

租稅行政의 裁量性에 관한 經驗的 根據

高 英 先

(本院 研究委員)

* 초고를 읽고 유익한 논평을 해주신 성균관대학교 안종범 교수, 한국조세연구원 현진권 박사, 그리고 本院의 세미나 참석자들에게 감사드린다

◇ 要 約 ◇

우리나라 조세행정의 문제점에 대해서는 그동안 여러 측면에서 논의가 진행되어 왔다. 본 연구는 이러한 문제점들 가운데 징세당국의 재량적 과세행위에 초점을 맞추고자 한다. 재량적 과세행위는 조세수입의 감소를 초래할 수 있으며 재정의 경기안정화기능을 약화시킬 수 있다. 예를 들어, 경기가 예상외로 활성화되어 징세노력을 특별히 강화하지 않더라도 예산상 정해진 세수를 쉽게 확보할 수 있는 경우, 당국이 실제로 징세노력을 덜 기울인다면 조세수입이 감소하고 경기안정화기능이 약화된다.

징세당국의 재량적 과세행위를 자료에서 포착하는 방법은 직관적으로 간단하다. 즉, 세수방정식에 일반적으로 사용되는 변수들(경상성장률 등) 외에 예산상의 세수목표 또는 예상했던 성장률을 독립변수로서 추가로 포함시키면 된다. 이들 변수들이 실제세수를 설명하는 변수로서 역할을 한다면 이러한 요인에 따라 징세노력이 변한다고 결론지을 수 있다.

본고의 추정결과에 따르면 실제성장률이 예상성장률보다 높으면 징세노력이 약화되고, 반대로 실제성장률이 예상성장률보다 낮으면 징세노력이 강화되는 경향이 나타난다. 이러한 경향은 소득세, 상속세, 부가가치세의 경우에 현저하며, 다른 세목에서는 별로 보이지 않는다. 만일 경기변동에 따라 당국이 징세노력을 강화시키거나 약화시키지 않았다면 이들 3개 세목에서 추가로 징수할 수 있었던 조세수입은 1980~98년간 평균적으로 GDP 대비 0.2%에 달하였을 것으로 추정된다. 또한 외국과 유사한 수준으로 재정수지의 경기안정화기능이 강화되었을 것으로 추정된다.

I. 서 론

우리나라 조세 행정의 문제점에 대해서는 그동안 여러 측면에서 논의가 진행되어 왔다(원윤희[1998], 현진권[1998, 2000a] 등). 먼저 효율성 측면에서는 전산화에도 불구하고 관련부처 간의 자료협조 미비나 비효율적인 과세정보관리 등이 문제점으로 지적되고 있다. 또한 효과성 측면에서는 서비스행정 또는 조장행정의 측면보다는 강제행정 또는 권력행정으로서의 성격이 상대적으로 강함으로 인해 국민들의 신뢰를 받지 못하고 자발적인 납세의식을 촉진시키지 못하고 있는 점이 지적된다. 특히 조세법률주의의 원칙에도 불구하고 납세자의 실제 조세부담이 상당 부분 과세관청의 행정행위를 통해 결정되는 것은 중요한 문제점으로 부각되고 있다. 표준소득률이나 신고기준을 등 각종 행정기준을에 의해 과세가 이루어지고 있으며, 지방세의 각종 과세표준도 시장·군수 등이 재량적으로 결정하는 과세시가표준액에 의하여 결정되고 있기 때문이다.

본 연구는 이러한 문제점들 가운데 징세당국의 재량적 과세행위에 초점을 맞추고자 한다. 재량적 과세행위는 납세자들이 느끼는 조세부담의 불확실성을 증대시켜 경제활동에 부정적 영향을 미칠 수 있으며, 납세자들 간 조세부담의 불공평성을 초래할 수 있고, 조세수입규모가 재량성이 개입되지 않았을 경우보다 작아질 수 있다. 또한 극단적인 경우에는 부패와 비리로 연결될 수 있다.

이 가운데 정부의 입장에서 특히 문제가 될 수 있는 것은 재

량적 과세행위로 인한 조세수입의 감소이다. 예를 들어, 경기가 예상외로 활성화되어 징세노력을 특별히 강화하지 않더라도 예산상 정해진 세수를 쉽게 확보할 수 있는 경우에는 통상적인 징세노력을 기울였을 때보다 세수가 줄어들 수 있다.¹⁾

물론 반대로 예상외로 경기가 침체되어 예산상 정해진 세수를 확보하기 위해서 보다 많은 징세노력을 기울일 경우에는 세수가 늘어나게 된다. 그러나 만일 평균적으로 성장률 예측이 실적치를 하회하는 경향이 있다면, 평균적으로 성장률 예측이 실적치와 근접한 경우 또는 이를 상회하는 경우보다 세수가 줄어들 것이다.

징세노력이 조세수입에 미치는 영향이 클 경우 발생하는 또 다른 문제점으로는 재정의 자동안정화기능이 저해된다는 점을 지적할 수 있다. 성장률 예측이 평균적으로 실적치에 상당히 근접하고 있다 하더라도, 개별 연도에 있어서는 예측치가 실적치를 상회하거나 하회하게 된다. 특히 경기예측은 특성상 과거의 자료를 바탕으로 이루어지기 때문에 내년에도 금년과 같이 경기상승이 지속되거나 경기하강이 지속될 것이라는 결론을 내리는 경우가 많다. 즉, 경기고점(peak)과 경기저점(trough)을 제대로 예측하지 못하는 것이다.

만일 경기고점을 제대로 예측하지 못하여 경기가 예상치 못한 하강국면에 진입할 경우를 생각해 보자. 정상적인 상황에서는 경기하강에 따라 조세수입이 줄어들도록 방치하는 것이 바람직하지만, 징세당국의 입장에서 주어진 세입목표를 달성해야 하는 부담이 있다면 징세노력을 강화하여 조세수입의 감소폭을 줄이려 할 것이다. 이에 따라 세입의 자동안정화기능이 저해된다. 반대

1) 또 다른 예로서 부패와 비리로 인해 조세수입이 정부로 귀속되지 않고 징세공무원들의 개인수입으로 전환되는 경우도 생각할 수 있다.

로 경기저점을 제대로 예측하지 못한 경우에도 역시 세입의 자동안정화기능이 저해된다.

본 논문은 과연 이러한 현상이 실제로 발생하고 있는지를 살펴보는 데 목적이 있다. 이를 위해 조세수입을 설명하는 변수로서 성장률 예측치나 예산상의 세입규모가 통계적 유의성을 갖는지를 분석한다. 만일 앞에서 설명한 것처럼 성장률 예측치나 예산상의 세입규모에 따라 징세노력의 정도가 달라지고, 이에 따라 실제의 조세수입이 영향을 받는다면, 성장률 예측치나 예산상의 세입규모는 조세수입을 설명하는 변수로서 통계적 유의성을 보여야 한다.

본 논문의 분석결과에 의하면 성장률 예측치는 조세수입에 영향을 미치는 변수로 나타난다. 즉, 징세행정의 재량성이 조세수입에 영향을 미치는 것으로 해석된다. 세목별로 살펴볼 때 이러한 경향은 더욱 뚜렷이 나타난다. 개인소득세, 상속·증여세, 부가가치세의 경우에는 성장률 예측치가 조세수입에 큰 영향을 미치지만, 특별소비세, 인지세, 관세의 경우에는 조세수입에 별 영향을 미치지 않는다. 법인세의 경우는 표본기간에 따라 다소 상반되는 결과를 얻게 된다.

개인소득세나 부가가치세는 표준소득률이나 신고기준을 등으로 인해 징세당국이 재량을 발휘할 여지가 상대적으로 많으므로 이들의 경우 성장률 예측치가 조세수입에 영향을 미치는 정도가 큰 것은 당연한 결과로 보인다. 상속·증여세의 경우에도 세원을 포착하기 어렵기 때문에 징세노력의 많고 적음에 따라 세수확보가 큰 영향을 받는 것으로 파악된다. 반면 특별소비세, 관세, 인지세는 조세체계상 징세당국이 재량을 발휘할 여지가 적고, 세원도 쉽게 노출이 되어 있어 징세과정에서 재량성이 거의 개입되지 않는 것으로 보인다.

이러한 결과를 바탕으로 본 논문에서는 만일 통상적인 징세노력을 지속적으로 기울였다면, 즉 징세과정에서 재량성이 발휘되지 않았다면 어느 정도 세수가 증가 또는 감소하였을 것인가를 살펴본다. 추산결과는 일부 세목(개인소득세, 상속·증여세, 부가가치세)의 경우 연도에 따라 상당한 규모의 세수가 추가로 확보될 수 있었을 것임을 보여준다.

마지막으로 본 논문에서는 징세당국이 통상적인 징세노력을 지속적으로 기울였다면 세입의 경기안정화기능이 어느 정도 강화되었을 것인가를 살펴본다. 우리나라에서 재정의 경기안정화기능은 외국에 비해 약했던 것으로 평가된다. 만일 경기상황과 무관하게 당국이 일정한 징세노력을 지속적으로 기울였다면 세입의 경기안정화기능이 강화되어 전반적인 재정의 경기안정화에 기여하였을 것으로 예상할 수 있다. 본고의 분석결과는 이러한 가설을 지지하고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 II장에서는 조세행정의 재량성을 파악하기 위한 네 가지 모형을 제시한다. 그리고 III장에서는 당국이 그동안 세수를 얼마나 잘 예측해 왔는지를 참고로 살펴본다. IV장에서는 모형추정 결과를 제시한다. V장에서는 이러한 결과가 세수확보의 측면과 경기안정화 측면에서 어떠한 점을 시사하는지 살펴본다. VI장에서는 주요 내용을 요약하고 결론을 짓는다.

II. 모 형

본 논문에서 살펴보는 세목은 개인소득세, 법인세, 상속·증여세, 부가가치세, 특별소비세, 인지세, 관세이다. 이들 7개 세목은 통상적으로 전체 국세의 70~90%를 차지해 왔다(고영선[2000]). 아래에서는 네 가지 모형을 설정하여 7개 세목 각각에 대해 징세행정의 재량성을 검증하기로 한다.

1. 모형 1

이제 특정 세목(예를 들어, 소득세)의 세수 T^* 와 경상GDP는 다음 식 (1)과 같은 관계를 가진다고 가정하자.

$$\log T^* = \alpha + \beta \log GDP. \dots\dots\dots (1)$$

식 (1)의 T^* 는 통상적인 징세노력을 기울일 때의 세수, 즉 재량적으로 세수를 늘리거나 줄이지 않을 때의 세수를 나타낸다.²⁾ 실제로는 징세과정에서 당국의 재량이 개입되므로 실제의 세수 T 는 잠재적인 세수 T^* 와 달라지게 된다. 식 (1)에서 β 는 경상GDP에 대한 잠재적인 세수의 탄력성이다.

표기를 단순화하기 위해 $y^* = \log T^*$, $x = \log GDP$, $y = \log T$ 로 표현하자. 그러면 식 (1)은 다음 식 (1')이 된다.

2) 보다 엄밀히 말하면 T^* 는 경상성장률의 실적치가 예상치와 같을 경우의 세수이다.

$$y^* = \alpha + \beta x. \dots\dots\dots (1')$$

이제 예상보다 경기가 침체되어 내년도 x 의 값이 z 보다 작은 x_1 으로 실현된 경우를 생각해 보자. 이 경우 징세당국은 추가적인 징세노력을 통해 식 (1')에서 계산되는 세수보다 더 많은 세수를 거두어들인다. $x = x_1$ 일 경우 식 (1')에서 계산되는 y 값을 y_1^* 라 하고, 추가적인 징세노력을 통해 실현된 y 값을 y_1 이라 하면

$$y_1 > y_1^* \equiv \alpha + \beta x_1 \dots\dots\dots (2)$$

이 된다.

반대로 만일 예상보다 경기가 활성화되어 내년도 x 의 값이 z 보다 큰 x_2 로 실현된다면, 징세당국은 징세노력을 줄이게 된다. $x = x_2$ 일 경우 식 (1')에 따라 계산되는 세수를 y_2^* 라 하고 징세노력을 줄일 경우의 y 를 y_2 라 하면

$$y_2 < y_2^* \equiv \alpha + \beta x_2 \dots\dots\dots (3)$$

이 된다.

결론적으로 실제의 세수는 잠재적인 세수보다 경상GDP에 대한 탄력성이 작아지게 된다. 실제세수의 탄력성을 b 라 표현하고 x 와 y 사이의 관계를 다음 식 (4)와 같이 표현하자.

$$y = a + bx. \dots\dots\dots (4)$$

앞의 논의에 따르면

$$\beta > b \dots\dots\dots (5)$$

의 관계가 성립한다. 즉, 실제의 탄력성은 잠재적인 탄력성을 하회한다. 이는 서론에서 언급한 바와 같이 재량적 징세행정으로

인해 세입의 자동안정화기능이 감소하는 경향을 나타낸다. 이러한 관계는 다음 [그림 1]에 제시되어 있다.

[그림 1]에 따르면 $x = z$ 일 때, 즉 경상GDP 예측치가 실적치와 같을 때 잠재세수와 실제세수는 같아진다. 따라서 $y^* = y$ 가 되고

$$a + \beta z = a + bz \quad \dots\dots\dots (6)$$

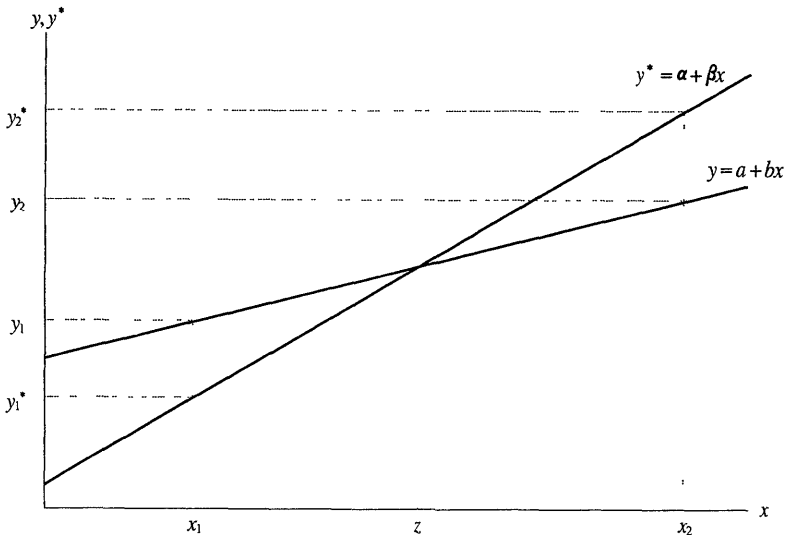
가 성립한다. 그리고 식 (6)을 a 에 대해 정리하면

$$a = a + (\beta - b)z \quad \dots\dots\dots (7)$$

이 된다. 식 (7)에서 보는 바와 같이 a 는 z 값에 따라 변하는 변수이다. 이는 [그림 1]에서 $y = a + bx$ 의 곡선이 z 값에 따라 위로(z 값이 높아질 때) 또는 아래로(z 값이 낮아질 때) 움직이는 것으로 표현된다.

