

지역 빈곤의 격차와 요인에 관한 연구

김 교 성⁺

(중앙대학교)

노 혜 진

(중앙대학교)

[요 약]

본 연구의 목적은, 우리나라 광역 지방자치단체를 중심으로, 지역간 빈곤의 실태를 비교하고, 지역의 경제·사회적 특성에 기초한 요인을 분석하는데 있다. 이를 위해 1998년부터 2006년까지 제주도를 제외한 15개 광역 시·도의 빈곤율을 한국노동패널자료를 활용하여 측정하고, 각 지역의 정치, 경제, 인구구조, 고용, 산업구조, 재정 측면의 다양한 변수를 포함하여 결합회귀분석을 실시하였다. 분석의 결과, 우리나라 절대적 빈곤율의 평균 수치는 13.19%이고, 상대적 빈곤율은 15.50%이며, 최근 들어 두가지 지표 모두 악화되는 경향을 보이고 있다. 그리고 강원도와 충청남도의 빈곤 수준이 상대적으로 높게 나타나며, 서울특별시와 울산광역시에서 낮게 나타나고 있다. 또한 높은 수준의 재정자립도, 사회복지비 지출 수준, 상용직 비율과 제조업 종사자 비율 등이 지역의 빈곤율을 감소하는데 긍정적인 역할을 하는 것으로 밝혀졌다. 본 연구는 기존의 사람에 기반(people-based)한 빈곤 정책의 효과성을 높이기 위해서는 지역에 기반(place-based)한 다양한 정책적 모색이 필요하다는 사실을 제언하였다.

주제어 : 빈곤, 지역 빈곤, 광역 지방자치단체, 지방자치, 결합회귀분석

1. 서 론

우리나라의 빈곤문제는, 경제위기를 경험하면서, 그 규모와 심도 차원에서 더욱 심각해졌다. 그러나 위기를 경험하면서 문제 해결을 위한 시각의 전환이 이루어졌으며, 정책의 변화도 동반하였다. 정부는

⁺주저자

빈곤층의 최저 생활을 보장하고, 자활능력을 배양하기 위하여 '국민기초생활보장제도'라는 새로운 형태의 사회부조제도를 도입하였지만, 그 성과는 뚜렷하게 나타나지 않고 있다.¹⁾ 여기에는 여러 이유가 있겠지만, 우선 우리나라의 고용구조가 빈곤계층의 노동시장 진입은 물론 고용상태를 유지할 수 있을 만큼 안정적이지 않기 때문이다(김교성·반정호, 2004). 또한 자활지원사업의 관리운영구조가 형식적이고, 다양하고 실질적인 프로그램이 부족하며, 사례관리 체계가 확립되어 있지 않아 수요자 중심의 프로그램을 제공하지 못하는 데도 그 이유가 있다(김교성·강철희, 2003). 이러한 제도 운영상의 문제를 해결하기 위해 지역사회의 적극적인 지원과 협력을 강조하는 지역중심(지역기반)형 자활사업의 실시가 제안되고 있다(류만희, 2008: 133-134). 현재 사업단의 구체적인 업종까지 관장하는 중앙정부의 역할을 자제하고, 보다 자율적인 지역의 역할이 필요하며, 기초생활보장기금의 지원도 지방정부 차원에서 유연하게 지원될 수 있어야 한다는 것이다. 이와 같이 최근 들어 빈곤문제의 해결을 위한 정책 지원과 개발에 있어 지역 단위의 접근이 중요하게 부각되고 있다.

한편, 우리나라에서도 1995년부터 지방자치제도가 시행되어, 지역주민의 사회적 욕구와 삶의 질 문제가 전면에 대두되었고, 지역주민의 참여는 더욱 활성화되었으며, 지방자치단체의 복지관련 노력과 영향력이 크게 강화되었다. 그러나 이러한 지방자치제도가 내부 동력에 의해 제대로 자리를 잡기도 전에 찾아온 국가의 경제위기는 지역경제를 마비시켜 지방 중소기업의 대량 도산을 가져 왔으며, 그로 인한 실업의 증가가 가구 소득의 감소로 이어져 지역간 빈곤 격차의 확대를 초래하였다(이재완·김교성, 2007: 106).²⁾ 이후 복지행정과 관련된 지방 분권화 사업에 대한 상반된 주장과 평가가 있음에도 불구하고, 지방재정의 비중은 지속적으로 확대되었으며, 그로 인해 지방자치단체간 사회복지 발전 수준의 차이가 생겨나고, 지역간 빈곤과 소득불평등 수준의 차이도 유지되고 있다(박봉길·이상일, 2005). 이제 우리 사회는 사회 양극화의 심화뿐만 아니라, 지역 양극화 위기에도 직면한 것이다.

이러한 상황은 더 이상 개인이나 가구 특성이 빈곤을 야기하는 절대적인 요소가 아니라는 사실을 보여준다. 빈곤은 개인의 취약한 인적자본이나 고용상태에 기인하기도 하지만, 그들이 살고 있는 지역의 경제·사회적 기회구조와 차이로 인해 발생하는 거시적 차원의 문제이며, 해당 지역의 정치경제의 산물인 것이다(Katz, 1989). 따라서 지방자치제도를 도입한 이후 지역간 격차가 지속적으로 확대되고 있는 국내적 특성과, 새로운 금융위기에 직면한 국제적인 환경이 빈곤 확대의 요인으로 동시에 작용하고 있는 현재의 상황은 빈곤 문제를 해결하는데 있어 '지역' 단위의 새로운 접근이 필요한 시점이라고 할 수 있다.

경제위기 이후 빈곤문제에 대한 사회적 관심이 증가하면서, 그에 대한 상당수의 연구가 진행되었음에도 불구하고, 이들 연구는 대체로 개인과 가구 단위의 접근에 몰두하고 있으며, 지역을 단위로 한 연구는 매우 제한적으로 이루어져 온 것이 사실이다. 이는 기존의 빈곤 통계가 전국적 추세를 파악

1) 오히려 빈곤의 규모와 심도는 개선되지 못하고 더욱 악화되고 있으며, 여성빈곤이나 노령빈곤과 같은 전통적인 빈곤가구의 특성이 확인되는 동시에 근로빈곤층과 같은 신빈곤의 현상도 새롭게 관찰되고 있다.

2) 결과적으로, 폭발적으로 증가한 빈곤인구에 대한 국가적 개입이 어느 때보다 중요한 시점에, 지방분권을 지향하면서 지방단위의 유연한 개입을 강조하는 시점이 일치하는 모순적인 상황이 발생한 것이다.

하는데 중점을 두고 있기 때문이며, 지역을 단위로 한 경제·사회적 통계자료도 다양하게 구축되어 있지 않기 때문이다. 기존의 지역을 단위로 한 연구의 주요 내용과 한계를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 지역 빈곤의 수준을 도·농, 시·도, 혹은 빈곤심화지역과 그렇지 않은 지역으로 구분하여 빈곤율과 임금격차, 그리고 각 산업의 비중 등을 단순히 비교하는 연구들은 지역별로 상이한 빈곤의 원인을 --다른 변수들이 통제된 상태에서-- 종합적으로 분석하는데 한계를 가지고 있다(이장영, 1997; 배진한, 1998; 정인철·배미애, 2007). 둘째, 개인이나 가구 단위의 빈곤여부와 영향요인을 분석하면서 지역을 이항변수 혹은 명목변수로 투입하여 하나의 독립변수로 취급하고 있는 연구들은 변수간 분석 단위가 일치하지 않는 문제를 가지고 있으며, 분석에 지역의 다양한 특성이 반영되어 있지 않아, 지역의 영향력을 온전하게 검증하기에는 한계가 있다(송영남, 2007; 이상록·백학영; 2008). 최근 들어, 이러한 한계를 극복하기 위하여 기초 지방자치단체를 분석 단위로 한 지역 연구가 등장하고 있는데, 이들 연구는 서베이자료와 센서스자료를 결합하여 지역의 빈곤율을 추정하는 한계를 가지고 있다. 또한 횡단면적 분석에 그치고 있어 거시정책의 경로의존적 속성이 무시되고 있으며, 그로 인해 지역 경제와 산업관련 변수의 영향력이 과도하게 부각될 수 있는 위험이 있다(이현주·김미곤·노대명·강석훈·손병돈·유진영·임완섭, 2006; 백학영, 2007).³⁾

이에 본 연구는 우리나라 광역 지방자치단체를 중심으로 지역간 빈곤의 실태를 비교하고, 1998년부터 2006년까지의 중단자료의 구축을 통해 그 변화 추이를 추적하며, 지역의 다양한 경제·사회적 특성에 기초하여 빈곤 수준에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 한다. 이를 위해 제주도를 제외한 15개 시·도의 절대적 빈곤율과 상대적 빈곤율을 측정하였으며, 보다 정확한 계측을 위해 한국노동패널조사의 2~10차 자료를 활용하였다. 그리고 지역간 빈곤율 차이와 변화의 요인을 분석하기 위해 각 지역의 정치, 경제, 인구구조, 고용, 산업구조, 재정적 측면의 요인을 중심으로 독립변수를 구성하였으며, 결합회귀분석을 통해 실증적으로 분석하였다. 이러한 과정을 통해 지역간 빈곤 격차가 확대되고 있는 시점에서 보다 실효성 있는 대책을 모색하고 제안하였다.

2. 선행 연구에 대한 검토

빈곤의 규모와 원인에 관한 기존 연구는 크게 사람에 기반한 접근(people-based approach)과 지역에 기반한 접근(place-based approach)으로 구분할 수 있다(Patridge and Rickman, 2005). 빈곤 연구의 대다수가 전자의 접근 방식을 따르고 있는데, 빈곤문화론이나 인적자본이론과 같은 이론적 관점에 기초하여, 개인의 성별, 연령, 인종, 교육수준, 혼인상태, 고용상태, 종사상 지위 등을 주요 변수로 분석에 활용하고 있다. 후자의 접근 방식을 선호하는 연구는 지역의 경제·사회적 특성과 정치적 조건 등의 거시적 요인에 주목하고 있는데, 이는 트리클다운이론(trickle-down theory), 쿠즈네츠의 역U자

3) 이 가운데 백학영(2007)의 연구는 가구와 지역 단위의 변수를 다층으로 구성하여 보다 체계적인 분석을 시도하고 있는데, 이는 본 연구가 지향하고 있는 지역 단위의 연구와 그 목적이 기본적으로 다르다.

