부산시 세입, 세출, 지역소득의 연관관계분석－바람직한 재정운용방법의 모색

정 용 석[1)]

목차

Ⅰ. 서언
Ⅱ. 기초적 검토
Ⅲ. 실증분석
Ⅳ. 결론과 정책적 함의

요약

본고는 1990~2012년간 동안의 부산시 세입, 세출, 지역소득 간의 연관성을 1985~2008년간과 비교분석해 보고, 이를 통하여 지방자치제 하 재정의 건전성을 위한 바람직한 진로를 모색해 본 것이다. 지방자치제 시행 이전의 부산의 재정은 대체로 세입이 세출과 지역소득을 선도하여 세입의 조정으로 재정이 안정적으로 운용되었다. 지방자치제 시행 후 부산시의 세입과 세출은 인과성이 없이 지역소득의 조정으로 재정이 안정적으로 운용되었다. 세입과 세출의 크기 결정에서도 지역소득의 영향이 상당히 커졌다. 세입과 세출의 균형관계가 없어진 것은 의존재원이 국고보조금 위주로 주어진 영향이 있는 것으로 보인다. 부산시의 재정 건전화와 지역경제의 발전을 위해서는, 일단 어떤 형태로든 시의 지역소득 증가율을 높이려는 정책적 시도가 우선적으로 중요하다고 생각된다.

핵심주제어 : 부산시 세입, 세출과 지역소득, ardl－바운즈검정, 벡터오차수정모형, 충격반응과 예측오차의 분산분해

Ⅰ. 서언

현재 대부분의 지방정부는 세출이 세입보다 빠르게 증가하여, 재정 운영의 건전화는 지방정부의 시급한 과제로 되어 있다(임상수, 2014). 이는 2005년 이래 다수의 사회복지사업의 지방정부 이양이나, 각종 개발사업을 통한 경기부양, 세제혜택에 수반되는 비용을 중앙정부보다 지방정부에서 상대적으로 훨씬 더 많이 부담하게 된데 반해, 세입에서는 2008년 이후 소득세와 법인세 감세로 지방소득세와 지방교부세 규모가 줄었던 것이 중요한 영향을 준 것으로 보인다(우명동, 2010; 주만수, 2012).

1) 신라대학교 경제학과 조교수 /E-mail: ChB3488@silla.ac.kr / (051) 999-6260, 010-7511-8488 / 617-736, 부산시 사상구 백양대로 700번길 140

하지만 현행 지방재정구조나 지역경제의 실태하에서 세입의 확충은 어려운 문제이다. 재정지출을 줄이는 것도 경기악화를 야기할 가능성이 있다. 따라서 재정건전화를 위한 다양한 정책방안이 제시되지만, 그 재정적 방안의 실질효과는 불분명한 것 같다.

그래서 본고는 재정의 건전성이 세입과 세출의 연계성에 밀접히 관련된 것이라는 점에 주목하고, 이를 지역경제와 연관하여 3자의 연관관계로서 분석해 봄으로써, 재정건전화를 위한 일단의 실마리를 모색해 보고자 한다. 이 분석방식의 논리근거는 다음의 3가지이다.

첫째, 세입과 세출이 일정하게 연계되어 있다는 것은, 양자의 대응관계가 명확하다는 것이고, 지방자치단체가 얼마나 재정을 건전하고 책임있게 운용하는가를 나타내는 것이다(박기백·김현아, 2005).

둘째, 세입과 세출의 관계는 단순히 2변수 간의 관계에 국한된 것이 아니다. 그것을 구성하는 제항목들의 관계와 중앙정부의 정책, 지역경제와의 연관성 등을 둘러싼 여러 의미를 내포하고 있다. 때문에 지역경제를 매개로 한 세입과 세출의 균형성은 지방정부가 재정상황에 더 많은 책임을 가지고 보다 자율적으로 건전하게 재정을 운용하고 있었음을 보여준다고 할 수 있다.

셋째, 지방재정은 지역경제의 규모나 수준 등에 의해 영향을 받으면서, 동시에 지역의 산업기반, 경제활동에 많은 영향을 주고, 지역경제의 성장과 구조적 변화를 유도한다. 따라서 이 세 변수들의 연관관계에서 선순환의 고리를 생각해 볼 수 있다면, 그것이 재정건전화를 위한 하나의 실마리로 연결될 수 있지 않을까 생각된다.

그런데 세입과 세출의 연관성을 지역경제와의 연관성을 고려하여 하나의 모형으로 분석한 연구는 많이 보이지 않는 것 같다. 그래서 본고는 부산광역시에서의 경우를 대상으로 이 문제를 고찰해 보려한다. 부산은 지방재정의 일반적인 문제에 더해 생산업체의 역외이전이 심화되고, 특히 생산가능인구의 지속적 감소로 인하여 다른 지역보다도 대체로 더 큰 소득증가율 저하로 더 어려움을 겪고 있다는 점에서 특히 주목된다.

그래서 본고는 1985~2008년간(1기로 둔다)과 1990~2012년간(2기로 둔다)의 기간 중의 부산시의 세입, 세출, 지역소득(지역총생산을 대용)을 대상으로, 먼저 기간별 변수들 간의 장기, 단기적 연계관계를 비교분석해 본 후, 이를 기초로 시간의 흐름에 따른 변수끼리의 영향의 크기를 비교분석해 보려한다. 이를 통하여 재정안정성 및 건전성과 관련된 재정운영방식의 포괄적 이해도를 높이고, 차후 지방재정 운영에 대한 시사점을 제시해 보려는 것이 본고의 목적이다.

본고의 분석에서 사용된 기간별 표본수는 상당히 적은 편이다. 하지만 표본의 성질(적분차수)이 분석방식에 적합하다면, 그로써 통계적으로 유의한 결과를 도출할 수 있다. 2기는 최근까지의 실태를 반영하고, 거의 전기간이 지방자치제기간이라 볼 수 있다. 1기는 지방자치제가 시행되지 않았던 기간(5년)을 포함하고 대규모 지방세감면이 시작된 2008년 이후 2012년까지의 변화를 반영하지 않는다. 그래서 양기간에서 겹치지 않는 기간의 차이를 통해 지방자치제 시행 후의 특징을 파악해 볼 수 있을 것이다.

이하 2장에서는 선행연구내용을 개관하고, 세입, 세출, 지역소득의 증가율 실태와 그 문제점을 살펴본다. 3장에서는 부산시 세입과 세출과 지역소득 간의 연관관계에 대한 실증분석을 해본다. 끝으로 5장에서는 결론과 정책적 함의를 제시한다.

Ⅱ. 기초적 검토

1. 선행연구 개관

세입과 세출 간의 관계에 관한 이론적, 실증적 분석은, 특히 1980년대 이래 미국을 비롯하여 선진국이나 개발도상국 모두에서 현재까지 다양하고 방대한 연구결과가 있다. 초기의 분석은 주로 Granger인과검정(Granger causality test)과 벡터자기회귀(vector autoregression:VAR)모형으로써 세입과 세출 사이의 인과관계를 연구하는 것이었지만, 점차 벡터오차수정모형(vector error correction model: VECM)을 이용하여 분석하는 경향이 늘고 있다. 최근에는 Elyasi1 and Rahimi(2012), Takumah(2014), Odhiambo(2014)처럼 한계검정법(ARDL-bounds)을 사용한 분석도 있다.

재정운용은 경제상황과 정부재정정책의 방향에 따라 다양한 방식으로 이루어진다. 또 제도적인 순서와 실제로 어떻게 행동하는지는 다른 것이다. 그래서 측정기간이나 지역 등에 따라 실증분석의 결과는 다양하며, 실증분석을 해봄으로써만 알 수 있다. 세입과 세출 간의 인과관계는 다음과 같은 4 가지 가설로 나누어진다.

첫째 세입으로부터 세출로의 인과관계가 있다는 세입-세출가설(Tax-Spend Hypothesis)이다. 이것은 세입이 세출을 결정한다는 것이다. 재정이 불안정할 경우에 세출을 엄격히 관리하는 안정화정책이 시행되는 경우에 볼 수 있다. 이는 세수입의 증가는 재정지출의 증가로 연결된다고 한 Friedman(1978)의 논의나, 세 부담의 감소가 재정착각을 통해서 재정 지출의 증가에 연계된다고 한 Buchanan and Wagner(1977), Mahdavi and Westerlund(2008)의 연구, 조세 감소가 재정적자를 감소시키는 적절한 해결책이라는 Keho(2010), Moalusi(2004) 등의 논의와 부합한다.

한국의 경우, 중앙재정을 대상으로 1964~1992년간에 대한 Park(1998)과 1970년~2004년간에 대한 박기백·김우철(2006) 및 1970년~2006년간 지방재정을 대상으로 한 정용석(2011)은 세입에서 세출로의 일방적인 인과관계가 있었음을 밝혔다.

둘째 세출로부터 세입으로의 인과관계가 있다는 세출-세입가설(Spend-Tax Hypothesis)이다. 이것은 세출이 세입을 결정한다는 것이다. 이 가설은 예산과정에 이끌린 지방정부의 행동이라 할 수 있다. 이 가설은 정부는 사회적 비용을 줄이기 위해 향후 세출의 증감을 예측하고, 세출이 결정되면 과세평준화를 실시할 수 있도록 세입을 조정한다고 한 Barro(1979)나 일시적인 세출 증가가 항상적인 증세에 연계(전이효과)된다고 한 Peacock and Wiseman(1979) 등의 연구결과와 부합하며, Islam(2001), Dahlberg and Johansson(1998) 등의 연구에 의해 지지된다.

셋째 세입과 세출이 동시적으로 결정된다는 동시화가설(Fiscal Synchronization Hypothesis)이다. 이 경우 세출과 세입의 인과관계는 양방향 인과관계이다. 이는 세출과 세입이 중위 투표자의 최적 수준으로 결정된다는 '중간투표자가설' 이라고도 한다. Musgrave(1966)나 Meltzer and Richard(1981)에 의하면, 경제주체들은 정부지출의 한계편익과 한계비용을 고려하여 서로 적합하도록 투표로써 세입과 세출을 동시적으로 결정한다. 이는 세입과 세출이 서로 영향을 받으면서 변화하는 것을 의미한다.

넷째 세입과 세출이 각기 경험적으로 독립적으로 정해져서, 양자 간에는 인과관계가 없다는 제도적 분리가설(Institutional Separation Hypothesis)이 있다. 이 가설의 성립에 대한 실증 결과를 나타낸 연구로는 Baghestani and McNown(1994), Aslan and Taşdemir(2009) 등을 들 수 있다.

그런데 세입과 세출의 인과관계에 대한 기존의 연구는 거의 2변수모형으로 되어 있다. 세입과 세출의 인과관계에 근거해 정부의 재정운영의 본연의 목적을 검토하는 경우는, 이 두 재정변수와 지역경제력 혹은 지역소득과의 관계는 중요해진다(Narayan and Narayan,2006).