이제 식 (7)을 식 (4)에 대입하면 다음 식 (8)이 도출된다.

[그림 1] 잠재적 조세수입과 실제의 조세수입(모형 1)



$$y = \alpha + bx + (\beta - b)z. \dots\dots\dots (8)$$

식 (8)에 따르면 실제세수의 로그값은 실제의 경상GDP뿐 아니라 전년도에 예상한 경상GDP 수준으로부터도 영향을 받는다. 식 (5)에 따르면 $\beta - b > 0$ 이므로 식 (8)에서 z 의 계수값은 양(+)이 된다. 즉, 전년도에 예상한 경상GDP가 높을수록 징세노력이 강화되어 금년도의 세수가 높아진다.

이러한 가설을 검증하기 위해서는 식 (8)을 회귀분석하여 z 의 계수값이 양(+)이 되는지를 살펴보면 된다. 그러나 고영선(2000)의 결과에 의하면 경상GDP나 개별 세목의 세수가 단위근을 보이는 경향이 있으므로 식 (8)을 그대로 회귀분석하지 않고 식 (8)의 양변을 식 (9)와 같이 차분하여 회귀분석하였다.

$$\Delta y = b\Delta x + (\beta - b)\Delta z. \dots\dots\dots (9)$$

위의 식 (9)가 모형 1의 형태이다. 실제 회귀분석에서는 식 (9)에 상수항 및 오차항을 포함시켜 회귀분석하였다. 식 (9)를 회귀분석하여 얻어지는 Δz 의 계수값이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이면 이 세목에서는 징세당국의 재량성이 개입하는 것으로 판단한다.

식 (9)에서 Δx 의 계수값(b)과 Δz 의 계수값($\beta - b$)을 합하면 β 의 값이 얻어진다. 이는 징세당국이 재량을 발휘하지 않았을 경우 세수의 경상GDP에 대한 탄력성이다. 이를 사용하면 잠재적 수준의 세수, 즉 식 (1)의 T^* 에 대한 추정치를 얻을 수 있다.

2. 모형 2

모형 1에서는 징세당국이 징세노력을 높일 것인가 또는 낮출

것인가를 판단하는 기준으로서 예상 경상GDP와 실제 경상GDP를 사용한다고 가정하였다. 즉, 예산상의 세수규모는 징세노력을 강화하거나 축소하는 데 있어 직접적인 관계가 없고, 예상성장률과 실제성장률만이 고려된다고 가정하였다.

그러나 실제로 당국의 징세노력을 결정짓는 직접적인 지표로 삼는 것은 예산상의 세수규모일 수 있다. 즉, 실제의 세수규모가 예산상의 세수규모보다 적어질 것으로 보이면 징세노력을 강화하고, 반대로 많아질 것으로 보이면 징세노력을 축소한다는 것이다. 실제로 징세당국은 세수 진도비를 기준으로 조세행정을 집행하는 경향이 있다. 이것이 사실이라면 예상 경상GDP가 아닌 예산상의 세수규모를 지표로 삼아 조세행정의 재량성을 검증할 필요가 있다.

이러한 검증은 다음과 같은 방식으로 진행시킬 수 있다. 먼저 재량이 개입되지 않을 경우의 세수방정식은 모형 1의 식 (1')과 같으며 재량이 개입될 경우의 세수방정식은 식 (4)와 같다. 그리고 w 를 예산상 세수규모의 로그값으로 정의하자.

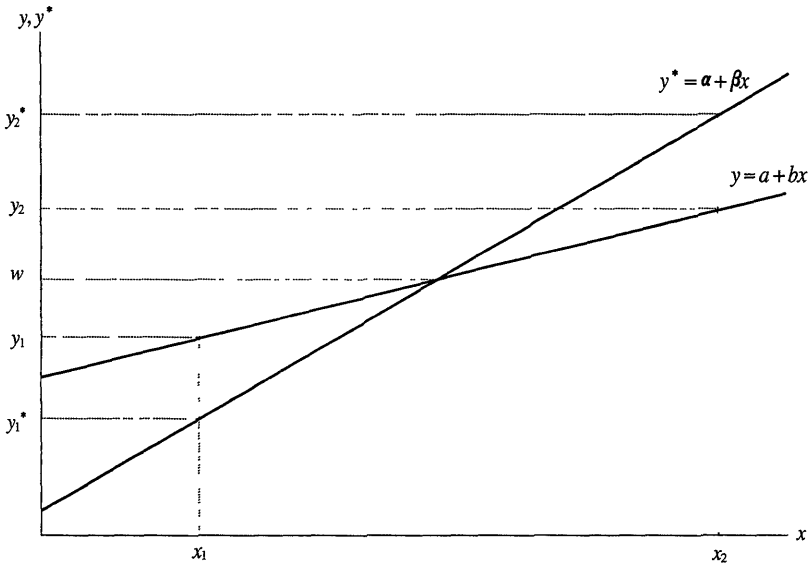
[그림 2]는 이러한 관계를 나타낸 것이다. 예를 들어, 잠재적인 세수가 예산상의 세수 w 에 못 미치는 y_1^* 에 그칠 것으로 전망되면, 당국은 징세노력을 강화하여 실제세수를 y_1 수준으로 끌어올리게 된다. 반대로 잠재적인 세수가 예산상의 세수 w 를 초과하는 y_2^* 에 달할 것으로 전망되면, 당국은 징세노력을 약화시켜 실제세수를 y_2 수준으로 끌어내리게 된다. 따라서 모형 2의 경우에도 모형 1과 마찬가지로 식 (5), 즉 $\beta > b$ 의 관계가 성립한다.

이제 식 (1')과 식 (4)를 x 에 대하여 정리하면 각각

$$x = (y^* - a) / \beta, \dots\dots\dots (1'')$$

$$x = (y - a) / b \dots\dots\dots (4')$$

[그림 2] 잠재적 조세수입과 실제의 조세수입(모형 2)



가 된다. [그림 2]에서 보는 바와 같이 $y = y^* = w$ 일 때 식 (1'')
과 식 (4')의 좌변에 있는 x 값들이 같아져야 하므로

$$(w - \alpha) / \beta = (w - a) / b \dots\dots\dots (10)$$

이 된다. 식 (10)을 a 에 대하여 정리하면

$$a = (1 - \frac{b}{\beta})w + \frac{b\alpha}{\beta} \dots\dots\dots (11)$$

가 된다. 식 (11)을 식 (4)에 대입하면 다음 식 (12)가 도출된다.

$$y = \frac{b\alpha}{\beta} + bx + (1 - \frac{b}{\beta})w. \dots\dots\dots (12)$$

모형 1과 마찬가지로 모형 2에서도 식 (12)를 다음 식 (13)과
같이 차분하여 이를 추정하였다.

$$\Delta y = b\Delta x + (1 - \frac{b}{\beta})\Delta w. \dots\dots\dots (13)$$

실제 회귀분석에서는 모형 1과 마찬가지로 식 (13)에 상수항 및 오차항을 포함시켜 회귀분석하였다. 모형 2에서 징세당국의 재량성에 관한 검정은 Δw 의 계수가 양(+)으로서 통계적인 유의성을 갖는가를 검정하는 것이 된다. 식 (5)에 따르면 $1 - \frac{b}{\beta} > 0$ 이 되기 때문이다.

3. 모형 3

모형 3과 모형 4에서는 잠재적 세수와 경상GDP 사이의 관계가 단순한 선형관계가 아니라 오차수정모형(error-correction model)의 형태를 갖는다고 가정한다. 즉 식 (1')을 대신하여 다음 식 (14)의 관계를 상정한다.

$$\Delta y^* = \alpha + \beta \Delta x - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1}). \dots\dots\dots (14)$$

식 (14)에서 β 는 x 에 대한 y^* 의 단기 탄력성을 의미한다. 즉, 징세당국이 재량을 발휘하지 않고 통상적인 징세노력을 기울일 경우 y^* 는 $\beta \Delta x$ 만큼 증가한다고 가정한다. 또한 y 는 x 와 장기적으로 $y = \delta x$ 의 관계를 갖는다고 가정한다.³⁾ γ 는 y 가 이러한 장기적인 관계에서 이탈할 때 이것이 얼마나 빨리 수정되는지를 나타낸다. 아래에서는 징세당국이 징세노력의 강화를 통해 γ , 즉 오차수정의 속도에도 영향을 미칠 수 있다고 가정한다.

실제의 세수증가율 Δy 는 다음 식 (15)와 같이 결정된다.

$$\Delta y = a + b \Delta x - c(y_{-1} - \delta x_{-1}). \dots\dots\dots (15)$$

3) 고영선(2000)에 따르면 많은 경우 이러한 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타난다. 서울 등 조세구조가 거의 매년 변하는 상황에서 왜 이러한 관계가 성립하는지는 명확지 않다. 아마도 이는 정부가 경제규모 등을 감안하여 세입수준을 적절한 수준에 유지하도록 조세구조를 바꾸어 나가기 때문으로 보인다.

모형 1에서와 마찬가지로 실제의 단기 탄력성 b 는 잠재적인 단기 탄력성 β 보다 작다. 즉, 식 (5)가 성립한다. 또한 예상성장률이 실제성장률과 같을 때, 즉 $\Delta x = \Delta z$ 일 때 잠재 세수증가율 Δy^* 과 실제 세수증가율 Δy 는 같아진다. 그러면

$$\alpha + \beta \Delta z - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1}) = \alpha + b \Delta z - c(y_{-1} - \delta x_{-1}) \dots\dots\dots (16)$$

이 되며, 식 (15) 및 식 (16)으로부터 다음 식 (17)과 같은 관계가 도출된다.

$$\Delta y = \alpha + b \Delta x + (\beta - b) \Delta z - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1}). \dots\dots\dots (17)$$

식 (17)이 모형 3의 형태이다. 모형 3에서도 징세당국의 재량성에 대한 검정은 Δz 의 계수가 양(+)으로서 유의한지를 검정하는 것이 된다. 또한 식 (17)을 추정한 후 Δz 의 값에 Δx 의 값을 대입하여 Δy 의 값을 계산하면 이것은 식 (14)에 따라 Δy^* 의 추정치가 된다. 이는 당국이 통상적인 징세노력을 기울였을 때의 세수증가율로 해석된다.

4. 모형 4

모형 4에서는 모형 2와 마찬가지로 Δz 대신 예산상의 세수증가율을 기준으로 모형을 구성하였다. 즉, Δw 를 예산상의 세수증가율로 정의하고, 모형 2에서와 같은 과정을 거쳐 다음 식 (18)을 도출한다.

$$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b \Delta x + (1 - \frac{b}{\beta}) \Delta w - \frac{b\gamma}{\beta}(y_{-1} - \delta x_{-1}). \dots\dots (18)$$

식 (18)이 모형 4의 형태이다. 모형 4에서도 징세당국의 재량성에 대한 검정은 Δw 의 계수가 양(+)으로서 유의한지를 검정하

는 것이 된다.

5. 모형 요약

위의 논의를 요약하면 네 가지 모형은 다음 <표 1>과 같이 정리된다. 표에서 알 수 있듯이 모형 3은 모형 1의 확장된 형태이며, 모형 4는 모형 2의 확장된 형태이다. 따라서 모형 1과 모형 2를 별도로 고려할 필요가 있는지의 문제가 제기된다. 그러나 나중에 제시하는 바와 같이 모형 1은 모형 3과 상당히 다른 검정 결과를 보여주고, 모형 2 역시 모형 4와 상당히 다른 검정 결과를 보여주기 때문에 모든 모형에 대해 계수추정 및 가설검정의 결과를 제시하고자 한다.⁴⁾

<표 1> 모형 요약

모형	형 태	가 설
1	$\Delta y = b \Delta x + (\beta - b) \Delta z$	$\beta - b > 0$
2	$\Delta y = b \Delta x + (1 - \frac{b}{\beta}) \Delta w$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$
3	$\Delta y = \alpha + b \Delta x + (\beta - b) \Delta z - \gamma(y_{-1} - \delta x_{-1})$	$\beta - b > 0$
4	$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b \Delta x + (1 - \frac{b}{\beta}) \Delta w - \frac{b\gamma}{\beta} (y_{-1} - \delta x_{-1})$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$

주 : $y = \log T$, $w = \log \bar{T}$, $x = \log GDP$, T 는 실제의 세수, \bar{T} 는 예산상의 세수, GDP 는 실제의 경상 GDP를 의미. Δz 는 예산상의 경상 GDP 증가율(로그 증가율)을 의미.

4) 또한 고영선(2000)에 따르면 세수추계에 있어 모형 3 또는 모형 4와 같은 오차수정모형을 사용하였을 경우와, 모형 1 또는 모형 2와 같은 단순한 탄성치 모형을 사용하였을 경우에 세수추계의 예측력이 별다른 차이를 보이지 않는다. 오차수정모형의 추정결과에서는 오차수정항의 계수값들(δ , γ)이 통계적으로 유의한 것으로 나타나지만, 이를 사용하여 향후 세수를 예측해 보면 단순한 탄성치 모형에 비해 예측오차가 반드시 작아지는 것은 아니

모형 1과 모형 3에서 Δz 는 예산상의 경상GDP 증가율을 로그 증가율로 변환시켜 사용하였다.⁵⁾ 원칙적으로 예산상의 경상GDP 값들이 주어져 있을 때 이들을 로그로 변환하고 그 1차 차분값을 구하여 이를 Δz 로 정의하여야 한다. 그러나 예산상 경상GDP 값들은 제시되지 않고 단지 그 증가율만이 제시된다. 따라서 이 증가율을 로그 증가율로 변환하여 Δz 값으로 사용하였다.

이렇게 정의된 Δz 가 모형 1과 모형 3에서 정의된 Δz 와 개념상 얼마나 가까운 것인가에 대해 문제가 제기될 수 있다. 당국이 예상 GDP 증가율을 제시함에 있어 이것이 전년에 예상한 금년의 경상GDP값에 대한 내년도 경상GDP값의 증가율을 제시하였다면 별 문제가 없다. 그러나 금년에 예상되는 금년의 경상GDP값에 대한 내년도 경상GDP값의 증가율을 제시하였다면 문제가 생길 수 있다. 정의상 Δz 는 전자의 경우를 의미하기 때문이다.

