「지방정부연구」 제21권 제1호(2017 봄): 497-526
The Korean Journal of Local Government Studies, Vol.21 No.1 (2017 Spring)
http://dx.doi.org/10.20484/klog.21.1.20

광역자치단체별 노동1인당정부투자의 생산성 비교분석

정 용 석

국문요약

본고는 1989년~2012년간 14개 광역자치단체들을 대상으로, 각 지역 노동1인당 정부투자(자본지출)의 생산성 효과를 민간투자와 대비하여 3기간으로 나누어 비교분석한 것이다. 각 지역의 노동1인당 정부투자의 생산성은 지방자치제가 시행되기 시작한 1995년 이후 대다수 지역에서 감소했다. 또 지역재정에 지방정부에 대해 복지부문 중심의 중앙정부 소관업무가 대폭 이전된 2005년 이후 광역시에서는 정부투자의 생산성은 약간 증가한 반면 도는 크게 감소한 상태로 양 지역이 평균으로는 하향평준화에 가까워졌다. 이 분석에서, 노동1인당 정부투자의 생산성이 증가(감소)하면, 지역별 생산성 편차(변동계수)는 감소(증가)하는 패턴이 있었다. 광역시에서는 노동1인당 정부투자의 생산성이 증가(감소)하면 민간투자의 생산성은 증가(감소)하고, 반대로 도에서는 민간투자의 생산성이 감소(증가)되는 패턴이 있었다. 지방자치제 시행 이후 지방의 경제활동의 활성화와 생산성 향상에서 정부투자의 중요한 역할을 평가할 수 있지만, 노동1인당 정부투자의 역할의 크기와 방향이 지역에 따라 편차가 커졌다는 사실에 유의할 필요가 있다. 정부투자는 각 지역의 사정을 충분히 반영하여 시행되어야 하며, 단기적 경기대책이나 지역간 소득재분배뿐만 아니라, 스톡으로서의 지방의 집적의 이익을 높여 장기적 사업효과의 활성화와 향상을 도모하는 방향으로 시행되어야 한다.

주제어: 재정자본지출. 노동1인당 투자의 생산성, 패널오차수정. 장기균형관계. 노동생산성의 투자탄력성

Ⅰ. 서 론

한국에서는 1995년 지방분권화 재시행 이래 사회복지와 사회자본정비 등에 대한 재정지출이급격히 늘었다. 더욱이 2005년부터는 대규모 사회복지 관련 국고보조금이 지방으로 이전됨에 따라 의존재원이 급증하여, 자체재원의 상당 부분을 사회복지 국고보조사업에 대한 비용분담으로 지출하고 있다. 그래서 지방의 재정지출 자율성이 축소되며, 재정적 어려움이 가중되고 있다(주만수, 2012). 지방정부부채는 2014년 말 현재에도 전년비 7.2%가 늘어서, 광역 지방자치단체의 1년 예산의 10~30%를 차지하고 있다.

이와 같은 지방재정의 곤란을 고려한다면, 지방자치단체가 투입요소의 질적 수준을 향상시키고 지역발전관련 재정의 효율화를 모색하는 것이 보다 중요할 것이다. 이를 위해서는 특히 지역재정의 투자지출의 효율성이 중요하다고 생각된다. 재정지출 중 투자지출은 지역경제성장에 밀접하

게 연계되어 지역주민의 삶의 질과 민간기업의 생산성에 직·간접적 정(+) 혹은 부(-)로 승수적 파급효과를 줄 수 있기 때문이다.

지방자치단체가 시행하는 투자는 공공재로서의 특징 때문에 그 편익과 비용을 정확히 계측하기가 곤란하다. 그래서 부실투자가 발생할 가능성이 크다. 실제로 정부의 대형국책건설사업은 경제적 타당성 기준에 미치지 못함에도 추진된 경우가 많았다. 그 결과 그것이 경제성장에 미친 효과는 대체로 꾸준히 감소해 왔다(최천운·유정석, 2012).

그런데 현재 한국에서는 지역별 투자지출은, 정부와 민간이 구분되지 않고 지역내 총고정자본형성으로 통합되어 있다. 세출의 기능별분류에서 투자적 지출항목(농림해양수산, 교육문화비, 수송 및 교통, 국토 및 지역개발, 환경보호 등)에는 소비적 성격의 지출도 상당부분 포함되어 있다. 따라서 기능별 지출구분만으로는 재정의 투자재원을 명확하게 포착하기는 곤란하다. 또 지역공공자본을 SOC스톡액만으로 한정해 볼 수 있겠으나, 그러면 상당한 정부자본이 투입되어 형성된 그 외의 다양한 공공재의 존재효과를 간과하게 된다.

그래서 본고에서는 지역재정의 투자적 지출로, 세출의 성질별 분류인 자본지출을 선정해 보고자 한다. 자본지출은 성격상 SOC지출을 포함한 투자적 경비의 대부분(약 80%)을 포괄하여 순수한 공적 투자지출의 개념에 가장 근접한 항목이다(김현아, 2014). 그래서 본고에서는 자본지출을 총계적 의미의 지방정부의 투자지출 개념으로 간주하고, 이를 노동투입량(취업자수)으로 나눈 값으로써 그 생산성을 추정해 보고자 한다. 노동1인당 자본에 의한 노동1인당 소득의 개념은, 신고전학파 R.M.Solow의 경제성장수렴이론에서 전개된 것으로, 자본과 노동의 이동에 의한 소득(생산성)의 변동효과를 포함하기 때문에, 이를 일국내 여러지역 간 비교분석을 할 경우에도 적용하여 총계개념보다 더 실질적인 변동내용을 나타낼 수 있다.

여기서는 이 논리를 Cobb-Douglas생산함수모형에 포함시켜서, 개별광역단체들의 생산성(지역별 노동1인당 GRDP)에 대한 노동1인당 자본량(자본계수의 개념)의 단기생산성(생산성 증가율)과 장기생산성(생산성 탄력성)을 추정하는 것이다.

표본기간은 1989-2012년간인데, 이 기간을 정책적 변화를 기준으로 3기간으로 분류해 본다. 즉 지방자치제 시행 전인 1989-1994년도를 1기(단기분석에서는 1989-2000년), 지방자치제 시행 후인 1995-2004년을 2기, 복지부문을 중심으로 중앙정부의 업무가 대거 지방정부로 이양된 2005년을 깃점으로 2005-2012년을 3기로 분류한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 이하 Ⅱ장에서는 지역경제성장에 대한 자본지출의 의미를 관련변수와 비교하여 그 추이로써 살펴보고, 또 그에 관한 기존의 연구들을 개관하여 검토해 본다. Ⅲ장에서는 노동1인당 정부투자가 각 지역의 노동생산성에 끼친 영향을 콥-다글라스생산함수 형태를 적용하여 단기와 장기별로 나누어 추정해 보고 그것의 경제정책적 의미를 분석해 본다. Ⅳ장에서 결론 및 정책적 함의를 제시한다.

Ⅱ. 이론적 논의 및 선행연구의 분석

1. 정부투자의 의의와 추이

현재 우리나라 지방자치단체의 세출은 성질별로 분류하면, 인건비, 물건비, 경상이전, 자본지출, 융자 및 출자, 보전재원, 내부거래, 예비비 기타로서 8개 그룹으로 분류된다. 각 그룹은 품목별 분류로 세분화되어 2014년 현재 38개의 편성목으로 구성되어 있다. 여기서 지역별 자본지출이 어느 수준인가를 알기 위해 먼저 그 지역세출에서 차지하는 비중을 본다.

〈표 1〉은 우리나라 15개 광역자치단체에 있어, 총자본지출총액 대비 각 지역 자본지출액의 비중과 각 지역별 세출에서 점하는 자본지출의 비율을 보여준다. 자본지출의 추이는 수도권을 제외하면, 지역권역(예컨대 동남권, 대경권, 충청권... 등)에서는 뚜렷한 특징이 구분되지 않는다. 하지만 광역시권과 도권의 구분에서는 비중의 차이가 비교적 특징적으로 나타나는 편이다. 이는 특·광역시들의 세출에서 주로 사회개발비의 비중이 높은 반면, 도의 세출은 경제개발비의 비중이 높게 나타나는 것과 같은 맥락으로 볼 수 있을 것이다.[1)]

〈표 1〉 A: 총세출에서 차지하는 자본지출의 비중 (지역별 자본지출/총세출, 단위: %)
(B): 지역별 세출에서 점하는 자본지출의 비중(지역별 자본지출/지역별 세출, 단위: %)

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	경기	
1989	22.6(33.3)	6.7(34.3)	3.9(39.2)	2.7(33.5)	2.4(38.4)	1.8(28.3	10.8(30.6)	
1992	21.8(52.8)	7.4(62.3)	4.1(60.1)	3.4(64.7)	2.8(57.8)	2.7(62.5)	14.2(62.9)	
1997	18.2(47.0)	6.8(52.3)	4.9(55.2)	4.1(54.2)	2.6(55.2)	2.1(48.8)	15.9(59.0)	
2002	17.2(28.3)	6.9(28.8)	4.1(31.9)	4.0(39.8)	2.5(35.1)	2.3(43.3)	17.1(46.8)	
2007	16.0(26.3)	6.0(24.9)	3.4(19.2)	4.5(43.2)	2.2(27.5)	2.1(36.4)	19.0(45.1)	
2012	14.9(18.8)	6.0(26.4)	3.9(27.3)	4.9(31.6)	2.3(25.0)	2.1(28.8)	18.3(34.4)	
2013	14.0(20.7)	6.0(28.5)	4.1(26.2)	5.4(33.4)	2.5(24.0)	2.3(32.8)	17.7(37.1)	
	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1989	5.2(32.9)	4.4(39.2)	5.8(35.3)	5.2(30.4)	8.3(35.7)	8.1(35.8)	10.7(41.4)	1.3(37.1)
1992	4.6(57.8)	3.8(56.0)	4.9(59.3)	5.3(54.4)	6.5(55.3)	7.8(59.2)	9.2(56.1)	1.5(60.0)
1997	5.3(60.1)	3.6(58.9)	5.4(57.1)	5.9(59.1)	7.0(58.1)	7.2(55.7)	7.8(57.6)	1.8(57.0)
2002	5.5(58.3)	3.6(52.4)	5.3(50.5)	5.3(44.8)	7.3(57.2)	7.3(49.6)	8.1(51.7)	1.9(48.6)
2007	6.1(58.4)	3.9(44.7)	5.5(45.5)	5.2(38.5)	6.8(51.1)	7.5(44.8)	8.1(47.6)	1.9(46.1)
2012	5.0(46.3)	4.0(40.0)	5.9(40.5)	5.5(39.0)	7.3(45.4)	8.2(43.6)	7.9(39.8)	2.0(43.2)
2013	5.2(59.7)	4.0(54.2)	5.5(53.8)	5.8(50.5)	7.2(60.3)	8.4(58.8)	8.0(50.1)	2.1(41.7)

자본지출/지역소득(GRDP)의 평균:광역시 1기: 0.048, 2기: 0.042, 도 1기 : 0.071, 2기: 0.08

자료: 행정안전부, 지방재정연감(결산편) 각 연도, 순계자료.

1) 사회개발비는 사회보장. 교육·문화, 보건·위생, 주택·지역사회개발 등을 지원하는 경비이다. 도시지역에서는 이 경비의 중요성과 지출비중도 커지고 있다. 경제개발비는 농수산개발, 교통관리, 지역경제개발, 국토자원보존개발 등을 지원하는 경비로서 산업지원적 경비의 성격을 갖고 있다.

〈표 1〉을 보면, 전체로서 중앙정부의 총세출에서 차지하는 지역별 자본지출의 비중은 대체로 도가 광역시보다도 많은 편이다. 그 비율은 서울과 경기를 제외하면, 지속적으로 거의 일정한 편이다.

각 지역의 세출에서 차지하는 자본지출의 비중은 1990년대 초까지는 모든 지역에서 함께 크게 증가하여 큰 차이가 없는 편이었다. 하지만 지방자치제가 시행되고 특히 2000년대초부터는 도가 광역시보다 상당히 더 많은데, 도는 이전의 비중이 거의 유지 되거나 약간 감소한데 반해, 광역시는 크게 감소했다. 광역시에서 그 비중은 대체로 20~30% 초반대이지만, 도는 경기도를 제외하면 거의 40~50% 대이다. 이는 광역시에서는 세출 중 비투자적 지출이 상대적으로 크게 늘어났고, 도에서는 비교적 전과 큰 차이가 없음을 나타낸다.

'지역 간 균형발전'을 목적으로 한 지방재정조정제도에서 GDP대비 지방이전재원규모(국고보조금(광특회계 포함)과 지방교부세 지원)은 비교적 높은 비중으로, 지속적으로 증가해왔다. 여기서 자본지출 비중 증가는 세입에서 국고보조사업의 지속적인 증가와 연관되어 있다. 지방자치단체가 사업주체로 된 공공사업의 절반 정도는, 중앙정부에 의한 재정보조가 수반된 것으로 지방비 부담비율은 약 50%이다(최천운·유정석,2012). 따라서 지방정부는 공공사업을 선호할 것이다. 이처럼 대규모 사회복지 관련 국고보조금이 지방으로 교부됨에 따라 의존재원이 급증하고, 지방은 자체재원의 상당 부분을 사회복지 국고보조사업에 대한 의무적 비용 분담으로 지방비를 지출해야 한다.

