

재정분권과 지역경제 성장의 수렴

2010. 12

김정훈

서 언

우리나라 지자체의 세출은 정부세출의 60%를 차지하고 규모면에서 100조원 이상이 지방 공공부문에서 지출되고 있기 때문에 적정 재정분권은 국가재정의 중요한 정책과제이다. 또한 지역균형발전 정책 역시 행정수도를 새로이 건설할 정도로 우리나라에서는 주요한 정치경제적 사안이다. 또한 최근 세계적으로 경제위기를 겪으면서 국가 경쟁력 강화가 그 어느 때보다 중요한 시기이기도 하다. 따라서 재정분권과 지역경제 성장 및 지역 간 경제력 격차와의 관계를 분석하는 것은 학술적인 의의뿐만 아니라 정책적으로도 큰 의의를 지닌다고 할 수 있다.

본 보고서는 우리나라의 재정분권적 요소, 특히 지방재정 변수가 지역경제 성장의 수렴에 미치는 효과를 실증분석하여 재정분권, 경제성장, 그리고 지역 간 격차의 삼자 관계가 어떠한 연계성을 갖는지를 파악하였다. 지역경제 성장에 대하여 이러한 실증분석 연구를 수행할 때 가장 중요한 요소는 지역경제를 잘 반영하는 데이터를 확보하는 것이다. 지역경제 성장을 파악하는 데이터는 크게 지역생산(GRDP) 자료와 지역소득 자료로 나눌 수 있는데, 지역경제의 경우 삼면 등가의 원칙이 잘 성립되지 않아 GRDP와 지역소득 간에는 상당한 괴리가 있을 수 있음에도 불구하고 최근까지 지역소득 자료가 없어서 지역경제 성장 연구에 커다란 한계가 존재하였다. 다행히도 최근 통계청이 지역소득 자료를 공개하기 시작하였기 때문에 본 연구에서는 지역생산 자료와 함께 지역소득 자료를 활용하여 지역경제 성장에 대한 실증분석을 수행할 수 있었다.

본 보고서의 연구결과에 따르면 지역경제 성장의 수렴에 통계적으로 가장 중요한 영향을 미치는 변수가 1인당 지방세인 것으로 나타났

다. 또한 1인당 지방세와 지역경제 성장 간에는 부(-)의 관계가 아니라 정(+)의 관계가 있는 것으로 파악되었다. 이러한 결과가 나타나는 주된 이유는 우리나라의 지방세 세율이 전국적으로 같아 지역주민들의 세부담은 거의 동일한 반면, 지방세 과표는 지역생산이나 지역소득뿐만 아니라 법인의 활동이나 부동산 거래의 활성화에 많은 영향을 받기 때문이다. 따라서 향후 지역경제 성장이 보다 효율적이고 균형적으로 이루어지기 위해서는 지방세 체계가 개편되어 지역생산과 지역소득과의 연계성을 더욱 강화하는 것이 필요하다는 것이 본 보고서의 연구결과가 시사하는 점이다.

본 보고서는 본원의 김정훈 박사가 집필하였다. 저자는 본 연구에 도움을 준 익명의 논평자 두 분과 자료수집 및 분석에 도움을 준 류인경 전문연구원, 그리고 원고 마무리를 위해 애써 준 권정애 주임연구행정원에게 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 저자의 개인적인 견해이며 본 연구원의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝혀둔다.

2010년 12월

한국조세연구원

원장 원 윤 희

요약 및 정책시사점

본 보고서는 크게 세 가지 관점에서 재정분권과 경제성장의 관계를 분석하였다. 우선 첫째로 지역경제 변수의 특징을 비교적 자세히 통계분석하였다. 이러한 분석 결과에 따르면 서울의 GRDP 비중이 24%로 인구 비중 20.6%에 다소 높고, 지역소득은 서울의 비중이 30.6%로 인구 비중에 비하여 10%p 가량 높다. 경기도의 경우 GRDP 비중이 19.3%이어서 인구 비중 22.8%보다 오히려 낮고, 지역소득 비중은 20.9%로 인구 비중에 약간 못 미친다. 즉, 지역소득과 GRDP는 지역 간 분포가 상당히 다를 뿐만 아니라, 수도권 내에서도 양자의 분포에 큰 차이가 있다. 한편 1990년 이후 서울의 인구는 정체 상태에 머물렀지만, 경기도의 인구는 지난 20년 동안 크게 증가하였다. 그런데 경기도의 1인당 생산량과 소득이 전국 평균보다 낮기 때문에 경기도로의 인구 유입은 이 지역의 생산성이나 실질소득 수준보다 교육, 문화, 공공시설과 같은 생활 환경과 서울과의 근접성 때문일 가능성이 크다.

지방재정 지표 중 1인당 지방세의 분포는 주목할 만한 특징을 지니고 있다. 2008년 서울, 경기, 인천, 울산의 1인당 지방세가 각각 127만원, 104만원, 85만원, 101만원이었다. 반면 부산, 대구, 광주, 대전의 1인당 지방세는 각각 73만원, 65만원, 63만원, 72만원이었다. 또한 도 지역의 1인당 지방세는 60만원에서 80만원 사이의 분포를 보인다. 따라서 1인당 지방세의 지역 간 격차는 상당히 큰 편이고, 특히 서울과 경기의 1인당 지방세는 비수도권 대도시와 도에 비하여 현저히 높은 수준이다. 부산, 대구와 같은 지방 대도시 및 도 지역보다 1.7에서 2배에 이를 정도로 규모가 크다. 수도권 지역의 소

득 수준이 평균보다 높기는 하지만, 1인당 지방세가 다른 지역의 거의 2배에 가깝다는 것은 단지 소득 수준만으로 설명하기 어려운 현상이다. 더구나 경기도의 경우 다른 지역에 비하여 1인당 생산과 소득이 평균 이하임에도 불구하고 1인당 지방세가 다른 지역의 1.5배 수준이라는 점은 우리나라의 지방세 체계가 수도권에 상당히 유리하게 되어 있다는 점을 반영하는 것이다. 수도권의 지방세 여건이 지역생산이나 지역소득에 비하여 훨씬 더 유리한 이유는 17개의 지방세 세목에서 주민들이 내는 지방세 이외에 비거주인, 특히 법인이 부담하는 지방세 규모가 상당하기 때문이다. 또한 지방세 과표와 지역 경제활동의 연계성이 수도권에서 훨씬 더 밀접하다는 것도 수도권과 비수도권의 1인당 지방세 격차를 키우는 요인이다. 지방세에서 큰 비중을 차지하는 취득·등록세의 과표가 부동산 거래의 활성화와 밀접한 관련이 있다는 점이 지역 생산량이나 소득과 무관하게 지방세 세수가 결정되는 하나의 예라 할 수 있다.

본 보고서의 제Ⅲ장에서는 재정분권과 경제성장의 관계를 단순한 형태로 포착하기 위하여 지방자치가 시작된 1990대 중반을 전후로 지역생산·소득 및 지방재정 변수의 지역 간 분포와 성장률 수렴 추이를 살펴보았다. 이러한 분석 결과에 따르면 1995년 이전에는 1인당 GRDP가 수렴하는 추이를 보이다가, 1995년 이후에는 오히려 확산하는 추이를 보인다. 또한 지역소득은 2000년 이후 수렴하는 추이가 관찰되지 않고 오히려 확산하는 경향을 보이고 있다. 1인당 지방세의 경우 1990년 이후부터 통계적으로 유의미한 수렴 현상이 관찰되었지만, 1995년 이후부터의 수렴 추이는 통계적으로 유의미하지 않았다. 반면 이전재원의 경우에는 성장률의 수렴 현상이 뚜렷하다는 점이 관찰되었다.

제Ⅲ장은 지역경제 성장의 절대적 수렴 여부를 회귀분석한 것이다. 제Ⅳ장에서는 지역경제 성장에 영향을 미칠 수 있는 지역 특성 변수들을 회귀모형에 포함하여 수렴 강도의 변화를 살펴보았다. 이

러한 분석결과에 따르면, 네 가지 회귀모형(1990~2008년 1인당 GRDP, 1990~1995년 1인당 GRDP, 1996~2008년 1인당 GRDP, 2000~2008년 1인당 지역소득) 모두 일관적으로 주목할 만한 추정 결과를 보여주는데, 지역생산 및 지역소득의 성장률 수렴에 가장 결정적인 영향을 미치는 변수가 1인당 지방세임을 확인할 수 있었다. 또한 1인당 지방세를 통제변수로 포함하지 않을 경우 지역경제 변수의 수렴속도가 매우 느려서, 각 지역의 경제력 수준이 전국적으로 동일한 수준의 균형 상태에 도달하기를 기대하기가 어렵다. 그러나 1인당 지방세를 통제변수에 포함할 경우 지역경제 변수의 수렴 속도는 눈에 띄게 빨라진다. 이러한 추정결과는 1인당 지방세가 전국적으로 비슷한 수준일 경우 절대적 수렴의 속도가 그만큼 빨라질 것이라는 것을 시사한다.

이러한 1인당 지방세와 지역경제 성장 수렴 간의 관계는 다소 의외라고 할 수 있는데, 그 이유는 양자 간에 부(-)의 관계가 관찰된 것이 아니라 정(+)의 관계가 관찰되었기 때문이다. 즉, 우리나라의 지방세는 지역주민의 재정적 부담이 아니라 지역경제 성장에 유리한 영향을 미치는 변수라는 점이 본 보고서에서의 실증분석 결과가 시사하고 있다. 이러한 결과는 이론적인 관점에서 볼 때 상당히 의외라 할 수 있는데, 그 주된 이유는 우리나라의 지방세 세율이 전국적으로 거의 동일하기 때문에 1인당 지방세 세수의 격차는 주민들의 세부담을 반영하는 지방세 세율의 격차가 아니라 지역의 지방세 여건, 특히 지방세 과표에서 법인 등 비거주자가 부담하는 세부담을 반영하기 때문인 것으로 판단된다.

제Ⅳ장의 실증분석 결과는 상당히 중요한 정책 시사점을 내포하고 있다. 만약 수도권 지역의 1인당 지방세가 전국적으로 동일한 수준이면, 지역소득의 수렴 속도는 현재보다 훨씬 더 빠를 것이고, 그만큼 균형발전 정책의 필요성이 감소할 것이다. 잘 알려져 있듯이 균형발전에 대한 정치적 수요가 큰 것이 사실이지만, 이러한 정책

의 시장 개입적 성격 때문에 자원배분의 왜곡적 요소가 있는 것도 사실이다. 따라서 지방세 체계가 보다 합리화되어서 지역성장의 격차가 굳이 발생하지 않는다면 그만큼 자원배분의 효율화가 달성되고 또한 동시에 지역 세원배분의 형평성도 제고될 것이다.

특히 우리나라에서는 1인당 지방세 세수의 격차가 가격신호 역할을 하는 지방세 세율 격차가 아니라, 각 지역별로 차등화된 지방세 여건으로 인한 과표 격차로 인해 발생함에 따라서 발생하는 문제점에 대해서는 향후에도 더욱 많은 연구가 필요하다고 판단된다. 지자체의 세수가 지역주민이 아닌 비거주자, 특히 법인이 부담하는 경우 지방세출이 적정 수준 이상으로 커질 뿐만 아니라 본고에서 파악된 바와 같이 지역경제 성장이 시장 메커니즘이 아닌 지방세 체계로 인하여 수렴하지 않는 현상이 발생할 수 있고, 이는 지역 간 자원의 흐름을 왜곡하는 것이기 때문에 형성성과 효율성 관점 모두에서 바람직하기 때문이다.

목 차

I. 서론	15
II. 재정분권과 경제성장 및 수렴: 문헌조사	20
1. 경제성장 및 수렴	20
가. 경제성장 및 수렴의 이론모형	20
나. 경제성장 실증분석 모형	28
2. 재정분권과 경제성장 및 수렴의 관계	32
가. 재정분권과 경제성장의 이론모형	32
나. 재정분권과 경제성장의 실증분석 문헌조사	46
III. 지역생산·소득·재정 통계분석	51
1. 분포와 성장률	51
가. 지역 생산(GRDP)	51
나. 지방세	61
다. 지역 소득	66
2. 지역별 변수의 절대적 수렴 추이	74
가. 인구	77
나. 1인당 GRDP(1985~2008, 1990~2008)	80
다. 부문별 지역 소득	85
라. 지방세	88
마. 지방교부세	91
바. 국고보조금	95

IV. 재정분권과 경제성장의 연계성	98
1. 사전적 논의	98
2. 실증분석 결과	104
가. 고정효과 패널모형	104
나. 오차수정 PMG 모형	112
V. 요약 및 정책시사점	124
참고문헌	130

표 목 차

〈표 II-1〉 제도부문별 지역총소득 및 비중(2009)	40
〈표 II-2〉 제도부문별 지역총소득의 광역지자체 비중(2009)	42
〈표 II-3〉 재정분권이 소득수준 및 경제성장에 미치는 효과 (국외 연구)	47
〈표 II-4〉 재정분권이 소득수준 및 경제성장에 미치는 효과 (국내 연구)	50
〈표 II-5〉 경제성장 수렴(국내 연구)	50
〈표 III-1〉 GRDP, 인구, 1인당 GRDP 광역별 분포(2008)	52
〈표 III-2〉 광역별 지방세 및 1인당 지방세(1990, 2008)	65
〈표 III-3〉 지역소득 광역별 분포(귀속지 기준, 2008년)	67
〈표 III-4〉 소득계정별 광역지자체 지역소득 (원천지 기준, 2008년)	71
〈표 III-5〉 지역성장 수렴 회귀식 추정 (Barro and Sala-i-Martin, 2004)	76
〈표 III-6〉 인구: 초기값과 성장률 평균의 회귀분석 (1985~2008)	80
〈표 III-7〉 1인당 GRDP: 초기값과 성장률 평균간 회귀분석 (1985~2008)	83
〈표 III-8〉 1인당 GRDP: 초기값과 성장률의 회귀분석 (1990~2008)	84
〈표 III-9〉 1인당 순본원소득: 초기값과 성장률의 회귀분석 (2000~2008)	87

〈표 III-10〉 1인당 총본원소득: 초기값과 성장률의 회귀분석 (2000~2008)	88
〈표 III-11〉 1인당 지방세: 초기값과 성장률 평균의 회귀분석 (1990~2008)	91
〈표 III-12〉 1인당 지방교부세: 초기값과 성장률의 회귀분석 (1990~2008)	93
〈표 III-13〉 1인당 국고보조금: 초기값과 성장률의 회귀분석 (1990~2008)	97
〈표 IV-1〉 15개 광역 1인당 GRDP 성장률 회귀식 (1990~2008)	110
〈표 IV-2〉 15개 광역 1인당 GRDP 성장률 회귀식 (1990~1995)	119
〈표 IV-3〉 15개 광역 1인당 GRDP 성장률 회귀식 (1996~2008)	120
〈표 IV-4〉 15개 광역 1인당 순본원소득 성장률 회귀식 (2000~2008)	121
〈표 IV-5〉 15개 광역 1인당 GRDP PMG ECM 모형 (1990~2008):	122
〈표 IV-6〉 15개 광역 1인당 GRDP PMG ECM 모형 (1990~2008)	123

그림목차

[그림 II-1] Solow 모형: 절대적 수렴	22
[그림 II-2] AK 모형: 1인당 자본의 지속적 증가	23
[그림 II-3] Solow 모형: 조건부 수렴	25
[그림 II-4] Solow 모형: 다중균형 모형	27
[그림 II-5] 광역별 GRDP 대비 지방세 비중	39
[그림 II-6] 개인소득 대비 지방세 비중	43
[그림 III-1] 광역지자체 인구 및 GRDP 비중(2008년)	53
[그림 III-2] GRDP 총액 지역별 증가율(1990~2008)	55
[그림 III-3] 1인당 GRDP 지역별 증가율(1990~2008)	55
[그림 III-4] GRDP 및 인구 증가율 (1990년대 전반~2000년대 후반)	56
[그림 III-5] GRDP 경제활동별 비중(2008년)	59
[그림 III-6] 서울·경기의 GRDP 경제활동별 비중(2008)	60
[그림 III-7] 제조업 및 도소매업 광역별 비중	61
[그림 III-8] 수도권(서울·경기·인천) GRDP·인구·지방세 비중	62
[그림 III-9] 서울과 경기도의 GRDP, 인구, 지방세의 비중 추이	63
[그림 III-10] 서울·경기 1인당 지방세의 평균 대비 상대적 크기	66
[그림 III-11] 지역총소득과 GRDP의 광역 분포(2008)	68

[그림 Ⅲ-12] 영업잉여 및 재산소득과 GRDP의 광역 분포(2008년)	69
[그림 Ⅲ-13] 귀속지 및 원천지 피용자보수 광역 분포(2008년) ..	70
[그림 Ⅲ-14] 자본소득 광역별 비중(2008년)	73
[그림 Ⅲ-15] 지역소득 소득계정별 수도권 비중(2008년)	73
[그림 Ⅲ-16] 인구 평균 성장률(1985~2008)	79
[그림 Ⅲ-17] 지방자치 이전과 이후의 인구 평균 성장률	79
[그림 Ⅲ-18] 1인당 GRDP 평균 성장률(1985~2008)	82
[그림 Ⅲ-19] 지방자치 이전과 이후의 1인당 GRDP 평균 성장률	82
[그림 Ⅲ-20] 1인당 GRDP 평균 성장률(1990~2008)	84
[그림 Ⅲ-21] 지방자치 이전과 이후의 1인당 GRDP 평균 성장률	85
[그림 Ⅲ-22] 피용자보수 및 영업잉여 평균 성장률(1인당, 2000~2008)	86
[그림 Ⅲ-23] 재산소득 및 순분원소득 평균 성장률(1인당, 2000~2008)	87
[그림 Ⅲ-24] 1인당 총분원소득 평균 성장률(2000~2008)	88
[그림 Ⅲ-25] 1인당 지방세 평균 성장률(1990~2008)	90
[그림 Ⅲ-26] 지방자치 이전과 이후의 1인당 지방세 평균 성장률	91
[그림 Ⅲ-27] 1인당 지방교부세 평균 성장률(1990~2008)	92
[그림 Ⅲ-28] 지방자치 이전과 이후의 1인당 지방교부세 평균 성장률	93
[그림 Ⅲ-29] 1인당 국고보조금 평균 성장률(2000~2008)	96
[그림 Ⅲ-30] 지방자치 이전과 이후의 1인당 국고보조금 평균 성장률	97

I. 서론

경제성장에 대한 연구는 1950년대 후반에 발표된 Solow(1956)의 모형 이후 약 30년간 큰 진전이 없었으나, 1980년대 후반부터 Lucas(1988), Romer(1987, 1990) 등에 의해 내생적 성장모형이 발표된 이후 경제성장 분석이 제2의 부흥기를 맞이하였다¹⁾. 1990년대부터 활발하게 이루어진 경제성장 이론은 내생적 성장모형과 같은 이론적 연구뿐만 아니라 실증분석 차원에서도 활발히 이루어졌는데, Barro and Sala-i-Martin(1991, 1992)의 경제성장의 수렴(convergence)에 대한 실증분석 연구가 그러한 연구들의 대표적 예라 할 수 있다. 경제성장의 수렴에 관한 연구는 다른 각도에서 보면 경제성장의 요인 분석이기 때문에 이러한 실증분석 결과는 또한 경제성장 모형의 발전에도 기여하고 있다.

한편, 재정분권이 경제성장에 미치는 연구도 1990년대 중·후반부터 본격적으로 이루어졌는데, Zou(1996), Zhang and Zou(1998), Davoodi and Zou(1998) 등이 그러한 연구에 속한다. 그리고 그 이후에도 Xie, Zou and Davoodi(1999), Thornton(2007), Rodriguez-Pose and Ezcurra(2011) 등 현재까지 지속적으로 많은 연구들이 이루어지고 있다. 이러한 연구들은 재정분권의 수준이 다른 통제변수들과 함께 각 국가별 또는 지역별 경제성장률에 미치는 효과를 회귀모형을 통하여 파악하는 방법론을 취하고 있다. 그런데 이러한 재정분권의 실증분석

1) 경제성장 분야 교과서인 Barro & Sala-i-Martin(2004), Acemoglu(2009), Aghion and Howitt(2009) 등에 고전적 성장이론, 내생적 성장이론, 그리고 정치경제학 및 제도경제학 관점에서 분석된 성장이론과 실증분석 결과 등이 잘 소개되어 있다.

과 Barro and Sala-i-Martin(1991, 1992)의 경제성장 수렴모형은 상당히 유사한 성격을 지닌다. 양자의 모형이 다른 점은 전자의 경우 지방세출 비중이나 지방세 비중과 같은 재정분권 변수를 분석틀에 명확하게 포함하는 반면, 경제성장 수렴모형은 경제성장률의 장기적 수렴 여부에 실증분석의 초점을 맞추기 때문에 재정분권 변수가 핵심적인 설명변수의 역할을 수행하지는 않는다. 그러나 경제성장 수렴모형에 재정분권 변수를 국가 또는 지역의 특성을 나타내는 변수로 얼마든지 포함시킬 수 있기 때문에 양 모형의 차이점은 회귀모형의 기술적 관점에서 거의 없다고 볼 수 있다²⁾. 따라서 본 보고서는 경제성장의 수렴모형을 바탕으로 우리나라의 재정분권 구조, 즉 지방세입 및 지방세출 구조가 경제성장에 미치는 영향을 분석할 것이다.

본 보고서의 분석에 활용된 주요 데이터는 GRDP와 최근 통계청이 발표한 지역소득, 그리고 지방세, 지방세출, 지자체 자본지출 등 지방재정 데이터이다. 지금까지 우리나라의 지역경제 성장을 분석할 때, 큰 한계점이 있었는데, 이는 GRDP와 같은 지역생산 데이터 이외에 지역의 소득을 나타내는 데이터가 없었다는 점이었다. 그러나 다행히도 2009년 말부터 통계청이 광역별 지역소득 자료를 발표하고 있다. 따라서 본 연구에서는 지역경제 성장을 나타내는 변수로 GRDP와 함께 지역소득 데이터도 활용하였다.

본 보고서의 주요 분석결과를 요약하면, 우선 통계청이 발표한 지역소득의 수도권 집중도가 GRDP보다 훨씬 더 강하다는 점이 주목할 만하다. 또한 1인당 GRDP는 장기적으로 느리게나마 수렴의 추이가 있

2) 예를 들어 Thornton(2007)은 20년간(1980~2000)의 1인당 GDP 증가를 종속변수로, 1인당 GDP의 초기값(1980), 지자체의 자체수입 비중, 투자율, 인적자본 등을 설명변수로 하는 GDP 성장의 수렴모형을 통하여 재정분권(자체수입 비중) 변수가 통계적으로 유의미하게 경제성장률에 영향을 미쳤는가를 살펴보았다. Thornton은 이 실증모형을 통하여 지자체의 과세권이 있는, 즉 지자체가 과표와 세율을 바꿀 수 있는 지방세 세수만을 재정분권 변수로 사용할 경우 재정분권과 경제성장 사이에 통계적으로 유의미한 관계가 관찰되지 않음을 보였다.

으나, 1인당 지역소득은 2000년부터 2008년까지 확산하는 경향을 보이고 있다. 본 보고서의 연구결과 중 흥미로운 점은 지방자치가 시작된 1990년대 중반 이후의 GRDP와 지방세의 추이가 그 이전과 상당히 달라졌다는 점이다. 1990년대 중반 이전에는 GRDP나 지방세의 수렴 추이가 뚜렷하였으나 지방자치 이후에는 이러한 수렴 추이가 약해지거나 오히려 확산의 경향도 보이고 있다.

본 보고서의 실증분석 결과가 제시하는 또 다른 흥미로운 점은 지역 생산 및 지역소득 변수의 수렴에 대하여 통계적으로 가장 명확한 영향을 미치는 변수가 지방세라는 점이다. 지방세의 전국 분포를 보면, 서울과 경기 등 수도권의 1인당 지방세가 다른 지역보다 거의 1.5배 이상 높다. 그리고 이러한 지방세의 분포가 GRDP 및 지역소득의 수렴에 통계적으로 뚜렷하게 유의미한 영향을 미친다는 점을 실증분석을 통하여 확인할 수 있었다. 또한 지방세 변수가 지역경제 성장 수렴 회귀식에 설명변수로 포함되어 있을 경우, 지방세 이외의 통제변수(지자체 세출, 지역의 자본 형성 및 노동력)들의 설명력은 크지 않거나 미미하였다. 지방세가 통제변수로 경제성장 수렴 모형에 포함될 때 수렴 추이가 뚜렷해진다는 것은 우리나라의 지역경제 성장이 무조건적(절대적)으로 수렴하지 않고, 각 지자체별 여건, 특히 지방세 여건이 다르다는 조건하에서만 수렴을 한다는 것을 의미한다.

지방세가 지역 간 차등적 성장의 주원인이 된다는 이러한 실증분석 결과는 일단 당연하게 받아들여질 수 있다. 각 지역별로 차등화된 지방재정정책, 특히 차등화된 지방세 부담이 지역의 경제성장에 차등적으로 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 그런데 본 보고서의 연구결과에 따르면 1인당 지방세의 크기와 지역경제 성장률 간에는 부(-)의 관계가 아닌 정(+)의 관계가 관찰되었고 그 효과는 통계적으로 매우 뚜렷하게 유의하다. 이러한 결과가 도출되는 이유는 제Ⅱ장의 제2절에 자세히 논의되어 있듯이 1인당 지방세의 지역적 차등화가 지방세 세율의 차이로 인한 지역주민 세부담의 차등화가 아니라, 지방세

과표와 지역생산·지역소득과의 연계성이 지역적으로 상당히 다르기 때문이다. 그리고 지방세 과표와 지역생산·지역소득 간의 연계성이 지역적으로 다른 이유는 지역에 따라 지역생산(GRDP)과 지역소득의 구성요소가 다르고, 특히 수도권외의 경우 지역소득에서 법인소득이 차지하는 비중이 상당히 높기 때문이다.

본 보고서의 이러한 분석결과가 제시하는 정책 시사점은 상당히 크다고 생각된다. 서울과 경기도의 인구가 2,000만명임을 고려할 때 이 지역은 평균적인 수준의 지방세를 걷는 가상적인 상황과 비교할 때 매년 8조원 정도 더 많은 지방세 수입을 확보하고 있다. 그리고 이러한 지방세 세수의 격차가 지역경제 성장에 미치는 효과가 통계적으로 유의미할 정도로 크다. 본 보고서의 실증분석 결과에 따르면, 만약 수도권 지역의 1인당 지방세가 전국적으로 동일한 수준이면, 지역소득의 수렴 속도는 현재보다 훨씬 더 빠를 것이다. 그리고 지역경제 성장이 빠르게 수렴할 경우 우리나라에서 광범위하게 자리잡고 있는 균형발전 정책의 필요성을 그만큼 감소시킬 것이다. 따라서 지방세 구조의 지역별 격차, 특히 수도권과 비수도권 간 지방세 격차가 지역 경제성장의 수렴 속도에 미치는 효과에 대하여 향후 좀 더 많은 주목이 필요하다고 판단된다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 경제성장 및 재정분권과 관련된 이론모형 및 실증분석의 틀을 살펴본다. 또한 제Ⅱ장에서는 이 분야에 대한 기존문헌도 소개되어 있다. 제Ⅲ장은 지역생산, 지역소득 및 지방재정의 현황 및 통계분석이 들어 있다. 그리고 단순한 형태로 지역경제 변수와 지방재정 변수의 관계를 포착하기 위하여 절대수렴 회귀모형을 통하여 양자간의 관계를 회귀분석하였다. 또한 지방자치 이전과 이후의 수렴 속도 또는 강도를 비교하여 재정분권이 지역경제에 구조적인 변화를 가져왔는지를 검토하였다. 제Ⅳ장에서는 재정분권과 경제성장의 연계성을 패널모형을 통하여 분석하였는데, 조건

부 수렴모형을 통하여 지역경제 성장의 수렴에 중요한 영향을 미치는 변수들을 파악하였다. 제 V장에는 요약 및 시사점을 정리하였다.

II. 재정분권과 경제성장 및 수렴: 문헌조사

1. 경제성장 및 수렴

가. 경제성장 및 수렴의 이론모형³⁾

1) Solow 경제성장 모형: 절대적 수렴

한 경제 내의 생산요소는 자본(K)과 노동(L)이고 생산함수를 F 로 표기할 때, 생산량 Y 는 $F(K, L)$ 로 결정된다. 생산함수 F 가 규모의 불변(constant returns to scale) 성격을 지니면 $Y/L = F(K/L, 1)$ 이 성립하므로 1인당 생산량을 y , 1인당 자본을 k , 생산함수 $F(k, 1)$ 을 f 로 표기할 때 1인당 생산량은 $y = f(k)$ 로 표기할 수 있다.

이제 이 경제에서의 자본 증가는 투자액 I 에서 자본의 감가상각 δK 를 뺀 것이다(δ 는 자본의 감가상각률). 즉 일정 기간 동안 발생한 변수 x 의 증가(dx/dt)를 \dot{x} 로 표기하면, $\dot{K} = I - \delta K$ 가 된다. 폐쇄 경제에서 투자 I 와 저축 S 는 같으므로 자본 증가율은 $\dot{K} = I - \delta K = S - \delta K$ 로 표현된다. 또한 저축 S 는 생산량 Y 의 일정률(s)이므로 이 식을 L 로 나누고, 1인당 저축을 s 로 표기하면 1인당 자본 증가율은 다음과 같이 표현된다.

3) 본절의 경제성장 이론모형은 Barro & Sala-i-Martin(2004) 및 Acemoglu (2009) 등이 주로 참조되었다.

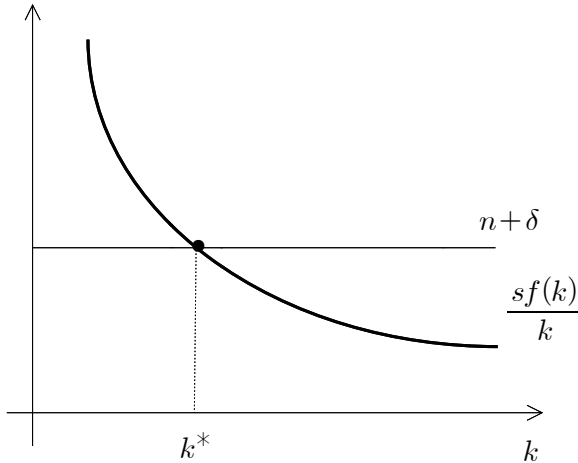
$$\frac{\dot{K}}{L} = sy - \delta k \quad (1)$$

한편 $\dot{k} = d(K/L)/dt$ 이므로 $\dot{k} = (\dot{K}L - K\dot{L})/L^2 = \dot{K}/L - k \times (\dot{L}/L)$ 이다. 따라서 인구 증가율 \dot{L}/L 을 n 으로 표기하면, $\dot{K}/L = \dot{k} + nk$ 이다. 이 식을 위의 식 (1)에 대입하면, 다음과 같은 Solow 모형의 기본 식을 얻는다.

$$\dot{k} = sy - (n + \delta)k \quad \text{또는} \quad \frac{\dot{k}}{k} = s \frac{f(k)}{k} - (n + \delta) \quad (2)$$

식 (2)는 1인당 자본의 균형값을 정의하는 것으로 볼 수 있는데, 이를 [그림 II-1]을 통하여 확인할 수 있다. [그림 II-1]에서 수확체감의 법칙에 따라 $f(k)/k$ 는 k 의 감소함수이다. $(n + \delta)$ 는 k 와 무관하게 결정된다고 가정할 때, 1인당 자본 k 가 균형값 k^* 보다 크면 경제 내에서 1인당 자본 한 단위가 발생시키는 저축량($sf(k)/k$)보다 소모량 $(n + \delta)$ 이 더 크기 때문에 k 가 감소한다. 반대로 1인당 자본 k 가 균형값 k^* 보다 작으면 경제 내에서 1인당 자본 한 단위당 저축량이 소모량보다 크기 때문에 k 가 증가한다. 따라서 k^* 에서 안정적인 1인당 균형 자본량이 결정된다.

