

서울 이주자의 출신지별 자가비율격차로 분석한 지역차별*

이 성 우** · 임 형 백***

한국 사회에서 출생지는 개인의 주거복지에 어떤 영향을 미치는가? 본 연구에서는 서울에 거주하는 주민들을 출신지역별로 구분하여 편향적인 지역정책과 사회적 편견에 따른 자가소유 비율 차이를 분석하였다. 본 연구에서는 센서스 미시자료(2% 표본)를 이용하여 자가소유 모형을 정립하였고, 주거선택 및 해체기법의 적용에 따른 출신지역별 자가소유비율 차이를 분석하였다. 본 연구의 분석결과 서울에 거주하고 있는 강원 및 호남 출신 가구가 다른 지역 출신자들보다 불균형적으로 낮은 주택소유 비율을 점하고 있는 것으로 나타났다. 자가비율의 차이에 대한 분석에 있어서 영남출신 가구와 강원출신 가구의 자가소유 격차는 대부분 인적자본의 특성 격차(endowment differences)에 기인하는 것으로 분석되었으나, 영남출신과 호남출신의 가구의 비율차이는 모형에서 통제되지 못한 변인들(사회적 차별과 편견, 기타)에 의해 설명되는 잔차 격차(residual differences)에 의한 설명이 더욱 많은 것으로 밝혀졌다. 본 연구는 사회적 차별을 완화할 정책의 필요성과 향후 연구의 필요성을 제안하고 있다.

핵심단어: 지역격차, 지역차별, 지역정책, 자가소유, 해체기법

I. 서론

1960년대 이후 한국의 경제성장과 지역개발은 국가 전체의 총량적인 발전에서는 상당부분 성공적인 면을 찾을 수 있지만 균형발전이라는 측면에서는 부정적인 결과를 초래해 온 것이 사실이다(박수영, 1998; 최영출, 1993:

* 이 논문은 2001년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음 (KRF-2001-041-C00403). 본 연구의 초기 원고는 2002년 한국사회학회 후기사회학대회에서 발표되었음. 본 연구의 저자들은 유익한 논평 및 지적을 통해 논문의 완성도를 높여준 은기수 편집위원장 및 익명의 심사위원들에게 감사사를 드립니다.

** 서울대학교 농경제사회학부 지역사회개발전공 교수(seonglee@snu.ac.kr)

*** 서울대학교 농업생명과학원 선임연구원

허재완, 1991). 즉 특정지역의 집중투자와 이로 인한 파급효과를 근간으로 하고 있는 불균형 성장전략으로 인하여 경제력의 지역 편중현상, 지역 간 경제개발 및 발전의 차별성 그리고 이에 따른 특정지역 주민의 피해의식과 소외의식을 심화시키게 되었다.

본 연구의 목적은 한국사회에 존재해 왔다고 인식되고 있는 지역격차와 지역차별이 출신지역별 주민들의 주거수준에 어떻게 영향을 미쳤는가를 실증 분석하는데 있다. 세계적으로 보기 드물게 동질적인 민족을 형성하고 있는 한국인이 편향적 정부정책 및 출신지역의 차이로 인한 차별과 이로 인한 주거수준의 차이가 있다면 이는 반드시 치유되어야 할 내용이며, 다른 한편으로 지역격차와 차별에 대한 실증연구는 형평성에 기초한 정부정책에 대한 가능자로 작용할 수 있다는 측면에서도 그 중요성을 담고 있다.

기존의 지역격차와 차별에 대한 연구는 격차 및 차별에 대한 현상을 다양한 거시지표(GRP, 산업생산, GINI계수 등)를 가지고 설명하는 데 치중되어 왔다(김성태 외, 1990; 김영용, 박진석, 1996; 김영용, 서종석, 1989; 김영정, 1991; 김의준, 1992; 박성복, 1997; 유삼렬, 1996; 허재완, 1989a, 1989b; 홍성웅, 1990). 하지만 이로 인한 출신지역별 주민들에 대한 사회경제적 차이에 대한 미시적 수준(개인이나 가구)에서의 연구는 전무한 실정이다. 미시적 수준에서 출신지역 주민들에 대한 설문조사를 통해 개인 또는 가구의 주관적인 내용을 담고 있는 연구는 상당히 이루어져 왔다(시사저널, 2001; 한국사회학회 편, 1992; 한국심리학회 편, 1992 참조). 하지만 이러한 설문 연구는 조사대상자의 주관적 진술과 견해에 의존하기에 지역격차와 차별로 인한 출신지역별 주민들의 객관적 피해사실을 입증하는 데는 다소 무리가 있어 보인다. 본 연구에서는 서울이라는 중립적 지리적 공간에서 이루어져 온 출신지역별 주민들의 주거수준의 차이를 연구한다는 측면에서 다른 연구와 차별성이 있다 하겠다.

본 연구에서는 1980년부터 2000년 사이 서울지역에 거주하고 있는 가구의 자가비율을 출신지역별로 구분하여 분석하고 있다.¹⁾ 여타 지역과는 달리

1) 개별 지역에서의 직접적인 자가비율 비교가 직접적인 주거수준 차이의 설명에 있어 더욱 적합하다는 한 심사위원의 지적이 있었다. 본 저자들이 분석한 바에 의하면 개별 지역에서의 자가비율은 개별지역출신이 가장 높게 나타나고 있다(하성규, 이성우, 2001, 표3 참조). 영남출신은 영남지역에서, 호남출신은 호남지역에서 자가비율이 가장 높으며 이러한 경향은 충청 및 강원 그리고 경기도도 동일하게 적용된다. 이것은 이주자에 비해 토착민들의 지역주택시장에 대한 높은 정보획득 능력, 그리고 이주자에 비해 고령층인 비이주자가 오랜 경제활동으로 인한 경제적 안정성 등과 같은 주택시장의 일반 이론에 의한 설명에 기인하리라 판단된다. 따라서 개별 지역보다는 인구의 구성 및 배경에 있어 더욱 중립적인 지역인 서울이 본 연구의 주제와 더욱 부합되리라 판단된다.

지역색을 드러내지 않는 유일한 지역인 서울은 정치, 경제, 문화, 교육 등의 수준이 타 지역에 비해 월등히 우월적인 지위에 있으며 그 집중도는 지나칠 정도로 높다. 따라서 여타 지역 사람들은 서울을 동경하고 서울 지향적 사고가 지배적이다. 서울 인구는 전국 각지에서 모인 다양한 사람들로 구성되어 있어 출신 지역별 비교 연구의 좋은 사례지역이기도 하다. 이러한 측면에서 서울지역에서 자가소유와 같은 주요한 사회지표를 출신지표로 비교 분석하는 것은 앞에서 언급한 지역격차, 지역감정 등의 지역주의 현상과 관련된 분석에 있어서 매우 효율적이라고 여겨진다.

II. 이론적 배경 및 연구가설

지역문제의 대부분은 지역격차에서 비롯되는 것으로 볼 수 있다. 제2차 세계대전 이후 독립을 획득한 대부분의 개발도상국가들은 선진국가들의 경제성장을 뒤쫓기 위해 효율성과 총량경제의 성장을 최우선 목표로 삼아 왔다. 이러한 정책을 시행한 결과 각종 경제활동은 집적경제의 이익을 누릴 수 있는 중심지역으로 집중되었고, 반면에 낙후지역의 경제는 정체되거나 쇠퇴를 거듭해왔다. 한국에서의 지역격차와 차별에 대한 연구는 다양한 시각과 학문적 배경을 가지고 상당한 수준의 연구가 진행되어 왔으나 지금까지의 논의를 나누면 대체로 구조적인 차원과 심리적인 측면의 두 가지로 대별될 수 있다.