실제로 전자보다 후자의 입장에서 당국은 경상GDP 증가율을 제시하는 것으로 보인다. 그러나 이로 인해 큰 문제가 발생하지는 않을 것으로 생각된다. 예산안은 헌법에 따라 10월 2일까지 국회에 제출되어야 한다. 따라서 예산안은 대개 8~9월 중에 초안이 만들어지며, 이때에 금년의 경상GDP 수준을 예측하여야 한다. 그러나 이 시점에서 금년의 경상GDP 수준을 예측하기란 매우 어렵다. 국민계정 자료는 대개 3개월 정도의 시차로 발표되므로 8~9월경에는 상반기 중의 GDP 자료만이 사용 가능하다. 그나마 이는 불변GDP에 관한 자료이며, 경상GDP에 대한 자료는

다. 이것은 특정 기간 동안 각 변수들이 어떤 상관관계를 갖고 움직였는가를 추정하는 문제와, 이를 통해 추정기간 이후의 각 변수들 간의 상관관계를 예측하는 문제가 다소 다를 수 있음을 보여준다. 더 나아가 오차수정항은 변수들 간의 장기적인 관계를 파악함에 있어 교란을 초래할 수도 있음을 보여준다. 이런 의미에서도 모형 1과 모형 2를 별도로 고려하는 것이 바람직한 것으로 생각된다.

5) 예를 들어, 예산상 경상GDP 증가율이 8%라면 $\Delta z = \log(1+8/100)$ 이 된다.

다음 해에 가서야 발표되는 경우가 많다.

따라서 예산안에 제시되는 경상GDP 증가율은 금년의 경상GDP 수준에 대한 내년도 경상GDP 증가율을 의미한다고 보기 어려우며, 전년도에 예상한 금년의 경상GDP 수준에 대한 내년도 경상GDP 증가율을 의미한다고 보아도 큰 무리가 없을 것이다.

6. GDP 대신 총소비 또는 수입액을 규모변수로 사용할 경우

〈표 1〉에서는 모든 세목에 대해 설명변수로서 경상GDP를 사용하였지만, 부가가치세, 특별소비세의 경우 경상GDP보다는 경상소비에 따라 세수가 결정된다고 보는 것이 적합할 수 있다. 또한 관세의 경우에는 수입액에 따라 세수가 결정된다고 보는 것이 적합하다.

경상소비의 로그값을 s 라 정의하고, 당국이 예상하는 경상소비 증가율을 Δo 라 정의하면, 부가가치세 및 특별소비세의 경우 〈표 1〉에서 x 는 s 로 대체되어야 하며 Δz 는 Δo 로 대체되어야 한다. 또한 원화기준 수입액의 로그값을 m , 당국이 예상하는 원화기준 수입액 증가율을 Δp 라 정의하면, 관세의 경우 x 는 m 으로 대체되어야 하며 Δz 는 Δp 로 대체되어야 한다.

여기에서 문제가 되는 것은 Δo 와 Δp 의 값이다. 예산안에는 당국이 예상하는 경상소비 증가율(Δo)이 제시되어 있지 않으며 수입액의 경우 원화기준이 아닌 달러기준으로 제시되기 때문이다. 이에 따라 본 연구에서는 Δo 와 Δp 를 다음과 같은 방식으로 추정하였다.

먼저 Δo 의 경우에는 소비함수를 추정하여 이를 통해 Δo 를 추정하였다. 실질소비의 로그값을 s^R , 실질GDP의 로그값을 x^R 라 정의하자. 그러면 다음 식 (19)와 같은 형태의 소비함수를 추정

할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta s^R &= 0.089 + 0.779 \Delta s_{-1}^R + 0.811 \Delta x^R - 0.427 \Delta x_{-1}^R \\ &\quad (0.098) \quad (0.245)^{***} \quad (0.089)^{***} \quad (0.215)^{**} \\ &- 0.214 s_{-1}^R + 0.194 x_{-1}^R + \hat{\epsilon}, \quad R^2 = 0.91. \quad \dots\dots (19) \\ &\quad (0.179) \quad (0.170) \end{aligned}$$

여기에서 괄호 안의 수는 해당 계수 추정치의 표준오차를 의미하며, ***는 1% 유의수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을 의미한다. 추정기간은 1980년부터 1998년까지이다.

예산안에 제시된 실질GDP 증가율을 Δz^R 라 할 때, 당국이 예상하는 실질소비 증가율 Δo^R 에 대한 추정치 $\widehat{\Delta o^R}$ 는 식 (19)를 이용하여 다음과 같이 구하였다.

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta o^R} &= 0.089 + 0.779 \Delta s_{-1}^R + 0.811 \Delta z^R - 0.427 \Delta x_{-1}^R \\ &- 0.214 s_{-1}^R + 0.194 x_{-1}^R. \quad \dots\dots\dots (20) \end{aligned}$$

그리고 당국이 예상하는 경상소비 증가율 Δo 에 대한 추정치 $\widehat{\Delta o}$ 는 다음과 같이 구하였다.

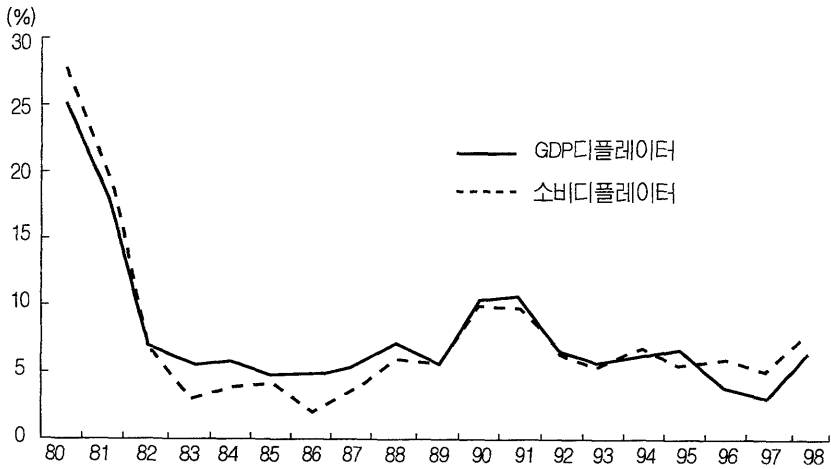
$$\widehat{\Delta o} = \widehat{\Delta o^R} + \Delta z - \Delta z^R. \quad \dots\dots\dots (21)$$

식 (21)의 목시적 가정은, 당국이 예상하는 소비디플레이터 증가율은 당국이 예상하는 GDP디플레이터 증가율($\Delta z - \Delta z^R$)과 같다는 것이다. 과연 당국이 이처럼 예상하고 있는지를 확인할 수는 없었다. 그러나 [그림 3]에서 보는 바와 같이 소비디플레이터와 GDP디플레이터가 유사한 증가율을 보여왔으므로 이러한 가정이 그리 불합리하지는 않은 것으로 생각된다.

<표 2>는 이상의 논의를 정리한 것이다. 경상소비를 기준으로 할 경우에는 위에서 본 바와 같이 여러 가지 복잡한 가정을 추

가로 필요하게 되며, 이러한 가정이 적절한가에 대한 의문이 제기될 수 있다. 따라서 다음 장에서 가설을 검정할 때에는 <표 1>과 같은 형태의 추정결과와 <표 2>의 추정결과를 모두 제시하기로 한다.

[그림 3] 소비디플레이터와 GDP디플레이터 증가율



<표 2> 부가가치세와 특별소비세의 대체모형

모형	형 태	가 설
1	$\Delta y = b \Delta s + (\beta - b) \hat{\Delta} \delta$	$\beta - b > 0$
2	$\Delta y = b \Delta s + (1 - \frac{b}{\beta}) \Delta w$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$
3	$\Delta y = \alpha + b \Delta s + (\beta - b) \hat{\Delta} \delta - \gamma(y_{-1} - \delta_{s-1})$	$\beta - b > 0$
4	$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b \Delta s + (1 - \frac{b}{\beta}) \Delta w - \frac{b\gamma}{\beta} (y_{-1} - \delta_{s-1})$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$

주 : $y = \log T, w = \log \bar{T}, x = \log CON, T$ 는 실제의 세수, \bar{T} 는 예산상의 세수, CON 은 실제의 경상소비를 의미. $\hat{\Delta} \delta$ 는 당국이 예상한 경상소비 증가율에 대한 추정치를 의미 (본문 참조).

관세의 경우에는 앞에서 언급한 것처럼 예산상에 제시된 달러 기준 예상 수입액을 원화기준 예상 수입액으로 전환할 필요가 있다. 따라서 당국이 예상한 원/달러 환율을 추정해야 할 필요가 있다. 이를 위해 먼저 환율 er 의 동태적 움직임을 다음과 같이 추정하였다.

$$er = -63.404 + 2.667er_{-1} - 2.375er_{-2} + 0.822er_{-3} + \hat{\epsilon},$$

(153.953) (0.436)*** (0.738)*** (0.465)**

$$R^2 = 0.77. \dots\dots\dots (22)$$

그리고 당국이 예상한 환율수준에 대한 추정치 \hat{er} 를 다음과 같이 구하였다.

$$\hat{er} = -63.404 + 2.667er_{-1} - 2.375er_{-2} + 0.822er_{-3}. \dots\dots (23)$$

당국이 예상한 원화기준 수입액에 대한 추정치 \hat{Ap} 는 예산상의 달러기준 수입액에 식 (23)을 통해 추정한 \hat{er} 를 곱하여 구하였다.⁶⁾ <표 3>은 이상의 논의를 요약하여 보여준다. 관세의 경우에도 부가가치세 및 특별소비세의 경우와 마찬가지로 <표 1>과 같은 형태의 추정결과와 <표 3>의 추정결과를 모두 제시하기로 한다.

6) 본고에서는 이 외에도 당국이 내년도 환율을 정확히 예측한 경우($\hat{er} = er$)와 금년도 환율이 내년에도 지속될 것으로 예상한 경우($\hat{er} = er_{-1}$)에 대해서도 모형을 추정해 보았다. 그 결과는 크게 다르지 않았으므로 추정결과를 보고 하지 않기로 한다.

〈표 3〉 관세의 대체모형

모형	형 태	가 설
1	$\Delta y = b \Delta m + (\beta - b) \Delta \hat{p}$	$\beta - b > 0$
2	$\Delta y = b \Delta m + (1 - \frac{b}{\beta}) \Delta w$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$
3	$\Delta y = \alpha + b \Delta m + (\beta - b) \Delta \hat{p} - \gamma(y_{-1} - \delta m_{-1})$	$\beta - b > 0$
4	$\Delta y = \frac{b\alpha}{\beta} + b \Delta m + (1 - \frac{b}{\beta}) \Delta w - \frac{b\gamma}{\beta} (y_{-1} - \delta m_{-1})$	$1 - \frac{b}{\beta} > 0$

주 : $y = \log T$, $w = \log \bar{T}$, $x = \log IMP$, T 는 실제의 세수, \bar{T} 는 예산상의 세수, IMP 는 실제의 원화기준 수입액을 의미. $\Delta \hat{p}$ 는 당국이 예상한 원화기준 수입액 증가율에 대한 추정치를 의미(본문 참조).

III. 당국의 세수예측 능력

모형 추정결과를 제시하기에 앞서 당국이 세수예측을 얼마나 잘하고 있는지를 살펴보기로 한다. 이는 다음 식 (24)를 추정해보면 알 수 있다.

$$y - y_{-1} = A + B(w - y_{-1}) + \epsilon \dots\dots\dots (24)$$

식 (24)에서 $y - y_{-1}$ 는 실제의 세수증가율, $w - y_{-1}$ 는 당국이 예상한 세수증가율이다. 만일 당국이 평균적으로 세수증가율을 정확히 예측해 왔다면

$$A = 0, B = 1 \dots\dots\dots (25)$$

이라는 귀무가설을 기각할 수 없어야 한다.⁷⁾

7) 식 (24)에서는 증가율을 사용하고 있으나 증가율 대신 수준(level) 변수를 사

〈표 4〉의 ‘예측오차’에서는 먼저 예산상의 세수와 실제세수 사이의 격차가 얼마나 큰지를 살펴본다. 이를 위해 예산상의 세수와 실제세수 사이의 격차를 실제세수에 대한 비율($(\exp(w) - \exp(y)) / \exp(y)$)로 계산하여 이를 ‘예측오차’로 정의한 후, 예측오차들의 평균값, 표준편차 등을 계산하였다. 7개 세목의 합인 경우 예측오차의 평균값은 -4.1%로서 당국이 평균적으로 세수를 과소 예측해 왔음을 알 수 있다. 이러한 과소 예측의 경향은 특별소비세를 제외한 모든 세목에서 나타난다. 또한 7개 세목의 합인 예측오차의 표준편차는 8.7%이며, 예측오차의 최대치는 17.2%, 최소치는 -20.0%에 달한다. 개별 세목에 있어 표준편차는 더욱 커지는 모습을 보이고 있다.

한편 식 (24)를 추정한 결과는 〈표 4〉의 ‘회귀분석 결과’ 행에 제시되어 있다. 대부분의 경우 B 의 추정치는 통계적으로 유의하지 않거나 음(-)의 부호를 보이고 있다. 귀무가설 (25)는 통상적인 유의수준하에서 기각된다. 4개 간접세(부가가치세, 특별소비세, 인지세, 관세)의 총계, 그리고 부가가치세, 특별소비세, 관세의 경우에는 귀무가설 (25)가 기각되지 않으나, 이는 특별소비세를 제외하고는 \hat{B} 의 표준오차가 너무 커서 $B=1$ 이라는 귀무가설을 기각하지 못하기 때문이다.

즉, 귀무가설 (25)가 기각되지 못하는 경우에도 이는 귀무가설이 성립한다는 적극적인 증거가 되지 못한다. 또한 $S.E.E$ 의 값에서도 알 수 있는 바와 같이 예측의 오차는 평균적으로 10%를

용하여 가설을 검정할 수도 있다. 즉, 다음 식 (24')을 추정한 후 귀무가설 (25)를 검정하면 된다.

$$y = A + Bw + \epsilon \dots\dots\dots (24')$$

귀무가설하에서 식 (24)와 식 (24')은 동일하다. 그러나 고영선(2000)에 따르면 y 는 단위근을 갖는 경우가 많으므로 식 (24')의 경우 가성 회귀분석(spurious regression)으로 인해 잘못된 검정결과가 도출될 수 있다.

