제32권 제3호 2016년 9월 30일
Journal of the KRSA
vol.32, no.3, 2016 pp.45–62

우리나라 광역자치단체의 재정자립도 격차는 줄어들고 있는가

지은초* · 박완규**

Has the Gap of Fiscal Self-sufficiency Rates of 16 Provincial Governments Been Narrowed?

Ji, Ann Cho*, Park, Wan Kyu**

국문요약 : 본 연구는 우리나라 16개 광역자치단체의 재정자립도 격차가 줄어들고 있는지 여부를 분석하고 그에 따른 해결책을 마련하기 위해 1998~2013년까지 총 16년간의 패널 데이터를 구축하고 Pooled OLS, 시스템 GMM 분석을 실시하였다. 재정자립도의 추이를 살펴본 결과, 시간이 지남에 따라 하향하는 추세를 보였으며, 광역자치단체를 대상으로 한 β–수렴 분석에서 절대적, 조건부 수렴 모두 재정자립도의 수렴이 나타났다. 또한 노인인구, 실질 GRDP, 인구밀도 변수를 통제한 조건부 분석 시 절대적 수렴보다 더 빠르게 수렴하는 것을 확인하였다. 특 · 광역시와 도를 나누어 분석한 결과, 특 · 광역시와 도 모두에서 재정자립도의 절대적, 조건부 수렴현상을 확인하였으며 도보다 특 · 광역시에서 빠르게 수렴이 진행되고 있었다. 단체별 지역 환경 및 재정운영의 차이에 따라서 재정자립도의 결정요인이 다를 것으로 판단하여 결정요인분석을 실시한 결과, 특 · 광역시의 경우, 3차 산업 취업자 비중 변수가 재정자립도에 긍정적인 효과를 가지며, 도에서 1인당 자동차 등록대수 변수는 재정자립도에 긍정적인 영향을 주고, 노인인구의 증가는 재정자립도에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다.

주제어 재정력 격차, 재정자립도, β–수렴, system-GMM

Abstract : The main purpose of this study is to investigate whether the gap of fiscal self-sufficiency rates of 16 provincial governments in Korea has been narrowed and to suggest some remedies based on the empirical

* 중앙대학교 일반대학원 경제학과 박사과정 수료 (주저자: jcho6060@hanmail.net)
** 중앙대학교 경제학부 교수 (교신저자: wanpark@cau.ac.kr)

results. The panel data set from 1998 to 2013 is used and pooled OLS and system GMM regression techniques are employed. The fiscal self-sufficiency rates show downward trend and β-convergence exists in absolute and conditional convergence analysis. The speed of conditional convergence anlysis is proved to be faster than that of absolute analysis. Both metropolitan cities and prefectures show convergence of fiscal self-sufficiency rates. We have found out that in the case of metropolitan cities, the proportion of workers in the tertiary industry has positive effect on fiscal self-sufficiency rates and in the case of prefectures number of cars per capita has positive effect. And in both cases increase in old population has negative effect.

Key Words : fiscal capacity disparities , self-sufficiency rate, β-Convergence, system-GMM

1. 서론

지방자치제가 본격적으로 시행된 1995년도 이후, 사회 · 경제적인 분야에서 지역 간 격차와 함께 그에 따른 갈등이 제기되었다. 이에 따라 지방자치단체 간 균형발전 방안을 모색하려는 노력이 현재까지도 꾸준히 진행 중이다. 국내의 지역격차에 대한 연구들은 주로 지역소득과 성장을 기반으로 경제력 격차를 확인하기 위한 수렴성 분석을 실시하였으며, 지역균형발전 방안들을 제시하였다(김지욱, 2004, 2011; 박완규, 2009, 2010; 박완규 · 이경진, 2010).

이러한 지역의 경제력 격차문제 뿐만 아니라 지역의 재정운영에 대한 문제들도 제기되고 있다. 최근 글로벌 금융위기로 촉발된 경제침체와 내수정체로 지자체의 재정수입이 감소하고, 복지지출의 증가와 지자체의 비효율적 운영으로 인한 재정지출이 증가하고 있는 것이 우리나라 지방재정의 현실이다. 정윤한(2008)은 지방재정의 문제점으로 지방자치 경쟁력 취약, 지방세 구조의 복잡성과 지역경제와의 연계성 부족, 자치단체 간 재정불균형, 재정압박요인 증가를 들었다. 또한 류덕현(2013)은 우리나라의 재정상황이 심각해질 가능성이 있는 만큼 재정준칙의 도입을 통해 재정규율 강화의 필요성을 주장하였다. 이밖에 많은 연구들이 지역의 경제력 격차 문제와 더불어 재정상황의 심각성과 개선에 대한 목소리를 높이고 있다.

이처럼 최근 들어 지역 간 격차에 대한 연구는 경제력뿐만 아니라 재정 측면에서의 균형발전에 대한 관심이 높아짐에 따라 지역 간 재정력의 격차를 확인하는 연구가 진행되고 있다(김지욱, 2012; 주만수, 2009, 2011; 홍서빈 · 주만수, 2011).

기존의 지방재정 수렴성 분석은 재정지출 및 재정수입 변수를 통해 재정력 격차를 살펴보고 있다. 그러나 지방자치단체의 재정력을 확인하기 위해 만든 지표인 재정자립도 중심의 지방재정 수렴성 분석은 아직 이루어지지 않고 있다. 지방자치단체의 예산규모에서 지방세와 세외수입을 더한 자체재원의 비중을 나타내는 재정자립도는 지방정부의 재원 조달능력을 나타낸다. 또한 재정자립도를 역으로 해석하면 재정운용에 있어 지역이 얼마나 의존적인지에 대한 유추가 가능하여 재정 건전성 및 효율화 논의에 있어 반드시 고려되어야 하는 중요한 변수이다.[1)]

지방자치단체의 재정력을 반영하는 주된 지표중 하나인 재정자립도가 시간이 흐름에 따라 어떻게 변화하고 있는지, 즉 자치단체 간 격차가 벌어지고 있는지 아니면 좁혀지고 있는지, 좁혀지고 있는 경우 상향평준화 경향을 갖는지, 아니면 하향평준화 경향을 갖는지 등을 파악하는 것은 중앙정부나, 자치단체 스스로, 그리고 자치단체 간 재정전략을 수립하고, 필요에 따라 연계 협력하는 데 중요한 시사점을 제시할 수 있다. 또한 그 추세가 드러나면 이에 대한 원인을 분석하여 구체적 대책을 수립하는 것도 필요하다.

이에 따라 지방재정의 격차를 확인하고 지역의 균형발전과 지속가능성을 위한 연구가 필요하다고 판단

하여 1998~2013년까지 총 16년도에 걸쳐 광역자치단체를 대상으로 수렴 분석을 실시하였다. 재정지표 중 재정의 자체조달능력을 나타내는 지표인 재정자립도의 절대적, 조건부 수렴성 분석을 실시하며, 이를 통해 지역 간 재정력 격차의 추이를 확인하고자 한다. 또한 광역자치단체 종류별로 상이한 수렴현상이 일어날 경우 특 · 광역시 와 도에서 서로 다른 사회경제적 요인이 작용하는 것으로 판단하여 재정자립도 결정요인 분석을 추가로 실시하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 광역자치단체의 재정자립도와 그 구성요소의 추이를 살펴보며, 3장에서는 재정력 격차 수렴 분석에 대한 선행 연구를 개관하고, 4장은 분석에서 사용된 실증모형과 데이터를 설명한다. 5장에서는 재정자립도 수렴 분석 및 결정요인 분석의 결과를 제시하며, 마지막으로 6장에서는 요약과 시사점을 도출한다.

2. 광역자치단체의 재정자립도 및 관련 변수의 추이

1) 재정자립도의 추이

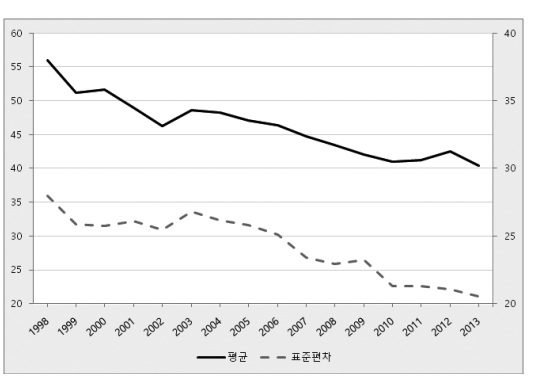
재정자립도는 자치단체 일반회계 세입예산규모에서 지방세와 세외수입으로 이루어진 자체재원의 비중을 나타낸다. 따라서 재정자립도가 높을수록 자체적으로 충당할 수 있는 재정수입이 많음을 의미한다. 반면, 재정자립도가 낮을수록 자체수입이 적고 이에 따라 상위 단체로부터 받는 의존재원이 높아지므로 재정의존도가 심화되고 있다고 할 수 있다.