[그림 II-1] Solow 모형: 절대적 수렴



2) AK 경제성장 모형

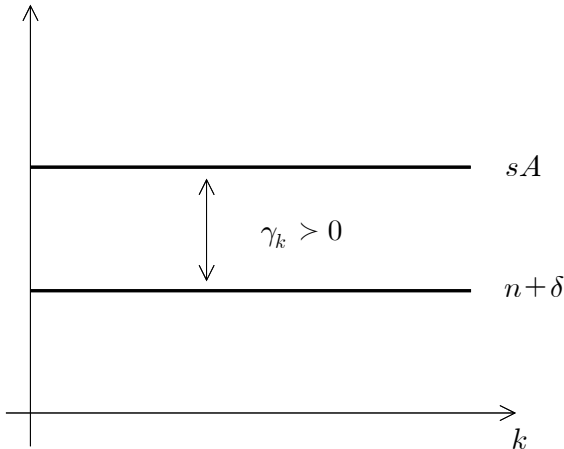
Solow 모형에서 [그림 II-1]과 같은 1인당 자본의 균형이 안정적으로 발생하는 이유는 자본이 수확체감하기 때문이다. 이는 일정한 노동량 L 에 비하여 자본이 상대적으로 많아짐에 따라 발생하는 것인데, 이러한 자본의 수확체감이 시사하는 바는 모든 경제가 하나의 균형상태로 수렴하고 이 균형상태에서 1인당 생산량의 증가가 멈춘다는 것이다. 자본주의 경제는 지금까지 몇 백년 동안 계속 성장하여 왔기 때문에 Solow의 성장모형의 가장 단순한 형태는 실증적으로 뒷받침하기 어려운 특징을 지니고 있다. 이러한 이유 때문에 1980년대 후반부터 1인당 생산량이 지속적으로 증가하는 내생적 성장모형이 제시되었는데, 이 내생적 성장모형의 가장 큰 특징은 자본의 수확체감이 발생하지 않을 수 있다는 점이다. 경제성장 모형에서 자본의 수확체감이 발생하지 않게 하는 가장 간단한 방법은 생산함수에 노동이 포함되지 않고 생산

량이 오직 자본(K)의 일정비율(A)이라고 가정하는 것이다. 즉, 가장 간단한 내생적 성장모형이라 할 수 있는 AK 모형에서의 생산량은 $Y = AK$ 로 결정된다. 이 경우 Solow 모형의 식 (2)는 다음과 같이 바뀐다.

$$\frac{\dot{k}}{k} = s \frac{Ak}{k} - (n + \delta) = sA - (n + \delta) = \gamma_k$$

즉 1인당 자본의 증가율(\dot{k}/k)은 저축률의 일정비율(sA)과 자본의 이용·소모율($n + \delta$) 간 격차(γ_k)에 의하여 결정되는데 자본의 수확 체감이 없기 때문에 이러한 격차는 자본량이 증가 또는 감소하더라도 변화하지 않는다. 즉 AK 모형에서는 경제 내에서 자본의 공급과 수요 간에 일정한 격차가 발생하면 이러한 격차로 인하여 1인당 자본량은 끊임없이 증가한다. 이러한 상황이 [그림 II-2]에 묘사되어 있다.

[그림 II-2] AK 모형: 1인당 자본의 지속적 증가



3) Solow 모형: 조건부 수렴

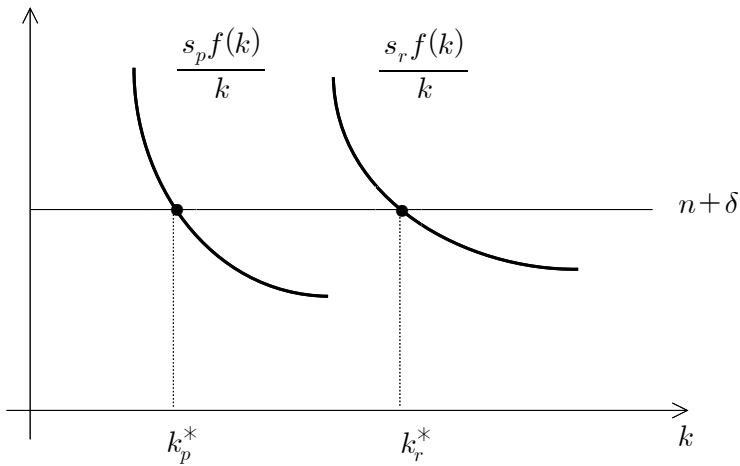
AK 모형은 경제가 지속적으로 성장할 수 있음을 보여주는 모형으로서 Solow 모형과 차별화되는 특징을 지니고 있다. 다만 AK 모형은 일시적 충격이 경제에 주어져서 저축과 자본의 이용·소모율 간에 격차가 발생할 경우 이러한 격차는 영원히 지속된다는 시사점을 갖는데, 이러한 속성은 실증분석이 뒷받침하지 못하고 있다. 즉, 경제가 균형 상태에 도달하면 1인당 생산량이 더 이상 증가하지 않는다는 점을 시사하는 Solow 모형이 실증적으로 뒷받침되지 않는 다소 극단적인 경제성장 모형이라면, 한 경제 내에서 자본의 공급과 수요의 격차가 영원히 지속된다는 점을 시사하는 AK 모형 역시 실증적 뒷받침이 없는 극단적 형태의 경제성장 이론모형이라 할 수 있다.

이러한 이유 때문에 현실적으로는 상당히 이질적인 경제, 예를 들어 저개발 국가와 선진국의 경제적 격차가 상당히 오랜 기간 동안 줄어들지 않을 수 있다는 AK 모형의 속성과, 상당히 비슷한 경제구조를 지닌 국가들 사이에는 장기적으로 경제력의 격차가 줄어들 것이라는 Solow 모형의 특징을 둘 다 반영하는 경제성장 모형이 실증분석의 관점에서 가장 바람직한 모형이라 할 수 있다. 이를 위하여 고전적인 Solow 모형을 두 가지 관점에서 수정하는 것이 가능하다. 우선 경제성장에 영향을 미치는 여러 가지 구조적 특징을 고전적 Solow 모형에 포함시킬 경우 다소 완화된 형태의 수렴 조건을 도출할 수 있다. 즉, 각 경제의 경제성장은 노동과 자본뿐만 아니라 기술력, 인구 증가율, 정부정책, 국민들의 선호체계 등과 같은 구조적 특징에 의해 결정된다고 보면 구조적 특징이 같은 국가들 사이에는 경제가 수렴하고, 이질적인 국가들의 경제력 격차는 수렴하지 않을 수 있다. 이러한 상황이 [그림 II-3]에 묘사되어 있는데, 저축률이 낮은 국가(s_p)의 1인당 자본량은 k_p^* 에서 결정되고, 저축률이 높은 국가(s_r)의 1인당 자본량은 k_r^* 에서

II. 재정분권과 경제성장 및 수렴: 문헌조사 25

결정된다. 따라서 저축률이 유사한 국가들은 1인당 자본량이 동일한 균형점에 도달하지만 저축률이 다른 국가들은 오랜 기간 동안 1인당 자본량과 1인당 생산량의 격차를 보일 것이다. 즉, 각국의 구조적 특성을 경제성장의 요소로서 고려하지 않는 Solow 모형은 절대적 수렴 (absolute convergence)을 시사하지만, 각국의 구조적 특성을 경제성장의 요소로서 고려할 경우의 Solow 모형은 조건부 수렴(conditional convergence)을 시사한다.

[그림 II-3] Solow 모형: 조건부 수렴



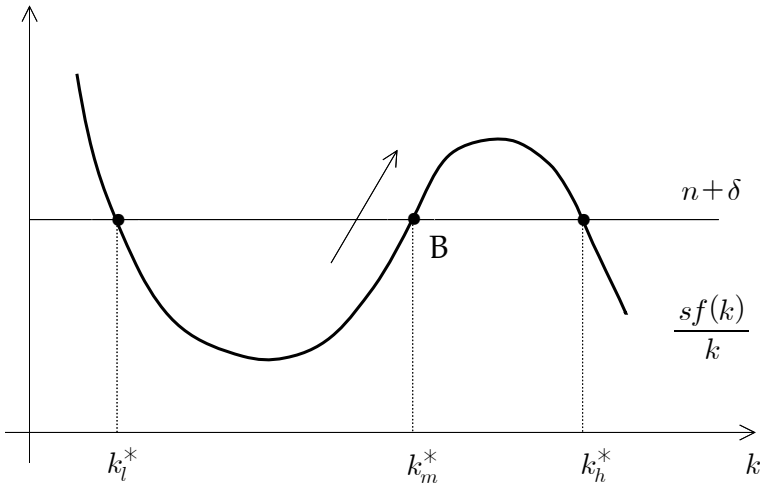
4) Solow 모형: 다중균형

조건부 수렴 Solow 모형은 각국의 구조적 특징으로 인하여 1인당 자본량 및 1인당 생산량의 격차가 발생하고, 경제적 특징이 동질한 경우에는 초기조건이 아무리 달라도 1인당 자본량이 동일한 수준으로 수렴한다는 것을 시사한다. 그러나 실증적으로는 경제적 특징이 비교적 유사한 국가들이라 할지라도 1인당 자본이 동일한 수준으로 수렴하지 않는 경우가 발생한다. 이러한 이유 때문에 경제적 구조가 동일하고, 초기조건도 유사할 때 경제성장이 수렴한다는 클럽 수렴(club convergence) 모형이 제시되기도 한다. 클럽 모형은 Solow 모형이 다중균형을 갖는 경우라고 볼 수 있는데, 이러한 다중균형 Solow 모형에서는 [그림 II-4]에서처럼 1인당 저축량이 1인당 자본량에 대하여 단조 함수가 아니라 기울기가 감소 또는 증가하는 비단조 함수이다. 이 다중균형 Solow 모형에서는 따라서 불완전 균형이 발생할 수 있다. [그림 II-4]에서 B의 경우를 보면 만약 애초의 1인당 자본이 k_m^* 보다 크다면, 그 지점에서 자본의 공급($sf(k)/k$)이 자본의 수요량 및 소모량보다 크기 때문에 자본이 계속 증가하여 k_h^* 에서 균형점을 갖는다. 반대로 애초의 1인당 자본이 k_m^* 보다 작으면, 그 지점에서 자본의 공급($sf(k)/k$)이 자본의 수요량 및 소모량보다 작기 때문에 자본이 계속 감소하여 k_l^* 에서 균형점을 갖는다. 이러한 다중균형 Solow 모형은 구조적 특징과 초기조건이 유사한 국가들 사이에서도 경제성장률이 수렴하지 않고 커다란 격차가 발생할 가능성이 있음을 시사한다. 또한 고소득 국가가 저소득 국가보다 오히려 더 높은 경제성장률을 보일 수 있음도 다중균형 성장모형이 시사하며, 일시적 경제충격이 자본과 소득에 장기적인 효과를 발휘할 수 있다는 점도 시사한다.

한편 [그림 II-4]에서 자본의 평균생산($f(k)/k$)이 단조 감소하지 않고 증가할 수 있다는 점이 Solow 다중균형 모형의 중요한 특징인데, 이러한 현상이 발생할 수 있는 이유로는 기술의 진보가 물적·인적 자

본의 규모에 의존하여 물적·인적자본이 증가하면서 평균생산도 증가하는 기술의 외부효과(technological spillovers)가 있을 수 있다는 점이 제시되고 있다. 또한 경제의 구조적 변화로 인하여 저생산성 국가로부터 고생산성 국가로의 도약(take-off) 가능성도 $(f(k)/k)$ 가 단조 감소하지 않을 수 있는 가능성으로 제시된다.

[그림 II-4] Solow 모형: 다중균형 모형



지금까지 검토한 경제성장 모형들을 종합정리해 보면, 가장 단순한 형태의 Solow 모형이 실증적으로 뒷받침되지 않는 절대적 수렴을 시사하는 반면 Solow 모형을 수정한 모형들은 실증적으로 관찰이 되는 조건부 수렴이나 고소득 국가들의 높은 경제성장률 등을 설명하기 때문에 Solow(1956)가 제시한 모형의 확장 가능성이 상당히 크다는 점을 확인할 수 있다.

나. 경제성장 실증분석 모형

1) 경제성장 수렴의 단순 회귀모형

경제성장의 실증분석은 Solow 모형이 시사하는 경제성장의 수렴 여부를 확인하는 관점에서 1990년대 초반 이후 활발히 이루어졌는데, Barro & Sala-i-Martin(1991, 1992)을 이 분야 연구를 촉발시킨 대표적인 연구로 꼽을 수 있다. 그들의 실증연구 모형은 Barro & Sala-i-Martin(2004)과 Acemoglu(2009) 등에 정리되어 있는데, 이를 요약하면 다음과 같다. 우선 1인당 생산량 y 가 0기에 y_0 이었는데, T 기까지 γ 의 성장률로 성장하면 T 기의 1인당 생산량 y_T 는 다음과 같이 표현된다.

$$y_T = y_0(1 + \gamma)^T$$

이 식에 로그-값을 취하면 $\log(y_T) = T\log(y_0) + \log(1 + \gamma)$ 이므로 다음과 같은 식을 얻는다.

$$\log(1 + \gamma) = \frac{1}{T} \{ \log(y_T) - \log(y_0) \}$$

위의 식에서 $\log(1 + \gamma)$ 는 γ 와 유사한 값을 가지므로 이 식의 우측은 0기부터 T 기까지 발생한 일정한 수준의 경제성장률(γ)을 나타내는 것으로 볼 수 있다. 이제 N 개의 국가에서 T 기간 동안 관찰된 각각의 경제성장률 γ_{iT} 와 초기값 y_{i0} 로부터 경제성장률의 수렴 여부를 포착하는 가장 단순한 회귀분석 모형은 다음과 같다.

$$\gamma_{iT} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i0} + \epsilon_i$$

이 식에서 만약 α_1 이 0보다 작으면 초기의 1인당 소득 y_{i0} 또는 초기의 1인당 자본량 k_{i0} 가 클수록 경제성장률 γ_{iT} 가 낮은 값을 가지므로 경제성장률이 전 세계적으로 수렴한다. 물론 이미 논의한 바와 같이 이러한 매우 단순한 형태의 절대적 수렴은 현실적으로 관찰하기 어려운 현상이다. 따라서 단순한 형태의 Solow 모형을 실증분석에 적용하더라도 최소한 Solow 성장모형에서 가장 중요한 변수들인 저축률, 인구증가율, 감가상각률 등은 회귀모형에 포함하여 수렴 여부를 포착하는 것이 필요하다. 이러한 변수들을 X_i 로 표기하면 비교적 단순한 형태로 조건부 수렴을 포착하는 회귀모형은 다음과 같다.

$$\gamma_{iT} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i0} + X_i + \epsilon_i$$

그런데, 앞서 논의한 바와 같이 각국의 경제성장률은 단지 저축률, 인구증가율, 감가상각률 등에 의해서만 영향을 받는 것이 아니라 여러 가지 구조적 특징, 예를 들어 민주화 정도, 교육수준, 금융시장 선진화 등과 같은 변수들에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 이러한 변수들을 Z_i 로 표기하면 일반적인 형태로 조건부 수렴을 포착하는 회귀모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\gamma_{iT} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i0} + X_i + Z_i + \epsilon_i \quad (3)$$

Barro and Sala-i-Martin(2004)은 소비자 선택의 적정화 모형에 입

각하여 식 (3)을 수렴의 속도와 연계하여 도출하였는데, 수렴의 속도를 β 로 표기할 때 조건부 수렴을 포착하는 회귀모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\gamma_{iT} = x - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log(y_{i0}) + [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log(\hat{y}_i^*) + u_{i0T}$$

이 식에서 \hat{y}_i^* 는 각 국가 또는 지역 i 에서의 균형상태의 1인당 생산량을 나타내는데, 회귀분석 대상의 표본이 이질적이어서 균형상태의 1인당 생산량이 다를 경우 이를 포착하는 변수가 회귀모형에 포함될 때 수렴 속도의 계수 β 의 추정값이 편의를 갖지 않는다. 한편, 각 국가별로 다른 균형상태의 1인당 생산량을 나타내는 대리변수를 얻기가 쉽지 않은데, Barro and Sala-i-Martin(2004)은 이러한 이유 때문에 국가별 비교분석보다 한 국가 내의 지역별 비교분석이 실증분석 차원에서는 표본의 신뢰성이 더 크다는 점을 강조하였다. 즉, 위의 식에서 \hat{y}_i^* 가 실증분석 표본에서 모두 같다고 가정하면, 회귀분석 모형은 다음과 같이 단순화된다.

$$\gamma_{iT} = a - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log(y_{i0}) + u_{i0T} \quad (4)$$

즉, 본 보고서에서처럼 국가 내의 지역을 대상으로 성장 회귀모형을 적용할 경우 식 (4)와 같은 단순한 형태의 회귀모형을 적용하여 절대적 수렴 여부를 추정하는 것이 가능하다. 따라서 본 보고서 제Ⅲ장은 식 (4)를 바탕으로 1인당 GRDP와 1인당 순분원소득의 절대적 수렴을 추정할 것이다.

2) 경제성장 수렴의 고정효과 패널모형

Barro & Sala-i-Martin(2004, p. 467~468)은 식 (4)의 회귀모형을 바탕으로 일본, 미국, 유럽에서의 절대적 수렴 여부의 추정결과를 보고하고 있다. 그러나 한 국가의 지역들이라 할지라도 지역별 특징을 전혀 고려하지 않는 식 (4)의 회귀모형은 분명한 한계가 있다고 할 수 있다. 따라서 식 (3)의 경우처럼 지역경제에 영향을 미치는 주요 변수를 설명변수에 포함시키고, 또한 관찰되지 않는 지역별 특성을 포착하는 고정효과 패널모형으로 경제성장 수렴 여부의 추정을 시도할 수 있다. 이 경우 식 (3)의 γ_{iT} 는 상당히 다양한 해석이 가능하다. 우선 약 50년 이상의 데이터를 바탕으로 매 5년 동안의 평균적 성장률 γ_{iT} 를 계산할 수 있다. 이 경우 50년 동안의 데이터임에도 불구하고 패널의 기간은 상당히 짧아진다. 따라서 Islam(1995) 등이 제안하는 일반적인 패널분석처럼 1년 단위로 패널 데이터를 구축해 볼 수 있다. 이 경우 경제성장률 γ_{iT} 는 $\log(y_{it}) - \log(y_{it-1})$ 이 된다. 또한 식 (3)에서 초기값 y_{i0} 는 전년도값 y_{it-1} 이 된다. 그리고 설명변수 X_i 와 Z_i 를 굳이 구분하지 않고 X_{it} 로 표기하고 고정효과를 u_i 로 표기하면, 경제성장의 수렴을 포착하는 패널 회귀모형은 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha + (1 + \beta)y_{it-1} + X_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

2. 재정분권과 경제성장 및 수렴의 관계

가. 재정분권과 경제성장의 이론모형

1) Davoodi and Zou 모형

재정분권과 경제성장의 관계를 이론적으로 분석한 모형은 실증분석 연구에 비하여 그다지 많지 않은 편이다. 양자의 관계를 이론적으로 규명하고자 하는 연구들로는 1990년대 중후반부터 발표된 Zou(1996) 및 Davoodi and Zou(1998), 그리고 Madies and Ventelou(2005), Brueckner(2006), Ogawa and Yakita(2009) 등을 들 수 있다. 재정분권과 경제성장의 관계를 이론적으로 규명하고자 하는 연구들 중에서 Madies & Ventelou(2005)와 Brueckner(2006)는 실증분석에 대한 응용 측면에서 분명한 한계를 지니고 있는데, 이 모형들은 모두 완전한 분권 또는 집권을 가정하여 분권과 성장 간의 관계를 규명하였다. 즉, 이 모형들에서는 현실적으로 정부 간 재정관계에서 가장 중요하다고 할 수 있는 이전재원이 포함되어 있지 않다. 한편 Ogawa & Yakita(2009)는 Brueckner(2006)처럼 세대 간 중첩모형을 바탕으로 지역별 경제성장 요인을 분석하였는데, 이전재원을 모형에 포함하여 이론모형의 현실 적용성을 높이고자 하였다. 다만 Ogawa & Yakita(2009) 모형에서 이전재원은 현실에서 관찰되는 중앙과 지방 간 수직적 이전재원과는 정반대의 성격을 지니고 있다. 즉, 이 모형에서는 중앙정부가 국가 전체의 경제성장을 극대화하기 위하여 지방정부에 수직적 이전재원을 지원한다. 따라서 이러한 이론모형들은 분권이 경제성장에 미치는 요인을 나름대로 조명하고 있지만, 아직까지 실증분석 모형에 적용하는 데에는 한계가 있다.

지난 10여년 동안 재정분권이 경제성장에 미치는 효과를 분석하는 실증분석이 상당히 많이 이루어졌는데 이러한 연구들은 대부분 Davoodi and Zou(1998)의 모형에 바탕을 두고 있다. 이 모형이 이처럼 실증분석에 많이 응용되는 이유는 모형의 내용이 단순하여 회귀모형의 수립에 대한 응용력이 높기 때문이다. 본 보고서에서 수행하는 실증분석의 이론적 기반은 Davoodi and Zou(1998) 모형으로부터 도출되었기 때문에 동 모형의 내용을 먼저 간략하게 살펴본다.

1인당 생산을 y , 1인당 민간자본을 k , 1인당 연방정부 지출을 f , 1인당 주정부 지출을 s , 그리고 1인당 지방정부 지출을 l 이라 할 때, Cobb-Douglas 생산함수는 다음과 같이 정의된다.

$$y = k^\alpha f^\beta s^\gamma l^\omega, \quad \alpha + \beta + \gamma + \omega = 1$$

정부의 총지출을 g 로 표기하면 $g = f + s + l$ 이다. 따라서 각 정부 단계별 지출의 비중을 θ_f , θ_s , θ_l 로 표기하면, $f = \theta_f g$, $s = \theta_s g$, $l = \theta_l g$ 로 표기할 수 있다. 1인당 생산량에 대한 세율을 τ 라 하면, 정부의 예산제약식은 다음과 같다.

$$\tau y = g$$

Davoodi and Zou(1998)의 모형에서 대표적 소비자의 소비를 c 라 하고, 효용함수의 파라미터를 σ , 할인율을 ρ 로 표기할 때 경제 내의 대표적 소비자의 효용함수는 다음과 같다.

$$U = \int_0^\infty \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt \quad (6)$$

또한 대표적 소비자의 동적 예산제약 조건(dynamic budget constraint)은 다음과 같다.

$$\frac{dk}{dt} = (1-\tau)y - c = (1-\tau)k^\alpha f^\beta s^\gamma l^\omega - c \quad (7)$$

이러한 예산제약식하에 대표적 소비자의 효용 극대화 조건을 풀면, 그 조건은 다음과 같다.

$$\frac{dy/dt}{dt} = \frac{1}{\sigma} [(1-\tau)\tau^{(1-\alpha)/\alpha} \alpha \theta_f^{\beta/\alpha} \theta_s^{\gamma/\alpha} \theta_l^{\omega/\alpha} - \rho] \quad (8)$$

위의 식에서 경제성장률(dy/dt)은 조세부담률 τ 와 함께 각 정부 단계별 지출 비중($\theta_i, i = f, s, l$)의 함수인데, 이러한 경제성장률을 극대화하는 각 정부 단계별 지출비중을 구하기 위하여 식 (8)의 오른쪽 항을 $\theta_f + \theta_s + \theta_l = 1$ 의 제약하에 $\theta_f, \theta_s, \theta_l$ 로 미분하면, 다음과 같은 조건들을 얻는다.

$$\theta_f^* = \frac{\beta}{\beta + \gamma + \omega}, \quad \theta_s^* = \frac{\gamma}{\beta + \gamma + \omega}, \quad \theta_l^* = \frac{\omega}{\beta + \gamma + \omega} \quad (9)$$

따라서 연방정부의 세출 비중 θ_f 가 식 (9)의 θ_f^* 보다 높다면 재정분권이 충분히 이루어지지 않았다고 볼 수 있고, 반대로 θ_f 가 식 (9)의 θ_f^* 보다 낮다면 재정분권이 지나치게 이루어졌다고 볼 수 있다.

Davoodi & Zou(1998)는 이러한 이론적 모형이 시사하는 바를 바탕으로 재정분권이 경제성장에 미치는 영향을 실증분석하였는데, 보다

구체적으로는 아래와 같은 회귀식이 실증분석에 사용되었다.

$$\gamma_{it} = \delta_1 + \delta_2\theta_{it} + \delta_3\tau_{it} + \delta_4'D_i + \delta_5'N_t + \delta_6'X_{it} + \epsilon_{it} \quad (10)$$

위의 식에서 γ_{it} 는 경제성장률을 나타내고, θ_{it} 는 분권의 수준을 나타내는 변수이고, D_i 는 국가 더미 변수, N_t 는 시간 고정효과, 그리고 X_{it} 는 인구증가율, 인적자본의 초기값, 1인당 GDP의 초기값 등 통제 변수를 나타낸다. Davoodi and Zou(1998)의 실증분석 결과에 따르면 개도국의 경우 재정분권과 경제성장률 간 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났고, 선진국의 경우에는 양자간에 통계적으로 유의미한 관계가 없는 것으로 나타났다. Davoodi and Zou(1998)는 이 연구의 중요한 결점도 거론하였는데, 재정분권의 수준을 포착하는 변수로 채택된 지방정부 세출비중이 재정분권의 수준을 정확하게 반영하지 않을 수 있다는 점을 들고 있다. 우리나라의 경우 지방교육재정을 지방정부 세출에 주로 포함시키는데, 이러한 우리나라 지방정부 세출통계도 Davoodi and Zou(1998)가 제기한 문제점과 관련이 있다고 할 수 있을 것이다.

2) 지방세 과표의 이질성을 고려한 지방세 여건 변수의 도출

Davoodi and Zou(1998)의 실증분석 모형인 식 (10)에 나타나 있는 경제성장률 회귀방정식에서 세율변수 τ_{it} 는 각 국가의 조세부담률(조세수입/GDP)을 나타낸다. 따라서 이 식을 국가 내의 지역경제 성장을 회귀방정식에 적용할 경우 식 (10)의 τ_{it} 에 해당하는 변수는 각 지방정부의 조세부담률(지방세입/GRDP)이 된다. 우리나라의 경우 각 지자체별 조세부담률이 어떻게 정의될 수 있는지 살펴보기 위하여 우선 단순한 형태의 지방세 결정 모형을 살펴보고 이를 보다 현실적으로 확장하도록 한다.

단순한 형태의 지방세 결정 모형에서는 지자체 i 의 지방세 과표 (B_i)가 지역 생산량($GRDP_i$)의 일정률(σ_i)로 결정된다. 따라서 지방세 과표 B_i 는 $\sigma_i \times GRDP_i$ 로 결정되는데, 이 때 σ_i 는 지역 생산량에 대한 지방세 과표의 탄력성이라고 볼 수 있다. 지방세의 과표가 이렇게 결정되고 나면, 각 지자체별 지방세 세수는 이 과표에 지방세 세율 τ_i 를 곱한 $\tau_i \times \sigma_i \times GRDP_i$ 가 된다. 따라서 지방재정 변수가 지방경제 성장률에 미치는 영향을 파악할 때 사용되는 지방세 부담률은 지방세 세수를 GRDP로 나누어서 얻을 수 있는 $\tau_i \times \sigma_i$ 가 된다. 그런데 우리나라의 경우 지방세 세율 τ_i 와 GRDP 대한 과표 반영률 σ_i 가 적어도 정책적인 차원에서는 지역별로 거의 차이가 나지 않는다는 점을 주목할 필요가 있다. 지방세 세율의 경우 지난 20여년 동안 지역개발세나 재산세 등 몇 개의 세목들에 한하여 몇몇 지자체가 표준세율과 다른 세율 수준을 채택하는 경우가 있기는 있었다. 그러나 이는 매우 예외적인 경우였고, 차등세율의 폭도 미미하기 때문에 우리나라의 지방세 세율 τ_i 의 지역 간 차이는 통계적으로 무시할 만큼 작은 규모이다.

우리나라에서는 지방세 세율 τ_i 뿐만 아니라, 지방세 정책 차원에서의 과세표준의 결정 역시 전국적으로 큰 차등화가 발생하지 않는다. 물론 과표표준의 지자체별 차등화의 대표적인 예로서 종합토지세의 과표현실화율을 들 수 있는데, 그 차등 폭은 상당히 미미한 수준이었다. 종합토지세가 운영되었던 1990년 중후반 및 2000년대 초반의 종합토지세 과표현실화율은 전국 평균이 약 32%이고 표준편차가 2.7%p 정도이었다. 따라서 대부분의 과표현실화율이 31%와 34% 사이에 분포되어 있었다.

결론적으로 우리나라의 지방세 체계에서 몇몇 세목들의 세율과 과표가 몇몇 지역에서 평균과 다른 상황이 발생하긴 하였지만, 그 효과가 회귀분석 변수로서는 무시할 수 있을 정도로 작기 때문에 우리나라의 지방세 세율 τ_i 와 정책적인 차원에서의 과표 결정률은 사실상 전국적으로 동일하다고 볼 수 있다. 따라서 식 (10)을 우리나라의 재정분

권 및 지역경제 상황에 적용할 경우, 지방세 부담률인 $\tau \times \sigma$ 가 전국적으로 같아서 이 변수가 회귀모형의 설명변수 역할을 하지 못한다. 이와 같은 결론은 직관적으로도 예측할 수 있는 것이다. 식 (10)을 국가 데이터에 적용할 경우 세입변수 τ_{it} 의 계수 δ_3 는 다른 조건들이 일정할 때 조세부담률이 경제성장률에 미치는 영향을 포착한다. 다른 조건들, 즉 세출변수와 기타 구조적 변수들이 일정하다고 가정한다면, 조세부담률이 높을수록 경제성장률에 미치는 효과는 부정적일 것이다. 또한 조세부담률이 모든 국가에서 같다면 이 변수는 회귀모형의 설명변수로서는 무의미하다는 결론도 내릴 수 있다. 따라서 전국적으로 지방세 세율이 거의 같은 우리나라의 독특한 지방세 구조를 고려할 때, 지역경제 성장에 지방세 변수가 지역적으로 차등적인 영향을 미치지 않는다는 주장은 어느 정도 설득력을 지닌다고 볼 수 있다.

이러한 결론은 그러나 지방세 세수의 지역별 이질성이 오직 정책적 이질성만으로 결정된다는 가정에서 도출된 것이다. 그러나 지방세 세수의 지역별 이질성은 지방세 정책뿐만 아니라, 각 지역별 GRDP의 구성 요소, 그리고 해당 지역의 GRDP와 무관하게 지방세 과표를 결정하게 해주는 지방세 체계로부터도 영향을 받는다. 먼저 전자의 경우를 생각해 보면, 지역 A에 수출 지향적인 산업이 많이 위치해 있고, 지역 B에 내수 위주의 산업이 위치해 있다면, A와 B 지역에서 지역생산량 (GRDP)이 동일하다고 할지라도 면세 혜택을 받는 수출상품을 주로 생산하는 지역 A의 국세와 지방세 과표 모두 지역 B에 비하여 낮을 수밖에 없다. 따라서 GRDP에 대한 과표 반영률 σ 가 경제환경적 요인으로 인하여 지역적으로 다를 수 있다.

실제로 우리나라의 지방세 세입의 전국적 분포를 살펴보면, 지방세 세수와 GRDP의 연계성이 지역별로 상당한 차이가 있음을 확인할 수 있다. 즉, 어떤 지역의 지방세는 다른 지역의 지방세에 비하여 GRDP와의 연계성이 높은 반면, 다른 지역의 경우 GRDP 규모가 꽤 크더라도 지방세 세수는 이를 잘 반영하지 않는다. [그림 II-5]에서 그러한

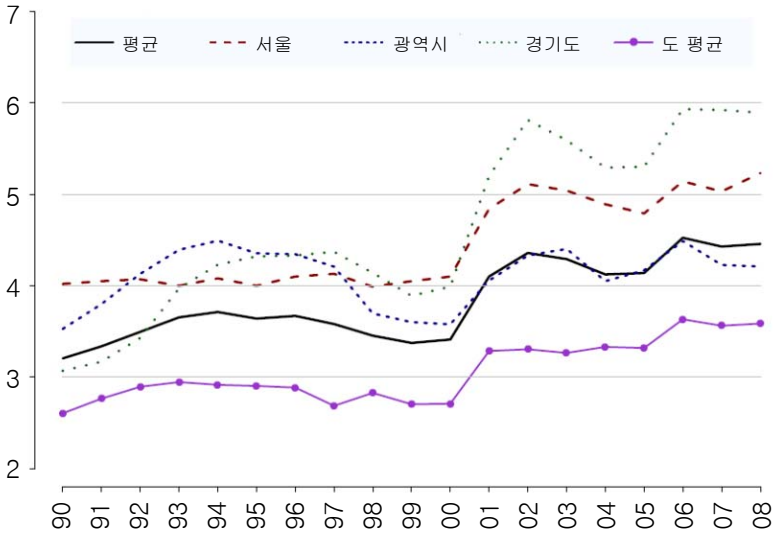
상황이 나타나 있는데, 굵은 점선이 GRDP 대비 지방세 비중의 평균으로서 2008년의 경우 약 4.46%를 차지하였다. 이 그림에서 확인할 수 있듯이 2000년 이후 광역시의 지방세가 해당 지역 GRDP에서 차지하는 비중이 평균 수준과 거의 동일하게 움직여 왔다. 도의 경우에는 지방세가 해당 지역 GRDP에서 차지하는 비중이 평균에 비하여 약 0.9%p까지 낮은 수준을 지난 20년 동안 지속적으로 유지하여 왔다. GRDP의 1%p이면 국가 전체를 기준으로 할 때 약 10조원 정도로 매우 큰 수치이다. 따라서 우리나라의 지방세 구조의 한 특징은 도의 경우 지방세와 GRDP와의 비례성이 평균에 비하여 현저히 떨어지는 것이라고 할 수 있다.

이처럼 도의 GRDP 대비 지방세 비중이 낮은 이유는 지방세의 GRDP 반영률이 낮기 때문이기도 하지만, 또 한편으로는 수도권 지방세의 GRDP 대비 비중이 매우 높아서 평균 자체가 상당히 높기 때문이기도 하다. [그림 II-5]에서 확인할 수 있듯이 서울 지방세의 GRDP 비중은 0.5%p에서 0.7%p 정도 더 높고 이러한 격차는 지난 20년 동안 거의 변함 없이 유지되어 왔다. 서울의 지방세가 이처럼 해당 지역의 GRDP에 비하여 매우 높지만, 더욱 높은 지역은 경기도이다. 경기도의 경우 2008년 기준으로 지방세가 GRDP에서 차지하는 비중과 평균과의 격차가 무려 1.44%p에 달한다. 이러한 추이는 1990년대 초중반부터 현저하게 강화된 것인데, 1992년까지만 하여도 경기도 지방세가 GRDP에서 차지하는 비중이 거의 동일하였다. 그러나 그 이후부터 양자의 격차가 벌어지기 시작하여 2000년대 이후부터는 그 격차가 1.4% 수준에서 지속되고 있다.