구조적인 측면에서 설명하는 지역격차는 주로 1960년대 이후 등장한 일련의 영남권을 중심으로 한 정치세력의 등장과 이들 세력에 의해 자의적으로 형성된 지역 간 불균등한 경제 성장이 호남지역의 위화감과 소외감을 불러일으켜 지역감정의 원인이 되었다는 것이고(한국사회학회 편, 1992), 심리적인 측면에서 바라보는 지역격차는 호남권에 대한 편견의 주체와 객체가 단순히 영남과 호남만이 아닌 호남지역에 대한 기타 지역 주민 모두가 가지는 편견의 문제로 그 역사적 뿌리가 비교적 오래된 것으로 인식하고 있다(한국사회학회 편, 1992; 한국심리학회 편, 1992).

1. 편향적 지역개발정책

1960년대 이후 한국의 경제정책의 목표는 능률과 외형적 성장위주였다. 가난을 극복하고 총량적 성장을 달성하기 위한 개발전략은 국민경제의 규모

와 국가 전체의 부를 짧은 기간 내에 극대화시키고자 하는 것이 목적이었다(홍기훈, 1996). 이를 위해 그 동안 우리나라가 취해온 개발방식은 불균형 성장론에 입각한 하향식 개발방식이었다. 국토개발차원에서 소수의 지역에 투자를 집중함으로써 규모의 경제를 기대하고자 하였다. 특히 개발연대 초기 우리나라는 어느 개발도상국의 경우와 마찬가지로 한정된 재원으로 모든 지역에서 동시 다발적으로 개발사업을 추진하기가 어려웠다. 즉 제한된 재원을 비교우위가 있는 산업이나 지역에 집중 투자함으로써 규모의 경제를 실현시켜 투자의 효율성을 높일 수 있다는 것이다. 초기에는 지역간의 격차가 증대되나 경제성장이 어느 수준에 이르면, 경제성장의 효과가 주변지역과의 인구이동, 자본 및 기술이동, 제도 등에 의해 주변지역으로 흘러들게 된다는 것이다(Myrdal, 1957; Hirschman, 1976; 김태명 외, 1992; 박혜자, 1992). 그러나 이러한 전략은 지역간, 사회 계층간 성장과 발전의 차이를 심화시키게 되며 보편적인 경제정의의 실현을 어렵게 만든다. 또한 개발 과정에서 발생한 격차는 경제적 측면뿐만 아니라 사회-문화적인 측면에도 영향을 미치게 되고 결과적으로 전반적인 복지 수준의 격차로 나타난다(문석남, 1991). 즉 선 개발 후 분배라는 개발철학의 한계라고 표현할 수 있다.

정부의 능률 및 총량적 성장위주의 정책은 지역별 격차를 낳게 되었다. 1960년대 이후 지역총생산(GRP) 규모가 빨리 성장한 지역은 수도권(서울, 경기, 인천)과 영남권(경남, 부산, 경북, 대구)이다. 수도권을 제외한 지역 중 영남권의 성장이 두드러지는데, GDP 대비 GRP 규모의 비율은 호남지역에 비해 월등히 높다. 예를 들어, 경남-부산지역의 GDP 대비 GRP 규모의 비율은 1968~1993년 사이 지속적으로 20%선을 유지한 반면, 전남-광주 지역은 10% 미만 수준을 보이고 있다. 이러한 사실을 통해 1960년대 말 이후 달성한 한국의 경제성장은 지역적으로 서울을 중심으로 한 수도권과 영남권 두 개의 성장축을 중심으로 달성되었다는 것을 알 수 있다(홍기훈, 1996). 또한 1970~1990년의 지역개발격차에 대한 연구(김태명 외 2인, 1992)에서도 종합적인 지역개발격차가 꾸준히 감소되는 가운데서도 충남, 전북, 전남 지역의 지역개발수준이 최하위에 머물러 왔다는 사실로 한국의 지역개발격차 구조가 변하지 않았다는 것을 알 수 있다.

제2차 국토종합개발계획 기간중인 1982년부터 1988년 사이 7년간 투자된 국토개발 비용의 총액(1985년 불변가격으로 87조 6천 46억원)중 수도권에 38.9%, 영남권에 27.0%이 분배된 반면, 호남권에는 13.4%가 투자되어 투자의 지역편중현상이 드러났다. 또한 지역별로 투자된 항만, 고속도로 등의 주요 SOC 투자에서도 이것은 잘 나타나고 있다. 그 구체적인 예로

1977~1990년의 투자된 지역별 토목공사비를 보면 수도권과 영남권이 각각 31.0%로 전체의 60% 이상을 투자한데 비해, 여타 지역은 호남권(광주, 전남, 전북)이 16.4%, 충청권(대전, 충남, 충북)이 14.4%, 기타(강원, 제주)가 7.1%로 상대적으로 빈약한 투자를 나타냈다(김영정, 1994). 영-호남 두 지역 간의 불균형적인 투자는 1990년대 초반까지 지속되었는데 1993~1995년의 3년 사이 영남지역이 호남지역 보다 3.2배 이상 더 많은 사업비가 투자되었는데, 이는 영남 인구가 호남보다 많다(2.3배)는 것을 고려하더라도 과도한 불균형이라는 지적도 있었다(1995년 국정감사 보도자료).

이 이외에도 제조업, 지방재정, 고용능력과 취업기회 등에서 성장지역인 수도권과 영남권에 비해 호남, 강원, 충청권이 상대적으로 열악하게 나타나고 있으며, 격차는 매우 심화된 상태이다. 1970년대 이후 가속화된 영-호남 양극화 현상은 대규모 공단의 지역적 편중이 한 원인이다. 중화학공업 육성에 있어 동남해안 지역을 선호한 이유는 용지, 용수, 항만 등의 입지적 이점과 중공업 유치에 유리한 산업구조 때문이었다. 그러나 단순한 입지조건이나 산업구조 외에 기간산업을 자기지역으로 유치시키려는 정치적 이해가 적지 않게 개재되어 있었다고 판단된다(김문조, 1990: 153-165).

지역 간 삶의 제 조건이 불균형적인 것은 지역 간 빈곤상태와 수준으로 나타날 수 있다. 지역별 생활보호 대상자 현황(1995년)을 보면 인구 1만명당 생활보호 대상자 수는 전국 평균이 446명이다. 이것은 서울 116명, 부산 194명, 대구 248명, 경남 556명인데 비해 광주 388명, 전남 1,527명(전국 최고치), 전북 1,473명으로 나타나 지역에 따라 상당한 편차를 보이고 있다. 이러한 현상은 서울지역의 경우에도 동일하게 적용되고 있다. 서울지역 저소득층 가구의 출신지역별 분포에 의하면 호남권의 비율이 월등히 높게 나타났다(나간채, 1990: 79-100; Chon, 1992; 홍기훈, 1996). 이러한 계층은 IMF금융위기와 같은 사회전체의 충격에도 더욱 취약한 것으로 드러나고 있어서 출신지역에 따른 사회적 불균등 현상은 구조적으로 재생산될 수밖에 없는 문제로 남아 있다(Ha & Lee, 2001).

2. 사회적 편견과 지역감정

한국 지역주의 형성은 전통적인 지역관에서 유래하였고, 직접적으로는 편파적 엘리트 층원, 경제적 격차, 대통령선거 등에서 지역의식이 확대 고조되었다고 지적되고 있다(김문조, 1990: 153-165). 지역감정은 오랜 세월동안의 사회-문화적, 정치-경제적 요인이 누적되어 나타났을 뿐만 아니라, 지리-생태

적인 요인 등이 복합적으로 작용하여 특정지역에 대한 편견이 심화되었다고 볼 수 있다(신복룡, 1996).

망국적 지역갈등과 지역감정은 역사적으로 다양한 해석이 내려지고 있다. 역사적인 맥락으로 볼 때, 지배층의 통치 이념에 결부된 풍수지리설과 유교 문화의 영향이 분파성과 지역 감정을 파생-조장한 원인으로 작용했었다고 보는 견해가 있다(문석남, 1991). 또한 지역감정이나 지역갈등의 뿌리를 영-호남간의 역사적 관계에서 찾고 이것이 지역감정이나 지역갈등의 주원인으로 인식되고 있는 것은 큰 오류라는 견해도 있다(송복, 1990: 13-26). 그러나 해방부터 1960년대까지가 지역격차가 심화되기 시작한 시기라는 것에는 이견이 없는 듯 하며, 이러한 지역격차의 가장 결정적인 요인은 지역편중적 개발정책(문석남, 1991: 33-44; 박혜자, 1992)과 영남권 중심의 권력독점인 것으로 요약된다.