그래서 중앙정부에의 재원의존이 커질수록 재정자립도가 낮아지고 지방정부의 재정지출은 당초 세출계획보다 더 많아져, 결산이 당초예산을 초과하는 연성예산제약현상이 발생하는 등 재정지출이 빠르게 증가된다.[2] 더구나 이 지출이 장기적 사업효과가 별로 없다면, 재정적자 누적과 재정지출의 비효율성이 커질 것이다.[3]

나아가서 국고보조금의 비중에 비해 그에 대응하는 지방비 부담이 점차 증가하고 있는 것도 문제이다. 예를 들면, 2012년의 국고보조금은 2004년에 비해 약 2.6배 정도 증가했으나, 그 때문에 동기간에 지방자치단체가 지출하는 지방비는 3.4배 정도 증가했다. 이 때문에 국고보조금 규모의 증가로 지방의 재정지출 자율성이 축소되며, 자체적으로 사용할 수 있는 재원이 줄어들어 지방이 선호하는 지역개발이나 경제개발 관련 국고보조금은 감소하게 된다. 따라서 정부투자의 효율이 감소할 가능성이 크다. 더욱이 중앙정부가 발주한 국책사업이 자원을 비효율적으로 배분한다면, 거기에 따라 지방정부 또한 비효율적인 투자를 하는 것으로 되어 버려 지역경제에 악영향을 줄 것이다.

2005년경부터는 복지업무를 중심으로 중앙정부업무가 지방정부로 많이 이관되었다. 이후 지방

2) 임상수·전선형(2011)은 한국 16개 지방정부의 1인당 지출의 소득탄력성은 0.035인데 반해 의존재원 탄력성은 0.055로 중앙정부의 의존재원이 지방정부의 재정지출을 더욱 빠르게 증가시킨다고 하였다.

3) 김태영·김선기(2000)는 민선자치단체장 출범이후 재정지출이 방만하고 불합리하게 운영되는 경우가 많아서 재정낭비가 커져서 재정적자가 증가했다고 하였다. 또 최병호·이근재·문시진((2012)는 지방분권 시행 이후 지역 간 균형발전이 강조되면서 재원의존이 경쟁적으로 늘어나, 공공자본이 민간자본에 비해 과잉공급되었고, 방만하게 지출된 결과 만성적인 재정적자와 산출효율성이 감소했다고 하였다.

정부 차원의 복지지출이 급증하면서 중앙정부 총세출에 대한 자본지출의 비중은 약 43.7%에서 점차 감소하여, 2012년도는 약 34.5%로 감소했다. 반면 같은 기간에 경상이전항목 비중은 23.2%에서 36%로 증가했다. 그러므로 이와 같은 총세출에 대한 자본지출의 비중감소는 주로 광역시 자본지출의 감소에 기인한 것으로 볼 수 있다.

그렇다면 세출에서 점하는 자본지출의 비중이 지역경제성장과 어떤 관련이 있는가? 〈표 2〉는 그 비중을 1989-2005년, 2005-2012년 기간으로 나누어 평균값으로 본 것이다.

〈표 2〉 지역소득(GRDP)에서 점하는 자본지출의 비중

(1989-2004년: 1기, 2005-2012년: 2기, 백만원, %)

	대도시권									
	서울		부산		대구		인천		광주	
	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기
1인당소득	15.6	23.8	10.4	15.7	8.9	13.4	14.2	14.6	11	14.4
1인당소득증가율	0.053	0.021	0.045	0.023	0.052	0.022	0.057	0.018	0.052	0.024
상관계수*	0.29	0.09	0.53	0.78	0.29	0.84	0.63	0.47	0.44	-0.08
	대도시권		대도시근접권							
	대전		경기		충남		경북		경남	
	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기
1인당소득	12	15.2	19.9	17.2	21.9	22.9	18.3	25.3	14.7	21.2
1인당소득증가율	0.052	0.028	0.045	-0.001	0.057	0.013	0.037	0.024	0.045	0.026
상관계수*	0.12	0.04	0.62	0.26	0.83	-0.14	0.88	0.79	0.93	-0.80
	비도시권									
	강원		충북		전북		전남		제주	
	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기
1인당소득	12.1	17.2	16.0	20.0	10.8	16.4	14.9	26.2	12.1	16.5
1인당소득증가율	0.051	0.017	0.042	0.016	0.054	0.031	0.052	0.042	0.047	0.030
상관계수*	0.94	0.11	0.85	-0.23	0.9	0.72	0.96	0.44	0.93	0.54

주 : 상관계수는 자본지출액과 1인당소득 간의 상관성 크기를 나타냄.

〈표 2〉를 보면, 도에서는 광역시에 비해, 서울을 제외하면 대체로 1인당소득이 더 많은 편이다. 대도시에 비해 도에 대한 자본지출의 비중이 크므로, 그것과 1인당소득증가와의 연관성을 생각해 볼 수 있다. 도에서도, 대도시근접권은 비도시권에 비해 1인당소득이 약간 많은 편이다. 그런데 1인당소득의 증가율을 보면, 1기에는 대부분의 지역에서 거의 4~5%대로, 경북을 제외하면 광역시와 도는 큰 차이가 없는 편이다. 2기에는 전지역 모두 상당히 감소했는데, 특히 광역시와 경기나 충남의 감소율이 상당히 큰 편이다. 또 광역시들은 거의 2%대로 비슷한 수준임에 반해, 도들은 그 편차가 상당히 큰 편이다. 예로 전남은 4.2%인데 반해 충남은 1.3%에 불과하다.

이와 같은 2005년 이래의 1인당소득증가율의 감소와 도의 증가율의 편차증가는 중앙정부 소관 업무를 대거 지방정부로 이관시키면서, 지역경제를 계속 다량의 자본지출로 정부투자에 의존한 결과와 연관이 있다고 볼 수도 있다. 왜냐하면, 경제규모가 작고, 독자적인 산업이 미비한 지역에서는 정부투자의 초기의 한계생산성은 클 수 있지만, 그것은 시간이 감에 따라 체감하기 때문이다. 그럼에도, 투자를 효율적으로 이용할 수 있는 산업구조나 기술, 생산요소 등을 보유한 지역은

지역경제에 높은 승수적 파급효과를 줄 수 있다. 하지만 여건이 그렇지 못한 지역에서는 정부투자의 효과는 단기적 고용증가나 소득증가로 그치거나, 오히려 구축효과 등으로 장기적으로는 지역경제에 부정적 영향을 줄 수도 있을 것이다.

지역정부의 투자가 단기적 수요증가나 소득분배 측면을 먼저 고려하여 이루어졌다면, 그것은 효율적인 사회자본스톡의 형성으로 귀결되지 않을 가능성이 크다. 지방정부의 투자 중 약 50%는 중앙정부부처의 국고보조금으로 지원된 것이다. 이같은 상태에서는 지방정부가 주관적으로 효율적인 운영을 실시하려고 하는 의식이 저하될 수 있다. 이는 지역경제를 공공투자에 의존하는 구조로 변화시켜 장기적으로는 오히려 지역경제의 성장을 저해하는 요인이 될 가능성도 크다(김성주,2012). 따라서 지역여건의 차이로 인하여 지역 간 경제력격차는 더 커질 수 있다.

그러므로 정부투자의 증가가 지역경제에 항상 바람직한 영향을 준다고 단정지을 수는 없는 것이다. 다만 자본지출이 상대적으로 많은 지역에서는, 정부투자액의 지속적 증가가 소득크기나 그 증가율의 편차를 크게 만든 요인중의 하나라고 간주해 볼 수 있다. 그래서 정부투자가 실제로 지역별, 시기적으로 경제성장에 어떤 영향을 주는가는 지역별, 기간별 실태에 대한 실증분석을 통해서 검증되어야 할 문제라 할 수 있다.

2. 선행연구 검토

정부의 투자지출은 단기적으로는 유효수요증가나 경기부양효과가 있고, 장기적으로는 사회간접자본을 형성하여 경제성장을 촉진할 수 있다. 하지만 반대로, 세출의 자원배분을 왜곡시켜 오히려 민간투자의 감소를 초래해서 경제성장을 저해하는 요인이 될 수도 있다. 그래서 지방정부에 의한 투자가 지역경제성장에 대해 어떤 효과를 주는가를 분석하는 것은, 지역경제의 활성화나 효율적 재정운용을 위한 정보를 제공할 수 있다. 그런데 정부의 투자지출이 지역경제성장에 미치는 영향은 경제여건이나 기간, 추정방법 등에 따라 차이가 있다. 본고의 문제의식에 관련된 한국의 연구로서, 김성태 외(1991) 김성태(2000, 2012), 김명수(1998), 오병기(2008, 2012, 2014), 김중력(2005), 안상훈·김기완(2009), 김태영 외(2009), 문병균·성상기(2013), 김예지(2015), 문시진·이기동·이우형(2016) 등을 들 수 있다. 이들 연구는 대부분 재정의 투자적 지출이 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 밝혔다.

오병기(2008, 2012, 2014)는 재정의 투자적 지출이 지역경제규모에 정(+)의 영향을 주었으며, 효율적 자원배분에 긍정적인 기여를 했다고 하였다. 김중력(2008)은 세출의 사회개발비와 경제개발비 항목을 합산한 자료를 사용하여 투자적 지출이 1인당 소득수준에 정(+)의 영향을 주고, 지역 간 경제수준의 수렴에 긍정적인 역할을 하였다고 하였다.

김성순(2009, 2010)은 재정지출 증가가 경제성장효과는 있지만, 그 보다도 민간부문의 투자의 활성화와 인적자본 형성이 경제성장에 더 효율적이라고 하였다. 김태영 외(2009)는 2003~2006년간 일반도시(광역시 제외)에서 정부재정지출이 지역경제발전 및 활성화에 긍정적인 영향을 주었으며, 특히 지역경제개발비 지출이 지역경제 활성화에 큰 정(+)의 효과를 주었음을 밝혔다. 김성태

(2009)는 1985-2010년 기간 동안 지방공공자본의 생산성이 민간자본의 생산성보다 약간 높은 것으로 나타났음을 밝혔다.

김성태(2012)는 광역자치단체의 재정지출의 소득탄력성은 대도시권, 대도시근접권, 비도시권 순으로 높다고 하였다. 노동생산성은 전지역이 비슷하나, 자본생산성은 대도시권이 비도시권보다 높다고 하였다. 오병기(2014)는 산업관련 지출은 지역소득의 증가에 직접적인 연관성이 없는 반면, SOC관련 직접적 지출은 GRDP의지역소득의 증가에 직접적 인과관계가 있음을 밝혔다.

문병근·성상기(2013)는 1987~2009년간의 6대특별시·광역시를 대상으로 한 분석에서 단기적으로는 경제개발비와 사회개발비는 산업구조변화와 경제개발비의 투자수요감소로 인해 지역경제에 영향을 주지 못하지만, 장기적 관점에서 사회개발비는 수요증가와 그 경제적·사회적 지출효과로 지역경제에 긍정적인 영향을 미친다고 하였다.

김예지(2015)는 수도권에서는 사회간접자본 투자가 민간자본의 한계생산성을 향상시키고, 이에 따라 민간투자를 유인하며, 비수도권에서는 사회간접자본이 효율적이지 못하기 때문에 민간투자를 유인하지 못한다고 하였다.

문시진·이기동·이우형(2016)은 우리나라 1985~2013년 동안 16개 시도별 지방재정에서 경제개발비 지출은 단기적으로 실업률 감소, 민간투자를 구인하여 지역경제 성장에 긍정적 영향을 준다고 하였다. 반면 사회개발비는 일시적으로 실업률을 감소시킬 수는 있으나, 장기적으로는 고용창출에 효과적이지 않고, 민간투자를 구축하며, 지역내 산출을 거의 증가시키기 않는다고 밝혔다.

그런데 이들 기존연구는 대체로 지역경제의 성과를 재정지출 총액이나 혹은 사회개발비나 경제개발비나 그 세분류, 사회간접자본(SOC) 등으로써 분석한 것이 대부분이다. 이들 변수들은 그 안에 소비지출액을 상당히 포함하거나, 정부의 투자액 전체를 대변하지 못하는 한계가 있다. 또 기간과 지역별 차이에 대해서 함께 비교분석한 연구는 찾기 곤란한 것 같다.

외국의 연구를 보면, Aschauer(1989)는 공공투자는 민간투자 함수에 있어서는 부(-)의 효과를 미치지만, 사회자본의 생산력 효과를 통한 수익율 함수에 있어서는 정(+)의 효과를 주는데, 미국에서는 정(+)의 효과가 부(-)의 효과보다 더 커서 경제성장을 촉진했다고 했다. 이는 공공투자가 민간자본을 보완하는 과정에서 사회보장, 보건의료, 환경 등을 직·간접적, 양적·질적으로 개선하여 사회에 이득을 가져 오고 이를 통하여 경제성장을 촉진시키기 때문이다. 이후 Easterly and Rebelo(1993), Gramlich(1994), Morrison and Schwartz(1996), Argimonet al.(1997) 등은 공공투자와 그로 인해 형성된 사회자본의 정(+)의 생산력효과에 대하여는 실증적 증거를 확인하였다.