〈그림 1〉은 1998년부터 2013년까지 총 16년간 16개 광역자치단체 재정자립도의 연도별 평균과 표준편차 추이를 나타낸 것이다.[2)]

그림에서 볼 수 있듯이 광역자치단체의 재정자립도는 대체로 시간이 지날수록 하향추세에 있음을 알 수 있다. 표준편차 역시 1998년 이후로 점차 줄어드는 모습을 보이고 있다. 이를 통해 지방자치단체 스스로가 자체재원을 충당할 수 있는 능력이 약해지고 있으며, 중앙정부로부터의 재정 의존도가 심화되고 있을 가능성이 있다는 것을 알 수 있다.

광역자치단체별 재정자립도의 흐름을 비교하기 위해 광역자치단체 전체, 특 · 광역시 및 도의 재정자립도 연도별 평균 추이를 〈표 1〉에 나타내었다. 1998년 광역자치단체 전체의 재정자립도 평균은 55.99%, 특 · 광역시 82.4%, 도 35.44%로 시작하여 2013년 전체 평균이 41.63%, 특 · 광역시 57.94%, 도 28.94%로 시간이 지남에 따라 전체적으로 하향하는 모습이 나

〈그림 1〉 재정자립도 연도별 평균과 표준편차 추이(단위: %)



자료: 행정자치부,「지방자치단체 예산개요」, 1998~2013 각 연도.

〈표 1〉 광역자치단체별 재정자립도 평균 추이(단위: %)

	전체	특 · 광역시	도
1998	55.99	82.40	35.44
1999	51.21	75.93	31.98
2000	51.61	76.34	32.37
2001	49.00	73.36	30.06
2002	46.30	69.37	28.36
2003	48.61	72.83	29.77
2004	48.29	71.34	30.36
2005	47.06	70.54	28.80
2006	46.38	69.13	28.68
2007	44.72	65.66	28.43
2008	43.51	63.59	27.90
2009	42.03	61.29	27.04
2010	40.96	59.39	26.62
2011	41.20	58.81	27.50
2012	42.53	59.57	29.27
2013	41.63	57.94	28.94
연평균 성장률	−1.49	−2.33	−0.95

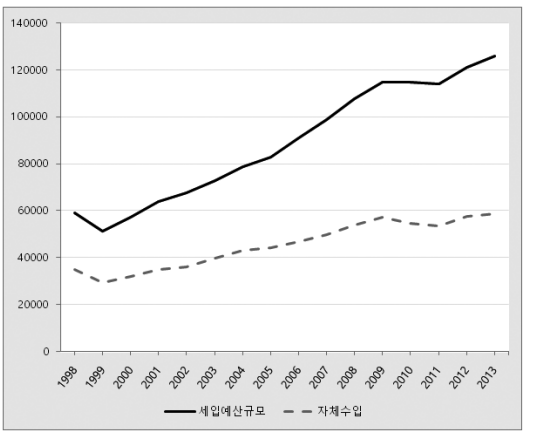
자료: 행정자치부,「지방자치단체 예산개요」, 1998~2013 각 연도

타났다. 특 · 광역시와 도의 재정자립도를 비교해 보면 특 · 광역시의 재정자립도 평균이 도의 약 2배가 넘는 것으로 나타나 두 유형 간 자체재원 충당능력에 극심한 차이가 있는 것을 알 수 있다. 특 · 광역시는 전체를 훨씬 웃도는 재정자립도 평균을 보이고 있으나 도의 평균은 전체보다 낮았다.

또한 재정자립도 연평균 성장률을 계산한 결과 전체 및 특 · 광역시와 도 모두 감소하는 것으로 나타났다. 특히 도 지역 보다 더 높은 평균 재정자립도를 가진 특 · 광역시에서 −2.33%로 도의 −0.95%보다 약 2배 이상 더 빠르게 감소하여 재정자립도의 하락세가 도에 비해 급격하게 진행되고 있다.

〈그림 1〉과 〈표 1〉을 통해 재정자립도 평균 및 성장률을 살펴본 결과 우리나라 광역자치단체 모두에서 재정자립도 평균이 하향추세에 있으며, 표준편차가 줄어들고 있었다. 또한 재정자립도가 높은 특 · 광역시의 하락세가 급격하게 진행되고 있어 지역의 자체재원 충당능력이 약해지고 재정자립도의 하향수렴 가능성이 있음을 확인하였다. 그와 더불어 두 광역자치단체 간 재정자립도의 수렴속도의 차이가 존재할 수 있음을 유추해볼 수 있어 재정자립도에 영향을 미치는 요인에 있어서도 단체 간 서로 다른 특성이 발견될

〈그림 2〉 세입예산규모, 자체수입 평균 추이(단위: 억 원)



자료: 행정자치부, 「지방자치단체 예산개요」, 1998~2013 각 연도.
주: 2010년 기준 실질가격으로 변환하여 사용

〈표 3〉 광역자치단체별 재정자립도 구성요소 연평균 성장률(단위: %)

	지방세	세외수입	자체수입	세입예산규모	GRDP	1인당GRDP
서울특별시	4.72	3.45	4.06	4.36	3.51	3.59
부산광역시	3.74	0.05	1.81	4.43	3.39	3.95
대구광역시	3.37	1.79	2.4	4.76	3.43	3.4
인천광역시	5.69	5.54	5.58	6.75	4.47	3.44
광주광역시	5.2	−1.57	1.69	4.73	4.36	3.69
대전광역시	4.73	2.01	2.98	5.31	3.63	2.7
울산광역시	5.89	9.23	6.66	7.52	3.71	2.81
특 · 광역시 평균	4.76	2.93	3.60	5.41	3.79	3.37
경기도	7.46	2.66	4.83	6.3	7.14	4.7
강원도	4.85	1.79	2.99	5.34	2.97	3.01
충청북도	6.42	1.57	3.56	6.11	5.37	4.96
충청남도	7.63	1.49	3.86	4.99	7.88	7.39
전라북도	5.21	−0.38	1.64	5.3	3.42	3.91
전라남도	5.88	0.11	2.05	4.99	2.93	3.82
경상북도	4.93	4.98	4.88	6.61	5.34	5.63
경상남도	7.14	1.5	3.82	5.64	5.13	4.56
제주도	6.11	1.54	3.43	4.64	4.46	3.72
도 평균	6.18	1.70	3.45	5.55	4.96	4.63
전체 평균	5.56	2.24	3.52	5.49	4.45	4.08

자료: 행정자치부, 「지방자치단체 예산개요」, 1998~2013 총 16년 각 연도. KOSIS 국가통계포털의 GRDP 및 1인당 GRDP, 1998~2013 총 16년 각 연도.

수 있다는 것을 시사하고 있다.

2) 재정자립도 구성요소의 추이

재정자립도를 구성하는 자치단체 세입예산규모는 재정자립도의 분모, 지방세와 세외수입의 합인 자체수입은 분자에 해당한다. 〈그림 2〉는 연도별 자치단체 일반회계 세입예산규모와 자체수입에 대한 평균 추이를 나타낸 것이다.

세입예산규모는 1998년도 자치단체 평균 5조 9천억 원에서 2013년도 평균 12조 5천억 원으로 증가했으며, 자체수입은 1998년도 평균 3조 5천억 원에서 2013년도 5조 8천억 원으로 증가하였다. 재정자립도의 구성요소가 모두 꾸준히 성장하는 모습을 보이고 있으나 그래프 상에서도 확인할 수 있듯이 재정자립도의 분모인 세입예산규모의 경우 연평균 성장률이 5.35%인 반면 재정자립도의 분자에 해당하는 자체수입의 연평균 성장률은 3.71%에 머무르고 있다. 이처럼 세입예산규모에 비해 자체수입의 성장률이 낮게 나타나기 때문에 재정자립도가 하향추세를 보이고 있는 것이다. 또한 세입예산규모와 자체수입의 차이는 곧 의존재원의 증가로 볼 수 있어 시간이 지날수록 의존재원의 비중이 증가하고 있음을 나타낸다.

〈표 3〉은 재정자립도의 구성요소라 할 수 있는 지방세, 세외수입, 자체수입 및 세입예산규모의 1998년도에서 2013년도까지 총 16년간 연평균 성장률을 광역자치단체별로 나타낸 것이다. 또한 지방재정과 지역경제규모의 비교를 위해 GRDP 및 1인당 GRDP 성장률을 추가로 살펴보았다. 그 결과, 모든 광역자치단체에서 세입예산규모의 성장률이 지방세와 세외수입을 합한 자체수입의 성장률보다 높은 모습을 보였다.

