

국세수입 탄력성에 대한 분석

박 대 근* · 박 명 호**

요약

본 연구는 우리나라 국세수입의 경상 GDP에 대한 탄력성을 FMOLS (Fully Modified OLS) 방법을 적용하여 분석하고 있다. 국세수입은 비례적 조정방법(Proportional Adjustment method)을 사용하여 각 연도별 세제개편에 따른 세수효과를 조정한 값으로 하여 경기변동에 의한 세수변화만을 나타내는 세수 탄력성을 추정한다. 1999-2014년을 대상으로 한 분석 결과, 2007년을 전후로 구조변화가 있는 것으로 나타났다. 1999-2006년 동안의 세수 탄력성은 0.96이었지만 2007-2014년 동안에는 세수 탄력성이 0.69로 낮아진 것으로 나타났다. 이는 동일한 경상 성장률을 달성하더라도 최근의 세수증가율은 더욱 낮아졌음을 의미한다.

주제분류 : B030501

핵심 주제어 : 국세수입, 세수 탄력성, FMOLS, 구조변화

I. 서 론

최근 연속 3년으로 국세수입 예산보다 국세수입 실적이 부족하여 세수추계의 정확성에 대한 논란이 벌어지고 있다. 특히 5년 단위로 매년 작성되는 국가재정운용계획 상의 국세수입계획과 세수실적을 비교하면 그 괴리가 훨씬 커진다. 행정부의 단기적인 세수전망은 세목별로 과세베이스의 변화와 세제개편에 따른 세수효과를 반영한 세수추계모형을 통해 이루어진다. 이때 경상 GDP에 대한 국세수입 탄력성은 세목별 세수추계모형을 보완하는 지표로 활용되고 있다. 한편 국가재정운용계획 상의 5년 단위의 국세수입 전

* 카이스트 대우교수, e-mail: sdkpark@business.kaist.ac.kr

** 교신저자, 한국조세재정연구원 연구위원, e-mail: ecpmh@kipf.re.kr

망에서는 경상 GDP에 대한 국세수입 탄력성이 주로 활용된다. 따라서 국세수입 전망에 사용되는 국세수입 탄력성이 실제 수치보다 큰 값이 사용된다면 국세수입의 단기 예산 또는 중기 계획이 체계적으로 과대 전망되며, 이에 기초한 국가재정운용계획의 실현가능성은 매우 낮아진다. 이에 본 연구에서는 국세수입의 경상 GDP 탄력성을 실증분석하여 그 값이 최근 낮아졌는지를 검증하고, 그렇다고 한다면 과거에 비해 얼마나 낮아졌는지를 분석하고 있다.

일반적으로 사용되는 국세수입의 경상 GDP 탄력치는 경상 GDP 증가율 대비 국세수입 실적의 증가율을 나타내는 개념인 세수 부양성(buoyance)이다. 이렇게 정의된 세수 부양성의 개념에는 세계개편에 따른 세수변화분이 반영되어 있기 때문에 경기변동에 의한 국세수입 변화만을 전망하는데 한계가 있다. 따라서 경기변동에 따른 세수변화를 예측하기 위해서는 세계개편에 따른 세수변동 부분을 조정하여 경상 GDP의 변화에 따른 세수변동만을 나타내는 개념인 세수 탄력성(elasticity)을 사용하여야 한다.¹⁾ 그러나 박형수 등(2012)에서 언급한 것처럼 과세당국은 확정된 개정세법에 의한 세수효과를 공식적으로 발표하지 않아 국세수입의 경상 GDP 탄력성에 관한 국내연구는 거의 존재하지 않는다. 따라서 세계개편에 따른 세수효과를 조정하여 경상 GDP의 변화에 기인한 국세수입 변화를 추정한 본 연구는 국세수입 탄력성을 체계적으로 분석하였다는 의의를 갖는다. 그리고 이러한 분석 결과는 향후 국가재정운용계획의 국세수입 전망에 유용하게 사용될 것으로 기대한다.