Narayan and Narayan(2006)은 그와 같은 점을 감안해서, 남아공, 칠레, 페루를 비롯한 12개의 개발도상국을 분석대상으로 하여 정부수입과 지출의 2변수에 GDP를 추가해, 3변수간의 인과관계에 대해 분석하였다. 野村·平井(2011)는, 정부수입과 지출, 그리고 GDP자료를 이용하여, VAR 모형으로 국가재정과 경제성장의 인과관계를 분석했다. 그들은 정부수입과 정부지출은 양자 모두가 경제활동의 수준을 나타내는 GDP변수와 어떠한 관련성을 가지고 있음을 감안해야 하기 때문에 GDP변수는 모형에서 중요한 변수가 된다고 하였다.

2. 부산시 세입, 세출과 지역소득의 증가율의 추이와 문제

Barro(1990)는 정부규모가 작아 정부지출이 적을 경우, 자본의 한계생산성이 민간투자 감소분보다 크기 때문에 경제성장율이 제고되지만, 정부지출이 일정 수준 이상으로 커지면 정부지출을 증가시키는데 필요한 조세의 자원배분 왜곡, 즉 민간투자활동의 감소가 정부지출에 따른 자본의 한계생산성 보다 커져서 경제성장율을 감소시킨다고 하였다. 왜냐하면 정부지출이 과대해지면 민간투자를 구축하는 비효율적 투자를 유발할 뿐만 아니라 경제에 손상을 끼치는 조세와 부채를 증가시키는 요인이 되기 때문이다. 그렇기 때문에 세출증가는 세입규모와 경제수준에 맞추어 이루어져야 할 필요가 있다.

이와같은 관점에서, 실증분석에 앞서 부산시 세입, 세출, 지역소득의 기간별 증가율의 추이를 살펴보고, 이를 통하여 현재 부산시 재정이 안고 있는 문제의 실태를 가늠해 보자.

〈표 1〉은 부산시 세입, 세출, 지역소득을 비롯하여 세입의 자체수입과 의존수입 등 변수들의 기간별 증가율을 산술평균값으로 나타낸 것이다. 1기를 1985~2008년간, 2기를 1990~2012년간으로 두고 양기의 차이를 비교한다. 2기에 포함된 2005~2012년간을 3기로 둔 것은, 2기에 대한 2005년 이후 2012년까지의 정책변화의 영향을 추론해 보기 위한 것이다.

〈표 1〉 부산시 지역소득과 재정변수들의 기간별 증가율(%) 비교
(1985년-2008년: 1기, 1990년-2012년: 2기, 2005년-2012년: 3기)

증가율	세입	세출	지역소득	자체재원	지방세	세외수입	지방채	의존재원[2]	교부세	국고보조금
1985년-2008년	9.9	9.7	3.7	7.4	6.9	8.5	16.9	18.7	25.0	17.2
1990년-2012년	6.8	7.2	3.6	5.1	5.2	6.0	37.3	11.9	19.8	10.1
2005년-2012년	5.5	6.2	1.8	1.4	3.4	-0.9	28.9	12.7	16.8	13.6

자료: 부산시 통계연보 각 연도.

〈표 1-1〉 세입과 세출의 상대증가율(t통계량, J통계량)

	기간	상대탄력성	증감	세입과 세출의 상대증가율
(세입/세출)증가율	1기 2기	1.079(0.000, 0.669) 1.026(0.000, 0.736)	감소	세입: (2기/1기)=0.951 세출: (2기/1기)=1.046
(세출/세입)증가율	1기 2기	0.924(0.000, 0.671) 0.967(0.000, 0.740)	증가	

주: GMM(general method of moments; 일반화적률법)
(도구변수: 전기지역소득증가율, 전기세입증가율, 전기세출증가율)

〈표 1〉에서 각 변수들의 증가율을 보면, 부산시의 재정구조가 시간의 흐름에 따라 질적으로 약화된 구조임을 알 수 있다. 1기와 2기의 각 변수들의 증가율을 비교해 보면, 2기에는 세입과 세출에서 크게 감소한 반면, 지역소득에서는 약간 감소했다. 그런데 2기에 대비해, 그에 속한 3기(2005~2012)의 증가율은 세입과 세출은 작고 지역소득에서는 매우 작다. 반면 유일하게 국고보조금은 2기에 비해 상당히 크다.

1기와 2기의 차이는 양기간이 겹치지 않는 1985~1989년간과 2009~2012년간의 평균값으로 인한 것이다. 그리보면 1기에 대한 2기의 증가율 감소는 주로 최근, 예컨대 2005~2012년간의 감소가 초기, 예컨대 1985~1989년간의 증가를 잠식시킨 결과로 추론해 볼 수도 있을 것이다.

먼저 지역소득(지역총생산) 증가율을 보면, 2기(1990~2012년간)는 3.6%이지만, 3기(2005~2012년간)에는 1.8%에 지나지 않는다. 지역경제력은 재정에 의해 영향을 받지만 지방세나 세외수입 등 자체수입에 영향을 주기 때문에, 이같은 최근의 지역소득증가율의 큰 감소는 지방재정의 건전성을 약화시킨 원인으로 볼 수 있다.

세입과 세출의 증가율을 보면, 1기(1985~2008년)에 비해 2기(1990~2012년)의 세출증가율은 감소했으나, 세입증가율보다는 크며 그 갭 또한 증가하였다. 2기의 세입증가율은 6.8%, 세출증가율은 7.2%였는데, 3기(2005~2012년)에는 그것이 각각 5.5%, 6.2%로 감소했지만, 상대적으로는 세입증가율보다 세출증가율이 더 커졌다.

세입과 세출의 규모의 상대적 변동을, 일반화적률법(GMM)으로 동시점의 증가율로써 계측해 보면 〈표 1-1〉과 같다. 이를 보면 2기는 상대적으로 세입증가율은 하락하고, 세출증가율은 상승했음을 볼 수 있다.

2기의 세입증가율의 감소는, 자주재원(지방세+세외수입)의 비율이 크게 감소한데에 기인한 것임을 알 수 있다. 자주재원증가율은 1기의 7.4%에서 2기에는 5.1%로 줄었는데, 이같은 2기의 감소는 3기에 1.4%로 크게 감소했던 것이 큰 영향을 준 것이다. 지방세증가율은 1기의 5.2%에서 2기에는 3.4%로 감소했지만 세외수입은 6%에서 -0.9%로 매우 크게 감소했다. 지방세와 세외수입은 자치단체에서 재정수요에 대응해 자체적인 조달능력과 안정성을 나타내기 때문에, 이 둘을 합한 자체수입 비율과 증가율이 줄어들었다는 것은 그만큼 재정건전성이 감소했음을 나타낸다고 할 수 있다(허명순, 2011).

지방세증가율의 감소는 주로 지역의 소득 및 소비세원이 국세로 집중되면서 지방의 자체재원 조달수단이 제도적으로 취약하게 되었기 때문이다. 총조세 수입 중 80%를 차지하는 국세는 세수의 소득탄력성이 큰 소득·소비과세가 총세수의 약 80%를 차지한다. 반면 총세수의 20%인 지방세는 총세수의 절반 이상이 세수탄력성이 작은 재산과세로 이루어져 있다. 그러니 지방

2) 의존재원은 공여목적에 따라 각기 성격이 다른 몇 가지 종류로 나누어지지만, 그 일반적 특성은 하나의 개념으로 포괄될 수 있을 것이다.(안종석, 2008) 그래서 여기서는 그 비중이 압도적으로 크고 연속적 시계열자료를 확보할 수 있는 지방교부세와 국고보조금으로 한정한다.

세수의 증가폭은 한정될 수밖에 없다. 지방세의 세목자체가 세입 증대로 연결되지 못하고 있는 것이다.[3] 만약 지방세감면이 없었다면, 그만큼 자주재원은 큰 폭으로 늘어났을 것이고, 세출은 일정한 상태를 유지했을 것이다.(임상수·박지혜, 2014)

세외수입은 지방자치단체의 독자적인 노력 여하에 따라 세수증대가 가능한 자주재원이다. 부산시의 세외수입증가율 감소는 지역소득증가율이 낮은데다, 시가 독자적으로 경영책임을 지고 시행할 수 있는 수익사업의 영역이 제한적이고, 실행과정에 있어서도 제약이 크기 때문이라 할 수 있다.

자체세입과 세출 간의 차액은 중앙정부로부터의 의존수입에 의해 보전된다. 최근 의존재원은 지방교부세보다도 국고보조금에 의해 선도되며, 사회복지 분야지출이 국고보조사업에서 높은 비중을 가지고 있다(전주성·신영임, 2014).

특히 2005년에 국고보조사업 중 67개 사회복지사업이 지방정부에게 이양되었다. 이후 2005~2011년간 중앙정부총지출이 연평균 6.7% 증가하면서 사회복지재정은 10.0% 증가한 반면, 지방정부의 총세출은 4.7%가 증가하면서 사회복지지출은 연평균 14.1%씩 증가하였다. 이 과정에서 지방정부의 사회복지사업 이양 전 3년 간 평균 53.4%이던 지방정부의 부담이 2005년 67.1%, 2010년 68.3%로 급등하였다(박지현, 2014).

이와 같은 현상은 사회복지지출에 관한 정책결정은 주로 중앙정부에 의해 이루어짐에도 불구하고 중앙정부가 지방정부에게 사회복지관련 재정부담책임을 전가하였기 때문이다.

국고보조금의 증가세는 전국 16개 시도별 지방자치단체에서 동일한 양상을 보인다. 그 중에서도 부산은 2002년부터 2010년까지 국고보조금의 연평균 증가율이 17.7%에 달하여, 광역자치단체 중 가장 높았다(서울 16.8%, 인천 15.4%~울산 12%).

전상경(2007)과 오영균(2008)에 의하면 특히 2000년대 중후반부터 보조금(국고보조금, 지방교부세 등) 주도형 재정분권의 단점이 장점보다 더 많이 노정되고 있다. 여기에는 조세노력 저하, 예산낭비 등 도덕적 해이, 연성예산제약 등과 관련된 재정의 비효율적 운영문제가 재정건전성을 저해하게 된다.

또 일반적으로 지방정부는 국고보조금이 투입되는 사업에 대해서는 전체 사업비용의 일부를 분담해야 한다. 그 중에서 사회복지 국고보조사업은 금액 면에서 과거 전체 보조사업의 30% 대 수준이었으나, 2013년 현재는 약 50%를 차지하고 있다. 따라서 국고보조금은 지방자치단체가 주도적인 사업별 예산사업을 설계, 운용하는데 한계로 작용한다.

그러므로 자주재원증가율의 감소로 의존재원이 증가할 경우, 보조사업 비중은 증가하면서 자체사업 비중은 감소하게 되며, 세출이 비효율적으로 이루어질 가능성이 크다(임상수, 2013).

Oates(2008)에 의하면, 지방정부의 재정지출은 중앙정부에의 재원의존이 커질수록 빠르게 증가된다. 임상수·전선형(2011)은 한국 16개 지방정부의 1인당 지출의 소득탄력성은 0.035인데 반해 의존재원 탄력성은 0.055로 중앙정부의 의존재원이 지방정부의 재정지출을 더욱 빠르게 증가시킨다고 밝혔다.

이리되면 세입과 세출의 안정적인 균형성은 유지가 곤란할 것이며, 2기에서 지역소득증가율의 감소도 또한 질적으로나 양적으로 같이 연관된 맥락에서 생각해 볼 수 있다.

