| 경 남 | 2.28 | 1.20 | 0.83 | 0.45 | 0.23 |
| 제 주 | 2.49 | 1.22 | 1.09 | 0.73 | 0.42 |
| 수도권 | 1.96 | 1.65 | 1.41 | 0.73 | 0.58 |
| 특광역시 | 1.79 | 1.63 | 1.31 | 0.61 | 0.46 |

자료: 통계청, 『시도별 장래인구추계 결과』, 2007. 5.

그러나, 결론적으로 수도권 규제정책에 대한 평가로는 수도권정비 계획법을 중심으로 한 ‘입지규제 방식’ 자체가 한계점을 안고 있었다는 지적이 맞아 보인다. 이유는 근본적인 인구집중 요인, 즉 집중 인센티브를 완화시키는 정책보다는 ‘수도권 공장총량제’와 같은 직접적인 규제방식이 주정책이었다는 점이다. 정책적 효과면에서는 물리적으로 이주를 막는 방식이 가장 효과적일 수 있었다고 보여지나, 그러기에는

인구집중의 양상(혼잡의 내용)이 달라졌다는 점을 인지하지 못했었던 것으로 판단된다. 1990년대 이후의 수도권 인구집중의 양상은 과거 농촌에서 도시로의 이동방식은 아니었기 때문이다. 이미 1990년대에 들어서서는 지방에서 수도권으로의 이동보다는 수도권 인구 자체의 자연증가율(출생이나 사망으로 인한 인구증가율)에 의하여 수도권역의 인구성장이 이루어지는 것을 확인할 수 있다⁵⁾. 다시 말해, 지방에서 서울로의 이동이 기타 지역의 전입률에 비해서는 여전히 크지만, 그것보다는 이미 비대해진 자체 인구성장에 따른 문제가 대두되고 있음을 주목했어야 했던 것으로 파악된다. 서울을 비롯한 광역시의 경우, 도 지역에 비해서 자연증가율이 높은 것이 일반적인데 그 이유는 노령인구비율이 현저히 작기 때문이다. 따라서, 1990년대부터는 인구이동은 감소하는 반면, 자체 자연 증가에 의한 인구성장이 비수도권 지역에 비하여 수도권 지역이 압도하기 시작한다. 예를 들어, 수도권에 신규로 영세한 공장을 짓는 데서 오는 문제보다는, 신도시에서 서울 시내의 직장에 다니면서 발생하는 사회적 비효율이 문제였음을 중요시했어야 한 것으로 보여진다. 이미 혼잡의 내용이 달라지고 있었다는 점을 고려한다면, ‘공장총량제’와 같은 입지 규제방식은 그 자체로 한계를 안고 출발했던 것으로 볼 수 있다.

반면, 전술한 바와 같이 1990년대에는 주택공급물량이 수도권으로 집중되는 모습이었던 것으로 나타났다. 균형발전정책을 핵심으로 내건 2003년 이후의 모습은 어떠한지, 앞으로의 수도권 주택공급계획을 살펴볼 필요가 있다. 건설교통부의 주택건설 사업승인 추이를 살펴보면, 2002년까지는 수도권 주택공급이 비수도권 물량보다 월등히 앞서고

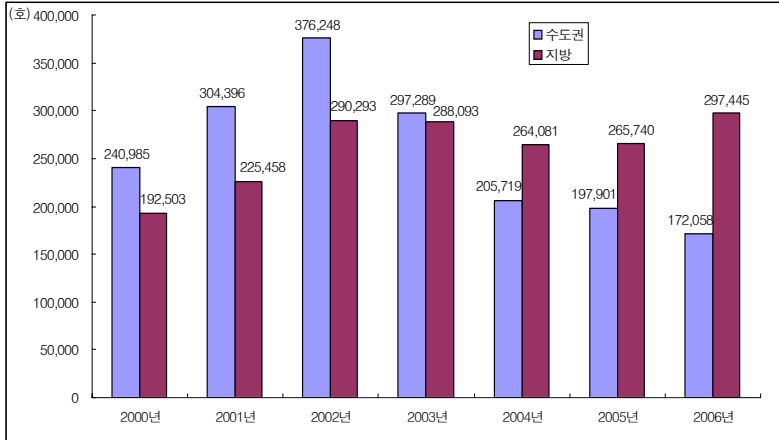
5) 인구이동에 의한 인구성장이 다소 둔화되긴 했지만, 여전히 기타 지역으로의 이동은 거의 없는 반면 수도권으로의 이동은 계속되고 있다. 따라서, 자연 증가에 의한 인구성장과 동시에 수도권으로의 인구이동으로 인한 성장은 전망에 따르면 2020년까지 계속될 전망이다(통계청(2007)).

있는 것으로 나타났고, 그 이후로는 다소 완화되는 것으로 나타났다. 2003년 이후 수도권 주택건설 사업승인 비율이 50.4%이고, 2005년 42.7%, 2006년 36.6%로 낮아진 것으로 나타났다. 따라서 천현숙 외(2002)에서 지적한 신규주택 사업승인을 통한 주택공급물량 확대로 인한 수도권 인구집중 현상은 더 이상 문제되지 않았을 것으로 예상해 볼 수 있다.

오히려, 건설산업연구원(2007)의 분석에 따르면, 2003년 이후 본격화된 수도권의 부동산 규제와 동시에 지방의 각종 개발 호재가 겹치면서 주택건설업체들이 앞다투어 주택건설사업을 확대한 것으로 나타났다. 따라서, 지방의 주택수요가 수도권에 비해 낮고 제한적인 데 반해 지방의 신규주택 공급물량이 계속 증가해 2007년 기준 과잉공급(아파트 미분양 등)이 나타나고 있다.

결론적으로, 참여정부 이후의 균형발전정책은 기존의 수도권 입지 규제방식의 효과가 미진함을 인지하고, 지방의 발전에 집중하고자 하였던 것으로 보여진다. 공급 측면에서도 수도권과 지방에 각각 다른 처방을 했는데, 수도권 지역에는 더 이상 신규주택을 공급하기보다는 보유세 부담을 현실화하여 다주택 보유자들의 공급물량 확보를 유도 하였으나, 양도세 중과 등으로 공급물량 확보는 나타나지 않았다. 지방의 경우에는 신규주택 공급을 대폭 증가시키고 동시에 공공기관 이전 등의 물리적인 지원도 행했던 것으로 평가할 수 있다.

[그림 II-1] 수도권 및 비수도권의 주택건설 사업승인 추이(2000~2006년)



자료: 건설교통부.

<표 II-4> 수도권과 비수도권의 주택건설 실적 추이

(단위: 호, %)

| 건설실적 | 전 국 | 수도권 | | 지방 | |
|-------|---------|---------|------|---------|------|
| | | 실적 | 비중 | 실적 | 비중 |
| 2000년 | 433,488 | 240,985 | 55.6 | 192,503 | 44.4 |
| 2001년 | 529,854 | 304,396 | 57.4 | 225,458 | 42.6 |
| 2002년 | 666,541 | 376,248 | 56.4 | 290,293 | 43.6 |
| 2003년 | 585,382 | 297,289 | 50.8 | 288,093 | 49.2 |
| 2004년 | 463,800 | 205,719 | 43.8 | 258,081 | 55.6 |
| 2005년 | 463,641 | 197,901 | 42.7 | 265,740 | 57.3 |
| 2006년 | 469,503 | 172,058 | 36.6 | 297,445 | 63.4 |

자료: 건설교통부.

나. 수도권 규제와 재정정책

이상의 내용은 기본적으로 민간경제 부분에 의하여 작동하는 시장 메커니즘과 이를 규제하려는 정부의 입지 규제정책에 기초하고 있다. 수도권 규제 관련 선행연구 결과는 대부분 도시계획정책에 근거한 정책들의 실효성 논의에 집중하고 있으며 결론적으로는 도시경쟁력 강화를 위한 규제완화를 들고 있다. 또한, 균형발전위원회 자체 보고서의 경우에는 지역혁신 역량 강화를 중심으로 한 성장거점 마련 등 지역의 시장 메커니즘 활성화를 주요 대책으로 꼽고 있다. 그러나, 중요한 경제주체인 정부가 그간 입지 규제정책뿐만이 아니라, 지방으로 이전재원을 지원하고 때로는 국가 직접사업을 통한 지원을 계속하여 온 ‘재정 역할’ 부분은 기존의 연구에서 설명하지 못하고 있다. 정부의 재정은 일차적으로는 재원이전을 통하여 최소한의 공공서비스를 받도록 작용했을 것을 것이며(교부세), 동시에 증가하는 인구에 따라 수도권 지역의 재정수요 또한 반영(국고보조금)해야 했을 것으로 보인다.

정부의 수도권정책을 단순히 수도권정비계획법에 의존한 입지 규제 방식만으로 제한하기에는 지방으로의 재정지원 규모나 역할 등이 매우 크다고 볼 수 있다. 재정지원 규모는 지속적으로 증가해 왔으며 2006년 기준 66.8조원 규모(지방교육재정교부금 포함)임을 상기할 필요가 있다. 중앙정부가 지방정부로 재정지원을 하는 근본적인 이유는 최소한의 공공서비스 수혜를 우리 국민 모두에게 어디에 살든지 누리게 해주어야 하는 데 있다. 바꿔 말하면, 어떤 지역에 살든지 표준적인 공공서비스의 혜택을 받을 수 있도록 하여 수도권으로의 이동 유인이 발생하지 않도록 하는 것이다. 최근 줄어들고 있는 지역간 인구이동의 원인은 수도권 지역으로의 유입비용이 크기 때문이기도 하며 동시에 거주하는 지역의 공공서비스 향상 수준 또한 원인으로 작용했을 것이다.

기존의 논문들은 시장 메커니즘의 요인들로 인한 인구이동 요인이 정부의 재정 역할에 따른 것보다는 큰 것으로 설명하고 있다. 권상철

(2005)의 지적에 따르면, 우리나라의 수도권 인구집중에 대한 연구는 인구이동의 규모와 공간적 패턴에 치중하여 질적인 측면의 연구는 이루어지지 못하고 있다고 밝힌 바 있다. 기존의 연구결과에서는 수도권의 생산비용을 증가시켜 수도권으로의 유입을 억제하는 것, 이로 인한 생산성 저하문제에 대해서 초점을 맞춘 반면, 본 연구는 지역의 공공 서비스 향상에 드는 재원의 역할과 인구이동에 미친 영향에 대해서 살펴보고자 한다.

2. 지방재정 지원현황

가. 지방으로의 재정지원 현황 및 전망

중앙정부는 낙후도 정도에 따라 재정력이 부족한 지역에 일반재정 지원을 하고 있으며, 동시에 정책적 사업목적에 따라 보조금을 지원하고 있다. 따라서 교부세의 경우(2006년 기준 수도권 교부세 비중, 약 9.7%), 비수도권 자치단체 위주로 편성된다고 볼 수 있으며, 국고보조금의 경우에도 역시 지방으로의 우선권이 있으나 교부세에 비해서는 수도권(국고보조금 비중, 26%)으로의 배분이 높은 편에 속한다. 균형발전특별회계의 경우 그 성격상 두 재원의 중간 정도로 예상해 볼 수 있다. 2005년 도입 당시에는 기존 국고보조금사업의 추세로 배분되었으나, 2006년 이후 배분공식이 도입되어 낙후도(재정력지수, 주민세소득세할, 노령인구 비중)와 재정수요(인구, 면적)를 고려한 배분이 이루어지고 있다.

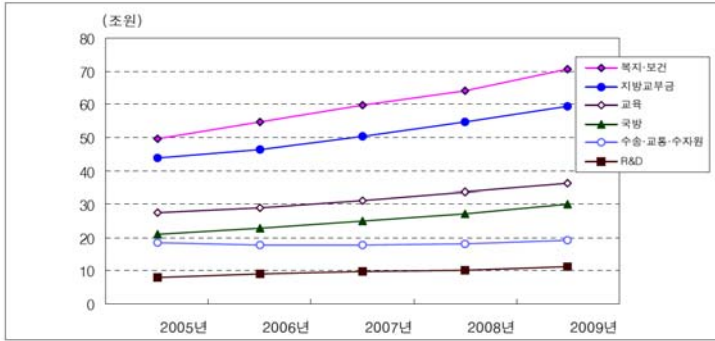
국가재정운용계획에 따르면, 2006년 예산 기준 중앙정부 일반회계 규모는 1991년 대비 4.6배 증가한 반면 지방재정 지원규모는 5.7배 증가하였다. 교부세는 내국세 규모의 증가와 교부세율 인상으로 5.9배 증가하였으며, 특정 목적사업을 위한 지원인 국고보조금은 같은 기간중 약 7.4배 증가한 것으로 나타났다. 증가 속도 면에서는 지역간 형평화

를 목적으로 한 일반보조금 형태인 지방교부세보다는 정책적 사업지원을 위한 특정보조금의 증가가 큰 것을 볼 수 있다. 그러나, 규모 면에서는 교부세가 국고보조금에 비하여 약 3배에 달하는 것으로 전반적인 우리나라의 이전재원 의존도는 역시 일반보조금인 지방교부세가 높은 것으로 볼 수 있다.

중앙정부의 분야별 투자규모에서 살펴본 지방자치단체 재정지원 현황에서 살펴보면 교부세 규모와 증가 수준을 확인할 수 있다. 2006년 국세 지방세 합계 170.6조원 중 지방정부의 재정지출 금액은 56~58%에 해당하는 99.6조원(중앙정부 이전재원 63.3조원, 지방세 35.3조원)이다. 중앙정부의 이전재원은 지방재정지원 부분과 지방교육지원으로 구분하고 있으며, 각각 보통교부세(20.3조원)와 교육교부금(24.9조원) 형태로 지원되고 있으며, 분야별 투자규모에서 보건복지 다음으로 규모가 크다. 결론적으로, 지방정부로의 재정이전은 꾸준히 증가하고 있으며 인구증가 속도나 경제성장 속도에 비하여 빠르게 확장하였고 특히 교부세(교육재정 포함)규모의 증가가 주목할 만하다. 참고적으로, OECD의 자체 분석에 따르면, 평균적으로 선진국들의 형평화보조금의 규모는 GDP의 1~6% 정도, 정부지출의 2~12% 정도이다. 우리나라의 경우, 교육교부금과 지방교부금을 합할 경우, GDP의 5% 내외를 차지하고 있다. 지방교부금만을 대상으로 할 경우에, 우리나라 전체 예산의 약 9.7%, 지방정부 전체 세입에서의 비중은 최근 평균 12% 규모이다⁶⁾.

6) 기획예산처, 『2005~2009 국가재정운용계획』.

[그림 11-2] 분야별 투자규모 추이



주: 지방교부금: 지방교부세 + 지방교육재정교부금

자료: 「국가재정운용계획 개요」, 2005~2009, p. 18

형평화보조금과 국고보조금을 포함한 중앙정부로부터의 지방으로의 재정지원은 사실상 대도시로의 유인을 감소시키는 역할을 하고 있다. 최근 들어 전반적인 지역간 인구이동이 감소하는 원인 중에는 지방으로의 재정지원의 급격한 증가도 작용하고 있을 것으로 예상해 볼 수 있다.

<표 11-5> 지방재정 지원 추이

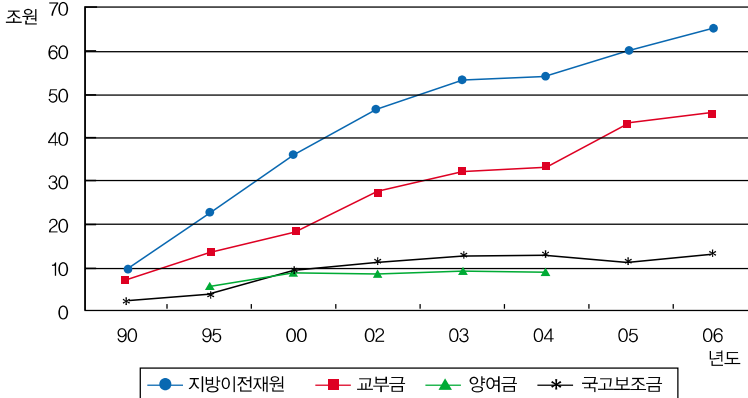
(단위: 조원, 배)

| 구분 | 1991년(A) | 2006년(B) | B/A |
|------------------------|----------|-------------------|-----|
| ○ 지방이전재원 ¹⁾ | 11.8 | 67.2 | 5.7 |
| • 교부세 | 7.8 | 46.1 | 5.9 |
| • 양여금 | 2.0 | - | - |
| • 국고보조금 | 2.0 | 14.8 | 7.4 |
| • 균특회계 | - | 6.3 ²⁾ | - |
| ○ 일반회계 | 31.4 | 144.8 | 4.6 |

주: 1) 지방교육청에 대한 지원분 포함.

2) 2007년 균특회계로 이관되는 사업의 1906년 규모 추가 반영(0.4조원).

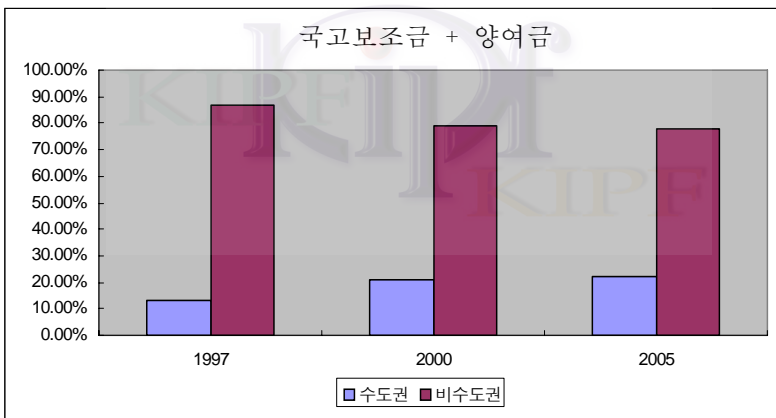
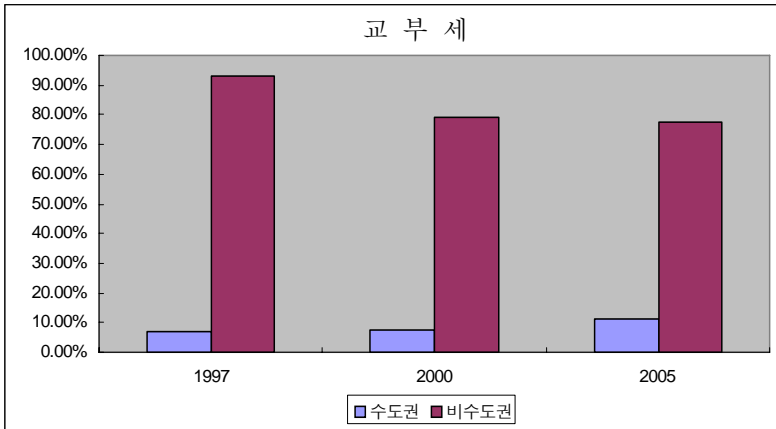
[그림 II-3] 지방재정 지원 규모



자료: 기획예산처, 『2006~11 국가재정운용계획』, p. 317.

특히 본 연구에서 지방교부세를 주목하는 이유는 지방재정 지원의 근간이 되고 있는 지방교부세의 경우 형평화보조금 역할을 하고 있으며, 따라서 정의상 재정여건이 열악한 곳을 우선 지원하는 방식이므로 거의 대부분은 비수도권을 지원하고 있기 때문이다. 비수도권 지역의 최소한의 공공서비스를 유지하기 위한 기초재원에 해당한다. 필요한 재원과 확보된 재원의 재정부족액의 일정 부분을 중앙정부가 보장해주는 형식이다.

과거 10년간의 지방교부세의 수도권 대 비수도권 비중을 살펴보면, 그 차이는 크지 않지만, 1997년에 비하여 그 이후 비수도권 비중이 다소 감소한 것을 알 수 있다. 수도권의 경우, 1997년 7.13%가 서울, 인천, 경기 지역의 교부세 비중에 해당하며, 2000년과 2005년에는 각각 7.70%, 11.27%로 상승하고 있다. 동년도 지방교부세율 비중은 내국세의 13.27%에서 15%, 19.13%로 증가하였다. 1997년 6조 8천억원 정도이던 지방교부세 규모는 2005년에 20조 4천억원에 달한다. 수도권의 인구비중은 1997년 45.5%에서 2000년 46.3%, 2005년 48.2%로 상승하였다.



지방재정 지원의 또 하나의 축인 국고보조금은 각 부처의 예산에 의해서 사업별로 자치단체에 배분되는 사업비보조금에 해당한다. 전술한 바와 같이 정의상 해당 사업을 지원하는 것이므로 재정수요가 많은 곳, 인구나 면적이 상대적으로 많은 비중을 차지하게 된다. 지방교부세가 1997년에서 2005년 동안 상대적으로 수도권 비중이 증가하고 비수도권 비중이 감소한 것을 보면, 국고보조금은 더욱 감소했을 것으로 예상할 수 있다. 1997년 국고보조금의 비중이 12.94%였던 것이 각각

20.76%, 22.34%로 빠른 속도로 증가한 것을 볼 수 있다. 인구의 절반이 살고 있는 수도권에 전체 보조금의 약 22% 정도가 지원되는 것으로 나타났다. 향후 복지 관련 보조금의 증가세가 두드러질 것으로 보이는데 그 경우에는 국고보조금의 수도권 비중은 더욱 증가할 것으로 예상된다. 과거 SOC 관련 국고보조사업 비중이 높을 때에는 여전히 지방도로 포장, 낙후된 시설교체 등으로 인하여 비수도권 지역으로의 비중이 높아져 왔다. OECD 주요 국가들의 경우에도, 어느 정도 SOC 시설이 정비되고 소득수준이 증가한 경우에는 복지수요에 대한 주민들의 선호가 강해지고 그 경우, 일반재원 형태의 교부세(General grant) 증가보다는 특정보조금(Specific grant) 형태의 국고보조금 증가를 통한 재정지원이 증가하는 것으로 나타난 바 있다.

따라서, 과거 10년간의 재정지원 흐름을 요약해보면, 재정지원의 절대비중을 차지하는 지방교부금과 사업 지원에 해당하는 국고보조금 모두 대부분은 비수도권 지역 위주로 지원된 것을 알 수 있다. 최근 들어 비수도권 지역은 수도권 지역으로의 인구유출과 함께 재정 전체에서 차지하는 비수도권의 비중 면에서 미미하게나마 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 전반적인 추세는 유지가 되는 것으로 볼 수 있다. 「2007~2011 국가재정운용계획」에 따르면, 물론 교부금의 비중이 기타 지원에 비하여 월등히 높지만, 교부금이 전체 재정 지원에서 차지하는 비중도 약간씩 감소하는 것으로 전망되고 있다. 2007년의 경우, 69.5%를 차지하는 교부금의 비중은 2011년 보조금 비중의 증가와 함께 다소 감소하여 67.7%로 전망되고 있다. 참고적으로, 예산 대비 수도권이 차지하는 비중 또한 약 40%대로 2003년 이후 거의 변화가 없는 것으로 나타났다.

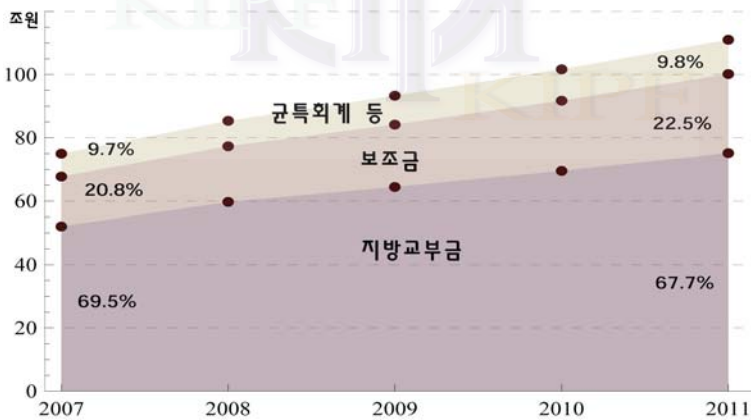
<표 II-6> 수도권 예산규모

(단위: 조원, %)

| 구분 | 2003년 | | 2004년 | | 2005년 | | 2006년 | | 2007년 | |
|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|
| | 수도권 | 비수도권 | 수도권 | 비수도권 | 수도권 | 비수도권 | 수도권 | 비수도권 | 수도권 | 비수도권 |
| 총규모 | 31.5 | 46.5 | 36.0 | 51.2 | 37.2 | 55.1 | 40.6 | 60.7 | 45.8 | 66.1 |
| (비중) | 40.4 | 59.6 | 41.3 | 58.7 | 40.3 | 59.7 | 40.1 | 59.9 | 40.9 | 59.1 |
| 자체수입 | 26.7 | 22.1 | 30.4 | 24.7 | 31.0 | 26.0 | 33.2 | 27.3 | 37.1 | 28.7 |
| (비중) | 54.7 | 45.3 | 55.1 | 44.9 | 54.3 | 45.7 | 54.9 | 45.1 | 56.3 | 43.6 |

자료: 행정자치부, 「2007년도 지방재정세계 길라잡이」.

[그림 II-4] 국가균형발전 및 지방재정 분야 투자계획

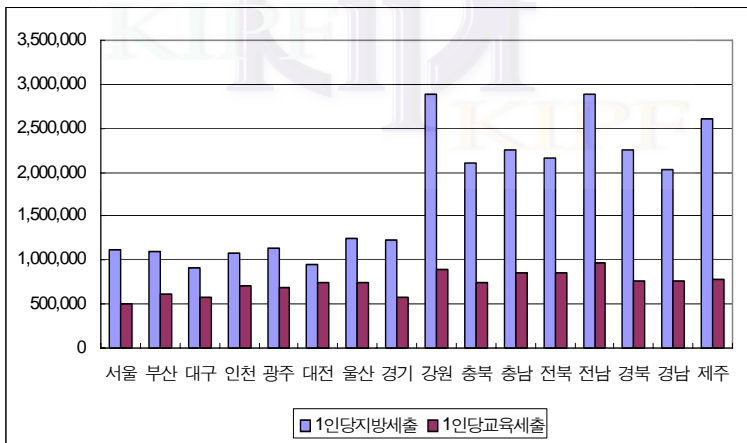


자료: 기획예산처, 2007년 11월 국가재정운용계획, 「국가균형발전 및 지방재정지원 분야」.

교육재정을 포함시킨 경우에는 교육재원의 성격상 지방교부세나 국고보조금에 비하여 인구비례적인 성격이 강할 수밖에 없으므로 사실상 수도권으로의 재정 지원은 꾸준히 증가할 것으로 예상할 수 있다.

게다가 현재 증가하는 재정수요의 성격으로 볼 때, 지방교부세 내에서도 수도권으로의 재정 지원 규모는 지속적으로 증가할 것으로 예상된다. 예를 들어, 2007년 지방교부세 및 부동산교부세 배분 시 사회투자 부분 비중을 증가시킨 것은 수도권 지역의 배분에 유리하게 작용한다⁷⁾. 반면, 국고보조금 매칭 시 지역의 재정력을 감안하여 차등지원하고자 하는 것은 낙후지역의 요소를 더욱 감안한 것이므로 이는 비수도권 지역에 유리하게 나타날 수 있다. 이는 교부세 내에서 사회투자 반영비율과 국고보조금 매칭 재원의 규모에 따라 상대적인 비교가 가능할 수 있겠지만, 결과적으로는 복지수요의 속성상 인구가 많은 지역으로의 재원배분이 증가할 것으로 예상된다.

[그림 II-5] 1인당 지방세출과 1인당 교육세출(2005년)



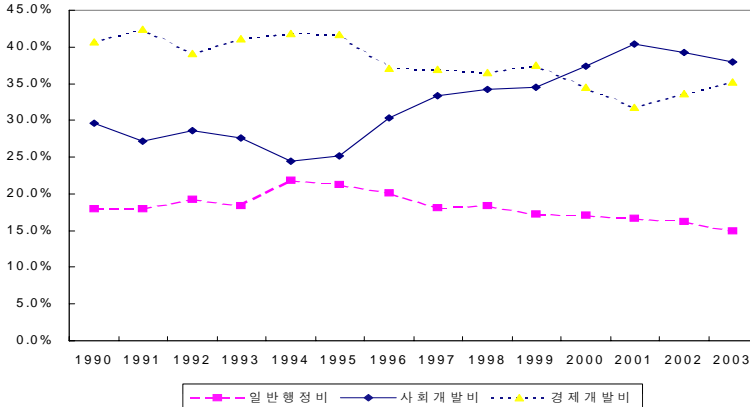
7) 2007년 행정자치부 자료에 따르면, 중부세 균형재원 배분기준에 최근 급증하고 있는 사회복지 및 지역교육 부문의 재정수요를 반영하여 이러한 수요가 많은 자치단체에 더 많은 재정지원이 될 수 있도록 할 계획임을 밝히고 있다(재정여건(80%), 지방세 운영상황(15%), 보유세규모(5%)→재정여건(50%), 사회복지(25%), 지역교육(20%), 보유세규모(5%)).

결론적으로 보면, 과거 우리나라 지방으로의 재정 지원의 모습은 절대적인 규모에서는 지방의 여건을 개선하여 수도권으로의 이동 유인을 제한하는 역할을 해왔던 것으로 보여진다. 절대적인 규모에 있어서 교부금의 비중이 워낙 크기도 하지만, 국고보조금도 사실상 교부세와 거의 다를 바 없는 비수도권 우선 지원 위주로 운영되었기 때문이다. 2011년까지의 계획을 참고해 보면, 향후에도 비수도권을 위주로 한 지원방향은 유지될 것으로 보인다.

나. 지방자치단체 지출내용의 변화

변화하고 있는 지방정부 재정지출 내용과 향후 수도권 대 비수도권 지방재정 지원을 예측해보고자 한다. 2005년 일반회계 순계기준, 총 세출규모는 74.6조원에 해당하며 이 중 일반행정비는 16.5조원, 사회개발비는 31.4조원, 경제개발비는 23.2조원으로 각각 22.1%, 42.1%, 31.1% 비중을 차지하고 있다. 1990년 이후의 비중 변화에서도 알 수 있듯이 일반행정비 지출 비중은 지속적으로 감소하고 있다. 과거 지방정부 지출의 대부분을 차지하던 경제개발비는 1999년 이후 사회개발비보다 비중이 감소하면서 전반적인 비중은 유지하고 있다. 사회개발비는 현재도 가장 많은 지출 비중을 차지하고 있으며 향후 더욱 증가할 것으로 예상해 볼 수 있다.

[그림 II-6] 기능별 세출의 추이(세출 대비 비중)



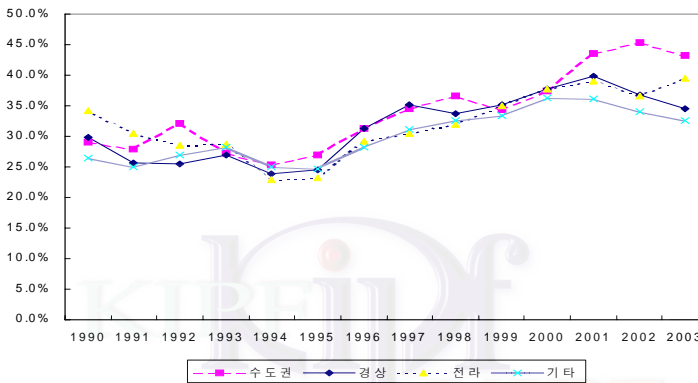
자료: 박기백·김현아, 『지방자치단체의 세입 및 재정지출에 관한 연구』, 재인용.

복지 및 문화 관련비 지출 증가는 우리나라뿐만 아니라 OECD 주요 국가들에서도 발견할 수 있다. 주요국의 기능별 지출 구분에 따르면, 사회투자 성격(Health, Recreation+culture and religion, Education, Social protection)의 공공서비스 지출이 대부분의 국가에서 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 이들 나라의 1995년부터의 지출에서도 공공서비스 부분 증가세는 뚜렷하다. 대부분 일반행정, 경제개발 비중이 감소하고 사회개발비가 증가하는 것을 알 수 있다.

이상과 같은 사회개발비 증가는 지출의 특성상 인구증가에 따른 비례적인 지출소요가 많으므로 인구가 많은 지역, 즉 수도권에서의 지출 비중이 크게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 1990년부터 2003년까지의 지출패턴에서 이미 그와 같은 지출패턴의 변화가 나타나기 시작하였다. 자체 재원의 여력이 높은 수도권의 경우, 사회개발비 비중을 점차 증가시키고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 변화를 반영하여 2007년 지방교부세 산정방식, 부동산교부세 배분공식 등에서는 사회투자 부분의 배분 비중을 증가시키고자 하는 변화가 이루어진 바 있다. 지금까

지는 비수도권 지역으로의 비중이 절대적으로 컸으며 앞으로도 이전
 재원의 배분비중은 비수도권 위주로 배분될 것이지만, 향후 삶의 질
 관련 재정수요 증가 확대가 계속될 경우에는 절대적인 비중면에서도
 수도권 지역에 대한 배려가 증가하지 않을 수 없는 상황으로 보인다.