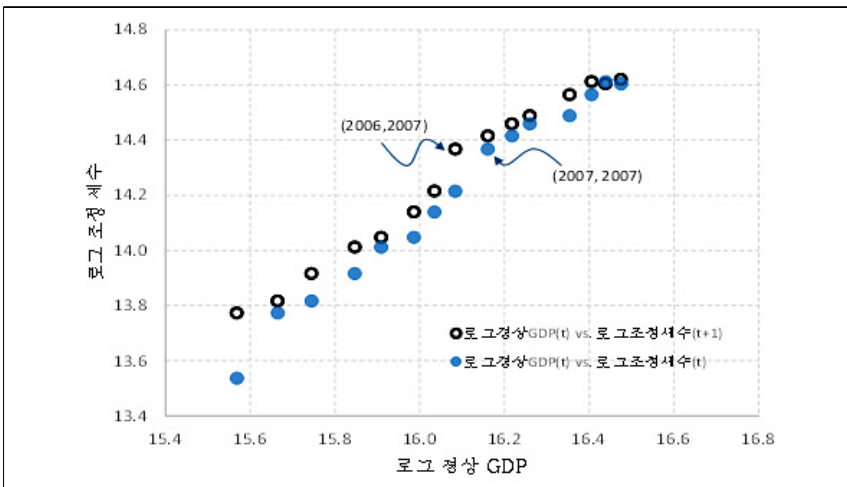
II. 연구방법 및 분석결과

본 연구는 경상 GDP 변화에 따른 국세수입 탄력성을 분석하기 위해 한국은행이 발표하는 경상 GDP 시계열과 국세청의 국세통계연보에서 제공하는 국세수입 시계열을 사용한다. 국세통계연보 상 국세수입 실적은 부가가치세 수입 중 11%를 지방소비세로 차감하고 또한 소득세 수입에서 근로장

1) '부양성'과 '탄력성'의 개념에 대한 설명은 Jenkins et. al.(2000)의 pp.35-46을 참조하기 바란다.

려금을 차감한 결과이다. 이에 본 연구에서는 지방소비세와 근로장려금을 국세수입 실적에 다시 가산함으로써 경상 GDP 변화에 자동적으로 반응하는 국세수입의 변화를 측정하고 있다. 이와 더불어서 본 연구에서는 세계개편에 따른 세수변동 요인을 조정하기 위하여 각 연도 세법 개정안에 대한 국회심사보고서 상 세수효과 추계치 및 국회에서 확정된 세계개편에 대한 기획재정부 세제실의 세수효과 추계치를 사용한다. 이런 세계개편에 따른 세수변동 요인에 대한 자료와 국세수입 시계열 자료에 Prest(1962) 및 Koester and Priesmeier(2012) 등에서 사용한 비례적 조정방법(Proportional Adjustment method)을 적용하여 1999년 세계를 기준으로 하는 1999-2014년 동안의 조정된 국세수입 총량 시계열 자료(이하 '조정 세수')를 생성한다.²⁾

【그림 1】 로그 조정 세수와 로그 경상 GDP



위의 <그림 1>은 1999년부터 2014년까지의 조정 세수와 로그 경상 GDP 간의 움직임을 그림으로 나타내 본 것이다. 우선, 경상 GDP(t)에 대해 익년도($t+1$) 조정 세수와 동일 연도 조정세수(t)를 하나의 그림 안에 동시에 나타냈다.³⁾ <그림 1>을 살펴본바 각 조합별로도 유의한 상관관계가

2) 1999년 이전에는 세계개편에 따른 세수효과가 자료가 존재하지 않아 1999년을 분석의 시작점으로 한다. 또한 국회에서 확정된 세계개편에 대한 세수효과 자료가 존재하지 않은 2008년 이전에 대해서는 국회심사보고서 상 자료를 사용하고 있다.

있어 보이므로 각각 경상 GDP에 대한 래그 효과를 차별화하여 모형을 추정한다.