---

3) 정부의 법인세 인하 등 국세감세 정책으로 2008~2012년 5년 동안 지방재정 수입은 29조1000억원 줄어들었다. 국세의 비과세감면 비율이 12.8%인 반면, 지방세의 비과세감면 비율은 21.8%에 이른다. 지방세 비과세·감면은 주로 중앙정부가 경제 활성화나 부동산시장 활성화를 위해 취득세, 재산세 등을 줄인 것이다.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석절차와 자료

1) 자료

본고의 실증분석에 사용한 재정자료는 1985년~2012년간 부산광역시 일반회계 결산자료이다. 전체표본수는 28개인데, 분석의 중점을 1990~2012년(2기)에 두고, 이를 1985~2008년(1기)과 비교분석하였다. 지역소득은 지역총생산(GRDP)으로 대용하였다. 일반회계는 일반적으로 정부재정규모의 기준으로, 재정운용의 기본적인 입장(stance)과 방식를 나타낸다는 점에서 의미가 있다. 모든 변수의 수치들은 2005=100인 부산시 연쇄지수(chain index)를 사용하여 실질액으로 바꾼 후 자연대수값으로 변환하여 사용하였다.

그런데 시계열자료를 이용한 통계적 추론은 시계열이 안정적인 경우에만 실질적 의미를 갖는다. 그래서 이용할 자료에 대한 안정성(stationary) 여부를 단위근검정으로 확인했다. 여기서는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정방법과 함께 PP(Phillips and Perron, 1988)검정방식을 사용했다. 최적시차는 편자기상관함수(partial autocorrelation function :PACF)의 스파이크 모습을 확인하여 1~2로 선정했다.

〈표 2〉 단위근 검정과 시계열의 계열 확인

	ADF검정								PP검정								판정	
	수준자료				차분자료				수준자료				차분자료					
	상수항		상수항 추세항		상수항		상수항 추세항		상수항		상수항 추세항		상수항		상수항 추세항			
	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기	1기	2기
지역소득	0.52	0.01	0.95	0.10	0.01	0.01	0.02	0.00	0.50	0.00	0.94	0.05	0.01	0.01	0.00	0.00	I(1)	I(0)
세입	0.08	0.33	0.01	0.17	0.08	0.00	0.05	0.00	0.06	0.35	0.73	0.64	0.06	0.00	0.05	0.02	I(1)	I(1)
세출	0.13	0.45	0.77	0.24	0.04	0.00	0.02	0.00	0.10	0.45	0.78	0.70	0.04	0.00	0.02	0.01	I(1)	I(1)
지방세	0.17	0.07	0.91	0.11	0.01	0.00	0.00	0.00	0.17	0.04	0.91	0.79	0.01	0.00	0.00	0.00	I(1)	I(1)
세외수입	0.19	0.13	0.72	0.17	0.01	0.00	0.01	0.00	0.17	0.13	0.72	0.68	0.00	0.00	0.01	0.00	I(1)	I(1)
지방교부세	0.04	0.13	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.31	0.09	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	I(0)	I(1)
국고보조금	0.11	0.95	0.00	0.23	0.03	0.00	0.07	0.01	0.12	0.95	0.12	0.10	0.03	0.00	0.07	0.03	I(1)	I(1)
지방채	0.02	0.04	0.00	0.00	-	-	-	-	0.00	0.04	0.00	0.00	-	-	-	-	I(0)	I(0)

주: 확률(p-value)〉0.05면 단위근 있음, 확률〈0.05면 단위근 없음으로 판정함.

〈표 2〉의 ADF검정과 PP검정에서 수준자료를 보면, 1기는 지방교부세와 지방채가 안정적 시계열 I(0)이다. 2기에는 지역소득과 지방채가 안정적 시계열 I(0)이다. 나머지 모든 변수시계열은 수준자료(원자료)에서 단위근이 있을 확률(p-value)이 유의수준 5%(0.05)를 초과하므로 단위근이 있는 불안정적 시계열이다. 이를 1차 차분한 차분변수에서는 단위근이 존재할

확률이 모두 1~5% 미만이므로 단위근이 없다고 할 수 있다. 따라서 본고에서 사용하는 시계열자료는 안정시계열 I(0)과 1차 차분 후 안정되는 불안정시계열 I(1)이 섞여 있다.

2) 분석방법과 절차

(1) 장기균형관계분석 : 공적분검정

변수시계열이 수준상태에서 확률적 추세를 가지면 불안정 시계열이다. 하지만 그런 변수들 간에 장기균형관계가 존재한다면, 확률적 추세가 제거되어 선형적으로 안정적인 시계열이 된다. 변수들 간에 장기균형관계가 존재하는지 여부는 공적분검정(cointegration test)으로 확인한다.

본고에서 기간별 시계열 표본자료수는 1기는 24개, 2기는 23개이다.[4] 표본수가 적지만 I(0)계열과 I(1)계열이 섞여 있기 때문에, 공적분검정은 Pesaran, Shin, and Smith(2001)이 제시한 자기회귀시차분포(ARDL :Autoregressive Distributed Lag)방식의 한계검정법(bounds test)을 사용할 수 있다.[5] 이는 단일방정식 형태로 특히 소표본의 검정에 강건하다. 본고의 분석에서 3변수모형 ARDL-bounds 검정식과 절차는 다음과 같다.

$$\Delta \ln rv_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} b_{irv}\Delta \ln rv_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{irv}\Delta \ln ep_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} d_{irv}\Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{1rv}\ln rv_{t-1} + \delta_{2rv}\ln ep_{t-1} + \delta_{3rv}\ln Y_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta \ln ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} b_{iep}\Delta \ln ep_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{iep}\Delta \ln rv_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} d_{iep}\Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{1ep}\ln ep_{t-1} + \delta_{2ep}\ln rv_{t-1} + \delta_{3ep}\ln Y_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

$$\Delta \ln Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{n} b_{iY}\Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{iY}\Delta \ln rv_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} d_{iY}\Delta \ln ep_{t-1} + \delta_{1Y}\ln Y_{t-1} + \delta_{2Y}\ln rv_{t-1} + \delta_{3Y}\ln ep_{t-1} + \epsilon_{3t} \quad (3)$$

먼저 (1)~(3)의 방정식을 설정한다. 여기서 Δ는 차분연산자, $\Delta \ln rv_t$와 $\Delta \ln ep_t$, $\Delta \ln Y_t$ 는 각각 금기(t기)의 세입(rv)과 세출(ep), 지역소득(Y)의 증가율(변화율)을 나타낸다. 하첨자 't-1'은 전기를 나타낸다. n은 적정시차수인데, 이는 연별 소표본자료임을 감안하여 1~2로 하여 AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwartz Criterion)의 값을 최소화하는 모형을 선택한다.[6]

---

4) 시계열표본 수가 적으면, 횡단면으로 표본수를 늘리는 패널분석방식이 편리하다. 패널분석에서의 공적분 검정은 Engle and Granger(1987), Johansen (1988) 및 Johansen and Juselius(1990)방식이나, Johansen(1991) Stock and Watson(1993)의 DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares)방식 등이 있다. 하지만 패널공적분은 시계열에서의 요한센검정처럼 명확히 우월한 방식이 없고, 방식에 따라 대체로 통계적 검정결과가 일치하지 않는 난점이 있다.

5) Pesaran and Shin(1999)에 의하면, ARDL모형에 기초한 통상최소자승법(OLS)의 단기적 추정치들은 일치추정량(consistency)이며, 또한 장기적으로도 초일치성(super-consistency)을 가진다. 한계검정법은 이와 같은 ARDL모형의 특성을 이용한 것이다.

6) 단기는 차분대수수치 형태로 표시되며, 독립변수 1단위 변동에 따른 종속변수의 변화율(탄력성)을 표시한다, 장기는 수준대수수치 형태로, 독립변수 1단위 변동에 따른 종속변수의 크기 변동을

추정된 비제약모형을 Hendrey and Ericsson(1991)의 모수축약방법(general-to-specific approach)을 이용하여, 모형에서 t통계량이 1보다 작은 1차 차분변수들을 순차적으로 제외시켜 가장 간결한 모형을 구성한다.

다음으로, $rv_{t-1}, ep_{t-1}, Y_{t-1}$ 등과 같은 수준변수들을 대상으로 H_0: $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$(공적분관계 없음인 귀무가설)에 대해 Wald 검정으로 F통계량을 도출한다. 이 도출된 F값을 Pesaran·Shin·Smith(2001)가 시뮬레이션을 통하여 설정한 상한 임계값(upper critical bounds value) 및 하한 임계값(lower critical bounds value)과 비교하여, 도출된 F값이 상한 임계값 보다 크면 (귀무가설을 기각하므로), 공적분관계가 있다고 판정한다. 반대로 하한 임계값 보다 작으면 공적분이 없다고 판정한다. 이하에서는 단순화를 위하여 모든 검정에서 귀무가설설정과 기각여부는 생략하고, 단지 관계가 '있다' 혹은 '없다'로 하여 검정결과만 제시한다.

(2) 단기동태관계 분석 : 벡터오차수정모형(VECM)

변수들 간에 공적분관계가 존재한다면, 그들 간에 최소 1방향으로의 장기균형관계가 존재함을 의미한다. 그러면, 수준변수로써 유의한 장기균형식을 설정할 수 있다. 공적분관계식은 단순한 선형변환을 통해 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction model)으로 유도될 수 있다. 그래서 공적분관계가 있는 경우의 인과관계검정은 오차수정항이 포함된 벡터오차수정모형을 이용한다. 여기서는 식(4)~(6)의 형태로 세입, 세출, 지역소득 3변수모형 VECM을 구성했다(Narayan and Smyth, 2005, Odhiambo, 2009).

$$\Delta \ln rv_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{1_i} \Delta \ln rv_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{1_i} \Delta \ln ex_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{1_i} \Delta \ln Y_{t-i} + ect_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta \ln ex_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{2_i} \Delta \ln ex_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{2_i} \Delta \ln rv_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{2_i} \Delta \ln Y_{t-i} + ect_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (5)$$

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{3_i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{3_i} \Delta \ln rv_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{3_i} \Delta \ln ex_{t-i} + ect_{t-1} + \epsilon_{3t} \quad (6)$$

여기서 $\Delta \ln rv_t$ 와 $\Delta \ln ep_t$, $\Delta \ln Y_t$ 등 독립변수 차분(Δ)시차항은 각 종속변수에 미치는 직접적 영향(단기인과)을 나타낸다. 'ect_{t-1}'은 전기오차수정항(error correction term)을 나타내는데, 장기균형식의 종속변수에서 독립변수를 차감한 것이다. 이것은 종속변수에 대한 간접적 영향(장기균형관계)을 나타내는 것으로, 변수들 간에 단기불균형이 발생했을 때, 그 불균형이 종속변수에 영향을 미침으로써 다시 장기균형관계로 회복하는가의 여부를 t통계량의 유의성을 통해 나타낸다.

