

지방자치제 시행 전과 후의 부산시 통합재정의 세입과 세출의 연관관계 비교 분석: 비대칭 ARDL모형의 적용

정 용 석

국문요약

본고의 목적은 지방자치제 시행 전 기간(1963-1991년, 1기)과 지방자치 시행 후 기간(1992-2018년, 2기)간을 구분하여 부산광역시의 통합재정의 세입과 세출과의 장기적 관계를 분석하고 비교하는 것이다. 이를 위해 숨은 공적분(hidden cointegration)을 고려한 비선형 자기회귀시차분포(Nardl)모형을 사용했다. 부산시 재정에서는 지방자치제 시행 이전에는 세입과 세출의 관계는 증가요소들 간의 공적분관계로 세입이 세출로 인과하는 관계였다. 2기에도 1기와 마찬가지로 세입-세출의 인과성이 존재했지만, 장기균형관계는 감소요소들 간의 공적분 관계에 의한 것으로 바뀌었다. 1기에는 세입과 세출간에 장기비대칭 효과가 있었다. 그러나 2기에는 장기적인 비대칭 효과가 없는 것으로 바뀌었다. 2기에는 세입 감소에 따른 세출 감소는 1기에 비해 크게 감소하고 세출 감소에 따른 세입 감소는 늘어난 형태로 변화했다. 본 분석을 통하여 부산시 재정은 지방자치제 시행 후에도 중앙정부의 규제를 중심으로 한 재정운용은 근본적 변화가 없으며, 세입과 세출에서 증가요소에 의한 변동은 큰 변화가 없었으나, 감소요소 간의 변동은 재정운용에서 증가요소보다 더 큰 영향을 주었던 것임을 볼 수 있다. 이 분석 결과는 세입 및 세출 결정에서 구성요소들 간의 비대칭성에 주의를 기울일 필요가 있음을 보여준다.

주제어: 부산시 통합재정, 인과성, 숨은 공적분, Nardl, 비대칭효과

I. 서언

세입과 세출의 연계성의 존재는 재정운용의 건전성과 안정성의 정도를 나타내는 지표라 할 수 있다. 또 얼마나 재정을 책임있게 운용하는가를 나타내는 것으로 재정자치의 척도로 볼 수 있다(박기백·김현아, 2005). 특히 재정적자나 부채 수준이 중요한 문제로 되고 있는 현재 실태에서는 세입과 세출의 연관성을 판단한다는 것은 중요한 정책 적 함의가 있다고 할 수 있다. 때문에 지방정부가 적절한 재정운용 전략을 결정하려면, 세입과 세출의 관계를 식별해 보는 것이 중요하다(전주성·신영임, 2014).

그와 같은 중요성 때문에 세입과 세출의 연관관계는 대략 1980년대 이래로 국내외 재정부문의

주요 논점으로 되어서 지금까지 수많은 연구결과가 축적되어 있다.¹⁾ 그런데 그 연구들은 대부분 선형(대칭) 관계의 형태로 분석된 것이다. 그것은 회귀식에서 독립변수의 증가 혹은 감소가 종속변수에 미치는 개별적 영향을 감안하지 않은 것이다. 하지만 그 영향은 동일하지 않을 가능성이 있다.

예컨대 세입의 단위증가가 단위감소보다 세출의 변동에 절대치로 더 큰 영향을 준다면, 비대칭적 영향을 준 것이다. 세입과 세출 간에 공적분관계가 있다 해도, 그 변동의 영향은 대칭적으로 나타나지 않을 가능성이 크다. 독립변수의 변동에 대해 종속변수가 비대칭적으로 반응하는 경우, 그 영향을 무시한다면 정책시행의 효과는 제대로 알 수 없을 것이며, 정책의도와 다른 결과를 초래할 가능성이 크다(Enders, 2014). 때문에 설명변수의 증가요소와 감소요소에 의해 종속변수가 받는 영향의 비대칭성을 고려하는 것은 중요한 의미가 있다(Hatemi and Uddin, 2012).

세입과 세출이 연관되어 있다면, 혹은 그렇지 않다면 가능한 결과는 무엇인가? 세입이 세출의 변동을 초래하는가, 아니면 그 반대인가? 이들 간에 비대칭 효과가 있는가? 예컨대 세입 변동이 세출 변동을 초래한다면, 세입의 1단위 증가와 감소에 대해 세출의 증가와 감소의 크기는 같은 구조로, 같은 수준으로 변하는가? 아니면 많은 차이가 있는가 하는 질문들이 재정운용의 방식 결정에 중요한 정책적 함의를 가지고 있다는 것은 분명하다. 그럼에도 한국에서 그와 관련된 연구는 쉽게 찾기 곤란한 것 같다. 더욱이 중앙정부재정과는 성격이 다른 지방재정에 대해 비대칭성을 고려한 분석은 보기 힘든 것 같다.

부산경제가 1990년대부터 탈제조업화와 함께 소비자서비스 산업 위주로 순환되면서, 부산의 경제구조는 경기변동의 영향을 민감하게 받지만, 그 대응력은 취약한 형태로 변화되었다. 때문에 부산경제에서는 재정의 역할이 이전보다 더 중요해졌다고 할 수 있다. 그러므로 지방자치제 시행 전과 후의 세입과 세출의 관계구조를 비대칭성을 고려하여 분석해서 비교해 보는 것은 앞으로의 부산시 재정의 효율적이고 바람직한 운용을 위해 의의가 있으리라 생각된다.

그래서 본고는 부산시 재정에서 지방자치 이전 기간(1963-1991년간)과 이후 기간(1992-2018년간)으로 구분하여, 세입과 세출의 장기균형관계 및 장기탄력성과 비대칭효과의 존재여부 등 관련된 내용을 비선형 자기회귀시차분포모형(Non Linear Autoregressive Distributed Lag: 이하에서는 Nardl로 칭함) 접근법을 사용하여 분석해 보려는 것이다.²⁾

분석대상기간 중 시 본청의 재정인 일반회계부문이 부산시 총재정에서 점하는 비중은 50~70%

1) 세입과 세출의 관계를 다루는 경우 세입은 조세 혹은 정부수입으로 분석되기도 하고, 세출은 정부지출로 분석되기도 한다. 통합재정에서는 '세입과 지출'로 표기하기도 한다. 본고에서는 세입과 세출의 개념으로 분석한다.

2) 부산시 역사소개 자료에는, 지방자치제의 시작시점을 1991년 6월 26일에 제1대 부산직할시의회의 개원부터 보고 있다. <https://www.busan.go.kr/historydirec>. 현행 지방자치제의 본격적인 시작은 1995년 7월 1일 민선단체장 선출 시점부터 볼 수 있으나, 이미 1987년 지방자치법의 부활과 함께 특별시와 자치구도 법률상 지방자치단체로 인정되었다. 그리고 총재정규모의 결산액 증가율 추세를 기준으로 보면 1992년을 기점으로 이전의 증가세로 유지되던 추세가 약간 감소한 추세로 전환되어 유지되었다. 그러므로 재정실무 관점에서는 자치제의 시작을 1991년도로 보는 것이 합리적인 것으로 보인다. 때문에 사용한 결산자료는 1992년도부터로 한 것이다.

대 초·중반 대이다. 때문에 일반회계만을 대상으로 한 분석은 시 전체의 실제상황과는 괴리가 있을 수 있다. 그래서 여기서는 일반회계에 특별회계를 합산한 통합재정으로 정부수입과 정부지출의 관계로 분석해 보려 한다.

공공지출의 역할이 커지는 시대추세에서 단지 지방채를 줄이는 것만이 재정의 구조개선이라 인식하는 것은 바람직하지 않다. 세입의 구조는 물론이고 세출의 효율성을 높이기 위한 합리적 방안은 필요하다. 물론 지방정부의 정책 개선은 중앙정부가 만들어 놓은 프레임상 한계가 있지만, 그 틀 내의 개선도 중요하다. 그러한 의미에서 본고에서는 세입과 세출의 양(+)과 음(-)의 변동효과를 제측하고, 그 각각의 효과를 검토해 보는 것은 재정운용의 효율성을 높이기 위한 전략에서 의미가 있는 기초연구의 하나가 될 수 있다고 생각된다.

이하 II장에서는 세입과 세출의 관계에 대한 가설에 대해 개관해 본다. III장에서는 실증분석을 한다. 모형의 설정과 분석절차를 제시하고, 분석의 결과를 제시한다. V장에서는 요약과 결론 및 정책적 함의를 제시한다.

II. 선행 분석

1. 선행연구 검토

세입과 세출 간의 인과관계는 이론적으로는 4가지 범주로 설명될 수 있다. 인과의 방향으로 나타내면, 세입→세출 가설, 세출→세입 가설, 세입↔세출 가설(재정동기화가설), 세입↔↔세출 가설(제도적 분리 또는 재정 중립 가설)로 분류된다.

첫째, 세입-세출 가설(Tax-Spend Hypothesis)은 Niskanen(1971)에 의해 제시된 것으로, 세입(또는 조세)가 세출에 영향을 주어서 그 크기를 결정한다는 것이다. 이 가설은 세수입의 증가는 재정지출의 증가로 연결된다고 한 Friedman(1978)의 논의나, 세부담의 감소가 재정착각을 통해서 재정지출의 증가에 연계된다고 한 Buchanan and Wagner(1977), Mahdavi and Westermund(2008) 등의 논의와 부합한다. 재정 착시 가설은 세출에서 세입(수익)에 대한 비대칭적 반응과 유사하다고 볼 수 있다.

세입→세출 가설은 미국 재정에 대한 Ram(1988), Romer and Romer(2007), Mahdavi and Westerlund(2008, 1963~67년간, 50개주 패널분석), 한국에 대한 Park (1998), 김우철(2006), 한국의 지방재정에 대한 정용석(2010), 핀란드에 대한 Hatemi-J and Shukur(1999), 터키에 대한 Payne et al.(2008) 및 그리스에 대한 Apergis et al.(2012) 등이 포함된다.

둘째, 세출→세입가설(Spend-Tax Hypothesis)은 Barro(1979), Peacock and Wiseman(1979) 등에 의해 제기된 것으로, 세출의 규모가 먼저 정해진 다음 그에 따라 세금이나 세입 수준이 조정된다는 것이다. 이 가설은 Barro(1979)의 세금 평활화 가설과 부합된다. Peacock and Wiseman(1979)는 정부지출의 일시적인 증가가 전이 효과로 항구적인 세입의 증가를 야기하게 된다고 했다.