지방세 수입과 GRDP 간의 연계성이 이처럼 지역별로 큰 차이가 나는 이유는 전술한 바와 같은 GRDP의 구성 요소에 영향을 받지만, 또 한편으로는 지방세 체계가 각 지역의 GRDP나 지역소득을 정확하게 반영하지 않도록 설계되어 있다는 점에서도 기인한다. 보다 구체적으로 지방세 수입과 GRDP 간의 연계성이 낮을 수 있는 두 번째 이유

[그림 II-5] 광역별 GRDP 대비 지방세 비중

(단위: %)



는 지방세의 과표가 지역 생산량 또는 지역 소득이 아닌 다른 지역의 생산량 또는 소득과 연계되어 있기 때문이다. 각 지역의 자체적인 생산량 또는 지역 소득과의 관련성이 낮지만 추가적으로 포착되는 과세 표준의 대표적인 예가 법인이 기여하는 지방세 과표이다. 특히 법인 본사가 위치해 있는 지방이 법인 본사로부터 징수하는 지방세는 지역의 생산량 또는 지역 소득과 상당한 괴리가 있을 수 있다. 최근 발표된 통계청의 지역소득 자료를 보면 지역별로 추가적인 세입 여건이 지역 별로 얼마나 다른가를 확인할 수 있다.

〈표 II-1〉 제도부문별 지역총소득 및 비중(2009)

(단위: 십억원, %)

지 역	비금융법인	금융법인	일반정부	개 인
서 울	81,951.8 (24.51)	34,173.9 (10.22)	36,213.4 (10.83)	182,020.2 (54.44)
부 산	7,821 (12.98)	862.4 (1.43)	6,732.4 (11.17)	44,832 (74.41)
대 구	3,113 (8.07)	759.7 (1.97)	4,408.2 (11.43)	30,292.1 (78.53)
인 천	7,536.8 (15.59)	360.4 (0.75)	7,145 (14.78)	33,293 (68.88)
광 주	2,194.2 (9.5)	306.5 (1.33)	2,833 (12.27)	17,760.5 (76.9)
대 전	3,319.6 (12.24)	255.5 (0.94)	4,088 (15.08)	19,454.2 (71.74)
울 산	5,318.3 (15.01)	146.2 (0.41)	11,245.9 (31.73)	18,731.6 (52.85)
경 기	46,772.5 (20.1)	1,114.4 (0.48)	30,322.1 (13.03)	154,534.4 (66.4)
강 원	2,284.6 (9.5)	173.2 (0.72)	5,243 (21.81)	16,342.5 (67.97)
충 북	3,268.5 (12.5)	112.3 (0.43)	4,762.3 (18.21)	18,004.7 (68.86)
충 남	6,429.4 (15.81)	175.4 (0.43)	9,619 (23.66)	24,436.8 (60.1)
전 북	2,617.6 (9.65)	295.5 (1.09)	4,391.9 (16.19)	19,825.4 (73.07)
전 남	3,851.3 (11.67)	232.4 (0.7)	10,004.8 (30.33)	18,901 (57.29)
경 북	11,090.2 (22.27)	269.4 (0.54)	7,268.7 (14.6)	31,162.5 (62.59)
경 남	8,445.5 (14.19)	625.5 (1.05)	10,409.5 (17.49)	40,026.7 (67.26)
제 주	956 (10.41)	136.1 (1.48)	1,264.7 (13.77)	6,824.7 (74.33)
합 계	196,970 (18.42)	39,999 (3.74)	155,952 (14.58)	676,442 (63.26)

자료: 통계청, 『2009년 지역소득』, 2010.

II. 재정분권과 경제성장 및 수렴: 문헌조사 41

〈표 II-1〉을 보면 각 지역별 지역 총소득에서 비금융법인, 금융법인, 일반정부, 그리고 개인에게 귀속되는 소득의 규모 및 비중이 나타나 있다. 이 표를 보면 서울의 경우 지역 총소득의 24.5%가 비금융법인에 귀속되고, 10.22%가 금융법인, 그리고 10.83%가 일반정부에 간접세 형태(주로 VAT, 유류세 등)로 납부된 세금이다. 따라서 나머지 54.44%가 서울에 거주하는 개인에 귀속된 지역소득인데, 이 비중은 다른 지역에 비하여 현저하게 낮은 것이다. 광역시의 경우 개인에 귀속되는 소득이 지역 총소득에서 차지하는 비중이 부산 74.4%, 대구 78.5%, 인천 68.9%, 광주 76.9%, 대전 71.7%이다. 지역 총소득의 구성 측면에서 흥미로운 점은 울산인데, 울산의 지역 총소득에서 매우 큰 비중을 차지하는 것이 일반정부에 귀속되는 소득(세금)이다. 울산의 경우 이 비중이 무려 31.7%인데, 이는 울산에 대형 중공업 산업시설이 많이 위치해 있어서 간접세 납부 비중이 매우 높기 때문이라고 볼 수 있다.

도의 경우를 보면 울산과 상황이 비슷한 지역이 대형 중공업 산업시설이 위치한 충남, 전남이다. 전남은 전체적으로 낙후된 지역이지만, 광양제철소와 여천공업단지의 정유시설이 차지하는 GRDP가 이 지역의 전체 GRDP에서 차지하는 비중이 상당히 크다. 따라서 GRDP가 전체적으로 크지 않은 전남의 지역 총소득에서 차지하는 일반정부 귀속분 소득이 30.3%를 차지하고 그 결과 개인분 지역소득의 비중은 57.3%에 불과하여 울산, 서울 다음으로 낮다. 충남의 경우에도 울산이나 전남 정도는 아니지만 일반정부에 귀속되는 소득의 비중이 23.7%로 상당히 높아서 개인분 소득의 비중이 60.1%로 낮은 편이다. 경북의 경우에도 개인분 소득 비중이 62.6%로 상당히 낮는데, 경북의 경우 일반정부 귀속분 소득이 14.6%로 그다지 높지 않다. 반면 비금융법인에 귀속되는 소득의 비중이 무려 22.3%로 서울 다음으로 높은 수준이기 때문에 개인분 소득의 비중이 그만큼 낮다.

제도부문별 지역 총소득 구조에서 가장 주목할 만한 점은 서울에 집

〈표 II-2〉 제도부문별 지역 총소득의 광역지자체 비중(2009)

(단위: 10억원, %)

	비금융법인	금융법인	일반정부	개인
서울	41.61	85.44	23.22	26.91
부산	3.97	2.16	4.32	6.63
대구	1.58	1.90	2.83	4.48
인천	3.83	0.90	4.58	4.92
광주	1.11	0.77	1.82	2.63
대전	1.69	0.64	2.62	2.88
울산	2.70	0.37	7.21	2.77
경기	23.75	2.79	19.44	22.85
강원	1.16	0.43	3.36	2.42
충북	1.66	0.28	3.05	2.66
충남	3.26	0.44	6.17	3.61
전북	1.33	0.74	2.82	2.93
전남	1.96	0.58	6.42	2.79
경북	5.63	0.67	4.66	4.61
경남	4.29	1.56	6.67	5.92
제주	0.49	0.34	0.81	1.01

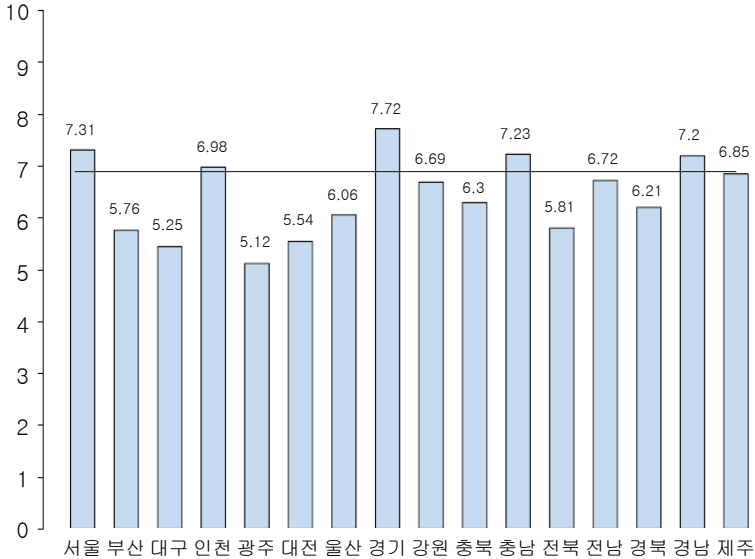
자료: 통계청, 『2009년 지역소득』, 2010.

중되어 있는 금융법인 귀속 소득의 규모이다. 〈표 II-2〉에 제도부문별 소득별로 각 광역지자체의 비중이 나타나 있는데, 금융법인 소득의 경우 무려 85.4%가 서울에 귀속된다. 절대 규모로는 〈표 II-1〉에 나타나 있듯이 금융법인 소득의 총액 40조원의 85.4%에 해당하는 34조원이다. 금융법인 소득의 서울 집중도가 이처럼 절대적으로 높지만, 비금융법인의 서울 집중도 역시 다른 유형의 소득에 비하여 상당히 높은 것이다. 2009년 기준 서울의 비금융법인에게 귀속된 소득이 약 82조원으로 전체 비금융법인 소득 197조원의 약 41.6%를 차지하였다. 만약 서울의 비금융법인에 귀속되는 소득이 지역 총소득 비중인 30% 정도라고 가정하면, 비금융법인의 10%p 정도가 서울에 더 집중되어 있는 것인데, 이는 절대액 규모로 약 20조원에 달하는 것이다.

한편 [그림 II-5]에는 법인 및 일반정부에 귀속되는 소득을 제외하

[그림 II-6] 개인소득 대비 지방세 비중

(단위: %)



고 개인 귀속분 지역 소득 대비 지방세 비중의 분포가 나타나 있다. 이 그림에서 확인할 수 있는 것은 서울, 경기, 충남, 경남의 지역 소득 대비 지방세 비중이 전국 평균(수평 실선)에 비하여 높다는 것이다. 따라서 개인소득을 중심으로 하는 지방세 체계에 비하여 현재의 지방세 체계는 법인의 기여도가 상당히 크다는 점을 확인할 수 있다.

이상에서의 논의를 종합하면 우리나라에서 각 지역의 지방세 수입의 지역별 차등화가 발생하는 주요인은 지방세 정책의 이질성보다는 지방경제 환경의 이질성, 그리고 지방세 과표를 결정하는 지방세법 체계와 더 밀접한 관련성을 지니고 있다. 즉, 우리나라 지방세 세수는 지역별 경제환경의 이질성으로 인하여 차등화 되어있는 GRDP 대비 지방세 과표 탄력성(σ_i), 지역 소득과의 연계성이 낮으면서 추가적으로 지방세 과표에 기여하는 세입 여건 ERB_i (extra revenue base), 그리

고 이러한 추가적인 세입 여건에 대한 지방세 과표의 탄력성 κ_i 에 달려 있다. 따라서 지방세 세수를 R_i 로 표기하면, R_i 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$R_i = \tau \times [\sigma_i \times GRDP_i + \kappa_i \times ERB_i]$$

위의 식에서 지방세 세율이 전국적으로 같기 때문에 지방세 세율 τ 의 첨자는 없다. 위의 식을 1인당 기준으로 표시하기 위하여 이 식을 인구수 n_i 로 나누고, 1인당 규모를 소문자로 표시하면, 1인당 지방세 r_i 는 다음과 같다.

$$r_i = \tau \times [\sigma_i \times grdp_i + \kappa_i \times erb_i] \quad (11)$$

한편 지역의 경제성장률에 영향을 미치는 지방재정 변수는 지역생산 또는 지역소득에서 차지하는 지방세의 비중이므로 이는 $R_i/GRDP_i$ 또는 $r_i/grdp_i$ 가 된다. 따라서 이를 식 (11)로부터 도출하면 다음과 같다.

$$r_i/grdp_i = \tau \times (\sigma_i + \kappa_i \times \frac{erb_i}{grdp_i}) \quad (12)$$

따라서 Davoodi and Zou(1998)의 식 (10)과 같이 경제성장률을 종속변수로 하고, 설명변수 중 하나가 조세부담률, 또는 1인당 지방세일 경우, 우리나라에서는 그러한 설명변수의 의미가 주민들이 부담하는 세부담이 아니라 지역의 세입 여건을 반영하는 식 (12)의 r_i 가 될 것이다. 즉, 식 (12)에서 정의된 1인당 지방세 부담률을 설명변수에 포함하여 지역경제 성장률에 대한 회귀모형인 식 (10)을 단순화하여 다시

쓰면 다음과 같이 표현된다.

$$\gamma_{it} = \delta_1 + \delta_2 \theta_{it} + \delta_3 \left(\frac{r_{it}}{grdp_i} \right) + \dots + \epsilon_{it} \quad (13)$$

위의 식에서 지자체별로 차등화된 재정분권 변수 θ_{it} 의 대리변수로서 우리나라의 경우에는 지방교부세, 국고보조금과 같은 이전재원의 규모를 고려할 수 있고, 또한 지자체의 자본지출과 같은 세출변수도 고려할 수 있을 것이다. 그리고 1인당 지방세가 식 (13)의 설명변수로 포함될텐데, 이러한 지방세 변수가 각 지역별로 차등화하여 포착하는 것은 되풀이되어 강조되듯이 지방세 부담 자체보다는 각 지자체별로 지방세 세입의 여건변수라 할 수 있다.

이러한 사실과 관련하여 한 가지 주목할 점은 그간 우리나라의 지방재정 실증분석에서 지방세 변수가 통상적인 지방재정 이론모형에서 시사하는 바와는 반대의 부호를 나타내는 경우가 자주 보고되어 왔다는 점이다. 예를 들어 지방공공재의 가격효과를 분석한 김성태(1994, 1999) 및 김정훈(2003) 등에서 지방세 변수가 지방공공재의 수요에 미치는 효과가 음(-)이 아니라 양(+)이라는 점이 보고되곤 하였다. 그러나 이상의 논의에 따르면 이러한 결과가 나오는 것은 어느 정도 예측할 수 있는 것이다. 다만 그러한 결과를 해석할 때 우리나라의 지방세 변수가 포착하는 것이 지방세 세율의 차등화로 인한 지방세 부담의 지역별 변동 효과가 아니라, 지역별로 다른 지방세의 세입 여건, 특히 법인 본사에 대한 조세수출 변수 등이 지역별 세출에 긍정적인 효과를 미치는 점이 포착된다는 점을 감안할 필요가 있다.

본 보고서의 제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서는 지방세 변수가 지역 경제성장에 통계적으로 가장 명확한 긍정적 효과를 발휘한다는 실증분석 결과가 보고될 것이다. 이는 지방공공재 수요함수에 대한 연구의 경우와 마찬가지로 외국의 해당 분야의 연구결과와 비교할 때 상당히 이해하기 힘든 결과라 할 수 있다. 따라서 본 보고서의 제Ⅲ장과 제Ⅳ장의 결

과를 해석함에 있어서 우리나라의 지방세 변수가 지역주민의 조세부담률을 반영하기보다는 지방의 세입여건을 반영한다는 점을 감안하는 것이 중요하다고 생각된다.

나. 재정분권과 경제성장의 실증분석 문헌조사

1) 외국문헌

재정분권이 경제성장에 미치는 효과에 대한 실증분석은 Davoodi and Zou(1998) 이후로 지금까지 상당히 많이 이루어져 왔는데, 국제 비교분석 또는 지역 비교분석을 통하여 재정분권이 경제성장에 미치는 영향이 실증적으로 파악되고 있다.

이 분야의 연구에 있어서 한 가지 중요한 특징은 재정분권과 경제성장의 관계에 대하여 매우 다양한 실증분석이 이루어지고 있지만, 그 결과는 정(+), 부(-)의 관계, 통계적으로 유의미하지 않은 관계 등 너무 다양하여 아직까지 뚜렷한 결론을 내릴 수 없다는 점이다. 이 분야의 가장 최근 연구로 Rodriguez-Pose and Ezcurra(forthcoming)을 들 수 있는데, 이 연구의 특징은 식 (11)에서 통제변수로서 행정분권과 정치분권의 변수들을 포함하였다는 점이다. 이러한 회귀모형을 통하여 Rodriguez-Pose and Ezcurra는 재정분권이 경제성장에 통계적으로 매우 유의미하게 부정적 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. Davoodi and Zou(1998) 이후 수행된 실증분석 연구결과의 다양성을 간추려서 살펴보면 Zhang & Zou(1998)는 중국의 지방세출 증가가 1인당 GDP 성장에 부정적 효과를 미친다는 점을 패널분석을 통하여 보였다. 반면 Akai & Sakata(2002)는 미국에서의 지방세출 증가가 1인당 GDP 성장에 긍정적 효과를 미친다는 점을 패널분석을 통하여 보였다. 또한 Iimi(2005)는 51개 국가의 국제비교 데이터 분석을 통하여 지방세출의 증가가 통계적으로 뚜렷하게 경제성장에 긍정적인 효과를

II. 재정분권과 경제성장 및 수렴: 문헌조사 47

미친다고 보고하였다. 한편 Xie, Zou & Davoodi(1999)는 시계열 분석을 통하여 미국에서의 지방세출 증가가 1인당 GDP 성장에 통계적으로 유의미한 효과를 미치지 않고 있어서 미국의 세출분권이 안정적인 단계에 도달하였다는 시사점을 도출하였다. 또한 Thornton(2007)은 OECD가 최근 구축한 지방정부의 과세권(taxing power) 자료를 활용하여 재정분권이 경제성장에 통계적으로 유의미한 효과를 발휘하지 않는다는 패널분석 결과를 보고하였다. 마지막으로 Thießen(2003)은 국제비교 분석을 통하여 지방세출 비중이 낮을 경우 재정분권이 경제성장에 긍정적 효과를 미치지만, 지방세출 비중이 높을 경우에는 재정분권이 경제성장에 부정적 효과를 미쳐서 재정분권과 경제성장 사이에 역U자 관계가 존재한다고 실증분석 결과를 보고하였다.

〈표 II-3〉 재정분권이 소득수준 및 경제성장에 미치는 효과
(국외 연구)

연구자	종속변수	계량기법	설명변수	주요 내용
Davoodi & Zou (1998)	1인당 생산	패널	조세부담률 등	부정적 효과 (개도국)
Zhang & Zou (1998)	1인당 GDP 성장률	패널	지방세출 비중	부정적 효과 (중국)
Xie, Zou & Davoodi (1999)	1인당 GDP 성장률	시계열	지방세출 비중	통계적으로 무의미(미국)
Akai & Sakata (2002)	1인당 GDP 성장률	패널	지방세출 비중	긍정적 효과 (미국)
Thießen (2003)	1인당 GDP 성장률	횡단면	지방세출 비중	역U자 관계 (국제 비교)
Imi (2005)	1인당 GDP 성장률	횡단면	지방세출 비중	긍정적 효과 (국제 비교)
Thornton (2007)	1인당 GDP 성장률	횡단면	지방정부 과세권 데이터(OECD)	분명하지 않음 (국제 비교)
Rodriguez-Pose & Ezcurra (2011)	1인당 GDP 성장률	패널	지방세출 비중	부정적 효과 (국제 비교)

2) 국내문헌

국내에서도 재정분권과 경제성장 간의 관계를 분석한 연구가 지금까지 상당히 많이 이루어졌는데, 비교적 최근의 연구를 본절에서 소개하고자 한다. 우선 김종구(2008)의 연구는 1995년부터 2005년의 패널 자료를 토대로 지방재정지출 변수가 지역경제 성장 및 수렴 속도에 긍정적인 효과를 준다는 것을 보고하였다. 이 연구는 지역경제 성장에 지방재정 변수가 미치는 효과를 포착하기 위하여 다음과 같은 실증분석 모형을 채택하였다.

$$\log(y_{it}) = \zeta \log(y_{it-1}) + \sum_j \beta^j x_{it}^j + \mu_i + \eta_t + v_{it}$$

따라서 김종구(2008)의 연구는 본 보고서의 연구와 실증분석의 회귀 모형 측면에서 상당히 유사하다. 다만 양자간에는 설명변수의 내용면에서 뚜렷한 차이가 있는데, 본 보고서의 실증분석 모형에는 앞 절에서의 논의를 토대로 각 지역별 경제성장의 설명변수로 지방세 변수가 중요한 역할을 수행한다. 제IV장의 패널모형 분석결과에서 확인할 수 있지만, 지방세 변수가 회귀모형에 포함될 경우 지역경제 성장에 대한 지방세출 변수의 설명력은 상당히 약해진다. 이러한 차이가 발생하는 이유는 앞에서 논의되었듯이 우리나라의 경우 지방세가 지역주민들의 지방세 부담을 나타내기보다는 지자체의 추가적인 지방세 여건을 나타내기 때문인 것으로 생각된다.

김종구(2008) 이외에 지역경제 성장과 관련된 최근 연구로 김현아(2007)를 들 수 있는데, 이 연구는 지방세출 변수와 지역 소득 변수의 관계를 실증분석하였다. 대부분의 기존 연구에서 지역경제 성장 분석이 광역지자체를 대상으로 수행되었는데, 이 연구에서는 기초지자체 수준에서의 지역 소득과 지방재정과의 관계에 대한 실증분석이 시도

되었다. 기초지자체 수준에서 지역 소득에 대한 실증분석을 할 경우 가장 큰 한계는 지역 소득 데이터가 우리나라에서는 아직 공표되지 않는다는 점이다. 이러한 한계로 인하여 김현아(2007)에서는 지역 소득 변수 대신 지역 소득과의 상관관계가 상당히 높은 지방세 변수가 대리 변수로 활용되었다. 따라서 이 연구는 지방세가 지역경제 성장에 미치는 영향을 파악하고자 하는 본 보고서의 연구와는 접근방법이 상당히 다르다고 할 수 있다.

또한 최병호(2010)의 연구는 재정분권 변수가 지역 경제에 미치는 영향을 직접적으로 포착하지 않고, 그 대신 공공자본의 산출탄력성이 지방자치 전후로 어떻게 변화하였는가를 추정하였다. 이러한 방법이 사용된 이유는, 우리나라의 경우 지자체의 자체적인 지방재정 운영의 성격이 약하기 때문에 각 지역별 재정분권 변수를 정의하는 것이 현실적으로 어렵다고 보았기 때문이다. 이 연구결과에 따르면 지방자치 이후 공공자본의 산출탄력성이 통계적으로 유의하게 감소하였기 때문에 우리나라의 경우에는 지방자치가 공공자본의 공간적 배분에 부정적 영향을 미쳤음을 시사하는 것이다.

재정분권이 경제성장에 미치는 효과를 직접적으로 실증분석하지는 않았지만, 본 보고서에서 논의되고 있는 지역경제 성장의 수렴에 대한 연구도 국내에서 많이 이루어졌는데, 지역경제 성장의 수렴에 대한 최근 연구로 주만수(2010), 김종일(2010) 등을 들 수 있다. 주만수(2010)에서는 지방세 총량과 1인당 지방세의 수렴 여부가 추정되었는데, 1인당 지방세는 수렴이 되고, 지방세 총량은 확산된다는 점을 실증적으로 확인하였다. 따라서 이 연구는 1인당 지방세의 수렴, 지방세 총량의 확산이라는 상반된 지방재정 추이가 지역 간 인구격차 확대로 인하여 발생하고 있음을 시사한다. 김종일(2010)은 절대적 수렴 모형에서 1인당 GRDP가 확산됨을 확인하였고, 산업 특화의 심화가 그러한 현상의 원인을 보였다.

〈표 II-4〉 재정분권이 소득수준 및 경제성장에 미치는 효과
(국내 연구)

연구자	종속변수	계량기법	설명변수	주요 내용
최병호 (2010)	GRDP	패널	공공자본, 민간자본	지방자치 이후 공공자본의 산출탄력성 감소
김현아 (2007)	지방세 (소득의 대리 변수)	패널	지방세출 등	지방세출이 지역소득에 긍정적 효과
김종구 (2008)	1인당 GRDP (1995~2005)	패널	지방세출 (사회개발비, 경제개발비), 지역 인적자본 지역 물적자본(총고정 자본)	- 1인당 GRDP 수렴 - 세 가지 통제변수 모두 긍정적 효과

〈표 II-5〉 경제성장 수렴 (국내 연구)

연구자	종속변수	계량기법	설명변수	주요 내용
주만수 (2009)	지방세 지방세출 (1990~2007)	횡단면	수도권 더미 등	- 1인당 지방세 수렴 (인구 격차 확대로 인해 총량은 확대, 1인당 수렴)
김종일 (2010)	1인당 GRDP (1975~2005)	- 횡단면+패널 - 변이계수 분해	-	- 1인당 GRDP 확산 (절대적 수렴 모형) - 변이계수 분석: 산업 특화 심화 때문

Ⅲ. 지역생산·소득·재정 통계분석

1. 분포와 성장률

가. 지역 생산(GRDP)

1) GRDP 총량

2008년 지역총생산(GRDP)은 약 1,000조원이었는데, 서울의 GRDP가 248.4조원으로 전체의 24.15%를 차지하여 전국에서 가장 규모가 크다. 경기의 GRDP는 198.95조원으로 전체의 19.34%를 차지하였다. 두 지역 다음으로는 부산(56.18조원), 울산(52.41조원), 인천(47.83조원), 대구(32.71조원) 순으로 지역총생산 규모가 분포되어 있다.

지역총생산의 지역별 비중과 인구비중은 대략 비슷하게 보이지만 구체적인 분포 면에서 양자간에는 상당한 차이가 있다. 지역생산량 비중과 인구비중이 다르다는 것은 지역별로 1인당 생산량이 달라진다는 것을 의미하기 때문에 지역별 경제성장의 요인을 이해하는 데 있어서 상당히 중요한 의미를 지닌다. 예를 들어 울산의 인구는 110만명으로 인천(269만명)이나 대구(249만명)의 절반도 되지 않지만, 대형 생산시설이 위치해 있어서 1인당 GRDP가 다른 지역에 비해서 훨씬 더 높다. <표 III-1>를 보면, 서울의 2008년 1인당 GRDP가 약 2,400만원으로 울산 4,700만원의 약 50%에 불과하다. 또한 서울의 GRDP는 총량 면에서는 전국에서 차지하는 비중이 가장 크지만 1인당 생산량 측면에서는 울산, 충남, 전남, 경북보다 낮다. 경기도의 경우 이러한 차이점이 보다 더 극명하여 경기도의 GRDP 총량과 1인당 GRDP 간 격차는 더욱 더 두드러진다. 경기도의 GRDP 총량 비중은 전체의 약 20%로 전

국 2위이지만, 1인당 GRDP는 도지역에서 강원, 전북, 제주와 함께 하위권에 속한다. 한편 도로부터의 인구 유입이 지속되고 있는 광역시들은 전국적으로 1인당 GRDP가 가장 낮은 지역들이다. 대구의 2008년 1인당 GRDP가 1,312만원으로 전국 최하위이고, 광주나 대전도 대구 다음으로 1인당 GRDP가 하위권에 속한다.

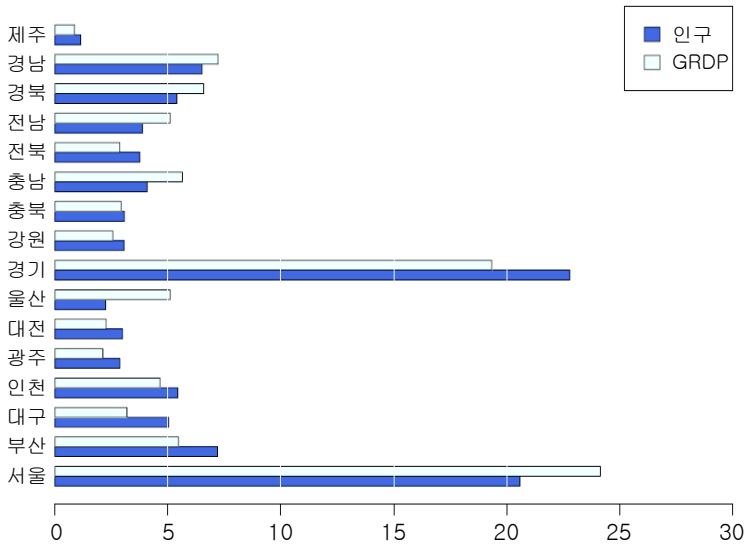
〈표 III-1〉 GRDP, 인구, 1인당 GRDP 광역별 분포(2008)

(단위: 조원, 백만명, %)

	GRDP	인구	1인당 GRDP
서울	248.38 (24.15)	10.2 (20.59)	24.35 (7.16)
부산	56.18 (5.46)	3.56 (7.2)	15.76 (4.64)
대구	32.71 (3.18)	2.49 (5.03)	13.12 (3.86)
인천	47.83 (4.65)	2.69 (5.44)	17.76 (5.22)
광주	21.75 (2.11)	1.42 (2.87)	15.28 (4.5)
대전	23.22 (2.26)	1.48 (2.99)	15.68 (4.61)
울산	52.41 (5.1)	1.11 (2.25)	47.11 (13.86)
경기	198.95 (19.34)	11.29 (22.79)	17.62 (5.18)
강원	26.31 (2.56)	1.51 (3.05)	17.44 (5.13)
충북	30.1 (2.93)	1.52 (3.07)	19.81 (5.83)
충남	57.97 (5.64)	2.02 (4.07)	28.72 (8.45)
전북	29.47 (2.87)	1.86 (3.75)	15.88 (4.67)
전남	52.39 (5.09)	1.92 (3.87)	27.3 (8.03)
경북	67.71 (6.58)	2.67 (5.4)	25.32 (7.45)
경남	74.28 (7.22)	3.23 (6.51)	23.03 (6.77)
제주	8.83 (0.86)	0.56 (1.13)	15.76 (4.63)
합계	1028.5 (100)	49.54 (100)	339.95 (100)

[그림 Ⅲ-1] 광역지자체 인구 및 GRDP 비중(2008년)

(단위: %)



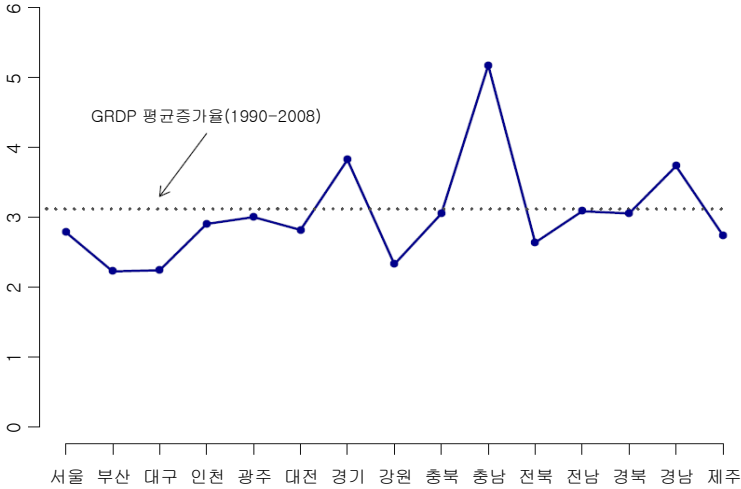
2) 증가율(1990~2008)

GRDP의 1990년대 초반 3년 동안의 평균은 236.7조원이었고, 2000년대 후반의 3년 평균은 974.8조원이었다. 따라서 1990년대 초반부터 2000년대 후반까지 GRDP는 약 3.12배(312%) 증가하였다. 지난 20년 동안의 GRDP 증가율은 광역별로 큰 차이를 보이는데, 충남의 GRDP가 5.17배 증가하여 가장 높은 증가율을 보였다. 또한 [그림 Ⅲ-1]에서 확인할 수 있듯이 충남의 GRDP 증가율은 다른 지역에 비하여 단연 높았다. 충남 정도는 아니지만 경기와 경남의 GRDP 증가율도 평균 증가율 3.12배를 넘어서 약 4배의 증가율을 보였다. 반면 서울, 부산, 대구, 인천, 대전, 강원, 전북, 제주의 GRDP 증가율은 지난 20년 동안 3배 이하로 나타나 생산량 증가율이 낮은 군에 속한다. 특히 지난 20년

간 부산, 대구, 강원, 전북의 GRDP 증가율은 상대적으로 낮은 편이다.