가설(inverted-U shaped hypothesis), 후기산업화이론⁴⁾, 노동시장분절이론 등의 이론적 관점에 기반한 것이다(Kuznets, 1963; Doeringer and Piore, 1971). 그러나 이 두가지 접근은 독립적이거나 상호 경쟁적이지 않으며, 상보적이고 병존하는 성격이 강하다(Blank, 2004).

지역 빈곤에 영향을 미치는 가장 중요한 요인은 지역의 경제 수준과 지방정부의 재정 관련 특성이다. 여기에는 재정자립도, 지방세, 그리고 평균 임금수준 등의 변수가 포함된다. 이를 구체적으로 살펴보면, 우선 지방세와 세외수입을 근거로 산출한 지역의 재정자립도는 빈곤과 부적인 관계가 있는 것으로 알려져 있다. 지역의 재정자립도가 높을수록 빈곤율이 감소한다는 것이다(백학영, 2007). 그러나 재정자립도의 하위 영역인 1인당 지방세를 이용한 분석은, 그 수준이 높을수록 빈곤이 증가한다는 연구(Rupasingha and Goetz, 2003)와 감소한다는 연구(이현주 외, 2006)가 있어, 상반된 결과를 보여주고 있다. 또한 지역의 평균 임금수준은 지역의 규모에 따라 영향력이 다르게 나타나는데, 대도시의 경우 임금수준이 높을수록 빈곤율이 감소하지만, 지방은 오히려 증가하는 것으로 나타났다(Gundersen, 2005). 한편 지역내 총생산이나 1인당 GDP 등의 경우 지역의 경제 수준을 반영하는 가장 명확한 지표임에도 불구하고, 기존의 지역빈곤에 관한 연구에서 그 결과를 찾아보기 힘들다. 그러나 국가를 분석단위로 한 비교연구를 보면, GDP의 증가가 절대적 빈곤율을 감소시킨다는 것이 일반적인 분석의 결과이다(Haveman and Schwabish, 2000).

지역의 고용·노동시장의 특성과 빈곤과의 관계를 분석한 기존 연구는 고용률과 실업률, 고용성장률, 산업구조와 종사상의 지위, 여성의 경제활동참여율 등을 주요한 변수로 고려하고 있다. 이 가운데 고용률, 실업률, 고용성장률, 그리고 고용상태 변수는 지역 빈곤에 영향을 미치는 가장 명확한 변수로서, 고용률 혹은 고용성장률이 높고, 좋은 일자리(good jobs)가 많을수록, 빈곤이 감소하는 경향을 보이고, 실업률이 높을수록 빈곤이 증가한다는 결과를 보여주고 있다(Levernier, Partridge and Rickman, 2000; Cotter, 2002; Lobao and Hooks, 2003; Rupasingha and Goetz, 2003; Crandall and Weber, 2004; Crandall and Weber, 2005; Fisher, 2005; 백학영, 2007). 그리고 산업구조에서 제조업이 차지하는 비중이 높을수록 빈곤율은 감소한다는 것이 일반적인 연구의 결과지만(Cotter, 2002; Swaminathan and Findeis, 2004), 그와 반대로 빈곤율이 증가한다는 연구도 존재한다(백학영, 2007). 서비스업이나 3차 산업 종사자 비율에 대한 분석 결과도 상반되게 나타나는데, 서비스업 종사자의 비율이 빈곤과 부적인 관계에 있다는 연구(Swaminathan and Findeis, 2004)와 정적인 관계에 있다는 연구(Rupasingha and Goetz, 2003; 이현주 외, 2006)가 공존하고 있다. 한편 직업구조나 종사상의 지위 분포가 지역 빈곤에 미치는 영향에 관한 연구의 결과는 많지 않은데, 전문직이나 관리직에 종사하는 근로자의 수가 많을수록 빈곤율이 감소하는 것으로 나타났다(Cotter, 2002). 그러나 지역 빈곤에 영향을 미치는 노동시장 특성 중 가장 모호한 결과를 보여주는 변수는 여성의 경제활동참여율 변수이다. 최근 수십년간 여성의 노동시장 참여 확대는 직접적으로 저숙련 남성 가구의 빈곤을 증가시키며,

4) 이 이론은 후기산업사회의 발전이 산업구조의 변화를 동반하고 이전보다 심화된 노동양극화 현상을 가져옴에 따라, 상대적으로 낮은 임금과 불안정한 고용형태의 특성을 보이는 업종에 종사하는 사람들이 빈곤에 빠질 위험이 높다는 주장이다. 따라서 지역의 제조업과 서비스업 사업체의 수나 종사자 비율 등이 주요한 변수로 취급된다.

남성의 소득불평등 증가와 관련되어 왔다. 동시에 저소득 가구 여성들의 노동참여 확대가 남편의 소득 상실이나 부족한 부분을 상쇄시키는 역할을 해온 것도 주지의 사실이다. 그렇기 때문에 여성의 경제활동 참여가 가구 빈곤에 미치는 순효과는 개념적으로 매우 모호한 것이 현실이며, 빈곤에 영향을 미치는 요인이면서 동시에 빈곤으로 인한 결과이기도 하다. 그럼에도 불구하고 대다수의 실증적 연구에서는 여성의 경제활동참여율이 높을수록 지역의 빈곤수준이 감소한다고 보고하고 있다(Levernier, Partridge and Rickman, 2000; Cotter, 2002).

다음으로 지역내 인구·사회학적 특성도 빈곤에 영향을 미치는 주요한 요인으로 간주되고 있는데, 여기에는 여성가구주 비율, 아동과 노인인구비율, 생산인구비율, 부양인구비율과 밀도, 인구이동성, 복지수혜자의 수 등이 포함된다. 이 가운데 가장 명확한 대상은 여성가구주로서 대부분의 분석 결과가 지역내 여성가구주의 비율이 높을수록 빈곤율이 높다고 보고하고 있다(Crandall and Weber, 2004; Swaminathan and Findeis, 2004; Partridge and Rickman, 2005; 백학영, 2007). 이는 빈곤의 여성화 현상을 입증하는 결과이다. 또한 비생산인구나 복지수혜자가 집중적으로 분포되어 있거나, 인구이동성 정도가 높은 지역에서도 빈곤율이 증가하거나 가구 소득이 줄어드는 것으로 밝혀졌다(Bigman and Fotack, 2000; Lobao and Hooks, 2003; Fisher, 2005; 백학영, 2007). 그 외 아동이나 노인과 같이 소득을 벌어들일 능력이 부족한 취약집단의 비율이나 부양인구비율이 높을수록 지역 빈곤율이 증가하는 것으로 나타났다(Partridge and Rickman, 2005; 이현주 외, 2006; 백학영, 2007). 그러나 반대로 아동과 노인인구비율이 빈곤과 부적인 관계에 있다는 상반된 연구 결과도 존재한다(Levernier, Partridge and Rickman, 2000).

이 외에도 지역 빈곤에 영향을 미치는 주요한 변수로는 복지공급이나 서비스 수준과 같은 사회복지 관련 특성과 정치경쟁이나 단체장의 소속정당과 같은 정치적 조건이 있다. 사회복지관련 특성에는 사회복지비, 사회보장비, 사회부조비 지출 수준, 공적고용(public employment), 그리고 기반시설이나 학교, 병원, 보육시설 등의 서비스 기관 수 혹은 비율 등이 포함된다. 그 가운데, 사회복지 관련 지출의 수준은 가구 소득을 증가시키고 지역 빈곤을 감소시키는 대표적인 변수로 밝혀지고 있는데, 이는 지방정부의 사회복지 확대 노력에 대한 빈곤완화 효과가 확인되는 긍정적인 연구의 결과이다(Lobao and Hooks, 2003). 한편 공공서비스와 기반시설의 수준이 낮을수록 지역의 성장이 저해되고 지역내 가구의 소득도 감소하는 것으로 나타났다(Bigman and Fotack, 2000). 최근 들어 중요한 요인으로 강조되고 있는 정치적 특성에는 정치적 영향력의 중앙집중화 정도, 노동운동의 강도, 선거율, 단체장의 소속 정당, 정당간의 경쟁 정도 등이 대표적인 변수로 사용된다. 일반적으로 단일 정당의 영향력이 높거나, 단체장의 빈곤 감소에 관심이 적을수록, 빈곤율이 증가하는 것으로 나타났다(Rupasingha and Goetz, 2003; Swaminathan and Findeis, 2004). 마지막으로 지역 빈곤과 관련이 있는 기타 변수로는, 사회적 자본이 적을수록, 그리고 도시와 비교하여 농촌의 빈곤율이 높은 것으로 보고되고 있다(Crandall and Weber, 2004; 이현주 외, 2006).

이상의 내용의 요약하면, 지역 빈곤에 영향을 미치는 특성은 재정자립도, 고용률과 실업률, 여성가구주 비율과 같이 명확한 방향성을 보이는 변수도 있지만, 산업구조, 여성의 경제활동참여율, 부양인구비율과 같이 상반된 분석의 결과를 보여주는 변수도 있다. 이는 분석에 포함되지 않은 다른 외생적

요인들이 존재할 가능성이 있다는 사실을 확인시켜 주는 것으로, 지역 빈곤의 요인을 검증하는데 있어 독립변수의 선정을 보다 엄밀하게 구성할 필요가 있다는 점을 강조하는 것이다. 지역 특성과 빈곤 간의 관계를 분석하기 위한 연구에서는 가능한 모든 변수를 통제하는 것이 적절하다고 제안되고 있다 (Weber et al., 2005). 따라서 본 연구에서도 각 영역을 대표하는 모든 하위 변수들을 분석 모형에 포함하고자 노력하였다. 분석에 포함된 변수들은 단체장의 소속정당, 1인당 GDP, 부양인구비율, 노인인구비율, 아동인구비율, 고용율, 실업율, 여성의 경제활동참여율, 상용직 비율, 제조업 종사자 비율, 서비스업 종사자 비율, 재정자립도, 사회복지비 지출 비율, 경제개발비 지출 비율, 1인당 사회복지비, 1인당 경제개발비 등의 16개이며, 변수간 상관관계를 고려하여, 최종적으로 다섯 개의 모델을 구성하였다.