미국의 1946-1983년간에 대한 Anderson·Wallace·Warner(1986), 스웨덴의 1974-87년간 자치도 시들에 대한 Dahlberg and Johansson(1998), 그리스에 대한 Saunoris and Payne(2010년), 오스트리아에 대한 Bröthaler and Getzner(2015) 등이 이 가설에 부합된다.

셋째, 재정동기화 가설(fiscal synchronization hypothesis)은 Musgrave(1966), Meltzer and Richard(1981) 등이 제기한 것이다. 이것은 세입과 세출이 상호 영향을 받으면서 공동으로 이루어져 조정된다는 것으로, 세출 및 과세의 최적 수준에 대한 정부의 결정은 공공서비스의 한계편익과 한계비용이 서로 적합하도록 상호의존적으로 동시에 결정된다는 것이다. 미국에 대한 Miller and Russek(1989, 1990), 15개 OECD 국가들에 대한 Chang and Chiang (2009), 터키에 대한 Turan and Karakas(2018, Nardl방식), 스웨덴, 그리스, 독일에 대한 Paleologou(2013, Mtar방식)와 그리스에 대한 Athanasenas et al.(2014, Nardl방식), 남아프리카에 대한 Phiri(2019, Nardl방식) 등이 재정동기화 가설에 부합됨을 밝혔다.

넷째, 제도적 분리가설(institutional separation hypothesis) 또는 재정중립가설(fiscal neutrality)은 Wildavsky(1988)가 제시한 것으로, 정부의 공공기관들은 각기 독립적인 기능을 가지고 수입과 지출 결정을 할 것이기 때문에 세입과 세출은 서로 무관하게 결정된다는 것이다. 미국에 대한 Baghestani and McNown(1994)와 유럽연합 국가들에 대한 Kollias and Paleologou(2006)의 실증분석 결과는 세입과 세출이 서로 무관함을 나타내어 이 가설을 뒷받침했다. 일부 개발도상국에 대한 Narayan and Narayan(2006), 일부 OECD 국가의 경우 Owoye & Onafowora(2011)가 세출과 세입 사이에 인과관계가 없다고 보고했다.

이상과 같이 여러 연구를 통하여 알 수 있는 것은 세입과 세출의 관계의 가설은 분석 기간, 방법론 및 국가에 따라 달라서 명확한 패턴이 없다는 것이다. 또 어떤 시점에 인과관계의 변화가 있는 것에도 불구하고, 그것을 고려하지 않고 1개의 샘플로서 분석하면 잘못된 결과가 도출될 가능성이 있음을 시사한다.

2. 비선형 자기회귀시차분포(Nardl)모형을 이용한 분석방식의 의의

세입·세출의 관계에 관한 초기의 실증분석은 주로 Granger인과검정과 벡터자기회귀모형(VAR: vector autoregressive models)이나 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction models) 등이 이용된 인과분석이었다(Miller and Russek, 1990). 또 Toda and Yomamoto(1995, 1998) 장기인과성 검정, 일반화적률법(GMM) 등도 이용된다. 그런데 세입과 세출의 연관관계에 대한 2002년도 이전의 연구들은 거의 모두 기본적으로 선형관계를 전제로 한 분석이다.

Granger and Yoon(2002)는 시계열 간의 공적분관계의 존재유무를 판단함에 있어, 선형 공적분이 존재하지 않더라도, 각 시계열을 구성한 요소에서 양(+) 혹은 음(-)의 요소가 불안정적 시계열 간에도 장기적인 균형관계가 있을 수 있음을 밝혔다.

2006-2014년도 간의 연구들은 주로 비대칭성검정과 공적분검정을 함께 하는 Threshold ECM(Tar: threshold autoregression, Mtar: momentum Tar)모형을 많이 사용되었다. Ewing et al.(2006)은 TAR

와 MTAR 접근방식을 사용하여 세입과 세출 간의 비대칭적 효과의 중요성 문제에 대해 처음으로 논하였다. 그 외 Smooth transition regression ECM, Markov-switching ECM 등 자기회귀나 오차수정(ECM) 방식의 몇 가지 기법이 제시되었지만, 활용도는 비교적 한계가 있다.

비선형 자기회귀시차분포(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag, 이하부터 Nardl로 표기)은 Shin et al.(2014)에 의해 비교적 최근에 제안된 방식이다. 이 모형은 설명변수의 양(+)과 음(-)의 부분합계 분해를 통해 단기 및 장기 비선형성을 도출하는 공적분검정 기법으로, 기존의 선형 자기회귀시차분포(ARDL) 모형 기법을 확장한 것이라 볼 수 있다.

ARDL방식의 한계검정법(bounds test)은 단일방정식 형태로, 소표본으로도 유의한 검정이 가능하며, 공적분관계에서 종속변수와 설명변수가 명확히 구분되는 분명한 장점이 있다.

그래서 Nardl방식은 세입과 세출에서 양(+)의 변화와 음(-)의 변화의 영향을 구별하여 여타 분석 방식에 비해 적은 자료수로써 변수들 간의 관계에 대한 좀 더 다양하고 세부적인 분석을 가능하게 한다. 시계열 간의 공적분이 식별되지 않은 경우에도 시계열 중 하위 구성 요소(일부분) 간에는 공적분 관계의 존재여부를 식별할 수 있다. 이 모형은 시계열자료의 불안정성과 비선형성을 간단하고 효과적으로 조율하여 비대칭효과를 검출할 수 있다. 이를 통해 선형 모형을 가정할 경우 발생할 수 있는 비효율적인 검정력과 추정치의 편의(bias)문제를 해결할 수 있다.

Nardl 방식의 접근법은 다양한 연구분야에서 사용될 수 있다. 예를 들면 홍성욱·김화년(2016)은 국제유가 변동이 다양한 산업의 수출물가에 미치는 비대칭적 영향을 분석했다. 김종구(2018)는 경제성장률 변동의 실업률 변동에 대한 이력효과와 연령별 실업률에 미치는 이질적 영향에 대해 분석했다. 박은엽·배근호(2019)는 금융시장의 변동에 따라 그 경제적 성과의 변동을 분석했다. 장병기(2020)는 주식시장과 부동산시장 간의 비대칭적 인과관계를 분석했다. 백정호·김현석(2020)은 유가의 변동이 한국의 무역수지에 비대칭적으로 영향을 미친다는 사실을 밝혔다. 재정분야에서는 ARDL방식을 적용한 분석은 국내외로 다수 있지만, 한국의 지방재정에 대해 Nardl모형을 적용한 분석은 찾기가 곤란한 것 같다.

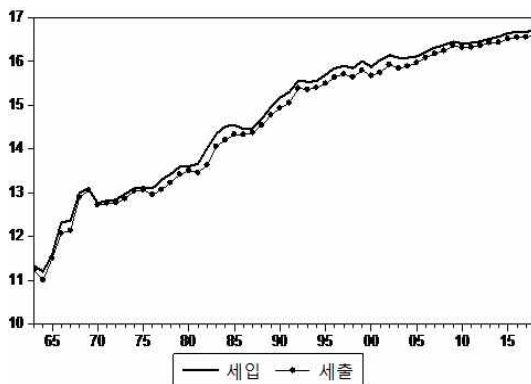
Ⅲ. 실증분석

1. 자료와 단위근검정

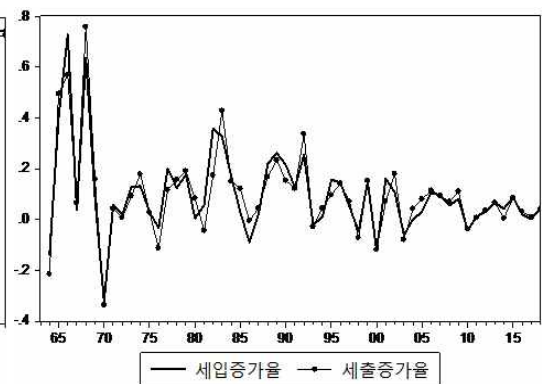
본고의 분석에 사용된 자료는 부산시재정연감, 부산시통계연보, 지방재정연감 등에 수록된 1963-2018년 기간동안의 부산시 통합재정(일반회계+공기업특별회계+기타특별회계)의 세입과 세출의 연별 결산자료이다. 예산기준 통합재정수지는 세입 측면의 순세계잉여금에 대응되는 세출 측면의 집행액이 드러나지 않기 때문에 여기서는 순세계잉여금을 포함한 결산기준 세입과 세출로써 분석하였다. 변수시계열은 2015=100인 GDP디플레이터를 사용하여 실질액으로 바꾼 다음 자연대수값으로 변환하여 투입하였다.³⁾

〈그림 1〉은 부산시의 세입과 세출 결산액의 시간에 따른 변동추이를 보여준다. 재정규모의 추세는 1992년을 기점으로 증가추세가 약간 감소한 추세로 전환된 모습이다. 1991년 6월에 부산시의회가 개원된 후의 모습이다. 그래서 실질적 재정실무의 관점에서 1963-1991년 기간(자료수 28개)을 지방자치제 시행 전으로 보고, 1992-2018년간(자료수 28개)을 지방자치제 시행 후 기간으로 구분하여, 이를 각각 1기, 2기로 칭하여 비교한다. 〈그림 2〉는 증가율의 기울기를 나타내는데, 지방자치제 시행 이래로 세입과 세출 변동율의 크기 자체가 점차 작아졌음을 볼 수 있다. 이것은 지방자치제 시행 이래 부산시의 재정이 점차 안정적으로 운용되었음을 의미한다.

〈그림 1〉 부산시 통합재정규모의 추이



〈그림 2〉 부산시 통합재정규모 증가율 추이



자료: 「부산통계연보」, 「지방재정연감」 각 호. 4) 자료: 〈그림 1〉과 같음.

통계적 추론은 시계열이 안정적일 때 가성회귀(spurious regression)의 문제가 없이 유의한 의미를 갖는다. 또한 ARDL모형은 수준변수에서 안정적인 I(0)계열 시계열이거나, 1차 차분후 안정되는 I(1) 계열의 시계열만을 사용할 수 있다. 그래서 변수시계열의 안정성 여부와 I(2)시계열의 유무를 확인하기 위해서 시계열에 대해 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 PP(Philips-Perron) 단위근검정(unit root test)을 했다. 최적시차는 편자기상관함수 (partial autocorrelation function :PACF)의 스파이크 모습을 확인하여 1로 선정했다.

〈표 1〉에서 Re 는 세입, Re^+ 는 세입의 증가부분, Re^- 는 감소부분을 나타낸다. 마찬가지로 Sp 는 세출, Sp^+ 는 세출의 증가부분, Sp^- 는 감소부분을 나타낸다. Δ 는 1차 차분표시이다.