우리나라 국민은 각 지역에 대한 일정한 선입관념을 지니고 있는 것으로 나타났다(고흥화, 1993; 오수성 외, 1990: 97-138; 홍기훈, 1996). 전통적이며 관습적으로 내려오는 각 지역민에 대한 고정관념으로는 서울사람은 사교적이고, 영리하나, 이기적이고 인색하다; 전라도 사람은 생활력이 강하고, 사교적이나 이기적이고, 신뢰성이 없다; 경상도 사람은 생활력이 강하고, 결단성이 있으나 시끄럽다; 충청도 사람은 다정하고 겸손하다, 보수적이고 결단성이 없다 등이다. 이러한 인식 이외에, 호남인 기피의식은 영남에 국한된 것이 아니라 호남이외의 전지역에 걸쳐 보편적 현상임이 밝혀졌다. 그리고 출신지 때문에 입사나 승진상의 피해를 입었다는 사람 중 호남출신이 가장 많았다는 사실로서도 지역적 편견과 감정이 매우 심각하다는 것을 알 수 있다(김만흠, 1991: 시사저널, 2001).

지금까지 연구된 지역감정 및 지역에 대한 고정관념연구를 종합해 보면 호남인의 성격 특성으로 부정적인 특성이 반복되어 지적되고 있다. 그러나 과연 호남인이 타 지역사람들에 비해 성격이나 행동양식에서 확연히 구분되는 특징이 정말 존재하고 있느냐 하는 점은 의문의 여지가 남아 있다. 한 성격검사의 연구결과로는 호남인의 성격은 영남인의 성격과 크게 다르지 않은 것으로 나타나 지역감정이 호남인의 성격 때문이라고 보는 것은 근거가 없다고 밝히고 있다(오수성 외, 1990: 97-138).

그 동안의 연구들을 종합해 보면 영남사람들의 지역감정은 배타적 편견에 그 근거를 두고 있고, 호남사람들의 지역감정은 정치 사회적 구조에서 오는 소외의식과 박탈감으로 보여진다는 것이다(홍기훈, 1996). 특히 대통령, 국회의원 선거결과에서 나타나는 현상으로서 호남지역과 영남지역에서

는 특정 정당에 각각 몰표를 몰아주는 현상을 보이고 있다. 이는 이 두 지역 주민들이 지닌 내집단의 단결력, 지역감정의 표출, 배타의식 등이 복합적으로 작용하였다고 보여진다.

3. 연구의 가설

본 연구는 한국사회에 존재해 왔다고 믿어지는 지역격차와 차별이 출신지역별 지역주민들의 주거수준에 어떻게 영향을 끼쳤는가를 실증 분석하는 것을 주요내용으로 하고 있다. 본 연구에서는 서울지역에 거주하고 있는 출신지역별 주민들의 주거수준의 차이를 재산형성의 정도를 반영하는 자가소유여부(homeownership)를 이용하여 분석하고, 이를 통해 편향적 지역개발정책과 차별로 인한 피해가 있는지를 검증하고, 그 변화과정을 시대별로 살펴보고자 한다. 본 연구에서는 1960년대이래 시행되어 온 편향적인 지역정책과, 특정지역주민에 대한 편견이 출신지역별 주민들의 주거복지수준에 끼친 영향을 다음의 두 가지 연구 가설을 설정하여 실증 분석하는 것을 주요 내용으로 하고 있다.

첫 번째 가설은 편향적 지역개발정책으로 인해 해당 출신지역별 주민들에 대한 주거 수준상의 차별성이 존재하는가 여부이다. 이는 1960년대이래 중앙정부 주도의 국토개발축이 서울-대전-부산으로 이어져 왔다는 점에 착안하여, 소위 개발혜택을 받은 지역(경기, 충남, 영남)과 개발축에서 소외된 지역(호남, 강원)으로 구분하여 두 지역 출신주민들의 경제적 주거수준에 대한 차별성을 분석할 것이다.

두 번째 가설은 호남출신에 대한 사회적 편견이 호남 출신 주민의 주거수준에 어떻게 영향을 끼쳤는가 하는 것이다. 이것은 지역차별이 영-호남간의 이분법적 관계가 아닌 호남지역에 대한 영남지역 주민들과 기타지역 주민들의 종합적 편견이라는 사실에 근거하고 있다(한국심리학회 편, 1992).

상기의 두 가지 가설에 대한 실증을 위해 본 연구에서는 서울 거주 주민들의 출신지역별 자가비율 차이를 통해 지역격차와 차별로 인한 주거수준의 차이와 그 피해결과를 분석하고자 한다. 개인 및 가구의 경제적 수준을 검증하는데는 소득수준이 가장 광범위하게 쓰이는 편이지만 현재소득이 개인이나 가구의 항상소득(permanent income)을 잘 반영하지 못하는 한계로 인해 일정기간의 사회현상을 설명하는데 한계가 있다. 반면 자가소유(homeownership)와 같은 주거지표는 누적된 사회현상과 개인 또는 가구의 오랜 기간동안의 경제활동의 결과를 가장 잘 반영할 수 있는 사회지표이기

에 본 연구에서 실증하고자 하는 두 가지 가설을 설명해줄 수 있는 매우 적합한 지표라고 하겠다.

일반적으로 자가집단은 차가집단에 비해 소득이 높고, 직업이 안정되고, 가구주의 연령이 높은 편이다. 이러한 현상은 선진자본주의 국가도 유사한 형태를 보이고 있는 바 자가소유는 결국 사회적 신분과 지위, 그리고 경제적 수준을 나타내는 중요한 지표임이 분명하다(Wachter & Megboluger, 1992; Boehm et al., 1999; DiPasqual & Glasser, 1999; Gyourko et al., 1999; 하성규, 1999). 이러한 관점에서 서울의 주거사정을 대변하는 주택점유형태, 특히 자가점유가구를 분석하는 것은 매우 중요한 사회경제적 의미를 지닌다.

III. 자료 및 변인

본 연구에서 사용된 자료는 1980년, 1990년, 2000년 인구센서스 2% 표본이다. 개인 및 가구의 출신지역에 대한 정보를 내재하고 있는 센서스 자료는 신뢰성이 높다는 점과, 다양한 변인들(성별, 연령, 학력, 직업, 가구원수, 주택유형, 출신지 등 자가소유와 관련된 변인들)을 이용할 수 있다는 측면에서 본 연구의 목적에 부합하는 자료라고 하겠다.²⁾ 종속변수는 자가소유 여부이며, 독립변인 및 그 설명은 <표 1>에 제시되어 있다.

변수간의 다중공선성의 문제를 방지하기 위해서는 각각의 변수들이 다른 변수와 독립적이어야 한다. 일반적으로 VIF(Variance Inflation Factor)가 5미만, Conditional indices가 30 미만이 다중공선성을 방지하지 위한 경험적 법칙으로 사용된다(Judge et al, 1988). 본 연구의 자가소유모형에 사용된 독립변인은 이 기준에 의해 부호화되었다.

IV. 연구방법: 해체기법과 이항 로짓모형

해체기법은 두 집단간 추정치의 차이를 야기시킨 원인을 인식하기 위해 사용되는 유용한 분석기법 중 하나로, 남녀 및 인종간 임금격차를 분석하는

2) 센서스자료는 자가소유와 주요 결정요인으로 인식되고 있는 현 거주지에서의 거주연한, 현재소득 및 항상소득, 유산 및 누적소득 등에 대한 정보를 결여하고 있다.