3. 분석방법

1) 연구대상과 연구기간

지역을 중심으로 빈곤을 측정할 경우, 지역내 차이가 존재할 수 있으므로 분석의 단위를 최소화하는 것이 적절하다는 조언이 있다(Henftschel, Lanjouw and Poggi, 1998). 그러나 우리나라에서 분석의 단위를 기초 지방자치단체로 축소할 경우, 빈곤을 측정의 과정이 지나치게 추정에 의존하게 되고, 자료 구성의 어려움으로 인해 다양한 독립변수의 영향력을 동시에 검증하지 못하는 어려움이 있다. 또한 지방자치제도가 도입된 지 약 13년밖에 되지 않은 상황에서 현실적으로 시·군·구 단위로 사회복지 관련정책의 차이가 현저하게 발생하고 있다고 보기는 어려운 것도 사실이다. 그러므로 추정 방식을 활용한 기초 지방자치단체 단위의 분석은 보다 더 큰 맥락을 살피기 이전에 차이부터 강조하는 우를 범할 가능성이 높다. 이에 본 연구는 분석의 단위를 광역 지방자치단체로 한정하여, 지역의 빈곤 격차와 요인에 주목하고자 한다. 그러나 제주도의 경우, 빈곤을 측정을 위한 기본 자료의 사례수가 너무 부족하여 연구대상에서 제외하였다. 따라서 연구대상은 총 15개 광역 지방자치단체이며, 여기에는 서울특별시를 비롯하여 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산의 6개 광역시와 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남의 8개 도가 포함된다. 연구기간은 경제위기 이후 지역 빈곤율의 변화를 관찰하기 위하여 1998년부터 2006년까지로 설정하였다. 그러나 독립변수와 종속변수의 관계에 대한 보다 정확한 인과관계의 설정과 합리적인 분석을 위하여 두 변수간에 1년이라는 시차를 적용하였다. 특정 연도(t 년)의 종속변수에 영향을 미치는 독립변수를 관찰하기 위해 이전 연도($t-1$ 년)의 수치를 투입한 것이다. 따라서 모든 독립변수의 관찰 기간은 1997년부터 2005년까지이다. 본 연구의 분석에 포함된 사례수는 총 15개 대상의 총 9개년도의 시계열 자료를 결합한 135개이다. 그러나 울산광역시에는 1997년에 행정구역의 변화로 새롭게 신설되어, 일정 독립변수의 관찰 수치가 누락되었으며, 그로 인해 결합 회귀분석에는 134개의 사례만 동원되었다.

2) 주요변수와 자료

본 연구의 종속변수는 광역 지방자치단체의 절대적 빈곤율과 상대적 빈곤율이다. 본 연구에서는 정확한 빈곤율의 측정을 위해, 한국노동패널조사의 2차~10차년도 가구 자료를 활용하였다.⁵⁾ 한국노동패널자료는 본 연구의 기간인 1998년부터 2006년까지 광역 지방자치단체의 개별 가구소득을 조사하고 있는 유일한 미시 자료이고, 최소 100개(충북)에서 최대 1,000개 이상의 가구(서울)를 조사하고 있어, 지역 빈곤율을 측정하기 위한 일정 수준 이상의 신뢰성은 확보된 것으로 판단된다.⁶⁾ 빈곤율 측정을 위한 기준 소득은, 일반적인 빈곤 연구에서 활용되는, 총소득에서 세금과 사회보장비 지출을 제외한 가처분소득을 이용하였다. 또한 빈곤선은 절대적 빈곤선과 상대적 빈곤선의 두 가지 기준을 사용하였다. 그런데 절대적 빈곤선을 측정할 때 정부에서 발표한 최저생계비 기준을 그대로 활용할 경우, 한국노동패널자료의 가구 소득의 과소보고 문제로 인해, 빈곤율이 과도하게 높게 측정되는 문제가 발생한다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 기존 연구에서는 보고된 소득을 상향조정하거나(구인회, 2002), 빈곤선을 조정하는 방식을 활용하고 있다(홍경준, 2004).⁷⁾ 이에 본 연구에서는 홍경준(2004)의 방식을 참고하여, 가구규모별 중위소득의 40%를 기준으로 빈곤 여부를 판단하였다.⁸⁾ 다음으로 상대적 빈곤율은 개별 광역 지방자치단체별로 측정된 중위소득의 40%를 기준으로 측정하였다.⁹⁾ 가구원 수의 차이를 반영하기 위한 가구균등화지수는 OECD나 LIS와 같은 국제기구에서 전통적으로 가장 많이 사용하는 수치부여 방식을 활용하였다. 이는 가구 소득을 계산할 때 늘어나는 가족 수를 감안하여 추가되는 욕구만큼의 수치를 부여하는 방식으로, 본 연구에서는 구성원의 성별이나 연령에 상관없이 가구 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 가구소득을 균등화하였다. 그리고 분석의 정확성을 도모하기 위하여, 모든 빈곤율의 측정과정에 노동패널자료가 포함하고 있는 연도별 가구 가중치를 적용시켰다.

- 5) 노동패널조사에서는 전년도를 기준으로 한 소득을 조사하고 있으므로, 2차년도인 1999년도의 가구 소득에 기초하여 측정된 빈곤율을 1998년도의 수치로 취급하였다.
- 6) 본 연구의 빈곤 측정과정에서 가장 큰 문제가 될 수 있는 것은 사례 수가 많지 않은 지역에서 측정된 빈곤율을 신뢰할 수 있는지의 문제이다. 기존 연구에서도 사례 접근의 한계로 인해 서베이조사와 센서스조사의 자료를 합산하여 추정하는 방식으로 지역의 빈곤율을 추정하였고, 추정 신뢰도가 확보되었다는 근거로 변이계수(coefficient of variation) 변화를 보여주고 있다(이현주 외, 2006; 백학영, 2007). 이에 본 연구에서도 각 지역별 변이계수를 측정하였는데, 그 결과 0.001에서 0.002사이의 수치가 분포하고 있어 상당 수준의 신뢰도가 확보되었다고 할 수 있다.
- 7) 구인회(2002)는 보고된 소득의 25%를 합산한 소득과 가구원수별 최저생계비의 차이에 기초하여 빈곤 여부를 판단하였고, 홍경준(2004)은 정부가 발표한 최저생계비가 가구소비 실태조사를 기준으로 중위소득의 40% 수준임을 고려하여, 노동패널조사에서 분석된 중위소득의 40%를 빈곤선으로 설정하였다.
- 8) 홍경준(2004)은 2000년의 소득을 기준으로 빈곤선을 설정하고, 다른 연도의 소득을 물가상승률로 조정하여 기준 소득으로 전환시킨 후 빈곤율을 측정하고 있으나, 본 연구에서는 매년 가구규모별 소득으로 계측된 빈곤선에 기초하여 절대적 빈곤율을 측정하였다.
- 9) 본 연구에서는 상대적 빈곤율이 가지는 특성과 지역별 특성을 충분히 반영하기 위하여, 전국 단위 중위소득의 40%를 모든 지역에 일괄적으로 적용하지 않고, 15개 광역 지방자치단체별 중위소득의 40%를 산출하여 지역마다 차별화된 빈곤선을 적용하여 지역 차이를 보다 면밀하게 반영하고자 하였다.

앞선 기존연구에 대한 검토의 과정을 통해 선정된 독립변수들은 크게 정치, 경제, 인구구조, 고용, 산업구조, 그리고 재정 등의 여섯가지 차원으로 구분할 수 있다. 우선 각 지역별 정치적 요인의 영향력을 분석하기 위하여 광역 지방자치단체장의 소속정당 변수를 포함하였다. 이 변수는 이항변수로 투입하였는데, 새정치국민회의, 민주당, 그리고 열린우리당 소속의 단체장이 집권하는 경우를 기준 변수로 취급하였다.¹⁰⁾ 둘째, 빈곤율과 가장 밀접한 관계가 있는 변수 가운데 하나가 지역의 경제발전 수준이기 때문에, 이를 반영하고자 1인당 GDP를 포함하였으며, 지역내 총생산량을 총인구수로 나누어 산출하였다. 셋째, 지역 인구구조의 변화가 빈곤에 미치는 영향력을 검증하기 위하여 부양인구비율, 노인인구비율과 아동인구비율을 분석에 포함하였다.¹¹⁾ 부양인구비율은 지역내 14세 이하의 아동과 65세 이상의 노인을 합한 수치를 15세에서 64세까지의 생산인구수로 나누어 계산하였으며, 노인비율과 아동비율은 각각 65세 이상과 14세 이하의 인구수를 총 인구수로 나누어 산출하였다.

넷째, 지역의 고용 특성이 빈곤에 미치는 영향력을 검증하기 위하여, 고용률과 실업률, 여성 경제활동참여율, 그리고 상용직 비율 등의 변수를 분석에 포함하였다. 이 중 고용률은 취업자 수를 15세 이상 인구수로 나눈 비율로 계산하였고, 실업률은 실업자 수를 경제활동인구수로 나누어 산출하였다. 또한 상용직 비율은 취업자 중에서 상용직 임금근로자가 차지하는 비율로 계산하였고, 여성 경제활동참여율은 15세 이상 여성 중 취업자가 차지하는 비율로 계측하였다. 다섯째, 지역 산업구조의 영향력을 살펴보기 위하여 제조업 종사자 수와 서비스업 종사자 수를 각각 전체 취업자 수로 나눈 제조업 종사자 비율과 서비스업 종사자 비율을 분석에 포함하였다. 이상의 경제, 인구구조, 고용, 산업구조 관련 변수에 대한 자료 출처는 통계청의 KOSIS이다.

마지막으로 광역지방자치단체의 재정 측면의 속성을 반영하기 위한 변수로는 재정자립도, 사회복지비와 경제개발비 지출 비율, 1인당 사회복지비와 1인당 경제개발비 등을 포함하였다. 지방정부의 재정적 자립성을 보여주는 재정자립도는 개별 지방자치단체의 지방세와 세외수입을 합한 자체재원이 일반회계예산에서 차지하는 비율로 측정하였다. 사회복지비 지출 비율은 지방정부 일반회계 세출결산분석에서 사회복지관련 지출을 총지출로 나누어 산출하였다. 사회복지 지출은 사회개발비 항목에 포함되어 있으며, 사회보장, 보건·생활환경개선, 교육·문화, 주택·지역사회개발의 세부 항목으로 구분되어 있는데, 본 연구에서는 사회보장 항목만을 사회복지 지출로 인정하여 협소하게 정의하였다. 경제개발비 지출 비율도 지방재정연감의 일반회계 세출결산분석의 경제개발비를 총지출로 나누어 그 비율을 사용하였다. 여기에는 농수산 개발, 지역경제 개발, 국토자원 보존개발, 교통관리 등이 포함된다. 그런데 일반회계 예산에서 사회복지비나 경제개발비가 차지하는 비율만을 고려할 경우, 두 변수간 상쇄효과가 나타날 가능성이 높다는 지적에 따라 사회복지비 지출 총액과 경제개발비 지출 총액을 총인구수로 나누어 산출한 1인당 사회복지비와 1인당 경제개발비도 변수를 분석에 포함하였다. 재정관련 다섯 가지 변수의 원 자료는 지방재정연감에서 추출하였다. 본 연구에서 활용한 종속변수와 주요 독립변수

10) 이는 다른 보수정당(한나라, 자민련, 민자당)에 비해 이념적 성향이 가지는 상대적 진보성에 의한 구분이나, 정치학적으로 정밀한 분석에 기초한 것은 아니다.