3) 2변수 간 인과관계검정에서는, 양자 모두와 밀접한 변수를 통제변수로 포함하는 경우가 있다. 세입·세출 간의 인과관계 검정에는 국내총생산(GDP)이나 재정수지 등을 포함시켜 볼 수 있다. 하지만, 박우규(1990)나 김우철(2006), 정용석(2011, 2015)에서 보듯, 그 결과는 세입과 세출의 2변수만으로 분석한 경우와 유의한 차이가 없는 것으로 나타난다.

4) 부산시의 재정통계 자료는 기본적으로는 「부산통계연보」, 또는 「지방재정연감」에서 일관된 시계열로 찾을 수 있다. 그 외에 지방재정365라든가 통계청 국가통계포털 등도 있으나 비교적 최근자료를 중심으로 한정되어 있다. 부산광역시(2004), 「20세기 부산지역 경제통계의 이해와 부산경제의 변동분석」에는 1963-2000년도까지의 세입과 세출의 기본자료가 수록되어 있다.

〈표 1〉 단위근 검정(상수항과 추세항 포함⁵⁾): t통계량 확률

	1기: 1963-1991년		2기: 1992-2018년	
	ADF	P-P	ADF	P-P
Re	0.00	0.34	0.01	0.01
ΔRe	-	0.00	-	-
Re^+	0.02	0.04	0.00	0.22
ΔRe^+	-	-	-	0.00
Re^-	0.60	0.60	0.90	0.92
ΔRe^-	0.00	0.00	0.00	0.00
Sp	0.16	0.41	0.00	0.00
ΔSp	0.00	0.00	-	-
Sp^+	0.02	0.02	0.11	0.11
ΔSp^+	-	-	0.00	0.00
Sp^-	0.00	0.77	0.93	0.95
ΔSp^-	-	0.00	0.00	0.00
$GRDP$	0.67	0.62	0.83	0.92
$\Delta GRDP$	0.01	0.01	0.00	0.00
Su	0.21	0.21	0.12	0.11
ΔSu	0.00	0.00	0.00	0.00
Su^+	0.39	0.37	0.67	0.67
ΔSu^+	0.00	0.00	0.00	0.00
Su^-	0.98	0.96	0.01	0.00
ΔSu^-	0.00	0.00	-	-

자료: 〈그림 1〉과 같음.

〈표 1〉을 보면, 변수들은 1차 차분 후 안정되는 I(1)계열과 수준상태에서 안정적인 I(0)계열이 섞여 있다. 1기와 2기 시계열 모두 적분차수가 I(2)계열은 없다. 따라서 다음 단계로 Nardl모형을 설정하여 공적분검정, 비대칭성검정 등 연관된 검정을 할 수 있다.

2. Nardl 모형의 설정과 분석절차

1) Nardl 모형 설정

Shin et al.,(2014)이 제시한 Nardl모형은 Pesaran and Shin(1998)과 Pesaran et al.(2001)에서 처음 제시된 자기회귀시차분포분포(ARDL)모형에 그 기원이 있다. ARDL모형에 Granger and

5) 상수항과 추세항을 포함시켜 검정하는 이유는, 절편(drift)이나 시간적 추세에 의해 결과가 왜곡왜곡될 가능성을 방지하기 위한 것이다. 이는 수준변수의 단위근 존재의 기각역을 최소화한 것으로, 엄격한 수준으로 설정된 검정방식이다.

Yoon(2002)의 '숨은(hidden)' 공적분개념과 시계열자료를 양수(+)와 음수(-)의 누적합계로 변환한 비대칭 장기회귀식의 설정원리를 기초로 한 것이 Nardl모형이라 할 수 있다. 먼저 하나의 변수 X의 임의보행(random walk)모형을 예로 들어본다.

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \epsilon_i \quad (1)$$

(1)식에서, X_0 는 초기값이며, ϵ_i 는 평균이 0인 백색소음인 교란항을 나타낸다. Granger and Yoon(2002)은 종속변수에 대한 양(+)과 음(-)의 충격을 다음과 같이 정의했다.

$$\epsilon_i^+ = \max(\epsilon_i, 0), \quad \epsilon_i^- = \min(\epsilon_i, 0), \quad (2)$$

$$\epsilon_i = \epsilon_i^+ + \epsilon_i^-$$

그래서 (1)식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \epsilon_i^+ + \sum_{i=1}^t \epsilon_i^- \quad (3)$$

또 (3)식에서

$$\sum \epsilon_i^+ = X_t^+, \quad \sum \epsilon_i^- = X_t^- \text{로 정의될 수 있다. 그러므로,}$$

$$\epsilon_t^+ = \Delta X_t^+, \quad \epsilon_t^- = \Delta X_t^- \text{로 정의될 수 있으며, 다음과 같이 분해가 될 수 있다.}$$

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \quad (4)$$

Shin et al.(2014)은 이같은 비선형구조의 원리를 선형ARDL모형(Pesaran and Shin, 1999; Pesaran et al. 2001)에 적용하는 방식을 제안했다. Shin et al.(2014)에 따라 비선형 공적분회귀식을 (5)식으로 설정해 본다.

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (5)$$

(5)식에서 β^+ , β^- 는 x_t 의 증가 즉 양(+)의 변화와, 감소 즉 음(-)의 변화의 부분합에서 유래된 장기계수값이다. x_t 는 $k \times 1$ 벡터인 회귀연산자로 (4)식과 같이 $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ 로 분해된다. x_t^+ 와 x_t^- 는 x_t 의 증가 혹은 감소 부분을 합한 누적합계로, (6)과 같이 정의될 수 있다.

$$\begin{aligned}
 x_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_i, 0), \\
 x_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta x_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta x_i, 0)
 \end{aligned} \tag{6}$$

그런데 (5)식의 OLS추정은 non-gaussian에서는 점근적 분포가 유지되지 않는다. 회귀분석의 계열상관(serial correlation)과 내생성(endogeneity)을 제거하지 않은 가설검정은 일반적인 방식으로 할 수 없다. Shin et al.(2014)는 (5)식을 선형ARDL모형(Pesaran and Shin, 1999; Pesaran et al.(2001)과 결부시켜서, Nardl모형을 (7)식 형태로 제시하였다.

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta^+ x_{t-j}^+ + \theta^- x_{t-j}^-) + e_t \tag{7}$$

(7)식에서 ϕ 는 자기회귀(AR)계수이며, θ 는 비대칭 시차분포의 계수로, 공적분된 동태적 포맷으로써 동태적 조정을 유발하는 파라미터이다. 오차항 e_t 는 독립항등분포(i.i.d.)과정을 따른다. (7)식을 오차수정모형(ECM) 형태로 나타내면 (8)식으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \theta_i^- x_{t-1}^- + \theta_i^+ x_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\pi_i^- \Delta x_{t-i}^- + \pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+) + \epsilon_t \tag{8}$$

(8)식은 오차수정형 ARDL모형에서 설명변수인 x 시계열을 양(+)의 요소 즉 증가요소와 음(-)의 요소 즉 감소요소로 각각 구분한 것이다. 변수들은 모두 자연로그로 대수화된 것이다. Δ 는 각 변수의 차분을 나타내며, p 와 q 는 각각 종속변수와 설명변수의 시차수를 나타낸다. θ_i 는 시차 $t=1, \dots, q$ 의 수준변수의 장기계수로, 종속변수 y 에 대한 독립변수 x 의 장기탄력성을 나타낸다. 차분시차변수의 계수 π 는 종속변수 y 에 대한 설명변수 x 의 단기적 인과성을 나타내는 단기탄력성이다.

2) 분석 절차

i) 실증분석의 첫단계로 일반최소자승법(OLS)으로써 (8)식으로 주어진 비제약Nardl(p,q)모형을 설정한다. 차분시차변수 ΔX_t 를 양(+)의 변동(ΔX_t^+)과 음(-)의 변동(ΔX_t^-)으로 구분하고, 그것들의 누적합계를 구하여 수준변수를 구성한다($X_t^+ = \sum \Delta X_t^+$ 및 $X_t^- = \sum \Delta X_t^-$).

ii) 두번째로, 종속변수 y_t , 설명변수 x_t^+ , x_t^- 의 수준변수 간 비대칭(비선형) 공적분관계를 검정한다. 이를 위해 비제약 오차수정형 Nardl을 OLS로 추정하고, 여기서 t 통계량의 유의확률이 10%가 넘는 차분시차변수들은 소거하여 가장 간결한 제약 모형을 설정한다. 다음으로 공적분관계기

없다는 결합귀무가설($H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$)을 검정하여 F통계량(F_{PSS})을 도출한다. 그것이 Pesaran et al.(2001)에서 제시된 상위바운드 임계값보다 크면, 귀무가설은 기각하고 y 와 x^+ 와 x^- 간에는 비대칭적 공적분이 있다고 판정한다. 다음으로 종속변수 y_t 에 대한 독립변수 x_t^+ , x_t^- 의 장기탄력성을 추정한다.

iii) 세번째로, 양(+)과 음(-)의 요소간의 비대칭성의 존재여부를 검정한다. 장기비대칭성 검정의 결합누적귀무가설은 $H_0 : -\theta^+ / \rho = -\theta^- / \rho$ 이다. 단기 비대칭성 검정의 결합귀무가설은 $H_0 : \sum_{i=1}^n \pi_i^+ = \sum_{i=1}^q \pi_i^-$ 이다. 귀무가설이 기각되면 비대칭성효과가 있다고 판정한다.

iv) 끝으로, Nardl모형에 대한 잔차의 성질을 이용한 진단검정을 한다. ARDL모형은 단일방정식 형태이므로, 그것에 대한 통계적 타당성 진단을 할 필요가 있다.

(8)식을 근거로 하여 분석 모형은 다음의 (9), (10)식과 같은 Nardl모형으로 설정했다.

$$\begin{aligned} \Delta Rv_t = & \alpha_0 + \rho Rv_{t-1} + \theta^- Sp_{t-1}^- + \theta^+ Sp_{t-1}^+ \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Rv_{t-i} + \sum_{i=0}^n \pi_i^+ \Delta Sp_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \pi_i^- \Delta Sp_{t-i}^- + \epsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta Sp_t = & \alpha_0 + \rho Sp_{t-1} + \theta^- Rv_{t-1}^- + \theta^+ Rv_{t-1}^+ \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Sp_{t-i} + \sum_{i=0}^q \pi_i^- \Delta Rv_{t-i}^- + \sum_{i=0}^n \pi_i^+ \Delta Rv_{t-i}^+ + \epsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

(9)와 (10)식에서 Re^+ , Re^- , Sp^+ , Sp^- 는 각각 세입(Re)와 세출(Sp)의 양(+)과 음(-)의 변화부분의 누적합계이다. 최적시차는 Akaike정보기준(AIC)을 비롯하여 SIC, HQ 등의 정보기준이 최소값인 1로 선택했다.