〈표 1〉 자가확률 모형의 변인 설명

변인	설명	예측치
종속변인		
OWN	자가(=1), 차가(=0)	
독립변인		
인구학적 변인		
AC1	19-25세	-
AC2	26-35세(준거집단)	
AC3	36-45세	+
AC4	46-55세	+
AC5	56-65세	+
AC6	66세 이상	+/-
GENDER	남성(=1), 여성(=0)	+/-
MARRY	유배우자(=1), 기타(=0)	+
SIZE1	가구원수 1-2명(준거집단)	
SIZE2	가구원수 3-4명	+
SIZE3	가구원수 5명 이상	+
사회경제적 변인		
SCHOOL	4년제 대학졸업이상(=1), 기타(=0)	+
JOB1	전문직,기술직	+
JOB2	사무,서비스직	+
JOB3	판매직	+
JOB4	농림수산업	+
JOB5	기능직	+
JOB6	실업자(준거집단)	
이동변인		
(현재 및 5년전 거주지 기준)		
MIG1	서울 이외지역으로부터의 이주(원거리 이동)	-
MIG2	서울 시내지역에서의 이주(근거리 이동)	-
MIG3	비이주자(준거집단)	
지역변인		
LOCATE1	종로구, 중구, 용산구(준거집단)	
LOCATE2	동대문구, 성동구, 중랑구, 광진구	+
LOCATE3	성북구, 강북구, 도봉구, 노원구	+
LOCATE4	마포구, 은평구, 서대문구	+
LOCATE5	강서구, 양천구, 구로구, 금천구	+
LOCATE6	관악구, 영등포구, 동작구	+
LOCATE7	강남구, 서초구	+
LOCATE8	강동구, 송파구	+
LOCATE9*	분당, 중동, 평촌, 산본, 일산	+

주: 독립변인 중 'LOCATE9' 는 2000년 모형에서만 사용되었다.

데 많이 이용된다. 이 기법은 노동시장 내 존재하는 것으로 판단되는 남녀 간 임금차별을 밝히기 위한 Oxaca(1973)와 Blinder(1973)의 연구에서 처음 사용되었다. 미국의 경우 남녀 또는 인종간 임금수준 차이에 대한 차별여부에 대한 분석이 여전히 진행되고 있지만(Blau and Ferber, 1990; Raphael and Riker, 1999), 최근 이 기법이 가장 많이 사용되고 있는 분야는 주택의 소유 및 주택저당대출에 대한 차별의 여부에 집중되고 있다.

Roistacher와 Goodman(1976)은 해체기법을 집단간 주택 소유비율의 차이에 적용시킨 최초의 연구로 간주되고 있다. Wachter and Megbolugbe(1992)는 1990년 미국 센서스자료를 이용하여 미국의 주류 인종인 백인에 비해 흑인과 히스패닉계의 자가비율의 차이가 차별에 기인할 가능성을 보고하고 있다.

주택 저당금 대출에 있어서의 차별에 대한 연구는 이 기법이 가장 많이 응용되고 있는 분야다(Browne and Tootell, 1995; Carr and Megbolugbe, 1993; Heckman, 1998; Miller, 1988; Munnell et al., 1996; Ross, 1996, 1997; Shear and Yezer, 1985; Williams and Nesiba, 1997; Yinger, 1998). 해체기법을 이용한 차별연구의 가장 중요한 실증분석으로는 Munnell et al.(1996)의 연구다. 이 연구에서는 주택저당금 신청에 있어서의 인종간 차별을 분석하여 미국내 인종간 주택소유비율의 차이가 차별에 의한 개연성을 부각시켜 당시 미국사회에 엄청난 반향을 일으킨 바 있다. 또한 이 기법은 Ault et al.(1991)이 적용한 금연의 집단간 차이 등과 같이 다양한 사회과학 분야에서 응용되고 있기도 하다.

본 연구에서 적용될 이 기법의 개략적 설명은 다음과 같다. Z 는 관측된 자가소유의 지표들, X 는 자가소유의 결정변인을, α 는 상수항을, β 는 계수의 벡터항이다. 상첨자 Y 와 N 은 각각 영남출신자(Group Y)와 비영남출신자(호남 또는 강원: Group N)를 의미한다. 각 집단의 자가소유 지표의 평균치(\bar{Z})는 식(1a)와 식(1b)에서 정의되어 있으며, 여기서 \bar{X} 는 자가소유 결정변인의 평균치이다.

$$E[Z^Y] = \bar{Z}^Y = \alpha^Y + \bar{X}^Y \beta^Y \dots\dots\dots(1a)$$

$$E[Z^N] = \bar{Z}^N = \alpha^N + \bar{X}^N \beta^N \dots\dots\dots(1b)$$

식(2)에서 \bar{Z}^H 는 비영남 집단 표본의 자가소유 결정요인의 평균치를 영남 집단의 모형에 대입하여 자가소유 지표의 가설적 평균치를 도출한 것이다.

\bar{Z}^H 는 영남 출신자들과 동일한 상황이라는 가정 하에 경험하였을 비영남 출신자들의 가설적인 자가소유 평균치를 나타낸다.

$$E[Z^H] = \bar{Z}^H = \alpha^Y + \bar{X}^N \beta^N \dots\dots\dots(2)$$

식(3a)와 식(3b)에 나타난 $E[Z^H]$ 를 이용하면, 두 집단 간의 자가소유의 차이는 잔차효과와 특성효과로 나누어 생각할 수 있다. 식(3a)에서 우변의 첫번째 항은 특성효과이며, 두번째 항은 잔차효과이다. 특성효과는 모형에서 통제된 변인에 의한 차이를 의미하고, 잔차효과는 사회적 차별이나 모형에서 통제되지 않은 측정 불가능한 요인들에 의한 것으로 해석된다(Blinder, 1973; Oxaca, 1973; Munnell et al., 1996; Wachter and Megbolugbe, 1992). 잔차효과는 식(3b)의 두번째 항과 세번째 항으로 나타난 것처럼 상수효과와 계수효과로 나눌 수 있다.

$$E[Z^Y] - E[Z^N] = \{E[Z^Y] - E[Z^H]\} + \{E[Z^H] - E[Z^N]\} \dots\dots\dots(3a)$$

$$= (\bar{Z}^Y - \bar{Z}^H) + (\bar{Z}^H - \bar{Z}^N)$$

$$E[Z^Y] - E[Z^N] = (\bar{X}^Y - \bar{X}^N) \beta^Y + (\alpha^Y - \alpha^N) + \bar{X}^N (\beta^Y - \beta^N) \dots\dots\dots(3b)$$

식 (3a)에 있는 $E[Z^H]$ 를 유도하기 위해 본 연구에서 사용된 연계함수는 이항로짓모형이다. 종속변인이 이항분포를 상정하는 경우 널리 사용되는 로짓모형의 식은

$$\log \frac{P}{1-P} = Z = \alpha + X\beta$$

로 나타낼 수 있고, 자가소유의 확률평균치는 다음과 같은

$$P = \frac{1}{1 + e^{-\alpha - \beta X}}$$

식으로 나타낼 수 있다. 아래의 식(4)는 식(1)에서 식(3)까지 적용되는 해체기법에 대한 실행 로짓모형을 나타낸다.

$$P^Y - P^N = (P^Y - P^H) + (P^H - P^N),$$

$$\text{여기서 } P^Y = \frac{1}{1 + e^{-\alpha^Y - \beta^Y \bar{X}^Y}},$$

$$P^H = \frac{1}{1 + e^{-\alpha^Y - \beta^Y \bar{X}^H}}, \dots\dots\dots(4)$$

$$P^N = \frac{1}{1 + e^{-\alpha^N - \beta^N \bar{X}^N}}$$

V. 분석 결과

〈표 2〉는 1980~2000년 사이 수도권 지역에 거주하는 주민들의 자가비율을 출신지별로 분석한 것이다. 동 기간 중 수도권에 거주하는 강원 및 호남 출신자들은 다른 지역 출신자들과 비교할 때 자가소유 비율이 상당히 낮음을 알 수 있다.