11) 인구구조와 관련된 변수 가운데, 여성가주주 비율은 자료 수집의 한계로 인해 분석에 포함하지 못했다.

들에 대한 조작적 정의와 자료의 출처는 다음의 <표 1>과 같다.

<표 1> 주요변수의 조작적 정의와 자료 출처

		변수명	조작적 정의	자료 출처	
종속 변수		절대빈곤	가구규모별 중위소득의 40% 이하	2-10차	
		상대빈곤	시도별로 구분하여 측정한 중위소득의 40% 이하	노동패널	
정치	단체장 소속정당		민자당, 한나라, 자민련, 무소속 = 0	지방선거 총람	
			새정치국민회의, 민주당, 열린우리당 = 1		
경제	1인당 GDP	총생산 / 총인구			
인구 구조	부양인구비율	(아동인구 + 노인인구) / 생산인구			
	노인인구비율	(65세 이상 인구) / 총인구			
	아동인구비율	(0-14세 인구) / 총인구			
독립 변수	고용	고용률	취업자 / 15세 이상 인구	통계청 KOSIS	
		실업률	실업자 / 경활인구		
	여성경제활동참여율	여성 취업자 / 15세 이상 여성			
	상용직 비율	상용직 임금 근로자 / 전체 취업자			
산업	제조업 비율	제조업 종사자 / 취업자			
	서비스업 비율	서비스업 종사자 / 취업자			
재정	재정자립도	(지방세 + 세외수입) / 일반회계 예산		지방재정 연감	
	사회복지비	사회복지비 지출 / 일반회계 총지출			
	경제개발비	경제개발비 지출 / 일반회계 총지출			
	1인당 사회복지비	사회복지비 지출총액 / 총인구수			
		1인당 경제개발비	경제개발비 지출총액 / 총인구수		

3) 분석방법

본 연구는 우선 기술적 분석을 통해 지역별 빈곤 수준의 규모와 변화, 그리고 독립변수들의 일반적 특성을 파악하였다. 또한 상관분석을 통해 독립변수간 다중공선성 문제를 진단하여 최종 분석 모델을 확정하였다. 그리고 지역 빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 위해 결합회귀분석(pooled cross sectional time series regression)을 실시하였다. 결합회귀분석과 오차항 U에 대한 수식은 다음과 같으며, 분석을 위해 SAS Program의 proc TSCSREG 명령문을 사용하였다.

$$Y = \mathbf{a} + \sum_{k=1}^K X_{i-1k} \beta_k + u_{it-1} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

$$u_{it-1} = \rho_i u_{i,t-2} + \epsilon_{it-1}$$

여기에서 i 는 횡단면 자료의 수를 의미하는 것으로 본 연구에서는 15개 시·도이고, t 는 시계열 자료의 수로 본 연구에서는 1998년부터 2006년까지의 9개년도이며, K 는 독립변수를 의미한다.

TSCSREG 분석은 자기상관(autocorrelation)의 문제를 가질 수 있는 횡단적인 여러 사례의 시계열 자료를 분석하기 위한 대표적인 방법이다(SAS Institute Inc., 2006). 본 연구에서는 지역간·시점간의 임의효과를 더하고, GLS 방법으로 모수(parameter)를 추정하는 Fuller-Battese Model을 선택하여 TSCSREG 분석을 실시하였고, 이에 대한 수식은 다음과 같다.¹²⁾

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K X_{it-k} \beta_k + u_i + \epsilon_{t-1} + \epsilon_{it-1} \quad i = 1, \dots, 15; t = 1998, \dots, 2006$$

4. 분석결과

본 장에서는 종속변수와 독립변수에 대한 기술적 분석의 결과를 지역별 차이와 연도별 변화를 중심으로 서술하고, 이후 지역 빈곤의 결정요인에 관한 결합회귀분석의 결과를 제시할 것이다.

1) 기술적 분석

지역별 절대적 빈곤율과 상대적 빈곤율의 연도별 변화 추이는 아래의 <표 2>와 같다. 우선 분석의 전 기간에 걸쳐 우리나라 절대적 빈곤율의 평균 수치는 13.19%이고, 상대적 빈곤율은 그보다 조금 높은 15.50%로 나타났다. 절대적 빈곤율은 외환위기 시기인 1998년에 15.00%로 가장 높게 나타났고, 그 수준이 2000년부터 2002년까지 감소와 증가를 반복한 후, 2004년에 11.61%로 가장 낮게 나타났으며, 이후 다시 점차 증가하는 추세를 보이고 있다. 이러한 절대적 빈곤율의 수준과 변화 추이는 기존 연구에서 제시한 결과와 일정 부분 일치하고 있다(홍경준, 2004; 구인회, 2005). 그리고 상대적 빈곤율은, 외환위기 이후 좀처럼 회복되는 기미를 보이지 않다가, 2004년에 14.26%로 크게 감소하였으나, 이후 다시 증가하는 추세를 보이고 있다. 이러한 결과에 비추어 볼 때, 최근 절대적 빈곤의 수준과 상대적 분배구조가 다시 악화되고 있음을 알 수 있다.

분석 기간동안 절대적 빈곤율의 평균값이 가장 높은 지역은 강원도이고, 충청남도과 경상북도, 전라남도 순으로 그 수치가 높게 나타나며, 울산광역시와 서울특별시는 낮은 수준이다. 충청남도와 전라남도는 외환위기 시기인 1998년의 빈곤율이 가장 높게 나타나지만, 이후 크게 감소하고 있으며, 강원도의 경우 2000년과 2002년의 높은 빈곤율이 부각되고 있다. 상대적 빈곤율은 뚜렷한 경향성을 발견하기 어려운데, 강원도, 충청남도, 전라남도, 그리고 경상북도에서 1998년부터 2002년까지 수치가 높게 나타나고 있다. 또한 울산광역시와 충청남도에서는 2006년의 빈곤율이 크게 감소하고 있는 반면, 인천

12) 모델의 오차 구조를 결정할 때, 지역간 동시적 상관을 가진 자기회귀적 오차구조를 가정하는 Parks Model을 선택하기도 한다. 그러나 Parks Model을 분석 모델로 선택하기 위해서는 관찰 기간인 연도(t)의 수가 분석 단위인 지역(i)의 수가 보다 많아야 한다는 기본 전제가 충족되어야만 한다(Huber and Stephens, 2001).

광역시, 광주광역시, 그리고 전라북도의 경우 크게 상승하고 있다. 수도권 지역의 빈곤율은 상대적으로 낮은 수준이며, 전반적인 추세와 동일한 양상으로 변화하고 있다. 그리고 광역시의 빈곤율이 상대적으로 낮은 수준이나, 경기도와 경상남도, 그리고 전라북도의 수치는 다른 도 지역에 비해 낮게 나타나고 있다.

〈표 2〉 지역별 연도별 절대적 빈곤율과 상대적 빈곤율의 변화

(단위: %)

변수	구분	1998	2000	2002	2004	2006	98-06
절대적 빈곤율	전체	15.00	12.21	14.23	11.61	12.69	13.19
	서울	9.86	9.39	11.39	9.02	10.41	10.13
	부산	17.37	9.36	12.10	11.32	12.20	12.60
	대구	13.35	10.54	13.80	13.07	14.42	13.86
	인천	16.81	10.52	12.94	10.79	13.71	13.46
	광주	13.21	11.52	16.63	8.80	15.11	12.89
	대전	20.17	15.57	17.37	19.69	12.34	17.13
	울산	10.43	7.38	6.15	8.17	2.52	6.19
	경기	13.50	10.58	12.67	10.14	11.71	11.34
	강원	18.47	25.94	29.20	14.27	15.78	21.99
	충북	14.17	17.73	13.59	13.82	13.36	15.03
	충남	30.49	21.95	28.60	18.67	18.57	21.30
	전북	16.06	18.33	18.88	13.91	15.20	16.16
	전남	27.39	13.44	18.65	18.11	16.79	20.02
	경북	23.30	20.46	20.71	23.20	18.90	21.13
	경남	15.96	11.27	8.98	6.84	11.01	11.45
	상대적 빈곤율	전체	15.24	16.85	16.66	14.26	14.93
서울		12.63	16.01	15.67	13.07	14.48	14.34
부산		15.38	18.46	16.09	15.01	15.92	15.63
대구		12.63	14.55	13.44	11.13	12.91	13.67
인천		15.19	14.66	12.23	10.45	16.02	13.66
광주		13.10	12.85	18.16	14.85	18.60	14.24
대전		19.75	19.31	21.79	20.68	13.51	18.93
울산		14.89	9.50	11.43	17.03	6.74	11.84
경기		15.42	15.58	16.08	12.95	14.47	14.50
강원		14.86	26.84	26.83	14.64	12.41	21.13
충북		16.98	20.61	15.82	16.99	17.58	17.93
충남		22.96	24.97	26.06	21.90	17.77	20.98
전북		15.98	19.31	17.82	12.35	15.77	16.60
전남		21.88	19.18	21.79	21.16	18.61	20.93
경북		20.02	20.38	17.96	20.04	17.99	19.47
경남		15.83	14.69	13.64	12.87	13.45	14.42

다음의 〈표 3〉은 분석에 사용된 독립변수의 평균값을 지역별로 구분하여 정리한 것이다. 우선 지방자치단체장의 소속정당을 살펴보면, 1997년에는 민주당이 서울, 광주, 전북, 전남 등의 4개 지역에서 집권하였고, 1998년부터 2002년까지 새정치국민회의가 서울, 광주, 경기, 전북, 전남 등의 5개 지역에

서 집권하였으며, 보수성향의 자민련(인천, 대전, 충북, 충남)과 한나라당(부산, 대구, 울산, 강원, 경북, 경남)이 나머지 지역에서 집권하였다. 그리고 2002년의 제3회 지방선거에서는 민주당과 열린우리당의 후보가 광주, 전북, 전남의 3개 지역에서 선출되어, 그 수가 감소하였다. 1인당 GDP로 측정된 지역의 경제 발전 수준은 울산이 가장 높고, 대구와 광주, 강원도가 상대적으로 낮은 수준이다. 지역의 부양인구비율은 광역시에 비해 도 지역에서 높게 나타나는데, 이는 광역시에 비해 도 지역의 노인인구비율이 약 두 배 정도 높기 때문이다.