3. 실증분석 결과

1) 공적분과 비대칭성 검정

(1) 세출→세입 방향

<표 2>는 부산시의 1963-1991년간(1기)과 1992-2018년간(2기) 동안의 세출에서 세입 방향의 동태적 비대칭성 검정결과를 나타낸 것이다.

〈표 2〉 세출(Sp)→세입(Re) 방향의 Nardl 모형 추정 및 검정 결과

	$Sp \rightarrow Re$							
	1기(1963-1991)				2기(1992-2018)			
	계수값	표준오차	t통계량	확률	계수값	표준오차	t통계량	확률
Re_{t-1}	-0.718	0.224	-3.205	0.004	-0.445	0.177	-2.513	0.021
Sp_{t-1}^+	0.680	0.225	3.019	0.007	0.447	0.164	2.735	0.013
Sp_{t-1}^-	0.217	0.239	0.905	0.376	0.551	0.201	2.737	0.013
ΔRe_{t-1}	0.185	0.088	2.117	0.047	-	-	-	-
ΔSp_t^+	1.159	0.108	10.724	0.000	0.916	0.122	7.536	0.000
ΔSp_t^-	0.635	0.267	2.381	0.027	0.741	0.266	2.785	0.011
ΔSp_{t-1}^-	-	-	-	-	-0.611	0.228	-2.681	0.014
c	7.942	2.497	3.180	0.005	5.133	2.072	2.478	0.022

		1기	2기
$R^2, AR^2, s.e.R, F_{\text{값}}, D-W$		0.92, 0.90, 0.07, 38.60, 1.88	0.91, 0.88, 0.03, 32.37, 1.97
F_{PSS}	$H_0: \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$	4.136	2.911
L_{Sp}^+	$-\theta^+ / \rho$	0.946***	1.007***
L_{Sp}^-	$-\theta^- / \rho$	1.065(0.300)	1.239***
W_{LR}	$H_0: -\theta^+ / \rho = -\theta^- / \rho$	t: 2.513**	t: -0.763(0.454)
W_{SR}	$H_0: \sum \pi_i^+ = \sum \pi_i^-$	t: 1.618(p: 0.121)	t: 1.610(0.123)
진단검정	$X_{NORM}^2, F_{SC}, F_{HET}, X_{RE}^2$	0.22, 0.79, 0.70, 0.54	0.79, 0.97, 0.41, 0.32
	cusum, cusumsq	안정, 안정	안정, 안정

주 1) F_{PSS} 는 Nardl-bounds검정의 F통계량, L^+ 와 L^- : 장기탄력성계수, W_{LR} 와 W_{SR} : 장기비대칭효과와 단기비대칭효과와 존재유무를 판정하는 검정계수. 제약ARDL모형의 한계검정의 임계값은 다음의 부표와 같음.(Pesaran·Shin·Smith(2001, 301, Table(iv) Unrestricted intercept and restricted trend).(2)^d.

k	90%바운즈		95%바운즈		99%바운즈	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
1개	4.05	4.49	4.68	5.15	6.10	6.73
2개	3.38	4.02	3.38	4.61	4.99	5.85

2) '+', '-'는 각각 증가와 감소의 부분합(partial sums)를 표시.

3) '***, **, *'는 각각 1, 5, 10% 수준에서 추정치가 유의함을 표시.

4) 검정값(·)은 (t통계량의 확률)임. 오차수정항의 t값 확률은 모두 0.00임.

5) F_{SC} 는 자기상관성 검정(serial correlation LM test), F_{HET} 는 이분산성 검정(heteroskedasticity test-ARCH)의 F통계량의 확률이며 시차는 모두 1임. X_{NORM}^2 는 정규성검정(normality test)의 Jarque-Bera 확률임.

〈표 2〉에서 먼저 장기균형관계의 존재여부를 확인한다. 1기에 세출→세입 방향에서 공적분관계가 없다는 검정의 결합귀무가설($\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$)에 대한 Wald검정의 F통계량(F_{PSS})은 4.136으로, Pesaran et al.(2001)에 제시된 설명변수 2개(k=2) 경우의 95% 바운즈하위임계값 4.61보다 작다. 90%바운즈로 보아도 k=1에서는 귀무가설을 기각할 수 없다. 그 래서 여기서는 1기의 세출→세입

방향의 관계에서 공적분관계는 없다고 볼 수 있다. 2기의 F_{PSS} 은 2.911로 공적분이 없다고 볼 수 있다. 그러므로 세출→세입 방향에서는 1기와 2기 모두 공적분관계가 없다고 판정한다.

둘째로, 세입에 대한 세출 변동의 장기탄력성(장기적 충격효과)를 본다. 1기에는 세출이 1단위 증가하면 세입은 1기에는 0.949단위가 증가했다. 2기에는 1.007단위 증가했다. 반대로 세출이 1단위 감소하면 세입은 1기에는 1.065단위가 감소했다고 나타났는데, t 값 확률이 0.189%로 통계적으로 유의하지는 않다. 2기에는 세출 1단위 감소에 대해 세입은 1.239단위가 감소한 것으로 나타났다. 그래서 1기에는 세입에 대한 세출의 증가효과(0.946)가 감소효과(1.065)보다 약간 작았지만, 2기에는 세출의 세입 증가효과(1.007)가 감소효과(1.239)보다 상당히 작아졌다.

그처럼 1기에 비해 2기에는 세출의 양(+)의 효과가 거의 같은 수준이나, 음(-)의 효과는 훨씬 더 커졌다. 이것은 2기에는 1기에 비해 세출의 감소(음의 변동)이 세입의 감소에 대해 신속하고 더 큰 영향을 주었다는 것을 의미한다.

셋째로, 비대칭성 검정결과를 보면, 장기의 Wald검정의 t 값은 1기에는 2.513이며 그 확률은 0.008(***)로 표시)로 5% 유의수준보다 작다. 그래서 비대칭성이 없다는 귀무가설은 기각되므로 1기 장기에는 비대칭효과가 있었다고 판정할 수 있다. 2기에는 장기의 검정값 확률은 0.454로 5% 유의수준보다 크므로 비대칭성 효과가 없었다고 볼 수 있다. 단기의 경우 검정값 확률은 1기에는 0.121, 2기에는 0.123으로 모두 비대칭효과가 없었다고 할 수 있다. 그래서 세출→세입 방향에서는 장기의 1기에만 비대칭효과가 있었다. 재정의 조정 과정에서 비대칭성이 존재하는 이유는 정책 입안자들은 재정 적자와 재정 흑자에 대해 다르게 반응하기 때문이다(Ewing et al. 2006).

모형에 대한 진단검정 결과를 보면, 결정계수의 크기와 더빈왓슨(D-W)값에서 설명변수의 설명력이 충분한 편이며, 다중공선성 문제는 없는 것을 확인할 수 있다. 계열상관검정(F_{SC}), 정규성검정(X^2_{NORM}), 이분산검정(F_{HET}), 모형의 타당성(X^2_{RE}) 등에서 확률이 모두 5% 이상이다. 따라서 세출(양+음)→세입 방향의 Nardl모형은 회귀식으로서의 타당성을 가졌다. 그리고 그림은 나타내지 않았지만, 시간경과에 따른 $cusum$ (잔차누적합), $cusumsq$ (잔차누적합 자승)의 궤적곡선은 5% 유의수준의 임계값 범위내를 유지하였다. 따라서 세출(양+음)→세입 방향의 Nardl회귀모형은 시간경로가 안정적으로 유지되었다.

(2) 세입→세출 방향

다음으로 세출에 대한 세입의 관계를 고찰해 본다. <표 3>은 1기와 2기의 세출에 대한 세입의 관계를 분석해 본 것이다.

〈표 3〉 세입(Re)→세출(Sp) 방향의 Nardl 모형 추정 및 검정 결과

	$Re \rightarrow Sp$							
	1기				2기			
	계수값	표준오차	t통계량	확률	계수값	표준오차	t통계량	확률
Sp_{t-1}	-0.559	0.179	-3.129	0.005	-0.486	0.134	-3.640	0.002
Re_{t-1}^+	0.586	0.170	3.458	0.003	0.450	0.154	2.934	0.008
Re_{t-1}^-	1.109	0.275	4.036	0.001	0.254	0.232	1.098	0.285
ΔRe_t^+	0.737	0.085	8.693	0.000	0.897	0.103	8.674	0.000
ΔRe_{t-1}^+	-0.203	0.099	-2.060	0.053	-	-	-	-
ΔRe_t^-	1.449	0.305	4.749	0.000	1.366	0.239	5.715	0.000
ΔRe_{t-1}^-	-	-	-	-	0.796	0.210	3.783	0.001
C	6.612	1.896	3.487	0.002	5.478	1.439	3.808	0.001
				1기	2기			
$R^2, AR^2, s.e.R, F$ 통계량, D-W				0.93 0.91, 0.06, 47.5, 1.93		0.93 0.91, 0.03, 45.62, 2.00		
F_{PSS}	$H_0: \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$			6.128		6.158		
L_{Re}^+	$-\theta^+/\rho$			1.049***		0.926***		
L_{Re}^-	$-\theta^-/\rho$			1.984***		0.523(0.194)		
W_{LR}	$H_0: -\theta^+/\rho = -\theta^-/\rho$			t: 1.781(0.090)		t: 1.350(0.192)		
W_{SR}	$H_0: \sum \pi^+ = \sum \pi^-$			t: -2.230**		t: -3.456***		
오차수정항(ect)				ect = Sp-0.97Re -0.26		ect = Sp-1.09Re +1.58		
진단검정	$X_{NORM}^2, F_{SC}, F_{HET}, X_{RE}^2$			0.11, 0.84, 0.95, 0.19		0.87, 0.62, 0.76, 0.001		
	cusum, cusumsq			안정, 안정		안정, 안정		

자료: 〈그림 1〉과 같음.

〈표 3〉에서 세입→세출 방향 모형의 결합귀무가설에 대한 Wald검정에서, 1기 F_{PSS} 값은 6.128이며, 2기의 F_{PSS} 값은 6.158로 나타났다. 둘 다 설명변수 k의 개수를 엄격하게 1로 본(k=1) 95%바운드 상한임계값 5.15보다 크다. 따라서 세입→세출 방향에서는 1, 2기 모두 장기균형관계가 있었다.