오차수정항 계수의 t통계량이 통계적으로 유의한 것은 변수들 간에 장기균형관계로 다시 조정되는 메카니즘이 있음을 의미한다. 그래서 이 계수를 조정계수라고 하는데, 계수의 크기는 장기균형으로의 회귀속도를 나타낸다. 그래서 VECM은 단기와 장기의 인과관계를 명시적으로 구분하여 단기동태과정(직접인과)과 장기균형관계(간접인과)를 함께 분석할 수 있다.

표시한다.

(3) 충격반응함수와 예측오차의 분산분해

세입과 세출, 지역소득 변수들의 장기균형관계와 단기인과관계의 존재여부를 분석한 것은, 일정 기간 중 변수들 간의 영향을 하나의 상태로 파악하고 도출한 것이다. 거기서는 시간의 흐름에 따른 각 싯점별 변수 간 영향의 크기변화에 대한 정보는 알 수 없다. 그래서 다음으로 충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 해 봄으로써, 세입과 세출, 지역소득이 시간의 흐름에 따라 서로 다른 시점에서 서로 간에 어떤 크기의 영향을 주었는가를 분석해 본다. 그 계산은 eviews에 내장된 프로그램을 이용하였다. 그래서 이에 대한 분석방법론은 생략하고 분석결과만 제시하여 해석한다.

충격반응함수(impulse response function)는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 외생변수들로써 일정한 충격을 가한 다음, 모형 내의 모든 변수들이 시간의 경과에 따라 반응하는 경로결과를 분석한다. 이를 통하여 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있다.

예측오차의 분산분해(variance decomposition)는 특정 변수에 미치는 다른 변수의 영향의 크기를 파악할 수 있게 한다. 이는 각 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는가를 나타낸다. 이를 통하여 특정변수에 미치는 제 변수의 영향력의 크기를 알 수 있다.

2. 부산시 세입, 세출과 지역소득 간의 연관성

1) 장기균형관계

세입, 세출, 지역소득 간의 장기균형관계의 여부를 3변수 모형으로 검정해 본다. 〈표 5〉는 그 결과이다.

〈표 3〉 세입과 세출, 지역소득의 3변수모형 공적분검정
(1기: 1985~2008년, 2기: 1990~2012년)

기간	Johansen검정		ARDL-bounds검정			
	공적분이 없을 확률	결과 (갯수)	'독립변수⇒종속변수'의 F통계량			결과
			세입·세출 ⇒지역소득	세출·지역소득 ⇒ 세입	세입·지역소득 ⇒ 세출	
1기	λ^{Trace}: 0.02	1개	2.86	**4.82**	2.87	있음
2기	λ^{Trace}: 0.06	1개°	**4.47**[7]	1.13	0.64	있음

주: 1) 굵은 맑은고딕체는 1%~5% 유의수준에서 장기균형관계가 존재함을 표시함. 이하의 내용에서도 의미가 같음.
2) '⇒' 는 장기균형으로 조정되는 인과(영향)의 방향을 표시함. 이하도 같음.
3) '°'는 10% 수준에서 유의함을 표시함. 이하도 같음.

7) 이 F값은 5% 유의수준에 있으나, 10% 유의수준에도 가까운 값이다. 요한센검정에서는 λ^{Trace} 값이 0.06으로 10% 유의수준에 속한다.

〈ARDL-bounds검정의 임계값〉

Critical value bounds		10%	**5%**	1%
변수가 3개인 경우	Upper bounds	3.77	**4.35**	5.61
	Lower bounds	2.72	**3.23**	4.29
변수가 2개인 경우	Upper bounds	4.14	**4.85**	6.36
	Lower bounds	3.17	**3.79**	5.15

주: ARDL-bounds검정의 임계치는 Pesaran·Shin·Smith(2001,p.301의 Table(ⅳ) unrestricted intercept and no trend에 의한 것임.

〈표 3〉의 한계검정(bounds검정)의 결과를 보면, 1기(1985~2008년)에서 세출과 지역소득을 독립변수로 하고 세입을 종속변수로 하는 '세출·지역소득⇒세입' 방향의 F통계량은 4.82이다. 이는 Pesaran·Shin·Smith(2001)가 제시한 '변수 3개' 경우의 95% 바운드 상한임계값(5%유의수준 임계값) 4.35보다 크다. 그러므로 '세출·지역소득⇒세입' 방향에서 ('공적분관계가 없다'는 귀무가설은 기각되므로) 공적분관계가 있다고 판정된다. 이 방향에서 장기균형관계가 있다는 것은, 3변수간에 불균형이 생길 경우, 지역소득과 세출의 변동이 세입의 변동을 유발하여 세입의 조정에 따라 3변수들 간의 장기균형이 회복된다는 것이다.

2기도 같은 원리로, '세입·세출⇒지역소득' 방향에서 F통계량이 4.47인데, 이는 '변수 3개' 경우의 95% 바운드 상한임계값 4.35보다 크다. 그러므로 이 경우도 공적분관계가 있다고 판정된다. 이 방향에서 장기균형관계가 있다는 것은 세입과 세출의 변동이 지역소득의 변동을 유발하여 지역소득의 조정에 따라 3변수들 간의 장기균형이 회복된다는 것이다.[8)]

〈표 3〉의 Johansen검정결과를 보면, 1기에 세입과 세출 간에 2개의 공적분관계가 존재하지 않을 확률은 λ^{Trace}값에서 0.02다.[9)] 그래서 1기에는 세입과 세출은 5% 유의수준에서 ('공적분관계가 없다'는 귀무가설은 기각되므로) 2개의 공적분벡터가 있다. 이 결과는 한계검정과 차이가 있다. 2기(1990-2012)에는 한계검정 결과와 같이 '세입⇒세출'과 '세출⇒세입' 어느 방향에서도 공적분관계가 없는 것으로 나타났다. 이하에서는 Johansen검정결과에 대한 설명은 생략한다.

〈표 3〉에서 1기와 2기 모두 세입과 세출, 지역소득 3변수들 간의 장기균형관계가 확인되었으므로, 이들 간의 동태적 인과관계를 벡터오차수정모형(VECM)으로써 분석한다.

8) 세입과 세출, 지역소득의 2변수모형 공적분검정결과는 아래표와 같다. 이 2변수간의 검정결과에서, 3변수모형 검정결과의 원인을 추론해 볼 수 있다. ('X'는 관계없음을 표시)

	Johansen검정(trace값)				ARDL-bounds검정				
기간(기)	변수	시차	확률	결과	영향방향	F값	영향방향	F값	결과
1기	세입-세출	1	0.02	2개	세입	3.76	세출	**6.82**	**일방**
2기		1	0.06	X	⇒ 세출	2.13	⇒세입	2.02	**X**
1기	세입 -	1	0.00	1개	세입⇒	2.43	지역소득	**8.67**	**일방**
2기	지역소득	1	0.15	X	지역소득	**5.02**	⇒세입	1.01	**일방**
1기	세출 -	1	0.01	2개	세출⇒	**11.9**	지역소득	**11.0**	**양방**
2기	지역소득	1	0.03	1개	지역소득	**15.2**	⇒세출	0.62	**일방**

9) Johansen공적분검정에서 trace검정통계량(대각합통계량)은 '공적분관계가 없다'는 귀무가설하에서 0에 가까운 작은 값을 가지게 된다. 따라서 그 값이 클수록 유의확률은 작아지며 귀무가설을 분명히 기각하는 것이 된다.

2) 동태적 인과관계 분석

〈표 4〉는 세입, 세출과 지역소득 3변수간 관계를 동태적인 관계로 나타낸 것이다. 여기서 장기균형관계 유무를 나타내는 오차수정항(ect)을 기준으로, 좌측의 수치들은 단기동태적 인과관계를 나타내며 우측의 수치는 장기인과관계를 나타내는 결합가설(강Granger인과)를 표시한다.

〈표 4〉 세입, 세출, 지역소득의 3변수 간 동태적 인과관계

변수	기간	단기인과관계 : F통계량의 확률(A)			전기오차 수정항 (ect_{t-1})계수 (t값 확률) (B)	장기인과관계(결합가설) : F통계량의 확률(C)		
		$\Delta \ln rv$	$\Delta \ln ep$	$\Delta \ln Y$		$\Delta \ln rv \cdot ect$	$\Delta \ln ep \cdot ect$	$\Delta \ln Y \cdot ect$
$\Delta \ln rv$	1기	-	0.362	0.154	**0.500 (0.014)**	-	**0.062°**	**0.009**
	2기		0.283	**0.021**	-0.053 (0.187)		0.283	**0.021**
$\Delta \ln ep$	1기	**0.086°**	-	0.134	0.320 (0.108)	**0.086°**	-	**0.048**
	2기	0.164		**0.012**	-0.007 (0.857)	0.277		**0.026**
$\Delta \ln Y$	1기	**0.028**	**0.096°**	-	0.030 (0.684)	**0.086°**	0.247	-
	2기	**0.044**	**0.093°**		**-0.046 (0.015)**	**0.016**	**0.022**	

주 1) $\Delta \ln rv$: 세입증가율, $\Delta \ln ep$: 세출증가율, $\Delta \ln Y$: 지역소득증가율을 표시함.
2) 동태적 인과관계는 각 행에서 각 열의 방향으로 이루어짐. 예를 들어 2기에 $\Delta \ln rv$이 $\Delta \ln ep$에 대해 인과관계가 없을 확률은 0.164임. 이는 유의수준 5%(0.05)보다 크므로 인과관계가 없다고 판정함(F값은 2.41이지만 여기서는 표시 않음). $\Delta \ln Y$의 $\Delta \ln ep$에 대한 확률은 0.012(F값 6.02)이므로 인과관계가 있다고 판정됨.

(A) 변수들 간의 단기동태적 인과관계를 본다.

세입변동의 영향을 보면, 1기에는 '세입→세출' 방향에서 10%유의수준에서 단기인과관계가 있다(F값 확률: 0.086). 하지만 2변수모형에서는 5% 수준에서도 유의하다[10]. 그래서 1기에는 '세입→세출' 방향에서 단기인과관계가 있는 것으로 판정한다. 이는 세입변동이 세출변동을 선도하였다, 혹은 직접적인 영향을 주었다는 의미로, 세입의 범위내에서 세출이 종속적으로 이루어졌음(세입-세출가설)을 나타낸다. 이런 재정운용행태는 특히 세출을 엄격히 관리하는 안정화정책이 시행되는 경우에 볼 수 있다. 이와 같은 분석결과는 1964~1992년간에 대한 Park(1998)과 1970~2004년간의 중앙재정에 대한 (박기백·)김우철(2006)과 1970~2006

10) 세입, 세출의 단기인과관계는 아래표와 같다. 지역소득과는 세입, 세출 모두 시차 2에서 양방향 인과성이 있었다. 'Δ'는 대수차분으로 증가율을 표시한다.

기간(기)	시차	인과방향	확률	판정	인과방향	확률	판정
1985-2008(1)	1~2	Δ세입↛Δ세출	**0.04**	있음	Δ세입↛Δ지역소득	0.01	있음
		Δ세출↛Δ세입	0.18	없음	Δ지역소득↛Δ세입	0.02	있음
1990-2012(2)	1~2	Δ세입↛Δ세출	0.28	없음	Δ세출↛Δ지역소득	0.01	있음
		Δ세출↛Δ세입	0.29	없음	Δ지역소득↛Δ세출	0.02	있름

년간의 지방재정에 대한 정용석(2011)의 분석결과와 같다. 2기에는 '세입→세출' 방향에서 F값의 확률(0.164)이 유의하지 않으므로, 인과관계가 없다. 2변수모형에서도 마찬가지이다. 지역소득에 대해서는, 1기와 2기 모두 5% 유의수준에서 양방향 인과관계가 있다.