[그림 11-7] 사회개발비 비중 추이(지역별)



3. 지역간 인구이동 현황

가. 지역간 인구이동 변화

지역간 인구이동은 읍면동 경계를 넘어 이동하는 경우를 말하며, 총
 이동은 시도 내 이동과 시도 간 이동으로 구분하고 있다. 시도 내 이동
 이 총 이동에서 차지하는 비중은 약 68% 정도이며, 나머지는 시도 간
 이동에 해당한다. 따라서, 상당수는 전세계약 만료나 주택구입 등의 시
 도 내 이동으로 볼 수 있으며, 시도 간 이동일 경우에는 취업, 결혼, 유
 학 등이 주요 원인으로 나타났다. 본 연구는 수도권으로의 이동을 살
 펴보고자 하는 것이므로 ‘시도 간 이동’의 현황을 중심으로 한다.

<표 II-7> OECD 주요 국가의 지방정부 지출(2005년 기준)

(단위: %)

| 국가 | 단위 | 일반행정 ¹⁾ | 경제개발 ²⁾ | 공공서비스 ³⁾ |
|-------------|-------|--------------------|--------------------|---------------------|
| Denmark | local | 4.37 | 6.45 | 89.18 |
| Finland | local | 16.09 | 7.25 | 76.66 |
| France | local | 22.00 | 35.20 | 42.80 |
| Germany | state | 33.99 | 14.26 | 51.74 |
| | local | 19.38 | 23.23 | 57.38 |
| Greece | local | 48.57 | 39.08 | 12.34 |
| Hungary | local | 20.53 | 16.56 | 62.91 |
| Ireland | local | 14.57 | 55.21 | 30.21 |
| Italy | local | 16.07 | 24.12 | 59.81 |
| Netherlands | local | 21.33 | 27.44 | 51.23 |
| New Zealand | local | 25.01 | 58.10 | 16.89 |
| Portugal | local | 35.79 | 38.22 | 25.99 |
| Spain | local | 41.19 | 34.09 | 24.72 |
| Sweden | local | 10.95 | 9.84 | 79.21 |
| UK | local | 19.12 | 18.58 | 62.30 |
| USA | state | 21.22 | 17.21 | 61.56 |

주: 1) General public services + Defence + Public order and safety.

2) Economic affairs + Environment protection + Housing and community amenities.

3) Health + Recreation; culture and religion + Education + Social protection.

자료: 2007 OECD Stat. National Accounts, *Government expenditure by function*를 일반행정, 경제개발, 공공서비스로 재분류하여 작성한 것임.

지난 10년간 전국적인 시도 간 이동률은 6% 내외를 유지하고 있다⁸⁾. 총 이동률 19.1% 중 시도 내 이동이 13.1%로 대부분을 차지하고 있으며 시도 간 이동률은 약 6%이다. 1985년부터 1990년까지 7.7%를 나타낸 후 점차 낮아져 그 이후로는 6% 내외로 둔화되었다. 수도권으로의 순인구유입(순이동=전입-전출) 또한 감소하고 있는 추세이며, 2006년 기준, 수도권 순인구유입 규모는 11만 2천명이다⁹⁾.

<표 II-8> 인구이동 비교(2005~2006년)

(단위: 천명, %)

| | 2005(A) | | 2006(B) | | 증 감 (B-A) | 증감률 (B-A)/A |
|--------------------|-----------------|-------|-----------------|-------|--------------|----------------|
| | | 구성비 | | 구성비 | | |
| 총 이 동 (이 동 률) | 8 795 (18.1) | 100.0 | 9 342 (19.1) | 100.0 | 547 (1.0) | 6.2 |
| 시도 내 이동 (이 동 률) | 5 980 (12.3) | 68.0 | 6 395 (13.1) | 68.5 | 415 (0.8) | 6.9 |
| 시도 간 이동 (이 동 률) | 2 815 (5.8) | 32.0 | 2 947 (6.0) | 31.5 | 131 (0.2) | 4.7 |

<표 II-9> 시도별 시도 간 순이동(전입-전출) 추이

(단위: %)

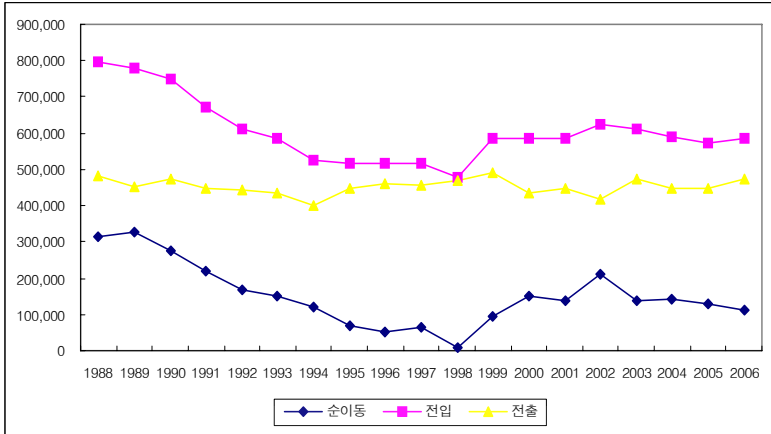
| | 1980 ~85 | 1985 ~90 | 1990 ~95 | 1995 ~00 | 2000 ~05 | 2004 ~06 | 2005 ~10 | 2010 ~15 | 2025 ~30 |
|------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|
| 5년 평균 시도간 이동률 | 7.4 | 7.7 | 6.4 | 6.1 | 6.1 | 5.9 ¹⁾ | 5.6 | 5.1 | 4.1 |

주: 1) 3년 평균 시도간 이동률.

8) 시도 간 이동률=시도 간 이동자 수÷전국 인구×100(통계청, 주민등록 전입인구 기준)

9) 수도권은 16개 광역자치단체 중 서울시, 경기도, 인천시를 의미함.

[그림 II-8] 수도권 인구이동 추이

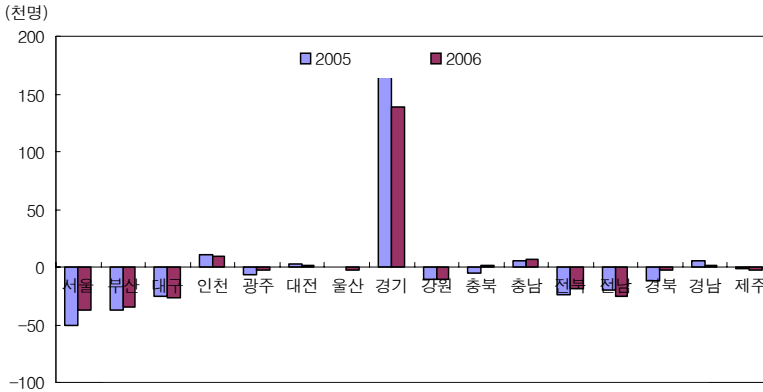


자료: 통계청, 『인구이동통계』, 각 연도.

둘째, 2006년 총 인구이동을 시도별로 보면, 서울·인천·경기의 전입자 수가 총 이동자 수의 55.2%를 차지하고 있다. 지난 10년간 지속적인 인구유입 시도는 경기·대전이며, 인구유출 시도는 서울, 부산, 대구, 전북이다. 충남의 경우, 2003년부터 인구유출 지역에서 인구유입 지역으로 전환되었다. 시도 간 이동자의 대부분은 경기, 서울(서울 전출자의 65.2%가 경기, 인천 순) 및 인접 시도로 이동하였다. 2004년 당시 신행정수도 이전과 관련한 정책적 요소로 인한 충남의 인구유입을 제외하고는 수도권으로의 유입이 상당부분을 차지하는 것을 알 수 있다. 시도별 장래인구추계결과에서는 2005~2030년 기간중 시도별 인구가 경기·인천 등은 늘어나고 전남·전북 등은 감소하는 것으로, 서울·경남은 증가에서 감소로 전환할 것으로 전망되었다.

[그림 II-9] 시도별 순이동

(단위: 천명, %)



자료: 통계청, 『2006년 인구이동통계』, 2007. 3.

지난 10년간의 권역별 순이동의 경우에서도, 수도권은 지속적인 순인구유입 권역이며, 호남권과 영남권의 인구유출은 수도권 순인구유입 규모를 지속시키고 있다¹⁰⁾. 권역별 순이동을 연령계층별로 보면, 수도권은 모든 연령층에서 전입 초과를 보였는데, 이 중 20대 연령층이 8만 4천명으로 전체의 75.5%를 차지하고 있으며, 학업 및 취업, 결혼 등이 주원인으로 나타났다.

셋째, 수도권 대 비수도권 인구이동을 살펴본다. 2006년 수도권에서 타 시도로의 전출은 전년에 비해 모든 시도에서 증가하였다. 수도권 순이동은 11만 2천명으로 전년에 비해 13.3% 감소하였다. 2006년 시도별로 보면 충남을 제외한 모든 시도에서 수도권으로 전출 초과를 보이고 있다.

비수도권에서 수도권으로 전입할 경우, 2006년 기준 서울(43.1%)보

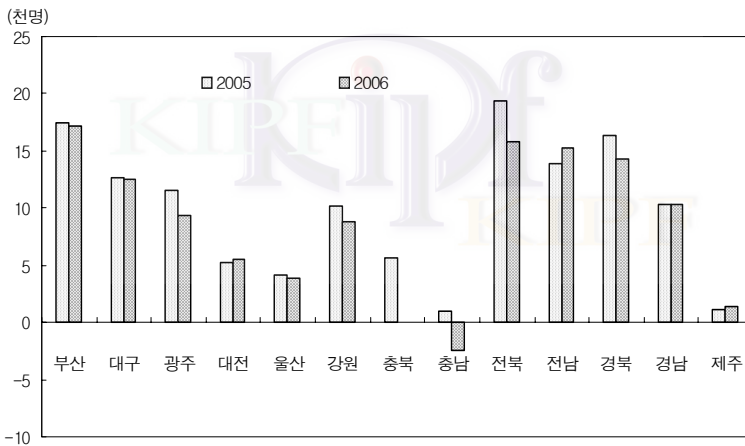
10) 중부권 : 대전, 강원, 충북, 충남.

호남권 : 광주, 전북, 전남.

영남권 : 부산, 대구, 울산, 경북, 경남.

다는 경기도로의 전입(48.4%) 비율이 높다. 2002년 이후 수도권으로 전입할 경우, 일단은 경기도로 이동하는 것으로 나타났다. 수도권 인구 집중은 신도시의 주택 공급물량 확대, 광역도로 확장 등의 정부 정책과 무관하지 않음을 시사하고 있다. 지난 10년간 수도권 전입자의 전출지 추이를 살펴보면, 충남, 전북, 강원, 전남 순이다. 수도권 전출자의 전입지는 충남, 강원, 전북 순으로 나타났다. 2005년 이후, 수도권에서 충남으로의 전출이 증가하는 것은 공공기관 이전 및 행정중심복합도시 건설 등의 정책적 변화에 따른 이동으로 보여진다.

[그림 II-10] 시도별 수도권 순이동



비수도권에서 수도권으로의 이동을 살펴보면, 전체 지역간 인구이동에서 차지하는 비중이 1990년 33.2%였던 것이 2005년에는 17.6%로 감소하였다. 반대로, 수도권에서 비수도권으로의 이동이 급격히 증가하고 있는 것으로 나타났고, 여전히 비수도권에서 비수도권으로의 이동이 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 따라서 수도권으로의 이동에 따른 인구집중보다는 수도권과 비수도권 지역 사이에서의 인구이동에 대한 질적 변화요인에 대한 분석이 향후 연구대상임을 확인할 수 있다.

<표 II-10> 수도권 대 비수도권 지역의 인구이동 변화

(단위: 명, %)

| | 1990년 | 1995년 | 2000년 |
|-----------|--------------|--------------|--------------|
| 비수도권⇒수도권 | 27,908(33.2) | 23,383(30.6) | 18,978(17.6) |
| 수도권⇒비수도권 | 11,797(14.5) | 15,548(20.4) | 24,760(23.0) |
| 비수도권⇒비수도권 | 42,730(52.3) | 37,367(49.0) | 64,081(59.4) |
| 전체 | 81,625(100) | 76,928(100) | 107,819(100) |

주: () 안은 비중임.

자료: 통계청, 「인구주택총조사 2% 표본(원자료)」, 각 연도, 인용.

통계청의 인구주택총조사 2% 표본 자료에 따르면, 수도권 전입자의 거주지 분포에서 1990년의 경우, '시지역'으로부터가 47.5%였고, '군지역'으로부터가 52.5%였던 것이, 2005년의 경우 시지역 출신이 81.0%, 군지역은 19.0%로 크게 변화한 것을 볼 수 있다. 1990년만의 경우에는 전형적인 농촌-도시 이동의 모습으로 볼 수 있으나, 2000년 이후의 수도권으로의 이동은 시지역에서 대부분 이루어진 것은 그나마 소득의 여력이 있는, 즉 주거여건이나 교육 등의 삶의 질 개선을 위한 이동이 주를 이루고 있음을 확인할 수 있다.

<표 II-11> 수도권 거주자의 연도별 5년전 거주지 분포

(단위: 명, %)

| | 1990년 | 1995년 | 2000년 |
|-----|-------------|--------------|--------------|
| 시지역 | 8,887(78.5) | 12,295(72.1) | 11,355(81.0) |
| 군지역 | 9,818(52.5) | 4,752(27.9) | 2,663(19.0) |
| 전체 | 18,705(100) | 17,047(100) | 14,018(100) |

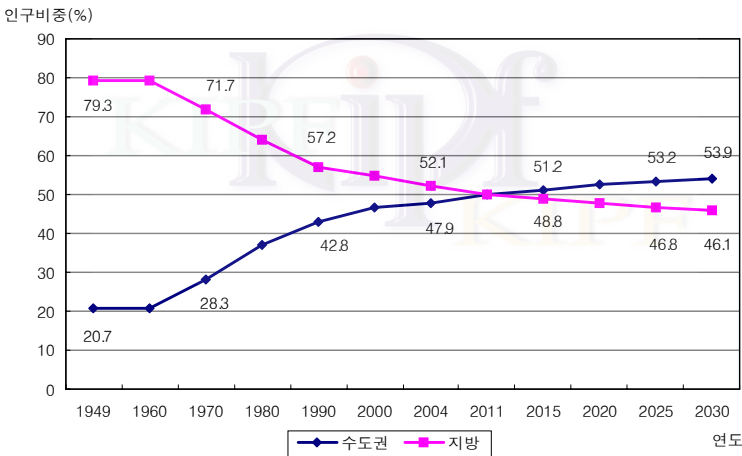
주: () 안은 비중임.

자료: 시군 구분은 조사연도의 5년전 거주지 행정구역 구분에 따름. 「인구주택총조사 2% 표본(원자료)」, 권상철(2005)자료 재작성.

나. 수도권 인구집중 심화

우리나라 수도권의 인구규모는 2006년 기준 2,400만명이며 총 인구의 48.6%에 해당한다. 서울시의 자체의 인구는 1990년 이후 감소하였으나, 경기와 인천의 인구는 급속히 증가하여 (2003년부터 경기인구>서울인구) 수도권 집중은 계속되고 있다. 수도권은 서울 인구의 감소에도 불구하고 경기, 인천 인구의 증가로 2030년에는 전국 인구의 53.9%로 집중도가 증가할 것으로 예상되고 있다¹¹⁾.

[그림 II-11] 수도권 인구집중 추이



자료: 통계청, 「시도별 장래인구추계 결과」, 2007. 5.

2005년 기준 수도권의 면적은 국토의 11.8%에 불과하며 인구집중도는 48.3%에 달한다. GRDP(지역내 총생산)는 이보다 약간 낮은 47.7%이다. 흔히, 우리나라 지역간 불균형 및 수도권 집중을 논의할

11) 통계청, 「시도별 장래인구추계 결과」, 2007. 5.

때 거론되는 수치인 100대 기업 본사의 경우 91.0%이며, 금융기관은 67%의 집중도를 보이고 있다²⁾. 통계청의 「시도별 장래인구추계 결과」에 따르면 향후 수도권 집중도는 증가할 것으로 전망하고 있다. 2000년 당시 인구집중계수가 0.626에서 2005년 0.638로 집중도가 증가되었고, 추세는 2010년 0.647, 2020년 0.661로 불균등이 심화될 것으로 전망되었다.

<표 II-12> 시도별 인구구성비 및 인구집중계수

(단위: %)

| | 1970 | 1980 | 1990 | 2000 | 2005 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 전 국 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 서 울 | 17.6 | 22.3 | 24.4 | 21.4 | 20.8 |
| 부 산 | 6.3 | 8.7 | 8.9 | 7.9 | 7.4 |
| 대 구 | 4.0 | 5.0 | 5.3 | 5.4 | 5.2 |
| 인 천 | 2.5 | 3.3 | 4.4 | 5.4 | 5.4 |
| 광 주 | 2.0 | 2.3 | 2.6 | 2.9 | 3.0 |
| 대 전 | 1.7 | 2.2 | 2.4 | 3.0 | 3.1 |
| 울 산 | 0.9 | 1.4 | 1.9 | 2.2 | 2.2 |
| 경 기 | 8.2 | 9.9 | 13.9 | 19.5 | 22.0 |
| 강 원 | 5.9 | 4.8 | 3.6 | 3.2 | 3.1 |
| 충 북 | 4.7 | 3.8 | 3.2 | 3.2 | 3.1 |
| 충 남 | 7.4 | 5.7 | 4.6 | 4.0 | 4.0 |
| 전 북 | 7.7 | 6.1 | 4.8 | 4.1 | 3.8 |
| 전 남 | 10.7 | 7.8 | 5.8 | 4.3 | 3.8 |
| 경 북 | 10.5 | 8.3 | 6.4 | 5.9 | 5.5 |
| 경 남 | 8.7 | 7.2 | 6.5 | 6.5 | 6.5 |
| 제 주 | 1.2 | 1.2 | 1.2 | 1.1 | 1.1 |
| 수도권 | 28.3 | 35.5 | 42.8 | 46.3 | 48.2 |
| 특·광역시 | 35.1 | 45.1 | 50.0 | 48.2 | 47.1 |
| 인구집중계수 | - | - | - | 0.626 | 0.638 |

12) 기획예산처, 『2006~2010년 국가재정운용계획』.

<표 II-13> 수도권 인구성장률

(단위: %)

| | | 1970~75 | 1980~85 | 1990~95 | 2000~2005 |
|-------|-----|---------|---------|---------|-----------|
| 인구성장률 | 전국 | 1.82 | 1.37 | 1.02 | 0.48 |
| | 수도권 | 4.02 | 3.34 | 2.16 | 1.30 |
| 자연증가율 | 전국 | 2.12 | 1.42 | 1.08 | 0.56 |
| | 수도권 | 1.96 | 1.65 | 1.41 | 0.73 |
| 인구이동률 | 수도권 | 2.06 | 1.69 | 0.75 | 0.57 |

1970년대 이후 우리나라 수도권 및 대도시 인구성장은 기타 지역에 비하여 높았고 이와 같은 수도권 집중현상은 지역간 불균형적인 인구 분포를 심화시키고 있다. 해당 지역의 인구성장은 출산이나 사망에 의한 자연 증가와 인구이동에 의해서 가능하다. 수도권의 인구성장을 살펴보면 1970년대와 1980년대의 경우에는 농촌에서 도시로의 이동이 컸던 시기로 인구이동에 의한 수도권 집중이 이루어졌다. 1990년대 이후에도 여전히 수도권의 인구성장률은 전국 평균보다 높게 나타나지만, 전반적으로 인구이동에 의한 인구성장은 둔화되고 있다. 1990년대 이전에는 수도권의 인구성장이 인구이동에 의존하였던 반면, 이후에는 인구이동보다는 기존 인구의 자연 증가에 따른 인구증가가 지속되고 있는 것으로 나타났다.

<표 II-14> 인구집중도 : 지니계수 및 타일지수

| | 1997 | 2000 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 지니계수 | 0.406 | 0.407 | 0.414 | 0.416 | 0.418 | 0.421 |
| 타일지수 | 0.302 | 0.307 | 0.325 | 0.330 | 0.334 | 0.339 |

수도권의 인구집중 경향은 우리나라뿐만 아니라 세계 여러 나라에서 나타나는 현상이며 일정한 단계를 거치고 있다. 초기에는 농촌에서 도시로, 다음에는 도시의 외곽화, 원거리 이주가 가능한 탈도시화 단계이다. 우리나라는 1970년대와 1980년대까지 Todaro 가설의 배경이 되는 전형적인 농촌에서의 도시로 이주가 집중적으로 이루어졌다. 1990년대와 2000년대 들어서는 신도시 건설 등으로 인한 도시의 외곽화가 수도권 팽창의 주요 원인이 되었다. KTX 및 광역도로 건설로 인한 교통비용 감소가 더욱 가속화되면 탈도시화 현상도 전망해볼 수 있겠다.

다. 다른 나라와의 비교

OECD(2003)는 지역집중도를 반영하는 조정집중지수(AGC)를 활용하여 OECD국가별 지역집중도를 분석한 바 있다¹³⁾. 분석에 따르면 우리나라의 인구 및 실업률의 집중도가 다른 OECD국가들에 비하여 높은 것으로 나타났다. 1999년을 기준으로 인구집중도는 전체 국가들 중 2위를 차지하였으며, GDP 집중도는 5위로 나타났다. OECD 분석에 따르면, 지니계수로 표현된 우리나라의 지역간 격차는 GRDP, 실업률 등이 모두 OECD의 평균 수준을 유지하고 있다. 그러나 AGC를 이용한 집중지수로 계산된 우리나라의 수도권 집중은 OECD의 다른 국가들에 비하여 상당히 높은 수준이며 집중 속도 또한 빠른 편에 속한다. 수도권 집중도가 비교적 높은 일본의 경우 32.4%이며, 영국과 프랑스가 각각 12.2%, 18.7% 정도이다. 인구 증가 속도를 살펴보면, 런던권

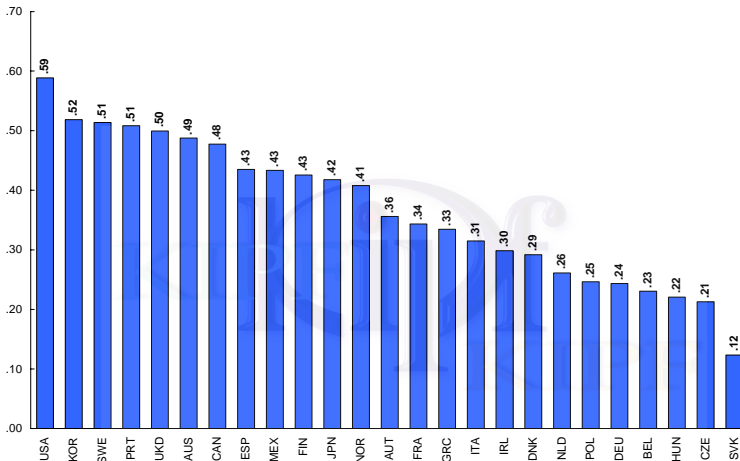
13) OECD(2003)에서 개발한 조정집중지수(Adjusted Geographical Concentration Index; AGC)는 다음과 같고, 지수의 특성상 0부터 1까지 분포하므로 국제비교가 가능하다.

$$AGC = \frac{\sum_i^K |y_i - a_i|}{2(1 - a_{MN})}$$

변수의 지역별 비중(y_i), 면적비중(a_i), 면적이 가장 작은 지역의 비중(a_{MN})

은 30년전보다 인구 절대수가 감소하고 있으며, 파리권은 지난 30년간 18.4%가 증가한 바 있다. 일본 수도권은 35.7%, 우리나라는 144.5% 증가하였다¹⁴⁾. 그 밖에도 OECD(2005) 자료를 기준으로 한 최영출 외(2007)에 따르면 우리나라의 불균형 수준은 다른 나라들과 비교해 볼 때 심한 것으로 나타나고 있다.

[그림 II-12] OECD국가의 인구 지역집중도(AGC)-1999



자료: OECD, "Geographical concentration and territorial disparity in OECD countries," 2003.

14) 이동우, 「수도권 규제정책의 현황과 과제」, 국토연구원, 서울대학교 강의자료, 2006.

Ⅲ. 정부간 재정과 인구이동의 관계 분석

1. 순재정 편익

가. 기본모형

지방정부의 재정정책이 인구이동을 유도할 수 있다는 점은 유명한 Tiebout(1956) 모형에 의하여 잘 알려져 있다. Tiebout의 관심은 공적으로 제공되는 재화가 효율적인 수준에서 결정될 수 있다는 점을 보이는 것이었는데, 이러한 메커니즘이 존재할 수 있는 이유는 지방정부의 공적 재화가 중앙정부의 공적 재화와는 달리 그 수준이 다양하게 결정되기 때문이다. 구체적으로, 여러 지방정부가 존재할 경우 소비자들은 ‘발로 하는 투표(votes with one’s feet)’를 통하여 자기가 선호하는 지방정부를 선택하게 되는데, 이러한 과정은 소비자들이 마치 사적 재화에 대한 선호를 밝히는 것과 유사하기 때문에 지방공공재의 효율적 공급을 유도한다. Tiebout 가설은 Bewley(1981) 등에 의하여 엄밀성에 대한 비판이 제기되었지만, 지방정부의 재정정책이 인구이동을 유도하고, 그 결과 효율적 공공재 공급이 가능하게 된다는 Tiebout 가설은 지방정부의 재정정책과 인구이동의 관계를 분석하는 데 절대적으로 중요한 위치를 차지하고 있다.

Tiebout가 지방정부간 인구이동의 효율성 효과에 분석의 초점을 맞추었다면, Buchanan and Goetz(1972), Flatters et al.(1974) 등을 비롯한 1970년대의 연구들은 지역간 인구이동이 발생시키는 비효율성, 즉 재정적 외부효과(fiscal externality)에 분석의 초점을 맞추고 있다. Flatters et al.(1974)에 따르면 주민이 어떤 지방정부로 이주할 경우

그 지역의 노동력, 조세수입, 지방공공재 소비 등이 모두 영향을 받는데, 이러한 재정적 외부효과를 감안하고 주민들이 이주를 결정하지 않기 때문에 주민의 지역간 이동은 예외적인 경우를 제외하고는 비효율성을 야기한다.

Boadway and Flatters(1982)는 1970년대 초부터 진행된 지역간 인구이동과 재정정책의 연관성을 가장 체계적으로 보여주었는데, 이 연구는 특히 재정적 외부효과를 상쇄시키는 정부간 이전재원의 적정수준을 도출하였고, 이러한 논거는 1982년에 크게 수정된 캐나다의 정부간 이전재원제도에도 큰 영향을 미쳤다. 이하에서는 Boadway and Flatters(1982) 및 Boadway and Hobson(1993) 등에서 논의된 순재정편익을 소개할 것인데, 이를 위하여 Reiter and Weichenrieder(1997)를 바탕으로 공공재 선택에 대한 주민들의 효용극대화 문제를 먼저 살펴본다. 다만 이러한 모형들에서는 주택소비 문제가 명시적으로 고려되지 않았기 때문에 이를 포함하여 공공재 선택 및 순재정 혜택을 살펴보기로 한다.

각 지역 i 에 거주하는 주민은 소득 w_i 를 그 지역에서 획득하여 사적재 x_i , 주택서비스 h_i , 그리고 공적으로 제공되는 재화를 소비한다. 지방정부는 E_i 의 세입을 주민들로부터 건어서 가격이 p_{g_i} 인 공적 재화 G_i 를 생산한다. 따라서 지방정부의 세출과 공적 재화의 공급량 사이에는 $E_i = p_{g_i}G_i$ 관계가 성립한다. 그런데, 공적으로 제공되는 재화의 개인당 소비량 g_i 는 혼잡효과가 없을 경우, 즉 소비자의 수가 늘어나더라도 소비량이 변하지 않을 경우, 지방정부의 총지출 G_i 와 같고, 반면에 공적으로 제공되는 재화가 사적재와 같아서 각 개인의 소비량이 인구수에 역비례하여 줄어든다면, 지역의 인구 수를 N_i 라 할 때 g_i 는 G_i/N_i 가 된다. 따라서 공적 재화의 소비량, 총 지출, 인구 수의 관계를 일반적으로 표현하면 다음과 같다.

$$g_i = N_i^{-\alpha} G_i \quad (1)$$

위의 식에서 공적으로 제공되는 재화의 혼잡효과가 사적재와 같은 성격을 가지면 혼잡탄력성 α 가 1이 되고, 혼잡효과가 전혀 없으면 α 가 0이며 그 중간인 경우 α 가 0과 1 사이의 값을 가진다¹⁵⁾. 이제 한 지역에 거주하는 소비자의 효용극대화 문제를 풀기 위하여 사적재는 모든 지역에서 가격이 동일한 단위재(numeraire)로 가정하여 x_i 의 가격을 1이라 하고, 주택서비스 h_i 의 가격을 p_{hi} 로 표기한다. 주민이 전체 세입의 일정 비율(τ_i)을 부담하므로 주민의 효용함수 극대화 문제는 다음과 같이 표현된다¹⁶⁾.

$$\text{Max } U(x, h, g) \quad \text{s.t.} \quad w = x + p_h h + \tau_p G$$

위의 소비자효용 극대화 문제에서 각 지역의 임금에서 주택비용을 뺀 것을 실질임금 w^* 라 생각해 볼 수 있다. 이 경우 소비자의 예산제약조건을 다시 표현하면

$$w^* = w - p_h h = x + \tau_p G \quad (2)$$

가 된다. 이제 어떤 개인이 지역 i 에 이주하여 지방세 $t(\tau_p G)$ 를 부담하면, 지방정부는 이 세입으로 G 의 공적 재화를 공급하고, 각 주민들은 g 만큼의 공적 재화를 소비하게 되는데, g 의 규모는 식 (1)에 의하여 결정된다. Boudway and Flatters(1982)는 주민이 얻는 공적 재화의 혜택은 g , 세부담은 t 가 되기 때문에 그 차이인 $g - t$ 를 순재정 혜택

15) 물론 수영장에 사람이 지나치게 많아서 수영을 할 수 없는 경우처럼 α 가 1보다 큰 경우도 발생할 수 있기 때문에 α 의 값을 반드시 0과 1 사이로 제한할 필요는 없다.

16) 명시할 필요가 없는 경우에는 지역을 표기하는 하첨자는 생략하기로 한다.

(net fiscal benefit; NFB)으로 정의하였다. 따라서 NFB는 다음과 같이 표현된다.

$$NFB = g - t = N^{-\alpha}G - t = (N^{1-\alpha} - 1)t \quad (3)$$

이 식에서 만약 공적 재화의 혼잡탄력성 α 가 1이면 순재정 혜택은 0이어서 지방정부의 인구규모가 순재정 편익에 영향을 주지 않는다. 반면 공적 재화의 혼잡탄력성 α 가 0이면 순재정 혜택이 $G - t$, 즉 (총 공공재 공급량 - 1인당 세부담)이 되기 때문에 서울처럼 인구가 많은 지방의 순재정 혜택은 막대한 규모가 된다.

여기에서 한 가지 주목해야 할 점은 만약 중앙정부가 각 지역의 순재정 혜택을 같게 하는 정책을 편다면 이는 지역간 형평성을 위한 정책이지 지역간 인구 배치의 효율성 위한 정책은 아니라는 점이다. 보다 구체적으로 한 주민이 어떤 지방정부로 유입될 경우 그 지방정부에 내는 세금은 t 이고 그 지방정부의 공적 재화에 미치는 혼잡비용은 $\alpha G/N$ (gN^α 를 N 으로 미분한 값)이 된다. 따라서 주민이 어떤 지방정부로 이주할 때 발생시키는 재정적 외부효과(fiscal externality)는 그 주민이 해당 지역에 기여하는 세금 t 에서 그 지역의 공공재 혼잡비용 $\alpha G/N$ 를 뺀 값이므로 다음과 같이 정의된다.

$$t - \frac{\alpha G}{N} \quad (4)$$

이 식에서 만약 혼잡탄력성 α 가 0이면 주민이 이주함에 따라 발생하는 재정적 외부효과는 t 가 된다. 즉 지방정부 입장에서는 주민의 이주가 혼잡비용을 발생시키지 않기 때문에 지방정부의 세출부담에는 압박을 주지 않는 반면 세입은 주민 증가만큼 증가하기 때문에 이는 지방정부의 예산에 긍정적인 영향을 미친다. 또한 국가 전체적으로 보

왔을 때에도 α 가 0일 경우 지역주민의 증가는 지방정부 세출에 대한 규모의 경제를 누리게 하는 것이기 때문에 이 또한 바람직한 현상이라 할 수 있다. 반면 규모가 작은 지방정부는 주민들이 이탈을 감수할 수밖에 없기 때문에 중앙정부가 별도의 조치를 취하지 않는 한, α 가 0일 경우에는 규모가 큰 지방정부로 모든 주민이 이주하는 극단적인 현상도 발생할 수 있다. 그리고 이는 효율성 관점에서 바람직한 현상이다. 그런데 α 가 0일 때 인구규모가 가장 큰 대도시에 모든 인구가 거주하는 것이 효율적이라는 주장은 곧 지방자치의 필요없다는 주장과 일치한다. $\alpha=0$ 의 의미를 잠시 생각해 보면 이러한 주장은 사실 명백하면서 공허한 것이기도 하다. α 를 0에 가깝게 하는 공공재의 유형을 생각해 보면 국방, 외교, 화폐 발행과 같은 것들이다. 만약 정부의 역할이 이러한 공공재만을 공급하는 것에 국한된다면 사실 지방정부가 존재할 이유가 없을 것이다. 따라서 α 가 0일 때 인구규모가 가장 큰 대도시에만 주민들이 사는 것이 효율적 인구배치가 된다는 주장은 지방공공재가 제대로 공급되지 않고, 지방자치의 메커니즘이 제대로 작동하지 않는다는 점을 역설적으로 반영하는 것이다.