장기탄력성을 보면, 1기에 세입 1단위 증가는 1.049단위의 세출 증가를 유발했다. 반면에 세입 1단위 감소는 세출 1.984단위 감소를 유발하였다. 즉 세입 증가는 거의 같은 크기(단위탄력적)의 세출 증가(1.049)를 유발했지만, 세입 감소는 그보다 상당히 큰 세출감소(1.984)를 유발했다. 2기의 세입증가에 의한 세출증가의 크기는 1기 보다 약간 작은 편인데, 통계적으로는 유사한 수준으로 볼 수 있다. 하지만 2기의 세입감소에 의한 세출 감소는 1기에 비해 매우 크게 감소했다.

2기에 세입감소의 세출감소 효과가 1기에 비해 크게 작아진 영향은 오차수정항에 반영된다. 세입→세출 방향에서 오차수정항(ect)은 세출에서 세입을 차감한 것이다. 1기 세입의 공적분계수는 1기 0.97, 2기 1.08로 양자 모두 통계적으로 1과 같은 수준이다. 따라서 공적분벡터가 (1, -1)인 것

이 통계적으로 기각되지 않는다. 이것은 부산시 세입과 세출의 장기적 관계는 대체로 일정한 적자의 범위 내의 균형성은 유지되고 있음을 의미한다.

비대칭성 검정의 결과를 보면, 1기의 세입은 세출에 대해 장기와 단기 모두 비대칭효과를 주었던 것으로 나타났다. 2기는 단기는 비대칭효과가 있었지만 장기에는 없었다. 단기비대칭성검정의 t통계량의 부호가 음인 것은 ΔRe_t^+ , ΔRe_t^- , ΔRe_{t-1}^- 의 계수값으로 보면 전기의 세입 감소는 그 기의 더 작은 세출 감소로 이어져서, 그것이 다음기의 세입증가로써 더 큰 세출 증가를 유발하여 세입과 세출의 장기균형이 유지되었음을 유추할 수 있다.⁶⁾ 모형에 대한 진단검정 결과를 보면, <표 2>의 경우와 마찬가지로 논리로 이 모형이 타당함을 알 수 있다.

2) 비대칭적 장기균형관계의 방향성 - Johansen방식의 Trace검정

앞에서 세입과 세출 간의 장기균형관계와 비대칭성 효과의 존재 유무에 대해 확인했다. 그런데 인과의 방향을 확인함과 함께 양과 음으로 분리된 관계에서 어떤 부호의 요소로써 그러한 관계가 형성되었는지 알 수 있다면, 재정운용에 참고가 될 수 있을 것이다. 그래서 세입(Re)과 세출(Sp)의 양(+)과 음(-)의 요소들 간에서 장기균형의 존재여부를 Johansen공적분검정 방식의 Trace검정으로써 검정해 본다.

(1) 1기(1963-1991)

<표 4> Re 와 Sp

공적분 개수 $H_0 :$	Re 와 Sp			
	통계량	임계값	확률	판정
없음	20.71	15.49	0.007	1개
최대 1개	1.27	3.84	0.26	있음

자료: <그림 1>과 같음.

<표 4>를 보면, 1기에는 세입과 세출간에 공적분벡터가 없다는 귀무가설은 Trace통계량이 유의 수준 5% 임계값 보다 크므로 기각된다. 최대 1개 있다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 따라서 1기에는 세입과 세출 간에 1개의 공적분벡터가 있다고 판정된다.

<표 5> Re^+ 와 Sp^+ 및 Re^- 와 Sp^-

공적분 개수 $H_0 :$	Re^+ 와 Sp^+				Re^- 와 Sp^-			
	통계량	임계값	확률	판정	통계량	임계값	확률	판정
없음	31.60	15.49	0.000	1개	7.06	15.49	0.570	없음
최대 1개	1.09	3.84	0.300	있음	-	-	-	

자료: <그림 1>과 같음.

6) 이것은 앞서 선행연구의 Buchanan and Wagner(1978), Mahdavi and Westermund(2008)의 논리처럼, 직접세 징수와 재정 착시현상과 연관된 비대칭적 반응과 부합한다고 볼 수 있다.

〈표 5〉는 세입과 세출을 양(+)과 음(-)의 요소로 나누어 검정한 것이다. 여기서 양(+)과 음(-)의 요소에 대해 검정결과를 보면, 세입과 세출의 양의 요소(증가부분) 간에는 공적분이 1개 있고, 음의 요소(감소부분) 간에는 공적분이 없다. 그러므로 1기에 세입과 세출 간에 공적분(장기인과성)이 있다는 것은 세입과 세출의 양(+)의 요소들 간의 인과($Re^+ \rightarrow Sp^+$)에 의한 것임을 알 수 있다.

(2) 2기(1992-2018)

〈표 6〉 Re 와 Sp

공적분 개수 H_0 :	Re 와 Sp			
	통계량	임계값	확률	판정
없음	10.11	15.49	0.272	없음
최대 1개	2.51	3.84	0.113	

자료: 〈그림 1〉과 같음.

〈표 6〉을 보면, 2기의 세입과 세출 간에는 공적분벡터가 없는 것으로 나타난다.

〈표 7〉 Re^+ 와 Sp^+ 및 Re^- 와 Sp^-

공적분 개수 H_0 :	Re^+ 와 Sp^+				Re^- 와 Sp^-			
	통계량	임계값	확률	판정	통계량	임계값	확률	판정
없음	13.05	15.49	0.11	없음	20.98	15.49	0.007	1개
최대 1개	-	-	-		3.53	3.841	0.060	있음

자료: 〈그림 1〉과 같음.

그런데 〈표 7〉을 보면, 2기에는 음의 요소 간에는 공적분벡터가 1개 있는 것으로 나타난다. 하지만 양의 요소 간에는 공적분벡터가 없다. 그러므로 2기에 세입의 세출에 대한 일방적 인과성은 세입과 세출의 음의 요소들 간의 인과성에 의한 것이다.

이상과 같은 1기와 2기의 세입과 세출 간의 Johansen공적분검정의 결과는 앞서 〈표 2〉와 〈표 3〉의 Nardl 공적분검정 분석의 결과와 부합된다. 그런데 1기에는 세입→세출방향의 인과에서 양의 요소의 일방적 인과관계($Re^+ \rightarrow Sp^+$)였는데, 그것이 2기가 되면 음의 요소들 간의 일방적 인과($Re^- \rightarrow Sp^-$)로 바뀌는 것이 흥미롭다. 그 이유는 본고의 범위를 벗어나기 때문에 여기서는 언급하지 않는다.

3) 1기와 2기의 세입과 세출을 조합한 차이의 의미 평가

여기서는 앞에서 밝힌 내용을 기간을 기준으로 정리하여 양 기간별 전체적인 차이를 간단히 정리하여 의미를 해석해 본다.

(1) 장기균형관계 존재의 기별 차이

부산시 통합재정에서는 1기와 2기 모두 일방적으로 세입→세출 방향의 장기인과관계가 있었고 세출→세입 방향에서는 장기인과관계가 없었다.

〈표 8〉 비대칭적 장기균형관계 유무

추정 방향	1기		2기	
	단기동태관계 (Granger검정 F값)	장기균형관계 (F_{PSS} 값)	단기동태관계 (Granger검정 F값)	장기균형관계 (F_{PSS} 값)
$Re \rightarrow Sp$	0.03 (O)	6.13 (O)	0.01 (O)	6.16 (O)
$Sp \rightarrow Re$	0.08 (X)	4.14 (X)	0.02 (O)	2.91 (X)
결과	세입 → 세출	세입 → 세출	세입 ↔ 세출	세입 → 세출

출처: 〈표 2〉와 〈표 3〉.

주: 'O'는 있음, 'X'는 없음을 표시함. 이하에서도 같음.

1기에는 부산시의 성장 여부나 발전방식과 구조는 여타지방과 마찬가지로 중앙정부의 의도에 따라 종속적으로 이루어졌다. 1기에 일방적으로 세입이 세출을 규제하는 장기인과성이 있었던 것은 그와 같은 지방정부의 재정에 대한 중앙정부의 일방적 통제성향을 반영한다고 볼 수 있다. 그런데 지방자치제가 시행되고 난 후에도 그 같은 성향은 근본적으로는 변하지 않은 것으로 보인다.

지방자치제가 시행되면서부터 지방은 어느 정도 독자적인 발전전략을 모색할 수 있게 되었다. 그것은 단기적인 인과관계에서 드러난다. 1기에는 세입과 세출 간에는 단기적인 인과성도 없었다. 하지만 2기에는 단기적인 양방향 인과성은 있었다. 즉 동태적(즉시적)인 관계에서는 중앙정부와 부산시의 의도가 서로 반영되었다(세입↔세출). 그럼에도 장기추세적으로는 중앙정부의 의도만 일방적으로 반영된 구조로 이루어져 있는 것이다(세입→세출). 이것은 국세와 지방세의 80:20이라는 편중된 비율하에, 중앙정부는 세입의 용도가 지정되어 사용되는 목적세나 국고보조금의 규모를 조절하여 부산시의 세입과 세출 규모의 결정에 결정적으로 큰 영향을 주고 있기 때문으로 볼 수 있다. 즉 지방자치제가 시행된다해도 중앙정부와 지방정부의 관계라는 틀에서는 여전히 지방자치 이전의 성격이 유지되고 있다.

(2) 비대칭효과의 존재

〈표 9〉을 보면, 1기에는 단기의 세출→세입 방향을 제외하고 모두 비대칭효과가 있었다. 하지만 2기에는 단기의 세입→세출 방향만 제외하고 모두 비대칭효과가 없었던 것으로 바뀌었다. 이것은 지방자치제 시행 후부터 부산시 세입과 세출의 운용이 전과 달리 보다 안정적으로 운용되어 왔음을 의미한다.

〈표 9〉 비대칭효과의 존재 유무

추정방향	1기		2기	
	장기	단기	장기	단기
$Re \rightarrow Sp$	O	O	X	O
$Sp \rightarrow Re$	O	X	X	X

출처: 〈표 2〉와 〈표 3〉.

