

## 지방재정 신속집행의 지역경제성장에 대한 영향의 조절효과 분석\*

최은호·홍준현

이 연구는 지방재정 신속집행제도를 통해 이 제도가 추구하는 목표 중 재정의 조기집행을 통한 지역 경제성장 효과의 극대화가 실제로 발생했는지를 분석하는 것을 주된 목적으로 하고 있다. 이 연구에서는 일반적으로 재정지출이 지역경제성장에 영향을 미치는 관계에서 재정의 신속집행이 갖는 조절효과를 검증하고자 하였다. 이를 위해 기초자치단체를 대상으로 2010년부터 2016년까지의 시계열과 횡단면이 결합된 패널데이터를 이용하여 고정효과모형을 통해 정태적 패널모형분석을 하였고 시스템 GMM 모형을 통해 동태적 패널모형분석을 하였다. 또한, McDonald & Miller(2010)가 제시한 바와 같이 시차를 적용한 재정지출 관련 변수를 모형에 포함시켜서 재정집행의 실질적인 지역경제효과를 검증하고자 하였다. 분석 결과 고정효과모형과 시스템 GMM 모형 모두에서 동일한 검증결과를 도출하였는데, 지방재정지출은 지역경제성장에 긍정적 영향을 미치고 있음을 알 수 있었고, 지방재정의 신속집행이 부(-)의 조절효과로 작용함으로써 지방재정지출과 지역경제성장 간의 정(+)의 관계를 약화시키는 결과를 가져왔음을 알 수 있었다.

주제어: 지방재정 신속집행, 지방재정지출, 지역경제성장, 조절효과, 시스템 GMM

\* 이 논문은 2017년도 중앙대학교 연구 장학기금 지원에 의한 것임

주저자: 최은호, 중앙대학교 박사과정 / 교신저자: 홍준현, 중앙대학교 교수

## 1. 서론

2002년 중앙정부는 내수 진작 및 일자리 창출, 경기부양, GDP 성장률 제고 등을 위해 국가재정 조기집행제도를 도입하였으며, 2009년에는 지방자치단체도 지방재정 신속집행<sup>1)</sup> 제도를 도입하여 운영해왔다. 도입 후 11년이 지난 지금도 행정안전부는 분기별 목표를 설정하고 실적 평가체계를 마련하여 지방재정 신속집행을 잘하는 지방자치단체에는 특별교부금 인센티브를 주는 등 지방재정 신속집행제도를 역점적으로 추진하고 있다(행정안전부, 2019).

지방재정 신속집행 제도는 경기 흐름에 선제적으로 대응하기 위해 상반기에 지방재정지출을 확대함으로써 지역경제성장을 도모하고, 연말지출 관행을 억제하여 이월·불용액을 감소시킴으로써 재정 효율성을 증진하고자 하는 목적을 갖는다. 즉, 재정의 총량은 조정하지 않되 집행시기를 최대한 앞당겨 내수를 보완함으로써 지역의 경제성장을 기대할 수 있다는 것이다(여차민·이석환, 2014).

그러나 정부가 추구하는 이러한 지방재정 신속집행제도의 목적에 불구하고, 지방자치단체는 물론 지방의회와 공무원단체도 ① 상반기 재정 집행으로 인한 지방자치단체의 이자수입 감소, ② 상반기 공사 집중으로 부실시공 및 공사자재의 품귀, ③ 지역경제 활성화 효과 미흡, ④ 실적경쟁으로 인한 행정력 낭비, ⑤ 제도의 성과분석과 평가 없는 반복 시행 등의 이유로 이 제도를 비판해왔다(행정안전부, 2018). 또한 국회도 2017년 국회 예산결산위원회 심사에서 지방재정 신속집행제도의 개선 필요성을 지적하였다.<sup>2)</sup> 특히 중앙정부가 지역별 특성을 무시한 채 신속집행제도의 대상 예산과목, 목표집행률 등을 획일적으로 설정하여 지방자치단체가 관할 지역의 실정에 맞는 재정집행을 하는데 어려움이 발생하고 이로 인해 신속집행의 효과 역시 극대화되지 못하고 있다는 비판도 있다(이창균·이효·하능식, 2009).

이 연구는 지방재정 신속집행제도를 통해 이 제도가 추구하는 목표 중 재정의 조기집행을 통한 지역경제성장 효과의 극대화가 실제로 발생했는지를 분석하는 것을 주된 목적으로 하고 있다. 이 연구에서는 일반적으로 재정지출이 지역경제성장에 영향을 미치는 관계에서 재정의 신속집행이 갖는 조절효과를 검증하고자 하였다. 이를 위해 기초자치단체를 대상으로 2010년부터 2016년까지의 시계열과 횡단면이 결합된 패널데이터를 이용한 패널분석을 사용하여 분석하였다. 또한, McDonald & Miller(2010)가 제시한 바와 같이 시차를 적용한 재정지출 관련 변수를 모형에 포함시켜서 재정집행의 실질적인 지역경제효과를 검증하였다.

- 1) 2009년 지방자치단체에 처음 도입되었을 때는 지방재정 '조기집행' 명칭으로 도입되었다. 그 이후 2013년에는 '균형집행'으로 변경되었고, 2017년부터 지금까지는 '신속집행' 명칭으로 운영되고 있다.
- 2) 2017년 11월 10일자 국회예산결산특별위원회 회의록에 보면, 조배숙의원이 예산의 조기집행으로 인해 첫째, 사업이 전반기에 집중되어 공사자재가 부족해지고 관리감독이 소홀해지고 하반기에는 일감이 없어 영세업체가 생계를 위협받게 되고 큰 타격을 받으며, 둘째, 도급업체에 선급금을 지급해도 하도급업체에까지 내려가지 않아 지역경제 활성화에 도움이 되지 않고, 셋째, 지방정부의 이자수입이 감소하는 문제가 발생한다고 주장하였다.

## II. 이론적 논의

### 1. 재정지출과 지역경제성장

#### 1) 재정지출과 지역경제성장의 정의

지방재정은 지방자치단체가 경제활동의 주체로서 수행하는 종합적인 활동으로 주민생활의 안정을 도모하고 지역발전을 촉진하기 위해 필요한 소요재원을 확보하고 확보된 재원을 집행하는 일련의 경제활동을 의미한다(임승빈, 2012). Musgrave(1984)는 재정의 기능으로 자원 배분기능, 소득분배기능, 경제안정 및 성장기능을 제시하고 있는데, 여기서 경제안정 및 성장 기능이란 거시경제적 측면에서 총수요를 조절함으로써 경기를 조절하여 고용 안정과 물가 안정을 꾀하는 것을 의미한다.<sup>3)</sup>

경제성장(Economic Growth)이란 경제주체가 지닌 재화와 서비스를 생산할 수 있는 생산 역량이 증대됨에 따라 경제주체의 경제활동 규모가 확대되는 현상을 의미한다(김대식·노영기·안국신, 1999).<sup>4)</sup> Wolman & Spitzley(1996)는 경제성장이 양적 증대나 확장을 통해서 경제활동 주체들의 경제활동, 경제규모 등의 요소로 측정되는 경제수준이 시간의 흐름에 따라 종전의 수준보다 증가하는 것을 의미한다고 보았다(김민곤, 2019에서 재인용).

또한, 지역이란 지리적으로 연속되고 상호 연관된 공간들의 집단(Glasson, 1974)으로서 경제활동 주체들이 활동하는 자생적 경제구역(Perloff et al., 1960; Siebert, 1969)으로 정의될 수 있다. 따라서, 이 연구에서 지역경제성장은 “지리적으로 연속되고 상호 연관된 자생적 경제 공간의 집단에서 경제주체들의 생산량이 다양한 요인들의 영향을 받아 증대되는 현상”으로 정의한다.

#### 2) 재정지출과 지역경제성장의 관계

재정지출과 경제성장 간 관계에 대한 논의는 주로 케인즈 학파의 모델로 접근하고 있다. 케인즈 학파는 정부지출이 경제성장에 영향을 미치기 위해 사용할 수 있는 외생적 정책도구라고 주장하고 있다.<sup>5)</sup> 케인즈모형은 정부지출이 경제성장에 직·간접적인 영향을 미치며, 재정

3) 한편, 지방재정은 지역주민의 공공서비스 욕구를 반영하는 것으로, 전국적 성격을 지닌 국가재정과 달리 지방재정은 지역적인 한계성을 가지기 때문에, 재정기능 중 경제안정 및 성장기능을 지방자치단체에서 수행하기 어렵다는 주장도 있다(권승·차재권, 2012).

4) 경제성장과 달리 경제발전은 종전과 다른 형태의 경제활동이 발생하며, 지역 내 경제활동 주체 생산과 관련된 구조와 제도의 전반적인 변화로 정의된다. 이를 지방정부에 적용한 Peterson(1981)은 지역발전이란 지역의 경제적 지위의 향상에 기여하는 지방정부의 모든 행위로 정의하였으며, 김광춘(2011)의 연구에서도 경제발전은 생산요소, 생산규모에 한정하여 증가하는 것이 아닌 경제활동 주체들의 의식 변화, 환경과 제도의 변화까지 포괄하는 것으로 이해하고 있다.

5) 한편 재정지출과 경제성장의 인과관계를 역으로 보아서 경제가 성장함에 따라 재정지출 규모가 지

지출이 경제안정화 정책으로의 기능을 수행하고 있는 것으로 해석된다(김의섭·임응순, 2010). 생산의 측면에서 정부의 공공지출은 민간자본을 보완하는 과정에서 사회보장, 보건의료, 환경 등 간접자본에 대한 양적·질적 개선이 이루어져 사회에 이득을 만들며, 민간은 이를 통해 수익이 증대되어 투자에 대한 자극이 생기게 된다(Aschauer, 1989; Easterly & Rebelo, 1993; Gramlich, 1994; Morrison & Schwartz, 1996). Barro(1990)와 Barro & Sala-i-Martin(1995)의 연구에서도 기업의 Cobb-Douglas 생산함수에 정부부문을 명시적으로 포함하여 공공재의 수준에 따라 지역 내 기업들의 생산성이 향상되어 경제성장에 영향을 준다는 주장을 하고 있다. 수요의 측면에 있어서도 생산가능한 공급량이 고정된 단기에 있어 유효수요(effective demand)<sup>6)</sup>가 부족하면 실업이 늘어나면서 총생산(GDP)이 하락하는 효과가 발생하는데(임근형, 2017), 이러한 고용감소를 지양하기 위해서는 국가가 적극적으로 나서서 유효수요를 증대하는 공공투자 등을 통해 경기활성화를 시켜야 한다는 것이다(양승일·정혁인, 2009).