GRDP와 재정변수들의 성장률을 살펴보면 다음과 같다. 경기도와 충청남도를 제외한 모든 자치단체에서 세입예산규모는 GRDP에 비해 성장률이 높았으며, 모든 지역에서 1인당 GRDP보다 높은 성장률을 보였다. 그러나 서울, 인천, 울산, 강원도를 제외한 지역들에서는 자체수입은 GRDP보다 낮은 성장률을 보이고 있다. 또한 1인당 GRDP 성장률에 비해 자체수입 성장률이 높은 지역은 서울, 인천, 대전, 울산, 경기로 나타났다.

광역자치단체 전체를 보면 GRDP나 1인당 GRDP의 성장률로 정의한 경제 성장률에 비해 세입예산규모의 성장률이 높게 나타났으며, 자체수입 성장률은 낮은 모습을 확인할 수 있었다. 특 · 광역시와 도를 비교해 보면 자체수입과 GRDP간 성장률 격차가 도에서, 세입예산규모와 GRDP간 성장률 격차는 특 · 광역시에서 크게 나타났다. 자체수입을 이루고 있는 지방세와 세외수입의 경우, 울산광역시와 경상북도를 제외한 모든 지역에서 세외수입에 비해 지방세의 연평균 성장률이 높은 것으로 나타났다.

재정자립도의 구성요소인 세입예산규모와 자체수입은 시간이 지남에 따라 꾸준히 증가하고 있음을 〈그림 2〉를 통해 확인하였으며, 〈표 3〉을 통해 자치단체의 자체수입 성장률이 세입예산규모의 성장률보다 떨어지는 현상을 보았다. 또한 GRDP와 재정자립도 구성요소의 비교를 통해 전체적으로 자체수입의 성장이 경제성장에 미치지 못하는 모습을 확인하였으며, 특히 특 · 광역시보다 도에서 이러한 현상이 두드러지는 것으로 나타났다.

3. 선행연구

수렴성 연구는 Solow(1956), Koopmans(1965)등의 성장이론을 토대로 한 경제력 격차 연구를 중심으로 나타났다. 신고전학파의 성장이론에 따른 절대적 수렴성 연구 이후, Barro(1989), Barro & Sala-i-Martin(1992)은 장기적인 성장에 영향을 줄 수 있는 변수들을 통제하는 조건부 성장이론을 제시하였으며, 이를 바탕으로 국가 간, 지역 간 경제력 격차를 분석한 연구들이 꾸준히 진행되었다.

국내의 경우, 1995년도 지방자치제 시행 이후 지방자치단체 간 균형발전을 위한 노력이 중요시되면서 지역소득 기반의 경제력 격차를 확인하는 수렴연구가 활발히 이루어졌다(김지욱, 2004, 2011; 박완규, 2009, 2010; 박완규 · 이경진, 2010). 또한 최근 경제침체와 복지지출 증가에 따른 지자체의 재정수입 감

소 및 재정지출 증가로 인해 지자체의 재정관리에 대한 대안 모색의 필요성이 증가함에 따라 지역소득 중심의 경제력 수렴현상 연구와 더불어 지방재정과 관련한 수렴성 연구 역시 중요한 연구 분야로 인식되고 있다. 지방재정과 관련된 수렴성 연구는 주로 재정지출 및 수입 변수를 사용한 분석이 이루어지고 있다.

Skidmore et al.(2004)은 지역 경제력 수렴 분석에 대한 연구를 바탕으로 재정지출의 수렴성 여부를 이론적으로 정리하였으며, 이를 바탕으로 1960~2000년간 총 208개의 국가를 대상으로 한 패널데이터를 통해 고정효과 모형을 사용한 실증분석을 진행하였다. 분석의 대상은 전체 국가, OECD 국가, NON-OECD 국가로 나누어 실시하였으며, 그 결과 모든 국가집단에서 정부재정지출, 정부자본 그리고 정부교육지출의 수렴성이 나타났다.

미국 위스콘신 주에 속한 581개 지방정부들의 1990~2000년 연간 데이터를 사용한 Skidmore et al.(2008)은 총지출, 보호서비스, 도로유지, 폐기물 처리, 건강관리서비스 등의 지방재정지출을 절대적, 조건부 수렴 방법으로 분석하였다. 인구증가율, 부동산 가치, 제조업 고용률 등의 변수가 통제변수로 사용되었으며, 모든 지출영역에서 지방재정지출이 수렴하고 있는 모습을 보였다.

1990년 이후 152개 시 · 군을 대상으로 재정지출, 지방세수입, 재산세수입 및 주민세수입 등의 재정변수 수렴여부를 알아본 주만수(2009)는 지방세수입 총액으로 판단한 재정력의 격차는 확대되지만 개별 지역주민의 재정부담력을 나타내는 일인당 지방세수입은 지역 간 대체로 수렴하는 것을 확인하였다. 반면, 재정지출의 경우 상위정부의 이전지출에 의해 영향을 받아 총액에서는 수렴하지만 일인당 지출은 확대되는 경향을 보이는 것으로 나타났다.

홍서빈 · 주만수(2011)는 서울, 부산, 인천, 대구, 광주, 대전광역시 자치구의 통계자료를 사용하여 1995~2008년간 인구 및 소득, 지방세 수입 및 재정지출에 대한 α-수렴성 및 β-수렴성 분석을 수행하였다. 분석결과, 지방세의 총액 및 일인당 지방세의 자치구간 격차는 확대되고, 일인당 재정지출은 수렴하는 것으로 나타났다. 이러한 수입과 지출의 상반된 수렴성은 중앙정부가 국고보조금 위주의 이전재원을 통해 자치구의 재정지출 격차를 형평화하는 역할을 수행하기 때문이라고 주장하였다.

김성태(2014)는 1985~2011년 간 광역자치단체 자료를 사용하여 우리나라의 1인당 지방재정지출의 수렴여부를 분석하였다. 패널자료를 사용한 Pooled OLS와 함께 고정효과 모형과 확률효과 모형 분석을 통해 우리나라의 1인당 지방재정지출이 수렴하는 것을 확인하였다. 또한 지방재정지출을 5개의 분야로 구분하여 분석한 결과 기능별 재정지출에 따라 수렴속도가 상이한 것으로 나타났다. 공공투자지출이 공공소비지출의 수렴속도보다 빠르게 나타났으며, 사회개발비 지출보다 경제개발비 지출의 수렴속도가 빠른 모습을 보였다.

지역의 재정지출을 대상으로 수렴 분석을 진행한 연구과 함께 지역의 재정력을 나타내는 변수인 재정자립도의 수렴성 여부를 확인한 연구는 다음과 같다. 2000~2011년까지 서울시 25개 자치구의 재정자립도, 재정수입, 재정지출 자료를 이용하여 각 지표 간 수렴성 여부를 α-수렴, β-수렴, 그리고 분포동학분석으로 검정한 김지욱(2012)에서는 재정자립도, 재정수입의 양극화 현상을 확인하였다. 그러나 재정지출의 경우 단봉의 형태로 나타나 수렴현상이 존재하는 것으로 결론 내렸다.

수렴성 연구는 주로 지역 경제성장을 나타내는 소득변수들에 의해 이루어졌으며, 재정변수들을 중심으로 한 분석은 비교적 최근에 이루어지고 있다. 또한 재정변수 중 지역의 재정력을 나타내는 변수인 재정자립도를 사용한 수렴 분석은 아직 드문 실정이다. 따라서 본 연구는 자율적인 재정운영 능력을 나타낸 지표인 재정자립도 변수를 이용하여 절대적, 조건부 수렴 분석을 진행하고 각 자치단체 재정 운영에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

4. 실증분석모형 및 데이터

1) 실증분석모형

Barro and Sala-i-Martin(1992, 2004)은 Ramsey (1928), Solow(1956) 등이 구축한 신고전학파 성장모형을 중심으로 β-수렴성에 대한 모형을 정리하여 아래와 같은 단순 성장 회귀식을 제시하였다.[3)]

$$G_{it,\,t\text{-}1} = \alpha + \beta \log(y_{it\text{-}1}) + E_{it} \qquad (1)$$