〈표 4〉 세수예측의 정확도

		7개 세목 합	3개 직접세 합	소득세	법인세	상속세
예측 오차 (%)	평균	-4.12	-6.43	-8.02	-4.12	-8.09
	표준편차	8.73	13.41	14.41	15.44	33.31
	최대	17.22	28.49	28.55	29.88	85.54
	최소	-20.00	-27.55	-31.17	-24.25	-66.48
회귀 분석 결과	\hat{A} (표준오차)	0.146 (0.037)***	0.184 (0.029)***	1.187 (0.024)***	0.153 (0.043)***	0.246 (0.079)***
	\hat{B} (표준오차)	-0.047 (0.346)	-0.137 (0.221)	-0.142 (0.439)	0.088 (0.285)	-0.022 (0.304)
	F-통계량 (p-값)	8.167 (0.003)	19.938 (0.000)	31.943 (0.000)	6.827 (0.007)	7.809 (0.004)
	R^2	0.00	0.02	0.04	0.01	0.00
	D.W.	0.88	1.26	1.47	2.03	1.47

		4개 간접세 합	부가세	특소세	인지세	관세
예측 오차 (%)	평균	-1.87	-2.37	0.57	-1.68	-1.15
	표준편차	12.84	11.84	19.33	21.80	21.64
	최대	44.74	35.98	72.21	45.63	64.68
	최소	-21.41	-18.45	-29.45	-43.91	-26.12
회귀 분석 결과	\hat{A} (표준오차)	0.084 (0.054)*	0.116 (0.060)*	0.030 (0.041)	0.126 (0.034)***	0.064 (0.048)*
	\hat{B} (표준오차)	0.367 (0.516)	0.224 (0.499)	0.691 (0.256)***	-0.224 (0.197)	0.416 (0.344)
	F-통계량 (p-값)	1.233 (0.316)	1.936 (0.175)	0.752 (0.486)	20.162 (0.000)	1.699 (0.212)
	R^2	0.03	0.01	0.30	0.07	0.08
	D.W.	1.18	0.92	1.11	1.90	1.53

- 주 : 1) ***는 1% 수준에서, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
 2) F-통계량은 A=0, B=1 이라는 귀무가설에 대한 검정통계량.
 3) 표본기간: 1980~98년.

상회하기 때문에 예측으로서의 가치가 별로 높지 못하다. 특별소비세의 경우에만 귀무가설 (25)가 어느 정도 성립하는 것으로 보인다.

이처럼 당국의 세수예측의 정확도가 낮다는 것은 다른 한편으로 당국이 예측한 세수에 맞추어 징세노력을 변화시키는 경향이 없다는 것을 의미할 수 있다. 만일 예측한 세수에 맞추어 징세노력을 변화시켜 왔다면 예측한 세수와 실제세수는 상당히 밀접한 관계를 보일 것이기 때문이다. 따라서 모형 2와 모형 4를 사용할 경우 통계적으로 징세당국의 재량성을 포착할 수 없을 것으로 예상된다. 다음 장에서 제시하는 가설검정 결과는 이러한 예상을 뒷받침해 준다.

이러한 세수예측의 오차는 당국이 근본적으로 성장률이나 디플레이터 증가율을 제대로 예측하지 못한 결과일 수 있다. 당국이 성장률과 디플레이터 증가율을 평균적으로 얼마나 정확히 예측해 왔는지를 살펴보기 위해 다음과 같은 세 가지 회귀식을 추정하였다.

$$\Delta x = A + B \Delta z + \epsilon, \dots\dots\dots (26)$$

$$\Delta x^R = A + B \Delta z^R + \epsilon, \dots\dots\dots (27)$$

$$\Delta x - \Delta x^R = A + B(\Delta z - \Delta z^R) + \epsilon. \dots\dots\dots (28)$$

식 (26)은 경상성장률 예측의 정확도, 식 (27)은 불변성장률 예측의 정확도, 식 (28)은 디플레이터 예측의 정확도를 측정하기 위한 회귀식이다. 각 경우에 검정하고자 하는 귀무가설은 식 (25)와 같다.

<표 5>는 식 (26)~(28)을 추정한 결과를 보여준다. 먼저 경상성장률(식 26)의 경우 표본기간이 1980~98년일 때에는 귀무가설 (25)를 기각하지 못하나, 표본기간을 1981~97년으로 한정하면 귀무가설 (25)를 기각하게 된다. 추정된 B의 값은 0.358로서 B=1이라는 귀무가설은 통상적인 유의수준하에서 기각된다. 따라서 1980년이나 1998년과 같은 극단적인 경기침체를 제외한다면,

〈표 5〉 성장률 및 디플레이터 예측의 정확도

	경상성장률		불변성장률		디플레이터	
\hat{A} (표준오차)	0.049 (0.038)	0.097 (0.035)***	0.110 (0.109)	0.063 (0.064)	0.032 (0.019)*	0.033 (0.012)***
\hat{B} (표준오차)	0.717 (0.302)**	0.358 (0.273)	-0.621 (1.537)	0.234 (0.915)	0.777 (0.290)**	0.584 (0.186)***
F-통계량 (p-값)	1.365 (0.282)	5.075 (0.021)	0.630 (0.544)	2.043 (0.164)	2.014 (0.164)	3.569 (0.054)
R^2	0.25	0.10	0.01	0.00	0.30	0.40
S.E.E	0.05	0.04	0.04	0.02	0.05	0.03
D.W.	1.17	1.59	0.79	1.57	1.02	1.53
표본기간	1980~98	1981~97	1980~98	1981~97	1980~98	1981~97

주 : 1) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) F-통계량은 $A=0$, $B=1$ 이라는 귀무가설에 대한 검정통계량.

당국의 경상성장률 예측은 평균적으로 신뢰할 만한 것이 되지 못하였다.

경상성장률을 불변성장률과 디플레이터 증가율로 나누어 살펴 보았을 때에도 당국의 예측능력은 매우 낮은 것으로 나타난다. 불변성장률의 경우 표본기간이 1980~98년일 때에는 B 의 추정치가 음(-)의 부호를 보이며, 표본기간이 1981~97년일 때에는 \hat{B} 의 표준오차가 너무 커서 $B=0$ 이라는 귀무가설을 기각할 수 없게 된다. 디플레이터의 경우 예측능력이 상대적으로 높게 나타나지만 만족할 만한 수준과는 거리가 멀다.

이와 같은 논의를 통해 볼 때 경상성장률이나 세수증가율에 대한 당국의 예측능력은 매우 낮은 것으로 보인다.⁸⁾ 이러한 상황에서 당국의 징세노력에 영향을 미치는 변수는 예산상의 세수증가율보다는 예산상의 경상성장률이 되기 쉽다. 경상성장률에 대

8) 이것은 당국뿐 아니라 KDI와 같은 연구기관의 경우도 마찬가지이다.

한 예측이 불확실하고, 이에 따라 세수증가율에 대한 예측은 더욱 불확실하다면, 주어진 세수목표를 달성하려고 노력하는 것 자체가 무리일 수 있기 때문이다. 그보다는 성장률이 예상보다 높거나 낮음에 따라 징세노력을 약화시키거나 강화시킨다고 보는 것이 타당하다. 즉, 모형 2나 모형 4보다는 모형 1과 모형 3이 현실을 설명하는 적합한 모형이 될 수 있다.

위의 결과는 모형 2와 모형 4에 대해 또 다른 문제점을 제기한다. 즉, <표 4>의 결과와는 달리 당국이 평균적으로 실제세수를 제대로 예측하고 있는 경우를 생각해 보자. 그리고 당국이 징세과정에서 재량을 전혀 발휘하지 않는다고 가정하자. 이 경우 모형 2 및 모형 4를 추정해 보면 Δw 의 계수가 통계적으로 유의한 것으로 나타날 수 있다.⁹⁾ 다시 말해 재량적 징세행위가 없더라도 당국이 단순히 세수예측을 잘하고 있기 때문에 재량적 징세행위가 있는 것으로 잘못 결론을 내릴 수 있다는 것이다. 그 반대로 당국이 징세과정에서 재량을 발휘하지만, 단순히 세수예측을 잘 못하고 있기 때문에 Δw 의 계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타날 수도 있다.

이처럼 징세과정에서 재량을 발휘하는 것과 세수를 제대로 예측하는 것은 관측상 동일한(observationally equivalent) 결과를 초래한다. 따라서 모형 2와 모형 4의 추정결과를 해석함에 있어서는 별도의 주의가 요구된다.

한편 당국이 경상성장률을 예측함에 있어 과거의 실제 경상성장률이 얼마나 영향을 미치는가를 살펴보기 위해 Δz 를 Δx_{-1} 및

9) 물론 세수방정식의 설정에 있어 오류(mis-specification)가 없다면 이 경우에도 Δw 의 계수가 통계적으로 유의하지 않아야 한다. 그러나 세제변화 등을 반영하지 않고 GDP 등에만 의존하여 방정식을 설정하다 보면 오류의 발생이 불가피하다. 통상적으로 징세당국은 세제변화 등에 관한 추가적인 정보를 갖고 있으므로 Δw 의 계수가 통계적으로 유의하게 나타날 수 있다.

Δx_2 에 대해 회귀분석한 결과는 다음 식 (29)에 제시되어 있다.

$$\Delta z = 0.014 + 0.304\Delta x_{-1} + 0.172\Delta x_2 + 0.204\Delta x_3 + \hat{\epsilon},$$

$$(0.020) \quad (0.152)^{**} \quad (0.146) \quad (0.128)^*$$

$$R^2 = 0.68. \dots\dots\dots (29)$$

식 (29)에 따르면 과거의 성장률은 당국의 성장률 예측에 상당히 큰 영향을 미친다. 이것이 사실이라면 모형 3의 추정에 있어 문제가 발생할 수 있다. <표 1>에서 보는 바와 같이 회귀식의 오른쪽 변에 Δz 가 포함되고 Δx_{-1} 는 포함되지 않을 경우 Δz 의 계수추정치는 Δz 의 Δy 에 대한 영향력뿐 아니라 Δx_{-1} 의 Δy 에 대한 영향력까지도 반영할 것이기 때문이다. 특히 법인세와 같이 전년도 성장률이 금년도 세수규모에 영향을 미치는 세목에 있어서는 이러한 문제로 인해 Δz 의 계수추정에 있어 편의(bias)가 발생할 가능성이 높다.

따라서 다음 장에서 모형 3을 추정할 때에는 Δx_{-1} 를 식의 오른쪽 변에 포함시키지 않는 경우와 포함시키는 경우를 모두 고려하였다.

IV. 모형추정 결과

다음 <표 6>~<표 18>은 모형들을 추정한 결과를 보여준다. 각 표는 Δy 를 표의 맨 왼쪽 열(column)에 있는 변수들에 회귀분석하여 얻어지는 계수 추정치와 표준오차, 그리고 R^2 값 및 D.W. 값을 제시한다.

<표 6>은 7개 세목의 세수를 합하여 여기에 각 모형을 적용시

킨 경우이다. 모형 1에서는 Δz 의 계수추정치가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 당국이 징세과정에서 재량을 발휘하고 있지 않다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 반면 모형 3에서는 Δx_{-1} 을 회귀식에 포함시키든 포함시키지 않든 Δz 의 계수추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 따라서 당국이 징세과정에서 재량을 발휘하고 있지 않다는 귀무가설이 기각된다. 즉, 이 결과에 따르면 당국은 재량을 발휘하고 있는 것으로 판단된다.

모형 1의 결과와 모형 3의 결과 가운데 어느 것을 믿어야 하는가? 모형 1과 모형 3의 차이는 두 변수 y_{-1} 과 x_{-1} 이 회귀식에 포함되었는가 포함되지 않았는가의 여부에 있다. 모형 3의 추정 결과에 따르면 이 두 변수의 계수추정치는 통계적으로 유의하다. 따라서 일견 모형 3의 결과를 믿는 것이 타당하게 보인다.

그러나 고영선(2000)에 따르면 세수예측에 있어 y_{-1} 과 x_{-1} 를 회귀식에 포함시키지 않더라도 세수예측의 정확도가 떨어지지 않는다.¹⁰⁾ 즉, 표본 내 예측(in-sample forecast)에서는 모형 3이 우월하지만, 표본 외 예측(out-of-sample forecast)에서는 별 차이가 없다. 이는 y_{-1} 과 x_{-1} 를 회귀식에 포함시킬 경우 오버피팅(over-fitting)의 문제가 발생할 수 있음을 시사한다. 그리고 Δz 가 이들 변수와 상관관계를 가짐으로 인해 Δz 의 계수추정치가 통계적으로 유의한 것으로 나타날 수 있다.

과연 오버피팅이 발생하고 있는가를 판단할 수 있는 뚜렷한 기준은 없다. 그러나 고영선(2000)에 따르면 전반적으로 y 와 x 는 공적분관계를 가지므로 오차수정항을 포함하는 모형 3이 자료를 보다 잘 설명하는 모형으로 선택될 수 있다. 또한 Δz 와 여타 변

10) 앞의 각주 4 참조.

〈표 6〉 7개 세목의 합계

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.219 (0.226)***	1.182 (0.167)***	1.326 (0.187)***	1.318 (0.194)***	1.344 (0.190)***
Δx_{-1}				0.105 (0.255)	
Δz	-0.031 (0.324)		0.715 (0.275)***	0.649 (0.325)**	
Δw		0.239 (0.093)***			0.213 (0.082)***
y_{-1}			-0.450 (0.124)***	-0.448 (0.128)***	-0.239 (0.125)**
x_{-1}			0.533 (0.138)***	0.533 (0.143)***	0.286 (0.140)**
R^2	0.70	0.83	0.88	0.88	0.89
$D.W.$	1.35	2.39	1.87	1.91	2.97

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

수들 간의 상관관계로 인해 발생하는 문제점은 Δx_{-1} 를 회귀식에 포함시킴으로써 어느 정도 해결이 가능하다고 판단되기 때문에 본고에서는 모형 3의 결과를 믿기로 한다.

한편 모형 2와 모형 4에서는 Δw 의 계수추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 수로 나타나므로 재량적 징세행위가 발생하지 않고 있다는 귀무가설이 기각된다. 즉, 재량적 징세행위가 발생하고 있다고 결론지을 수 있다. 그러나 모형 2와 모형 4는 앞에서 지적한 여러 가지 문제점을 가지고 있으며, 또한 다음에 제시할 세목별 추정결과에서는 Δw 의 계수추정치가 전반적으로 유의하지 않게 나타나므로 이 결론은 다소 유보적이라 할 수 있다.