재정지출과 경제성장 간 관계에 대한 실증적 연구는 Arrow & Kurz(1970)의 연구에서부터 진행되어 왔다. 그의 연구는 모든 정부지출과 경제성장 간에 정(+)의 영향을 가정한 반면, Barro(1990)는 정부지출을 생산적 지출과 소비적 지출로 나누어 연구한 결과 생산적 지출이 경제성장에 정(+)의 영향을 준다고 하였다. 다른 유사한 연구들도 교육, 복지, 도로건설 등 생산적 재정지출이 지역경제성장에 정(+)의 영향을 미친다고 보고 있는데(Aschauer, 1989, Mofdi & Stone, 1990), 그 이유는 공공투자가 민간자본의 수익률 증가를 가져와서 민간투자를 자극하기 때문이라는 것이다(Aschauer, 1989; Easterly & Rebelo, 1993; Gramlich, 1994; Morrison & Schwartz, 1996, 오병기, 2014). 한편, Lichter & Jayakody(2002)는 사회개발비 중 지역주민에게 교육 및 직업훈련의 기회를 제공하는 인적자본의 형성과 관련된 복지혜택은 수혜자들의 교육 및 기술 수준을 향상시킴으로써 해당 근로자들의 임금을 상승시키고 지역경제에 정(+)의 영향을 미친다고 주장하였다. 국내 연구 중에서 임응순(2015)은 16개 시도를 대상으로 2002년부터 2007년까지 경제개발비지출, 사회개발비지출, 2008년부터 2013년까지는 일반공공행정비 지출, 공공질서 및 안전비 지출이 지역경제성장에 미치는 영향을 연구하였다. 그 결과 지방자치단체의 재정지출은 지역경제에 정(+)의 영향을 미침과 동시에 케인 지안 모델을 지지한다는 결론을 도출하였다.

반면 재정지출과 경제성장 간에 아무런 관계가 없거나 오히려 부(-)의 영향을 미친다는 논의도 존재한다. Abizadeh & Yousefi(1998)는 1961년~1992년 간 우리나라의 시계열 자료를 이용하여 정부의 재정지출과 경제성장 간의 관계를 연구한 결과 정부의 재정지출 증가는 경제성장에 부(-)의 영향을 미친다고 주장하였다. 또한, Glaeser et al.(1995)은 미국 지방정부를

속적으로 증대된다는 바그너 법칙(Wagner's law)도 있는데, 국내문헌으로는 주만수(2001), 오병기(2006), 김석태(2014) 등의 연구가 이 법칙을 지지하고 있다.

6) 케인즈주의(Keynes Principle)의 유효수요란 구매의사와 지불능력이 충족된 수요를 의미하는데, 구매의사가 사라지면 유보수요(reserved demand)로, 지불능력이 소멸되면 잠재수요(latent demand)로 전환된다(임근형, 2017).

대상으로 한 연구에서 1인당 조세액을 통제하고, 1인당 재정지출액과 지역경제성장의 관계를 분석했지만 재정지출과 지역경제성장 간 명확한 경험적 관계가 없다고 주장한다.

이에 더하여 일부 연구들은 재정지출의 성격에 따라 지역경제성장에 미치는 영향에 차이가 있을 수 있다는 분석결과도 보여주고 있다. Persson & Tabellini(1994)는 소득재분배를 목적으로 한 사회보장적 성격을 지닌 재정지출은 지방정부에 재정적 부담을 주게 되고, 이를 위한 자금동원은 가계 및 기업의 세후 수익을 감소시킴으로써 경제성장에 방해요인이 되고, 수혜자로 하여금 정부가 무상으로 제공하는 공공서비스와 보조금으로 인해 지속적으로 정부의 지원에 의존하거나 실업상태를 유지하게 하여 장기적으로는 지역경제에 부(-)의 효과를 발생시킨다고 주장한다(문시진 외, 2016에서 재인용). 문시진 외(2016)의 연구에서는 지방정부의 경제개발예산 지출은 투자를 활성화시켜 지역경제에 긍정적인 영향을 주지만 사회개발 예산의 경우 일시적인 효과만 있고 장기적인 경제성장 효과는 없어 모든 종류의 정부지출이 경제성장을 견인하는 것이 아니기 때문에 적절한 예산배분의 중요성을 강조하고 있다. 박완규·김두수(2014)는 16개 시도를 대상으로 1998년부터 2012년까지 패널자료를 이용하여 재정변수와 비재정변수들이 지역경제에 미치는 영향을 분석하기 위해 그랜저 인과관계 분석을 시행한 후 인과관계가 존재하는 변수들을 독립변수로 투입하여 회귀분석을 진행한 결과, 사회개발비의 증가가 지역경제성장에 정(+)의 영향을 준다는 것을 확인하였다. 오병기(2014)는 지방자치단체의 재정지출은 지역경제에 직·간접적으로 지역경제활동에 영향을 주게 되는데, 투자적 지출의 증가는 사회간접자본의 확충으로 이어져 생산활동에 도움을 주게 되고 장기적으로는 지역경제활동이 활성화 되지만, 경상적 지출이 증가하면서 투자적 지출이 감소한다면 지역경제활동이 억제될 수 있다고 보았다.

이처럼 국내외 선행연구 결과를 모두 종합하면 지방재정지출과 지역경제성장 간의 관계는 분명히 존재하지만, 분석대상 지역과 재정지출의 유형에 따라 상이한 결론을 도출하고 있다.

## 2. 신속집행제도의 경제효과

### 1) 신속집행제도

재정의 신속집행이란 정부가 예산 확정 후 재정집행계획을 작성할 때 당초 계획된 재정의 집행 일정보다 예산을 앞당겨 사용하는 것으로, 자금을 민간시장에 조기공급하고 이러한 자금의 원활한 공급이 기업설비투자과 소비 등을 활성화시켜 결과적으로 경제성장을 가져다주는 효과를 갖게 된다는 논리로 사용되는 정책이다(서은숙, 2012: 9). 우리나라에서 지방재정 신속집행은 미국발 세계 금융위기에 대응하기 위한 일환으로 2009년 도입하여 지금까지 시행되고 있다. 이러한 재정의 신속집행에 대한 직접적인 법적 근거는 없으나 「국가재정법」 제 43조 제5항<sup>7)</sup>에 따라 예산배정계획의 범위 내에서 상반기 재정집행의 비율을 높이는 것이다

7) 국가재정법 제43조(예산의 배정) ⑤ 기획재정부장은 재정수지의 적정한 관리 및 예산사업의 효율

(류영아, 2018). 지방재정 신속집행제도의 목표는 첫째, 상저하고(上低下高)의 경기흐름이 예상되는 경우에 연말 예산 집중집행으로 인한 비효율성을 감소시키는 것이고, 둘째, 상반기에 부족한 내수의 보완을 통해 지역고용을 증가시키고 지역경제의 활성화를 추구하는 것이다(행정안전부, 2019; 박명호·오종현, 2017).

행정안전부는 신속집행의 독려 차원에서 각 지방자치단체의 상반기(1월~6월 말) 재정의 신속집행 정도를 평가하고 그 결과에 따라 우수 지자체에 대해선 재정 인센티브를 지급하고, 유공공무원에 대해서는 장관 표창의 포상을 하고 있다(행정안전부, 2019). 아래의 <표 1>은 지방재정 신속집행 실적으로, 지방자치단체 전체의 예산 중 절반 가까이가 상반기에 집행됨을 보여주고 있다.

<표 1> 상반기 지방재정 신속집행 실적

구분	2014	2015	2016	2017	2018
대상액 (A) <sup>1)</sup>	1,488,669	1,521,948	1,634,974	1,684,987	1,792,453
목표액 (B)	826,470	861,033	949,474	953,284	1,021,698
집행액 (C)	818,899	877,561	974,501	1,005,415	1,043,263
집행률 (C/A) <sup>2)</sup>	55.0%	57.6%	59.6%	59.7%	58.2%
목표율 (비고)	55.5% (0.5%p 미달)	56.5% (1.16%p 초과)	58% (1.6%p 초과)	56.5% (3.17%p 초과)	57.0% (1.20%p 초과)

자료: 행정안전부, 지방재정 신속집행추진계획, 2019.1.

주 1) 2019년 총 138개의 예산과목(통계목) 중 지방재정 신속집행 대상에 해당하는 하는 것은 39개이고, 인건비 등 급여성 경비나 균분집행대상, 외국지급경비 등에 해당하는 통계목은 지방재정 신속집행 대상에서 제외된다.

주 2) 집행률은 전체 예산(일반회계+특별회계+기금회계) 중에서 상반기에 집행된 금액의 비중이다.

## 2) 신속집행제도의 경제성장 효과

신속집행제도가 경제에 긍정적인 영향을 주는지, 부정적인 영향을 주는지에 대해서는 연구자마다 다른 결론을 도출하고 있다. 먼저 재정의 신속집행이 경제에 긍정적인 영향을 준다고 분석한 연구들은 서은숙 외(2012), 김성태·허석균(2013), 박명호·오종현(2017), 전영준·엄태호(2019) 등이다.

서은숙 외(2012)는 국가재정 조기집행의 경제적 효과를 검증하기 위해 조기집행과 조세를 독립변수로, GDP를 종속변수로 하여 구조벡터자기회귀모형(SVAR)을 이용하여 시뮬레이션 분석한 결과, 조기집행을 상반기60%, 하반기40% 집행하는 것 보다 상반기 70%, 하반기 30%의 비율을 사용하여 조기집행 하는 경우 경제성장에 더 기여도가 있는 것으로 나타났으며, 균등지출을 하는 시나리오의 경우에는 GDP 증가율에 대한 기여도가 낮은 것으로 분석하였다. 김성태·허석균

적인 집행관리 등을 위하여 필요한 때에는 제1항의 규정에 따른 분기별 예산배정계획을 조정하거나 예산배정을 유보할 수 있으며, 배정된 예산의 집행을 보류하도록 조치를 취할 수 있다.

(2013)의 연구는 재정지출 시점 간 자원배분 조정이 경기조절에 미치는 영향을 검증하기 위해 1994년~2010년까지의 분기 및 연간통합재정수지 자료를 이용하여 계절적 요인을 제외한 1년 이내의 주기의 변동을 추정하고 이를 시점 간 자원배분 조정 규모로 정의한 후, 그 차분변수를 이용하여 종속변수인 실질 GDP에 대한 회귀분석을 수행하였는데, 그 결과 정책효과의 시차가 있기는 하지만 재정지출의 시점 간 자원배분 조정에 따른 경기부양효과는 경상지출의 경우를 제외하고 대체로 유의한 것으로 분석하였다. 박명호·오종현(2017)은 재정의 신속집행으로 인하여 예산의 불용액이 감소하여 연간 예산의 5.6%~6.7%가 추가적으로 집행되는 것으로 분석하였다. 이러한 예산의 불용액 감소로 인하여 경제적 편익은 증가하고 비용보다 편익이 크기 때문에 순편익이 증가하는 것으로 나타났는데, 재정의 신속집행은 향후 3년간 실질 GDP를 5.1조원 증가시키는 것으로 분석하였고, 이에 따라 2011년~2016년까지의 평균 경제성장률이 최대 0.313%로 증가한 것으로 분석하였다. 한편, 전영준·엄태호(2019)는 지방재정 신속집행이 지역경제에 미치는 효과를 퍼지셋 질적 비교분석(fsQCA: fuzzy-set qualitative comparative analysis)을 통해 분석한 결과 지역 내 고용 성과를 증대시키기 위해서는 지방자치단체 재정의 신속집행이 전제되어야 하지만, 신속집행이 목표로 하고있는 지역경제 활성화를 위해서는 지자체별 여건 및 상황을 고려하여 지방재정 신속집행제도가 효과적으로 운영되어야 그 효과를 가져올 수 있다고 주장하였다. 즉, 신속집행제도가 지역경제성장 영향을 미치는 데 필요한 전제조건은 지역이 가진 다양한 환경적 요인이 충족되는 것으로, 이 조건들이 충족되어야 신속집행제도와 지역경제활성화가 연결된다는 것이다.