본 연구에서는 두 개의 시계열이 모두 불안정하지만, 두 시계열 간에는 안정적인 관계가 있다고 가정하고, 공적분 관계식을 통해 아래의 식 (1)로서 탄력성을 모형화한다.⁴⁾ 이 모형에서 탄력성은 공적분식의 기울기인 β 로서, 이 값의 수준 및 변동성에 따라 조정 세수의 범위가 결정된다.

$$y_t = \alpha + \beta x_{t-k} + u_t, \quad t = 2000, \dots, 2014. \quad (1)$$

여기서, y_t 는 로그 조정 세수, x_{t-k} 는 $k(=0,1)$ 기 이전 로그 경상 GDP이다. 오차항들의 계열상관과 x_{t-k} 의 내생성이 존재한다고 가정하였으며 이 가정에 적합한 추정방법으로서 Phillips and Hansen(1990)의 FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Square)를 활용한다.⁵⁾ 해당 추정 방법은 Johansen(1988)년의 오차수정모형과 동일한 점근적(Asymptotic) 분포를 가지는 계수를 추정해 주면서도, Johansen(1988)과는 다르게 모형의 구조가 단순하여 해석과 예측에 용이한 장점이 존재한다.

FMOLS로 추정한 결과는 아래의 <표 1>에 제시되어 있다. FMOLS로 추정한 탄력성 값은 OLS로 추정한 탄력성 값⁶⁾보다 낮은 것으로 나타났다. 이는 계열상관과 내생성에 의한 편의를 보정하였기 때문으로 판단된다. 따라서 계열상관과 내생성을 고려하지 않은 탄력성 추정치를 사용하여 조정세

3) 그 이유는 일부 주요 세목(예: 소득세 신고분, 법인세 신고분)의 세수입의 귀속 연도는 전년도인 경우가 존재하기 때문에 t 년도 경상 GDP와 $t+1$ 년도 조정 세수의 관계를 보여주고 있기 때문이다. 또한 전년도 경상 GDP를 사용함으로써 결과적으로 경상 GDP와 세수의 내생성 문제도 어느 정도 통제하고 있다고 본다.

4) Phillips-Perron(1998)의 단위근 검정 결과 두 시계열 모두 단위근이 존재하고, Hansen(1992)에 의한 공적분 검정 결과, 공적분이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

5) 모형 추정과 관련하여 공적분 회귀변수, 여기서 로그 경상 GDP는 시간추세를 가진다고 가정하였으며, OLS 잔차에 대한 prewhitening filter의 래그는 AIC (Akaike Information Criterion)가 가장 낮은 값으로 결정하였다. 장기 분산을 구하기 위한 kernel은 quadratic spectral kernel를 사용하였으며, bandwidth는 Andrews(1991)가 제시한 숫자를 활용하였다. 로그 경상 GDP의 래그 효과는 0, 1층의 하나로 보아 각각 가정 하에 모형을 추정하였다. FMOLS에 대한 설명은 Phillips and Hansen(1990)을 참고하기를 바란다.

6) OLS로 추정했을 경우에는 k 가 0일 때는 1.0948, 그리고 k 가 1일 때는 1.0325로 추정되었다.

수를 예측하는 것은 과다 예측의 문제를 야기하게 되므로 통계적인 적합성을 추구하는 것이 필요하다.

【표 1】 모형 추정 결과

k	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Long-run Variance Estimate
0	-3.1402***	1.0788***	2.10E-03
1	-1.7795**	0.9984***	2.03E-03

주: *** 1%, ** 5%, * 10% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

이러한 탄력성 추정과 관련하여 또 다른 중요한 문제는 이러한 탄력성이 해당 기간 동안 변화 없이 유지가 되었는지를 파악하는 것이다. 앞서의 <그림 1>에서 보듯이, 만약 공적분식의 기울기로서 탄성성이 2007년을 전후로 하여 크게 변화했다면, 이는 2014년 이후 조정 세수를 예측하는 과정에 유의한 영향을 미치게 된다. 이에 탄력성의 수준이 해당 기간 동안 변화하지 않았다는 가설을 유지할 수 있는지를 검증하는 것이 필요하다.