〈표 7〉은 3개 직접세(소득세, 법인세, 상속세)에 대하여 모형들

〈표 7〉 3개 직접세의 합계

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	0.787 (0.464)*	0.934 (0.376)***	1.122 (0.356)***	1.067 (0.345)***	1.241 (0.478)***
Δx_{-1}				0.674 (0.467)	
Δz	-0.313 (0.666)		1.707 (0.594)***	1.314 (0.634)**	
Δw		-0.002 (0.116)			-0.012 (0.112)
y_{-1}			-0.694 (0.145)***	-0.700 (0.140)***	-0.354 (0.189)**
x_{-1}			1.005 (0.206)***	1.026 (0.199)***	0.508 (0.268)**
R^2	0.16	0.30	0.69	0.74	0.45
$D.W.$	1.60	1.69	1.68	1.74	1.74

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

을 적용시킨 결과를 보여준다. 여기에서도 앞의 경우와 마찬가지로 모형 1에서는 Δz 의 계수추정치가 유의하지 않은 것으로 나타나는 반면 모형 3에서는 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 반면 모형 2와 모형 4에서는 Δw 의 계수추정치가 유의하지 않게 나타난다. 앞서서와 같이 모형 3의 결과를 믿는다면 3개 직접세의 경우에도 재량적 징세행위에 대한 경험적 증거를 찾을 수 있다고 말할 수 있다. 그리고 〈표 8〉에 제시된 소득세의 경우에도 같은 결론을 내리게 된다.

〈표 9〉에 제시된 법인세의 경우에는 다소 다른 결론이 도출된다. 이 경우에는 다른 세목과 달리 Δx_{-1} 의 계수추정치가 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 이는 법인세의 경우 징세시차로 인해 금년도 세수가 전년도 성장률에 크게 의존하기 때문이다. 이에 따라 Δx_{-1} 을 회귀식에 포함시키지 않았을 때에는 Δz 의 계수추정

〈표 8〉 개인소득세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.029 (0.413)***	1.083 (0.363)***	1.253 (0.370)***	1.245 (0.386)***	1.523 (0.442)***
Δx_{-1}				0.090 (0.524)	
Δz	-0.680 (0.592)		1.285 (0.692)**	1.235 (0.772)*	
Δw		-0.069 (0.112)			-0.090 (0.106)
y_{-1}			-0.557 (0.162)***	-0.559 (0.169)***	-0.289 (0.156)***
x_{-1}			0.827 (0.232)***	0.831 (0.241)***	0.439 (0.222)**
R^2	0.28	0.38	0.64	0.64	0.54
$D.W.$	1.62	1.28	1.90	1.94	1.50

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음

치가 Δz 가 Δy 에 미치는 효과뿐 아니라 Δx_{-1} 가 Δy 에 미치는 효과까지도 반영하여 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 그러나 Δx_{-1} 을 회귀식에 포함시킬 경우에는 Δz 의 계수추정치가 여전히 양(+)으로 나타나지만 통계적 유의성을 잃어버린다. 따라서 법인세의 경우에는 당국이 징세과정에서 재량을 별로 발휘하지 않고 있다고 결론지을 수 있다.

〈표 10〉은 상속세의 추정결과를 보여준다. 상속세의 경우에는 소득세와 마찬가지로 모형 3에서 Δz 의 계수추정치가 유의한 양(+)의 수로 나타난다. 따라서 징세행정의 재량성이 크다고 말할 수 있다.

〈표 11〉은 4개 간접세의 합계에 대하여 모형들을 추정한 결과를 보여준다. 간접세에서는 직접세(표 7)와 달리 전반적으로 징세행정의 재량성이 높지 않게 나타난다.

그러나 다음 〈표 12〉~〈표 18〉에서 알 수 있는 것처럼 세목별

로는 차이가 있다. <표 12>에 제시된 부가가치세의 경우 모형 3에서 Δz 의 계수추정치가 유의한 양(+의) 수로 나타난다. 따라서 부가가치세에서는 재량적 징세행정의 모습이 발견된다. 이는 규모변수로서 Δx (경상GDP 증가율)이 아닌 Δs (경상소비 증가율)를 사용한 경우(표 13)에도 마찬가지이다.

반면 특별소비세(표 14)의 경우에는 Δz 의 계수추정치가 통계적으로 유의하지 않다. 규모변수로서 Δs 를 사용하였을 때(표 15)에도 $\hat{\Delta}_0$ 의 계수추정치는 유의하지 않게 나타난다. 단, 모형 2와 모형 4에서 Δw 의 계수추정치가 유의한 양(+의) 수로 나타나지만, 앞에서 언급한 여러 문제 때문에 이 결과에 대해서는 큰 신뢰를 두지 않기로 한다.¹¹⁾

<표 16>에 제시된 인지세의 경우에도 특별소비세와 마찬가지로 Δz 의 계수추정치가 유의하지 않은 것으로 나타난다. <표 17>에 제시된 관세의 경우에도 Δz 의 계수추정치는 통계적으로 유의하지 않다. 규모변수로서 Δm (수입증가율)을 사용하였을 때에도 $\hat{\Delta}_p$ 의 계수추정치는 유의하지 않게 나타난다.¹²⁾ 따라서 인지세와 관세에서는 조세행정의 재량성이 높지 않다고 결론지을 수 있다.

11) <표 15>에서는 회귀분석식에 더미변수를 추가하였다. 이 더미변수는 R^2 값을 크게 높이며 각 계수추정치의 표준오차를 크게 줄인다. 그러나 본고에서 관심을 기울이는 가설검정의 결과에는 아무런 영향을 미치지 않는다. 이에 따라 <표 15>에는 더미변수를 추가한 결과를 제시하였다.

12) <표 18>에서는 표본기간을 1982~98년으로 설정하였다. 이처럼 1980년과 1981년을 제외할 경우 R^2 값이 크게 올라가고 각 계수추정치의 표준오차가 줄어든다. 그러나 본고에서 관심을 기울이는 가설검정의 결과에는 아무런 영향을 미치지 않는다. 이에 따라 <표 18>에는 표본기간을 축소할 경우의 결과를 제시하였다.

〈표 9〉 법인세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	-0.043 (0.732)	-0.228 (0.574)	0.890 (0.553)*	0.749 (0.457)*	0.626 (0.498)
Δx_{-1}	1.329 (1.027)	2.176 (0.771)***		1.704 (0.610)***	2.309 (0.615)***
Δz	-0.836 (1.237)		1.922 (0.778)***	0.888 (0.737)	
Δw		-0.030 (0.131)			-0.008 (0.097)
y_{-1}			-0.886 (0.184)***	-0.887 (0.151)***	-0.689 (0.188)***
x_{-1}			1.212 (0.251)***	1.247 (0.206)***	0.973 (0.258)***
R^2	0.12	0.41	0.63	0.77	0.73
D.W.	1.91	1.87	1.82	1.74	2.01

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 10〉 상속세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	4.089 (1.121)***	5.556 (1.024)***	4.327 (1.184)***	4.572 (1.010)***	5.349 (1.374)***
Δx_{-1}				-3.478 (1.373)***	
Δz	1.877 (1.610)		3.137 (1.533)**	5.347 (1.567)***	
Δw		-0.339 (0.186)**			-0.182 (0.231)
y_{-1}			-0.479 (0.202)**	-0.537 (0.173)***	-0.332 (0.274)
x_{-1}			1.010 (0.402)**	1.057 (0.342)***	0.655 (0.525)
R^2	0.61	0.66	0.74	0.82	0.70
D.W.	2.37	1.80	2.11	1.86	1.53

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 11〉 4개 간접세의 합계

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.715 (0.402)***	1.725 (0.361)***	1.597 (0.474)***	1.612 (0.491)***	1.635 (0.459)***
Δx_{-1}				-0.219 (0.601)	
Δz	0.120 (0.577)		0.477 (0.546)	0.611 (0.673)	
Δw		0.274 (0.227)			0.276 (0.206)*
y_{-1}			-0.697 (0.339)**	-0.702 (0.350)**	-0.674 (0.338)**
x_{-1}			0.682 (0.315)**	0.683 (0.325)**	0.657 (0.315)**
R^2	0.61	0.64	0.73	0.73	0.74
D.W.	2.02	2.10	1.81	1.79	1.84

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 12〉 부가가치세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.337 (0.399)***	1.356 (0.374)***	1.220 (0.434)***	1.218 (0.451)***	1.441 (0.458)***
Δx_{-1}				-0.046 (0.627)	
Δz	0.648 (0.573)		1.394 (0.560)**	1.429 (0.753)**	
Δw		0.254 (0.232)			0.300 (0.218)*
y_{-1}			-0.496 (0.198)**	-0.502 (0.224)**	-0.342 (0.201)*
x_{-1}			0.562 (0.213)***	0.568 (0.236)**	0.392 (0.213)**
R^2	0.58	0.54	0.73	0.73	0.65
D.W.	1.84	1.86	1.92	1.91	1.96

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 13〉 부가가치세(규모변수가 총소비지출인 경우)

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δs	1.263 (0.377)***	1.600 (0.311)***	1.251 (0.324)***	1.407 (0.327)***	1.536 (0.303)***
Δs_{-1}				-0.815 (0.542)*	
$\widehat{\Delta o}$	0.738 (0.591)		0.966 (0.514)**	1.876 (0.780)**	
Δw		0.137 (0.196)			0.178 (0.172)
y_{-1}			-0.737 (0.259)***	-0.586 (0.268)**	-0.748 (0.297)***
s_{-1}			0.877 (0.303)***	0.702 (0.313)**	0.883 (0.347)***
R^2	0.74	0.69	0.84	0.87	0.79
D.W.	2.09	2.19	2.03	2.14	1.86

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 14〉 특별소비세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	2.143 (0.909)**	1.843 (0.613)***	2.283 (1.043)**	2.207 (1.077)**	2.079 (0.799)***
Δx_{-1}				0.854 (1.469)	
Δz	-0.614 (1.305)		0.009 (1.369)	-0.537 (1.688)	
Δw		0.649 (0.173)***			0.578 (0.183)***
y_{-1}			-0.492 (0.276)**	-0.471 (0.286)*	-0.285 (0.219)
x_{-1}			0.401 (0.233)*	0.400 (0.239)*	0.236 (0.182)
R^2	0.28	0.62	0.41	0.43	0.66
D.W.	2.14	2.47	1.76	1.89	2.19

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 15〉 특별소비세(규모변수가 총소비지출인 경우)

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δs	0.952 (1.059)	1.428 (0.671)**	1.542 (0.803)**	1.612 (0.872)**	1.689 (0.620)**
Δs_{-1}				-0.375 (1.368)	
$\widehat{\Delta o}$	0.015 (1.650)		0.654 (1.258)	1.081 (2.033)	
Δw		0.585 (0.181)***			0.317 (0.205)*
y_{-1}			-0.643 (0.201)***	-0.650 (0.210)***	-0.476 (0.222)**
s_{-1}			0.707 (0.193)***	0.712 (0.201)***	0.514 (0.229)**
D	-0.187 (0.094)**	-0.096 (0.078)	-0.376 (0.097)***	-0.371 (0.101)***	-0.276 (0.124)**
R^2	0.40	0.66	0.71	0.71	0.76
$D.W.$	2.22	2.66	1.71	1.67	2.05

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) D 는 1980~93년 중 0, 1994~98년 중 1의 값을 갖는 더미변수.

5) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 16〉 인지세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	1.734 (0.613)***	2.046 (0.402)***	2.198 (0.513)***	2.198 (0.535)***	2.237 (0.451)***
Δx_{-1}				0.001 (0.793)	
Δz	-0.319 (0.880)		0.430 (0.663)	0.430 (0.810)	
Δw		-0.064 (0.094)			0.044 (0.092)
y_{-1}			-0.974 (0.239)***	-0.974 (0.271)***	-0.724 (0.279)**
x_{-1}			0.994 (0.236)***	0.994 (0.273)***	0.720 (0.278)**
R^2	0.37	0.64	0.73	0.73	0.76
$D.W.$	2.03	2.27	1.47	1.47	2.01

주 : 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 17〉 관 세

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δx	2.720 (0.833)***	2.829 (0.730)***	2.806 (0.899)***	2.948 (0.977)***	2.742 (0.915)***
Δx_{-1}				-0.716 (1.584)	
Δz	-0.505 (1.195)		-1.825 (1.356)*	-1.095 (2.135)	
Δw		0.134 (0.249)			0.207 (0.233)
y_{-1}			-0.652 (0.291)**	-0.541 (0.387)*	-0.471 (0.245)**
x_{-1}			0.497 (0.199)**	0.410 (0.281)*	0.379 (0.181)**
R^2	0.44	0.50	0.62	0.62	0.64
D.W.	1.42	1.59	1.40	1.49	1.39

주 · 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1980~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음.

〈표 18〉 관세(규모변수가 상품수입액인 경우)

	모형 1	모형 2	모형 3		모형 4
Δm	2.180 (0.382)***	2.155 (0.424)***	2.129 (0.239)***	2.136 (0.248)***	2.119 (0.229)***
Δm_{-1}				0.143 (0.314)	
$\widehat{\Delta p}$	-0.450 (0.244)**		-0.067 (0.171)	-0.093 (0.185)	
Δw		0.082 (0.218)			0.131 (0.118)
y_{-1}			-0.452 (0.130)***	-0.453 (0.135)***	-0.472 (0.118)***
m_{-1}			0.235 (0.101)**	0.233 (0.105)**	0.244 (0.095)**
R^2	0.72	0.65	0.91	0.91	0.91
D.W.	1.02	1.02	1.90	1.95	2.37

주 · 1) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.

2) () 안은 표준오차.

3) 표본기간: 1982~98년.

4) 상수항은 보고하지 않음

V. 재량적 징세행정이 조세수입과 세입의 경기안정화기능에 미치는 영향

앞 장의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 7개 세목을 합하였을 때 징세행정의 재량성에 관한 상당히 강한 증거를 찾을 수 있다. 둘째, 7개 세목을 직접세와 간접세로 나누어 각각의 총량을 살펴보면, 직접세 총량의 경우에는 징세행정의 재량성에 관한 증거를 찾을 수 있으나 간접세 총량의 경우에는 징세행정의 재량성에 관한 증거를 찾을 수 없다. 셋째, 직접세 가운데 소득세와 상속세에서는 징세행정의 재량성이 발견되나 법인세에서는 재량성이 발견되지 않는다. 넷째, 간접세 가운데 부가가치세에서는 상당히 뚜렷한 재량성이 발견되나 나머지(특별소비세, 인지세, 관세)에서는 재량성이 발견되지 않는다.