반면 재정의 조기집행과 지역경제성장 간의 긍정적 관계를 부인하는 연구로는 여차민·이석환(2014)의 연구를 들 수 있다. 이들은 2011년의 지방재정 조기집행과 재정총량을 독립변수로 하고 지역경제성장요인을 통제변수로 하여 회귀분석으로 지방재정 조기집행이 지역경제에 미치는 영향을 분석한 결과, 재정의 조기집행은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 이에 따라 재정 조기집행으로는 지역경제성장을 견인하는데 한계가 있다고 주장하였다.

이처럼 신속집행에 대한 연구들이 상반된 결과를 도출하는 이유는 경제성장은 재정 집행 시기뿐만 아니라 내수상황, 수출상황 등 여러 요인에 의해 결정되기 때문에 신속집행이 경제에 미치는 효과만을 측정하기가 어렵기 때문이다(국회예산정책처, 2010: 17).

〈표 2〉 신속집행제도의 경제적 효과에 관한 연구

구분	재정 수준	연구자	분석방법	종속변수
부정적 효과	지자체	여차민·이석환 (2014)	회귀분석	GRDP, 사업체 수, 사업체 종사자 수
긍정적 효과	국가	서은숙 (2012)	구조벡터자기회귀모형 (SVAR)	실질GDP
	국가	김성태·허석균 (2013)	회귀분석	실질GDP
	지자체	박명호·오종현 (2017)	거시재정모형 (KIPF 모형)	실질GDP
	지자체	전영준·엄태호 (2019)	퍼지셋 질적 비교분석 (fsQCA: fuzzy-set qualitative comparative analysis)	하반기 기준 취업자수 증가율

### III. 연구방법

#### 1. 연구모형의 설정

이 연구는 지역경제성장을 견인하기 위한 재정정책의 일환으로 시행된 지방재정 신속집행 제도가 지역경제성장에 어떻게 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고자 한다. 이론적 논의를 통해 지방재정지출과 지방재정 신속집행은 모두 지역경제성장에 영향을 줄 수 있다고 볼 수 있다. 그런데 기존 연구에서는 지방재정지출과 지방재정 신속집행이 병렬적으로 지역경제성장에 영향을 주고 있는 것으로 가정하고 있으나, 이 연구에서는 지방재정지출이 지역경제성장에 어떠한 영향을 주고 있다는 가정 하에 지방재정의 신속집행이 이러한 영향관계에 어떠한 영향을 주고 있는가를 검증하는 것이 지방재정 신속집행의 효과를 분석하는데 더욱 적절하다고 생각한다.<sup>8)</sup> 다시 말해서 지역경제성장에 영향을 미치는 지방재정지출과 지방재정 신속집행 간의 상호작용효과, 즉 지방재정 신속집행의 조절효과를 분석할 필요가 있다. 이에 따라 이 연구에서는 다음과 같은 연구가설을 도출하였다.

[가설 1] 지방재정 지출은 지역경제성장에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

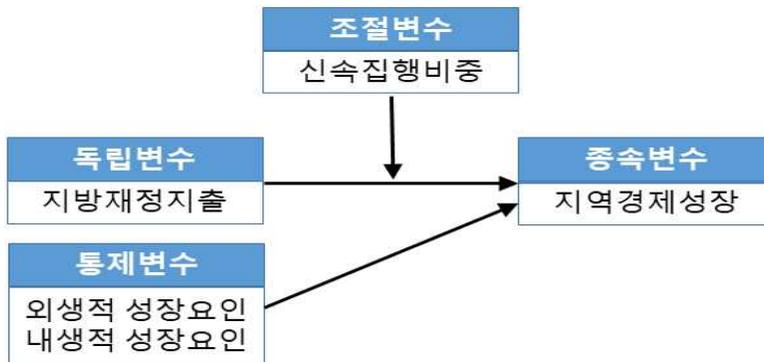
[가설 2] 지방재정의 신속집행은 지방재정 지출이 지역경제성장에 미치는 정(+)의 영향을 강화시킬 것이다.

8) 이런 점에서 여차민·이석환(2014)의 연구는 재정지출과 경제성장이론에 따른 지방재정 신속집행 제도가 지역경제성장에 미치는 영향을 분석함에 있어, 재정총량(총지출액)이 지역경제성장에 유의한 영향을 미치는지 확인이 되어야 조기집행효과가 있다고 논의함에도 조절변수 혹은 위계적 접근방법이 아닌 일반 회귀분석을 수행했다는 점에서 방법론상의 단점을 내포하고 있다.

또한, 지방재정지출 이외에 지역경제성장에 영향을 미치는 여타 요인을 통제하기 위해 지역경제성장을 설명하는 가장 대표적인 이론인 신고전파 경제성장이론에 기반을 둔 외생적 성장이론과 내생적 성장이론에 근거한 요인들을 통제변수로 분석모형에 포함시켰다. 케인지안 이론은 정부지출이 경제성장에 영향을 주는지 실증적으로 분석하였다는 점에 의의가 있으나, 정부 재정지출에 의해서만 경제성장이 이루어지는 것이 아니라 지역의 생산요소와 같은 노동과 자본, 기반사업에 따른 파급효과 측면의 외생적 성장이론과 더불어 노동자와 같은 인적자본의 축적과 발전을 통한 성장 가능성인 내생적 성장이론이 존재한다.

외생적 성장이론은 공급에 초점을 맞춘 경제성장이론으로, 지속적으로 증가하는 노동력을 흡수 가능한 자본이 지속적으로 축적되고 이렇게 축적된 자본을 바탕으로 재화를 생산하는 시설의 완전 가동이 이루어짐으로써 자연성장률과 적정성장률의 증가를 확보하게 되어 안정적인 경제성장을 달성할 수 있다고 주장하는 Harrod(1939)과 Domar(1946)의 경제성장모형에 기반을 두고 있다(문동진, 2016). 이에 더하여 Solow(1956)는 자본과 노동으로 대표되는 양적 변수들의 증대에는 한계가 있고 또 다른 외생적 변수로서 수확체감의 법칙이 적용되지 않는 기술의 진보를 통해 경제성장을 설명하고 있다(김민곤, 2019에서 재인용).

한편 내생적 성장이론에서는 경제성장이 외생적 변수가 아니라 경제체제에 있는 내생적 산출물에 의해 이루어진다고 보았다. Romer(1986)는 자본의 투입을 통한 기술의 혁신이 아닌 내생적 변수인 고급 인력의 집중을 통한 기술진보와 혁신과 이로 인한 경제성장을 주장하고 있다. 여기서 기술의 혁신은 인적자본(노동자)의 교육과 학습을 통해 축적된다고 보았다(김진영, 2005에서 재인용). 비슷한 관점으로 Lucas(1988)는 재화와 서비스를 생산하는 과정에서 투입되는 과정을 물적 자본(Physical Capital)과 인적 자본(Human Capital)으로 분류하였다. 물적 자본은 증대에 한계가 있지만 인적 자본의 경우 한계가 존재하지 않으며, 노동자들에게 대한 교육과 학습을 통한 인적 자본의 축적이 지역경제성장에 중요한 요인으로 작용한다고 보았다(문동진, 2016에서 재인용).



(그림 1) 분석의 틀

이 연구의 분석에 사용된 자료는 패널자료(panel data)로 구성되었다.<sup>9)</sup> 연구의 시간적 범위는 재정조기집행이 시행된 2010년부터 기초자치단체 수준의 GRDP 자료의 구득이 가능한 2016년까지이다. 연구의 공간적 범위는 전국 기초자치단체의 자료를 활용하였다. 다만 시군 통합 또는 행정계층구조의 개편으로 패널자료의 연속성을 확보할 수 없는 자료는 제외하여 총 224개의 기초자치단체가 연구의 대상으로 포함되었다<sup>10)</sup>.

## 2. 변수의 구성 및 조작적 정의

### 1) 종속변수

이 연구의 종속변수는 지역경제성장으로 이를 측정하기 위한 지표는 지역내 소득지표를 활용할 수 있지만 국내에서는 이러한 자료가 존재하지 않는 한계가 있다. 따라서 국내연구들은 이러한 한계를 극복하기 위해 지역경제성장의 지표로 지역내총생산(Gross Regional Domestic Product, GRDP)을 활용하고 있다.

GRDP는 생산·지출·소득의 계정을 포괄한 지표로서, 생산계정은 총 산출액에서 중간재 비용을 차감한 부가가치의 산출총액, 지출계정은 최종소비지출·총자본형성·순이출을 활용하여 소비·투자의 구조를 나타내며, 소득계정은 이전소득 및 처분가능한 소득을 나타내는데, GRDP는 3개의 계정을 포괄하는 지표로 지역경제의 규모 파악을 용이하게 해준다(통계청, 2018). 이 연구에서는 지역경제성장을 수치화하여 측정하기 위해 국가통계포털의 시군구 GRDP 자료를 토대로 1인당 GRDP를 측정하였다.

### 2) 독립변수

이 연구의 독립변수는 지방재정지출이므로, 지방자치단체의 1인당 세출액을 측정하였으며, 지방재정365에 공개된 자료를 활용하였다. 세출액 측정에 있어서도 실제 지역경제에 미친 영향을 검증하기 위해 결산자료를 활용하였다.

9) 이는 특정시점의 지역 등 특정 개체의 자료를 시간 순으로 기록하여 횡단면과 시계열 자료를 통합한 자료이다. 또한 시계열분석 또는 횡단면분석에서 통제가 불가능한 개별 이질성(Individual Heterogeneity)의 통제가 가능한 장점을 지니고 있다(Baltagi, 2008).

10) 연기군은 세종특별자치시로 2012년 7월 1일에 전환되었고, 청원군과 청주시는 통합하여 2014년 7월 1일에 통합청주시로 출범하였고, 창원시, 마산시, 진해시는 통합하여 2010년 7월 1일에 통합창원시로 출범하였으며, 제주특별자치도가 2006년 7월 1일에 출범함에 따라 제주시, 서귀포시, 북제주군, 남제주군은 자치단체로서의 지위를 상실하고 제주시와 서귀포시 통합되어 행정시로 전환되었기에 분석대상에서 제외하였다.