2기의 세입→세출 방향에서 단기 비대칭효과가 존재했다는 것은 〈표 3〉에서 보듯, 금기 세출증가율(ΔSp_1^+)에 대해서 세입증가율(ΔRe_1^+)의 단기 영향은 금기의 0.897%인데 비해 세입감소율은 금기(ΔRe_1^-) 1.366%와 전기(ΔRe_{t-1}^-) 0.796%로, 감소율이 증가율보다 더 커서 그 차이가 1.208%에 달한다. 이것은 특히 세출 크기가 세입의 크기 변동에 의해 매우 민감하게 영향을 받아왔다는 것인데, 지방자치제 시행 이래로 부산시의 세출은 자체 세입능력의 역량을 상당히 초과하는 수준으로 운용되어 왔음을 나타낸다. 이는 부채와 이전재원, 특히 보조금에 의해 재정균형을 유지해 온 사실과 연관이 있는 것으로 추론해 볼 수 있다.

(3) 세입과 세출의 장기탄력성의 기별 차이

〈표 10〉 기별 장기탄력성의 차이

	독립변수와 크기	1기 추정치	2기 추정치
증가요소 간의 탄력성	$Re^+ : 1$ $Sp^+ : 1$	$Sp_1^+ = 1.049$ $Re_1^+ = 0.946$	$Sp_2^+ = 0.926$ $Re_2^+ = 1.007$
감소요소 간의 탄력성	$Re^- : 1$ $Sp^- : 1$	$Sp_1^- = 1.984$ $Re_1^- = 1.065(0.30)$	$Sp_2^- = 0.523$ $Re_2^- = 1.239$

출처: 〈표 2〉, 〈표 3〉.

주: (·)은 t통계량 확률임.

〈표 10〉에서 1기와 2기의 세입과 세출의 증가부분끼리의 장기탄력성은 큰 변화가 없었다. 하지만 감소부분끼리의 관계는 구조적인 변화가 있었다고 볼 수 있다.

세입이 1단위 감소($Re^- = 1$)시, 1기에는 세출이 1.98 단위로 크게 감소한데 반해, 2기는 0.52로만 감소했다. 세출이 1단위 감소($\Delta Sp^- = 1$)시, 1기에는 세입은 1.06단위 감소한데 반해, 2기에는 1.24 단위가 감소했다. 즉 세입의 감소에 의한 세출 감소는 1기에 크게 비해 2기에는 훨씬 더 작아졌으며, 세출 감소에 대해 세입 감소는 늘어났다. 이것은 2기에는 세출의 증가율이 세입증가율에 비해 더 상당히 더 커졌음을 의미한다.

그렇다면 그와 같은 장기탄력성의 기별 차이의 원인은 무엇일까? 여기서는 지방자치제 시행 후부터 추가재원의 필요시 자체재원의 확대에 노력하기 보다는 국고보조금을 통해 해결하고자 하는 경향이 강해졌다(권경환, 2005)는 사실에 주목해 본다.

정부보조금 배분은 생산성에 대한 고려 보다 수직, 수평적 재정균등화에 초점을 둔 것이다(윤석

완, 2007). 이전재원 비율이 높은 지방재정구조에서는 연성예산제약현상(soft budget constraint)을 발생시켜 불필요한 재정지출을 야기하고 지방공공재가 과다공급되어 자원배분의 비효율, 경제성장율의 하락을 초래할 수 있다(최병호·이근재·문시진, 2012, 전주성·신영임, 2014).

그래서 <표 2>의 2기에 전기 세출의 감소(ΔSp_{t-1})가 금기 세입(ΔRe_t)의 증가(0.611)를 유발한 것으로 나온 것은, 금기의 세출이 감소하면, 이전재원이 더 도입되어 다음 기 세입을 확충시켰기 때문으로 해석될 수도 있다. 하지만 그럴수록 투입재원의 비효율이 커질 것이고, 다시 그것이 이전재원으로 메워지는 악순환이 지속될 수 있다. 그 결과 부산시 재정은 갈수록 중앙정부 의존도가 커지면서도 자체적 세수기반은 오히려 약화되는 딜레마 상태에 놓여 있었다고 볼 수 있다.⁷⁾

4) 지역경제에 대한 국고보조금의 영향

(1) 보조금과 세출의 관계

앞서 위의 서술에서 2기의 재정운용이 1기와는 달리 재정운용이 상당히 안정적이었지만, 세출의 증가율이 세입증가율에 비해 상당히 더 커졌음을 보았다. 많은 연구에서 국고보조금의 비효율적 운용에 대해 논하고 있는데, 여기서는 먼저 세출과의 연관구조를 Granger단기인과성 검정과 Toda-Yamamoto장기인과성 검정으로 간단히 본다.

<표 11> 부산시 국고보조금과 세출의 인과관계 검정

	단기(Granger검정) F값확률		장기(T-Y검정) t값확률	
	1기	2기	1기	2기
귀무가설				
세출 ⇨ 보조금	0.945	0.046	0.047	0.001
보조금 ⇨ 세출	0.420	0.428	0.388	0.043

<표 11>를 보면 지방자치 전(1기)에는 세출이 보조금에 인과하지 않는다는 귀무가설은 확률이 0.945로 기각이 안된다. 즉 그 방향으로 인과성이 없었다. 하지만 지방자치 후에는 세출이 보조금을 선도하는 일방적 단기인과관계가 있었다. 이것은 보조금 이전에 부산시의 요구가 반영된 것이다. 장기적으로 2기에는 양방향 인과성이 있었다. 이것은 지방자치 후 부산시의 특정세출에 대한 보조금 지원요구와 함께 중앙정부의 선호가 함께 반영된 것으로 볼 수 있다.(임성일, 2015 참조). 보조금이 세출과 상호연관된 상태인 것은 바람직한 면도 있으나, 또 한편으로는 지역정치인들의 요구로 임기응변식의 낭비적 국고지출도 있을 수 있다는 문제가 있다.

7) 정부보조금은 지역정치가들에게 있어 일종의 경제지대(economic rent)로 간주될 수 있다. 정치가는 그들과 유권자들 간의 정보의 비대칭성을 이용하여, 특정 이익집단에 이익을 제공할 수 있다. 정치가는 정책 입안으로 특정 이익집단에 대해 직접적인 소득 이전을 해 줄 수 있지만, 그것은 다른 이익집단이나 유권자들의 저항을 야기할 수 있다. 하지만 정치가들이 각종 공공투자의 명목으로 그들과 연계된 이익단체가 수혜할 수 있는 부문에 대해 지출한다면, 저항을 줄이면서 소득이전을 할 수 있다. 그 결과 비효율적인 소득이전 정책이 실현될 수 있다(Coate and Morris, 1995).

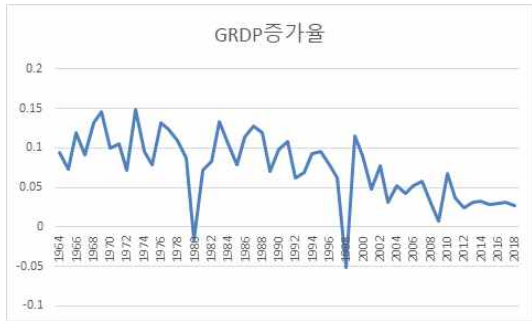
(2) 지역소득에 대한 국고보조금의 영향

국고보조금(Su)의 비효율성은 지역소득(GRDP 대응)에 대한 영향으로도 대략하여 관련지어 볼 수 있다.

〈그림 3〉 세입에서 의존재원의 비중 추이



〈그림 4〉 지역소득의 증가율 추이



1기와 2기 재정규모의 증가율 차이에서 두드러진 모습은 〈그림 3〉에서 보듯 일반회계에서 의존재원의 비중(의존재원/세입)이 1990년대 초부터 2008년도까지 국고보조금의 증가를 중심으로 지속적 증가추세를 나타낸 사실이다. 그리고 〈그림 4〉에서 지역소득 변동율 추이를 보면, 1990년대부터 지속적으로 감소추세로 되어 특히 2000년대 이후의 감소율은 그 이전보다 상당히 더 크다.

조건부 의존재원인 보조금은 단기적으로는 분명히 지방경제에 긍정적 영향을 줄 수 있다. 그러나 그 해당 사업에는 지방정부가 일정 수준의 지출을 반드시 부담해야 한다. 따라서 국고보조금이 효율적으로 운용되지 않는다면, 지방재정에는 상당한 부담으로 작용하여 장기적으로는 오히려 자체적 세입원을 축소시킬 수도 있다. 임상수(2013)에 의하면 국고보조금은 지방자치단체의 지출 비효율성을 야기하며 수평적 불균형 해소에 대해서도 부정적이다. 국고보조금이 증가할 경우 재정자주도는 하락하고, 보조사업 비중은 증가하며 자체사업 비중은 감소하게 된다는 것이다. 국고보조금의 지역경제에 대한 영향을 인과분석으로 살펴 본다.

〈표 12〉은 부산시 지역소득과 국고보조금 간의 장기균형관계를 Johansen방식 trace검정으로 본 결과이다. 이를 보면 1기에는 지역소득과 보조금은 공적분벡터가 없었고, 2기에는 2개(상호인과)가 있는 것으로 나타났다.

〈표 12〉 지역소득과 국고보조금의 장기균형관계 검정(1)

공적분 개수 H_0 :	1기				2기			
	통계량	임계값	확률	판정	통계량	임계값	확률	판정
없음	7.53	15.49	0.52	없음	24.09	15.49	0.00	2개 있음
최대 1개	0.03	3.84	0.86		10.73	3.84	0.00	

자료: 〈그림 1〉과 같음.

다음으로 국고보조금을 양(Su^+)과 음(Su^-)의 요소로 분리하여 각각의 지역소득과의 관계를 검토해 보면 <표 13>와 같다.

<표 13> 지역소득과 국고보조금의 장기균형관계(2)

공적분 개수 H_0 :	1기 GRDP와 Su^+				1기 GRDP와 Su^-			
	통계량	임계값	확률	판정	통계량	임계값	확률	판정
없음	7.39	14.26	0.44	없음	5.03	14.26	0.74	없음
최대 1개	0.55	3.84	0.46		0.43	3.84	0.51	
공적분 개수 H_0 :	2기 GRDP와 Su^+				2기 GRDP와 Su^-			
	통계량	임계값	확률	판정	통계량	임계값	확률	판정
없음	25.58	15.49	0.00	2개	28.91	15.49	0.00	2개
최대 1개	10.15	3.84	0.00	있음	7.38	3.84	0.01	있음

자료: <그림 1>과 같음.

<표 13>에서 2기에는 지역소득과 Su^+ 와 공적분벡터가 2개 있고, Su^- 와도 그러하다. 이를 앞의 내용에 대한 이해를 돕는 수준으로 단순화한 Nardl모형으로 규명해 본다.⁸⁾

<표 14> 지역소득에 대한 국고보조금의 영향

	1기	2기
F_{PSS}	1.020	5.873**
L_{Su^+}	0.188**	0.277***
L_{Su^-}	-0.184(0.347)	-0.549**
W_{LR}	t: 3.196***	t: 5.582***
$R^2(AR^2)$, s.e.R, F통계량, D-W	0.13(0.00), 0.03, 1.02, 1.97	0.48(0.41), 0.03, 7.01, 2.39

자료: <그림 1>과 같음.