1980년 이래 서울지역에 거주하고 있는 가구를 대상으로 출신지역별 자가점유 비율을 분석한 결과 특정 년도만의 현상이 아닌 지난 20년간 지속적인 차이가 존재하고 있는 것으로 밝혀졌다. 하지만 1995년 이후 약간의 변화가 감지되고 있다. 1990년까지는 호남출신의 자가점유 비율이 가장 낮았으나, 1995년 이후에는 강원출신의 자가점유비율이 가장 낮은 것으로 나타났다. 영남 대 강원출신의 자가점유비율의 차이도 1995년 이전까지는 약 8% 또는 그 이상을 유지하였으나, 2000년에는 그 차이가 약 4.6%로 감소하였다. 〈표 2〉와 같은 단순 분석으로 이러한 차이에 대한 직접적인 설명은 불가능하지만, 이것은 1980년대 후반과 1990년대 초 노태우정부가 실행한 대규모 주택공급과 밀접한 관련이 있는 것으로 판단된다. 즉, 주택건설 200만호 정책을 통한 주택공급의 확대는 당시 자가소유비율이 낮았던 호남출신자의 자가소유 비중의 증대로 귀결된 것으로 판단된다.³⁾

〈표 2〉 1980~2000년 수도권지역의 출신지역별 자가소유비율(%)

년도	수도	영남	호남	강원	충청	서울	전국
1980	50.77	44.78	34.11	38.89	42.45	44.11	58.08
1990	42.39	41.72	32.28	32.12	39.07	38.42	49.35
2000	44.68	44.78	40.14	36.75	47.19	41.65	54.35

자료: 1980-2000 통계청 인구센서스 2% 표본자료

1. 회귀분석 결과

〈표 3〉은 2000년 서울에 거주하는 영남·호남·강원 출신 가구의 자가소유확률 모형의 추정결과다.⁴⁾ 본 연구에서 설정된 자가모형은 개별 계수의 측정치와 모형적합성(R^2)의 결과에 기초하여 보았을 때 대체로 설명력이 높음을 알 수 있고, 다수의 독립변인은 자가확률에 대한 이론과 부합되는 부호의 방향 및 통계적 유의성을 가진 것으로 나타났다.

가장 연령이 낮은 집단(AC1)의 자가소유확률은 부(-)의 효과를 보이고 있으나 다른 집단에서는 모두 정(+)의 효과를 보이고 있는데, 이는 생애주기기에 따라 자가소유의 경향이 높아진다는 사실을 의미한다. 결혼한 유배우 가구(MARRY)인 경우 그렇지 않은 집단보다 자가소유확률이 높게 나타났으며, 가구원수가 많을수록 자가일 경우가 많았다. 가구원수가 많아지면(SIZE2, SIZE3) 해당 가구에 알맞은 주택을 임대하기가 어려워지므로 자가 구매하는 경향이 높아지게 되는 것이다.

흥미로운 결과는 성별(GENDER)에서 찾아볼 수 있다. 1980년, 1990년 모형의 경우 남성가구주가 여성가구주보다 자가소유확률이 낮은 것으로 나타났는데, 이는 다음과 같은 맥락으로 이해할 수 있다. 주택가격과 임대료가 상당히 비싼 한국의 상황에서 주택은 안정적인 생활을 영위하는데 최소한의 필요조건이라 할 수 있다. 따라서 노동환경 및 조건이 여성에 그리 우호적이지 않은 상황에서 여성가구주는 차가보다는 자가와 같은 안정된 주거공간을 확보하려는 경향이 강한데 기인한다(하성규, 이성우, 2001).⁵⁾

하지만 2000년 모형에서는 이 변인의 부호가 음으로 바뀌어 가구주가 남성인 경우 자가소유의 확률이 상대적으로 높은 것으로 나타났으나 통계적인 유의성은 없었다.

예상한 대로, 학력(SCHOOL)이 높을수록, 직업의 사회적 수준(JOB1, JOB2)이 높을수록 자가소유확률은 증가하였다. 농림수산업 종사자(JOB4) 또는 기능직(JOB5)의 경우 준거집단인 실업자보다 자가소유확률이 낮은 경우가 있었으나, 통계적으로 유의미하지는 않았다. 모든 집단에 있어서 비이

3) 이러한 해석은 한 심사위원의 조언에 기초한 것으로 심심한 감사를 표한다.

4) 주요 분석내용이 아님에도 불구하고 분량이 과도하다는 심사위원의 지적에 따라 1980년과 1990년의 분석결과는 본 논문에 제시하지는 않았다. 하지만 저자에게 요청할 경우 제공할 예정이다.

5) 이러한 결과는 한국의 주택시장 뿐만 아니라 미국의 경우에도 동일하게 적용되고 있는 것으로 나타났다(Lee et al., 2000; Myers and Lee, 1998). 또한 경제적 요인을 통제할 경우 주거 안정성에 대한 선호가 남자가구주보다는 여자가구주가 더욱 높다는 사실은 주거선택에 관한 일반적 이론으로 정립되어 있다(Clark and Dieleman, 1996).

〈표 3〉 출신지역별 자가소유 확률 추정치, 2000

변인	영남		호남		강원	
	추정치	표본오차	추정치	표본오차	추정치	표본오차
INTERCEPT	-1.2848***	0.0857	-1.3609***	0.0687	-1.3480***	0.1638
AC1	-0.1273	0.1066	-0.1232	0.1012	0.0241	0.1905
AC3	0.5321***	0.0414	0.4578***	0.0336	0.4151***	0.0720
AC4	0.8402***	0.0451	0.8507***	0.0366	0.8644***	0.0852
AC5	1.1385***	0.0530	1.2010***	0.0432	1.2316***	0.1015
AC6	1.2865***	0.0694	1.0778***	0.0565	1.1415***	0.1296
GENDER	0.0257	0.0485	0.0357	0.0396	0.0186	0.0889
MARRY	0.4156***	0.0482	0.4025***	0.0392	0.5164***	0.0878
SIZE2	0.3602***	0.0378	0.3105***	0.0318	0.3537***	0.0703
SIZE3	0.5201***	0.0511	0.5306***	0.0406	0.6608***	0.0999
SCHOOL	0.3037***	0.0330	0.2618***	0.0303	0.3757***	0.0652
JOB1	0.3370***	0.0453	0.4001***	0.0404	0.2280**	0.0907
JOB2	0.2459***	0.0445	0.3287***	0.0375	0.2011**	0.0861
JOB3	0.0821*	0.0461	0.1698***	0.0354	0.0072	0.0904
JOB4	-0.4261	0.3603	0.2090	0.2199	-0.1507	0.4849
JOB5	-0.0348	0.0478	0.0516	0.0347	0.0873	0.0846
MIG1	-1.0519***	0.0457	-0.9777***	0.0399	-0.9342***	0.0870
MIG2	-0.7720***	0.0299	-0.7878***	0.0238	-0.8131***	0.0576
LOCATE2	0.0482	0.0738	0.0579	0.0586	-0.0594	0.1413
LOCATE3	0.2410***	0.0724	0.3026***	0.0575	0.2813**	0.1375
LOCATE4	0.1922**	0.0767	0.2484***	0.0611	0.2034	0.1560
LOCATE5	0.2353***	0.0734	0.2203***	0.0580	0.1247	0.1427
LOCATE6	0.0673	0.0751	0.1124*	0.0591	-0.1701	0.1550
LOCATE7	0.1424*	0.0771	-0.0777	0.0685	0.0468	0.1602
LOCATE8	0.0537	0.0757	0.1001	0.0619	-0.0306	0.1494
LOCATE9	0.5766***	0.0752	0.5591***	0.0614	0.4375***	0.1418
N	11,589		17,107		3,322	
-2 LL	15,939		23,046		4,369	
Model Chi-Square	3,941		5,219		1,131	
AIC	12,050		17,879		3,291	
SC	12,242		18,080		3,450	
Max. Pseudo R ²	0.3858		0.3553		0.3943	

주: * p<.1, ** p<.05, *** p<.01.