일반적인 회귀모형에서 모수의 변화를 검정하는 방법 중에서 가장 빈번하게 쓰이는 방법은 Chow(1960)의 방법이다. Chow(1960)는 안정적인 시계열에서 한 번의 구조변화를 안다고 가정하고 전체 모수들의 안정성을 검정하는 통계량과 분포를 유도하였다. Quandt(1960)는 Chow(1960)의 가정을 한 단계 완화하여 구조변화시점을 모른다고 가정하고서 가장 유의한 구조변화 시점과 전체 모수들의 안정성을 동시에 검정하는 통계량을 제시하였다. Andrews (1993)는 Quandt(1960)의 통계량에 대한 분포를 유도하였는데, Supremum Wald 통계량, Supremum Lagrangian Multiplier 통계량, Supremum Likelihood Ratio 통계량에 공통적인 분포를 도출하였다. 한편 Hansen(1992)은 회귀변수에 대한 가정을 완화하여 불안정적인 회귀변수에도 적용할 수 있는 통계량을 제시하고 그 분포를 유도하였다. 본 연구의 모형에서는 구조변화 시점을 정확하게 파악하기 어려운 동시에, Andrews(1993)처럼 안정적인 회귀변수가 아닌 로그 경상 GDP와 같은 불안정한 회귀변수를 다루고 있다. 이에 본 연구에서는 Hansen(1992)의 방법을 적용하여 모수의 구조변화를 검증한다.

2004년부터 2010년까지 $k = 0, 1$ 에 대해 구조변화 시점을 달리하여

supF 통계량을 추정하였다(〈표 2〉 참조).⁷⁾ 2007년 시점을 전후로 구분했을 때의 SupF이 가장 높게 계산 되었는데, 이는 $k=0,1$ 에 대해 동일한 결과를 보인다. 이는 2007년의 조정 세수의 급격한 증가 이후, 2008년 금융 위기를 거치면서 조정 세수의 증가 속도가 둔화된 것을 반영하고 있는 것으로 보인다.

【표 2】 supF 추정 결과

연도 시차	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
$k=0$	0.6850	3.7400	6.2634	8.9189	5.4223	4.8568	4.7680
$k=1$	0.2989	3.1016	6.1526	11.0923*	6.2516	4.7946	4.8681

주: *** 1%, ** 5%, * 10% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

유의확률로 판단했을 경우에는 $k=0,1$ 에 대해 다른 결과를 나타낸다. 두 가지 경우($k=0,1$) 모두 2007년도를 전후로 탄력성의 변화가 존재하는 것으로 파악은 되지만, 동일 연도의 로그 경상 GDP로는 유의한 변화로 보기 어려운 반면, 전년도 로그 경상 GDP로는 유의한 변화가 있었던 것으로 나타났다. 또한, 2007년도 이외의 다른 시기에서는 유의하지 않은 것으로 판단되어, 한 번의 변화만이 있었던 것으로 파악된다⁸⁾. 이에 2007년을 전후로 하여 더미를 통해 모형을 추정한바 그 결과는 아래의 〈표 3〉과 같다.⁹⁾

7) supF에 대한 설명은 Hansen(1992)을 참고하기를 바란다.

8) 2005년 현금영수증제도의 도입은 신용카드 활성화 정책과 더불어서 세원투명성 제고 및 세수확대에 커다란 영향을 미쳤고, 그 효과는 2007년에 정점에 도달한 후 점차 둔화되고 있는 것으로 보인다(박명호 외(2010)). 이런 사실은 2007년 전후로 세수 탄력성에 구조적 변화가 있었음을 시사한다.

9) small Sample일 경우에는 모수의 추정치에 대한 추론을 할 때, 추정치의 분산이 Large Sample에 비해 상대적으로 크게 추정되고, 자유도가 낮은 t분포를 사용하게 되므로 귀무가설을 기각하기 위한 임계치도 상대적으로 크다. 추정치 값이 분산에 비해 상당히 커야만 유의성이 보장될 수 있으므로 Small Sample에서 유의한 결과를 찾아내기에는 어려움에도 불구하고, 모수들이 모두 유의하게 추정되고 있으며, 특별히 구조 변화 전후로도 추정치가 유의한 것으로 보아 small sample이지만, 본고의 결과를 잘 지지하는 것으로 나타났다.