### 3) 조절변수

이 연구의 조절변수는 재정의 신속집행비중이다. 지방재정의 신속집행은 지방자치단체의 총지출액을 조절하는 것이 아니라 상반기에 부족한 내수를 보완하기 위해 지방재정의 집행시기를 조절하는 수단이므로, 신속집행 요인이 독립적으로 지역경제성장에 영향을 주는 것이라고 보기 어렵기에 독립변수로서 기능하기보다는 조절변수로서 기능한다고 보아야 한다. 지방재정 신속집행액에 대한 자료는 지방재정365에 공개된 자료를 활용하였고, 이에 더하여 2010년~2014년도의 자료는 외부에 공개되지 않았기 때문에 행정안전부에 정보공개를 청구하여 자료를 획득하였다.

신속집행비중은 세출결산액 대비 신속집행액의 비율로 측정하였다. 여차민·이석환(2014)의 연구와 전영준·엄태호(2019)의 연구는 신속집행에 대한 지표로 행정안전부에서 사용하는 신속집행률인 신속집행대상액<sup>11)</sup> 대비 실제 신속집행액의 비율 또는 신속집행 목표액 대비 신속집행액의 비율을 활용하고 있으나, 이 연구에서는 신속집행비중에 대한 지표로 지방자치단체의 세출결산총액 대비 신속집행액의 비율을 채택하였다. 그 이유는 신속집행 대상액 또는 신속집행 목표액이라는 지표가 정부의 정책목표가 반영된 것으로서, 신속집행 대상액이라는 정책목표를 낮게 설정하면 신속집행률이 높게 나오는 반면, 정책목표를 높게 설정하면 신속집행률이 낮게 나오는 왜곡 현상이 발생하여 신속집행의 비중을 정확히 측정하는데 한계가 존재하기 때문이다.

### 4) 통제변수

통제변수는 내·외생적 경제성장이론에 따른 변수를 선정하였다. 외생적 성장이론을 대표하기 위한 변수로는 1인당 지방세부담액, 인구밀도, 경제활동인구비율을 사용하였다. 1인당 지방세부담액은 지방세원이 전적으로 해당 지역을 기반으로 나오게 되고 그 세목 상 지역 내에 거주하는 경제활동주체인 노동자와 기업들이 획득한 소득뿐만 아니라 토지 및 건축물과 같은 자본의 일정비율에 세를 부과하는 것이므로, 지역내 경제활동주체들의 자본 축적 수준을 측정할 수 있는 변수로서 대표적이라고 할 수 있다(김정훈, 2010). 인구밀도는 집적경제 효과와 연계되는데, 1차 산업이 발달한 지역의 경우 인구밀도가 낮으며, 2차·3차의 고차 산업이 많은 지역일수록 인구밀도가 증가하는 경향을 보이기 때문에 지역의 생산과 밀접한 연관을 가진다(전도일, 2003; 박지형·홍준현, 2007; 김민곤·홍준현, 2012). 경제활동인구는 만 15세 이상 주민들 가운데 지역 내에서 경제활동, 즉 재화와 노동을 제공할 수 있는 의사를 지닌 인구로서 65세 이상의 노년층을 제외한 인구를 의미하므로, 경제활동인구비율이 높다는 것은 지역 내에서 경제성장을 촉진시킬 수 있는 잠재적인 노동력의 규모가 크다는 것을 의미한다(성명기,

11) 2016년 행정안전부의 신속집행대상은 132개 통계목 중 45개로 지방자치단체 예산총액의 53.35%이고, 다시 목표액은 집행 대상액의 56.5%였다(행정자치부, 2016).

2009). 또한, 생애주기가설에 의하면, 경제주체인 가계는 일생동안 소비를 일정하게 유지하기 위해 소비보다 소득이 많은 시기에는 저축을 늘리고 일정한 소득이 없는 은퇴 이후 시기에는 소비를 유지시키기 위해 저축을 줄이게 되는데, 소득이 높은 경제활동인구의 감소는 저축률의 감소로 투자재원이 부족해지고, 총수요에도 부정적인 영향을 미치며, 공급측면에서 자본에도 영향을 주어 경제성장을 감소시키는 방향으로 작용할 수 있다(최남진·주동현, 2016).

내생적 성장이론에 따른 대표적인 지표로는 인적자원의 형성과 고도화에 관한 부문으로 지역의 교육수준을 들 수 있는데, 양질의 인적 자원은 노동생산성과 부가가치의 증대를 통해 지역경제성장에 긍정적인 영향을 주기 때문이다(Becker, 1994; 김종구, 2007; 김성순, 2010; 김민곤 외, 2017). 내생적 성장이론에서 제시하는 인적 자원은 전체 인구가 아니라 노동력을 의미하므로 경제활동인구 중에서 충분한 지식을 체득한 사람의 비중을 살펴볼 필요가 있고, 따라서 이 연구에서는 교육수준을 측정하기 위해 기존 연구(김종구, 2007)에서 전체 인구 대비 비율을 사용한 것과 달리 경제활동인구 대비 지역 내 학사학위이상 보유자 비율을 사용하였다.<sup>12) 13)</sup>

이상 변수들의 측정방법과 자료 출처를 정리하면 다음과 같다. 이 때 재정과 관련된 변수들에 대해서는 집행 효과가 시차를 두고 나오는 것을 감안하여 전기( $t-1$ )의 값을 사용하였다. Gujarati(2002)와 McDonald & Miller(2010)는 정책효과가 나타나는데 걸리는 시간을 고려해야 하고, 특히 사회개발비와 경제개발비의 경우 경제적 효과를 가져오는데 시차가 있는 것으로 분석하고 있다(문시진 외, 2016).

12) 현재 시·군·구 단위의 학사학위 보유자 수(대학 졸업자 수)의 자료는 5년 단위 조사기간인 인구총조사를 통해서만 구축되어 있다. 따라서, 연구의 시간적 범위에 해당되는 자료획득에 대한 한계가 존재하여 학사학위 보유자 수는 곡선추정(Curve Estimation)을 통해 추계하였다. 이를 위해 2000년, 2005년, 2010년, 2015년의 인구총조사 자료를 활용하였다. 또한 추계의 정확성을 높이기 위하여 지역별로 선형(Linear), 2차, 3차, 성장, 로그, S, 지수, 역, 거듭제곱의 여러 가지 모형으로 곡선추정을 수행하고 그 중 F value와  $R^2$ 값이 가장 높은 모형의 추계값을 선택하여 해당 지역의 학사학위 보유자수 변수의 측정값으로 사용하였다. 각 지자체별 활용된 최적 추계모형에 대한 자료는 부록에 제시되어 있다.

13) 그밖에 인적자본의 수준을 측정하기 위해 지역별 평균 교육 연수를 변수로 사용한 연구(김흥기 외, 2003; 문병근·김성옥, 2012)도 있으나, 이 연구의 분석단위인 시군구 수준에서는 자료가 제공되지 않아 사용할 수가 없었다.

〈표 3〉 변수의 측정방법과 자료 출처

변수명		측정방법	출처
<b>종속변수</b>			
$ln$ 인당 GRDP		$ln \frac{GRDP(\text{백만원})}{\text{주민등록인구(명)}}$	국가통계포털
<b>독립변수</b>			
$ln$ 인당 세출액 <sub>(t-1)</sub>		$ln \frac{\text{세출결산총액(천원)}}{\text{주민등록인구(명)}}$	지방재정365
<b>조절변수</b>			
신속집행비중 <sub>(t-1)</sub>		$\frac{\text{신속집행액(천원)}}{\text{세출결산총액(천원)}} \times 100$	지방재정365 및 정보공개청구
<b>통제변수</b>			
외생적 성장이론	$ln$ 인당 지방세부담액 <sub>(t-1)</sub>	$ln \frac{\text{지방세(천원)}}{\text{주민등록인구(명)}}$	지방재정365
	인구밀도	$\frac{\text{주민등록인구(명)}}{\text{면적}(km^2)}$	국가통계포털
	경제활동인구비중	$\frac{15\text{세} \sim 65\text{세인구수(명)}}{\text{주민등록인구(명)}} \times 100$	국가통계포털
내생적 성장이론	경제활동인구의 교육수준	$\frac{15\text{세} \sim 64\text{세인구 중 학사학위이상 보유자}}{15 \sim 64\text{세인구}} \times 100$	국가통계포털

주)  $ln$ 은 자연로그 변환임

또한, 각 변수에 대하여 2010년~2016년 동안 224개의 지방자치단체의 1,568개의 표본이 포함된 자료의 기술통계량은 다음과 같다.

〈표 4〉 기술통계량(2010년~2016년)

변수		N	최소값	최대값	평균	표준편차
종속변수	1인당 GRDP (백만원)	1568	5.96	398.65	28.99	29.82
독립변수	1인당 세출액(천원)	1568	534805.68	15812777.6	4202474.96	3118615.14
조절변수	신속집행비중(%)	1568	7.76	72.14	30.71	11.14
통제변수 (외생적 성장요인)	1인당 지방세부담액 (천원)	1568	32.69	1225.62	349.60	195.21
	인구밀도(명/km2)	1568	19.35	28731.19	4054.59	6367.30
	경제활동인구비율(%)	1568	54.98	78.79	69.61	5.62
통제변수 (내생적 성장요인)	경제활동인구 대비 대졸이상 인구 비율(%)	1568	4.67	71.15	19.95	9.42

### 3. 분석 방법

#### 1) 패널분석

패널자료분석을 위한 패널분석방법은 일반적으로 고정효과 모형(Fixed Effect Model)과 확률효과 모형(Random Effect Model)으로 구분되는데, 이 연구에서는 Hausman 검증을 통해 어떠한 모형이 더 적합한지 검증하였다. 고정효과모형을 통한 구체적인 추정모형식은 다음(식 1)과 같다. 이 경우 종속변수의 시차를 고려하지 않고 있으므로 정태적 선형패널모형에 해당한다.

$$\begin{aligned} \ln(1인당\ GRDP)_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \ln(1인당\ 세출액)_{i,t-1} + \beta_2 \ln(신속집행비중)_{i,t-1} \\ & + \beta_3 \ln(1인당\ 세출액)_{i,t-1} * \ln(신속집행비중)_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \ln(1인당\ 지방세부담액)_{i,t-1} + \beta_5(인구밀도)_{i,t} \\ & + \beta_6(경제활동인구비율)_{i,t} + \beta_7(경제활동인구\ 교육수준)_{i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (식\ 1)$$

여기에서  $i$ 와  $t$ 는 각각 기초자치단체와 연도

그런데 이 연구에서는 GRDP 변수를 사용하고 있는데 이러한 변수는 이전 연도의 값이 다음 연도의 값에 영향을 미치는 내생성의 문제가 존재할 수 있다.<sup>14)</sup> 이렇게 패널데이터의 내생성 문제를 극복하기 위해서는 Arellano & Bover(1995)가 제안한 동태적 패널분석기법인 시스템 GMM 분석방법이 활용되고 있다(Bruckner & Tuladhar, 2010; 이근재·최병호, 2015; 문시진 외, 2016). 이는 종속변수의 수준변수(level variable)와 차분변수의 과거값(lagged value)을 도구변수로 사용하는 것으로서, 즉 종속변수를 차분한 후 그 차분값의 과거값을 추가적인 도구변수로 사용하는 기법이다(문광민, 2013에서 재인용).