세출변동의 영향을 보면, 세입에 대해서는 1기와 2기 모두 인과관계가 없다.(F값 확률 1기 0.362, 2기 0.283). 지역소득에 대해서는 2기에 10% 유의수준에서 인과관계가 있다(0.093).

지역소득 변동의 영향을 보면, 세입에 대해서, 1기는 인과관계가 없으나(0.154), 2기에 인과관계가 있다.(0.044). 세출에 대해서는 1기에는 인과관계가 없으나, 2기에는 인과관계가 있다(0.021).

요약하면, 1기에는 3변수간에 '세입→세출' 방향에서만 단기인과관계가 있었지만, 2기에는 지역소득이 세입과 세출 모두에 대해 양방향 인과관계가 있다. 이것은 2기에 부산시 재정이 지역경제와의 순환성을 높이면서 운영되어 왔음을 나타낸다고 볼 수 있다.

(B) 오차수정항(ect)의 유의성을 통하여 장기균형관계의 존재여부를 살펴 본다.

세입변동에 대한 전기오차수정항(ect_{t-1})은 1기만이 통계적으로 유의하다(오차수정항 계수 값: 0.500, t통계량 0.014). 이는 세출과 지역소득이 기존의 세입과의 균형을 초과하는 수준으로 증가하는 경우에, 그 변동이 세입에 대한 오차수정항을 통하여 간접적으로 다음 기의 세입증가를 유도함으로써 다시 장기균형으로 조정되는 형태이다. 오차수정항의 계수추정치 0.5는 3변수들 간에 불균형이 발생하면, 다음 첫해에 그 불균형의 50% 정도가 장기균형으로 조정된다는 의미이다.

세출변동에 대한 전기오차수정항은 1기, 2기 모두 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 이 경우 세출은 장기적으로는 지역소득변동의 영향에 의해 종속적으로만 변동된다.

지역소득 변동에 대한 전기오차수정항은 2기만 유의하다(계수 값:-0.046 t통계량: 0.015). 이는 장기적으로 세입, 세출변화가 지역소득변화를 선도하는 장기균형관계가 있다는 것을 나타낸다. 즉 세입과 세출이 기존의 지역소득과의 균형을 초과하는 수준으로 증가하는 경우에 한해, 그 변동이 지역소득에 대한 오차수정항을 통하여 간접적으로 다음 기의 지역소득 변동을 유도함으로써 3자 관계가 다시 균형으로 조정됨을 나타낸다.

(C) 장기인과관계(결합가설)을 본다. 결합가설은 오차수정항과 차분시차항을 포괄한 변수가 다른 차분변수들에 장기적 영향을 미치는가 여부를 살펴 보는 것이다. 그만큼 분석결과의 강건성이 있다는 것이다. (세입변동·오차항)은 1기의 세출변동과 소득변동에 장기인과성을 가지며, 2기의 소득변동에 대해 장기인과관계가 있다. (세출변동·오차항)은 1기의 세입변동에 대해서와, 2기의 소득변동에 대해서 장기인과관계가 있다. (지역소득변동·오차항)은 세입변동과 세출변동에 대해 1, 2기 모두 장기인과관계가 있다.

〈표 4〉에 나타난 분석결과를 보면, 1기에는 세입과 세출, 지역소득의 관계에서, '세입→세출' 방향에서 단기인과관계가 존재하며, 장기균형으로의 조정은 세입의 변화가 불균형 해소라는 측면에서 지역소득과 세출의 변화를 선도하는 형태로만 이루어졌음을 알 수 있다. 이는 그만큼 시재정이 안정 위주로 운용이 되어 왔음을 보여준다.

2기에는 세입과 세출은 직접적으로는 서로 인과관계가 없다. 이 기간 중의 세입과 세출은 단기적으로 지역소득과 양방향 인과관계가 있다(10%유의수준 포함). 또 세입과 세출이 지역소득에 일방적으로 인과하여 지역소득의 변화를 유도하는 형태로 장기균형관계가 형성되어 있다. 즉 장기적 균형으로의 조정은 지역소득 변동에 의해서 이루어지고 있다.

그래서 여기서는 〈표 4〉의 내용을 근거로 2기의 지역소득에 대한 오차수정방정식(ECM)을 유도하여, 그 중 적절한 모형을 추정해 보면, 〈표 5〉의 결과를 얻는다.

〈표 5〉 지역소득증가에 대한 세입증가와 세출증가의 영향

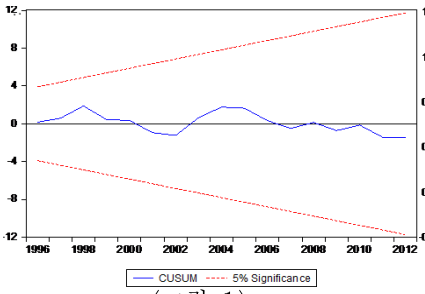
계수	계수 추정치	t통계량의 유의확률
세입증가율	0.149	0.009
세출증가율	0.172	0.102
전기오차수정계수	-0.045	0.013
AR^2 = 0.524, DW = 1.960, SSR = 0.009		

주: AR^2: 자유도로 조정된 결정계수, DW: Durbin-Watson 통계량. SSR: 잔차자승합(sum of the squared residuals).

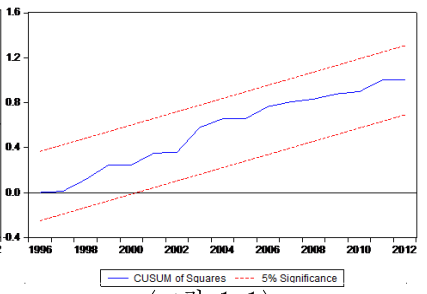
계수	계수 추정치	t통계량의 유의확률
세입증가율	0.147	0.010
세출증가율	0.202	0.051
전기오차수정계수	-0.039	0.02
AR^2 = 0.516, F값 확률: 0.001, DW = 1.883, SSR = 0.01		

〈표 5〉을 보면, 1990-2012년의 부산시 지역소득에 대해 세입증가율 계수는 0.149이며, 통계적으로 유의하다. 이는 세입 1단위 증가에 대해 지역소득은 0.149단위 증가한다는 의미이다. 세출증가율의 계수는 0.172인데, 이는 t값 확률이 0.102로 유의하지 않다. 이는 〈표 5〉에 있는 세출증가율의 지역소득증가율에 대한 계수의 t값 확률 0.093과 큰 차이가 없다고 볼 수 있다. 또 세입, 세출과 지역소득은 2기의 2변수모형에서는 모두 양방향인과관계가 있다(각주9)참조). 그래서 3변수모형에서도 세출이 지역소득에 대해 유의한 영향을 주는 것으로 판단한다. 전기오차수정항의 조정속도는 -0.045로 나타났다. 이 추정치는 변수 간 균형이 붕괴된 경우, 지역소득의 감소가 유도되어 첫해에 4.5% 정도가 균형으로 조정된 것임을 나타낸다.

그런데 추정된 계수들은 시간의 변화에 따라 변화될 수 있다. 이 경우 편의(bias)의 잠재성이 있는 불안정한 계수가 도출될 수 있으므로 모수의 안정성검정을 해 본다. 이를 위해 지역소득회귀식에 대한 잔차누적합(CUSUM: Cumulative Sum)과 CUSUMSQ(CUSUM square) 검정을 하였다.



〈그림 1〉
지역소득방정식에 대한 CUSUM



〈그림 1-1〉
지역소득방정식에 대한 CUSUMSQ

〈그림 1〉과 〈그림 1-1〉은 추정결과이다. 이를 보면 추정된 모수들은 모두 2기 동안 5% 유의수준의 임계치 범위 내에 있다. 따라서 세입, 세출, 지역소득은 지역소득의 조정으로써 장기균형관계를 유지해 왔음을 분명히 확인할 수 있다.

2기의 재정운용 행태는, 세입과 세출이 각기 경험적으로 독립적으로 정해져서 양자 간에는 인과관계가 없다는 제도적 분리가설(Institutional Separation Hypothesis)에 부합된다고 할 수 있다. 세입과 세출이 인과관계가 없다는 것은, 세출과 과세의 기능이 제도적으로 분리되어 있을 가능성이 있음을 보여준다. 때문에 세출이 세입보다 급속히 증대하는 경우, 재정적자의 확대가 계속됨으로써 재정의 지속 가능성이 문제로 될 수 있다.

이 문제에서는 2005년 이후 여타 세입항목과는 성격이 다른 국고보조금의 비중 증가, 경기부양이나 세제혜택에 따른 비용부담의 증가 등 지출증가요인이 컸다는 사실과, 세입에서는 2008년 이후 소득세와 법인세 감세로 지방소득세와 지방교부세 규모가 큰 폭으로 줄었음을 감안해야 할 것이다.

중앙정부와 지방정부 모두 1970~2006년간에 '세입→세출'방향의 인과성이 있었고, 1985~2008년간의 부산도 '세입→세출'의 인과성이 있었다. 같은 기간이 길게 포함된 1990~2012년간에는 이 인과성이 없다는 것은, 특히 2005년 이후의 지방재정 상황변화의 영향 때문으로 추측해 볼 수 있다. 이를 보기 위해 여기서는 세출요인 증가를 포괄하여 특히 국고보조금 비중증가의 문제로 살펴본다.

2. 2기(1990~2012)의 국고보조금과 세출 간의 관계

앞서 2장에서 보았듯 2기에는 의존재원의 비중이 커지고, 그중 국고보조금의 비중이 커졌다. 또 본장 2절에서는 부산시의 세입과 세출 간에 단기인과나, 장기균형관계 모두가 없음을 보았다. 이 둘을 연결지어 보면, 의존재원에서 국고보조금의 비중증가의 영향을 생각할 수 있다.

세입과 세출의 안정적 연계성은 재정건전성과 밀접한 관련이 있다고 했다. 그런데 세입을 구성하는 재원들은 성질에 따라 세출에 미치는 중요성이나 영향은 다르다. 그래서 여기서는 세입을 구성하는 각 재원을 각각 세출에 대비하여 연관성을 분석해 봄으로써, 2기에 세입과 세출이 왜 직접 연관성을 갖지 않는지, 원인의 일단을 규명해 본다. 〈표 5〉는 세입구성항목들과 세출 및 지역소득과의 장기균형관계 검정결과를 보여준다.