Ramaswamy and Rendu(2000)는 1990년대 일본을 대상으로, 정부투자가 정부소비에 비해 경제성장(GDP증가)에의 효과는 크지만, 시기에 따라 정부투자의 효과가 크게 저하되고 있는 경우가 있으며, 따라서 같은 공적지출이라도 그 내용과 시기별 변동에 그 효과의 크기가 각기 다를 수 있음을 논의하였다.

Ihori, Nakazato and Kawade(2003)는 일본의 경우를 대상으로, 1960년부터 1989년까지와 1990년부터 1999년까지로 나누어 분석하여, 공공투자의 증가가 민간설비투자와 민간소비에 대해서 다른 영향을 준다는 점, 그 영향은 매우 단기적일 가능성이 높다는 점, 표본기간을 나눈 분석에서는

재정정책의 효과가 달리 나타난다는 점 등을 밝혔다.

Arpaia and Turrini(2008)은 1970-2003년간의 EU의 15개국을 대상으로 정부지출과 잠재성장력 간의 장기·단기 연관성을 분석하여, 정부의 재정지출과 경제성장 간의 장기적 균형관계가 존재하며, 다양한 부문에 대한 정부의 재정지출 증가는 인적자본 형성 및 생산성 제고를 통해 경제성장을 촉진시킨다고 하였다. 특히 성장속도가 빠르고 부채가 적은 국가일수록 공공지출의 산출능력이 컸음을 밝혔다.

Andrew(2014)는 멕시코, 볼리비아, 한국, 대만, 필리핀 등 국가를 대상으로 공공투자(SOC) 붐에 해당하는 각국의 기간이 다른 기간보다 높은 경제성장을 달성했음을 보였다. 그래서 사회자본형성과 개선을 위한 공공자본투자는 국가에 따라 비효율의 문제가 발생할 수 있으나, 대체로 민간투자를 유발하는 외생적 요인으로 작용하여 경제성장을 촉진하는 역할을 한다고 하였다.

이상과 같은 기존의 분석결과를 보면, 정부투자의 효과는 그 내용과 지역과 기간의 차이에 따라 결과가 다르게 나타날 수 있음을 알 수 있다. 그러므로 정부의 투자지출 또한 지역과 시기를 구분하여 그 결과를 비교해 보는 것이 보다 합리적이라 생각된다.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석모형과 자료

1) 이론적 배경과 분석방법

(1) 이론적 배경

신고전학파의 성장이론에 의하면, 지역의 산출능력(소득)은 결국 해당 지역의 자본과 노동의 투입량에 의해서 결정된다. 그리고 임금이나 자본수익율은 노동과 자본의 생산성에 의해서 정해진다. 만약 노동과 자본이 자유롭게 지역 간을 이동할 수 있으면, 지역간 소득격차는 수렴된다. 이는 다음과 같이 설명될 수 있다.

노동1인당 자본량이 커질수록 노동생산성은 높아져서 임금수준은 올라간다. 하지만 자본생산성은 낮아져서 자본수익율은 감소된다. 반대로, 노동1인당 자본량이 작아지면 노동생산성이 낮아지므로 임금률은 낮아지고, 자본수익율은 높아진다.

그래서 노동1인당 자본이 큰 지역에는 노동자가 순유입되어, 임금률은 저하될 것이다. 반면에 자본은 순유출되기 때문에 자본의 수익율은 높아질 것이다. 또 노동1인당 자본이 작은 지역에서는, 자본의 순유입으로써 노동수익율은 낮아져서 노동자가 순유출되므로 임금률은 상승한다. 그러면 이론적으로는 그 같은 생산요소의 이동에 의해서 생산요소에 대한 보수는 장기적으로 지역간에 같아져서, 지역경제력 격차는 수렴된다.

하지만 현실적으로 이 논리는 지역경제의 현상에 그대로 부합되지는 않는다. 왜냐하면 지역들

간에는 다음의 차이가 있기 때문이다. 첫째, 생산성에 중요한 영향을 주는 기술진보가 전지역에 걸쳐 균등하게 전파되지는 않는다는 점이다. 기술진보를 쉽게 흡수할 수 있는 산업구조를 가진 지역과 그렇지 않은 지역에서는 투자의 효율이 다를 것이다. 둘째, 소비자의 수요변화에 잘 대응할 수 있는 산업구조 보유의 차이가 있다. 산업구조의 고도화와 함께 이루어지는 경제의 소프트화·서비스화의 추세에 잘 편승할 수 있는 여건을 가진 지역과 그렇지 못한 지역 간에는 투자효율이 다를 것이다. 셋째, 생산요소의 집중은 더욱 더 집적의 이익과 그로인한 생산력의 우위성을 더욱 커지게 하며, 그렇지 못한 지역과의 생산성격차는 더 커진다. 이러한 상황하에서는, 지역간의 생산성 격차는 시간이 흘러도 감소하지 않을 것이다.

이와 같은 관점에서 본고는 노동1인당 자본량의 변화에 따른 노동1인당 생산(소득)의 변화경로로써 성장경로를 분석한 신고전학파의 경제성장이론을 근거로 하여, 지역별 노동1인당 정부투자에 의한 노동1인당 생산성(이 개념은 이하에서는 '생산성'으로만 칭한다)의 크기를 Cobb-Douglas 생산함수를 사용해서 추정하여 기간별로 나누어 비교해 본다.[4]

(2) 모형의 설정과 추정절차[5]

일반적으로 정부투자는 기업의 생산활동을 지원하고 생산성을 높이는 필수자본으로 2가지 역할을 통해 민간의 생산에 영향을 준다. 첫째는, 민간자본이나 노동 등 민간투입요소의 생산성을 향상시키는 총체적 환경을 창출(environment creation)하는 요소의 역할을 하는 것이다. 즉 정부투자는 민간투자나 노동투입을 통해서 생산성을 높일 수 있다는 것이다. 둘째는 생산함수에서 공공자본이 하나의 독립된 생산요소로 기능하는 것이다. 그러면 생산요소는 노동(L), 민간자본(K), 공공자본(G)의 3가지로 구성된다. 이때 공공자본은 대가가 지불되지 않는 생산요소형(unpaid factor)이 된다. 기존의 연구는 후자의 방식이 많은 편이다. 본고에서도 생산함수에 정부부문을 명시한 Aschauer(1989)의 이론을 근거로 하여, (1)식과 같이 노동(L), 민간자본(K), 공공자본(G)의 3개의 생산요소를 가지는 Cobb-Douglas형의 생산함수를 설정하여, 이를 노동1인당 계수값으로 하여, 자본과 노동의 이동이 이루어지는 현실에서, 그것의 지역경제성장에 대한 실질적인 의미를 나타내 보고자 한다.

(1)식은 생산량(Y)이 민간자본(K), 공공자본(G), 기술이 체화된 노동(AL)에 의해 결정된다는 것이

4) R.M.Solow의 이론체계에서는 생산요소 간 대체가 가능하고, 기술진보는 생산함수의 외생변수로 간주된다. 또 수확체감의 법칙이 적용되어 자본계수의 변동에 의해 자본장비율과 노동증가율이 일치되고, 이 지점에서 노동1인당 실질균형소득이 결정된다. 그래서 생산요소의 가격과 수요량 간의 자율적 시장조정을 통하여 불균형이 해소된다는 것이다. 본고는 이 논리에 P. Romer의 기술진보의 내생성과 그로 인한 규모에 대한 보수 증가논리, R.E.Lucas의 경제성장에 대한 외생변수로서의 인적자본과 그에 의한 기술지식의 발전에 따른 경제성장의 지속가능성논리, R.J.Barro의 공공재의 외부성과 그로 인한 경제성장의 장기적 추세에서의 발산의 논리를 감안해 보았다.

5) 정부투자는 이론적으로 경제성장에 대해 2가지 형태의 의미가 있다. 즉 정부투자는 지역의 내생적 수요에 의존하지 않으면서 자원배분기능으로 장기적 사업효과를 얻을 수 있다. 또. 경제안정 기능으로서의 수요창출효과 및 소득재분배로 지역경제의 안정의 단기적인 효과도 있다. 여기서는 이를 감안하여 정부투자의 단기와 장기효과를 구분하려 한다.

다. 여기서 공공자본은 재정의 자본지출을 투입하여 정부투자로 지칭한다.

$$Y(t) = F[A(t)L(t), K(t), G(t)]$$
$$Y = AL \cdot K \cdot G \qquad (1)$$

(1)식의 양변에 자연로그를 취해 노동1인당 값으로 하여 (2)식을 설정하고, 여기서 패널자료를 사용하여 β_1과 β_2를 추정한다.

$$\ln Y - \ln AL = (\ln G - \ln AL) + (\ln K - \ln AL) + c$$
$$\ln(\frac{Y}{AL}) = \ln(\frac{G}{AL}) + \ln(\frac{K}{AL}) + c$$
$$\Rightarrow y_{i,t} = \beta_1 g_{i,t} + \beta_2 k_{i,t} + c \qquad (2)$$

(i,t : i지역에서의 t기(시점)의 항목 수치. Y: 지역총생산(GRDP), L: 노동투입량(취업자수로 대용), K : 민간투자량(유형자산연말잔액으로 대용), G : 정부투자량(세출의 자본지출액으로 대용), A: 기술을 포함한 인적자본, β_1, β_2 : 각각 i지역 t기의 GRDP 산출에 대한 i지역의 정부투자와 민간투자 1% 변동에 대한 노동생산성의 탄력성계수를 나타냄).

(2)식은 수준변수로 구성된 것인데, 여기에는 단위근을 가진 불안정적 수준변수가 포함될 가능성이 크다. 만약 단위근을 가진 변수들 간에 공적분관계가 없다면, 이 식을 그대로 사용하여 β_1, β_2를 추정할 경우, 가성회귀의 문제로 그 추정치의 통계적 유의성을 담보할 수 없다. 그래서 먼저 수준상태의 노동1인당 GRDP ($\ln(\frac{Y}{AL}) = y$로 표시), 노동1인당 정부투자($\ln(\frac{G}{AL}) = g$), 노동1인당 민간투자($\ln(\frac{K}{AL}) = k$) 간의 장기균형관계의 존재여부를 패널공적분검정으로써 확인한다. 만약 y, g, k의 패널 간에 공적분관계가 없다면, 수준변수를 차분하여 안정시켜 노동생산성 변동분에 대한 투자변동분의 단기계수만을 추정할 수 있다.

하지만 공적분관계의 존재가 확인되면, 첫째로 수준변수들로써 패널오차수정모형(PVECM)을 설정하여 y에 대한 g와 k의 단기적 영향(단기동태관계)을 살펴보고, 변수들 간의 장기균형관계의 존재유무도 재확인할 수 있다. 지역생산성에 대한 노동1인당 정부투자의 단기생산성계수는 $\alpha_1 = \frac{\Delta(y)}{\Delta(g)}$, 또 노동1인당 민간투자의 단기생산성계수는 $\alpha_2 = \frac{\Delta(y)}{\Delta(k)}$로 계측한다. 이는 투자 1 단위 변동에 따른 노동생산성 절대량 변동의 크기를 나타낸다. 이 단기노동생산성계수의 크기는 지역경제에 대한 경제안정기능으로서의 수요창출효과 및 소득재분배로서 단기적 안정효과로도 볼 수 있을 것이다.

그리고 둘째로, (2)식을 그대로 장기균형식으로 사용하여, 노동1인당 정부투자와 민간투자의 생산성에 대한 장기계수 β_1, β_2를 추정할 수 있다. 즉 생산성에 대한 노동1인당 정부투자의 장기계수(탄력성)는 $\beta_1 = \frac{y}{g}$로 계측된다. 대수화된 변수를 사용했으므로, 이 β_1은 노동1인당 정부투자(자본지출) 1%변화에 따른 생산성의 변화%, 즉 지역생산성의 정부투자탄력성의 크기를 나타낸다. 또 지역생산성에 대한 노동1인당 민간투자의 장기계수(탄력성)는 $\beta_2 = \frac{y}{k}$로 계측된다. 이 또한 β_1과 같은 의미로 생산성의 민간투자탄력성의 크기를 나타낸다.

(3) 분석대상과 기간설정

실증분석 대상지역은 단기는 부산, 대구, 인천, 광주, 대전 등 5개광역시와 9개 도로 총 14개 광역자치단체이다. 서울특별시(단기)와 1998년도 이전의 자료가 없는 울산광역시는 분석에서 제외하였다. 서울경제는 여타 지역경제들과 연관성이 상당히 크다. 그렇기 때문에 단기패널오차수정모형에서 서울을 포함하여 계수를 추정하는 경우, 지역들 간의 동시상관과 다중공선성의 문제가 나타날 수 있기 때문이다. 1998년부터 광역시가 된 울산의 경우는, 원래 소속지였던 경상남도에 통합을 해 보면, 1998년도 이후의 경상남도의 자료가 많이 왜곡되기 때문이다. 그래서 단기의 분석대상 자료는 횡단면단위는 14개이며, 각 변수당 관측치가 23개인 균형패널자료이다. 장기분석에서는 서울을 포함하여 횡단면단위는 15개이다.