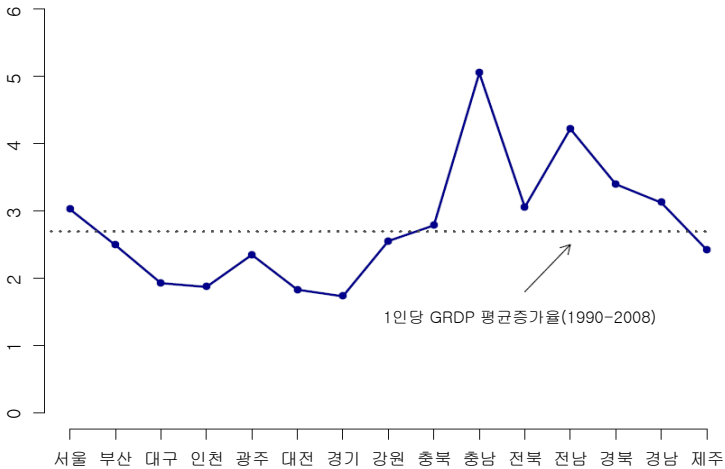
1990년대 초반부터 2000년대 후반까지의 1인당 GRDP 증가율을 보면 1990년대 초반 평균 535만원에서 2008년 후반 평균 1,978만원으로 지난 20년간 약 2.7배 증가하였다. 그리고 1인당 GRDP 기준으로도 충남의 증가율이 5.05배로 다른 지역에 비하여 지난 20년간의 1인당 생산량 증가율이 단연 높았다. 그러나 다른 지역의 경우 GRDP 총량의 증가율과 1인당 GRDP의 증가율에는 상당한 차이가 있다. 경기의 경우 GRDP 총량의 증가율이 약 4배로 평균 증가율보다 훨씬 높지만, 1인당 GRDP의 증가율은 2배를 밑돌아서 전국에서 증가율이 가장 낮았다. 생산량의 총량 면에서는 전국적으로 매우 높은 증가율을 보이지만, 1인당 생산량 측면에서는 전국에서 가장 낮은 증가율을 보인다는 점은 상당히 흥미로운 현상이라 하지 않을 수 없다. 한편 전남과 경북의 1인당 GRDP 증가율이 충남 다음으로는 상대적으로 높게 나타났다. 즉 1인당 GRDP의 외형적 변화만을 보면, 지난 20년간 전남과 경북의 지역 경제가 충남 다음으로 가장 높게 신장되었다. 전남과 경북 다음으로는 서울, 전북, 경남의 1인당 GRDP 증가율이 평균보다 높았다. 반면 광역시와 나머지 도 지역의 1인당 GRDP 증가율은 모두 평균보다 낮은 수준이다. 특히 대구, 인천, 대전, 경기의 1인당 GRDP 증가율은 2배 이하로 1인당 생산성 증가율이 가장 낮은 지역에 속한다.

[그림 III-2] GRDP 총액 지역별 증가율(1990~2008)



주: 증가율 = (1990~1993 평균 - 2006~2008 평균)/(1990~1993 평균).

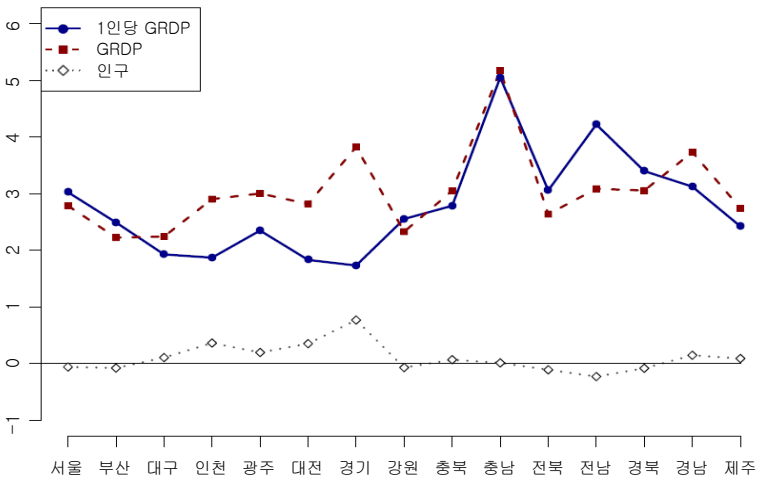
[그림 III-3] 1인당 GRDP 지역별 증가율(1990~2008)



주: 증가율 = (1990~1993 평균 - 2006~2008 평균)/(1990~1993 평균).

[그림 III-4]에는 1인당 GRDP의 변화와 인구 변화와의 관계가 나타나 있는데, 지난 20년 동안의 GRDP 증가율, 1인당 GRDP 증가율, 그리고 인구 증가율 등이 동시에 표시되어 있다. 이 그림에서 GRDP 증가율은 인구 증가율과 1인당 GRDP 증가율의 합이다. 지난 20년 동안 1인당 GRDP가 크게 증가한 전남의 경우를 보면 GRDP 총액의 증가율은 평균 수준이다. 그러나 전남의 인구 규모 감소가 다른 지역에 비하여 가장 컸기 때문에 1인당 GRDP 증가율이 충남 다음으로 높게 나타났다. 반면 서울과 부산을 제외한 모든 대도시에서 지난 20년간 인구가 증가였는데, 이 지역들 모두 1인당 GRDP 증가율이 상대적으로 낮은 지역들이다. 또한 경북의 1인당 GRDP 증가율이 전국에서 세 번째로 높는데, 이 지역 역시 지난 20년 동안 인구 감소가 많았던 지역이다.

[그림 III-4] GRDP 및 인구 증가율(1990년대 전반~2000년대 후반)



주: 증가율 = (1990~1993 평균 - 2006~2008 평균)/(1990~1993 평균).

지난 20년간 진행되어온 지역별 경제성장을 평가할 때 경기도의 1인당 GRDP 증가율이 가장 낮은 수준이었다는 점은 경기도의 경제력에 대한 일반적인 인식과는 상반되는 것이다. 따라서 우리나라의 1인당 GRDP 증가율이 GRDP 증가율과 크게 차이가 나는 원인을 이해하는 것은 우리나라 지역경제 성장 분석의 핵심이라 해도 과언이 아니다. OECD의 안정된 선진국들과는 달리 우리나라는 지난 30년간 끊임 없이 수도권으로의 인구 이동이 있었고, 그 결과 서울, 경기, 인천 등 수도권 지역의 인구 비중이 전체의 50%를 차지한다. 그러나 이 지역의 인구 증가가 이 지역의 생산력 증가로 이어지지는 않았다. 그 결과 수도권 지역의 생산 총량은 인구 비중만큼 높지만, 1인당 GRDP의 비중은 이보다 훨씬 더 낮다.

이와는 반대로 낙후지역이 많아서 중앙정부의 재정지원을 많이 받는 경북, 전남의 1인당 GRDP가 다른 지역에 비해 상대적으로 높다는 점은 수도권의 1인당 GRDP가 낮다는 점과 동전의 양면과 같은 의미를 지닌다. 이 두 지역은 지난 30년 동안 인구 감소가 가장 크게 발생한 지역이기 때문이다. 반면 충남과 울산의 1인당 GRDP가 단연 높은 점은 인구요인보다 생산력의 증가, 특히 자본의 증가가 주요 원인이라 할 수 있다.

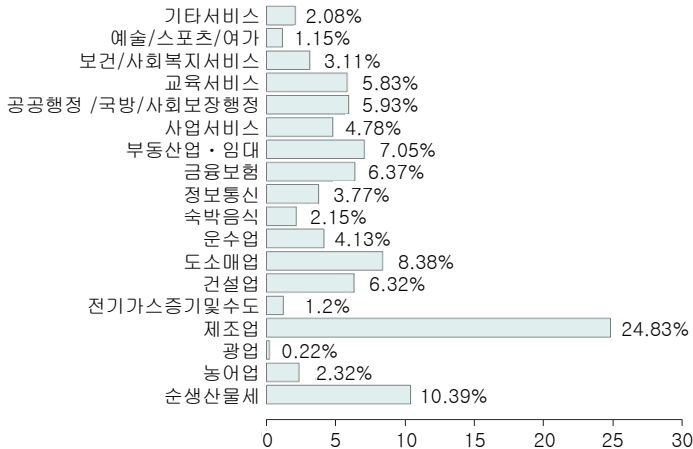
종합적으로 우리나라의 수도권 및 대도시 인구 유입은 그 지역의 생산성이 높아서가 아니라 다른 이유들 때문이고, 그 결과 인구 유입 지역들은 대부분 낮은 1인당 생산성 증가율을 보이고 있다. 1인당 생산성이 낮다는 것은 그 지역의 임금 수준이 낮기 때문에 인구 유입의 동인으로 작용하지 않는다. 특히 수도권 지역과 광역시의 물가 및 주거비용이 높기 때문에 실질임금은 더 낮을 수 있다. 그럼에도 불구하고 수도권과 대도시에 인구가 유입되는 이유들로는 상대적으로 좋은 교육환경, 문화환경, 교통·공항 등 공공시설 등을 꼽을 수 있다. 또한 소비의 집적효과(consumption agglomeration)도 대도시 지역으로 인구가 집중되는 무시할 수 없는 요인이기도 하다.

따라서 단순히 1인당 GRDP 자료를 바탕으로 우리나라 지역경제 성장의 요인을 분석할 경우 다분히 왜곡적인 결과가 나타날 가능성이 있다. 특히 실증분석에서 각 지역의 인구 증가를 통제할 경우 경북과 전남은 1인당 생산량이 지난 20년간 꾸준히 증가하여 지역경제의 경쟁력이 매우 높은 지역으로 나타날 것이다. 경기와 인천의 경우에는 이와는 정반대로 인구 증가를 통제할 경우 1인당 생산량의 증가율이 가장 낮은 지역이어서 경제력의 성장이 가장 둔한 지역이라는 결론을 얻게 될 것이다. 물론 지방의 경쟁력이 높고 수도권의 경쟁력이 낮다는 이러한 결론이 틀리지 않을 수도 있다. 그러나 인구와 자본이 거의 일방적으로 수도권에 집중되는 현상이 이 지역의 낮은 경쟁력에도 불구하고 발생하고 있다는 점을 이론모형과 실증분석으로 설명하는 데에는 상당한 어려움이 있을 수 있다.

2) 부문별 GRDP

지금까지 GRDP 총액을 기준으로 전국적 분포와 증가율을 살펴본 왔는데, GRDP를 구성하는 부문별 경제활동의 지역별 분포는 상당히 큰 차이를 보인다. GRDP는 경제활동별로 '농어업', '광업', '제조업', '전기가스증기및수도', '건설업', '도소매업', '운수업', '숙박음식', '정보통신', '금융보험', '부동산업·임대', '사업서비스', '공공행정/국방/사회보장행정', '교육서비스', '보건/사회복지서비스', '예술/스포츠/여가', '기타서비스' 등으로 구분되고 또한 정부에 내는 세금('순생산물세')도 포함되어 있다. GRDP를 구성하는 이러한 다양한 경제활동 부문들 중에서 제조업이 전체 GRDP의 약 25%를 차지한다. 나머지 부문들의 비중은 각각 10%를 넘지 않는데, 도소매 비중이 8.4%로 두 번째로 크고, 부동산 임대업, 금융보험업, 건설업 등이 6%를 약간 넘는 비중을 차지한다. 이밖에 교육서비스와 공공행정·국방·사회보장행정 등이 전체 GRDP의 약 6%를 차지한다.

[그림 Ⅲ-5] GRDP 경제활동별 비중(2008년)



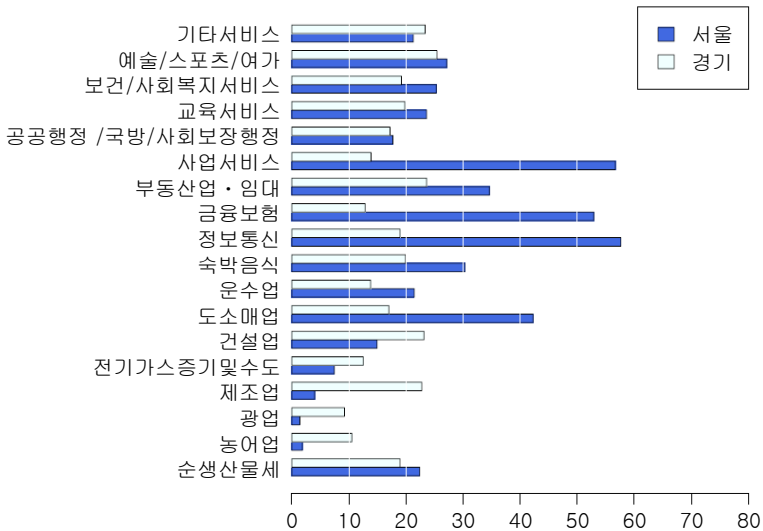
GRDP 전체에서 제조업의 비중이 이처럼 단연 높은 데 비하여, 서울의 제조업 비중은 약 4%에 불과하다. 반면 사업서비스, 금융보험, 정보통신 분야는 서울의 비중이 전국 대비 50%를 넘을 정도로 서울의 집중도가 크고, 도소매업, 숙박·음식업, 부동산·임대업 등도 서울의 비중이 상당히 큰 편이다. 따라서 서울의 생산력은 제조업에는 거의 의지하지 않고, 금융, 정보통신, 서비스업, 도소매업, 부동산업 등으로 이루어져 있음을 확인할 수 있다. 경기도는 같은 수도권 지역이지만 서울과는 달리 상대적으로 크게 두드러지는 경제활동 부문이 없는 편이다. 경기도의 제조업 비중은 23.2%로 인구 비중 22.8%와 비슷하고, 또한 건설업과 부동산·임대업도 전국 대비 비중이 각각 23.2%와 23.6%로 인구 비중과 역시 비슷하다. 반면 교육서비스, 정보통신, 음식숙박업, 도소매업 등은 모두 전국 대비 비중이 20%를 넘지 않아서 전국 평균보다 낮은 수준이다.

GRDP의 경제활동별 구성요소들 중에서 비중이 가장 큰 제조업과 도소매업의 광역별 비중을 보면, 도소매업의 서울 비중이 40%를 넘어

도소매업은 단연 서울에 집중되어 있다. 제조업의 경우에는 전술한 바와 같이 서울의 비중이 매우 낮고, 경기도의 제조업 비중은 인구 비중과 비슷하다. 제조업 비중의 분포에서 두드러지는 특징은 울산과 충남의 제조업 비중이 각각 10.8%와 9.2%로 인구 비중 2.2%와 4.1%에 비하여 단연 높다는 점이다. 경북의 제조업 비중도 12.3%로 인구 비중 5.4%에 비하여 매우 높은 편이며, 경남의 제조업 비중도 12.2%로 인구 비중 6.5%에 비하여 많이 높은 편이다.

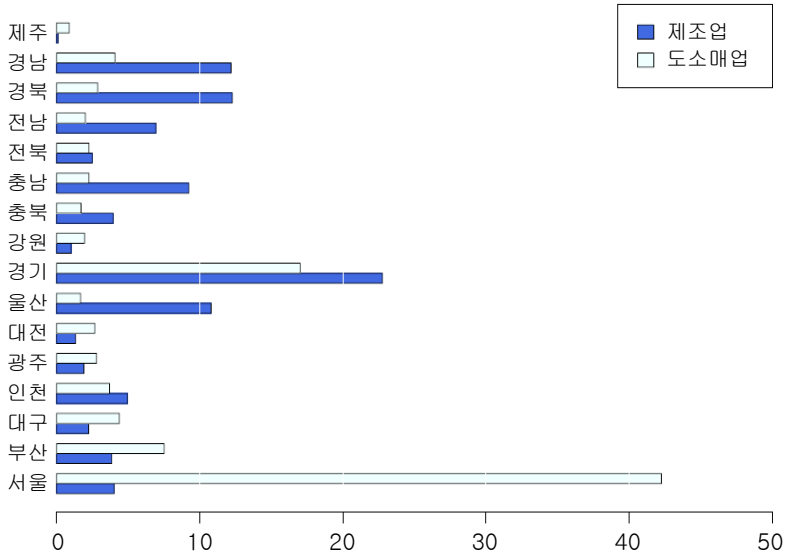
[그림 III-6] 서울·경기의 GRDP 경제활동별 비중(2008)

(단위: %)



[그림 Ⅲ-7] 제조업 및 도소매업 광역별 비중

(단위: %)

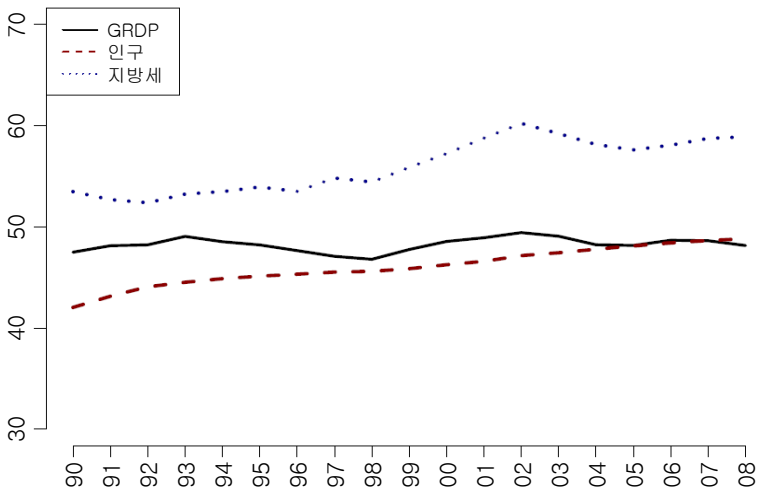


나. 지방세

GRDP는 지역의 생산량을 나타내는 지표인데, 울산의 경우에서 나타나듯이 지역의 생산과 소득에는 상당히 큰 차이가 있을 수 있다. 따라서 지역소득의 일종의 대리변수라고 할 수 있는 지방세의 분포와 GRDP의 분포를 비교해 볼 필요가 있다. [그림 Ⅲ-8]은 지난 20년 동안 수도권에서의 GRDP, 인구, 지방세 비중 추이를 보여 주는데, 수도권 인구 비중은 이 기간 동안 꾸준히 증가하여 1990년대 초 40%이었던 수도권 인구 비중이 2000년대 후반에는 50% 가까이로 증가하였다. 반면 [그림 Ⅲ-8]에서 확인할 수 있듯이 수도권 GRDP의 비중은 1990년 47.5%였는데, 2008년의 비중은 48.1%로 약간 증가하였다. 수도권의 지방세 비중을 보면, 세 변수 중에서 변화율이 가장 두드러지는데,

1990년대 초 수도권 지방세의 비중이 53.5%이었는데 2000년 후반에는 약 59%로 증가하였다. 따라서 지방세와 같은 지방재정 변수는 지난 20년 동안 인구나 GRDP보다 훨씬 더 큰 폭으로 변화하였고, 특히 수도권의 비중이 비수도권에 비하여 상대적으로 크게 증가하였다.

[그림 III-8] 수도권(서울·경기·인천) GRDP·인구·지방세 비중

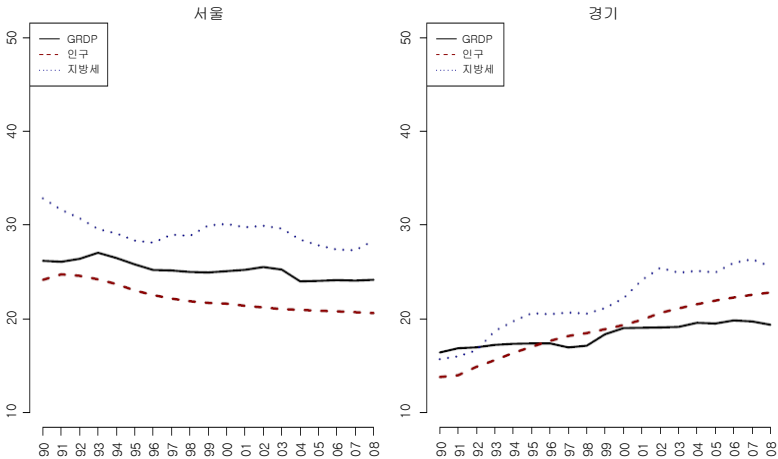


수도권의 GRDP 비중, 인구 비중, 지방세 비중이 이상과 같은 추이를 보이고 있지만, 수도권의 개별 광역지자체에 따라 그 내용이 상이하다. [그림 III-9]에 나타나 있듯이 서울 인구의 상대적 비중은 지난 20년간 줄어들었다. 이와 함께 GRDP의 비중도 비슷하게 줄어들었다. 서울의 지방세 비중 역시 1990년대 초반에 비해 2000년대 후반에 줄었는데, 다만 감소의 폭은 GRDP 비중이나 인구 비중에 비하여 적은 편이다. 반면 경기도의 GRDP 비중과 인구 비중 추이는 상당히 대조적이다. 경기도의 인구 비중은 1990년 13.76%이었는데, 그 이후 지속적으로 증가하여 2008년에는 22.8%를 기록하였다. 즉, 동 기간 동안 경기도의 인구는 600만명에서 1,130만명으로 무려 500만명 넘게 증가하였다.

III. 지역생산·소득·재정 통계분석 63

반면 GRDP 비중의 증가 추이는 이에 훨씬 더 못 미쳤는데, 1990년 16.38%이었다가 2008년 19.34%로 약 3%p 증가하는 데 그쳤다. 경기도의 인구, GRDP, 지방세의 비중 추이를 보면서 한 가지 주목할 점은 1990년대 초반 경기도의 지방세 비중이 15.7%로 GRDP 비중 16.4%보다 낮았다는 점이다. 그러나 경기도의 지방세 비중은 그 이후 큰 폭으로 증가하여 2000년 후반 경기도 지방세 비중이 25.6%로 GRDP 비중 19.3%에 비해서 무려 6%가량 높아졌다.

[그림 III-9] 서울과 경기도의 GRDP, 인구, 지방세의 비중 추이



지방세 세수는 지역경제에 영향을 미치는 변수로서 중요한 위치를 차지하기 때문에 지방세의 분포와 시계열 추이를 좀 더 자세히 살펴볼 필요가 있다. <표 III-2>에는 1990년과 2008년의 지방세 및 1인당 지방세가 나타나 있는데, 몇 가지 주목할 만한 특징을 보인다. 가장 먼저 주목해야 할 점은 1인당 지방세의 규모가 광역별로 큰 차이가 난다는 점이다. 2008년 서울의 1인당 지방세는 127만원이었고, 경기도의 1인당 지방세는 약 100만원이었다. 반면 광역시의 1인당 지방세는 수도권

의 인원이 85만원이고 울산이 100만원이었다. 그리고 나머지 광역시의 1인당 지방세는 60만원과 70만원대에 분포하고 있다. 그리고 도 지역의 경우에도 평균 지방세 세수가 60만원대에서 80만원대까지 분포되어 있다. 즉, 서울의 1인당 지방세와 비수도권 광역시의 1인당 지방세 세수 간에 무려 50만원에서 60만원의 차이가 있다. 서울의 인구가 1천만명이므로 서울시가 평균 수준의 지방세(약 70만원)를 거두어 들이는 가상적 상황과 비교할 때 무려 5조원의 추가 지방세 재원을 서울시가 매년 확보하고 있는 것이다. 비슷한 방식으로, 지방세의 평균 수준과 비교하였을 때 경기도가 추가적으로 확보하는 지방세 세수가 매년 3조원에 달한다.

〈표 Ⅲ-2〉가 보여주는 또 한 가지 중요한 시사점은 이러한 수도권의 지방세 확충 규모가 지난 20년 동안 지속적으로 증가하여 왔다는 점이다. 서울시는 1990년에도 지금처럼 상대적으로 높은 1인당 지방세 세수를 향유하였다. 반면 경기도의 경우 1990년 1인당 지방세 세수가 16만원으로 전국적인 비중이 2008년과 비슷하지만, 광역시의 1인당 지방세에 비하여 그다지 높은 수준이 아니었다. 1990년 광역시 1인당 지방세는 부산이 14만원, 대구가 15만원이었기 때문에 경기도에 비하여 크게 낮지 않았다. 또한 대전의 1인당 지방세와 경기의 1인당 지방세가 비슷한 수준이었다. 따라서 지난 20년 동안 서울시의 상대적으로 높은 1인당 지방세 세수는 지속되었고, 경기의 경우 1990년 당시 단지 상대적으로 높았던 1인당 지방세 세수가 2008년에는 비수도권 광역시와 크게 차별화될 정도로 높은 1인당 지방세 세수를 향유하고 있다.

Ⅲ. 지역생산·소득·재정 통계분석 65

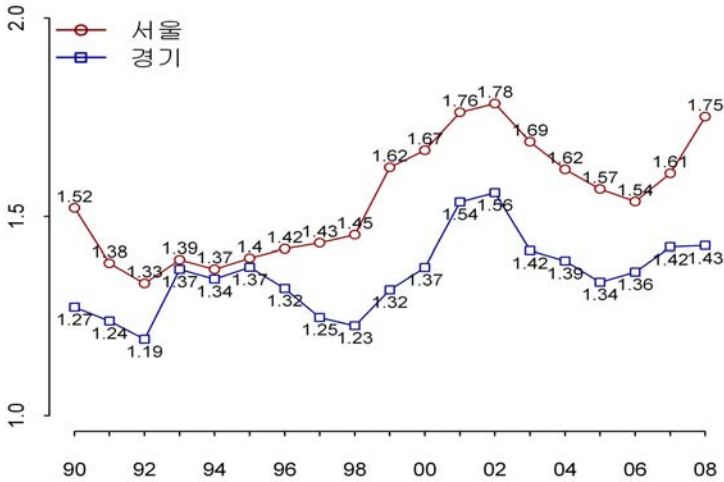
〈표 Ⅲ-2〉 광역별 지방세 및 1인당 지방세(1990, 2008)

(단위: 조원, 백만원, %)

지역	지방세 (1990)	1인당 지방세 (1990)	지방세 (2008)	1인당 지방세 (2008)
서울	2.09(32,85)	0.2(10.16)	12.99(28,34)	1.27(9.9)
부산	0.55(8.6)	0.14(7.28)	2.59(5,66)	0.73(5,66)
대구	0.33(5.14)	0.15(7.56)	1.63(3,55)	0.65(5,08)
인천	0.32(4.95)	0.17(8.93)	2.28(4,98)	0.85(6,59)
광주	0.15(2.31)	0.13(6.64)	0.9(1,97)	0.63(4,93)
대전	0.17(2.61)	0.16(8.16)	1.06(2,32)	0.72(5,59)
울산	-	-	1.13(2,46)	1.01(7,87)
경기	1(15,67)	0.16(8,5)	11.72(25,56)	1.04(8,06)
강원	0.18(2,85)	0.11(5,5)	1.07(2,34)	0.71(5,54)
충북	0.15(2,36)	0.11(5,51)	1.1(2,41)	0.73(5,64)
충남	0.17(2,66)	0.08(4,36)	1.74(3,8)	0.86(6,7)
전북	0.19(2,92)	0.09(4,44)	1.13(2,46)	0.61(4,72)
전남	0.2(3,1)	0.07(3,78)	1.25(2,73)	0.65(5,06)
경북	0.32(4,98)	0.11(5,43)	1.92(4,18)	0.72(5,57)
경남	0.51(7,94)	0.14(7,04)	2.88(6,29)	0.89(6,94)
제주	0.07(1,06)	0.13(6,71)	0.45(0,97)	0.79(6,17)
합계	6.37(100)	1.94(100)	45.84(100)	12.87(100)

또한 [그림 Ⅲ-10]에는 서울과 경기의 1인당 지방세의 지난 20년간 상대지표 추이가 나타나 있는데, 서울의 경우 2002년 최고점을 기록하였다가 그 이후 2006년까지 하향하였으나 2007년부터 다시 상승추세에 있다. 경기도의 경우에는 2002년의 최고점 이후 1.34배까지 하락하였다가 지난 2년 동안 1.4배 정도를 유지하고 있다.

[그림 Ⅲ-10] 서울·경기 1인당 지방세의 평균 대비 상대적 크기



다. 지역 소득

1) 귀속지 기준 지역소득

2008년 기준 지역 소득의 총액은 1,038조원이었는데, 이 중 서울의 지역 소득이 317.9조원으로 전체의 약 30.6%를 차지하였다. 따라서 서울의 지역 소득 비중은 GRDP 비중 24.2%에 비하여 약 6%p 높다. 경기의 경우 지역 소득 비중이 20.91%로 GRDP 비중 19.34%보다 약간 높은 편이다. 반면 울산과 충남의 지역 소득 비중은 각각 3.66%와 2.44%로 GRDP 비중 5.1%와 5.64%보다 훨씬 더 낮게 나타났으며, 경북과 경남의 지역 소득 비중도 각각 5.28%와 5.8%로 GRDP 비중 6.58% 및 7.22%보다 낮다. 지역 소득의 전반적인 분포를 보면 서울의 경우 지역 소득 비중이 GRDP 비중보다 훨씬 더 높고, 경기의 경우에도 지역 소득 비중이 GRDP 비중보다 다소 높으며, 다른 지역의 지역

Ⅲ. 지역생산·소득·재정 통계분석 67

소득 비중은 GRDP 비중보다 낮다. 귀속지 기준의 소득과 GRDP 사이에 이러한 큰 격차가 발생하는 이유는 재산소득을 얻는 주주들 상당수가 생산지역 현지가 아닌 수도권에 거주하기 때문이라고 볼 수 있다.

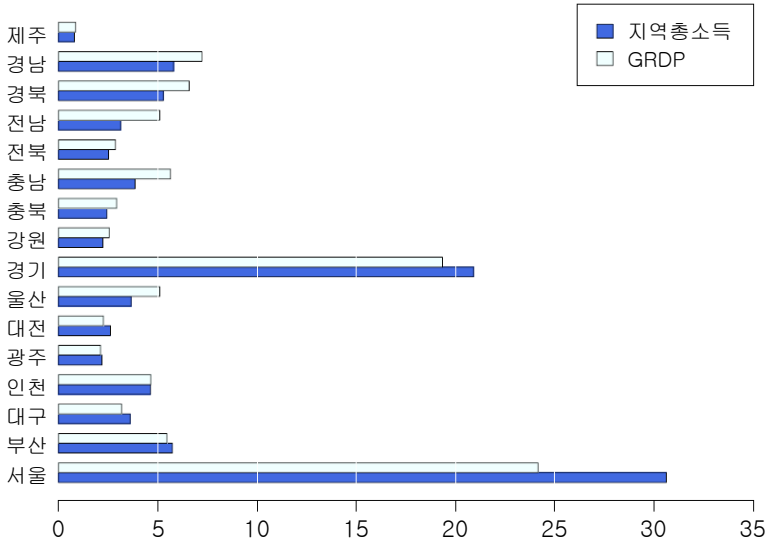
〈표 Ⅲ-3〉 지역소득 광역별 분포(귀속지 기준, 2008년)

(단위: 조원)

	지역총소득	비용자보수	영업잉여· 재산소득	생산 및 수입세
서울	317.9(30.62)	124.3(26.05)	114.76(36.96)	27.34(23.41)
부산	59.5(5.73)	32.13(6.73)	16.72(5.38)	5.18(4.43)
대구	37.5(3.61)	20.48(4.29)	10.54(3.39)	3.19(2.73)
인천	48.1(4.63)	25.54(5.35)	12.22(3.93)	5.63(4.82)
광주	22.7(2.19)	13.26(2.78)	5.33(1.72)	2.16(1.85)
대전	27.1(2.61)	14.82(3.11)	6.99(2.25)	2.03(1.74)
울산	38(3.66)	14.9(3.12)	8.47(2.73)	12.24(10.48)
경기	217.1(20.91)	115.06(24.11)	53.84(17.34)	21.93(18.78)
강원	23.2(2.23)	11.28(2.36)	6.59(2.12)	2.46(2.11)
충북	25.3(2.44)	12.62(2.65)	6.33(2.04)	3.21(2.75)
충남	40(3.85)	16.44(3.45)	9.8(3.16)	7.68(6.58)
전북	26.1(2.51)	12.97(2.72)	7.36(2.37)	2.53(2.17)
전남	32.5(3.13)	11.6(2.43)	8.68(2.79)	8.58(7.35)
경북	54.8(5.28)	20.66(4.33)	20.93(6.74)	5.15(4.41)
경남	60.2(5.8)	27.39(5.74)	19.14(6.17)	6.74(5.77)
제주	8.3(0.8)	3.71(0.78)	2.78(0.9)	0.74(0.63)
합계	1038.3(100)	477.16(100)	310.49(100)	116.78(100)

[그림 III-11] 지역총소득과 GRDP의 광역 분포(2008)

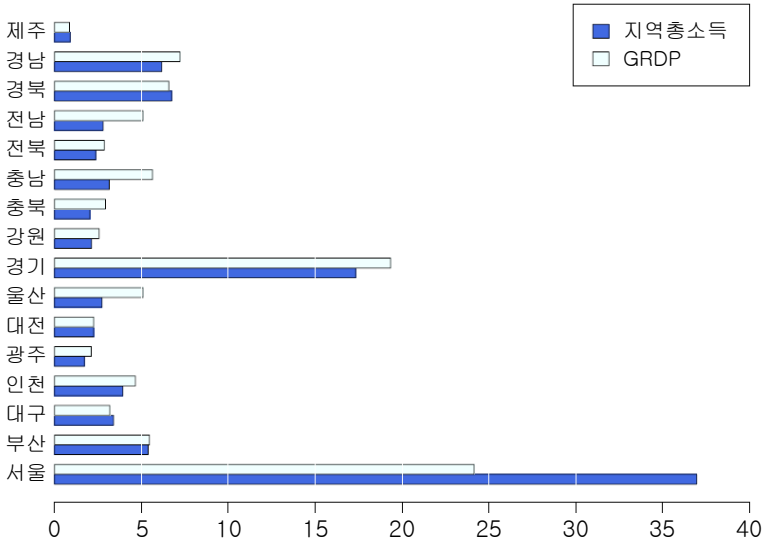
(단위: %)



지역소득의 광역별 분포는 소득계정에 따라 달라지는데, 서울의 피용자보수 비중은 GRDP 비중보다 다소 높은 26% 정도이다. 반면 서울시의 영업잉여및재산소득 비중은 지역 총소득 비중보다 더 높은 37% 수준이다. 경기도의 경우 이와는 반대로 피용자보수 비중이 지역 총소득 비중보다 더 높고 영업잉여및재산소득 비중은 17.34%로 GRDP 비중보다 더 낮다. GRDP 비중이 각각 5.1%와 5.64%인 울산과 충남의 경우에도 귀속지 기준의 영업잉여및재산소득 비중이 2.73%와 3.16%로 상대적으로 상당히 낮다는 점을 확인할 수 있다. 다만 경북과 경남의 경우 영업잉여및재산소득 비중이 각각 6.74%와 6.17%이어서 GRDP 비중 6.58%와 7.22%와 비슷한 수준이다. 결론적으로 영업잉여및재산소득 비중은 서울의 경우 GRDP 비중보다 훨씬 더 높고, 경북과 경남의 집중도는 GRDP와 비슷하며 나머지 지역들의 영업잉여및재산소득 비중은 GRDP 비중보다 오히려 떨어진다.