시스템 GMM 모형 활용의 적절성을 담보하기 위해서는 내생적 독립변수는 하나인데 도구변수는 하나 이상이 사용되기 때문에 도구변수들이 오차항과의 적률조건을 만족하는지에 대한 과대식별 제약조건(overidentifying restrictions)에 대한 검정이 필요하다(전승훈, 2014). 즉, 도구변수가 적절히 선택되었는지 검증하는 것이다. 이 연구에서는 Sargan 검정을 통해 과대식별 제약조건에 대한 검증을 수행한다(한치록, 2015). 또 다른 조건으로서 회귀 잔차에 대한 계열상관(Serial Correlation)이 없어야 한다. 계열상관이 없다는 것은 모든 시차독립변수가 도구변수로 이용될 수 있다는 것을 의미하는데, 이는 Arellano and Bond 검정을 통해 확인한다(라정주, 2012; 한치록, 2015). 시스템 GMM 모형을 통한 구체적인 추정모형식은 다

14) 지역경제성장으로 대표되는 GRDP는 이전시대의 산업, 인구에 의한 결과에 해당되어 내생성이 존재하며(김민곤, 2019), Bruckner & Tuladhar(2010)는 GRDP와 재정지출간에 내생성이 존재할 수 있다고 지적한다. 즉, 경기가 침체될 때 재정지출을 확대하거나 경기가 활성화될 때 재정지출을 축소하면, 재정지출의 효과를 과소추정하는 내생성의 문제가 발생할 수 있음을 지적한다(Bruckner & Tuladhar, 2010; 이근재·최병호, 2015).

음 (식 2)와 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln(1인당\ GRDP)_{i,t} = & \alpha + \delta \ln(1인당\ GRDP)_{i,t-1} + \beta_1 \ln(1인당\ 세출액)_{i,t-1} \\
 & + \beta_2 \ln(신속집행비중)_{i,t-1} + \beta_3 \ln(1인당\ 세출액)_{i,t-1} * \ln(신속집행비중)_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 \ln(1인당\ 지방세부담액)_{i,t-1} + \beta_5(인구밀도)_{i,t} \\
 & + \beta_6(경제활동인구비율)_{i,t} + \beta_7(경제활동인구\ 교육수준)_{i,t} + e_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{식 2}$$

여기에서 i와 t는 각각 기초자치단체와 연도

결과적으로 이 연구에서는 고정효과 모형과 더불어 시스템 GMM 모형을 이용한 분석결과를 같이 제시하여 내생성의 문제를 보완하고자 하였다.

## 2) 조절효과 분석

이 연구의 가설 검증을 위해서는 Baron & Kenny(1986)의 조절효과 검증모형을 활용하였다. 이는 독립변수와 조절변수의 교차항을 통계모형에 투입하여 변화량을 비교한 수치의 통계적 유의성을 확인하는 방법이다(Baron & Kenny, 1986). 완전모형을 통계분석함에 있어 독립변수와 조절변수의 유의성 여부는 조절효과 가설지지 여부와는 무관하지만, 독립변수와 조절변수를 곱한 변수인 교차항은 종속변수와 유의한 관계를 지녀야 한다. 또한, Jaccard et al.(1990)은 조절효과를 살펴보는 방법으로 Cohen & Cohen(1983)의 교차항 분석을 위한 위계적 모델이 보편적이라고 소개하며, 이를 아래의 <표 5>와 같은 검증 방법으로 재구성하였다(양오석·박준민, 2014 재인용).

<표 5> Cohen & Cohen(1983)이 재구성한 조절효과 검증 방법

Model (Step)	방정식
통제모델 식 (1)	$Y = \alpha + b_1X + e$
감소모델 식 (2)	$Y = \alpha + b_1X + b_2M + e$
완전모델 식 (3)	$Y = \alpha + b_1X + b_2M + b_3XM + e$

Y: 종속변수, X: 독립변수, M: 조절변수, XM: 상호작용변수

자료: Jaccard et al.(1990); 양오석·박준민(2014) 재인용

다음으로 Cohen & Cohen(1983)은 위계적 검증방법을 통해 도출되는 상호작용항의 기울기 부호에 따라 조절효과를 세 가지로 분류하였다. 첫 번째는 상승조절효과로 세 변수의 기울기 값이 모두 동일한 부호를 가질 때, 두 번째는 완충조절효과로 독립변수와 조절변수의 기울기 부호가 서로 상반되게 나오고 상호작용변수의 기울기 값이 양(+) 부호를 가지는 경우, 세 번째는 대립조절효과로 상승조절효과와 달리 독립변수와 조절변수의 부호와 상호작용

항의 부호가 다르게 나올 때를 의미한다(양오석·박준민, 2014 재인용). 다음의 <표 6>에 각 유형별 조절효과의 부호를 정리하였다.

<표 6> 조절효과의 유형과 부호

조절효과 유형	$b_1$	$b_2$	$b_3$
상승조절효과	(+/-)	(+/-)	(+/-)
완충조절효과	(+/-)	(-/+)	(+/+)
대립조절효과	(+/-)	(+/-)	(-/+)

자료: 김민곤·천지은·박지형(2020).

## IV. 분석결과

### 1. 모델의 적합성에 대한 검증

<표 7>은 지방재정지출과 지방재정의 신속집행이 지역경제성장에 미치는 효과를 패널분석 모형과 시스템 GMM 모형으로 검증한 결과를 보여준다. 패널분석방법에 있어서는 Hausman 검정 결과 1단계, 2단계, 3단계 모형 모두에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나서, 여기에서 다루어야 할 유효한 패널모형이 확률효과모형이 아니라 고정효과모형임을 보여주고 있다.

또한, 시스템 GMM 모형 분석에 있어서는 1단계, 2단계, 3단계 모형 모두에서 Wald  $\chi^2$  통계치가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하므로 모형의 설정에는 문제가 없는 것으로 보인다. 한편 시스템 GMM 모형에서는 도구변수의 수가 내생적 설명변수보다 많아서 발생하는 과대식별 추정의 문제가 발생할 수 있어 이러한 문제를 Sargan 검정을 통해 확인해보아야 한다. <표 7>에서 제시되어 있는 바와 같이 Sargan  $\chi^2$  통계치가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하므로 과대식별의 문제가 존재할 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 경우에는 차분된 모형의 오차항에 2계 자기상관이 존재하는가가 중요한데, 이를 위해서는 Arellano and Bond 검정을 통해 확인해보아야 한다. <표 7>에서 제시된 바와 같이 AR(1), AR(2) 검증 결과값을 살펴보면, 차분된 모형의 오차항에 1계 자기상관<sup>15)</sup>은 존재하지만 2계 자기 상관<sup>16)</sup>은 존재하지 않는다. 따라서, 선택된 도구변수가 적절함을 보여주고 있다. 또한 도구변수로 사용된 1인당 GRDP<sub>t-1</sub> 변수도 모두 1% 유의수준에서 정(+)의 방향으로 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉 현년도(t)의 지역경제성장이 전년도(t-1)의 지역경제성장에 영향을 받는다는 것을 확인할 수 있다.

15) 모든 모델이 AR(1) test의 귀무가설을 기각하였음.

16) 모든 모델이 AR(2) test의 귀무가설을 기각하지 못함.

〈표 7〉 고정효과모형과 시스템 GMM 모형 분석 결과

독립변수 조절변수 통제변수	종속변수: $\ln 1$ 인당 GRDP					
	1단계		2단계		3단계	
	Fixed Effect	System GMM	Fixed Effect	System GMM	Fixed Effect	System GMM
	Coef (t)	Coef (z)	Coef (t)	Coef (z)	Coef (t)	Coef (z)
$\ln 1$ 인당 GRDP <sub>(t-1)</sub>	-	0.6854004 (18.31***)	-	0.6570277 (17.75***)	-	0.6622142 (17.82***)
$\ln 1$ 인당 지방세부담액 <sub>(t-1)</sub>	0.059196 (3.00***)	0.0310814 (1.43)	0.017047 (0.81)	-0.0217197 (-0.89)	0.0463377 (2.11**)	-0.0031372 (-0.12)
인구밀도	0.0000531 (3.25**)	-0.00000597 (1.37)	0.000052 (3.22**)	-0.0000146 (-2.33**)	0.0000377 (2.30*)	-0.0000145 (-2.32**)
경제활동인구비중	0.0033531 (0.71)	0.0075372 (1.37)	0.002438 (0.52)	0.0078859 (1.47)	0.0054146 (1.15)	0.0082333 (1.53)
교육수준	0.0071442 (5.72***)	0.0031865 (2.42**)	0.004846 (3.71***)	0.0017431 (1.31)	0.0042426 (3.25***)	0.0014741 (1.10)
$\ln 1$ 인당 세출액 <sub>(t-1)</sub>	0.2309559 (8.77***)	0.0985626 (3.22**)	0.215034 (8.21***)	0.086015 (2.87**)	0.2592126 (9.27***)	0.1044844 (3.35**)
신속집행비중 <sub>(t-1)</sub>			-0.00232 (-5.37***)	-0.0020979 (-4.44***)	0.0248151 (3.90***)	0.0149946 (1.93*)
$(\ln 1$ 인당세출액 <sub>(t-1)</sub> ) × (신속집행비중 <sub>(t-1)</sub> )					-0.00184 (-4.28***)	-0.0011564 (-2.20**)
상수항	-1.203697 (-2.27**)	-1.197434 (-2.04**)	-0.54013 (-1.00)	-0.51646 (-0.87)	-1.48256 (-2.56**)	-0.920659 (-1.48)
$R^2$ within	.2521	-	.2709	-	.2827	-
F	75.17***	-	69.00***	-	62.67***	-
Hausman (Chi2)	73.21***	-	90.47***	-	65.54***	-
Wald $\chi^2$	-	1244.28***	-	1319.37***	-	1318.05***
Sargan $\chi^2$	-	72.53***	-	64.26***	-	59.28***
AR(1)	-	-5.3817***	-	-4.9246***	-	-5.0973***
AR(2)	-	-.01917	-	.09418	-	.09662
N of obs (N of groups)	1,568 (224)	1,344 (224)	1,568 (224)	1,344 (224)	1,568 (224)	1,344 (224)
Obs Per group	7	6	7	6	7	6

\*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01; two-tailed test

## 2. 지방재정 조기집행의 조절효과 검증

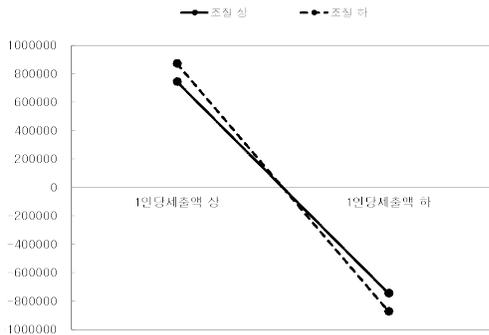
Cohen & Cohen(1983)의 단계별 조절효과 검증방법을 이용하여 1단계에서는 독립변수인 지방재정지출에 해당하는 1인당 세출액과 종속변수인 지역경제성장에 해당하는 1인당 GRDP와의 관계를 통제변수(1인당 지방세부담액, 인구밀도, 경제활동인구 비중, 교육수준)와 함께 검증하였고, 2단계에서는 1단계에서 사용된 변수에 조절변수인 신속집행비중 변수를 추가하여 검증하였으며, 3단계에서는 2단계에서 사용된 변수에 조절효과에 해당하는 1인당 세출액과 신속집행비중의 교차항을 추가하여 검증하였다. 그 결과 <표 7>에 나타나 있는 바와 같이 고정효과모형에서는  $R^2$  값이 1단계에서는 .2521, 2단계에서는 .2709, 3단계에서는 .2827로 점증하는 것을 볼 수 있다. 따라서, 조절효과 분석방법이 적절함을 보여주고 있다.