이 패널자료들을 정책적 의미가 있는 기간별로 짧게 구분해 본다. 먼저 1989-2000년간(단기동태식 경우), 1989-1994년간(장기균형식 경우)으로 묶어, 이를 Ⅰ기로 보았다. 단기의 1기를 2000년도까지 늘린 것은, 수준변수를 차분조정하면, 각 시계열자료에서 앞 연도의 2개 연도가 줄며, 또 설명변수에 전기자료를 변수로 포함시키기 때문에 줄어든 자유도를 늘여서 확보하기 위해서이다. 그래서 1기는 2기와 6개 연도가 중첩되어 지방자치후의 상황이 포함되지만, Ⅰ기간의 추정치는 대체로 지방자치제 시행 이전의 특성을 보이는 것으로 한다. 2기와 3기는 지방자치제 시행 후의 기간으로 간주하였다.

Ⅱ기는 1995-2004년간(단기동태식 경우), 1997-2004년간(장기균형식 경우)을 지방자치제 하에서도 다수의 업무부문이 중앙정부에 속해 있던 기간으로 보았다. Ⅱ기는 외환·경제위기 하에서 전국적인 경기후퇴로 지방정부의 자체세입과 이전재원이 축소되어 투자재원이 부족할 수밖에 없었고 그 결과 기초자치단체의 지역사회개발사업은 위축될 수밖에 없었다(권경환, 2004). 그리고 이 기간은 세수증대와 지역경제성장과 활성화를 위한 지방정부의 적극적 재정정책이 시행되기도 한 기간이다.

Ⅲ기는 단기와 장기 모두 2005년-2012년간으로 했다. 이는 2005년부터 중앙정부가 복지부문을 중심으로 지방정부에 많은 지방업무를 지방자치 소관으로 이전시켰음을 감안하였다. 왜냐하면 그 정책변화는 지방자치단체의 재정운용에 상당한 영향을 주는 것으로 파악되고 있기 때문이다(주만수, 2012). 그래서 이 3개 기간 동안의 지역별 정부투자의 단기와 장기의 노동1인당 투자의 생산력

효과를 비교분석한다.

2) 자료

본고의 생산함수모형은 지역총생산(GRDP), 세출의 자본지출항목, 광공업유형자산연말잔액, 취업자수로 조합하여 설정된다. 지방정부 세출의 성질별 분류의 자본지출액은 지방재정연감의 지방자치단체 결산 단체별 순계분석(총괄)에 수록된 것으로, 이를 정부투자로 투입한다.

자본지출을 정부투자지출의 대용변수로 사용한 이유는 다음과 같다. 첫째 저량인 정부투자통계를 모르는 상태에서, 유량인 투자적 지출로 분석한 연구와 저량인 사회자본으로 분석한 연구결과의 결론에는 큰 차이가 없다고 보기 때문이다. 김명수(1998)는 지역공공자본 저량변수를 사용한 경우와 유량변수로서 매년의 지출액을 사용한 경우는, 일부 계수의 상대적 차이가 있는 점을 제외하면 모형의 근본적인 차이는 나타나지 않는다고 했다. 오병기(2008, 2014)도 같은 논리로 콥-다글라스생산함수에서 유량변수인 세출의 투자적 지출(기능별 분류)를 사용하였다.

둘째 세출의 자본지출 항목은 순수한 투자적 지출의 개념에 가장 근접한 항목이기 때문이다. 세출을 성질별 지출항목으로 보면, 투자적 지출은 자본지출, 융자 및 출자, 보전재원, 내부거래로 지출한 경비부분으로 구성된다. 이는 예컨대 2007년과 2012년의 경우 지방재정전체예산에서 각각 약 38.5%이며, 그 중 자본지출은 30.7%이다. 즉 자본지출 비중은 투자적 경비의 대부분(약 80%: 30.7/38.5)을 차지한다.

셋째 자본지출은 지역발전의 거의 대부분의 재원을 망라하고 있기 때문이다. 자본지출 항목에는 일반회계 내 정책사업 뿐만 아니라 지역공기업 관련 지역투자사업(공기업특별회계)과 기타특별회계에서 수행하는 사업 등이 모두 포괄된다. 즉 자본지출은 기반시설 위주의 SOC 뿐만 아니라 지역의 '문화 및 체육시설', '사회복지시설' 등, 각 분야의 투자적 지출을 망라하여 정책사업 중 자본시설 지원규모를 포괄적으로 나타낸다. 이처럼 자본지출은 순수한 투자지출의 개념에 가장 근접한 항목이며 지역발전의 거의 대부분의 재원을 망라한 것이다(김현아,2014). 그래서 본고에서는 유량인 자본지출을 지역발전을 위한 재정투자액으로 대용하여 그 결산액을 투입한다.

민간투자의 대용변수인 광공업유형자산 연말잔액은 통계청의 공업·제조업통계조사보고서에 수록된 것으로, 토지와 1년 이상의 내구성 건물, 구축물, 기계장치, 기구, 비품, 차량, 운반구 및 선박 등의 합계로 연말잔액을 기준으로 추계된 자료이다. 이는 스톡액이지만, 정부투자와의 비교를 위해 투입한다. 노동량은 몇가지 대용변수가 있지만, 여기서는 취업자수로 하였다.[6] 본고는 GRDP와 정부투자 및 민간투자를 취업자수로 나눈값으로 분석한다. 모든 시계열자료는 1989년부터 2012년까지 24개년의 연별자료로, 통계청이 발표한 지역별 연쇄지수(chain index)를 사용하여 실질화한 후, 자연대수를 취하여 분석에 투입하였다. 통계프로그램은 eviews 8.0판을 사용했다.

6) 보다 엄밀하게 하자면, 취업자수에 지역별 취업자노동시간을 곱한 값을 사용해야 하지만, 현재로는 그 자료는 구하기 곤란하다.

3) 공적분검정

공적분검정(cointegration test)은 변수들 간에 장기균형으로 조정되는 메카니즘이 존재하는가 여부를 검정하는 것이다. 변수들 간에 장기적 균형관계가 있다는 것은, 안정적인 인과관계가 있다는 의미이다.

패널공적분의 검정은 여러 그룹들이 시계열적으로 함께 공적분관계가 있는지 여부를 일반화된 형태로 검정하는 것이다.[7] 그런데 각 지방정부의 재정운용은 서로 다른 배경과 정책에 따라 운용되고 있으므로, 어떤 지방정부의 재정운용이 다른 지방정부의 그것과 다른 행태를 보일 경우, 패널공적분 검정결과가 명확하지 않을 수 있다.

〈표 3〉은 15대 광역자치단체의 노동1인당 정부투자와 민간투자, GRDP 간의 1기(1989-1994년), 2기(1995-2004년), 3기(2005-2012년)의 패널공적분검정 결과를 t통계량의 유의확률로써 보여준다. '공적분이 없다'는 귀무가설의 기각 여부는 t통계값의 유의확률 10%(p〈0.10)를 기준으로 판정했다.

〈표 3〉 광역단체 노동1인당 지역총생산, 민간투자, 정부투자 간의 패널공적분 검정

H_0 : 공적분관계가 존재 않음			Ⅰ기		Ⅱ기		Ⅲ기		1995-2012년	
			a	b	a	b	a	b	a	b
Pedroni 방식	그룹 내 통계량	Panel PP	0.000	0.000	0.317	0.000	0.000	0.000	0.070	0.060
		Panel ADF	0.028	0.306	0.264	0.000	0.005	0.040	0.048	0.009
	그룹 간 통계량	Group PP	0.000	0.000	0.209	0.000	0.000	0.000	0.122	0.011
		Group ADF	0.000	0.019	0.392	0.000	0.001	0.095	0.092	0.003
Kao 방식 : ADF			0.000	0.000	0.128	0.128	0.000	0.000	0.028	0.028

주 : t통계량의 확률, a: 상수항만 포함, b: 상수항과 추세항을 함께 포함한 것.

〈표 3〉을 보면, 대체로 1기와 3기는 검정결과가 유사하다. 그룹 내(전체적 관계), 그룹 간(개별적 관계)을 막론하고, 개별지역에서 노동1인당 지역총생산, 정부투자, 민간투자 간에 공적분관계가 없을 확률은 10% 이하인 결과가 많다. 2기에는 검정방식과, a와 b의 검정결과가 다르다. 그래서 여기서는 일단 전체기간에 공적분관계가 있다고 가정하고, 기별로 패널오차수정모형을 분석해 봄으로써 개별지역의 공적분관계 존재의 유무를 확인해 본다.

7) 패널공적분 검정은 몇가지가 있는데, 각 지역 특유의 효과를 통제하기 위한 고정효과가 포함되어 있는 Pedroni(1999; 2004)와 Kao(2001)의 잔차공적분 검정방식과, Fisher 유형의 Johansen 검정방식 등이 널리 쓰인다.

2. 노동1인당 정부투자의 생산성에 대한 단기동태효과

1) 동태적 패널오차수정모형(dynamic panel error correction model : PECM) 설정

시계열변수들의 패널공적분관계가 확인 확인되었으므로, 이 경우 변수들 간의 단기적 관계는 장기균형을 고려한 오차수정 메카니즘에 의해서 분석하는 것이 적절하다. 여기서 사용할 동태적 패널오차수정모형은 식(3)과 같이 설정하였다.

$$\Delta y_{i,j} = \lambda_o + \sum_{j=1}^{n} \alpha_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n} \beta_{i,j} \Delta g_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n} \gamma_{i,j} \Delta k_{i,t-j} + \phi ect_{i,t-1} \qquad (3)$$

(y: 노동1인당 GRDP, g: 노동1인당 재정투자, k: 노동1인당 민간투자, i : 지역, t : 시간, j : 시차, ect_{t-1}: 전기오차수정항을 표시함)

(3)식에서 차분(Δ)시차항의 계수들은 종속변수 증분에 대한 설명변수 증분의 단기동태적인 영향을 나타낸다. 이 차분독립변수의 계수가 통계적으로 유의하다는 것은, 종속변수에 대해 단기적(직접적) 인과성이 있다는 의미이다.

전기오차수정항(ect_{t-1})의 계수 θ는 지역총생산과 정부투자와 민간투자 간에 단기불균형이 발생했을 때, 그 불균형이 노동1인당 GRDP에 영향을 미침으로써 다시 장기균형관계로 회복하는가의 여부를 나타낸다. 계수의 크기는 장기균형으로의 조정속도를 나타낸다. 전기오차수정항의 계수가 통계적으로 유의한 것은 변수들 간에 장기균형관계가 있음을 나타낸다.[8]

본고에서 사용하는 각 지역의 정부투자는 모두 중앙정부재정과 연관성을 가진다. 그래서 이 자료들을 패널자료형태로 사용하여 분석하는 경우, 지역별 패널그룹 간에 상관관계(Group-wise correlation)가 존재할 가능성이 크다. 그러면 이로 인하여 이들 패널그룹간에는 분산불균일성(이분산)이 시계열방향과 횡단면방향의 교란항에서 동시에 발생할 가능성이 크다(동시상관성). 그래서 여기서는 횡단면분산불균일성과 동시상관오차를 수정하는 White cross-section 방식을 적용하여 추정한다.[9] 적정시차는 1로 하였다. 각 회귀식은 고정효과모형(Fixed Effects Model)과 확률효

8) 전기오차수정항 계수의 부호가 음(-)으로 유의하다는 것은, 전기의 GRDP가 감소하여 GRDP와 정부투자 간의 상대적 크기가 양자 간의 균형관계 이상으로 커져 불균형이 발생했을 경우, 전기오차수정항을 통해 금기의 정부투자가 감소함으로써 불균형이 점차 해소되어 장기균형으로 조정된다는 것이다. 반대로 양(+)으로 유의하다면, 전기의 GRDP가 증가하여 GRDP와 정부투자 간에 불균형이 발생했을 경우, 전기오차수정항을 통해 금기의 정부투자가 증가함으로써 불균형이 점차 해소되어 장기균형으로 조정된다는 것이다.

9) 재정자본지출의 지역배분이 지역 간 격차를 시정하기 위해서 행해지고 있다고 하면, 시계열회귀식의 종속변수인 지역총생산으로부터 설명변수인 정부투자로 인과관계가 생길 수 있다. 이 경우, 통상의 회귀분석으로는 동시성의 편의가 생긴다. 이에 대해 일반적으로 각 지역을 성격이 비슷한 유형으로 모아 범주그룹을 만들어 분석하는데, 그리하면 정책에 영향을 주는 오차항과 정부투자와의 상관이 약해져, 동시성에 의한 추계상의 편의가 작아지는 것을 기대할 수 있다. 개별자료의 특성을 보전하면서 편의를 줄이기 위

과모형(Random Effects Model)으로 각각 추정한 후, 전자는 Redundant Fixed Effects검정으로, 또 후자는 Hausman검정으로써, 어느 모형이 적절한 일치추정량인가를 확인하였다, 여기서 확률효과모형의 추정량은 일치추정량이 아니며, 고정효과모형이 적절한 것으로 판정되어 그 추정치를 택했다.[10] 각 단일패널회귀식의 설명변수 계수의 통계적 타당성은 유의수준 10% 내(p값〈0.10)로 하였다.