〈표 6〉 세입구성 재원과 세출과 지역소득 간의 공적분검정

ARDL-bounds검정							
영향방향	F값	영향방향	F값	영향방향	F값	영향방향	F값
자체수입⇒세출	0.85	세출⇒자체수입	**9.66**	지방채⇒세출	1.67	세출⇒지방채	4.54
지방세⇒ 세출	1.36	세출⇒지방세	**7.37**	자체수입⇒지역소득	**10.7**	지역소득⇒자체수입	**6.31**
세외수입⇒세출	0.85	세출⇒세외수입	**7.32**	의존수입⇒지역소득	**8.21**	지역소득⇒의존수입	2.48
의존수입⇒세출	1.84	세출⇒의존수입	4.54	지방세⇒지역소득	**7.48**	지역소득⇒지방세	**6.25**
교부세⇒세출	1.62	세출⇒교부세	**15.5**	세외수입⇒지역소득	**6.79**	지역소득⇒세외수입	4.82
국고보조금⇒세출	3.05	세출 ⇒국고보조금	2.21	교부세⇒지역소득	**6.39**	지역소득⇒교부세	**10.1**
지역소득⇒국고보조금	**8.77**	국고보조금⇒지역소득	**5.13**	-			

〈표 6〉을 보면, 2기에는 세입을 구성하는 재원 중, 지방채(유의수준 10%)를 제외하면 모두 5% 유의수준에서 세출과 어떤 방향에서든 공적분관계가 있다. 그러나 국고보조금만 어떤 방향으로도 세출과 공적분관계가 없다. 그러므로 2기에 세입과 세출이 인과성이 없는 것으로 나타나는 것은, 국고보조금과 세출 간에 공적분관계가 없기 때문에 그러할 가능성이 있다. 국고보조금과 세출에 지역소득을 포함시킨 3변수로 나타낸 〈표 7〉을 보면, '지역소득·국고보조금⇒세출'의 방향에서는 공적분관계가 없다.

〈표 7〉 국고보조금과 세출, 지역소득의 3변수 공적분검정

Johansen검정		ARDL-bounds검정			
공적분이 없을 확률	결과 (갯수)	'독립변수⇒종속변수'의 F통계량			결과
		보조금·세출 ⇒지역소득	세출·지역소득 ⇒보조금	지역소득· 보조금⇒세출	
λ^{Trace}:0.041	있음(1개)	**7.74**	4.13	2.17	있음

〈표 6〉과 〈표 7〉에서 2기에는 세출과 국고보조금 간에 공적분관계가 없는 것으로 확인되었다. 때문에 이들의 단기인과관계 존재여부를 표준Granger인과검정법으로 검정해 본다.

〈표 8〉 세출과 국고보조금 간의 단기인과검정

기간	단기인과의 방향	시차	확률	결과
1990-2012	세출증가율 ↛ 보조금증가율	1	0.27	없음
	보조금증가율↛ 세출증가율	1	**0.01**	**있음**

〈표 8〉을 보면, 2기 즉 지방자치제하에서 부산시의 국고보조금은 세출에 대해서 단기인과성은 있는 것으로 나타났다. 이 관계는 부산시 세출에 중앙정부의 선호가 작용하는 경우이다. 즉 이는 국고보조금이 특정세출을 선도하는 관계인데, 국고보조금이 중앙정부의 정책드라이브에 의해 주어진 것임을 보여준다(임성일, 2015 참조).

국고보조금은 같은 의존수입이라 해도 지방교부세와는 달리 중앙정부가 그 용도를 지정하여 이전(공여)하는 것이다. 더욱이 그것의 지출은 다시 지방자치단체의 의무적인 추가적 세출을 유발한다. 이것은 지방재정의 신축성을 위축시킬 수도 있다. 그렇기 때문에 국고보조금은 여타 세입항목들과는 달리 용도나 지출과정에서 도덕적 해이와 연계된 연성예산제약(soft budget constraint), 끈끈이효과(flying paper effect) 등을 유발시켜 예산낭비구조를 고착화할 수 있고(고두갑, 2003; 오영균, 송성훈, 2013 등), 지방자치단체들 간 불균형은 심화될 수 있다(임상수, 2013). 따라서 국고보조금의 증가가 반드시 지방자치에 기여를 하고 있다고 단언하기는 어렵다.

그러므로 2기에 있어 부산시 재정에서 세입과 세출의 관계가 인과관계나 균형관계가 없게 된 것은, 2005년 이후 재정운용구조의 변화에서, 늘어나는 세출을 국고보조금 비중을 높여 충당한 것과 상당한 연관성이 있는 것으로 추측되는 것이다.

3. 세입, 세출, 지역소득 간 시점별 관계분석

앞장의 공적분검정과 인과관계 검정에서는 어떤 변수가 특정변수에 영향을 주는 외생성(externality)의 방향을 판별하고 평균적인 영향의 크기를 알 수 있었다. 이 장에서는 앞장의 분석결과를 근거로 하여, 충격반응함수(impulse response function)와 예측오차의 분산분해(variance decomposition)를 통하여 그 파급되는 영향의 시점 별 크기와 영향의 지속기간을 차분자료로써 분석해 본다. 지면관계상 2기만을 대상으로 분석한다.

선험적 제약을 두지 않는 유도형 VAR에서 3변수의 배열순서는 분석결과에 영향을 줄 수 있으므로, 외생성이 강한 순서대로 배열할 필요가 있다. 일반적으로 재정정책의 효과에 관한 분석이라면 일단 정부의 정책이 우선적으로 정해지고, 그리고 경제활동의 결과로서 정해지는 지역소득이 정해진다고 생각해 볼 수 있다. 이는 Keynes식 논리인데, 平井健之·野村益夫(2012), Tijerina-Guajardo and Pagan(2003)이나 Carneiro(2007)처럼, 세입, 세출, 지역소득 순의 배열로 외생성이 높다고 가정하고 분석을 해 본다.[11]

(1) 충격반응함수(2기: 1990~2012년)

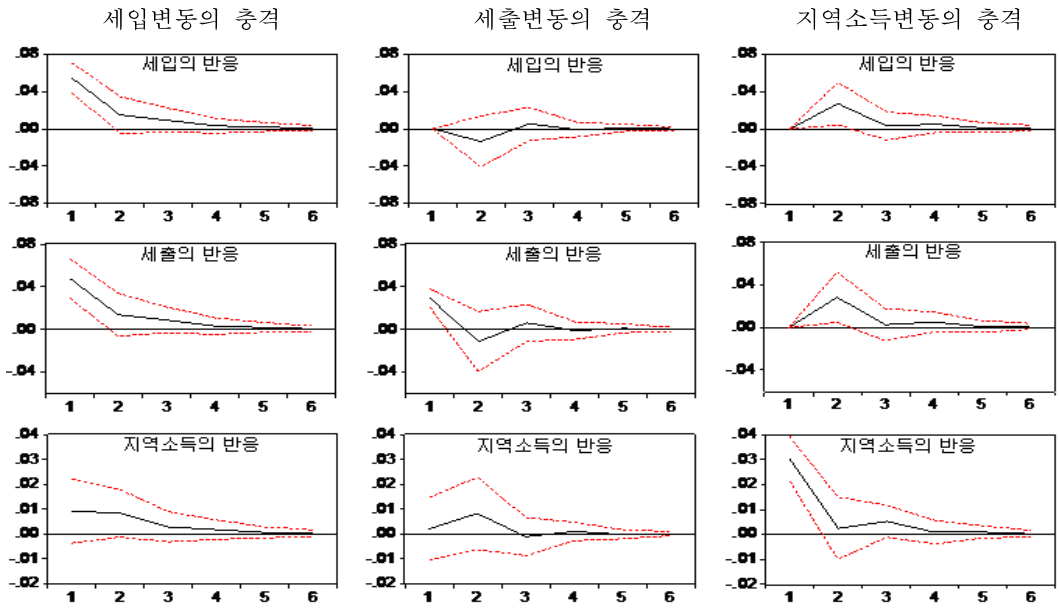
충격반응함수는 분석기간 중 추세로부터의 괴리의 지속정도, 규모 그리고 그 흐름으로 판단한다. 괴리의 크기는 피충격변수의 반응경로의 최대폭으로 측정하며 괴리의 지속정도는 모형구성변수에 단위표준편차의 충격을 가한 후 피충격변수가 추세로 회귀하는데 소요되는 단계수로 측정한다.

〈그림 2〉는 2기에 대한 차분변수 VAR모형 추정결과를 이용하여, 6기간에 걸쳐서 직교화 이노베이션에 대한 충격반응을 계산한 직교충격반응함수(orthogonalized impulse response function)를 ±2표준편차 신뢰구간과 함께 나타낸 것이다. 이는 Eviews에 내장된 기능을 사용하여 도출하였다.

실선은 충격반응을 나타내며, 점선은 ±2표준오차의 구간을 보여준다. 직교화 충격반응의 점근분포가 정규분포이면, 점근분포에 근거하는 ±2표준편차의 구간은 약 95% 신뢰구간이 된다. 그래서 이 신뢰구간을 이용해 직교화 충격의 유의성을 판단한다. 각 기에 있어 아래의 점선이 0이상이면 충격반응은 유의하게 정(+), 또 위의 점선이 0 이하이면, 충격반응은 유의하게 부(-)라고 판정할 수 있다.

---

11) 지역소득, 세입, 세출 순으로도 분석해 보았으나, 결과는 세입, 세출, 지역소득 순과 큰 차이가 없었다. 또 충격반응 그림상으로는 1기(1985~2008)와 2기(1990~2012)의 차이가 두드러지게 나타나지 않고 유사하다. 그래서 지면상 2기만을 대상으로 분석결과를 제시한다.



〈그림 2〉 직교화충격에 대한 반응함수

〈그림 2〉의 1열은, 세입변동 충격에 대한 각 변수의 반응을 보여준다. 세입의 충격에 대한 세출의 반응을 보면, 세출은 1년 넘게 유의하게 반응하였다. 이것은 세입증가는 동시에 세출의 증가를 유발함을 의미한다는 것이다. 그러나 2기(1990~2012년)에는 세입과 세출 간에 단기 인과관계가 존재하지 않기 때문에 세입증가에 대한 세출증가의 정(+)의 반응은, 그 의미를 과대하게 평가할 수는 없다.

세입의 충격에 대해 지역소득은, 2기까지 정(+)의 반응을 나타내다가, 이후는 의미가 없어지고 있다. 앞서 인과분석에서 세입은 지역소득에 대해 단기와 장기에 정(+)의 인과성이 있었기 때문에 정(+)으로 나타난 부호에는 의미를 둘 수 있다. 이 점을 고려하면 부산시 재정에서 증세 또는 감세에 의한 세입의 증가 혹은 감소로써, Keynes이론이 기능할 가능성은 있다고 볼 수 있다. 그렇게 본다면, 부산시가 어떤 방식으로든 세입을 늘릴 수 있다면, 이것이 지역소득에 대한 정(+)의 효과가 있으므로, 경기가 진작될 수 있다고 보인다. 또 이 결과는 부산시가 세입을 증가시킨다 하더라도, 지역소득은 그에 영향을 받아 감소되지는 않을 것임을 보여준다. 그렇다면 세입의 증가는 구축효과(crowding out effect) 없이 재정적자 감소에도 도움이 될 가능성도 있을 것이다.

〈그림 2〉의 2열은 세출의 충격에 대한 각 변수의 반응을 보여준다. 세출의 충격에 대해서 세입은 부(-)의 경향이 있으나 유의하지는 않다. 이는 세출 증대로 재정이 악화되었다고 해도, 이를 개선하기 위한 별도의 세입 증가는 없었다는 것, 또 시정부가 재정적자 삭감을 위해서 낭비나 불요불급한 지출은 줄여 세출을 감소시켜도, 그에 의해 세입감소가 유발되어 재정적자가 다시 증가할 위험성도 없다고 할 수 있다.