[그림 III-12] 영업잉여 및 재산소득과 GRDP의 광역 분포(2008년)

(단위: %)



2) 원천지 기준 지역소득

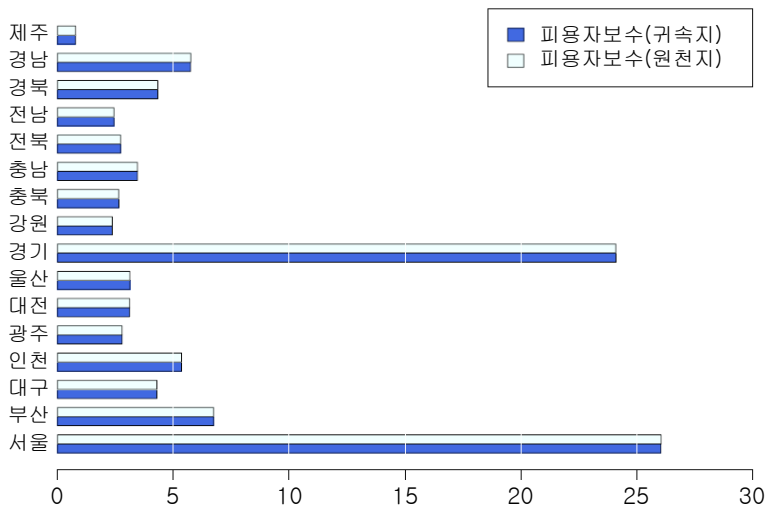
귀속지 기준 지역소득의 분포가 GRDP 분포보다는 수도권의 소득 수준을 더 잘 보여주지만, GRDP 자료와 귀속지 기준 지역소득 자료 모두 수도권의 재정력(국세 및 지방세 세수)을 충분히 설명하지는 못한다. 특히 수도권 지역의 세수가 전체 세수의 60~70%를 차지하는 현상을 GRDP나 귀속지 기준 지역소득이 설명하는 데에는 한계가 있다. 세수가 수도권에 집중되어 있는 중요한 이유는 먼저 조세체계가 대개 누진적이기 때문에 한 지역의 소득 수준이 증가할 때 그 지역의 세수는 소득비례 이상으로 증가하는 경향이 있다. 그러나 세수의 수도권 지역 집중의 보다 중요한 이유는 각 지역의 조세수입에서 원천지 기준으로 징수되는 법인 관련 세수의 비중이 높기 때문이다. 가장 대표적인 세목으로 법인세와 취득·등록세 등을 들 수 있고, 소득세 역

시 원천지 기준과 귀속지 기준이 일치하지는 않는다.

본고의 제Ⅳ장에서 구체적으로 논의되겠지만, 우리나라의 재정분권과 경제성장의 연계성을 분석함에 있어서 지방세가 중요한 설명 변수 중 하나이다. 따라서 귀속지 기준만이 아니라 원천지 기준으로 지역소득의 분포를 자세히 살펴볼 필요가 있다. <표 Ⅲ-4>에 원천지를 기준으로 한 피용자보수, 영업잉여, 재산소득 분포가 나타나 있고, [그림 Ⅲ-13]에 원천지 기준과 귀속지 기준의 피용자보수가 비교되어 있는데, 피용자보수의 경우 귀속지 기준과 원천지 기준이 모든 광역지자체에서 거의 동일하다.

[그림 Ⅲ-13] 귀속지 및 원천지 피용자보수 광역 분포(2008년)

(단위: %)



Ⅲ. 지역생산·소득·재정 통계분석 71

〈표 Ⅲ-4〉 소득계정별 광역지자체 지역소득(원천지 기준, 2008년)

(단위: 조원)

지 역	비용자보수	영업잉여	재산소득
서 울	124.26(26.05)	119.64(39.38)	199.68(61.56)
부 산	32.14(6.74)	15.96(5.25)	11.83(3.65)
대 구	20.45(4.29)	9.23(3.04)	8.65(2.67)
인 천	25.53(5.35)	13(4.28)	7.05(2.17)
광 주	13.26(2.78)	4.62(1.52)	4.81(1.48)
대 전	14.82(3.11)	6.16(2.03)	6.71(2.07)
울 산	14.88(3.12)	7.91(2.6)	3.71(1.14)
경 기	114.96(24.1)	57.02(18.77)	33.81(10.42)
강 원	11.26(2.36)	4.65(1.53)	5.32(1.64)
충 북	12.6(2.64)	5.16(1.7)	4.44(1.37)
충 남	16.43(3.44)	8.8(2.9)	6.48(2)
전 북	12.98(2.72)	5.75(1.89)	5.35(1.65)
전 남	11.59(2.43)	6.88(2.26)	5.35(1.65)
경 북	20.64(4.33)	19.6(6.45)	7.65(2.36)
경 남	27.42(5.75)	17.14(5.64)	11.56(3.56)
제 주	3.7(0.77)	2.28(0.75)	1.94(0.6)
합 계	476.9(100)	303.79(100)	324.34(100)

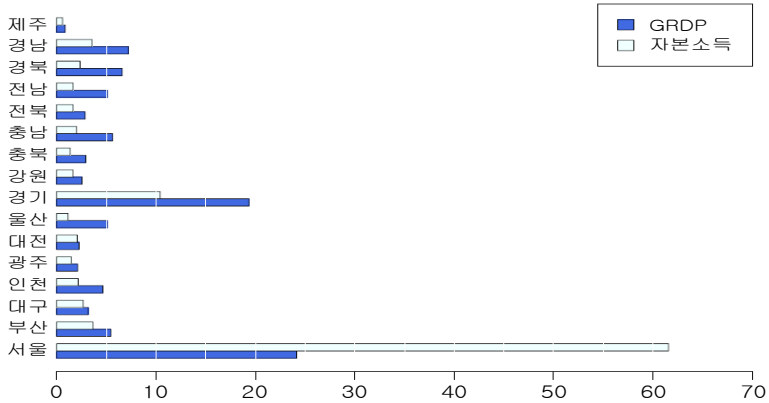
자료: 『2008년 지역소득』, 통계청, 2009. 12.

국민소득계정에서 영업잉여와 재산소득은 거의 비슷하지만, 원천지를 기준으로 할 때에는 양자간에 큰 차이가 있을 수 있다. 법인의 이자, 임료, 배당금, 준법인기업소득인출 등이 법인 소재지에서 포착되기 때문이다. 따라서 영업잉여와 재산소득의 분포를 따로 살펴볼 필요가 있는데, 귀속지 기준과 원천지 기준의 영업잉여 광역 분포는 피용자보수의 경우와 마찬가지로 큰 차이가 없다[그림 Ⅲ-13]. 그러나 재산소득의 경우에는 양자간에 상당히 큰 차이가 있는데, 주요 법인의 주주들이 대부분 생산지에 살지 않고 다른 지역, 특히 수도권 지역에 살고 있기 때문인 것으로 보인다. [그림 Ⅲ-14]에 나타나 있는 원천지 기준 재산소득의 광역별 분포를 보면, 전체 재산소득의 61.5%가 서울에 집중되어 있다. 이는 GRDP 비중 24%보다 무려 2.5배 높은 수치이다. 재산소득의 대부분이 서울에 집중되어 있기 때문에 다른 지역의 재산소득 비중은 낮을 수밖에 없는데, 경기도만 하더라도 같은 수도권이지만 원천지 기준 재산소득 비중이 10.4%에 불과하다. 또한 생산시설의 비중이 높은 지역인 울산과 충남의 원천지 기준 재산소득 비중도 각각 1.14%와 2.0%로 GRDP 비중(5.1%, 5.64%)보다 훨씬 낮다. 경북과 경남의 원천지 기준 재산소득 비중 역시 각각 2.34%와 3.56%로 GRDP 비중(6.58%, 7.22%)에 비하여 훨씬 더 낮고, 도 지역에서는 재산소득 비중이 2%를 넘지 못한다. 이처럼 수도권의 재산소득 비중은 서울의 비중이 워낙 커서 전체의 74.2%에 달한다. 즉, 원천지 기준으로 볼 때 인구의 1/2이 거주하는 수도권에 국가 전체 재산소득의 3/4이 집중되어 있는 셈이다.

III. 지역생산·소득·재정 통계분석 73

[그림 III-14] 자본소득 광역별 비중(2008년)

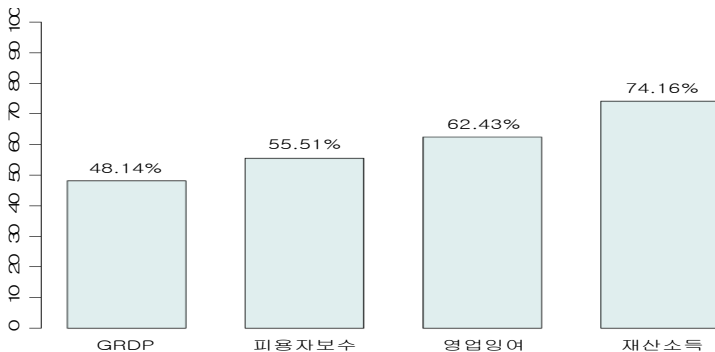
(단위: %)



종합적으로 요약하면, 지역경제를 나타내는 대표적인 지표로 GRDP와 지역 소득을 꼽을 수 있는데, 수도권 기준으로 각각의 집중도를 살펴보면 2008년 기준으로 GRDP 비중이 48.14%, 피용자보수 비중이 55.5%, 영업잉여 비중이 62.4%, 재산소득 비중이 74.2%인 것으로 파악되고 있다.

[그림 III-15] 지역소득 소득계정별 수도권 비중(2008년)

(단위: %)



잘 알려져 있듯이 우리나라의 조세체계에서 법인활동과 관련된 조세수입 규모가 상당히 크고, 법인 관련 조세수입은 원천지 기준으로 되어 있다. 재정분권이 지역경제에 미치는 효과는 각 지역의 시장 경쟁력뿐만 아니라 조세체계 및 관련 조세수입, 그리고 중앙과 지방 간 재정관계와 밀접한 관련이 있다. 따라서 지역경제 성장을 나타내는 지표로 GRDP 이외에 최근 통계청이 발표한 지역 소득 자료의 귀속지와 원천지 소득, 그리고 지방세 자료 등을 모두 종합적으로 고려하는 것이 필요하다.

2. 지역별 변수의 절대적 수렴 추이

지금까지 주요 지역변수의 광역별 비중 분포와 지난 20여년 간의 비중 변화 추이를 살펴보았다. 그런데 Barro & Sala-i-Martin(1991, 1992, 2004)과 Acemoglu(2009) 등에서 자세히 논의되어 있듯이 경제 성장의 지역 간 비교 또는 국가간 비교를 할 때 가장 중요한 개념은 서로 다른 소득 수준이 장시간에 걸쳐 같은 수준으로 수렴하는가를 확인하는 것이다. 그리고 지역변수의 수렴 여부는 지역 소득뿐만 아니라 Beeson(2001), 주만수(2009) 등의 연구에서처럼 인구, 지방세, 지방재정 변수 등 다른 지역변수에도 적용되어 파악되고 있다⁴⁾.

제Ⅱ장에서 논의된 바처럼 지역변수의 수렴 여부는 절대적 수렴(absolute convergence)과 조건부 수렴(conditional convergence)으로 구분되는데, 실증분석 관점에서 양자의 차이는 단순명료하다. 절대적 수렴은 분석대상 변수의 수렴을 해당 변수의 시차 변수만으로도 설명이 가능한 경우이다. 그리고 조건부 수렴의 경우에는 해당 변수의 시차 변수 이외에, 각 지역 또는 국가별로 성장률에 영향을 주는 제도적 변수를 설명변수로 통제하였을 때에만 수렴이 성립하는 경우이다. 지

4) 주만수(2009)에 따르면 1990년부터 2007년까지 1인당 지방세는 지역 간 수렴하는 경향을 보였고, 1인당 세출은 지역 간 확대되는 경향을 보였다.

역 또는 국가의 성장에 영향을 주는 변수들은 다양하고, 또한 이 변수들이 지역별·국가별로 다르기 때문에 통상적으로 절대적 수렴보다는 조건부 수렴이 성립하는 경우가 대부분이다. 그러나 Barro and Sala-i-Martin(2004, pp. 467~468)이 주장하는 바와 같이 한 국가 내의 지역별 경제성장률은 경제성장 이론의 관점에서 설명변수로 통제해야 하는 변수들이 많지 않다. 성장에 가장 중요한 두 가지 요소, 즉 노동과 자본은 한 국가 내에서 지역 간 충분히 이동 가능하고, 또한 전년도 소득 수준에 이미 반영되어 있기 때문에 다른 변수들이 지역경제 성장에 영향을 미치는 않는 한, 전년도 소득 수준을 설명변수로 하여 절대적 수렴 여부를 실증분석할 수 있다. 노동과 자본 이외에 경제 성장에 중요한 요소로 생산기술이 있지만, 이 역시 한 국가 내에서는 동일하다고 보아야 할 것이다. 또한 정치적·제도적 조건 역시 한 국가 내에서는 동일하다는 가설을 유지할 수 있다. 이러한 이유 때문에 Sala-i-Martin(2004, <표 III-5>)은 일본과 미국의 지역소득 수렴의 실증분석을 단순한 형태의 절대적 수렴 가설하에 검토하였다⁵⁾.

본고에서는 재정분권이 경제 성장에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이기 때문에 지방분권 이전과 이후에 지역별 경제 성장의 수렴 또는 확산 여부에 분석의 초점을 맞추고 있다. 그리고 재정분권과 관련하여 중요한 지역변수인 1인당 지방세 등 지방재정 변수가 통제변수로서 경제 성장의 수렴 여부에 어떻게 영향을 미쳤는지를 검토하고자 한다. 이러한 조건부 수렴 여부를 분석하기 전에 지역변수의 특성상 절대적 수렴이 발생하였는지를 먼저 분석하는 것이 필요하다고 판단된다. 따라서 이 절에서는 지역변수들의 절대적 수렴 여부를 먼저 살펴본다.

5) Barro & Sala-i-Martin(2004)은 미국과 일본의 지역 경제 성장 수렴에 대한 실증분석을 하면서 가장 단순한 형태의 절대적 수렴 모형 이외에 지역 간 다를 수 있는 경제적 충격 변수(예를 들어 농산물 가격)와 지역 더미변수를 추가한 모형을 분석하였는데, 세 모형의 측정 결과에 큰 차이는 없었다.

〈표 III-5〉 지역성장 수렴 회귀식 추정 (Barro and Sala-i-Martin, 2004)

미 국			일 본			유 럽		
Basic Equation			Basic Equation			Equations with Country Dummies		
Period	$\hat{\beta}$	$R^2[\hat{\sigma}]$	Period	$\hat{\beta}$	$R^2[\hat{\sigma}]$	Period	$\hat{\beta}$	$R^2[\hat{\sigma}]$
1880-2000	0.0172 (0.0024)	0.92 [0.0012]	1930-90	0.0279 (0.0033)	0.92 [0.0019]			
1880-1900	0.0101 (0.0022)	0.36 [0.0068]	1930-55	0.0358 (0.0035)	0.86 [0.0045]			
1900-20	0.0218 (0.0031)	0.62 [0.0065]	1955-90	0.0191 (0.0035)	0.59 [0.0027]			
1920-30	-0.0149 (0.0051)	0.14 [0.0132]	1955-60	-0.0152 (0.0079)	0.07 [0.0133]			
1930-40	0.0129 (0.0033)	0.28 [0.0079]	1960-65	0.0296 (0.0072)	0.30 [0.0108]			
1940-50	0.0502 (0.0058)	0.73 [0.0087]	1965-70	-0.0010 (0.0062)	0.00 [0.0097]			
1950-60	0.0193 (0.0039)	0.40 [0.0051]	1970-75	0.0967 (0.0100)	0.78 [0.0095]	1950-60	0.018 (0.006)	0.83 [0.0099]
1960-70	0.0286 (0.0039)	0.61 [0.0040]	1975-80	0.0338 (0.0100)	0.23 [0.0087]	1960-70	0.023 (0.009)	0.97 [0.0065]
1970-80	0.0186 (0.0049)	0.27 [0.0044]	1980-85	-0.0115 (0.0077)	0.04 [0.0075]	1970-80	0.020 (0.009)	0.99 [0.0079]
1980-90	0.0036 (0.0085)	0.01 [0.0077]	1985-90	0.0007 (0.0067)	0.00 [0.0067]	1980-90	0.010 (0.004)	0.97 [0.0066]
1990-2000	0.0016 (0.0035)	0.01 [0.0035]	패널 합	0.0125 (0.0032)	-	패널 합	0.019 (0.002)	-
패널 합	0.0150 (0.0015)	-	우도 값	94.6 (0.000)	-	우도 값	4.9 (0.179)	-
			p 값			p 값		

이하에서는 Acemoglu(2009, p. 24)에서 제시되고 있는 바와 같이 단순한 회귀모형을 통하여 지역변수의 수렴 여부를 살펴보고자 한다. 지역소득 변수를 y_i 라 표기할 때, t 에서 T 기까지의 평균 성장률 $g_{t,t+T}$ 은 다음과 같은 기하평균으로 계산할 수 있다.

$$g_{t,t+T} = \left(\frac{y_{t+T}}{y_t} \right)^{1/T} - 1$$

그리고 시작연도가 t 이고, 최종연도가 T 인 기간 동안의 성장률의 수렴 여부는 다음과 같은 단순 횡단면 회귀모형으로 포착할 수 있다.

$$g_{it,t+T} = \alpha + \beta \log(y_{it}) + \epsilon_i \quad (14)$$

위 식에서 β 의 값이 음수이면 해당 변수가 수렴한다는 것을 의미하고, 양수이면 확산함을 의미한다. 또한 β 의 값이 클수록 수렴, 또는 확산의 속도가 빠르다는 것을 의미한다⁶⁾. 본고에서 분석의 초점을 두고 있는 연구는 재정분권이 경제성장애 미치는 효과를 파악하는 것이다. 따라서 아래에서 지역변수의 수렴 여부를 판단할 때에는 1990년부터 2008년의 기간 동안 수렴 여부를 살펴본 다음, 지방분권이 시작된 1995년을 기점으로 그러한 수렴의 패턴에 변화가 있었는지도 또한 살펴볼 것이다.

가. 인구

6) 이 식은 Barro and Sala-i-Martin(2004)에 제시되어 있는 절대적 수렴의 회귀식을 다소 단순화한 것인데, 제IV장에서는 Barro and Sala-i-Martin(2004)가 제시한 회귀식(식 11.7)을 바탕으로 절대적 수렴 및 조건부 수렴을 보다 자세하게 살펴볼 것이다.

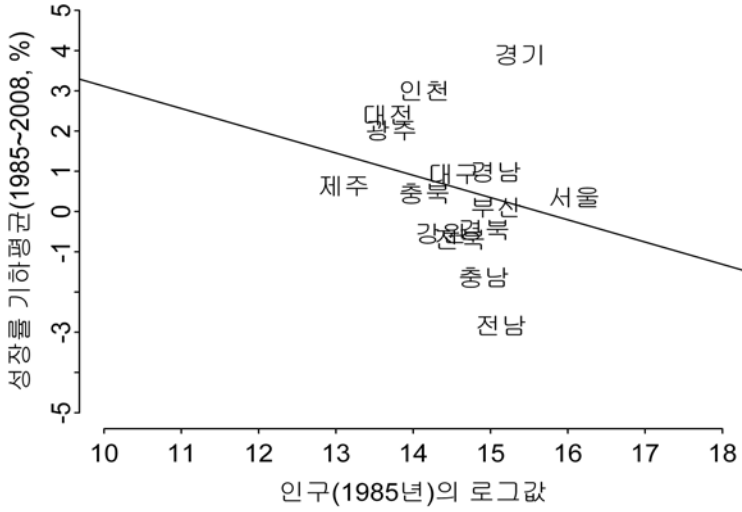
[그림 III-16]에는 1985년부터 2009년까지 인구 성장률의 수렴 추이가 나타나 있다. 이 그림을 보면 1985년부터 2009년까지 경기의 인구 증가율이 가장 높았고, 인천, 대전 등도 비교적 인구 증가율이 높았다. 반면 서울의 경우 인구 증가율이 평균적인 추세를 보이는 수준이다. 한 가지 눈에 띄는 점은 지난 20년 동안 지역경제 성장률이 가장 높았던 충남의 인구 증가율이 그다지 높지는 않다는 점이다. 인구 증가율을 지방자치 이전과 이후로 구분하여 살펴보면 1985년부터 1995년까지는 전체 기간에 비하여 상대적으로 높은 인구 규모의 수렴 현상이 있었고, 1996년 이후부터는 지역별 인구 격차가 오히려 확대되는 경향을 보였다.

이러한 현상을 보다 자세히 파악하기 위하여 식 (14)를 바탕으로 하는 회귀식 추정 결과가 <표 III-6>에 나타나 있다. 이 회귀식 추정결과를 보면 그림으로부터 얻을 수 있는 결론을 보다 명확하게 확인할 수 있다. 1985년부터 2009년 기간 동안의 β 값 추정치가 -0.553인 데 비하여 1985년부터 1995년까지의 β 값 추정치는 -1.02로 절대값이 크다. 그리고 1995년부터 2008년까지의 β 값 추정치는 0.171로 양수값을 갖는다.

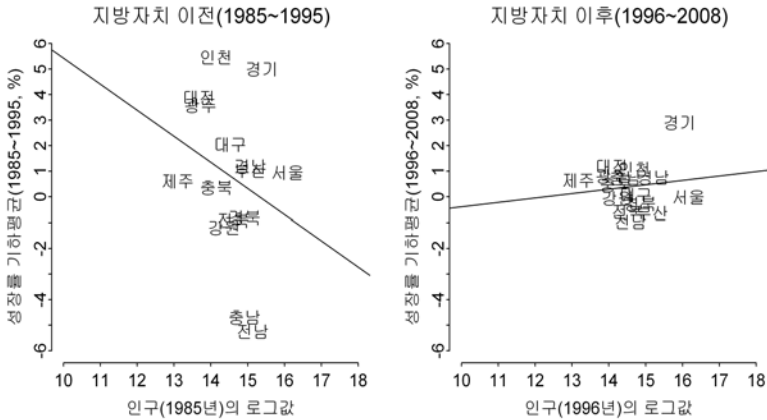
지역별 인구의 수렴 현상에 대한 회귀식 추정 결과가 대략 이렇지만, 이러한 추정 결과들의 통계적 유의성은 매우 낮아서 세 가지 회귀식 모두 β 가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못한다. 또한 R^2 값 역시 매우 낮아서 지역별 인구의 수렴 현상은 거의 나타나지 않았다는 결론이 적합하다고 판단된다. 즉 인구 규모가 상당히 큰 수도권 지역으로의 인구 유입이 아직까지 지속되고 있어서 지역 인구의 수렴 현상이 뚜렷하게 나타나지 않고 있다. 또한 지난 20여년 동안 전체적으로 지역별 인구 격차가 다소 완화되었다고 말할 수 있지만, 1996년 이후부터 인구 격차가 오히려 다소 확대되는 경향이 있다는 점은 주목할 필

요가 있다.

[그림 III-16] 인구 평균 성장률(1985~2008)



[그림 III-17] 지방자치 이전과 이후의 인구 평균 성장률



〈표 III-6〉 인구: 초기값과 성장률 평균의 회귀분석(1985~2008)

설명변수	계수	Pr(> t)	계수	Pr(> t)	계수	Pr(> t)
	(1985~2008)		(1985~1995)		(1996~2008)	
상수항	8,646	0.36	15.64	0.35	-2,103	0.69
로그 인구	-0.553	0.39	-1.02	0.37	0.171	0.63
R^2	0.0573		0.0626		0.0211	

주: 13개 광역 지자체(광주, 대전, 울산 제외).

나. 1인당 GRDP(1985~2008, 1990~2008)

[그림 III-18]에 지난 23년 동안의 1인당 GRDP의 수렴 추이가 나타나 있는데, 앞서 살펴본 바와 같이 충남의 증가율이 평균 추이에 비하여 가장 높다. 또한 전남, 경북의 1인당 GRDP 증가율도 상대적으로 높다⁷⁾. 서울 역시 평균 추이에 비하여 다소 높다. 반면 전북, 부산, 대구, 경기의 1인당 GRDP 증가율 추이는 상대적으로 낮다. 1인당 GRDP 증가율을 지방자치 이전과 이후로 나누어 살펴보면 흥미로운 현상을 발견하게 되는데, 1985년부터 1995년까지는 1인당 GRDP는 뚜렷한 수렴 추이를 보였다. 즉 1985년에 1인당 GRDP가 가장 높았던 인천의 1인당 GRDP 성장률은 동 기간 동안 가장 낮았다. 또한 경기의 1인당 GRDP가 동 기간 동안 약 세 번째로 높았는데, 이 지역의 동 기간 동안 성장률이 두 번째로 낮았다. 그런데 1995년 이후에는 이와는 반대 현상이 확인된다. 충남의 경우 1995년 1인당 GRDP가 높은 군에 속하였는데, 1995년부터 2008년까지 1인당 GRDP 성장률이 가장 높았다. 또한 경남 역시 1995년 1인당 GRDP가 높은 지역인데, 동 기간 동안의 1인당

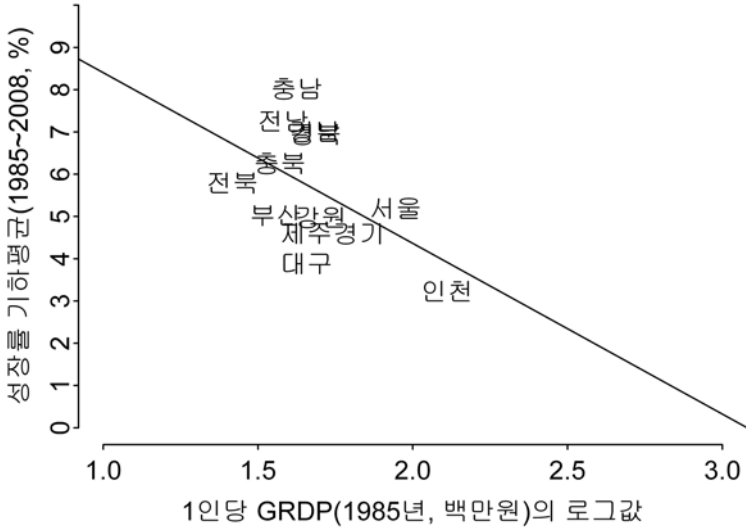
7) 이러한 현상의 주된 이유는 물론 이 지역의 1인당 생산성 상승이 아니라 인구 감소이다.

GRDP 성장률이 세 번째로 높았다. 서울 역시 1995년 1인당 GRDP가 높은 군에 속하는데, 1인당 GRDP의 성장률이 낮기보다는 중간 정도의 수준에 머물러 있다. 이러한 이유들로 인하여 1995년부터 2008년까지 1인당 GRDP 성장률의 뚜렷한 수렴 추이는 관찰되지 않고 있다.

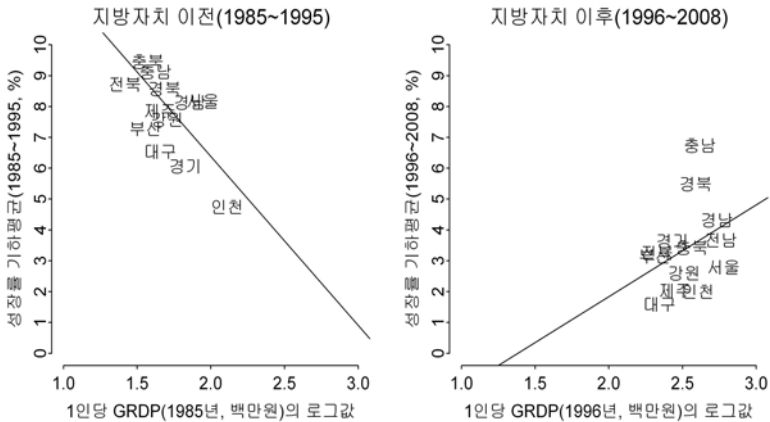
이러한 추세는 회귀분석을 통해서도 확인되는데, 1985년부터 1995년까지는 1인당 GRDP의 로그값이 한 단위 증가할 때, 즉 $d\log(y) = 1$ 일 때, 1인당 GRDP의 성장률이 무려 5.48%p 하락하는 것으로 나타났다⁸⁾. 그리고 이러한 추세는 약 10%의 수준에서 통계적인 유의성을 갖는다. 반면 지방자치 이후에는 이러한 상황이 정반대로 역전되는데, 1인당 GRDP의 로그값이 100% 증가할 때 1인당 GRDP의 성장률은 2.98%p 상승한다. 다만, 지방자치 이후의 회귀분석 결과는 신뢰도가 낮아서 1인당 GRDP 분포가 확대되지 않았다는 귀무가설을 기각하지 못한다.

8) $d\log(y)/dy = 1/y$ 이므로, $d\log(y)$, 즉 dy/y 는 y 의 증가율이다. 이 결과를 백분율로 표현하면 1인당 GRDP의 로그값이 100% 증가할 때 1인당 GRDP의 성장률이 5.48%p 하락하는 셈이다.

[그림 III-18] 1인당 GRDP 평균 성장률(1985-2008)



[그림 III-19] 지방자치 이전과 이후의 1인당 GRDP 평균 성장률



〈표 III-7〉 1인당 GRDP: 초기값과 성장률 평균간
회귀분석(1985~2008)

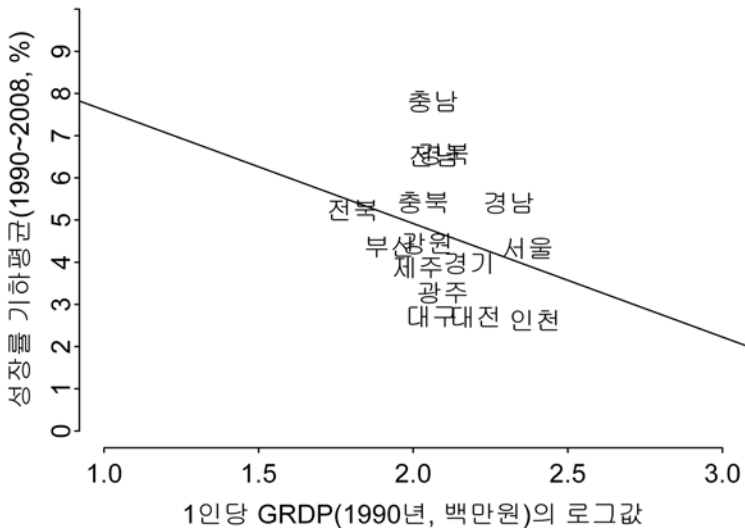
설명변수	계수	Pr(> t)	계수	Pr(> t)	계수	Pr(> t)
	(1985~2008)		(1985~1995)		(1996~2008)	
상수항	11.5	0.006	17.33	0.00074	-4.12	0.53
1인당 GRDP	-3.49	0.105	-5.48	0.02933	2.98	0.26
R^2	0.22		0.36		0.112	

주: 13개 광역 지자체(광주, 대전, 울산 제외).

이상에서 1985년부터 2008년까지 1인당 GRDP의 수렴 여부를 확인하였는데, 1985년부터 1990년까지 GRDP 시계열에 광주, 대전이 제외되어 있다. 울산 역시 분석의 대상에서 제외하였으므로, 이상의 결과는 13개 광역을 기준으로 1인당 GRDP의 수렴을 추정한 것이다. 이는 광역 지자체를 대상으로 하는 회귀식 표본을 지나치게 줄이는 것이므로 1990년부터 2008년까지 15개 광역의 1인당 GRDP의 수렴 추이를 추가적으로 살펴보면 [그림 III-20]에 나타난 바와 같이 1990년부터 2008년까지의 1인당 GRDP의 완만한 수렴 추이가 1985년부터 2008년까지의 경우와 비슷함을 확인할 수 있다. 즉, 1990년 1인당 GRDP가 가장 높은 지역이 인천이었는데, 이 지역의 동 기간 동안 1인당 GRDP 성장률이 가장 낮았다. 다만 〈표 III-8〉에서 확인할 수 있듯이 1990년부터 2008년까지 1인당 GRDP 수렴 추이는 통계적으로 유의하지 않다. 이러한 결과가 나타나는 주이유는 [그림 III-20]에서 확인할 수 있듯이 1990년 1인당 GRDP가 비교적 높은 지역들의 1인당 GRDP 성장률이 동 기간 동안 낮지 않기 때문이다. 예를 들어 서울의 경우 1990년 인천 다음으로 1인당 GRDP가 높았는데, 동 기간 동안의 1인당 GRDP 성장률은 평균 수준이다. 또한 경기 역시 1인당 GRDP가 높은 군에 속하는데, 동 기간 동안의 1인당 GRDP 성장률이 아주 낮지는 않다. 또 한 가

지 주목할 만한 점은 <표 III-8>의 회귀분석 결과에 따르면, 비록 통계적 유의 수준이 아주 높지는 않지만(p 값=0.13), 1995년부터 2008년까지 1인당 GRDP가 수렴한 것이 아니라 오히려 확산되었다는 점이다.