우리나라의 경우를 예로 들면, 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성은 0은 아니지만 0.5 정도일 가능성이 크다. 이 경우 서울시처럼 인구규모가 큰 지방정부에 인구유입이 발생하는 것은 인구 배치의 효율성 관점에서 바람직하고, 따라서 중앙정부가 이러한 인구유입을 막는 조치를 취할 필요가 없다는 주장이 가능할 수 있다. 그러나 이러한 주장은 현재 우리나라의 상황에 비추어 보았을 때 두 가지 문제점을 가진다. 우선 첫째로, 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 낮은 이유는 전술한 바와 같이 지방자치의 기능이 제대로 작동하지 않아서 교육, 의료, 복지와 같은 공공서비스를 중앙정부가 제공하기 때문이다. 즉 중앙정부의 정책으로 인하여 α 가 0에 가까운 것이지, 중앙정부의 개입이 없어 α 가 0에 가까운 것은 아니다. 따라서 우리나라의 경우 서울을 중심으로 하는 수도권에 끊임없이 인구가 유입되는 현상

은 인구의 효율적 배치를 의미하는 것이 아니라 정부간 재정관계, 특히 중앙과 지방의 사무배분이 왜곡되어 있음을 반영하는 것이라는 주장이 가능해진다.

α 가 0에 가까움에 따라 발생하는 또 다른 문제점은 효율성의 여부를 떠나서 지역간 형평성 차원에서 순재정 혜택의 지역간 격차를 대부분의 국민들이 바람직하지 않다고 여긴다는 점이다. 물론 일반 국민들은 순재정 혜택의 개념을 모르고, 이에 대한 계산 과정을 충분히 이해할 가능성은 적다. 그러나 국민들 대다수가 수도권인 인구집중 및 재정력 집중이 바람직하지 않다고 여겨, 새로운 행정도시의 건설을 정치적 다수가 선택하였다. 그리고 이러한 극단적인 조치 이외에도 80조원에 달하는 정부간 이전재원이 운영되고 있다는 점 역시 지역간 격차를 완화시키는 데에 많은 사람들이 정치적으로 동의를 하고 있다는 점을 반영한다. 또한 Boadway(2004)에 설명되어 있듯이 대부분의 국가에서 재정적 외부효과를 고려한 재정 효율성보다 지역간 순재정 편익을 완화하는 재정 형평성이 정부간 이전재원을 결정하는 중요한 요인이 되고 있다.

나. 순재정 편익 격차 해소를 위한 이전재원

우리나라에서 지역간 재정적 격차 완화를 위하여 막대한 이전재원이 활용되고 있으므로 이러한 이전재원이 지역간 순재정 편익의 격차와 어떠한 관계를 갖는지 확인해 볼 필요가 있다. 이를 위하여 Boadway and Hobson(1993)에서 설명되어 있는 바와 같이 소비자가 지역에서 얻는 임금과 순재정 혜택을 더한 총 소득 I 를 정의하면, 이는 $w^* + NFB$ 가 된다. 각 지역의 총 소득을 정의할 때 Boadway and Hobson(1993)은 단순히 임금을 사용한 반면 우리나라에서는 서울과 같은 대도시의 주택비용이 중요하기 때문에 임금에서 주택비용을 제외한 $w - p_h h$ 가 실질임금 w^* 로 정의되었다. 이제 총 소득 I 를 우리나라

라 현실에 맞게 정의하기 위하여 우선 공적 재화의 가격 p_g 가 사적 재화의 가격과 같은 1이 되도록 공적 재화의 단위를 정의한다¹⁷⁾. 이 경우 $G = E$ 의 관계가 성립한다. 우리나라 지방정부의 세출 구조를 보면 지방정부 세출 E 에는 지방세뿐만 아니라, 지역간 재정력 격차 완화를 명시적인 목적으로 하는 지방교부세가 포함되어 있고, 지방양여금, 국고보조금과 같은 이전재원도 포함되어 있다. 따라서 지방교부세 이외의 1인당 이전재원을 κ , 1인당 지방교부세를 s 라 표기하면, 식 (3)의 순재정 편익은 다음과 같이 표현된다.

$$NFB = N^{1-\alpha} \frac{E}{N} - t = N^{1-\alpha}(t + \kappa + s) - t \quad (5)$$

따라서 지역 i 의 총소득 I_i 와 지역 j 의 총소득 I_j 를 갖게 하는 지방교부세 s_i 와 s_j 는 다음의 식을 만족한다.

$$\begin{aligned} (w_i - p_{hi}h_i) + N_i^{1-\alpha}(t_i + \kappa_i + s_i) - t_i \\ = (w_j - p_{hj}h_j) + N_j^{1-\alpha}(t_j + \kappa_j + s_j) - t_j \end{aligned} \quad (6)$$

위의 식에서 각 지방정부별로 혼잡탄력성이 다를 수 있기 때문에 혼잡탄력성 α 에 하첨자가 표기되어 있다. 이제 인구규모가 가장 큰 서울시를 하첨자 1로 표기하면 서울시는 지방교부세를 받지 않기 때문에 s_1 가 0이고, 위의 식에서 s_j 는 다음과 같이 표현된다.

17) 지역별로 공공 재화의 생산비(공무원의 임금, 렌트비용 등)가 다르기 때문에 여러 지역에서 p_g 의 가격이 모두 동일할 가능성은 낮다. 그러나 우리나라의 경우 공무원 임금이 전국적으로 동일하기 때문에 p_g 의 지역간 변동 폭이 낮다고 보고 그 값을 1이라 가정하였다. Borcharding and Deacon(1972)의 분석에서도 p_g 가 여러 지역에서 동일하다고 가정되었다.

$$s_j = \frac{(w_1 - p_{h1}h_1) - (w_j - p_{hj}h_j)}{N_j^{1-\alpha_j}} + \frac{N_1^{1-\alpha_1}}{N_j^{1-\alpha_j}}(t_1 + \kappa_1) - \frac{t_1 - t_j}{N_j^{1-\alpha_j}} - (t_j + \kappa_j) \quad (7)$$

위의 식에서 첫 번째 항은 서울과 지역 j 의 실질임금 격차이다. 우선 이 항을 무시하면, 지역간 순재정 편익을 균등하게 하는 지역 j 에 대한 이전재원은 공적 재화의 혼잡탄력성 α 가 0에 가까울수록 크고, 만약 공적재화의 혼잡탄력성이 모든 지역에서 1이면 $s_j = \kappa_1 - \kappa_j$ 가 된다. 즉 공적 재화의 혼잡탄력성이 1이어서 순재정 편익이 인구규모와 상관없이 없다면, 굳이 인구가 적은 지방정부가 이전재원을 받을 필요가 없다는 점을 이 식이 시사하고 있다. 식 (7)에서 한 가지 추가적으로 논의해야 할 점은 기존의 연구에서는 서울과 같은 대도시와 인구가 적은 지방정부에서의 공적 재화의 혼잡탄력성이 같다고 가정하였는데, 본 연구에서는 대도시와 지방에서의 혼잡탄력성이 다를 수 있기 때문에 각각이 α_1 과 α_j 로 표기되어 있다는 점이다.

식 (7)의 의미를 몇 가지 각도에서 음미해보면, 중앙정부가 지역간 순재정 편익 격차를 해소하기 위한 이전재원의 규모를 결정할 때 가장 중요한 항목은 이 식의 두 번째 항목이다. 예를 들어 α_1 과 α_j 가 모두 0.5라 가정하고 인구 5만명인 지역에 대한 이전재원을 계산하면, 두 번째 항의 $N_1^{1-\alpha_1}/N_j^{1-\alpha_j}$ 가 2.57의 값을 갖는다(서울 인구는 1,000만명으로 계산). 서울의 1인당 지방세가 약 100만원이므로 식 (7)의 두 번째 항은 값이 257만원 정도가 된다. 식 (7)의 첫 번째 항목의 경우 지방과 서울의 주택비용이 큰 차이가 날 수 있다. 예를 들어 서울의 전세비가 2억원이고 지방의 전세비가 5천만원이면, 차액 1.5억원에 이자율 5%를 적용할 경우 750만원의 주거비용을 서울에 거주할 때 더 부담하게 된다. 그런데 식 (7)의 첫 번째 항은 이 값을 $1/N_j^{1-\alpha_j}$ 로 곱하는 것

이고, N_j 가 5만, α_j 가 0.5일 때 이 값이 0.0058이므로 서울의 주택비용을 고려한 이전재원은 4만원이 조금 넘는 적은 금액이다. 이러한 결과가 나오는 직관적인 이유는 순재정 편익의 격차가 인구규모에 크게 좌우되기 때문에 식 (7)의 두 번째 항이 지역간 집값 격차보다 순재정 편익에 훨씬 더 큰 영향력을 발휘하기 때문이다. 식 (7)의 두 번째 항이 지방에 대한 이전재원을 거의 결정짓는 이유는 식 (6)으로부터 확인할 수 있는데, 식 (6)에서 만약 공적 재화의 혼잡효과가 적다면 (α 가 0에 가까우면) 대도시의 경우 그 수치가 다른 항목들을 압도할 정도로 크다는 점을 이 식에서 확인할 수 있다.

식 (7)에서 세 번째 항은 해석상의 주의를 요한다. 서울시의 1인당 지방세가 약 100만원, 기타 지역의 1인당 지방세가 약 50만원이므로 그 차액인 50만원에 $1/N_j^{1-\alpha_j}$ 를 곱한 값만큼 이전재원의 규모를 줄이는 효과를 이 항목이 가진다. 즉 이 항목은 서울시 시민들의 세부담이 높고, 지방의 세부담이 낮기 때문에 이를 감안하여 지방에 대한 이전재원을 조정하는 역할을 한다. 그러나 이러한 조정은 지방세를 지역 주민이 부담한다는 중요한 전제를 필요로 한다. 만약 주민 부담만이 아니고, 법인 등이 부담하는 금액이 커서 서울시의 지방세 세수가 크다면, 즉 서울시가 조세수출(tax exporting) 효과를 향유하고 있다면, Boadway(2004)가 주장하듯이 형평성 관점에서 지방에 대한 이전재원의 규모가 주는 것이 아니고, 더 늘어야 한다. 따라서 $(t_1 - t_j)$ 에 대해 어떠한 해석을 하는가에 따라 식 (7)의 세 번째 항은 이전재원의 규모에 정반대의 효과를 발휘한다. 본 보고서에서는 우리나라 1인당 지방세 부담의 해석상의 논란을 피하기 위하여 식 (7)의 세 번째 항을 시뮬레이션에서 제외하였다. 이미 설명된 바와 같이 이 항의 규모는 $1/N_j^{1-\alpha_j}$ 로 인하여 전체적인 이전재원의 규모에 큰 영향을 미치지 못하는 못하기 때문에 이러한 조정이 시뮬레이션 결과에 미치는 영향은 사실 미미하다.

식 (7)에서 또 한 가지 주목할 만한 특징은 공적 재화에 대한 혼잡 탄력성이 대도시와 지방에서 다를 경우, 지방에 대한 이전재원의 규모가 혼잡탄력성의 지역간 차이에 민감하게 반응한다는 점이다. 다음 절에서 논의되겠지만, 공적 재화에 대한 서울의 혼잡탄력성이 지방의 혼잡탄력성보다는 다소 높다. 예를 들어 서울의 혼잡탄력성(α_1)이 0.6이고 지방의 혼잡탄력성(α_j)이 0.4이면 $N_1^{1-\alpha_1}/N_j^{1-\alpha_j}$ 가 0.36으로 양 지역의 혼잡탄력성이 같을 때에 비하여 수치가 대폭 줄어든다. 이 경우 조금 전의 예시에서 계산된 식 (7)의 두 번째 항의 규모가 약 257만원에서 36만원으로 줄어든다. 따라서 지역간 순재정 편익의 격차를 해소하기 위한 이전재원의 규모를 결정할 때 서울과 지방의 혼잡탄력성의 격차가 절대적 값보다 더 중요한 의미를 지닌다.

2. 지방공공재의 혼잡탄력성

이상의 논의가 명백하게 시사하듯이 지역간 순재정 편익의 격차는 공적 재화에 대한 혼잡탄력성 α 가 결정적인 요인으로 작용한다. 특히 혼잡탄력성 α 가 1이면 공공재 소비에 대한 규모의 경제 효과가 없기 때문에 그만큼 지역간 재정적 형평성을 고려하는 이전재원의 필요성도 사라지게 된다. 사실 외국의 경우 순재정 편익의 격차로 인해 발생하는 재정적 불형평성을 완화하고자 하는 이전재원의 필요성이 크지는 않다. Boadway and Flatters(1982)와 Boadway(2004) 등에서 강조되고 있듯이 대부분의 국가에서 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 1에 가깝기 때문이다. 그리고 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성을 계산한 고전적인 연구인 Borchering and Deacon(1972), Bergstrom and Goodman(1973) 등의 연구에서도 혼잡탄력성 α 가 1에 가깝다는 보고를 한 바 있다. 이들의 연구 이후 지방정부가 제공하는 공적 재화에 대한 다양한 연구가 진행되어 왔는데,

Reiter and Weichenrieder(1997)에 이러한 연구들이 정리되어 있다 (<표 III-1>). 이 표에서 확인할 수 있듯이 Borcharding and Deacon과 Bergstrom and Goodman의 연구 이후에 진행된 대부분의 연구들도 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 1에 가깝거나 더 크다는 결론을 내리고 있다.

한편 우리나라의 경우에도 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성에 대한 연구가 진행되어 왔는데, <표 III-2>에서 확인할 수 있듯이 혼잡탄력성의 추정치가 현저하게 1보다 낮다. 그런데, 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성에 관한 기존 국내연구들은 다음과 같은 중요한 특징을 갖는다. 우선 <표 III-2>의 모든 연구가 미국의 지방재정 이론에서 발달한 중위투표자(median voter) 모형을 전제로 하고 있다. 중위투표자 모형은 다음 절에서 살펴보겠지만, 공적 재화의 수준이 주민투표에 의하여 결정하고, 투표 결과를 좌우하는 중위투표자가 원하는 바가 궁극적으로 지방정부의 공적 재화 공급 수준을 결정한다는 가설을 의미한다. 이 가설이 미국에서는 타당성을 가질 수 있다는 연구가 상당히 많은데, 그 이유는 대부분의 지방정부가 재정정책에 대한 주민투표를 실시하고 있고, 또한 각 지방정부의 중위투표자의 선호체계가 다르기 때문에 공적 재화의 공급 수준과 지방세 부담 역시 지방정부별로 다르다는 점이 실제로 미국의 지방정부에서 관찰되기 때문이다. 따라서 중위투표자 모형으로 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성을 추정할 때 중위투표자의 소득수준과 조세부담 수준(조세가격)이 회귀분석에 큰 무리없이 사용될 수 있다¹⁸⁾.

18) 자세한 논의는 Inman(1978) 참조.

III. 정부간 재정과 인구이동의 관계 분석 63

<표 III-1> 지방세출의 혼잡탄력성(국외연구)

| 연구 | 대상 지역 | 종 류 | | | | | | |
|------------------------------|-------|-------|------|---------|-------|-------|------|------|
| | | 일반 세출 | 경찰 | 공원 및 여가 | 지방 교육 | 고등 교육 | 보건 | 소방 |
| Bergstrom/Goodman(1973) | C | 1.09 | 1.07 | 1.44 | | | | |
| Borcharding/Deacon(1972) | A | | 1.02 | 1.05 | 1.05 | 0.82 | 1.01 | 1.01 |
| | | | | 1.00 | 1.09 | | | |
| Clotfelter(1976) | S | | | | | 0.80 | | |
| Edwards(1986) | C | 1.47 | 2.01 | 0.21 | | | | |
| | | 1.16 | 1.61 | 1.36 | | | | |
| Edwards(1990) | C | 1.50 | 1.47 | 3.63 | | | | |
| | | 1.16 | 1.56 | 1.36 | | | | |
| Gonzales/Means/Mehay(1993) | C | 1.11 | 1.07 | 1.18 | | | | 1.06 |
| Gramlich/Rubinfeld(1982) | Y | 1.01 | | | | | | |
| Hayes(1985) | C | 1.02 | 0.95 | | | | | 1.94 |
| | | 1.01 | 0.93 | | | | | 0.77 |
| | | 0.96 | 0.65 | | | | | 1.79 |
| Hayes(1986) | C | 0.91 | 0.95 | | | | | 1.50 |
| Holcombe/Sobel(1995) | S | | | | | | | |
| Mcgreer/McMillan(1993) | C | 1.30 | | 2.19 | | | | |
| McMillan(1989) | C | | | | | | | 1.22 |
| McMillan/Wilson/Arthur(1981) | C | 0.47 | | 0.39 | | | | 0.69 |
| | | 0.90 | | 0.67 | | | | 1.26 |
| Pack/Pack(1978) | C | 1.19 | 1.63 | 1.36 | 1.63 | | | 1.32 |
| | | | | | 0.93 | | | 1.58 |
| Pommerehne(1978) | C | 0.83 | | 1.14 | | | 0.89 | |
| Pommerehne/Frey(1976) | C | 0.99 | | 1.07 | 0.96 | | | 0.56 |
| Santerre(1985) | C | | 1.35 | 1.35 | 0.98 | | 0.97 | 1.66 |
| Vehorn(1979) | C | | | | | | | 0.92 |
| Zimmerman(1983) | A | 0.99 | | | | | | |

자료: Reiter and Weichenrieder(1997).

<표 III-2> 지방세출의 혼잡탄력성(국내연구)

| 연구 | 대상 지역 | 회귀 모형 | 소득 변수 | 조세 가격 변수 | 탄력성 | | | |
|-------------------|-------|---------------|-------|--------------|-------|-------|--------|------|
| | | | | | 대상변수 | 소득 | 가격 | 혼잡 |
| 황규선·김병현 (2003) | 광역 | 패널 | GRDP | 지방세 | 교육 | 0.53 | 0.37 | 0.68 |
| | | | | | 경제 | 0.92 | 0.30 | 0.65 |
| | | | | | 사회·복지 | 1.53 | 0.40 | 0.42 |
| | | | | | 도로 | 0.55 | -0.04 | 0.56 |
| | | | | | 의료 | 0.29 | 0.25 | 0.90 |
| | | | | | 교육기관 | -0.05 | 0.01 | 0.94 |
| 김정훈(2003) | 기초 | OLS | 지방세 | 종토세 | 일반세출 | · | · | 0.55 |
| 김용성(2003) | 기초 | 패널 | - | - | 교부세 | · | · | 0.58 |
| 국중호(2002) | 광역 | OLS | GRDP | 지방세 | 일반세출 | -0.20 | 0.52 | 0.70 |
| 김성태(1999) | 광역 | 패널 | GRDP | 지방세/ GRDP | 총지출 | 0.62 | 0.26 | 0.85 |
| | | | | | 투자지출 | 0.50 | 0.14 | 1.01 |
| | | | | | 소비지출 | 0.80 | 0.43 | 0.52 |
| 박경원·최진수 (1999) | 광역 | Pooled OLS | GRDP | 지방세 | 총지출 | 0.29 | 0.16 | 0.89 |
| | | | | | 일반행정 | 0.6 | 0.72 | 0.91 |
| | | | | | 사회복지 | 0.43 | 0.40 | 0.82 |
| | | | | | 산업경제 | 0.59 | 0.88 | 0.95 |
| | | | | | 지역개발 | -0.05 | 1.43 | 0.94 |
| | | | | | 문화체육 | -0.06 | -0.21 | 0.69 |
| 김성태(1994) | 광역 | 패널 | GRDP | 재산세 | 도로연장 | 0.17 | -0.003 | 0.91 |
| | | | | | 학교수 | 0.49 | -0.003 | 0.85 |
| | | | | | 급수량 | 0.26 | 0.25 | 1.2 |

이처럼 미국의 지방재정 분석에서 중위투표자 모형이 많이 활용되고 있기 때문에 우리나라의 경우에도 지방공공재의 수요함수를 추정할 때 중위투표자 모형이 활용되고 있다. 그러나 과연 우리나라의 경우에도 중위투표자 모형에 입각하여 혼잡탄력성을 계산하는 것이 지방자치 현실과 맞는가는 심각하게 고민할 필요가 있다. 현실적으로 중

위투표자 모형을 하나의 가설로서 실증분석에 채택한다고 하더라도, 중위투표자의 소득수준이나 조세가격이 관찰되지 않는다는 점은 우리나라 지방재정 실증분석의 큰 한계가 되고 있다. 특히 1인당 GRDP가 중위투표자의 소득수준, 1인당 지방세가 중위투표자의 조세가격으로 정의되어 실증분석의 통계자료로 사용되고 있는데, 재정정책을 좌우하는 중위투표자의 존재 여부를 떠나서 광역별로 발표되는 우리나라 GRDP의 지니계수는 담배소비세의 지니계수와 비슷할 정도로 지역간 차별성을 보이지 않는다¹⁹⁾. 또한 지방세 세율이 전국적으로 동일하기 때문에 1인당 지방세를 주민들이 필요에 따라 높낮이를 조절하는 조세가격이라 보기도 어렵다. 따라서 본 보고서에서는 중위투표자 모형을 사용하지 않고, 혼잡탄력성의 도출을 시도하였다. 즉 중앙정부가 전국적으로 균등한 지방사무를 지원하기 위하여 지방세제도 및 이전재원 제도를 운영하는 현실적 상황을 그대로 반영하는 실증모형을 구축하여 혼잡계수를 추정하였다. 이를 본고에서는 ‘중앙정부 결정 모형’으로 부를 것인데, 전통적 방식인 중위투표자 모형과 이 모형의 방법론적 차이점을 확인하기 위하여 양 모형의 주요 특징을 차례로 살펴본다.

가. 중위투표자 모형

중위투표자 모형은 Reiter and Weichenrieder(1997)에 잘 설명되어 있는데, 이를 요약하여 소개하면 다음과 같다. 앞 절의 식 (2)에 나타나 있는 소비자의 예산제약식 $w = x + \tau p_g G = x + \tau p_g N^\alpha g$ 에서 주민이 소비하는 공적 재화 g 의 가격은 $\tau p_g N^\alpha$ 이다²⁰⁾. 따라서 g 의 수요함수가 δ 의 가격탄력성과 θ 의 소득탄력성을 갖는다고 가정하면, 공적재화 g 의 수요함수를 다음과 같이 표기할 수 있다.

19) 지방의 소득자료로서 우리나라 GRDP의 신뢰성이 크게 떨어진다는 점은 김정훈(1999), 한국은행(2005) 등에서 논의되고 있다.

20) 소비자의 소득은 w^* 대신 w 를 쓰기로 한다.

$$g = k(\tau p_g N^\alpha)^\delta w^\theta$$

$E = p_g G = p_g N^\alpha g$ 이므로, 위의 식을 E 에 대입하면 다음과 같이 표현된다.

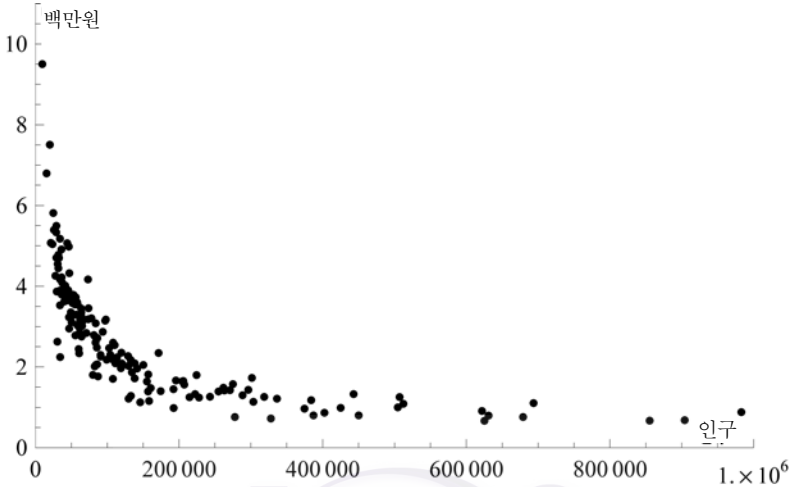
$$E = k\tau^\delta p_g^{1+\delta} N^{(1+\delta)\alpha} w^\theta \quad (8)$$

식 (8)은 중위자투표 모형에서 공적 재화의 혼잡탄력성 α 를 측정하는 회귀모형을 나타내는데, p_g 를 모든 지역에서 동일하다고 가정할 때, 혼잡탄력성 추정을 위해 관찰이 필요한 변수는 인구 N 이외에 중위투표자 조세가격 τ 와 중위투표자 소득수준 w 이다. 그런데 전술하였듯이 우리나라의 경우 주민투표에 의하여 지방정부의 지출이 결정되지도 않고, 특히 중위투표자의 소득수준이 GRDP와는 큰 거리가 있기 때문에 식 (8)에 이러한 변수를 대입하여 혼잡탄력성을 계산하는 것은 이론상의 실증분석 모형과 현실간의 괴리가 상당히 크다고 볼 수 있다.

나. 중앙정부 결정 모형

본 연구에서는 전국적으로 동일한 수준의 공적 재화(g)를 각 지역의 주민들이 소비할 수 있도록 중앙정부가 지방정부의 최종 지출(E)을 관리한다는 가설에 따라 지방세출의 혼잡탄력성을 추정한다. 우리나라의 지방세출 구조를 보면, 지방세의 지역간 변동은 거의 없고, 중앙정부의 지자체 세출에 대한 영향력은 매우 크다. 특히 중앙정부는 전국적으로 일정한 수준의 지방 공공서비스를 제공하기 위하여 지방교부세, 지방양여금, 국고보조금 등을 활용하고 있는데, 이로 인하여 [그림 III-1]에서 확인할 수 있는 바와 같이 1인당 세출과 인구 사이에 역관계가 뚜렷하게 존재한다.

[그림 III-1] 시군의 1인당 세출 분포



1인당 세출과 인구 사이에 이러한 역관계가 존재하는 이유는 지방 정부의 지출액이 같더라도 주민들의 공적 재화 소비량은 인구가 증가하면서 커진다는 점, 즉 공적 재화의 소비가 규모의 경제 효과를 갖는다는 점을 중앙정부가 가정하고 있기 때문이다. 따라서 우리나라의 중앙정부가 결정하는 지방정부의 1인당 세출과 인구규모 사이에는 다음과 같은 관계식이 성립한다.

$$e_i = N_i^{\alpha-1} g_i \tag{9}$$

식 (9)는 외형적으로 식 (1)과 유사하지만($G_i = E_i$ 이므로), 해석상의 차이를 지닌다. 식 (1)에서는 g_i 가 주민들이 선택하는 변수이지만, 식 (9)에서는 g_i 가 중앙정부가 관리하는 변수이고, 중앙정부는 이 변수를 전국적으로 균등하게 하는 것을 정책목표로 하는 것이 가정되었다. 식 (9)에 로그값을 취하면,

$$\text{Log}[e_i] = (\alpha - 1)\text{Log}N_i + \text{Log}[g_i]$$

가 된다. 이 식에서 만약 지방정부의 공적재화의 소비 g_i 를 일률적으로 관리하는 중앙정부의 정책이 성공하면, $\text{Log}[g_i]$ 를 $\alpha_0 + \nu_i$ 로 표기할 수 있다. 따라서 이러한 관계식을 위 식에 대입하고, $(\alpha - 1)$ 를 α_1 으로 표기하면,

$$\text{Log}[e_i] = \alpha_0 + \alpha_1\text{Log}N_i + \nu_i$$

가 된다. 위 식에서 만약 전국적으로 동일한 수준의 공적 재화를 주민들이 소비하도록 하는 중앙정부의 정책이 인구변수 하나로만 완벽하게 관리되면 ν_i 가 이산성(heteroscedasticity)이나 결측자료(missing variables)의 문제를 갖지 않을 것이다. 그러나 위의 식은 지자체의 세출 결정을 가장 단순하게 표현한 것이기 때문에 결측자료의 문제를 안고 있다. 특히 중앙정부가 g_i 의 전국적 균일성을 추구할 때 고려하는 변수들로 인구 이외에 지방의 재정력과 면적을 들 수 있다. 따라서 식 (10)에서 1인당 지방세출을 설명하는 변수로 1인당 지방세와 면적을 추가하면 우리나라 지자체의 1인당 세출을 결정하는 회귀모형은 다음과 같다.

$$\text{Log}[e_i] = \alpha_0 + \alpha_1\text{Log}N_i + \alpha_2\text{Log}[t_i] + \alpha_3\text{Log}[\text{면적}] + \nu_i \quad (10)$$

다. 혼잡탄력성의 추정 결과

1) 사전적 논의

본고에서 식 (10)을 바탕으로 한 혼잡계수의 추정을 두 단계로 진행하였다. 첫 번째 단계에서는 1992년부터 2004년까지의 지방재정 데이

테에 단순 OLS를 적용하여 혼잡계수를 추정하였다²¹⁾. 이 방식은 매년의 혼잡계수가 다르다는 것을 가정하는 것이고, 또한 식 (10)의 잔차항이 OLS의 표준적인 가정을 만족한다는 것을 전제하는 것이다. 두 번째 단계에서는 1992년부터 1994년의 패널데이터와 2000년부터 2004년까지의 패널데이터를 구축하여 혼잡계수를 추정하였다. 장기적인 패널자료를 활용하기 위하여 1992년부터 2004년까지 전 기간의 데이터를 활용하는 것도 고려될 수 있지만, 이 기간 동안 시·군 합병 등 지자체의 구조 변화가 1995년에 큰 폭으로 있었고, 또한 금융위기 기간이라 할 수 있는 1997년부터 1999년까지의 지방재정 자료가 상당히 이질적인 특징을 지니고 있다. 따라서 지방자치 실시 이전인 1992년부터 1994년까지와 금융위기의 효과가 안정화된 2000년부터 2004년까지의 자료를 바탕으로 패널데이터를 구축하였다.

잘 알려져 있듯이 패널자료를 사용하여 회귀식을 추정할 때에는 고정효과(Fixed effect) 방식과 확률효과(Random effect) 방식이 사용될 수 있다. 특히 식 (10)의 경우 잔차항이 지역적 이산성(individual heteroskedasticity) 문제를 안고 있을 경우에는 전국적으로 균일한 공공서비스를 제공하고자 하는 중앙정부의 정책이 결국자료와 같은 문제로 인하여 잘 포착되지 않는다는 점을 의미하는 것이기도 하다. 식 (10)에서 고정효과 방식이 확률효과 방식보다 더 적절한가의 여부는 하우스만 검증(Hausman test)를 통하여 확인할 수 있는데, 이 테스트에 따르면 시·군 및 자치구 데이터 모두 지역적 이산성이 유의할 정도로 심각하지 않다는 가설을 기각하지 못한다. 이는 곧 식 (10)에서 지역적으로 고르게 1인당 공공서비스를 제공하고자 하는 중앙정부의 정책이 상당부분 실효성을 거두고, 그러한 점이 식 (10)에 의하여 포착된다는 것을 의미한다. 즉 식 (10)에 대한 하우스만 검증은 본고에서

21) 현재 사용 가능한 지방재정 데이터는 2005년까지 있지만, 2005년부터 지방양여금이 폐지되고 균특회계, 분권교부세가 도입되는 등 지방재정 구조에 큰 변화가 있었기 때문에 2004년까지의 데이터를 사용하였다.

제시하고 있는 중앙정부 결정모형에 대한 타당성을 검증하는 수단을 제공하고 있고, 그 결과에 따르면 우리나라에서 지방세출을 중앙정부가 결정한다는 가설이 기각되지 않고 있다. 이제 OLS방식과 패널방식에 따른 혼잡계수의 추정결과를 차례로 살펴본다.