1단계 고정효과패널모형의 분석 결과, 독립변수인 전년도 1인당 세출액(로그변환)은 시차를 두고 종속변수인 현년도 1인당 GRDP(로그변환)에 정(+)의 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이러한 영향관계는 고정효과모형에서는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 시스템 GMM 모형을 통해 내생성을 통제한 상태에서도 마찬가지였고, 이러한 영향관계는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 따라서 기초자치단체 수준에서 지방정부의 재정지출은 시차를 두고 지역경제에 긍정적인 효과가 있다고 할 수 있다. 이에 따라 “지방재정 지출이 지역경제성장에 정(+)의 영향을 미칠 것”이라는 가설 1은 채택되었다.

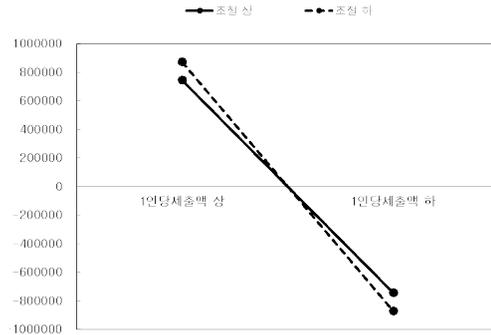
2단계 분석에서는 독립변수에 더하여 조절변수인 지방재정의 신속집행비중도 포함시켜 분석하였는데, 독립변수인 전년도 1인당 세출액(로그변환)은 시차를 두고 종속변수인 1인당 GRDP(로그변환)에 정(+)의 영향을 주고 있으나, 조절변수인 전년도 신속집행비중은 시차를 두고 종속변수인 1인당 GRDP에 부(-)의 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이러한 영향관계는 고정효과모형에서는 1% 유의수준에서, 그리고 시스템 GMM 모형에서는 1% 내지 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 따라서 기초자치단체 수준에서 신속집행의 정도가 클수록 시차를 두고 지역경제에 부정적인 효과가 있다고 할 수 있다.

3단계 분석에서는 독립변수와 조절변수에 더하여 조절효과를 살펴보니, 독립변수인 전년도 1인당 세출액(로그변환)과 조절변수인 전년도 신속집행비중은 모두 시차를 두고 종속변수인 1인당 GRDP(로그변환)에 정(+)의 영향을 주고 있으나, 독립변수와 조절변수의 상호작용효과인 조절효과가 종속변수인 1인당 GRDP(로그변환)에 시차를 두고 부(-)의 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이러한 영향관계는 고정효과모형에서는 1% 유의수준에서, 그리고 시스템 GMM 모형에서는 5% 내지 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 따라서 지방재정의 신속집행은 오히려 지방정부의 재정지출이 지역경제에 미치는 긍정적인 효과를 감소시킴으로써 결과적으로 신속집행이 시행되지 않았을 때보다 부정적인 영향을 미친다는 것을 보여주는 것이다. 이에 따라 “지방재정의 신속집행은 지방재정 지출이 지역경제성장에 미치는 정(+)의 영향을 강화시킬 것”이라는 가설 2는 기각되었다.

이러한 조절효과를 시각적으로 표현하면 다음과 같다. 고정효과모형과 시스템 GMM 모형 모두에서 1인당 세출액이 낮은 경우보다 높은 경우에 1인당 GRDP도 상대적으로 더 높게 나타난다. 그러나 그래프의 기울기를 통해서 살펴보면, 조절변수인 지방재정의 신속집행 비율이 높은 경우에는 그 비율이 낮은 경우보다 1인당 세출액의 증가에 따른 1인당 GRDP의 증가 정도가 낮은 것으로 나타난다.



(그림 2) 고정효과모형에서의 조절효과 그래프



(그림 3) 시스템 GMM 모형에서의 조절효과 그래프

이상의 분석 결과는 지방재정의 신속집행이 지방재정지출이 지역경제성장에 미치는 긍정적 효과를 오히려 둔화시키고 있다는 것을 나타내주는 것으로서, 재정의 신속집행으로 인해 초기에는 탄력적 생산증가가 가능할 수 있으나 어차피 재정총량 자체가 증가하는 것이 아니라면 후반기에 예산 집행 규모가 감소하게 되어 지출효과가 상쇄될 수 있고 경기 하강이 있을 수도 있기에 궁극적으로 경기개선의 효과를 통해 실질적인 지역경제성장을 가져오는 데는 한계가 있다는 여차민·이석환(2014)과 한국조세연구원(2008)의 연구 결과를 다시 한번 확인해준다.

## V. 결론

이 연구는 지방재정의 신속집행이 지방재정지출과 지역경제성장 간의 관계에 어떠한 영향을 미치는지를 분석함으로써 지방재정 신속집행제도가 본래 의도했던 바와 같이 지역경제성장에 순기능적 역할을 하고 있는지를 검증하고자 하였다.

이를 위해 먼저 지방재정지출이 지역경제성장에 긍정적으로 작용하고 있는지를 고정효과모형을 통해 정태적 패널모형분석을 하였고, 시스템 GMM 모형을 통해 동태적 패널모형분석을 실시하였다. 그 결과 고정효과모형과 시스템 GMM 분석 모두에서 지방재정지출은 지역경

제성장에 긍정적 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 이러한 분석 결과는 케인즈학파에서 주장하고 있는 정부지출이 경제성장에 직간접적인 영향을 미친다는 것과 일맥상통하는 것이고, Arrow & Kurz(1970)의 연구를 비롯한 많은 연구에서 실증한 지방재정지출과 지역경제성장 간의 정(+)의 관계를 다시 한번 입증해주었다고 할 수 있다. 또한 기존 연구와 달리 재정 관련 변수에 시차를 주어 분석함으로써 재정지출의 경제적 효과가 시차를 두고 발생함도 확인할 수 있었다.

이러한 지방재정지출과 지역경제성장 간의 정(+)의 관계라는 전제에서 지방재정의 신속집행이 지방재정지출과 지역경제성장의 관계에 조절효과를 가져다주는지를 검토하기 위해 고정효과모형과 시스템 GMM 모형을 통해 분석하였다. 그 결과 고정효과모형과 시스템 GMM 모형 모두에서 지방재정 신속집행이 부(-)의 조절효과로 작용함으로써 지방재정지출과 지역경제성장 간의 정(+)의 관계를 약화시키는 결과를 가져왔음을 알 수 있었다.

이러한 분석 결과는 서은숙(2012) 등의 연구에서 재정의 신속집행이 경제성장에 긍정적 효과를 주었다고 밝힌 것과 상치되는 것이고, 오히려 여차민·이석환(2014)과 한국조세연구원(2008)의 연구에서 재정의 조기집행이 지역경제성장을 견인하는데 한계가 있다는 주장과 일맥상통한다고 할 수 있다. 특히, 이 연구에서는 재정조기집행을 독립변수가 아닌 조절변수로 정의하였고 재정지출 및 관련 재정 변수가 지역경제에 미치는 영향에 시차를 두었으며 지역경제성장의 내생성을 극복하기 위해 동태적 패널모형도 고려하는 등 여차민·이석환(2014)의 연구가 갖고 있는 방법론상의 단점을 보완하여 차별적인 분석을 하였다. 이를 통해 여차민·이석환(2014)의 연구에서 지방재정의 신속집행이 지역경제성장에 도움이 되는지 아닌지를 통계적으로 유의미하게 확인하지 못한다는 것에서 더 나아가서 신속집행이 경제성장에 도움이 되지 않음을 명확하게 확인함으로써 지방재정의 조기집행이 추구하는 정책목적 달성이 회의적임을 입증해주었다는 점에서 이 연구의 의의가 크다고 할 수 있다.

이 연구의 분석 결과에 기초하여 보다 실질적인 정책적 함의를 얻기 위해서는 향후 추가적인 연구도 필요하다. 먼저 Persson & Tabellini(1994), 문시진 외(2016) 등의 연구에서 제시한 바와 같이 사회개발비와 경제개발비 등 재정지출의 성격에 따라 재정지출이 지역경제성장에 미치는 영향에 차이가 있을 수 있고, 이에 따라 재정의 신속집행도 재정지출의 성격에 따라 지역경제성장에 주는 영향에 차이가 발생할 수도 있을 것이다. 따라서 재정지출의 성격에 따른 지방재정 신속집행의 조절효과를 검토하게 된다면 보다 실질적인 정책적 함의를 도출할 수도 있을 것이라 생각한다.