2) 추정결과와 그 해석

〈표 4-1〉~〈표 4-2〉은 패널오차수정모형을 사용하여 추정한 14개 광역자치단체의 기간별 투자지출의 GRDP에 대한 단기적 효과(단기생산계수)와 장기균형관계의 존재여부에 대한 분석결과를 정리한 것이다. 기간분류는, 1기는 1989(조정 후는 1991년)~2000년도, 2기는 1995~2004년도, 3기는 2005~2012년도이다. 이들 식의 통계적 타당성은 다음의 〈부표〉에서 확인되는데, 1기와 3기의 설명력(조정된 결정계수:AR^2)이 작은 수준이고, 1기, 2기의 Durbin-Watson값이 높은 편이지만, 통계적으로 유의한 범위내에 있다.

〈부표〉 기간별 PVECM 회귀식의 통계적 신뢰성

	기간	결정계수 (AR^2)	표준오차	F통계량의 유의확률	더빈왓슨(D-W)
Ⅰ기	1989-2000년	0.38	0.05	0.012	2.40
Ⅱ기	1995-2004년	0.56	0.04	0.000	2.36
Ⅲ기	2005-2012년	0.35	0.03	0.055	2.15
1995-2012년		0.46	0.03	0.000	2.11

〈표 4-1〉~〈표 4-2〉에서 추정된 독립변수 계수의 부호가 양(+)이고, t통계량의 유의확률이 10%이내로 통계적으로 유의하다면, 이는 투자1단위 증가에 의해 계수 크기만큼 생산성이 증가됨을 나타낸다. 이는 단기의 절대금액 증분의 개념이므로, 수요창출효과와 재분배 기능으로서의 정(+)의 지역경제보전효과가 있었음을 시사한다.

단기계수값이 음(-)인 경우는, 투자지출로 인한 부(-)의 생산유발효과가 정(+)의 산출효과보다 커서 전체적인 투자지출의 순효과가 마이너스로 나타나기 때문이다(강윤호,2008). 또한 정부투자가 한편으로는 경제성장에 정(+)으로 기여하는 투입요소로 될 수 있는 반면, 투자자금을 조달하는 방식은 민간투자를 감소시킬 수 있기 때문이다. 추정된 계수의 t통계량의 유의확률이 10% 이상이

해서는 이들 변수의 각각 1기전의 자료를 설명변수로 덧붙여 도구변수의 역할을 하도록 할 수도 있다.

10) 고정효과 모형은 각각의 횡단면 단위마다 고정된 고유의 효과가 존재한다는 가정에 근거한다. 고정효과모형에 대한 Redundant Fixed Effects검정에서 유의확률은 Ⅰ기에 0.000, Ⅱ기에 0.000으로 나타나서, '지역별로 상이한 고유효과가 존재하지 않는다'는 귀무가설이 기각된다. 그러므로 지역별로 상이한 고유효과가 존재하는 것으로 판정할 수 있다. Hausman test에서는 통계량 유의확률이 1로 나와, '확률효과모형의 설정에 오류 없음'인 귀무가설은 기각된다. 그러므로 고정효과모형이 채택된다.

되어 유의성이 없는 것은, 단지 그 같은 경향이 있는 것으로 간주할 수 있다.

〈표 4-1〉은 정부투자와 민간투자의 금기증분(Δg_t)과 전기증분(Δg_{t-1})의 금기GRDP증분(Δy_t)에 대한 계수추정치를 보여준다. 통계적으로 유의한 추정치만 색을 넣은 칸에 나타내었다. 여기서는 논의의 편의를 위해 광역시와 도(대도시근접권, 비도시권)로 나누어 분석결과를 논의한다.

〈표 4-1〉 정부투자증분의 지역총생산증분에 대한 단기동태적 산출효과 (t: 금기, t-1: 전기)

		노동1인당 정부투자증분의 생산성계수						노동1인당 민간투자증분의 생산성계수					
		Ⅰ기		Ⅱ기		Ⅲ기		Ⅰ기		Ⅱ기		Ⅲ기	
		금기	전기	금기	전기	금기	전기	금기	전기	금기	전기	금기	전기
광역시	부산	-0.070	0.084	0.053	-0.016	-0.102	0.099	0.237	-0.072	0.290	0.087	0.394	-0.090
	대구	0.018	-0.174	-0.090	-0.125	-0.048	0.062	0.657	-0.062	0.587	-0.064	-0.098	-0.157
	인천	-0.069	0.038	0.239	0.086	0.122	0.038	0.498	0.432	0.136	0.215	0.002	-0.072
	광주	-0.026	0.045	0.285	-0.004	-0.022	0.041	0.457	0.224	-0.036	0.365	0.053	-0.308
	대전	0.217	-0.030	0.301	0.410	0.122	0.059	0.385	-0.261	0.181	0.256	0.154	-0.145
시근접권	경기	-0.134	0.118	-0.096	0.155	0.065	-0.036	0.475	0.445	0.380	0.337	0.186	0.520
	충남	0.245	0.018	0.056	0.034	0.188	-0.025	0.107	-0.090	0.216	-0.074	0.170	0.109
	경북	1.001	-0.317	0.264	-0.132	0.223	-0.135	0.048	-0.039	0.210	-0.240	0.111	0.047
	경남	0.356	-0.089	0.249	-0.215	-0.154	0.133	-0.140	-0.042	1.227	-0.252	0.238	0.084
비도시권	강원	0.016	0.172	0.039	0.023	0.047	0.026	0.094	0.064	0.298	0.001	0.172	0.033
	충북	-0.201	-0.158	0.648	0.116	-0.067	-0.198	0.367	-0.093	-0.021	-0.262	-0.386	-0.064
	전북	0.296	0.109	0.227	0.075	0.111	-0.069	-0.137	0.069	-0.055	0.071	0.051	0.068
	전남	0.471	-0.318	0.181	0.133	-0.073	-0.239	-0.243	-0.064	-0.030	-0.122	-0.045	0.141
	제주	0.081	0.260	0.302	0.071	0.064	-0.175	-0.156	0.038	-0.018	-0.157	-0.004	-0.098

주: 시근접권은 대도시근접권을 지칭함.

〈표 4-1〉에서 금기1인당 정부투자증분(Δg_t) 계수의 경우, 1기에는 광역시에서는 대구, 대전을 제외하면 통계적으로 유의하지 않고 부호가 음(-)이다. 반면에 도는 경기, 충북, 제주를 제외하면 모두 통계적으로 유의한 양(+)이며 계수값도 큰 편이다. 전기의 계수값은 대체로 광역시에서는 약간 증가, 도에서는 감소된 지역이 많다.

민간투자증분(Δk_t) 계수의 경우, 광역시는 모두 유의하고 큰 계수값을 보였다. 반면 도는 경기, 충남, 충북을 제외하면 대부분 음(-)이며 상당히 작다. 그래서 1기의 광역시와 도의 금기의 정부투자와 민간투자의 생산성은 거의 정반대로 나타났다. 1기의 전기에는 정부투자와 민간투자 의 생산성은 모두 몇몇 지역을 제외하면 음(-)이 다수이다.

2기는 외환위기가 포함된 기간으로, 정부투자의 단기생산성은 대체로 1기에 컸던 지역은 작아지고, 1기에 작았던 지역의 계수는 커진 경향이 있어, 지역간 편차가 줄어든 모습이다. 1기에 비해 도에서는 계수크기가 정체되거나 감소한 곳이 많은 반면, 광역시에서는 대구 외에는 모두 증가했다. 이는 정부투자가 부진한 광역시경제를 일정수준으로 보전하는 역할을 했음을 시사한다. 전기 정부투자는 대전과 충남을 제외하면 유의하지 않은데, 금기에 비해 거의가 그 크기도 상당히 작은

편이며, 음(-)이 많다.

2기의 민간투자의 계수는 경기 외에는 광역시와 도의 변화모습이 뚜렷한 차이가 있다. 1기는 광역시가 거의 모두 도에 비해 생산성이 상당히 높았다. 그런데 2기는 부산, 대구는 1기와 유사한 높은 생산성을 그대로 유지했지만, 인천, 광주, 대전은 상당히 감소했다. 하지만 도는 대체로 1기에 생산성이 낮았던 지역은 올라가고, 높았던 지역은 내려가는 모습을 보였다. 2기의 전기 민간투자는 광역시가 거의 큰 양(+)임에 반해 도에서는 경기, 전북외에는 거의 전부가 음(-)으로 나타났다.

3기에는 정부투자의 생산성은 인천, 충남, 경북을 제외하면 2기에 비해 모두 대체로 감소했는데, 특히 도의 경우가 더 크게 감소한 지역이 많다. 전기의 계수값은 광역시 경우는 거의 모두 작지만 양(+)으로 뚜렷한 통계적 유의성을 나타낸다. 하지만 도는 강원과 경남을 제외하면 모두 유의한 음(-)이다. 3기의 민간투자 생산성은, 부산을 제외한 광역시는 1기에 비해 매우 크게 감소했다. 도는 강원, 경남, 경북 등이 많이 증가하였고, 충북은 크게 감소했다. 그 외 지역에서는 대체로 약하게 감소 혹은 증가한 것으로 보인다. 전기값은 광역시는 전부 음(-)이나 도는 대부분 양(+)이다.

단기생산성을 요약해 보면, 정부투자의 경우, 1기에는 광역시에서는 크기가 작고, 음(-)이 많은데 반해 도는 대부분 상대적으로 큰 편이고 양(+)이 많다. 민간투자의 경우는 대체로 광역시에서는 거의 모두가 음(-)이며, 도에서는 거의가 양(+)으로 큰 값으로, 정부투자와 민간투자의 생산성은 서로 뚜렷한 반대양상을 이룬 것이 특징적이다. 2기에는 대체로 생산성이 높은 곳은 많이 낮아지고, 낮은 곳은 높아지는 형태로 되어 3기에 오면, 양 범주가 대체로 하향평준화되는 경향이 있다.

또 단기투자 생산성의 전체적인 추세를 보면, 정부투자는 1~2기에는 거의 도에서만 유의하나, 3기에는 대략 광역시에도 유의성이 있게 된다. 1기와 3기를 비교하면, 정부투자의 단기효과는 크기가 상당히 작아지고, 민간투자의 단기효과는 대체로 커졌음을 알 수 있다. 상대적으로 보면, 투자의 단기효과는 광역시에서는 민간투자의 생산성이 높고, 도에서는 정부투자의 생산성이 높은 편이라 할 수 있다.

〈표 4-2〉는 전기오차수정계수 및 전기GRDP의 단기효과를 나타낸다. 각 종속변수에 대한 설명변수의 장기균형성(공적분관계)의 존재여부는 전기오차수정항(ect_{t-1})의 통계적 유의성 여부에 달려 있다. 그 값이 유의하다는 것은, 이 기간 중 세변수의 관계가 안정적이며, 체계적으로 운용되었음을 의미한다. 색을 넣은 칸에 표시한 계수와 유의확률은 전기오차수정항의 계수 추정치의 t통계량이 유의함(p값〈0.10)을 나타낸다.

〈표 4-2〉를 보면, 특징적으로 전기오차수정항(ect_{t-1})의 계수가 1기와 2기에는 통계적으로 유의한 지역이 소수였으나, 3기에는 거의 모든 지역에서 유의한 것으로 나타나 있다. 이 결과를 보면, 2기에 패널공적분이 존재하지 않는다고 판정할 수는 없다. 또 3기에는 광역시에서 정부투자가 전에 비해 보다 체계적으로 운용되었음을 알 수 있다.

〈표 4-2〉 전기오차수정계수 및 전기지역총생산의 단기동태효과

: (·)는 t통계량의 유의확률임.

		전기오차수정계수(ect_{t-1})			전기지역총생산의 계수		
		Ⅰ기	Ⅱ기	Ⅲ기	Ⅰ기	Ⅱ기	Ⅲ기
광역시	부산	0.019	-0.022	-0.111(0.008)	0.430	-0.342	0.377
	대구	-0.011	-0.017	-0.012(0.011)	0.643	0.145	-1.239
	인천	0.386	0.076	-0.090(0.022)	-0.766	-0.722	0.233
	광주	-0.234(0.003)	0.042	-0.080(0.057)	-0.260	-0.686	0.827
	대전	-0.165	-0.214	0.001	0.450	-0.536	0.824
시근접권	경기	0.158(0.034)	0.131	0.053(0.004)	-1.053	-1.004	0.754
	충남	-0.135	-0.526(0.006)	-0.158(0.021)	-0.217	-0.249	0.298
	경북	-1.436(0.000)	-1.086(0.019)	-1.023(0.000)	-0.624	0.207	-0.540
	경남	-0.247	-0.787	0.271(0.000)	0.064	0.619	-1.348
비도시권	강원	0.016	-0.002	-0.077(0.000)	-0.572	0.044	-0.961
	충북	-0.333(0.053)	-0.466(0.052)	-0.179(0.000)	1.114	0.601	-0.181
	전북	-0.167	-0.254(0.021)	-0.328(0.034)	-0.641	-0.861	-0.35
	전남	-0.844(0.000)	-0.312	-0.424(0.079)	-0.116	-0.228	-0.119
	제주	-0.469	-1.002(0.000)	-0.593(0.000)	-0.655	0.310	-0.348

전기오차수정항(ect_{t-1})의 계수가 유의하다는 것은 금기의 정부투자가 오차수정메카니즘을 통해 민간투자를 유인하는 효과를 주었음을 나타낸다. 즉 정부투자가 사회자본의 규모를 확장하면, 장기균형으로부터의 오차가 부(-)의 방향으로 조정되기 때문에, 민간투자는 증가하는 것이다. 이 유인효과(crowding-in effect)는 장기적으로 실현되는 효과라고 볼 수 있다.