자료: 통계청 2% 표본 원자료

주자에 비해 이주자(MIG1, MIG2)의 자가소유확률이 낮게 나타났으며, 이주자의 경우에도 원거리 이주자(MIG1)가 서울시내의 이주자(MIG2)보다 자가에 거주할 확률이 낮게 나타났다. 이는 이주에 따른 적응 기간이 원거리 이주자의 경우가 근거리 이주자보다 상대적으로 긴데 연유한다(이성우, 2002; Cadwallader, 1992; Lee and Zhee, 2001; Lee and Roseman, 1999).

주택이 입지하고 있는 지역변인(LOCATE) 역시 자가소유 확률에 영향을 미치고 있음을 본 연구의 결과에서 찾아볼 수 있었다. 준거집단인 종로구와 중구에 비하여 다른 행정구역에 주택이 입지하는 경우 주택의 자가소유확률이 높아지는 것으로 나타났는데, 이는 종로구와 중구의 대부분에 상업·행정·언론 시설이 밀집해 있어 다수의 지역이 주거지역이 아니라는 점에 연유하는 것으로 판단된다. 전체적으로 살펴보면, 개인의 경제적·사회적 지위가 안정적일수록 서울에서의 자가소유확률이 높아짐을 알 수 있다. 또한 가구의 이주 여부와 주택의 입지요건도 자가소유확률에 큰 영향을 주는 요인임을 확인할 수 있다. 이러한 성향은 연도별, 그리고 집단별로 큰 차이를 보이고 있지 않다.

2. 해체기법을 통한 분석결과

해체기법을 이용하면 특정 지표에 대한 집단간 차이를 집단의 기본적인 성향과 능력 등에 기인하는 특성효과와, 사회적 차별 또는 모형에서 통제할 수 없는 요인으로 설명되는 잔차효과로 나누어 살펴볼 수 있다. 모형의 설정과 설명력 수준에 따라 차이가 있지만 일반적으로 잔차효과는 집단간 차별이 존재하고 있을 개연성을 나타낸다(Ault et al., 1991; Blinder, 1973; Munnell et al., 1996; Oxaca, 1973; Wachter and Megbolugbe, 1992). 해체기법의 분석결과는 <표 4>와 <그림 1>에 제시되어 있다. <표 4>는 1980년·1990년·2000년의 가구주의 출신지별 자가확률을 해체기법으로 분석한 결과이고, <그림 1>은 영남에 대한 호남과 강원출신 주민들의 잔차효과의 비율을 시기별로 표현한 것이다.

회귀분석 결과를 바탕으로 모형에서 추정된 개별 집단의 자가소유비율은 1980년의 경우 영남 44.73%, 호남 34.06%, 그리고 강원 38.78%로 나타났는데 이러한 결과는 <표 2>에서 보여지는 관찰치와 거의 동일한 것이다. 1990년과 2000년의 경우에도 비슷한 결과를 보이고 있는데 이것은 본 연구에서 추정된 종속변수(자가소유여부)에 대한 예측력이 대단히 신뢰성이 있다는 것을 의미한다. 영남출신에 대한 호남과 강원출신에 대한 차이의 변화는 본

연구에서 설정한 가설1이 어느 정도 설명력을 가지고 있는 것으로 판단된다.

추정치에 대한 자가소유비율의 차이는 1980년의 경우 영남과 호남이 10.67%, 영남과 강원이 5.95%로 관찰치의 결과와 마찬가지로 영남에 대한 호남의 차이가 영남에 대한 강원보다 약간 더 많은 것으로 나타나고 있다. 하지만 이러한 차이는 1990년에 약 9.4~9.5%로 비슷한 수준을 보이다가 2000년에는 영남과 강원보다 영남과 호남의 차이보다 더욱 큰 것으로 나타났다. 문제는 이러한 차이가 <표 1>에 소개되어 있는 변인들의 특성간의 차이에 의해 대부분이 설명된다면, 이러한 자가소유비율의 차이는 단순히 개인이나 가구의 주택시장에서의 특성에 의한 차이로 문제가 되지 않는다. 하지만 이러한 차이의 대부분이 통제된 변인의 특성에 의해 설명되지 않는다면, 이러한 차이는 본 모형에서 통제되지 못한 주요한 변수들, 예를 들면, 보유자산 및 거주기간의 차이, 또는 어떤 사회적 편견으로 비롯될 가능성이 높다고 할 수 있다.

영남출신 주민들에 대한 호남출신 주민들의 자가비율 차이는 1980년의 경우 전체의 차이 10.67%중 7.13%만이 특성에 의한 차이로 나타났으며, 나머지 3.54%는 모형에서 통제되지 못한 변인의 차이, 즉 차별이나 편견에 의한 것일 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 반면에 영남에 대한 강원출신 주민들의 자가비율의 차이는 특성효과에 의해 설명되는 부분이 4.56%로 대부분을 차지하고 있으며, 잔차효과에 의해 설명되는 부분은 1.39%에 지나지 않는 것으로 판명되었다. 영남출신 주민들의 자가비율에 대한 차이가 비슷한 호남과 강원출신 주민들의 자가비율의 차이가, 그 내용에서는 상반된 내용을 담고 있는 것이다.

영남과의 비교에 있어서 호남에 대한 잔차효과는 강원에 대한 잔차효과보다 모든 기간에 더욱 큰 것으로 나타났으며, 이러한 차이는 1980년보다는 1990년과 2000년이 더욱 큰 것으로 나타났다. 이 결과는 본 연구에서 설정한 가설2가 어느 정도 개연성을 가지고 있다는 것을 반증한다. 자가비율에 대한 백분율 차이의 변화추이를 보면 이러한 경향이 더욱 뚜렷해진다. 영남에 대한 호남의 자가비율의 차이에 대한 특성효과의 설명은 특성효과가 1980년 66.82%에서 2000년 49.89%로 약 17%가 낮아진데 반해, 동 기간 중 강원은 76.64%에서 69.05%로 약 7%의 변화에 지나지 않았다.

상기의 분석결과는 다음과 같은 두가지 추론을 유추할 수 있다고 판단된다. 첫째, 개발축에서 소외된 호남과 강원지역 주민들의 서울지역에서의 자가소유비율이 서울과 영남, 충청출신 주민들에 비해 많은 차이(9~10%)를

〈표 4〉 특성효과와 잔차효과, 1980~2000

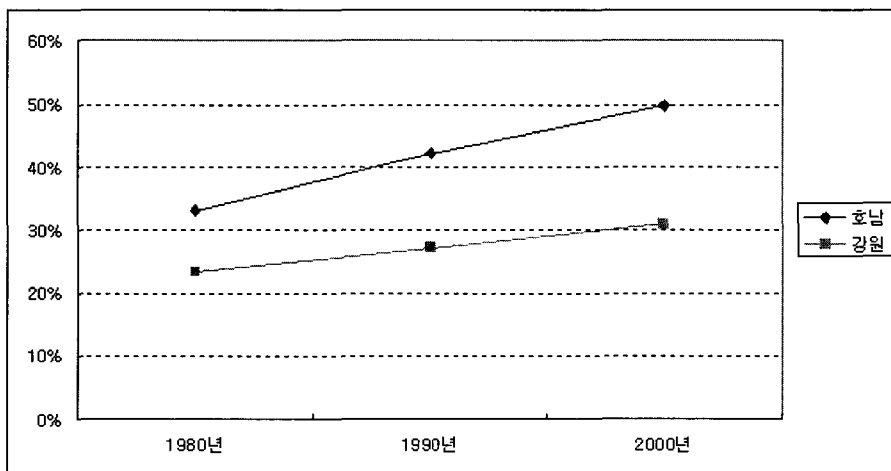
		영남	호남	강원
1980	관찰치	0.4478	0.3411	0.3889
		차이	0.1067	0.0589
	추정치	0.4473	0.3406	0.3878
		가설적 추정치	0.3760	0.4017
		차이	0.1067	0.0595
	백분율 차이(%)	특성효과	0.0713	0.0456
		잔차효과	0.0354	0.0139
		특성효과	66.82	76.64
		잔차효과	33.18	23.36
1990	관찰치	0.4172	0.3228	0.3212
		차이	0.0944	0.0960
	추정치	0.4166	0.3224	0.3216
		가설적 추정치	0.3623	0.3474
		차이	0.0942	0.0950
	백분율 차이(%)	특성효과	0.0543	0.0692
		잔차효과	0.0399	0.0258
		특성효과	57.64	72.84
		잔차효과	42.36	27.16
2000	관찰치	0.4291	0.3876	0.3472
		차이	0.0415	0.0819
	추정치	0.4475	0.4016	0.3677
		가설적 추정치	0.4245	0.3924
		차이	0.0459	0.0798
	백분율 차이(%)	특성효과	0.0230	0.0551
		잔차효과	0.0229	0.0247
		특성효과	50.11	69.05
		잔차효과	49.89	30.95