여기서 $G_{it,\,t\text{-}1}$은 i 지역의 t-1에서 t 기간 동안의 경제성장률, $y_{it\text{-}1}$은 i 지역의 초기의 1인당 소득, E은 오차항이다. 수렴계수 β가 0보다 작으면 초기의 1인당 소득 $y_{it\text{-}1}$이 클수록 경제성장률 $G_{it,\,t\text{-}1}$이 작은 값을 가지게 되어 소득이 수렴한다. 반면, 값이 0보다 크면 발산하는 것을 의미한다. 식 (1)의 경우 분석대상인 i 지역에 대해 소득수준이 같을 것이라는 전제 하에 절대적 수렴을 확인하기 위한 분석이다. 그러나 사회경제적으로 다양한 변수들이 경제성장에 영향을 미치고, 분석대상별로 가 같다는 가정은 무리가 있으므로 통제변수들을 추가하여 수렴여부를 확인하는 보완된 조건부 수렴(conditional convergence)식은 다음과 같다.

$$G_{it,\,t\text{-}1} = \gamma X_i^t + \beta \log(y_{it\text{-}1}) + E_{it} \qquad (2)$$

Islam(1995), Arvela(2002), Acemoglu(2009) 등은 국가 또는 지역별로 관찰되지 않은 이질성을 고려하는 패널분석이 수렴 여부를 확인하는 방법에 있어 바람직하다는 주장에 따라 식 (2)에 이러한 지역특성을 나타내는 μ_i를 조건부 수렴식에 포함하여 다음과 같은 식을 도출하였다.

$$G_{it,\,t\text{-}1} = \gamma X_i^t + \beta \log(y_{it\text{-}1}) + \mu_i + E_{it} \qquad (3)$$

경제성장률($G_{it,\,t\text{-}1}$)은 1인당 소득의 변화율($\Delta\log(y_{it})$)이며, 김정훈(2010)의 연구에서는 식 (3)을 다소 변형하여 다음과 같이 나타냈다.

$$\begin{aligned} G_{it,\,t\text{-}1} &\equiv \log\left(\frac{y_{it}}{y_{it\text{-}1}}\right) \\ &= \log(y_{it}) - \log(y_{it\text{-}1}) \\ &= \gamma X_i^t + \beta \log(y_{it\text{-}1}) + \mu_i + E_{it} \end{aligned}$$

양변에 $\log(y_{it\text{-}1})$를 더하면,

$$\begin{aligned} \log(y_{it}) &= (1+\beta)\log(y_{it\text{-}1}) \\ &\quad + \gamma X_i^t + \mu_i + E_{it} \end{aligned} \qquad (4)$$

따라서 수렴 여부를 확인하고자 할 경우, $\log(y_{it\text{-}1})$의 계수인 (1+β)가 1보다 작으면 수렴계수 β가 음(-)의 부호를 가지므로 수렴한다고 해석할 수 있으며, β의 크기에 따라 수렴속도의 빠르기가 나타난다.[4)] 위의 식 (4)를 본 분석에 맞게 적용하여 다음과 같이 수정된 기본 모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} \log(g_{it}) &= (1+\beta)\log(g_{it\text{-}1}) \\ &\quad + \gamma X_{it} + \mu_i + \tau_t + E_{it} \end{aligned} \qquad (5)$$

이때 g_{it}는 재정변수, X_{it}는 통제변수, μ_i는 지역의 미관측 특성, τ_t는 시간효과, E_{it}는 오차항이다. 식 (5)는 종속변수의 과거값이 설명변수로 사용된 동적 패널 모형(dynamic panel model)이다. 이러한 모형의 경우, 설명변수로 포함되어 있는 종속변수의 과거값과 오차항 간의 시계열 상관관계가 존재하고 내생성의 문제가 발생할 수 있어 추정에 편의(bias)가 존재할 가능성이 있다(Arellano & Bond, 1991). 따라서 이러한 문제가 발생할 경우 동적 패널 모형에서 일치추정량을 얻기 위해 Arellano & Bond(1991)가 제안한 차분 GMM(difference generalized method of moments)분석을 실시한다. Arellano & Bond(1991)는 일치추정량을 구하기 위해 과거의 시차변수를 도구변수로 사용하였다. 또한 1차 차분을 통해 내생성 문제와 고정효과인 μ_i 제거를 통한 지역의 미관측 특성 문제를 해결할 수 있음을 보였다.

그러나 차분 GMM분석에 있어 오차항 간 분산이 클 경우 도구변수의 타당성 문제가 발생한다.

이 때문에 Arellano & Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)는 수준방정식과 차분방정식을 결합한 system GMM 추정방법을 통해 일치추정량을 도출한 바 있다. 따라서 본 연구에서는 system GMM을 사용하여 지역 재정상황을 나타내는 변수들의 수렴여부를 확인하고자 한다.

2) 데이터

본 연구를 위해 우리나라 16개 광역자치단체를 대상으로 1998~2013년까지 총 16년간의 패널데이터를 구축하여 분석을 실시하였다. 수렴성 여부를 확인할 대상인 재정자립도는 행정자치부에서 발행하는 각 연도「지방자치단체 통합재정개요」에서 구하였다.[5] 조건부 수렴성을 확인하기 위한 통제변수로 노인인구, GRDP, 인구밀도를 사용하였으며, KOSIS 국가통계포털에서 자료를 추출하였다.

광역자치단체의 경제성장 및 소득수준을 나타내는 GRDP는 KOSIS 국가통계포털에서 2010년도 불변가격 자료를 사용하였다. GRDP의 증가는 해당 지역 소득수준의 증가로 이어지며, 이에 따라 지방세의 규모 또한 커지게 되므로 재정자립도의 성장을 기대할 수 있다.

인구밀도는 인구밀도는 집적경제(economies of agglomeration)를 반영하는 변수이다. 김성태(2004)는 인구규모가 지역주민의 주민세 균등할에 영향을 미치고, 인구에 비례하여 흡연인구도 증가할 것으로 보고 담배소비세 수입에 영향을 미쳐 재정자립도에 긍정적인 영향을 줄 것으로 판단하였다. 또한 홍서빈 · 주만수(2011)는 인구변수를 지방세수입의 기반으로 보고 자치구 재정의 수렴성 분석의 독립변수로 사용하였다. 본 논문에서도 인구증가에 따른 지방세 수입의 변화가 재정자립도에 영향을 줄 것으로 예상하여 재정자립도 조건부 수렴 분석에 인구밀도 변수를 사용하였다.[6]

급격한 노인인구의 증가는 사회복지 지출의 증가를 초래하여, 지방재정에 큰 부담으로 작용하고 있음을 지적한 연구들이 다수 존재한다(최성은, 2010; 서정섭, 2011). 우리나라 시 · 군을 중심으로 사회복지 지출이 경제성장에 미치는 영향을 분석한 박완규 · 지은초(2015)에서는 기능별 사회복지지출 중 노인에 대한 지출규모가 가장 높다는 것을 지적하고, 지역성장 및 복지지출 간의 양립을 위해서는 효율적인 복지지출 운영의 필요성을 강조하였다. 이러한 연구들을 바탕으로 각 지역별 노인인구 규모의 차이가 재정자립도에 각기 다른 영향을 줄 수 있을 것으로 판단하였다.

〈표 4〉는 분석에 사용된 재정자립도, 노인인구수, 실질 GRDP, 인구밀도 변수들의 전체, 특 · 광역시, 도로 나누어 기초통계량을 보여주고 있다. 모든 변수는 로그로 변환하여 사용하였다. 재정자립도 평균은 〈표 1〉에서 설명된 바와 같이 특 · 광역시가 전체와 도보다 높게 나타났다. 노인인구의 경우 도가 전체와 특 · 광역시보다 높게 나타났다. 실질 GRDP는 특 · 광역시가 도에 비해 크게 나타나 특 · 광역시의 소득수준이 도보다 높았다. 인구밀도의 평균을 살펴본 결과, 도에 비해 특 · 광역시에서 인구의 집중현상이 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

5. 우리나라 광역자치단체 재정자립도 수렴 분석

본 절에서는 우리나라 광역자치단체 재정자립도의 수렴 여부를 분석한 결과들을 제시한다. 먼저, 광역자치단체 전체의 수렴 분석을 진행한 후 단체의 유형에

〈표 4〉 기초통계량

	전체		특 · 광역시		도	
변수	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
ln_jarip 재정자립도	3.68	0.57	4.20	0.21	3.28	0.43
ln_old 노인인구(명)	12.26	0.77	12.08	0.83	12.40	0.70
ln_grdp 실질GRDP(백만원)	17.66	0.80	17.71	0.78	17.61	0.82
ln_popkm 인구밀도(명)	6.63	1.49	8.12	0.79	5.47	0.64
Panel	16		7		9	
Observation	256		112		144	

따른 재정자립도 수렴현상이 상이하게 나타날 것으로 판단하여 특 · 광역시, 도를 나누어 수렴 분석을 실시하였다.