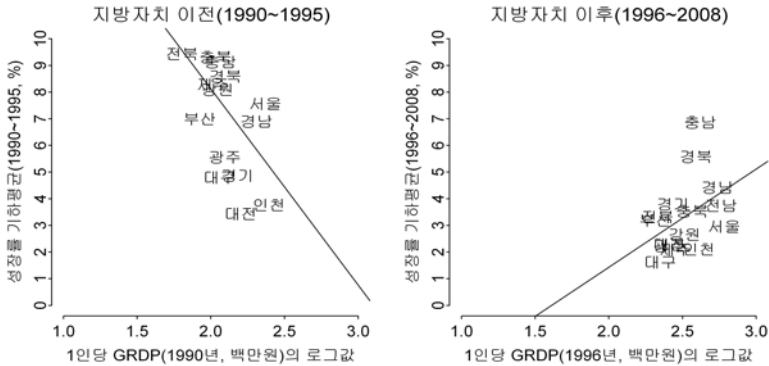
[그림 III-20] 1인당 GRDP 평균 성장률(1990~2008)



<표 III-8> 1인당 GRDP: 초기값과 성장률의 회귀분석(1990~2008)

설명변수	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)
	1990~2008		1990~1995		1996~2008	
상수항	10.3	0.082	22.85	0.016	-5.94	0.32
1인당 GRDP	-2.69	0.317	-7.36	0.081	3.68	0.13
R^2	0.077		0.216		0.166	

[그림 III-21] 지방자치 이전과 이후의 1인당 GRDP 평균 성장률



다. 부문별 지역 소득

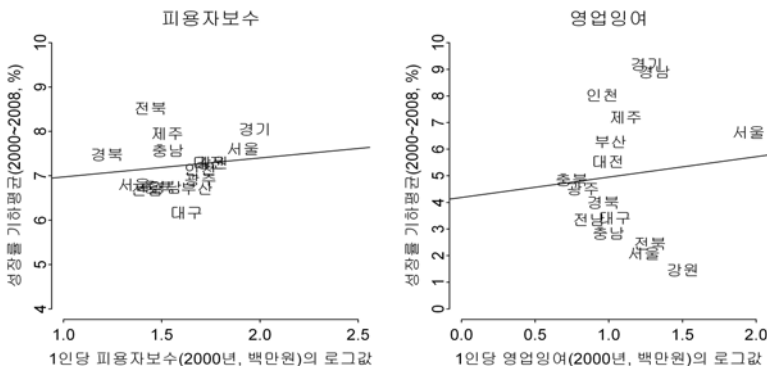
[그림 III-22]부터 [그림 III-24]까지는 1인당 기준으로 피용자보수, 영업잉여, 재산소득, 순본원소득, 총본원소득 등 부문별 지역 소득의 수렴 또는 확산 추이가 나타나 있다. 2009년 말 통계청이 발표한 지역 소득자료는 원천지 기준이고, 2000년부터의 2008년까지의 시계열 자료가 포함되어 있다. 따라서 이 그림들은 2000년 이후 8년 동안의 1인당 지역 소득 추이를 나타내는 것이다. 이 그림들을 보면 모든 종류의 지역 소득이 지난 8년간 수렴하기보다는 확산하는 경향을 보였다는 것을 확인할 수 있다. 이는 1995년부터 2008년까지 1인당 GRDP가 확산하는 경향을 보이고 있다는 점을 확인하는 것이다. 지역 소득의 추이는 부문별로 다소 상이하게 나타나는데, 1인당 피용자보수는 완만하게 확산하는 추이를 보이고 있다. 절대적 수렴에 대한 회귀식 결과를 보면 1인당 피용자보수의 로그값이 한 단위 증가할 때 8년 동안의 성장률은 0.43%p 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 이 회귀식에서의 추정 계수에 대한 p값이 0.53이어서 지난 8년간 1인당 피용자보수의 수렴 또는 확산이 없었다는 귀무가설을 기각하지 못한다.

1인당 영업잉여의 경우에도 [그림 III-22]에서 예측할 수 있듯이 성

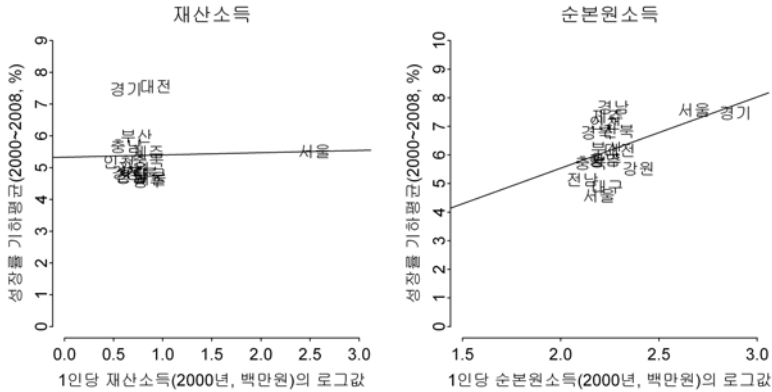
장 회귀식의 통계적 유의성이 매우 낮다. 1인당 영업잉여 성장 회귀식의 추정결과를 보면 1인당 영업잉여의 로그값이 한 단위 증가할 때 8년 동안의 성장률은 0.76%p 증가하는 것으로 나타나는데, 회귀식 추정 계수의 p값이 0.73이어서 지난 8년간 1인당 영업잉여의 수렴 또는 확산이 없었다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 1인당 재산소득의 경우에는 [그림 III-23]에서 확인할 수 있듯이 경기와 대전을 제외하고는 거의 모든 지역이 동일한 수준의 성장률을 보였다. 다만 경기와 대전의 재산소득 성장률은 다른 지역보다 뚜렷하게 높은 성장률을 지난 8년간 보였다. 1인당 순분원소득은 [그림 III-23]에서 확인할 수 있듯이 뚜렷한 확산 추이를 보이고 있다.

1인당 순분원소득의 성장 회귀식 추정결과가 <표 III-9>에 있는데, 1인당 순분원소득의 로그값이 한 단위 증가할 때 8년 동안의 성장률이 2.49%p 증가하는 것으로 나타난다. 또한 이 회귀식의 추정 계수에 대한 p값이 0.046이어서 1인당 순분원소득의 확산 추이가 통계적으로 유의하다는 점을 시사하고 있다. 1인당 GRDP의 경우에 1995년부터 2008년까지 확산 추이가 확인되었지만, p값이 13%이기 때문에 통계적 유의성이 아주 높지는 않았다. 그러나 순분원소득의 경우 지난 8년 동안 통계적으로 유의하게 확산 추이가 있다는 점을 확인할 수 있다.

[그림 III-22] 피용자보수 및 영업잉여 평균 성장률(1인당, 2000~2008)



[그림 III-23] 재산소득 및 순분원소득 평균 성장률(1인당, 2000~2008)

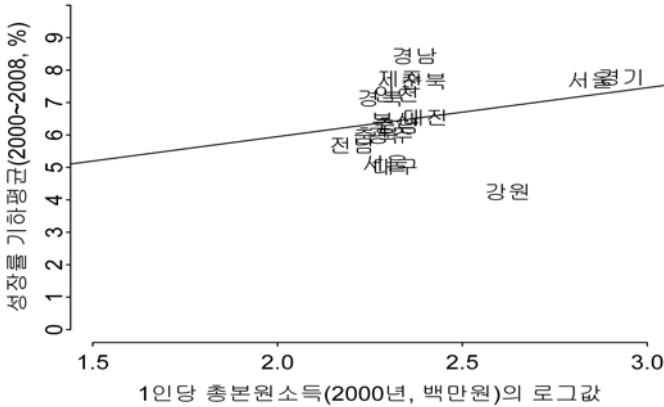


<표 III-9> 1인당 순분원소득: 초기값과 성장률의 회귀분석(2000~2008)

설명변수	2000~2008	
	추정치	Pr(> t)
상수항	0.558	0.835
1인당 순분원소득	2.491	0.046
R^2	0.254	

총분원소득은 그림으로 봤을 때 1인당 순분원소득과 비슷한 확산 추이를 보이는데, 단지 강원도의 성장률이 순분원소득에 비하여 눈에 띄게 낮다. 강원을 제외하고는 총분원소득과 순분원소득의 확산 추이는 거의 차이가 없어 보인다. 그러나 <표 III-10>에 나타나 있는 1인당 총분원소득에 대한 성장 회귀식 결과를 보면, 확산 추이에 대한 통계적 유의성이 크지 않다. 성장 회귀식 추정에 사용되는 표본 수가 적기 때문에 강원도의 이질성이 1인당 총분원소득에 대한 회귀식 추정 결과에 영향을 미친 것으로 보인다.

[그림 Ⅲ-24] 1인당 총분원소득 평균 성장률(2000~2008)



〈표 Ⅲ-10〉 1인당 총분원소득: 초기값과 성장률의 회귀분석(2000~2008)

설명변수	2000~2008	
	추정치	Pr(> t)
상수항	2.94	0.42
1인당 총분원소득	1.51	0.31
R^2	0.0709	

라. 지방세

지금까지 1인당 GRDP와 1인당 지역 소득의 수렴 또는 확산 여부를 살펴보았는데, 1995년 이후 지역생산과 지역 소득이 확산 추이에 있다는 점은 주목할 만한 현상이다. Barro & Sala-i-Martin(2004)과 Acemoglu(2009) 등이 보고하고 있듯이, 지역경제 성장률의 수렴은 비록 매우 느리게 진행되지만 전 세계적으로 관찰되는 현상이다. 물론 1995년부터 2008년까지의 지역 소득 또는 GRDP의 확산 경향이 아주

긴 기간(예를 들어 50년 또는 100년)을 기준으로 볼 때에는 일시적 현상이라고 볼 수도 있을 것이다. 그러나 1995년 이전에는 지역 소득 또는 GRDP가 수렴의 경향을 보이다가 1995년 이후 확산 추이로 반전한 점은 짧은 시계열에 바탕을 둔 결과라고 하더라도 그 이유가 무엇인지를 파악할 필요가 있다.

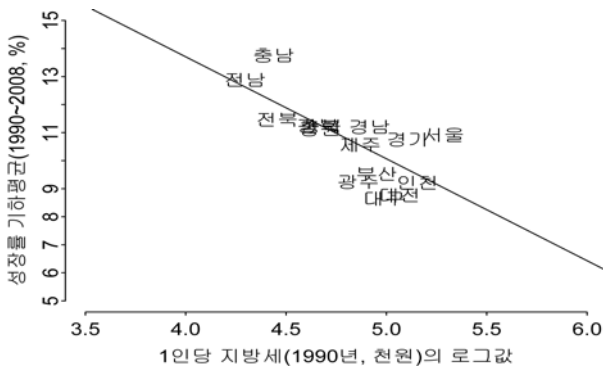
Barro & Sala-i-Martin(2004)이 논의하고 있듯이 경제성장에 영향을 줄 수 있는 요인들의 대부분이 한 국가 내에서는 차별화되지 않기 때문에 단순한 형태의 절대적 수렴 회귀식으로 수렴 또는 확산 여부를 확인하는 데 큰 문제가 없을 수 있다. 그러나 한 국가 내에서도 지역별로 상이한 재정정책은 각 지역의 경제적 성과에 영향을 미치고, 궁극적으로는 지역경제 성장률에 차별화된 영향을 미칠 수 있다. 특히 우리나라의 지방세 구조와 이전재원 구조는 지역별로 워낙 차별화되어 있기 때문에 지방공공부문과 지역경제 성장과의 연계 가능성을 살펴볼 필요가 있다. 지방재정이 지역경제 성장에 미치는 효과는 제Ⅳ장에서 보다 구체적으로 다룰 것인데, 우선 1990년부터 2008년까지의 지방세의 수렴 또는 확산 여부를 확인해 보면 [그림 Ⅲ-25]에 나타나 있는 바와 같이 전체적으로 수렴 현상이 뚜렷하게 관찰된다. 동 기간 동안의 지방세 성장 회귀식 추정 결과를 보면 1인당 지방세의 로그값이 한 단위 증가할 때 성장률은 $-3.64\%p$ 감소하였고, 이 회귀식의 p값이 거의 0에 가까워 이러한 수렴 현상이 통계적으로 매우 유의하다⁹⁾. 지방자치 이전과 이후를 나누어서 1인당 지방세 추이를 보면, 1990년부터 1995년까지 1인당 지방세의 로그값이 한 단위 증가할 때 성장률이 $0.059\%p$ 감소하였고, p값이 거의 0에 가까워 이러한 수렴 현상이 통계적으로 매우 유의하다. 즉, [그림 Ⅲ-26]의 왼쪽 그림에서 확인할 수 있듯이 1990년의 1인당 지방세가 서울에서 가장 높았는데, 1990년부터 1995년까지의 1인당 지방세의 증가율이 두 번째로 낮았다. 또한 인천

9) 이러한 결과는 주만수(2009)의 연구결과에서도 확인되었다.

의 1990년 1인당 지방세가 두 번째로 높았는데, 동 기간 동안의 성장률이 가장 낮았다.

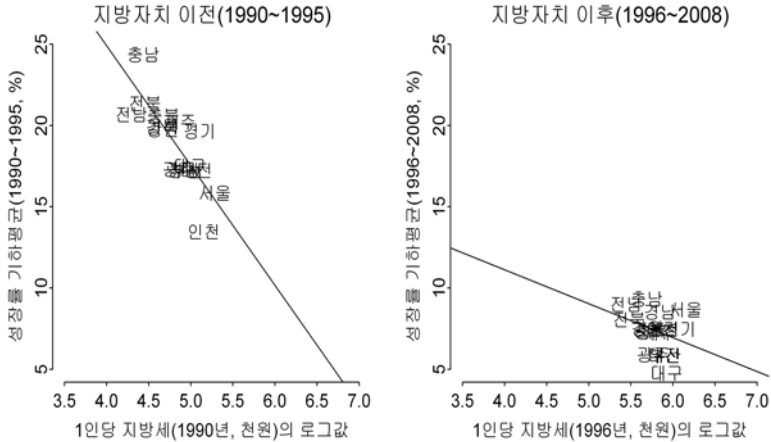
그런데, 1인당 지방세의 성장률을 1995년을 기점으로 계산해 보면 2008년까지의 성장 회귀식에서 1인당 지방세의 성장률이 수렴하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 이 성장 회귀식의 기울기가 0.0003으로 거의 0에 가까울 뿐만 아니라, p값이 0.37이어서 통계적 유의성도 매우 낮다. 결론적으로 1인당 지방세의 수렴, 확산 추이를 보면 1995년 이후 1인당 GRDP나 지역소득처럼 성장률이 확산한 것은 아니지만 수렴 또한 하지 않아서 1인당 지방세가 각 지역별로 일정한 수준의 성장률을 유지하고 있는 것으로 보인다¹⁰⁾. 그리고 이러한 특성은 [그림 III-26]의 오른쪽 그림에서 1995년부터 2008년까지의 1인당 지방세의 성장률 분산이 매우 낮다는 점에서도 확인할 수 있다. 이러한 결과는 지역의 생산 및 소득 변수와 지방세 수준이 1995년 이후 동질적으로 움직이고 있다는 가설을 갖게 하는데, 제IV장의 지역경제 성장의 조건부 수렴 분석에서 이러한 가설을 보다 구체적으로 확인해 볼 것이다.

[그림 III-25] 1인당 지방세 평균 성장률(1990~2008)



10) 이 결과는 1990년부터 2007년까지 시계열에 바탕을 둔 주만수(2009)의 연구결과에서는 확인되지 않은 것이다.

[그림 Ⅲ-26] 지방자치 이전과 이후의 1인당 지방세 평균 성장률



<표 Ⅲ-11> 1인당 지방세: 초기값과 성장률 평균의 회귀분석(1990~2008)

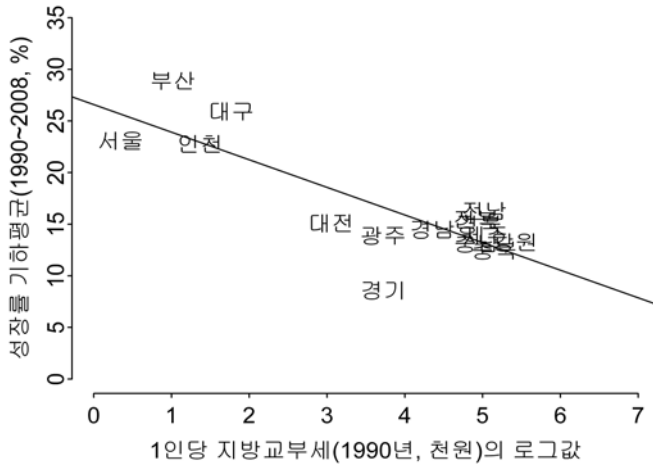
설명변수	1990~2008		1990~1995		1996~2008	
	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)
상수항	28.249	0	26.515	0	9.064	0
1인당 지방세	-3.636	0.0025	-0.0594	0.0003	-0.0051	0.373
R^2	0.517		0.642		0.0615	

마. 지방교부세

지방교부세는 지역 간 재정력 격차, 즉 지방세 세수의 격차를 보완하는 이전재원이다. 따라서 지방세의 분포와 지방교부세의 분포는 서로 상반되는 성격을 지닌다. [그림 Ⅲ-27]에 1990년부터 2008년까지의

1인당 지방교부세의 수렴 추이가 나타나 있는데, 1990년을 기준으로 1인당 지방교부세가 많았던 지역들의 동 기간 증가율이 상대적으로 낮았음을 확인할 수 있다.

[그림 Ⅲ-27] 1인당 지방교부세 평균 성장률(1990~2008)

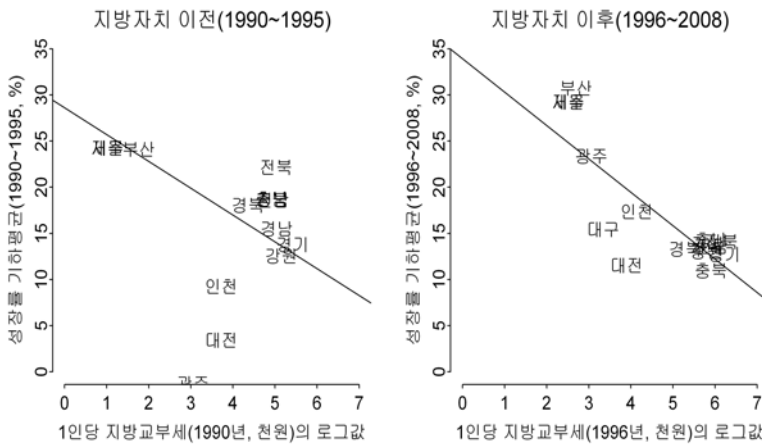


지방교부세가 저소득 지역에 집중된다는 특성상 지방교부세의 수렴 추이는 다소 의외라고 볼 수도 있다. 1990년대 초반 지방교부세를 많이 받았다고 하더라도 지방교부세가 적은 지역에 비하여 증가율이 더 낮을 필요는 없기 때문이다. 특히 1995년 이후 지역 생산과 지역 소득의 격차가 확대된 추이를 감안할 때 저소득 지역의 지방교부세 증가율이 상대적으로 낮아졌다는 점이 현실과 잘 맞지 않다고 생각될 수도 있다. 그러나 성장률 공식의 특성상 지방교부세의 규모가 1990년에 매우 낮을 경우, 2008년까지 증가한 금액이 그다지 크지 않더라도 성장률은 높게 나타날 수도 있다. [그림 Ⅲ-27]에서 1인당 지방교부세의 수렴 경향이 뚜렷하게 보여지는 이유는 서울, 대구, 부산, 인천 등 대도시 지역의 지방교부세 증가율이 지난 28년 동안 상대적으로 높았기 때문

III. 지역생산·소득·재정 통계분석 93

이다. 이러한 현상이 나타나는 주요한 이유는 2000년대 전후반부터 지 지체 복지지출이 증가하면서 인구가 많은 대도시 지역의 복지수요가 지방교부세의 기준재정수요액에서 감안되어 왔기 때문인 것으로 보인다. 즉, 인구가 많은 대도시 지역의 복지지출이 최근 증가하였기 때문에 도 지역의 지방교부세의 증가율이 상대적으로 낮게 나타난 것으로 보인다.

[그림 III-28] 지방자치 이전과 이후의 1인당 지방교부세 평균 성장률



<표 III-12> 1인당 지방교부세: 초기값과 성장률의 회귀분석(1990~2008)

	1990~2008		1990~1995		1996~2008	
	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)
상수항	26,582	0	28,63	0,0031	33,946	0
1인당 지방교부세	-2,674	0,0002	-2,91	0,145	-3,623	0,0006
R^2	0,664		0,168		0,638	

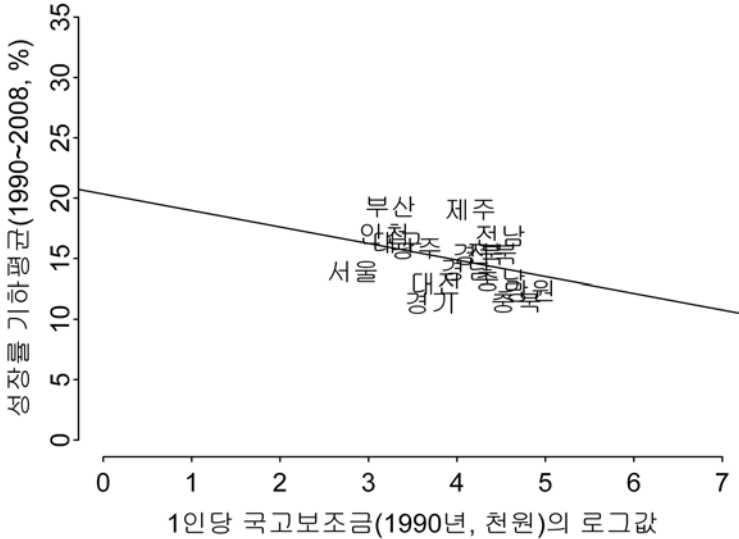
지역 소득 등 다른 통계지표와 마찬가지로 지방교부세의 경우에도 지방자치 이전과 이후의 수렴 추이가 상당히 다르다. 1990년부터 2008년까지의 1인당 지방교부세 성장 회귀식의 추정 결과를 보면, 1인당 지방교부세가 한 단위 증가할 때 성장률이 $-2.674\%p$ 감소하였다. 그리고 이 회귀식 추정계수의 p값이 0에 가까워 수렴의 통계적 유의성이 매우 높다. 1990년부터 1995년까지의 1인당 지방교부세의 성장 회귀식 추정 결과를 보면 통계적 유의성은 낮지만 기울기가 1990년부터 2008년까지의 경우와 거의 비슷하다. 지방자치 이후 기간을 보면 1995년부터 2008년까지 1인당 지방교부세가 한 단위 증가할 때 성장률이 $3.62\%p$ 감소하였다. 그리고 이 회귀식 추정계수의 p값이 0에 가까워 수렴 추이의 통계적 유의성이 매우 높다.

1인당 지방세와 1인당 지방교부세의 성장 회귀식을 바탕으로 양자간의 관계를 검토해 보면, 애초의 예상과는 상당히 다른 결론을 얻게 된다. 지방교부세는 지방 재정력을 보완하는 제도이기 때문에 만약 1인당 지방세가 확산 추이에 있다면 1인당 지방교부세 역시 확산하여 지방교부세가 적은 지역의 성장률이 지방교부세가 많은 지역보다 더 많이 배정되어야 한다고 볼 수 있다. 그러나 양 변수의 성장 회귀식 결과를 보면, 지방자치 이후 1인당 지방세가 확산될 때 1인당 지방교부세의 수렴 추이는 오히려 강화된 것으로 나타난다. 이는 이미 언급되었듯이 지방재정의 환경, 특히 지자체의 복지 부담이 2000년대 이후 급격하게 늘어나면서 복지수요가 많은 지역, 즉 인구가 많은 대도시에서 지방교부세가 상대적으로 더 많이 배정되어 왔기 때문인 것으로 보인다. 따라서 지방재정 환경의 변화를 볼 때 1인당 지방교부세의 변화가 충분히 이해되는 측면이 있다. 그러나 1인당 지방세가 1995년 이후 수렴되지 않고 있는 상황에서 1인당 지방교부세가 강한 수렴 추이를 보이고 있다는 점은 지방재정의 전반적 구조가 안정적인 상태로 움직이고 있지 않을 가능성이 있음을 시사하는 것이다.

바. 국고보조금

국고보조금은 지방의 투자적 경비와 경상적 경비를 지원하는 두 가지 성격을 지니고 있다. 일반적으로 국고보조금의 주요 기능이 지역 간 누출효과가 있는 사업, 즉 도로·환경 등과 같은 사업을 지원하는 것이 주요 기능이라 볼 수 있다. 이러한 사업적 특성으로 인하여 국고보조금은 지방교부세와는 달리 지방의 재정력을 보완하는 기능이 상대적으로 약하다. 오히려 도로 수요 등 투자적 경비 수요가 많은 경기도와 같은 지역에 대한 국고보조금 지원이 지방교부세에 비해서는 월등하게 많다. 이러한 국고보조금의 성격은 1인당 국고보조금이 반드시 수렴하지 않을 것이라는 예상을 하게 한다. 애초에 1인당 국고보조금이 많은 지역이라도 국고보조금 지원의 증가율이 일정한 수준으로 유지될 가능성이 충분히 있기 때문이다. [그림 Ⅲ-29]에 1990년부터 2008년까지의 국고보조금 수렴 추이가 나타나 있는데 국고보조금의 성장률 수렴 추이가 매우 완만하거나 나타나지 않을 것이라는 애초의 예상을 확인할 수 있다. 1인당 국고보조금의 성장 회귀식 추정 결과를 보면, 1인당 국고보조금이 한 단위 증가할 때 국고보조금의 증가율이 -1.37%p 감소하는 것으로 나타난다. 그러나 p값이 0.22이어서 1인당 국고보조금의 수렴이 지난 23년 동안 없었다는 귀무가설을 기각하지는 못한다.

[그림 Ⅲ-29] 1인당 국고보조금 평균 성장률(2000~2008)

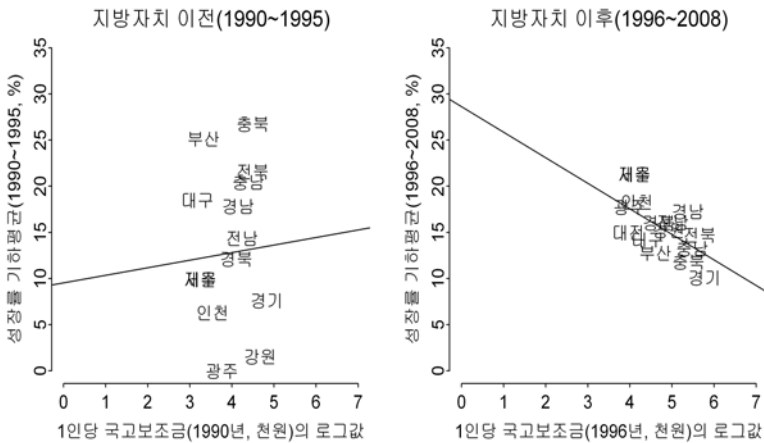


지방자치 이전과 이후의 국고보조금 수렴 추이를 살펴보면, 1990년부터 1995년 동안의 1인당 국고보조금이 오히려 확산되었다는 추정 결과를 얻는다. 다만 이 회귀식 추정계수의 p값이 0.87로 이 기간 동안 사실상 수렴이 전혀 발생하지 않았다고 보아야 할 것이다. 1995년 이후를 보면 1인당 국고보조금의 수렴 추이가 명확하게 드러난다. 1인당 국고보조금의 성장 회귀식 결과를 보면 1995년부터 2008년 동안 1인당 국고보조금이 한 단위 증가할 때 성장률이 $-2.77\%p$ 감소하였다. 그리고 이 회귀식 추정계수의 p값이 0.019이어서 수렴 추이가 통계적으로 뚜렷하게 유의하다. 이러한 1인당 국고보조금의 수렴 현상은 애초의 예상과는 다소 다른 결과인데, 1995년 당시 1인당 국고보조금이 많았던 지역의 성장률이 상대적으로 낮은 이유는 지방교부세의 경우와 마찬가지로 국고보조금 내에 지방 복지세출과 관련된 보조금 지원사업이 많이 있기 때문인 것으로 추측된다. 예를 들어 법령에 의하여 집행되는 기초생활보장금도 국고보조금을 통하여 지방에 지원되는데, 이러

Ⅲ. 지역생산·소득·재정 통계분석 97

한 지원금은 서울을 포함한 대도시 지역에 많이 지원된다. 따라서 1990년대까지 1인당 기준으로 저소득 지원에 다소 더 많이 지원되었던 국고보조금이 2000년 들어서는 대도시 지역의 증가가 더 높아지면서 이러한 수렴 현상이 나타나는 것 같다.

[그림 Ⅲ-30] 지방자치 이전과 이후의 1인당 국고보조금 평균 성장률



〈표 Ⅲ-13〉 1인당 국고보조금: 초기값과 성장률의 회귀분석(1990~2008)

설명변수	1990~2008		1990~1995		1996~2008	
	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)	추정치	Pr(> t)
상수항	20.34	0.0004	9.535	0.64	28.64	0
로그 1인당 국고보조금	-1.37	0.2232	0.819	0.87	-2.77	0.019
R^2	0.112		0.00229		0.378	

IV. 재정분권과 경제성장의 연계성

1. 사전적 논의

제Ⅲ장에서 지역 생산, 지역 소득 및 지방재정 변수의 절대적 수렴 추이를 살펴보았다. 이러한 추이 분석을 통하여 드러나는 주목할 만한 현상은 지방자치가 시작된 1995년 이전까지는 지역 생산과 지역 소득의 성장률이 수렴하는 경향을 보이다가 지방자치 이후에는 오히려 확산되는 추이가 관찰된다는 것이다. 또한 1인당 지방세의 경우 지방자치 시기까지는 수렴하는 추세가 뚜렷하다가 지방자치 이후에는 수렴 추이가 거의 멈추어진 것으로 보여진다. 그리고 지방교부세와 국고보조금 성장률 역시 지방자치 이전과 이후의 수렴 추이가 상당히 상이함을 확인할 수 있었다.

본장에서는 제Ⅲ장의 통계분석 결과를 보완·확장하여 재정분권과 경제성장의 연계성을 파악하고자 한다. 보다 구체적으로, 지방재정의 변수들을 통제변수로 하는 조건부 수렴 모형에서 1인당 지역 생산과 1인당 지역 소득의 성장률 변화 추이를 살펴볼 것이다. 이러한 조건부 회귀모형에서 특히 주목하고자 하는 바는 1인당 지방세의 추이와 1인당 지역 소득 및 지역 생산의 추이에 대한 통계적 연관성이다. 제Ⅲ장에서 살펴보았듯이 지방자치 실시 이후 1인당 지방세의 규모가 상대적으로 큰 서울과 경기도의 1인당 지방세 성장률이 다른 지역에 비하여 결코 낮아지지 않았다. 반면 1인당 지역 생산 및 1인당 지역 소득의 성장률은 수렴이 아닌 확산 경향을 보이고 있다. 따라서 1인당 지방세와

1인당 지역생산 및 지역소득 변수 사이에 통계적으로 유의한 관련성이 있는지를 주의 깊게 살펴보고자 한다. 이와 아울러 제IV장에서 채택되는 조건부 수렴 회귀모형은 다른 통제변수들, 즉 지방교부세, 국고보조금, 자본지출, 생산활동인구 등이 1인당 지역 생산 및 지역 소득과 통계적으로 유의한 관계를 갖는지도 파악할 수 있게 해 줄 것이다.

제III장에서 살펴본 단순한 형태의 성장 회귀식은 Barro & Sala-i-Martin(2004)이 논의하고 있듯이 지역 소득의 절대적 수렴을 파악하기 위하여 채택되는 전형적인 회귀분석 방식이다. 그러나 이러한 단순 회귀식이 방법론적으로 한계가 있다는 점 또한 지적되고 있다. Acemoglu(2009)는 경제성장의 수렴을 파악하는 다양한 실증분석 방법론을 소개하고 있는데, 단순 회귀식의 가장 큰 문제점은 경제성장에 영향을 미치는 다양한 변수들이 고려되지 않는다는 점이다. Acemoglu(2009)의 논의를 좀 더 자세히 소개하면 다음과 같다. 먼저 Barro & Sala-i-Martin(1991, 1992)에서 제안된 단순 성장 회귀식은 다음과 같다¹¹⁾.

$$g_{it,t-1} = \alpha + \beta \log(y_{it-1}) + \epsilon_{it} \quad (15)$$

Acemoglu(2009)가 설명하는 단순 성장 회귀식의 문제점은 각 국가 또는 지역의 안정적 상태(steady state)의 소득 수준이 제도적, 정치적 요인으로 인하여 다를 수 있음이 고려되지 않는다는 점이다. 즉, 비록 수렴 속도를 나타내는 β 값이 횡단면 표본에서 같은 값을 갖는다고 전제하더라도, α 가 분석 대상의 다양한 국가 또는 지역별로 같다는 가정

11) 이 식에서 t 와 $(t-1)$ 은 시계열 자료의 시작년도와 최종연도를 나타낸다. 따라서 후술하는 패널분석의 경우 t 와 $(t-1)$ 은 1년 차이를 나타내지만, 단순 성장 회귀식에서는 10년, 15년 등 분석되는 시계열 자료의 전체 기간을 나타낸다.