이러한 결과가 의미하는 바는 무엇인가? 본장에서는 이러한 재량적 징세행정이 조세수입과 세입의 자동안정화기능에 미치는 영향을 살펴보기로 한다.

1. 조세수입에 미치는 영향

위에서 본 바와 같이 소득세, 상속세, 부가가치세에 대해서는 경기변동에 따라 징세노력이 변화하는 모습이 나타난다. 이들 세목에 대해 식 (17)을 추정한 결과 계수추정치 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\beta}-\hat{b}$, $\hat{\gamma}$, $\hat{\gamma}\delta$ 및 오차항 $\hat{\epsilon}$ 을 얻었다고 하자.

$$\Delta y = \hat{\alpha} + \hat{b} \Delta x + (\hat{\beta} - \hat{b}) \Delta z - \hat{\gamma}_{y-1} + \hat{\gamma} \hat{\delta}_{x-1} + \hat{\epsilon}. \dots\dots (30)$$

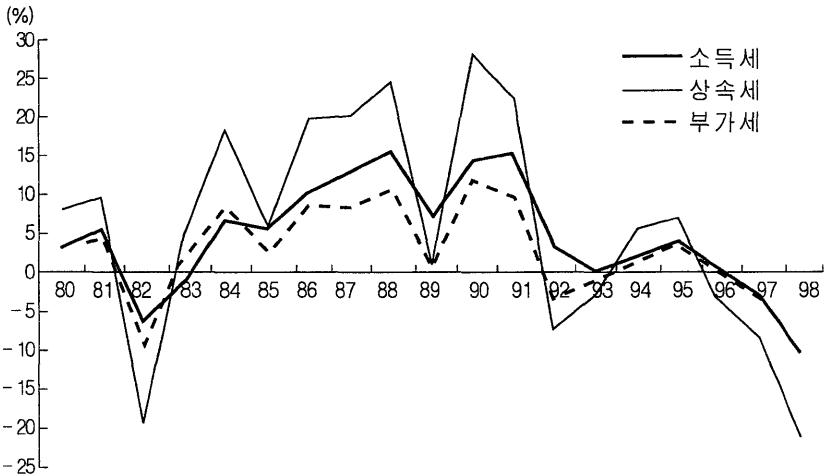
식 (30)에서 $\Delta z = \Delta x$ 를 대입하여 계산한 결과를 $\hat{\Delta y}$ 로 정의하자.

$$\hat{\Delta y} = \hat{\alpha} + (\hat{b} + (\hat{\beta} - \hat{b})) \Delta x - \hat{\gamma}_{y-1} + \hat{\gamma} \hat{\delta}_{x-1} + \hat{\epsilon}. \dots\dots (31)$$

식 (31)에서 $\hat{b} + (\hat{\beta} - \hat{b})$ 는 $\hat{\beta}$ 의 추정치로 해석될 수 있으며, 따라서 식 (31)은 식 (14)의 추정식이 된다. 이에 따라 $\hat{\Delta y}$ 는 Δy^* 의 추정치가 된다. 즉, $\hat{\Delta y}$ 는 잠재적 수준의 세수증가율 또는 경제노력이 경기변동과 상관없이 일정한 수준을 유지하였을 때의 세수증가율이다. 이렇게 구한 $\hat{\Delta y}$ 를 사용하여 y^* 에 대한 추정치 \hat{y} 를 구할 수 있다. 즉, 식 (31)에서 y_{-1} 에 \hat{y}_{-1} 를 대입하여 반복적으로 $\hat{\Delta y}$ 과 \hat{y} 를 계산하면 표본기간(1980~98년) 중의 \hat{y} 값들을 구할 수 있다.

[그림 4]에는 실제세수와 이렇게 계산한 잠재적 세수 간의 격차를 실제세수에 대한 비율로 계산한 결과가 제시되어 있다. 즉, [그림 4]는 소득세, 상속세, 부가가치세에 대해 $(\exp(\hat{y}) - \exp(y))$

[그림 4] 잠재적 세수와 실제세수 간의 격차(실제세수 대비)



$1/\exp(y)$ 를 계산한 결과를 보여준다. [그림 4]에 따르면 실제세수와 잠재적 세수 간에 가장 큰 차이를 보이는 세목은 상속세이고 그 다음은 소득세이다. 부가가치세는 상대적으로 격차가 적다. 평균적인 격차는 상속세의 경우 5.5%, 소득세는 4.0%, 부가가치세는 2.2%이다.

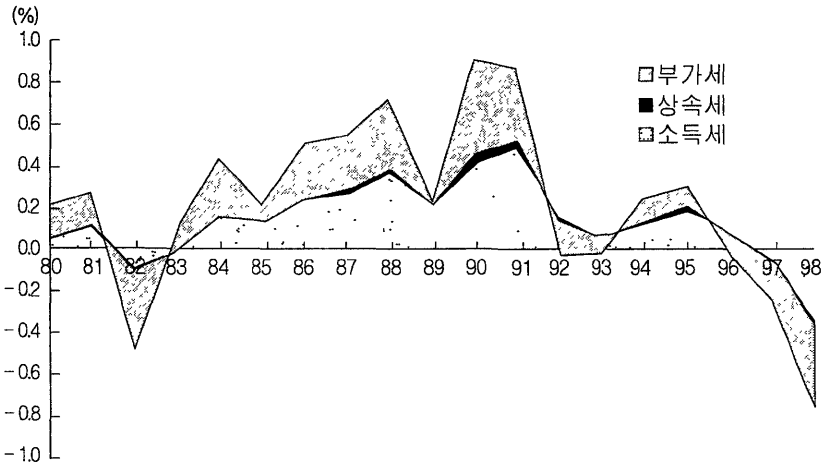
그러나 이는 평균적인 격차 수준을 말하는 것이며, 경기변동에 따라 격차는 이보다 늘어나기도 하고 줄어들기도 하는 모습을 보인다. 예를 들어, 상속세의 경우 잠재세수가 실제세수의 25%를 상회하는 때(1990년)도 있고 -20%를 하회하는 때(1998년)도 있다. 소득세의 경우에는 이러한 격차가 크게는 15%, 작게는 -10%에 달한다. 부가가치세의 경우도 유사하다.

이러한 변동은 경기순환과 밀접한 관계를 가진다. 경기호황기, 예를 들어 1980년대 하반기에는 잠재세수가 실제세수를 크게 상회하며, 경기침체기, 예를 들어 최근의 1997년과 1998년에는 잠재세수가 실제세수에 근접하거나 이를 하회하는 모습이 나타난다.

다음의 [그림 5]는 잠재세수와 실제세수 간의 격차를 경상GDP에 대한 비율로 보여준다. 소득세, 상속세, 부가가치세를 합하였을 때 잠재세수와 실제세수 간의 격차는 1990년과 1991년의 경우 GDP 대비 0.8%를 상회하기도 하였다. 즉, 1990년과 1991년에 통상적인 징세노력을 기울였더라면 GDP의 0.8%에 해당하는 세수가 추가로 확보될 수 있었다. 반면 1998년의 경우에는 잠재세수와 실제세수 간의 격차가 -0.8%에 이르렀는데, 이는 통상적인 징세노력을 기울였을 경우 세수가 GDP의 0.8%에 해당하는 만큼 감소하여 경기침체 완화에 기여하였을 것이라는 점을 시사한다.¹³⁾

13) 물론 이러한 계산은 세입의 변화가 성장률에 영향을 미치지 않는다는 가정을 전제로 한 것이다. 실제로는 세입이 증가하면 성장률이 하락하고, 반대로

[그림 5] 잠재적 세수와 실제세수 간의 격차(경상GDP 대비)



한편 평균적으로 세수는 GDP의 0.2%(소득세 0.1%, 상속세 0.0%, 부가가치세 0.1%)만큼 증가하였을 것으로 계산된다. 이는 1998년의 GDP를 기준으로 약 9천억원에 달하는 막대한 액수이다.¹⁴⁾

2. 경기안정화에 미치는 영향

이제 조세행정 의 재량성이 세입의 경기안정화기능을 얼마나 약화시켰는지를 구체적으로 살펴보도록 하자. 이를 위해 Bayoumi and Eichengreen(1995)과 Gavin and Perotti(1997)의 방식을 따라 GDP 대비 재정수지를 실질GDP 성장률 및 여타 변수에 대해 회귀분석한다.

회귀분석의 자료로는 우리나라의 경우 국민계정에 나타난 일

세입이 감소하면 성장률이 상승하게 된다. 성장률의 하락 또는 상승은 다시 세입을 변화시켜 잠재세수와 실제세수 간의 격차를 줄인다 그러나 그 규모는 크지 않을 것으로 보인다.

14) 이는 추정단계에서 발생하는 오차를 무시한 평균치임을 강조할 필요가 있다.

반정부 자료를 사용하였으며 외국의 경우 OECD에서 판매하는 *Fiscal Positions and Business Cycles* 자료를 사용하였다. 이 자료는 OECD 국가의 국민계정상 일반정부 자료를 취합·정리한 것이다. 자료에 포함된 국가 가운데 영국, 뉴질랜드, 그리스, 아일랜드는 자료가 불완전하여 회귀분석에서 제외하였다. 이에 따라 표본에 포함된 나라는 한국을 포함한 17개 국가이다.

이들 17개 국가에 대한 패널 회귀방정식의 형태는 다음 식 (32)와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \left(\frac{BAL}{GDP} \right) &= \beta_0^j + (\alpha_1 D + \beta_1) \Delta x^R + (\alpha_2 D + \beta_2) \pi \\ &+ (\alpha_3 D + \beta_3) \Delta \left(\frac{BAL}{GDP} \right)_{-1} + (\alpha_4 D + \beta_4) \left(\frac{BAL}{GDP} \right)_{-1} + \epsilon, \\ j &= 1, \dots, 17. \dots\dots\dots (32) \end{aligned}$$

식 (32)에서 (BAL/GDP) 는 경상GDP 대비 일반정부 순융자(net lending)이다. 또한 Δx^R 는 실질GDP 증가율, π 는 GDP디플레이터 상승률¹⁵⁾이다. β_0^j 는 j 국가의 고정효과(fixed effect)이며, D 는 한국일 경우 1, 다른 나라일 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다.

식 (32)의 독립변수 가운데 우리가 관심을 가지는 것은 Δx^R 이다. Δx^R 의 계수는 한국의 경우 $\alpha_1 + \beta_1$ 이며, 다른 나라의 경우 β_1 이다. 한국과 다른 나라 사이의 차이는 α_1 으로 표현된다. $\alpha_1 + \beta_1$ 과 β_1 은 재정수지가 경기변동에 얼마나 민감하게 반응하는지를 나타낸다. 통상적으로 경기확장기에는 재정수지가 호전되고, 반대로 경기침체기에는 재정수지가 악화된다. 따라서 $\alpha_1 + \beta_1$ 과 β_1 은 양(+)¹⁶⁾의 부호를 가져야 한다. 그리고 재정수지가 경기변동보다 민감하게 반응할수록 이들 값은 커진다. 즉, 이들 값이 큰 것은 재정의 경기안정화기능이 강하다는 것을 의미한다.¹⁶⁾¹⁷⁾ 이

15) 앞의 표기방식을 따르면 $\pi = \Delta x - \Delta x^R$ 로 정의된다.

하에서는 이 계수값을 ‘성장률 탄성치’로 부르기로 한다. Δx^R 를 제외한 나머지 독립변수들은 통제변수(control variable)에 해당한다.

통상적으로 우리나라의 재정수지는 경기변동에 민감하게 반응하지 않은 것으로 생각되어 왔다(박성준·이정옥[1996]). 이것이 맞다면 $\alpha_1 + \beta_1$ 는 β_1 보다 작아야 하며 α_1 은 음수(-)가 되어야 한다. <표 19>에 나타나 있는 회귀분석 결과는 대체로 이것이 사실임을 보여준다.

<표 19>의 첫 번째 행은 성장률 탄성치($\alpha_1 + \beta_1$ 또는 β_1)의 추정치를 나타내며, 두 번째 행은 한국과 다른 나라의 성장률 탄성치 차이(α_1)의 추정치를 보여준다. 한국의 성장률 탄성치는 0.091로서 통계적 유의성을 갖지 못한다. 즉, 한국의 경우 재정수지는 경기변동과 별다른 관계없이 움직여 왔다. 반면 OECD 국가들의 평균적인 성장률 탄성치는 0.420으로서 1% 유의수준에서 유의성을 갖는다. 즉, 실질성장률이 1%포인트 증가하면 GDP 대비 재정수지는 0.420% 증가하였다. 한국의 성장률 탄성치(0.091)와 OECD 국가들의 성장률 탄성치(0.420) 사이의 차이는 -0.328로서 1% 수준에서 유의성을 갖는다. 즉, 한국의 성장률 탄성치는 OECD 국가들의 성장률 탄성치보다 0.328만큼 작으며 이는 통계적으로 유의하다.

-
- 16) 보다 엄밀히 말하여 이들 계수값들이 크더라도 재정의 경기안정화기능은 약할 수 있다. 예를 들어, 한계소비성향이 작다면 세금감면이나 이전지출 확대가 경기침체를 억제하는 효과가 작을 수 있다. 그러나 이러한 가능성까지 모두 고려하여 각국 재정의 경기안정화기능을 비교할 수는 없으므로 본고에서는 단순히 이들 계수값들만을 살펴보기로 한다.
- 17) 재정의 경기안정화기능을 살펴보기 위해서는 실제의 재정수지가 아니라 구조적 재정수지를 사용해야 한다고 생각할 수 있다. 그러나 Blanchard(1990, p.19)가 지적하는 바와 같이 재정이 총수요에 미치는 영향을 가장 잘 나타내주는 변수는 실제의 재정수지이다. 또한 구조적 재정수지는 추정과정에서 여러 가지 자의성이 개입하기 때문에 사용에 있어 주의를 기울여야 한다 (Giorno et al.[1995]). 따라서 본고에서는 실제의 재정수지를 사용하였다.

한편, G7 국가 가운데 영국을 제외한 G6 국가의 성장률 탄성치는 0.202로서 OECD 전체(0.420)보다는 훨씬 작으며 한국의 성장률 탄성치(0.091)보다는 크다. 그러나 한국과 G6 국가의 성장률 탄성치 차이(-0.111)는 통계적으로 유의하지 못하다.

네 번째 열부터는 G6의 개별 국가와 한국을 비교한 것이다. 이에 따르면 미국, 일본, 프랑스, 이탈리아, 캐나다는 한국보다 성장률 탄성치가 크다. 또한 이탈리아를 제외하고는 이러한 차이가 통계적으로 유의하다.