드러내고 있다. 이것은 강원, 호남과 같이 개발축에서 소외된 지역에서의 낮은 경제성장이 지역주민에 영향을 끼치게 되고 이러한 차이가 가구수준에서의 상속되는 부의 차이 등과 같은 경제적 격차를 야기할 개연성이 있다. 둘째, 영남출신 주민들에 대한 강원출신 주민들의 자가비율의 차이가 인구학적 특성이나 지역적 특성과 같은 개인의 인적자본의 차이에 의해 대부분이 설명되는 반면, 영남에 대한 호남출신 주민들의 자가비율의 차이는 모형에

서 통제하지 못한 변인의 효과 또는 사회적 편견이 그 대부분을 설명하리라고 여겨지는 잔차효과에 의해 설명되고 있다.⁶⁾

이것은 호남주민들에 대한 기타 지역 주민들의 편견(한국심리학회 편, 1992)이 존재하고 있다는 점과, 김대중정권 이전까지 출신지별 인구 대비 낮은 정치 및 재계, 그리고 고위 관료직 비율(한국사회학회 편, 1992) 등과 같은 차별적 요인들이 영향을 끼쳤으리라 판단된다. 다른 한 편으로, 하성규와 이성우(2001)의 연구에서 밝혀졌듯이, 특성효과에 의해 설명되는 부분에 있어서도 영남에 대한 강원출신 주민들의 경우와는 달리, 영남에 대한 호남출신 주민들의 차이가 사회-경제적 요인들에 의해 그 대부분이 설명되고 있다는 점은, 이러한 편견 이외에 교육 및 사회경제적 활동에 있어서도 호남출신주민들이 제약을 받아온 것으로 추론되어지는 부분이다.

〈그림 1〉 영남에 대한 호남과 강원출신의 잔차효과 변화추이(1980~2000)



VI. 결론

지역격차와 차별에 의한 출신 지역주민들의 복지수준에 대한 영향을 알아보는 것은 대단히 중요하다. 민주국가의 근간을 구성하고 있는 것이 개인

6) 동일한 방법론을 사용하여 본 연구와 비슷한 결과를 보이고 있는 Wachter and Megbolugbe(1992)와 Munnell et al.(1996)의 설명은 "차별로 인한 가능성"으로 설명하고 있으며 본 연구에서도 동일한 수준의 해석을 유지하는 것이 타당하다고 판단된다.

의 능력 이외의 요소에 의한 차별과 소외의 방지라는 점을 고려할 때, 세계적으로 보기 드물게 동질적인 민족을 형성하고 있는 한국인이 편향적 정부 정책 및 출신지역의 차이로 인한 차별과 이로 인한 경제적 수준의 차이가 있다면 이는 반드시 치유되어야 할 내용이기 때문이다. 본 연구는 정책적인 측면에서도 유용한 결과를 함축하고 있다. 개인의 능력 이외의 요소에 의한 차별과 소외로 인한 피해의 실상을 객관적인 자료를 가지고 검증한다는 측면에서, 본 연구는 인재 등용에 있어서의 지역할당제 등과 같은 형평성에 기초한 정부정책수립을 위한 주요한 배경이 될 수 있으리라 여겨진다.

본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 1980~2000년 사이 수도권에 거주하는 호남과 강원출신 가구의 자가비율은 영남 및 기타 지역 출신에 비해 현저하게 낮은 것으로 나타났다. 이러한 현상은 개발축에서 소외된 지역주민들의 복지수준이 다른 지역주민에 비해 낮게 나타나고 있다는 측면에서 본 연구에서 설정한 가설1과 부합되는 것으로 보인다. 둘째, 영남출신 대비 호남출신 자가비율의 차이는 상당부분이 모형에서 설명되는 못하는 잔차효과에 의한 것인 반면, 영남과 강원 차이는 본 연구에서 설정한 모형에 의해 설명되고 있는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 호남출신 주민들에 대한 기타 지역출신의 편견 및 차별에 의한 개연성을 설정한 가설2와 일정 부합하는 것으로 보인다.

이성에 토대를 둔 갈등과 대립은 사회 발전을 위한 매개물로서 긍정적이다. 경쟁을 매개로 하는 자본주의체제 하에서 계층간 격차 등과 같은 시장 실패는 일면 불가피한 측면이 있다. 하지만 세계에서 보기 드물게 단일 민족을 형성하고 있는 우리 민족이 단지 출신지가 상이하다는 이유로 복지수준의 차이가 존재한다면 이것은 사회발전에 긍정적이기보다는 부정적인 측면에서 작용할 가능성이 있다. 다른 지역과는 달리 지역색채를 거의 찾을 수 없는 서울지역에서, 호남출신지역 주민들이 다른 지역출신에 비해 상대적으로 열악한 주거환경에 거주하고 있다는 분석결과는 약 10년전 밝혀진 과도한 호남출신 주민들의 빈민층 형성(한국사회학회 편, 1992: Chon, 1992)과 여전히 일정정도 궤를 같이하고 있다는 측면에서 더욱 심각한 상황인 것으로 판단된다. 이러한 측면은 본 연구에서 분석된 자가비율 뿐만 아니라, 주거의 질을 나타내는 주거밀도에서도 호남출신의 주거수준이 기타 지역출신 주민에 비해 더욱 열악한 것으로 나타난 바 있어서(이성우, 민성희, 2002) 더욱 충격적이다.

본 연구에서 밝혀진 출신지역별 주거복지수준의 차이에 대한 실증분석 결과에도 불구하고, 이러한 불균등한 차이가 호남출신 주민들에 대한 기타

지역주민들의 사회경제적 차이에 의한 것인지, 아니면 편향적 지역정책 또는 지역차별에 의한 것인지 여부에 대한 보다 명확하고 직접적인 대답은 유보할 수밖에 없다. 특히 자료의 제약으로 인해 소득수준과 서울로의 이주기간 등과 같이 자가모형의 설명에 필요한 주요 변인을 사용하지 못한 점은 본 연구의 제약 조건임을 자인할 수밖에 없다.⁷⁾ 보다 직접적인 조사 자료를 통해 더욱 심층적인 후속 연구를 기약한다.