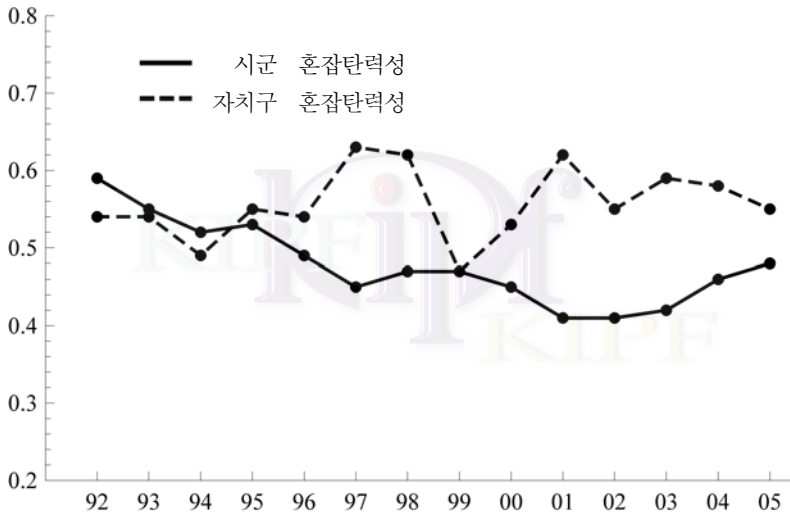
2) OLS모형

<표 III-3>에 단순 OLS를 바탕으로 한 혼잡계수의 추정 결과가 나타나 있는데, 혼잡계수의 값이 1992년부터 2004년까지 시계열적으로 변동하는 모습을 보인다. 대략의 숫자를 보면, 1990년대 전반기에는 혼잡탄력성이 0.5와 0.6 사이에 있었고, 그 이후부터는 0.5 이하 수준에서 머물고 있다. 이처럼 시군의 혼잡탄력성이 1보다 크게 낮은 편이고, 특히 1990년대 초반에 비하여 2000년대 이후의 혼잡탄력성이 더 낮아진 것으로 보인다. 이는 아마도 지난 17년 동안 꾸준히 지방에서 대도시로의 인구이동이 있어서 시군의 인구밀도가 지속적으로 낮아진 것과 관련이 있어 보인다.

<표 III-3>에 나타나 있는 대도시의 혼잡탄력성을 보면 1992년부터 2004년까지 전 기간에 걸쳐 혼잡탄력성이 0.5보다 크다. 앞서 논의된 바와 같이 지역간 순재정 편익의 격차를 계산할 때에는 시군과 대도시 간 혼잡탄력성의 격차가 이전재원의 수준에 큰 영향을 미치는데, 1990년대 전반기의 경우 대도시와 시군의 혼잡탄력성이 큰 차이를 보이지 않는다. 따라서 1990년대 초반에 서울이 갖는 순재정 편익이 상대적으로 상당히 컸고, 그 결과 이 기간 동안 대도시로의 인구유입 압력도 그만큼 컸다고 볼 수 있다. 대도시의 혼잡탄력성은 1997년과 1998년 크게 높아진 것으로 나타났는데, 이 기간이 금융위기의 시기였고, 이 때 상당히 큰 규모의 실업구제 정책이 대도시에서 진행되었기 때문에 일종의 공공서비스(public services)의 공급이 일시적으로 대폭 커진 점이 반영된 것이라 추측된다. 1999년 이후부터는 대도시의 혼잡탄력성

이 다소 줄어들지만, 시군의 혼잡탄력성과 비교하였을 때 1990년 전반기에 비하여 양 지역간 혼잡탄력성의 격차가 훨씬 커졌다. 따라서 2000년대 접어들면서 적어도 대도시와 시군간의 순재정 편익 격차가 줄어들었고, 그만큼 재정적 변수가 대도시의 인구유입에 미치는 효과 역시 줄어들었다고 볼 수 있다.

[그림 III-2] 시군과 자치구의 혼잡탄력성



<표 III-3> 시군과 자치구의 혼잡탄력성

| | 시군 | 대도시 자치구 |
|------|------|---------|
| 2004 | 0.46 | 0.55 |
| 2003 | 0.42 | 0.56 |
| 2002 | 0.41 | 0.53 |
| 2001 | 0.41 | 0.60 |
| 2000 | 0.45 | 0.51 |
| 1999 | 0.47 | 0.45 |
| 1998 | 0.47 | 0.59 |
| 1997 | 0.45 | 0.62 |
| 1996 | 0.49 | 0.52 |
| 1995 | 0.53 | 0.54 |
| 1994 | 0.52 | 0.47 |
| 1993 | 0.55 | 0.52 |
| 1992 | 0.59 | 0.51 |

3) 패널모형

패널데이터에 의한 회귀식의 추정은 다음 식을 바탕으로 이루어졌다.

$$\begin{aligned} \text{Log}[e_i] = & \alpha_0 + \sum_{t=2001}^{2004} \beta_t d_t + \alpha_1 \text{Log} N_{it} \\ & + \sum_{t=2001}^{2004} \gamma_t d_t \text{Log}[N_{it}] + \alpha_2 \text{Log}[t_{it}] + \alpha_3 \text{Log}[\text{면적}_i] + \nu_{it} \end{aligned}$$

위 식에서 d_t 는 시간 더미변수를 나타내는데, 본고에서 사용되는 지방재정 데이터는 GDP 디플레이터로 표준화시키지 않았기 때문에 이

변수들이 회귀식에 포함되었다. 또한 이 회귀식에는 시간더미와 인구변수의 교차항(interaction term)이 삽입되어 있는데, 혼잡계수가 매년 다를 수 있음을 전제하기 위하여 이 항이 포함되었다. 회귀식의 추정 결과에서 곧 확인할 수 있듯이 γ_t 의 추정치는 통계적으로 유의하다. 따라서 지방정부가 제공하는 공공서비스의 혼잡효과가 매년 바뀐다는 가설을 기각하기 어렵다. 이러한 결과가 나오는 이유는 우리나라 지방재정 데이터, 특히 이전재원 데이터의 연도별 가변성이 크기 때문이다. 따라서 통계적으로 대도시와 시군의 혼잡효과가 매년 바뀐다는 가설을 기각하기는 어려운데, 또 한편으로는 정부정책이 적어도 4~5년 동안은 안정적으로 이루어진다는 가설을 검토할 필요도 있다. 따라서 본고에서는 혼잡효과가 매년 바뀐다는 가설($\gamma_t \neq 0$)과 혼잡효과가 4~5년 동안 일정하다는 가설($\gamma_t=0$)을 모두 채택하여 혼잡효과를 추정하였다.

이러한 회귀식의 추정결과가 <표 III-4A> 및 <표 III-4B>에 나타나 있는데, 우선 혼잡효과가 매년 바뀐다는 가설($\gamma_t \neq 0$)에 따른 추정결과를 보면, 2000~2004년 패널데이터의 경우(<표 III-4A>) Hausman p-값이 모두 0.1보다 커서 확률효과(Random effect)에 의한 회귀식의 추정을 지지하고 있다. 그러나 1992~1994년까지의 패널데이터의 경우(<표 III-4B>)에는 시군 데이터의 Hausman p-값이 0에 가까워 고정효과(Fixed effect)를 지지하고, 반면 자치구 데이터의 Hausman p-값은 여전히 확률효과(Fixed effect)를 지지하고 있다. 이처럼 1990년대 초반의 경우 시군과 자치군의 회귀모형이 달라서 양 지역의 혼잡계수를 평면적으로 비교하는 데에는 한계가 있는 것으로 보인다. 따라서 패널 모형의 경우 2000년대 이후의 경우에 한정하여 혼잡계수를 추정하였다²²⁾.

22) 1990년대 초반의 패널모형에서 시군 데이터와 자치구 데이터에 확률효과를 적용하여 혼잡효과를 추정할 경우 그 값이 양쪽 지역 모두 0.55 정도의 값을 갖는다. 이는 1990년대 초반 수도권 지역의 순재정 편익이 상대적으로 매우 크다는 것을 의미한다. 반면 시군 데이터에 고정효과를 적용할 경우에는 혼잡계수가 0.15 정도의 값을 갖는데, 비록 우

앞에서 설명되었듯이 1인당 세출에 대한 회귀식에서 혼잡계수 α 는 기준 연도(2000년)의 경우 $1 + \alpha_1$ 이고, 그 다음 연도부터는 $1 + \alpha_1 + \gamma_t$ 의 값을 갖는다. 따라서 2000년대 초반 패널모형에서 확률 효과의 추정결과인 <표 III-4A>의 두 번째 항과 네 번째 항을 바탕으로 시군 및 자치구의 혼잡탄력성을 계산한 결과가 <표 III-5>에 나타나 있다. 이 결과와 <표 III-3>에 나타나 있는 OLS모형의 추정결과를 보면 지역간 이산성을 고려한 패널모형이 OLS모형에 비하여 혼잡계수를 낮게 추정하고 있다. 그러나 순재정 편익의 계산에서 중요한 역할을 하는 대도시 혼잡계수와 시군 혼잡계수의 차이를 보면 OLS 모형의 경우 2000년부터 2004년까지 최소 0.08에서 최대 0.21까지의 격차를 보이고, 패널모형의 경우 최소 0.08에서 최대 0.22의 격차를 보이고 있다. 따라서 순재정 편익의 격차에 관한 한 OLS모형과 패널모형이 큰 차이를 보이지 않는다. 다만 그러한 격차가 연도별로 다르기 때문에 OLS모형과 패널모형이 순재정 편익의 격차에 대하여 같은 결과를 시사하는 것은 아니다.

리나라의 지방정부가 공공서비스(public services)를 많이 제공하지 않는다고 하더라도 0에 가까운 시군 혼잡계수의 값은 지나치게 낮다고 생각된다.

III. 정부간 재정과 인구이동의 관계 분석 75

<표 III-4A> 패널모형에 의한 시군·자치구의 1인당 세출 추정
(2000~2004, $\gamma_t \neq 0$)

| 계수 | FE(시군) | RE(시군) | FE(자치구) | RE(자치구) |
|--------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| Log[N] | -0.620*** (-26.9) | -0.582*** (-31.1) | -0.948*** (-6.38) | -0.498*** (-11.0) |
| Log[t] | 0.243*** (12.6) | 0.244*** (14.2) | 0.190** (2.50) | 0.205*** (5.59) |
| d2001 | 0.716*** (2.90) | 0.725*** (2.93) | -0.958*** (-3.34) | -0.920*** (-3.21) |
| d2002 | 0.737*** (2.86) | 0.728*** (2.85) | -0.197 (-0.68) | -0.19 (-0.66) |
| d2003 | 1.394*** (5.62) | 1.416*** (5.74) | -0.394 (-1.39) | -0.365 (-1.27) |
| d2004 | 1.011*** (4.10) | 1.042*** (4.26) | -0.0585 (-0.21) | 0.0162 (0.057) |
| d2001*Log[N] | -0.0469** (-2.20) | -0.0477** (-2.23) | 0.0825*** (3.62) | 0.0797*** (3.49) |
| d2002*Log[N] | -0.0438** (-1.97) | -0.0431* (-1.96) | 0.0276 (1.20) | 0.0272 (1.19) |
| d2003*Log[N] | -0.0845*** (-3.94) | -0.0863*** (-4.05) | 0.0515** (2.29) | 0.0494** (2.17) |
| d2004*Log[N] | -0.0482** (-2.26) | -0.0508** (-2.40) | 0.0338 (1.51) | 0.0279 (1.23) |
| 면적 | | 0.135*** (10.2) | | -0.00675 (-0.26) |
| 상수 | 7.825*** (29.7) | 6.553*** (27.1) | 11.26*** (6.07) | 5.682*** (10.7) |
| 표본수 | 815 | 815 | 345 | 345 |
| R^2 | 0.83 | - | 0.84 | - |
| Hausman p-값 | 0.164 | | 0.435 | |

주: 1. () 안은 t 값임.

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

<표 III-4B> 패널모형에 의한 시군·자치구의 1인당 세출 추정

(1992~1994, $\gamma_t \neq 0$)

| 계수 | FE(시군) | RE(시군) | FE(자치구) | RE(자치구) |
|--------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| Log[N] | -0.831*** (-5.11) | -0.422*** (-19.9) | -0.457*** (-2.72) | -0.444** (-13.2) |
| Log[t] | 0.339*** (6.3) | 0.124*** (4.79) | -0.0296 (-0.12) | 0.222 (7.3) |
| d1993 | 0.113 (0.51) | 0.409* (1.85) | 0.271 (0.72) | 0.225 (0.59) |
| d1994 | 0.474*** (1.97) | 1.054*** (4.8) | 0.912** (2.42) | 0.881 (2.32) |
| d1993*Log[N] | -0.00191 (-0.099) | -0.0255 (-1.32) | -0.0139 (-0.47) | -0.0134 (-0.45) |
| d1994*Log[N] | -0.0193 (-0.92) | -0.0639*** (-3.33) | -0.0525* (-1.74) | -0.0565 (-1.89) |
| 면적 | - | 0.122*** (11.1) | - | 0.0119 (0.66) |
| 상수 | 9.524*** (5.21) | 3.631*** (13.4) | 3.788** (2.57) | 4.414*** (-11.1) |
| 표본수 | 6121 | 612 | 168 | 168 |
| R^2 | 0.74 | - | 0.68 | - |
| Hausman p-값 | 0.000 | | 0.524 | |

주: 1. () 안은 t 값임.2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

<표 III-5> 패널모형에 의한 시군·자치구의 혼합계수

(2000~2004, $\gamma_t \neq 0$)

| | 시군 | 자치구 |
|------|-------|-------|
| 2000 | 0.418 | 0.502 |
| 2001 | 0.370 | 0.582 |
| 2002 | 0.375 | 0.529 |
| 2003 | 0.332 | 0.551 |
| 2004 | 0.367 | 0.530 |

III. 정부간 재정과 인구이동의 관계 분석 77

<표 III-6>에는 혼잡효과가 45년 동안 일정하다는 가설($\gamma_t=0$)을 전제로 한 패널모형의 추정결과가 나타나 있는데, 우선 $\gamma_t \neq 0$ 를 전제로 한 결과와 마찬가지로 Hausman p-값이 모두 0.1보다 커서 확률효과(random effect)에 의한 회귀식의 추정을 지지하고 있다. 따라서 이 표의 두 번째 항과 네 번째 항을 바탕으로 혼잡계수를 추정하면 시군의 혼잡계수가 0.368이고, 자치구의 혼잡계수가 0.534이다. 이 값들은 <표 III-3>에 나타나 있는 2004년의 혼잡계수들과 유사한 값들이다.

<표 III-6> 패널모형에 의한 시군·자치구의 1인당 세출 추정($\gamma_t = 0$)

| 계수 | FE(시군) | RE(시군) | FE(자치구) | RE(자치구) |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Log[N] | -0.668*** (-36.4) | -0.632*** (-50.4) | -0.893*** (-5.98) | -0.466*** (-10.7) |
| Log[t] | 0.241*** (12.6) | 0.244*** (14.3) | 0.145** (1.98) | 0.193*** (5.25) |
| d2001 | 0.175*** (9.42) | 0.174*** (9.52) | 0.0784*** (6.10) | 0.0807*** (6.23) |
| d2002 | 0.231*** (12.4) | 0.230*** (12.6) | 0.148*** (11.3) | 0.151*** (11.6) |
| d2003 | 0.420*** (22.2) | 0.420*** (22.5) | 0.257*** (18.3) | 0.256*** (19.3) |
| d2004 | 0.456*** (23.0) | 0.455*** (23.6) | 0.377*** (17.9) | 0.369*** (24.0) |
| 면적 | | 0.132*** (9.87) | | -0.00831 (-0.31) |
| 상수 | 8.367*** (40.3) | 7.141*** (39.8) | 10.45*** (5.60) | 5.245*** (10.4) |
| 표본수 | 815 | 815 | 345 | 345 |
| R^2 | 0.82 | - | 0.83 | - |
| Hausman p-값 | 0.131 | | 0.158 | |

주: 1. () 안은 t 값임.

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

3. 수도권 순재정 혜택의 시뮬레이션

가. 사전적 논의

지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 낮을 경우 인구규모가 큰 지방정부의 순재정 혜택이 그만큼 크기 때문에 이 지역으로의 인구유입 유인을 발생시킨다. 전술한 바와 같이 Boadway and Flatters (19982), Boadway(2004) 등에 따르면 관점에 따라 이러한 인구유입이 지역간 인구 배치의 효율성을 저해하는 것은 아니라는 해석이 가능하다. 왜냐하면 공적 재화의 혼잡탄력성이 낮을 경우, 대도시로의 전입은 공적 재화 소비에 있어서 규모의 경제 효과를 누리는 것이고, 이는 효율성 관점에서 바람직할 수 있기 때문이다. 사실 공적 재화의 혼잡탄력성이 0일 경우 인구유입이 해당 지역에서 발생시키는 재정 외부효과(fiscal externality)는 그 주민이 기여하는 세금이고, 공적 재화를 소비함에 따른 추가적인 비용은 없기 때문에, 극단적인 경우에는 인구가 가장 큰 지방정부가 가장 효율적이라는 주장도 가능해진다.

그러나 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 0이라는 것은 공공부문이 제공하는 공적 재화가 모두 순수공공재이든지, 아니면 혼잡효과가 큰 공공서비스를 지방정부가 아닌 중앙정부가 제공하고 있다는 것을 의미한다. 그런데 Tiebout(1956)에서 논의되었듯이 혼잡효과가 큰 공공서비스는 일정한 경계(jurisdiction) 내에서 지방정부가 공급하고 주민들이 그 비용을 부담하도록 하면 공적 재화의 효율적 공급이 달성된다. 따라서 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 0에 가까워 대도시로의 인구유입이 심화되면 대도시의 비대화가 공공재 소비의 효율성을 의미하는 것이 아니라, 지방자치 기능이 제대로 작동하지 않는다는 것을 의미하는 것으로 보는 것이 보다 타당할 것이다. 또한 공적 재화의 혼잡탄력성이 낮아서 발생하는 대도시의 비대화는 Tibout 메커니즘의 작동 여부를 떠나서 정치적인 불만을 발생시킬

가능성이 크다. 우리나라의 경우 전체 인구의 50%가 수도권에 거주하는 현상에 대해 정치적 다수가 비판적인 입장을 취하고 있다. 이러한 비판적 의견은 지방에 행정수도를 건설하게 할 정도로 정치적 지지를 받았고, 또한 이러한 국민적 정서로 인하여 정부간 이전재원을 인구가 적은 지방정부에 집중하는 정책이 의회에서 다수의 지지를 받고 있다.

서울시와 같은 대도시들에 비하여 인구가 적은 지방정부에 이전재원이 집중되는 이유는 이론적으로 두 가지 관점에서 해석할 수 있다. 우선 첫째는 Oates(1999), Boadway(2004) 등이 강조하고 있듯이 효율성 차원을 떠나서 지역간 재정형평성(fiscal equity)이 어느 국가에서나 이전재원을 결정하는 가장 중요한 요소가 되기 때문이다. 그런데 우리나라의 지방에 대한 지원은 단순히 지역간 형평성 차원에서만 이루어지는 것이 아니다. 예를 들어 균형발전 정책의 슬로건을 보면 전국적인 균형발전이 곧 국가경쟁력 향상이라는 효율성 관점의 주장이 흔히 등장한다. 만약 서울시가 누리는 규모의 경제효과가 오직 시장기능의 결과라면 이러한 주장이 설득력을 갖기 어렵다. 특히 Fujita, et al.(2001) 및 Baldwin, et al.(2003) 등에서 논의되고 있는 대도시의 집적경제 효과는 대도시의 생산성을 중소도시의 생산성보다 높게 하기 때문에 서울시의 비대화가 국가경쟁력을 저해한다는 주장에는 한계가 있을 수밖에 없다.

다만, 다른 관점에서 이 문제를 본다면, 우리나라의 경우 인구가 적은 지방에 이전재원을 집중하는 것이 효율성을 제고한다는 주장에 전혀 근거가 없는 것은 아니다. 좀 더 구체적으로, 한 주민이 지역 i 를 선택할 때 그가 시장에서 얻는 임금은 w_i 이고, 정부부문에서 얻는 순재정 혜택은 1인당 지방세를 인두세를 단순 가정했을 때 $G = Nt$ 이므로 $N^{-\alpha}G - t = (N^{1-\alpha} - 1)t$ 가 된다. 따라서 한 개인이 인구가 적은 지역 j 보다 인구가 많은 대도시 i 를 선호하는 조건은 다음과 같다.

$$w_i + (N_i^{1-\alpha} - 1)t_i > w_j + (N_j^{1-\alpha} - 1)t_j \quad (11)$$

따라서 만약 혼잡탄력성 α 가 0이면 인구규모가 큰 대도시의 공공부문에서 얻는 혜택이 시장에서의 임금을 압도하기 때문에 비록 대도시의 임금이 낮더라도($w_i < w_j$ 이더라도) 대도시 i 를 선택하게 된다. 그런데, 시장에서의 생산성이 극대화되기 위해서는 지역 i 에서의 한계생산성 w_i 와 지역 j 에서의 한계생산성 w_j 가 일치하는 것이 필요조건이다. 따라서 대도시 공적 재화의 혜택이 유도하는 지역간 인구 배치는 시장에서의 생산량을 극대화시키는 것은 아니다. 그럼에도 불구하고 이러한 선택이 사회후생함수를 극대화할 수는 있다. 왜냐하면 사회후생함수에는 사적재뿐만 아니라 공공재의 소비도 포함되기 때문이다. 따라서 비록 시장에서의 생산량이 극대화되지 않더라도 공공재 소비의 규모의 경제 효과를 충분히 누릴 수 있다면 대도시의 낮은 임금에도 불구하고, 많은 사람들이 대도시에 사는 것이 사회적으로 바람직할 수 있다.

식 (11)이 시사하는 바를 음미해보면, 이러한 상황이 현재 우리나라의 지역균형발전 문제 논란의 핵심이라고 생각된다. 수도권외의 비대화에 큰 문제가 없다고 보는 시각은 수도권의 공공부문이 발생시키는 혜택(식 (11)의 두 번째 항)을 보는 시각이 긍정적이기 때문이다. 반면 수도권의 비대화가 문제라고 보는 시각은 수도권의 지나친 인구집중이 지방의 인적자원을 감소시키는데, 그럼에도 불구하고 수도권, 특히 서울시가 제공하는 다양한 공공부문의 혜택이 지방으로의 인구유입을 방해한다고 생각하기 때문이다. 따라서 적어도 사회후생함수 극대화 관점에서는 낮은 α 값으로 인한 수도권으로의 인구유입이 문제가 없지만, 생산성 극대화 관점에서는 수도권으로의 지나친 인구유입은 문제가 있을 수 있고, 이러한 관점이 '국가경쟁력 약화'라는 표현으로 이어지고 있다고 해석해 볼 수 있다. 또한 낮은 α 값의 효과, 즉 수도권의 공공부문이 발생시키는 순재정 혜택을 상쇄시키고자 하는 극단적인

조치가 새로운 행정수도의 건설로 표현되었다고 볼 수 있다.

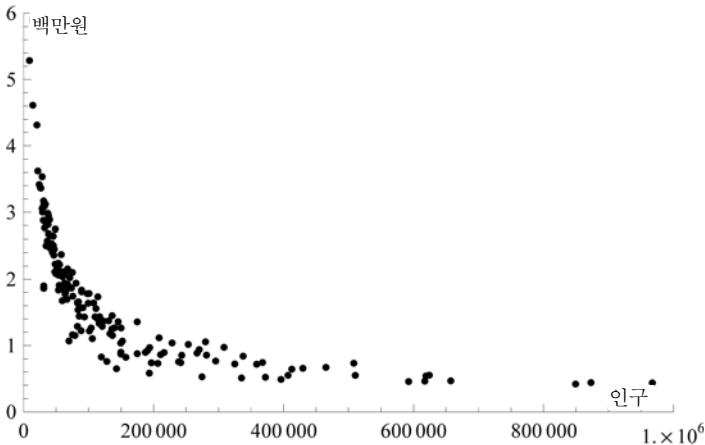
현재 우리나라의 재정정책은 이러한 두 가지 상반된 시각이 혼재되어 운영되고 있다. 대도시가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 낮은 이유는 지방자치 활성화에 따른 지방정부의 자율적 의사결정의 결과가 아니고 국세와 지방세의 조정 및 중앙·지방의 세출 분담에 대한 중앙정부의 정책이 그러한 결과를 유도하고 있다. 즉 지방정부의 자율적 의사결정이 아니라 중앙정부 및 의회가 결정하는 정책이 우리나라 대도시의 재정적 혜택을 크게 만들고 있다. 그리고 이러한 재정적 혜택은 최근의 현상이 아니고 지난 30여년간 중앙집권적 체제와 함께 지속되어 온 것이기 때문에, 수도권외의 비대화는 도시의 경제 집중을 자연스럽게 유발시키는 시장기능만의 결과가 아니고, 정부부문의 역할이 상당 부분 유도한 것이라 볼 수 있다.

그런데, 중앙정부의 재정정책이 대도시의 인구유입을 유도하는 방향으로만 진행된 것은 아니다. 우리나라의 이전재원은 1990년대 초반부터 지방교부세, 지방양여금, 국고보조금의 세 가지 유형으로 운영되어 왔다. 물론 2005년부터는 지방양여금이 폐지되고 국가균형발전특별회계가 운영되고 있지만, 이전재원의 유형과 상관 없이 이전재원의 지역간 분포는 상호간에 매우 유사한 형태를 띠고 있다. 이전재원 중에서 가장 대표적인 지방교부세는 관련법 제1조에 그 목적이 “지방행정 운영에 필요한 재원을 교부하는 것”으로 되어 있어서 다소 막연하게 정의되어 있다. 지방교부세의 세부 내용을 보면 기준재정수요액과 기준재정수입액의 차이를 지방교부세가 메워주는 역할을 하고 있는데, 기준재정수입액은 지방세 및 수수료·사용료의 80%로 되어 있어서 내용이 단순하다. 기준재정수요액의 경우에도 법률적 정의가 “측정항목별로 측정단위의 수치를 당해 단위비용에 곱하여 얻은 금액”으로 되어 있어서 내용이 모호한 편인데, 실질적인 산식 과정을 보면 인구가 적은 곳일수록 단위비용이 높게 책정되어 있다. 외형적인 이유는 규모(인구)가 작은 지방정부일수록 생산비가 더 많이 든다는 것인데, 이를

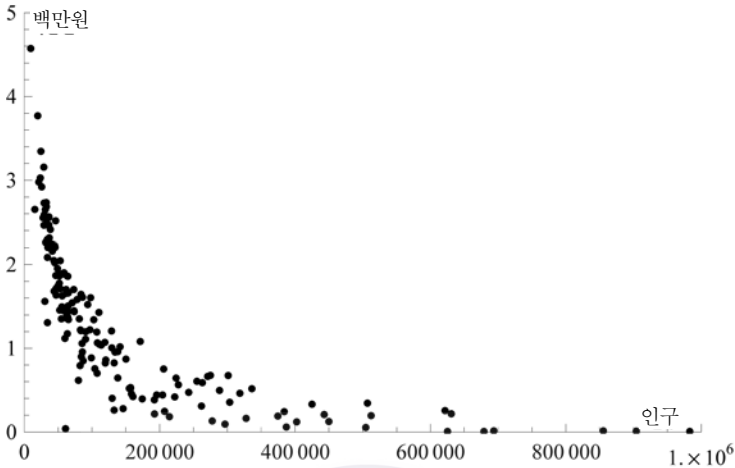
달리 표현하면 공적 재화의 생산비가 고정비용과 변동비용으로 구성 되어 있어서 인구가 적은 지방정부의 고정비용 비중이 높다는 것을 의미한다.

[그림 III-3]과 [그림 III-4]에는 2005년 1인당 기준재정수요액과 1인당 지방교부세의 지역간 분포가 나타나 있는데, [그림 III-1]과 비교해 볼 때 세 그림이 거의 유사함을 확인할 수 있다. 이러한 유사성은 우리나라 지방재정에 대한 중요한 시사점을 갖는데, 통계적 특성만으로 보면 지방세출의 분포가 중앙정부가 결정하는 기준재정수요액 및 지방교부세의 분포에 의하여 사실상 결정된다고 볼 수 있다. 그 이유는 2004년 기준 1인당 지방교부세와 1인당 지방양여금, 1인당 지방교부세와 1인당 국고보조금의 상관계수가 각각 0.89, 0.83이어서 3대 이전재원의 지역간 분포가 매우 유사하기 때문이다. 결국 60조원이 넘는 3대 이전재원은 모두 [그림 III-3]처럼 인구규모가 적을수록 매우 많은 1인당 이전재원을 지원하는 중앙정부의 의지가 반영되어 있다.

[그림 III-3] 1인당 기준재정수요액의 분포



[그림 III-4] 1인당 지방교부세의 분포

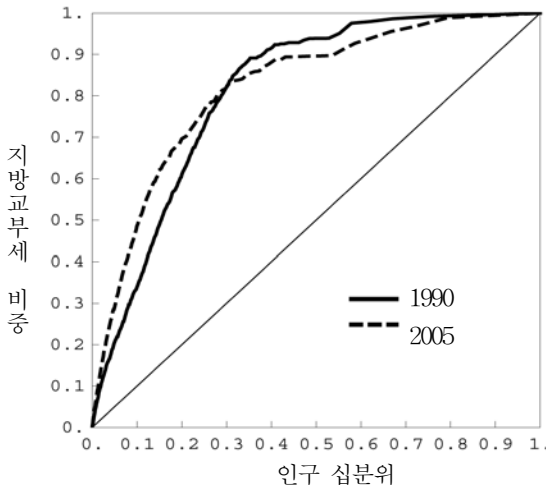


우리나라 1인당 지방세출이 이처럼 인구에 크게 역비례하는 이유는 기준재정수요액을 계산할 때 인구가 적은 지방정부일수록 규모의 경제 효과가 없어서 1인당 지출 소요가 많다고 보기 때문이다. 그러나 지방교부세의 시계열적 추이를 보면 규모의 경제 효과만으로 1인당 지방교부세 분포를 설명하기 어렵다. 이러한 외형적 이유가 잘 설명되지 않는다. 1991년부터 2004년까지의 지방재정 상황을 보면, 중소 시군의 인구는 이 기간 동안 지속적으로 감소하였다. 따라서 만약 지방교부세가 단순히 행정비용만을 계산하여 지방정부를 지원하면 인구가 적은 지역, 예를 들어 전체 인구의 25%를 차지하는 지역의 1990년 초반 지방교부세보다 2005년의 지방교부세가 더 줄어야 한다. 물론 인구가 적은 시군의 경우 인구 유출이 규모의 경제 효과를 축소시키기 때문에 1인당 지방교부세가 증가할 수는 있다. 그러나 인구가 적은 지역이 차지하는 총 지방교부세 비중이 인구가 감소하면서 더 증가하는 것은 단순한 비용 측면에서 설명하기 어렵다.

[그림 III-5]에 이러한 상황이 보다 자세히 묘사되어 있는데, 우선

지방교부세의 약 80%는 전체 인구의 30% 정도가 거주하는 규모가 적은 시군에 배분된다. 이 그림에서 x축은 인구 10분위를 나타내는데, 인구가 적은 지방정부부터 인구가 큰 지방정부로 순위를 매긴 다음 전체 인구의 10%, 20%, 30% 등이 거주하는 지방정부들을 기준으로 십분위가 계산되어 있고, y축은 이러한 지방정부들이 받는 지방교부세의 비중이 계산되었다. 예를 들어, 1990년의 경우 전체 210개의 지방정부들 중에서 인구가 적은 168개의 시군에 전체 인구의 30%가 거주하였고, 2005년의 경우에는 172개의 지방정부 중에서 인구가 적은 137개의 시군에 전체 인구의 30%가 거주하였다. 그런데 [그림 III-5]에서 전체 인구의 10%, 20%가 거주하는 지방정부들이 받는 지방교부세의 비중이 1990년보다 2005년 더 크다. 따라서 1990년부터 2005년까지 중소 시군의 인구가 줄고, 그 결과 많은 중소 시군들이 합병되어 시군의 수가 줄면서 규모의 경제 효과도 늘어났으나, 인구가 적은 중소 시군에 대한 지방교부세 지원은 오히려 더 집중되었다.