결론적으로 한국은 외국에 비해 재정수지가 성장률에 반응하는 정도가 작다고 할 수 있다. 즉, 재정의 경기안정화기능이 약하다는 것이다. 이러한 차이는 주로 세출 측면에서 발생하고 있다. 본고에는 그 결과를 보고하지 않았지만, 재정수지를 세입과 세출로 구분하고, 세출을 다시 정부투자, 정부소비, 이전지출 및 보조금의 세 부분으로 구분하여 유사한 패널 회귀분석을 실시해 보았다. 그 결과 세입 측면에서는 한국과 다른 나라들 사이에 성장률 탄성치가 큰 차이를 보이지 않았지만, 세출 측면, 특히 보조금 및 이전지출에 있어서는 큰 차이가 나타났다.

이제 본장의 논의로 다시 돌아와서, 만일 한국의 징세당국이 경기변동과는 무관하게 일정한 징세노력을 기울여 왔다면 재정의 경기조절기능은 얼마나 강화되었을 것인가를 살펴보자. 이를 위해 앞에서 추정한 소득세, 상속세, 법인세의 잠재적 세수를 사용하여 재정수지를 다시 계산한다. 그리고 이를 사용하여 성장률 탄성치를 추정한 결과는 <표 20>에 제시되어 있다.

<표 19>와 <표 20>을 비교해 보면 성장률 탄성치는 0.091에서 0.264로 증가하며 통계적 유의성도 확보된다. 외국과 비교해 볼 때 한국의 성장률 탄성치는 OECD의 평균적 탄성치보다는 여전히 작으나 이 차이의 통계적 유의성은 사라진다. 개별 국가별로

〈표 19〉 성장률 탄성치 추정결과

	한 국	OECD	G6	미 국	일 본	독 일	프랑스	이탈리아	캐나다
성장률 탄성치	0.091 (0.073)	0.420 (0.053)***	0.202 (0.053)***	0.339 (0.106)***	0.470 (0.156)***	-0.037 (0.098)	0.340 (0.135)***	0.361 (0.210)**	0.480 (0.134)***
성장률 탄성치 차이		-0.328 (0.193)**	-0.111 (0.124)	-0.248 (0.131)**	-0.379 (0.174)**	0.129 (0.132)	-0.249 (0.152)*	-0.270 (0.231)	-0.389 (0.175)**

- 주 : 1) 식 (32)를 추정한 결과. 첫 번째 행('성장률 탄성치')은 $\alpha_1 + \beta_1$ (한국의 경우) 또는 β_1 (외국의 경우)의 추정치를 보여주며, 두 번째 행('성장률 탄성치 차이')은 α_1 의 추정치를 보여줌. 여타 계수 추정치는 생략.
- 2) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
- 3) () 안은 표준오차.
- 4) 표본기간: 1980~97년.

〈표 20〉 잠재세수를 사용할 경우의 성장률 탄성치 추정결과

	한 국	OECD	G6	미 국	일 본	독 일	프랑스	이탈리아	캐나다
성장률 탄성치	0.264 (0.145)**	0.420 (0.053)***	0.202 (0.053)***	0.339 (0.106)***	0.470 (0.156)***	-0.037 (0.098)	0.340 (0.135)***	0.361 (0.210)**	0.480 (0.134)***
성장률 탄성치 차이		-0.155 (0.300)	0.062 (0.188)	-0.075 (0.181)	-0.205 (0.222)	0.302 (0.187)*	-0.075 (0.198)	-0.097 (0.294)	-0.215 (0.239)

- 주 : 1) 잠재세수를 이용하여 식 (32)를 추정한 결과. 첫 번째 행('성장률 탄성치')은 $\alpha_1 + \beta_1$ (한국의 경우) 또는 β_1 (외국의 경우)의 추정치를 보여주며, 두 번째 행('성장률 탄성치 차이')은 α_1 의 추정치를 보여줌. 여타 계수 추정치는 생략.
- 2) ***는 1% 수준에서 유의함을, **는 5% 수준에서 유의함을, *는 10% 수준에서 유의함을 의미.
- 3) () 안은 표준오차.
- 4) 표본기간: 1980~97년.

는 미국, 일본, 프랑스, 캐나다와 별로 차이가 없어지고, 독일보다는 탄성치가 훨씬 커진다.

따라서 징세당국이 경기변동과 관계없이 일정한 수준의 징세 노력을 기울였다면 세입의 성장률 탄성치가 증가하여 재정의 경기안정화기능이 제고되었을 것으로 결론지을 수 있다.

VI. 요약 및 결론

본고는 징세당국이 재량을 발휘하여 징세노력을 강화하거나 약화시키고 있는지에 대한 경험적 증거를 찾는 데 일차적인 목적이 있었다. 징세노력의 변화에 영향을 주는 요인은 여러 가지가 있을 것이다. 본고에서는 예산상 주어진 세수목표를 달성하기 위해서 징세노력을 강화하거나 약화시키는 경우를 살펴보았다. 또한 실제성장률이 예상하였던 성장률보다 높아지거나 낮아짐에 따라 징세노력의 강도가 바뀌는 경우도 살펴보았다. 이러한 요인에 따라 징세노력이 변할 때, 이를 자료에서 포착하는 방법은 직관적으로 간단하다. 즉, 세수방정식에서 예산상의 세수목표 또는 예상했던 성장률이 실제세수를 설명하는 독립변수로서 역할을 한다면 이러한 요인에 따라 징세노력이 변한다고 결론지을 수 있다. 반대로 독립변수로서 역할을 하지 못한다면 이러한 요인에 따라 징세노력이 변한다고 결론지을 수 없다.

본고의 추정결과에 따르면 징세당국은 실제성장률이 예상성장률과 달라질 때 이로 인한 세수변화를 줄여나가는 방향으로 징세노력을 강화시키거나 약화시키는 경향이 있다. 즉, 실제성장률이 예상성장률보다 높다면 징세노력을 약화시키며, 반대로 실제성장률이 예상성장률보다 낮다면 징세노력을 강화시킨다. 이러한 경향은 소득세, 상속세, 부가가치세의 경우에 현저하며, 다른 세목에서는 별로 나타나지 않는다. 한편, 어느 세목에서나 실제세수가 예산상의 세수목표에 근접하도록 징세노력을 변화시키는 모습은 발견할 수 없다.

소득세, 상속세, 부가가치세의 경우에 징세노력의 변화에 따라 세수가 변하는 것은 쉽게 이해될 수 있다. 이들 세목은 세원이 비교적 덜 노출되어 있어 징세노력에 따라 세원파악의 정도가 달라질 수 있으며, 소득세와 부가가치세는 납세인원¹⁸⁾도 상당히 많아 세무조사 및 추징에 상당한 비용이 소요되기 때문이다. 반면 법인세는 소수의 기업에 세수가 집중되어 있고,¹⁹⁾ 인지세나 관세는 세원이 비교적 투명하게 노출되어 있기 때문에 징세의 재량성이 개입될 여지가 적다.

본고의 추정결과에 의하면 당국이 정상적인 징세노력을 기울였을 경우 이들 3개 세목에서 추가로 징수할 있었던 조세수입은 1980~98년간 평균적으로 GDP 대비 0.2%에 달한다. 여기에서 정상적인 징세노력이란 실제성장률이 예산상의 성장률과 같았을 때의 징세노력을 말한다. 당국은 그동안 성장률을 실제보다 낮게 예측하는 경향을 보여왔으며, 이로 인해 평균적으로 정상적인 수준을 밑도는 징세노력을 기울인 결과 정상적인 상황에서도보다 세수가 줄어들었다.

한편, 경기안정화 측면에서 우리나라의 재정운영은 그동안 별로 큰 역할을 수행하지 못하였다. 물론 어느 정도의 경기안정화 기능이 적정한가에 대해서는 어떠한 이론도 이야기하는 바가 없다. 따라서 외국과의 비교만이 유일한 참고자료를 제공할 수 있는데, OECD 국가들과 비교해 볼 때 우리나라의 재정수지는 실질성장률에 별로 민감하게 반응해 오지 못하였다. 본고의 분석결과는 징세행정 재량성이 없었을 경우 재정의 경기안정화기능이 강화될 수 있었음을 보여준다. 만일 당국이 각 연도에 정상적

18) 1998년의 경우 종합소득세 납세인원(분리과세 소득자, 원천징수대상 근로자 제외)은 350만명이었으며 부가가치세 납세사업자수는 286만명이었다(현진권 [2000b]).

19) 상위 300개 기업의 법인세 납부액은 전체 법인세의 60% 가량을 차지한다. 이 점을 지적해주신 현진권 박사께 감사드린다.

인 징세노력을 기울였다면 세입이 경기변동에 보다 민감하게 반응하였을 것이며, 이에 따라 실질성장률에 대한 재정수지의 탄성치가 OECD 국가들과 비슷해졌을 것으로 추정된다.

이상의 결과는 당국이 경기상황에 따라 징세노력을 증가시키거나 감소시키는 것이 바람직하지 않다는 점을 시사한다. 이는 세수 확보의 측면에서도 바람직하지 않고 세입의 경기조절기능 측면에서도 바람직하지 않다. 첫 번째 측면, 즉 세수확보의 측면에서 보면 향후 성장률 예측의 정확도를 제고하는 일이 필요하다. 평균적으로 성장률을 제대로 예측한다면 현재와 같이 평균적으로 성장률을 과소 예측함으로써 발생하는 세수누락이 줄어들 것이다. 그러나 두 번째 측면, 즉 경기안정화의 측면에서는 평균적으로 성장률을 제대로 예측하는 것만으로는 부족하다. 그보다는 세제와 세정의 투명성을 높임으로써 당국이 재량을 발휘할 여지를 줄이고, 경기상황과는 무관하게 당국은 가능한 한 최대의 세수를 확보하도록 당국의 임무를 설정하고 유인체계를 구축하는 일이 필요하다.

한편, 이러한 제반 결과는 세수의 결정방식에 대한 여러 가지 가정을 전제로 도출된 것이다. 따라서 이로부터 지나치게 확정적인 결론을 내리는 일은 삼가해야 한다. 특히 경기변동에 따른 징세노력의 변화가 구체적으로 어떤 형태로 나타나는지에 대해서 본고는 아무런 답변을 제공하고 있지 않다는 점을 상기할 필요가 있다. 즉, 단순히 세무조사를 강화하고 성실납세를 촉구하는 선에서 징세노력을 강화하는 것인지, 또는 세법의 해석이나 적용에 있어 재량을 발휘하여 자의적으로 세금을 징수하는 것인지는 본고의 분석을 통해 파악할 수 없다.²⁰⁾ 향후 이러한 방향으로 연

20) 이와 관련하여 재미있는 사실은 국세 체납액이 상당한 규모라는 점이다. 현진권·문춘걸(2000)에 의하면 1998년의 경우 국세 체납액은 12조2천억원으로서 내국세액의 24%에 달하였다. 이러한 체납액 가운데 어느만큼이 징수되는가는 상당 부분 징세당국의 의지에 달려 있는 것으로 보인다.

구가 진행되어 의미 있는 결론이 도출된다면 보다 구체적인 정책대안을 제시할 수 있을 것이다.

▷ 참고 문헌 ◁

- 고영선, 「세수예측모형」, 2000. (초고)
- 박성준 · 이정욱, 「재정의 경기조절기능 강화방안」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1996. 3.
- 원윤희, 「조세제도의 개혁과 세정의 합리화 방안」, 『경제위기 극복을 위한 재정개혁』, 한국개발연구원, 1997, pp.347~392.
- 현진권, 「조세행정의 개혁방향과 정책과제」, 『조세행정과 정책과제』, 연구논문집 98-01, 한국조세연구원, 1998. 12, pp.15~38.
- 현진권, 「우리나라 조세행정의 평가와 미래」, 제34회 납세자의 날 기념 심포지엄, 한국조세연구원, 2000a.
- 현진권(편), 『조세관련통계자료집』, 한국조세연구원, 2000b.
- 현진권 · 문춘걸, 「국세행정의 생산관계 분석」, 『2000년대를 위한 공적연금과 퇴직금제도 개선방향』, 한국공공경제학회 2000년도 제1차 학술대회 발표논문집, 2000. 5. 20.
- Bayoumi, Tamim and Barry Eichengreen, “Restraining Yourself: The Implications of Fiscal Rules for Economic Stabilization,” *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 1, March 1995, pp.32~48.
- Blanchard, Olivier Jean, “Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators,” OECD Department of Economics and Statistics Working Paper, No. 79, April 1990.
- Gavin, Michael and Roberto Perotti, “Fiscal Policy in Latin America,”

NBER Macroeconomics Annual, 1997, pp.11~71.

Giorno, Claude, Pete Richardson, Deborah Roseveare, and Paul van den Noord, "Potential Output, Output Gaps, and Structural Budget Balances," *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995/ I .
OECD, *Fiscal Positions and Business Cycles*, 1998.

■ 論 評

安 鍾 範

(성균관대학교 경제학부 교수)

이 논문은 징세당국의 재량적 과세행위가 세입에 영향을 미치고 나아가 세입이 자동안정화기능에 영향을 미친다는 점을 실증분석을 통해 보였다는 점에서 한국재정연구에 있어서 상당한 의미를 갖는다고 할 수 있다. 그동안 재정의 자동안정화기능에 대해서는 거시경제분석을 통해 검증된 바 있지만 조세행정의 재량성이 자동안정화기능에 영향을 미치고 있음이 실증분석을 통해 밝혀지기는 최초라는 점에서 그 의의가 크다고 사료된다. 더구나 이 논문은 조세행정의 재량성의 영향에 대한 분석을 기초로 그동안의 세수추계에 대한 평가를 시도하고 있다는 점에서 세수추계의 개선방향을 제시할 수 있을 것으로 기대된다. 결국 이 논문에서 도출된 결론이 시사하는 바인 경기상황에 따라 징세노력을 변화시키는 것이 바람직하지 않다는 점은 상당히 중요한 정책시사점이 될 것이다. 또한, 세수확보 측면에서나 세입의 경기조절기능 측면에서나 조세행정의 재량성이 부정적인 영향을 미친다는 점은 앞으로 정책당국이 유념해야 할 중요한 결론이기도 하다.