## 참 고 문 헌

- 국회예산정책처. (2010). 「2010년도 국가재정운용 보고서」.
- 권승·차재권. (2012). 지방정부 재정운용과 정치적 경기순환에 관한 연구: 사회복지비와 경제개발비 지출을 중심으로. 「한국사회복지행정학」, 14(4): 53-80.
- 김광춘. (2011). 지역경제성장의 영향 요인과 요인별 기여도에 관한 연구. 강원대학교 대학원 박사학위논문.
- 김대식·노영기·안국신. (1999). 「현대 경제학원론」, 서울: 박영사.
- 김민곤. (2019). 지역중심성이 중심도시의 지역경제성장에 미치는 영향에 있어 지역 산업구조의 조절효과. 중앙대학교 대학원 박사학위논문.
- 김민곤·박지형·송용찬. (2017). 공공기관 지방 이전이 지역경제성장에 미치는 영향에 대한 연구: 행정중심복합도시 및 혁신도시를 중심으로. 「국가정책연구」, 31(4): 335-366.
- 김민곤·천지은·박지형. (2020). 발전소의 입지가 지역경제성장에 미치는 영향: 산업구조와 경제규모 변화를 중심으로. 「한국공공관리학회보」, 34(1): 27-55.
- 김민곤·홍준현. (2012). 경제적 의존도와 지역격차의 관계에 대한 연구: 서울과 인근지역을 중심으로. 「한국지방자치학회보」, 24(3): 55-82.
- 김석태. (2014). 지방재정 통합과 국세의 지방 이양. 「지방정부연구」, 18(3): 611-631.
- 김성순. (2010). 기능별 재정지출이 경제성장에 미치는 영향. 「재정정책논집」, 12(4): 3-31.
- 김성태·허석균. (2013). 재정지출의 시점 간 자원배분 조정에 따른 경기조절 효과성에 관한 연구. 「한국개발연구」, 35(2): 71-106.
- 김의섭·임응순. (2010). 한국의 재정지출과 경제성장의 인과관계 분석. 「재정정책논집」, 12(3): 3-28.
- 김정훈. (2010). 「재정분권과 지역경제성장의 수렴」. 한국조세연구원 연구보고서.
- 김중구. (2007). 지역경제력 격차와 지방정부의 공공재정지출이 지역경제성장에 미친 영향: 동태적 패널분석의 적용. 「한국동서경제연구」, 19(1): 119-142.
- 김진영. (2005). 한국과 일본의 지역불균형에 관한 연구. 「정책분석평가학회보」, 15(1): 1-27.
- 김흥기·김용진·김철수. (2003). 한국에서 비안정적 패널자료를 활용한 인적자본과 지역간 소득수렴화. 「한국경제의 분석」, 9(2): 109-164.
- 라정주. (2012). 수출선간 수익률 상관관계가 방산무기 수출불안정에 미치는 영향. 「국제경제연구」, 18: 27-50.
- 류영아. (2018). 지방재정 신속집행제도의 운영 실태와 개선방안. 「국회입법조사처 이슈와 논점」, 제1524호.
- 문광민. (2013). 정부부채가 경제성장에 미치는 영향: 동태적 패널문턱 모형을 이용한 비선형적 접근. 「사회과학연구」, 24(2): 163-186.
- 문동진. (2016). 산업 다양성이 지역경제성장에 미치는 영향에 관한 연구: 지역특성, 인구규모 및 정책에 따른 비교분석. 중앙대학교 대학원 박사학위논문.
- 문병근·김성욱. (2012). 지방교육재정지출 및 지역인적자본형성과 지역경제성장 간의 동태적 관계분석: 패널 VAR 모형을 이용한 16개 광역시도를 중심으로. 「재정정책논집」, 14(2): 103-123.
- 문시진·이기동·이우형. (2016). 지방재정지출이 지역의 경제성장, 고용 및 투자에 미치는 영향분석. 「경제연구」, 34(2): 33-59.
- 박명호·오종현. (2017). 「지방재정 조기집행 효과성 분석」. 한국조세재정연구원 정책보고서.
- 박완규·김두수. (2014). 재정변수 및 비재정변수가 지역경제에 미치는 영향. 「한국경제지리학회지」, 17(3): 554-566.
- 박지형·홍준현. (2007). 시·군 통합의 지역경제성장효과. 「한국정책학회보」, 16(1): 167-196.
- 서은숙. (2012). 「재정조기집행제도의 효과성 분석」. 국회예산정책처 연구용역보고서.
- 성명기. (2009). 「저출산 및 고령화가 경제에 미치는 영향과 시사점」. 국회예산정책처 저출산·고령사회 대응 연구 제2호.

- 양승일·정혁인. (2009). 「사회복지행정론」, 서울: 동문사.
- 양오석·박준민. (2014). 경영연구를 위한 조절효과(Moderating Effect) 검증 방법에 대한 엄밀성 제고. 「경영교육연구」, 29(4): 249-291.
- 여차민·이석환. (2014). 지방자치단체 재정조기집행의 효과. 「한국행정논집」, 26(4): 665-685.
- 오병기. (2006). 비도시지역 경제개발비가 지역경제 성장에 미친 영향에 관한 연구. 「국토연구」, 50: 163-180.
- 오병기. (2014). 지역경제 성장과 지방재정의 인과관계 분석. 「지방정부연구」, 18(3): 143-164.
- 이근재·최병호. (2015). 우리나라 시군의 재정승수와 세출구조조정에 대한 함의. 「지방정부연구」, 19(2): 299-317.
- 이창균·이효·하능식. (2009). 「지방재정 조기집행 성과와 개선과제」. 한국지방행정연구원 정책보고서.
- 이창균. (2013). 지방재정지출의 지역별 효과분석. 「한국지방재정논집」, 18(2): 57-81.
- 임근형. (2017). 총수요와 장기 성장 간 관계에 대한 연구. 「경제학연구」, 65(3): 151-189.
- 임승빈. (2012). 「지방자치론」 (5판). 서울: 법문사.
- 임응순. (2015). 지방정부의 재정지출과 경제성장 간의 관계연구. 「재정정책논집」, 17(2): 155-170.
- 전도일. (2003). 「지역경제학의 이해」, 서울: 교우사.
- 전승훈. (2014). 재정 조세정책의 분배효과: 분위별 회귀분석을 이용한 분석. 「재정정책논집」, 16(3): 3-28.
- 전영준·엄태호. (2019). 지방재정 신속집행제도의 효과적 운영을 위한 외적 정합성 분석: 경기지역 31개 기초 자치단체에 대한 퍼지셋 질적 비교분석. 「한국정책과학학회보」, 23(4): 1-32.
- 주만수. (2001). 중앙정부 및 지방정부 재정지출과 국민소득의 인과관계 분석. 「한국지방재정논집」, 6(1): 139-164.
- 최남진·주동현. (2016). 가계부채 및 부채의 변동성이 소비와 성장률에 미치는 영향. 「금융지식연구」, 14(1): 71-100.
- 통계청. (2018). 「지역소득」. 설명자료.
- 한국조세연구원. (2008). 「재정조기집행 중심의 재정관리점검의 효과분석」.
- 한치록. (2015). 최근 패널자료 연구의 동향. 1-17차년도 한국노동패널 학술대회 발표문.
- 행정안전부. (2018). 2018년 지방재정 신속집행 추진계획.
- 행정안전부. (2019). 2019년 지방재정 신속집행 추진계획.
- 행정자치부. (2016). 2016년 지방재정 조기집행 추진계획 보고.
- Abizadeh, S. & Yousefi, M. (1998). An Empirical Analysis of South Korea's Economic Development and Public Expenditures Growth. *Journal of Socio-Economics*, 27(6): 687-700.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68: 29-51.
- Arrow, K. J. & Kurz, M. (1970). *Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University.
- Aschauer, D. A. (1989). Is Public Expenditure Productive?. *Journal of Monetary Economics*, 23(2): 177-200.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality & Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 98: S103-S125.
- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill.
- Becker, G. S. (1994). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Bruckner, M. & Tuladhar, A. (2010). Public Investment as a Fiscal Stimulus: Evidence from Japan's Regional Spending during the 1990s. IMF Working Paper, 110.
- Cohen, J. & Cohen, P. (1983). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral*

- Sciences. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Domar, E. (1946). Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment. *Econometrica*, 14(2): 137-147.
- Easterly, W. & Rebelo, S. (1993). Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32(3): 417-458.
- Glaeser, E. L., Sheinkman, J. A., & Shleifer, A. (1995). Economic Growth in a Cross-Section of Cities. *Journal of Monetary Economics*, 36: 117-143.
- Glasson, J. (1974). *An Introduction to Regional Planning*. London: Hutchinson.
- Gramlich, E. M. (1994). Infrastructure Investment: A Review Essay. *Journal of Economic Literature*, 32(3): 1176-1196.
- Gujarati D. (2002). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Harrod, R. F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *The Economic Journal*, 49(193): 14-33.
- Hemls, L. J. (1985). The Effect of State and Local Taxes on Economic Growth: A Time Series-Cross Section Approach. *The Review of Economics and Statistics*, 67(4): 574-82
- Jaccard, J, Turrisi, R. & Wan, C. K. (1990). *Interaction Effects in Multiple Regression*. Newbury Park: CA: Sage.
- Lichter, D. T. & Jayakody, R. (2002). Welfare Reform: How Do We Measure Success?, *Annual Review of Sociology*, 28: 117-141.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- McDonald, B. D. & Miller, D. R. (2010). Welfare Program and the State Economy. *Journal of Policy Modelling*, 32: 719-732.
- Mofidi, A. & Stone, J. A. (1990). Do State and Local Taxes Affect Economic Growth?. *The Review of Economics and Statistics*, 72(4): 686-691.
- Morrison, C. J. & Schwartz, A. E. (1996). State Infrastructure and Productive Performance. *American Economic Review*, 86: 1095-1111.
- Musgrave, R. A. & Musgrave, P. B. (1984). *Public Finance in Theory and Practice*. New York: McGraw-Hill.
- Perloff, H. S. Dunn E.S, Lampard E.E, & Keith, R. F. (1960). *Regions, Resources, and Economic Growth*. Baltimore: Johns Hopkins Press.
- Persson, T. & Tabellini G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth?, *American Economic Review*, 84(3): 600-621.
- Peterson, P. E. (1981). *City Limits*. Chicago: University of Chicago press.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1307.
- Siebert, H. (1969). *Regional Economic Growth: Theory and Policy*. Scranton, PA: International Textbook Company.
- Solow. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94
- Wolman, H. & Spitzley, D. (1996). The Politics of Local Economic Development. *Economic Development Quarterly*, 10(2): 115-150.

## [저자소개]

---

**洪 準 賢** 미국 University of Pittsburgh에서 행정학 박사학위(제목: Dispersal of Public Housing in the U.S.: An Analysis of Intra- and Inter-Metropolitan Variations in the Location of Public Housing, 1995)를 취득하였고, 현재 중앙대학교 공공인재학부 교수로 재직하고 있으며, 대통령 소속 자치분권위원회 자치혁신전문위원회 위원장과 한국지방자치학회 연구부회장을 맡고 있다. 주요 관심분야는 지방자치, 도시정책, 정책분석 등이고, 최근 저서와 논문으로는 <다산의 행정개혁: 현대적 해석과 평가>(2010, 교신), “정부 간 관계의 유형에 따른 정부 간 갈등의 속성”(공저, 2016), “도시 규모와 입지에 따른 지역경제성장에 대한 산업다양성의 영향력 차이에 관한 연구”(2015, 교신), “지역축제의 품질인식, 성과인식, 시민관계성의 관계에 관한 연구”(2015, 교신) 등이 있다.(jhhong@cau.ac.kr).

**崔 銀 蒿** 중앙대학교 대학원 행정학과에서 행정학 석사학위를 취득하였고, 동 대학원에서 박사과정을 수료하였다. 주요 관심분야는 지방자치, 지방재정, 재무행정이고, 최근 논문으로는 “표준정책 거버넌스에 관한 연구”(2018, 공저) 등이 있다(sc1991@gmail.com).

논문투고일자: 2020. 8. 13. / 심사의뢰일자: 2020. 8. 22 / 게재확정일자: 2020. 9. 4.