을 하는 데에는 무리가 있을 수 있다. 따라서 위의 식을 보완하기 위하여 Barro(1991)와 Barro & Sala-i-Martin(1992, 2004)은 식 (15)에 각 국가별로 다양한 제도적, 정치적, 경제적 통제변수를 추가하는 다음의 성장 회귀식도 검토하였다.

$$g_{it,t-1} = X_{it}^T \gamma + \beta \log(y_{it-1}) + \epsilon_{it} \quad (16)$$

만약 식 (15)보다 식 (16)이 각 지역 또는 국가의 경제성장 추이를 더 정확하게 포착하는 것이라면 Barro(1991)와 Barro & Sala-i-Martin(1992, 2004)이 설명하듯이 회귀 결과에 대한 해석도 크게 달라진다. 식 (15)의 회귀식 결과를 바탕으로 경제성장의 수렴을 분석할 때에는 모든 분석 대상 국가 또는 지역의 안정적 소득 수준이 같다는 전제하에 절대적 수렴 여부를 추정하는 것이므로 절대적 수렴 여부를 파악하는 것이다. 반면 식 (16)을 바탕으로 각 국가 또는 지역의 경제성장 수렴을 파악할 때에는 각 지역별로 다른 값을 갖는 통제변수를 감안하여 국가별 또는 지역별로 다른 수준으로의 경제성장 수렴 여부를 추정하는 것이기 때문에 조건부 수렴(conditional convergence)을 파악하는 것이 된다.

조건부 수렴을 추정하는 식 (16)이 절대적 수렴을 파악하는 식 (15)에 비하여 갖는 장점은 통제변수의 부호에 따라 해당 통제변수가 경제 성장에 미치는 영향을 조건부 수렴 회귀모형을 통하여 파악할 수 있다는 점이다. 예를 들어 통제 변수에 '민주화 정도'가 포함되어 있다면, 과연 민주화의 정도가 경제 성장에 영향을 미치는지를 식 (16)를 통하여 파악할 수 있다. Barro & Sala-i-Martin(2004, pp. 521~541)은 이러한 조건부 수렴 회귀모형을 통하여 경제 성장에 영향을 미치는 다양한 변수들을 살펴보았는데, 교육수준, 평균수명, 출산율, 정부소비 GDP 비중, 법치(rule of law), 민주화, 경제개방 수준, 물가상승률 등이

그러한 변수들의 예이다.

Acemoglu(2009)는 식 (16)과 같은 횡단면 조건부 회귀모형이 갖는 이러한 장점에도 불구하고 이 식이 갖는 문제점으로 회귀식의 내생성(endogeneity) 문제가 해결되지 않는다는 점을 지적하고 있다. 보다 구체적으로 식 (16)의 통제변수로 포착되지 않은 어떤 변수가 식 (16)의 설명변수에 동시에 영향을 미칠 경우 회귀식 식 (16)을 통하여 파악되는 수렴의 정도 또는 통제변수가 경제성장에 미치는 영향에 대한 추정값이 편의(bias)를 갖게 될 것이다. 따라서 Acemoglu(2009)는 관찰되지 않은 국가별 또는 지역별 이질성이 성장 회귀식에서 감안될 수 있도록 하는 패널분석이 바람직할 수 있다는 설명을 하고 있다. 즉 식 (16)에 국가 또는 지역별 특성을 포착하는 더미 변수 μ_i 를 포함하는 조건부 수렴 패널모형을 통하여 β 를 추정하는 방식으로 조건부 수렴 여부를 파악할 수 있다.

$$g_{it,t-1} = X_{it}^T \gamma + \beta \log(y_{it-1}) + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

Acemoglu(2009)는 이러한 패널분석이 국제비교 실증분석에서 편의(bias)를 발생시키는 중요한 요인인 국가적 특이성을 감안한다는 점에서 식 (16)보다는 더 바람직할 수 있다는 평가를 내린다. 그럼에도 불구하고 Acemoglu(2009)는 이러한 패널분석 역시 여러 가지 한계로부터 자유로울 수 없음을 지적하고 있다. 특히 성장 회귀식에 사용되는 통제변수들은 국가에 따라서 시간이 지나도 거의 변하지 않는 경우(예를 들어 민주화 정도)가 많이 있기 때문에 이러한 변수들의 효과를 고정효과 패널분석이 포착하지 못할 것이다. 또한 국제비교 데이터들이 측정 오차(measurement error) 문제를 많이 지니기 때문에 식 (17)과 같은 회귀모형의 편의 규모가 상당히 클 가능성이 있다는 점 등이 Acemoglu(2009)가 지적하는 패널분석의 단점이다. 그런데 이러한 단

점들은 단지 성장 회귀분석의 경우뿐만 아니라 패널분석 방법론이 가지고 있는 고유의 문제이기도 하다. 따라서 이러한 문제들로 인하여 패널분석이 단순한 형태의 절대적 수렴 성장 회귀식이나 횡단면 조건부 성장 회귀식보다 더 바람직할 수 있다는 평가를 바꿀 정도는 아니라고 생각된다. 이러한 이유 때문에 Islam(1995), Arvela(2002) 등은 패널분석을 통하여 경제성장의 수렴 여부를 추정하였다.

경제성장의 수렴 여부를 추정할 때 국가 또는 지역별 특이성을 감안할 수 있다는 패널분석의 장점에도 불구하고, Barro & Sala-i-Martin(2004, p.495)은 경제성장의 수렴 여부를 분석하는 방법론으로서 패널분석의 단점을 보다 더 근본적으로 제기하고 있다. Barro & Sala-i-Martin에 따르면 패널분석의 가장 큰 문제점은 충분한 패널 데이터의 관측치를 확보하기 위하여 1년, 또는 2~3년 단위로 경제성장률을 계산하여 경제성장의 수렴 여부를 추정한다는 것이다. Barro & Sala-i-Martin(2004)에 따르면 이러한 패널분석은 단기간에 발생할 수 있는 경제성장 변화와 장기적으로 발생하는 성장 추이를 구별하지 못하기 때문에 성장의 수렴 속도를 과대추정한다고 보고 있다. 또한 Barro & Sala-i-Martin(2004)은 Shioji(1997)의 경우처럼 패널데이터에서 경기변동 요인을 제거할 경우 경제성장 수렴 속도가 1년에 2% 정도여서 횡단면 조건부 수렴 성장 회귀식의 추정 결과와 큰 차이가 없다는 점도 지적하였다.

패널분석에 대한 Barro & Sala-i-Martin(2004)의 이러한 비판에도 불구하고 본장에서는 두 가지 이유 때문에 패널분석을 바탕으로 지역생산과 지역소득의 조건부 수렴 여부를 추정하고자 한다. 우선 첫째로, 제Ⅲ장에서 Barro and Sala-i-Martin(2004)이 제안한 단순 성장 회귀식을 통하여 지역 생산 및 지역 소득의 수렴 추이를 이미 살펴보았다. 따라서 본장에서는 조건부 수렴 성장 회귀식을 추정하고자 한다. 조건부 성장 회귀식을 추정하면서 본고에서 가장 주목하는 점은 지방재정 변수가 수렴 속도에 미치는 영향을 파악하는 것이다. 특히 제Ⅲ장의

분석에서 지방세와 지역 소득 및 지역 소득의 추이가 지방자치 이후 한 방향으로 움직이는 추세가 발견되었기 때문에 본장에서는 지방세 및 다른 지방재정 변수들을 통제변수에 포함하여 조건부 수렴의 속도를 추정하고자 한다. 본장에서 패널분석을 통하여 조건부 수렴을 파악하고자 하는 또 다른 이유는 제Ⅲ장에서 살펴본 지역변수들이 1995년을 전후로 전혀 다른 수렴 추이를 보였는데, 이는 1995년이라는 기준점에 영향을 받았을 가능성이 충분히 있기 때문이다. 즉, 1995년 이전과 이후를 기준으로 계산된 두 개의 성장률 수치를 바탕으로 지방자치 이후의 재정분권 형태가 지역경제 성장에 미치는 효과를 파악하는 데에는 한계가 있다고 생각된다. 패널분석은 Barro & Sala-i-Martin (2004)이 지적한 바와 같이 장기적 성장 추이가 아니라 단기적 경기변동 요인을 내포한다는 단점이 있지만, 1990년부터 2008년까지의 패널 자료를 바탕으로 지방재정 변수를 통제변수에 포함할 경우, 조건부 수렴의 속도가 이러한 통제변수의 포함 여부에 따라 어떻게 변하는지를 파악할 수 있게 할 것이다. 이제 패널모형의 추정을 위하여 식 (17)을 다소 변형하면 다음과 같이 된다.

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}}\right) = \beta \log(y_{it-1}) + X_i^T \gamma + \mu_i + \epsilon_{it}$$

이 식을 다시 정리하면,

$$\log(y_{it}) = (1 + \beta) \log(y_{it-1}) + X_i^T \gamma + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (18)$$

가 된다. 이 식에서 X_i 는 1인당으로 계산된 통제변수들을 나타내는데, 지방세, 지방교부세, 국고보조금, 광역지자체 자본지출, 국민소득계정

의 총자본지출, 그리고 경제활동인구 등이 식 (18)의 통제변수에 포함되었다.

2. 실증분석 결과

가. 고정효과 패널모형

〈표 IV-1〉부터 〈표 IV-4〉까지 식 (18)을 바탕으로 하는 추정 결과가 나타나 있는데, 우선 〈표 IV-1〉에는 1인당 GRDP의 증가율을 종속 변수로 하는 다양한 회귀분석 모형의 실증분석 결과가 나타나 있다. 〈표 IV-1〉에서 모형 (1)은 통제변수 없이 1990년부터 2008년까지 1인당 GRDP 성장률과 전년도 1인당 GRDP 간의 통계적 관계를 추정하였는데, 양자의 관계가 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 다만 지역별로 다른 값들을 갖는 통제변수들을 회귀식에 포함하지 않을 경우, 1인당 GRDP의 수렴 속도는 수렴이 거의 발생하지 않는다고 할 정도로 매우 느리다. 모형 (1)의 추정결과에 따르면, 한 지역의 1인당 GRDP가 1% 더 높을 경우, 전년 대비 동 변수의 성장률은 0.08% 더 낮다. 즉, 절대적 수렴 모형에서는 1인당 GRDP가 높은 지역이나 낮은 지역 모두 성장률에는 큰 차이가 없다.

〈표 IV-1〉의 모형 (2)는 1인당 GRDP 성장률의 설명변수로 지역별 인구 증가율을 포함한 회귀모형이다. 모형 (2)의 추정결과를 보면, 인구 증가율이 높을수록 1인당 GRDP의 증가율은 상당히 큰 폭으로 낮다. 이와 같은 현상은 제II장에서 살펴보았듯이 충분히 예상할 수 있는 결과인데, 경기도의 경우가 대표적인 예라 할 수 있을 것이다. 모형 (2)에서 한 가지 주목할 만한 점은 비록 인구 증가율 변수가 통계적으로 매우 유의하게, 그리고 큰 폭으로 1인당 GRDP의 증가율에 영향을 미치지만, 전년도 1인당 GRDP의 수준이 동 변수의 성장률에 미치는 영

향은 모형 (1)의 경우와 크게 다르지 않다는 점이다. 따라서 각 지역별로 인구 증가율이 현실과 달리 동일하다고 할지라도, 모형 (1)이 시사하는 바, 즉 우리나라에서 1인당 GRDP의 수렴 속도가 매우 느리다는 결론이 변하지 않음을 모형 (2)가 보여주고 있다.

모형 (3)은 통제변수로서 인구 증가율을 빼고 대신 1인당 지방세를 포함한 경우이다. 모형 (3)의 추정 결과를 보면, 1인당 지방세가 더 높은 지역의 1인당 GRDP 성장률이 통계적으로 매우 유의하게, 그리고 상당히 큰 폭으로 증가한다. 모형 (3)의 추정 결과는 따라서 제II장의 식 (13)을 도출하면서 논의하였듯이 우리나라의 경우 1인당 지방세가 높을수록 지역 생산에 미치는 영향이 긍정적이고, 그러한 긍정적인 효과가 상당히 클 수 있다는 것을 시사하고 있다. 모형 (3)에서 또 한 가지 주목할 점은 1인당 지방세가 통제변수로 포함될 경우 전년도 1인당 GRDP의 수준이 동 변수의 성장률에 미치는 효과가 그렇지 않을 경우에 비하여 현저하게 높아진다는 점이다. 즉, 현실과 달리 각 지역의 1인당 지방세가 같다고 가정할 경우, 전년도 1인당 GRDP가 1% 더 낮은 지역의 동 변수 성장률은 0.34% 더 높기 때문에 모형 (1)에 비하여 저소득 지역(1인당 GRDP가 낮은 지역)의 성장 속도가 이러한 가상적 상황에서는 훨씬 더 빠를 수 있다는 것이 모형 (3)의 추정 결과가 시사하고 있다. 이러한 추정 결과를 또 다른 각도에서 해석해 보면, 우리나라의 1인당 소득세 수준이 지역별로 같다면 1인당 GRDP가 높은 지역에 비하여 1인당 GRDP가 낮은 지역의 경제성장률이 지금보다 훨씬 더 높을 수 있음을 식 (3)이 시사하고 있다. 따라서 식 (3)의 추정 결과는 우리나라의 재정분권 구조가 지역경제 성장에 미치는 효과에 대하여 상당히 중요한 의미를 가진다고 생각된다.

모형 (4)는 모형 (2)와 모형 (3)을 혼합하여 1인당 GRDP 성장률의 통제변수에 인구 증가율과 1인당 지방세를 포함한 것이다. 모형 (4)의 추정 결과를 보면, 모형 (3)의 추정 결과와 큰 차이가 없다. 즉, 현실과 다르게 각 지역별로 인구 증가율이 같고 또한 1인당 지방세 수준이 같

다고 가정할 경우, 1인당 GRDP의 수렴 속도가 상당히 빨라지는데, 그 주된 이유는 각 지역별로 1인당 지방세의 수준이 같다는 가정 때문이라는 것을 모형 (4)의 추정 결과가 시사하고 있다.

모형 (5)부터 모형 (8)까지는 인구 증가율과 1인당 지방세에 덧붙여 다른 변수들을 통제변수에 포함한 경우이다. 우선 모형 (5)처럼 1인당 지방교부세를 추가하여 1인당 GRDP 성장률 회귀식을 추정해 보면, 동 변수가 기존의 통제변수에 덧붙여 추가적으로 1인당 GRDP의 성장률을 설명하는 설명력이 거의 없음을 확인할 수 있다. 따라서, 만약 지역별 1인당 지방세의 수준이 같다면, 1인당 지방교부세의 수준이 현재처럼 지역별로 크게 다르다고 해도 이러한 현상이 1인당 GRDP의 수렴 속도에 미치는 영향이 극히 제한적임을 모형 (5)가 시사하고 있다. 모형 (5)의 시사점은 사실 다소 비직관적이라 할 수 있다. 지방교부세의 규모가 지방세 정도는 아니지만 상당히 크고, 또한 1인당 지방교부세의 전국적 분포가 상당히 다르기 때문이다. 이러한 이유 때문에 모형 (9)를 통하여 1인당 지방세를 통제변수에서 제외하고, 1인당 지방교부세 및 다른 이전재원인 1인당 국고보조금을 통제변수에 포함하여 이들이 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 효과를 추정하였다. 그러나 모형 (9)의 추정 결과를 통하여 확인할 수 있듯이 이러한 이전재원들이 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 효과는 극히 적고 또한 통계적으로 약간 유의하거나(지방교부세), 전혀 유의하지 않다(국고보조금). 따라서 모형 (5)와 모형 (9)를 통하여 얻을 수 있는 결론은 통계적으로 가장 유의하고 규모가 크게 1인당 GRDP의 성장률에 영향을 미치는 지방재정 변수는 이전재원이 아니고 지방세라는 점이다. 모형 (9)의 결과를 직관적으로 해석해 보면, 모형 (9)의 추정 결과가 얻어지는 이유는 1인당 이전재원과 1인당 GRDP 성장률의 통계적 상관관계가 낮기 때문이다. 즉, 1인당 이전재원을 상대적으로 많이 받는 지역의 1인당 GRDP 성장률이 높은 곳도 있고 낮은 곳도 있기 때문이다. 반면 1인당 지방세가 높은 곳은 통계적으로 상당히 일관되게 1인당 GRDP의 성장

률이 상대적으로 높은 지역이라는 점을 이상에서 살펴본 조건부 회귀 모형들이 시사하고 있다.

모형 (6)은 이전재원이 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 효과를 보다 자세히 보기 위하여 통제변수로 지방교부세 이외에 국고보조금을 포함한 경우이다. 모형 (6)의 추정결과를 보면, 국고보조금은 지방교부세와는 달리 통계적으로 유의하게 지역경제에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국고보조금 사업에는 지역경제와 상대적으로 관련이 더 큰 투자적 경비 사업이 포함되어 있기 때문에 주로 지방의 경상적 경비를 지원하는 지방교부세에 비하여 지역경제에 미치는 효과가 더 크게 나타난 것으로 보인다. 그런데 모형 (6)의 추정결과를 보면, 비록 국고보조금이 1인당 GRDP의 성장률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지만, 수렴의 속도와 1인당 지방세의 효과에 미치는 영향력은 매우 제한적이라는 점이다.

모형 (7)에는 지방재정의 세입 변수 이외에 광역지자체의 자본지출 변수를 포함하였다. 모형 (7)의 추정 결과에 따르면 지자체의 자본지출은 지역경제의 성장에 오히려 부정적 요인으로 작용한다. 그리고 이러한 부정적 효과는 통계적으로도 유의미하다. 이러한 결과는 다소 비직관적이기 때문에 해석에 주의가 필요하다고 생각되지만, 모형 (7)의 추정 결과를 그대로 받아들인다면, 지자체가 직접 집행하는 자본지출의 효율성이 높지 않다고 해석할 수 있을 것이다. 회귀모형 (7)에서 지자체의 자본지출의 효과에 대한 해석이 모호하긴 하지만, 수렴 속도와 지방세의 효과 등은 다른 모형과 큰 차이는 없다.

모형 (8)은 경제활동인구를 통제변수에 추가하여 가장 많은 통제변수들을 바탕으로 1인당 GRDP의 성장률을 추정한 경우이다. 모형 (8)의 추정 결과를 보면, 경제활동인구 변수의 증가가 1인당 GRDP 증가율에 미치는 효과가 부정적이다. 경제활동인구와 인구와의 상관계수가 매우 높기 때문에 모형 (8)의 추정 결과는 모형 (2)의 추정 결과와 유사한 것이다. 즉, 우리나라의 인구 및 경제활동인구의 지역별 분포가

지나치게 집중화되어, 인구가 많은 지역은 이미 포화 상태에 이르렀다는 점을 모형 (2) 또는 모형 (8)이 시사하고 있다. 인구 집중 지역에 인구가 추가적으로 유입될 경우, GRDP에 대한 기여도는 평균 이하라는 것이 양 모형의 추정 결과가 시사하기 때문이다.

〈표 W-1〉 15개 광역 1인당 GRDP 성장률 회귀식(1990~2008)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$GRDP_{i-1}$	0.9169*** (136.28)	0.9172*** (139.55)	0.6614*** (26.26)	0.6726*** (26.36)	0.6718*** (26.16)	0.6588*** (23.08)	0.6694*** (23.32)	0.6616*** (23.47)	0.8755*** (45.89)
인구증가율		-0.7245*** (-3.63)		-0.3813* (-2.20)	-0.3666* (-2.08)	-0.2992 (-1.59)	-0.2207 (-1.16)	-0.4896* (-2.43)	-0.5464* (-2.53)
지방세			0.2426*** (10.41)	0.2321*** (9.83)	0.2281*** (9.38)	0.2265*** (9.30)	0.2363*** (9.62)	0.2600*** (10.39)	
지방교부세				0.0029 (0.74)		0.0025 (0.63)	-0.0003 (-0.07)	-0.0031 (-0.76)	0.0103* (2.33)
국고보조금						0.0082 (1.04)	0.0114 (1.43)	0.0163* (2.05)	0.0128 (1.40)
자본지출							-0.0262* (-2.25)	-0.0307** (-2.67)	
경제활동인구								-0.1410*** (-3.42)	
상수	0.2773*** (17.49)	0.2798*** (18.04)	1.0953*** (13.74)	1.0613*** (13.16)	1.0651*** (13.12)	1.1065*** (12.25)	1.0779*** (11.91)	2.1047*** (6.73)	0.4179*** (6.98)
R^2	0.986	0.986	0.980	0.980	0.980	0.980	0.980	0.980	0.986

주: 1. ()안은 t -값. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2. 울산 제외.

3. 각 변수는 1인당 로그값임.

〈표 IV-2〉와 〈표 IV-3〉에는 1인당 GRDP의 수렴 속도를 지방자치 이전(1990~1995)과 지방자치 이후(1995~2008)로 나누어 추정된 패널 분석 결과가 나타나 있다. 〈표 IV-2〉에 나타나 있는 1990년부터 1995년까지의 추정 결과를 보면, 1990년부터 2008년 전 기간 동안의 회귀 분석 결과와 크게 다르지 않다. 모형 (1)에 나타나 있는 절대적 수렴의 회귀모형을 보면 전년도 1인당 GRDP가 동 변수의 성장률에 미치는 효과가 -0.05 로 매우 낮으며, 1990~2008년의 전 기간을 대상으로 한 절대수렴 회귀모형의 추정값 -0.08 과 거의 비슷하다. 모형 (2)의 추정 결과를 보면 이 역시 전체 연도의 경우와 거의 비슷하다. 다만 1990년부터 1995년까지 인구 증가율이 1인당 GRDP 성장률에 미치는 효과가 전체 기간에 비하여 다소 더 크고, 또한 인구 증가율 변수를 통제했을 경우의 1인당 GRDP 성장률 수렴의 속도가 전체 기간에 비하여 좀 더 느리다는 점에서 약간 다를 뿐이다. 모형 (3)은 1990년부터 1995년까지 1인당 지방세만을 통제변수로 하여 1인당 GRDP 성장률 수렴 속도를 파악한 것인데, 전체 기간에 비하여 1인당 지방세가 1인당 GRDP 성장률에 미치는 효과가 더 크고 또한 수렴 속도도 전체 기간에 비하여 더 빠르다. 제Ⅲ장에서 1990년부터 1995년까지 1인당 지방세의 수준이 뚜렷하게 수렴하는 것을 보았는데, 이러한 결과를 〈표 IV-2〉에 있는 모형 (3)의 추정 결과에 적용해 보면, 지방자치 이전인 1990년부터 1995년까지 1인당 지방세가 빠르게 수렴하였기 때문에 지역경제의 수렴 역시 통계적으로 유의미하게 진행되었다고 볼 수 있다.

〈표 IV-2〉의 모형 (4)~(7)에는 지방교부세, 국고보조금, 자본지출, 경제활동인구 등과 같은 통제변수들을 포함한 결과들이 나타나 있는데, 전 기간 동안의 회귀분석의 결과와 거의 비슷하다는 것을 확인할 수 있다. 다만 양자 사이에 다소 다른 점이 있다면, 모형 (3)의 경우처럼 1인당 지방세가 1인당 GRDP에 미치는 효과가 1990년부터 1995년까지 좀 더 컸다는 점이다. 〈표 IV-2〉의 모형 (4)부터 모형 (8)까지의 회귀식 추정 결과를 〈표 IV-1〉의 모형 (4)부터 모형 (8)까지의 대응되

IV. 재정분권과 경제성장의 연계성 111

는 값들과 비교해 보면 전자의 경우가 후자의 경우보다 모두 그 값들이 낮음을 확인할 수 있다. 즉, 1990년부터 1995년까지 지방재정 변수와 같은 통제변수들이 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 효과가 1990년부터 2008년까지 전체 기간 동안의 효과에 비하여 더 컸다는 점을 <표 IV-1>과 <표 IV-2>의 추정 결과 비교를 통하여 확인할 수 있다. 이러한 결과를 다른 각도에서 해석하면, 1990년부터 1995년까지의 1인당 지방세 및 1인당 이전재원과 같은 지방재정 변수들의 지역 간 분포 구조가 1990년부터 2008년까지의 전체 기간에 비하여 1인당 GRDP 성장률의 수렴에 좀 더 긍정적인 효과를 발휘하였던 것으로 볼 수 있다.

<표 IV-3>는 1995년부터 2008년까지의 1인당 GRDP의 패널분석 결과가 나타나 있는데, 설명변수들이 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 효과는 대부분 <표 IV-1>이나 <표 IV-2>의 경우와 유사하다. 다만 <표 IV-3>과 <표 IV-2> 사이에 다소 다른 점이 있다면 지방자치 이전 시기인 1990년부터 1995년까지에 비하여 지방자치 이후 시기인 1995년부터 2008년까지 1인당 지방세가 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 긍정적 효과가 다소 완화되었다는 점을 들 수 있다. 제Ⅲ장의 절대수렴 성장 회귀식에서 1인당 GRDP가 지방자치 이후에는 다소 확산되는 경향을 보이는 것을 확인하였다. <표 IV-3>의 추정 결과들을 보면 조건부 회귀모형에서는 1인당 GRDP가 확산되는 현상이 관찰되지는 않고 정도의 차이가 있지만 모든 모형에서 수렴하는 현상이 관찰된다. 다만 수렴의 속도가 지방자치 이전 시기에 비해서는 떨어졌다는 점이 <표 IV-3>의 추정 결과에서 확인되고 있다. 이러한 차이점 이외에 <표 IV-3>의 추정 결과는 <표 IV-1>과 <표 IV-2>의 모든 모형과 유사하다. 즉, 1인당 지방세가 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 효과가 통계적으로 매우 유의미하게 큰 반면 1인당 이전재원을 비롯한 다른 지역변수들이 1인당 GRDP의 성장률에 미치는 효과는 통계적으로 거의 유의미하지 않는다는 점을 <표 IV-3>의 추정 결과를 통해서도 확인할 수 있다.

지금까지 1인당 GRDP 성장률의 조건부 수렴 회귀식을 살펴보았는데, <표 IV-4>에는 1인당 순분원소득의 성장률에 대한 회귀분석 결과가 나타나 있다. 제Ⅲ장의 1인당 순분원소득에 대한 절대적 수렴 회귀 모형에서 2000년부터 2008년까지 동 변수가 수렴하는 것이 아니라 미약하게나마 확산하는 현상을 볼 수 있었다 그러나 <표 IV-4>에 나타나 있는 다양한 조건부 회귀모형의 추정 결과를 보면, 1인당 GRDP의 경우와 마찬가지로 모든 모형에서 1인당 순분원소득이 수렴하는 것을 확인할 수 있다. 또한 1인당 지방세가 통제변수 중 거의 유일하게 통계적으로 유의미하고 크게 종속변수에 영향을 미친다는 점도 1인당 순분원소득의 경우와 1인당 GRDP의 경우가 유사하다. 결국 <표 IV-1>부터 <표 IV-4>까지의 회귀모형 추정 결과를 보면 가장 일관적으로 확인할 수 있는 점은 지역생산과 지역소득의 경우 모두 1인당 지방세가 성장률에 미치는 효과가 가장 크고 통계적으로 유의미하다는 점이다. 앞서 제Ⅱ장에서 살펴보았듯이 지역생산(GRDP)와 지역소득 변수는 지역 간 분포 측면에서 상당히 다른 면이 있는데, 본장에서 분석된 조건부 성장 회귀식의 추정 결과가 매우 일관적으로 1인당 지방세의 통제변수로서의 중요성을 부각하고 있다는 점은 주목할 만하다고 생각된다.

나. 오차수정 PMG 모형

<표 IV-1>부터 <표 IV-4>까지에서 검토된 회귀모형은 고정효과(FE) 패널모형이었다. 이러한 고정효과 패널모형은 관찰되는 설명변수로 포착하지 못하는 지역별 특성을 감안하여 계수 추정을 할 수 있는 장점이 있지만, Barro & Sala-i-Martin(2004, pp. 495~496)은 패널모형이 1년 단위 또는 2~5년 단위의 경제성장률을 바탕으로 회귀분석을 하는 것이기 때문에 근본적으로 경제성장의 장기적 추이가 아니라 단기적 변동을 포착하는 것이라는 비판을 하였다. 그럼에도 불구하고

고정효과 패널모형이 갖는 나름대로의 장점 때문에 Islam(1995), Caselli et al.(1996) 등은 패널모형을 채택하여 경제성장의 수렴을 분석하였다. 그런데 고정효과 패널모형이 단기적 변동을 주로 포착하는 단점은 장기적 추이와 단기적 변동을 동시에 추정하는 오차수정 모형(Error Correction Model)을 통하여 어느 정도 해소될 수 있는 문제이기 때문에 본절에서는 오차수정 모형을 통하여 1인당 GRDP의 조건부 수렴을 추정하였다.

한편, 고정효과 패널모형은 계량경제학적 관점에서도 비판이 제기되었는데, Pesaran & Smith(1995)는 고정효과 패널모형의 단점으로 설명변수의 계수가 모든 지역에서 같다고 가정하는 것이라는 지적을 한 바 있다. 따라서 Pesaran & Smith는 시계열 데이터가 충분할 경우에는 회귀모형의 계수를 개별적으로 추정한 다음, 그 결과의 평균값을 추정치로 제시하는 MG(Mean Group) 추정방법을 제시한 바 있다. 그러나 MG 추정방법은 FE 추정방법에 비하여 지나치게 많은 계수를 추정하는 단점이 있는 것도 사실이다. 따라서 Pesaran, Shin & Smith(1997, 1999)는 일종의 절충적 방법으로서 동적 패널모형의 장기적 관계를 나타내는 계수들은 모든 지역에서 같되, 그밖의 계수들은 지역별로 다르다는 가정하에서 동적 패널모형의 계수들을 추정하는 PMG(pooled mean group) 추정방법을 또한 제시한 바 있다. FE, MG, PMG와 같은 추정방법들 중에서 어떠한 추정방법을 최종적으로 채택할 것인가는 Hasman 검정의 결과를 활용하면 될 것이다. 따라서 일단 PMG 추정방법들이 <표 IV-1>부터 <표 IV-4>까지의 결과들과 어떻게 다른지를 이제 살펴본다. 이를 위하여 먼저 PMG 모형의 특징을 간략하게 살펴보기로 한다¹²⁾.

동적 패널 회귀모형의 종속변수(경제성장 회귀식의 경우 소득변수)를 y_{it} 로 표기하고, X_{it} 가 통제변수, δ_{it} 가 통제변수에 대한 계수 벡터

12) 아래의 내용은 Blackburne & Frank(2007)의 내용을 요약한 것이다.

($k \times 1$ 차원), λ_{ij} 가 소득 시차변수의 계수, 그리고 μ_i 가 각 지역 i 의 고정효과를 나타내면, 그리고 소득변수와 통제변수들이 (p, q_1, \dots, q_k)의 자기회귀시차 분포를 갖는다면, 이러한 동적 회귀모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

위의 식에서 y_{it} 와 X_{it} 가 1차 차분 후 안정적 관계를 갖는다고 가정하여 위의 오차 수정모형으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \nabla y_{it} &= \phi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \nabla y_{i,t-1} \\ &\quad + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \nabla X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

위의 두 식에서 각 계수들은 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$\begin{aligned} \phi_i &= -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}), \quad \theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik}), \quad \lambda_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}, \\ j=1, 2, \dots, p-1, \quad \delta_{ij}^* &= - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, \quad j=1, 2, \dots, q-1. \end{aligned}$$

이제 Pesaran, Shin & Smith(1997, 1999)에서 가정된 바와 같이 θ_i 는 모든 지역에서 동일한 θ 의 값을 갖는다고 가정하여 우도함수를 정의하면 다음과 같다.

$$l_T(\theta', \varphi', \sigma') = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln(2\pi\sigma_i^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta))' H_i (\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta))$$

위의 식에서 $\xi_i = y_{i,t-1} - X_i \theta_i$, $W_i = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p+1}, \Delta X_i, \Delta X_{-1}, \dots, \Delta X_{-q+1})$, 그리고 $H_i = I_T - W_i(W_i' W_i)^{-1} W_i'$ 를 나타낸다. 이 우도함수를 통하여 식 (19)의 장기적 관계를 나타내는 θ 를 추정하고, 나머지 계수들의 경우 ϕ_i , λ_i , δ_i 추정값들의 평균치를 구하면 PMG 추정치를 얻을 수 있다.

이상의 내용을 식 (18)에 적용해 보면, 지역소득 변수 $\log(y_{it})$ 와 설명변수 X_{it} 와 Z_{it} (지방재정 및 지역경제 변수) 사이에 장기적 관계가 있다고 가정할 경우, 그러한 장기적 관계를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\log(y_{it}) = \theta_{0t} + \theta_{1t} X_{it} + \theta_{2t} Z_{it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

위의 식에서 종속변수와 설명변수가 각각 1계 시차를 갖는 ARDL(1, 1, 1)을 가정하는 동태적 패널 회귀모형은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\log(y) = \delta_{10i} X + \delta_{11i} X_{-1} + \delta_{20i} Z + \delta_{21i} Z_{-1} + \lambda_i \log(y_{-1}) + \mu_i + \epsilon$$

위의 식을 오차 수정 회귀식으로 표현하면,

$$\begin{aligned} \Delta \log(y) = & \phi_i (\log(y_{-1}) - \theta_{0i} - \theta_{1i}X - \theta_{2i}Z) + \delta_{11i}\Delta X \\ & + \delta_{21i}\Delta Z + \epsilon \end{aligned} \quad (20)$$

와 같고 위의 식들에서 계수들은 다음과 같은 관계를 갖는다. $\phi_i = -(1 - \lambda_i)$, $\theta_{0i} = \mu_i / (1 - \lambda_i)$, $\theta_{1i} = (\delta_{10i} + \delta_{11i}) / (1 - \lambda_i)$, $\theta_{2i} = (\delta_{20i} + \delta_{21i}) / (1 - \lambda_i)$. 위의 식에서 장기적 관계는 오른쪽 첫 번째 괄호 안에 표현되어 있는데, 식 (20)과 식 (18)을 비교해 보면 식 (20)의 ϕ_i 의 평균값($\bar{\phi}$)이 식 (18)의 β 에 대응하는 값이고, 또한 $\bar{\phi} \times \theta_1$, $\bar{\phi} \times \theta_2$ 등이 식 (18)의 통제변수 계수 γ 에 해당하는 값들이다.