1) 재정자립도 수렴 분석

(1) 광역자치단체 전체의 재정자립도 –수렴성 분석

〈표 5〉는 식 (5)를 통해 광역자치단체 전체의 재정자립도 β–수렴성을 분석한 것이다. 모형 1은 절대적 수렴, 모형 2는 조건부 수렴을 나타낸다. 앞선 식 (5)에 따라 전년도 재정자립도 변수 $\log(g_{it-1})$의 계수값은 (1+β)이다. 따라서 계수값이 1보다 작아 β의 값이 음(–)이면 재정자립도의 성장률에 수렴성이 존재한다고 해석한다. 두 모형의 system–GMM 분석 모두에서 차분모형에 대한 1계, 2계 오차항의 자기상관 검정을 수행한 결과, AR(1)에서는 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하고, AR(2)에서는 귀무가설을 기각하지 않아 본 분석에 있어 system–GMM 방법의 적합성을 확인하였다.

절대적 수렴을 보여주는 모형 1의 pooled OLS, system–GMM 분석 모두에서 전년도 재정자립도의 계수값이 각각 1보다 작은 0.979, 0.994로 유의하게 나타났다. 따라서 수렴성을 나타내는 수렴계수 β가 음의 값인 –0.021, –0.006으로 재정자립도의 절대적 수렴성이 확인되었다. 노인인구, GRDP, 인구밀도를 통제변수로 사용하여 조건부 수렴 여부를 나타낸 모형 2에서 pooled OLS, system–GMM 분석 모두 전년도 재정자립도의 계수값이 유의하게 1보다 작은 0.954, 0.943이며, 수렴계수 β값이 –0.046, –0.057로 재정자립도가 조건부 수렴하는 것으로 나타났다. 각 지역의 인구특성, 소득수준, 인구규모를 고려한 조건부 수렴식 모형 2와 절대적 수렴을 나타낸 모형 1의 수렴계수 β를 비교한 결과, 조건부 수렴식에서 재정자립도가 더 빠르게 수렴하고 있었다.[7)]

〈표 5〉 전체 β–수렴 분석 결과

종속변수	모형 1		모형 2	
ln_jarip	pooled ols	system–GMM	pooled ols	system–GMM
L.ln_jarip	0.979*** (0.004)	0.994*** (0.003)	0.954*** (0.018)	0.943*** (0.017)
ln_old 노인인구			–0.022* (0.012)	–0.027** (0.011)
ln_grdp 실질GRDP			0.017* (0.009)	0.025*** (0.009)
ln_popkm 인구밀도			0.010 (0.006)	0.013** (0.006)
AR(1)		0.006		0.005
AR(2)		0.222		0.222
Hansen test[8)]		1.000		1.000
수렴계수 β	–0.021	–0.006	–0.046	–0.057
F–test	55287.13***		46593.75***	
Wald chi2		2.13e+07***		41714.80***
Adj R2	0.9997		0.9997	
Panel	16			
Observation	240			

주 1) : 괄호 안은 표준오차
2) : 시간고정효과 통제
3) : AR(1), AR(2), Hansen test는 P값
4) : *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

통제변수들을 살펴보면 system-GMM 분석에서 실질 GRDP와 인구밀도가 높을수록 재정자립도가 증가하는 모습을 보이고 있다. 홍서빈 · 주만수(2011), 김성태(2004)의 연구에서도 소득수준과 인구밀도가 세수입의 기반이 될 것으로 판단하였으며, 연구결과 재정자립도를 높이는데 긍정적인 영향을 준 것으로 나타났다.[9)]

반면, 노인인구 회귀계수의 값이 통계적으로 유의하게 음의 값을 갖는 것으로 나타났다.[10)] 이는 노인인구의 증가가 지역의 재정자립도에 부정적인 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다. 노인인구의 증가는 사회복지지출의 증가를 초래하고, 이러한 복지지출의 부담이 지역의 재정압박으로 다가올 것이라는 연구결과와 같은 맥락으로 볼 수 있다(최성은, 2010; 서정섭, 2011; 박완규 · 지은초, 2015).

(2) 특 · 광역시 및 도의 재정자립도 β-수렴성 분석

앞에서는 광역자치단체 전체를 대상으로 하여 재정자립도의 수렴성 여부를 분석하였다. 2장에서 광역자치단체의 재정자립도 및 구성요소의 추이를 살펴본 결과, 자치단체별 재정자립도 성장률에 있어 도지역보다 특 · 광역시의 재정자립도 하락현상이 더 급격하게 진행되고 있으며, 이에 따라 두 단체 간 재정자립도 수렴속도의 차이가 존재할 수 있음을 유추해볼 수 있었다. 또한 자치단체별 자체수입과 세입예산규모의 성장률 차이가 존재하며, 특 · 광역시와 도 간 재정운영의 여건이 서로 상이한 상황에 놓여 있음을 고려한다면 단체 간 재정자립도의 수렴현상 또한 단체 유형별로 상이하게 나타날 것으로 판단하여 이후 특 · 광역시와 도의 수렴 분석을 나누어 실시하였다.

〈표 6〉은 특 · 광역시의 재정자립도 -수렴 분석을 실시한 것이다. 절대적 수렴과 조건부 수렴을 보여주는 모형 1과 모형 2의 system-GMM분석에서 전년도 재정자립도 변수의 계수값이 각각 0.994, 0.905이며, 수렴계수가 -0.006, -0.095로 나타나 특 · 광역시의 재정자립도가 시간이 지남에 따라 점차 수렴하는 것

〈표 6〉 특 · 광역시 β-수렴 분석 결과

종속변수	모형 1		모형 2	
ln_jarip	pooled ols	system-GMM	pooled ols	system-GMM
ln_L_jarip	0.982*** (0.004)	0.994*** (0.003)	0.900*** (0.044)	0.905*** (0.024)
ln_old 노인인구			-0.015 (0.019)	-0.015 (0.011)
ln_grdp 실질GRDP			0.027** (0.012)	0.026*** (0.007)
ln_popkm 인구밀도			0.009 (0.017)	0.009 (0.012)
AR(1)		0.023		0.020
AR(2)		0.901		0.905
Hansen test		1.000		1.000
수렴계수 β	-0.018	-0.006	-0.100	-0.095
F-test	54340.28***		46398.06***	
Wald chi2		21.81***		1.58e+12***
Adj R2	0.9999		0.9999	
Panel	7			
Observation	105			

주 1) : 괄호 안은 표준오차
2) : 시간고정효과 통제
3) : AR(1), AR(2), Hansen test는 P값
4) : *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

을 알 수 있었다. 절대적 수렴보다 통제변수를 사용한 조건부 분석에서 재정자립도가 더 빠르게 수렴하며, 실질 GRDP가 증가할수록 재정자립도가 유의미하게 증가하는 모습을 보이고 있었다.

〈표 7〉은 도의 재정자립도 수렴 분석을 실시한 것이다. 모형 1의 절대적 수렴 분석에서 system-GMM을 사용한 전년도 재정자립도의 계수값이 0.996로 1보다 낮아 재정자립도의 수렴이 나타났다. 통제변수를 사용한 모형 2의 경우, system-GMM분석에서 전년도 재정자립도 계수값이 0.949로 나타나 절대적, 조건부 수렴계수 값이 각각 -0.004, -0.051로 조건부에서 수렴이 더 빠르게 진행되었다. 조건부 수렴 분석에서 소득수준과 인구밀도는 재정자립도의 증가에 긍정적이었으나, 노인인구의 경우 재정자립도에 통계적으로 유의하게 부정적인 영향을 주고 있었다.

전체와 특 · 광역시, 도의 재정자립도 수렴 여부를 확인한 결과, 모든 지역에서 재정자립도가 수렴하고 있으며, 통제변수를 사용한 조건부 수렴 분석에서 더 빠르게 수렴이 진행되고 있는 것으로 나타났다. 조건부 수렴의 결과에서 전체와 도의 수렴 계수값이 -0.057, -0.051, 특 · 광역시의 경우 -0.095로 나타나 특 · 광역시 재정자립도의 수렴현상이 더 빠르게 진행되고 있음을 확인하였다.

2) 재정자립도 결정요인분석

앞에서 실시한 수렴 분석에서 우리나라 광역자치단체의 재정자립도 수렴현상을 확인하였으며, 더불어 특 · 광역시와 도의 조건부 수렴에서 각각 수렴속도의 차이가 있음을 보았다. 따라서 단체의 특성별로 재정자립도를 결정하는 요인이 다를 것으로 판단된다.