[그림 III-5] 지방교부세의 인구규모별 비중



중앙정부가 지방정부에 지원하는 일반교부금이 이처럼 인구규모에 대해 명백하게 역관계를 갖는 경우는 전 세계적으로 찾아보기 힘든 현상이다. 우선 Boadway(2006)와 Shah(2007) 등이 비판하고 있듯이 기준재정수요액을 지원하는 것 자체가 이론적으로 바람직하지 않을 수 있다. 지방정부의 필수적 수요인 ‘필요경비’를 정의하는 것이 모호하고, 또한 공적 재화를 생산할 때 1인당 비용이 높은 지방정부를 지원하는 것은 비효율적 생산을 지원하는 것이기 때문에 차라리 규모의 경제 효과를 누릴 수 있는 좀 더 큰 지방정부로의 이주를 유도하는 것이 더 바람직하다는 것이 기준재정수요액의 지원에 대해 Boadway와 Shah 등이 비판적 입장을 취하는 이유이다. 실제로 Canada는 기준재정수요액은 아예 일반교부금의 산정 기준에서 제외하고 오직 기준재정수입액만을 기준으로 일반교부금을 배분하고 있다.

우리나라의 경우 기준재정수요액에 대한 이론적 논의를 떠나서 기준재정수요액이 표방하는 ‘기본적 경비 지원’이라는 목표와 현실적 운용 방식에는 분명한 괴리가 있다. 따라서 우리나라의 이전재원이 인구가 적은 시군을 집중적으로 지원하는 데에는 지역간 형평성이나 행정비용을 단순하게 고려하는 차원을 떠나서 인구가 많은 대도시, 특히 수도권으로의 인구유입을 억제하는 효과가 분명하게 내재되어 있다고 보여진다. 즉 이러한 정책이 운용되고 있는 이면에는 정책입안자들이 명시적으로 표현하고 있지는 않지만, 식 (11)이 시사하는 대도시 인구 유입의 이중적 문제점에 대한 대응이라고 볼 수 있다²³⁾.

나. 시뮬레이션 결과

만약 우리나라의 이전재원이 대도시가 향유하는 순재정 편익을 상쇄하는 효과를 지닌다면 그러한 정책이 어느 정도의 효과를 발휘하는

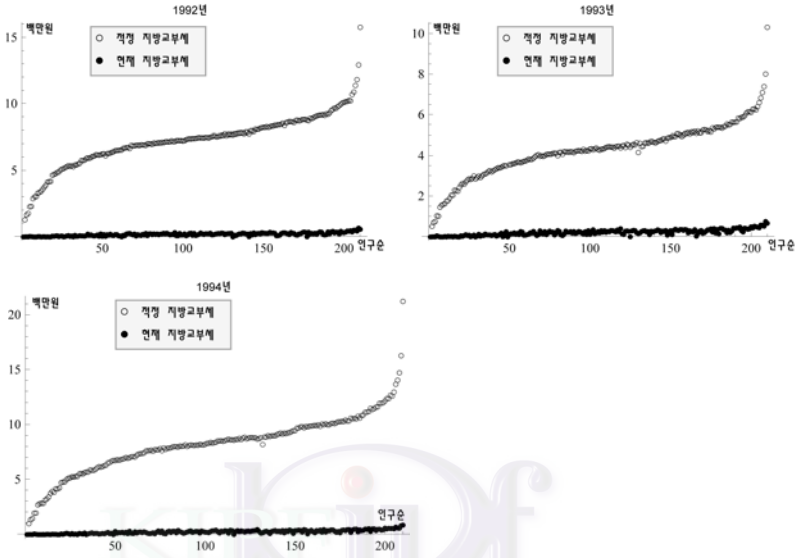
23) 우리나라 지방교부세와 지역간 인구이동과의 관계는 Kim(2007)에 보다 자세히 논의되었다.

지 확인할 필요가 있다. 식 (7)에 이미 서울과 다른 지방간 순재정 편익의 격차를 해소하는 지방교부세의 수준이 도출되었고, 이 식에서 필요로 하는 파라미터는 <표 III-3> 및 <표 III-5>에 계산되어 있다. 따라서 이 값들을 식 (7)에 대입하면 순재정 편익을 해소하는 수준의 지방교부세와 실제로 지원되고 있는 지방교부세의 수준을 비교해 볼 수 있다²⁴⁾. 먼저 OLS모형에 의한 결과를 보면 [그림 III-6A]에 1992년부터 1994년까지의 결과가 나타나 있고, [그림 III-6B]에 2000년부터 2004년까지의 결과가 나타나 있다. 이 그림들에서 확인할 수 있듯이 연도별로 순재정 편익의 격차가 다양하다. 먼저 [그림 III-6B]에 나타나는 2000년대 초반의 경우를 보면 연도에 따라 결과가 다양하다. 2001년의 경우에는 순재정 편익의 격차가 거의 없어서 시군에 집중되어 있는 지방교부세가 시군의 재정적 혜택을 상대적으로 크게 하는 것으로 나타나고, 2004년의 경우에는 현재 교부되고 있는 지방교부세의 규모와 적정 지방교부세의 규모 간에 큰 격차가 없는 것으로 나타난다. 따라서 2004년의 경우 지방정부가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 낮아서 발생하는 서울의 재정적 혜택은 인구가 적은 지방에 대한 지방교부세의 적극적 지원으로 대부분 상쇄되고 있다고 해석할 수 있다. 그런데, 이러한 결과가 도출되는 중요한 이유는 시군의 혼잡탄력성에 비하여 서울시의 혼잡탄력성이 상대적으로 높기 때문이다. <표 III-3>에서 확인할 수 있듯이 1990년대 초반에는 서울시와 시군의 혼잡탄력성이 거의 비슷하였는데, 이 경우에는 [그림 III-6A]가 보여주듯이 서울시의 재정적 혜택이 지방교부세보다 훨씬 더 높은 수준이고, 이는 결국 서울시 또는 수도권으로의 인구유입 압력으로 작용하였을 것이다.

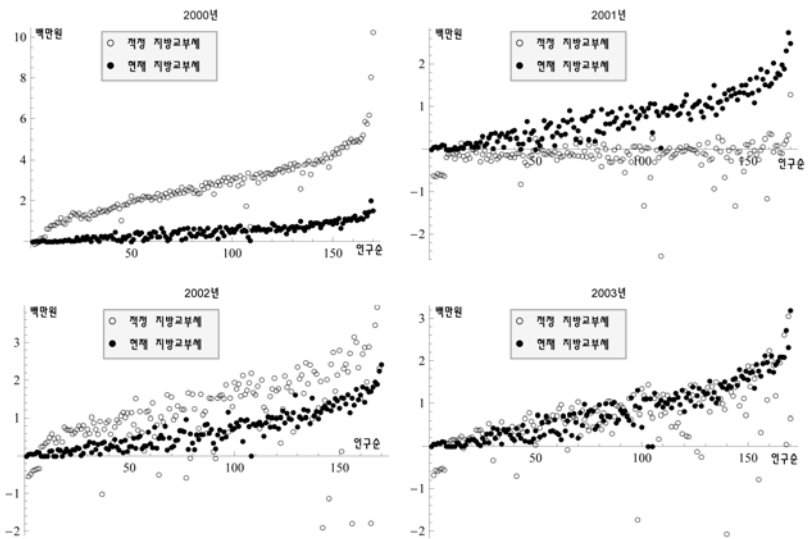
24) 식 (7)에서 지방교부세를 제외한 이전재원(κ)인 지방양여금 및 국고보조금이 포함되어 서울과 시군간 순재정 편익의 격차를 해소하는 지방교부세의 수준이 도출되었다. 이하에서는 이러한 지방교부세의 수준을 표현의 편의상 '적정' 지방교부세라 부르기로 한다.

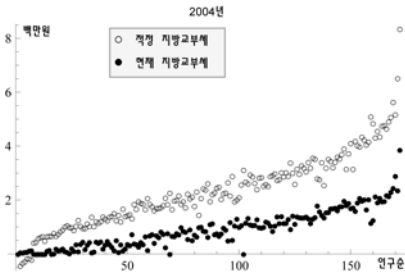
III. 정부간 재정과 인구이동의 관계 분석 87

[그림 III-6A] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세(OLS, 1992~1994)



[그림 III-6B] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세(OLS, 2000~2004)





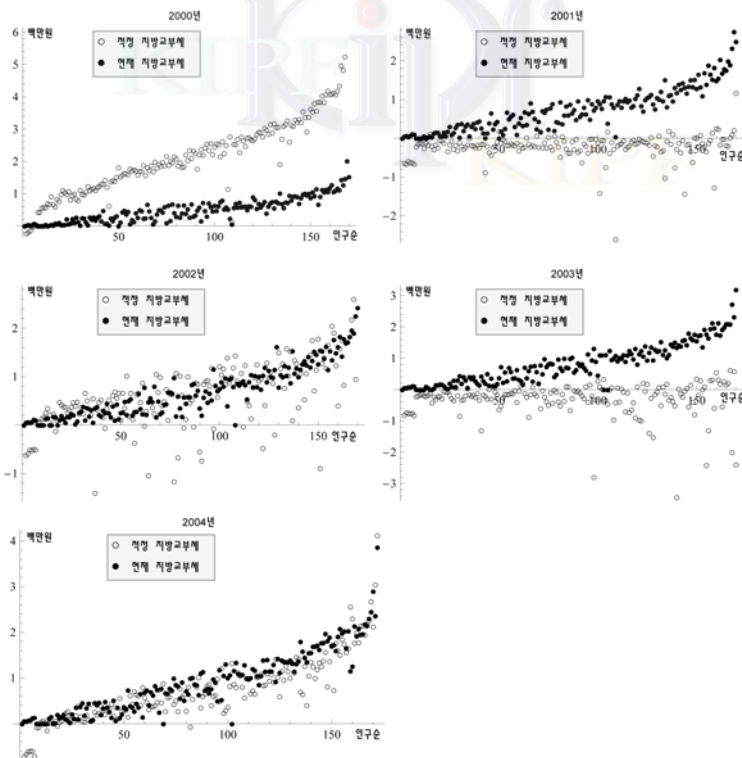
이제 패널모형의 경우를 살펴보면, 전술한 바와 같이 1990년대 초반의 순재정 편익의 격차는 혼잡효과를 추정하는 회귀식에 고정효과(Fixed effect)를 적용하는가, 아니면 확률효과(Random effect)를 적용하는가에 따라 결과가 크게 달라진다. 시군 데이터에 고정효과를, 자치구 데이터에 확률효과를 적용하면, 시군의 혼잡효과가 0.2 정도에 불과하여 서울시보다 시군의 순재정 편익이 더 크다는 결론에 도달하고, 반면 시군 데이터 및 자치구 데이터에 모두 확률효과를 적용하면 양 지역의 혼잡효과가 비슷하여 이번에는 서울시의 순재정 편익이 상대적으로 매우 크다는 결론에 도달하게 된다. 따라서 1990년대 초반의 경우 패널모형에 따라 일관적인 결론을 도출하기는 힘들다고 판단된다. 2000년대 초반의 경우 시군 및 자치구의 패널데이터에 확률효과를 적용하여 추정한 순재정 편익의 격차를 보면, [그림 III-7]에 나타난 바와 같이 OLS 경우처럼 연도별로 다양한 결과들이 도출된다.

예를 들어 2000년의 경우에는 서울시의 순재정 편익이 상대적으로 커서 지방교부세가 이를 충분히 상쇄시키지 못한 반면 2001년과 2003년의 경우에는 오히려 지방교부세의 지방에 대한 혜택이 서울시의 순재정 혜택을 상쇄하고 남을 정도로 크다는 것을 시사한다. 반면 2002년과 2004년의 경우에는 지방교부세가 서울시의 순재정 편익을 거의 상쇄하는 것으로 나타났다. 이처럼 패널모형에서 연도별로 다양한 결과가 도출되는 것은 OLS의 경우와 마찬가지로, 다만 연도별로 OLS

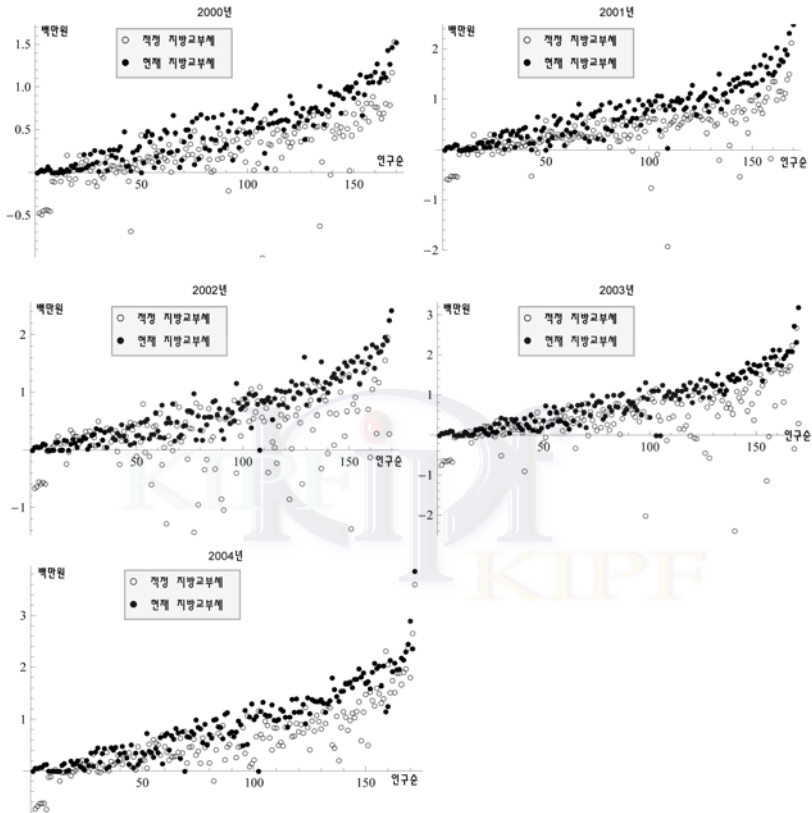
와 패널모형이 같은 결과를 시사하고 있지는 않다.

마지막으로 [그림 III-8]에는 혼잡효과가 일정하다는 전제하에 2000년대 초반의 데이터에 확률효과를 적용하여 추정한 순재정 편익의 격차가 나타나 있다. 이 경우 앞서 설명된 바와 같이 시군의 혼잡 효과는 0.368이고, 서울의 혼잡효과는 0.534인데, [그림 III-8]에 나타나 있는 바와 같이 2000년대 초반의 경우 전체적으로 서울이 향유하는 순재정 편익의 격차는 지방교부세로 대부분 상쇄되고 있음을 시사하고 있다.

[그림 III-7] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세
(패널, $\gamma_t \neq 0$, 2000~2004)



[그림 III-8] 순재정 편익 격차 해소 지방교부세

(패널, $\gamma_t \neq 0$, 2000~2004)

다. 평가

이상의 시뮬레이션 결과를 보면, 예를 들어 1992년 OLS모형을 기준으로 할 때 시군 지역보다 서울에 거주하는 주민의 재정적 혜택은 1인당 600만~700만원 수준이고, 4인 가구의 경우 2천만~4천만원에 이른다. 만약 이러한 재정적 혜택이 모두 서울시 주택에 자본화

(capitalization)되면, 서울시에서 주택을 소유한 가구가 누리는 주택 가격 상승은 이자율을 10%로 잡았을 때 2억원에서 4억원에 달한다. 물론 1인당 혜택과 가구당 혜택 간에 단순한 선형적 관계가 성립되지 않을 수 있고, 또한 실증연구에 따르면 지방정부의 재정정책이 자본화 되는 수준은 50% 이하이다(Carroll and Yinger, 1994). 따라서 대도시의 재정정책이 주택가격에 반영되는 자본화 효과는 이보다 훨씬 더 낮을 수 있다. 그럼에도 불구하고, 대도시의 인구유입이 정부의 재정정책으로 비롯되고, 그 결과 대도시 지역의 주택값 상승 및 자본이득이 발생한다는 것으로 정책적으로 상당한 문제점을 가지고 있다고 볼 수 있다.

일반적으로 특정 지역에서의 자본소득을 취하고자 할 때, 반드시 그 지역에 거주할 필요는 없다. 단지 자본만을 투자하면 되기 때문이다. 일례를 들어, 서울시의 주택가격 상승으로부터 자본이득을 취하고자 한다면, 굳이 서울에 거주하지 않고 서울 지역의 주택을 구매하기만 하면 된다. 이러한 이유 때문에 학술적 연구에서는 자본소득과 지역 거주와의 연관성은 낮은 것으로 보고 있다. 따라서 서울시의 재정적 혜택이 크다고 하더라도 서울시 거주자와 자본이득과의 상관관계는 높지 않다고 생각할 수 있다. 그러나 우리나라의 양도소득세 구조는 일반적인 경우보다 훨씬 더 거주와 자본이득의 상관관계를 높일 가능성이 있다. 1가구 1주택의 양도소득세는 면제가 되고 두번째 주택부터 양도소득세가 높게 부과될 경우, 양도소득세 관점에서는 자본이득이 많이 발생하는 주택에 직접 거주하는 것이 유리하다. 따라서 우리나라에서 주택으로부터의 자본이득을 최대화할 수 있는 곳은 지방보다는 주택가격이 재정적 혜택을 반영하는 서울이 낮고, 또한 같은 맥락에서 서울의 강북보다는 강남에 직접 거주하는 것이 유리하다. 즉, 대도시의 순재정 편익과 조세수출로 인하여 서울과 강남과 같은 지역으로의 인구유입 유인이 자본화를 발생시키고, 자본화로 인한 주택가격 상승은 다시 1가구 1주택 양도소득세 면제로 인한 자본이득을 얻기 위한 인구

유입의 상승으로 이어지는 악순환이 발생할 수 있다. 그리고 앞에서 진행된 분석에 따르면, 이러한 문제가 발생하는 원인은 일정 부분 중앙정부와 지방정부의 재정관계에 있다고 보여진다. 따라서 외국의 경우 대도시가 제공하는 공적 재화의 혼잡탄력성이 대부분 1이 넘고, 제 II장에서 살펴본 바처럼 외국의 지방정부들은 경제개발, 인프라 구축과 같은 공공재(public goods)보다는 교육, 경찰, 복지, 의료 등과 같은 공공서비스(public services)를 제공한다는 점을 참고하여, 현재 대도시에서 대대적으로 발생하고 있는 공공부문의 재정적 혜택을 줄여가는 노력이 필요하다고 판단된다.

현재 우리나라의 경우 대도시에서 발생하는 재정적 편익이 정부간 재정정책을 수립할 때 공식적으로 인정되는 것은 아니지만 암묵적으로는 중요한 위치를 차지하고 있다고 보여진다. 특히 재정자립도가 열악한 지역에 대한 지원 강화, 균형발전을 위한 지원 강화 등은 모두 수도권으로의 인구유입을 상쇄하는 지원으로 해석할 수 있고, 그러한 성격이 우리나라 이전재원에 강하게 내재되어 있다. 따라서 현재 우리나라에서는 지역간 순재정 편익의 격차로 인하여 수도권으로의 인구유입 유인이 발생하고, 또한 동시에 이전재원이 이를 억제하는 효과를 발휘하고 있다는 가설을 생각해볼 수 있다. 다음 장에서는 실증분석을 통하여 이러한 요인들이 지역간 인구이동에 어떻게 영향을 미치는지를 살펴볼 것이다.

IV. 지역간 인구이동의 실증분석

1. 실증분석 연구의 의의

우리나라의 수도권 인구집중 현상은 최근 들어 다소 완화되고 있는 추세이기는 하지만, 수도권으로의 순유입 인구규모는 여전히 기타 지역에 비하여 크다²⁵⁾. 다른 나라들과 소득수준 등을 고려해 볼 때도 집중 정도는 높은 편이다. 인구집중 형태로는 서울 자체의 인구는 지속적으로 감소하면서 경기도와 인천의 인구가 큰 폭으로 증가하고 있다. 따라서, 수도권 전반의 인구밀도는 증가하고, 수도권역의 물리적인 규모 또한 점점 커지고 있다. 이와 같은 대도시 집중 현상은(Urban sprawl)은 주요국의 대도시권의 팽창과는 조금 다른 모습이다. 미국의 경우 1980년대 이후 대도시권역 크기의 증가 속도가 평균 인구 증가 속도의 두 배 이상 높아지는 점이 문제가 되어 왔다²⁶⁾. 즉, 대도시권 내의 인구밀도는 낮아지면서 도시 자체의 규모는 커지고 있는 모습이다. 대도시권역의 물리적인 팽창은 그 자체로도 공해 등의 환경문제, 통근시간 증가 및 혼잡비용 등에 따른 생산성 저하 등의 경제적 문제 등을 야기하고 있다. 우리나라처럼 인구밀도도 높으면서 수도권역이 팽창하는 경우는 더더욱 많은 정책적 고려를 예상할 수 있다.

따라서, 우리나라는 이에 대해 수도권정비계획법 등을 통하여 1964년부터 수도권 규제정책을 실행하여 왔다. 그러나, 과밀부담금을 포함한 지방세법, 산업입지 제한 등의 산업집적활성화법 등 각종 규제를 통한 우리나라의 수도권정비계획은 실패하였다고 평가받고 있다. 정책

25) 우리나라 수도권에 대한 정의는 '수도권정비계획법'을 근거로 하고 있다.

26) Song and Zenou (2006).

방향과는 반대로 신도시 건설 등과 같은 주택 공급물량 확대 등의 정부 정책은 수도권 집중을 부추기는 결과를 낳았다는 분석도 있다.²⁷⁾ 재정지원의 흐름을 볼 때에도 계속되는 신도시 건설, 천안까지의 전철 구간 확대, 제2경인고속도로 건설 등 수도권 SOC 관련 지원도 증가하는 추세이다. 뿐만 아니라, 최근 증가하고 있는 사회투자과 관련해서도 인구집중 지역으로의 재정배분은 증가할 수밖에 없는 구조이다. 복지 지출 증가와 같은 재정수요의 내용은 인구가 많은 지역의 재정지출을 증가시키기 때문이다. 수도권 인구집중 완화를 위한 규제정책과 전 국민의 절반이 살고 있는 지역의 재정지원은 정책성격상 일관되기 어려운 면을 가지고 있고, 결과적으로는 인구집중이 심화되는 모습을 보여 주고 있다.

수도권 인구집중에 대한 논의는 또 다른 시각에서도 이루어지고 있다. 인구 증가에 따른 도시권역의 팽창은 그 자체로 경제적 효율(Agglomeration effect)을 증가시키고 산업기반 확대화 과정(Market procedure)을 강조한 논의이다. 서승환·김갑성(2004)에서는 수도권의 생산성이 기타 지역의 생산성에 비하여 월등히 높고, 따라서 수도권 인구의 지방분산에 따른 국민소득 감소의 초래를 막기 위해서는 수도권 규제를 획기적으로 완화할 것을 제안하고 있다. 논지의 핵심은 수도권의 총 요소생산성과 각종 생산성 지표가 비수도권보다 월등히 높음을 근거로 들고 있다. 그러나, 모형 내의 생산함수 구성요소인 노동과 자본의 집적효과가 두드러진 지역에서 생산성이 증가하는 것은 당연하다. 노동과 자본의 생산성에 영향을 미치는 고속도로 건설, 교육 기회의 증가 등 생산요소의 생산성을 증가시키는 비용은 계산하지 않고 결과적인 변수(ex-post)만을 대상으로 분석한 수도권의 생산성은 기타 지역에 비하여 높을 수밖에 없다. 그러나, 이와 같은 노동과 자본의 집중이 경제 내의 선순환에 의한 증가뿐만 아니라 시장의 실패 혹은

27) 천현숙 외(2002).

은 정부의 실패에 따른 것이라면 문제는 달라진다. 수혜에 따른 지불이 이루어지지 않고 있다면 혼잡비용의 재정부담이 발생하고 있음을 의미하고 이는 수도권으로의 진입 비용을 감소시킴으로써 수도권으로의 유입을 증가시키기 때문이다. 따라서, 경제성 분석을 통한 인구집중의 순효과에 대한 논의는 집중 원인에 대한 분석 없이는 설득력을 갖기 어렵다.

따라서, 본 연구에서는 두 가지 방법의 실증분석을 실시하고자 한다. 우선, 지역간 인구이동과 관련한 기존의 실증분석 방법에 따른 방법으로 ‘순재정 편익’을 대표하는 거시변수들과 인구이동과의 방법을 살펴본다. 지난 10 여년간의 지역간 인구이동 현황과 인구이동에 영향을 미치는 원인에 대하여 살펴보고자 한다. 실증분석을 통한 기존의 연구는 임금과 교육의 민간부문 효과와 지방세 및 지방공공재를 통한 공공재효과와 거주비용을 주로 분석대상으로 삼고 있다. 본 연구의 경우, 수도권 편익 변수로 ‘주택소유’의 개념을 적용하고자 하였다. 이주를 고려하는 경우에 주거에 대한 개념은 거주비용과 주택소유로 구분될 것이라고 가정하였기 때문이다. 또한, 공공재 혜택을 받기 위한 가격변수로서의 지방세와의 관계를 제시함으로써 재정정책적 함의를 도출하고자 하였다. 두 번째 실증분석에서는 앞 장에서 추정된 ‘순재정 편익(NFB)’ 변수를 이용하여 앞서 분석한 거시변수들과의 차이점을 설명하고 이론모형분석과의 완결성을 시도해보고자 하였다.

2. 인구이동 및 집중 관련 선행연구

선행연구에서는 지역간 인구이동의 원인으로 크게 민간부문(Market mechanism) 효과와 공공부문 효과(Tiebout 가설 등)를 들고 있다. 민간부문 효과는 전통적인 Todaro 가설(1969)을 의미한다. 인구이동에 결정적인 영향을 미치는 것은 경제적인 요소(기대소득=실제소득×취업률)라고 설명하였다. 이후 Harris-Todaro(1970; HT)는 도

시에서의 일자리가 지속적으로 증가함에 따라 오히려 실업률이 증가하는 이유는 ‘기대소득’에만 의존하여 뚜렷한 기술이 없다고 하더라도 일단 도시로 이동(Unskilled labor mobility)하기 때문이라고 설명한 바 있다. 경제개발 초입단계에서 급격한 개발이 진행중인 경우에는 HT모형에 따른 인구이동의 대부분이 설명가능하다. 그러나, 어느 정도 대도시가 형성되고 나면 혼잡비용을 포함한 도시로의 입주비용이 기대소득을 감소시키기 시작한다. 이에 대해 Brueckner and Kim(2001, BK)은 ‘지가 상승’이 도시로의 진입비용을 증가시켜 도시로의 무조건 이동 현상을 완화시키고 있다고 보았다. 이는 지가의 상승이 대도시에서의 주거비용을 증가시키는 것으로 주택에 대한 개념이 진입비용으로 적용되었을 때이다. 반면, 주택이 투자재(Investment)로서의 개념일 경우, 주택가격이 증가하는 지역으로의 이동은 투자소득의 증가에 따른 것이라고도 볼 수 있다. 이 경우 주택가격은 BK모형에서의 진입비용 증가가 아닌 HT모형에 따른 기대소득 증가라고 보아야 하고, 따라서 지가 상승지역으로의 이동을 증가시킨다고 볼 수 있다.

또한, Tiebout는 지방공공재의 혜택 혹은 지방세 등에 따라 인구이동이 가능할 수 있음을 처음으로 보여주었다. 지방정부가 다양하게 제공하고 있는 공공서비스도 이주를 결정하는 요인 중 하나이며, 따라서 재정정책이 인구이동에 영향을 미치고 있음을 설명한 것이다. 미국의 복지정책 프로그램에 따른 주간(state to state) 인구이동 현상이 대표적인 Tiebout 인구이동 사례이다. McKinnish(2007)는 1980년부터 1990년까지의 미시자료를 이용하여²⁸⁾ AFDC(Aid to Families with Dependent Children) 정책의 영향으로 다소나마 주간(State to state) 인구이동에 영향을 미치는 것을 보여준 바 있다²⁹⁾. Kaestner et

28) Decennial Censuses를 기초로 한 micro-data를 사용하였다.

29) 그 밖에도 AFDC 정책에 따른 인구이동 연구는 Walker(1994), Levine and Zimmerman(1999), Meyer(2000), Galbach(2004), MacKinnish(2005)

al.(2003) 역시 AFDC 프로그램에 따른 인구이동 패턴을 연구한 것으로, 저학력 미혼여성들이 가장 민감하게 반응을 보이고 있으며, 이들의 경우 노동시장의 움직임을 동시에 고려하는 것이 바람직하다는 견해를 보이고 있다. 그러나, 이상과 같은 Tiebout형 인구이동 분석결과는 인구집중과 관련한 재정정책적 함의를 제공하지는 못하고 있다. 모형 내에서 지방공공재의 혜택을 받기 위하여 지방세를 그만큼 부담하는 것은 일반 사적재를 소비하는 것과 다를 바가 없기 때문이다. Tiebout의 개념을 적용하여 유경문(1986), 김현민(1991), 김성태·장정호(1997) 등은 실증분석 결과에서 우리나라 인구이동의 경제적 결정요인 중 임금이나 교육여건 외에도 지방세나 지방공공재의 혜택이 주요한 원인일 수 있음을 제시한 바 있다. 이들 연구 역시 지방공공재와 지방세를 동일한 개념으로 보았으며, 비효율적으로 증가하는 인구집중에 대해서는 설명하지 못하고 있다.

지역간 인구이동 중에서도 특정지역의 인구집중에 대한 분석으로는 Boadway and Flatters(2002; BF) 등이 있다. 정부간 재정구조에 의한 특정지역의 '순재정 편익'이 대도시 인구집중의 원인임을 설명하고자 하였다. 이와 관련하여 김정훈(2003)은 인구가 증가함에 따라 지방정부가 제공하는 공공서비스에 대한 부담을 지지 않는 재정구조에 주목하였다. 인구가 증가함에 따라 세입은 증가하는 반면 세출부담은 비례적으로 증가하지 않게 되므로 재정편익이 발생하게 되고, 결국 이는 편익지역 거주자의 포괄적 소득을 증가시켜 비효율적인 집중이 계속될 수 있음을 설명하였다. 그 밖에도 Wilson(2003), Watson(1986), Winer and Gauthier(1982)는 BF모형 관점에서 캐나다 province 단위의 인구이동 자료를 이용하여 형평화보조금 지원정책이 대도시로의 인구집중 완화효과에 미친 영향 정도를 추정한 바 있다. 일련의 연구

등 다양하다. 다른 프로그램보다 AFDC 관련 인구이동 관련 실증분석이 다수인 이유는 상대적으로 benefit-level에 따른 주(州)별 인구이동 현황 자료가 풍부하기 때문이다(MacKinnish(2007)).

에서 알 수 있듯이, 재정정책이 인구이동에 미친 영향은 단순히 Tiebout 가설에 머무르지 않고 다양한 각도로 조명되고 있음을 알 수 있다.

3. 시도간 인구이동 자료에 따른 실증분석

가. 분석모형

본 실증분석 모형의 틀은 김성태·장정호(1997)를 준용하였다. 거주이동을 고려하는 각 개인은 이동에 따른 편익과 비용을 고려하여 거주지역을 선택하고자 한다. 각 개인의 효용은 기대소득(I)과 지방공공재의 공급수준(G), 주택(H)으로 구성된다. 따라서 개인의 효용함수는 다음과 같다.

$$B = B(I, G, H) \quad (1)$$

기대소득(I)은 이동을 고려하는 지역의 평균임금과 취업률에 의하여 결정된다. 지방공공재(G)는 상하수도 보급률, 도로보급률 등과 같은 해당 지방정부 지출규모에 의존하는 경우와 교육 관련 변수처럼 중앙정부 지출에 따른 변수도 포함하고 있다. 그러나 이는 우리나라 정부간 재정관계에 의한 것이며, 일반 개인이 거주이동을 고려할 때에는 교육변수와 기타 공공재는 해당 지방정부가 제공하는 공공서비스로 인식하게 되므로 공공재(G)에 포함하였다. 본 분석에서는 주택(H)구입에 따른 투자소득을 별도의 변수로 보았다. 동시에 각 개인은 이동에 따른 비용을 고려하게 된다. 거주비용(R)은 임대료, 전세가격 등을 변수로 볼 수 있다. 지방공공재의 혜택에 대한 지불의 의미인 세금(T)은 공공재가격을 의미한다. 따라서, 각 개인이 고려하는 거주에 따른 편익과 순편익은 각각 다음과 같다.

$$C = C(R, T) \quad (2)$$

$$NB = B - C \quad (3)$$

이주를 고려하는 개인은 특정연도(t)에 현 거주지(i)와 이주 검토지(j)의 미래의 기대순편익과 이주비용(C_M)을 차감한 후 전체 이주 편익을 계산한다. 개인의 의사결정은 결국 $E[NB_{ij}] > 0$ 이면 i 지역에서 j 지역으로 이주하게 되며, 다음과 같은 계산식으로 나타난다. 이주 함수 (5)를 추정하기 위한 선형방정식 (6)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E[NB_{ij}] &\equiv E[NB_j] - E[NB_i] - C_M \\ &= f(EL_i, EL_j, G_i, G_j, H_i, H_j, R_i, R_j, T_i, T_j) \end{aligned} \quad (4)$$

$$M_{ij}^t = F\left(\frac{EI^{t_j}}{EI^{t_i}}, \frac{ED^{t_j}}{ED^{t_i}}, \frac{RO^{t_j}}{RO^{t_i}}, \frac{RE^{t_j}}{RE^{t_i}}, \frac{LT^{t_j}}{LT^{t_i}}, \frac{HP^{t_j}}{HP^{t_i}}, C_M\right) \quad (5)$$

$$\begin{aligned} M_{ij}^t &= \beta_1 + \beta_2 \frac{EI_j}{EI_i} + \beta_3 \frac{ED_j}{ED_i} + \beta_4 \frac{RO_j}{RO_i} + \beta_5 \frac{RE_j}{RE_i} + \beta_6 \frac{LT_j}{LT_i} \\ &\quad + \beta_7 \frac{HP_j}{HP_i} + \epsilon_{ij} \end{aligned} \quad (6)$$

가설에 따른 추정계수의 부호를 예상해보자. 첫째, HT모형에 따른 것으로 기대소득의 증가가 대도시로의 인구이동의 중요한 원인으로 볼 수 있다. 따라서, 현 거주지보다 거주대상지의 기대소득이 증가할 경우에는 인구이동을 결정하게 되므로, 계수의 부호는 $\beta_2 > 0$ 이다. 둘째, BK모형에 따른 대도시 진입비용으로서의 전세가격은 거주비용의 개념이며 따라서 음(-)의 부호($\beta_5 < 0$)를 예상할 수 있다. 셋째, 재정정책 효과에 따른 인구이동 및 인구집중을 설명하는 BF모형에 따른 추정부호를 추정해본다. 본 추정방정식에서 재정정책에 따른 변수

는 교육, 도로보급률과 같은 재정지출변수, 1인당 재산세이다. 이들 교육여건과 기반시설 등은 양(+)¹⁾의 부호가 예상된다. 또한, 본 분석에서는 ‘이주지역의 특성이 반영된 지방공공재의 가격’을 1인당 재산세로 보았다. 선행연구에서는 지방세를 사용하였으나, 우리나라 지방세의 경우, 16개 세목 중 상당부분 거주지역과 무관한 세수가 상당부분 포함되어 있으므로 ‘해당 지역의 공공재혜택의 가격’ 기능을 수행하지 못하고 있다.