전기오차수정항 계수의 크기를 보면, 광역시의 경우는 대체로 도에 비해 균형으로의 조정속도가 상당히 느렸음을 알 수 있다. 전기지역소득증분($\Delta GRDP_{t-1}$)을 보면, 대부분의 광역시에서는 금기GRDP증가에 큰 정(+)의 직접적 영향을 주었고, 도에서는 큰 부(-)의 직접적인 영향을 주었다. 이는 재정의 소비지출이나 투자지출이 광역시에서는 지역경제와 정(+)의 순환관계가 크지만, 도에서는 그렇지 않고 단속적으로 지역경제를 일정수준으로 보전해 주는 역할에 그치고 있었음을 시사한다고 볼 수 있다.

3절을 요약해 보면, 지역의 총수요창출과 소득분배에 연관된 단기생산성은 1기에는 대부분의 광역시(저, 음수)와 대부분의 도(고, 양수)의 정부투자와 민간투자의 생산성은 서로 뚜렷한 반대양상을 이룬 것이 특징적이다. 하지만 2기에는 대체로 생산성이 높은 곳은 많이 낮아지고, 낮은 곳은 높아지는 형태로 되어, 3기에 오면, 양 범주가 대체로 하향평준화되었다. 특히 3기에서는 대전을 제외한 전지역에서 생산성에 대한 투자의 장기균형성이 이루어져 있는 점이 주목된다. 이는 지방분권의 심화와 함께 정부투자가 지역생산성에 대해 체계적으로 영향을 주었음을 시사한다.

3. 정부투자와 민간투자의 GRDP에 대한 장기산출효과

1) 지역총생산의 투자탄력성

여기서는 2절의 공적분검정과 3절의 오차수정모형분석의 결과를 바탕으로, 수준변수로 구성된 15대 광역자치단체의 노동1인당 정부투자와 민간투자의 생산성에 대한 기간별 장기산출효과를 추정해 본다. 이를 위해 패널균형회귀식을 설정하여 탄성치 분석을 이용한다. 앞서 단기와 같은 모형선정방식을 통하여 고정효과모형을 선택하여 계수를 추정하였다. 추정결과에서 통계적 유의성이 없는 계수추정치도 몇몇 있으나, 이것은 대개 계수의 크기가 아주 작은 편인 경우가 많으므로, 장기계수의 추정치에는 유의확률을 따로 표시하지 않았다. 지역간 생산성 격차의 척도로는 변동계수(Coefficient Variation)를 사용했다. 이것은 수치가 클수록 지역간 생산성의 격차가 큰 것을 나타낸다.

〈표 5〉는 고정효과모형으로 추정된 15대 광역지방단체의 노동1인당 정부투자와 민간투자의 생산성을 지역별로 정리하여 나타낸 것이다. 수정된 결정계수(AR^2)가 1에 상당히 근접한 것도 있지만, Durbin-Watson값도 2에 근접하므로 자기상관이나 다중공선성 등의 문제는 없다고 볼 수 있다. F값 유의확률도 0에 근사하므로, 전체적으로 추정된 모형은 적합한 것으로 판정된다.[11)]

〈표 5〉 노동1인당 정부투자와 민간투자의 생산성(고정효과모형)

Ⅰ기: 1989-1994, Ⅱ기: 1997-2004, Ⅲ기: 2005-2012

		노동1인당 정부투자의 노동생산성			노동1인당 민간투자의 노동생산성		
		Ⅰ기	Ⅱ기	Ⅲ기	Ⅰ기	Ⅱ기	Ⅲ기
광역시	(서울)	0.060	-0.054	0.063	-0.442	0.221	0.324
	부산	0.104	-0.358	0.023	0.433	0.244	0.278
	대구	0.122	-0.257	-0.011	-0.128	0.200	0.386
	인천	0.020	0.245	0.048	-0.063	-0.074	-0.057
	광주	-0.020	0.090	0.008	0.253	0.048	0.239
	대전	0.056	0.212	0.021	0.056	0.064	0.292
시근접권	경기	0.043	0.024	0.164	0.220	0.328	-0.548
	충남	0.055	0.178	0.139	0.433	0.210	0.334
	경북	0.203	0.225	0.084	0.412	0.070	0.597
	경남	0.163	0.245	0.047	0.350	-0.004	0.170
비도시권	강원	0.147	0.205	0.084	0.317	0.123	0.349
	충북	-0.229	0.166	-0.077	0.304	-0.027	0.054
	전북	-0.014	0.155	0.107	0.504	-0.241	0.349
	전남	0.592	0.478	-0.143	0.021	-0.096	0.540
	제주	0.039	0.246	0.024	0.204	0.037	0.330

11) Ⅰ기간을 대상으로 한 균형식은, AR^2: 0.992, S.E.R: 0.065, D-W: 2.25, Prob(F-statistic): 0.000이며, Ⅱ기간은 AR^2: 0.997, S.E.R:0.040, D-W: 1.83, Prob(F-statistic): 0.000으로 나타났다.

전체 평균	0.091	0.132	0.037	0.237	0.063	0.222
광역시 평균	0.056	-0.014	0.018	0.110	0.096	0.228
도 평균	0.111	0.214	0.048	0.307	0.044	0.219
시근접권 평균	0.116	0.168	0.108	0.354	0.151	0.138
비도시권 평균	0.107	0.25	-0.001	0.27	-0.041	0.324
전체변동계수	1.944	1.605	2.188	0.834	2.399	1.467
광역시 변동계수	0.855	-16.17	1.357	2.540	1.187	0.622
도 변동계수	1.969	0.558	2.082	0.454	3.797	1.540

모형1: AR^2: 0.965, SER: 0.042, F-statistic probability: 0.000, Durbin-Watson: 2.065
모형2: AR^2: 0.950, SER: 0.047 F-prob :0.000, D-W: 1.952
모형3: AR^2: 0.990, SER: 0.021 F-prob :0.000, D-W:2.026
Cross-section F Statistic Prob: 0.000 : 고정효과모형 채택
Cross-section random Chi-Sq. Statistic Prob: 1.000 : 확률효과모형 기각

주1: Ⅱ기에서 1995~1996년을 넣지 않은 것은, 이 2개연도를 포함시킬 경우, D-W값이 과소하여 추정식의 통계적 신뢰성이 약해지기 때문이다.
주2: 생산성의 변동계수(CV)는 표준편차/산술평균 임.

〈표 5〉를 보면, 1기에는 노동1인당 정부투자의 생산성은 광역시는 크지 않다. 하지만 도는 상당히 큰 편이다. 반면 민간투자의 생산성은 광역시에서는 편차가 큰 반면, 도에서는 대체로 광역시보다 크면서 그 편차가 작다. 전체적으로 정부투자와 민간투자의 생산성은 모두 도가 광역시보다 큰 편이다.

2기에는, 정부투자의 생산성은 광역시에서는 부산, 대구에서는 1기에 비해 크게 감소한 반면, 여타 광역시에서는 대체로 상당히 증가하여 편차가 크다. 광역시 전체로는 많이 감소(0.056→-0.014)했다. 그에 비해 도는 경기를 제외하면 상당히 증가(0.111→0.214)했다. 전체로는 생산성이 증가(0.091→0.132)했고, 생산성의 지역간 편차는 크게 감소(1.944→1.605)했다.

2기 민간투자의 생산성은 광역시에서는 부산과 대구를 제외하면 약간 하락했지만, 도의 그것은 상당히 크게 하락했다. 특히 비도시권에서 그러하다. 이는 2기 동안 광역시보다 도, 특히 비도시권의 민간기업이 외환위기로 인한 거시경제상황의 악화에 더 큰 부정적 영향을 받았음을 나타낸다.

도는 소도시나 군, 읍, 면 등 인구가 상대적으로 적은 지역이다. 비도시권은 더 그렇다. 그래서 그 경제상황은 광역시에 비해 거시경제나 타지역 경기상황 변동 등 외적 충격에 더 민감하게 반응한다고 볼 수 있다. 또 1차산업의 비중이 높은 지역에서는 기업자본의 축적이 많이 이루어지지 않는다. 그래서 정부투자로써 사회자본이 정비된다 해도 이를 활용하는 민간자본과 기술이 축적되어 있지 않는 경우가 많은 편이다. 그러므로 이런 지역에서는 정부투자를 늘여 SOC를 확대한다 해도 생산에 대한 직접효과는 그리 크지 않다고 볼 수 있다. 그래서 외환위기가 포함된 2기에 도에서는 민간투자의 생산성은 광역시보다 작지만, 정부투자는 오히려 유효수요의 확대로써 더 큰 의미를 가진 것으로 보인다.

3기는 복지부문을 중심으로 중앙정부 소관의 많은 업무가 지방정부로 이관되고, 국고보조금의 비중이 많이 증가된 기간이다. 2기에 비해 이 기간 동안 정부투자의 생산성은 광역시에서 증가(-0.014→0.018)했으나, 도에서는 크게 감소(0.214→0.048)했다. 상대적으로 대도시근접권은 크게

감소하지는 않았으나(0.168→0.108), 비도시권의 감소폭이 매우 커서(0.25→-0.001) 전체적으로 많이 감소(0.132→0.037)한 것이다. 반면 그것의 지역간 편차는 2기에 비해 크게 증가했다.(1.605→2.188). 부산, 대구의 경우는 그것이 커졌으나, 여타 광역시에서는 감소했다. 도에서는 경기를 제외하면 모두 크게 감소되었다. 이는 2기와는 반대의 패턴이다.

국고보조금을 받아 공공사업을 하는 지방정부는 국고보조사업에 대한 의무적 비용 분담으로 자체재원의 상당부분을 지방비로 지출해야 한다. 그만큼 지방정부의 재정지출의 자율성은 축소되어 지방이 선호하는 지역개발이나 경제개발 관련 국고보조금은 감소되며, 비용최소화노력의 유인의 감소와 이로 인한 큰 매몰비용 발생한다(김성주, 2012). 매년 막대한 재원이 사회자본설비확충에 투입되었지만, 잠재적으로 최대한 달성 가능한 만큼의 생산이 현실에서는 이루어지지 않는 것이다. 3기의 민간투자의 생산성은 2기에 비하면, 인천이나 경기를 제외하면 모든 지역에서 많이 증가한 편이다. 특히 도에서는 경북이나 전남처럼 크게 60% 가까이 증가한 곳도 있다.

이리하여 1기에 비해 3기에는, 정부투자의 생산성은 광역시에서는 많이 감소(0.056→0.018), 도에서는 적게 감소(0.111→0.048)했다. 하지만 도에서도, 비도시권이 크게 감소한 반면, 대도시근접권은 많이 감소하지 않았다(0.116→0.108)는 점이 주목된다. 광역시와 대도시근접권 간에 이와 같은 대조적인 현상이 나타나게 된 것은 광역시에서의 지대나 임대료 상승 등 생산요소의 가격이 상승함에 따라, 많은 기업들이 대도시근접권으로 이전하였고, 또 도가 지역 생산성의 장기적 향상을 도모하기 위해, 제조업을 비롯한 2차산업기업의 유치와 생산설비에 대한 투자지출을 대도시근접권을 중심으로 확충하면서, 그같은 현상이 나타난 것으로 보인다.

산업의 집중 및 집적은 더 많은 공공투자 및 공공서비스를 필요로 하게 되고, 이에 대응한 지방정부의 투자는 집중, 집적을 심화시켜 지역격차를 더욱 심화시킬 수 있다. 지방재정역량의 격차는 지역 간의 경제력의 격차를 초래하고, 자원배분의 왜곡을 발생시킴으로써 결과적으로 기초자치단체들 간의 지역격차에 광범위한 영향을 미친다고 볼 수 있다.

민간투자의 생산성은 광역시에서는 많이 증가(0.11→0.228), 도에서는 감소(0.307→0.219)되었다. 이는 특히 대도시근접권에서 크게 감소(0.354→0.138)했기 때문인데, 비도시권에서는 오히려 상당히 증가했다(0.27→0.324). 이는 정부투자의 증가가 그 자체의 생산성은 감소했으나, 그에 의해 민간자본스톡이 축적되면서 광역시와 비도시권에서 지역내 총생산의 증가에 기여하고 있음을 시사한다. 전체로는 1기에 비해 3기는 투자의 생산성이 낮아진 가운데, 경기나 충북 등 몇 지역을 제외하면 지역간 생산성편차가 많이 줄고, 평준화한 경향이 있다.

이와 같은 지역별 투자형태별 생산성의 추세는, 앞서 〈표 2〉에서 언급한 우리나라의 1인당 소득수준이 기본적으로 취업자의 노동생산성에 의해 결정되며, 지역간 1인당GRDP 격차는 감소되며, 그 지역간 격차는 커졌음을 밝힌 허문구(2006)의 연구결과와 부합된다.