재정자립도를 종속변수로 결정요인분석을 실시한 연구들(김성태, 2004; 이순배, 2008; 이혜승 · 김의준, 2009; 여준호, 2009)은 재정자립도의 결정요인으로 지역의 산업구조와 1인당 GRDP, 인구밀도 등의 변수들을 사용하였다. 본 분석에서는 수렴 분석에서 사용된 독립변수들을 기반으로 노인인구비중, 1인당 실질

〈표 7〉 도 β-수렴 분석 결과

종속변수	모형 1		모형 2	
ln_jarip	pooled ols	system-GMM	pooled ols	system-GMM
ln_L_jarip	0.974*** (0.006)	0.996*** (0.005)	0.953*** (0.026)	0.949*** (0.016)
ln_old 노인인구			-0.041 (0.038)	-0.057*** (0.011)
ln_grdp 실질GRDP			0.026 (0.029)	0.042*** (0.009)
ln_popkm 인구밀도			0.022 (0.016)	0.021** (0.009)
AR(1)		0.023		0.024
AR(2)		0.199		0.201
Hansen test		1.000		1.000
수렴계수 β	-0.026	-0.004	-0.047	-0.051
F-test	18670.89***		15651.99***	
Wald chi2		31.82***		29.13***
Adj R2	0.9995		0.9995	
Panel	9			
Observation	135			

주 1) : 괄호 안은 표준오차
2) : 시간고정효과 통제
3) : AR(1), AR(2), Hansen test는 P값
4) : *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

GRDP, 인구밀도와 함께 특 · 광역시의 경우 3차 산업 취업자비중, 도에서는 1인당 자동차 등록대수를 추가하였다. 김성태(2004)는 지역 내 산업구조에 의해 재정자립도가 영향을 받을 것이며, 3차 산업의 비중이 높을수록 재정자립도가 높을 것으로 판단하였으며, 이순배(2008)의 연구에서는 자동차 수가 지역의 재정수입에 영향을 미칠 것으로 보고 분석을 실시하였다.

특 · 광역시와 도 간 지역 환경 및 재정운영의 차이에 따라서 재정자립도의 결정요인이 다를 것으로 판단하여, 선행연구의 독립변수들을 토대로 결정요인분석에 사용된 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln(jarip_{it}) = \alpha &+ \beta_1 oldrate_{it} \\ &+ \beta_2 \ln(grap_p_{it}) \\ &+ \beta_3 \ln(popkm_{it}) \\ &+ \beta_4 r3cha_{it} \\ &+ \mu_i + \tau_t + E_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln(jarip_{it}) = \alpha &+ \beta_1 oldrate_{it} \\ &+ \beta_2 \ln(grap_p_{it}) \\ &+ \beta_3 \ln(popkm_{it}) \\ &+ \beta_4 \ln(car_p_{it}) \\ &+ \mu_i + \tau_t + E_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

식 (6), 식 (7)은 각각 특 · 광역시와 도의 분석식이다. 기본 독립변수로 노인인구비중, 1인당 실질 GRDP, 인구밀도를 사용하였으며, 특 · 광역시의 경우 3차 산업 취업자 비중, 도의 경우 1인당 자동차 등록대수 변수를 추가하였다.

〈표 8〉은 전체와 특 · 광역시 및 도의 재정자립도의 결정요인분석 결과이다. 하우스만 테스트를 통해 고

〈표 8〉 전체 및 특 · 광역시도 재정자립도 결정요인 분석

	전체		특 · 광역시	도
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
	fixed	random	fixed	fixed
oldrate	−8.179***	−6.117***	−2.205	−8.268***
	(1.962)	(1.893)	(4.033)	(3.087)
ln_grdp_p	0.455***	0.436***	0.167	0.166
	(0.100)	(0.104)	(0.310)	(0.123)
ln_popkm	−0.323	−0.081	0.660	−0.002
	(0.244)	(0.247)	(0.728)	(0.341)
r3cha	1.181***		3.036***	
	(0.351)		(0.455)	
ln_car_p		0.362**		1.054***
		(0.142)		(0.214)
constant	4.571***	4.115**	−3.518	5.002**
	(1.682)	(1.696)	(6.727)	(2.104)
hausman test	13.60	11.97	12.24	12.50
	(0.0087)	(0.0176)	(0.0156)	(0.0140)
F−test	19.03***	18.39***	24.42***	12.99***
Wald chi2				
R−sq	0.6206	0.6125	0.8436	0.6804
Panel	16		7	9
Observation	256		112	144

주 1) : 괄호 안은 표준오차
2) : 시간고정효과 통제
3) : *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

정효과 또는 확률효과의 지지여부를 확인하였다. 모형 1은 식 (6)을 기반으로 기본 독립변수인 노인인구비중, 1인당 GRDP, 인구밀도와 함께 3차 산업 취업자 비중을 포함한 분석결과이며, 모형 2는 식(7)을 기반으로 1인당 자동차 등록대수를 추가한 결과이다.

모형 1을 중심으로 전체와 특 · 광역시의 재정자립도 결정요인분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 전체에서는 1인당 GRDP와 3차 산업 취업자 비중이 증가할수록 재정자립도에 긍정적인 영향이 나타났으나 노인인구비중이 증가할수록 재정자립도가 유의하게 감소하는 모습을 보였다. 특 · 광역시는 다른 변수에서 유의한 계수값이 도출되지 않았으나 3차 산업 취업자 비중이 재정자립도에 긍정적인 영향을 주고 있으며, 계수값의 크기가 전체보다 높은 결과를 보여주고 있다. 이를 통해 3차 산업 취업자의 증가가 재정자립도에 주는 긍정적인 효과가 특 · 광역시에서 크게 나타나는 것으로 확인되었다.

모형 2에서 전체는 모형 1과 마찬가지로 노인인구비중의 계수값이 유의하게 부(−), 1인당 GRDP의 계수값은 정(+)의 영향을 나타내고 있다. 도의 경우, 재정자립도에 대한 노인인구의 부정적인 영향이 전체보다 더 큰 것으로 나타났다. 1인당 자동차 등록대수 변수에서 전체는 유의한 결과를 보이지 않았으나 도의 경우 주요 독립변수 중 계수값이 가장 크게 나타나 도의 재정자립도에 있어 자동차 수의 증가가 중요함을 확인하였다.

우리나라 자치단체의 재정자립도 결정요인분석을 통해 단체별로 재정자립도를 결정하는 요인과 그 영향력에 차이가 있음을 보았다. 특 · 광역시의 경우, 3차 산업 취업자 비중 변수가 재정자립도에 긍정적인 효과를 가지며 이는 지방세 수입과 세외수입의 확보에 영향을 주는 3차 산업의 성장이 재정자립도를 증가시킨다는 김성태(2004)의 연구와 같은 맥락의 결과이다. 또한 도에서 1인당 자동차 등록대수 변수의 결과는 지역주민들의 자동차 사용에 대한 지역재정수입이 재정자립도에 긍정적인 영향을 주며, 노인인구의 증가는 사회복지지출 등의 재정 부담으로 전체에 비해 재정자립도에 높은 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다.

6. 요약 및 시사점

지방자치제 시행 이후 지방자치단체의 균형발전정책을 통해 지역 간 격차 및 갈등을 완화하려는 노력이 진행 중이다. 국내의 지역격차에 대한 수렴성 검증 연구들은 주로 지역소득과 성장을 중심으로 이루어져 왔다(김지욱, 2004, 2011; 박완규, 2009, 2010; 박완규, 이경진, 2010). 그러나 최근 지자체의 재정수입 감소, 복지지출의 증가, 비효율적 운영에 따른 재정지출의 증가 등 지역의 재정운영에 대한 문제들이 제기되고 있어, 지역 간 경제력의 격차뿐만 아니라 지역 간 재정력 격차 측면에서의 균형발전을 위한 연구 또한 이루어지고 있다(김지욱, 2012; 주만수, 2009, 2011; 홍서빈, 주만수, 2011; 박완규 · 이종철, 2001).

기존의 지방재정 격차 문제를 다룬 분석은 재정지출 또는 재정수입 변수를 대상으로 진행되어 왔으나 지방자치단체 자체의 재정력을 반영하는 지표인 재정자립도를 중심으로 기타 변수들을 통제한 수렴성 분석은 미흡한 실정이다. 따라서 본 연구는 1998~2013년까지 총 16년도 광역자치단체를 대상으로 지방재정의 자체조달능력을 나타내는 지표인 재정자립도를 종속변수로 하여 Pooled OLS와 system−GMM모형을 통한 절대적, 조건부 수렴을 실시하였다. 더불어 광역자치단체별로 상이한 수렴현상이 일어날 경우 특 · 광역시 와 도에서 서로 다른 사회경제적 요인이 작용하는 것으로 판단하여 이를 확인하고자 재정자립도 결정요인 분석을 추가로 실시하였다.