세출의 충격에 대한 지역소득의 반응도 5%수준내에서는 유의하지는 않다. 하지만 앞절에서 세출의 지역소득에 대한 인과성이 확인되었기 때문에, 정(+)으로 나타난 부호에는 의미를 둘

수 있다. 그렇다면 세출의 증가가 민간수요를 자극하여 경제성장을 촉진한다는 Keynes이론이 기능하고 있는 것으로 보인다.

앞서 보았듯 세출은 장기적으로 지역소득에 대해 정(+)의 관계로 체계적인 인과관계를 이루고 있다. 이는 일정한 균형내에서 세출이 적절한 수준으로 주어진다면 지역소득을 증가시킬 수 있음을 의미한다. 그런데 이 사실은 반대로 보면, 세출삭감은 지역소득에 부(-)의 영향을 미칠 가능성이 크다. 그러므로 부산시가 재정적자 상태를 개선하기 위해서 세출을 줄이려 한다면, 경기악화에 대해 반드시 고려할 필요가 있다.

〈그림 2〉의 3열은 지역소득 변동의 충격에 따른 각 변수의 반응을 나타내고 있다. 지역소득의 충격에 대해서, 세입은 2년 가까이를 정(+)으로 유의하게 반응하였고, 세출의 반응도 세입과 거의 유사한 모습으로 유의하게 반응하였다. 따라서 지역소득의 증가는, 세입과 세출을 함께 늘리도록 작용하였음을 분명히 알 수 있다. 그런데 세출의 반응이 세입의 반응 보다 상대적으로 약간 더 크다. 이는 지역소득의 정(+)의 충격이 세입보다도 세출을 약간 더 증가시켰음을 보여준다.

(2) 예측오차의 분산분해

〈표 9〉는 세입, 세출, 지역소득의 예측오차의 분산분해의 계산 결과를 보여주고 있다. 각 변수별 열의 수치는 그 변수의 영향력(설명력)의 크기를 나타낸다. 즉 어떤 특정 변수의 예측오차의 분산이 세입 예측오차의 분산 가운데서 차지하는 비중은, 그 특정변수의 수치변화가 세입 변동에 미치는 영향의 크기를 나타낸다.

〈표 9〉 기간별 예측오차의 분산분해 결과

	1기: 1985-2008년				2기: 1990-2012년			
	1기 세입의 분산분해				2기 세입의 분산분해			
Period	S.E.	세입	세출	소득	S.E.	세입	세출	소득
1	0.08	100.00	0.00	0.00	0.05	100.00	0.00	0.00
2	0.11	95.44	1.75	2.81	0.06	78.53	4.64	16.82
3	0.12	92.12	2.79	5.09	0.07	74.67	4.44	20.89
4	0.12	89.22	2.79	7.99	0.07	73.57	5.18	21.25
5	0.12	89.02	3.00	7.99	0.07	73.32	5.16	21.51
6	0.12	88.75	3.67	7.58	0.07	72.44	6.26	21.30
7	0.13	88.93	3.67	7.40	0.07	72.42	6.28	21.30
8	0.13	88.57	3.80	7.63	0.07	72.27	6.44	21.29
9	0.13	88.49	3.79	7.72	0.07	72.22	6.46	21.32
10	0.13	88.52	3.77	7.70	0.07	72.21	6.47	21.32
	1기 세출의 분산분해				2기 세출의 분산분해			
Period	S.E.	세입	세출	소득	S.E.	세입	세출	소득
1	0.08	83.93	16.07	0.00	0.05	74.76	25.24	0.00
2	0.10	83.29	11.63	5.08	0.06	54.39	20.29	25.31
3	0.11	81.75	11.01	7.25	0.07	50.35	21.61	28.04
4	0.11	78.70	10.58	10.72	0.07	50.13	21.57	28.31
5	0.11	78.72	10.58	10.70	0.07	49.58	21.84	28.58
6	0.11	78.99	10.89	10.12	0.07	49.24	22.99	27.77
7	0.11	79.55	10.62	9.83	0.07	49.10	23.21	27.69
8	0.11	79.24	10.75	10.01	0.07	48.90	23.53	27.57

9	0.11	79.14	10.74	10.12	0.07	48.82	23.63	27.55
10	0.11	79.19	10.70	10.11	0.07	48.77	23.69	27.54
	1기 지역소득의 분산분해				2기 지역소득의 분산분해			
Period	S.E.	세입	세출	소득	S.E.	세입	세출	소득
1	0.03	12.45	0.22	87.33	0.03	9.19	0.50	90.31
2	0.03	10.52	15.68	73.80	0.03	8.54	7.69	83.77
3	0.03	24.66	19.53	55.80	0.03	15.32	12.90	71.78
4	0.04	34.29	20.49	45.22	0.03	16.52	17.44	66.04
5	0.04	32.76	23.47	43.77	0.03	16.08	18.69	65.24
6	0.04	32.94	23.40	43.66	0.03	16.00	19.19	64.81
7	0.04	33.62	23.62	42.76	0.03	16.10	19.31	64.60
8	0.04	34.52	23.33	42.15	0.03	16.07	19.34	64.60
9	0.04	34.67	23.35	41.98	0.03	16.09	19.34	64.57
10	0.04	34.62	23.32	42.06	0.03	16.09	19.38	64.54

〈표 9〉는 예측오차 분산분해분석의 결과를 나타낸 것이다. 각 변수가 서로 간에 미치는 영향의 크기를 각 기간별로 10단계(10년차)로 구분해 본 것이다. 이하에서는 10단계째의 수치로써 분석한다.

1기(1985~2008년간)에서, 예측오차에 대한 분산은 세입자체의 이노베이션을 통해 88.5%, 세출에 의해 3.8%, 지역소득에 의해 7.70%가 설명된다. 이것은 세입의 변동에 있어 지역소득과 세출이 그 비율만한 크기로 세입의 크기변동에 영향을 미쳤음을 의미한다.

2기(1990~2012년간)에서는 세입자체의 이노베이션을 통해 72.2%, 세출에 의해 6.47% 지역소득에 의해 21.32%가 설명된다. 따라서 2기에는 세입 자체의 이노베이션은 감소하고, 특히 소득의 영향이 상당히 커졌다. 그래서 1기에는 세입 크기가 거의 독자적으로 정해졌으나, 2기에는 세입 크기 결정에 대한 지역소득의 영향이 크게 증가했음을 알 수 있다.

세출의 경우는 1기에는 자체의 이노베이션에 의해 10.70%, 세입에 의해 79.19%가 설명되며, 지역소득에 의해 10.11%가 설명된다. 2기에는 세출의 자체 이노베이션은 23.69%로 증가했다. 세입의 영향은 48.77%로 대폭 감소하며, 지역소득의 영향은 27.54로 증가하게 된다. 세출의 자율성이 커졌다고 할 수 있다. 2기는 1기에 비해 세입과 세출 모두 지역소득의 영향이 커졌다는 것은 지방재정의 자율성이 커진 것으로 볼 수 있을 것이다.

1기 동안 부산시의 세출변동은 주로 세입에 종속적으로 결정되었음을 알 수 있다. 이것은 지방재정이 중앙정부에 의해 정책적으로 상당히 통제되어 왔다는 것이다. 따라서 안정성, 건전성의 관점에서는 바람직한 면이 크다. 하지만 세입의 변화에 따라 세출을 종속적으로 변동시키는 운용방식은 지방의 경기 대응 측면에서는 바람직하지 않을 것이다.

지역소득은 1기에 자체의 이노베이션에 의해 42.06%가 설명되며, 세입과 세출에 의해 각각 34.62%, 23.32%가 설명된다. 지역소득에 대한 세입과 세출의 영향은 큰 편이며, 특히 세입의 영향은 세출에 비해 상대적으로 크다. 2기에는 지역소득 자체의 이노베이션에 의해 64.54%가 설명되며, 세입과 세출은 각각 16.09%, 19.38%의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그래서 2기에 지역소득은 자체이노베이션이 크게 증가하여 세입과 세출에 의해 받는 영향은 1기에 비해 감소했다. 특히 세입의 영향이 크게 줄었다.

전체적으로 1기에 비해 2기의 예측오차의 분산분해는, 세입의 타변수에 대한 영향이 크게 줄어 든 반면, 지역소득의 세입과 세출에 대한 영향이 크게 증가했음을 보여준다. 반면 지역소득변동에 대한 세입과 세출의 영향은 감소하여, 세출의 영향이 더 큰 것으로 변화되었다.

Ⅳ. 결론과 정책적 함의

본고는 부산시 세입, 세출, 지역소득 등 3변수 간의 장기균형관계와 단기동태관계 및 충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 하여, 3변수들 간 연관관계의 실태를 정태적, 동태적, 장기적, 단기적으로 비교분석하고 그 정책적 의미를 규명해 본 것이다. 이를 통하여 바람직한 재정운용의 방식을 모색해 보고자 하였다.

1985-2008년(1기)과 1990-2012년(2기)의 기간은 겹치는 기간이 길게 있음에도 세입, 세출과 지역소득 간의 관계에 대한 양 기간의 분석결과가 달랐다. 이와같은 분석결과의 차이는, 2005년 이래 사회복지 국고보조사업의 다수가 지방정부에게 이양되면서 지방정부의 부담이 급증했고, 2008년 이후 소득세와 법인세 감세로 지방재정력이 약화되는 등, 근래의 정책변화가 주요인일 가능성이 크다.

1기에는 세입이 세출과 지역소득에 일방적으로 인과하고, 세입의 조정으로 3변수 간 균형이 이루어졌다. 세입이 세출에 일방으로 인과하는 것은, 시재정이 중앙정부에 의해 정책적으로 통제되어 왔으며, 지역경제가 그 영향을 받은 것을 나타낸다. 따라서 안정성, 건전성의 관점에서는 바람직하다. 이와 같은 재정 운용방식은 개발연대의 중앙집권적 정치구조와 지역적 경제력의 편차가 큰 상황에 맞추어 이루어진 구조라 할 수 있다. 단지 지방의 경기대응 측면에서 바람직하지 않을 것이다.

2기에는 세입과 세출은 양자의 직접적 관계로는, 단기든, 장기든 서로 무관한 관계로 되었다. 이는 재정의 안정성, 건전성의 관점에서는 문제가 있다. 그런데 세입과 세출은 각기 지역소득과 양방향 단기인과하고, 장기적으로는 지역소득의 조정을 유도함으로써 3변수 간 균형이 유지되어 있다. 이는 그만큼 시재정이 지역경제와의 연관성을 늘리면서 자율적으로 운용되어 왔음을 나타낸다. 재정운용의 융통성과 경기대응적 차원에서는 바람직하다고 할 수 있다. 하지만 문제는 지역소득과 자체재원증가율은 낮아지고, 세출규모는 커지면서 국고보조금을 중심으로 의존재원 비중이 커졌다는 점이다.