마지막으로, 본 분석에서는 지가 변동에 따른 주택가격을 수도권 지역 거주자의 순편익 변수로 보았다. 기존의 선행연구 등에서는 주택가격은 주거비용으로 계산되고 있어 사실상 BK모형에서의 Rent 비용 개념으로 사용되고 있다. 그러나, 본 연구에서는 주거비용과는 별도로 주택을 투자소득의 개념으로 보았다. Dusansky and Koc(2007)에서는 주택을 통한 투자소득이 증가함에 따라 주택소유(owner occupied housing)에 대한 수요가 역시 증가하고 있음을 보여주고 있다. 이와 같은 투자소득은 대도시에서의 재정 편익(1인당 세입-1인당 세출)이 반영된 변수에 해당한다. 지방정부가 제공하는 공공서비스 이외에 국가가 지방에 직접적으로 투자하는 광역 교통시설 관련 비용, 지하철, 환경 관련 비용 등은 사실상 지방세가 부담하는 것이 아니므로 거주지역과 상관이 없다. 국가직접투자 시설에 대한 지방의 재정 편익은 결국 해당 지역의 주거여건(학교, 공원시설 등)에 영향을 미치게 되고, 이는 해당 지역의 지가에 반영되는 자본화 과정(capitalization)을 거치게 된다. 결과적으로, 상대적으로 인구가 많은 지역으로 이동할 경우, 유사한 세부담을 지불하면서도 양질의 공공서비스(강남구, 과천시 등)를 제공받는 것을 의미한다. 이는 더 많은 인구유입을 발생시켜 주택가격 상승요인으로 작용하게 될 것이기 때문이다. 결론적으로, $\beta_7 > 0$ 을 예상할 수 있다.

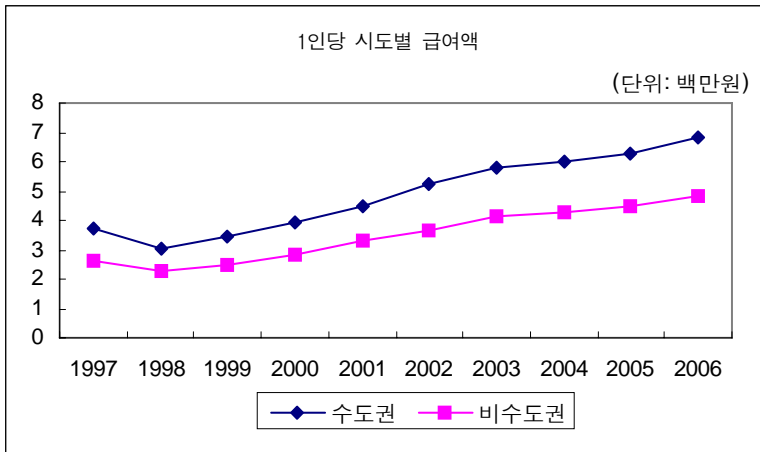
나. 분석자료 및 분석방법

본 분석은 1997년부터 2006년까지 16개의 시도간 이동을 분석대상으로 삼았다(panel data)³⁰⁾. 사용한 자료는 매년 각 전입지(16)를 기준으로 15개의 전출지가 있으므로, 한 연도의 자료 수는 240개이며, 총 10년에 해당하므로 2,400개이다. 종속변수인 시도간 인구이동은 주민등록전입 및 전출기준으로 집계되는 통계청의 「인구이동통계」에서 ‘순인구이동’ 자료를 사용하였다. 실증분석을 위한 종속변수는 t 연도에 i 지역에서 j 지역으로의 순인구이동을 i 지역의 총 인구로 나눈 비율 (M_{ij}^t)로 지수화하였다. 인구가 많은 지역에서는 당연히 순유입인구도 많게 되므로 지역간 인구이동의 질적인 변화를 포착하기에는 절대 순유입 인구규모는 적절치 않기 때문이다³¹⁾. 따라서, 순전입 인구를 전출지역의 총 인구로 나누어 표준화작업을 거쳐서 동일한 기준하에서 비교하였다. 설명변수의 하첨자 i, j 는 각각 현 거주지(전입지)와 이주대상지(전출지)를 의미한다. 각 변수는 역시 전입지역을 전출지역으로 나누는 방식으로 표준화하였다.

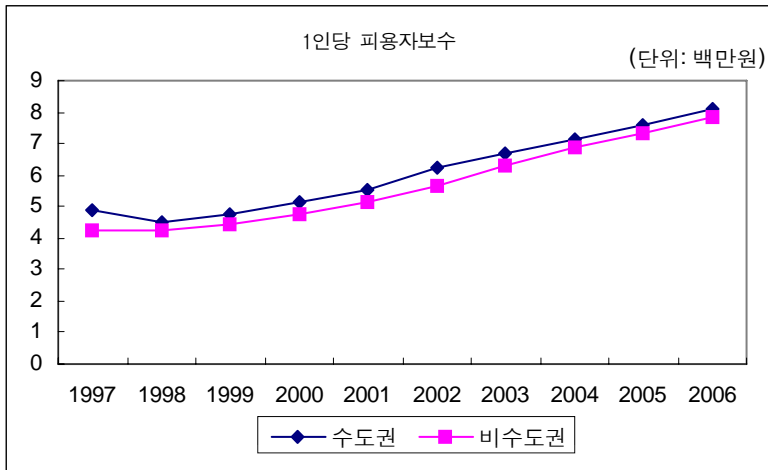
시도간 인구이동에 영향을 미치는 설명변수로서 기대소득은 실질소득과 취업확률의 곱으로 계산된다. 실질소득을 나타내는 지표로는 여러 가지가 있을 수 있다. 거시자료에서 시도별 소득을 고시하는 자료는 통계청의 ‘비용자보수’와 『광업 및 제조업 통계』의 ‘급여액’이 있다. 광업 및 제조업 통계의 경우, 1차산업과 2차산업만을 포함하고 있으므로 대도시의 경우 서비스산업 비중이 높은 경우의 임금이 반영되지 못하는 한계가 있다. 본 분석에서는 우리나라 지역내 총생산에서 시도별 서비스업 비중 및 1, 2차산업 비중을 참고하여 급여액을 계산하여 최종 반영해 보았다.

30) 현재의 16개 광역자치단체가 모두 존재하기 시작한 ‘울산’ 이후의 1997년부터 사용하였다.

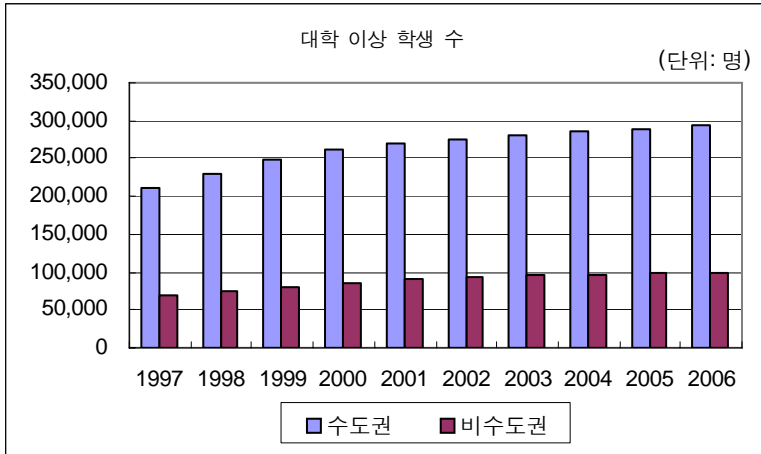
31) Watson(1994) 등의 연구에서도 표준화지수를 사용하여 분석하고 있다.



지역별 임금 자료로 또한 ‘피용자보수(compensation of employees: 고용주가 피용자에게 지급한 현금 또한 현물형태의 급여는 물론 피용자를 위하여 사회보장기금, 연금기금 및 보험에 납부한 고용주분담금을 포함)’이 있으며, 통계청(지역소득통계)에서 산업별 지역별로 매년 발표하고 있다. 이 자료는 위의 시도별 급여액에 비하여 전체 산업(1차, 2차, 3차 산업)을 모두 포함하고 있으므로, 본 분석에서는 ‘피용자보수’를 기준으로 하여 분석하였다. 취업률은 통계청의 구직기간 1주를 기준으로 하는 ‘고용률’ 변수를 사용하였다. 따라서, 기대소득은 피용자보수와 취업률의 곱으로 포함시켰다.



둘째, 해당 지역의 교육여건을 의미하는 교육기회 변수는 교육인적 자원부의 교육통계조사에 따른 ‘대학 이상의 학생 수’를 사용하였다. 그 밖에도 학교시설 변수 등을 생각해 볼 수 있으나 그 경우에는 대개 ‘인구수’에 비례하는 것으로 나타나 인구의 순이동 효과를 잡아내기에 편의(bias)의 가능성이 있는 것으로 보았다. 『교육통계연보』에 따른 ‘ 시도별 학생 수’ 및 ‘학교시설’ 관련 변수는 자체 시도의 인구 비중과 차이가 나지 않고, 노령인구 비중이 높은 도지역보다는 광역시로 집중된 것을 확인할 수 있었다. 본 분석에서는 수도권과 비수도권의 격차를 가장 근접하게 보여주는 변수로 ‘대학 이상의 학생 수’로 보았다. 이 자료에서는 통신대학 등과 같은 온라인 교육의 경우는 제외하였으며, 2년제 이상의 대학과 대학원을 포함시켰다.

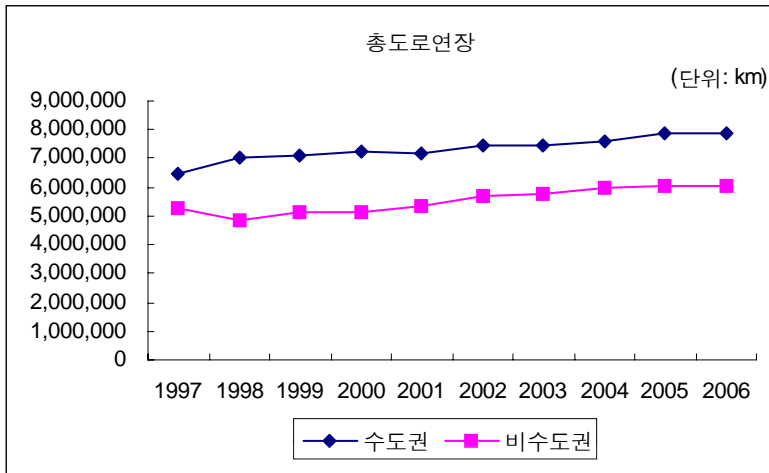


셋째, 공공재 혜택을 의미하는 공공재 관련 변수로는 건설교통부 『건설통계연보』의 ‘총도로연장’ 변수와 환경부의 ‘상수도보급률’, ‘하수도보급률’, ‘공원면적’ 변수도 사용해 보았다. 선행연구와는 달리 지난 10년간의 상·하수도 보급률과 순인구이동과의 관계는 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 따라서 본 분석에서는 ‘총도로연장’ 변수를 공공재 혜택의 대리변수로 사용하였다.

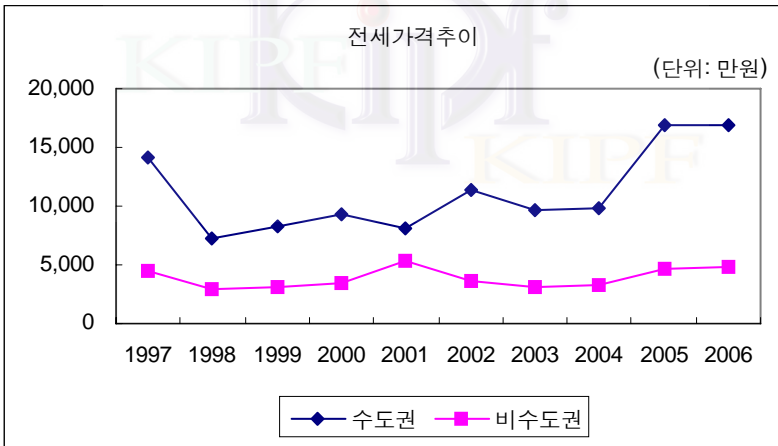
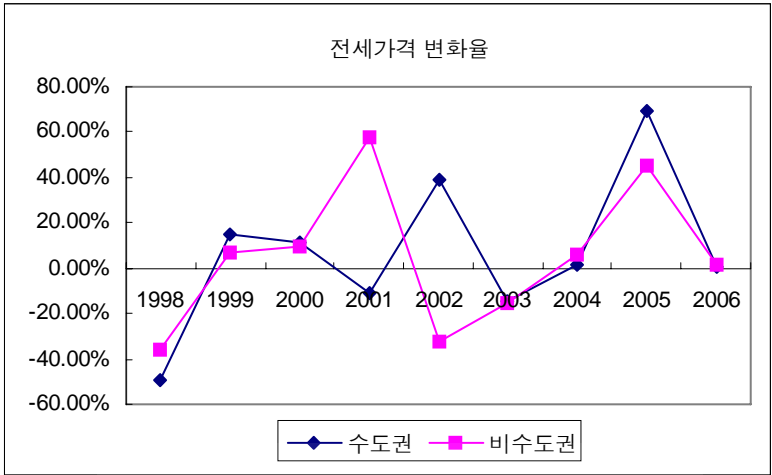
<표 IV-1> 공공재 변수 상관관계

| | 상수도보급 | 하수도보급 | 공원면적 | 총도로연장 | 순인구이동 |
|-------|-------|-------|------|-------|-------|
| 상수도보급 | 1.00 | | | | |
| 하수도보급 | 0.54 | 1.00 | | | |
| 공원면적 | -0.29 | -0.14 | 1.00 | | |
| 총도로연장 | -0.41 | -0.19 | 0.36 | 1.00 | |
| 순인구이동 | 0.07 | 0.06 | 0.06 | 0.20 | 1.00 |

IV. 지역간 인구이동의 실증분석 105



넷째, 대도시 진입비용에 해당하는 거주비용변수로는 임대료 개념의 전세가격 혹은 월세가격이 해당한다. 본 분석에서는 수준변수로 발표하고 있는 전세가격 자료인 노동패널의 ‘전세보증금 가격’을 사용하였다. 임대료 관련 변수로 국민은행에서 발표하고 있는 ‘전세가격 지수’와 ‘전세가격 상승률’ 등이 있으나 지수변수는 해당 지역의 전세가격 추이는 설명할 수 있으나, 두 지역을 비교하기에는 부적합하므로 사용할 수 없었다. 또한 노동패널의 경우, 1998년부터 1차연도가 시작하므로, 전세가격지수를 역산하여 1997년 대비 1998년 증가율을 적용하여 1997년 변수를 추정하였다. 주택가격의 경우에도 주택매매가격 변화율 등이 존재하나 지역성을 설명하기 불충분하다고 판단되어 공시지가를 사용하였다.

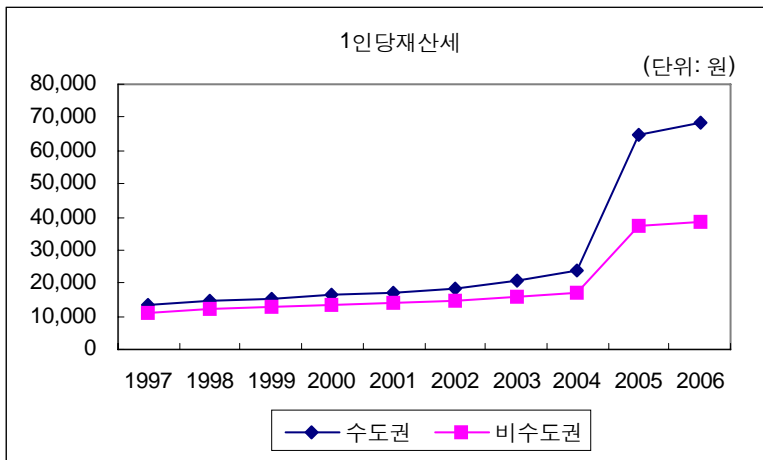


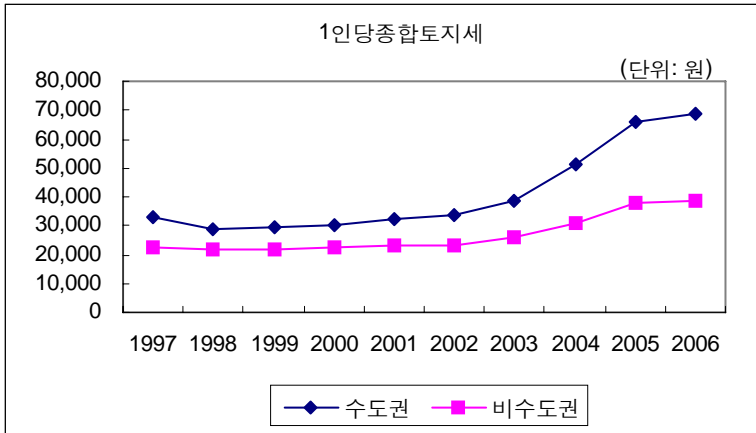
다섯째, 지방공공재의 가격을 의미하는 지방세 자료로는 1인당 재산세액과 1인당 종합토지세액을 사용하였다. 우리나라 지방세 중에서 해당 지역의 지역성을 반영하여 매년 부과되는 세목은 재산세와 종합토지세를 들 수 있다. 2005년 이전의 경우에는 재산세는 건물을 대상으로 '시가표준액'을 기준으로 부과되었고, 종합토지세는 '공시지가'를 기준으로 부과되었다가 폐지되었다. 2005년 이후 보유세제 개편으로 건

IV. 지역간 인구이동의 실증분석 107

물과 토지를 통합 평가하여, 일정금액 이하는 기존의 재산세처럼 해당 자치단체로 납부하는 지방세이고, 일정금액 이상의 경우는 세대별로 합산하여 국세로 부과하기 시작하였다. 따라서, 2005년 이후의 종합토지세는 재산세 자료와 동일하다.

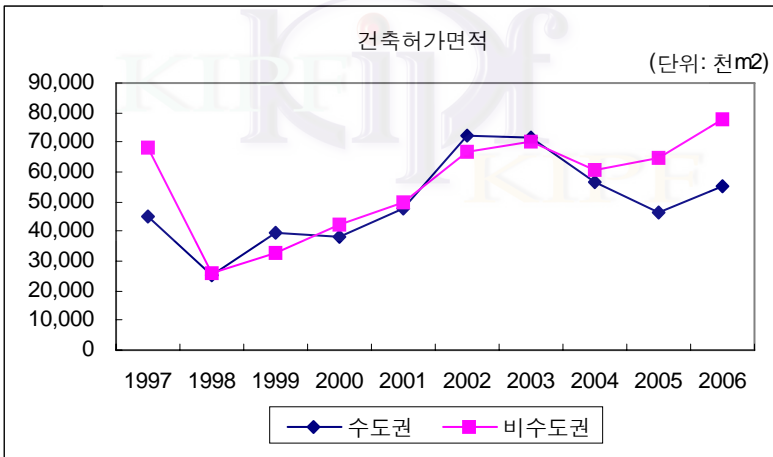
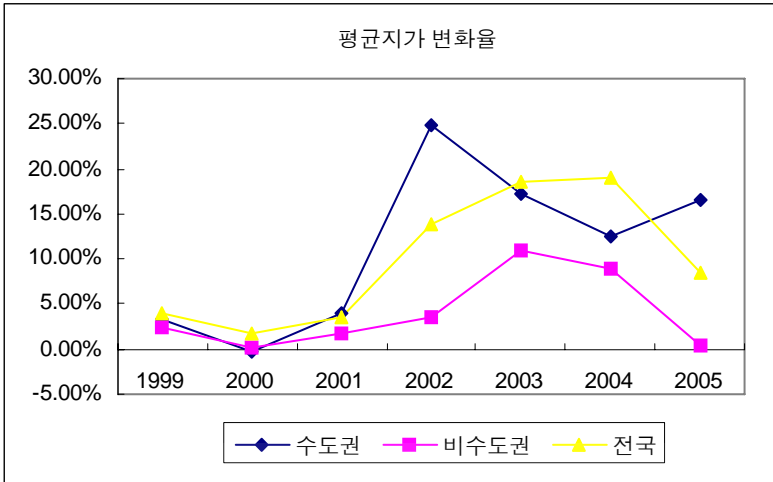
공공재 가격변수로서 1인당 지방세도 있으나, 지방세의 경우, 담배 소비세, 주행세와 같이 인구 수에 비례하여 교부세적인 역할을 하는 세목이 포함되어 있다. 따라서, 해당지역의 지역성이 희석될 우려가 있으므로 비교대상으로는 삼았으나 결과에는 포함시키지 않았다. 재산세 보다는 종합토지세 자료가 수도권과 비수도권의 차이가 분명하게 나타나는 것을 볼 수 있다. 이는 과표의 차이로 인한 것인데, 공시지가를 과표로 하는 종합토지세가 재산세보다는 지역의 재산가치를 보다 잘 반영한 것으로 보인다. 그러나, 종합토지세의 경우, 인별 합산 누진과 세로서 부동산 소유금액이 커질수록 과다계상되는 단점이 있을 수 있다. 재산세의 경우에는 2005년 이전에는 부과 자체가 미미하여 수도권과 비수도권 지역의 특성이 제대로 반영되지 못하는 단점이 공히 있다.





마지막으로, 우리나라에서의 인구집중 요인 중 하나라고 예상되고 있는 주택을 투자소득의 개념으로 정의하여 주택가격을 살펴보기로 하였다. 본 분석에서는 건설교통부의 '제곱미터당 공시지가(평균지가)'를 사용하였다. 주택가격의 경우에도 주택매매가격 변화율 등이 존재하나 지역성을 설명하기에는 불충분하다고 판단되어, 공시지가를 사용하였다. 정확한 자료를 이용하여 공시하고 있는 주택가격 변수를 사용하는 것이 타당하나, 2004년까지의 주택가격 변수는 공동주택을 제외하고는 정확성이 낮고, 16개 지역 간에 일관된 기준으로 적용된 변수로는 '공시지가'가 가장 적당하다고 보았다.

IV. 지역간 인구이동의 실증분석 109



본 분석에서는 지니계수를 이용하여 지역간 격차 정도를 살펴보았다. 공시지가의 지역간 격차가 가장 크게 나타났고, 실업률은 거의 지역간 격차가 없는 것으로 나타났다. 본 분석에서는 명시적으로 실업률을 사용하고 있지만, 대도시 임금과 관련하여 ‘고용의 기회’는 이주를 결정하는 원인 중 하나이며, 기타 변수들과의 차이를 참고하기 위하여 추가시켰다.

인구 격차를 기준으로 하여, 피용자 보수가 그보다 큰 격차를 보이고 있고, 그와 유사하게 대학교 이상 학생 수도 비슷한 수준의 격차를 보이고 있다. 재산세와 등록세의 경우는 인구나 임금, 교육기회보다 더 큰 격차를 보이고 있는데 그보다는 최근 들어 더욱더 격차가 벌어지는 것에 주목할 필요가 있다. 재산 관련 세제인 재산세와 등록세가 1997년 0.34~0.36에 비하여 2006년 0.41~0.44 등으로 벌어진 것은 ‘공시지가’가 비교적 0.63~0.65를 유지하는 것과 대비해서 생각해 볼 필요가 있다. 공시지가는 과거 10년 전부터 지역간 격차가 나타난 반면, 재산세는 그에 비하여 훨씬 밀도는 즉, 지역간 세수 격차가 상대적으로 낮았음을 알 수 있다. 과거의 재산세가 시가반영비율이 낮았음과 그림(‘1인당 재산세’)에서 확인할 수 있듯이 실거래가격에 접근한 2005년 이후에는 16개의 지역간 격차가 증가하고 있는 것을 확인할 수 있다.

<표 IV-2> 변수의 지역간 격차(지니계수)

| | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|---------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 공시지가(평균지가, 원) | 0.63 | 0.63 | 0.63 | 0.63 | 0.63 | 0.63 | 0.65 | 0.65 | 0.64 | 0.65 |
| 피용자보수(백만원) | 0.30 | 0.30 | 0.31 | 0.32 | 0.31 | 0.32 | 0.31 | 0.31 | 0.31 | 0.32 |
| 대학교 이상 학생수(명) | 0.27 | 0.31 | 0.31 | 0.31 | 0.31 | 0.31 | 0.31 | 0.31 | 0.31 | 0.32 |
| 실업률(%) | 0.10 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.01 | 0.02 | 0.04 | 0.03 | 0.05 | 0.08 |
| 주민등록인구(명) | 0.26 | 0.28 | 0.28 | 0.28 | 0.28 | 0.29 | 0.29 | 0.29 | 0.29 | 0.30 |
| 재산세 | 0.34 | 0.33 | 0.34 | 0.34 | 0.34 | 0.34 | 0.35 | 0.38 | 0.44 | 0.44 |
| 등록세 | 0.36 | 0.37 | 0.40 | 0.41 | 0.43 | 0.45 | 0.44 | 0.42 | 0.40 | 0.41 |
| 종합토지세 | 0.40 | 0.39 | 0.39 | 0.39 | 0.39 | 0.40 | 0.41 | 0.43 | 0.44 | 0.44 |

<표 IV-3> Level 변수의 기초 자료

| | obs. | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|----------------|------|-----------|------------|-----------|----------------|
| 공시지가(평균지가, 원) | 159 | 2,214 | 1,573,008 | 101,009 | 248,982 |
| 도로연장(m) | 159 | 1,088,000 | 13,477,000 | 5,867,633 | 3,718,969 |
| 대학이상 학생수(명) | 159 | 12,646 | 585,279 | 12,1929 | 121,468 |
| 주민등록인구(명) | 160 | 528,360 | 11,106,831 | 3,019,715 | 2,794,126 |
| 전세가격(만원) | 160 | 913 | 16,527 | 2,397 | 1,736 |
| 1인당 피용자보수(백만원) | 159 | 3.65 | 13.89 | 5.81 | 1.72 |
| 1인당재산세(원) | 160 | 8059 | 94,116 | 20,355 | 13,881 |

<표 IV-4> 표준화 이후 비율변수의 기초 자료

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|--------------|-------|-------|-----------|-----------|--------|
| 순인구 이동 비율 | 2,400 | 0.004 | 0.006 | 0.0001795 | 0.058 |
| 1인당 피용자보수비율 | 2,385 | 1.84 | 2.79 | 0 | 27.72 |
| 대학 이상 학생수 비율 | 2,370 | 2.05 | 3.38 | .029 | 33.88 |
| 총도로연장 비율 | 2,370 | 1.79 | 1.99 | .089 | 11.13 |
| 전세가격 비율 | 2,250 | 1.57 | 4.71 | -46.21 | 91.47 |
| 1인당 재산세 비율 | 2,400 | 1.04 | 0.33 | 0.28 | 3.6 |
| 공시지가비율 | 2,370 | 11.11 | 38.99 | .002 | 448.02 |

다. 분석모형의 특징

본 분석에서는 시계열적인 특성과 횡단면적인 특징을 동시에 가지고 있는 지역패널 자료를 사용하고 있다. 패널자료 중 지역패널의 구분 이유와 특성에 대해서는 선행연구(김정훈·김현아(2006))에서 설명하고 있다. 선형 회귀분석모형을 전제로 한 분석을 할 경우에는 사

용하는 변수의 정상성(stationarity) 검증이 우선적으로 필요하다. 우선, 사용하고자 하는 변수의 단위근 검정을 실시하여 단위근이 있을 경우에는 공적분 테스트를 하여 종속변수와 설명변수 간에 장기적인 선형관계가 유지될 수 있음을 보여주어야 한다.

사실, 대부분의 패널 자료에서는 특히 거시자료인 경우에는 단위근은 있는 것이 당연하지만, 본 연구의 경우 적용하는 변수의 특성상 그와 같은 단위근 문제가 나타나지 않을 것으로 판단된다. 본 분석에서 사용한 변수들의 경우, 표준화작업을 통하여 변수들이 가지고 있는 경기 변화의 특수성 등이 대부분 smoothing 되었을 것으로 예상된다. 단위근 유무의 기준에 대해서는 분석방법 등에 따라 해석의 여지가 다를 수 있겠으나, 기존 통계기법에서 사용하고 있는 대부분의 분석에서 ‘단위근이 있다’는 가설을 기각하지 못하는 것으로 나타난 점을 판단의 근거로 삼고자 한다. 단위근이 있다고 보여질 경우, 공적분 검증을 거쳐 자료 사용 여부를 판단할 예정이다. 공적분관계가 나타나 선형 회귀분석을 사용하기 위한 변수 간의 비정상성 문제가 크지 않을 경우, 이로 인하여 발생하는 가성회귀(spurious regression)에 따른 t-statistics의 신뢰성에 대해서는 문제삼지 않을 수 있다.

기존의 지역패널 자료, 즉 시계열 수보다는 지역의 수가 많은 경우에는 상대적으로 시계열적인 특성(Autoregression)보다는 지역적 특성에 따른 이분산성 문제가 중요하다. 따라서 이 경우에는 고정효과 모형을 사용하여 해당 지역의 특수성을 반영하는 것이 일반적이다. 분석방법으로는 선형방정식 (6)을 이용한 단순 OLS와 각 지역의 특성을 반영한 고정효과(Fixed effect)모형 및 확률효과(Random effect)모형 등을 시도해 보았다. 이론적으로는 추정방정식의 오차항은 지역적 특성과 시계열적 특성이 동시에 반영되기 때문이다. 고정효과모형 사용 시에는 전입지 기준, 전출지 기준, 해당연도 기준 등을 각각 시도해 보았다. 결론적으로, 본 분석에서 단순 OLS모형을 적용하기로 하였다. 지역적 특성 반영을 고려한 고정효과모형과 확률효과모형 선택

시 기준이 되는 Hausman 통계량의 결과에 따르면, 고정효과모형이 타당해 보인다. 그러나, 선행연구(2006)에서 인용한 바와 같이 기간이 짧고 횡단면이 긴 패널(Short panel)을 사용하는 경우에는 Hausman 통계량의 편위(bias)로 인하여 확률효과 모형을 지나치게 자주 기각하는 가능성이 있음을 상기할 필요가 있다(Beck(2007)). 오히려 short panel의 경우, 변수 차감에 따른 제한된 정보로 인한 문제점이 더욱 크다고 지적하고 있다.