【표 3】 탄력성 변화 추정 결과

k	년도	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Long-run Variance Estimate
0	2006년 이전	-2.2277***	1.0204***	3.55E-03
	2007년 이후	2.6829***	0.7235***	
1	2006년 이전	-1.1889**	0.9592***	1.48E-03
	2007년 이후	3.2010***	0.6944***	

주: *** 1%, ** 5%, * 10% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

여기서, k 가 0인 경우와 1인 경우 구조변화의 유의성과 각각의 장기분산 추정치로 판단해 보건대, 전년도 로그 경상 GDP를 사용한 모형이 동일 연도의 로그 경상 GDP를 사용한 모형보다 구조변화가 유의하게 나타났고, 장기분산 추정치가 보다 작게 추정이 되었다. 이에 본 연구에서는 조정 세수에 대한 탄력성 해석 및 조정 세수 전망에 있어서 회귀변수가 전년도 로그 경상 GDP인 모형을 활용하기로 한다. 이러한 결과는 앞의 각주 5)에서 언급한 것처럼 실제로 국세수입의 상당 비중이 전년도 경제실적을 기반으로 하고 있기 때문인 것으로 판단된다. 이는 향후의 연구에서 세목별로 탄력성 모형을 다르게 적용하는 것이 필요함을 시사한다.

추정된 탄력성 모형의 활용 가능성을 보여주기 위해 향후 5년간의 국세수입의 예측치 및 95% 신뢰구간을 추계한바 아래의 <표 3>과 <그림 2>와 같다. 여기서, 국세수입 전망에 필요한 회귀변수인 전년도 로그 경상 GDP는 2015년의 경우 래그 효과를 감안하여 2014년도 한국은행 잠정치로, 2015년 이후는 경상 GDP 성장률이 2015년 3.1%, 2016년 이후는 3.4%로 가정하였다.¹⁰⁾

10) 해당 수치는 2005년 4월 한국은행이 발표한 경제성장률 전망과 동일한 값으로서 GDP 디플레이터 상승률이 0이라는 보수적인 가정에 의해 나온 수치이다. 향후 경상 GDP 성장률에 대한 전망이 나온다면 동일한 방법으로 지방소비세 및 근로장려금을 포함한 국세수입을 전망할 수 있을 것이다.

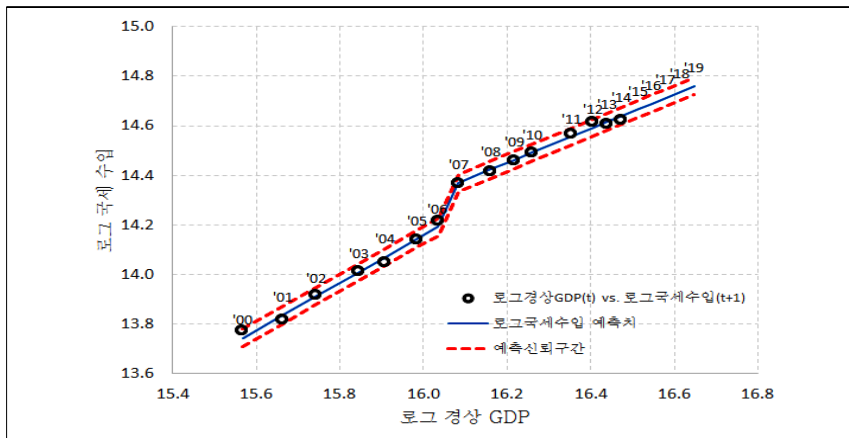
【표 4】 탄력성을 이용한 국세수입의 증기 전망

(단위: 조원)

예측년도	95%하한	예측치	95%상한
2015	226.5	234.5	242.8
2016	231.5	239.7	248.1
2017	237.0	245.4	254.0
2018	242.7	251.3	260.1
2019	248.4	257.3	266.3

주: 본 예측치는 지방소비세와 근로장려금을 차감하기 이전의 국세수입에 대한 전망임에 유의하기 바란다. 그리고 2015년 이후의 세제는 2014년 세제와 동일하다는 전제 아래에서 조정 세수와 국세수입은 동일한 값이 되기 때문에 전망치를 제시함에 있어서 조정 세수 대신 국세수입이라고 하였다.