광역자치단체 전체를 대상으로 한 β−수렴 분석에서 절대적, 조건부 수렴 모두재정자립도의 수렴현상이 나타났으며, 조건부 수렴에서 절대적 수렴보다 재정자립도의 수렴이 더 빠르게 진행되고 있음을 확인하였다. 조건부 수렴의 통제변수에서 지역의 소득수준을 나타내는 실질 GRDP와 인구밀도가 높을수록 재정자립도가 증가하는 모습을 보였으나 노인인구에서는 유의하게 하락하는 것으로 나타났다.[11)]

광역자치단체 간 재정운영의 여건이 서로 상이함에 따라 단체 간 재정자립도의 수렴현상 또한 달리 나타날 것으로 판단하여 특 · 광역시, 도를 구분하여 수렴분석을 실시하였다. 특 · 광역시의 경우 절대적, 조건부 수렴 모두재정자립도의 수렴성을 확인하였다. 통제변수인 노인인구, 인구밀도 변수는 유의하지 않았으나 실질 GRDP의 경우 재정자립도의 성장에 유의하게 긍정적인 영향을 주었다.

도에서도 절대적, 조건부 수렴 분석 모두에서 재정자립도의 수렴성이 확인되었다. 조건부 수렴 모형에서 소득수준과 인구밀도의 증가는 재정자립도의 증가에 긍정적인 효과가 있었다. 반면, 노인인구의 증가는 재정자립도의 증가에 유의하게 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 특 · 광역시와 도의 재정자립도 수렴 분석을 비교해본 결과, 통제변수로 노인인구, 실질 GRDP, 인구밀도를 사용한 조건부 수렴 분석에서 특 · 광역시가 도의 경우보다 재정자립도의 수렴현상이 더 급격하게 진행되고 있음을 확인하였다.

특 · 광역시와 도에서 분석한 조건부 수렴에서 각각 수렴속도의 차이가 있음을 확인하였으며, 광역자치단체 안에서도 단체의 특성별로 재정자립도를 결정하는 요인이 다를 것으로 판단하여 전체 및 광역시도의 재정자립도의 결정요인분석을 실시하였다. 그 결과, 특 · 광역시의 경우, 3차 산업 취업자 비중 변수가 재정자립도에 긍정적인 효과를 가지며, 도에서는 1인당 자동차 등록대수 증가는 지방재정수입으로 연결되어 재정자립도에 긍정적인 영향을 주며, 노인인구의 증가는 사회복지지출 등의 재정 부담으로 전체에 비해 재정자립도에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다.

지금까지의 연구에서 알 수 있는 것은 지난 십여 년간 특 · 광역시와 도 모두 재정자립도가 수렴했다는 사실 자체는 자체재원 조달능력 측면에서 지역 간 격차가 줄어든 것이기 때문에 바람직하다고 볼 수도 있겠지만 문제는 하향평준화 양상을 보이는 데 있다. 재정자립도가 전반적으로 증가하면서 수렴하는 양상을 보이는 것이 재정운영의 자주성 제고와 자주재원 확충능력 격차의 완화라는 측면에서 최선이지만 현실은 그렇지 못하다. 따라서 중앙정부와 마찬가지로 지방정부 역시 경제 활성화를 통해 지역의 경제를 살리고 이것이 지방세 등 자주재원 확충으로 이어질 수 있는 선순환 고리를 견고하게 만드는 작업이 필요하고, 이를 위한 정책처방은 지역 맞춤식이어야 한다.

특 · 광역시와 도는 모두 광역자치단체에 속하지만, 인구규모나 인구구조, 산업구조 등 다양한 측면에서 상이하다. 따라서 중앙정부나 자치단체 스스로 재정력을 증가시키고, 재정자립도를 제고하기 위해서는 각 유형에 따라 상이한 전략 수립과 정책 수행이 필요하다. 향후 노령인구의 증가와 출산율 저하 등이 국가 전체뿐만 아니라 지방자치단체에 미치는 영향도 심도 있게 분석하여 이에 대한 대책을 지속적으로 마련할 필요가 있고, 이를 위해 지방재정의 능동적 역할이 필요하다.

주

1) 재정자립도 지표를 지방재정 분석에 사용하는 데에는 한계가 존재하는 것이 사실이다. 오연천(1988, pp.272−281)에 의하면 지방재정자립도의 한계로는 첫째, 일반회계에 기반한 개념으로서 특별회계를 제외한 상태에서 일반회계로만 산정하면 지방재정의 실제 자립수준이 실제보다 과소평가될 수 있고, 둘째, 총계 기준에 따라 산정되기 때문에 순계 기준에 의한 방식에 비해 전반적으로 낮게 나타나는데 이들 총계와 순계의 차이는 일반 · 특별회계 간 전출 · 입, 중앙정부와 지방정부 간 또는 광역과 기초자치단체 간 재원 이전 때문이며. 셋째, 지방교부세는 성격상 자주재원인데 산식에서는 의존재원으로 처리되어 이것이 증가하면 자주재원비율은 증가하는데도 불구하고 재정자립도는 낮아지는 문제가 있으며, 넷째, 재정자립도는 백분비 비율이기 때문에 자치단체의 전체 재정규모나 1인당 재정규모 등 절대액은 파악되지 않고, 다섯째, 자치단체 세출규모나 세출구조 등 세출상의 특징이 전혀 반영되지 않는 것 등을 제시하고 있다. 그럼에도 불구하고 아직까지 이 지표가 지방자치단체의 재정력을 반영하는 주된 지표로 사용되고 있다.

2) 울산광역시의 데이터가 존재하는 1998년부터 재정자립도 추이를 살펴보았다. 또한 2012년 7월에 출범한 세종특별자치시는 분석에서 제외하였다.

3) 베타 수렴모형의 한계에 대해 다양한 지적이 있어 왔으나, 그럼에도 불구하고 지금까지 수많은 실증 연구에서 베타 수렴모형을 사용하고 있다.

4) 수렴속도 λ는 $(1+\beta)=e^{-\lambda\tau}$를 통해 계산가능하며, τ는 기간단위이다(Islam, 1995). 본 논문의 경우 1년 단위의 16년 시점

의 패널자료를 사용하여 분석하였다. 따라서 $\lambda = -\ln(1+\beta)$의 식으로 수렴속도를 구할 수 있다.

5) 재정자립도는 총계예산규모 자료를 사용하였다.

6) 이들 인구 관련 변수는 지방자치단체의 경제력이나 재정력에 가장 큰 영향을 미치는 요소라 할 수 있다. 노령인구는 생산함수에서 주요 생산요소인 노동투입량과 직결되는 것으로서 현재와 미래의 지역경제 성장잠재력에 직접적으로 영향을 미칠 것이고, 인구밀도는 집적 경제(economies of agglomeration) 가능성의 주요 척도라 할 수 있다.

7) 수렴계수 β는 식 (5)에 따라 재정자립도 전기변수의 계수값 (1+β)을 통해 구할 수 있다.

8) 분석에서 이분산성을 고려하여 robust옵션을 사용한 경우 Hansen검정결과를 해석해야 하며, p값이 귀무가설을 기각할 수 없어 과대식별 제약조건이 적절하다는 것으로 사용한 도구변수가 적합하다고 판단할 수 있다(민인식 · 최필선, 2012).

9) 인구밀도가 증가하면 행정구역 면적이 거의 고정되어 있으므로 역내 인구 증가로 볼 수 있고, 이중 일부는 노동공급의 증가(인구의 유입은 노년층보다는 학생인 청소년층이나 근로자인 청장년층이 주축을 이룸)이므로 이에 따라 지역생산이 증가하여 지방세입의 증가를 유발할 수 있다.

10) 노인인구수 증가는 다음의 두 경로로 재정자립도에 영향을 줄 수 있다. 첫째, 노인인구수 증가 ⇒ 노동공급 감소 ⇒ 지역생산 감소 ⇒ 지방세 과세기반 축소 ⇒ 지방세입 감소이고, 둘째, 노인인구수 증가 ⇒ 노령층 관련 사회복지지출 수요 증가 ⇒ 관련 분야 지방세출 증가 (⇒ 타 분야 지방세출 감소 ⇒ 지역생산 감소 ⇒ 지방세 과세기반 축소 ⇒ 지방세입 감소) 등인바 괄호 안의 경로는 논리적 추론이 가능한 부분이고, 이에 대해서는 통계자료에 기초한 구체적 검정이 필요하다.