이 논문에서 시도한 방법론과 정책시사점은 향후 다양한 연구의 기초가 될 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 앞으로 이 연구를 보다 발전시켜 나가기 위해서 추가적으로 고려해야 할 사항을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 세목별 과세시점상 차이를 고려한 시차문제를 감안해야 할 것이다. 이 논문에서 취급하고 있는

다양한 세목은 과세시점이 상이하다는 점을 모형 내에 반영시키는 것이 바람직하다. 부가가치세의 경우 당해연도, 소득세와 법인세 등은 익년도가 과세시점이라는 점을 감안하여 실증분석하고 그 결과를 해석하는 것이 보다 설득력 있는 방법이라 할 것이다. 그런데 이 논문에서는 이러한 시차문제를 고려하더라도 법인세의 경우를 제외하고는 전년도 성장률이 금년도 세수에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 그러나 보다 근본적으로 시차문제를 고려하기 위한 방법을 개발하는 것이 필요하다. 왜냐하면 세목별 시차가 존재한다는 것은 징세당국도 인정하고 있는 사실이기 때문이다. 이러한 사실을 모형에서 적절히 설명할 수 있도록 모형과 방법론의 개선이 이루어지도록 해야 할 것이다. 또한, 체납액이 상당한 비중을 차지하고 있고 아울러 이들 체납액이 징세노력에 의존한다는 점도 세목별 시차문제를 고려하는 데 포함시켜야 하는 사항 중의 하나라고 할 수 있다.

둘째, 이 논문의 실증연구에서 표본기간을 80년에서 98년으로 설정하였는데, 98년의 경우 외환위기 직후라는 점에서 outlier 역할을 할 가능성이 있고 이는 결국 이 논문에서의 실증분석이 강한(robust) 추정치를 근거로 하지 못하고 있게 될 가능성이 있다. 따라서 98년의 경우 dummy처리하거나 제외시키는 시도를 해볼 필요가 있다. 특히, 향후 99년과 2000년 자료가 축적되는 시점에서는 이러한 외환위기에 대한 고려는 반드시 할 필요가 있다.

셋째, 징세노력은 추경편성과도 밀접한 관계가 있을 것으로 추측되기 때문에 추경편성연도에 대한 dummy처리가 필요할 것으로 사료된다. 만일 정치적 고려 때문에 추경이 편성될 경우 이는 세출증대로 이어지고 이에 대한 세입확보를 위해 징세노력이 강화될 것이기 때문이다. 그리고 세계잉여금이 발생하여 추경을 편성할 경우 징세노력이 약화될 가능성이 커진다는 점도 추경편성

에 대한 고려를 별도로 할 필요가 있다는 점을 시사하는 것이다.

넷째, 이 논문에서 제시한 네 가지 모형은 현실을 설명하는 데 있어서 의미가 있다고 할 수 있다. 그러나 모형 1과 3이 모형 2와 4보다 선호된다는 점은 현실과 부합하지 않는 측면이 있다고 할 수 있다. 왜냐하면 현실에서는 징세당국이 항상 세수 진도비를 기준으로 조세행정을 집행함으로써 세수예상치에 따라 재량권이 행사되는 것이 일반적이기 때문이다. 한편, 당국의 세수예측능력이 매우 미약하여 예산상의 세수를 기초로 징세노력을 강화시키거나 약화시키기 어려운 측면이 있는 것도 사실이다. 그러나 세수예측능력이 미약하다는 것은 사후적으로 인식되는 것이기 때문에 여전히 징세당국은 세수예측치를 기초로 진도비를 설정하고 이로부터 징세노력을 조정하게 된다는 것이 보다 현실을 적절히 설명하는 것이 된다. 다만, 향후 징세노력을 감안한 모형의 구축과 경험적 연구를 시도할 경우 이러한 두 가지 가능성을 동시에 고려하는 것도 적합한 방법이라고 생각된다. 이를 위한 모형과 실증분석방법의 개선이 이루어지는 것도 중요하다고 하겠다.

이미 지적하였듯이 이 논문에서 시도한 방법론과 결론 그리고 정책시사점은 적절하였다는 점에서 이 논문의 업적을 토대로 향후 이 분야에 대한 연구가 활발히 이루어지기를 희망한다. 특히 이 논문에서 다룬 재량성을 적절히 모형에 반영하여 이를 세수예측기법을 개선하는 데에도 활용할 수 있다. 아직까지 징세당국의 세수예측력이 미약하다는 것은 그동안 과학적인 세수예측기법이 개발되지 못하였고 기법이 개발되었다 하더라도 사용할 자료가 불충분하였다는 점에서 앞으로 세수예측의 개선은 중요한 과제라고 할 수 있다. 바로 이 점에서 이 논문에서 제시한 재량성에 대한 고려를 세수예측에 사전적으로 적용하는 것은 세수예

측력을 높이는 과학적 방법 중의 하나가 될 것으로 기대된다.

玄 鎭 權

(한국조세연구원 연구위원)

1. 조세행정의 중요성

이 논문은 일반적으로 알려져 있는 조세행정의 재량성에 대해 시계열 자료를 사용하여 실증적으로 분석하였다. 조세행정에 대한 경제학적인 관심은 서구에서도 오래되지 않아, 대체로 70년대 이후부터이다. 이 논문은 조세행정을 계량경제학적 모형을 사용하여 분석한 것으로, 우리나라에서는 매우 드문 연구결과 중의 하나이다. 이 논문이 가지는 기여도를 정확하게 평가하기 위해서 조세정책에서 조세행정이 얼마나 중요한가를 보충 설명할 필요가 있다.

조세측면에서 국가의 역사를 조명해 보면, 국가는 일반적으로 국민들로부터 조세징수를 극대화하려고 하였다. 이러한 국가의 조세행위를 견제하기 위해 국민들로부터 거두어들이는 세부담의 수준을 결정하는 정책은 정부에서 자체적인 의사결정을 할 수 없고, 국민을 대표하는 의회를 통해 이루어지도록 하였다. 우리나라에서도 조세법률주의에 의해 조세정책은 국회에서 결정하도록 되어 있다. 정부의 조세행사권을 제한하기 위한 조세법률주의라 하더라도 실제로 정부는 조세행정이란 정책수단을 사용해서 얼마든지 조세정책을 조정할 수 있다.

조세행정의 중요성이 부각된 것은 오래되지 않으며, IMF를 중심으로 1980년대부터 조세행정에 대한 관심이 높아졌다. 조세행정의 체계가 제대로 이루어지지 않은 국가들로서는 아무리 이상

적인 세제개혁을 추진한다고 해도 결코 현실화될 수 없기 때문이다. Bird(1991)는 조세행정 개혁이 뒤따르지 않은 조세개혁은 절대 성공할 수 없음을 강조하면서, 조세제도의 개혁에 앞서 조세행정 개혁의 중요성을 주장하였다.

우리나라의 경우에도 조세정책과 조세행정의 괴리에 대해서는 많은 논의가 있다. 특히 소규모사업자를 위한 특례과세제도의 시행이 정책에서 의도한 바와는 전혀 다르게 현실화되어 전체 조세환경을 왜곡시키는 것은 조세전문가들 사이에 공통적으로 지적되는 대표적인 사례이다. 그러나 학문적인 틀 속에서 조세정책이 현실과는 괴리를 보인다는 실증연구는 매우 한정되어 있다. 윤종규(1999)는 중소기업에 대해 법인세율인하와 임시특별세액감면에 대한 대폭적인 조세제도의 개편이 이루어진 1992년을 대상으로 실제 기업의 조세부담의 감소여부를 실증적으로 검토하였다. 그 결과를 보면, 임시특별세액감면이 다른 감면수단과 중복하여 수혜되는 것이 제도적으로 허용됨에도 불구하고 기업들은 이 제도를 활용하는 대신, 급격한 조세부담의 감소를 줄이기 위해 준비금 등 간접감면의 수혜를 줄여 세부담 수준을 과거와 비슷한 수준으로 유지한다. 이는 조세정책을 통한 지원이 추진되고 있음에도 불구하고, 실제로는 기업이 세무당국과의 마찰을 줄이기 위해 법인세 평균화 노력을 하고 있다는 독특한 현실을 보여주고 있다.

이처럼 조세제도에 의존한 조세정책효과의 분석은 현실을 오도할 가능성이 충분히 있으므로, 조세제도를 분석하는 데 있어서는 반드시 조세행정의 현실에 대한 이해를 바탕으로 이루어져야 그 효과를 정확하게 평가할 수 있다. 특히 우리나라의 경우 조세행정의 공권력은 납세자들에게 매우 강력하게 작용하므로, 현실적으로 이에 대한 분석은 필요하나, 자료가 체계적으로 정립되지

않았으므로, 실증연구는 거의 없는 실정이다.

2. 목표세수치 결정과정의 보수성

국세청의 조세행정노력의 재량성은, 국세청의 정책메커니즘을 살펴보면 당연한 결과이기도 하다. 국세청의 궁극적 목표는 주어진 조세체계 내에서 세수의 극대화에 있는 것이 아니고, 세수 목표치를 달성하는 데 있다. 만약 조직의 메커니즘이 초과달성한 세수에 대해 인센티브가 있으면, 국세청 입장에서는 행정노력을 항상 최대한 가동할 것이나, 세수가 초과할 경우에는 오히려 국세청에게는 부정적인 결과를 가져다 줄 수 있다. 즉, 초과세수는 목표세수치보다 납세자의 부담을 추가로 지우는 것으로 해석해서 조세행정의 과도한 집행으로 오도당할 가능성이 충분히 있으며, 이러한 구조하에서는 국세청은 당연히 목표세수치 이상으로 행정노력을 기울일 이유가 없는 것이다.

일반적으로 목표세수 수준은 실제보다 낮게 설정하고 있다. 이는 목표세수치를 계획하는 정부부서가 조세정책을 담당하므로, 가급적 낮게 목표치를 설정하는 것이 해당 조직의 성과를 평가하는 데 더 유리할 것이기 때문이다. 만약 목표치를 너무 현실에 근접하게 잡고서, 예측하지 않은 경제외부의 충격이 있을 경우, 목표세수치를 달성하지 못하게 되고, 이때 치르게 될 담당부서의 위험은 매우 높다고 할 수 있다. 일반적으로 우리나라 공직사회는 위험에 대한 회피도가 매우 높아, 안전 위주의 정책집행을 하는 특성이 있고, 이는 결과적으로 낮은 목표치의 설정이라는 관료들의 행위로 잘 설명할 수 있다.

목표세수를 낮게 설정할 수밖에 없는 또 다른 이유는 세수를 결정하는 중요한 경제변수들을 보수적으로 책정할 수밖에 없는 제도적인 환경 때문이다. 예를 들면, 소득세수를 결정하는 정책과

정을 보면, 다음해의 임금상승률이 중요한 독립변수이고, 이때 임금상승률을 최대한 낮게 책정할 수밖에 없는 한계점이 있다. 만약 정부에서 임금상승률을 높게 잡게 되면, 다음해의 실제 임금상승률이 이보다 높아질 확률이 높으므로, 정부입장에서는 가능하면 비현실적인 임금상승률에 의존할 수밖에 없는 한계가 있다.

3. 자료상의 문제

모형에서 기본적인 가정은 세수규모가 같은 해의 경제성장률에 의해 결정된다는 것이다. 국세청에서 징수한 세수규모는 두 가지 관점에서 접근할 필요가 있다. 즉, 징수연도 기준인가, 혹은 귀속연도 기준인가를 정확히 규정할 필요가 있다. 이 연구에서 사용한 세수규모는 징수연도 기준이다. 그러나 지난해의 세법에 의해 그 해의 세수규모가 결정되는 세목으로 부가가치세 및 소득세를 대표적으로 들 수 있다. 그러므로 부가가치세와 소득세에서 세정의 자의성이 높게 나타난 이유도 그 해의 경제성장률로서 모두 설명하지 못하고, 지난해의 경제성장률에 의해 결정되는 부분이 상당히 있기 때문이다. 예정신고시에 거두어진 세수규모에 따라 자의적인 행정지도는 무시하지 못한다. 문제는 조세행정의 노력정도가 전년도와 당해연도에 적절히 배분되는 데 있으며, 이러한 다년도의 노력에 대해서는 모형을 통해 정확히 파악할 수 없는 한계점이 있다. 우리나라 세수자료는 모두 징수연도를 중심으로 이루어지고, 귀속연도를 기준으로 계산한 세수규모에 대한 자료는 없기 때문에 이 논문에서 파악하려는 행정노력의 정도를 해당연도별로 정확히 가려내는 데 어려움이 있으며, 이는 장기적으로 세수관련 통계를 개선하여 추가적으로 연구되어야 할 과제이기도 하다.

법인세에서 징세재량이 크지 않은 이유는 상위 300개 기업이

전체 법인세의 약 60% 가량을 차지하는 특징이 있기 때문이다. 대기업의 경우 조세행정의 재량에 의한 세수조절의 여지가 상대적으로 적고, 대부분 장부를 근거로 이루어지기 때문에 비교적 과표양성화가 잘되어 있기 때문이다.

4. 정책시사성 및 향후과제

이 논문에서는 조세행정의 재량성에 대한 경험적 분석만 있지, 이를 방지하기 위한 정책적 시사성은 제시되지 않고 있다. 향후 조세행정노력을 지속적으로 기울일 수 있는 제도적 장치를 강구하는 것이 매우 중요한 과제라고 할 수 있다. 이를 위해 우선 세수목표치의 설정을 조세정책을 담당하는 부서에서 결정하는 것보다, 거시경제를 담당하는 부서로 하여금 세수목표치를 설정하게 하면 계획과 집행을 이원화하여 조세행정노력을 강화할 수 있는 여건을 조성할 수 있겠다.

조세행정노력의 재량성은 체납규모에서도 잘 보여준다. 1998년 기준으로 국세 총체납액은 12.2조원으로 내국세 전체규모의 24%를 차지하는 심각한 수준이다. 이 연구에서는 시계열자료를 바탕으로 거시적인 조세행정 재량성에 대한 분석이 있었으므로, 납세자별 체납요인에 대한 검토는 고려되지 않았다. 이러한 분석은 미시자료를 바탕으로 납세자의 행태연구와 함께 이루어져야 하며, 이러한 미시적 연구는 이 연구에서 보여주는 거시적 연구결과와 함께 보완적으로 추진되어야 할 과제이며, 조세행정의 재량성을 제대로 설명해 줄 수 있을 것이다.

● 참고문헌

윤종규, 「중소제조업의 이익 및 조세감면 조정을 통한 법인세 평준화에 관한 연구」, 성균관대 박사학위논문, 1999.

Bird, Richard, "Tax Administration and Tax Reform: Reflections on Experience," J. Khalilzadeh-Shirazi and Anwar Shah(eds.), *Tax Policy in Developing Countries*, Washington, D. C. : The World Bank, 1991.