참고문헌

- 고흥화(1993), 《자료로 엮은 한국인의 지역감정》, 성원사.
- 국정감사 보도자료(1995).
- 김만흠(1991), “한국인의 정치균열에 관한 연구,” 서울대 대학원 박사학위논문.
- 김성태·정초시·노근호(1990), “한국 지역경제력 격차,” 《학술대회 논문집》, 한국경제학회: 1-30.
- 김영용·박진석(1996), “한국의 경제성장과 지역소득 격차,” 《한국지역개발학회지》 8: 35-48.
- 김영용·서종석(1989), “지역간 소득격차에 관한 연구,” 《학술대회 논문집》, 한국경제학회: 385-397.
- 김영정(1991), “전북 도시지역의 불균등 성장 연구: 1965-1985년,” 《한국사회학》 25: 81-117.
- 김의준(1992), “지역간 투자분배와 국가의 경제성장,” 《국토계획》 27: 37-46.
- 김태명 외 2인(1992), “한국의 지역개발격차, 1970-1990,” 《한국지역개발학회지》 4(1).
- 류삼열(1996), “지역격차의 동태적 변화,” 《국토계획》 31: 182-202.
- 문석남(1991), “지역 감정의 원인과 해소방안,” 《한국의 민주화 : 과제와 전망》, 경남대학교 극동문제연구소: 65-96.
- 박성복(1997), “지역발전도 및 지역불평등도의 측정,” 《한국행정학보》 31: 165-185.
- 박수영(1998), “한국의 지역개발: 1960's-1990's,” 《국토계획》 33: 239-268.
- 박혜자(1992), “지역격차가 사회통합에 미치는 영향에 관한 연구,” 《호남대

7) 하지만 거주기간을 통제하여 최근 이동자만을 가지고 분석한 최근(이성우, 임형백, 2003)의 연구에서도 충청출신에 비해 호남의 잔차효과가 큰 것으로 나타났다.

- 학 논문집》 12: 317-351.
- 시사저널. 2001년 2월 1일판.
- 신복룡(1996), “한국 지역감정의 역사적 배경,” 《한국정치의 재성찰》: 110~139.
- 송 복(1990), “지역갈등의 역사적 설명 : 조선시대까지,” 《한국의 지역주의와 지역갈등》, 성원사, 13~26.
- 오수성 · 고희일 · 이무석(1990), “지역갈등의 요인으로서 성격특성에 관한 연구,” 《성곡논총》 21: 97-138.
- 이성우(2002), “지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 독립이동과 연계이동,” 《지역연구》 18: 49-82.
- 이성우 · 임형백(2003), “표본의 선택성과 출신지역별 자가비율 격차,” 《국토연구》 36(2) (출간예정).
- 이성우 · 민성희(2002), “주거밀도로 측정한 출신지역별 주거수준 차이, 1990~2000” 《대한국토·도시계획학회지》 37(7): 137-156.
- 최영출(1993), “지역격차 분석,” 《지방자치와 지역개발》 3: 127-150.
- 허재완(1989a), “경제성장과 지역격차의 인과관계에 관한 실증분석,” 《국토계획》 24: 27-32.
- (1989b), “지역격차의 동태적「패턴」과 가설 검증,” 《국토계획》 24: 69-77.
- (1991), “지역간 균형개발의 과제,” 《지역사회개발연구》 16: 71-82.
- 홍성웅(1990), “지역갈등과 지역정책,” 《지역연구》 6: 1-10.
- 하성규(1999), 《주택정책론》, 박영사.
- 하성규 · 이성우(2001), “서울 거주자의 출신지역별 자가점유 특성 비교 분석을 통해 살펴 본 지역격차와 지역차별,” 《한국지역개발학회지》 13(2): 33-56.
- 한국사회학회 편(1992), 《한국의 지역주의와 지역갈등》, 성원사.
- 한국심리학회 편(1992), 《심리학에서 본 지역감정》, 성원사.
- 홍기훈(1996), 《지역주의와 한국정치》, 백산서당.
- Ault, R. W., R. B. Ekeland, Jr., J. D. Jackson, R. S. Bada, and D. S. Saurman(1991), “Smoking and absenteeism,” *Applied Economics* 23: 743-54.
- Blau, F. D. and M. A. Ferber(1987), “Discrimination: Empirical Evidence from the United States,” *American Economic Association Papers and*

- Proceedings* 77: 316-320.
- Blinder, A. S.(1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structure Estimates," *Journal of Human Resources* 8: 438-55.
- Boehm, T. P. and A. M. Schlottmann(1999), "Does Home Ownership by Parents Have an Economic Impact on Their Children?" *Journal of Housing Economics* 8: 217-232.
- Browne, L. E. and Geoffrey M. B. Tootell(1995), "Mortgage Lending in Boston - A Response to the Critics," *New England Economic Review* September/October: 53-78.
- Cadwallader, M.(1992), *Migration and Residential Mobility: Macro and Micro Approaches*, Wisconsin: The University of Wisconsin Press.
- Carr, J. H. and I. F. Megbolugbe(1993), "The Federal Reserve Bank of Boston Study on Mortgage Lending Revisited," *Journal of Housing Research* 4(2): 277-313.
- Chon, S. H.(1992), "Political Economy of Regional Development in Korea," in *States and development in the Asian Pacific Rim*, edited by R. P. Appelbaum, and J. Henderson. Sage Publication.
- Clark, W. A. V. and F. M. Dieleman(1996), *Households and Housing: Choice and Outcomes in the Housing Market*. New Brunswick, New Jersey: Center for Urban Policy Research.
- DiPasquale, D. and E. L Glaeser(1999), "Incentives and Social Capital: Are Homeowners Better Citizens?" *Journal of Urban Economics* 45: 354-384.
- Gyourko, J., P. Linneman and S. Wachter(1999), "Analyzing the Relationships among Race, Wealth, and Home Ownership in America," *Journal of Housing Economics* 8: 63-89.
- Ha, S. K. and S. W. Lee(2001), "IMF and the Crisis of the Marginalized Urban Sector in Korea," *Journal of Contemporary Asia* 31(2): 196-213.
- Heckman, J. J.(1998), "Detecting Discrimination," *Journal of Economic Perspectives* 12(2): 101-116.
- Hirschman, A. O.(1976), *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press.
- Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lutkepohl and T. S. Lee.(1988), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. 2nd ed.* New

York: John Wiley and Sons, Inc.

- Lee, S. W. and C. C. Roseman(1999), "Migration Determinants and Employment Consequences of White and Black Families, 1985-1990," *Economic Geography* 75: 109-133.
- Lee, S. W. and W. S. Zhee(2001), "Independent and Linked Migration: Individual Returns of Employment Opportunity and Household Returns to Poverty for African American Interstate Migration," *Annals of Regional Science* 35: 605-635.
- Miller, S. M.(1998), "Discrimination in the Home- Mortgage Accept- Reject Decision: The Case of Hartford," *Housing Finance Review* 7: 19-29.
- Munnell, A. H., G. M. B. Tootell, L. E. Browne, and J. McEneaney(1996), "Mortgage Lending in Boston: Interpreting HMDA Data," *The American Economic Review* 86: 25-53.
- Myrdal, G.(1957), *Economic Theory and Underdevelopment Regions*, Gerald Duckworth and Co. Ltd.
- Oxaca, R.(1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review* 14: 693-709.
- Raphael, S. and A. R. David(1999), "Geographic Mobility, Race, and Wage Differentials," *Journal of Urban Economics* 45: 17-46.
- Roistacher, E. A. and J. L. Goodman, Jr.(1976), "Race and Homeownership: Is Discrimination Disappearing?" *Economic Inquiry* 14: 58-70.
- Ross, S. L.(1996), "Mortgage Lending Discrimination and Racial Differences in Loan Default," *Journal of Housing Research* 7(1): 117-126.
- Shear, W. B. and A. M. J. Yezer(1985), "Discrimination in Urban Housing Finance: An Empirical Study across Cities," *Land Economics* 61(3): 292-302.
- Stephen, L. R.(1997), "Mortgage Lending Discrimination and Racial Differences in Loan Default: A Simulation Approach," *Journal of Housing Research* 8: 277-297.
- Wachter, S. M. and I. F. Megbolugbe(1992), "Racial and Ethnic Disparities in Homeownership," *Housing Policy Debate* 3(2): 333-370.
- Williams, R. A. and R. F. Nesiba(1997), "Racial, Economic, and Institutional Differences in Home Mortgage Loans: St. Joseph County, Indiana," *Journal of Urban Affairs* 19: 73-103.

Yinger, J. (1998), "Evidence on Discrimination in Consumer Markets,"
Journal of Economic Perspectives 12: 23-40.