식 (20)의 회귀식은 지역별로 계수값이 다르다는 것을 전제로 하는 오차수정 모형이 표현되어 있다. 따라서 식 (20)의 계수들을 지역별로 각각 추정하고, 그 평균을 도출하여 종속변수와 설명변수 간 평균적 관계를 추정할 수 있다. 그러나 이러한 MG(Mean Group) 추정 방식은 주어진 데이터로 추정해야 할 계수의 값을 극대화하는 것이기 때문에 효율성의 희생을 필요로 한다. 이와는 반대로 식 (20)에서 상수를 제외한 모든 계수가 지역별로 같다는 가정을 할 수도 있다. 즉 $\phi_i = \phi$, $\theta_{ji} = \theta_j$, $j=1, 2$, $\delta_{ji} = \delta_j$, $j=1, 2$ 를 가정하여 식 (20)를 추정할 수 있는데, 이 경우의 추정은 고정효과 패널모형과 같다. Pesaran, Shin, and Smith(1999)는 양자의 절충으로 PMG(Pooled Mean Group) 추정을 제안하였는데, 이는 식 (20)에서 장기 관계의 계수들이 전 지역에서 같다고 가정하는 것이다. 즉, 식 (6)에서 $\theta_{ji} = \theta_j$, $j=0, 1, 2$ 로 가정하고, ϕ_i 와 δ_i 는 MG 추정처럼 평균값을 사용하는 것이다. 이렇게 다른 모형들 중 적절한 추정 방식은 Hausman 검정을 토대로 선택될 수 있다.

식 (20)과 같은 오차수정 회귀모형을 바탕으로 <표 IV-1>에 대응하는 다양한 회귀모형을 추정하였는데, 그 결과가 <표 IV-6>에 나타나 있다¹³⁾. 그리고 이 표에 나타나 있는 추정결과를 바탕으로 식 (18)과

대응되는 계수 값들을 계산한 결과가 <표 IV-6>에 나타나 있다¹⁴⁾. <표 IV-6>과 <표 IV-1>을 비교해 보면, 대체적으로 인구 증가율이 1인당 GRDP에 미치는 효과가 고정효과 패널모형의 추정결과에 비하여 크게 나타났다. 그러나 지방세 및 이전재원이 1인당 GRDP에 미치는 효과는 양 모형의 추정치들이 상당히 비슷하다. 또한 자본지출과 경제활동인구 변수들의 계수값 추정치들도 양 모형이 비슷하다. 이처럼 전반적으로 PMG 모형과 고정효과 패널모형의 추정값들이 상당히 비슷하여 Hausman 검정을 실행하는 경우, 양 모형의 계수값에 차이가 없다는 귀무가설을 통계적으로 매우 유의하게 기각하였다. 따라서 <표 IV-1>부터 <표 IV-4>에 나타나 있는 고정효과 패널모형의 추정치는 PMG 모형과 비교하였을 때 보다 효율적(efficiency)이기 때문에 굳이 PMG 모형을 바탕으로 1인당 GRDP의 조건부 수렴 추이를 평가할 필요가 없음을 확인하였다.

13) Blackburne and Frank(2007)에서 설명되어 있듯이 PMG 추정이 가능하기 위해서는 시계열 데이터의 수가 비교적 많아야 한다. 따라서 PMG 추정은 1990년부터 2008년 기간 동안의 1인당 GRDP 경우에만 적용하였다.

14) PMG 추정모형을 바탕으로 경제성장의 수렴에 대한 회귀분석을 한 연구들은 Arpaia & Turrini(2008) 및 Kneller, et al.(2004) 등을 들 수 있다.

〈표 IV-2〉 15개 광역 1인당 GRDP 성장률 회귀식(1990~1995)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$GRDP_{t-1}$	성장률 0.9471*** (31.46)	성장률 0.9745*** (32.11)	성장률 0.4952*** (4.85)	성장률 0.5620*** (5.30)	성장률 0.5501*** (5.23)	성장률 0.6167*** (6.65)	성장률 0.6087*** (6.92)	성장률 0.4921*** (5.27)	성장률 0.8760*** (28.72)
인구증가율		-0.8326** (-2.71)		-0.5365 (-1.89)	-0.5786* (-2.05)	-0.7527** (-3.03)	-0.6454** (-2.70)	-0.6900** (-3.05)	-0.9673*** (-3.82)
지방세			0.4212*** (4.57)	0.3754*** (4.02)	0.3760*** (4.07)	0.2507** (2.94)	0.2786** (3.42)	0.4440*** (4.54)	
지방교부세					0.0175 (1.51)	0.0114 (1.13)	0.0101 (1.05)	0.0119 (1.30)	0.0100 (0.92)
국고보조금						0.0690*** (4.36)	0.0686*** (4.57)	0.0605*** (4.18)	0.0847*** (5.33)
자본지출							-0.0442** (-2.68)	-0.0489** (-3.12)	
경제활동인구								-0.4106** (-2.74)	
상수	0.2346*** (4.49)	0.1926*** (3.70)	1.6545*** (5.27)	1.4730*** (4.58)	1.5480*** (4.81)	1.4206*** (5.04)	1.4278*** (5.35)	4.6959*** (3.86)	0.6334*** (6.83)
R^2	0.929	0.936	0.947	0.949	0.951	0.963	0.966	0.970	0.958

주: 1. ()안은 t -값. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2. 월산 제외.

3. 각 변수는 1인당 로그값임.

〈표 IV-3〉 15개 광역 1인당 GRDP 성장률 회귀식(1996~2008)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률
$GRDP_{t-1}$	0.9614*** (70.81)	0.9490*** (68.67)	0.5913*** (15.54)	0.5915*** (15.90)	0.5749*** (15.01)	0.5616*** (13.48)	0.5622*** (13.30)	0.5878*** (15.98)	0.8963*** (29.83)	0.7865*** (44.00)
인구증가율	-1.6857** (-3.15)			-1.3075** (-3.03)	-1.3729** (-3.18)	-1.2588** (-2.77)	-1.2561** (-2.75)	-1.6182** (-3.99)	-1.6646** (-2.96)	-1.8879** (-4.47)
지방세		0.2918*** (10.15)		0.2841*** (10.06)	0.2790*** (9.87)	0.2788*** (9.86)	0.2794*** (9.49)	0.1646*** (5.25)		
지방교부세					0.0086 (1.69)	0.0079 (1.51)	0.0077 (1.38)	0.0055 (1.14)	0.0132* (2.06)	
국고보조금						0.0089 (0.81)	0.0090 (0.81)	0.0163 (1.69)	0.0098 (0.72)	
자본지출							-0.0015 (-0.08)	0.0040 (0.26)		
총자본형성								0.1355*** (7.55)		0.1903*** (11.80)
경제활동인구								-0.0840 (-1.63)		-0.0066 (-0.12)
상수	0.1606*** (4.63)	0.1983*** (5.52)	1.3079*** (11.23)	1.3069*** (11.48)	1.3604*** (11.57)	1.4030*** (10.88)	1.4016*** (10.74)	1.6589*** (4.16)	0.3665*** (3.95)	0.3852 (1.04)
R^2	0.963	0.964	0.976	0.977	0.977	0.977	0.977	0.983	0.965	0.980

주: 1. ()안은 t -값. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
 2. 용산 제외.
 3. 각 변수는 1인당 로그값임.

〈표 IV-4〉 15개 광역 1인당 순본원소득 성장률 회귀식(2000~2008)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률	성장률
순본원소득 _{t-1}	0.9264*** (49.78)	0.9265*** (48.79)	0.6950*** (14.27)	0.6685*** (12.07)	0.6577*** (11.58)	0.6361*** (10.39)	0.3668*** (9.34)	0.8943*** (26.52)	0.7360*** (19.34)
인구증가율	-0.0151 (-0.03)	-0.0151 (-0.03)	-0.4961 (-1.18)	-0.5230 (-1.24)	-0.4567 (-1.07)	-0.5023 (-1.16)	-0.2265 (-0.32)	0.0796 (0.17)	0.0456 (0.11)
지방세			0.1986*** (4.96)	0.2076*** (5.10)	0.2030*** (4.94)	0.2059*** (5.00)	0.1297*** (2.95)		
지방교부세				0.0065 (1.17)	0.0054 (0.95)	0.0067 (1.16)	0.0104 (1.87)	-0.0005 (-0.08)	
국고보조금					0.0110 (0.87)	0.0092 (0.71)	0.0063 (0.52)	0.0192 (1.38)	
자본지출						0.0200 (0.95)	0.0185 (0.93)		
총자본형성							0.1228*** (3.85)		0.1587*** (5.59)
경제활동인구							0.1146 (1.35)		0.1062 (1.21)
상수	-0.2608** (-3.20)	-0.2603** (-3.13)	-1.1616*** (-5.91)	-1.2824*** (-5.78)	-1.3228*** (-5.83)	-1.4127*** (-5.75)	-2.7382*** (-8.83)	-0.3838** (-2.81)	-2.0761** (-2.91)
R^2	0.951	0.951	0.959	0.959	0.959	0.959	0.964	0.950	0.961

주: 1. ()안은 t -값. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

2. 용산 제외.

3. 각 변수는 1인당 로그값임.

〈표 IV-5〉 15개 광역 1인당 GRDP PMG ECM 모형(1990~2008)

Variable	m2	m3	m4	m5	m6	m7	m8	m9
〈장기관계〉								
인구증가율	-14.896 (4.326)		-1.842 (0.700)	-2.584 (0.659)	-1.723 (0.639)	-0.445 (0.584)	-2.444 (0.916)	-22.594 (3.253)
지방세		0.705 (0.020)	0.702 (0.018)	0.680 (0.023)	0.597 (0.029)	0.642 (0.024)	0.635 (0.021)	
지방교부세				0.011 (0.006)	0.012 (0.006)	0.006 (0.005)	0.010 (0.004)	0.139 (0.024)
국고보조금					0.046 (0.015)	0.081 (0.014)	0.085 (0.015)	-0.088 (0.050)
자본지출						-0.113 (0.025)	-0.123 (0.024)	
경제활동인구							-0.078 (0.108)	
〈오차수렴항〉								
ϕ	-0.079 (0.006)	-0.284 (0.030)	-0.311 (0.034)	-0.343 (0.041)	-0.378 (0.048)	-0.404 (0.055)	-0.352 (0.047)	-0.101 (0.033)

Variable	m2	m3	m4	m5	m6	m7	m8	m9
△인구증가율	0.189 (0.255)		0.146 (0.268)	0.322 (0.354)	0.117 (0.387)	0.057 (0.389)	-0.106 (0.285)	0.455 (0.662)
△지방세		0.152 (0.031)	0.119 (0.031)	0.104 (0.036)	0.093 (0.053)	0.062 (0.052)	0.012 (0.053)	
△지방교부세				-0.012 (0.018)	-0.008 (0.017)	-0.014 (0.019)	-0.018 (0.020)	0.007 (0.015)
△국고보조금					-0.005 (0.018)	-0.015 (0.015)	-0.006 (0.016)	-0.001 (0.019)
△자본지출						0.056 (0.014)	0.045 (0.021)	
△경제활동인구							0.625 (0.245)	
상수	0.273 (0.015)	0.914 (0.092)	0.997 (0.100)	1.087 (0.116)	1.186 (0.133)	1.275 (0.156)	1.308 (0.161)	0.340 (0.099)

주: 1. () 안은 표준편차.

2. 출산 제외.

3. 각 변수는 1인당 로그값임.

〈표 IV-6〉 15개 광역 1인당 GRDP PMG ECM 모형(1990~2008)

	m2	m3	m4	m5	m6	m7	m8	m9
인구증가율	-1.181		-0.573	-0.887	-0.651	-0.180	-0.861	-2.284
지방세		0.200	0.218	0.233	0.226	0.260	0.224	
지방교부세				0.004	0.005	0.002	0.004	0.014
국고보조금					0.017	0.033	0.030	-0.009
자본지출						-0.046	-0.043	
경제활동인구							-0.028	
$\phi_i + 1$	0.921	0.716	0.689	0.657	0.622	0.596	0.648	0.899

V. 요약 및 정책시사점

본 보고서는 크게 세 가지 관점에서 재정분권과 경제성장의 관계를 분석하였다. 첫째로, 지역경제를 나타내는 변수의 특징을 비교적 자세히 통계분석하였다. 지역경제를 나타내는 통계자료로는 지역 생산을 나타내는 GRDP와 2009년 말 통계청이 발표한 지역 소득자료가 있는데, 양자의 통계적 특성이 상당히 다르다. 제Ⅲ장의 분석 결과에 따르면 서울의 GRDP 비중이 약 24%로 인구 비중 20.6%에 비하여 3.5%p 높다. 지역소득의 경우 서울의 비중이 30.62%로 인구 비중에 비하여 10%p 높고, GRDP 비중에 비해서도 약 5.4%p 더 높다. 경기의 경우 GRDP의 비중이 19.34%이어서 인구 비중 22.79%에 비하여 오히려 낮다. 다만 지역 소득의 비중이 20.91%이어서 인구 비중에 다소 못 미친다. 즉, 지역소득과 GRDP는 지역 간 분포가 상당히 다를 뿐만 아니라, 수도권 내에서도 양자의 분포에 큰 차이가 있다.

한편, 1990년 이후 서울의 인구는 정체 상태에 머물고 수도권으로의 인구 유입은 대부분 경기도에 집중되었는데, 경기도의 1인당 생산량과 소득이 전국 평균보다 낮다는 점은 주목할 만한 현상이다. 이러한 통계 수치를 액면 그대로 받아들이면, 경기도로 인구가 유입되는 이유는 이 지역의 1인당 생산성이나 1인당 소득(임금)이 아니라 수도권 지역의 인프라, 교육, 문화와 같은 생활 환경, 그리고 서울에의 근접성 때문이라고 볼 수 있다.

지방재정 지표 중 1인당 지방세의 분포는 특히 주목할 만한 특징을 보이고 있다. 2008년을 기준으로 서울, 경기, 인천, 울산의 1인당 지방세가 각각 127만원, 104만원, 85만원, 101만원이었다. 반면 부산, 대구,

광주, 대전의 1인당 지방세는 각각 73만원, 65만원, 63만원, 72만원이었다. 또한 도 지역의 1인당 지방세는 60만원에서 80만원 사이의 분포를 보인다. 따라서 1인당 지방세의 지역 간 격차는 상당히 큰 편이다. 서울의 1인당 지방세는 부산, 대구와 같은 지방 대도시 및 도 지역보다 1.7에서 2배에 이를 정도로 규모가 크다. 또한 경기도의 1인당 지방세 역시 이들 지역보다 1.4배에서 1.65배에 이를 정도로 규모가 크다. 서울의 1인당 소득이 다른 지역에 비하여 높기는 하지만, 1인당 지방세가 다른 지역의 거의 2배에 가깝다는 것은 단지 소득 수준만으로 설명하기 어려운 현상이다. 더구나 경기도의 경우 다른 지역에 비하여 1인당 생산과 소득이 평균 이하임에도 불구하고 1인당 지방세가 다른 지역의 1.5배 수준이라는 점은 우리나라의 지방세 체계가 수도권에 상당히 유리하게 되어 있다는 점을 반영하는 것이다. 수도권의 지방세 여건이 지역 생산이나 지역 소득에 비하여 훨씬 더 유리한 이유에는 17개의 지방세 세목에서 주민들이 내는 지방세 이외에 법인이 부담하는 지방세의 규모가 상당히 크기 때문이다. 또한 지방세 과표와 지역 경제활동의 연계성이 수도권에서 훨씬 더 밀접하다는 것도 수도권과 비수도권의 1인당 지방세 격차를 키우는 요인이다. 지방세에서 큰 비중을 차지하는 취득·등록세의 과표가 부동산 거래의 활성화와 밀접한 관련이 있다는 점이 지역 생산량이나 소득과 무관하게 지방세 세수가 결정되는 하나의 예라 할 수 있다.

본 보고서의 제Ⅲ장에서는 재정분권과 경제성장의 관계를 단순한 형태로 포착하기 위하여 지방자치가 시작된 1990대 중반을 전후로 지역생산·소득 및 지방재정 변수의 지역 간 분포와 성장률 수렴 추이에 가시적인 변화가 있었는지를 살펴보았다. 이러한 분석 결과에 따르면 1995년 이전에는 1인당 GRDP가 수렴하는 추이를 보이다가, 1995년 이후에는 오히려 확산하는 추이를 보인다. 또한 지역소득은 2000년 이후 수렴하는 추이가 관찰되지 않고 오히려 확산하는 경향을 보이고 있다. 1인당 지방세의 경우 1990년 이후부터 통계적으로 유의미한 수렴

현상이 관찰되었지만, 1996년 이후부터의 수렴 추이는 통계적으로 유의미하지 않았다. 반면 이전재원의 경우에는 성장률의 수렴 현상이 뚜렷하다는 점이 관찰되었다.

제Ⅲ장의 이러한 분석은 지역경제 및 지방재정 변수의 수렴에 영향을 미치는 지역적 요인들을 통제하기 않았기 때문에 절대수렴(absolute convergence)에 대한 분석이라 할 수 있다. 따라서 제Ⅳ장에서는 지역경제 성장에 영향을 미칠 수 있는 지역 특성 변수들을 회귀 모형에 포함하여 수렴 강도의 변화를 살펴보았다. 또한 회귀식 추정의 통계적 유의성을 높이기 위하여 고정효과 패널분석을 하였고, 또한 고정효과 패널분석의 단점을 보완하기 위하여 지역경제 성장의 단기적 조정과 장기적 추이를 포착하는 오차수정 PMG(Pooled Mean Group) 모형을 추정하였다. 오차수정 PMG 모형의 추정이 가능하기 위해서는 긴 시계열 자료가 필요하기 때문에 1990년부터 2008년까지의 1인당 GRDP 자료에 대해서만 추정하였는데, 고정효과 패널분석과의 큰 차이를 발견하지는 못하였다.

제Ⅳ장에서의 고정효과 패널모형 분석에 따르면, 네 가지 회귀모형(1990~2008년 1인당 GRDP, 1990~1995년 1인당 GRDP, 1996~2008년 1인당 GRDP, 2000~2008년 1인당 지역소득) 모두에서 상당히 주목할 만한 추정 결과가 일관적으로 관찰되는데, 지역 생산 및 지역 소득의 성장률 수렴에 가장 결정적인 영향을 미치는 변수가 1인당 지방세라는 점이다. 1인당 지방세를 통제변수로 포함하지 않을 경우, 지역경제 변수의 수렴속도는 매우 느려서, 각 지역의 경제력 수준이 전국적으로 동일한 수준의 균형 상태에 도달하기를 기대하기가 어렵다. 그러나 1인당 지방세를 통제변수에 포함할 경우 지역경제 변수의 수렴 속도는 눈에 띄게 빨라진다. 이러한 추정결과는 1인당 지방세가 전국적으로 비슷한 수준일 경우 절대적 수렴의 속도가 그만큼 빨라질 것이라는 것을 시사한다.

1인당 지방세와 경제성장 수렴과의 연계성이 이처럼 통계적으로 유

의하다는 점은 충분히 예상해 볼 수 있는 결과이기도 하다. 지역경제에 영향을 미치는 변수로서 지방세가 중요한 역할을 할 것이기 때문이다. 그러나 본 보고서에서 파악한 1인당 지방세와 지역경제 성장 수렴의 관계는 다소 의외라고 할 수 있는데, 그 이유는 양자간에 부(-)의 관계가 관찰된 것이 아니라 정(+)의 관계가 관찰되었기 때문이다. 즉, 우리나라의 지방세는 지역주민의 재정적 부담이 아니라 지역경제 성장에 유리한 영향을 미치는 변수라는 점을 본 보고서에서의 실증분석 결과가 시사하고 있다. 이러한 결과는 이론적인 관점에서 볼 때 상당히 의외라 할 수 있다. 따라서 우리나라 지방세 체계의 특성상 이러한 관계가 관찰될 만한 이유를 제Ⅱ장에서 간략하게 논의하였는데, 그 주된 이유는 우리나라의 지방세 세율은 전국적으로 거의 동일하기 때문에 1인당 지방세 세수의 격차는 주민들의 세부담을 반영하는 지방세 세율의 격차가 아니라 지역의 지방세 여건, 특히 지방세 과표에서 법인 등 비거주자가 부담하는 세부담을 반영하기 때문인 것으로 생각된다.

사실 우리나라의 지방세 구조가 지방자치가 정착된 외국들과 비교할 때 구별되는 가장 큰 특징은 지방세 세율이 약간의 무시할 만한 예외를 제외하고는 전국적으로 같고, 또한 이 같은 현상이 지난 몇 십년 동안 지속되어 왔다는 점이다. 따라서 우리나라의 지방세 명목세율은 전국적으로 동일하기 때문에 재정분권과 지역경제 성장의 회귀분석을 함에 있어서 지역의 특성을 반영하는 지방재정의 변수 역할을 수행하기 어렵게 되어 있다. 반면, 우리나라 수도권 지역의 1인당 지방세는 다른 지역보다 1.5배에서 2배에 이를 정도로 높기 때문에 지방세 여건은 지역별로 크게 다르다. 따라서 우리나라에서 1인당 지방세가 지역경제의 성장 회귀식에 포함될 경우 이는 외국의 많은 실증분석 모형이 시사하는 주민들의 지방세 부담이 아니라, 각 지역이 갖는 지방세 여건을 나타내는데, 지방세에는 주민 부담과 법인 부담이 포함되어 있으므로 법인 본사가 집중되어 있는 수도권의 높은 1인당 지방세는 그만

큼 이 지역의 지방세출의 증가에 기여하는 바가 크다고 할 수 있다.

제Ⅳ장의 이러한 실증분석 결과가 제시하는 정책 시사점은 상당히 중요하다고 생각된다. 만약 수도권 지역의 1인당 지방세가 전국적으로 동일한 수준이면, 지역소득의 수렴 속도는 현재보다 훨씬 더 빠를 것이고, 그만큼 균형발전 정책의 필요성이 감소할 것이기 때문이다. 잘 알려져 있듯이 균형발전에 대한 정치적 수요가 큰 것이 사실이지만, 이러한 정책의 시장 개입적 성격 때문에 자원 배분의 왜곡적 요소가 있는 것도 사실이다. 따라서 지방세 체계가 보다 합리화되어서 지역 성장의 격차가 굳이 발생하지 않는다면 그만큼 자원배분의 효율화가 달성되고 또한 동시에 지역 세원 배분의 형평성도 제고될 것이다.

물론 이러한 결론이 정책적 타당성을 충분히 갖기 위해서는 1인당 지방세가 전국적으로 동일한 것이 더 바람직한 상태인가에 대한 판단도 필요하다. 지방자치의 원리가 지자체의 자율적 재정정책을 포함하는 것이기 때문에, 1인당 지방세가 전국적으로 동일할 필요는 없고, 전국적으로 차등화된 지방세 세율은 지방공공재의 가격신호 역할로서 오히려 더 바람직하다고 볼 수 있다. 다만 1인당 지방세 세수의 격차가 가격신호 역할을 하는 지방세 세율이 아니라, 각 지역별로 차등화된 지방세 여건으로 인한 과표 격차로 발생한다면 이는 자원 배분의 효율성 관점에서 바람직하지 않다. 지자체의 세수가 지역주민이 아닌 비거주자, 특히 법인이 부담하는 경우 지방세출이 적정 수준 이상으로 커질 뿐만 아니라 본고에서 파악된 바와 같이 지역경제 성장이 시장 메커니즘이 아닌 지방세 체계로 인하여 수렴하지 않는 현상이 발생할 수 있고, 이는 지역 간 자원의 흐름을 왜곡하는 것이기 때문에 형평성과 효율성 관점 모두에서 바람직하지 않다고 보아야 할 것이다.

본 보고서가 우리나라의 지역 간 경제수렴 및 지방세 체계에 대하여 상당히 중요한 정책적 시사점을 내포하고 있다고 생각되지만, 분석 틀의 한계가 있는 것도 사실이다. 따라서 향후 이러한 분석을 보완 및 발전시켜 나가야 할 필요가 있다. 본 보고서의 가장 큰 한계점은 역시 이

론모형의 부재라 할 수 있다. 본 보고서에서 활용된 실증분석 모형이 기존의 이론 및 실증분석에 토대를 둔 것이기 때문에 이러한 이론모형의 부재가 연구 방법론적으로 큰 한계를 지닌다고 생각되지는 않는다. 그러나 1인당 지방세와 지역경제 성장 간에 정(+)의 관계가 포착되었기 때문에, 양자간의 연계 메커니즘이 이론적으로 좀 더 명확하게 조명되는 것이 필요하다고 판단된다. 특히 조세수출 등으로 인하여 지방세 여건이 좋은 지역의 세출구조가 지역경제 성장에 어떠한 형태로 유리하게 작용하는지를 이론모형을 통하여 조명하고 이를 바탕으로 실증분석을 좀 더 정치화시키는 작업이 향후 필요하다고 판단된다.

참고문헌

- 김성태, 「한국 지방공공재의 수요함수 추정」, 『경제학연구』 42, 1994, pp. 145~164.
- 김성태, 「중위투표자 모형에 의한 지방재정지출의 결정요인 분석」, 『응용경제』 1, 1999, pp. 121~136.
- 김정훈, 「지방자치단체 純재정편익과 지역 간 균형발전에 관한 연구」, 한국조세연구원, 2003.
- 김종구, 「우리나라 지방자치제하 지방재정지출이 지역경제성장에 미친 영향」, 『국제지역연구』 12, 2008, pp. 143~164.
- 김종일, 「한국의 지역 간 소득격차에 관한 연구」, 『응용경제』 12, 2010, pp. 181~198.
- 김현아, 「재정분권과 지역소득」, 『재정논집』 21, 2007, pp. 1~21.
- 주만수, 「지방재정은 수렴하는가?」, 『응용경제』 11권 3호, 2009, pp. 147~172.
- 한국은행 충북본부, 「지역통계의 문제점 및 개선방안」, 2005. 12.
- 최병호, 「한국의 지방분권과 경제성장의 관계에 관한 연구: 공공자본의 민간부문 산출효과를 중심으로」, 2010, 미발표논문.

Acemoglu, Daron, *Introduction to Modern Economic Growth*, New Jersey: Princeton University Press, 2009.

Aghion, Philippe and Peter Howitt, *The Economics of Growth*, Cambridge: The MIT Press, 2009.

Akai, N. and M. Sakata, "Fiscal Decentralization Contributes to

- Economic Growth: Evidence from State-Level Cross-Section Data for the United States,” *Journal of Urban Economics* 52, 2002, pp. 93~108.
- Arpaia, Alfonso and Alessandro Turrini, “Government expenditure and economic growth in the EU: long-run tendencies and short-term adjustment,” *Economic Paper* 300, European Commission, 2009.
- Arvela, M., “Testing the Neoclassical Model of Regional Economic Growth: A Panel Data Approach across the Finnish Provinces, 1973-1996,” *Review of Regional Studies*, 32(2), 2002, pp. 223~53.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin, “Convergence Across States and Regions,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, pp. 107~158.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin, “Convergence,” *Journal of Political Economy* 100, 1992, pp. 223~251.
- Barro, R., and Sala-i-Martin, X, *Economic growth*, New York: McGraw-Hill, 2004.
- Beeson, Patricia, David N. DeJong, Werner Troesken, “Population growth in U.S. counties, 1840-1990,” *Regional Science and Urban Economics* 31, 2001, pp. 669~699.
- Blackburne, Edward and Mark W. Frank, “Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels,” *The Stata Journal* 7, 2007, pp. 197~208.
- Brueckner, J. “Fiscal Federalism and Economic Growth,” *Journal of*

Public Economics 90, 2006, pp. 2107~2120.

Caselli, Francesco, Esquivel, Gerardo and Lefort, Fernando, "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics," *Journal of Economic Growth* 1, 1996, pp. 363~389.

Davoodi, H. and Zou, H., "Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-country Study," *Journal of Urban Economics* 43, 1998, pp. 244~257.

Iimi, A., "Decentralization and Economic Growth Revisited: An Empirical Note," *Journal of Urban Economics* 57, 2005, pp. 449~461.

Islam, N., "Growth Empirics: A Panel Data Approach," *Quarterly Journal of Economics* CX, 1995, pp. 1127~1170.

Kneller, R., M. F. Bleaney, and N. Gemmell, "Fiscal policy and growth: Evidence from OECD countries," *European Journal of Political Economy* 74, 2004, pp. 171~190.

Lucas, R., "On the Mechanism of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22, 1988, pp. 3~42.

Madies, T. and Ventelou, B., "Federalism in an Endogenous Growth Model with Tax Base Sharing and Heterogeneous Education Services," *Papers in Regional Science* 84, 2005, pp. 1~19.

Ogawa, Hikaru and Yakita, Sayaka, "Equalization Transfers, Fiscal Decentralization, and Economic Growth," *FinanzArchiv* 65, 2009, pp. 122~140.

- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. P. Smith, “Estimating long-run relationships in dynamic heterogeneous panels,” DAE Working Papers Amalgamated Series 9721, 1997.
- Pesaran, M. H., and R. P. Smith, “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels,” *Journal of Econometrics* 68, 1995, pp. 79~113.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. P. Smith, “Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels,” *Journal of the American Statistical Association* 94, 1999, pp. 621~634.
- Rodriguez-Pose, Andres and Ezcurra, Roberto, “Is Fiscal Decentralization Harmful For Economic Growth? Evidence from The OECD Countries,” *Journal of Economic Geography forthcoming*, 2010.
- Romer, P., “Endogenous technological change,” *Journal of Political Economy* 98, 1990, pp. 71~102.
- Romer, P., “Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization,” *American Economic Review Papers and Proc.* 77, 1987, pp. 56~62.
- Solow, “A Contribution to the Theory of Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics* 70, 1956, pp. 65~94.
- Thießen, Ulrich, “Fiscal Decentralisation and Economic Growth in High-Income OECD Countries,” *Fiscal Studies* 24, 2003, pp. 237~274.
- Thornton, J., “Fiscal decentralization and economic growth reconsidered,” *Journal of Urban Economics* 61, 2007, pp. 64~70.

- Xie, D., H. Zou and H. Davoodi, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States," *Journal of Urban Economics* 45, 1999, pp. 228~239.
- Zhang, T. and H. Zou, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth," *Journal of Public Economics* 67, 1998, pp. 221~240.
- Zou, H., "Taxes, Federal Grants, Local Public Spending and Growth," *Journal of Urban Economics* 39, 1996, pp. 303~317.

<국문요약>

재정분권과 지역경제 성장의 수렴

김정훈

본 보고서는 지방재정 변수가 지역경제 성장의 수렴에 미치는 효과를 실증분석하여 재정분권, 지역경제 성장, 그리고 지역 간 격차의 삼자 관계가 어떠한 연계성을 갖는지를 파악하였다. 이러한 연구결과에 따르면 지역경제 성장의 수렴에 통계적으로 가장 중요한 영향을 미치는 변수가 1인당 지방세이다. 또한 1인당 지방세와 지역경제 성장 간에는 부(-)의 관계가 아니라 정(+)의 관계가 있는 것으로 파악되었다. 이러한 결과가 얻어지는 주 이유는 우리나라의 지방세 세율이 전국적으로 같아 지역주민들의 세부담은 거의 동일한 반면, 지방세 과표는 지역 생산이나 지역 소득뿐만 아니라 법인의 활동이나 부동산 거래의 활성화에 많은 영향을 받기 때문이다. 따라서 향후 지역경제 성장이 보다 효율적이고 균형적으로 이루어지기 위해서는 지방세 체계가 개편되어 지역 생산과 지역 소득과의 연계성을 더욱 강화하는 것이 필요할 것이다.

〈Abstract〉

Fiscal Decentralization and Regional Economic Convergence in Korea

Junghun Kim

This report analyzes the tripartite relationship between fiscal decentralization, regional economic growth regional economic disparities. Its empirical research finds that per capita local tax revenue is the most significant control variable that affects regional economic convergence in Korea. What is surprising about this result is that the impact of per capital local tax on regional economic growth is positive rather than negative. The reason behind this counterintuitive result lies in the fact that local tax rates in Korea are the same across all local governments. The factors therefore that create different levels of per capita local tax revenue are tax exporting and property transaction taxes which are determined by the frequency of property transactions rather than local production or local income. What is required for more efficient and equitable regional economic growth in Korea is therefore local tax system reform which makes local tax revenue more proportional to local income.

〈著者略歷〉

김정훈

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

자료 수집 및 정리

류인경 한국조세연구원 전문연구위원

研究報告書 10-16

재정분권과 지역경제 성장의 수렴

2010년 12월 23일 인쇄
2010년 12월 30일 발행

저 자 김정훈
발행인 원윤희
발행처 한국조세연구원

☐1318-7774 서울특별시 송파구 가락동 79-6

전화 : 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호

주관및
인 쇄 (주) 천 세

© 한국조세연구원 2010

ISBN 978-89-8191-502-5

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 5,000원