〈표 3〉 지역별 독립변수의 평균값

(단위: 년, 만원, %, 천원)

	정치	경제		인구구조		고용			
	정당	1인당GDP	부양률	노인율	아동률	고용	실업	여성경황	
평균	2.40	13.98	41.78	8.43	20.94	58.50	3.87	48.56	
서울	5	14.99	31.61	5.73	18.29	58.87	4.95	49.61	
부산	0	10.18	33.66	6.62	18.56	55.75	5.45	47.06	
대구	0	8.78	36.83	6.30	20.61	56.81	4.91	48.22	
인천	0	11.86	39.80	5.78	22.69	58.48	5.05	46.88	
광주	9	9.90	40.19	5.84	22.82	54.66	4.97	46.44	
대전	0	10.49	38.40	5.74	22.00	55.83	4.36	45.95	
울산	0	30.46	40.16	4.38	24.28	57.90	4.09	42.36	
경기	4	12.66	41.94	6.02	23.53	59.58	4.29	47.38	
강원	0	11.96	43.32	10.44	19.78	57.18	2.37	47.14	
충북	0	13.90	44.39	10.08	20.66	58.10	2.95	48.34	
충남	0	17.47	47.47	12.34	19.84	61.82	2.81	52.38	
전북	9	10.76	46.92	11.69	20.26	56.88	3.21	47.87	
전남	9	15.75	51.89	14.26	19.88	63.12	2.78	55.28	
경북	0	15.81	45.70	12.02	19.36	62.82	2.82	54.18	
경남	0	14.78	44.41	9.21	21.54	59.70	3.04	49.34	
		고용	산업구조		재정				
		상용직	제조업	서비스업	재정자립도	사회복지비	경제개발비	1인사회복지	1인경제개발
평균		32.35	19.06	50.18	51.68	11.75	38.15	95.47	311.69
서울		31.52	18.00	62.70	94.86	10.15	27.75	82.45	204.98
부산		29.39	21.81	55.80	75.99	13.20	28.68	92.30	194.99
대구		31.67	24.21	56.19	73.23	14.14	30.99	97.15	205.55
인천		36.79	30.02	50.28	76.82	10.34	28.51	68.94	179.05
광주		32.91	13.07	60.44	60.34	12.32	30.76	97.93	238.58
대전		36.63	13.15	62.85	72.09	11.49	26.05	80.52	174.14
울산		49.64	37.62	43.22	69.16	8.32	30.73	64.75	220.30
경기		37.43	24.01	53.46	73.98	9.26	31.04	53.13	161.83
강원		30.10	8.18	51.81	26.67	9.34	53.63	110.55	663.75
충북		31.81	18.97	44.64	29.40	13.96	45.16	110.28	346.40
충남		28.34	15.01	40.29	26.52	11.46	47.04	102.22	397.94
전북		26.97	12.66	45.97	20.03	15.59	46.88	137.93	387.57
전남		20.67	9.05	40.26	15.54	14.08	51.83	155.18	548.15
경북		26.90	17.28	40.80	26.07	12.50	45.00	100.32	353.89
경남		34.45	22.81	44.04	34.52	10.09	48.23	78.38	398.22

다음으로 고용관련 변수의 결과를 보면, 우선 평균 고용률은 전남, 경북, 충남 지역이 높게 나타났고, 광주, 부산, 대전, 대구 지역에서 낮게 나타났다. 그리고 평균 실업률은 강원, 전남, 충남 지역이 낮게 나타난 반면, 부산, 인천 서울 지역이 낮게 나타나, 도 지역의 고용 상태가 광역시의 그것보다 양호한 편이다. 한편, 상용직 근로자의 비율은 지역 간 편차가 매우 크게 나타나는데, 울산의 수치는 거의 50% 수준에 이르는 반면, 전남, 경북, 전북 지역은 20%의 낮은 수준을 보이고 있다. 여성의 경제활동 참여율은 지역별로 큰 차이가 없으며, 상용직 비율과는 반대로 전남이 가장 높고, 울산이 가장 낮은 수치를 보인다. 각 지역의 제조업 종사자 비율은 울산, 인천 순으로 높게 나타났고, 서비스업 종사자 비율은 대전과 서울 순으로 높게 나타났다. 대다수의 지역에서 서비스업 종사자의 비율이 제조업에 비해 20~40%까지 높게 나타나고 있는데, 울산에서는 차이가 6%에 불과하다.

마지막으로 각 지방자치단체의 재정적 측면의 평균값을 비교해 보면, 재정자립도는 서울, 인천, 부산 순으로 높게 나타나, 수도권 지역과 광역시의 재정자립도가 높다는 사실을 확인시켜 주고 있다. 그러나 전라남도과 강원도의 재정자립도는 20% 정도로 매우 낮은 수준이다. 재정자립도의 연도별 변화 추이를 보다 구체적으로 살펴보면, 1998년 이후 지속적으로 감소하는 경향을 보이고 있어, 지방분권 촉진 사업을 통한 지방재정 확충의 의지가 제대로 반영되고 있지 않은 것처럼 보인다(부록 참고). 우리나라의 지방자치제도가 중앙정부와 지방정부간 합리적인 역할 분담과 조정의 과정을 통해 한 단계 더 발전하기 위해서는 지방자치단체의 재정확충을 통한 자율성 확보가 시급하며, 이를 위해서는 각 지방자치단체의 재정자립도 수준이 대폭적으로 향상되어야 할 것이다. 그런데 여기서 주목해야 할 것은, 재정자립도 수준이 그리 높지 않은 전라도 지역의 사회복지비 지출 비율이 가장 높게 나타나고 있다는 사실이다. 이는 상대적으로 진보적인 성향을 가진 단체장이 지속적으로 집권한 것과 관련이 있을 것으로 추정된다. 반면 강원도의 사회복지비 지출 비율은 가장 낮게 나타나고 있는데, 이는 강원도가 사회·경제적인 측면에서 상대적으로 낙후되어 있기 때문에 아직도 사회간접투자과 같은 지역개발사업이 지속적으로 확대·추진되고 있는 것처럼 보인다. 한편 1인당 사회복지비에 대한 분석은 다소 상이한 양상을 보이고 있는데, 전라도 지역이 가장 높은 수준을 보이고 있는 것은 앞선 결과와 동일하지만, 경기, 울산, 대전 지역은 낮게 나타나, 이 지역의 사회복지비 지출 수준은 일반 회계의 규모에 비해 높으나, 인구 규모에 비해서는 낮은 것으로 이해할 수 있다.

2) 결합회귀분석 결과

아래 <표 4>는 지역의 절대적 빈곤율에 대한 결합회귀분석의 결과를 보여주고 있다. 본 연구는, 이론적 근거에 기초하여, 절대적 빈곤율의 변화를 설명하는 모든 독립변수를 포괄하여 하나의 모델을 구성하고자 하였으나, 독립변수간 다중공선성으로 인하여 분석 모델을 다양하게 구성하였다. <표 4>는 다섯 개의 모델을 포함하고 있는데, 개별 모델의 통계적 유의미성은 확보되고 있으며, 독립변수의 설명력도 56% 이상으로 모두 양호한 수준을 보이고 있다. 그 가운데, 모델 (1)은 본 연구의 기본 모델이다. 여기에는 단체장의 소속정당, 1인당 GDP, 부양인구비율, 고용률, 상용직 비율, 제조업 종사자

비율, 재정자립도, 사회복지비 지출 비율, 그리고 경제개발비 지출 비율 변수가 포함된다. 기본 모델을 구성하는데 있어, 여성의 경제활동참여율과 서비스업 종사자 비율도 포함하고자 하였으나, 전자는 고용율과 후자는 제조업 종사자 비율과 높은 상관관계를 가지고 있어 모델에서 제외되었다.

모델 (1)의 분석결과를 보면, 독립변수 가운데 1인당 GDP, 상용직 비율, 제조업 종사자 비율, 재정자립도, 그리고 사회복지비 지출 비율 변수가 절대적 빈곤율과 통계적으로 유의미한 수준에서 부적인 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이를 개별 변수별로 구분하여 살펴보면, 우선 지역의 경제발전 수준이 높을수록, 절대적 빈곤의 수준은 낮아지고 있다. 이는 반대로 절대적 빈곤의 수준을 낮추기 위해서는 일정 수준 이상의 지역 경제 발전이 담보되어야 한다는 것으로, 전통적인 경제성장 우선 정책의 담론을 지지하는 결과이다. 다음으로 고용 및 산업구조와 관련된 변수 가운데, 상용직 비율과 제조업 종사자 비율도 절대적 빈곤율에 부적인 영향력을 가지고 있는 반면, 고용률은 그렇지 못한 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과는 지역의 빈곤 감소에는 고용의 양적인 측면보다 질적인 측면의 성장과 보장이 더욱 중요하다는 사실을 보여주는 것이다. 새로운 일자리의 확대와 고용의 지속적인 유지를 통한 고용율의 확대도 중요하지만, 더욱 필요한 것은 제조업 분야의 상용직 근로와 같은 괜찮은 일자리(decent job)의 확대와 보장이다. 따라서 새로 생겨나는 일자리는 아르바이트 수준의 인턴제나 임금과 노동시장 단축을 통한 일자리 나누기(job sharing) 방식이 아닌 상용직 근로를 담보할 수 있는 수준이어야 한다. 오히려 비정규직 일자리를 상용직으로 전환해서 고용의 안전성을 높이는 것이 일자리를 보호하고 고용률을 높이는 동시에 절대적 빈곤을 예방하는 최선의 방안이 될 수 있다. 그런 측면에서 현 정부의 비정규직 사용기간의 연장 방안은 바람직한 대안이라고 할 수 없다. 지방자치단체의 재정자립도와 사회복지비 지출 비율도 절대적 빈곤율과 부적인 관계가 있는 것으로 분석되었다. 이는 지방자치단체의 재정자립도 수준이 높을수록, 그리고 사회복지비 지출 수준이 높을수록 지역의 절대적 빈곤율이 감소한다는 것으로 기존 연구의 결과와 일치하는 것이다(백학영, 2007). 지방자치단체의 재정자립도 수준이 사회복지비 지출 수준과 정적인 관계를 가지고 있다는 연구 결과(이재원·김교성, 2007)에 비추어 볼 때, 재정자립도가 높은 지방자치단체일수록 높은 수준의 사회복지 관련 비용을 지출하고, 그 결과 낮은 수준의 빈곤율이 담보된다는 것을 추정할 수 있다. 따라서 지역의 절대적 빈곤율을 낮추기 위해서는 높은 수준의 사회복지비 지출이 필요하며, 이를 위해 일정 수준 이상의 재정자립도가 요구된다. 한편, 지방자치단체의 경제개발비 지출 비율도 절대적 빈곤율과 부적인 관계를 보이나, 통계학적으로 유의미한 수준은 아니며, 생산인구 대비 아동과 노인인구의 비율로 표현되는 부양인구비율도 절대적 빈곤율에 유의미한 영향력을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 아동과 노인은 소득을 벌어들일 능력이 부족한 대표적인 집단이면서, 동시에 돌봄의 필요성으로 인하여 다른 가족구성원의 노동시장 참여를 제한시키기도 하는 대상이라고 할 수 있다. 따라서 아동과 노인인구의 증가와 같은 인구·가족구조의 변화가 지역의 절대적 빈곤율 확대에 영향을 미칠 것이라는 가정이 있다(Partridge and Rickman, 2005; 백학영, 2007). 그러나 본 연구의 결과는 그러한 가정을 지지하지 않고 있다. 또한 민주당과 열린우리당, 새정치국민회의 단체장의 정치적인 역할도 지역의 절대적 빈곤율 감소에 유의미한 영향력을 미치지 못하고 있어, 지역정치의 범주 안에서 정당간 차이점이 부각되지 않고 있다.