11) 광역자치단체 전체, 특 · 광역시 및 도의 재정자립도에 대한 시그마 수렴 여부를 확인하기 위해 Levin, Lin & Chu(2002)의 검정기법을 이용하여 패널 단위근 검정을 실시한 결과, 전체와 도의 경우 유의수준 1%에서 시그마 수렴이 존재하는 것으로 나왔으나, 특 · 광역시의 경우에는 시그마 수렴이 존재하지 않는 것으로 나와, 본고의 베타 수렴분석과는 부분적으로 상이한 결과가 도출되었다.

참고문헌

김성태, 2014, 우리나라 지방재정지출의 수렴 분석,『디지털융복합연구』, 12(7), pp.65-76

김정훈, 2010, 재정분권과 지역경제 성장의 수렴, 한국조세연구원

김지욱, 2004, 한국패널자료를 이용한 지역경제 수렴화 연구,『서울도시연구』, 5(4), pp.93-103

김지욱, 2011, 패널자료를 이용한 한국 지역소득 확률수렴성과 수렴클럽 분석,『경제학연구』, 59(3), pp.53-80

김지욱, 2012, 서울시 자치구 재원조달능력 및 재정력 격차 수렴성 연구,『서울도시연구』, 13(3), pp.1-14

남병탁, 2010, 글로벌 아웃소싱이 제조업 임금불평등에 미친 영향,『경제학연구』, 58(4), pp.133-156

류덕현, 2013, 재정준칙의 재정건전화 효과 분석,『재정학연구』, 6(1), pp.1-26

민인식 · 최필선, 2012,『패널데이터 분석』, 서울: 지필미디어

박완규, 2009, 지역 간 경제력 격차는 줄어들고 있는가?,『응용경제』, 10(1), pp.197-223

박완규, 2010, 지방자치단체의 경제력 격차에 대한 분석-GRDP 대리변수를 이용하여,『지역연구』, 26(4), pp.75-101

박완규 · 이경진, 2010, 우리나라 지역경제력의 수렴현상에 대한 분석-기초자치단체를 중심으로,『지방정부연구』, 14(4), pp.189-210

박완규 · 이종철, 2001, 우리 나라 지방재정 불균등의 실태와 원인분석,『재정논집』, 16(1), pp.209-228

박완규 · 지은초, 2015, 우리나라 사회복지 재정지출이 지역경제 성장에 미치는 영향: 시, 군 지역을 중심으로,『사회복지정책』, 42(1), pp.81-101

서정섭, 2011, 지방자치단체 사회복지지출의 영향분석과 구조개선방안, 한국지방행정연구원

여준호, 2009, 일자리 증가가 지역 인구유입과 재정자립도에 미치는 영향 분석,『농업경제연구』, 50(4), pp.87-101

오연천, 1988, 지방재정자립도 산정방식의 한계와 지방재정력측정지표의 활용방안,『행정논총』, 26(2), pp.267-293

이순배, 2008, 시군 재정자립도의 내생적 결정요인 분석: 인구규모별 횡단면 분석,『한국지방재정논집』, 13(2), pp.27-51

정윤한, 2008, 지방재정의 쟁점: 지방재정의 현황과 운영형태,『지방재정과 지방세』, 10, pp.156-164

주만수, 2009, 지방재정은 수렴하는가?,『응용경제』, 11(3), pp. 147-172

주만수, 2011, 지방재정의 의존성과 의존재원의 추이 분석,『한국지방재정학회 세미나자료집』, 6, pp.23-44

최성은, 2010, 사회복지 재정지출과 지방재정 부담에 관한 연구, 한국보건사회연구원

홍서빈 · 주만수, 2011, 자치구 재정의 장기 수렴성 분석,『재

정학연구』, 4(3), pp.67-94

Acemoglue, D., 2009, Introduction to modern economic growth, New Jersey: Princeton University Press

Arellano, M. and Bond, S., 1991, Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, 『The Review of Economic Studies』, 58(2), pp.277-297

Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, 『Journal of Econometrics』, 68(1), pp.29-51

Mäki-Arvela, P., 2002, Testing the Neoclassical Model of Regional Economic Growth: A Panel Data Approach across the Finnish Provinces, 1973-1996, 『The Review of Regional Studies』, 32(2), pp.223-253

Barro, R. J., 1987, Government Spending, Interest Rate, Prices, and Budget Deficits in the United Kingdom, 1701-1918, 『Journal of Monetary Economics』, 20(2), pp.221-247

Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X., 1992, Convergence, 『The Journal of Political Economy』, 100(2), pp.223-251

Blundell, R. and Bond, S., 1998, Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, 『Journal of econometrics』, 87(1), pp.115-143

Islam, N., 1995, Growth empirics: a panel data approach, 『The Quarterly Journal of Economics』, pp.1127-1170

Koopmans, T. C., 1965, 『On the Concept of Optimal Economic Growth in Econometric Approach to Development Planning』, Chap(4), pp.225-287

Levin, A., Lin, C. F., and Chu, C. S. J, 2002, Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, 『Journal of econometrics』, 108(1), pp.1-24

Skidmore, M., Toya, H., and Merriman, D., 2004, Convergence in Government Spending: Theory and Cross-Country Evidence, 『Kyklos』, 57(4), pp.587-620

Skidmore, M. and Deller, S., 2008, Is local government spending converging?, 『Eastern Economic Journal』, 34(1), pp.41-55

Solow, R. M., 1956, A Contribution to the Theory of Economic Growth, 『The Quarterly Journal of Economics』, 70(1), pp.65-94

게재신청 2016.07.21
심사일자 2016.08.08
게재확정 2016.09.09
주저자: 지은초, 교신저자: 박완규

부록

〈부표1〉 서울시와 경기도를 제외한 전체의 경우

종속변수	모형 1		모형 2	
ln_jarip	pooled ols	system-GMM	pooled ols	system-GMM
L.ln_jarip	0.978*** (0.004)	0.993*** (0.003)	0.952*** (0.023)	0.952*** (0.017)
ln_old 노인인구			-0.028** (0.013)	-0.028*** (0.009)
ln_grdp GRDP			0.023* (0.013)	0.024*** (0.009)
ln_popkm 인구밀도			0.009 (0.008)	0.009 (0.006)
AR(1)		0.010		0.010
AR(2)		0.260		0.266
Hansen test		1.000		1.000
수렴계수 β	-0.022	-0.007	-0.048	-0.048
F-test	43578.26***		806.70***	
Wald chi2		9.58e+08***		74155.26***
Adj R2	0.9997		0.9858	
Panel	14			
Observation	210			

주 1) : 괄호 안은 표준오차
2) : 시간고정효과 통제
3) : AR(1), AR(2), Hansen test는 P값
4) : *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

〈부표2〉 서울시를 제외한 특 · 광역시의 경우

종속변수	모형 1		모형 2	
ln_jarip	pooled ols	system-GMM	pooled ols	system-GMM
L.ln_jarip	0.984*** (0.043)	0.984*** (0.028)	0.943*** (0.053)	0.937*** (0.027)
ln_old 노인인구			0.006 (0.032)	0.009 (0.016)
ln_grdp GRDP			0.016 (0.023)	0.015 (0.013)
ln_popkm 인구밀도			0.019 (0.038)	-0.023 (0.020)
AR(1)		0.026		0.028
AR(2)		0.089		0.089
Hansen test		1.000		1.000
수렴계수 β	-0.016	-0.016	-0.057	-0.063
F-test	71.90***		60.54***	
Wald chi2		1323.31***		4575.77***
Adj R2	0.9228		0.9233	
Panel	6			
Observation		90		

주 1) : 괄호 안은 표준오차
2) : 시간고정효과 통제
3) : AR(1), AR(2), Hansen test는 P값
4) : *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

〈부표3〉 경기도를 제외한 도의 경우

종속변수	모형 1		모형 2	
ln_jarip	pooled ols	system–GMM	pooled ols	system–GMM
L.ln_jarip	0.972*** (0.007)	0.997*** (0.006)	0.932*** (0.032)	0.933*** (0.028)
ln_old 노인인구			–0.079 (0.054)	–0.083*** (0.022)
ln_grdp GRDP			0.059 (0.044)	0.066*** (0.021)
ln_popkm 인구밀도			0.012 (0.019)	0.013 (0.011)
AR(1)		0.029		0.032
AR(2)		0.215		0.223
Hansen test		1.000		1.000
수렴계수 β	–0.028	–0.003	–0.068	–0.067
F–test	14441.41***		12109.49***	
Wald chi2		31.47***		124.67***
Adj R2	0.9994		0.9994	
Panel	8			
Observation	120			

주 1) : 괄호 안은 표준오차
2) : 시간고정효과 통제
3) : AR(1), AR(2), Hansen test는 P값
4) : *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1