【그림 2】 탄력성을 이용한 로그 국세수입 전망

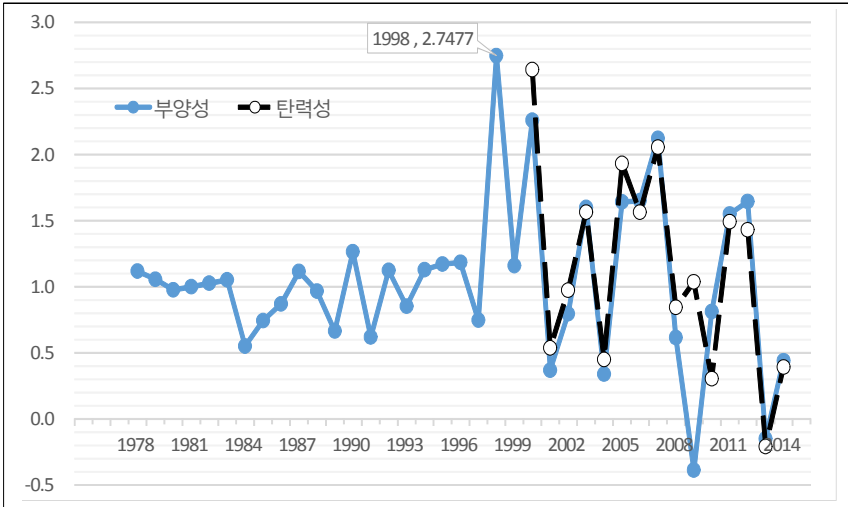


주: 위 그림은 추정된 모형을 활용하여 전년도 로그 GDP에 따른 로그 국세수입의 예측치 및 신뢰구간을 나타낸 것이다. 2007년을 기점으로 탄력성의 수준이 낮아짐에 따라 국세수입 증가율은 2007년 이전 보다 경상 GDP 성장률에 비해 더욱 낮게 예측되었다.

본 연구의 전망결과에 따르면, 세수 탄력성이 상대적으로 과거에 비해 낮아졌기 때문에 국세수입 증가율은 경상 GDP 성장률에 비해 더욱 낮게 예측된다. 이는 향후 국세수입의 예측에 있어서 보수적으로 예측하는 것이 필요함을 시사한다. 또한 추정된 국세수입과 가정된 경상 GDP 성장률로부터 역으로 세수 탄력성을 추산해 보면, 2017년 이후는 탄력성의 범위가 -0.33에서 1.71까지 되어서 세수가 크게 신장될 가능성도 있지만 2013년 도처럼 경상 GDP는 증가하였음에도 국세수입 실적은 감소하는 경우도 발생할 수 있음을 내포하고 있다.

한편 1978년 이후의 부양성과 2000년 이후의 탄력성을 동시에 고려했을 때, 1980~1990년대에 비해 2000년대 들어 부양성과 탄력성의 변화가 상대적으로 심한 것으로 나타났다(아래의 <그림 3> 참조). 따라서 향후 세수 전망에서 있어서 세수 탄력성의 변동성이 과거에 비해 확대되었다는 점을 유의할 필요가 있다.¹¹⁾

【그림 3】 국세수입의 탄력성 및 부양성 추이



주: 위 그림은 부가가치세가 도입된 이후 시점인 1978년부터 부양성과 탄력성을 함께 나타낸 것이다. 부양성의 경우, 1998년 이후부터 변동성이 이전 연도보다 상대적으로 커진 것을 알 수 있다. 탄력성의 경우는 이전 데이터가 존재하지 않아 확인하기 어렵지만 부양성과 2000년 이후 추이가 동일하게 나타나므로 탄력성 또한 변동성이 확대된 것을 유추해 볼 수 있다.

Ⅲ. 결 론

본 연구의 결과를 보면, 우리나라 국세수입의 경상 GDP 탄력성은 2007년을 전후로 구조적인 변화를 경험한 것으로 나타났다. 그 결과 세수 탄력성은 1999-2006년 동안에는 0.96인 반면 2007-2014년 동안에는 0.69로 더 비탄력적으로 변화한 것으로 분석되었다. 이와 같이 최근에 세수 탄

11) 외환위기 이후 세수 부양성의 변동성이 확대된 원인에 대해서는 아직 명확하게 밝혀진 바 없다. 따라서 추후 엄밀한 연구가 필요하다고 본다.