모델 (2)에서는 제조업 종사자 비율 대신 서비스업 종사자 비율을 포함하여, 절대 빈곤에 대한 산

업구조의 영향력을 보다 정확하게 검증하고자 하였다. 그 결과 서비스업 종사자 비율은 절대적 빈곤율과 정적인 관계를 보이나, 통계학적으로 유의미한 수준은 아니다. 그 외, 다른 변수의 관계는 모델 (1)의 그것과 유사하나, 지방자치단체의 경제개발비 지출 비율이 절대적 빈곤율과 부적인 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이는 지방자치단체가 낙후된 지역의 개발을 통해 지역주민의 기본적인 생활수준 향상을 위한 노력한 결과, 지역의 절대적 빈곤 수준이 낮아진 것으로 추정할 수 있다. 또한 이러한 결과는, 1인당 GDP 변수로 측정된 지역의 경제발전 수준과 같은 맥락에서, 경제성장과 빈곤의 부적인 관계를 보여주는 결과이다. 모델 (3)은 지방자치단체의 사회복지비 지출 비율과 경제개발비 지출 비율이 서로 상쇄될 수 있다는 지적에 따라, 각각의 변수를 일반회계 지출 대비 비율이 아닌 1인당 사회복지비와 경제개발비로 전환하여 분석한 결과이다. 그 결과 1인당 GDP와 상용직 비율 변수의 유의미성이 소멸되었으나, 지방자치단체의 재정관련 변수와 절대적 빈곤과의 관계는 변함이 없는 것으로 밝혀졌다. 즉, 재정자립도와 사회복지비 지출 수준이 높을수록 절대적 빈곤율은 낮게 나타나며, 경제개발비 지출 수준은 절대적 빈곤율과 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않고 있다. 따라서 지방자치단체의 재정 구조에 대한 분석과정에서 사회복지비와 경제개발비 지출 비율간 상호효과는 존재하지 않는 것으로 보인다. 모델 (4)는 부양인구비율의 산출 방식 가운데 아동 + 노인 인구 비율과 생산가능 연령 인구의 비율도 서로 상쇄될 수 있다는 지적에 따라, 부양인구비율을 아동인구와 노인 인구비율 변수로 구분하여 각각의 영향력을 검증한 것이다. 그 결과 인구구조의 변화와 절대적 빈곤과의 관계는 여전히 통계적 유의미성을 보이지 않고 있으며, 고용, 산업구조, 재정 측면의 변수도 같은 결과를 보이고 있다. 다만 모델 (4)에서 특이할만한 점은 지역의 경제적 변수인 1인당 GDP의 유의미성이 소멸된 반면, 정치적 변수인 단체장의 소속정당의 유의미성이 확보되었다는 것이다. 이는 민주당과 열린우리당, 새정치국민회의 소속의 정치인이 지방자치단체장으로 선출된 지역의 절대적 빈곤율이 상대적으로 낮게 나왔다는 것으로, 지역의 정치적 선호가 지역 주민의 기본적인 복지와 생존과 직결되는 절대적 빈곤에까지 영향을 미친다고 할 수 있다. 마지막 모델 (5)는 여성의 경제활동참여율 변수의 영향력을 검증하기 위하여, 높은 상관관계를 보이는 고용률 변수를 삭제하고, 대신 투입된 유사 성격의 실업률 변수와 여성의 경제활동참여율 변수를 함께 포함하여 모델을 구성한 것이다. 분석의 결과는 모델 (1)의 그것과 일치하며, 고용률 변수와 마찬가지로 실업률과 여성의 경제활동참여율 변수는 절대적 빈곤율과 유의미한 관련을 보이지 않고 있다.

아래의 <표 5>는 상대적 빈곤율에 대한 결합회귀분석의 결과를 보여주고 있는데, 앞선 표와 같이 다섯 개의 모델을 포함하고 있다. 분석의 기본적인 절차는 절대적 빈곤율에 대한 분석 방식과 정확하게 일치하며, 분석 모델의 적합성과 독립변수의 설명력도 양호한 수준을 보이고 있다. 기본 모델인 모델 (1)의 결과를 보면, 상용직 비율, 제조업 종사자 비율, 재정자립도, 사회복지비 지출 비율 변수가 통계적으로 유의미한 수준에서 상대적 빈곤율과 부적인 관계를 보이고 있다. 이는 앞선 절대적 빈곤율에 대한 분석 결과와 매우 유사한 것으로, 지역 고용의 질적인 측면에 대한 강화와 더불어 지방자치단체의 재정적 독립성의 확보, 그리고 사회복지 지출에 대한 강한 확대 의지가 지역의 상대적 빈곤율을 감소시킬 수 있는 중요한 요인임을 다시 확인시켜 주는 것이다. 이러한 결과는 사회복지비 지출 비율을 1인당 사회복지비로 전환하여 분석한 모델 (3)에서도 유사하게 나타난다. 또한 지방자치단체

장의 소속정당이나 경제개발비 지출 비율, 그리고 지역의 인구구조의 변화와 고용의 양적 지표인 고용률 등의 변수도 상대적 빈곤율과 유의미한 관계를 가지고 있지 않으며, 모델 (5)의 실업율과 여성의 경제활동참여율 변수도 동일한 결과를 보여주고 있다. 그리고 모델 (2)의 분석 결과를 보면, 서비스업 종사자 비율의 증감은 절대적 빈곤뿐만 아니라 상대적 빈곤율에 유의미한 영향력을 행사하고 있지 못하다. 결과적으로, 상대적 빈곤율에 대한 분석결과는 절대적 빈곤율의 그것과 매우 유사하게 나타나고 있다.

〈표 4〉 절대적 빈곤율에 대한 결합회귀분석 결과

	모델 (1)	모델 (2)	모델 (3)	모델 (4)	모델 (5)
상수	38.122 ** (14.78)	52.384 *** (16.43)	21.713 * (10.23)	26.024 * (15.42)	29.214 * (14.16)
정치					
단체장 소속정당	-1.450 (0.92)	-0.496 (0.93)	-1.551 (0.89)	-2.366 * (1.00)	-1.421 (0.91)
경제					
1인당 GDP	-0.245 ** (0.09)	-0.345 *** (0.09)	-0.168 (0.10)	-0.153 (0.11)	-0.225 ** (0.09)
인구구조					
부양인구비율	-0.034 (0.15)	-0.131 (0.16)	0.020 (0.15)		-0.095 (0.15)
노인비율				-0.630 (0.40)	
아동비율				0.384 (0.35)	
고용					
고용률	0.131 (0.19)	0.102 (0.18)	0.217 (0.17)	0.290 (0.18)	
실업률					0.295 (0.40)
여성경제활동참여율					0.307 (0.18)
상용직 비율	-0.210 * (0.12)	-0.302 ** (0.10)	-0.134 (0.10)	-0.356 ** (0.12)	-0.075 (0.14)
산업구조					
제조업 비율	-0.187 ** (0.07)		-0.289 *** (0.07)	-0.267 *** (0.08)	-0.209 ** (0.07)
서비스업 비율		0.022 (0.07)			
재정					
재정자립도	-0.115 * (0.04)	-0.169 *** (0.04)	-0.077 * (0.03)	-0.121 ** (0.04)	-0.139 ** (0.05)
사회복지비 비율	-0.503 ** (0.19)	-0.668 *** (0.17)		-0.300 (0.20)	-0.464 ** (0.19)
경제개발비 비율	-0.079 (0.06)	-0.134 * (0.07)		-0.033 (0.06)	-0.089 (0.07)
1인당사회복지비			-0.035 *** (0.01)		
1인당경제개발비			0.001 (0.01)		
F 값	6.64 **	10.16 ***	4.50 *	2.85 *	4.25 *
R ²	58.56	56.94	59.63	60.57	59.45

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

다만 1인당 GDP 변수만이 매우 상이한 결과를 보여주고 있는데, 상대적 빈곤율과의 관계가 부적에서 정적인 관계로 전환되었으며, 관계의 유의미성이 소멸되었다. 이는 절대적 빈곤과는 다르게 지역의 상대적 빈곤 수준은 지역의 경제적 발전 정도와 그리 밀접한 관계를 가지고 있지 않다는 것을 의미한다. 그러나 인구구조의 변화를 아동인구와 노인인구로 구분하여 분석한 모델 (4)에서는 1인당 GDP 변수가 통계적으로 유의미한 수준에서 정적인 관계를 보이고 있다. 지역의 경제적 발전수준이 높을수록 상대적 빈곤율이 높아질 수 있다는 것이다. 이러한 결과에 비추어 볼 때, 빈곤문제에 대한 지역의 경제 수준 변수의 설명력은 매우 혼재되어 나타날 수 있다는 점을 알 수 있다. 기본적으로 지역의 절

대적 빈곤의 문제를 해결하기 위해서는 일정 수준의 경제적 발전 수준이 담보되어야 한다. 그러나 본 연구의 결과는 그 이상의 경제적 발전 수준을 이루게 되면, 경제성장 위주의 발전 전략이 지역의 상대적 분배구조의 차원에서 역효과를 초래할 수 있다는 점을 상기시켜 주고 있다.