거시변수를 이용한 실증분석에서 가장 큰 문제가 되는 것은 다중공선성이다. 시계열자료의 특성상 일정한 추세가 있을 수 있다는 점과, 변수와 지역 간의 상관관계가 매우 유사하게 나타나는 것이 예상되는데, 다중공선성에 대한 추가적인 고려를 요구하고 있다. 지역패널 자료는 시계열적인 특성을 가지고 있으므로 사실상 시간에 대한 추세가 상당히 존재한다고 볼 수 있다. 이 경우에는 변수 간 상관관계에 따른 다중공선성이 어느 정도 존재한다. 다음 표에서 확인할 수 있듯이 표준화 이후 비율변수의 상관관계에서는 기대소득과 공시지가가 0.42이며 기대소득과 교육기회가 0.32로 나타났다. 이것은 수도권 지역이 기타 지역에 비하여 기대소득이나 공시지가, 교육기회에서 모두 우위에 있는 것을 의미하며 각 변수 간에도 유사한 성격이 있음을 보여주고 있다. 따라서 본 분석에서는 각 변수를 추가하면서 회귀모수의 추정치가 변수추가에 따라 얼마나 달라지는지를 살펴보았다. 예를 들어, 기대소득과 교육기회 중 하나씩만 추정해보았고, 기대소득과 공시지가의 경우에도 둘 다 변수로 포함시켰을 경우와 각각을 별도로 추정해 보았다. 그 경우, 각 변수의 t-statistics의 값은 문제가 되는 두 변수를 동시에 추정한 경우보다는 높게 나왔다. 즉, 추정량의 표준오차가 커져서 가설검정을 할 때 각 변수의 유의성에 영향을 주는 다중공선성의 문제가 있음을 확인할 수 있었다³²⁾. 그러나, t-statistics의 유의성 자체에 영향을 주는

32) Klein의 경우, 다중공선성을 진단하는 방법으로 전체 추정식의 R^2 값보다 각 변수간의 상관관계 정도가 높게 나오면 다중공선성을 의심할 수

변화는 아니었다. 예를 들면, 교육기회를 추가시킬 경우 기대소득의 t-statistics 값이 6.86에서 6.12로 감소하였다. 공시지가의 경우에는 추가시키고 그렇지 않을 경우 각각의 t-statistics 값이 7.20에서 6.12로 낮아지는 것으로 나타났다. 모두 1% 유의수준에서 기각하는 것에는 변함이 없으나 추정오차를 넓게 잡는 문제는 공히 나타나는 것을 알 수 있었다. 이상의 차이는 통계적으로는 차이의 유무를 말할 수 있을지 모르나, 경제학적 해석에서는 차이가 있다고 볼 수 없다. 따라서, 본 분석에서는 다중공선성 문제에 대한 문제를 각 변수를 추가시키면서 발생하는 t-statistics를 통해서 파악하였고 그 결과 분석의 결과에 영향을 미치지 않는다고 보아 관계변수를 모두 추정식에 포함시킬 수 있었다. 또 하나, 전술한 바와 같이, 본 분석에서 최종적으로 사용하는 추정방식에서의 변수들은 ‘전출지 대비 전입지의 비율’ 변수에 해당한다. 비율변수는 상당부분 시계열 간의 추세가 완화됨과 동시에 상대지역의 특성에 따라 본 변수의 성격이 둔화되는 특성을 가지고 있다. 따라서, 일차적으로 가지고 있는 강한 상관관계 정도가 반영된 것이 아님을 밝혀둔다.

<표 IV-5> 변수 간의 단순상관관계

| | 순인구 이동비율 | 기대소득 비율 | 교육기회 비율 | 총도로 연장 비율 | 전세가 비율 | 1인당 재산세비율 |
|------------|-------------|------------|------------|--------------|-----------|--------------|
| 순인구이동 비율 | 1.00 | | | | | |
| 기대소득 비율 | 0.29 | 1.00 | | | | |
| 교육기회 비율 | 0.23 | 0.32 | 1.00 | | | |
| 총도로연장 비율 | 0.18 | 0.21 | 0.25 | 1.00 | | |
| 전세가가격 비율 | 0.03 | 0.31 | 0.03 | -0.01 | 1.00 | |
| 1인당 재산세 비율 | 0.15 | 0.39 | 0.14 | -0.22 | -0.01 | 1.00 |
| 공시지가비율 | 0.18 | 0.42 | 0.30 | -0.12 | 0.07 | 0.41 |

있다고 한 바 있다. 그 기준으로 볼 때, 본 추정식의 설명계수 값이 낮게 나타나므로 사실상의 다중공선성 문제는 일차적으로 감지 가능하다.

결론적으로, 본 분석에서는 사용한 모형의 추정결과에서 Hausman statistics, 결정계수, F-statistics, Number of Observation 등을 비교분석하여 고정효과모형(FE), 확률효과모형(RE), Pooled OLS모형을 제시하였다. Pooled OLS모형의 경우, 단순 시계열 확장에 해당한 것으로 횡단면분석에서 나타나는 이분산성 문제는 다소 감소될 수 있으나, 패널자료의 특성이 반영되지 않는 것이 단점이다. 따라서, 본 분석에서는 Hausman Statistics 결과를 반영하여 Fixed effect(FE)모형과 RE모형과의 차이점을 보여주었다. Pooled OLS모형과 RE모형은 오차항의 Gaussian 가정과 유사하여, 두 모형을 같이 사용하기도 하므로, 연도더미를 반영한 결과도 포함시켰다³³⁾.

라. 실증분석 결과

<표 IV-6> 1997~2006 시도간 인구이동 결과 : 전 지역 1

| 종속변수 : 순인구이동 | Fixed Effect | Random Effect |
|----------------|-----------------|-------------------|
| 기대소득(EI) | 0.0006(8.13)*** | 0.0005(7.22)*** |
| 교육여건(ED) | 0.0002(4.03)*** | 0.0002(4.53)*** |
| 충도로연장(RO) | 0.0005(5.99)*** | 0.0005(6.50)*** |
| 전세가격(RE) | 0.0001(0.53) | -0.0001(-0.44) |
| 1인당 재산세(LT) | 0.0021(3.76)*** | 0.0020(3.99)*** |
| 공시지가(HP) | 0.0004(1.15) | 0.00006(1.80)* |
| 상수 | -0.0007(-1.33) | -0.0006(0.071) |
| R ² | 0.14 | 0.15 |
| N | 2222 | 2222 |
| 구분: 전입지 기준 | | |
| Hausman Stat. | 117 | 355.24(Wald chi2) |

주: () 안은 t-statistics이며 ***, **, * 는 각각 1%, 5% 10% 유의수준을 의미함.

33) Johnston and DiNardo(1997).

<표 IV-7> 1997~2006 시도간 인구이동 결과 : 전 지역 2

| 종속변수 : 순인구이동 | Pooled OLS | Random Effect |
|----------------|------------------|------------------|
| 기대소득(EI) | 0.0004(6.27)*** | 0.0005(6.97)*** |
| 교육여건(ED) | 0.0002(4.92)*** | 0.0002(4.67)*** |
| 총도로연장(RO) | 0.0004(6.55)*** | 0.0006(6.60)*** |
| 전세가격(RE) | -0.00003(-1.92)* | -0.0005(-0.02) |
| 1인당 재산세(LT) | 0.0015(3.48)*** | 0.0021(4.25)*** |
| 공시지가(HP) | 0.0001(2.71)** | 0.00006(1.74)* |
| 연도더미 | - | -0.0001(-2.39)** |
| 상수 | -0.0002(-0.38) | 0.2139(2.38)** |
| R ² | 0.12 | 0.15 |
| N | 2222 | 2222 |

주 () 안은 t-statistics이며 ***, **, * 는 각각 1%, 5% 10% 유의수준을 의미함.

지난 10년간의 우리나라 시도간 인구이동의 실증분석 결과는 <표 IV-7>을 기준으로 설명하고자 한다. Pooled OLS모형을 사용할 경우, 지역별 특성 효과를 반영한 RE모형과의 질적인 차이를 보이지 않고 있다. 단순 OLS모형을 사용할 경우, 패널자료의 특징인 연도별 특징이 반영되지 못할 수 있으므로 연도더미를 추가시켜 설명해 보고자 하였다. 연도더미의 경우, 1997년부터 최근에 가까워질수록 순이동이 감소하고 있음을 보여주고 있다. 이는 순이동의 변화 현황에서도 알 수 있는바, 기타 변수의 효과를 설명하고 난 후의 효과는 시간에 따른 인구이동은 예상한 바와 같이 줄어들고 있음을 확인할 수 있다.

<표 IV-8> 가설에 대한 예측 및 실증분석 결과

| | HT | BF | | | BK | Capital Gain |
|----|------|------|-------|-----|------|--------------|
| | 기대소득 | 교육기회 | 총도로연장 | 재산세 | 전세가격 | 공시지가 |
| 예측 | + | + | + | - | - | + |
| 결과 | + | + | + | + | ? | + |

16개 광역단위 전 지역을 대상으로 할 경우에는 재산세와 전세가격을 제외한 모든 변수의 계수 값이 기존 가설을 뒷받침하고 있다. 먼저, 예상한 바와 같이 지역간 기대소득의 격차가 지역간 순인구이동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실질소득이 낮은 곳에서 높은 곳으로의 이동이 진행되었음을 알 수 있으며 HT 가설과 일치하는 결과이다. 선행연구에서도 기대소득에 대한 변수의 경우에는 연구자마다 GRDP나 광공업통계자료 등에서도 일관적으로 유의한 양(+)의 결과를 보여주고 있는 것으로 나타났다. 따라서 기대소득이 클 것을 예상하고 지역간 이동을 하는 것을 확인할 수 있었다. 박추환·김명수(2006)에서도 높은 기대소득에 대한 인구이동 현상은 여전히 유효한 것으로 나타났다.

둘째, 상대적으로 전출지에 비하여 전입지의 교육여건이 좋은 지역으로 이주 경향이 높은 것을 확인할 수 있었다. 본 분석에서는 ‘교육기회’를 재정정책 관련 변수로 포함시켰는데 이에 대해서는 다소간의 이견이 있을 수 있겠다. 우리나라의 경우, 사교육 의존도가 매우 높고 결국 사교육에 대한 비용 개념을 감안할 경우 민간부문 변수로 보는 것이 타당하다는 전제이다. 그러나, 한편으로는 사교육뿐만 아니라 공교육도 존재하고 있으며, 공교육의 대부분은 국가재정으로 지원되고, 국가재정에서 차지하는 비중도 꾸준히 증가하고 있는바, 반드시 민간부문으로만 볼 수는 없다고 판단하였다. 교육재정의 대부분은 중앙정부와 지방자치단체가 부담하고 있으므로 본 분석에서는 재정정책 변수로의 역할도 크다고 볼 수도 있다.

셋째, BF 가정인 재정정책 관련 변수로 공공재 수준을 의미하는 충도로연장 등은 해당 지역 순인구유입에 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 즉, 공공재 공급이 원활한 지역으로의 이주 경향이 높은 것을 의미한다.

다만, 1인당 재산세의 경우, 이론에 따르면 기타 변수가 불변일 경우에는 이주하고자 하는 지역의 조세부담이 낮은 곳으로 움직이려 할 것을 예상하였다. 이론적으로는 이주지역으로의 입주비용 개념에 따른

것이다. 그러나, 본 분석 결과에서는 재산세가 높은 지역으로의 이동이 증가하고 있는 것으로 나타났다³⁴⁾. 우리나라에서 시도간 이주를 고려할 경우에는 해당 지역의 특성이 반영된 재산세를 지방공공재 가격으로 인식하지 못하는 것으로 볼 수 있다. 이는 우리나라 공공재 수혜 정도에 비하여 지불하는 가격인 지방세가 상대적으로 저렴하다는 것을 의미한다. 따라서 전반적으로 이주 결정 시에는 재정 편익(=공공재 혜택-공공재 가격=1인당 세출-1인당 세입)이 발생하는 곳으로 움직이는 것으로 해석할 수 있겠다. 또한, 1997년부터 2004년까지의 1인당 재산세는 실질적으로 매우 미미한 수준이었으며, 새로 주택을 구입하거나 이사를 할 경우에 재산세의 차이 여부가 고려대상이 되지 못하였다. 지니계수가 보여준 지역간 재산세 격차는 0.34~0.38 정도로 실거래가 연동이 상대적으로 높은 등록세보다는 일관적으로 낮은 수준을 유지하고 있다. 이러한 상황에서 1인당 재산세가 많게 잡힌 경우에는 세부담이라기보다는 해당 지역의 세출이 많다는 것을 역시 의미하므로 이는 공공재 공급의 대리변수로도 작용하고 있음을 예측해볼 수 있다. 그러나, 2005년 보유세 개편에 따른 과표현실화 이후에는 재산세 부담이 지역마다 크게 다르게 나타나고 있다. 보유세 부담 증가 이후, 전입지의 보유세 부담은 실제 거주비용에 영향을 주고 있는 것을 예측할 수 있다. 따라서, 향후에는 재산세 부담이 이주에 미치는 영향 정도를 주목할 필요가 있다고 보여진다. 결과적으로, 재산세 부담은 이주 당시 공공재에 대한 가격의 개념으로 작용하지 않는 것을 확인할 수 있었다.

본 분석에서 주목한 공시지가 변수의 경우에도 역시 유의한 상관관

34) 김성태·장정호(1997), 김현민(1991)에서는 1인당 지방세의 계수부호가 양(+의 값)으로 추정되었다. 또한, 종합토지세가 재산세에 비하여 지역간 격차를 더욱 반영하고 있음에도 불구하고, 본 분석에서는 재산세 자료를 사용하였는데 그 이유는 공시지가 변수와의 충돌 때문이다. 공시지가에 따른 세액인 종합토지세와 공시지가를 같이 사용할 경우, 변수의 오차를 크게 잡게 되므로 본 분석의 경우, 공시지가가 무의미한 것으로 나타난 바 있다.

계를 보여주고 있다. 주택이 투자소득의 개념으로 작용할 수 있는 것은 수도권 지역의 질 높은 공공서비스 등이 자본화(capitalization)되었음을 가정한 것이다. 주택가격의 대리변수로 사용된 공시지가 변수의 의미는 민간부문, 공공부문을 제외한 기타 변수가 잡아내지 못하는 대도시 거주 편의를 반영하는 변수이다. 2002년 수도권 지역으로의 순이동이 증가하는 모습을 보이고 있는데, 공시지가 상승률이 가장 높았던 해이기도 하다.

넷째, 거주비용 개념의 전세가격 계수 값은 음(-)의 부호를 나타내고 있다. 실제 거주비용 개념으로 본 전세가격의 계수 값은 해석에 주의할 필요가 있다. 전체적으로, FE모형이나 RE모형을 사용할 경우에는 부호는 음(-)이지만, t-statistics의 값이 유의하지 못한 결과를 보여주고 있다. 또한, 연도더미를 사용할 경우, 전세가격의 계수 값은 설명력을 갖지 못하고 있다. 2002년 이후 수도권 지역의 부동산 가격이 증가하면서, 매매가격 대비 전세가격의 비중은 감소하기 시작한다. 전세가격 자체는 다소나마 증가하였지만, 실제 주택가격이 훨씬 더 증가하였기 때문이다. 따라서, 다른 변수에 비하여 전세가격의 증가세는 다소 둔화된 것으로 보이고 매년 성장 정도에서 잡아내는 연도더미와 효과가 상충되었을 것으로 보여진다. 연도더미를 사용하지 않은 경우, 높은 실거주비용이 전세가격의 지역간 이동을 완화시켰던 것으로 볼 수 있다. 최근 들어 감소하고 있는 수도권 순인구유입에 영향을 미쳤을 것이라고 예상되는 결과이다.

본 분석에서 사용하고 있는 자료는 시계열을 포함한 패널자료에 해당하므로 어떤 시점을 기준으로 하여 구조적인 변화(Structural change) 여부를 살펴볼 수 있다. 2002년 당시 평균지가 상승, 건축허가 면적 증가 등 인구이동의 양적인 변화가 있었을 것으로 보아 2002년 이전과 이후에 인구이동의 구조적인 변화가 있었는지를 살펴보았다. Chow test 분석 결과에 따르면, 2002년을 기점으로 한 뚜렷한 변화는 나타나지 않았다. 매년 인구이동이 감소하는 것(연도더미 효과)에 비

하여 특정 연도를 기점으로 하여 인구이동에 변화가 있지는 않았던 것으로 보인다³⁵⁾.

다음으로는 전입지를 기준으로 수도권과 비수도권 지역을 구분하여 살펴보고자 한다. 먼저 추정계수의 동질성에 대한 검정결과 “수도권과 비수도권 지역의 계수 값이 같다” 귀무가설을 기각하였다. 이는 ‘수도권과 비수도권’으로 이동하는 각각의 경우에 이동에 영향을 주는 원인이 다를 수 있음을 의미한다. 광역시와 도의 경우에도 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나 이동요인이 다를 수 있음을 예상해볼 수 있다³⁶⁾.

<표 IV-9> 1997~2006 시도간 인구이동 결과: 수도권 VS 비수도권

| 종속변수 : 순인구이동 | 수도권 | 비수도권 |
|----------------|-----------------|------------------|
| 기대소득(EI) | 0.0005(3.47)*** | 0.0003(2.07)** |
| 교육여건(ED) | 0.0002(2.91)*** | -0.0002(-1.38) |
| 총도로연장(RO) | 0.0008(4.92)*** | 0.0003(4.81)*** |
| 전세가격(RE) | 0.00006(1.44) | -0.0003(-1.96)** |
| 1인당 재산세(LT) | 0.0011(1.25)*** | -0.0012(-2.08)** |
| 공시지가(HP) | 0.00003(0.08) | 0.0005(5.22)*** |
| 상수 | 0.003(1.98)** | 0.0027(3.98)*** |
| R ² | 0.13 | 0.22 |
| N | 432 | 1790 |
| Wald-Chi2 | 142.16 | 66.87 |

주: () 안은 t-statistics이며 ***, **, * 는 각각 1%, 5% 10% 유의수준을 의미함.

$$35) F(6,2388) = \frac{(ess_c - (ess_1 + ess_2)) / k}{\{(ess_1 + ess_2) / (N_2 + N_2 - 2 * k)\}} = 0.9552 / 0.0426 = 2.07 < 2.10$$

두 그룹(그룹 1=1997~2001, 그룹 2=2002~2006)을 각각 회귀분석하고 전체 그룹을 회귀분석한 결과에 따른 Residual 값을 계산한 결과, F(6,2388)인 2.10보다 작은 값으로 나타나 ‘두 그룹 간의 각각의 계수 값이 같다’는 귀무가설을 기각시키지 못하는 것으로 나타났다.

수도권과 비수도권 지역으로의 이동에서 특징적인 차이는 교육과 1인당 재산세에 대한 반응이다. 교육의 경우는 수도권과 비수도권 지역으로의 이동에 결정적인 영향을 주는 변수에 해당한다. 전 지역을 대상으로 한 경우에 교육기회의 계수 값은 항상 양(+)의 상관관계를 보인다. 반면, 두 지역을 구분하였을 때에는 수도권 지역에만 유의한 양(+)의 결과를 보여주고 있다. 이는 수도권 지역으로의 순이동이 전체 이동의 상당부분을 차지하므로 효과가 우세한 곳으로 전체분석 결과가 해석될 여지가 있다. 그러나, 비수도권 지역의 경우에는 교육에 대한 이동유인이 나타나지 않고 있음을 확인할 수 있다.

1인당 재산세 결과는 흥미로운 시사점을 제공하고 있다. 일단, 수도권으로 이동하는 경우와 비수도권으로 이동하는 경우의 행태가 다를 것을 보여주고 있다. 수도권으로 이동하는 경우에는 상대적으로 더 좋은 교육의 기회를 위하여 움직일 의사가 있는 경우와 1인당 재산세가 재정적 부담으로 여기지 않는 경우로 보여진다. 반면, 비수도권으로 이동하는 경우에는 미미한 재산세 부담이라도 되도록이면 지불하지 않으려고 하는 것으로 나타나는데, 상대적으로 소득수준이 낮은 경우일 것으로 추측된다³⁷⁾. 전세가격의 경우에도, 수도권지역은 유의한 결과를 보여주지 못하였고, 비수도권 지역에서는 가격 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 전세가격이 실거주비용으로서 이동의 부담이 되는 것으로 볼 수 있다. 반면, 수도권 지역으로 이동할 경우에는 실거주비용에 해당하는 전세가격은 고려의 대상이 아님을 확인할 수 있다.

기대소득의 경우, 수도권과 비수도권 지역 모두 인구이동의 원인으로 작용하는 것으로 나타났다. 정부지출(총 도로 연장)에 대한 반응은 두 권역 모두 같다. 반면, 공시지가의 경우에는 비수도권 지역에서만 유의한 결과가 나타났다. 수도권 지역의 경우에는 공시지가의 변화와 교육기회의 변화효과가 강한 상관관계를 보여주어 상대적으로 변화가

37) 이는 개별 이주자의 자료과약이 가능한 미시자료 분석을 통하여 분석이 가능할 것으로 보인다.

덜 잡힌 것으로 해석된다. 비수도권으로 이동한 경우에도 공시지가에 대한 선호도는 높은 것을 알 수 있었다.

결론적으로, 수도권을 포함한 대도시권역으로의 이동에 영향을 미치는 주요 변수는 교육과 SOC 관련 정부지출로 나타났고, 이동할 경우에 재산세부담은 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 비수도권으로 이동할 경우에는 실거주비용이나 재산세액 부담이 이동 유인을 감소시키는 것으로 나타났다.

4. NFB 추정치를 이용한 실증분석

가. NFB 추정치를 이용한 실증분석의 의의

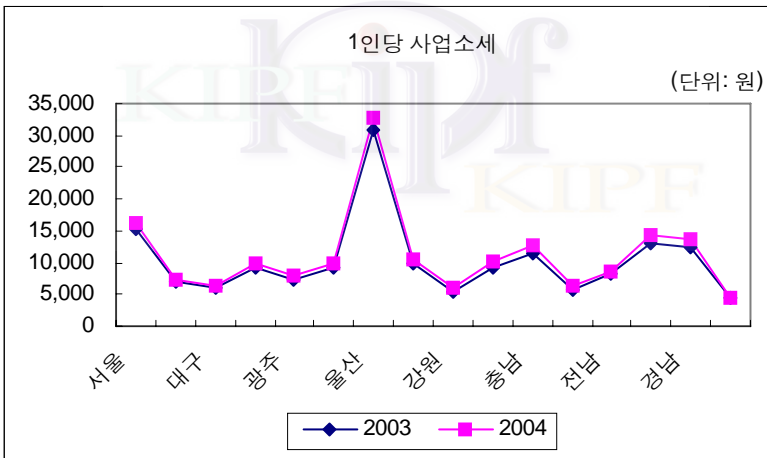
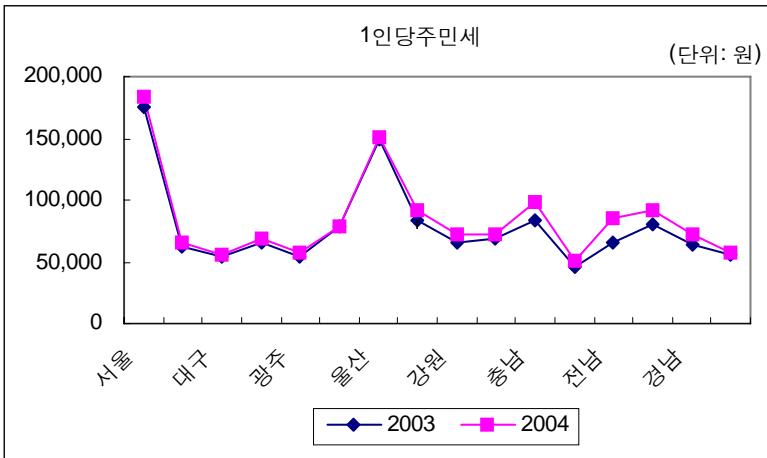
제Ⅲ장에서는 이론모형에 따른 기초자치단체 단위에서의 순재정 편익 변수를 추정할 바 있다. 시도간 인구이동 자료를 이용한 실증분석에서 재정변수로 구분한 교육, 도로, 1인당 재산세, 공시지가 변수는 이론모형에 따른 추정식에서는 순재정 편익 변수로 설명이 가능하다. 따라서, 앞서 수행한 실증분석 결과와 제Ⅲ장에서 추정된 순재정 편익 변수를 포함시킨 인구이동 결과를 살펴보는 것이 본 연구의 중요한 기여도에 해당한다. 기존 선행연구의 인구이동에서는 광역단위의 거시변수에 따른 분석만을 시도함으로써 각 변수 간의 상관관계에 따른 분석 결과의 엄밀함이나 재정편익에 대한 대표성이 문제가 제기될 수 있으나, 본 분석에서는 모형에 의해 추정된 변수를 사용함으로써 분석의 완결성을 추구하고자 하였다.

본 분석과 앞서 수행한 실증분석의 또 다른 차이점은 기초자치단체들의 자료를 활용한 것이다. 이상의 실증분석은 거시자료를 이용한 인구이동 결과에 대한 분석을 시도해 본 것이다. 미시자료 분석의 필요성 이외에도 중요한 한계점으로 지적할 수 있는 것은 ‘광역 간 인구이동’에 따른 것이다. 이는 예를 들면, 경북 문경시에서 서울 송파구로 이

사를 할 경우에 경상북도와 서울시의 학교 시설의 차이, 자전거 도로 확보 상황 등의 차이에 따라 이동하는 것을 전제로 하는 것이다. 기초자치단체의 지역성이 반영되지 못하는 것을 의미한다. 그러나 이주민들이 이주를 고려할 때에는 상대적으로 현재 거주하고 있는 직장 소재지 주변의 상황과 주거지의 공공재 공급수준(학군 등)의 차이가 결정적인 영향을 미치며 이는 대개 기초자치단체의 재정환경과 밀접한 관련이 있다. 선행연구나 앞 장에서 광역 간 인구이동에 따른 분석을 행한 이유는 불가피하게 설명변수들의 기초자료 확보가 어려운 점에 따른 것으로 보다 정교한 분석을 위해서는 가능한 기초변수들의 정보를 활용하는 것이 필요하다고 보았다.

나. 분석모형 및 방법

본 분석에서 사용하는 순재정 편익(NFB_{ij}) 변수는 제Ⅲ장의 식(3)에 따른 것으로 개념적으로는 앞의 실증분석에서 사용한 교육(ED), 총 도로연장(RO), 1인당 지방세(LT) 등 혼잡탄력성(α) 추정에 따라 계산된 결과이다. 그 밖에 기대소득(EI)에 해당하는 통제변수로는 1인당 주민세, 1인당 사업소세를 고려해 보았다. 기초자치단체 단위에서의 변수로는 해당 지역으로의 소득귀착 정도를 나타내는 1인당 주민세가 대표적인 지역의 소득변수에 해당한다. 또한, 사업소세의 경우, 중업원할(2005년 징수액 기준, 82.5%)과 재산할(17.5%)로 구분되어 해당 지역의 고용인원과 재산규모(공장면적 등)를 과표로 한 시군세로서 기초자치단체의 소득 대표변수로서 활용가능한 변수이다. 본 연구에서는 두 변수를 모두 사용해 보았다. 그림에서 확인할 수 있듯이 연도별 지역간 분포는 1인당 주민세와 1인당 사업소세가 유사하다.



분석모형은 이주함수 (5)를 고려한 선형방정식 (6)은 다음의 방정식 (6)'으로 전환가능하다. 분석방법은 최근의 이동자료에 해당하는 2003년과 2004년 각각 171개의 기초자치단체 자료(황단면분석)를 이용하였다. 본 분석은 대도시 재정 편익 정도에 따른 실제 이동을 살펴보고자 한 것이므로 종속변수인 M'_{ij} '는 해당 기초자치단체에서 서울

로의 이동을 설명하고 있다. 전출지는 기초자치단체에 해당하고 전입지는 서울로 제한하였다. 구체적으로는 i 지역은 기초자치단체, j 는 ‘서울’ 지역에 해당한다. 여기에서도 앞에서 사용한 바와 같이 전입변수 M'_{ij} 는 i 지역에서 j 지역(서울)으로의 순인구이동을 전출지역 인구로 표준화하였다.

본 분석에서 사용하고 있는 NFB_{ij} 는 제Ⅲ장의 식 (3), 식 (5)의 가정에 따른 계산결과에 해당한다. 또한, 식 (6), (7)에 따르면 개념적으로 NFB_{ij} 는 전출지 대비 서울지역의 임금 격차, 주택가격 변수, 이전재원 격차 등으로 설명가능하다. 전출지 대비 서울의 격차로 비교되어 나타난 것으로 다시 말하면 ‘서울로의 이동유인(attractiveness)’ 정도로 해석해 볼 수 있다. 동시에 앞 장에서 설명한 바와 같이 상당한 규모의 이전재원을 통하여 해당 지역의 발전도 동시에 이루어진 바 있으며, 이는 교부세를 제외한 1인당 이전재원, 1인당교부세로 모형에 반영되고 있다(제Ⅲ장의 식 (7) 참고). 따라서, NFB_{ij} 변수는 서울로 이동하고자 하는 매력 정도와 해당 지역에 머물고자 하는 이전재원 증가 효과가 동시에 반영된 변수에 해당한다. 결과적으로, 지역에 따라서 해마다 어떤 지역은 서울로의 이동유인이 해당 지역의 이전재원보다 커서 전체적으로 NFB_{ij} 가 0보다 큰 경우도 있을 수 있고, 그렇지 않을 수도 있게 된다. 앞에서의 실증분석을 통한 결과로 볼 때에는 순재정편익이 클 경우에는 인구이동을 증가시키는 결과를 예상해볼 수 있다.

$$M'_{ij} = \beta_1 + \beta_2 \frac{EI_j}{EI_i} + \beta_3 \frac{ED_j}{ED_i} + \beta_4 \frac{RO_j}{RO_i} + \beta_5 \frac{RE_j}{RE_i} + \beta_6 \frac{LT_j}{LT_i} + \beta_7 \frac{HP_j}{HP_i} + \epsilon_{ij} \quad (6)$$

$$\Rightarrow M'_{ij} = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{EI_j}{EI_i} + \alpha_3 NFB_{ij} + \xi_{ij} \quad (6)'$$

다. 분석결과

분석결과에 대한 예측은 앞의 실증분석 가설과 같다. 다만, 앞에서 의 실증분석은 광역자치단체 간 이동에 대한 변동요인을 광범위하게 포착하고자 한 것이었으며, 본 단계의 분석은 최근 4년간의 기초자치단체에서 서울로의 이동유인 정도에 따른 인구이동 변화에 해당한다. 따라서, 우리나라 정부간 재정관계는 세입 대비 세출부담 정도가 크지 않으므로 대도시 재정수혜가 클 것으로 예상되며 이는 NFB_{ij} 의 계수 값인 α_3 가 양수임을 의미한다. 또한, 대부분의 지역간 인구이동 선행 연구에서 인구이동의 결정적인 역할을 하고 있는 것으로 나타난 바 있는 기대소득(α_2)의 경우에도 양(+)으로 나타날 것으로 예상할 수 있다.

<표 IV-10> 연도별 횡단면 분석에 따른 인구이동 유인: OLS모형

종속변수 : 순인구 이동(기초→서울)

| | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 |
|----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|
| NFB | 0.0091(5.04)*** | 0.0049(4.89)*** | 0.0015(1.99)** | 0.0033(1.97)** |
| 1인당 사업소세 | 0.0003(2.55)** | 0.0005(2.81)** | 0.0007(0.42) | 0.0001(0.60) |
| 상수 | 0.11(10.99)*** | 0.02(14.78)*** | 0.02(13.56)*** | 0.02(11.30)*** |
| R ² | 0.14 | 0.13 | 0.02 | 0.02 |
| N | 171 | 171 | 169 | 169 |
| F-Statistics | 13.82 | 12.11 | 2.08 | 2.03 |

주: () 안은 t-statistics이며 ***, **, * 는 각각 1%, 5% 10% 유의수준을 의미함.

2001년부터 2004년까지의 횡단면 분석 결과에서는 순재정 편익에 대한 가설을 만족시키는 것으로 나타났다. 이전재원 규모가 고려된 순

IV. 지역간 인구이동의 실증분석 127

재정 편익이 양수라는 것은 해당 지역에서 보조금, 교부세 등의 이전 재원 규모를 비교해보더라도 서울에서의 재정 편익이 크다고 본 것에 해당한다. 2004년의 경우에는 1인당 사업소세 등으로 통제된 소득변수에 대한 계수 값도 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 이는 2004년 기초 자치단체들의 경우에는 서울로의 이동유인이 해당 지역에 머물게 하는 이전재원 효과보다 컸던 것으로 볼 수 있다. 2003년의 경우에도 순 재정 편익에 대한 계수 값은 유의한 양(+)의 값을 보여주고 있으나 기대소득의 경우 사업소세를 대리변수로 사용한 경우에 이동유인으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 이상과 같은 순재정 편익 결과에 따른 인구이동 증가현상은 2002년과 2001년에도 나타나고 있다. 다만, 2002년과 2001년은 시장효과에 따른 인구이동, 즉 기대소득 부분은 보여주지 못하고 있다.