<표 14>를 보면, 보조금은 지역소득과 장기든 단기든 인과성이 없는 것으로 나타났다. 하지만 1기의 회귀식은 모형으로의 타당성이 없다. 2기에는 보조금이 지역소득과 장기균형관계가 있었다. 하지만 그것은 양(+의 관계가 아니고 음(-)의 관계였다. 보조금 1단위 증가가 지역소득을 0.277 단위 증가시킨데 비해, 보조금 1단위의 감소는 오히려 지역소득을 0.549 단위 증가시킨 것으로 나타났다. 이 현상은 '저축의 역설'과 유사한 면이 있다.

지방세의 80%가 국고로 유입되는 상황에서 각 지방은 가급적 더 많은 국고보조를 요구한다. 하지만 지방자치제 시행 후의 지역정치인 간의 경쟁, 지방 간의 경쟁은 지역이기주의를 심화시키고

8) 지역소득에 대해 국고보조금의 영향을 통제변수 없이 단순한 2변수 관계로 보는 것은 무리가 있을 수 있다. 여기서는 지방자치제 시행 이래로 국고보조금이 부산시 재정지출에서 큰 비중을 차지하고 있음을 감안하여 단지 양자 간의 대략적 관계를 추론해 보려는 것이다.

국고지출낭비 문제를 초래할 수 있다. 그러므로 보조금의 이전에서는 중앙정부와 지방정부의 합리적인 협의가 매우 중요하며, 중앙정부는 지방정부가 요구하는 사업의 경제성을 면밀히 측정하여 합리적인 이전 여부의 판단을 하는 것이 중요하다. 보조금을 이전받는 지방정부로서도 그것이 효율적으로 지출될 수 있도록 해야 한다.

IV. 요약과 결론 및 정책적 함의

본고는 지방자치제 시행 전과 후의 부산시 통합재정의 세입과 세출 간의 장기균형성과 탄력성, 비대칭효과의 존재유무를 분석하여 비교 평가해 보고, 이를 통해 지방자치 시행 이후, 부산시 재정이 운용원리가 어떻게 변화했는지를 검토해 본 것이다. 이를 위해 1963-1991년과 1992-2018년 간의 기간을 대상으로 비선형 ARDL방식(Nardl)을 사용하여 분석하였다. 이를 통하여 지방자치제가 시행되면서 그 이전에 비해 부산시 세출과 세입의 관계는 다양한 측면에서 변화가 있었음을 확인할 수 있었다.

첫째 세입과 세출 간의 장기인과관계는 지방자치 시행 전(1기)이나 후(2기)에나 모두 세입에서 세출로 일방적으로 장기인과하였다. 이는 부산시 재정이 지방자치제 시행후에도 국고보조금 이전이라는 방식만 다를 뿐 여전히 중앙정부에 의해 관리되는 형태의 균형로 운용되었음을 나타낸다. 그런데 1기의 장기균형관계는 세입과 세출의 양의 요소들(증가부분)에 의해 형성된 것이며, 2기에는 음의 요소들(감소부분)에 의한 것이다.

지방자치의 측면에서 바람직한 형태는 세입과 세출이 상호 인과하는 재정동기화라 할 수 있다. 하지만 일방적인 인과 방식도 정책 수립에서 중요한 의미를 가진다. 세입과 세출 간에 장기적 관계가 결여되거나 미흡하면, 재정정책의 시행에 어려움을 초래하기 쉽다. 더욱이 장기적으로 비대칭효과가 있으면, 그것은 재정조정 메커니즘을 손상시켜 적절한 재정수지의 유지에 문제를 야기할 수 있다. 하지만 2기의 세출-세입의 인과가 없다는 것은 중앙정부재정 자체가 가진 관성적 문제점의 영향일 수 있다.

비대칭효과는 1기에는 단기의 세출→세입방향을 제외하면 모두 있었다. 2기에는 단기의 세입→세출 방향을 제외하면 모두 없었다. 그만큼 지방자치제 후의 부산시 재정운용은 세입출의 증가와 감소의 영향을 많이 감안하였다고 볼 수 있다. 이 같은 추정 결과는 장기균형성의 존재와 관련하여 2기에는 재정에 대한 음(-)의 교란이 양(+)의 교란보다 더 빠른 속도로 수정되었음을 보여준다. 세입과 세출의 단위금액의 증가와 감소가 각기 상대에 주는 효과가 통계적으로 같다는 것은 재정운용의 안정성 측면에서 중요한 함의를 가진다고 볼 수 있다.

장기탄력성은 양의 요소들에서는 세입, 세출 모두 상대에 대해 거의 단위탄력적인 영향을 주었다. 그럼에도 양과 음의 요소들간에는 1, 2기 모두 상당한 차이가 있었다. 하지만 지방자치제 시행 후에는 그 격차가 상당히 감소되었다. 특징적인 것은 세입감소에서 1기에는 세출감소가 매우 컸으나, 2기에는 감소폭이 매우 작아졌으며, 반대로 세출감소에서 세입감소는 상당히 커졌다는 사실

이다. 그와 같은 실태가 나타난 원인은 국고보조금의 증가와 비효율적 지출과 관련된 볼 수 있다.

단기적, 장기적 인과성 메커니즘이 존재한다는 것은 재정 정책이나 관련된 규칙들이 비교적 안정적으로 운용되어 왔음을 나타낸다. 또한 지방자치제 이후 장기 비대칭 효과가 없었다는 것은, 그 기간에 여러 대내외적 충격이 있었음에도 부산시 재정의 조정 메커니즘은 순조롭게 관리되어 재정 균형에는 중요한 문제가 발생하지 않았음을 나타낸다.

하지만 지방자치제가 시행된 이래로 부산시의 재정의존도는 계속 하락하여 2020년도 예산 경우는 자체재원의 비중은 42%에 지나지 않는다. 하지만 최근의 부산시의 재정적자 문제의 완화와 부채(2014년 28737억원, 2018년 25347억원)의 감소는 재정의 지속성 문제를 완화했다는 점에서 재정의 효율적 운용의 중요성을 상기시킨다는 점이 주목된다.

그래서 본고의 분석에서 정책적 함의는 다음과 같다. 본고의 분석결과 발견에 의하면 지방자치제 시행 후 세출의 증가는 세입 감소에 대한 세출 감소폭이 매우 작아졌으며, 반대로 세출감소에서 세입감소는 상당히 커진 결과이다. 그런데 그와 같은 실태가 나타난 원인은 특정 세출에 대한 국고보조금의 증감과 비효율적 지출과 관련된 것이었다. 따라서 거시적 관점에서, 지방정부는 자체세입원을 초과하는 수준으로 지출을 하고 그 부족분을 현재와 같은 방식의 국고보조금 증수 위주로 보전한다는 것은 신중히 재고할 필요가 있다. 중앙정부의 이전재원은 한정된 자원이며, 지방자치제 시행 후에도 여전히 중앙정부재정에 비해 세출·입 권한이 상당히 비대칭적으로 유지되고 있음을 감안해야 한다. 더욱이 보조금 증수의 단기적 소득증가효과는 지방정부의 부담 증가와 그 비효율의 직접적 충격과 지역경제에 대한 장기적 부정적 외부효과를 커버할 수 없음을 인식해야 한다.

그럼에도 지방정부가 재정기조가 건실하다면, 반경기적 정책을 시행함으로써 충격에 대처하는데 더 합리적이다. 더욱이 재정정책은 안정화 목적뿐만 아니라 효율적인 자원배분과 균형의 유지를 위해서도 중요하다. 따라서 지방정부 당국으로서는 중앙정부 종속성과 지역소득의 제약하에서도 세입과 연계된 세수원 및 지출구조에 더 많은 관심을 기울일 필요가 있다.

참고문헌

- 부산광역시. 「부산통계연보」. 각 호
- 행정자치부. 「지방재정연감」. 각 호
- 권경환. (2005). 지방정부의 권력구조와 재정지출정향. 「한국사회와 행정연구」, 16(3): 277-298.
- 김우철. (2007). 세입과 세출의 인과관계에 관한 분석. 「재정포럼」, 12(1): 1-17.
- 김종구. (2018). 실업률과 실질 GDP간 비선형 장·단기 관계분석. 「질서경제저널」, 21(4): 111-130.
- 김종진·최선우. (2015). 국내 배합사로 시장에서의 비대칭적 가격전이 분석. 「농촌경제」, 38(2): 1-30.
- 김호범 외 6인 공저. (2004). 「20세기 부산지역 경제통계의 이해와 부산경제의 변동분석」.
- 김현아·박기백(2005) 지방자치단체의 세입 및 재정지출에 관한 연구: 지방정부 재정운용에 대한