1기와 3기 간의 지역간 생산성의 편차를 변동계수(CV)로써 비교해 보면, 2가지 투자 모두 편차가 더 커졌다. 특히 3기에 정부투자의 변동계수는 민간투자의 그것보다 더 큰 편이다. 변동모양을 보면, 정부투자의 수치는 약간 작아졌다가 크게 증가하며, 민간투자는 매우 커졌다가 다시 상당히 작아지는 모습이다. 허문구(2006)에 의하면, 이와같은 분석결과는 지역간 소득격차가 1990년대 중

반 이후 지역별 특화산업의 지식기반화 정도에 따라 수렴성장률이 차별화되는 클럽수렴화현상이 나타남으로써 확대되었기 때문이다.

지역 간의 경제력 격차는 정부투자효과의 지역적 차이에 의해서 야기되고, 심화될 수 있다. 지방정부가 실시하는 정부투자는 해당지역 산업의 발전을 이끌어 내고, 인구를 유인하는 효과를 가져오게 되며, 인구 및 산업의 집중은 산업과 기업의 생성 및 전입을 촉진하고 고용기회를 창출하는 효과를 이끌어 낼 수 있다.

황규선·현영남(2003)에 의하면, 지방자치제 시행 전의 중앙정부의 산업정책의 결과, 지역성장의 동인이 되는 각종 기반시설과 산업입지에서 우월한 입장에 놓여있던 지역들과 그렇지 못하였던 지역 간의 격차가 생겼는데, 그것이 지방자치제 시행 후에 발현되었다고 하였다. 이 경우 동일한 금액의 투자지출 1단위의 생산효율은 광역시보다도 (사회간접자본/민간자본)의 비율이 낮은 도에서 더 클 것이다. 그 이유는 경제성장이론의 관점에서 대략 다음의 3가지로 정리해 볼 수 있다(정용석, 2013).

첫째, 지방자치제 시행 전에는 자본이 비도시지역(도)에는 과소투자 되었고, 도시지역(광역시)에는 과잉투자 되었기 때문이다. 추가로 투입되는 자본 1단위의 생산성은 사회자본스톡의 축적이 상대적으로 부족한 도에서 더 큰 것이다.

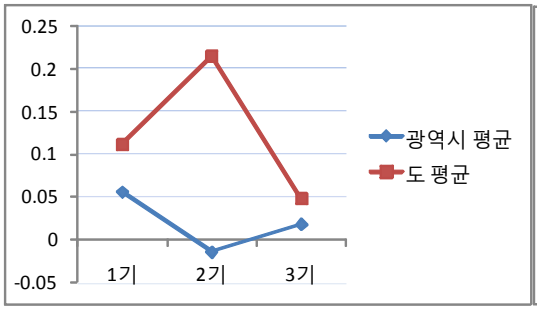
류덕현(2005)에 의하면, 사회간접자본의 성장효과는 (사회간접자본/민간자본)의 비율이 낮은 후진지역일수록 더 크다. 또 윤석완(2007)은 지방의 경제성장에서 정부보조금의 역할이 크기 때문에, 효율성조건이 충족되도록 정부보조금이 배분된다면 재원배분의 형평성도 달성될 수 있다고 하였다. 그 분석에 의하면, 시와 군에 대한 보조금의 자본생산성은 1인당 GRDP가 낮은 군 지역이 높은 시 지역에 비해 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다. 즉 지역경제성장에 대한 보조금의 역할이 도시권에 비해 상대적으로 낙후된 비도시권에서 더 중요하다는 것이다. 광역시에 비해 상대적으로 자본스톡단위가 작은 도의 경우, 상대적으로 낮은 자본계수로 인하여 투자지출의 한계효율이 높아졌고, 이에 더해 자본집약도가 낮은 비제조부문으로 노동이 이동하는 산업구조의 서비스화의 영향 또한 커짐으로써, 도의 전반적인 산출효과의 증가에 많은 영향을 준 것으로 보인다.

둘째, 지방자치제 출범 후 중앙정부는 지방경제력의 균등한 성장, 즉 수평적 형평성을 추구하는 정책을 도모해 왔다. 또한 토지 용도규정 등 지역개발에 대한 각종 규제가 완화되어, 도의 산업개발의 영역이 보다 확대되었다. 그래서 광역시 내의 많은 산업기업들이 요소가격이 비교적 저렴한 도로 이전했다는 점도 중요한 영향을 미친 것으로 보인다.

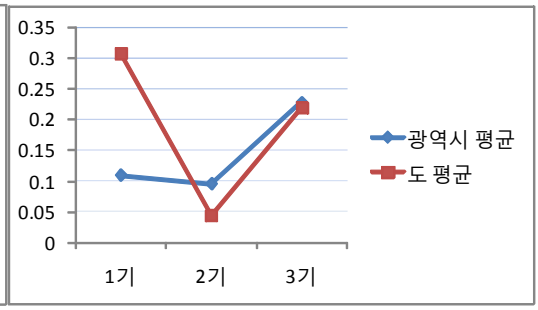
셋째, 사회자본의 수준이 아직 불충분했던 시기의 도는, 자본의 한계생산성이 대도시에 비해 상대적으로 높았을 것이다. 그래서 그 시기의 그 지역에 대한 정부투자의 증대는, 장래에 큰 편익의 증가를 기대할 수 있다. 즉 그 지역에 대한 정부투자의 증대는 경제적 후생증가율을 도시보다 더 많이 높일 수 있다. 그러면, 장래의 소비를 줄이고, 현재의 소비를 증가시키려는 이 시점 간의 대체효과가 나타나게 된다. 이것은 더욱 현재의 민간소비 지출과 민간투자를 증가시킨다. 따라서 정부의 투자적 지출의 추가적 투입에 따라, 도의 산출효과가 광역시보다도 더 크게 나타나는 것이라 볼 수 있다.

〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 이상의 광역시와 도의 양 투자의 추이에 대한 특징을 기간별 평균값의 변동으로 패턴화하여 나타낸 것이다.

〈그림 1〉 정부투자의 생산성 추이



〈그림 2〉 민간투자의 생산성 추이



〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 지역들의 투자의 생산성을 광역시권과 도권으로 포괄해 본 것이다. 이를 보면, 1~3기 동안 광역시의 정부투자의 생산성은 감소했다가 다시 약간 증가한 반면, 도의 그것은 급격히 증가했다가 급격히 감소하였다. 광역시의 민간투자의 생산성은 약간 감소했다가 다시 증가한 반면, 도의 그것은 급격히 감소했다가 급격히 증가하였다. 광역시에서는 정부투자와 민간투자의 생산성이 같은 방향으로 변동한데 반해, 도에서는 그것이 반대로 움직였다.

그래서 '노동1인당 정부투자의 비중 대(소)'는 '생산성 대(소)'와 연계가 있고, 그리고 '노동1인당 정부투자의 생산성 고(저)'는 '지역간 생산성 격차 소(대)'와 연계된 패턴이 있음을 알 수 있다. 그 중에서 광역시는 '노동1인당 정부투자의 생산성 증(감)은 '노동1인당 민간투자 생산성 증(감), 도는 '노동1인당 정부투자의 생산성 증(감)'은 '노동1인당 민간투자의 생산성 감(증)'이 각각 연계되는 패턴이 발견된다. 이는 정부투자가 장기적으로 광역시에서는 순투자적인 성격이 컸고, 도에서는 경기조절적인 성격이 컸는데, 2005년 이후는 대도시인접권 보다 비도시권에서 더욱 그러했다고 해석할 수 있다.

4절을 요약해 보면, 정부투자의 장기생산성은, 1기에는 전남이나 경북 같은 예외적인 곳을 제외하면 거의 전지역이 큰 편차가 없는 편이다. 2기에는 경기나 전남을 제외하면, 도의 경우는 고르게 증가하였으나, 광역시에서 부산, 대구는 큰 음(-)이나, 나머지 광역시는 모두 커져서 상당히 편차가 크다. 광역시의 정부투자의 생산성은 전기간동안 도보다 작았는데, 특히 2기에는 크게 작은 값으로 나타났다. 특히 도지역의 정부투자의 추세는 민간투자의 추세와는 정반대의 모습을 보인다. 3기는 2기에 컸던 곳(주로 도)은 큰 폭으로 감소했고, 음(-)이었던 곳(주로 광역시)은 소폭 증가하여 평균으로는 양 지역권 모두 하향평준화에 가까워졌다.

3기의 생산성 하락은 중앙정부의 직할사업에 대한 지방정부의 부담금 증가와 연관해 볼 수 있다. 지방정부의 부담금이 그 권역내에서 생기는 편익에 대한 응익부담이라고 인식할 수 있으나, 그 국책사업이 비효율적인 공공사업일 경우에는, 지방공공단체 또한 비효율적인 투자를 하는 것으로 되어 버린다.

비효율적 정부투자는 가계의 소비성향을 높이고, 기업의 투자의욕과 생산성 향상을 저하시킨다(Futagami·Morita·Shibata,1993). 그러므로 광역시에서는 지방자치제 재출범 후 중앙재정의존도 제고와 적자 누적과 정부투자 지출의 비효율(산출효과 감소)이 대체로 거의 같은 맥락으로 진행된 것임을 추론할 수 있다.

5. 정부투자의 민간투자 유발효과

정부투자의 비효율성은, 공공재로서의 특징 때문에 대규모 부실투자가 발생할 가능성이라든가, 중앙정부나 공단의 공공사업의 비효율적인 지역배분 때문으로 논의될 수 있다. 하지만 그 외에도 정부투자에는 사회간접자본(SOC)형성에 지출되는 비중이 매우 크기 때문에, 정부투자의 총생산에 대한 효과는 민간자본 투자를 유도(crowding-in)하는 효과, 즉 간접적인 효과를 통해서 나타나는 부분이 크기 때문이라고도 할 수 있다. 그래서 여기서 정부투자의 민간투자에 대한 효과를 단순한 2변수모형으로 간단히 추정해 보았다.

〈표 5〉는 노동1인당 민간자본에 대한 노동1인당 정부투자지출의 지역별 영향을 보여준다. 이는 1, 2기 모두 두 변수 간 공적분관계의 존재를 확인해서, 수준변수를 그대로 사용하여 cross-section SUR을 적용한 추정결과이다.

〈표 5〉 정부투자의 민간투자 유발효과

대도시권	부산		대구		인천		광주		대전	
	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기
계수값 (유의확률)	0.260 (0.000)	0.747 (0.000)	0.362 (0.000)	0.454 (0.000)	0.126 (0.000)	0.047 (0.424)	0.437 (0.000)	0.299 (0.000)	0.082 (0.069)	0.431 (0.000)
대도시 근접권	경기		충남		경북		경남		-	
	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기		
계수값 (유의확률)	0.242 (0.000)	0.708 (0.000)	1.520 (0.000)	-0.529 (0.000)	0.536 (0.000)	0.037 (0.398)	0.087 (0.000)	-0.032 (0.391)		
비도시권	강원		충북		전북		전남		제주	
	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기
계수값 (유의확률)	0.321 (0.000)	-0.246 (0.000)	1.174 (0.000)	-0.246 (0.063)	1.015 (0.000)	0.538 (0.000)	0.447 (0.000)	0.483 (0.000)	0.138 (0.004)	0.009 (0.858)

1기 : AR^2: 0.99.5, F-prob: 0.000, D-W: 1.902
2기 : AR^2: 0.998, F-prob: 0.000, D-W: 2.077

〈표 5〉를 보면, 노동1인당 정부투자의 노동1인당 민간투자에 대한 계수값은 광역시에서는 1, 2기 모두 모든 부호가 양(+)이며, 인천과 광주를 제외한 3지역은 1기보다 2기의 크기가 크다. 이는 즉 정부투자가 대체로 큰 유인효과(crowding-in effect)가 있었으며, 2기에는 대부분 그 효과가 더 커졌다는 것이다. 2기의 정부투자의 생산성은 상당히 낮았지만 민간투자의 유인에는 도보다도 상대적으로 더 큰 효과가 있었음을 의미한다. 도는 1기에는 서울의 자본지출비중을 옮겨간 것으로 보이는 경기가 큰 폭으로 증가했고(〈표 1〉참조), 전남이 소폭 증가한 것 외에는, 모든 지역에서 1기

에 비해 대체로 많이 작아져, 그 감소율은 광역시보다 훨씬 큰 편이다.

특히 도는 1기의 계수부호는 모두 양(+)이었지만, 2기에는 전북, 전남은 큰 수준을 유지했으나, 강원, 충북, 경남 등에서 음(-)의 부호를 나타내는 구축효과(crowding-out effect)가 있었다. 이러한 몇몇 도 지역에서의 구축효과의 발생은, 이 지역에서의 정부투자가 민간투자와 대체적인 관계가 될 수 있고, 공공재로서의 의미를 제외한다 해도, 결국은 그 지역에서의 정부투자가 타지역에 비해 상대적으로 지역경제에 대해 바람직한 효과를 나타내지 못했음을 시사한다.

Ⅳ. 결론 및 정책적 함의

본고는 1989년~2012년간 15개 광역자치단체들을 대상으로, 각 지역 노동1인당 재정투자(자본지출)의 노동생산성을 3시기로 나누어 비교분석한 것이다.