<표 IV-11> GLS모형에 따른 패널분석 결과

종속변수 : 순인구이동(기초→서울)

| | Random effect | Pooled OLS |
|-----------------|------------------|--------------------|
| NFB | 0.0004(1.23) | 0.0022(4.89)*** |
| 1인당 사업소세 | 0.0002(3.58)*** | 0.0001(1.91)* |
| 연도 | -0.0006(-2.20)** | -0.001(-2.72)*** |
| 상수 | 1.21(2.22)** | 2.17(2.74)*** |
| R ² | 0.11 | 0.03 |
| N | 678 | 678 |
| Wald Chi-square | 17.30 | 8.90(F-Statistics) |

주 () 안은 t-statistics이며 ***, **, * 는 각각 1%, 5% 10% 유의수준을 의미함.

위의 각 연도의 결과는 횡단면 분석에 의한 것으로 이분산성(heterogeneity) 문제를 통제하지 못하고 있다. RE모형에 따른 결과와 Pooled OLS를 비교해보면 차이점을 찾아볼 수 있다. 단순히 연도를

늘려서 확장시킨 Pooled OLS의 경우에는 위의 연도별 검증결과와 다르지 않은 결과를 보여주고 있다. 여전히 순재정 편익이 서울로의 이동에 매력적인 요소로 작용하고 있었던 것처럼 나타났다. 그러나, 이분산성 문제점, 즉 이질적인 지역간의 차이에서 오는 오차항의 차이를 감안하지 않을 경우, 표준오차가 과소 혹은 과대평가되어 t-statistics의 정확성을 잘못 인식할 수 있다. 본 분석에서는 이와 같은 문제점을 단년도 횡단면 분석에서 오는 문제일 수 있다고 보아, 일단은 지역패널로 완화시켜 보고자 하였으며, 다음으로는 GLS 분석결과를 제시하는 것이 타당하다고 보았다. 따라서, 2001년부터 2004년까지 지역패널 자료를 이용하여 Gaussian 가정에 따른 GLS (Random effect) 분석결과를 추가적으로 살펴보고자 하였다. GLS 가정에 따른 Wald Chi-square 값이 추가적으로 본 모형의 전체적인 유의성을 설명해주고 있다.

이분산성을 고려한 RE모형 분석결과에서는 순재정 편익에 대한 계수 값은 통계적으로 유의한 설명을 하지 못하고 있다. 지역간의 이질적인 차이점을 감안할 경우에 전체적으로 재정 편익에 대한 인구이동 효과는 보여주지 못하고 있다는 결론이다. 이는 서울의 기대소득 증가 효과나 재정 편익 못지않게 비수도권 지역으로의 이전재원이 커서 순재정 편익의 효과를 상쇄시키는 역할을 했던 것으로 볼 수 있다. 오히려 RE모형에서는 지역의 생산기반 혹은 소득에 해당하는 '1인당 사업소세'의 경우 1% 수준에서 유의한 상관관계를 보여주는 것으로 나타났다. 이는 궁극적으로 여전히 기초자치단체에서 서울로의 이동을 고려할 경우에도 민간부분 효과에 따른 소득 증가 기대에 따른 이동은 유효하다는 것을 의미한다. 그러나, 순재정 편익의 경우, 연도별 분석에서는 매우 작은 기초자치단체에서 많은 수의 인구이동이 매년 있는 것처럼 나타나고는 있지만, 지역적 특성(낙후도)을 감안한 이전재원 규모와 비교해보면 서울로의 재정 편익 효과를 상쇄하여 사실상의 순재정 편익에 따른 서울로의 이동은 뚜렷하지 않음을 확인해 볼 수 있

다. 본 분석의 결과는 대도시가 가지고 있는 재정적 매력만큼이나 비수도권 지역에 대한 재정지원도 컸음을 시사하고 있다.

5. 실증분석 결과 및 시사점

Wildasin(1994)은 지역간 이동을 통한 노동력 변화는 그 자체가 ‘재분배(Net income distributions)’를 의미하는 것으로 보았다. 노동력 유출입에 따라 생산 요소공급이 변화하고 이로 인한 요소가격 및 요소생산성이 변화하기 때문이다. 해당 지역의 자본스톡을 형성하는 생산할 수 내의 노동공급 변화의 중요성을 강조한 부분이다. 이는 국가가 낙후된 지역의 재정지원을 실행하기에 앞서서 노동력 유출입 지역간의 이동요인, 이동유형 등이 우선적인 검토대상임을 시사하는 부분이다.

지금까지는 지역간 이동의 주원인은 학업이나 취업, 결혼 등으로 기대소득이나 교육 등의 시장메커니즘에 의한 이동이 대부분으로 설명되었다. 그러나, 재정정책 변화에 따른 해당 지역의 거주여건 개선은 연구자에 따라 설명원인에서 제외된 경우가 더 많았다. 본 연구에서는 재정정책이 수도권 인구집중의 원인일 수 있음에 주목하고자 하였으며, 두 가지 방식을 통한 실증분석을 이용하여 가설을 검증해보고자 하였다.

첫 번째 실증분석에서는 1997년부터 2006년까지의 시도간 이동 자료를 이용하여 지역간 이동의 원인으로 기대소득, 주택가격, 교육 등 기존의 선행연구와 일치하는 결과를 보여주었다. 주택은 이주에 따른 투자수단임을 확인하였다. 이주에 따른 비용개념으로 보았던 전세가격은 비수도권 지역에 한하여 지역간 이동을 완화시키는 것으로 나타났다.

정부지출에 따른 공공재 혜택은 시도간 인구이동을 증가시키는 결과를 보여주었다. 반면, 해당 지방공공재의 가격변수인 1인당 재산세의 경우에는 양(+)¹⁾의 값을 보여줌으로써 지방세로서의 기능을 하지 못하고 있음을 확인할 수 있었다. 이주 고려 시 지방정부가 제공하는

공공재 수준에는 관심이 있으나, 그에 대한 비용의 의미인 재산세가 고려대상이 되지 않을 경우, 우선적으로 재정력(재정 편익)이 좋은 지방정부로의 이주를 선택할 가능성이 높음을 시사하고 있다. 주택소유에 따른 투자소득이 증가하고 있고, 세부담보다는 공공재 혜택이 클 뿐만 아니라, 교육여건이나 직장의 기회가 많은 수도권으로 이주하지 않을 이유가 없기 때문이다.

그러나, 이와 같은 집중이 계속될 경우, 이에 따른 혼잡비용을 궁극적으로는 정부가 부담해야 하고, 굳이 이주하지 않아도 되는 경우에도 대도시로 이주하는 등의 경제적 비효율을 야기하게 됨은 분명하다. 동일한 세부담을 지면서 주택가격 등에 자본화되어 나타나는 투자소득의 기대치가 높은 지역으로의 이동은 당연하다. 따라서, 인구가 증가함에 따라 혼잡비용이 증가하는 공공서비스의 비용부담은 실질적으로 지방자치단체가 부담하도록 하는 것이 필요할 것으로 보인다. 선행연구에서 지적된 바 있듯이, 불필요한 인구이동 및 집중을 막기 위해서는 지방정부가 공급하는 공공서비스의 수혜 부담을 일치시켜야 하고, 그러기 위해서는 지방정부가 교육, 경찰 등의 세출부담을 지는 것이 필요하다. 교육이나 경찰, 일정부문의 사회투자 등 주요 (사적)공공재를 중앙정부가 공급하는 지금과 같은 경우, 우리나라 어느 지역에 살든 세부담 차이는 없으므로 이주를 고려할 때 지방세는 고려할 필요가 없음을 상기할 필요가 있다. 그러나, 향후에는 재산세 부담이 증가하게 되어, 이주를 고려하는 경우에 재산세가 해당 지역의 공공재 가격이라고 인식하게 되면, 다소나마 대도시 재정 편익이 감소할 수 있을 것으로 예측하였다.

두 번째 실증분석에서는 이론모형에 따른 기초자치단체별 NFB를 추정하였고, 이에 따른 대도시로의 인구이동 변화를 살펴보았다. 전체적으로 지역간의 차이를 감안한 분석결과에서는 기존 이전재원 증가 정도가 순재정 편익 효과를 완화시키는 것으로 나타났다. 이론모형에 의한 가정에 따르면 추정된 NFB 변수가 서울로의 인구이동 요인에

직접적인 요인으로 작용하기도 하지만 동시에 막대한 규모의 비수도권 지역의 이전재원은 해당 지역에 머물게 하는 효과도 보여주고 있음을 확인한 바 있다. 결론적으로 지역간 특성을 감안한 RE모형 결과에 따르면, 서울의 순재정 편익 정도는 비수도권 기초자치단체로부터의 뚜렷한 이동의 원인으로 작용하지 않고 있음을 확인할 수 있었다. 이 분석단계는 이론모형과의 연장선상에서 실증분석을 시도한 것으로 기존 연구와의 차이점을 보여주고 있는 부분에 해당한다.

본 연구에서는 국가가 지방자치단체에 직접투자하는 SOC 관련 투자 부분 등은 공시시기에 자본화되어 반영되었을 것으로 보아 따로 구분하지 않았다. 또한, 비용부담의 구체화를 위해서는 현재 조세와 다른 없이 운영되는 각종 부담금 정비를 통해 공공서비스의 수혜자와 부담자를 일치시키는 작업이 계속되어야 할 것을 추가하고자 한다. 집중에 따른 혼잡비용뿐만 아니라 수도권 지역 팽창에 따른 녹지 감소, 개발 부담비용 등에 대한 부담을 분명히 할 필요가 있다. 현행은 인구가 집중됨에 따른 사회적 비용, 즉 공해 증가, 범죄율 증가 등에 대한 비용은 해당 자치단체가 부담하지 않고 있다. 수도권 팽창에 대한 혼잡 및 개발비용부담을 온 국민이 지고 있는 셈이다. 녹지 감소 등 증가하는 대도시권역의 증가에 대한 폐해 또한 비용으로 인식되지 못하고 있다. 혼잡에 따른 각종 비용부담에 대해서는 원인자가 부담토록 하여 과도한 개발이익 등이 발생하지 않도록 하는 것이 필요하다. 또한, 녹지 감소 등에 따른 외부효과 등을 고려하여 비용부담을 구체화하는 등 수도권 권역의 팽창에 따른 재정정책적 일관성이 요구되는 시점이다.

추가적으로 본 실증분석은 보다 엄밀한 인구이동 분석을 위해서 미시자료 분석의 필요성을 제안하고 있다. 예를 들면, 같은 이동이라 할 지라도 소득에 따라, 연령에 따라, 구성원의 직업에 따라 이동유인은 달라질 수 있고 여기에 영향을 미치는 재정정책 지원과 효과를 분석하는 것이 다음 단계로 남겨져 있음을 밝힌다.

V. 요약 및 정책시사점

분권은 지역간 격차를 완화시키는가 또는 심화시키는가? 이에 대한 의견은 다양하게 있을 수 있지만, 참여정부의 경우 3대 국정과제 중 두 가지가 분권과 균형발전이라는 점을 보면, 두 가지 정책목표가 상호 일관적이어서 분권의 추진이 곧 균형발전에 기여할 수 있을 것으로 간주되었을 것이다. 그러나 양대 정책목표가 상호 충돌해서 일관적인 정책수단의 도출이 어렵다는 점은 지난 5년간의 경험이 잘 말해주고 있다. 가장 대표적인 예가 참여정부의 초기에 추진되었던 국세 세원의 지방 이양이다. 막상 국세의 지방 이양 방안이 구체적으로 검토되자, 대부분의 세원이 수도권에 집중되어 비수도권에 대한 세원 이양 효과가 상당히 제한적이라는 점을 깨닫게 되었다. 물론 40% 정도의 세원을 비수도권에 이양하는 것도 지방의 재정자립도를 높이기 때문에 이러한 정책을 강행하지는 의견도 제시되었다. 그러나 국정과제의 또 다른 축을 이루고 있는 균형발전정책의 관점에서 보면, 국세 세원의 지방 이양은 이미 충분한 세원을 확보하고 있는 수도권을 재정적으로 더욱 지원하는 것이어서 균형발전정책과는 정면으로 충돌하는 정책이 되었다.

분권과 균형발전정책의 충돌과 딜레마에 대한 경험을 통하여 형성된 하나의 의견은 분권과 균형발전은 양립하기 어려우므로 선택이 필요하다는 것이다. 사실 분권을 강화하면 지역적 불균형이 심화될 수 있다는 점은 분권이 기본적으로 경제·사회적 조건이 서로 다른 지방정부들의 경쟁을 유도한다는 점에서 충분히 생각해 볼 수 있는 가설이다. 그리고 Rodriguez-Pose and Gill(2003)의 연구에서도 이러한 가설이 실증적으로 확인되고 있다. 그러나 우리나라에서의 지역간 격차 문제

는 지방정부 재정력이나 소득의 격차(variance)를 의미하기보다는 수도권에 높은 인구 비중 문제라고 보는 것이 보다 더 정확할 것이다. 실제로 「가구소비실태조사」, 지방세, 주민세 등을 통하여 대략적으로 추정할 수 있는 지역 소득의 경우 수도권의 수치가 높기는 하지만 국제적 기준으로 볼 때 그 격차는 결코 큰 것이 아니다³⁸⁾. 반면 수도권의 인구집중도는 OECD국가들 중에서 가장 높을 정도로 우리나라의 수도권 인구집중도는 특징적이다.

사람들이 수도권에 많이 살고자 하는 이유는 취업기회 등 시장적 요소와, 수도권에 제공하는 공공재의 혜택 두 가지로 나눌 수 있다. 본고에서는 우리나라 수도권의 경우, 시장 메커니즘 이외에 공공부문의 역할이 수도권 인구유입의 중요한 요인으로 작동하고 있음을 분석하였다. 보다 구체적으로, 만약 공공부문이 제공하는 공적 재화가 순수공공재, 즉 혼잡효과가 거의 없는 공공재를 공급한다면, 이를 굳이 중앙정부와 지방정부가 나누어서 제공할 필요가 없다. 순수공공재의 공급비용은 이를 소비하는 주민들의 수에 영향을 받지 않기 때문에 소비의 효율, 즉 소비의 규모의 경제 효과를 극대화하기 위해서는 이를 여러 지방정부가 아닌 단일 지방정부가 제공하는 것이 바람직하고, 이는 곧 지방자치의 필요성이 없다는 것을 의미하기도 한다. Boadway and Flatter(1982)의 모형에 입각하여 이를 다시 표현하면, 만약 혼잡효과가 적은 공적 재화를 지방정부들이 제공하면 인구규모가 큰 지방정부의 순재정 편익이 인구가 적은 지방정부의 순재정 편익보다 커서, 결국은 인구가 큰 지방정부로의 인구유입이 발생한다. 제Ⅲ장에서 자세히 논의되었듯이, 공공부문의 재정정책으로 인하여 오직 대도시 지역에 주민들이 살면, 공적 재화의 소비에 있어서 효율은 극대화되지만 국가적인 관점에서의 생산력은 하락할 수밖에 없다.

바로 이러한 이유로 인하여 지방교부세를 포함한 우리나라의 이전

38) 김정훈(1999) 참조.

재원은 인구가 적은 지자체에 집중적인 지원을 하고 있다. 지방교부세의 경우, 외형적으로는 지방공공재의 규모의 경제 효과 때문에 기준재정수요액이 인구가 적은 곳에 더 많이 필요하다고 되어 있지만, 이러한 이유만으로는 꾸준히 인구가 줄어들고 있는 지자체에 대한 지방교부세의 비중이 줄어들지 않는 현상을 설명하기 어렵다. 즉, 우리나라의 이전재원은 단순한 공공재 공급비용 측면을 떠나서 수도권으로 인구가 몰리는 것을 상쇄시키고자 하는 요소가 포함되어 있다. 본질적으로 보면, 재정자립도가 열악한 지역에 대한 지원 강화, 균형발전을 위한 지원 강화 등을 수도권으로의 인구유입을 상쇄하는 지원으로 해석할 수 있고, 그러한 성격이 우리나라 이전재원에 강하게 내재되어 있다. 본고의 제Ⅲ장과 제Ⅳ장의 분석에 따르면 수도권으로 인구를 유입하는 재정적 요인, 즉 지역간 순재정 편익의 격차가 상당히 크다는 점이 확인되고 있고, 또한 이전재원이 이를 거의 상쇄시키고 있다는 점도 확인되고 있다. 이를 달리 표현하면, 만약 수도권의 순재정 편익의 격차가 완화될 수 있으면 결국은 국민들의 세금 부담인 이전재원의 규모도 축소시킬 수 있을 것이다.

따라서 우리나라에서 분권과 균형발전의 동시 진행은 일단 가능하다고 판단된다. 다만 그 성공 여부는 국세 세원의 지방 이양이 아니라 중앙·지방의 세출부담 구조에 따라 결정될 것이다. 지방자치를 통한 공적 재화의 공급이 효율적으로 이루어질 수 있음을 주장하여 이 분야의 연구에 지대한 영향을 미치고 있는 Tiebout(1956)의 경우 분석대상이 혼잡효과가 사적재와 유사한 교육, 경찰, 소방, 의료 등임을 명백히 하고 있다³⁹⁾. 따라서 지방자치의 성공적 작동을 위해서는 지방정부가 혼잡효과가 큰 공공서비스(public services)를 제공하는 것은 충분조건은 아닐지라도 필요조건에 해당한다. 그럼에도 불구하고 우리나라의 경우 교육, 경찰, 의료, 복지과 같은 공공서비스는 중앙정부가 제공하

39) Tiebout(1956), p. 418.

고 지방정부가 도로, 인프라와 같이 비교적 혼잡효과가 적은 공적 재화를 제공하는 구조를 오랜 동안 지속하여 왔다. 바로 이처럼 중앙과 지방간 세출부담의 분담(expenditure assignment)이 잘못되어 있다는 점이 OECD국가들 중 수도권인 인구비중을 가장 높게 만든 원인이 되고 있다고 생각된다.

따라서 본고의 분석이 시사하는 정책시사점은 단순하면서 명료하다. 대도시가 인구 증가를 통하여 조세수입을 극대화하면서 세출 부담은 비례적으로 지지 않는 지금의 구조에서 탈피하여 재정력이 상대적으로 풍부한 대도시가 공공서비스의 제공 책임을 일차적으로 지는 것이 필요하다. 물론 공공서비스의 제공 책임이 지방정부로 이관될 경우 재정력이 부족한 지자체의 경우는 이전재원을 통하여 여전히 교육과 같은 공공서비스를 제공하는 것이 필요하겠지만, 공공서비스의 일차적 제공 책임자를 지자체로 전환하는 것이 비효율적인 수도권으로의 인구유입을 억제하면서 또한 동시에 또 다른 비효율의 원인이 되고 있는 균형발전을 위한 각종 규제정책을 함께 정비해 나갈 수 있는 방안이 된다고 판단된다.

참고문헌

- 국중호, 「지방공공서비스의 수요함수와 지방세 원칙에 기초한 새로운 지방세체계의 구축」, 『재정연구』, No. 8, 한국조세연구원, 2002, pp. 21~52.
- 권상철, 「우리나라 수도권으로의 인구이동: 시기별 유출지역 특성과 이주자 선별성의 상대적 중요도 평가」, 『한국지역지리학회지』, 제11권 제6호, 한국지역지리학회, 2005, pp. 571~584.
- 김경환 · 박명호 · 손재영, 『미래지향적 수도권정책-경제학적 접근』, 서강대학교 출판부, 2002. 2.
- 김성태, 「중위투표자 모형에 의한 지방재정지출의 결정요인 분석」, 『응용경제』, No. 1, 한국응용경제학회, 1999, pp. 121~136.
- 김성태, 「한국 지방공공재의 수요함수 추정」, 『경제학연구』, No. 42, 한국경제학회, 1994, pp. 145~164.
- 김성태 · 장정호, 「한국 지역간 인구이동의 경제적 결정요인: 1970~1991」, 『국제경제연구』, 제3권 제2호, 한국국제경제학회, 1997. 8.
- 김용성, 「지방교부세제도의 현황과 개선방안」, 문형표(편), 『국가예산과 정책목표』, KDI, 2003, pp. 175~238.
- 김정훈, 『지방자치단체 순재정 편익과 지역간 균형발전에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2003.
- 김정훈, 『지역소득 격차 연구』, 정책연구 99-4, 한국조세연구원, 1999.
- 김정훈 · 김현아, 『균형발전지수의 평가 및 국제간 비교분석』, 한국

- 조세연구원, 2006.
- 김현민, 「도시의 인구이동과 지방재정에 관한 연구」, 『한국인구학회지』, 제42권 제2호, 한국인구학회, 1991.
- 김현아, 「지역간 인구이동과 재정정책」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2007. 8.
- 박기백 · 김현아, 『지방자치단체의 세입 및 재정지출에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2005.
- 박상우, 「수도권 정비계획의 기본골격」, 『國土』, 국토연구원, 1997. 8.
- 박상우 · 김동주, 『수도권 집중의 사회경제적 파급효과 분석』, 국토연구원, 2001.
- 박추환 · 김명수, 「지역 노동력 이동의 결정요인 연구」, 『지역연구』 제22권 제2호, 한국지역학회, 2006. 8, pp. 97~113.
- 박헌수 · 황태일, 「공간계량경제모형을 이용한 수도권 시군구의 인구 및 고용변동 추정」, 『국토계획』, 38(7), 2003, pp. 43~52.
- 서승환 · 김갑성, 「수도권 인구분산의 소득효과」, 『지역연구』, 제20권 제1호, 한국지역학회, 2004. 4, pp. 65~78.
- 유경문, 「인구이동의 결정요인에 관한 실증분석: 한국의 경우(1966~1985)」, 『경제학연구』, 제39집 제1호, 한국경제학회, 1991.
- 이동우, 『수도권 규제 정책의 현황과 과제』, 국토연구원, 서울대학교 강의자료, 2006.
- 이성우, 「지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 독립이동과 연계이동」, 『지역연구』, 18(1), 한국지역학회, 2002, pp. 49~82.
- 이양재 · 조우현 · 황희연 · 허재완, 『수도권 공장총량제를 바라보는 시각』, 2002. 8, www.auric.ac.kr
- 천현숙 · 김갑성 · 김정수 · 박환용 · 황희연, 『주택건설과 인구집중』, 국토연구원, 2002.

- 최영출, 양덕순, 최외출, 「지역균형발전의 주요 이슈분석과 정책적 시사점」, 『도시행정학보』, 제20집 제2호, 한국도시행정학회, 2007. 8.
- 최은영, 「지역간 인구이동의 공간적 특성 분석: 수도권을 중심으로」, 『서울도시연구』, 5(3), 서울시정개발연구원, 2004, pp. 49~66.
- 황규선 · 김병현, 「지역공공재 수요함수의 추정」, 『재정논집』, No. 18, 한국재정학회, 2003, pp. 51~70.
- 건설산업연구원, 『2007년 하반기 주택 · 부동산경기전망』, 세미나발표자료, 2007.
- 통계청, 「2006년 인구이동통계 결과」, 통계청 보도자료, 2007. 3
- 한국은행, 『지역통계의 문제점 및 개선방안』, 2005.
- Arnott, R. J. and M. Gersovitz, "Social Welfare Underpinnings of Urban Bias and Unemployment," *Economic Journal* 96, 1986, pp. 413~424.
- Baldwin, R., Forslid, R., Martin, Ph., Ottaviano, G.I.P., Robert-Nicoud, F., 2003. *Economic Geography and Public Policy*, Princeton University Press, Princeton.
- Basu, K., "Optimal Policies in Dual Economies," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, issue 1, 1980, pp. 187~196.
- Bergstrom, T. and Goodman, R., "Private Demands for Public Goods," *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp. 280~296.
- Bewley, T., "A Critique of Tiebout's Theory of Local Expenditures," *Econometrica* 49, 1981, pp. 713~740, .
- Bhagwati, Jagdish N. and Srinivasan, T.N., "On Reanalyzing the

- Harris-Todaro Model: Policy Rankings in the Case of Sector-specific Sticky Wages," *American Economic Review* 64, 1974, pp. 502~508.
- Boadway, R. and Flatters, F., "Efficiency and Equalization Payments in a Federal System of Government: A Synthesis and Extention of Recent Results," *Journal of Canadian Economics* 15, 1982, pp. 613~33.
- Boadway, R. and Hobson, P., "Intergovernmental Fiscal Relations in Canada," Toronto : Canadian Tax Foundation, 1993.
- Boadway, R., "Grants in a Federal Economy: A Conceptual Perspective," *Intergovernmental Fiscal Transfers: Principles And Practice*, Robin Boad way, R. and Shah, A., (Eds.), The World Bank, 2006.
- Boadway, Robin, "The Theory and Practice of Equalization," *CESifo Economic Studies* 50, 2004, pp. 211~254.
- Borcherding, T. and Deacon, R., "The Demand for the Services of Non-federal Government," *American Economic Review*, Vol. 62, 1972, pp. 891~901.
- Brueckner, J. K. and Kim, H., "Land Markets in the Harris-Todaro Model: A New Factor Equilibrating Rural-Urban Migration Source," *Journal of Regional Science* 41, 2001, pp. 507~520.
- Brueckner, J. K. and Y. Zenou, "Harris-Todaro models with a land market," *Regional Science and Urban Economics* 29, 1999, pp. 317~339.
- Buchanan, J. and C. Goetz, "Efficiency limits of fiscal mobility: An assessment of the Tiebout model," *Journal of Public Economics*, 1, 1972, pp. 25~44.

- Carroll, Robert and John Yinger. "Is the Property Tax a Benefit Tax? The Case of Rental Housing," *National Tax Journal* 47(2), 1994, pp. 295~316.
- Day, Kathleen M. and Stanley L. Winer, "Policy-induced Migration in Canada: An Empirical Study," *International Tax and Public Finance* 13(5), 2006 pp. 535~564.
- Dusansky, Richard and Cagatay Koc, "The capital gains effect in the demand for housing," *Journal of urban economics* 61, 2007, pp. 287~298.
- Feldman, D. H. "The trade-off between GNP and unemployment in a dual economy," *Southern Economic Journal*, Vol. 56, no. 1, 1989, pp. 46~55.
- Flatters, F., J. Henderson, and P. Mieszkowski, "Public goods, efficiency, and regional equalization," *Journal of Public Economics* 3, 1974, pp. 99~112.
- Harris, J.R. and Todaro, M.P., "Migration and Unemployment: a Two-Sector Analysis," *American Economic Review* 60, 1970, pp. 126~142.
- Hayes, K., "A Specification Test for Choosing the "Right" Public-Good Price," *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(2), 1989, pp. 267~273.
- Ingene C.A., "The State of the Art in Modeling Migration in LDCS: A Comment," *Journal of Regional Science* 41, 2001, pp. 529~543.
- Inman, R., "Testing Political Economy's 'as if' proposition: is the median income voter really decisive?," *Public Choice* 33, 1978, pp. 45~65.
- Kaestner, Robert, Neeraj Kaushal, and Gregg Van Ryzin,

- “Migration consequences of welfare reform,” *Journal of Urban Economics* 53, 2003, pp. 357~376.
- Kim, J., “The Use of Equalization Needs: Equalization or Regional Policy?,” International Workshop on Expenditure Needs -- A Joint Workshop of KIPF and Ministry of Interior of Denmark, September 13~14, 2007.
- Krichel, T. and Levine, P., “The Welfare Economics of Rural to Urban Migration: The Harris-Todaro Model Revisited,” *Journal of Regional Science* 39, pp. 429~447.
- M. Fujita, P. Krugman, A.J. Venables, “The Spatial Economy,” MIT Press, Cambridge, MA, 2001.
- MacKinnish, Terra, “Welfare-induced migration at state borders: New evidence from Micro-data,” *Journal of Public Economics* 91, 2007, pp. 437~450.
- Means, T. and Mehay, S., “Estimating the Publicness of Local Government Services: Alternative Congestion Function Specifications,” *Southern Economic Journal*, 61(3), 1995, pp. 614~627.
- Oates, W. E., “An Essay on Fiscal Federalism,” *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1999, pp. 1120~1149.
- Reiter, M. and Weichenrieder, A., “Are Public Goods Public? A Critical Survey of the Demand Estimates for Local Public Services,” *FinanzArchiv*, Vol. 54, 1997, pp. 374~408.
- Rodriguez-Pose, Andres and Nicholas Gill, “Is There a Global Link Between Regional Disparities and Devolution?,” *Environment and Planning A*, 36, 2003, pp. 2097~2117.
- Sato, Yasuhiro and Kazuhiro Yamamoto, “Population concentration, urbanization and demographic transition,”

- Journal of Urban Economics* 58, 2005, pp. 45~61.
- Shah, A., "Fiscal Need Equalization: Is it worth doing? Lessons from International Practices," International Workshop on Expenditure Needs -- A Joint Workshop of KIPF and Ministry of Interior of Denmark, September 13~14, 2007.
- Song, Yan and Yves Zenou, "Property tax and urban sprawl: Theory and implications for US cities," *Journal of Urban Economics* 60, 2006, pp. 519~534.
- Temple, Jonathan, "Growth and Wage Inequality in a Dual Economy," *Bulletin of Economic Research*, 57(2), 2005, pp. 145~169.
- Tiebout, C., "A pure theory of local public expenditures," *Journal of Political Economy* 64, 1956, pp. 416~424.
- Watson, W.G., "An Estimate of the Welfare Gains from Fiscal Equalization," *Canadian Journal of Economics* 19, 1986, pp. 298~308.
- Wildasin, David, E. "Income Redistribution and Migration," *Canadian Journal of Economics*, 27(3), 1994, pp. 637~656.
- Wilson, L.S., "Equalization, Efficiency and Migration: Watson Revisited," *Canadian Public Policy* Vol. 29, No. 4, 2003, pp. 385~396.
- Winer, S.L., "Interprovincial Migration Data: A Supplement to 'Internal Migration and Fiscal structure,'" Economic Council of Canada discussion paper, Ottawa: The Council. May, 1982.
- OECD, "Geographical concentration and territorial disparity in OECD countries," 2003.

<국문요약>

수도권 인구집중과 재정정책

김정훈 · 김현아

분권과 균형발전은 참여정부의 가장 중요한 정부정책이었다. 따라서 본 보고서는 세출분권, 즉 중앙정부와 지방정부간 세출책임의 배분 구조가 수도권 인구집중에 미치는 영향을 분석하였다. 연구결과를 요약하면, 우리나라의 경우 지방정부가 아닌 중앙정부가 교육과 경찰과 같이 혼잡효과가 큰 공공서비스를 책임지고 있기 때문에 대도시의 세입은 인구비례로 늘어나지만 세출부담은 인구나 비례하지 않아서 대도시의 순재정 편익이 상당히 크고, 그 결과 서울과 같은 대도시로의 인구유입 압력이 지속적으로 발생하고 있다.

따라서 만약 우리나라의 지자체도 다른 OECD국가들처럼 혼잡효과가 큰 공공서비스를 제공하는 책임을 일차적으로 진다면, 서울과 같은 대도시의 순재정 편익이 줄어들어 인구유입 압력이 줄어들 것이다. 그리고 이는 곧 경제적 효과성이 낮고 재정부담이 큰 균형발전 정책의 필요성을 낮추는 선순환적인 정책적 효과를 발휘할 것이다.

<Abstract>

The Effect of Expenditure Assignment on Migration into Seoul Capital Region

Jung-Hun Kim · Hyun-A Kim

Decentralization and balanced regional development have been top policy priorities for Noh administration. A main question that arose in the process of pursuing these two policies were whether they are consistent policy goals.

According to other countries' experiences and researches on this issue, decentralization can go either way: it can reduce or worsen regional disparities depending on the economic conditions of a country and the way decentralization is implemented.

In this study, the relationship between expenditure assignment and the population concentration around the Seoul capital region is investigated, and it is shown that the weak congestion effect of the public goods provided by local governments makes a big city like Seoul attract migration into it due to the net fiscal benefit created by the economies of scale effects large cities enjoy.

The policy implication of this finding is the following: if the local public services such as education and police are made to be the responsibilities of local governments, as is the case for most OECD countries, the immigration pressure into Seoul capital region can be

significantly reduced, and policy objectives of decentralization and balanced regional development can be made more consistent with each other.



<著者略歷>

김정훈

고려대학교 경제학과 졸업
미국 Indiana University 경제학 박사
현, 한국조세연구원 선임연구위원

김현아

경희대학교 경제학과 졸업
미국 University of Illinois at Urbana-Champaign 경제학 박사
현, 한국조세연구원 연구위원



研究報告書 07-07

수도권 인구집중과 재정정책

2007년 12월 22일 인쇄
2007년 12월 29일 발행

저 자 김정훈·김현아
발행인 황성현
발행처 한국조세연구원

138-774 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지

전화: 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및 상 일 인 쇄
인 쇄

© 한국조세연구원 2007

ISBN 978-89-8191-375-5

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 6,000원