력성이 감소하였다는 사실은 향후 세수 전망을 보수적으로 해야 함을 시사한다. 그렇지 않으면 지난 3년처럼 국세수입 예산보다 실적이 낮은 세수결손 현상이 발생할 수 있음을 보여준다. 더불어서 세수 탄력성 하락은 잠재성장률의 하향 추세 가운데 지속적으로 증가하고 있는 재정지출 수요를 충당하기 위해서는 세제개편을 통한 세수증대 노력이 필요함을 나타낸다. 이와 더불어서 세수 탄력성 및 부양성의 변동성이 외환위기 이후 확대된 것으로 보이며, 이는 세수 탄력성을 통한 세수 전망 오차가 과거보다 확대될 수 있음을 시사한다.

본 연구는 국세수입 총량이 경상 GDP의 변화에 얼마만큼 자동적으로 반응하는지를 분석하였다. 국세수입 총량은 서로 상이한 과세베이스를 지닌 여러 세목들의 세수 합계이다. 따라서 향후에는 자료를 추가 확보하여 세목별 탄력성에 대한 분석을 통해 최근 세수 탄력성의 하락이 어느 세목에 기인하는지 추가적으로 분석할 필요가 있다.

투고 일자: 2015. 4. 16. 심사 및 수정 일자: 2015. 4. 27. 게재 확정 일자: 2015. 5. 4.

◆ 참고문헌 ◆

- 박명호·우석진·빈기범 (2010), "DYMIMIC 모형을 통한 지하경제 규모의 추정," 『지하경제 규모의 측정과 정책시사점』, 연구보고서 10-12. 서울: 한국조세연구원, 117-177.
- 박형수·박명호·김학수·정재호 (2012), 『중장기 세수 변동요인 분석 및 향후 전망』, 연구보고서 12-02. 서울: 한국조세연구원.
- Andrews, Donald W. K. (1991), "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, Vol. 59, pp.817-858.
- _____ (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp.821-856.
- Chow, G. (1960), "Tests of Equality Between Sets of coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, 28, pp.591-605.
- Hansen, B. E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions

- with I(1) Processes,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp.321-335.
- Jenkins, G. P., C-Y. Kuo, and G. P. Shukla (2000), *Tax Analysis and Revenue Forecasting: Issues and Techniques*, Harvard Institute for International Development, Harvard University.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.
- Koester, G. B., and C. Priesmeier (2012), *Estimating Dynamic Tax Revenue Elasticities for Germany*, Discussion Paper No. 23/2012, Deutsche Bundesbank.
- Phillips, P. C. B and B. E. Hansen (1990), “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes,” *Review of Economic Studies*, 57, pp.99-125.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75(2), pp.335-346.
- Prest, A. (1962), “The Sensitivity of the Yield of Personal Income Tax in the United Kingdom,” *The Economic Journal*, Vol. 72, pp.576-592.
- Quandt, R. (1960), “Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes,” *Journal of the American Statistical Association*, 55, pp.324-330.

Empirical Analysis on the Elasticity of Tax Revenue in Korea

Dae-Keun Park* · Myung-Ho Park**

Abstract

This paper estimates the elasticity of tax revenue for the years 1999-2014 in Korea, using the fully modified ordinary least squares(FMOLS) method. The tax revenue dataset is adjusted for the effects of tax reforms by using the proportional adjustment method. Our findings reveal that overall tax elasticity decreased from 0.95 for 1999-2006 to 0.69 for 2007-2014. This decrease implies that the authority must seek additional tax revenue by introducing discretionary changes due to tax policies.

KRF Classification : B030501

Key Words : tax elasticity, tax revenue, FMOLS, structural change

* Adjunct Professor, KAIST College of Business, e-mail: sdkpark@business.kaist.ac.kr

** Corresponding Author, Research fellow, Korea Institute of Public Finance, e-mail: ecpmh@kipf.re.kr