〈부록〉 자치단체별 학사학위 보유자 비율 추계 모형

지역	모형	R2	F	지역	모형	R2	F	지역	모형	R2	F
강원 강릉시	역	0.97	59.84	경북 성주군	지수	0.91	20.63	울산 북구	선형	0.99	241.65
강원 고성군	지수	0.95	39.04	경북 안동시	지수	0.99	127.18	울산 울주군	S	1.00	1273.9
강원 동해시	선형	0.98	112.05	경북 영덕군	지수	0.98	106.52	울산 중구	지수	0.96	43.66
강원 삼척시	S	1.00	402.32	경북 영양군	지수	0.95	41.26	인천 강화군	지수	0.99	169.17
강원 속초시	S	0.97	54.84	경북 영주시	지수	0.99	150.66	인천 계양구	지수	0.99	145.83
강원 양구군	지수	0.97	71.70	경북 영천시	지수	0.89	16.89	인천 남구	역	0.96	53.84
강원 양양군	선형	0.97	73.50	경북 예천군	지수	0.94	31.04	인천 남동구	지수	0.99	194.87
강원 영월군	지수	0.88	14.39	경북 울릉군	지수	0.93	25.77	인천 동구	역	0.97	57.88
강원 원주시	S	0.99	231.03	경북 울진군	지수	0.97	65.58	인천 부평구	역	0.97	54.48
강원 인제군	지수	0.97	71.63	경북 의성군	지수	0.79	7.50	인천 서구	지수	0.98	96.37
강원 정선군	지수	0.93	26.56	경북 청도군	지수	0.87	13.91	인천 연수구	지수	0.98	97.06
강원 철원군	지수	1.00	508.49	경북 청송군	지수	0.95	37.68	인천 옹진군	지수	0.99	295.86
강원 춘천시	선형	0.99	265.34	경북 칠곡군	역	0.95	36.69	인천 중구	선형	0.90	17.87
강원 태백시	역	0.91	20.79	경북 포항시	역	1.00	373.30	전남 강진군	지수	0.90	18.43
강원 평창군	S	0.99	145.93	광주 광산구	역	1.00	631.65	전남 고흥군	지수	0.89	16.68
강원 홍천군	지수	0.99	168.76	광주 남구	역	0.98	97.69	전남 곡성군	지수	0.78	7.27
강원 화천군	S	0.97	74.94	광주 동구	역	0.77	6.62	전남 광양시	역	0.99	340.51
강원 횡성군	성장	0.98	109.78	광주 북구	역	0.98	84.16	전남 구례군	지수	0.92	24.18
경기 가평군	지수	0.94	31.46	광주 서구	역	0.88	13.95	전남 나주시	지수	0.82	9.22
경기 고양시	역	0.93	25.24	대구 남구	역	0.70	4.55	전남 담양군	지수	0.93	27.61
경기 과천시	선형	0.87	13.37	대구 달서구	역	0.98	102.05	전남 목포시	역	0.97	60.28
경기 광명시	선형	1.00	1664.7	대구 달성군	지수	1.00	3232	전남 무안군	지수	0.97	61.17
경기 광주시	선형	0.96	41.99	대구 동구	선형	0.89	16.82	전남 보성군	지수	0.87	13.78
경기 구리시	역	0.89	16.64	대구 북구	역	0.82	8.98	전남 순천시	역	0.99	137.93
경기 군포시	역	0.96	42.88	대구 서구	지수	0.94	29.15	전남 신안군	지수	0.96	49.01
경기 김포시	지수	0.96	51.42	대구 수성구	역	0.99	177.45	전남 여수시	역	0.99	277.36
경기 남양주시	선형	0.99	345.03	대구 중구	지수	0.99	155.26	전남 영광군	선형	0.52	2.17
경기 동두천시	선형	1.00	1874	대전 대덕구	역	0.78	7.05	전남 영암군	S	1.00	418.55
경기 부천시	역	0.94	31.23	대전 동구	역	1.00	433.34	전남 완도군	지수	0.95	39.76
경기 성남시	역	0.95	37.73	대전 서구	역	0.83	9.68	전남 장성군	지수	0.69	4.54
경기 수원시	선형	0.96	52.50	대전 유성구	로그	1.00	1339.	전남 장흥군	지수	0.92	23.14
경기 시흥시	역	0.91	20.92	대전 중구	역	0.95	37.20	전남 진도군	지수	0.94	30.90
경기 안산시	역	0.94	31.82	부산 강서구	지수	0.95	37.55	전남 함평군	지수	0.94	30.40
경기 안성시	역	0.99	217.79	부산 금정구	지수	0.97	59.79	전남 해남군	지수	0.94	31.82
경기 안양시	역	0.89	16.19	부산 기장군	지수	0.99	199.25	전남 화순군	지수	1.86	12.43
경기 양주시	역	0.99	242.08	부산 남구	역	0.91	19.30	전북 고창군	지수	0.96	52.14
경기 양평군	지수	1.00	759.52	부산 동구	S	0.97	67.62	전북 군산시	지수	1.00	456.38
경기 여주군	선형	1.00	491.25	부산 동래구	선형	1.00	1694.	전북 김제시	지수	0.96	48.47
경기 연천군	지수	0.95	36.38	부산 부산진구	역	0.94	31.92	전북 남원시	지수	0.99	158.58
경기 오산시	선형	1.00	645.58	부산 북구	역	0.87	13.76	전북 무주군	지수	0.95	34.33
경기 용인시	역	0.94	33.50	부산 사상구	역	0.90	17.60	전북 부안군	지수	0.98	105.45
경기 의왕시	역	0.97	61.76	부산 사하구	역	0.91	21.07	전북 순창군	지수	0.96	45.96
경기 의정부시	역	0.93	27.42	부산 서구	역	0.80	8.05	전북 완주군	지수	0.98	80.71
경기 이천시	S	0.98	107.42	부산 수영구	역	0.95	41.15	전북 익산시	선형	0.98	89.04

82 지방재정 신속집행의 지역경제성장에 대한 영향의 조절효과 분석

경기 파주시	선형	1.00	510.58	부산 연제구	역	0.95	37.48	전북 임실군	지수	0.90	13.11
경기 평택시	S	0.98	80.44	부산 영도구	역	0.83	9.41	전북 장수군	지수	0.94	30.65
경기 포천시	지수	1.00	507.89	부산 중구	지수	0.88	13.95	전북 전주시	역	0.99	261.70
경기 하남시	S	0.99	314.53	부산 해운대구	역	0.98	125.45	전북 정읍시	지수	0.98	91.89
경기 화성시	선형	0.98	115.38	서울 강남구	역	0.96	46.20	전북 진안군	지수	0.89	15.95
경남 거제시	선형	0.99	243.33	서울 강동구	역	0.96	42.35	충남 계룡시	역	0.95	36.14
경남 거창군	지수	0.99	141.61	서울 강북구	역	0.91	21.09	충남 공주시	역	0.98	77.34
경남 고성군	지수	0.98	111.34	서울 강서구	역	0.96	47.93	충남 금산군	지수	0.98	82.00
경남 김해시	역	0.98	108.79	서울 관악구	역	0.82	9.12	충남 논산시	지수	0.98	117.01
경남 남해군	지수	0.98	122.89	서울 광진구	역	0.98	98.19	충남 당진군	S	0.99	223.73
경남 밀양시	S	0.98	114.33	서울 구로구	역	0.96	45.48	충남 보령시	지수	0.99	306.39
경남 사천시	선형	1.00	457.03	서울 금천구	역	0.96	48.91	충남 부여군	지수	0.99	139.51
경남 산청군	지수	0.93	26.80	서울 노원구	역	0.85	11.38	충남 서산시	지수	1.00	392.99
경남 양산시	S	1.00	762.85	서울 도봉구	역	0.76	6.16	충남 서천군	지수	0.91	20.68
경남 의령군	지수	0.96	49.54	서울 동대문구	역	0.97	60.10	충남 아산시	S	0.99	146.90
경남 진주시	선형	0.98	107.68	서울 동작구	역	0.93	24.62	충남 예산군	지수	0.96	47.95
경남 창원군	지수	0.95	37.40	서울 마포구	역	0.98	82.77	충남 천안시	역	0.98	121.23
경남 통영시	선형	1.00	4423	서울 서대문구	역	0.93	27.42	충남 청양군	지수	0.92	22.64
경남 하동군	지수	0.96	44.77	서울 서초구	역	0.99	183.56	충남 태안군	지수	0.97	68.96
경남 함안군	지수	0.98	103.10	서울 성동구	역	0.93	24.68	충남 홍성군	지수	0.96	42.01
경남 함양군	지수	0.99	180.19	서울 성북구	역	0.99	178.32	충북 괴산군	지수	0.93	28.52
경남 합천군	지수	0.92	21.94	서울 송파구	역	0.98	92.43	충북 단양군	지수	0.93	25.60
경북 경산시	역	0.99	149.96	서울 양천구	역	0.91	21.07	충북 보은군	지수	0.80	8.17
경북 경주시	S	0.96	49.01	서울 영등포구	역	0.93	26.14	충북 영동군	지수	0.92	21.50
경북 고령군	지수	0.98	103.22	서울 용산구	역	0.99	140.29	충북 옥천군	지수	0.97	54.70
경북 구미시	역	0.96	42.33	서울 은평구	지수	0.96	53.00	충북 음성군	지수	0.98	119.21
경북 군위군	지수	0.73	5.50	서울 종로구	역	1.00	410.40	충북 제천시	S	1.00	466.88
경북 김천시	지수	0.92	23.83	서울 중구	역	0.99	147.09	충북 증평군	S	1.00	1373.2
경북 문경시	지수	0.94	30.78	서울 중랑구	선형	0.97	56.70	충북 진천군	지수	0.99	130.67
경북 봉화군	지수	0.98	76.98	울산 남구	역	0.95	41.49	충북 충주시	지수	1.00	435.70
경북 상주시	S	0.99	169.99	울산 동구	S	0.94	33.60				

## Abstract

# Moderating Effect of Early Local Financial Execution on Regional Economic Growth

Choi, Eun-Ho · Hong, Jun-Hyun

The main purpose of this study is to analyze whether the maximization of the effect of regional economic growth has actually occurred through the early execution of local finance through the rapid local financial execution system. This study attempted to verify the moderating effect of expedited fiscal execution in the relationship that fiscal expenditure generally affects regional economic growth. To this end, a static panel model was employed through a fixed-effect model using panel data in which the time series and cross-sections were combined from 2010 to 2016, and a dynamic panel model analysis was performed through the system GMM model. In addition, as suggested by McDonald & Miller (2010), we tried to verify the actual regional economic effect of fiscal execution by including variables related to fiscal expenditure applying time lag in the model. The same research results were obtained from both the fixed-effect model and the system GMM model. It was found that local fiscal expenditure had a positive effect on regional economic growth, and the rapid execution of local finance was functioning negatively as a moderating effect, so that it weakened the positive relationship between local fiscal expenditure and regional economic growth.

Key words : Early Local Financial Execution, Local Financial Expenditure, Regional Economic Growth, Moderating Effect, System GMM