- 실증분석, 「한국조세연구원 연구보고서」, 3.
- 박기백·김우철. (2006). 재정의 유지 가능성과 세입, 세출의 인과관계 검증. 「연구보고서」, 06-14. 한국조세연구원
- 박기백·김현아. (2005). 지방자치단체의 세입 및 재정지출에 관한 연구-지방정부 재정운용에 대한 실증분석. 「연구보고서」, 05-02. 한국조세연구원
- 박완규. (1990). 세입·세출간의 인과관계의 검증. 「경제학연구」, 38(2): 311-325.
- 박은엽·배근호. (2019). 금융발전과 경제적성장에 대한 실증분석: A Nonlinear ARDL Analysis, 「금융정보연구」, 8(1): 23-46.
- 서정섭. (2005). 지방자치제 도입이후 지방재정 세입변화와 추이분석. 「한국지방재정논집」, 10(2): 105-128.
- 김종구. (2018). 실업률과 실질 GDP간 비선형 장·단기 관계분석. 「질서경제저널」, 21(4): 111-130.
- 박은엽·배근호. (2019) 금융발전과 경제적 성과에 대한 실증분석: A Nonlinear ARDL Analysis. 「금융정보연구」, 8(1): 23-46.
- 백정호·김현석. (2020), 우리나라 무역수지에 대한 유가 변동의 비대칭성 분석: 10대 교역상대국을 중심으로. 「산업연구」, 4(1): 135-158.
- 이창균. (2009). 지방투자사업의 효율적 추진방안, 한국지방행정연구원
- 안중석. (2001). 지방자치제 도입 이후의 지방재정 구조 변화 분석 한국조세연구원. 「정책보고서」, 01-04.
- 임성일 외 6인 공저. (2011). 「지방자치 선진화를 위한 지방재정 건전성 강화 방안」, 한국지방행정연구원
- 임상수·전선형. (2011). 「지방정부지출의 문제점 및 개선과제(지출의 4대불균형을 중심으로)」, 한국지방세연구원.
- 임상수. (2013). 국고보조금이 재정 효율성과 불균형에 미치는 영향 -로짓과 프로빗 모형을 중심으로. 「대구경북연구」, 12(2): 1-16.
- 임상수·최항석. (2017). 세입 구조로 살펴본 지방자치단체의 세출 특징에 관한 연구: 의사결정나무 분석을 중심으로. 「지방행정연구」, 31(3): 221-244.
- 장병기. (2020). 주식시장과 부동산시장 간의 비대칭적 인과관계. 「Journal of The Korean Data Analysis Society」, 22(2): 659-674.
- 전주성·신영임. (2014). 세입·세출 연계와 예산부처의 재원배분 권한. 「예산정책연구」, 3(2): 1-26.
- 정용석. (2011). 지방세입과 지방세출 간의 인과관계 분석. 「지방재정논집」, 16(3): 31-57.
- _____. (2015). 부산시 세입, 세출, 지역소득의 연관관계분석--바람직한 재정운용방법의 모색. 「경제연구」, 33(4): 36-66.
- 조성일. (2014). 한국의 재정 지속가능성과 세입(歲入)-세출(歲出) 관계. 「재정정책논집」, 16(4): 161-184
- 최병호·이근재·문시진. (2012). 지방분권 전·후 시기의 공공자본의 생산성과 공간적 배분 효율성 비교. 「지방행정연구」, 26(1): 81-106.
- 홍성욱·김화년. (2016). 국제유가 변동이 수출물가에 미치는 비대칭적 영향. 「한국산학기술학회논문지」, 17(4): 663-670.
- Anderson, W., Wallace, M. S. and Warner, J. T. (1986). Government spending and taxation: what

- causes what?. *Southern Economic Journal*, 52: 630-639.
- Apergis, N., Payne, J. E., Saunoris, J. W. (2012). Tax-spend Nexus in Greece: are there Asymmetries? *Journal of Economic Studies*, 39(3): 327-336.
- Aslan, M., Tasdemir, M. (2009). Is Fiscal Synchronization Hypothesis Relevant for Turkey? Evidence from Cointegration and Causality Tests with Endogenous Structural Breaks. *Journal of Money, Investment and Banking*, 12: 14-25.
- Apergis, N., Payne, J. E., Saunoris, J. W. (2012): evidence from nonlinear cointegration. *Empirica*, 41: 365-376.
- Barro, R. J. (1979). On the Determination of the Public Debt. *Journal of Political Economy*, 87(5): 940-971.
- _____. (2003). There is a lot to like Bush's Tax Plan. *Business Week*, February 24.
- Baghestani, H., McNown, R. (1994). Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria? *Southern Economic Journal*, 60: 311-322.
- Becker, G., Lazear, E. P., Murphy, K. M. (2004). The Double Benefit of Tax Cuts. *Hoover Digest*, 1: 128-131.
- Bröthaler, J., Getzner, M. (2015). The Tax-Spend Debate and Budgetary Policy in Austria. *International Advances in Economic Research*, 21(3): 299- 315.
- Buchanan, J., Wagner, R. (1978). Dialogues Concerning Fiscal Religion. *Journal of Monetary Economics*, 4(3): 627-636.
- Chang, T., Liu, W. R., Caudill, S. B. (2002). Tax-and-spend, spend-and-tax, or Fiscal Synchronization: New Evidence for ten Countries. *Applied Economics*, 34: 1553-1561.
- Chang, T., Chiang, G. (2009). Revisiting the Government Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from 15 OECD Countries Based On the Panel Data Approach. *Czech Journal of Economics and Finance*, 59(2): 165-172.
- Coate S. and Morris S.(1995). On the form of transfers to special interests. *The Journal of Political Economy*. 103(6): 1210-1235.
- Dahlberg M. and Johansson E. (1998). The Revenues-Expenditures Nexus: Panel Data Evidence from Swedish Municipalities. *Applied Economics*, 30: 1379-1386.
- David E. Allen, and Michael McAleer. (2020). A Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) analysis of West Texas Intermediate Oil Prices and the DOW JONES Index. *Energies*, 13(15): 1-11.
- Enders W, Siklos P.L. (2012). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*. 19(2): 166-176.
- Enders W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. 4th Edition. John Wiley, New York.
- Ewing B. T., Payne J. E., Thompson, M. A., Al-Zoubi, O. M. (2006). Government Expenditures and Revenues: Evidence from Asymmetric Modeling. *Southern Economic Journal*, 73(1): 190-200.

- Granger C.W.J. and Yoon G. (2002). Hidden Cointegration. University of California Economics Working Paper, 2002-02. 1-48.
- Hatemi-J, A., Shukur G. (1999). The Causal Nexus of Government Spending and Revenue in Finland: a Bootstrap Approach. *Applied Economics Letters*, 6(10): 641-644.
- Hatemi-J A. And Uddin G.S., (2012). Is the casual nexus of energy utilization and economic growth asymmetric in the US? *Economic Systems*, 36(3): 461-469.
- Kollias C., Paleologou S-M. (2006). Fiscal policy in the European Union: tax and spend, spend and tax, fiscal synchronization or institutional separation? *J Econ Stud* 33:108-120
- Manuchehr Irandoust. (2018). Government spending and revenues in Sweden 1722-2011: evidence from hidden cointegration. *Empirica*, 45: 543-557.
- Mesut Karakas, Taner Turan. (2019). The Government Spending-Revenue Nexus in CEE Countries: Some Evidence for Asymmetric Effects. *Prague Economic Papers*, 28(6): 633- 647.
- Miller S. M., Russek F. S. (1990). Co-Integration and Error-Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending. *Southern Economic Journal*, 57(1): 221-229.
- Musgrave R. (1966). Principles of Budget Determination, in Cameron, H., Henderson, W., ed., *Public Finance: Selected Readings*. New York: Random House, 15-27.
- Narayan P. K., Narayan S. (2006). Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries. *Applied Economics*, 38(3): 285 -291.
- Niskanen. W. (1971). *Bureaucracy and representative government*. Chicago: Aldine-Atherton.
- Owoye O., Onafowora O. A. (2011). The Relationship between Tax Revenues and Government Expenditures in European Union and Non-European Union OECD Countries. *Public Finance Review*. 39(3): 429-461.
- Paleologou S-M. (2013). Asymmetries in the Revenue-Expenditure Nexus: A Tale of Three Countries. *Economic Modelling*, 30: 52-60.
- Payne J. E., Mohammadi H., Cak, M. (2008). Turkish Budget Deficit Sustainability and the Revenue-Expenditure Nexus. *Applied Economics*, 40(7): 823-830.
- Peacock A., Wiseman J. (1979). Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth. *Public Finance Review*, 7: 3-23.
- Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Phiri A. (2017). Long-run equilibrium adjustment between inflation and stock market returns in South Africa: a nonlinear perspective," *International Journal of Sustainable Economy*, Inderscience Enterprises Ltd, 9(1): 19-33.
- Ram R. (1988). Additional Evidence on Causality between Government Revenue and Government Expenditure. *Southern Economic Journal*, 54(3): 763-769.
- Romer C. D., Romer D. H. (2007). Do Tax Cuts Starve The Beast? The Effect of Tax Changes on

- Government Spending. NBER. Working Paper. No.13548.
- Saunoris J. W., Payne J. E. (2010). Tax more or spend less? Asymmetries in the UK Revenue expenditure Nexus. *Journal of Policy Modeling*, 32: 478-487.
- Schorderet Y. (2003). Asymmetric Cointegration. No. 2003.01, RePEc, 1-21.
- Shin, Y., Yu, B., Greenwood-Nimmo, N. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework, in Sickels, R., Horrace, W., ed., *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*. Springer, 281-314.
- Tiwari, A. K., Mutascu, M. (2016). The Revenues-spending Nexus in Romania: a TAR and MTAR Approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 29(1): 735-745.
- Toda, H. Y., Yamamoto, T.(1995). Statistical inference in Vector Autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2): 225-250.
- Turan, T., Karakas, M. (2018). The Relationship between Government Spending and Revenue: Nonlinear Bounds Testing Approach (NARDL). *Sosyoekonomi*, 26(30): 33-48.

Abstract

An Analysis on the Relationship between Revenue and Expenditure in the Integrated Finance of Busan Metropolitan City – Application of Nonlinear ARDL Model

Jung Yong Seok

The purpose of this paper is to analyze and compare the long-term relationship between revenue and expenditure of the integrated finance of Busan Metropolitan City from 1963-1991 (before the implementation of the local autonomy system: 1 period) and 1992-2018 (the implementation of the local autonomy system: 2 period). For this, the empirical analysis applied a nonlinear autoregressive lag distribution (Nardl) model. Prior to the implementation of the local autonomy system, revenues consisted of a relationship that regulated expenditure.

In the first period, there was a long-term balanced relationship in the direction that revenues regulated expenditures in Busan's finances. It means that the Busan city finance was operated under the regulation of the central government. And such a relationship was formed by the cointegration between the positive factors of revenue and expenditure. In the 2 period, the causal direction of revenue and expenditure was the same as in the 1 period, but the long-run equilibrium relationship was changed to a cointegration relationship between negative(-) elements. In the 2 period, there was a long-run asymmetry effect between revenues and expenditures. However, in the 2 period, it has been changed to have no long-run asymmetric effect. the decrease in expenditures due to the decrease in revenues decreased significantly compared to in the first period, and the decrease in revenues due to the decrease in expenditures increased. These estimates show that, with respect to the existence of long-term equilibrium, negative (-) disturbances on finances were corrected at a faster rate than positive (+) disturbances in the second phase. The fact that the increase and decrease in the unit amount of revenue and expenditure are statistically equal to each other can be seen as having important implications in terms of the stability of fiscal management.

Through this analysis, it can be seen that the positive(+) elements of the revenue and expenditure of Busan integrated fiscal revenue and expenditure was stable without significant change, but the negative(-) elements fluctuated and had a large impact. However, in the 2 period, such fluctuations decreased considerably. The results of this analysis show that attention needs to be paid to the asymmetry between the components in determining revenues and expenditures decisions.

Key Words: Busan consolidated finance, causality, hidden cointegration, Nardl, asymmetric effect