〈표 5〉 상대적 빈곤율에 대한 결합회귀분석 결과

	모델 (1)	모델 (2)	모델 (3)	모델 (4)	모델 (5)
상수	45.582 *** (10.94)	50.119 *** (12.64)	32.745 *** (8.04)	36.902 ** (11.97)	40.090 *** (10.61)
정치					
단체장 소속정당	-0.334 (0.71)	-0.035 (0.72)	-0.568 (0.70)	-1.219 (0.78)	-0.229 (0.72)
경제					
1인당 GDP	0.069 (0.07)	0.050 (0.07)	0.150 (0.08)	0.182 * (0.08)	0.046 (0.06)
인구구조					
부양인구비율	-0.017 (0.12)	-0.043 (0.12)	0.034 (0.12)		-0.065 (0.12)
노인비율				-0.483 (0.31)	
아동비율				0.316 (0.27)	
고용					
고용률	-0.109 (0.13)	-0.133 (0.14)	-0.064 (0.13)	-0.007 (0.14)	
실업률					0.142 (0.22)
여성경험참여율					0.003 (0.14)
상용직 비율	-0.315 *** (0.08)	-0.374 *** (0.08)	-0.261 *** (0.08)	-0.439 *** (0.10)	-0.269 ** (0.10)
산업구조					
제조업 비율	-0.098 * (0.05)		-0.179 *** (0.05)	-0.175 ** (0.06)	-0.110 * (0.05)
서비스업 비율		0.019 (0.05)			
재정					
재정자립도	-0.069 * (0.03)	-0.096 * (0.03)	-0.034 (0.02)	-0.072 * (0.03)	-0.083 * (0.04)
사회복지비 비율	-0.429 ** (0.13)	-0.496 ** (0.13)		-0.235 (0.15)	-0.411 ** (0.13)
경제개발비 비율	-0.053 (0.05)	-0.072 (0.05)		-0.017 (0.05)	-0.056 (0.05)
1인당사회복지비			-0.026 *** (0.01)		
1인당경제개발비			0.001 (0.01)		
F 값	17.33 ***	15.70 ***	16.56 ***	9.49 **	14.27 ***
R ²	51.54	50.36	51.44	53.75	51.48

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

결합회귀분석의 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 지방자치단체의 재정적 독립성이 높고 사회복지 지출 수준이 높을수록 지역의 절대적 빈곤율과 상대적 빈곤율은 낮게 나타나고 있다. 또한 지역 내 상용직 비율과 제조업 종사자 비율이 높을수록 빈곤율은 낮게 나타난다. 그리고 지역의 전반적인 경제발전 수준이 높을수록 절대적 빈곤율은 낮게 나타나지만, 분석 모델의 선택에 따라 높은 상대적 빈곤율을 보이기도 한다. 그리고 분석 모델에 따라, 민주당과 열린우리당, 새정치국민회의 소속의 단체장이 선출될 경우, 혹은 지방자치단체의 경제개발비 지출 수준이 높아질수록 지역의 절대적 빈곤율이 감소하는 현상을 보이기도 한다. 마지막으로 지역의 인구구조의 변화는 지역 빈곤율에 아무런 영향력을 행사하지 못하고 있다.

5. 결 론

빈곤은 해결되지 않은 대표적인 사회문제 중의 하나로서 지금까지의 빈곤 정책은 대부분 사람을 돕는 정책을 중심으로 전개되어 왔다. 그러나 본 연구에서는 지방분권화의 도입과 더불어 지역 빈곤의 문제와 불균형적인 복지 공급의 문제가 동시에 부각되고 있는 시점에서, 15개 광역 지방자치단체를 중심으로 지역 빈곤율을 측정하여 그 차이를 비교해 보고, 9년간의 변화 추이를 관찰하였으며, 이에 영향을 미치는 지역적 특성을 실증적으로 분석하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 개별 지역의 빈곤율은 경제 위기 이후 증감을 반복하다가, 최근 증가하는 추세를 보이고 있다. 또한 강원도와 충청남도의 빈곤율이 상대적으로 높게 나타났으며, 서울특별시와 울산광역시에서 낮은 수치를 보인다. 지역 빈곤율에 영향을 미치는 요인에 대한 분석 결과, 높은 수준의 재정자립도, 사회복지비, 상용직 비율과 제조업 종사자 비율 등의 변수가 지역 빈곤율 감소에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이러한 연구의 결과를 종합해 볼 때, 우리나라의 지역 빈곤의 문제와 관련하여 다음과 같은 이론적·실천적 의미를 찾을 수 있다. 우선 기존 연구에서 보고된 바와 같이 경제 성장의 효과는 지역의 빈곤을 감소시키는 중요한 요소로 작용하고 있다. 그러나 지역개발 중심의 재정 지출이 반드시 빈곤율의 감소를 담보하는 것이 아니라는 사실도 확인하였다. 본 연구의 결과는 경제 성장이 빈곤을 감소시키기 위해서는 노동집약적인 고용의 성장이 동반되어야 한다는 전통적인 경제 이론의 주장을 지지하고 있다. 그러나 일자리의 질적 측면을 고려하지 않은 무분별한 고용의 확대는 빈곤 감소에 아무런 효과를 발휘하지 못하며, 오히려 근로빈곤층을 양산하고 상대적 빈곤을 심화시키는 등의 부정적인 결과를 초래할 가능성이 높다. 따라서 개별 지방자치단체는 일정 수준 이상의 소득을 제공하는 제조업 중심의 괜찮은 일자리와 노동시장의 저임금과 불안정한 고용상태의 문제를 해결할 수 있는 상용직 일자리를 창출하는 것을 목표로 정책을 추진하여야 할 것이다. 그래야만 지역 빈곤 감소의 긍정적인 효과를 기대할 수 있다.

다음으로 사회복지비의 지출 비율이 높을수록 지역의 절대적 빈곤 수준과 상대적 분배 구조가 개선된다는 것이 입증되었다. 그러나 사회복지비의 지출 수준이 지방자치단체의 재정자립도 수준과 반드시 직결되는 것은 아니며, 빈곤문제의 개선에 대한 단체장의 의지와 정치적 성향 등이 영향을 미칠 수 있음을 추정할 수 있었다. 이러한 분석 결과를 통해 볼 때, 현재 중앙정부와 지방정부가 50%씩 부담하기로 되어 있는 사회복지사업의 예산 구조는 빈곤문제 해결에 있어 매우 가변적인 요소라고 할 수 있다. 일반적으로 지역의 재정자립도가 낮은 경우, 일정 부분의 예산을 자체적으로 소요해야 하는 사회복지비 지출을 확대 편성하기가 현실적으로 어려울 수 있기 때문이다. 이러한 요소가 지역의 재정적 여건에 따라 복지가 불균형적으로 제공되는 문제를 초래하고 있다. 개별 지방자치단체도 재정자립도를 높이기 위해 다양한 노력을 기울여야 하겠지만, 중앙정부에서 지역의 재정자립도 수준에 따라 사회복지 예산집행을 차등적으로 편성하는 것도 고려해볼 수 있는 대안이라고 생각된다.

그러나 보다 근원적으로, 지방간 차이를 인정하고 각 지역의 욕구에 보다 유연하게 반응하여 지역

주민의 삶의 질 향상에 기여하겠다는 취지에서 설립된 지방자치제도의 도입 이후, 지속적으로 확대되고 있는 지방간 차이에 대해서도 문제를 제기할 필요가 있다. 이것은 부양인구비율 등의 통제할 수 없는 속성은 차치하고라도, 지방 재정이나 고용 구조, 그리고 복지 제공에 있어서의 차이 확대를 어떻게 볼 것이며, 추후 어떠한 관점으로 접근할 것인가 하는 문제와 직결된다. 이러한 측면에서 볼 때, 지방자치제도의 핵심인 자율성이나 차이는 엄연히 존중되어야 할 중요한 가치임에는 분명하나, 계속 도전해야 할 문제이기도 하다. 무엇보다도 지방자치제도로 인하여 지방간 차이발생이 불가피하게 발생할 수밖에 없는 상황이라면, 이러한 차이가 가구의 삶이나 절대적 빈곤 등의 영역에서는 최소화될 수 있도록 조정하는 제도적 장치가 필요하다. 마지막으로 본 연구를 통하여 '희망 없음'의 담론으로 전개되고 있는 빈곤문제의 해결에 또 다른 해결방안을 제언할 수 있겠다. 지역의 상황을 개선시키는 정책은 사람에 기반한 기존 정책과의 혼합을 통하여, 효과적인 반빈곤 정책으로 고려될 수 있다는 사실이다. 이것은 사회복지 실천에 있어 개별 사례에 초점을 맞추던 접근에서 나아가 환경 속의 인간(person in environment)을 중시하는 접근으로의 움직임과 동일한 맥락이라고 할 수 있으며, 개인뿐만 아니라 개인이 속한 집단이나 사회, 환경에 개입하는 사회복지의 근본적인 지향점을 다시 한 번 확인시켜 주는 것이다.

참고문헌

- 구인회. 2002. "빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행". 『한국사회복지학』 48: 82-112.
- 구인회. 2005. "빈곤의 동태적 분석: 빈곤 지속기간과 그 결정요인". 『제6회 한국노동패널 학술대회 논문집』.
- 김교성·강철희. 2003. "취업대상 조건부수급자의 경제적 자활로의 진입에 영향을 미치는 요인에 관한 연구". 『한국사회복지학』 52: 5-32.
- 김교성·반정호. 2004. "고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구". 『사회복지정책』 18: 31-54.
- 류만희. 2008. "자활사업의 운영구조의 전략적 전환". 『사회보장연구』 24(4): 117-138.
- 박봉길·이상일. 2005. "저소득층 집중거주와 공적부조 제정의 지역적 불균형에 대한 사회복지정책적 함의". 『복지행정논총』 15(1): 105-144.
- 배진한. 1998. "빈곤의 지역적 구조". 『경제논집』 14: 65-90.
- 백학영. 2007. "지역의 사회경제적 특성이 빈곤에 미치는 영향". 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문 (미간행).
- 송영남. 2007. "지역간 빈곤격차의 변화에 관한 연구". 『산업경제연구』 20(1): 17-38.
- 이상록·백학영. 2008. "한국사회 빈곤구조의 지역 편차 분석". 『한국사회복지학』 60(4): 205-230.
- 이장영. 1997. "시군 지역 소득 불평등의 비교 연구". 『농촌사회』 7: 217-245.
- 이재완·김교성. 2007. "지방자치단체 사회복지지출 수준의 결정요인 분석". 『사회복지정책』 31: 105-124.
- 이현주·김미곤·노대명·강석훈·손병돈·유진영·임완섭. 2006. 『우리나라 빈곤실태와 정책적 함의』. 한국보건사회연구원.
- 정인철·배미애. 2007. "도시정책논리에 의한 사회공간적 배제". 『대한지리학회지』 42(1): 63-81.