각 지역의 노동1인당 정부투자의 생산성은 지방자치제가 시행되기 시작한 1995년 이후 대다수 지역에서 감소했다. 반면 민간투자의 생산성은 많이 커졌다. 또 지역재정에 복지부문 중심의 보조금비중이 커진 2005년 이후 광역시에서는 정부투자의 생산성은 약간 증가한 반면 도는 크게 감소한 상태로 양지역이 평균으로는 평준화에 가까워졌다.

이와 같은 현상은 2005년 이전에 도에의 정부투자가 늘고, 그에 따라 도의 정부투자의 생산성이 증가했지만, 그 이후 광역시의 노동인력이 도로 전입이 늘면서, 도의 정부투자의 생산성이 크게 줄었음을 시사한다. 반면 광역시는 도만큼 정부투자가 증가되지 않았으나, 일부 노동인력이 도로 유출되면서 정부투자의 생산성이 약간 커지게 되었음을 시사한다.

생산성의 지역별 편차의 추세를 보면, 정부투자의 생산성은, 처음부터 각 지역별로 상당한 편차가 있으며, 지방자치제가 시행되면서 편차가 감소했다. 하지만 지방정부에 대한 보조금 증가와 중앙정부 소관업무가 대폭 이전된 후 3기에는 다시 그 편차가 커졌다. 이것은 정부투자의 생산성의 전체평균과 정반대의 추세이다. 즉 정부투자의 생산성이 높아지면, 그것의 지역별 편차(변동계수)는 작아지고, 낮아지면 커지는 것이다. 광역시에서는 정부투자의 생산성이 증가(감소)하면 민간투자의 생산성은 증가(감소)하고, 반대로 도에서는 정부투자의 생산성이 증가(감소)'하면, 민간투자의 생산성이 감소(증가)되는 패턴이 있었다.

우리나라는 지방자치제 시행 이래 지역경제평준화가 추진되면서, 정부투자는 인구가 상대적으로 적은 도에 더 많이 배분되어 왔다. 도에서도 정부투자의 비중이 큰 지역일수록 대체로 인구1인당 지역소득이 더 크고 그 노동생산성이 더 높은 편이다. 그러므로 지방자치제 시행 이후 지방의 경제활동의 활성화와 생산성 향상에서 정부투자의 중요한 역할을 평가할 수 있다.

하지만 분석기간 중 정부투자의 역할의 크기와 방향이 지역에 따라 편차가 커졌다는 유의할 필요가 있다. 특히 2005년도 이후 지방분권화가 보다 심화되면서, 지방정부투자의 생산성효과는 크게 감소했다는 점, 더우기 수요창출이나 소득재배분를 통하여 지역경제 성장에 기여하는 효과는 대체로 도지역, 그것도 대도시근접권에 편중된 경향이 있어서, 도들 간에도 생산성 편차가 수렴되

지 않고 더 커졌다는 점에서는 유의해야 할 측면이 있다.

지역 간 형평성이나 소득재분배를 중시한 정부투자의 도에의 중점 배분은, 경제력이 약한 지역에서는 생산력 증강에는 별로 기여하지 않고, 오히려 지역재정의 건전성을 악화시키고 취약한 경제구조를 심화시키는 결과를 가져올 가능성이 크다. 때문에 지역 간 경제력 격차를 해소하기 위해서는 지역산업의 생산성 차이를 완화하고, 지역 간의 적극적 연계가 필요하다. 이를 위해 중앙정부 차원에서는 지역내에서 기반산업을 조성하고, 이를 축으로 하여 연계관계를 형성하여 산업의 활력을 강화하는 것이 중요하다. 동시에 지방자치단체에서도 집적의 이익을 향수할 수 있는 지역산업구조를 구축하고 민간자본의 유치를 위해 정책적인 노력을 기울려야 한다. 그래서 민간투자를 유발할 수 있는 산업기반형 투자를 통하여 지방경제의 활성화를 추구해야 한다. 또한 정부투자는 지역의 사정을 충분히 반영하여 시행되어야 하며, 단기적 경기대책이나 지역간 소득재분배뿐만 아니라, 스톡으로서의 지방의 집적의 이익을 높여 장기적 사업효과의 활성화와 향상을 도모해야 할 것이다.

참고문헌

통계청 : 국가통계포털(http://kosis.kr/).

행정자치부(각 연도).「지방재정연감」.

_____ . 각연도.「광업·제조업통계조사보고서」.

행정안전부 재정고(http://lofin.mopas.go.kr/).

한국은행 부산지역본부. (2015). 부산지역본부/부산지역 사회간접자본의 생산성과 효율성 분석: SOC 부문간 구조조정 방향모색.

강윤호. (2008). 지역경제 성장의 영향요인 분석.「한국행정학보」, 2: 365-381.

권경환. (2004). IMF 경제위기가 지방재정지출정향에 미친 영향분석.「한국정책학회 추계학술발표논문집」, 474-497.

김명수. (1998). 공공투자와 지역경제성장.「경제학연구」, 46(3): 279-295.

김명숙. (2004). 지역사회자본의 지방정치에 대한 효과.「한국지방자치학회보」, 16(3): 23-42

김성순. (2009). 재정정책이 경제성장에 미치는 영향: VAR approach.「재정정책논집」, 11(3).

_____. (2010). 기능별 재정지출이 경제성장에 미치는 영향.「재정정책논집」, 12(4): 3-31.

_____. (2013). 지방재정과 지역 경제성장과의 관계 분석.「재정학연구」, 6(1): 27-56.

김성태·정초시·노근호. (1991). 한국 지역경제력 격차.「1990년도 한국경제학회 정기학술대회발표논문집」.

김성태. (2000). 한국 지방공공자본의 지역경제 성과분석.「재정논집」, 14(2): 99-123.

_____. (2012). 우리나라 지역경제성장과 지방재정, 한국지방세연구원.

김승래·송호신·김우철. (2009). 부문별 재정지출의 거시경제적 효과에 관한 연구. 한국조세연구원

김성주. (2012). 지방공공투자사업의 문제점 - 지방투자사업 타당성조사의 실효성 제고방안. 「KRILA Focus」 43(1). 한국지방행정연구원.

김예지. (2015). 지역별 사회간접자본 투자 지출이 민간자본의 한계생산성과 민간투자에 미치는 영향. 「환경논총」, 55: 87-87. 서울대학교 환경대학원.

김의섭·이선호. (2014). 재정분권과 지방재정지출 구조 -자본지출, 경상지출을 중심으로-. 「재정정책논집」, 16(2): 155-178. 한국재정정책학회.

김정훈. (2010). 「재정분권과 지역경제성장의 수렴」. 한국조세연구원.

김종희. (2010). GRDP(지역내 총생산) 추정을 통한 지역간 경제력 격차분석. 「지방행정연구」, 24(1): 207-235.

김중력. (2005). 우리나라 지방자치제하 지방재정지출이 지역경제성장에 미친 영향. 「국제지역연구」, 12(1): 143-164.

김태영·김선기. (2000). 「도시재정지출의 효과분석 및 개선방안」. 한국지방행정연구원.

김태영·강문희·윤지웅. (2009). 「지방재정이 지역경제에 미치는 효과분석」. 행정안전부.

김현아. (2014). 지역발전정책과 재정정책. 「조세·재정BRIEF」. 한국조세재정연구원.

노근호·정초시·김성태. (1995). 한국의 지역경제성장과 지방재정: 동태적 인과관계분석을 중심으로. 「경제학연구」, 43(2): 37-64.

류덕현. (2005). 「정부부문 자본스톡과 생산성」. 한국조세연구원.

문병근·성상기. (2013). 지방재정지출과 지역경제성장 간의 동태적 관계분석 - 6대 특별시·광역시를 중심으로. 「재정정책논집」, 13(3).

문시진·이기동·이우형. (2016). 지방재정지출이 지역의 경제성장, 고용 및 투자에 미치는 영향분석. 「경제연구」, 34(2): 33-59. 한국경제통상학회.

안상훈·김기완. (2009). 공공투자와 경제성장 : 지역데이터의 실증분석을 중심으로. 「정책연구시리즈」, 2009-20. 한국개발연구원.

왕지훈·이충열. (2009). 우리나라 지역 재정지출과 지역소득간의 인과관계-패널 오차수정모형을 이용한 인과관계 분석. 「한국재정정책논집」, 11(3): 39-65.

오병기. (2008). 지방 투자적 지출이 지역경제 성장에 미친 차별적 영향 분석. 「국토연구」, 56: 23-40

_____. (2012). 동태적 패널 분석을 이용한 광역자치단체 투자적지출의 지역경제 성과 분석. 「지방행정연구」, 26(1): 137-160.

_____. (2014). 지역경제 성장과 지방재정의 인과관계 분석: 투자적 지출의 경제적 기능분류에 따른 동태적 패널 분석을 중심으로. 「지방정부연구」, 18(3): 143-164.

윤석완. (2007). 정부보조금의 생산효율성과 배분에 관한 연구. 「한국지방재정논집」, 12(3): 29-57.

임상수·전선형. (2011). 지방정부지출의 문제점 및 개선과제-지출의 4대불균형을 중심으로-. 「연구보고서」, 2011(3). 한국지방세연구원

정용석. (2013). 지방재정의 투자적 지출과 지역총생산 간의 연관성-부산광역시를 중심으로-. 「지방정부연구」, 17(2): 1-24.

주만수. (2012). 지방재정위기의 현황과 원인분석. 「지방행정연구」, 26(2): 3-30.

최병호·이근재·문시진. (2012). 지방분권 전·후 시기의 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성 비교. 「지방행정연구」, 26(1): 81-106.

최천운·유정석. (2012). 대형국책사업을 통한 건설투자의 경기부양효과분석. 「서울도시연구」, 13(2): 45-60.

황규선·현영남. (2003). 경제성장과 지역경제력 불평등 간의 관계에 대한 실증적 연구-쿠츠네츠 가설의 검정. 「통계연구」, 8(2): 91-110.

허문구. (2006). 지역간 소득격차의 결정요인 분석. 「KIET산업경제」, 7월호. 49-62.

Andrew M. W. (2014). Public Investment as an Engine of Growth. *IMF Working Paper*, 14(148).

Arpaia, A. and Turrini, A. (2008). Government expenditure and economic growth in the EU: long-run tendencies and short-term adjustment. *European Economy* -No.300. European Commission.

Aschauer, D. A. 1989. Is Public Expenditure Productive?. *Journal of Monetary Economics,* 23(2): 177-200.

Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 98 :103-126

Bayoumi, T. (2001). The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s. *Journal of International Economics*. 53 : 241-259.

Easterly, W. and Rebelo. S. (1993). Fiscal Policy and Economic Growth: A Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32(3): 417-458.

Futagami, K., Morita, Y., and Shibata, A. (1993). Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital. *The Scandinavian Journal of Economics.* 95(4): 607-625.

Ihori, T., Nakazato, T., and Kawade, M. (2003). Japan's Fiscal Policies in the 1990s. *The World Economy*. 26: 325-338.

Kuttner, K., and Posen, A. (2002). Fiscal Policy Effectiveness in Japan. *Journal of Japanese and International Economies.* 16: 536-558.

Oates, Wallace E. (2008). On the Evolution of Fiscal Federalism : Theory and Institutions. *National Tax Journal*, 61: 313-334.

Pappa, E. (2010). Government Spending Multipliers: An International Comparison. mimeo.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special issue. 653-670.

_____. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Hypothesis.* 20: 597-625.

Ramaswamy, R. and Rendu, C. (2000). Japan's Stagnant Nineties: A Vector Autoregression Retrospective. *IMF Staff Papers*. 47 : 259-277.

Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39: 312-320.

정용석(丁勇碩): 1993년 동아대학교에서 경제학박사학위를 취득(제3공화국기의 대외지향적 성장정책에 관한 연구)하고 신라대학교 강의전담 조교수로 재직중이다. 관심분야는 재정.금융, 경제사이다(chglys@naver.com, ChB3488.silla.ac.kr).

〈논문접수일: 2017. 4. 17 / 심사개시일: 2017. 4. 24 / 심사완료일: 2017. 5. 15〉

Abstract

A Comparative Analysis on Productivity of Financial Investment between Wide-area Autonomous Communities in Korea

Jung, Yong Seok

The aim of this paper is to conduct comparative analysis by region and period the effects of regional government investment per worker on the productivity for six metropolitan cities and nine provinces in Korea between 1989 and 2012.

The productivity of government investment per worker in each region has decreased in most regions since 1995 when the municipality began to be implemented. Since 2005, when welfare-oriented subsidies increased in regional finance, in metropolitan cities, the productivity of government investment per worker increased slightly, but in the province, it declined sharply. As a whole, overall labor productivity fell to a level that has been locally lowered. And from this period, there was a long-term balance between government investment per worker and private investment per worker and productivity in most regions. This suggests that government and private investment formed a systematic relationship with regional productivity with the deepening of decentralization. In this analysis, as the productivity of government investment rose(lowered), there was a pattern of widening(reduction) gaps in regional productivity. Among them, in the metropolitan cities, the increase(decrease) in the productivity of the government investment per worker and the increase(decrease) in the productivity of the investment per capita were linked. And in the provinces, there was a pattern in which the increase(decrease) in productivity of government

Key Words: financial capital expenditure. productivity of investment per worker, panel-VECM. long-run equilibrium relationship. investment elasticity of labor productivity.