의존재원이 국고보조금 위주로 충당되면, 시정부의 재정운용의 자율성 퇴조와 추가적 부담이 되고 지출효율성과 관련된 다양하게 중요한 문제를 야기할 수 있다. 시정부의 재정부담이 커지고 지출의 한계효율이 낮아지면, 이는 직, 간접적으로 소득증가율을 낮출 수 있다. 이것이 다시 의존재원의 증가로 악순환이 이어진다. 국고보조금과 세출은 양자가 포괄적으로는 지역소득의 변동을 유도하고, 그 조정을 통해 장기균형을 이루고 있다는 〈표 7〉의 내용은 그것을 보여준다. 이것이 의미하는 바는, 재정의 안정성이나 건전성문제는 기존의 지방재정 구조하에서는 재정의 자체적 방식으로는 해결하기가 곤란하다는 사실이다.

그런데 인과분석과 충격반응분석의 결과를 보면, 세입과 세출은 지역소득에 대해 정(+)의 영향을 준다. 또 지역소득은 세입과 세출에 정(+)의 영향을 주는데, 후자가 약간 큰 편으로 나타났다.

세입의 지역소득에 대한 정(+)의 영향은 구축효과(crowding out effect) 없이 경기가 진작될 수 있다는 것이다. 또 세출의 지역소득에 대한 정(+)의 영향은 Keynes이론이 작용했음을 보여준다.

예측오차의 분산분해결과를 보면, 2기에는 지역소득의 변동에서 세입과 세출의 변동영향은 훨씬 줄고 소득자체의 요인이 커졌으며, 세입과 세출의 크기 변동에 주는 소득의 영향이 상당히 커졌다.

그러므로 이상의 분석을 최근의 실태를 감안하면서 종합해 보면, 세입, 세출과 지역소득을 두고, 악순환을 선순환으로 돌리기 위해서는, 시정부로서는 우선 어떤 방식으로든 지역소득증가율을 높여 소득수준을 일정궤도 위에 올려두는 것이 중요하다는 것이다. 현재 세입이나 세출의 지역소득에 대한 증가효과 보다 지역소득의 세입, 세출증가효과가 더 크고, 인과의 강도도 강하다. 또 장기균형으로의 조정도 지역소득에 의해 이루어지고 있어 관계의 안정성도 있다. 시정부로서 그나마 약간은 융통성을 발휘할 수 있는 부분인 세외수입을 보면, 2005~2012년간 증가율이 음수(-)로 될 정도로 매우 크게 감소했다는 것은, 시경제의 최근상태와 대응방안에 대해 시사하는 바가 있다고 보인다.

지역소득증가는 당연한 만큼 어려운 문제이지만, 이를 통해 자체세입 비중이 증가하면, 재정부담은 줄고 지출의 한계효율은 제고된다. 이것이 점차 직, 간접으로 소득증가율을 다시 높이는 선순환으로 돌려질 수 있을 것이다. 반면 현상태에서 세출을 줄여 긴축하는 것은 경기를 고려해야 할 것이며, 불경기에는 피해야 할 것이다.

결론적으로 부산시의 재정건전화와 지역경제의 안정적 발전을 위해서는, 정책적 조정노력과 함께, 어떤 방식으로든 일단은 시의 소득증가율을 높이려는 자체적 정책 시도가 우선적으로 중요하다고 생각된다.

참고문헌

『부산통계연보』, 각 연도. 부산광역시.

고두갑, 2003, "국고보조금과 지방의 재정행동",『한국지방재정논집』제8권 제2호, 1-17.

류춘호, 2012, "지방정부의 재정구조와 재정위험에 관한 연구", 『추계학술발표논문집』,한국행정학회.

문동진·홍준현, 2010, "지방재정역량의 격차와 지역격차 간의 상관관계." 『2010 하계학술대회 발표논문집』, 한국지방재정학회.

박기백·김우철, 2006. "재정의 유지 가능성과 세입,세출의 인과관계 검정",『연구보고』(06-14), 한국조세연구원, 81-118.

박기백·김현아, 2005. "지방자치단체의 세입 및 재정지출에 관한 연구-지방 정부 재정운용에 대한 실증분석",『연구보고서』05-02, 한국조세 연구원.

박지현, 2014, 『중앙과 지방간 사회복지 재정분담에 관한 연구』, 한국지방세연구원.

안종석, 2008, "지방교부세 배분방식 개편에 관한 연구",『연구보고서』 08-16, 한국조세연구원.

오영균, 2008, "재정분권과 연성예산제약(soft budget constraint)에 관한 연구",『행정논총』제46권 제3호, 121-143.

우명동, 2010, "지방재정건전성 문제에 대한 재인식", 『재정정책논집』제12 제3호, 129-165.

임상수, 2013, "국고보조금이 재정 효율성과 불균형에 미치는 영향 -로짓과 프로빗 모형을 중심으로",『대구경북연구』제12권 제2호, 1-16.

임상수·박지혜, 2014, "지방재정건전화법 도입에 관한 연구 -지방재정관리제도와 연계를 중심으로",『연구보고서』, 한국지방세연구원.

임성일, 2015, "2015년도 지방재정 정책의 운영방향", 『지방자치 **focus**』제92호, 한국지방행정연구원.

전주성·신영임, 2014, "세출순계 결산기준. 세입·세출 연계와 예산부처의 재원배분",『예산정책연구』제3권 제2호, 1-26

정용석, 2011, "지방세입과 지방세출 간의 인과관계 분석",『한국지방재정논집』제16권 제3호, 한국지방재정학회, 31-57.

주만수, 2012, "자치구 자체재원 확대의 이전재원에 대한 효과 분석",『서울도시연구』제13권 제4호, 147-165.

허명순, 2011, 지방재정 건전성 측정방법: 재정압박 지수개발을 중심으로 『한국지방재정논집』,제16권 제1호, 한국지방재정학회, 177~210.

平井健之·野村益夫, 2012, "日本において國家財政と経濟成長の異時點間の關係",『會計檢査研究』No.45.

Aslan, M & Taş.demir, M., 2009, "Is Fiscal Synchronization Hypothesis Relevant for Turkey? Evidence from Cointegration and Causality Tests with Endogenous Structural Breaks *EconAnadolu 2009,* Anadolu International Conference in Economics, 1-17.

Barro, R. J. 1979, "On the Determination of the Public Debt." *Journal of Political Economy*, 81. 940-971.Turkey? Evidence from Cointegration and Causality Tests with Endogenous Structural Breaks, *Journal of Money, Investment and Banking*, EuroJournals Publishing, Inc.

Baghestani, H., and R. McNown, 1994, "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?", *Southern Economic Journal*, Vol. 61, 311-322.

Bardsen, G., 1989, "Estimation of Long-Run Coefficients in Error Correction Models", *Oxford*

Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 51, 345-350.

Buchanan, J. M. and Wagner, R. W., 1977, *Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes,* Academic Press.

Eita, J.H., & Mbazima, D., 2008, "The Causal Relationship between Government Revenue and Expenditure in Namibia", MPRA Paper, No. 9154.

Elyasi1, Y. and M. Rahimi, 2012, "The causality between government revenue and government expenditure in Iran", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, Vol. 5, 129-145.

Friedman, M., 1978, "The Limitation of Tax Limitation." *Policy Review*, Vol. 5, 7-14.

Hendry, D. F. and N. R. Ericsson, 1991, "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review* Vol. 35, 833-886.

Holtz-Eakin, Douglas, Whitney Newey, and Harvey S. Rosen, 1989, "The Revenues-Expenditures Nexus: Evidence from Local Government Data", *International Economic Review* Vol. 30, No.2, 415-429.

Islam, M. Q., 2001, "Structural Break, Unit Root, and the Causality between Government Expenditures and Revenues", *Applied Economic Letters*, Vol. 8, 565-567.

Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Controls,* Vol. 12 231-254.

Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* Vol. 52, 169-210.

Keho, Y., 2010, "Budget Deficits and Economic Growth: Causality Evidence and Policy Implications for WAEMU Countries", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences,* Vol. 18, 99 - 04.

Mah, J. S., 2000, "An Empirical Examination of the Disaggregate Import Demand of Korea the Case of Information Technology Products", *Journal of Asian Economics,* Vol. 11, 237-244.

Mahdavi, S. and J. Westerlund., 2008, "The Tax Spending Nexus: Evidence from a Panel of US State-Local Governments", *Working paper Series*, ECO-090-2008. The University of Texas.

Meltzer, A, H. and S. F. Richard., 1981, "A Rational Theory of the Size of Government." *Journal of Political Economy*, Vol. 89. 914-927.

Musgrave, R., 1966, "Principles of Budget Determination. In Cameron,

Narayan, P.K. and S. Narayan, 2006, "Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries", *Applied Economics*, Vol. 38, 285-291.

Odhiambo, N. M., 2014, "Energy Dependence in Developing Countries: Does the Level of Income Matter?", *Atlantic Economics Journal,* Vol. 42, 65-77

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

Peacock, A. and J. Wiseman, 1979. "Approaches to the Analysis of Government Growth", *Public Finance Quarterly*, Vol. 7. 3-23.

Park, Wan Kyu, 1998, "Granger Causality between Government Revenues and Expenditures in Korea", *Journal of Economic Development,* Vol 23, No 1, 145-155.

Pesaran, M. H. and Y. Shin, 1999, "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", in Centennial Volume of Ragnar Frisch, (Eds.), S. Strom, Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, 2001, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics,* Vol. 16, 289-326.

Takumah, W, 2014, "The Dynamic Causal Relationship between Government Revenue and Government Expenditure Nexus in Ghana", *MPRA Paper,* No. 58579, 1-20.

Tijerina-Guajardo, J.A. and J.A. Pagán, 2003, "Government Spending, Taxation, and Oil Revenues in Mexico", *Review of Development Economics*, Vol. 7, 152-164.

Carneiro, F.G., 2007, "The Oil Cycle and the Tax-Spend Hypothesis: The Case of Angola", *Applied Economics Letters*, Vol.14, 1039-1045.

A Study on Interrelationship Analysis between Revenue, Expenditure and Regional Income of Busan Metropolitan City

Jung, Yong Seok

Abstrct

The aim of this paper is to conduct comparative analysis on the interrelationship between revenue, expenditure, regional income of Busan Metropolitan City during 1985-2008 years(period 1) and 1990-2012 years(period 2)

The analysis result indicates there are significant differences between two periods, despite the fact that two periods are considerably overlapped. This seems to be caused by the initiatives in which social welfare management was transferred to regional government in 2005 and the income tax and corporate tax cut initiatives was implemented in 2008.

During period 1, revenue and expenditure was the key leading factors in income of regional government, so fiscal management and operation was stable with adjustment of revenue. During period 2, there was no direct interrelationship between the revenues and expenditures.

Both revenue and expenditure are interrelated through the medium of regional income and balanced by adjusting regional income. When it comes to determining revenue scale, factors of the region itself were more important, and regional income became a more important factor in determining the scale of revenue and expenditure.

Therefore, it is the most important to establish the policy to increase the regional income growth rate in order to develop local economy and fiscal consolidation of Busan Metropolitan City.

Key Words: revenue and expenditure and regional Income, Ardl-bounds test, Vecm, impulse response function, variance decomposition