- 홍경준. 2004. "빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로". 『사회복지연구』 24: 187-210.
- Bigman, D., and H. Fofack. 2000. "Geographical Targeting for Poverty Alleviation: an Introduction to the Special Issue." *The World Bank Economic Review* 14(1): 129-145.
- Blank, R. M. 2004. *Poverty, Policy and Place: How Poverty and Policies to Alleviate Poverty are Shaped by Local Characteristics*. RUPPI Rural Policy Research Center Working Paper 04-02.
- Cotter, D. 2002. "Poor People in Poor Places." *Rural Sociology* 67(4): 534-555.
- Crandall, M., and B. Weber. 2004. "Local Social and Economic Conditions, Spatial Concentrations of Poverty, and Poverty Dynamics." *American Agricultural Economics Association* 86(5): 1276 - 1281.
- Crandall, M., and B. Weber. 2005. *Trickling Down: Does Local Job Growth Reduce Poverty?*. RPRC Working Paper No.05-01.
- Doeringer, P. and M. Piore. 1971. *Internal Labor Market and Manpower Analysis*. Armonk, New York: M. E. Sharpe.
- Fisher, M. 2005. *Why is U.S. Poverty Higher in Nonmetropolitan than Metropolitan Areas?*. RPRC Working Paper No.05-04.
- Gundersen, C. 2005. *Are the Effects of the Macroeconomy and Social Policies on Poverty Different in Rural America?*. RPRC Working Paper No.05-06.
- Haveman, R. and J. Schwabish. 2000. "Has Macroeconomic Performance Regained its Antipoverty Bite?." *Contemporary Economic Policy* 18(4): 415-427.
- Henftschel, J., P. Lanjouw, and J. Poggi. 1998. *Combining Census and Survey Data to Study Spatial Dimension of Poverty: A Case Study of Ecuador*. World Bank Policy Research Working Paper.
- Huber, E. and J. D. Stephens. 2001. "The Development of Welfare States: Quantitative Evidence." *Development and Crisis of the Welfare State: Parties and Policies in Global Markets*. The University of Chicago Press.
- Katz, M. 1989. *The Undeserving Poor*. New York: Pantheon Books.
- Kuznets, S. S. 1973. "Modern Economic Growth: Findings and Reflections." *American Economic Review* 63(3): 247-258.
- Levernier, W., M. Partridge, and D. Rickman. 2000. "The Causes of Regional Variations in U.S. Poverty: a cross-county analysis." *Journal of Regional Science* 40(3): 473 - 497.
- Lobao, L., and G. Hooks. 2003. "Public Employment, Welfare Transfers, and Economic Well-Being across Local Populations." *Social Forces* 82(2): 519-556.
- Partridge, M., and D. Rickman. 2005. *Persistent Pockets of Extreme American Poverty: People or Place Based?*. RPRC Working Paper No.05-02.
- Rupasingha, A., and S. Goetz. 2003. *The Causes of Enduring Poverty An Expanded Spatial Analysis of the Structural Determinants of Poverty in the US*. Rural Development Paper No. 22.
- Swaminathan, H., and J. Findeis. 2004. "Policy Intervention and Poverty in Rural America." *American Agricultural Economics Association* 86(5): 1289 - 1296.
- Weber, B. A., L. Jensen, K. Miller, J. Mosley, and M. Fisher. 2005. "A Critical Review of Rural Poverty Literature: Is There Truly a Rural Effect?." *International Regional Science Review* 28(4): 381-414.

Determinants of Regional Poverty in Korea

Kim, Kyo-Seong

(Chung Ang University)

Noh, Hye-Jin

(Chung Ang University)

The main purpose of this paper is to examine the structural determinants of regional variations of poverty in Korea. Poverty rates and independent variables in Seoul, 6 other metropolitan areas, and 8 provinces except Jeju from the year of 1998 through 2006 were pooled as unit of analysis. The pooled cross-sectional time-series regression(TSCSREG) using SAS program was adapted for the analysis.

As a result of the analysis, absolute poverty and relative poverty of Gangwondo and Chungcheongnamdo were relatively higher, and that of Seoul and Ulsan metropolitan area were lower than other areas. And, the increase of financial self-reliance, social welfare expenditure, rate of standard workers, and rate of workers in manufacturing sector were associated with lower poverty rates. Therefore, place-based policies should be considered as another poverty-fighting tool in conjunction with people-based policies.

Key words: poverty, regional poverty, local government, pooled cross-sectional time-series regression

[논문 접수일 : 2009년 3월 6일 게재 확정일 : 2009년 5월 4일]

〈부록〉 시도별 독립변수의 변화

(단위: 만원, %, 천원)

		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	97-05
1인당 GDP	시	9.23	10.72	11.60	12.52	13.37	14.72	15.38	16.56	17.12	13.91
	도	12.17	10.77	11.69	12.61	13.33	14.64	16.00	17.60	18.42	14.65
	시도	10.91	10.75	11.65	12.57	13.35	14.68	15.71	17.12	17.81	14.32
부양인구비율	시	38.64	38.01	37.50	37.27	37.20	37.10	36.80	36.61	36.40	37.15
	도	44.79	44.66	44.75	45.18	45.70	46.18	46.61	46.93	47.01	45.88
	시도	41.92	41.56	41.37	41.49	41.73	41.94	42.03	42.11	42.06	41.81
노인인구비율	시	4.67	4.90	5.11	5.39	5.69	5.99	6.33	6.67	7.07	5.93
	도	9.05	9.43	9.78	10.23	10.64	11.16	11.70	12.19	12.66	11.00
	시도	7.01	7.31	7.60	7.97	8.33	8.75	9.19	9.61	10.05	8.64
아동인구비율	시	23.14	22.60	22.13	21.73	21.39	21.00	20.54	20.10	19.59	21.12
	도	21.86	21.48	21.11	20.89	20.71	20.40	20.08	19.68	19.25	20.42
	시도	22.46	22.00	21.59	21.28	21.03	20.68	20.29	19.87	19.41	20.75
고용율	시	59.03	53.89	54.13	56.21	57.17	58.75	57.47	57.93	57.66	56.97
	도	61.30	58.32	58.32	59.50	59.77	60.60	60.25	60.62	60.45	59.98
	시도	60.33	56.25	56.37	57.96	58.56	59.74	58.95	59.36	59.15	58.59
실업율	시	3.30	7.88	7.36	5.00	4.36	3.54	3.93	3.97	3.99	4.71
	도	1.78	5.24	4.76	3.09	2.90	2.27	2.45	2.45	2.36	2.94
	시도	2.43	6.47	5.97	3.98	3.58	2.86	3.14	3.16	3.12	3.76
여성의 경제활동참여율	시	48.13	44.30	44.83	45.86	47.02	48.49	46.61	47.70	47.69	46.82
	도	50.60	48.98	49.27	50.27	50.53	50.94	50.28	50.60	50.67	50.33
	시도	49.54	46.80	47.20	48.21	48.89	49.80	48.57	49.25	49.28	48.71
상용직 비율	시	36.42	37.51	34.17	33.77	33.70	33.23	35.41	36.17	37.28	35.58
	도	31.12	29.40	27.62	27.84	29.06	28.88	29.65	30.86	31.81	29.81
	시도	33.39	33.18	30.68	30.61	31.23	30.91	32.34	33.34	34.36	32.48
제조업 비율	시	21.51	23.65	23.27	23.51	22.93	22.26	21.42	21.16	21.00	22.13
	도	17.45	15.20	15.17	16.10	16.26	15.96	15.93	16.14	15.77	15.94
	시도	19.19	19.14	18.95	19.56	19.37	18.90	18.49	18.48	18.21	18.81
서비스업 비율	시	54.53	54.06	55.33	55.07	56.26	57.27	56.96	57.46	58.02	56.35
	도	40.19	41.71	43.74	44.17	45.07	46.12	47.17	48.81	49.45	45.63
	시도	46.34	47.47	49.15	49.25	50.29	51.32	51.74	52.85	53.45	50.58
재정자립도	시	82.09	82.40	75.93	76.34	73.36	69.37	72.83	71.34	70.54	74.33
	도	36.21	36.86	32.28	32.51	29.89	28.10	29.35	30.51	28.61	31.29
	시도	57.62	58.11	52.65	52.97	50.17	47.36	49.64	49.57	48.18	51.37
사회복지비 비율	시	7.32	8.63	10.64	11.73	12.03	12.19	11.96	13.28	14.43	11.94
	도	8.84	9.43	11.61	13.88	13.41	11.05	11.41	14.33	14.35	12.39
	시도	8.13	9.05	11.16	12.88	12.77	11.58	11.67	13.84	14.39	12.18
경제개발비 비율	시	16.16	15.50	16.85	18.48	18.57	18.67	18.09	19.73	20.70	18.66
	도	16.79	17.29	19.96	23.00	21.36	18.44	18.91	21.48	24.15	20.61
	시도	16.50	16.45	18.51	20.89	20.06	18.55	18.52	20.66	22.54	19.70
1인당사회복지비	시	39.68	43.95	59.61	66.45	83.54	91.76	101.00	120.10	138.60	92.97
	도	49.95	56.71	72.46	89.73	109.50	120.60	131.70	154.30	169.10	116.48
	시도	45.15	50.76	66.46	78.86	97.36	107.20	117.30	138.30	154.90	105.50
1인당경제개발비	시	196.14	164.00	188.98	170.06	171.90	194.11	229.09	246.98	263.44	213.09
	도	291.31	318.74	323.80	300.23	347.20	592.60	585.83	444.65	460.59	424.39
	시도	246.90	246.53	260.88	239.48	265.39	406.64	419.35	352.41	368.59	325.78